

抑うつ脆弱性に対するメタ認知的知覚の効果に関する研究

メタデータ	言語: jpn 出版者: 公開日: 2014-08-02 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 村山, 恭朗 メールアドレス: 所属:
URL	http://hdl.handle.net/10291/16693

明治大学文学研究科

2013 年度

博士学位請求論文

抑うつ脆弱性に対するメタ認知的知覚の効果に関する研究
Effect of Metacognitive Awareness on Vulnerability to Depression

学位請求者 臨床人間学専攻

村山 恭朗

目次

第一部 うつ病および抑うつ症状の疫学調査とメタ認知的知覚に関する理論

第1章 抑うつ症状に関する疫学調査

第1節 本章の目的・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 2

第2節 うつ病発症を引き起こす抑うつ症状—閾値下抑うつに関する研究・・・・・・・・ 2

第3節 我が国における抑うつ症状に関する疫学調査・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 3

第2章 うつ病に関する疫学調査

第1節 本章の目的・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 6

第2節 我が国におけるうつ病有病率・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 6

第3節 諸外国におけるうつ病有病率・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 8

第3章 Beck の認知理論と認知療法が示すうつ病への治療効果

第1節 Beck の認知理論・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 10

第2節 認知療法が示すうつ病治療効果・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 13

第3節 認知療法がもつ治療的機能に関する研究知見

—Beck の理論モデルに対する反証—・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 19

第4章 Teasdale の理論とメタ認知的知覚

第1節 Teasdale の抑うつモデル—抑うつ処理活性仮説・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 23

第2節 Teasdale の理論を支持する研究知見・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 29

第3節 メタ認知的知覚の定義とこれまでの研究・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 32

第5章 本研究の目的と意義・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 40

第二部 メタ認知的知覚の自己記入式評定尺度の開発の試み

第6章 メタ認知的知覚尺度（MCAS）の作成と信頼性の検討

第1節 本章の目的・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 44

第2節 研究1：大学生を対象としたMCASの作成・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 44

第3節 研究2：成人を対象としたMCASの作成・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 49

第4節 本章のまとめ・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 51

第7章 MCAS の妥当性の検討

第1節 本章の目的・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・・ 53

第2節	研究3：MCASの収束的妥当性の検討：J-MAWAREとの相関	53
第3節	研究4：成人を対象としたMCASの基準関連妥当性に関する検討	57
第4節	研究5：MCASの臨床的妥当性に関する検討	61
第5節	本章のまとめ	62
第8章 MCAS-8の継時的な安定性		
第1節	本章の目的	64
第2節	研究6：大学生と成人を対象としたMCAS-8の安定性に関する検討	65
第3節	本章のまとめ	68
第三部 メタ認知的知覚の機能に関する検討		
第9章 抑うつとネガティブな認知の関係性に及ぼすメタ認知的知覚の影響		
第1節	本章の目的	70
第2節	研究7：認知的反応性に及ぼすメタ認知的知覚の効果（横断的研究）	71
第3節	研究8：認知的反応性に及ぼすメタ認知的知覚の効果（実験研究）	75
第4節	本章のまとめ	82
第10章 メタ認知的知覚が示す抑うつ低減効果—ストレスの軽減による媒介モデル—		
第1節	本章の目的	85
第2節	研究9：メタ認知的知覚が示す抑うつ低減効果—ストレスの軽減による媒介モデル—成人を対象とした横断的調査	87
第3節	研究10：メタ認知的知覚が示す抑うつ低減効果—ストレスの軽減による媒介モデル—女子大学生を対象とした縦断的調査	91
第4節	研究11：メタ認知的知覚が示す抑うつ低減効果—ストレスの軽減による媒介モデル—一般成人を対象とした縦断的調査	104
第5節	本章のまとめ	111
第11章 メタ認知的知覚がもつネガティブな反すうの減弱効果		
第1節	本章の目的	112
第2節	研究12：メタ認知的知覚が示す状態性反すうの減弱効果	115

第3節 研究12の考察と本章のまとめ 121

第四部 本研究の考察

第12章 総合考察と今後の展望 125

引用文献 141

Appendix 161

謝辞 172

第一部

抑うつおよびうつ病の疫学調査と メタ認知的知覚に関する理論

第1章

抑うつ症状に関する疫学調査

第1節 本章の目的

本研究は複数の調査や実験研究を通じて主に非臨床群を対象として抑うつ脆弱性に及ぼすメタ認知的知覚の効果を検証し、メタ認知的知覚の向上や改善が非臨床群に対する抑うつ予防に寄与出来るかを検討するものである。そのため、我が国において抑うつの変遷化が如何に深刻な状態にあるかを把握する目的として、まず第1章では我が国における抑うつの変遷化の現状を議論する。

第2節 我が国における抑うつ症状に関する疫学調査

日本における大規模な抑うつに関する疫学調査として、近年実施されたものでは厚生労働省が2002年に行った「保健福祉動向調査（心身の健康）」（厚生労働省，2002）が挙げられる。この調査では、平成12年国民生活基礎調査の調査地区から無作為に選ばれた12歳以上の32022名が対象であり、最終的に性別、年齢、各質問項目などに未回答があった者を除いた22430名が分析対象となっている。Center for Epidemiologic Studies (Radloff, 1977; CES-D)によって、抑うつ症状を評定した結果、全体の30.3%が抑うつ状態にあることが示されている（CES-Dの抑うつ状態のカットオフ値は16点以上）。

また少し古いものとしては、更井（1979）の研究調査が挙げられる。この研究では広島県の2地域の住民3948名を対象として抑うつ状態（抑うつ状態はSelf-Rating Depression Scale (Zung, 1965)により測定）の測定が行われている。その結果、52.9%が抑うつ状態（軽度31.3%、中等度16.3%、重度4.4%）にあることが報告されている。

特定の属性を対象とした抑うつ実態調査も行われている。横田・山村（2007）は化学品会社に勤務する全従業員471名（ 40.8 ± 9.5 歳）を対象に、自己記入式抑うつ尺度（Self-rating Depression Scale, 以下 SDS）を用いて抑うつ状態を測定している。その結果、全体の39.6%が抑うつ状態にあった（この調査では、SDS40点以上を抑うつ状態としている）。性別で見ると、男性よりも女性で抑うつ症状が強く、年代別に見ると他の年齢層よりも30代と40代では抑うつ状態が強いことが示された。新潟県の勤労者840名を対象とした調査（村山，2009）では、全体の40.6%が抑うつ状態（SDS40点以上）にあり、30歳代ではその傾向が特に強く、30歳代の61.7%が抑うつ状態にあることが報告されている。コミュニティを対象とした調査（村山・

岡安, 2012a) でもこの年代の抑うつ状態の強さが指摘されている。この調査では関東, 東海, 近畿, 四国に在住または勤務する 30 歳・40 歳代 211 名を対象とし SDS により抑うつ症状の測定を行っている。その結果, 対象者の 45.5%が抑うつ状態 (SDS40 点以上) にあり, さらに全体の 2.3% (7 名) はうつ病患者と同程度の抑うつ状態 (SDS53 点以上) にあることが示された。

抑うつリスクが高いとされる大学生 (Tomoda et al., 2000) を対象とした研究も多く行われている。都内大学に通学する 500 名を対象とした調査では, 全体の 71.7%が抑うつ状態 (SDS40 点以上) にあることが報告されている (村山・岡安, 2012a)。さらに理学療法学科に入学した 128 名を対象とした研究 (仙波・清水, 2011) では全体の 65.6%は抑うつ状態 (SDS40 点以上) にあること, 女子短期大学生を対象とした調査 (村山・岡安, 2012b) では全対象 (53 名) の 81.1%が抑うつ状態にあることが報告されている。短期大学に通う大学生を対象 (153 人) とした他の研究でも, 全体の 60.1%がカットオフ以上の抑うつ状態 (CES-D により測定) にあったことが報告されている (小林他, 2004)。

これらの抑うつに関する本邦の調査結果を鑑みると, 我が国におけるコミュニティ, 勤労者, および大学生において抑うつが蔓延していることが理解される。次節では, 抑うつ症状と臨床的な抑うつ状態にあたるうつ病 (大うつ病性障害) との関連性を議論する。

第3節 うつ病発症を引き起こす抑うつ症状—閾値下の抑うつ症状に関する研究

前節では我が国の抑うつ遷延化の現状について概観した。本節では, 抑うつ状態とうつ病発症の関連性を議論する。

「閾値下の抑うつ症状」とは, うつ病の診断基準を満たしていないもののうつ病患者と同程度の強い抑うつ症状を呈する状態を指す (Cuijpers & Smit, 2004)。これまで閾値下の抑うつ症状はうつ病リスクを高めることが報告されている。コミュニティ, 青年期にある者, 臨床群を対象として, 閾値下の抑うつ症状とうつ病発症リスクに関する研究が行われている。例えば, Judd, Akiskal, & Paulus (1997) はコミュニティから得られた 10526 人を対象とした大規模調査を行っており, 閾値下の抑うつ症状を呈する者はそうではない者と比べると 2.8 倍にまでうつ病が発症するリスクが高まることを報告している。Lewinsohn et al. (2000) は高校生を対象とした縦断的調査を行い, 高校生の時期とその約 5 年後の抑うつ症状を検討した (最終的な対象者数は 774 名)。その結果, 高校生の時期に抑うつ症状が強かった者はそうではなかった者よりも再測定時点でうつ病罹患率が高かった。またうつ病歴がある者を対象とした研究 (Maier, Gansicke, & Weiffenbach, 1997) でも同様の結果が示されており, 抑うつ症状が強い者ほどそ

の後うつ病を再燃・再発しやすいことが報告されている。

近年、この閾値下の抑うつ症状とうつ病発症リスクに関するメタ分析が行われている。Cuijpers & Smit (2004)は1960年から2002年までに発表されている20研究、43198人（うち閾値下の抑うつ症状を示した者は6049人）を対象としたメタ分析を行っている。その結果、コミュニティから得られた者を対象とする場合には、①閾値下の抑うつ症状を呈さない者では100人当たりの罹患密度率(incidence density ratio)が0.00–0.05であったのに対し、閾値下の抑うつ症状を呈する者では0.01–0.15であった。このデータは、閾値下の抑うつ症状を呈さない100人のうち、最大で5人が1年の間でかうつ病の発症に至るのに対し、閾値下の抑うつ症状を呈する100人のうちでうつ病発症に至る者は100人中1–15人の範囲にあることを示している。②またうつ病罹患に関する相対危険度 (relative ratio) は1.15–9.73であった。これは、閾値下の抑うつ症状を呈さない者と比べると、閾値下の抑うつ症状を呈する者はうつ病発症率が1.15倍から9.73倍まで高いことを示している。臨床群を対象とした分析も行われており、③罹患密度率に関して、閾値下の抑うつ症状を呈する者では0.06–0.58、閾値下の抑うつ症状を呈さない者では0.00–0.23にあることが示されている。④臨床群を対象とする場合には相対危険度は0.53–5.14であり、閾値下の抑うつ症状はうつ病再発・再燃リスクを5倍にまで高める可能性があることを示している。またこのメタ分析では抑うつ脆弱性が高い者（ネガティブな認知や悲観的な原因帰属スタイルによって評定）における閾値下の抑うつ症状が引き起こすうつ病リスクも試算している。その結果、閾値下の抑うつ症状を呈する者の罹患密度率は0.02–0.27（閾値下の抑うつ症状を呈さない者の罹患密度率は0.01–0.07）であり、相対危険度は2.56–6.18であることが示されている。

これらのデータを踏まえると、対象者の属性に関わらず、強い抑うつ症状を呈する者ほどうつ病の発症リスクが高まることが窺われる。それでは、抑うつの変遷化が懸念される我が国ではどの程度のうつ病罹患率が示されているのであろうか。

加えて、大うつ病性障害は抑うつ症状の広範さと症状の重篤さにより診断されるものである。しかしながら、抑うつ症状は連続的なものであり、うつ病患者（臨床群）が呈する抑うつ症状とうつ病歴がない者（非臨床群）が呈する抑うつ症状は質的に異なるものではないという指摘がなされている (Lewinsohn, Solomon, Seeley, & Zeiss, 2000; Okumura, Sakamoto, & Ono, 2009; 抑うつの変遷性仮説)。つまり、うつ病患者群と非患者群が呈する抑うつ症状はその強度には差はあるがその質は同質のものであることを踏まえると、非臨床群における抑うつ脆弱性へのメタ認知的知覚の効果を検討していく本研究において、現代社会におけるうつ病の変遷化

を理解し議論しておくことは重要であると考えられる。以上の点から、次章では我が国および欧米におけるうつ病の疫学調査を概観していくことにする。

第2章

うつ病に関する疫学調査

第1節 本章の目的

うつ病は現代社会に蔓延する精神疾患である。世界保健機構(World Health Organization)は2020年までにうつ病は世界の精神保健を脅かす疾病の2番目としてリストアップしている(Murray & Lopez, 1998)。我が国における調査では、1996年から2011年の15年間でうつ病の患者数は2倍以上に増加しているという報告がなされている(厚生省大臣官房統計情報部, 1998; 厚生労働省大臣官房統計情報部, 2012)。

このようなうつ病の遷延化により国の経済損失への懸念もなされている。米国では、うつ病による経済損失は約5兆円におよぶと試算されている。我が国では、自殺およびうつ病による経済損失は年間2兆7千億円と推計されており(金子・佐藤, 2010)、その内訳は①自殺死亡がゼロになることによる労働所得の増加(1兆9028億円)、②うつ病による自殺と休業がなくなることによる労災補償給付の減少(456億円)、③うつ病による休業がなくなることによる賃金所得の増加(1094億円)、④うつ病による失業がなくなることによる求職者の給付の減少(187億円)、⑤うつ病による生活保護受給がなくなることによる給付の減少(3046億円)、⑥うつ病がなくなることによる医療費の減少(2971億円)と示されている。

またうつ病との関連が指摘されている自死(飛鳥井, 1994)も遷延化の傾向にある。我が国においては、1998年から2011年までの14年間、自殺者数は毎年3万人を超える状況が続いていた(なお、2012年における自殺者数は3万人を下回った; 内閣府, 2013)。この割合は、概算すると40人あたり1人が自死により亡っている推計になる。我が国におけるこの自死率の高さは主要な諸外国と比べても高い水準にあることが報告されている(内閣府, 2013)。以上の研究報告を踏まえると、うつ病の遷延化を防ぐことは一個人の精神的な健康や生命を守ることのみならず、国家としての発展にも重要である。本章では近年のうつ病の遷延化傾向を概説していく。

第2節 我が国におけるうつ病有病率

本節では、我が国で行われた大規模な疫学調査の結果を振り返る。世界保健機構(World Health Organization; 以下, WHO)が主導する世界精神保健(World Mental Health, WMH)調査は気分障害、不安障害、物質関連障害などの頻度の高い精神障害に関する国際共同研究であ

る。このWMH研究の一環として、我が国では平成14年から18年において厚生労働科学研究費「こころの健康に関する疫学調査の実施方法に関する研究」が行われた(川上ら, 2007)。調査は我が国の様々な地域で実施され(岡山県・鹿児島県・長崎県・栃木県・山形県・神奈川県), 調査対象者は選挙人名簿あるいは住民台帳を利用し各調査地域の20歳以上の住民から無作為に選ばれた4134名(平均回答率55.1%)であった。この調査はWHOの調査法である総合国際診断面接(Composite International Diagnostic Interview, CIDI)を含むWMH調査票のコンピュータ版が用いられ, 診断面接は専門家のトレーニングを受けた調査員によって行われた。調査の結果, 他の精神疾患と比べ大うつ病性障害の頻度が高く, 生涯有病率は6.2%, 12ヶ月有病率は2.1%であった。この値から推定すると, これまでの生涯で16人に1人が過去1年間に50人に1人がうつ病を経験していたということになる。そしてこの割合は我が国の20歳以上の成人人口(約1億人と試算)で推計すると, 過去12ヶ月で約210万人がうつ病を経験した結果になる。またうつ病の診断基準にもあるように(American Psychiatric Association, 1994)うつ病は無価値感や絶望感を引き起こすが, これに沿うように気分障害ではない者と比べると気分障害を罹患する者は自殺念慮(自殺を真剣に考えた), 自殺の計画, および自殺計画の実行(自殺未遂)へのリスクが顕著に高まることがこの研究からも見出されている。

大学生を対象としたうつ病の疫学調査も行われている。Tomoda et al. (2000)は東京にある大学に通う新生を対象としてうつ病の疫学調査(12ヶ月有病率)を行っている。対象は116名(男性49名, 女性67名)の大学新生であった。DSM-IVおよびDSM-III-Rの診断基準に準じてうつ病の鑑別診断が行われており, 診断面接はトレーニングを受けた心理学者または医学部の学生によって実施されている。なお, 診断面接では過去12ヶ月間に抑うつ状態, 興味や喜びの減退, うつ病に伴う他の症状が存在していたかなどが尋ねられている。分析の結果, DSM-IV基準では大学新生の20.7%(24名; 男性10.2%, 女性28.4%), DSM-III-R基準では53.4%(62名; 男性46.9%, 女性58.2%)が過去12ヶ月間で大うつ病性障害を罹患していたことが認められた。またうつ病エピソードはDSM-IV基準では平均で107日(SD=98.8日), DSM-III-R基準では96.4日(SD=95.2日)持続していた。加えて, いずれかの診断基準でうつ病と判断された大学生の29.9%(29名)に希死念慮が認められ, その内の3名(4.6%)は実際に自殺企図を行っていたことが報告されている。

これらの研究報告を鑑みると, 本邦の一般成人や大学生においてうつ病が遷延化していることが示唆される。次節では諸外国のうつ病に関する疫学調査を振り返る。

第2節 諸外国におけるうつ病有病率

我が国のみならず、他の諸外国においてもうつ病の遷延化が指摘されている。本節では諸外国で行われた大規模なうつ病の疫学調査を紹介し、世界的にうつ病が蔓延している状況を理解していく。

Wang et al. (2011) は、2008年1月にカナダ西部の州に在住する勤労者（4239名、年齢範囲25-65歳）を対象としてうつ病の疫学調査を行っている。この調査では世界保健機構（World Health Organization; WHO）が作成している診断面接法（Composite International Diagnostic Interview, CIDI-Auto 2.1; WHO, 2011）によりうつ病の診断が行われている。分析の結果、うつ病（大うつ病性障害）の時点有病率は5.9%（251名が面接時において大うつ病性障害の診断基準を満たす）、生涯有病率は19.7%（834名が面接実施以前もしくは面接実施時に大うつ病性障害の診断基準を満たす）であることが示された。またこの調査は12ヶ月後に2回目の面接調査が実施されており、初回面接時に大うつ病性障害を罹患していた者の38.5%（95%信頼区間：31.1-46.5%）は2回目調査時においても大うつ病性障害の診断基準を満たしていた。加えて、初回面接以前に大うつ病性障害を罹患したことがある者（1回目面接時においては罹患していない者；583名）の13.3%（95%信頼区間：10.2-17.1%）は2回目面接までの12ヶ月間に大うつ病性障害を再発していることが認められた。

欧州においても大規模な疫学調査が行われている（Ayuso-Mateos et al., 2001）。この調査は1996年にEC(European Commission)により、うつ病の罹患率およびうつ病発症のリスク要因を検討することを目的として実施された調査である（Outcome of Depression International Network; ODIN）。この調査は欧州各国（イギリス、アイルランド、ノルウェー、フィンランド、スペイン）の都市部および農村部で実施され、18-64歳の8862名が調査対象となっている。うつ病の診断は2段階の調査によって行われた。第1段階ではBDI(Beck Depression Inventory)によって抑うつ症状が面接形式で測定され、第2段階では第1段階で測定された抑うつ症状が一定水準以上にあった者(BDIの得点が12点以上)および全対象者から無作為に選ばれた者(全対象者の5%)を対象としてうつ病の鑑別診断のための面接が行われた。うつ病の診断はWHOによるICD-10(WHO, 1992)およびアメリカの精神医学会によるDSM-IV(American Psychiatric Association, 1994)の診断基準に基づくSCAN(The Schedule for Clinical Assessment in Neuropsychiatry, WHO, 1994)により行われた（なお、この調査での「うつ病」は大うつ病性障害のみならず、双極性障害、抑うつ気分を伴う適応障害が含まれている）。分析の結果、うつ病の時点有病率は8.56%(95%信頼区間：7.05-10.37%)であり、女性では10.05%(95%信頼区間：

7.80-12.85%), 男性では6.61% (95%信頼区間: 4.92-8.83%) であった。国別ではイギリスの都市部における時点有病率が最も高く (17.1%, 95%信頼区間: 10.5-26.8%), スペインの都市部が最も低い有病率を示した (2.6%, 95%信頼区間: 1.7-4.0%)。

これらの研究報告から、欧米各国においてうつ病の遷延化が強い傾向にあることが窺われる。うつ病の有病率を比較すると、コミュニティから対象者を得た川上らの調査結果よりも欧米各国では高い数値を示している。しかしながら、本邦の大学生におけるうつ病有病率からは欧米各国の水準と同等にあることが窺われる。このことを踏まえると、我が国のコミュニティにはうつ病患者が多く潜在している可能性が考えられる。

これに加えて、1章で論じたように我が国において抑うつ状態の広まりも踏まえると、現代社会におけるうつ病発症リスクを高める抑うつ症状の遷延化に介入し、それを予防することは臨床的のみならず社会的に意義あることであると考えられる。

次章では、うつ病および抑うつ症状を効果的に改善するアプローチの一つである認知療法について議論する。

第3章

Beckの認知理論と認知療法

本章の目的

これまでのうつ病治療に関して、認知療法（または認知行動療法）の治療効果が認められており、今なおその研究の進歩、発展は著しいものがある。この認知療法は1960年代にBeckによって体系化された心理療法である。本章では、認知療法の治療モデルであるBeckの認知理論を概説すると共に、認知療法のうつ病に対する治療効果に関する研究知見を振り返る。

第1節：Beckの認知理論

Beckの認知理論では、特定のネガティブな認知が抑うつやうつ病を引き起こし維持させる要因であると示唆している。具体的には、抑うつ脆弱性として三つの認知的要素を仮定している。一つ目の要素はスキーマと呼ばれる信念体系である。スキーマ（または抑うつスキーマ）とは、個人の中の比較的安定した体系的な認知構造であり、刺激に対する注意や解釈などの認知操作を方向づける機能を持つものである。Beck (Clark & Beck, 1999)によれば、抑うつに陥りやすい人のスキーマには特徴があり、“自分は～でなければならない”、“もし～ならば、自分は価値がないのも同然だ”といった自己のあり方や対人関係の持ち方に関する極端な信念や態度が含まれるとされている。そしてこのスキーマは発達早期に形成されるとされている。

二つ目は推論の誤り（または、認知の誤り）である。推論の誤りとは、特定の刺激や出来事に注意を向けその出来事を否定的に解釈する認知操作を指すものである。推論の誤りはスキーマにより活性化するものと仮定されている。推論の誤りには6つのパターンがある (Clark & Beck, 1999)。以下に簡単に解説する。①過度な一般化 (overgeneralization)；わずかな経験から広範囲あるいは周囲の多くの事象を結論してしまう認知の誤りである。例えば一つの失敗からすべてのことが上手くいかないと考えてしまう認知のあり方である。②過大解釈と過小評価 (magnification & minimization)；自身の欠点や失敗を拡大解釈し、長所や成功事例を過小評価してしまう認知的な誤りである。③二分法的思考 (dichotomous thinking)；物事の白黒はつけないと気がすまず、その中間については考えられず認知が極端になってしまう認知の誤りを指す。④恣意的推論 (arbitrary thinking)；証拠がないにも関わらず否定的、悲観的な結論を下したり、結論に対する反証があるにも関わらず自らの結論に執着してしまったりする誤りである。⑤個人化 (personalization)；自分に関係のない出来事を、自分に関連がある出来事

として解釈することである。例えば、自分が原因で引き起こされた失敗ではないものの、“自分のせいで起こったに違いない”と解釈することがそれにあたる。⑥選択的抽出 (selective abstraction) ; 他に注目すべき情報が複数あるにも関わらず、それらを無視して一つの些細なネガティブな情報に注目する認知の誤りである。

三つ目の認知的要素は自動思考 (automatic thought) である。自動思考は、例えば「私は不幸せだ」、「私は失敗者だ」、「私には何のとりえもない」、「誰も分かってくれない」といったような、意識化できる否定的な認知である。自分の意思とは関係なく、ひとりでに意識下にポップアップしてくるために「自動」と名づけられている。また自動思考が最も強く表れるのは自己 (self) ・世界 (world) ・未来 (future) の三つの領域 (cognitive triad) であると指摘されている (Clark & Beck, 1999)。

Beck (1967) は、ストレスフルな出来事に直面した際、これらの三つの認知的要素が連続的に組み合わさることで抑うつが引き起こされ、そして抑うつが比較的長時間維持されると指摘している。

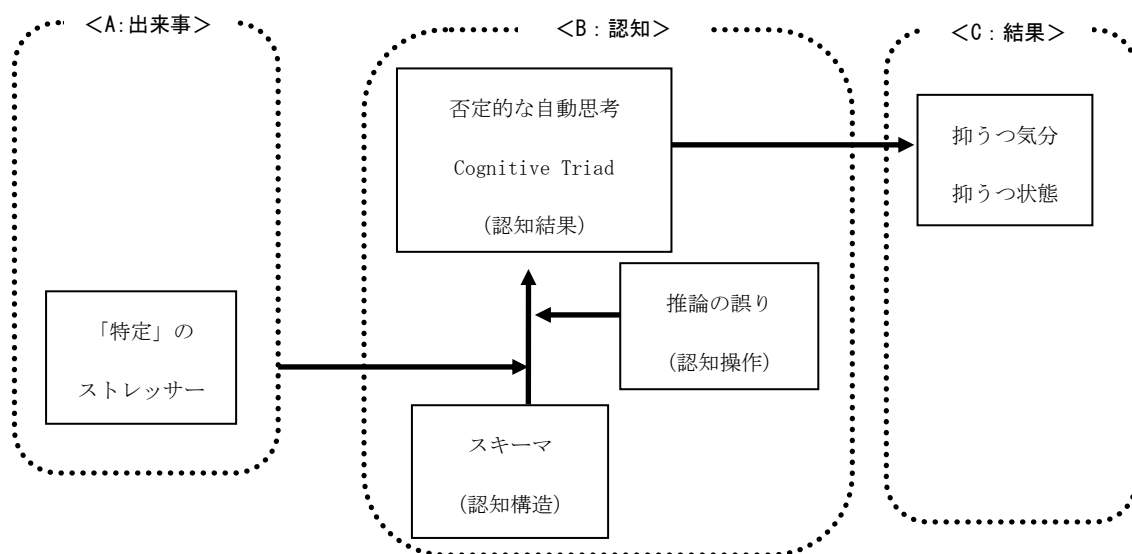


Figure 1 Beck の認知モデル

先に述べたように、最も根底にあるのはスキーマであり (Figure 1), スキーマは常に活性化状態にはない。それゆえに、スキーマが強い者は常時ネガティブな自動思考に曝され抑うつ状態に陥っている訳ではない。Beckによると、平常時スキーマは潜在しており、そのためスキーマが強い者であっても平常時には推論の誤りや否定的な自動思考は活性化されておらず、ネガティブな思考の想起は促されていない。しかしながら、スキーマが強い者が「特定」のストレ

スフルな出来事に遭遇した際には、スキーマが活性化されその影響が表面化し抑うつへのプロセスが駆動し始める。スキーマは全てのストレスフルな出来事により活性化されるのではなく、発達過程早期にスキーマが形成された状況と類似する「特定」の出来事に直面する場合に限り、潜在していたスキーマの活性化が促されると仮定されている (Beck et al., 1979)。この活性化されたスキーマが認知的バイアスとしての推論の誤りを引き起こし、ストレスフルな出来事の解釈や自己認知をよりネガティブなものに至らしめる。その結果、自動思考として否定的・悲観的な思考が意識下に現れる。このことから、スキーマは「認知構造」、推論の誤りは「認知操作」、そして自動思考は「認知結果」と呼ばれている (Ingram, 1990)。

以上をまとめると、スキーマは注意、知覚、学習、想起などの認知処理過程に影響を及ぼす抑うつ悪化のメカニズムの根幹である (Beck & Clark, 1988)。このことから、より強いスキーマを発達早期に形成した者はそうではない者と比べると頻繁にストレスフルな出来事に直面するばかりではなく、その出来事をよりネガティブに解釈しやすく、それゆえに悲観的・否定的な認知を形成すると考えられている。そのため、スキーマが強い者は他の者と比べると抑うつ状態に陥りやすい傾向を維持するとされている。

またこの Beck の理論は「素因-ストレスモデル (diathesis-stress model ; 一定の素因を持つ者が強いストレッサーを受けた際に精神病理的症状を発症する; 丹野, 2001)」に準じている。素因としてのスキーマが発達早期に形成された者が特定のストレッサー (ストレスフルな出来事) に直面する場合には、否定的な自動思考を初めとするネガティブな認知の想起が強く促され抑うつが悪化し、それが繰り返されることで慢性的な抑うつ状態、延いてはうつ病が引き起こされる。しかしながら、その逆にスキーマを形成していない者が否定的な出来事を経験したとしても素因となるスキーマがないため、強い抑うつ状態が引き起こされないと推測される。この仮説を支持するように、縦断的調査においてストレスフルな出来事を経験するほどうつ病を発症するリスクが高まるが、この傾向はスキーマが強い場合にのみに認められることが見出されている (Lewinsohn, Joiner, & Rohde, 2001)。このことから認知療法では自動思考を初めとするネガティブな認知を治療的なターゲットとし、最終的には抑うつ脆弱性の根源的な要因であるスキーマの変容・修正を治療目標としている。そのため、治療過程においてうつ病患者はネガティブな認知に気づくように誘導され、それらの内容が実際の出来事や事実と一致しているかを治療者と患者が繰り返し協働的に検討することで、患者がネガティブな認知をより現実的なものへと修正していくことがその主たるプロセスとなっている (Beck et al., 1979)。

次節では、うつ病に対する認知療法の治療効果に関するこれまでの研究知見を概説する。

第2節：認知療法が示すうつ病治療効果

これまで多くの研究において、うつ病および抑うつの効果的な治療法として認知療法が指摘されている。そしてうつ病に対する心理療法の中で、認知療法は最も多くその治療効果検討が行われている心理療法である (Gloaguen, Cottraux, Cucherat, & Blackburn, 1998)。本章では、うつ病治療における認知療法の治療効果を概説していく。

その前にうつ病の過程に関する用語の定義を概説していく。「反応」とは治療開始後に十分な改善が生じ症候学的にうつ病の診断基準を満たさない状態に至ることである。次のうつ病からの回復過程として「寛解」の段階がある。「寛解」とは「反応」段階よりもさらに改善が進み、症候学的うつ病の診断を満たさないだけでなくごく軽微な症状しか残存しない状態である (角田, 2010)。また Frank ら (Frank, Prien, Jarrett, Keller, Kupfer, Lavori, Rush, & Weissman, 1991) の定義によると、「反応」段階は治療開始時点における HAMD 得点から 50% 以上の得点減少が認められた時点であり、「寛解」は診断基準にある抑うつ症状の幾つか (二つ以下) の残存が認められるものの 2 週間以上に亘りうつ病の診断基準を満たさない状態 (HAMD7 点以下) が継続している状態を指すものとされている。この段階で、再度うつ病の診断基準を満たす状態に戻ることを「再燃」と呼ぶ。つまり、うつ病の「再燃」とはうつ病の診断基準未達の抑うつ状態から再び診断基準を満たす重篤な抑うつ状態に陥ることを指す。うつ病からの改善過程の最後の段階は「回復」である。「回復」とは寛解状態が 8 週以上継続している状態を指し、この「回復」状態に至った後に再びうつ病の診断基準を満たす重篤な抑うつ状態に陥ることを「再発」と呼ぶ (Frank et al., 1991)。この場合には、新たなうつ病エピソードが始まったと解釈される。以上がうつ病の過程に関する用語である。

急性期治療における認知療法の治療効果

複数の研究において、急性期治療において薬物治療を受ける場合と比べて、認知療法を受ける場合には治療後の再発/再燃率がおおよそ半減することが報告されている (Blackburn, Eunson, & Bishop, 1986; Evans et al., 1992; Kovacs, Rush, Beck, & Hollon, 1981; Simons, Murphy, Levine, & Wetzel, 1986)。実際、急性期における認知療法治療効果は寛解後に薬物療法を続けた場合に認められる再発抑制効果と同等の効果を示すことが見出されている (Evans et al., 1992)。近年, Hollon, DeRubeis, Shelton, & Amsterdam (2001)はこの研究報告の再検証を行っており、薬物治療を受けた患者の 81%が急性期治療後 1 年以内に再燃していたが、認知療法を受けたうつ病患者では再燃率が 25%に抑えられていたことを報告している。この結果から、急性期治療での認知療法は、薬物療法と比較するとうつ病の再燃リスクが約 40%減じることが

見出されている。

急性期における追加的な認知療法がもたらす治療効果

Kohler et al. (2013) も認知療法（認知行動療法）の治療効果を検討している。この調査では、大うつ病性障害を罹患し薬物治療を受ける 206 名の入院患者を対象として行われている。対象者の半数（138 名）は投薬治療と並行して認知療法を受ける手続きが取られ、追加的に認知療法を受けることによる治療効果を検討している。認知療法は個人面接の形式で週 2 回、1 回 50 分の頻度で行われた。この研究では認知療法の面接回数は限定されておらず、平均して認知療法を受けた患者は 14 回ほど（ 13.8 ± 5.68 回）のセッションを受けている。治療効果として抑うつ症状（HAMD および BDI）、全般的な精神症状（Brief Symptom Inventory にて測定）、生活機能（DSM の GAF により評定）、および寛解率（HAMD および BDI により評定）が評定されている。抑うつ症状の改善に関して、薬物療法のみ（ADM 群）と追加的に認知療法を受けた群（CT 群）とも高い効果量を示していたが（CT 群：HAMD - $d = 3.04$, BDI - $d = 1.50$; ADM 群：HAMD - $d = 2.79$, BDI - $d = 1.10$ ）、CT 群では ADM 群よりも抑うつ症状の改善がより顕著に認められた。同様に精神症状の改善に関しても両群は高い効果量を示したが（CT 群： $d = 1.63$, ADM 群： $d = 1.01$ ）、CT 群はより顕著な改善を示していた。全般的な生活機能の改善では両群とも高い効果量を示した（CT 群： $d = 1.98$, ADM 群： $d = 1.56$ ）が、CT 群ではその改善度がより大きいものであった。また急性期治療における治療反応示した患者の割合を検討したところ、ADM 群よりも CT 群で高い寛解率が認められた（HAMD：CT 群 73.3%, ADM 群 59.0%; BDI：CT 群 58.8%, ADM 群 43.1%）。これらの研究結果を踏まえると、薬物療法のみならず認知療法を施すことでうつ病や抑うつ症状への治療効果は飛躍的に高まることが示唆される。

認知療法がもたらす再発予防効果

Fava, Rafanelli, Grandi, Conti, & Belluardo (1998) は、薬物による急性期治療によって寛解したうつ病患者を対象として寛解期における認知療法の再発予防効果を検討している。この研究では、対象者は認知療法または臨床管理（clinical management）を受ける群に割り当てられた。治療は 20 週に亘り、その間抗うつ薬の処方量は漸減されている。治療終了後から 2 年に亘り追跡調査が行われ、うつ病の再燃・再発が査定された。分析の結果、臨床管理群ではその約 8 割にうつ病の再燃・再発が認められたのに対して、認知療法を受けた群では再燃・再発した者およそ 2 割に留まることが示された。

Paykel, Sctt, Cornwall, Abbott, Crane, Pope, & Johnson (2004) は過去 18 ヶ月以内でうつ病（単極性障害）の診断を受け、BDI（Beck Depression Inventory;）と HAMD（ハミルトン

うつ病評価尺度; Hamilton Scale for Depression) での抑うつ得点が高かった者 (BDI は 9 点以上, HAMD は 8 点以上) を対象として, 認知療法の治療効果の査定を目的とした無作為比較調査を行っている。対象者は無作為に認知療法を受ける群 (CT 群) と通常治療群 (統制群) に割り当てられ, CT 群は 20 週の認知療法 (16 回のセッションと 2 回のフォローアップセッション) と臨床管理 (clinical management) を, 統制群は臨床管理のみを受ける形態で縦断的調査が行われた。臨床管理の内容は精神科医との面談であり, その頻度は初めの 20 週は 4 週間に 1 回, 次の 48 週は 8 週間に 1 回と固定された。なお, 研究期間中どちらの群でも薬物療法が実施されていた。6 年に亘る追調査の結果, うつ病が再発する場合であっても CT 群では統制群よりも再発するまでの期間 (精神的健康を維持していた期間) が長いこと, 統制群ではより強い残遺症状を呈していたこと, 認知療法の治療効果は治療終了後の 3 年半後まで維持されていたことが認められた。これらの研究結果から, 認知療法には急性期治療のみならずうつ病寛解後であっても高い治療効果が期待でき, 認知療法によって抑うつ症状の低減だけではなくうつ病の再燃・再発が抑止され得ると考えられる。

認知療法の継続的実施がもたらす治療効果

次に, 認知療法を継続的に実施した場合に見られる治療効果を検討していきたい。Jarrett et al. (2001) はフォローアップ期における認知療法のうつ病再燃/再燃抑止効果を報告している。この研究では, うつ病急性期において 12-14 週間に亘る 20 セッションの認知療法 (初めの 8 週間は 2 回/週, 残りの 4 週間は 1 回/週の頻度, 1 回の面接時間は 50-60 分, 個人面接形式) を受け寛解した (HRSD \leq 9 点) 患者 84 名 (18-65 歳) を対象としている。急性期治療後, 8 ヶ月に亘り対象者はさらに 10 セッションの認知療法を受ける群 (41 名: フォローアップ群) と無治療群 (43 名) に無作為に割り当てられた。急性期での認知療法の治療目標は症状の軽減 (症状の軽減を促す対処方略の学習) と, フォローアップ期での治療目標うつ病の再燃・再発予防が治療目標 (症状軽減をもたらす対処方略の再学習, 急性期治療で獲得した対処スキルの維持, 特定された抑うつ脆弱性要因への対処方略の構築) と位置づけられた。さらに調査協力が得られたフォローアップ群に対して, その後の 16 ヶ月に亘る追跡調査が行われた。分析の結果, 急性期においてのみ認知療法を受けた患者と比べ, 急性期およびフォローアップ期に認知療法を実施した患者ではうつ病再燃・再発リスクが抑えられることが示された (認知療法群の再燃率は 10.3% であり, 無治療群は 30.9%, $\chi^2 = .526, p = .02$)。また急性期治療から 24 ヶ月後の測定においても継続的に認知療法の効果が認められた。さらにうつ病の初発年齢による治療効果を検討したところ, うつ病を初めて発症した年齢が 18 歳以前であった患者において, フォロ

ーアップ群（フォローアップ期に認知療法を受けた群）は無治療群よりも低い再燃・再発率を示した（フォローアップ群：16%，無治療群：67%， $\chi^2 = 6.78$, $p = .009$ ）。また無治療群では、18歳以後にうつ病を発症した患者と比較すると18歳以前にうつ病発症した患者ではうつ病の再燃・再発率が高いことが認められた（18歳以前に発症：67%，18歳以後に発症：36%， $\chi^2 = 4.34$, $p = .04$ ）が、フォローアップ群ではそのような差は認められなかった（18歳以前に発症：16%，18歳以後に発症：50%， $\chi^2 = 2.71$, $p = .10$ ）。この研究から、急性期治療だけではなく、うつ病エピソードが寛解した後でも認知療法を継続することでさらなる治療効果が得られることが示唆される。

認知療法と他の療法の比較

それでは認知療法と他の治療法ではうつ病治療への効果に差があるのだろうか。先行研究において、様々な実験デザインにより認知療法と他の治療法が示すうつ病への治療効果が検討されている。Hollon et al. (2005) は大うつ病性障害の急性期治療として認知療法が示す治療効果と薬物治療が示す治療効果を比較している。この研究では、急性期のうつ病患者（ $n = 240$ ）は無作為に認知療法、薬物療法、統制群（プラシーボを処方）に割り当てられている。治療期間は認知療法および薬物療法とも16週間であった。さらに急性期治療の効果が認められた104名を対象として、急性期治療後12ヶ月（後続期；continuation phase）に亘る追跡調査が実施されている。急性期治療では薬物療法を受けた患者の69名が症状改善を示した。また継続期ではその半数（34名；cADM群）が薬物療法を継続し、残りの半数（35名；cP-P群）は投薬が中止されプラシーボが処方された。追跡調査開始の1ヶ月の間ではどちらの群でも医師との面接（臨床管理）が隔週で行われ、その後面接頻度は月1回に抑えられた。一方、急性期で認知療法を受けた患者の35名（CT群）が症状改善を示した。その後の継続期ではその患者らに対して1ヶ月以上の間隔をおいた3回のブスター・セッション（追加的治療）が実施された。12ヶ月に亘る継続期の終了後に、治療効果の評定が行われた。分析の結果、CT群の30.8%、cADM群の47.2%、cP-P群の76.2%にうつ病の再燃が認められた。CT群とcP-P群の間に有意差が認められ、CT群はcP-P群よりも再燃率が低かった。またうつ病再燃の危険率を比較したところ、CT群はcP-P群よりも危険率が低く、急性期治療において認知療法を受けることでうつ病が再燃するリスクが70%にまで抑えられることが示された。一方で、cADM群とcP-P群が示す再燃率には有意差は認められなかった。さらに、各群において継続期を通じて治療効果が維持されている患者の割合を比較したところ、cP-P群の16.4%、cADM群の26.9%、CT群の37.3%がうつ病の寛解状態を維持しており、cP-P群と比較するとCT群では治療効果が維持されることが認められた。

この介入研究の結果から、急性期および継続期を通じて薬物治療を受ける群との間に差はなかったものの、急性期において認知療法を受けることで継続期では重厚な心理療法や投薬を受けなくともうつ病の再燃リスクが抑えられると共に、治療効果が維持されることが示された。

Dobson et al. (2008) は急性期における認知療法、行動活性化療法、薬物療法がもたらす治療効果を検討している。この研究では、うつ病の急性期治療において、認知療法 ($n=30$)、行動活性化療法 ($n=27$)、薬物療法 ($n=49$) を受けうつ病が寛解した患者を対象とし、急性期治療から2年に亘る追調査が行われた。この調査では、急性期治療において認知療法 (CT群) または行動活性化療法 (BA群) を受けた患者はフォローアップ期において如何なる治療も受けていない。一方、急性期治療において薬物療法を受けた群は無作為に継続的に薬物療法を受ける群 (cADM群: 初めの1年間は抗うつ剤を処方, 残りの1年間はプラシーボを処方) とプラシーボが処方される群 (cPLA群: 追研究は初めの1年間のみ) に割り当てられた。フォローアップ開始から1年後に行われた査定の結果、CT群はcPLA群よりもうつ病の再発率が低いことが認められ (CT群: 39%, cPLA群: 59%, $\chi^2=4.07$, $p=.04$)、cPLA群よりもCT群ではうつ病再発リスクが64%に抑えられていた。これはうつ病再発率が36%減じることを表している。またBA群およびcADM群はcPLA群よりも低い再発率を示したが、その差は統計的に有意ではなかった (BA群: 50%, $\chi^2=2.81$, $p=.09$; cADM群: 53%, $\chi^2=0.97$, $p=.33$)。さらに1年経過した後(フォローアップ開始から2年後)の査定でも同様の結果が示された。CT群(再発率24%)とBA群(再発率26%)が示すうつ病の再発率には有意差は認められなかったが、CT群とcADM群(再発率52%)の再発率は有意傾向にあった ($\chi^2=2.71$, $p=.10$)。この結果は、cADM群と比べるとCT群は2年に亘るフォローアップでのうつ病再発リスクが63%に抑えられることを示すものであり、急性期および寛解後1年間に薬物療法を受けその後薬物療法を中断する場合よりも、急性期に認知療法を受けた場合では寛解後2年後のうつ病再発リスクが37%減じることを示している。この研究から、急性期治療において認知療法を受けることによって、薬物療法を受けなくともその治療効果は少なくとも2年間は継続する可能性があると考えられる。

Blackburn & Moore (1997) も急性期治療 (16週) とその後のフォローアップ期治療 (2年) における薬物療法と認知療法が示す治療効果を検討している。この研究ではうつ病患者 ($n=75$) は無作為に3群に割り当てられている (Group 1: 急性期およびフォローアップ期の治療が薬物療法, Group 2: 急性期が薬物療法であり、フォローアップ期が認知療法, Group 3: 急性期およびフォローアップ期の治療はともに認知療法)。急性期での認知療法は週1回行われ、フォローアップ期では1ヶ月目は3回, 2ヶ月目は2回, それ以降は月に1回の頻度で面接が行われ

た。急性期治療後の測定では自記式質問紙 (BDI) と半構造化面接 (HRSD) によって評定された抑うつ症状には群間差は認められなかった。このことから、急性期のうつ病治療において認知療法は薬物療法と同等の治療効果を示すと考えられる。

また2年に及ぶフォローアップ期の治療効果に関する検討では急性期の治療効果と同様の結果が認められた。フォローアップ期の治療後では急性期治療後に比べてどの群もさらに抑うつ症状が改善しており、3群間において抑うつ症状の改善の大きさに差は認められなかった。一方で、群と時間の交互作用が有意水準にあった。この結果を受け Blackburn & Moore は、フォローアップ期に薬物療法を受けた患者よりも認知療法を受けた患者ではより持続的な抑うつ症状の改善が認められる傾向にあると指摘している。

同様にフォローアップ期における認知療法と薬物療法が示す治療効果は他の研究でも報告されている。Bockting et al. (2005) は寛解期にあるうつ病患者を対象として認知療法のうつ病再発抑制効果を検討している。この研究では、187名の寛解患者が無作為に通常治療 (薬物療法など) を受ける群 (ADM群) と通常治療と認知療法を受ける群 (CT群) に割り当てられている。認知療法は集団形式 (7~12名) で行われ週1回2時間の8セッションが実施された。その結果、うつ病エピソードを反復している患者 (5エピソード以上) に認知療法の効果が認められ、24ヶ月後の調査において反復性うつ病を罹患する ADM群の患者の72%はうつ病を再燃・再発したのに対し、CT群の反復性のうつ病患者では再燃・再発率は46%に抑えられた。このことから、先行研究と同様に認知療法はうつ病の再燃・再発リスクを抑える効果を示すことが認められたと共に、特にうつ病の再燃・再発を繰り返している重篤な患者に対して高い治療効果を示すと示唆される。

認知療法がもたらす特定の治療効果

急性期治療の反応率の高さやうつ病の再燃・再発の予防だけではなく、認知療法が示す特定の抑うつ症状への効果も検討されている。Fournier et al. (2013) はうつ病を罹患する外来患者231名を無作為に認知療法を受ける群 (CT群)、薬物療法を受ける群 (ADM群)、プラシーボを処方される群 (PBO群) に割り当て治療効果の検討を行っている。認知療法と薬物療法は16週に亘って行われ、PBO群は8週間に亘りプラシーボが処方されている (この研究では倫理的配慮のために、PBO群の調査期間は8週間に限定されている)。この調査では抑うつ症状は①認知・自死に関する症状 (希死念慮、罪悪感、無力感、絶望感、無価値感)、②気分に関する症状 (抑うつ感、無快感、気力の減退)、③不安・身体に関する症状 (精神運動興奮、精神的不安、身体的不安、心気症)、④定型の生理的症状 (不眠、体重減少、食欲不振)、⑤非定型の生理症

状（過眠、体重増加、食欲増進）の5領域に分類され評定されている。治療開始から8週後に認められる症状を査定したところ、認知・自死に関する症状には群間差が認められCT群とADM群ではPBO群よりもより大きな改善が認められた。非定型の生理的症状に関しても群間差が認められ、CT群はADM群およびPBO群よりも高い改善を示した。この非定型の生理的症状の中でも、CT群は特に過眠に対し高い治療効果を示していた。この治療効果は治療開始から16週目の測定でも認められ、認知・自死に関する症状ではCT群はADM群と同等の治療効果を示し、CT群はADM群よりも非定型の生理的症状および過眠への改善が大きいことが認められた。このことから、認知・自死に関する症状、気分に関する症状、不安に関する症状、定型の生理的症状に関して認知療法は薬物療法と同等の治療効果を示し、特に非定型の生理的症状に関しては高い治療効果をもたらすことが示唆される。

一方で、このFournier et al.の研究結果は認知療法が示す治療効果と認知療法の治療モデルとの齟齬を示唆している。それは、CT群とADM群が示した認知的な症状の改善にある。3章で論じたように、Beckの認知理論に基づく認知療法では否定的・悲観的な認知こそが抑うつ脆弱性の本質とされる。そのため、認知療法では自動思考やスキーマが治療的ターゲットとされ、それらの修正・変容を図ることが治療目標である。この仮説に基づけば、他のうつ病治療と比べ認知療法は特異的に認知的症状の緩和が促されると考えられる。しかしながら、Fournier et al. (2013)の研究では認知・自死に関する症状（希死念慮、罪悪感、無力感、絶望感、無価値感）に関する症状に関して認知療法と薬物療法がもたらす治療効果は同程度のものではあった。このFournier et al.が報告した結果を支持するように、認知療法がもつ治療機能に関する多くの先行研究において、Beckの認知理論と矛盾する知見が報告されている。次章では認知療法が示す治療機能に関する研究知見を概観し、認知療法がもつうつ病の再燃・再発リスクの低減の根本的な要因を検討する。

第3節 認知療法がもつ治療的機能に関する研究知見—Beckの理論モデルに対する反証

先に述べたように、そのBeckの認知モデルでは、抑うつ維持・悪化、およびうつ病の発症はスキーマの有無やその強弱に左右される。スキーマが潜在していることで特定のストレスフルな出来事に直面した際、推論の誤りや否定的な自動思考の想起が促され、抑うつが悪化すると仮説立てられている（Beck, 1991）。このことから、認知療法の治療仮説ではスキーマを初めとする否定的・悲観的な認知の修正を施すことにより、抑うつ脆弱性が減弱しうつ病から脱却できるとされている。それゆえ、認知療法ではスキーマ、推論の誤り、否定的な自動思考が治

療的なターゲットとされ、それらの内容の修正、変容が中心な治療命題となる。

このBeckの仮説が妥当である場合、認知療法による治療効果はネガティブな認知の修正や変容によってもたらされるはずである。つまり、認知療法がもたらす改善（主に抑うつ症状の緩和）はネガティブな認知の修正によって媒介され、うつ病の症状改善よりもネガティブな認知の変容が時間的に先行しなければならない。実際、一部の研究においてこの仮説は実証されている。

Teasdale & Fennell (1982)は認知療法を受ける患者（5名）を対象として、1セッション内で得られるネガティブな認知の修正によって抑うつ症状の緩和が引き起こされるかを検討している。治療前後でのネガティブな認知および抑うつ症状を測定したところ、セッション内でネガティブな認知の修正が促された患者ほどセッション終了後の抑うつ症状がより軽減していることが見出された。またKuyken (2004)は122名のうつ病通院患者を対象として、認知療法による絶望感の変容と抑うつ症状の改善の関連性を検討し、初めの4セッション目までに認められる絶望感の改善程度は治療終了時の抑うつ症状の軽減を予測することが認められている。つまり、4セッション目までに絶望感の改善（ネガティブな認知の変容）が促される患者ほど治療終了時に低い抑うつ状態であったことを示している。これらの知見はBeckの認知モデルを支持するものであり、抑うつ症状の緩和よりもネガティブな認知の変容が時間的に先行していること示すものである。

加えて、認知療法ではネガティブな認知が治療のターゲットとなっていることから、他の心理療法（認知を治療のターゲットとしない心理療法）と比較すると、認知療法が実施された後にはネガティブな認知の改善が特異的に認められると予測され得る。この仮説を踏まえ、認知療法の治療過程を検討する研究では認知療法と他の心理療法が示す治療効果の比較検討が行われている。McNamara & Horan (1986)の研究はその一つである。この研究では認知療法とネガティブな認知の修正を直接的に扱わない行動療法による治療効果の比較が行われている。治療効果の指標としてネガティブな認知と抑うつ症状の改善が測定された結果、どちらの療法を受けた群でも抑うつ症状が改善し、認知療法を受けた患者のみにネガティブな認知（否定的な自動思考）の改善が認められた。以上の研究はBeckの認知モデルを支持する結果を示し、自動思考を初めとするネガティブな認知の修正や変容は抑うつ症状の改善の前提であり、不可欠なプロセスであることを示唆している。

しかしながら、Fournier et al. (2013)の研究結果を初めとして、認知療法の治療仮説であるBeckの認知モデルとは矛盾する知見も散見されている。例えば、Ohrt, Thorell, Sjodin, &

d' Elia (1998)は薬物療法を受けうつ病が寛解した患者は健常者と同程度の非機能的態度（スキーマ）を示し、ネガティブな認知の修正が施されていないうつ病患者であっても抑うつ症状の改善に伴ってネガティブな認知の減弱が認められることを報告し、Beckのモデルに疑問を投げかけている。Ohrtらと同様の研究報告は他でも示されている。Simonsら (Simons, Garfield, & Murphy, 1984)は外来のうつ病患者 ($n = 28$)を対象として、認知療法と薬物療法がもたらすネガティブな認知への治療的効果を検討している。ネガティブな認知は2種類の尺度 (Dysfunctional Attitude Scale, Weissman & Beck, 1978; Automatic Thoughts Questionnaire, Hollon & Kendall, 1980)により評定されている (否定的な自動思考とスキーマ)。治療終了後に行われた評定の結果、どちらの療法を受けた患者であっても抑うつ症状の軽減のみならずネガティブな認知 (自動思考およびスキーマ)の改善も認められた。この結果を受け、Simonsらはネガティブな認知の変容はうつ病を治療する上で不可欠なプロセスではなく症状改善の単なる一側面に過ぎず、ネガティブな認知の減弱は抑うつ症状の緩和に随伴するものであると結論づけている。さらに認知療法と薬物療法、リラクゼーションと薬物療法、薬物療法のみを受けた患者の3群を比較した研究 (Bower, 1990)でも、治療終了後に測定された非機能的態度 (スキーマ)と絶望感に有意な差は認められず、薬物療法を受けた患者であっても非機能的態度や絶望感の改善が認められることが報告されている。

他方、認知療法はネガティブな認知の改善をもたらさないことを示す報告もなされている。Beevers & Miller (2005)は入院治療 (薬物療法)が終わり通院治療に切り替えるうつ病患者121名を無作為に薬物療法、薬物療法と認知療法、薬物療法と家族療法を受ける群に割り当て追跡調査を行っている。6ヶ月に亘る継続期における治療終了後の測定の結果、薬物療法や家族療法を受けた群と同様に、認知療法を受けた群であっても特性的なネガティブな認知 (スキーマ)の変容は認められなかった。このことから、Beevers & Miller (2005)はスキーマを初めとするネガティブな認知の修正は認知療法に特有の治療効果ではない可能性があるとして指摘している。

うつ病以外の精神疾患への治療においても同様のことが報告されている。McManus, Clark, & Hackmann (2000)は社交不安障害患者 ($n = 23$)を対象とした認知療法と薬物療法が示す治療効果を比較している。この研究では社交恐怖の素因と仮定されているネガティブな認知 (社交不安を引き起こす根本的な信念)の測定が治療前後で実施され、認知療法が特異的にそのネガティブな認知の修正を促すかを検討している。治療前後に行われた査定の結果、どちらの療法を受けても対人交流に関する嫌悪的な信念が改善しており、さらにネガティブな認知が改善し

た水準も療法間で差がないことが認められた。この研究報告を踏まえると、Beck の認知モデルの矛盾を示唆する研究はうつ病治療に関する研究のみに認められるものではないと考えられる。

以上の知見から、認知療法の治療仮説を支持する研究報告は一部で認められているものの、その仮説を否定する研究報告も散見されることが窺われる。このような状況を踏まえ、Hayes (2004)は「多くの場合、認知の変容は認知療法（認知行動療法）の治療的効果として認められない」（p. 4）と指摘しており、さらに Ilardi & Craighead (1999)は、認知療法において患者の治療にとって認知の変容が必要不可欠であるとする指摘は疑わしいと論じている。つまり、これまでの認知療法が示す治療効果の機序に関する知見を概観すると、認知療法は特異的にネガティブな認知の変容や修正を促す心理療法であるとは一概に言い切れないと思われる。それゆえ、「認知の修正」を治療目標に掲げる認知療法が実際にどのようなプロセスを経てうつ病からの改善を促すのかは不透明であると言わざるを得ない。

次章では、Beck の認知理論とは異なる抑うつモデルである Teasdale が提唱する抑うつ処理活性仮説を概説し、うつ病の治療モデルを再検討する。

第4章

Teasdale の理論とメタ認知的知覚

前章で述べたように、Beck の認知モデルを基礎とする認知療法はうつ病に対して高い治療効果を示すものの、認知療法が治療仮説に準じるようにスキーマを初めとするネガティブな認知の修正を促していない可能性がある。本章では、Beck とは異なる観点から抑うつ脆弱性を捉える Teasdale が提唱するモデル、抑うつ処理活性仮説とメタ認知的知覚に関して議論を進める。

第1節 Teasdale の抑うつモデルー抑うつ処理活性仮説

Teasdale の抑うつ脆弱性モデルは Bower の意味ネットワークモデル (semantic network model, Bower, 1981; Gilligan & Bower, 1984) をその基本としている (Teasdale, 1983)。このため、本節ではまず Bower の意味のネットワークモデルを概説する。

Bower の意味ネットワークモデル

Bower (1981) の意味ネットワークモデルは気分一致効果や気分依存効果を理解するモデルである。意味ネットワークモデルでは、気分や感情 (mood) を初めとする内のおよび外的な刺激によって、特定の記憶、思考、感情、感覚など様々なターゲットへのアクセス (accessibility) が促されることが指摘されている。感情、概念、および感覚はノード (node) と呼ばれるユニットを構築し、これらのノードは過去に体験した出来事に応じて形成される。具体的には、ある出来事を体験した際に喚起された感情を表すノードは、その出来事やその状況の様子を構成する概念や要素を表すノードに近接して配置され、それらのノードとの間に強固なネットワークを形成している。つまり関連性が強いノードは隣接して存在し、その間には強固なネットワークが形成される。逆に関連性が希薄なノードは離れて存在し、その間にはネットワークは形成されない。

例えば、ある生徒が算数の授業で、黒板に書かれてある計算問題を解答したとする。その際、すべての回答が誤答であり、その状況を見たクラスの他の生徒に笑われてしまう。そして、前に出た生徒は「恥ずかしい」、「悲しい」気分になり、さらに「自分はバカ」、「できない」、「自分は笑われ者」などの否定的・悲観的な思考になったとする。この例を意味ネットワークモデルで捉えると、この生徒の記憶体系では「算数」のノードの付近には「できない」、「笑い声」、「自分はバカ」、「悲しい」、「恥ずかしい」、「自分は笑われ者」を表すノードが形成され、これらのノード間にはネットワークが構成される。つまり、「算数」の周囲には自己や環境に関する

ネガティブな概念や要素に関するノードが形成される。

ノードの活性化は外的な刺激（例えば、笑い声）や内的な刺激（例えば、不安感情）だけではなく、生理学的な状態（例えば、覚醒亢進状態）や象徴的な言語（例えば、「黒板」）によって引き起こされる。このような刺激によって特定のノードが活性化されると、そのノードからの刺激はネットワークで結ばれているノードに伝達され、次々と隣接するノードへ刺激が広がっていく。閾値以上の刺激量を受けたノードは活性化し、ネットワークで連結している次のノードにさらに刺激が伝達される。この伝達される刺激量は、ノードに伝達されるごとに減少していくと仮定されている。もし刺激量が閾値以下になった場合には、刺激が伝達されてもノードの活性化は起こらず、次のノードへの刺激の伝達は引き起こされない。つまり、インプットされる刺激量が大きいかほどネットワーク体系内を伝達する刺激量が増えると共に、活性化されるノード数も増えていくことになる。

また活性化したノードからの伝達は一方向ではないと仮定されている。つまり「算数」→「誤答」に刺激が伝達し、「誤答」ノードが活性化した場合であっても、「誤答」→「算数」に再度刺激が伝わり、「算数」が活性化する。このように活性化レベルが一定水準（閾値）を下回るまで、ネットワークが構成されている記憶体系の内をノードの活性化が拡散していく。そして、閾値以上の刺激量を受け活性化されたノードの概念、思考、感覚、感情が意識下に現れ、「今、ここ」での体験を形作るとされている。例えば「悲しい」という感情的なノードが活性化されると、そのノードと結びついているその感情に関連した別の感情や概念に関するノード（例えば「喪失」ノードや「絶望」ノード）が活性化され、それが意識下に出現することで、その時の内的体験が彩られる。

そして、このモデルが示すさらに重要な点は、ノード間に認められるネットワークの強さは、出来事や事象を表す感情、概念、そして他の様々な要素が過去にどの程度強く関連づけられていたかに依存する点である。これは、言い換えるならば、過去に類似した体験を繰り返し経験しているほどノード間のネットワークはより強固なものとなり、ノードの活性化が容易にそして瞬時に引き起こされることを意味している。例えば、先に挙げた例（算数で誤答を繰り返した生徒）で考えると、この生徒が解答する問題が誤答である度にクラスから笑いが起こる場合には、その生徒が形成したネットワークはより強固なものになり、授業中に指される度に「失敗」、「悲しい」、「バカ」のノードが容易に活性化され、その時の体験を形作っていくのである。このことから意味ネットワークモデルにおいて、出来事や事象の解釈や説明は様々な感情、概念、感覚、思考のノードが形成するネットワークの相互作用によって構成されたものであると

考えられる。つまり、特定の出来事を経験することや特定の感情状態にあることで、特定の概念、思考、感情、感覚を司るノードが活性化され、それを通じて「今、ここ」で体験している出来事の解釈や評価はその活性化されたネットワーク間の構成要素に依存することとなる。

Teasdale の抑うつ処理活性仮説 (Differential Activation Hypothesis)

Teasdale (1983, 1985)はこのBowerによる意味ネットワークモデルをベースに抑うつ脆弱性を論じている。ここで言う抑うつ脆弱性とは、うつ病の発症に留まらず抑うつ気分や抑うつ状態の維持や慢性化まで含めたリスクを指している。この理論では、軽度で一時的な抑うつ気分は正常で標準的なものであり、この状態は時間の経過と共に回復するとされている。それゆえ、軽度の抑うつ状態からの回復を阻み抑うつが悪化やその慢性化を引き起こす要因が重要であると考えられている。

そして抑うつ処理活性仮説において、抑うつが悪化や慢性化のリスクへの脆弱性は、抑うつ気分が喚起する際や抑うつ状態下で活性化される思考パターンと強く関連していると論じられている。これまでの研究で、ストレスフルな出来事を経験することでうつ病が引き起こされるが、その一方で、そのような出来事を体験しても多くの者は臨床水準の抑うつ状態には至らないということも示されている (Brown & Harris, 1978)。つまり、軽度な抑うつは一部の者にとっては重篤な抑うつ状態への引き金となる一方で、他の多くの者にとっては一時的で時間と共に過ぎ去る状態に過ぎないのである。Teasdaleは、軽度な抑うつが一時的なものになるか、それとも重篤でうつ病発症への誘因になるかの鍵は、抑うつ気分が喚起された初期状態に認められる思考パターンであると指摘している。つまり、この理論では抑うつ気分が喚起した後の思考パターンがその後の抑うつが悪化・維持を決定する重要な要因であると考えられている。

抑うつ処理活性仮説には抑うつ脆弱性を仮定する三つの理論的仮定がある。一つ目は、抑うつ気分は情報処理過程を否定的、悲観的に偏向させるという仮定である。抑うつ気分が喚起することで、認知(記憶)体系内にある「抑うつ」と関連した概念や要素が活性化されると共に、その気分やその活性化した概念と関連する過去のネガティブな記憶が活性化され意識下に表れやすくなる。それゆえに、これらがプライム刺激として作用し抑うつ気分や抑うつ状態が引き起こされる場合には、その直面している出来事の否定的・悲観的な要素や側面がより注目され、その出来事は否定的・悲観的に解釈・評価されやすくなる。その結果、抑うつ脆弱性が高い者ではストレスフルな出来事は極度に嫌悪的(aversive)で統制不可能(uncontrollable)なものとして解釈・評価され、自己認知は極端に破滅的なものに至る傾向にある。

二つ目は、この抑うつ的な認知的処理プロセスの結果として、抑うつ気分や抑うつ状態が回

復するのではなく、さらに悪化し維持されてしまうという仮定である。これを支持するように、先行研究 (Teasdale, 1985) では、出来事が極度に嫌悪的 (aversive) で統制不可能 (uncontrollable) なものとして解釈・評価される場合には抑うつ症状がより強く生じることが示されている。このことから、抑うつ脆弱性が高い者では自己認知や状況の解釈が強い否定的・悲観的な色合いを持つため、喚起した抑うつ気分は一時的なものとはならずその抑うつ気分が悪化し長時間維持されやすくなると考えられている。

三つ目の理論的仮定は、抑うつ気分によって引き起こされる思考パターンの違いはこれまで経験してきた抑うつ気分が喚起する状況や出来事で繰り返し認められてきた思考パターンや過去のストレスフルな出来事への解釈・評価に依存するというものである。このことから、抑うつ脆弱性が高い者ではより否定的・悲観的に解釈される出来事に直面しその際に否定的な自己認知を想起することから、否定的・悲観的な思考パターンがより一層強化されやすく抑うつ脆弱性は長期的に維持されると考えられる。

Beck の理論との比較

Teasdale (1983, 1985) はこの意味ネットワークモデルを通じて、Beck の認知モデルを説明し得ると指摘している。Teasdale は、スキーマとは発達早期から繰り返し経験してきた出来事を通じて形成されてきた特定の感情、概念、感覚などの要素間の強固なネットワーク体系であると指摘している。また推論の誤りとは、抑うつ状態下で体験される出来事が「抑うつ」ノードと結びついたネガティブ価値の強い否定的・悲観的な概念 (例えば、「ダメ人間」) を表す複数のノードが活性化され、それらを介してその出来事が否定的・悲観的に解釈される現象とされる。つまり、Beck が指す推論の誤りとは抑うつ気分により活性化された概念がプライム刺激として作用した現象であるとされている。最後に、自動思考とは特定の感情状態で強く活性化された概念や要素が組み合わさりそれが意識下に現れたものであると、Teasdale (1983) は指摘している。このように Teasdale は Beck の抑うつ認知理論の中核であるスキーマ、推論の誤り、否定的な自動思考を抑うつ活性仮説によって説明している。

一方で Beck の認知理論とは異なる観点を論じている。Beck の認知理論では、特定のストレスラー (ストレスフルな出来事) によりスキーマが活性化しそれが推論の誤りを強め、それが出来事より否定的・悲観的な解釈や説明を促し自動思考を強め抑うつに至るとされている。つまり、Beck の理論では「認知→抑うつ」と一方向の関係性が明示されている。一方、Bower の意味ネットワークモデルを基本とする Teasdale の抑うつ処理活性仮説 (1983) では、感情と概念 (認知) の間に双方向的な関係性が仮定されている。感情と概念 (認知) のノードが活性

化しあうことで、感情と概念（認知）の間に悪循環が形成され抑うつ状態が維持されると考えられる。具体的には、抑うつ気分が喚起した際、「抑うつ」ノードと結びついている概念や要素が活性化され、「今、ここ」での出来事を否定的・悲観的に解釈するバイアスが駆動する。その結果、活性化された否定的・悲観的な意味を有する概念や要素からの刺激で、再び「抑うつ」ノードが活性化され、抑うつがさらに悪化する。つまり Teasdale は【抑うつ→否定的・悲観的な概念・要素（例えば、ネガティブな認知）→抑うつ→否定的・悲観的な概念→抑うつ→…】という悪循環が形成されると仮定している。抑うつとネガティブな認知の連鎖の結果、スパイラル的に抑うつ状態が悪化しその状態が長時間維持されると考えられている。まとめると、Teasdale の抑うつモデルでは、抑うつとネガティブな認知の悪循環である抑うつスパイラルを生み出す情報処理メカニズム、言い換えれば、抑うつ気分と否定的・悲観的な認知のネットワークの強さ（本研究では、この状態を「抑うつとネガティブな認知との結びつきの強さ」と呼ぶことにする）こそが抑うつ脆弱性であり、うつ病の発症リスクを高める要因であると考えている。この点も抑うつ脆弱性の根源は潜在するスキーマと考えている Beck の認知モデルとは異なる点である。Figure 2 に Teasdale が示す抑うつ処理活性仮説が示されている。

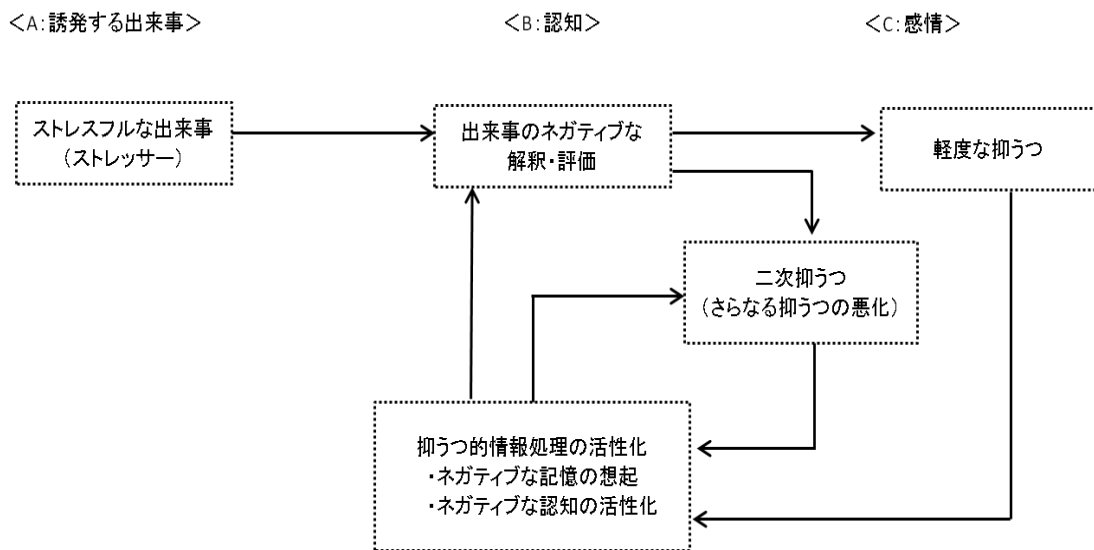


Figure 2 Teasdale の抑うつ処理活性仮説（丹野(2001)より参照）

うつ病の再発・再燃性の議論

これまでの研究において、一度大うつ病エピソードに陥った者は、その後の人生において平均で4度のうつ病エピソードに再び陥ると報告されている (Judd, 1997)。Teasdale(1988)は、このうつ病の再燃・再発リスクの高さは抑うつ処理活性仮説 (Differential Activation Hypothesis) で説明し得ると述べている。

Teasdale (1983, 1988)は、うつ病既往歴がある者では抑うつと否定的・悲観的な思考の結びつきが強固であり、うつ病歴がない者と比べると、否定的・悲観的な思考パターンがより喚起しやすいと論じている。大うつ病性障害の診断基準にもあるように、うつ病エピソード中には、抑うつ気分や自己や周囲の環境への否定的・悲観的な認知や解釈 (例えば、無価値観、無力感、絶望感など) が顕著である (American Psychiatric Association, 1994)。うつ病エピソードにある者は外的環境には思考内容の妥当さを証明する確たる証拠がなくとも、瞬時に「何をやっても自分はダメだ」、「どうすることもできない」などの極度に破滅的な自己認知や環境統制の不可能さを示す思考に至ってしまう。そして、これらの極端な否定的・悲観的思考がさらに抑うつを悪化させる。うつ病エピソード中ではこのような抑うつと否定的・悲観的思考の連鎖が繰り返されるために、それらの間には強固なネットワークが形成される。その結果、うつ病エピソードが寛解した後でも、うつ病既往歴がある者の認知・記憶体系の中ではこの抑うつを引き起こすネットワークが強固に維持されてしまう。それゆえに、うつ病が寛解した後であってもうつ病既往歴がある者は健常者と比べて、ストレスフルな状況で抑うつ状態、悲観的に解釈される出来事、否定的な自己像に頻繁に曝されやすくなる。このように、Teasdale はうつ病既往歴がある者が示す抑うつ脆弱性の高さは、過去のうつ病エピソード中に形成された情報処理パターンや思考パターン (認知セット)、言い換えれば抑うつと特定のネガティブな認知の結びつきの強さが、うつ病エピソード寛解後も維持され続けることにあると指摘している。

Teasdale が考える認知療法の効果

それでは Teasdale はどのように認知療法の治療効果を考えているのだろうか。Teasdale は抑うつ処理活性仮説を踏まえ、Beck とは異なる認知療法の治療機序を指摘している (Teasdale, Segal, & Williams, 1999)。うつ病治療において、うつ病の再燃・再発を引き起こすプロセスの駆動を阻止するためには、抑うつ気分とネガティブな認知の悪循環を引き起こす認知セットに代わるより適応的な認知セットを構築する必要があると指摘している。そのためには、治療過程において抑うつ的な悪循環を引き起こしていた要因 (例えば、算数の問題の誤答など) に直面しても、抑うつ的な悪循環に陥らない思考パターン (認知セット) を構築する必要がある

とされる。Teasdale は抑うつを引き起こしていた過去の思考パターンではなく、より適応的で抑うつを引き起こさない思考パターンを繰り返し治療者と共に体験することで、うつ病患者の記憶体系に適応的な認知セットで体験された思考パターンが治療過程中に蓄積されていくと示唆している。つまり、治療過程を通じて、うつ病患者はこれまでうつ病や慢性的な抑うつ状態を引き起こした認知セットとは異なる認知セットを体制化するのである。よりミクロな視点で言えば、この「適応的な認知セットを通じた記憶の蓄積」とは抑うつと否定的・悲観的認知の連鎖を維持していた抑うつ気分とネガティブな認知の強固な結びつきを断ち切っていく過程である。抑うつ状態にあってもネガティブな認知を強めず、否定的・悲観的認知は“真実を映し出す鏡”ではなく、真実ではない単なる“こころの産物 (mental representation)”であると気づく過程 (Teasdale, 1997) を繰り返し経験することである。その結果、この適応的で非抑うつ的な認知セットが徐々に構築され、抑うつ気分が喚起してもそれが重篤な抑うつ状態への引き金とはならず、うつ病の再発・再燃が抑止されると考えられている。

これまで多くの研究において、この Teasdale の理論を支持する結果が得られている。次節では、それらの研究を振り返る。

第2節 Teasdale の理論を支持する研究知見

前節で概説した Teasdale の抑うつ処理活性仮説では、抑うつ脆弱性は抑うつ感情が喚起する場面、もしくは抑うつ状態下にある時に認められる情報処理機能であるとされている。具体的に言えば、抑うつ気分と絶望感などのネガティブな認知が強固に結びつき、抑うつ状態下で容易に、自動的にネガティブな認知が喚起される者ほど抑うつ脆弱性が高いと考えられる。このことから、先行研究ではうつ病患者や既往歴がある者とこれまでうつ病を発症したことがない健常者を対象として、抑うつ気分誘導する前と誘導した後でのネガティブな認知の強さの比較が行われている。

うつ病既往歴がある者となし者との比較検討

Teasdale & Dent (1987) はうつ病既往歴がある者と既往歴がない者を対象として、平常時の気分と悲嘆気分での単語再生課題におけるパフォーマンスの比較を行っている。課題はリストにある肯定的・中性的・否定的な形容詞 (自己陳述の単語；自己を表現する単語) の再生課題であった。平常時の気分では、うつ病既往歴がある者と既往歴がない者では否定的な単語の再生量に差は認められなかった。しかし、悲嘆気分誘導した後では両群が示す再生の成績に差が認められ、既往歴がある群では既往歴がない群よりも否定的な単語の再生が高まることが認

められた。Miranda, Gross, Persons, & Hahn (1998)はうつ病既往歴がある女性とない女性を対象として、気分誘導操作を用い、その前後でのネガティブな認知の変化を検討している。うつ病既往歴がある者では、短編映像による悲嘆気分への誘導操作前後での非機能的態度の変化と気分の変化との間に正の相関($r = .35$)が認められ、悲嘆気分が強まるほどネガティブな認知の喚起が促されることが示された。一方、うつ病既往歴がない者では負の相関($r = -.25$)が認められ、悲嘆気分が強まるほどネガティブな認知の喚起が抑えられることが示された。さらに、Mirandaらは同様の実験研究を行い (Miranda, Persons, & Byers, 1990), うつ病既往歴がある者では抑うつ気分の悪化に伴って非機能的認知は強まる ($r = .62$) が、うつ病既往歴がない者では抑うつ気分と非機能的認知との間に有意な相関($r = -.08, n. s.$)は認められないことを報告している。これら三つの研究結果は、同程度の抑うつもしくは不快気分にあっても、うつ病既往歴がない者よりもうつ病既往歴がある者ではよりネガティブな認知が強まりやすいことを示しており、うつ病既往歴がある者では抑うつとネガティブな認知の結びつきがより強固であると示す Teasdale の抑うつ処理活性仮説を支持する結果である。

上記した Miranda の実験研究で実施した手続き (抑うつ気分または不快気分誘導する前後でネガティブな認知を測定し、抑うつ気分が喚起した後のネガティブな認知の強まる程度を測定) は Teasdale が抑うつ処理活性仮説で指摘している「抑うつとネガティブな認知の結びつきの強さ」を評定するものであると示唆されている (Segal, Gemar, & Williams, 1999)。そして、この抑うつ気分が喚起した場合に認められるネガティブな認知の喚起し易さは、認知的反応性 (cognitive reactivity) と定義されている (Segal et al., 1999)。

認知療法が示すうつ病の治療効果

Segal, Gemar, & Williams (1999)は薬物療法もしくは認知療法を受け、うつ病が寛解した患者を対象として、抑うつとネガティブな認知の結びつきの指標の一つである認知的反応性に関する検討を行っている。抑うつ気分誘導する前では、薬物療法を受けた患者と認知療法を受けた患者が示すネガティブな認知の強さに差は認められなかったが、抑うつ気分誘導操作後の測定では、薬物療法を受けた患者は誘導操作前よりも著しくネガティブな認知を強めることが認められた。その後、同様の実験研究が行われこの結果は再検証されている (Segal et al., 2006)。この結果を受け Segal et al. は認知療法の治療機序は抑うつ状態下においてネガティブな認知の活性化を抑止することにあると論じている。

また Beevers & Miller (2005)も類似する研究結果を報告している。入院治療 (薬物療法) が終わり通院治療に切り替えるうつ病患者 121 名を無作為に薬物療法のみを受ける群、薬物療

法と認知療法を受ける群、薬物療法と家族療法を受ける群、そして薬物療法、家族療法、認知療法の3療法とも受ける群に割り当て、6ヶ月に亘る治療効果が検討されている。認知療法の回数は患者の状態に合わせて適宜実施され、最大で24回（平均して週1回）行われた。家族療法も同様に最大で20回実施された。この研究では、治療効果の指標として抑うつ症状（改訂版17項目HRSD）、ネガティブな認知（改訂版HRSDにある4項目－罪悪感、自己の無価値に関する認知、無力感、絶望感により評定）、抑うつとネガティブな認知の結びつき（HRSDで査定される抑うつ症状とネガティブな認知の関連性の推定値）が用いられている。分析の結果、どの群であっても6ヶ月に亘る治療後にはネガティブな認知が緩和していた。この結果を受け、Beevers & Miller はネガティブな認知が軽減する効果は認知療法に特異的に認められるうつ病の治療効果ではないと指摘している。

他方で、この研究では認知療法の特異的な治療効果も示されている。治療期間中に認知療法を受けた患者のみ、治療前と比較すると、治療後には抑うつとネガティブな認知の結びつきが弱まることを認められた。この結果から、認知療法によって抑うつ症状とネガティブな認知との分離が促進されることが示唆され、Beevers & Miller は抑うつとネガティブな認知の結びつきの変容は認知療法の特異的な治療効果の一つであると指摘している。これらの研究知見はTeasdaleの指摘を支持し、認知療法の治療機序は認知と気分の関係性の変容、抑うつとネガティブな認知の結びつきを弱めることであると示唆するものである。

抑うつ－認知の結びつきと抑うつ脆弱性

先に述べたように、Teasdaleの抑うつ処理活性仮説では抑うつ状態にある時の情報処理機能、つまり抑うつ気分とネガティブな認知の結びつきの強さこそが抑うつ脆弱性であると指摘している。このことから、認知的反応性（抑うつ状態下でのネガティブな認知の喚起し易さ）が高いほど、抑うつとネガティブな悪循環が引き起こされやすく、それゆえに抑うつ症状を維持・悪化させうつ病を発症し易いと示唆される。これまで多くの研究で、認知的反応性と抑うつ脆弱性の関連性が報告されている。

Segal et al. (1999) は薬物療法または認知療法を受け寛解したうつ病患者（薬物療法－20名、認知療法－10名）が示した認知的反応性の高さと予後の関連性を検討している。この研究では、認知的反応性の高さは抑うつ気分誘導操作前後でのネガティブな認知（非機能的態度）の変化により評定されている。2回目の調査は認知的反応性の評定時から平均31.7ヶ月後（範囲13～48ヶ月）に実施されうつ病再燃が査定された。その結果、うつ病治療後の認知的反応性はうつ病の再燃を予測する変数であることが認められ、寛解後の評定において認知的反応性が

高い患者ほどうつ病再燃リスクが高いことが示された。

認知的反応性の影響は非臨床群でも示されている。Wenze, Gunthert, & Forand (2010)は大学生を対象とした縦断的調査により認知的反応性の影響を検討している。この調査では事前に1週間の予備調査を行われている。そこでは電子媒体を用いて1日に4回ブザーが鳴らされ、対象者はその時の気分とネガティブな認知（自動思考）を電子媒体に入力し、測定された気分とネガティブな認知から対象者が示す認知的反応性の高さが評定されている。本調査はその後行われ、6ヶ月間に亘る縦断的調査が実施された。ベースライン時の抑うつ症状を統制した分析の結果、認知的反応性は6ヶ月後の抑うつ症状を有意に予測する変数であることが示され、認知的反応性が高いほど6ヶ月後の測定において強い抑うつ症状を呈することが認められた。一方で、非機能的態度の強さは6ヶ月後の抑うつ症状に影響を与えていなかった。

これらの研究結果から窺えるように、うつ病の既往歴がある臨床群のみならず非うつ病患者群であっても、認知的反応性（抑うつとネガティブな認知との結びつき）は抑うつ脆弱性をもたらす要因であると示唆される。これも抑うつ処理活性仮説を支持するものである。

第3節 メタ認知的知覚の定義とこれまでの研究

メタ認知的知覚とは

先に述べたように、Teasdaleが考える認知療法がもたらす治療的機能は否定的・悲観的認知が“自己を正しく表す鏡”ではなく、一時的な“こころの産物 (mental representation)”であると気づく過程 (Teasdale, 1997) を繰り返し経験することである。この非抑うつの思考パターンの反復的な経験を通じて、脱中心化 (decentering) と呼ばれる抑うつを引き起こさないより適応的な認知セットへの移行が促されるとされている。研究者によって、脱中心化の定義はやや異なっている。ここでは、その一部を紹介する。Teasdale et al. (2002) では、脱中心化は「喚起される気分になりきるのではなく、より広範な気づきの視点でネガティブな体験をメンタルイベントとして捉えること」 (*rather than simply being one's emotions, identifying personally with negative experiences as mental events in a wider context or field of awareness*) と定義している。Safran & Segal (1990) は「思考や気分は真実である自己の一面を表すものではなく、それらは一時的で他覚的な（感情価を伴わない）メンタルイベントであると観察できる能力」 (*the ability to observe one's thoughts and feelings as temporary, objective events in mind, as opposed to reflections of the self that are necessary true*) と定義している。Fesaco et al. (Fresco, Moore, van Dulmen, Segal, Ma, Teasdale, & Williams, 2007) は「浮

かぶ思考や気分を現在焦点的でかつ非評価的な態度で体験しそれらをアクセプトする能力」(*the capacity to take a present-focused, non-judgmental stance in regard to thoughts and feelings and accept them*) と定義されている。Teasdale et al. や Safran & Segal の定義と比較すると、Fresco et al. の脱中心化の定義はややマインドフルネスの定義 (*a process of regulating attention in order to bring a quality of nonelaborative awareness to current experience and a quality of relating to one's experience within an orientation of curiosity, experiential openness, and acceptance*; Bishop et al., 2004) に準じていると思われる。本研究では、Teasdale et al. および Safran & Segal の定義を用いることにする。

さらに、Teasdale は脱中心化を伴った視点からネガティブな認知や感情が体験される過程をメタ認知的知覚 (*metacognitive awareness*) と定義している (Teasdale, Moore, Hayhurst, Williams, & Segal, 2002)。メタ認知的知覚が弱い場合、思い浮かぶネガティブな認知や不快な感情は“真実を映し出すもの”として体験されるため、個人はネガティブな認知や不快な気分と同一化し自己や周囲の環境を一義的、悲観的に知覚する。その反対にメタ認知的知覚が強い場合には、ネガティブな認知や不快な気分が脱中心化の視点から体験されるため、個人はそれらのネガティブな認知や不快な気分は必ずしも自己や現実を正しく捉えたものではなく一過性のメンタルイベントと捉えることが可能となる (Teasdale et al., 2002)。それゆえに、メタ認知的知覚が強い者はネガティブな認知や抑うつ気分を中立的に他覚的に捉え、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。Teasdale (Teasdale et al., 2002) は認知療法の治療効果はメタ認知的知覚を伴う視点から抑うつの出来事を体験することにあると論じている。そして、そのような繰り返される治療プロセスを通じて適応的なメタ認知セットが獲得されると指摘されており、この獲得が認知療法の治療効果を媒介するものとされている。

メタ認知的知識との違い

メタ認知的知覚を理解する上で、メタ認知的知識 (*metacognitive knowledge*) との違いを理解することが重要である。メタ認知的知識とは、ある認知や概念に関する思考がどの程度強く信じられているかに関するものである。思考や気分に関する認知、記憶に貯蔵された認知的現象 (*cognitive phenomena*) に関する信念であると指摘されている。例えば、“私にとって不安感は危険なものである”、“心配することで危機的な状況を回避できる”などの認知や信念への傾倒や確信を指す。

このようなメタ認知的知識とは異なり、メタ認知的知覚はネガティブな思考や不快な気分が

喚起する状況下でそれらを体験するあり様(the way that negative thoughts and feelings are experienced as they arise)に関するものである。別の視点から説明をすれば、メタ認知的知覚とは思い浮かぶネガティブ価値を伴う思考は自己の一面や真実を直接的に反映するものではなく、一過性のメンタルイベントとして体験される程度に関するものである。

Teasdale は認知療法での獲得が促される非抑うつ的、より適応的な認知セットは、言い換えればメタ認知的知覚が強い場合に認められる体験プロセスであると指摘している。そのため、メタ認知的知覚を伴う視点からネガティブな認知や不快な気分が体験されることによって、ネガティブな思考と不快な気分の連鎖は抑止されると考えられる。

既存するメタ認知的知覚の評定方法

先行研究において、メタ認知的知覚を評定する方法の開発が行われており、半構造化面接による評定方法と自己評価式尺度による評定方法が開発されている。ここでは、その評定方法を概説する。

① 半構造化面接法によるメタ認知的知覚の評定

Teasdale et al. (2002)は、メタ認知的知覚は体験のあり様を示す指標であるため一般的な自己評価式尺度ではメタ認知的知覚を評定することは困難かもしれないと示唆している。このことから、これまでメタ認知的知覚の評定方法として半構造化面接である Measure of Awareness and Coping in Autobiographical Memory (MACAM; Moore, Hayhurst, & Teasdale, 1996; 日本語版, 勝倉・伊藤・根建・金築, 2011; 以下, MACAM)が開発され、メタ認知的知覚の評定に使用されている。この測定法では、まず被検査者は抑うつ場面を描写した8つの物語を聴く。その際、被検査者は物語で提示される「状況に自分を置き、物語の中で述べられる感情を感じる」ように教示される。物語の提示直後、被検査者はその物語で述べられた感情と類似した感情が喚起した過去の出来事や状況の想起が求められる。想起される自伝的な記憶は、「毎週の月曜日に…」や「毎朝…」などの習慣的で抽象的な記憶ではなく、「特定の日」、「特定の時間」の具体的な出来事の想起が要求される。物語終了後1分を経過しても被検査者が具体的な想起を示せない場合には、想起を中止し次の物語の提示に移行する。8つの物語の提示とその後の記憶の想起が終了した後、半構造化面接法により被検査者は想起された過去の出来事、その出来事を体験した時の内容を詳しく尋ねられる。この半構造化面接で明らかにしたい内容は、過去の出来事を体験していたそのときの被検査者の反応である。具体的には、喚起した感情、自身の精神状態、想起された思考やイメージをどの程度そのときに把握することができ、どの程度そのときに客観視することができていたのか、抑うつ気分を引きずられないやり方でその出来事への

反応を受け止めたり眺めたりすることができていたかなどが、中心的に尋ねられる。それらの反応からメタ認知的知覚のレベルが評定される。メタ認知的気づき評定法 (Measure of Metacognitive Awareness; 日本語版 the Japanese Measure of Metacognitive Awareness, 以下, J-MAWARE) に基づきメタ認知的知覚の水準は5段階 (1点 - 5点) で評定され、被検査者が示す特徴的な反応や対応が各段階の基準になっている。Table 1 に J-MAWARE の評定基準内容を示す。評点1は「最小限の異なったネガティブな思考や感情の識別」であり、この段階では、思考や感情について説明が概括的に述べられる (たとえば、「ひどい」、「つらい」など)。また思考や感情に「圧倒された」と報告する場合も多い。評点2は「異なったネガティブな思考や感情の識別」の状態である。この段階では、被検査者は関連した様々なネガティブな感情や思考の要素を別々に報告することが可能であり、各感情や思考が識別できている状態にある。評点3は「状況と自己や自分の反応の区別がある程度なされている」状態である。この段階にある被検査者は、喚起する自身の思考や感情とその時の状況は別のものであると捉えることができる。そのため、この段階にある者は自身の内で喚起した感情や思考、イメージの適切さを査定したり検討したりすることが可能である。またその時の感情の動き (例えば、「やる気のなさを感じた」) の報告が可能である。評点4は「思考や感情から自己が識別されている」段階である。この段階にある被検査者はより広い認知的な視点に立つことができ、思考や感情から距離を置いて眺めることができる。そのため、「落ち込みから距離を置く」や「(感情や思考を) 放っておくようにする」などの報告をすることができる。評点5は「思考や感情から持続的にそして広範囲にわたって距離を置いて眺める」段階である。この段階では、被検査者は評点4の気づきに、より素早くより明確に到達することが可能であり、さらに一度到達したらその気づきを継続的に保つことができる。

この評定方法の利点としては、半構造化面接法であるので被検査者が提示する体験の質や気分と認知のつながりをオンラインで査定することができ、それを通じて被検査者のメタ認知的知覚を評定できることである。他方、欠点としてはその査定時間にある。この半構造化面接法 MACAM によってメタ認知的知覚を評定する場合、1回の評定に1-1.5時間要してしまうことが報告されている (勝倉ら, 2011)。このことから、自己評価式質問紙と比較すると、この評定方法は手続きや評定に多くの時間を要するため、被検査者への負担が大きいだけでなく時間的な拘束がある臨床現場での実用や大規模な調査への利用には困難が伴うと考えられる。これらのことを鑑みると、Teasdale et al. (2002) の示唆はあるが、より簡便にメタ認知的知覚の水準を推定する方法の開発が求められる。

② 自己評価式質問紙によるメタ認知的知覚の評定

Teasdale et al. (Teasdale, Scott, Moore, Hayhurst, Pope, & Paykel, 2001) はメタ認知的知覚を評定する自己評価式尺度 (Metacognitive Awareness Questionnaire ; 以下, MAQ) の開発を行っている。MAQ は 9 項目で構成され, その内容は抑うつ状態下でのネガティブな認知や抑うつ気分との距離 (どの程度, 自己や事実を反映していないものとして, ネガティブな認知や抑うつ気分を知覚することができるか) に関するものである。MAQ は非機能的態度 (Dysfunctional Attitude Scale ; Weissman & Beck, 1978 により評定), 抑うつ症状 (BDI にて測定), 帰属スタイル (Attributional Style Questionnaire ; Peterson, Semmel, von Baeyer, Abramson, Metalsky, & Seligman, 1990 により評定) との相関が確認されている ($r < |.40|$)。しかしながら, Teasdale et al. (2000) も指摘しているが, MAQ は因子分析や外的基準との相関など, 尺度としての妥当性が一切検討されておらず, 実際にメタ認知的知覚を評定し得る尺度であるかは不透明である。

このように, メタ認知的知覚の水準の評定方法は僅かしか開発されておらず, メタ認知的知覚を評定する評定方法の開発は十分であるとは言い難い状況にある。

メタ認知的知覚に関するこれまでの研究

Teasdale et al. (2002) は寛解期にあるうつ病患者 (臨床群) とうつ病既往歴がない非患者群が示すメタ認知的知覚の比較を行っている。臨床群は過去 18 ヶ月以内 (過去 2 ヶ月以内は含まず) で大うつ病性障害の診断基準を満たし, 17 項目 HRSD において 8 点以上, BDI で 9 点以上を示した寛解期にある外来のうつ病患者であった。ただしこの対象から過去に 5 セッション以上認知療法を受けた経験がある者は除外されている。臨床群 40 名, 非患者群 20 名 (BDI 得点が 10 点未満) を対象として MACAM によりメタ認知的知覚の評定が行われた。その結果, 非患者群と比べ臨床群のメタ認知的知覚は弱く, その差は高い効果量 ($d = 1.08$) を示した。さらに臨床群が呈する抑うつ症状とメタ認知的知覚の水準との相関を検討した結果, HRSD と BDI で測定された抑うつ症状とメタ認知的知覚の水準との間には有意な相関は認められなかった。これらの結果から, メタ認知的知覚は抑うつ状態を反映する要因ではなく, うつ病患者と非患者群が示す体験の質的な違いを示すものであると示唆される。

さらに Teasdale et al. (2002) はメタ認知的知覚の水準とうつ病の再燃リスクとの関連とメタ認知的知覚の改善を促す認知療法の効果を検証している。この研究の対象者は薬物療法によって部分寛解が見られた 158 名のうつ病患者であった。対象者は無作為に臨床管理を受ける群 (CM 群) もしくは臨床管理と認知療法を受ける群 (CT 群) に割り当てられた。すべての患者

は20週に亘り薬物療法を受け、CT群では追加的に16セッションの認知療法を受けた。その後48週間に亘り薬物療法のみが続けられた。査定は治療前におけるベースライン査定、治療期間中には月1回の査定、フォローアップ期間では月2回の査定が行われ、メタ認知的知覚の査定はベースラインと認知療法が終了する20週目に、BDIによる抑うつ症状の測定はすべての時期に、HRSDによる抑うつ症状の測定およびSCIDによるうつ病再燃の査定は初めの20週間は4週間ごと、その後は8週間ごとに実施された。分析の結果、CM群とCT群では治療期間後の査定(20週目)での抑うつ症状には有意差は認められなかったが、フォローアップ後の査定においてCT群ではCM群よりもうつ病再燃率が低かった(CT群では、CM群よりも40%うつ病再燃率を低下させていた)。またベースライン時のメタ認知的知覚がフォローアップ後のうつ病再燃を予測できるかを検討したところ(抑うつ症状を統制した上で検討)、メタ認知的知覚は再燃を予測する変数であることが認められ、メタ認知的知覚が弱いほどより早期にうつ病の再燃が認められることが見出された。このことから、Teasdaleの指摘通りメタ認知的知覚は抑うつ脆弱性に影響を及ぼす要因であることが確認された。

メタ認知的知覚の改善に関する研究では、治療期間後のCT群とCM群が示すメタ認知的知覚の比較とCT群が示した認知療法前後でのメタ認知的知覚の比較が行われている。治療前のメタ認知的知覚の強さを共変量として、治療後にCT群とCM群が示すメタ認知的知覚の強さを比較した結果、CT群はCM群よりもメタ認知的知覚が強いことが認められた。また認知療法が示すメタ認知的知覚の改善効果を検討したところ、20週目に評定されたメタ認知的知覚はベースライン時よりも強まっていることが認められた。これらの結果はTeasdale et al. (2002)の指摘を支持するものであり、認知療法はメタ認知的知覚の向上・改善を促すことが示された。そして、この認知療法がもたらす二つの治療効果(うつ病再燃リスクの低減およびメタ認知的知覚の改善)から、Teasdale et al. (2002)は認知療法がもたらすうつ病再燃リスクの低減はメタ認知的知覚の改善によって媒介されると結論づけ、メタ認知的知覚の欠如がうつ病再燃リスクの要因であり、メタ認知的知覚の向上は抑うつ脆弱性を低下させ得ると指摘している。

しかしながら、認知療法はスキーマや自動思考など否定的・悲観的認知の内容を修正するため、認知療法がもたらすうつ病再燃リスクの低減はメタ認知的知覚の改善がもたらしたものであるか、それとも認知の内容が修正されたために得られた治療効果であるかは定かではない。そこでTeasdale et al. (2002)は認知の修正を図らず直接的にメタ認知的知覚の改善を促す治療法であるマインドフルネス認知療法(Mindfulness Cognitive Therapy, Segal, Williams, & Teasdale, 2002; 以下, MBCT)を実施し、メタ認知的知覚の改善とうつ病再燃リスクとの関連

性を再検討している。MBCT はうつ病既往歴がある者（反復性のうつ病患者）を対象としたうつ病の再燃・再発予防を目的とする8週間の集団療法である。クラスは12名程度で構成され、週1回2時間のセッションが行われる。MBCT では習慣的に繰り返されている非機能的な認知の連鎖や抑うつ気分を低減を図るため「今・ここ」での感情・思考・身体感覚に注意を向けるトレーニング、マインドフルネストレーニングが繰り返される。またネガティブな認知や抑うつ気分とネガティブな認知の連鎖に関する心理教育が補足的に行われる。クラスがない日でも参加者は「宿題」としての日々のトレーニングを実施する。

Teasdale et al. (2002) の MBCT の介入研究では、過去5年で少なくとも2回のうつ病エピソードを経験し HRSD が10点以下を示した者は臨床管理を受ける（CM群、48名）と MBCT を受ける群（MBCT 群、39名）に割り当てられ、MBCT 群は治療終了後フォローアップとして4回のセッションを受けた（それぞれ1ヶ月、2ヶ月、3ヶ月、4ヶ月のインターバルを置いている）。22週目測定の結果（治療は15週目で終了）、MBCT 群はCM群よりもうつ病再燃・再発する患者数が低く抑えられており、MBCT 群ではCM群の64%にまで再燃・再発リスクが抑えられることが示された。メタ認知的知覚の強さに関しては、介入後 MBCT 群はCM群よりもメタ認知的知覚が強い状態を維持しており、その差は中程度の効果量を示すことが認められた。この結果から、メタ認知的知覚の改善がうつ病の再燃・再発リスクの低減を媒介していることが示唆され、認知療法の治療効果もメタ認知的知覚の改善、つまり抑うつ気分やネガティブな認知を脱中心化の視点から体験するスキルの向上にあることが確認された。

非うつ病患者群を対象とした介入研究も行われている。勝倉ら（勝倉・伊藤・根建・金築, 2009）は抑うつ傾向が高く頻繁に抑うつ状態を経験する大学生を対象として、マインドフルネストレーニングが及ぼすメタ認知的知覚や抑うつなどへの効果を検討している。介入は2週間に亘り実施され、自宅での課題を含め1回20分のマインドフルネス瞑想を10回行う形式で進められた。介入の効果査定は、介入終了の1週間後と6ヶ月後にフォローアップ査定が行われている。その結果、介入群ではメタ認知的知覚の改善度がより大きく（メタ認知的知覚の査定は1週間後のフォローアップ時のみ）、さらに介入群は統制群よりも抑うつが低い状態にあることが認められた（介入前には両群が呈する抑うつには差が認められていない）。またこの抑うつ低減効果の一端にはメタ認知的知覚の改善が関与していることが示されている。この知見から、非うつ病患者を対象としても適切に介入を行うことでメタ認知的知覚の改善が促すことができ、それを通じて抑うつ予防を図ることができる可能性が示唆される。

このように、Teasdale は認知療法のうつ病治療のメカニズムは非抑うつのメタ認知セット

の構築, つまりメタ認知的知覚が改善することで, 抑うつとネガティブな認知の強固な結びつきが断たれることにあると指摘しており, この指摘を支持する研究知見が多く報告されている。このことから, 抑うつ予防を図る上でメタ認知的知覚は重要な変数であると考えられる。しかしながら, メタ認知的知覚を評定する既存の測定方法はあるが改善の余地は十分にあり, さらに非うつ病患者群や健常者を対象とした研究があまりないことを踏まえると, メタ認知的知覚の基礎研究も十分に行われたとは言えない。メタ認知的知覚の測定法の開発, メタ認知的知覚の機能研究など, メタ認知的知覚に関するさらなる研究が必要である。

第5章

本研究の目的と意義

第1章で論じたように、現代の我が国を含めた世界各国においてうつ病率の高さが懸念されているのみならず、今後うつ病の更なる遷延化が危惧されている。またうつ病発症を促すリスク要因となり得る抑うつ症状に関しても、うつ病の慢性化と同様に我が国において蔓延化の傾向にあることが窺われている。それに加えて、2章で論じたように大小の調査において地域社会、労働環境、および大学環境いずれの環境での研究でも抑うつ症状の蔓延化を支持する結果が認められている。そのため、我が国においてうつ病の予防や治療のみならずうつ病の発症・再燃・再発を引き起こす抑うつ症状の予防的対策は重要かつ緊急的な課題であると考えられる。それゆえ、より効果的なうつ病の治療のみならずうつ病や抑うつの慢性化への予防を考える上で、より詳細に抑うつ症状の維持・悪化やうつ病の発症を理解し、抑うつ症状の維持、悪化、慢性化を引き起こす要因やそれらを抑止するメカニズムを明らかにすることは、臨床的のみならず社会的な意義があると思われる。

これまでのうつ病や抑うつ症状への治療研究の知見から、認知療法が効果的であることが窺える。実際に、多くの知見が示すようにうつ病の治療に関して認知療法は薬物療法と同程度の治療効果を示すだけでなく、治療後の予後も優れておりうつ病の再燃・再発への予防効果も認められている。しかしながら、認知療法が示す治療メカニズムの知見は一貫していない。Beckが提唱する認知モデルに沿うように、自動思考やスキーマに代表される否定的・悲観的認知の修正・変容によって抑うつ症状の緩和延いてはうつ病の寛解が引き起こされることを示唆する知見もあるが、他の研究では認知の修正を図らない薬物療法や行動療法によっても否定的・悲観的な認知の変容が認められることを示す結果も散見される。このことを踏まえると、抑うつ症状の緩和やうつ病の寛解を図る上で必要となる要因やそのメカニズムは未だ不透明な状況であり、研究の発展の余地がある。

一方、Teasdale は抑うつ処理活性仮説を提唱し、Beck とは一線を画す抑うつ脆弱モデルを示している。第4章で論じたが、Teasdale が指摘する抑うつ脆弱性とは抑うつ状態下で認められる情報処理過程であり、言い換えれば、抑うつとネガティブな認知の結びつきの強さが軽度な抑うつを重篤で慢性的な抑うつ状態へと悪化させる引き金であるとしている。この指摘を支持するように、うつ病患者やうつ病に既往歴がある者では認知的反応性が高い状態が維持されていることが認められている (e. g. Miranda et al., 1998)。

そして Teasdale は認知療法やマインドフルネス認知療法によってその改善が促されるメタ認知的知覚（またはメタ認知的気づき）が、抑うつ脆弱性である抑うつとネガティブな認知の強固な結びつきを断ち切る要因になり得ると指摘している。一部の研究では、メタ認知的知覚が示すうつ病再燃・再発の抑制効果を報告しているが、未だメタ認知的知覚の機能や臨床的応用性に関する検討は十分に行われていないと考えられる。そこで本研究では、Teasdale が指摘するメタ認知的知覚を研究課題として取り上げる。

本研究がメタ認知的知覚を取り上げる理由には三点挙げられる。一つ目はメタ認知的知覚の水準を測定する方法の煩雑さである。これまでメタ認知的知覚を評定する方法は開発されているが、その評定法は半構造化面接（MACAM）のみである。半構造化面接では、オンラインで被検査者の体験のあり様が評定できることが利点の一つであるが、この MACAM では 1 回の評定に 1ー1.5 時間（勝倉ら、2011）要してしまうことから時間的な拘束がある臨床現場や大規模な研究調査場面で MACAM を実施しメタ認知的知覚を評定することは困難であると考えられる。これでは、メタ認知的知覚の臨床的な応用やメタ認知的知覚の治療的応用の実現に欠かすことのできない基礎研究の実施にとって大きな障壁となると思われる。それゆえ、メタ認知的知覚のさらなる臨床的応用を見据える上で、より簡便にメタ認知的知覚の水準を推定する測定法の開発が期待される。

二点目はメタ認知的知覚が示す治療的機能の研究知見の少なさである。前述したように、これまでのメタ認知的知覚に関する先行研究において、メタ認知的知覚が強いうつ病罹患患者ほどうつ病の再燃・再発リスクが低いこと（Teasdale et al., 2002）、メタ認知的知覚の改善を通じてうつ病の改善および抑うつ症状の緩和が促進されること（Teasdale et al., 2002; 勝倉ら、2009）が報告されている。しかしながら、「いま、ここ」におけるネガティブな認知や不快な気分を脱中心的な視点からの体験を促すメタ認知的知覚が如何なるプロセスを経て抑うつ症状の緩和やうつ病の再燃・再発の抑制をもたらすかは明らかにされていない。このことから、メタ認知的知覚の臨床的応用を検討する上で、メタ認知的知覚がもつ治療的、精神健康的効果のメカニズムを明らかにすることは必要不可欠であると思われる。

三点目はメタ認知的知覚の非うつ病患者群への効果あまり検討されていない点である。メタ認知的知覚に関する先行研究は主にうつ病既往歴がある者やうつ病患者を対象として行われている。しかしながら、うつ病は再燃・再発率が高い精神疾患であること（Judd, 1997）を踏まえると、うつ病への対策を図る上でうつ病発症を如何に予防するかは重要な課題である。このことから、うつ病患者やうつ病の既往歴がある者と同じように、非うつ病患者や健常者にも

メタ認知的知覚の個人差が認められるか、非患者群や健常者を対象とした場合にはそのメタ認知的知覚の水準の違いはどのように抑うつ症状や精神的健康に影響を及ぼすかなどに関する知見は、今後のメタ認知的知覚の臨床的応用を見据える上で重要なものであると考えられる。

以上のことを踏まえ、まず本研究では、より簡便にメタ認知的知覚の水準を推定する自己評価式尺度を開発しその信頼性と妥当性の検討を行う。十分な信頼性および妥当性を備える自己評価式尺度が開発されたのち、非臨床群に及ぼすメタ認知的知覚の精神的健康面への効果を検討する。具体的には、メタ認知的知覚は抑うつ低減効果を示すと指摘されているが、この効果は非臨床群や健常者でも認められるか、この抑うつ低減効果は如何なるメカニズムにより得られるかを検討する。

第二部

メタ認知的知覚の自己評価式尺度の開発の試み

第6章

メタ認知的知覚尺度 (MCAS) の作成と信頼性の検討

第1節 本章の目的

うつ病への治療効果が認められている認知療法がもつ治療メカニズムの一端であるメタ認知的知覚を評定する方法は開発されているが、その方法は半構造化面接 (MACAM) による評定法のみである。しかしながら、この MACAM では1回の評定に1-1.5時間 (勝倉ら, 2011) 要してしまうことから、MACAM を時間的な拘束がある臨床現場や大規模な調査に実用することは困難であると考えられる。このため、本邦でのメタ認知的知覚の臨床的応用への取り組みや更なるメタ認知的知覚の臨床的応用の促す大規模調査の実施には大きな障壁となっている。このことから、本章では簡便にメタ認知的知覚を推定し得る自己評価式尺度の開発を目的とする。研究1では大学生を対象として、研究2では一般成人を対象としてメタ認知的知覚尺度 (Metacognitive Awareness Scale; 以下, MCAS) の開発を行う。

なお大学生と一般成人を対象として MCAS の開発を行うが、本研究では大学生と一般成人は質的に異なる対象と仮定している訳ではない。本稿の研究9以降ではストレスの測定を実施するが、既存するストレスを測定する尺度には「一般成人用」と「大学生用」があり成人と大学生が経験するストレスの違いを示唆している。このことを踏まえ、研究1・2では大学生と一般成人を分け MCAS の開発を試みる。

第2節 研究1: 大学生を対象とした MCAS の作成

研究1では、自己評価式尺度である MCAS の項目を作成し、大学生を調査対象者として MCAS の因子構造および信頼性の検討を行う。

方法

1. 調査協力者

大学生 337 名に質問紙を実施し、不備なく回答した 311 名 (男性 117 名, 女性 194 名, 20.0 ± 2.93 歳) を分析対象とした。

2. メタ認知的知覚尺度 (MCAS) の項目作成

MCAS の原案の項目 (15 項目, Table 1) は主に MACAM においてメタ認知的知覚の水準を評定する基準である Measure of Metacognitive Awareness (以下, MAWARE) の内容と, 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。メタ認知的知覚が弱い状態とうつ病や抑うつが関連していることからMCASにおいてもメタ認知的知覚が弱い状態に関する項目を中心に項目を作成した。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。例えば“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方だ”は「認知的解釈の柔軟性」が反映されている。メタ認知的知覚が強い状態では柔軟な認知的反応が認められることから, “嫌なことがあったとき, 色々な方向から自分の置かれた状況を考える”などが反映されている。MCASの項目は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強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不快な気分を体験する過程やそれらへの反応であることや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ことから, 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時ときや, 課題(学業や仕事)に失敗する時があります。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反応していますか」。

Table 1 メタ認知的知覚尺度 (MCAS) の原案

1	気分が落ち着くまで、浮かんだ考えや自分の状態を振り返ることができない
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方だ
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
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
5	嫌なことがあったとき、色々な方向から自分の置かれた状況を考える
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
7	不安になったり、落ち込んだときに浮かぶ考えは、その感情による一時的なものだと思う
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
9	不安や落ち込んでいるときに浮かぶ考えは、事実にはぴったり当てはまっていると思う
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
11	不安や落ち込んでいるとき、思い浮かぶ考えに対して、すぐに「でも…」などと疑問を抱く
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
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
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方だ
15	気分が沈んでいるときには、見るもの聞くものがすべてが嫌に感じられてしまう

note * 逆転項目

結果と考察

MCAS の因子構造

MCAS の 15 項目における得点を用いて因子分析（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 因子構造とすることが妥当と考えられた。各因子において負荷量が 0.40 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 4 項目を削除し，対象負荷量を .40 以上として再度因子分析（最尤法，プロマックス回転）を行った。最終的な因子分析結果は Table 2 に示されている。第 1 因子 8 項目には“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”などが含まれており，これらの項目はネガティブな認知や感情への反応や対応と理解され「ネガティブな認知や感情への反応」と解釈された。第 2 因子 3 項目には“不安や落ち込んでいるときに浮かぶ考えは，事実にはぴったり当てはまっている”などがあり，これらはネガティブな思考に関する妥当性の検討と理解され「ネガティブな認知の評価」と解釈された。

MCAS の記述統計量と性差の検討

MCAS の因子分析の結果、得られた MCAS 第 1 因子（ネガティブな認知や感情への反応, 8 項目）と第 2 因子（ネガティブな認知の評価, 3 項目）をそのまま MCAS の下位尺度とした。MCAS の各下位尺度における平均値と *SD* を Table 3 に示す。MCAS の各下位尺度について、*t* 検定によって性差を検討した。その結果、両下位尺度において性差は認められなかったが、ネガティブな認知や感情への反応尺度では性差は有意傾向にあり男子大学生は女子大学生よりも高い得点を示す傾向にあった（ネガティブな認知や感情への反応： $t(309)=1.85$, $p = .065$, $d = 0.22$, ネガティブな認知の評価： $t(309)=1.35$, *n. s.*, $d = 0.16$ ）。

信頼性の検討

Cronbach の α 係数, G-P 分析, 部分-全体相関により MCAS の信頼性を検討した。MCAS 各下位尺度の α 係数は「ネガティブな認知や感情への反応」では.864, 「ネガティブな認知の評価」では.615 であった。また MCAS の各下位尺度項目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、全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-全体相関係数について検討したところ, 「ネガティブな認知や感情への反応」では $r = .434 \sim .727$ (すべて $p < .01$), 「ネガティブな認知の評価」では $r = .365 \sim .423$ (すべて $p < .01$) であった。以上のように、ネガティブな認知や感情への反応尺度は実施したすべての信頼性の指標において高い値を示し尺度としての十分な信頼性が示されたが、ネガティブな認知への評価尺度では各指標の結果は若干低い数値を示したことから信頼性はやや低いと考えられる。

Table 2 研究1—大学生を対象としたMCAS（メタ認知的知覚尺度）の因子分析結果

質問項目	因子負荷量		
	I	II	
I ネガティブな認知や感情への反応 ($\alpha = .865$)			
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	.788	.061	
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方だ	.770	.038	
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方だ	.750	-.085	
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	-.703	-.078	
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	.649	.082	
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	.620	.117	
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	.613	-.111	
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	.470	-.064	
II ネガティブな認知の評価 ($\alpha = .615$)			
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と思う	.025	.732	
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	-.004	.565	
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	-.085	.489	
※：逆転項目	寄与率 (%)	33.617	10.190
	累積寄与 (%)	33.617	43.808
	因子間相関	I	II
	I	—	
	II	.141	—

Table 3 研究1—MCASの記述統計量

	Total (N = 311)		Male (n = 117)		Female (n = 194)		性差	
	M	SD	M	SD	M	SD	t値	d
ネガティブな認知や感情への反応	25.58	7.94	26.66	8.22	24.93	7.71	-1.85 [†]	0.22
ネガティブな認知の評価	12.18	2.51	11.93	2.76	12.34	2.34	1.35	0.16

[†] $p < .10$

第3節 研究2：成人を対象としたMCASの作成

研究2では一般成人を対象として、再度MCASの因子構造および信頼性を検討する。その上で、研究1と研究2の結果を考察する。

方法

1. 調査協力者

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(著者)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。

2. 調査材料 研究1と同様のため、省略する。

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4項目を削除した。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。最終的な分析結果はTable 4に示されている。この因子構造は研究1で示された因子構造, 項目と同一であったことから, 研究1と同様に第1因子8項目は「ネガティブな認知や感情への反応」, 第2因子3項目は「ネガティブな認知の評価」と命名した。

MCASの記述統計量と性差の検討

MCASの因子分析の結果, 得られたMCASの第1因子(ネガティブな認知や感情への反応, 8項目)と第2因子(ネガティブな認知の評価, 3項目)をそのままMCASの下位尺度とした。MCASの各下位尺度における平均値とSDをTable 5に示す。MCASの各下位尺度について t 検定により性差を検討した結果, ネガティブな認知や感情への反応尺度では有意差が認められ($t(431)=3.36$, $p < .01$, $d = 0.34$), 男性は女性よりも高い得点を示した。一方, ネガティブな認知の評価尺度

では性差は認められなかった ($t(431)=0.68$, $n. s.$, $d = 0.07$)。

Table 4 研究2—成人を対象としたMCAS(メタ認知的知覚尺度)の因子分析結果

	因子負荷量		
	I	II	
I ネガティブな認知や感情への反応 ($\alpha = .870$)			
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方だ	.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方だ	.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 ($\alpha = .606$)			
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 当てはまっていると思う	.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
	累積寄与率(%)	35.502	44.588
	因子間相関	I	II
		I	—
		II	.304

Table 5 研究2—MCASの記述統計量

	Total ($N = 434$)		Male ($n = 143$)		Female ($n = 290$)		性差	
	M	SD	M	SD	M	SD	t	d
ネガティブな認知や感情への反応	28.97	6.71	30.50	6.90	28.22	6.50	-3.36*	0.34
ネガティブな認知の評価	12.55	2.31	12.45	2.33	12.61	2.30	0.68	0.07

* $p < .01$

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。内的整合性はネガティブな認知や感情への反応では $\alpha = .870$, ネガティブな認知の評価では $\alpha = .606$ 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, 全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反応尺度では $r = .529-.727$ ($p < .01$) であり, ネガティブな認知の評価尺度では $r = .319-.475$ ($p < .01$) であった。以上の結果から, ネガティブな認知の評価尺度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反応尺度は十分な信頼性があることが確認された。

第4節 本章のまとめ

本章では簡便にメタ認知的知覚を推定できる自己評価式尺度を開発するため, MACAM でのメタ認知的知覚の水準を評定する基準 (MAWARE) 内容を参考として 15 項目を作成した後, 研究 1 では大学生を, 研究 2 では一般成人を対象として MCAS の因子構造および信頼性の検討を行った。研究 1 と研究 2 の結果, MCAS の因子構造は同一の構造が示され, MCAS は 2 因子 11 項目で構成されることが確認された。属性の異なる大学生と一般成人を対象とした因子分析の結果が同一構造を示したことから, MCAS の構造は対象の属性に影響されず安定していると共に MCAS には十分な因子妥当性があることが確認された。

MCAS の内容妥当性

MCAS の内容的妥当性を考察したい。先に述べたように, MCAS は MACAM の評価基準などを参考として作成されている。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。MCAS の項目と比較していると, まずネガティブな認知や感情への反応尺度の各項目は MAWARE の基準内容に即したものと思われる。例えば, 項目 6 や項目 14 は包括的な言葉の使用に準じている。また項目 1 は認知や感情の注視を, 項目 3 や項目 2 は柔軟な認知的解釈を反映している。またネガティブな認知の評価尺度の項目においても, 各項目は認知との心理的距離(項目 9 や項目 13) や認知への注視(項目 10) に即した内容であると考えられる。そしてメタ認知的知覚の根本概念である脱中心化を測定する

EQ (Experience Questionnaire; Fresco et al., 2007) の項目と比較すると、EQ と同様に MCAS の項目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 12 など)、柔軟な認知的解釈 (項目 3 など) に関する項目がある。以上の諸点から、MCAS の各項目はメタ認知的知覚を測定する MAWARE の評価基準内容に準じた内容であると共に、一部の項目については脱中心化を測定する EQ との類似性も認められることから、MCAS には一定の内容的妥当性があるものと考えられる。

MCAS の信頼性

Cronbach の α 係数、G-P 分析、部分-全体相関によって信頼性を検討した。研究 1 および研究 2 において、ネガティブな認知や感情への反応尺度はすべての指標で高い値を示した。このことから、対象者の属性に関わらずネガティブな認知や感情への反応尺度には十分な信頼性があると考えられる。一方、ネガティブな認知の評価の内的整合性は研究 1 および研究 2 を通じて .60 程度であった。内的整合性に関する絶対的な基準はないものの、内的整合性が .70 を下回る場合には尺度としての十分な信頼性があるとは言えないこと (平井, 2000) が指摘されていることからすると、ネガティブな認知の評価尺度の信頼性は低いと考えられる。

最後に、研究 1 および研究 2 では両下位尺度得点の性差を検討した。ネガティブな認知の評価尺度では研究 1 および研究 2 でも性差は認められなかった。一方、ネガティブな認知や感情への反応尺度では大学生で有意傾向、成人では性差が認められ男性は女性よりも高い得点を示した。これまでの研究で、女性は男性よりもうつ病発症率が高く強い抑うつ症状を呈しやすいことが多くの研究で報告されている (e. g. 川上ら, 2003)。そしてメタ認知的知覚はうつ病発症リスクや抑うつに関わる要因であることを踏まえると、先行研究では未だ報告されていないが女性は男性よりもメタ認知的知覚が弱いと推測され得る。これに沿うように、研究 1 および研究 2 においてネガティブな認知や感情への反応尺度では性差が認められた (大学生群では有意傾向)。これはネガティブな認知や感情への反応尺度の構成概念妥当性を示す結果であると思われる。

次章では、研究 1 および 2 で開発された MCAS の妥当性を検討する。

第7章 MCAS の妥当性の検討

第1節 本章の目的

前章では、簡便にメタ認知的知覚を推定する方法を開発することを目的として、これまでに開発されているメタ認知的知覚を評定する半構造化面接法 (MACAM) の評定基準である MAWARE の内容を主に参考として、メタ認知的知覚尺度 (MCAS) 15 項目を作成した。大学生および一般成人を調査協力者とした調査の結果、MCAS は 2 因子 11 項目構造であることが示された。本章では、作成された MCAS の妥当性を検討することを目的とする。研究 3 では日本語版 MACAM を実施し、MAWARE により評定されるメタ認知的知覚の水準と MCAS によって推定されるメタ認知的知覚の水準の相関により MCAS の収束的妥当性を、研究 4 ではメタ認知的知覚との関連が指摘されている変数との相関により構成概念妥当性を、研究 5 ではうつ病患者と非患者群との比較による臨床的妥当性を検討する。

第2節 研究3：MCAS の収束的妥当性の検討：J-MAWARE との相関

研究 3 では日本語版 MACAM を実施し、メタ認知的知覚の評定基準 MAWARE の日本語版 (以下、J-MAWARE, 勝倉ら, 2011, Table 6) によって評定されるメタ認知的知覚の水準と MCAS によって推定されるメタ認知的知覚の水準の相関によって MCAS の収束的妥当性を検討する。MCAS が妥当にメタ認知的知覚を測定しているならば、MCAS 得点と J-MAWARE 評点との間に強い正の相関が認められると予測される。

方法

1. 調査協力者

都内の大学生 18 名 (21.08±1.19 歳, 男性 8 名, 女性 10 名) を対象とした。講義の時間を利用し (複数の大学), 研究者が本面接調査の概要を説明した上で本面接調査への協力を求めた。本面接調査への参加を了承した大学生に対して後日一人ずつ面接調査を実施した。

日本語版 MACAM の実施前に、研究者から日本語版 MACAM の概略、調査の所要時間、調査では個人を特定する情報の回答は求められないこと、本調査で得られたデータは研究のみに使用することが協力者に説明された。説明後、調査への参加は協力者本人の自由意思に委ねられていることを伝え本調査への参加の可否を尋ねた。参加を了承した協力者は調査の目的や内容などが記載さ

れているインフォームドコンセントシートが渡されその記載を精読後、調査への参加を承認する署名をシートに行った。なお、この面接実施直前の説明後に本面接調査への参加を拒否する者はいなかった。

Table 6 The Japanese Measure of Metacognitive Awareness (J-MAWARE) の評定基準
(勝倉ら, 2011より)

評点	内容
1点	未分化な不快感情に巻き込まれており、異なったネガティブな思考や感情の“最小限の区別”がなされる発話に与える。思考や感情について概括的／包括的な表現を使う場合がある（例えば、「嫌だ」、「酷い」）。また思考や感情に「圧倒」されると報告する場合もあり、出来事や状況に思考や感情を直接帰属させ、思考や感情との距離がない状態。
2点	“異なったネガティブな思考や感情の区別”がなされる発話に与える。被検査者は異なった複数のネガティブな感情と、それらに関連した異なった複数の思考を報告することができる。一つではあっても正確に述べられたることが、この水準の証拠とされる（つまり、Y感情ではなくX感情にあったことに気づいている）。説明の正確さは、二つ以上の異なった感情や思考の存在以上に重要な点である。
3点	その状況から自分や自分の反応を“ある程度区別”している発話に与える。被検査者は外的状況と、自分の思考や感情は別のものであるという感覚を持っている。したがって、自分の感情や見方についての妥当性を検討したり考えたりすることが可能である（例えば、「私はあまり混乱しているので落ち着いて考えることができない」など）。この段階では、感情が内的に喚起するのをある程度知覚できていると表現されることもある（例えば、「気分が落ちているのを感じた」など）。気分が変わったら自分の見方や思考も違うものになったり、あるいは他の人だったら違う見方・思考をするといったことを理解していると報告する場合もある。
4点	“思考や感情と自己を区別”している発話に与える。ある時点において被検査者は自分の思考や感情から距離を置き、より広い視点でそれらを捉えることができる。「落ち込みとは距離を置いた」たり、「それを理解し」たり、あるいは「どうなるのか様子を見る」ことができる場合がある。被検査者は自分たちの思考や感情を自分のパーソナリティと関連づけたり（例えば「私は自己批判的である」）、これらの思考や感情に対する態度を意図的に形成することができる場合がある（例えば「それが正しいか見てみることにする」、「そのまま放っておいた」）。
5点	思考や感情から“持続的あるいは完全に距離を置いている”発話に与える。4点で得られた気づきのレベルにより早くより明確に到達するか、あるいは一度到達したら継続的にその水準が維持されている

2. 調査材料

(1) 日本語版 MACAM (勝倉ら, 2011)

①内容：MACAM と同様に日本語版 MACAM では参加者は8つの抑うつ的な物語を聴き、物語と類似する感情が喚起したこれまでの経験を語る事が求められる。物語は2つのセットがあり、各セットは8つの物語で構成されている。J-MAWARE の基準に準じ、想起されるネガティブな認知や不快な気分への反応や体験からメタ認知的知覚が5段階で評定される。その基準は不快な場面で喚起した思考や気分が圧倒されていたか、それらの思考や気分から距離を置き眺めることができ

ていたかなどである（詳しい基準内容は4章およびTable6を参照のこと）。評点が高いほどメタ認知的知覚が強いことを表す。なお、本研究では著者（以下、主評定者）が全協力者のメタ認知的知覚の評定を実施した。

②独立評定者：主評定者以外に、大学院で臨床心理学を修了し現在カウンセリング業務を行っている者（以下、独立評定者）が、録音した主評定者と調査協力者との面接内容を聴き全協力者のメタ認知的知覚を評定した。本研究での主評定者と独立評定者が下した J-MAWARE 評点の一致度（Spearman の順位相関により分析）は先行研究で報告されたもの（ $\rho = .56$ ；勝倉ら，2011）と同程度であった（ $\rho = .612$ ， $p < .05$ ）。

③使用した物語セットおよび面接時間：日本語版 MACAM の物語は原典（MACAM）の物語をそのまま使用していない。文化差を考慮し日本語版 MACAM では独自の物語が新たに作成されている（勝倉ら，2011）。大学生を対象とした研究（勝倉ら，2011）において、作成された日本語版 MACAM の各物語（2セット，16物語）は抑うつを換気させること、物語で提示される場面がイメージしやすいことが確認されている。本研究では高い信頼性が報告されている物語セット 2（勝倉ら，2011，Table 7）のみを使用した。

また8つの物語は先行研究（Teasdale et al.，2002）に倣い、単調で抑うつの声（女性）で録音され面接時に使用された。MACAM のマニュアルに則り、物語の提示後1分を経過しても記憶の想起が認められない場合には次の物語へと移行した。本研究で1回の評定に要した時間は50～100分であった。

(2) MCAS：MCAS は日常生活上での不快な出来事に直面した際に見られるネガティブな認知や不快な気分への反応傾向からメタ認知的知覚の水準を推定することを目的にしている。MCAS はネガティブな認知や感情への反応（8項目）とネガティブな認知への評価（3項目）で構成されている。得点が高いほどメタ認知的知覚が強いことを表す。

3. 分析方法

MCAS は間隔尺度、J-MAWARE は順序尺度であることから、MCAS 得点と J-MAWARE 評点の相関係数は Spearman の順位相関により求めた。またその際、MCAS での各尺度の合計得点と日本語版 MACAM での J-MAWARE 評点の平均点を用いた。

Table 7 日本語版MACAM セット2の物語内容 (勝倉ら, 2011より)

提示順序	テーマ	内容
1	合わない人と仕事をする	今日はアルバイト先の先輩と二人だけの勤務日です。その先輩といると何を話せばよいのか分からず、いつも居心地の悪さを感じます。これらからも二人だけの勤務日になることを告げられ、こういうことがこれからも続くことを考えると、気分が落ち込んでいきます。
2	自責	あなたは友人から長い間借りていた本の催促を受けました。借りていたのをすっかり忘れており、早速返そうと思いましたが、家中、どこを探してもまったく見当たりません。あの本は友人が大切にしていたものです。自分の不注意さと友人に対する申し訳なさで、気分が落ち込んでいきます。
3	喪失	あなたは仲の良い友人と些細なことがきっかけで喧嘩をしまい、それ以来その友人とは口をきいていません。このまま二人の友人関係が壊れてしまうのかと考えると、悲しい気持ちになります。
4	失敗・無能	あなたは夜、家でコーヒーを飲みながら椅子に座ってくつろいで本を読んでいます。コーヒーカップを肘掛けに置き、ページをめくろうとしたとき、カップに肘があたってしまい、カップが絨毯に落ちてしまいました。カーペットがコーヒーで汚れてしまい、せつかくのくつろぎの時間が台無しです。拭く気にもなれず、あなたの気分は落ち込みます。
5	陰口	あなたがグループの中で意見を言っていると、仲間の数人が顔を見合せて笑っているのに気づきました。最近、自分が意見を言う時、決まってヒソヒソと笑い合っているようです。自分は何が変なことを言っているのかと思うと、気分が落ち込みます。
6	恥	あなたは、アルバイトを始めましたが、仕事がなかなか覚えられません。ある日、忙しい時に自分もたもたして、店長に、他の仲間がいる前で、「まだそんなことをしているのか!」と怒鳴られてしまいました。皆ができていのに自分ではできないことを思い知らされ、自分の無能力さに、気分が沈みます。
7	裏切り	あなたは頼まれて友達の引越しの手伝いに行きます。でもあなたばかりが重い荷物を運ばされ、その友達や、他の手伝いに来た友達たちは、ふざけ合ったりおしゃべりして荷物を運ぼうとしません。みんなで作業をするはずだったのに、自分だけがこき使われているようで、気分が沈んでいきます。
8	やろうと思っ てできない	あなたは明日の授業で発表しなければなりません。しかし何から手をつけて良いのか分からず、考えれば考えるほど途方に暮れてしまい、やらなくてはと思いつつもなぜだか身体が動かず、時間だけがどんどん過ぎていってしまいます。

結果と考察

日本語版 MACAM で協力者が示した平均回答数は 6.85 ($SD=1.14$) であった。MCAS-8 得点と J-MAWARE 評点との相関を求めたところ、MCAS-8 得点 (平均値: 26.54 ± 7.05 点) と J-MAWARE 評点 (平均値: 2.79 ± 0.50 点) の間に正の相関が認められた ($\rho = .755, p < .01, 95\% CI [.903 .450]$)。

本研究では 18 名と調査協力者が少ないことから、MCAS-8 には十分な収束的妥当性があることは結論づけられないものの、信頼区間の推定から MCAS-8 の得点と J-MAWARE 評点には中程度以上の相関があることが示された。このことから MCAS-8 の妥当性がさらに確認された。

第3節 研究4：成人を対象としたMCASの構成概念妥当性に関する検討

研究4ではメタ認知的知覚との関連が指摘されている外的基準との相関によりMCASの構成概念妥当性を検討する。本研究では、メタ認知的知覚と関連性が指摘されている要因として脱中心化、体験の回避、思考抑制、注意機能、ネガティブな反すう、非機能的認知を取り上げ、それらとの相関によってMCASの構成概念妥当性を検討する。これらの要因の選定理由は以下に示す。

1. 脱中心化はメタ認知的知覚の類似概念である (Fresco et al., 2007)。
2. 脱中心化は体験の回避（思考や感情などの内的体験をコントロールあるいは変容しようとする試み, Hayes, Strosahl, Wilson, Bissett, Pistorello, Toarmino, Polusny, Dykstra, Batten, Bergan, Stewart, Zvolensky, Eifert, Bond, Forsyth, Karekla, & McCurry, 2004）および思考抑制（ネガティブな思考を考えないようにする傾向, Wegner, 1989）との間に負の相関が認められている (Fresco et al., 2007)。
3. 注意機能が向上することでネガティブな認知から距離をおくスキルが高まることが指摘されており (杉浦, 2007), さらにメタ認知的知覚が改善するマインドフルネス認知療法 (Segal, Williams, & Teasdale, 2002; 以下, MBCT) で用いられるマインドフルネストレーニングによって注意機能や作動記憶が向上することが見出されている (Chambers, Lo, & Allen, 2008; Tang, Ma, Wang, Fan, Feng, Lu, Yu, Sui, Rothbart, Fan, & Posner, 2007)。
4. メタ認知的知覚 (脱中心化) はネガティブな反すう (ネガティブな認知を繰り返し思考する傾向, Alloy, Abramson, Hogan, Whitehouse, Rose, Robinson, Kim, & Lapkin, 2000; 以下, 反すう) とは相反する心的モードで実行されることが指摘されており (Teasdale, 1999), これを支持するように脱中心化と反すうの間には負の相関が認められている (Fresco et al., 2007)。
5. メタ認知的知覚と非機能的認知の間には負の相関が認められている (Teasdale et al., 2002)。

MCAS がメタ認知的知覚を妥当に測定しているならば、体験の回避、思考抑制、反すうとの間に負の相関が、脱中心化および注意機能との間に正の相関が認められると予測される。またメタ認知的知覚は抑うつ症状の一様相ではないことが指摘されている (Teasdale et al., 2002) が、自記式尺度で測定される脱中心化やメタ認知的知覚と抑うつ症状の間には負の相関が認められること (Fresco et al., 2007; 白水・越川, 2011; Teasdale et al., 2000) から、抑うつ症状の影響を統制するために本調査では抑うつ症状を加えて測定する。

方法

1. 調査対象者

関東、近畿、北陸、四国に在住する成人(学生を除く)に調査を実施した。本調査の協力者(以下、協力者)が在住する地域の住宅を無作為に研究者(著者)と協力者が訪ね、調査への協力をお願いした。調査目的と内容を伝えた後、調査時点で精神的な疾患により通院しておらず調査への参加を承諾した対象者に質問紙が配布された(回収率 70.9%)。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の回答は一切求めなかった。すべての質問項目に不備なく回答した751名(男性219名、女性532名、 42.11 ± 11.60 歳、範囲20–69歳)を分析対象とした。

2. 調査材料

(1) MCAS: 研究3と同様のため省略。本調査での内的整合性はネガティブな認知や感情への反応では $\alpha = .866$ 、ネガティブな認知の評価では $\alpha = .513$ であった。

(2) 日本語版 Experiences Questionnaire (栗原・長谷川・根建, 2010, 以下EQ; Appendix I): 日本語版EQを用いて脱中心化を測定した。2つの下位尺度(脱中心化と反すう)から構成され、5件法(1:全くない–5:いつもある)である。本調査では脱中心化の下位尺度のみを用いた。高得点は脱中心化が強いことを示す。本調査での α 係数は.868であった。

(3) 注意機能尺度(鈴木・和田・岩崎, 2001; Appendix II): 注意機能の測定には、注意機能尺度を用いた。注意機能尺度は3因子(分割、衝動性、切り替え)13項目で構成され、5件法(1:全くあてはまらない–5:あてはまる)である。分割は注意機能を制御する能力、衝動性は注意の維持の失敗や情報に引きずられる傾向、切り替えは注意や気持ちの切り替えの能力を測定するものである。分割および切り替えの得点が高いほど、衝動性の得点が高いほど、注意機能が高いことを表している。本調査での各尺度の内的整合性は十分な値であった(分割: $\alpha = .839$, 衝動性: $\alpha = .739$, 切り替え: $\alpha = .725$)。

(4) 日本語版 Acceptance and Action Questionnaire (松本・大河内, 2005, 以下AAQ; Appendix III): 体験の回避の測定には日本語版AAQを用いた。2因子(ActionとWillingness)10項目で構成され、7件法(1:まったくあてはまらない–7:非常によくあてはまる)で回答する。回避行動、反すう、思考抑制、不安、抑うつ症状との間に負の相関があることが認められている。なお、原版では低得点であるほど体験の回避が強い(心理的柔軟性が低い)ことを示すが、混乱を避けるため本調査では得点が高いほど体験の回避が強いことを表すよう換算した。本調査での内的整合性はActionが $\alpha = .673$ 、Willingnessが $\alpha = .592$ であった。

- (5) White Bear Suppression Inventory (Wegner & Zanakos, 1994, 以下 WBSI ; Appendix IV) : WBSI の邦訳版 (松本, 2008) を用いて思考抑制を測定した。WBSI は 15 項目で構成され 5 件法 (1 : 全くあてはまらない-5 : 非常にあてはまる) である。高い信頼性と抑うつ症状との間の構成概念妥当性が認められている。高得点は思考抑制が強いことを表す。本調査では $\alpha = .912$ であった。
- (6) ネガティブな反すう尺度 (伊藤・上里, 2001 ; Appendix V) : 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, ネガティブな反すうのコントロール不可能性) で構成される。本調査ではネガティブな反すう傾向のみを用いて反すうを測定した。回答形式は 6 件法 (1 : あてはまらない-6 : あてはまる) であり, 得点が高いほど反すうが強いことを表す。本調査では $\alpha = .895$ であった。
- (7) 抑うつスキーマ尺度 (家接・小玉, 1999 ; Appendix VI) : 非機能的認知の測定には抑うつスキーマ尺度を用いた。24 項目 3 下位尺度 (高達成志向, 他者依存的評価, 失敗不安) で構成され回答形式は 7 件法 (1 : 全くそう思わない-7 : 全くそう思う) である。高得点は非機能的認知が強いことを表す。本調査での内的整合性は, 高達成志向 $\alpha = .824$, 他者依存的評価 $\alpha = .599$, 失敗不安 $\alpha = .780$ であった。
- (8) 自己記入式抑うつ尺度 (Zung, 1965 ; Appendix VII) : 抑うつ症状の測定には, 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) である。得点が高いほど抑うつ症状が強いことを表す。本調査では $\alpha = .819$ であった。

結果と考察

Table 8 に本調査で測定した各変数平均値と標準偏差と MCAS と他の変数の相関係数が示されている。ネガティブな認知や感情への反応尺度は体験の回避, 思考抑制, 反すう, 衝動性, 非機能的な認知, および抑うつ症状との間に負の相関が認められた。また脱中心化, 注意分割, および切り替えとの間に中程度以上の正の相関が認められた。一方, ネガティブな認知の評価尺度は衝動性, 非機能的認知, 抑うつ症状との間に負の相関が認められたが, いずれも弱い相関に留まった。

メタ認知的知覚は抑うつ症状を反映しない要因であること (Teasdale et al., 2002) やネガティブな認知や感情への反応尺度と抑うつ症状との相関が高かったことから, 各要因との相関の強さは抑うつ症状を介した疑似相関の可能性も考えられたため, 抑うつ症状を統制し各要因との偏相関を求めた。その結果, ネガティブな認知や感情への反応尺度において, すべての相関の有

意性が保たれると共に各相関の強さも概ね保たれることが明らかになった (Table 5)。一方、ネガティブな認知への評価尺度では抑うつ症状を統制する前に認められていた相関の有意性が失われた。

以上の結果から、仮説通り MCAS ネガティブな認知や感情への反応尺度は抑うつ症状を統制した後であっても脱中心化、注意機能との間に正の相関が、体験の回避、思考抑制、反すう、および非機能的認知との間に負の相関が認められた。これらの結果は、研究3の結果を支持するように、MCAS ネガティブな認知や感情への反応尺度の高い構成概念妥当性を示すものであると考えられる。その一方で、ネガティブな認知の評価尺度では、抑うつ症状を統制した後にメタ認知的知覚との関連性が指摘されている外的基準との間に概ね有意な相関が認められなかった。この結果は、研究3の結果に沿うように、ネガティブな認知の評価尺度の妥当性の低さを示すものである。

Table 8 各外的基準変数の記述統計量およびMCASとの相関

変数	Mean	SD	ネガティブな認知や感情への反応尺度		ネガティブな認知の評価尺度	
			単純相関	偏相関	単純相関	偏相関
MCAS						
ネガティブな認知や感情への反応尺度	30.48	7.17	—	—	.030	-.067
ネガティブな認知の評価尺度	12.04	2.37	.030	-.067	—	—
脱中心化	33.43	6.88	.477***	.417***	-.035	-.097
体験の回避	44.44	7.65	-.603***	-.461***	-.021	-.066
思考抑制	43.14	11.10	-.517***	-.356***	-.047	.016
注意機能						
分割	19.95	5.35	.410***	.288***	.004	-.055
衝動性	10.08	3.44	-.268***	-.163**	-.096**	-.067
切り替え	9.70	2.63	.675***	.538***	.003	-.086*
反すう	20.04	7.62	-.642***	-.500***	-.039	-.046
非機能的認知	80.44	16.18	-.355***	-.247***	-.115**	-.064
抑うつ症状	37.89	8.22	-.551***	—	-.156***	—

note: 「偏相関」は、抑うつ症状を統制した偏相関を表す。* $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

第4節 研究5：MCAS の臨床的妥当性に関する検討

研究5ではMCASの臨床的妥当性を検討する。Teasdale(1983, 1985, 1988)はうつ病エピソード中の経験によって抑うつ的な情報処理や抑うつ的な認知セットの構築が加速的に促されると指摘しており、それゆえに、健常者(うつ病歴がない者)と比較するとうつ病患者では抑うつ的な認知セットはより明確に確立され、うつ病患者ではメタ認知的知覚を伴う体験に必要とされるメタ認知セットが脆弱な状態にあると考えられる。これを支持するように、先行研究において、メタ認知的知覚は抑うつを反映する要因ではないこと(Teasdale et al., 2002)、うつ病患者群は非患者群よりも脱中心化やメタ認知的知覚が弱いこと(Fresco et al., 2007; Teasdale et al., 2002)が報告されている。以上の知見から、MCASが妥当にメタ認知的知覚を測定しているならば、うつ病患者のMCAS得点は非臨床群(非うつ病患者)が示す得点よりも低いと予測される。

方法

1. 調査協力者

(1) うつ病患者群: ICD-10の診断基準により大うつ病性障害と診断され、精神科または心療内科に通院し投薬治療中の成人12名(男性6名, 女性6名, 40.75 ± 10.36 歳, 範囲: 24–57歳)をうつ病患者群とした。研究目的および内容は主治医によって伝えられ、調査への協力は対象者の自由意志に任せられた。また実施の際、個人を特定できる情報(名前など)の回答は求められなかった。

(2) 非患者群: また研究4の調査対象者から、うつ病患者群と性別および年齢がマッチする対象者(男性6名, 女性6名, 年齢 40.75 ± 10.36 歳)を対象者番号が早い順(データ入力順)に選び出し非患者群とした。なお、非患者群のSDS得点は 31.83 ± 5.32 点であり、カットオフ以下の得点であった(軽度抑うつ状態のカットオフは40点以上)。

2. 調査材料

メタ認知的知覚の測定にはMCASを用いた。詳細は研究3と同様のため省略する。

結果と考察

ネガティブな認知や感情への反応尺度の平均得点は、患者群では 16.67 ± 6.21 点、非患者群では 35.75 ± 4.83 点であった。一方、ネガティブな認知への評価尺度の平均得点は患者群では 10.50 ± 1.91 点、非患者群では 12.25 ± 2.56 点であった。両群が示した各尺度の得点を比較したところ、ネガティブな認知の評価尺度では有意差は認められなかったが ($t(22) = 0.234$, *n. s.*, Cohen

$d = 0.77$), ネガティブな認知や感情への反応尺度では有意差が認められ大きな効果量を示した ($t(22) = 8.402, p < .001, \text{Cohen } d = 3.43$)。

年齢および性別が一致する非患者群とうつ病患者が示す MCAS 得点を比較した結果、仮説通りネガティブな認知や感情への反応尺度では非患者群はうつ病患者よりも高い得点を示した。さらに効果量を算出したところ、両群の平均値差は大きな効果量を示した ($d = 3.43$)。この結果は先行研究 (Fresco et al., 2007; Teasdale et al., 2002) が示した結果に沿うものであると同時に、うつ病既往歴がある者では抑うつ的な情報処理過程や抑うつ的認知セットが強く維持されているとする Teasdale の指摘 (1983, 1985, 1985) に沿うものである。このことから、ネガティブな認知や感情への反応尺度には十分な臨床的妥当性があると考えられる。一方で、MCAS のネガティブな認知の評価尺度では、うつ病患者群と非患者群が示す得点の差には中程度以上の効果量は示されたものの群間に有意差は認められなかった。先に論じたように、うつ病患者が示すメタ認知的知覚は非患者群のそれよりも弱いことが報告されていること (Teasdale et al., 2002) を踏まえると、本研究からネガティブな認知の評価尺度は妥当にメタ認知的知覚を測定していることを実証することはできない。このことから、MCAS のネガティブな認知の評価尺度の臨床的妥当性の低さが懸念される。

第5節 本章のまとめ

本章では MCAS の妥当性を検討することが目的であった。研究3では日本語版 MACAM を実施し J-MAWARE の評点と MCAS 得点との相関により MCAS の収束的妥当性を検討した。研究4では先行研究でメタ認知的知覚との関連が指摘されている要因との相関により MCAS の構成概念妥当性を検討した。研究5では現在投薬治療中のうつ病患者とうつ病患者と同程度の抑うつ症状を呈する非患者群が示す MCAS 得点を比較し MCAS の臨床的妥当性を検討した。いずれの研究においても、ネガティブな認知の評価尺度の妥当性を支持する肯定的な結果は得られなかった。一方で、研究3, 4, 5 を通じてネガティブな認知や感情への反応尺度の十分な妥当性を示す結果が認められた。具体的には、研究3ではネガティブな認知や感情への反応尺度の得点は MACAM による J-MAWARE 評点との間に強い相関を示すことが認められ、ネガティブな認知や感情への反応尺度の収束的妥当性が確認された。研究4では、メタ認知的知覚との関連性が指摘されている脱中心化、体験の回避、思考抑制、注意記憶、非機能的認知との間に予測された方向で中程度の相関が認められ、抑うつ症状を統制した場合であってもこれらとの相関の強さは概ね保たれた。この結果はネガティブな認知や感情への反応尺度には十分な構成概念妥当性があることを支持するものである。最後

に、研究5では投薬治療中のうつ病患者と非患者群が示すMCAS得点を比較した。分析の結果、うつ病患者群は非患者群よりもネガティブな認知や感情への反応尺度の得点が低いことが示された。この結果はTeasdale et al. (2002)の結果やTeasdale (1983, 1985, 1988)の示唆に沿うものであることから、ネガティブな認知や感情への反応尺度の臨床的妥当性が示された。これらの結果から、MCAS ネガティブな認知や感情への反応尺度はメタ認知的知覚を妥当に測定し得る十分な構成概念妥当性を備えていると示唆される。

MCASは2因子11項目で構成されると解釈されたが、本章の研究結果を踏まえるとネガティブな認知の評価尺度にはメタ認知的知覚を測定するに足る十分な構成概念妥当性は認められないと考えられる。このことから、MCAS ネガティブな認知や感情への反応尺度をMCAS-8（メタ認知的知覚尺度-8）と命名し直し、これ以後の研究ではMCAS-8によってメタ認知的知覚の測定を試みることにする。

第 8 章

MCAS-8 の継時的な安定性

第 1 節 本章の目的

6 章と 7 章で行った研究において、簡便にそして妥当にメタ認知的知覚を評定する自己評価式尺度 MCAS の開発を試みた。その結果、MCAS-8（ネガティブな認知や感情への反応尺度）は高い信頼性と共に、高い構成概念妥当性を示すことが認められた。本章では、別の視点から MCAS-8 の妥当性を検討する。

これまで研究において、メタ認知的知覚は継時的に安定していることが示唆されている (Teasdale et al., 2002)。加えて、メタ認知的知覚は抑うつ症状を反映する要因ではないとの指摘もなされており (Teasdale et al., 2002)、メタ認知的知覚は抑うつ症状と一線を画す要因であると考えられる。しかしながら一方で、脱中心化を自記式尺度で測定する場合には抑うつ症状との間に中程度以上の負の相関がこれまでに認められており (Fresco et al., 2007; 白水・越川, 2011)、これに沿うように研究 4 でも MCAS-8 と抑うつ症状との間に中程度以上の相関が示された。この結果は自己評価式尺度を用いた場合には避けられない限界の能性もあるが、MCAS-8 の得点は抑うつ症状と共に増減する可とも考えられる。このことから、MCAS-8 が妥当にメタ認知的知覚を推定していることを検証するためには MCAS-8 の得点が継時的に安定していることや、抑うつ症状が悪化もしくは軽減しても MCAS-8 の得点は変化しないことを検証する必要がある。

また先行研究において心理的な要因が精神疾患の発症や精神症状の悪化を促すリスク要因が有する特徴が議論されており、その基準の一つとして要因の強さは継時的に安定していることが挙げられている (Ingram & Luxton, 2005)。特にその要因が抑うつリスク要因と位置づけられるためには、抑うつ症状が変化した場合であってもその強さが安定していることが必要とされる (Santor, Bagby, & Joffe, 1997)。このことから、精神疾患のリスク要因と同様に抑うつへの予防要因も抑うつ症状の強さに左右されず継時的に安定している必要があると考えられる。そして 4 章で論じたように、メタ認知的知覚が弱い場合にはうつ病再発リスクが高まることから、メタ認知的知覚は抑うつ脆弱性に影響を及ぼす要因であり、メタ認知的知覚の強さが継時的に安定していると思われる。そのため、MCAS-8 がメタ認知的知覚の水準を妥当に測定している場合には、MCAS-8 の得点は継時的に安定している必要がある。

以上の点を踏まえ、研究 6 では縦断的調査を実施し MCAS-8 得点の安定性を検討することを目

的とする。

第2節 研究6：大学生と成人を対象としたMCAS-8の安定性に関する検討

心理的要因の安定性に関するこれまでの研究において、安定性の評価には相対的安定性 (relative stability) と絶対的安定性 (absolute stability) という異なる二つの評価法が用いられている (Santor et al., 1997)。相対的安定性とは、個人間にみられる相対的な得点差の安定性または群内の得点順位の安定性 (例えば、初回測定時点で高得点群であった者が、2回目の測定においても高得点群であるかどうか) であり、インターバルを挟んで測定された測定値間の相関が強い場合に安定性が認められる。他方、絶対的安定性とは群全体が示す得点 (平均値) の安定性であり2回の測定された平均値に差が認められない (有意差が認められない) 場合に絶対的安定性があると認められる。これに倣い本研究では、絶対的安定性と相対的安定性の両側面からMCAS-8の安定性を検討する。

抑うつに関連する心理的要因 (ネガティブな反すうや抑うつスキーマなど) の安定性に関するこれまでの研究において、対象の属性や年齢が安定性の程度に影響を与えることが報告されている (Bagby, Rector, Bacchioni, & McBride, 2004; Hankin, 2008 など)。このことを踏まえ、本研究では女子大学生と一般成人の異なる2群を調査対象とする。

方法

1. 調査対象と手続き

(1) Sample 1: 関東圏にある私立女子短期大学の学生を対象として2回の調査が実施された。初回測定では76名が調査に参加した。2回目調査に参加しすべての項目に不備なく回答した53名 (初回調査時において 18.98 ± 1.15 歳) を対象とした。なお本調査の実施に際し、事前に大学管理責任者に対し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共に、質問用紙のフェイスシートにも同様の調査目的が記載された。1回目調査はX年5月中旬 (T1)、2回目調査はX年9月中旬 (T2) に実施した。2回の調査間はおおよそ5ヶ月であった。

(2) Sample 2: 近畿地方に在住もしくは勤務する成人を対象として2回の調査が実施された。一部は管理職によって本研究の趣旨が説明された上、調査が実施された。他は研究者 (著者) および協力者によって研究趣旨が説明された上、対象者に配布され実施された。2回の調査に参加し、すべての質問項目に不備なく回答した112名 (男性33名、女性79名、初回測定時の年

年齢 44.4 ± 10.68 歳，年齢範囲 21-70 歳，20代：8名，30代：29名，40代：38名，50代以上：37名）を対象とした。1回目調査はX年8月初旬(T1)，2回目調査はX+1年4月中旬(T2)であった。2回の調査間はおおよそ9ヶ月であった。

両群ともに本調査への協力は自由意思に任せられた。なお，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年齢，性別，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。

2. 調査材料

(1) MCAS-8（メタ認知的知覚尺度-8；Metacognitive Awareness Scale-8）：MCAS-8は日常生活上での不快な出来事に直面した際に見られるネガティブな認知や不快な気分への反応の傾向からメタ認知的知覚の水準を推定することを目的にしている。MCAS-8の項目はMAWAREの基準内容を参考に作成されており，「包括的な表現の使用」や「心理的距離」などが反映されている。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，得点が高いほどメタ認知的知覚が強いことを表す。

(2) 自己記入式抑うつ尺度（Self-rating Depression Scale, Zung, 1965, 以下SDS）：抑うつの測定にはSDSの日本語版（福田・小林, 1973）を用いた。SDSは20項目で構成され，その半数の項目は否定的表現で，残りの半数が肯定的表現で記述されている。回答形式は4件法（1：ない又はたまに-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している。

結果と考察

相対的安定性

各測定値の平均および標準偏差はTable 9に示してある。メタ認知的知覚の相対的安定性を検討するために，各群におけるT1とT2とのメタ認知的知覚の再検査相関を求めた。その結果，両群においてT1とT2で測定したメタ認知的知覚の間には高い相関が認められた（Sample 1： $r = .697$ ，Sample 2： $r = .709$ ，共に $p < .001$ ）。また，両群が示した相関係数には有意差は認められなかった（ $Z = .119$ ， $n. s.$ ）。なお，各群共にT1とT2抑うつ状態間の相関は高かった（Sample 1： $r = .688$ ，Sample 2： $r = .700$ ，共に $p < .001$ ）。

絶対的安定性

メタ認知的知覚の絶対的安定性を検討するために，対応のある t 検定を行いT1とT2での測定値差を検討した。その結果，両群ともT1とT2でのメタ認知的知覚の強さに差は認められなかった（Sample 1： $t(54) = -.112$ ， $n. s.$ ， $d = 0.01$ ；Sample 2： $t(111) = -.247$ ， $n. s.$ ， d

= 0.02)。また T1 と T2 での抑うつ状態の差を検討したところ Sample 1 では差は認められなかったが ($t(54) = .239, n. s., d = 0.03$), Sample 2 では有意差が認められ T1 よりも T2 において強い抑うつ状態にあった ($t(111) = -3.2, p < .01, d = 0.24$)。

Sample 1 では女子大学生を対象として、5ヶ月間を挟んだ MCAS-8 の安定性を検討した。その分析の結果、2回にわたる MCAS-8 の得点間には非常に高い相関 ($r = .697$) が認められた。また T1 と T2 の MCAS-8 の得点には有意な差は認められなかった。この結果から MCAS-8 の相対的および絶対的安定性が認められ、女子大学生における MCAS-8 得点は非常に安定していることが示された。Sample 2 では成人を調査対象とし、9ヶ月の調査期間を設け MCAS-8 の安定性を検討した。その結果、Sample 1 と同じように T1 と T2 での MCAS-8 の得点間には高い相関が認められた。さらに Sample 2 では T1-T2 間において抑うつ状態の悪化が認められたが、T1-T2 間における MCAS-8 得点には変化は認められなかった。このことから、成人を対象とした場合であっても MCAS-8 得点は非常に安定していることが認められると共に、MCAS-8 の得点は抑うつ状態の増減の影響を受けないことが示された。以上の異なる二つのサンプルを対象とした本研究の結果から、対象者の属性や調査期間に関わらず MCAS-8 は高い絶対的および相対的安定性があり、メタ認知的知覚の特徴に沿うように MCAS-8 の得点は抑うつ症状を反映しないことが明らかになった。

Table 9-a 研究6—各変数の記述統計量およびT1とT2間の有意差と相関係数（大学生群）

	T1	T2	t	効果量 (d)	T1-T2の相関係数
MCAS-8	25.17 (6.81)	25.26 (8.34)	$t = -.122$	0.01	$r = .697^{***}$
抑うつ症状	47.26 (9.10)	47.02 (9.78)	$t = .239$	0.03	$r = .688^{***}$

note: ** $p < .01$ *** $p < .001$

Table 9-b 研究6—各変数の記述統計量およびT1とT2間の有意差と相関係数（成人群）

	T1	T2	t	効果量 (d)	T1-T2の相関係数
MCAS-8	31.39 (7.01)	31.52 (7.48)	$t = -.247$	0.02	$r = .709^{***}$
抑うつ症状	36.41 (8.95)	38.54 (8.97)	$t = -3.20^{**}$	0.24	$r = .700^{***}$

note: ** $p < .01$ *** $p < .001$

第3節 本章のまとめ

先行研究において、メタ認知的知覚は継時的に安定した要因であること指摘されていた (Teasdale et al., 2002)。また精神疾患への脆弱要因は継時的に安定していることが条件であり、それゆえ、うつ病再発リスクを抑える要因と指摘されているメタ認知的知覚の強さは安定している必要がある。このことから、MCAS-8 がメタ認知的知覚を妥当に測定しているならば、MCAS-8 により推定されるメタ認知的知覚の強さは継時的に安定している必要があると考えられる。そこで本研究は相対的安定性と絶対的安定性の異なる二つの方法によって MCAS-8 の継時的な安定性を検討した。また対象者の属性や調査期間の長さによって安定性の強さが影響されることがこれまでに指摘されていることから、本研究では調査期間の長さを変えると共に女子大学生と一般成人の質的に異なる2群を対象にした。調査の結果、両群において数ヶ月をおいても MCAS-8 得点の相対的および絶対的安定性が認められ、MCAS-8 で推定されるメタ認知的知覚の水準は群の質や調査期間の長さに関わらず安定していることが示された。加えて、Sample2 では調査期間をはさんで SDS 得点の増加が認められたものの、MCAS-8 の得点には変化が認められなかった。これは抑うつ症状の増減に関わらず MCAS-8 の得点は安定していることを示唆しており、先行研究 (Teasdale et al., 2002) が指摘するメタ認知的知覚は抑うつ症状を反映する要因ではないことに沿うものである。この結果も MCAS-8 の構成概念妥当性を支持するものである。

第三部

メタ認知的知覚の機能に関する検討

第9章

抑うつとネガティブな認知の関係性に及ぼすメタ認知的知覚の影響

第1節 本章の目的

4章で論じたように、Teasdaleの抑うつ処理活性仮説では抑うつ気分が喚起する際に見られる情報処理過程が抑うつ脆弱性に関連しているとされている。具体的には、抑うつ気分とネガティブな認知の結びつきが強固に維持される場合には、抑うつ気分とネガティブな認知の連鎖によって抑うつ的な悪循環が引き起こされ、一時的で軽度な抑うつ気分が重篤で慢性的な抑うつ状態、延いてはうつ病の発症を引き起こすと示唆されている (Teasdale, 1999)。Teasdaleは認知療法やマインドフルネストレーニングがもたらす治療効果は抑うつ気分とネガティブな認知の悪循環を阻止するメタ認知セットの構築にあると指摘しており (Teasdale et al., 1999)、それゆえ、メタ認知的セットの根幹であるメタ認知的知覚は抑うつとネガティブな認知の結びつきの強さに影響を及ぼし、抑うつ気分とネガティブな認知の連鎖を抑制する機能があるとされている (Teasdale et al., 2002)。しかしながら、これまでの研究において、実際にメタ認知的知覚が強い場合には抑うつとネガティブな認知の結びつきが弱い状態が維持されていることは実証されていない。そこで、本章の研究では開発したMCAS-8によってメタ認知的知覚の水準を評定し、抑うつとネガティブな認知の結びつきの強さに及ぼすメタ認知的知覚がもつ効果を検討することを目的とする。

Teasdaleは、意味のネットワークモデルを踏まえ、抑うつ気分—ネガティブな認知の連鎖が喚起される引き金を抑うつ気分によりネガティブな概念を有するノード（つまり、ネガティブな認知）が活性化することにあると示唆している。この抑うつ処理活性仮説では、【抑うつ→ネガティブな認知の喚起→さらなる抑うつの悪化→ネガティブな認知の喚起→抑うつ悪化→…】という抑うつの悪循環により、慢性的な抑うつ状態が維持されうつ病発症に至ることが仮定されている。しかしながら、抑うつとネガティブな認知の結びつきに及ぼすメタ認知的知覚の効果を検証する上で、この悪循環の全過程を一度に検証することは現実的に不可能である。このことから、本章で実施する研究ではTeasdaleが指摘する悪循環モデルの【抑うつ→ネガティブな認知】のプロセスに着目し、横断的調査および実験研究によって抑うつとネガティブな認知の結びつきの強さに及ぼすメタ認知的知覚の影響を検討することを目的とする。

研究7では横断的調査を実施し、メタ認知的知覚が抑うつとネガティブな認知の結びつきにどのような影響を及ぼすかを検討する。研究8では横断的調査の限界を考慮し、実験研究を行

い、メタ認知的知覚が抑うつ気分誘導操作前後でのネガティブな認知の変化にどのような影響を及ぼすかを検討する。

第2節 研究7：認知的反応性に及ぼすメタ認知的知覚の効果（横断的研究）

メタ認知的知覚がもたらす抑うつとネガティブな認知の関係性に及ぼす影響はこれまで検討されていないことから、本研究はメタ認知的知覚に関する萌芽的な研究に位置づけられる。さらにメタ認知的知覚は抑うつ脆弱性に影響を与える要因であることを踏まえると、本研究結果次第ではメタ認知的知覚の予防的応用を見据えることも可能となろう。以上の2点から、本研究の調査対象は限定された属性や年齢を有する対象ではなく、幅広い年齢層からなる対象を得ることが適当であると考えられる。また抑うつとネガティブな認知の結びつきの強さに及ぼすメタ認知的知覚の効果を検討するにあたり、本研究では抑うつとネガティブな認知の結びつきの強さを示す指標として、認知的反応性(cognitive reactivity)を取り上げる。認知的反応性とは、抑うつ状態下でのネガティブな認知の強まり易さである(Wenze, Gunthert, & Forand, 2010)。横断的調査を行う研究7では、メタ認知的知覚、抑うつ、ネガティブな認知の強さを横断的に測定し、階層的重回帰分析を用い（目的変数にネガティブな認知、説明変数に抑うつ、メタ認知的知覚、および抑うつとメタ認知的知覚の交互作用を投入）、メタ認知的知覚がもつ認知的反応性への影響を検討することを目的とする。

本研究の仮説

これまでの研究において、メタ認知的知覚を伴う視点からネガティブな認知を体験する場合には、ネガティブな認知は真実でない一時的なメンタル・イベントと捉えることができるため、抑うつ気分とネガティブな認知の連鎖を抑制することができることと示唆されている(Teasdale, 1999)。実際、この指摘を支持するように、メタ認知的知覚を向上させるMBCTによって認知的反応性が減弱すること(Raes et al., 2009)が報告されている。これらの点から、メタ認知的知覚が強い者では認知的反応性が低い状態にあると予測される。つまり、メタ認知的知覚が弱い者では抑うつ症状の悪化に伴いネガティブな認知が強まるが、メタ認知的知覚が強い者では抑うつ症状が悪化してもネガティブな認知は悪化しないと予測される。

方法

1. 調査対象者と手続き

関東、近畿地方に在住または勤務する成人492名に本調査を実施した。すべての質問項目

に回答した428名(31.16±11.47歳, 関東地方:41.4%, 近畿地方:58.6%, 男性143名, 女性285名, 年齢範囲20–69歳, 20歳代36.0%, 30歳代31.1%, 40歳代18.2%, 50歳代10.3%, 60歳代4.4%)を最終的に本研究の対象とした。一部の質問紙は本研究の協力者によって近隣住民に, 他は地域のコミュニティセンターや企業に勤務・来所する者に研究者によって配布され, 本調査への協力を依頼し, 回答後に回収した(回収率は89.5%, 回答所要時間はおよそ10分)。なお, 調査への協力は調査対象者の自由意思に任せられ, 個人を特定する情報の回答は求めなかった。

2. 調査材料

(1) MCAS-8: MCAS-8によってメタ認知的知覚を推定した。MCAS-8の詳細は研究6と同じため, 省略する。本調査における内的整合性はCronbach $\alpha=.870$ であった。

(2) 自己記入式抑うつ尺度 (Self-rating Depression Scale; Zung, 1965, 以下SDSとする): 抑うつの測定にはSDSの日本語版(福田・小林, 1973)を用いた。SDSは20項目で構成され, その半数の項目は否定的表現で, 残りの半数が肯定的表現で記述されている。回答形式は4件法(1:ない又はたまに–4:ほとんどいつも)であり, 高得点は強い抑うつを示す。($\alpha=.803$)

(3) 抑うつスキーマ尺度 (Depressogenic Schemata Scale; 家接・小玉, 1999): ネガティブな認知の測定には, DSSを用いた。DSSは非機能的態度尺度を参考として作成され, 3つの下位尺度(高達成志向, 他者依存的評価, 失敗不安)によって構成される。回答形式は7件法(1:全くそう思わない–7:全くそう思う)であり, 高得点はネガティブな認知が強いことを示す。DSSは十分な内的整合性と再検査信頼性と共に, 抑うつや自動思考などとの間に正の相関が認められ, 基準関連妥当性が確認されている。本調査では, 高達成思考 $\alpha=.829$, 他者依存的評価 $\alpha=.766$, 失敗不安 $\alpha=.865$ であった。

なお一部の研究(Clark & Beck, 1999)では, 抑うつスキーマは特性的な要因と指摘しているが, 多くの実験研究において抑うつスキーマは感情および心理的状态によってその強さが変動することが報告されている。例えば, 実験参加者を抑うつ気分誘導する前後ではその参加者が示す抑うつスキーマが悪化すること(e. g. Miranda et al., 1990)や, 臨床群を対象とした研究においても薬物療法後にはうつ病患者が示す抑うつスキーマが弱まること(e. g. Ohrt et al., 1998)が見出されている。このことから, 本研究では抑うつスキーマを抑うつ状態の増減に伴って変動する状態依存性のある変数として扱うことにする。

結果と考察

メタ認知的知覚、ネガティブな認知、抑うつ、および年齢の関連性を検討するため相関係数を求めた。その結果および各変数の記述統計量を Table 10 に示す。メタ認知的知覚は抑うつおよびネガティブな認知との間に比較的高い負の相関（抑うつ $r = -.536$ 、ネガティブな認知 $r = -.400$ 、共に $p < .001$ ）が認められた。また抑うつとネガティブな認知との間に正の相関が認められ（ $r = .307$ 、 $p < .001$ ）、年齢はメタ認知的知覚との間に正の相関（ $r = .159$ ）、抑うつおよびネガティブな認知との間に負の相関（抑うつ $r = -.162$ 、ネガティブな認知 $r = -.160$ ）が認められた（すべて $p < .001$ ）。

Table 10 研究7—各変数の統計量と各変数間の相関係数

		<i>M</i>	<i>SD</i>	1	2	3
1	年齢	36.16	11.46	—		
2	メタ認知的知覚	28.80	7.19	.159	—	
3	ネガティブな認知	84.52	17.15	-.160	-.400	—
4	抑うつ	39.78	7.69	-.162	-.536	.307

note: 相関係数はすべて $p < .001$

メタ認知的知覚が認知的反応性に影響を及ぼすかを検討するため、年齢、抑うつ、メタ認知的知覚、および抑うつとメタ認知的知覚の交互作用を説明変数、ネガティブな認知の強さを基準変数として階層的重回帰分析を行った。なお、各変数を Z 得点に換算した上で分析を行った。分析では Step 1 に年齢、Step 2 に抑うつ、Step 3 にメタ認知的知覚、Step 4 にメタ認知的知覚と抑うつの交互作用項を投入した。階層的重回帰分析の結果は Table 8 に示してある。Step 1 から Step 4 の各ステップにおいて有意な重決定係数の変化が認められた（Step 1: $\Delta R^2 = .026$, Step 2: $\Delta R^2 = .081$, Step 3: $\Delta R^2 = .072$, Step 4: $\Delta R^2 = .027$, すべて $p < .001$ ）。なお、各ステップにおいて多重共線性の問題は認められなかった（*VIFs* < 1.41）。最終的に Step 4 での各説明変数の標準偏回帰係数は、年齢 $\beta = -.080$ (*n.s.*)、抑うつ $\beta = .108$ ($p < .05$)、メタ認知的知覚 $\beta = -.305$ ($p < .001$)、抑うつとメタ認知的知覚の交互作用 $\beta = -.168$ ($p < .001$)であった。以上の分析結果は、Table 11 にまとめてある。

抑うつとメタ認知的知覚との交互作用の標準偏回帰係数が有意水準にあったことから、Simple Slope Analysis の手法 (Aiken & West, 1991) に従って、メタ認知的知覚が平均よりも

1SD高い場合 (Z 得点=1) と 1SD 低い場合 (Z 得点=-1) における認知的反応性を検討した。なお階層的重回帰分析において年齢は有意な説明変数ではなかったことから、今回の分析では説明変数から除去した。その結果を Figure 3 に示す。Simple Slope Analysis の結果、メタ認知的知覚が弱い場合には抑うつの悪化に伴いネガティブな認知が強まったが ($t = 4.06, p < .001$), メタ認知的知覚が強い場合には抑うつが悪化してもネガティブな認知の強さは変化しなかった ($t = -0.68, n. s.$)。

Table11 研究7-階層的重回帰分析の結果

ステップ	基準変数	R ²	ΔR ²	ΔF	β
Step 1		.026	.026	11.208**	
	年齢				-.160**
Step 2		.107	.081	38.721***	
	年齢				-.113*
	抑うつ				.289***
Step 3		.179	.072	37.016***	
	年齢				-.091*
	抑うつ				.129*
	メタ認知的知覚				-.315***
Step 4		.206	.027	14.536***	
	年齢				-.080
	抑うつ				.108*
	メタ認知的知覚				-.305***
	抑うつ×メタ認知的知覚				-.168***

*** $p < .001$ ** $p < .01$ * $p < .05$

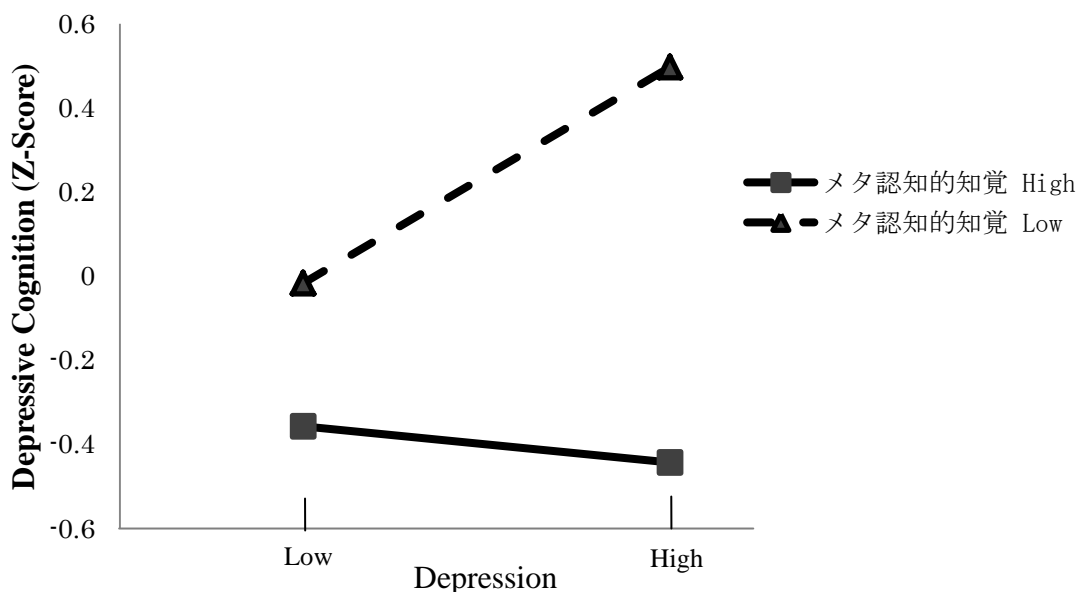


Figure 3 認知的反応性に及ぼすメタ認知的知覚の効果

本研究から、メタ認知的知覚は抑うつとネガティブな認知の結びつきの強さに影響を与える心理的な要因であることが認められた。本調査が示した結果は、メタ認知的知覚が強い場合には認知的反応性が低く、抑うつが一時的に強まる状況下においてメタ認知的知覚が弱い者と比べるとメタ認知的知覚が強い者ではネガティブな認知の想起が抑止されやすいことを示している。つまり、メタ認知的知覚が強いほど抑うつとネガティブな認知の結びつきが弱く、そのためメタ認知的知覚が強い者では【抑うつ→ネガティブな認知→抑うつ→…】の連鎖は引き起こされないと考えられる。それゆえ、メタ認知的知覚が弱い者と比較すると、強い者では抑うつが喚起された場合であっても比較的早くその状態から離脱することが可能であると考えられる。

本研究の限界としては、本研究では認知的反応性を直接的に評定せず自己評価式尺度を用いて間接的に評定したことが挙げられる。これまでの認知的反応性に関する多くの研究では、抑うつ気分誘導操作前後のネガティブな認知の変化を測定することで認知的反応性の程度が査定されている (e. g. Miranda et al., 1998)。本研究の調査対象者は幅広い年齢層からなる 400 名強であったために、実験的な手続きが困難であり横断的な手法を用いた。しかしながら、より詳細にメタ認知知覚が示す認知的反応性への影響を検討するためには実験的な手法によって検討する必要があると考えられる。

そこで、研究 8 では実験的手法を用い認知的反応性に及ぼすメタ認知的知覚の効果を検討する。

第3節 研究8：認知的反応性に及ぼすメタ認知的知覚の効果（実験研究）

研究7では横断的調査によって、抑うつとネガティブな認知の結びつきの強さを表す指標である認知的反応性へのメタ認知的知覚の効果を検証した。その結果、メタ認知的知覚が弱い場合には抑うつの悪化に伴ってネガティブな認知が強まるが、メタ認知的知覚が強い場合には抑うつが一時的に悪化しても、その悪化に伴ってネガティブな認知が強まらないことが示された。研究8ではこの横断的調査の結果を実験的手続きにより再検証することを目的とする。

本研究の仮説

これまでの実験研究において、うつ病歴がある者では抑うつ気分が喚起した際にネガティブな認知が強まることが報告されている (Miranada et al., 1990; Miranda et al., 1998; Scher et al., 2005)。しかしながら、非臨床群を対象とした研究では抑うつ気分誘導後にネガティブな認知が弱まることを報告されている (Beevers et al., 2009; Miranada et al., 1990)。このことから、非臨床群が多くを占める大学生を対象とする本研究でも同様の結果、抑うつ気分誘導操作後においてネガティブな認知は弱まる傾向を示すと予測される。一方で、メタ認知的知覚は抑うつ気分とネガティブな認知の結びつきに作用する要因であることや、メタ認知的知覚の向上を促す心理療法（認知療法やMBCT）によって認知的反応性が抑えられることを踏まえると、大学生を対象とした本研究でもメタ認知的知覚のレベルに伴って認知的反応性が変動すると推測される。以上から、本研究において、メタ認知的知覚が強い者では弱い者と比べると、抑うつ気分誘導操作後でのネガティブな認知の減弱程度がより大きいと予測される。

方法

1. 実験対象者

心理学の講義を受講する大学生 72 名が実験参加した。その中で、すべての質問に回答した 63 名（男性 24 名、女性：39 名、 20.22 ± 0.98 歳）を分析対象とした。なお、実験への参加は対象者の自由意思に任せられ、個人を特定する情報の回答は求められなかった。

2. 調査材料

(1) メタ認知的知覚：MCAS-8 を用いて、メタ認知的知覚を測定した。研究6と同様のため、詳細は省略する。

(2) ネガティブな認知：認知的反応性を検討する先行研究において、ネガティブな認知として非機能的態度（抑うつスキーマ）が用いられている (e.g. Miranda et al., 1998)。しかしな

がら、研究4においてMCAS-8と抑うつスキーマとの間に中程度の相関が認められていることから、本研究において非機能的態度をネガティブな認知とする場合にはメタ認知的知覚の強さに伴って非機能的態度が強い状態にあることが推測された。そこで本研究ではネガティブな認知として、抑うつを構成する重要な認知であり (Beck et al., 1974)、心理状態によって変動する要素を持つと指摘される絶望感 (Young et al., 1996) の測定項目を用いることにした。その項目はベック絶望感尺度 (Tanaka et al., 1998) にある20項目を用いた。しかしながら、本来ベック絶望感尺度は2件法 (はい、いいえ) である。そのため、抑うつ気分誘導操作前後のネガティブな認知の微妙な変動を測定する本研究では不適當であると思われた。そこで、自尊感情尺度を4件法から10件法に変更し自尊感情の変動を測定した先行研究 (Franck & Raedt, 2007) に倣い、本研究では原版の2件法を5件法 (1:まったく当てはまらない—5:非常に当てはまる) とし抑うつ気分誘導操作前後のネガティブな認知の変動を測定した (得点範囲: 20—100; Appendix VIII)。本研究においてCronbachの α 係数はプレ期で.853、ポスト期で.895であり高い内的整合性が保たれていることが確認された。

(3) 抑うつ気分: 抑うつ気分誘導操作の効果を検討するため、気分調査票 (坂野ら, 1994; Appendix IX) によって抑うつ気分誘導操作前後の対象者の感情を測定した。気分調査票は5つの下位尺度 (緊張と興奮, 爽快感, 疲労感, 抑うつ感, 不安感) で構成され、4件法 (1:まったく当てはまらない—4:非常に当てはまる) で測定される。本研究では抑うつ感と不安感の二つの下位尺度によって誘導操作前後の抑うつ気分および不安感を測定した。

(4) 類似経験の有無: 過去に体験したネガティブな出来事と類似する出来事に直面した場合、その過去の経験によって形成されたネガティブな認知が表出しやすいとの指摘 (Beck, 1983) があることから、抑うつ気分誘導操作に用いたストーリー (後述) と類似した出来事を経験した者が導入後にネガティブな認知を強める可能性も考えられた。このことから、ストーリーに類似した経験の有無を尋ねた (3件法: ある, ない, 覚えていない)。

3. 抑うつ気分誘導操作

実験参加者に抑うつのストーリーを提示することで抑うつ気分誘導操作を行った。ストーリーの提示は講義室のスクリーンを用いて行われた。これまでの研究において、抑うつ気分は対人関係場面で引き起こされやすいと指摘されていること (Beck, 1983) から、ストーリーの概要はある人物 (ストーリー内では「Aさん」と記述) が友人との交流において自身が嫌われているかもしれないと疑うものとした (提示されたストーリー内容: Aさんには、いつも一緒にいる仲の良い友人が4人います。ある日、評判の良い店に食事に行こうとその4人を誘いまし

た。そろって「行きたい！」と言いましたが、その日は4人とも都合が悪いということでした。その数日後、Aさんはその4人だけで、その店に頻繁に行っていることを耳にしました。『なんで自分だけが誘われない?』などと、数日間Aさんは悲観的な思考をくり返しました)。ストーリー後、Aさんが繰り返す10個のネガティブな認知が一つずつ順に提示された(例:「将来…人間関係が良くなることなんて…ないよ…」)。

4. 実験手続き

本実験は講義終了後に行われた。授業に参加していた大学生に「体験に関する研究」と伝え、本実験の概要を説明した上で実験への参加を求めた。参加への同意が得られなかった学生は講義室から退出した。参加への意思があると認められた学生にインフォームドコンセントシート(実験概要、実験への参加・不参加、および途中退出が自由であることなどが記載)を配布し、記入後に回収した。その後、調査用紙を配布し気分誘導操作前(プレ期)の測定を行った(メタ認知的知覚、ネガティブな認知、抑うつ気分、不安感)。抑うつ気分誘導操作直前に誘導操作後(ポスト期)に実施する調査用紙を配布した。その際、指示があるまでポスト期の調査用紙は開かないこと、ストーリーを提示している間には周囲の人と会話などをしないことをお願いした。室内の照明を消灯した後、抑うつ気分誘導操作が実施された。ストーリー提示直前に、以下の教示文が提示された:「これから、ある人物が実際に体験した出来事が示されます。それを読み、その人物がどのような気持ちになり、何を考えていたのかを出来る限り、共感してみてください」。ストーリー終了後、スクリーンに「質問紙に回答してください」と提示され、実験参加者はポスト期の質問項目(抑うつ気分、不安感、ネガティブな認知、類似経験の有無)に回答した。その際、室内の照明は点灯された。プレ・ポスト期の調査用紙は一斉に回収された後、デブリーフィングが行なわれ、少々の雑談をして実験参加者の抑うつ気分などの不快気分を消失させるよう努めた。

結果と考察

1. 群分けとベースライン測定

メタ認知的知覚の抑うつ気分下での認知的反応性への影響を検討するため、メタ認知的知覚の強さによって3群に分け、ネガティブな認知を従属変数とし群比較を行った。メタ認知的知覚が平均値から0.5SD以上得点が高い者をメタ認知的知覚高群(19名、男性7名、女性12名、以下、H群)と、0.5SD以上得点が高い者をメタ認知的知覚低群(18名、男性5名、女性13名、以下、L群)、残りをメタ認知的知覚中群(26名、男性14名、女性12名、以下M群)とした。

3群が示すメタ認知的知覚には差が認められ ($F(2, 60) = 134.50, p < .001$), H群, M群, L群の順にメタ認知的知覚が強かった(H群:33.74±3.56, M群:26.27±2.13, L群:17.17±3.65)。なお, 3群において年齢, 男女比, プレ期の抑うつ気分, プレ期の不安感, 類似経験の有無には違いは認められなかった(年齢: $F(2, 60) = 2.146, n. s.$, 男女比: $\chi^2(2) = 1.541, n. s.$, 抑うつ気分: $F(2, 60) = 2.845, n. s.$, 不安感: $F(2, 60) = 2.689, n. s.$, 類似経験の有無: $\chi^2(4) = 8.638, n. s.$)。Table 12には, ベースライン時の各群の平均値およびSDが示されている。

Table 12 研究8-3群が示す各変数の平均得点と標準偏差

	メタ認知的知覚の水準		
	L群	M群	H群
<i>n</i>	18	26	19
年齢	20.39±1.24	20.38±0.85	19.84±0.77
メタ認知的知覚	17.17±3.65	26.27±2.13	33.74±3.56
抑うつ気分			
プレ	18.39±2.70	16.92±4.02	16.47±4.44
ポスト	20.72±2.61	20.31±4.39	18.26±4.76
不安感			
プレ	23.28±4.31	21.58±4.73	20.05±3.33
ポスト	22.28±4.46	20.46±4.42	20.62±4.36
ネガティブな認知			
プレ	62.00±6.55	56.04±8.62	59.89±7.43
ポスト	61.39±11.60	51.96±12.48	50.42±9.03

* $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

2. 抑うつ気分誘導操作の効果

抑うつ気分誘導操作の効果を検討するために, 各群が示すプレ期・ポスト期の抑うつ気分および不安感を比較した。3(群:H群, M群, L群)×2(時間:プレ期とポスト期)の分散分析を行った結果, 抑うつ気分では有意な時間×群の交互作用は認められず ($F(2, 60) = 0.933, n. s.$, $\eta^2 = 0.030$), 時間に関する有意な主効果が認められた ($F(1, 60) = 24.088, p < .001$,

$\eta^2=0.286$)。不安感では有意な時間×群の交互作用 ($F(2, 60) = .025, n. s., \eta^2 = 0.001$) および有意な時間と群の主効果は認められなかった (時間: $F(1, 60) = 2.463, n. s., \eta^2 = 0.039$, 群: $F(2, 60) = 1.905, n. s., \eta^2 = 0.06$)。以上の分析から、本実験で用いた抑うつ気分誘導操作は抑うつ気分のみを強め、さらに各群が示す抑うつ気分が増大した割合には差がないことが確認された。

3. メタ認知的知覚とネガティブな認知の変化の相関

メタ認知的知覚の強さと認知的反応性の関連性を検討するために、全参加者を対象として MCAS-8 の得点と気分誘導操作前後でのネガティブな認知の変動程度 (「ポスト期でのネガティブな認知の得点」から「プレ期でのネガティブな認知の得点」を減じた値) との相関係数を算出した。その結果、MCAS-8 得点とネガティブな認知の変動には有意な負の相関 ($r = -.304, p < .05$) が認められ、メタ認知的知覚が強い大学生ほど抑うつ感情誘導操作後にはネガティブな認知が弱まることを示された。

4. 群比較によるネガティブな認知の変化

メタ認知的知覚が及ぼす抑うつ気分誘導操作前後でのネガティブな認知の強さの変化を検討するために、ネガティブな認知を従属変数とした 3 (群: H 群, M 群, L 群) × 2 (時間: プレ期, ポスト期) の分散分析を行った。その結果、有意な交互作用は認められなかったがその水準は有意傾向を示した ($F(2, 60) = 3.07, p = .054, \eta^2 = 0.093$)。群およびテスト時点の主効果は有意水準にあった (群: $F(2, 60) = 5.82, p < .01, \eta^2 = 0.162$; 時間: $F(1, 60) = 11.29, \eta^2 = 0.158, p < .01$)。

群とテスト時点との交互作用が有意傾向にあったことから単純主効果の検定 (*Bonferroni*) を行った。その結果、L 群では抑うつ気分誘導操作前後でのネガティブな認知の強さに差は認められなかったが ($F = 0.55, n. s.$)、H 群ではネガティブな認知の強さの変化が認められ、抑うつ気分誘導操作後にネガティブな認知が弱まることを認められた ($F = 14.07, p < .001$)。M 群では抑うつ気分誘導操作後にネガティブな認知が弱まる傾向が認められた ($F = 3.57, p < .07$)。Figure 4 にはプレ期とポスト期における各群のネガティブな認知の強さが示されてある。またプレ—ポスト期でのネガティブな認知の減弱に関する効果量は、メタ認知的知覚が強い群ほど効果量が高くなり H 群では高い効果量が認められた (L 群: $d = 0.06$, M 群: $d = 0.38$, H 群: $d = 1.30$)。

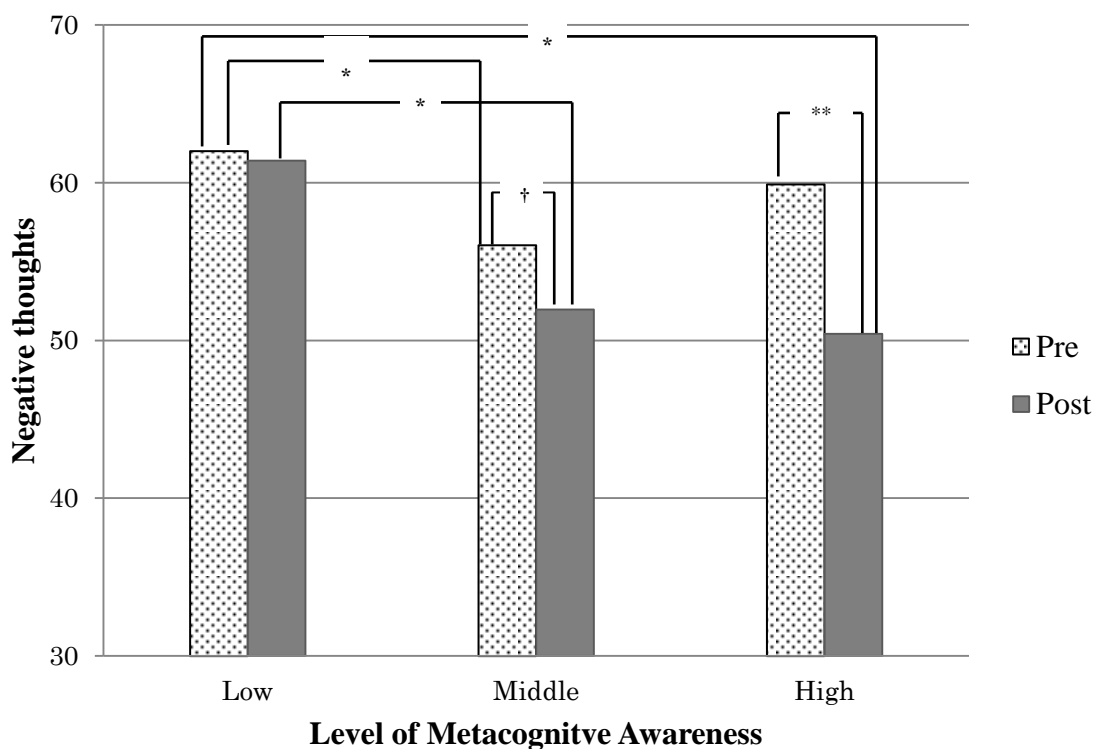


Figure 4 L・M・H群における抑うつ気分誘導操作前後でのネガティブな認知の変動

メタ認知的知覚のレベルに基づいて3群に分け抑うつ気分誘導操作前後でのネガティブな認知を測定したところ、メタ認知的知覚が弱い群(L群)では誘導操作前後でのネガティブな認知の変化は認められなかったが、メタ認知的知覚が強い群(H群)では気分誘導操作後にネガティブな認知が弱まった。加えて、メタ認知的知覚が強い群ほど抑うつ気分誘導操作前後でのネガティブな認知の減弱に関する効果量が大きかった。これらの結果から、メタ認知的知覚は抑うつ気分下での認知的反応性に影響を及ぼし、メタ認知的知覚が強い者は弱い者と比べると、抑うつ気分が高まる状況下にあってもネガティブな認知が強まり難いことが示された。この結果は、研究7で示された横断的調査の結果を支持するものであると同時に、Teasdaleが指摘したようにメタ認知的知覚が強い状態では抑うつとネガティブな認知の結びつきが弱く、それゆえに抑うつ的な悪循環が抑止されやすいことを支持する結果であると考えられる。

本研究の限界

本研究の結果、メタ認知的知覚のレベルによって、抑うつとネガティブな認知の結びつきの強さが異なることが明らかになったが、抑うつ気分誘導操作後にメタ認知的知覚が強い者(本研究ではH群)がネガティブな認知を弱める背景は明らかにすることはできなかった。不快な気分過度に囚われる場合には嫌悪的な記憶の想起が促されること(Rusting & Dehart, 2000),

不快気分へのモニタリング機能が高い者ほど不快気分を制御する情報処理が実行されやすいこと (Salovey et al., 1995) から、本研究が示したメタ認知的知覚が強い者では抑うつ気分誘導操作後にネガティブな認知が弱まった結果は、抑うつ気分の制御が強く促進された副次的な結果の可能性もある。また先行研究においてメタ認知的知覚と類似する脱中心化が強い者は認知的再評価を行うスキルが高いことが報告されている (Fresco, et al., 2007)。このことから、気分誘導操作後にH群においてネガティブな認知が弱まった現象は、メタ認知的知覚が強い者は想起したネガティブな認知を再評価したことでネガティブな認知が弱まった結果による可能性も考えられる。これらの可能性を検証するためにも今後の更なる実験的な検討が必要である。

特定の気分がもたらす情報処理機能への影響に関するこれまでの多くの研究では、従属変数として自伝的な記憶を取り上げている (Rusting & Dehart, 2000 など)。メタ認知的知覚がもたらす情報処理過程への影響をさらに検討する上で、今後、記憶を従属変数として研究を行う必要がある。また本研究では、ストーリーの登場人物が体験した出来事を提示することで抑うつ気分への誘導を行った。しかし、一部の研究では実験対象者本人が体験した抑うつ的な出来事を思い起こさせることによって抑うつ気分への誘導を行っている (Segal et al., 1999)。一部の研究でも指摘されているように (富山, 2003; Van der Does, 2002), 第3者の体験によって喚起される抑うつ気分と本人の体験から引きこされる抑うつ気分では、その質や強さが異なる可能性がある。加えて、これと関連することであるが、日常生活上で抑うつ気分が喚起する状況であっても、本研究が示した結果のようにメタ認知的知覚が強い者では認知的反応性が実際に抑えられるかどうかは不透明である。今後、対象者本人の体験によって抑うつ気分誘導操作を行うことや、日常生活上で体験する抑うつ的な状況とその時の情報処理過程の関連を検討することで、本研究結果を再検証する必要があるかもしれない。

第4節 本章のまとめ

複数の研究論文を通じて、Teasdale は抑うつ気分が喚起する際に見られる情報処理機能が抑うつ脆弱性の中核であると指摘している。軽度な抑うつ気分は多くの者にとっては一時的なものであり短期的に改善するものであるが、抑うつ脆弱性が高い者では軽度抑うつ状態は重篤で慢性的な抑うつ状態へと発展する引き金となり得るとしている。この抑うつ悪化は、抑うつ脆弱性が高い者が示す抑うつ気分とネガティブな認知の悪循環により引き起こされる。そして、Teasdale はうつ病の再燃・再発の予防的効果を示す認知療法では、ストレスフルな場面や抑うつ状態が引き起こされた状況でのネガティブな認知の内容を繰り返し検討することを通じて、

抑うつ気分とネガティブな認知の連鎖が引き起こされる習慣的であった抑うつ的認知セットに代わり、より適応的なメタ認知セットを通じた体験が促されると論じている。このメタ認知セットでは抑うつ気分やネガティブな認知は一時的なメンタルイベントと見なされ、これにより抑うつ気分とネガティブな認知の連鎖が抑止される。このことから、このメタ認知セットを通じた体験プロセスを指すメタ認知的知覚が強い場合には、抑うつとネガティブな認知の結びつきが弱まり、抑うつ気分とネガティブな認知の連鎖が抑えられる傾向にあると考えられる。しかしながら、これまでの研究において、この Teasdale の示唆を検証している研究は存在していなかった。この点を踏まえ、本章では横断的調査および実験研究を行い、メタ認知的知覚が示す抑うつとネガティブな認知の結びつきへの効果を検討した。

研究7では成人を対象とした横断的調査を実施し、メタ認知的知覚が及ぼす抑うつとネガティブな認知の結びつきの指標である認知的反応性への影響を検討した。基準変数をネガティブな認知（抑うつスキーマ）、説明変数をメタ認知的知覚、抑うつ、メタ認知的知覚と抑うつとの交互作用として階層的重回帰分析を実施した結果、メタ認知的知覚が強い場合には認知的反応性が低く維持されていることが認められた。具体的には、メタ認知的知覚が弱い者では抑うつが悪化に伴ってネガティブな認知が強まったが、メタ認知的知覚が強い者では抑うつが強まった後もネガティブな認知は強まらなかった。この結果は、メタ認知的知覚が強いほど抑うつとネガティブな認知の結びつきが弱く、抑うつ→ネガティブな認知のプロセスが遮断されやすいことを示唆しており、Teasdale の指摘を支持する結果といえる。

研究8では抑うつ気分誘導操作を用いた実験研究により、抑うつとネガティブな認知の結びつきに及ぼすメタ認知的知覚の効果を検討した。メタ認知的知覚の水準に基づき対象者を3群に分け、メタ認知的知覚が抑うつ気分誘導操作前後でのネガティブな認知の変化に及ぼす影響を検討した。3×2（群—メタ認知的知覚3水準×時間—抑うつ気分誘導操作前・後）分散分析を行ったところ群×時間の交互作用は有意傾向にあった。単純主効果の検討の結果、メタ認知的知覚が弱い群では抑うつ気分誘導操作前後でネガティブな認知に変化は認められなかったが、メタ認知的知覚が強い群では抑うつ気分誘導操作後にネガティブな認知が弱まることを認められた。また抑うつ気分誘導操作前後のネガティブな認知の減弱の効果量を検討したところ、メタ認知的知覚が強い群では大きな効果量を示しメタ認知的知覚が弱い群では低い効果量に留まった。これらの結果は、メタ認知的知覚が弱い者と比べると強い者では抑うつ気分が喚起する状況でネガティブな認知が強まり難い傾向にあることを示している。このことから、実験研究においてもメタ認知的知覚は認知的反応性に効果を及ぼすことが認められ、メタ認知的知覚が

強い者ほど日常的に認知的反応性が低く維持されていることが明らかになった。それゆえ、メタ認知的知覚が強いほど抑うつとネガティブな認知の結びつきが弱く、メタ認知的知覚が強い者では抑うつ→ネガティブな認知の連鎖が引き起こされないと考えられる。

本章で実施した研究7および研究8の結果から、Teasdaleの指摘を支持するようにメタ認知的知覚は抑うつとネガティブな認知の結びつきに影響を及ぼす要因であり、メタ認知的知覚が強いほど抑うつ気分がネガティブな認知を引き起こすプロセスは抑止されやすいことが認められた。研究7および8の対象者は精神科に通院していない一般成人や大学生であったことを踏まえると、非臨床群であってもメタ認知的知覚が弱い者が中程度の抑うつ気分を喚起させる場合には抑うつ気分とネガティブな認知の連鎖が生じ抑うつを悪化させ長時間維持させやすいと考えられる。

第10章

メタ認知的知覚が示す抑うつ低減効果—ストレッサーの軽減による媒介モデル—

第1節 本章の目的

Teasdale(1983., 1985)は抑うつ状態下での情報処理機能が抑うつ脆弱性に関連していると論じ、後の研究 (Teasdale et al., 2002) で「今、ここ」での抑うつ気分やネガティブな認知が単なる一時的なメンタル・イベントと体験する脱中心化の視点からの体験プロセス、つまりメタ認知的知覚が抑うつ脆弱性の低減には必要であると指摘している。これを支持するように、メタ認知的知覚の向上を図る MBCT (マインドフルネス認知療法) によって寛解期にあるうつ病患者の慢性的な抑うつ状態が軽減されることが報告されている (Kenny & Williams, 2007)。また非臨床群を対象とした研究も進められている。慢性的な抑うつ状態にある大学生を対象とした研究 (勝倉ら, 2009) では、メタ認知的知覚の向上を通じて抑うつ傾向の低減が促されることが認められている。しかしながら、これらの報告は MBCT 終了直後や介入終了の1週間後に査定されていることから、メタ認知的知覚が抑うつ低減効果を中長期的に維持するかは未だ明らかにされはしない。加えて、メタ認知的知覚は抑うつ脆弱性を低減させる要因と Teasdale は指摘しているが、メタ認知的知覚が強い状態がどのように抑うつ低減に寄与するかはこれまで明らかにされていない。そこで本章ではメタ認知的知覚が示す抑うつ低減効果のメカニズムを検討することを目的とする。

本章での仮説

ストレッサーは個人の適応状態や健康状態に影響を及ぼす要因である (Aldwin, 1994)。うつ病や抑うつ症状もその例外ではなく、これまでの研究で強いストレッサーを経験するほどうつ病発症や抑うつ症状の悪化が引き起こされることが報告されている (Lewinsohn, Allen, Seeley, & Gotlib, 1999; Seeds & Dozois, 2010)。しかしながら、同じストレッサーを経験してもその強度や影響は個人によって異なり、一部の者では抑うつ気分は重篤な抑うつ状態にまで発展するが他の者では一時的な状態として自然的な寛解に至ることが報告されている (Brown & Harris, 1978)。Lazarus & Folkman (1984) はストレッサーの影響の個人差はストレッサーの解釈や評価をもたらす認知的過程に強く影響されていると指摘している。この過程では個人と環境との相互作用がどの程度ストレスフルであるかが評価される。具体的にはストレッサーがどの程度脅威的なものであるか、どの程度の害をもたらすものであるか、そのストレス状況をどの程度統制することができるものであるかなどの評価がなされる。これを踏まえると、ストレッサーに

直面する時点でそのストレスを極度に驚異的なものと見なしその状況が統制不可能であると説明する場合には、ストレスの強度や影響が増大すると考えられる。

ここで、4章で論じた Teasdale の抑うつ活性仮説を振り返りたい。Teasdale は軽度な抑うつ気分が喚起することは標準的なことであると指摘している。そして、抑うつ脆弱性が高い者では抑うつ気分が重篤な抑うつ状態へと悪化してしまう背景には、抑うつ気分によって否定的で概括的な言葉で彩られた自己への評価（「私はダメ人間」など）や環境を極度に嫌悪的で統制不可能と見なす解釈（「どうすることもできない」など）が活性化し抑うつ状態の悪化が引き起こされると強調している。この示唆を支持するように、縦断的調査において抑うつ悪循環の一つである反すう強い者ほど日常的に強い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。

しかしながら、メタ認知的知覚が強い場合には、抑うつ気分やネガティブな認知はメンタルイベントとして体験されるため、過度に否定的・悲観的な認知は形成されず重篤な抑うつ状態には至らないと示唆されている。この指摘を踏まえると、ストレスフルな出来事に直面してもメタ認知的知覚が強い者ほど抑うつ気分とネガティブな認知の連鎖が抑止されるため、その出来事の評価や解釈は過度に否定的・悲観的なものに至らないと考えられる。それゆえ、メタ認知的知覚が強い者ほど一定期間内に経験するストレスは弱まり、それを通じて抑うつが低く維持されると推測される。

本章では3つの研究を行い、メタ認知的知覚のストレスの減弱を通じた抑うつ低減効果を検討する。まずストレスの減弱を媒介するメタ認知的知覚の抑うつ低減効果の可能性を検証するため、研究9では成人を対象として横断的調査を実施する。その結果が肯定的である場合に縦断的調査を行うことにする。

なお、先行研究において重大なライフイベントに遭遇するよりも日常的に経験する些細な出来事を積み重ねる方が抑うつなどを引き起こしやすく心身の健康が損なわれやすいことが明らかにされていること（岡安, 1992）から、本章における研究では日常的な些細な出来事をストレスとして取り上げることにする。

第2節 研究9：メタ認知的知覚が示す抑うつ低減効果—ストレスラーの軽減による媒介モデル—成人を対象とした横断的調査

方法

1. 調査対象

近畿地方に在住もしくは勤務する成人を対象として調査を実施した。一部の調査用紙は職場に郵送され、管理職によって本研究の趣旨が説明された上、調査用紙は配布、実施された。他は研究者（著者）および本調査の協力者によって研究趣旨が説明された上、対象者に配布され、実施された。すべての質問項目に不備なく回答した172名（男性47名、女性125名、平均年齢 42.87 ± 9.28 歳、年齢範囲20 - 65歳、20代：13名、30代：47名、40代：67名、50代以上：43名）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の回答は一切求めなかった。

2. 調査材料

(1) MCAS-8：メタ認知的知覚の測定にはMCAS-8を使用した。詳細は研究6と同様のため、省略する。本調査での内的整合性はCronbach $\alpha = .866$ であった。

(2) 自己記入式抑うつ尺度（Self-rating Depression Scale, 以下SDS）：抑うつ症状の測定には、SDS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：ない又はたまに - 4：ほとんどいつも）である。本調査でのCronbach α 係数は.847であった。

(3) 日常苛立事（主観的ストレス源）尺度（宗像, 1996; 宗像・仲尾・藤田・諏訪, 1986; Appendix X）：日常苛立事尺度によってストレスラーを測定した。この尺度はLazarus & Cohen (1977)のストレス概念に基づいて作成され、七つの下位尺度（「生きがいや人間関係」、「自分の家族の将来や健康」、「社会生活上の人間関係」、「家庭生活」、「仕事関係」、「生活環境」、「収入や支出」）で構成されている。「自分の将来のこと」や「友人関係のこと」などの34項目に3件法（1：大いにそうである - 3：そうでない）で回答する。1を2点、2を1点、3を0点に換算しストレスラーを測定する。高得点ほど強いストレスラーを経験したことを表す。内的整合性や基準関連妥当性が確認されている。本調査の内的整合性はCronbach $\alpha = .809$ であった。

結果と考察

Table 13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。相関分

析の結果、メタ認知的知覚は抑うつ症状およびストレスととの間に、中程度以上の負の相関（抑うつ症状 $r = -.623$: ストレス $r = -.498$, 共に $p < .001$ ）、年齢との間に正の相関（ $r = .273$, $p < .001$ ）が認められた。また測定されたストレスと抑うつ症状との間には比較的高い正の相関（ $r = .572$, $p < .001$ ）が認められた。

Table 13 研究9—各変数の平均値、標準偏差、および変数間の相関係数 ($N = 172$)

		平均値	SD	1	2	3
1	年齢	42.87	9.28	-		
2	メタ認知的知覚	31.41	7.43	.273*	-	
3	ストレス	12.56	9.69	-.110	-.498*	-
4	抑うつ症状	37.76	8.84	-.121	-.623*	.572*

note * $p < .001$ メタ認知的知覚はMCAS、抑うつはSDS、ストレスは日常苛立事尺度により測定

ストレスの減弱を媒介としたメタ認知的知覚の抑うつ低減効果を検討するために重回帰分析を行った。媒介モデルの検討において、重回帰分析で以下の3つの条件を満たすことが必要であると指摘されている (Baron & Kenny, 1986)。(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: 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: 測定されたストレスの強さ) 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。

重回帰分析に際し、性別および年齢の影響を統制するために、すべての分析において性別 (男性を 1, 女性を 2 とダミーコード化) と年齢を説明変数として投入した。なお各変数は標準得点 (Z 得点) に換算した。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 ($\beta = -.635$, $p > .10$)。次に、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 2) を行ったところ、メタ認知的知覚はストレスの強さに有意な影響を及ぼしていた ($\beta = -.495$, $p < .001$)。最後に、抑うつ症状を基準変数、メタ認知的知覚とストレスを説明変数として分析 (分析 3) を行ったところ、メタ認知的知覚およびストレスは抑うつ症状に有意な影響を及ぼしていた (ストレス: $\beta = .351$, メタ認知的知覚: $\beta = -.461$, 共に $p < .001$)。

なお、分析1-3における各モデルは有意水準にあった(分析1: $R^2 = .377$, $F(3, 166) = 35.134$, 分析2: $R^2 = .242$, $F(3, 166) = 19.034$, 分析3: $R^2 = .480$, $F(4, 165) = 38.063$, すべて $p < .001$; Table 11)。また各分析において多重共線性の問題は認められなかった ($VIFs < 1.42$)。以上の分析結果は Table 14 にまとめてある。

近年、一部の研究では *Sobel* 検定 (*Sobel test*; MaKinnon & Dwyer, 1993) によって、媒介モデルにおける間接効果(本研究では、メタ認知的知覚→ストレスの減弱→抑うつ症状)の有意性が検討されている (e. g., Moore, Zoellner, & Mollrnholt, 2008)。これに倣い、本研究においても *Sobel* 検定を行った。その結果、ストレスの減弱を通じたメタ認知的知覚の抑うつ低減効果は有意水準にあることが認められた ($Z = -4.76$, $S.E. = .047$, $p < .001$)。

Table 14 研究9—重回帰分析による媒介モデルの検討

基準変数	説明変数	R	R^2	F	β
抑うつ症状		.623	.388	35.134***	
	性別				.006
	年齢				.052
	メタ認知的知覚				-.635***
ストレス		.506	.256	19.034***	
	性別				.094
	年齢				.020
	メタ認知的知覚				-.495***
抑うつ症状		.693	.480	38.063***	
	性別				-.027
	年齢				.045
	ストレス				.351***
	メタ認知的知覚				-.461***

note. *** $p < .001$

ストレスの減弱を媒介するメタ認知的知覚の抑うつ低減効果を横断的調査により検討した。Baron & Kenny (1986)の媒介モデルに則し重回帰分析を行った結果、ストレスの減弱を通じてメタ認知的知覚の抑うつ低減効果が得られることが示された。またこの結果は間接効果の有意性を検討する *Sobel* 検定でも再検証された。このことから、先行研究で指摘されているメタ認知的知覚の抑うつ低減効果は一定期間で経験するストレスの減弱により得られる可能性が考えられる。しかしながら、本研究は横断的調査であったことからモデルの因果性を問うことはできない。そこで、本章の以下の研究では縦断的調査を実施し、本横断的調査で確認されたストレスの減弱を媒介する抑うつ低減効果を検証する。

第3節 研究10：メタ認知的知覚が示す抑うつ低減効果—ストレスの軽減による媒介モデル—女子大学生を対象とした縦断的調査

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、その調査期間は様々である。一部の研究では4ヶ月ほどの中期的な期間 (Shahar & Priel, 2003) を設けているが、1年に渡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、長さが異なる二つの期間 (4ヶ月と9ヶ月) を設け縦断調査を実施することにした。

またこれまでの研究結果を踏まえると、メタ認知的知覚が強い者では持続的に強い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、ストレスの軽減を通じたメタ認知的知覚が示す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、延いてはうつ病発症を理解する上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) を踏まえ、研究10では大学新生である女子大学生を調査対象とする。

方法

1. 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共に、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。

2. 調査材料

(1) MCAS-8: メタ認知的知覚の測定には MCAS-8 を使用した。研究 6 と同様のため詳細は省略する。本調査での内的整合性は高い数値を示した (Cronbach $\alpha = .854$)。

(2) 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: ない又はたまに - 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。Cronbach α 係数は T1 時 $\alpha = .852$, T2 時 $\alpha = .798$, T3 時 $\alpha = .872$ であった。

(3) 大学生用日常生活ストレス尺度・短縮版 (嶋, 1999 ; Appendix XI) : 大学生用日常生活ストレス尺度・短縮版によって, ストレッサーを測定した。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, 四つの下位尺度(「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) ストレッサーを経験したことを表している。なお, 原版では「最近 3 ヶ月ほどの間に」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)。各下位尺度の内的整合性は高い水準であった (T2 時 $\alpha = .723$, T3 時 $\alpha = .859$)。

3. 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 15 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の強度を「T2 ストレッサー」, T1 と T3 の間で経験したストレスの強度 (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 ストレッサー」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 ストレッサーの得点が低かった。

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±SDは48.27±8.13点, MCAS の平均値±SDは26.67±11.15点であった)。

Table 15 研究10—各変数の記述統計量および各変数間の相関係数

		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 ストレッサー	40.87	17.35	-.396**	.389*	.765**	.598**	
6	T3 ストレッサー	80.96	29.37	-.475**	.471**	.735**	.716**	.902**

note. * $p < .01$, ** $p < .001$ T2 ストレッサー: T1-T2間で経験したストレッサー, T3 ストレッサー: T1-T3間で経験したストレッサー

ストレッサーの減弱を媒介するメタ認知的知覚がもたらす抑うつ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 ストレッサー) 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。

T1-T2 間における媒介モデルの検討

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 ストレッサーを基準変数、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 ストレッサ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 ストレッサーを説明変数として分析（分析3）を行ったところ、T2 ストレッサ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： $R^2 = .481, F(2, 50) = 25.11$ 、分析2： $R^2 = .200, F(2, 50) = 7.50$ 、分析3： $R^2 = .760, F(3, 49) = 55.88$ 、全て $p < .001$ ）。各分析での多重共線性の問題は認められなかった（ $VIFs < 1.48$ ）。分析1, 2, 3の結果はTable 16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に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間においてストレッサ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 5）。

Table 16 研究10—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		.481	25.111***	
		T1 抑うつ症状			.481***
		T1 メタ認知的知覚			-.193 [†]
分析2	T2 ストレッサー		.200	7.500**	
		T1 抑うつ症状			.225
		T1 メタ認知的知覚			-.326*
分析3	T2 抑うつ症状		.760	55.884***	
		T1 抑うつ症状			.457***
		T2 ストレッサー			.595***
		T1 メタ認知的知覚			.001

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

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→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 ($Z = -2.18, S.E. = .090, p < .05$)。

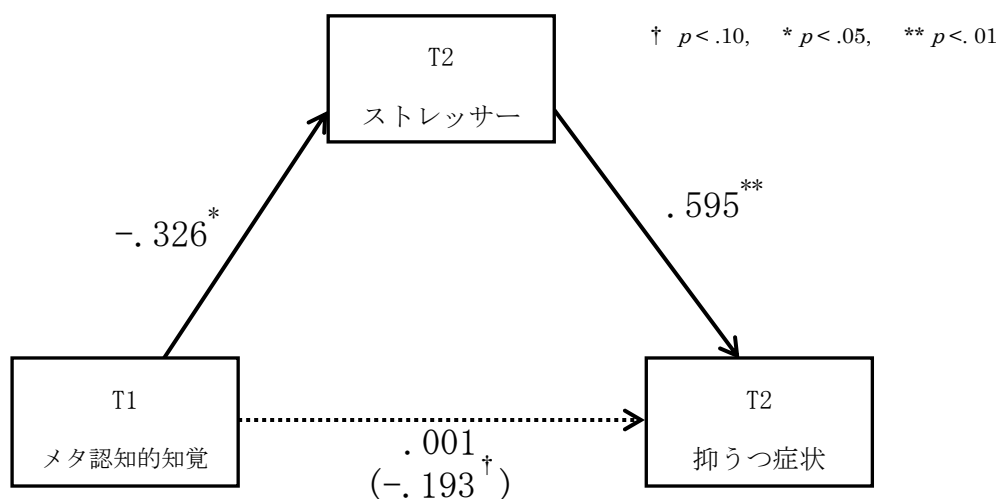


Figure 5. ストレスの軽減を媒介するメタ認知的知覚の抑うつ低減効果 (T1-T2 間)

ストレス領域ごとの分析

大学生用日常生活ストレス尺度・短縮版 (嶋, 1999) には, 四つの下位尺度 (「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」) があることから, ストレスの領域ごとに分析を行った。なお, 各ストレス領域の得点は Table 17 に示してある。

Table 17 各ストレス領域の記述統計量

ストレス領域	<i>M</i>	<i>SD</i>
自己ストレス	13.36	5.41
対人ストレス	14.08	7.99
大学・学業ストレス	7.02	4.63
物理・身体的ストレス	6.85	3.11

T1-T2 間での各ストレス領域を基準変数、メタ認知的知覚および T1 抑うつ症状を説明変数として分析したところ、ストレスが「自己ストレス」と「対人ストレス」のときにメタ認知的知覚→ストレスのパスは有意水準を満たした（自己ストレス： $\beta = -.385, p < .01$, 対人ストレス： $\beta = -.382, p < .01$, 大学・学業ストレス： $\beta = -.077, n. s.$, 物理・身体的ストレス： $\beta = -.026, n. s.$ ）。このことから、大学・学業および物理・身体に関するストレス領域では、ストレスを媒介するメタ認知的知覚の抑うつ低減モデルは支持されないことが明らかになった。このことから、以下の分析には「大学・学業ストレス」と「物理・身体ストレス」は含めなかった。

次に、T2 抑うつ症状を基準変数とし、説明変数にメタ認知的知覚、自己もしくは対人ストレス、T1 抑うつ症状を投入して分析を行ったところ、どちらのストレス領域でも、T1-T2 ストレス→T2 抑うつ症状のパスは有意水準を満たしたが、メタ認知的知覚→T2 抑うつ症状のパスは有意水準を満たさなかった（自己ストレスの場合：自己ストレス→T2 抑うつ症状 $\beta = .594, p < .001$, メタ認知的知覚→T2 抑うつ症状 $\beta = .035, n. s.$; 対人ストレスの場合：対人ストレス→T2 抑うつ症状 $\beta = .392, p < .01$, メタ認知的知覚→T2 抑うつ症状 $\beta = -.044, n. s.$ ）。Table 18 および Table 19 に自己ストレスと対人ストレスに関する分析結果がまとめてある。

Table 18 研究10—自己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（T1-T2間）

基準変数	説明変数	R^2	F	β
T2 自己ストレス		.218	8.265***	
	T1 抑うつ症状			.177
	T1 メタ認知的知覚			-.385**
T2 抑うつ症状		.752	53.508***	
	T1 抑うつ症状			.486**
	T2 自己ストレス			.594***
	T1 メタ認知的知覚			.035

note. ** $p < .01$ *** $p < .001$

また *Sobel* 検定の結果、自己または対人ストレスの軽減を媒介するメタ認知的知覚が示す抑うつ症状の低減効果は有意水準を満たすことが示された（自己ストレス： $Z = -2.56$, $S.E. = 0.13$, $p < .05$; 対人ストレス： $Z = -2.22$, $S.E. = 0.09$, $p < .05$ ）。

Table 19 研究10—対人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（T1-T2間）

基準変数	説明変数	R^2	F	β
T2 対人ストレス		.270	10.632***	
	T1 抑うつ症状			.243 [†]
	T1 メタ認知的知覚			-.382**
T2 抑うつ症状		.585	25.441***	
	T1 抑うつ症状			.495***
	T2 対人ストレス			.392**
	T1 メタ認知的知覚			-.044

note. [†] $p < .10$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

T1-T3 間における媒介モデルの検討

同様に T1-T3 間におけるメタ認知的知覚がもつ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）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 20 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（ $VIFs < 1.54$ ）。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
 ーの軽減を媒介とする抑うつ低減効果が認められた(Figure 6)。また *Sobel* 検定を行っ
 ところ、T1-T3間に見られるストレスー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 ($Z = -2.32$, $S.E. = .067$, $p < .05$)。

Table20 研究10ーストレスーの軽減を媒介するメタ認知的知覚の抑うつ低減効果
 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		.571	35.667***	
		T1 抑うつ症状			.481***
		T1 メタ認知的知覚			-.402***
分析5	T3 ストレスー		.295	11.894***	
		T1 抑うつ症状			.286*
		T1 メタ認知的知覚			-.367**
分析6	T3 抑うつ症状		.690	39.554***	
		T1 抑うつ症状			.361***
		T3 ストレスー			.421***
		T1 メタ認知的知覚			-.248*

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

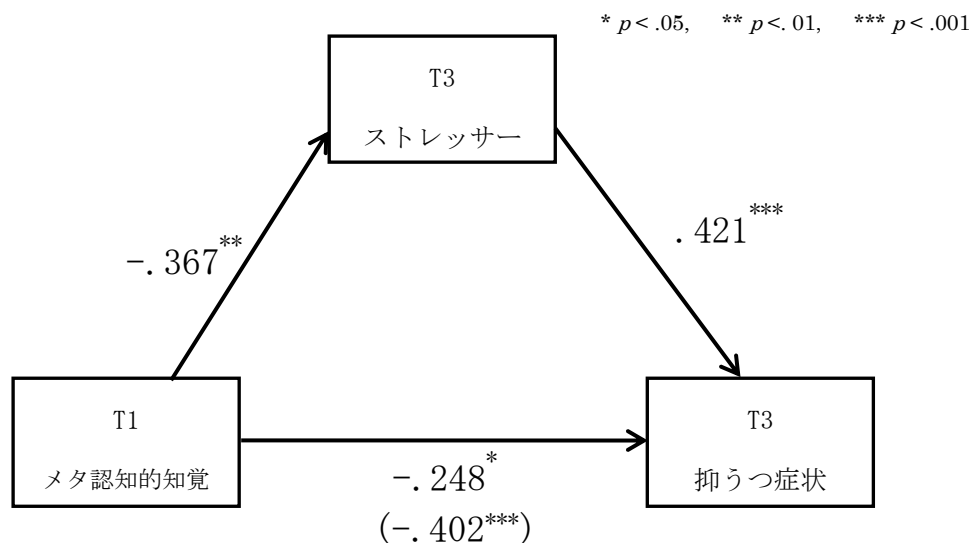


Figure 6. ストレスァーの軽減を媒介するメタ認知的知覚の抑うつ低減効果 (T1-T3 間)

ストレスァー領域ごとの分析

T1-T2 間の分析と同様に、ストレスァーの領域ごと (「自己ストレスァー」, 「対人ストレスァー」, 「大学・学業ストレスァー」, 「物理・身体的ストレスァー」) の分析を行った。Table 21 には、各ストレスァー領域の記述統計量が示されている。

Table 21 各ストレスァー領域の記述統計量

ストレスァー領域	<i>M</i>	<i>SD</i>
自己ストレスァー	26.75	9.42
対人ストレスァー	26.96	13.68
大学・学業ストレスァー	14.13	7.50
物理・身体的ストレスァー	13.74	5.55

T1-T3 間での各ストレスァー領域を基準変数、メタ認知的知覚および T1 抑うつ症状を説明変数として分析したところ、ストレスァーが「自己ストレスァー」と「対人ストレスァー」のときにメタ認知的知覚→ストレスァーのパスは有意水準を満たした (自己ストレスァー: $\beta = -.435$, $p < .01$, 対人ストレスァー: $\beta = -.462$, $p < .01$, 大学・学業ストレスァー: $\beta = -.010$, *n. s.*, 物理・身体的ストレスァー: $\beta = -.044$, *n. s.*)。このことから、T1-T2 間における分析と同様に、大学・学業および物理・身体に関するストレスァー領域では、ストレスァーを媒

介するメタ認知的知覚の抑うつ低減モデルは支持されないことが明らかになった。このことから、以下の分析には「大学・学業ストレス」および「物理・身体ストレス」は含めなかった。

次に、T3 抑うつ症状を基準変数とし、説明変数にメタ認知的知覚、自己もしくは対人ストレス、T1 抑うつ症状を投入して分析を行ったところ、どちらのストレス領域であっても、T1-T3 ストレス→T3 抑うつ症状のパスおよびメタ認知的知覚→T3 抑うつ症状のパスは有意水準を満たした（自己ストレスの場合：自己ストレス→T3 抑うつ症状 $\beta = .429$, $p < .001$, メタ認知的知覚→T2 抑うつ症状 $\beta = -.215$, $p < .05$; 対人ストレスの場合：対人ストレス→T3 抑うつ症状 $\beta = .302$, $p < .01$, メタ認知的知覚→T3 抑うつ症状 $\beta = -.263$, $p < .05$ ）。なお Table 22 および Table 23 に自己ストレスと対人ストレスに関する分析結果がまとめてある。

また Sobel 検定の結果、自己または対人ストレスの軽減を媒介するメタ認知的知覚による抑うつ症状の低減効果は有意水準にあることが示された（自己ストレス： $Z = -2.66$, $S.E. = 0.099$, $p < .01$; 対人ストレス： $Z = -2.19$, $S.E. = 0.090$, $p < .05$ ）。

Table 22 研究10—自己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（T1-T2間）

基準変数	説明変数	R^2	F	β
T3 自己ストレス		.331	13.882***	
	T1 抑うつ症状			.246 [†]
	T1 メタ認知的知覚			-.435**
T3 抑うつ症状		.688	39.306***	
	T1 抑うつ症状			.376***
	T3 自己ストレス			.429***
	T1 メタ認知的知覚			-.215*

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

Table 23 研究10—対人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 (T1-T2間)

基準変数	説明変数	R^2	F	β
T3 対人ストレス		.359	15.578***	
	T1 抑うつ症状			.241 [†]
	T1 メタ認知的知覚			-.462**
T3 抑うつ症状		.622	29.549***	
	T1 抑うつ症状			.408***
	T3 対人ストレス			.302**
	T1 メタ認知的知覚			-.263*

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

研究10では女子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した抑うつ症状の低減効果を3回の縦断的調査を通じて検討した。その結果、メタ認知的知覚が強い新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、仮説通り、中期的(4ヶ月)にも中長期的(9ヶ月)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共に、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ことが示された。

T1-T2間の約4ヶ月間では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他の女子大学生と比較すると入学直後のT1調査から4ヶ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ヶ月間においても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間の異なる二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、中期および中長期的な期間でのメタ認知的知覚がたらず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間における分析結果ではT1-T2間でみられた結果とは異なる部分も認められた。T1-T2間ではメタ認知的知覚の効果はストレス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症状の低減効果はストレスによって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。例えば、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ヶ月の間に増減し、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他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、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他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遠のいたことで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回復力や適応力が減弱した可能性もある。今後、調査時期を検討した上でさらなる研究が期待される。

また本研究では、全般的なストレスのみならず、ストレスの領域ごとに分析を行った。本研究において、ストレスは大学生用日常生活ストレス尺度・短縮版(嶋, 1999)によって測定されていることから、この尺度にある四つの下位尺度(「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」)に準じ、各ストレス領域におけるメタ認知的知覚が示す抑うつ低減効果を検討した。分析の結果、メタ認知的知覚は両調査期間(T1-T2間およびT1-T3間)内で経験した自己ストレスおよび対人

ストレスを介して抑うつの軽減を促すことが認められた。言い換えれば、メタ認知的知覚が弱い女子大学新生ほど、入学初期から4ヶ月および9ヶ月間で自己および対人関係に関するストレスを経験しやすく、それゆえに強い抑うつ状態を呈していることが認められた。この結果から、メタ認知的知覚は様々なストレスの種類に対して均等な影響を及ぼす訳ではなく、特定のストレス領域、特に自己に関連するストレスと対人関係上におけるストレスにメタ認知的知覚の影響が強く現れると考えられる。

本研究は女子大学生を対象としたことから、本研究結果を成人にまで一般化することには困難がある。その一つには本調査対象は女性であったことである。女性は男性よりも抑うつ脆弱性が高いこと（川上他，2003）から、男性を含める場合には本研究結果が再現されるか不透明である。2点目は大学生と成人が示すストレスの種類や生活スタイルの違いである。本調査対象者は都内にある短期大学生であった。このことから、本研究結果はサンプリングバイアスの影響があった可能性があると共に、大学生と勤労成人が経験するストレスには質的な差があると考えられる。これらの点を踏まえ、研究11では一般成人を対象として、ストレスの減弱を媒介するメタ認知的知覚の抑うつ低減効果を縦断的調査によって検討する。

第 4 節 研究 11：メタ認知的知覚が示す抑うつ低減効果—ストレスの軽減による媒介モデル—一般成人を対象とした縦断的調査

研究 10 では、女子大学新入生を対象としてストレスの減弱を媒介するメタ認知的知覚の抑うつ低減効果を 4 ヶ月と 9 ヶ月の二つの調査期間で検討した。その結果、どちらの期間でもメタ認知的知覚が強い女子大学生は調査期間内で経験するストレスが弱まることを通じて T2 および T3 の調査時点において抑うつが低い状態を維持していた。しかしながら、研究 10 は女子大学生新入生のみを対象としていたこともあり、研究 10 の結果がそのまま男性や一般成人でも認められるかは不透明である。この点を踏まえ、研究 11 では一般成人を対象として縦断的調査を行い、再度ストレスの減弱を媒介するメタ認知的知覚の抑うつ低減効果を検討することを目的とする。

方法

1. 調査対象

岐阜県 A 市に在住する成人を対象として調査を実施した。その地域に在住する複数の協力者の支援を得て、協力者が住む地域の住宅を無作為に研究者（著者）と協力者が訪れた。本研究趣旨および手続きが説明された上、本縦断的調査への協力および 2 度に亘る調査への参加が了承された対象者に 1 回目の調査用紙が配布され実施された。調査への協力は調査対象者の自由意志に任せられた。後日、協力者が調査用紙の回収を行った。2 回目調査においても、研究者と協力者が本調査への協力を了承した対象者を訪れ 2 回目調査用紙を配布し、後日協力者が回収した。1 回目調査を受けた者で 2 回目調査に参加できなかった者は 4 名（男性 3 名、女性 1 名）いたが、その理由は調査の拒否によるものではなかった。2 回の調査のすべての質問項目に不備なく回答した 251 名（男性 114 名、女性 137 名、平均年齢 41.29 ± 9.11 歳、年齢範囲 20 - 68 歳）を分析対象とした。なお同一人物が実施した 1 回目調査と 2 回目調査の結果を判別するため、フェイスシートにて所有する携帯電話の番号の下 4 桁の記入を求めた。それを除き、個人を特定できる情報の回答は一切求めなかった。

2. 調査材料

(1) MCAS-8：メタ認知的知覚の測定には MCAS-8 を使用した。詳細は研究 6 と同様のため、省略する。本調査での内的整合性は高い数値を示した（Cronbach $\alpha = .823$ ）。

(2) 自己記入式抑うつ尺度（Self-rating Depression Scale, 以下 SDS）：抑うつ症状の測定には、SDS 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：ない又はたまに－4：ほとんどいつも）である。Cronbach α 係数は T1 時 $\alpha=.823$, T2 時 $\alpha=.901$ であった。

(3) 日常苛立事（主観的ストレス源）尺度（宗像, 1996；宗像・仲尾・藤田・諏訪, 1986）：日常苛立事尺度によってストレスを測定した。この尺度は Lazarus & Cohen (1977)のストレス概念に基づいて作成され、七つの下位尺度（「生きがいや人間関係」、「自分の家族の将来や健康」、「社会生活上の人間関係」、「家庭生活」、「仕事関係」、「生活環境」、「収入や支出」）で構成されている。「自分の将来のこと」や「友人関係のこと」などの34項目に3件法（1：大いにそうである－3：そうでない）で回答する。1を2点, 2を1点, 3を0点に換算しストレスを測定する。高得点ほど強いストレスを経験したことを表す。内的整合性や基準関連妥当性が確認されている。原版では「最近つぎのことでイライラしますか？」であるが、1回目調査と2回目調査の間で経験したストレスの評定を明確にするため、教示を「今年の5月からの5ヶ月間で、つぎのことでイライラしましたか？」に変更した。Cronbach α 係数は T1 時 $\alpha=.808$, T2 時 $\alpha=.782$ であった。

3. 手続き

1回目調査（2011年5月、以下、T1調査）ではMCAS-8とSDS、2回目調査（2011年10月、以下、T2調査）ではSDSと日常苛立事尺度を実施した。1回目調査と2回目調査のインターバルはおよそ5ヶ月であった。

4. 分析方法

本研究では、ストレスの減弱を媒介するメタ認知的知覚の抑うつ低減効果を検討するために、媒介モデルの検討が必要となる。これまで、媒介モデルの検討において、重回帰分析で以下の3つの条件を満たすことが必要であると指摘されている（Baron & Kenny, 1986）。(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：反すう傾向）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：ストレス）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、(4) 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。しかしながら、近年の研究において、この条件 (1) は媒介モデルの検討においては不必要であることが指摘されている（Cole, Walter, & Brush, 2008）。加えて、媒介モデルにおける間接効果の検討に際しては標準誤差推定に伴うバイアスを修正するブートストラップ法に基づいて直接的に検証する方法が推奨されていること（Preacher &

Hayes, 2004) から、近年、一部の研究ではこのブートストラップ法によって媒介モデル（間接効果）の検討および標準偏回帰係数の推定が行われている（Brinkborg, Michanek, Hesser, & Berglund, 2011; Flaxman & Bond, 2010 など）。このことから、本研究ではブートストラップ法によるバイアス修正済み信頼区間推定に基づいて、各標準偏回帰係数の推定を検討すると共に媒介モデルの検討を行うことにした。

結果

各変数の記述統計量と相関係数は Table 24 に示してある。メタ認知的知覚は T1 および T2 抑うつ症状とストレスターとの間に負の相関を示した（T1 抑うつ症状： $r = -.555$ ，T2 抑うつ症状： $r = -.416$ ，ストレスター： $r = -.387$ ，すべて $p < .001$ ）。T1 抑うつ症状は T2 抑うつ症状とストレスターとの間に中程度以上の正の相関を示した（T2 抑うつ症状： $r = .566$ ，ストレスター： $r = .493$ ，すべて $p < .001$ ）。T2 抑うつ症状とストレスターの間には中程度の正の相関が認められた（ $r = .542$ ， $p < .001$ ）また各変数の性差を検討したところ、性差は認められなかった（メタ認知的知覚 $t(249) = 0.472$ ， $n. s.$ ；T1 抑うつ症状 $t(249) = 0.58$ ， $n. s.$ ；T2 抑うつ症状 $t(249) = 0.741$ ， $n. s.$ ；ストレスター $t(249) = 0.72$ ， $n. s.$ ）。

Table 24 研究11—各変数間の相関係数と記述統計量

変数	1	2	3	<i>M</i>	<i>SD</i>
1 メタ認知的知覚 (T1)	-			31.78	7.05
2 抑うつ症状 (T1)	-.555	-		35.69	8.96
3 抑うつ症状 (T2)	-.416	.566	-	37.22	10.06
4 ストレスター (T2)	-.387	.493	.542	12.58	9.66

Note: 相関係数はすべて $p < .001$

ブートストラップ法による分析

ストレスターの減弱を媒介するメタ認知的知覚の抑うつ低減効果を検討するため、ブートストラップ法（ $n = 5000$ ）を行った。その際、性別（男性「1」、女性「2」とダミーコード）と T1 抑うつ症状を統制するために、それぞれからストレスターおよび T2 抑うつ症状へのパスを作成した。分析の結果 (Table 25)、メタ認知的知覚はストレスターに及ぼす影響は有意傾向に

あった（バイアス修正済み $\beta = -.169$, $p < .10$ ）が、メタ認知的知覚は T2 抑うつ症状に直接的な影響を及ぼしていなかった（バイアス修正済み $\beta = .006$, *n. s.*）。ストレスは T2 抑うつ症状に有意な影響を及ぼしており（修正バイアス済み $\beta = .314$, $p < .01$ ）、T1-T2 間で強いストレスを経験した者ほど T2 調査時において抑うつ症状が強かった。ストレスの軽減を媒介するメタ認知的知覚の T2 抑うつ症状への間接的な影響（メタ認知的知覚→ストレス→T2 抑うつ症状）を検討したところ、間接効果は有意傾向にあり（ $p < .10$ ）、95%信頼区間（バイアス修正済み）の下限は $\beta = -.138$ 、上限は $\beta = .006$ であった。

Table 25 研究11—ストレスの軽減を媒介するメタ認知的知覚の抑うつ軽減効果

基準変数	説明変数	標準化係数 推定値	95%信頼区間	
			下限	上限
ストレス	T1抑うつ症状	.373**	.155	.578
	年齢	.017	-.167	.189
	性別	.089	-.084	.235
	メタ認知的知覚	-.169 [†]	-.401	.033
T2抑うつ症状	T1抑うつ症状	.572***	.408	.713
	年齢	.031	-.100	.162
	性別	.058	-.097	.200
	メタ認知的知覚	.006	-.177	.171
	ストレス	.314**	.180	.442

note [†] $p < .10$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

ストレス領域ごとの分析

メタ認知的知覚が及ぼす T2 抑うつ症状への間接効果（ストレスの減弱を介した T2 抑うつ症状への影響）が有意傾向にあったことから、メタ認知的知覚がどのようなストレスに影響を及ぼすかの詳細な検討を行った。本調査で使用した日常苛立事尺度には7つのストレス領域（「生きがいや人間関係」、「自分の家族の将来や健康」、「社会生活上の人間関係」、「家

庭生活」,「仕事関係」,「生活環境」,「収入や支出」)がある。このことから、各ストレス領域に関してストレスの減弱を媒介するメタ認知的知覚の抑うつ低減効果をブートストラップ法により再度検討した。Table 26 には、各ストレス領域の平均値および標準偏差が示されている。

Table 26 各領域ストレスの記述統計量

ストレスの領域	<i>M</i>	<i>SD</i>
生きがいや人間関係	1.57	2.27
自分の家族の将来や健康	3.42	2.63
社会生活上の人間関係	1.31	1.60
家庭生活	1.36	1.33
仕事関係	2.08	2.19
生活環境	0.95	1.45
収入や支出	2.53	2.36

ブートストラップ法によりストレス領域ごとに、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検討するにあたり、先の分析で性別はストレスおよび T2 抑うつ症状にも影響を及ぼしていなかったことから本分析では性別は考慮しなかった。分析結果は Table 27 に示してある。ストレスが「生きがいと人間関係」の場合に、メタ認知的知覚が T2 抑うつ症状に及ぼす間接効果に関する 95%信頼区間には 0 が含まれず (95%信頼区間—下限 $\beta = -.210$, 上限 $\beta = -.044$)、有意な間接効果が認められた ($p < .01$)。このことから、メタ認知的知覚が強い者ほど 5 ヶ月の調査期間で経験する「生きがいと人間関係」に関するストレスが減弱し、その結果 T2 調査時において抑うつが低い状態を維持していることが認められた。

Table 27 研究11—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低減効果—
—ストレスター領域ごとの分析—

ストレスター領域	標準化係数 (バイアス修正済み)			間接効果の95%信頼区間	
	メタ認知的知覚→ ストレスター	メタ認知的知覚→ T2抑うつ症状	ストレスター→ T2抑うつ症状	下限	上限
生きがいと 人間関係	-.383**	.048	.282**	-.210	-.044
自分の家族の 将来や健康	-.132	-.024	.275**	-.119	.017
社会生活上の 人間関係	-.152	.031	.189**	-.092	.008
家庭生活	.029	-.067	.235**	-.038	.075
仕事関係	-.101	-.051	.093	-.065	.010
生活環境	-.052	-.055	.097	-.066	.021
収入や支出	-.031	-.051	.295	-.083	.053

note ** $p < .01$

考察

本調査は一般成人を対象としてストレスターの減弱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した。ブートストラップ法による分析の結果、メタ認知的知覚が及ぼすT2抑うつ症状への間接効果(ストレスターの減弱を介したT2抑うつ症状への影響)は有意水準を満たさず、有意傾向にあることが示された。各ストレスター領域に関して再分析したところ、「生きがいと人間関係」ストレスターの場合にはメタ認知的知覚の間接効果が認められた。つまり、調査期間である5ヶ月間においてメタ認知的知覚が強い者ほど「生きがいと人間関係」ストレスターが減弱し、その結果として抑うつ症状が低い状態が維持されることが認められた。また7つのストレスター領域のうち、「生きがいと人間関係」ストレスターのみがT2時の抑うつ症状に有意な影響を及ぼしていた。この結果に沿うように、中高年を対象とした研究において、生きがい、職場での人づきあい、近所づきあいに関連するストレスターは抑うつ症状を悪化させやすいこと(梶ら, 2011)、若年齢から高年齢にある者を通じて生きがいの低さと精神的健康度の低さが相関関係にあること(熊谷ら, 2008)が報告されている。このことからすると、

「生きがい」や「人間関係」ストレスの軽減をもたらすメタ認知的知覚は抑うつ予防のみならず、精神的な健康の維持や増進に寄与できる要因である可能性がある。それゆえ、メタ認知的知覚が影響を及ぼしたストレス領域は「生きがいと人間関係」のみであったものの、そのストレスが抑うつ症状の悪化を引き起こしやすことから、メタ認知的知覚の抑うつ低減効果が強調されると考えられる。

第5節 本章のまとめ

本章では、これまで介入研究で報告されているメタ認知的知覚の抑うつ低減効果に関して非臨床群を対象としてより自然的な状況確認すると共に、抑うつ低減効果をもたらすメタ認知的知覚の機能を明らかにするために横断的および縦断的調査を行った。先行研究において、メタ認知的知覚とは相反する心のモードで実行される反すうが強い者ほど一定期間内で強いストレスを経験しやすいこと、否定的・悲観的な認知的解釈はストレスを強めること、メタ認知的知覚が強い場合には過度な否定的・悲観的な認知が形成され難いことを踏まえ、本章ではメタ認知的知覚の抑うつ低減効果の一端は一定期間で経験するストレスの強さが抑えられることを通じてもたらされると予測した。

まず一般成人（172名）に横断的調査を実施し、ストレスの減弱を通じたメタ認知的知覚の抑うつ低減効果を検討した。分析の結果、ストレスの減弱を通じた抑うつ症状へのメタ認知的知覚の間接的効果は有意水準にあることが認められ、メタ認知的知覚の抑うつ低減効果の一端はストレスの減弱を通じたものである可能性が確認された。これを受け、本章でさらに女子大学生と一般成人を対象として2つの縦断的調査を実施し、ストレスの減弱を通じたメタ認知的知覚の継時的な抑うつ低減効果を検討した。

研究10では、調査時点でのストレスの水準を統制するために、大学入学直後の女子大学生を対象として3回の調査を伴う9ヶ月に亘る縦断的調査を実施した。分析の結果、T1調査とT2調査の4ヶ月間においてメタ認知的知覚が強い女子大学生ほど弱いストレスを経験し、その結果T2調査時では弱い抑うつ症状を維持していることが認められた。さらにT1調査とT3調査の9ヶ月間でも同様の結果が認められた。入学直後の5月の時点でメタ認知的知覚が強かった女子大学生は弱かった者と比べると、翌年の2月までの間を通じて強いストレスを経験しておらず、その結果T3調査時において抑うつが低い状態にあることが認められた。サンプリングバイアスの問題はあっても、期間の長さを変えた2つの調査期間でストレスの減弱を通じたメタ認知的知覚の抑うつ低減効果が認められたことから、女子大学生を対象とした場合にはこの結果は一般化され得ると考えられる。

一方で研究10は女子大学生を対象としていたことから、男性や一般成人を対象とする場合には同様の結果を得ることができるかは曖昧であった。この点を踏まえ、研究11では一般成人（251名）を対象として再度5ヶ月に亘る縦断的調査を実施し、ストレスの減弱を媒介するメタ認知的知覚の抑うつ低減効果を再検討した。分析の結果、ストレスの全領域を対象とした場合には有意傾向に留まったが、抑うつ症状の悪化に有意な影響を及ぼす「生きがいと

人間関係」領域のストレスラーではストレスラーの減弱を媒介する抑うつ低減効果が認められた。この結果から、一概に全領域に渡るストレスラーとは言えないものの、男性や一般成人を対象とする場合であってもメタ認知的知覚の低減効果の一端はストレスラーの減弱を媒介することが認められた。

以上の研究結果から、調査期間の長さおよび調査対象者の属性に関わらず2つの縦断的調査でストレスラーの減弱を媒介するメタ認知的知覚の抑うつ低減効果が認められた。このことから、仮説通りこれまで介入研究等で報告されているメタ認知的知覚の改善やMBCTおよび認知療法の抑うつ低減効果やうつ病再発・再燃の予防効果の一端には、メタ認知的知覚の改善に伴って一定期間内でのストレスラーの減弱が促されることによる間接的な効果が潜在していると考えられる。

第 11 章

メタ認知的知覚がもつネガティブな反すうの減弱効果

第 1 節 本章の目的

ネガティブな反すう (depressive rumination ; 以下, 反すう) とは, ストレスフルな出来事により喚起されたネガティブな認知を何度も繰り返し内的に体験する過程である (Alloy, Abramson, Hogan, Whitehouse, Rose, Robinson, Kim, & Lapkin, 2000)。これまでの研究において, 反すうが強い者では抑うつ脆弱性が高いことが指摘されている。相関研究では反すうが高い者ほど強い抑うつ症状を呈することが示されており (伊藤・上里, 2002 ; Nolen-Hoeksema & Davis, 1999), さらに反すうは横断的に抑うつ症状の強さを説明することが見出されている (村山・岡安, 2012b)。縦断的研究においては, サンフランシスコ湾地震直前の調査で反すうが強かった大学生は反すうが弱かった大学生と比べ, 地震発生 10 日後と 7 週間後に重篤な抑うつ状態であったことが報告されている (Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991)。加えて反すうとうつ病発症リスクとの関連も指摘されており, コミュニティにおける縦断的調査において, 日常生活において反すうが強い者では弱い者と比べとうつ病を発症しやすいことが見出されている (Nolen-Hoeksema & Larson, 1999)。これらの研究知見から, 日常的に認められる反すうは抑うつ状態に陥るリスクだけではなくうつ病を発症するリスクを高める要因であると考えられる。

これまで一部の研究では, 反すうは幼少期の養育体験などの影響によって形成され (Nolen-Hoeksema, Wolfson, Mumme, & Guskin, 1995), その強さは継時的に安定していると指摘されている (Nolen-Hoeksema, 2000)。これに沿うように, コミュニティを対象とした調査において数ヶ月間をはさんで測定された反すうの強さには高い相関 ($r > .60$) が示されることが確認されている (Nolen-Hoeksema, Parker, & Larson, 1994; Nolen-Hoeksema, 2000)。しかしながら, 他の研究では反すうの強さは継時的に安定しているのではなく変化し得ることが示唆されている。例えば, 大学生を対象とした研究では数ヶ月をはさんだ 2 回の調査で測定された反すうの強さには有意差が認められること (村山・岡安, 2012b) や, 青年期にある者を対象とし 5 ヶ月のインターバルをはさんだ調査では反すうの再検査間の相関が低いこと ($r = .16$; Hankin, 2008) が報告されている。さらに反すうの強さは抑うつに程度に影響を受けることを示唆する報告もある (Bagby, Rector, Bacchioni, & McBride, 2004; Kasch, Klein, & Lara, 2001)。これに沿うように, 反すうの強さは外的要因の影響を受け変化することも指摘されており, コミュニティを対象とした研究ではベースライン時の反すうの強さを統制した後であっても, 経

験したストレスの程度によって数ヶ月後の反すうの強さが予測でき、強いストレスを経験するほど反すうが強まること示されている (Nolen-Hoeksema, Parker, & Larson, 1994)。この結果は、本邦の女子大学生を対象とした縦断的調査においても近年再検証されている (村山・岡安, 2012b)。このことから、反すうには特性的な面がある一方で状態依存的な側面もあると考えられる。

反すうはネガティブな認知の連鎖によって強い抑うつ状態が維持されるプロセスとも考えられるため、Teasdale(1999)は抑うつ的な悪循環の一つとして反すうを取り上げている。そして、脱中心化を伴うメタ認知セットであるメタ認知的知覚は抑うつ的な悪循環や反すうを引き起こす心的モードとは異なるモードで実行されると指摘されている (Teasdale, 1999)。このことから、メタ認知的知覚と反すうは相反する要因であると考えられる。これに沿うように、相関研究においてメタ認知的知覚や脱中心化が強い者ほど反すうが弱いことが報告されている (Fresco, Moore, van Dulmen, Segal, Ma, Teasdale, & Williams, 2007; 村山・岡安, 2012c:)。また近年注目されているマインドフルネス認知療法 (Mindfulness Cognitive Therapy ; Segal, Williams, & Teasdale, 2002, 以下, MBCT) はメタ認知的知覚の向上がその目的の一つであるが、MBCT の治療モデルであるマインドフルネスストレス低減プログラム (Mindfulness-based stress reduction, Kabat-Zinn, 1990)を受けた後には、精神障害 (うつ病や不安障害など) を罹患する患者が示す反すうが減ることが認められている (Ramel, Goldin, Carmona, & Mcquaid, 2004)。これらの知見から、メタ認知的知覚が改善することで反すうが減弱すると考えられる。

先に述べたように、反すうには特性的な要素と状態依存的な要素があると考えられる。上記したメタ認知的知覚への介入研究からの知見は、メタ認知的知覚の改善・向上を図ることで反すうの減弱が得られることが示唆される。これはメタ認知的知覚を伴う体験を促す心的モードと反すうを駆動させる心的モードが相反することを踏まえれば、メタ認知的知覚の改善が特性的な反すうに影響を及ぼした可能性が理解されよう。しかしながら、日常的に認められるメタ認知的知覚の水準と状態性の反すうの間には、先行研究で指摘されているような相克的な関係性が認められるかは明らかにされていない。そこで本研究は抑うつやうつ病発症の遷延化が危惧されるコミュニティを対象とし、メタ認知的知覚が示す状態性の反すうへの影響を縦断的調査によって検討することを目的とする。

先行研究において、反すうは抑うつ脆弱性を強める要因の一つであることが示されている (e. g., Nolen-Hoeksema & Morrow , 1991)。このことから、状態性の反すうの変動を検討する本調査において、抑うつ症状を測定しメタ認知的知覚が及ぼす反すうへの影響およびそれに伴

う抑うつ症状への効果を検討することは、今後メタ認知的知覚を臨床的に応用する上では重要であると考えられる。それゆえ、本調査ではメタ認知的知覚、反すう、抑うつ症状の測定を試みる必要があった。しかしながら、本調査実施前にデータ収集を予定していた企業・工場などの管理者に対して調査内容を説明したところ、複数の管理者より抑うつ症状を測定する質問紙の実施が拒否された。その拒否の主な理由は、抑うつ症状を測定する質問項目が及ぼす従業員への精神的な負担であった。このことから、倫理的な配慮を鑑み本調査での抑うつ症状の測定が見送られ、本調査ではメタ認知的知覚が及ぼす状態性の反すうへの影響のみを検証することにした。

第 2 節 研究 12 メタ認知的知覚が示す状態性反すうの減弱効果

本研究の仮説

強いストレッサーを経験した者ほど反すうが強まることから (Nolen-Hoeksema & Larson, 1994; 村山・岡安, 2012b), ストレッサーの生成が抑えられることで反すうは弱まると考えられる。先の研究 10 および研究 11 において、メタ認知的知覚が強い者ほど数ヶ月間で経験するストレッサーが弱まることが認められていることから、本研究でもメタ認知的知覚が強い者ほど調査期間内でのストレッサーの生成が抑制されると予測される。そして、そのストレッサー生成の抑制を通じて、メタ認知的知覚が強い者では状態性の反すうが低く保たれると予測される。逆に言えば、メタ認知的知覚が弱い者ではストレッサーの生成が促されるために状態性の反すうが強まりやすいと考えられる。本研究が検討する媒介モデルは Figure 7 に示されている。なお、本研究ではベースライン時 (Time1 調査時) の反すうを統制するために、T1 反すう→T2 反すうおよび T1 反すう→ストレッサーのパスを加えた。

またストレッサーの種類には人生において経験する重大な出来事 (Holmes & Rahe, 1967) と日常的に誰もが頻繁に経験する可能性のある些細な出来事 (daily hassles; Lazarus & Folkman, 1984) がある。先行研究において日常的に経験する些細な出来事を積み重ねる方がより心身の健康状態に悪影響を及ぼすことが指摘されていること (DeLongis, Coyne, Dakof, Folkman, & Lazarus, 1982) から、抑うつ脆弱性に関連する反すうを検討する本研究では、ストレッサーとして日常的な些細な出来事を取り上げ測定する。

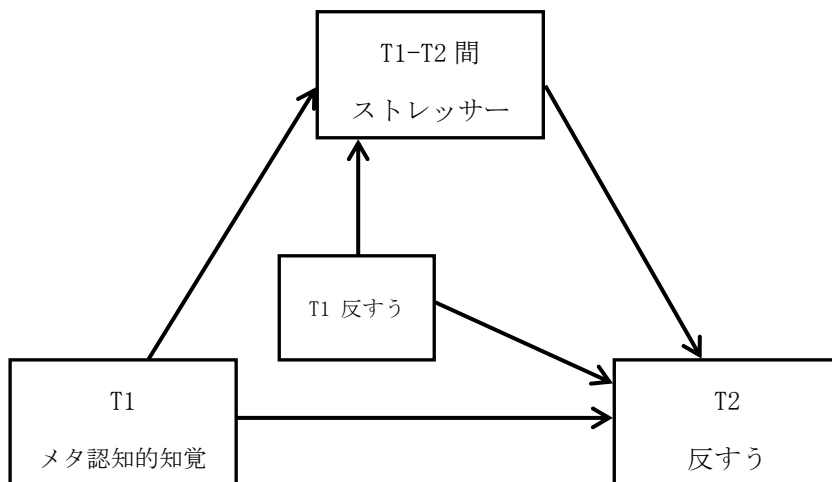


Figure 7 研究 12 で検証するメタ認知的知覚の反すう減弱効果のモデル

方法

1. 調査対象

愛知県または岐阜県に在住もしくは勤務する成人を対象として本調査を実施した。一部の調査紙は事前に本調査への協力を承諾した職場（企業や工場など）に郵送され、管理職によって本研究の趣旨が説明された上、調査紙は配布、実施された。他は研究者および本研究の協力者（以下、研究協力者）によって研究趣旨が説明された上、研究協力者が在住する地域の対象者に配布され実施された。調査紙の配布に先立って、調査対象者に対して管理職、研究協力者、または研究者から個人を特定できる情報の回答（氏名、住所など）を一切求めないこと、調査への協力は強制的なものではなく自由意志に委ねられること、本調査では 2 回の調査が実施されることが説明された。調査紙は本研究への参加が了承された対象者に配布された。また職場で本調査が実施される場合には、個人の調査結果は管理職に伝えられないことが説明された。2 回の調査を通じてすべての質問項目に不備なく回答した 107 名（男性 30 名、女性 77 名、T1 調査時点での平均年齢 44.30 ± 11.34 歳、年齢範囲 20 - 69 歳、20 代：9 名、30 代：29 名、40 代：31 名、50 代：29 名、60 代：9 名）を分析対象とした。なお、年齢群の間に男女比の有意差は認められなかった ($\chi^2(4) = 2.628, n. s.$)。

2. 調査材料

(1) MCAS-8：メタ認知的知覚は MCAS-8 により測定した。MCAS-8 の詳細は研究 6 と同じため省略する。本研究での Cronbach の α 係数は .872 であった。

(2) ネガティブな反すう尺度 (伊藤・上里, 2001) : 反すうの測定にはネガティブな反すう尺度を用いた。三つのダミー項目を含む 14 項目二つの下位尺度, ネガティブな反すう傾向とネガティブな反すうのコントロール不可能性で構成される。本研究では, ネガティブな反すう傾向のみを用いて, 反すうを測定した。回答形式は 6 件法 (1 : あてはまらない-6 : あてはまる) であり, 得点が高いほど反すうが高いことを表す。十分な信頼性があり, 自己没入尺度 (坂本, 1997) や SDS (福田・小林, 1973) との相関による妥当性が認められている。本研究では反すうは 2 回測定され (詳しくは後述), T1 調査時の Cronbach の α 係数は. 877, T2 調査時では. 909 であった。

(3) 日常苛立事 (主観的ストレス源) 尺度 (宗像, 1996 ; 宗像・仲尾・藤田・諏訪, 1986) : 日常苛立事尺度によって, ストレッサーを測定した。この尺度は Lazarus & Cohen (1977) が示すストレス概念に基づいて作成され, 七つの下位尺度 (「生きがいと人間関係」, 「自分の家族の将来や健康」, 「社会生活上の人間関係」, 「家庭生活」, 「仕事関係」, 「生活環境」, 「収入や支出」) で構成されている。30 項目に 3 件法 (1 : 大いにそうである-3 : そうでない) で回答するが, 1 を 2 点, 2 を 1 点, 3 を 0 点に換算しストレスを測定する。高得点であるほど強いストレスを経験したことを表している。十分な信頼性があり, GHQ (General Health Questionnaire, Goldberg & Hillier, 1979) との間に中程度の相関が認められ基準関連妥当性が確認されている。本研究での Cronbach の α 係数は. 897 であった。

3. 手続き

第 1 回調査は X 年 9 月 (T1) に行われた。対象者が回答したことを確認した上, 数日後に研究協力者によって調査紙は回収された。T1 調査ではメタ認知的知覚, 反すうが測定された。第 2 回調査は T1 調査から約 7 ヶ月後の X+1 年 4 月 (T2) に実施された。T2 調査では反すうおよび T1-T2 間で経験したストレスが測定された。T2 調査において調査用紙は研究協力者によって配布・回収された。

4. 分析方法

本研究では, ストレッサーの軽減を媒介するメタ認知的知覚の反すうの減弱効果を検討するために, 媒介モデルの検討が必要となる。これまで, 媒介モデルの検討において, 重回帰分析で以下の三つの条件を満たすことが必要であると指摘されている (Baron & Kenny, 1986)。(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 反すう) 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 : ストレッサー) 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、(4)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。しかしながら、近年の研究において、この条件 (1) は媒介モデルの検討においては不必要であることが指摘されている (Cole, Walter, & Brush, 2008)。加えて、媒介モデルにおける間接効果の検討に際しては標準誤差推定に伴うバイアスを修正するブートストラップ法に基づいて直接的に検証する方法が推奨されていること (Preacher & Hayes, 2004) から、近年、一部の研究ではこのブートストラップ法によって媒介モデル (間接効果) の検討および標準偏回帰係数の推定が行われている (Brinkborg, Michanek, Hesser, & Berglund, 2011; Flaxman & Bond, 2010 など)。このことから、本研究ではブートストラップ法によるバイアス修正済み信頼区間推定に基づいて、各標準偏回帰係数の推定を検討すると共に媒介モデルの検討を行う。

結果

各変数の平均値、標準偏差、相関係数は Table 28 に示してある。相関分析の結果、年齢はメタ認知的知覚の間に正の相関 ($r = .293, p < .01$), 反すうとの間に負の相関 (T1: $r = -.302, p < .01$; T2: $r = -.227, p < .05$) を示した。メタ認知的知覚は反すうおよび T1-T2 間で経験したストレスととの間に中程度の負の相関を示した (T1 反すう: $r = -.524, T2$ 反すう: $r = -.555, \text{ ストレッサー: } r = -.387, \text{ 共に } p < .001$)。T1 反すうとストレスととの間には正の相関が認められた ($r = .417, p < .001$)。反すうに関する再検査相関は中程度以上の強さ ($r = .637, p < .001$) であった。また対応のある t 検定によって両測定時での反すうを比較したところ、T1 よりも T2 で反すうが高かった ($t(106) = -2.32, p < .05$)。

Table 28 研究12— 各変数の記述統計量および相関係数

	<i>M</i>	<i>SD</i>	1	2	3	4
1 年齢 (T1)	44.30	11.34	-			
2 反すう傾向 (T1)	18.32	8.52	-.302**	-		
3 メタ認知的知覚 (T1)	31.78	7.05	.293**	-.524***	-	
4 ストレッサー (T2)	44.00	9.66	-.133	.417***	-.387***	-
5 反すう傾向 (T2)	19.93	8.35	-.227*	.637***	-.555***	.564***

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

メタ認知的知覚のストレスの減弱を媒介する反すうの軽減効果を検討するため、ブートストラップ法 ($n = 5000$) を行った。分析の結果 (Table 29), T1 メタ認知的知覚はストレスに有意な影響を及ぼし, T1 時点でメタ認知的知覚が強い者ほど T1-T2 間でのストレスの生成が抑えられることが認められた (バイアス修正済み $\beta = -.318$, 95%信頼区間: 上限 $-.024$, 下限 $-.662$)。ストレスは T2 反すうに有意な影響を及ぼし, T1-T2 間で強いストレスを経験した者ほど T2 調査時において反すうが強かった (修正バイアス済み $\beta = .272$, 95%信頼区間: 上限 $.395$, 下限 $.160$)。T1 メタ認知的知覚は T2 反すうに有意な影響を及ぼし, T1 時にメタ認知的知覚が強い者ほど T2 時には反すうが弱かった (バイアス修正済み $\beta = -.274$, 95%信頼区間: 上限 $-.055$, 下限 $-.501$)。同様に, ブートストラップ法によって, ストレスの軽減を媒介するメタ認知的知覚の反すうへの間接効果 (メタ認知的知覚→ストレスの軽減→反すうの減弱) を検討した結果, 有意な間接効果が認められた ($p < .05$, バイアス修正済み $\beta = -.135$, 95%信頼区間: 上限 $-.012$, 下限 $-.190$)。

Table 29 研究12—ストレスの軽減を媒介するメタ認知的知覚の反すう減弱効果

目的変数	説明変数	推定値	95%信頼区間	
			下限	上限
ストレス (T2)				
	性別	.077	-.103	.233
	年齢	.011	-.194	.198
	メタ認知的知覚 (T1)	-.241*	-.499	-.018
	反すう (T1)	.307*	.051	.513
反すう (T2)				
	性別	-.004	-.150	.140
	年齢	.015	-.128	.157
	反すう (T1)	.417***	.245	.594
	メタ認知的知覚 (T1)	-.252*	-.466	-.043
	ストレス (T2)	.329***	.185	.463

note: *** $p < .001$ * $p < .05$

ストレッサー領域ごとの分析

本調査で使用した日常苛立事尺度には7つのストレッサー領域（「生きがいと人間関係」、「自分の家族の将来や健康」、「社会生活上の人間関係」、「家庭生活」、「仕事関係」、「生活環境」、「収入や支出」）がある。このことから、各ストレッサー領域に関してストレッサーの軽減を媒介するメタ認知的知覚の反すうの減弱効果をブートストラップ法により再度検討した。Table 30 には各ストレッサー領域の平均値および標準偏差が示してある。なお、先の分析において年齢および性別は有意な説明変数でなかったため、本分析では除外した。

ブートストラップ法による分析の結果(Table 31)、メタ認知的知覚は「生きがいと人間関係」に関するストレッサーのみに有意な影響を及ぼし、メタ認知的知覚が強い者ほど調査期間内での「生きがいと人間関係」に関するストレッサーの生成が抑制されることが認められた ($\beta = -.300$, $p < .01$)。同様に、ストレッサーの軽減を媒介する反すうの減弱効果を検討したところ、「生きがいと人間関係」に関するストレッサーの場合にのみ有意な間接効果が認められた ($p < .01$, 95%信頼区間—下限 $\beta = -.195$, 上限 $\beta = -.033$)。このことから、メタ認知的知覚が強い者ほど7ヶ月の調査期間で経験する「生きがいと人間関係」に関するストレッサーの生成が阻害され、その結果としてT2調査時に反すうが低い状態を維持していることが認められた。

Table 30 各ストレッサー領域の記述統計量

ストレッサーの領域	<i>M</i>	<i>SD</i>
生きがいや人間関係	1.47	2.21
自分の家族の将来や健康	3.41	2.62
社会生活上の人間関係	1.22	1.59
家庭生活	1.09	1.39
仕事関係	2.06	2.19
生活環境	0.92	1.44
収入や支出	2.52	2.32

Table 31 研究12 メタ認知的知覚の反すう減弱効果—ストレス領域ごとの分析—

ストレス領域	標準化係数 (バイアス修正済み)			間接効果の95%信頼区間	
	メタ認知的知覚→ ストレス	メタ認知的知覚→ T2反すう	ストレス→ T2反すう	下限	上限
生きがいと 人間関係	-.300**	-.224 [†]	.319***	-.195	-.033
自分の家族の 将来や健康	-.185	-.283*	.195*	-.138	.004
社会生活上の 人間関係	-.180	-.290*	.162*	-.129	.003
家庭生活	-.036	-.311*	.239**	-.063	.044
仕事関係	-.175	-.289*	.175*	-.119	.006
生活環境	-.176	-.277*	.238**	-.153	.015
収入や支出	-.125	-.296*	.191*	-.095	.012

note: [†] $p < .10$ * $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

第 3 節 研究 12 の考察と本章のまとめ

一定期間内で強いストレスを経験する者ほど、その後の調査では反すうが強まることがこれまでに見出されていた (村山・岡安, 2012b; Nolen-Hoeksem et al., 1994)。このことから、本研究ではメタ認知的知覚が強い者ほど調査期間内でのストレスの生成が抑えられ、それを通じて反すうが継時的に低く維持されることが予測された。T1 調査時における反すうを統制した上で、先行研究で推奨されているブートストラップ法による媒介モデルの分析を行ったところ、以下のことが示された。①T1 調査時におけるメタ認知的知覚の水準は T1-T2 間で経験するストレスの程度を予測でき、メタ認知的知覚が強い者ほど T1-T2 間でのストレスの生成が抑えられること、②T1-T2 間で経験したストレスの程度は T2 時の反すうに有意な影響を及ぼし、T1-T2 間で強いストレスを経験した者ほど T2 調査時では反すうが高まること、③メタ認知的知覚は T2 反すうに有意な影響を及ぼし、メタ認知的知覚が強い者ほど T2 時では反すうが低い状態にあること、④メタ認知的知覚は T1-T2 間のストレスの減弱を介して (部分媒介) T2 時の反すうに有意な影響を及ぼし、メタ認知的知覚が強いほど T1-T2 間で

のストレッサーの生成が低く保たれるために T2 調査時では反すうが低いことが認められた。

これまでメタ認知的知覚と反すうは異なる心的モードを実行されるため相反する要因であると指摘されていた (Teasdale, 1999)。この指摘を支持するように、メタ認知的知覚の改善を促すマインドフルネストレーニングによって反すうが減じることが報告されている (Ramel, Goldin, Carmona, & Mcquaid, 2004)。一方で、反すうには特性的な側面と状態依存的な側面があることが先行研究で指摘されていること (e. g. 村山・岡安, 2012b) から、メタ認知的知覚の改善によって反すうの特性的な要素の変容が促されることは推測できるが、日常的に認められるメタ認知的知覚が状態依存的な反すうの要素にどのような影響を及ぼすかは不透明であった。実際、日常的に認められるメタ認知的知覚の水準が状態依存的な反すうにどのような影響を及ぼすかはこれまで検討されていかなかった。T1 時の反すうを統制した本研究の結果、T1 時におけるメタ認知的知覚の強さは直接的に T2 時の反すうに影響を及ぼしていなかったが、メタ認知的知覚は調査期間で経験するストレッサーを介して間接的に T2 時の反すうに影響を及ぼしていることが認められた。具体的には、日常的にメタ認知的知覚が強い者ほどストレッサーの生成が抑えられ、それを通じて継時的に反すうが低く維持されることが認められた。

これまでの研究において、メタ認知的知覚の改善や向上が促されるマインドフルネストレーニングを一定期間受けた後には、反すうの低減が認められている (Ramel et al., 2004)。本研究結果を踏まえると、マインドフルネストレーニングによって反すうの低減が促される背景の一端には、メタ認知的知覚の向上に伴って日常生活におけるストレッサーが減弱し、それによって反すうが低減するプロセスが作用している可能性が推察される。また先行研究において、臨床群 (うつ病患者) や非臨床群 (大学生) を対象としたマインドフルネストレーニングの抑うつ低減効果が検証されており、マインドフルネストレーニングを受けた後には臨床群および非臨床群とも慢性的な抑うつ状態が軽減することが報告されている (勝倉・伊藤・根建・金築, 2009; Kenny & Williams, 2007)。強いストレッサーに直面した者ほど抑うつ状態を悪化させやすいこと (高比良, 1998) や本研究結果を踏まえると、このマインドフルネストレーニングによる抑うつ低減効果の一部には、マインドフルネストレーニングによりメタ認知的知覚が向上したためにストレッサーの減弱が促され、その副次的な効果として抑うつ状態の軽減に至った可能性もあると考えられる。

研究 12 の限界と今後の研究

まず本研究の限界として、調査対象者の問題が挙げられる。本調査は特定の地域 (愛知県および岐阜県) から得られたコミュニティサンプルを対象としたが、本研究結果はこれらの地域

特有の文化や生活スタイルが影響した可能性があるかもしれない。今後、様々な地域で調査対象者を募り研究を行うことで地域の文化差などの交絡変数の影響を減じることができよう。加えて、本研究では一部の職場や研究協力者からの申し出により抑うつ症状の測定を取りやめた。ストレス生成仮説 (Hammen, 2005) によれば、抑うつ傾向にある者はストレスラーを生成しやすいことが指摘されている。このことを踏まえると、T1-T2 間で経験したストレスラーは T1 調査時における調査対象者が呈していた抑うつ状態が影響していた可能性がある。このことから、抑うつ状態を測定し統制することで本研究結果を再検討する必要がある。また本研究は反すうの特性的な要素ではなく状態依存的な一側面に焦点を当てたものであることを把握しておかねばならない。本研究で T1 メタ認知的知覚が直接的に T2 反すうを説明できなかった背景には、本研究ではメタ認知的知覚への介入が行われずメタ認知的知覚の強さが変化しなかったために反すうの特性的な側面には影響を及ぼさなかったことがある可能性がある。このことから、本研究結果は、先行研究 (Teasdale, 1999) で示唆されているメタ認知的知覚と反すうとの相克的な関係性を直接的に実証するには至っていない。今後、さらなる研究が必要であり期待されると共に、先行研究で指摘されているように、根本的な反すうの低減を図るためには反すうの低減やメタ認知的知覚の向上を目的とした予防的介入が必要であろうと思われる。

第四部

本研究の考察

第12章

総合考察と今後の展望

本研究は簡便にそして妥当にメタ認知的知覚を測定する自己評価式尺度を開発すること、非臨床群を対象としメタ認知的知覚の精神的健康への効果を検討することが目的であった。本章では本研究で行った12の調査・実験を振り返り、その結果の考察および今後の展望を論じる。

MCASの信頼性と妥当性

(1) MCAS ネガティブな認知の評価尺度の信頼性と妥当性

研究1および2の結果、大学生と成人の質的に異なる二つの対象とも、MCASの構造は2因子、「ネガティブな認知や感情への反応」と「ネガティブな認知の評価」が妥当であることが確認された。まずネガティブな認知の評価尺度の信頼性と妥当性を検討していく。内的整合性を示す α 係数、G-P分析、および部分-全体相関を指標とした信頼性の検討において、ネガティブな認知の評価尺度はいずれの指標でも十分な値を示すには至らなかった。妥当性の検証に際して、本研究ではJ-MAWAREによる評点を用いた収束的妥当性、メタ認知的知覚と関連する変数との相関による構成概念妥当性、うつ病患者群と非患者群を比較した臨床的妥当性の多面的な観点から検討した。まず収束的妥当性ではJ-MAWAREによる評点とMCAS得点との相関を検討した。その結果、ネガティブな認知の評価尺度の得点とJ-MAWARE評点の間には有意な相関が認められなかった。次にメタ認知的知覚との関連が指摘されている要因との相関によって構成概念妥当性を検討したところ、ネガティブな認知の評価尺度の得点は抑うつ症状および非機能的認知との間に負の相関を示したが、他の要因、特にメタ認知的知覚の根本概念である脱中心化やメタ認知的知覚と反義的な要因である反すうとの間には有意な相関が認められなかった。臨床的妥当性の検討ではうつ病患者と非うつ病患者群が示すネガティブな認知の評価尺度の得点を比較したところ、両群が示した得点に差は認められなかった。以上のネガティブな認知の評価尺度に関する諸々の結果はメタ認知的知覚に関する先行研究の知見とは一致するものではない。それゆえ、ネガティブな認知の評価尺度の構成概念妥当性は十分とは言えず、ネガティブな認知の評価尺度はメタ認知的知覚を妥当に評定する尺度としては適当ではないと考えられる。

ネガティブな認知の評価尺度の構成概念妥当性が十分でなかった理由として、ネガティブな認知の評価尺度の項目がメタ認知的知覚ではなくメタ認知的知識(Teasdale, 1999)をより強く反映している可能性が挙げられる。メタ認知的知識とは言語的に記憶された知識や認知につい

での信念(beliefs about thoughts)である。“思考は事実ではない”ことを知識として確信していたとしても、実際にそのような体験が実行できるかは保障されないことから、メタ認知的知識は体験のあり様を反映するメタ認知的知覚とは質的に異なるものであると指摘されている(Teasdale, 1999; Teasdale et al., 2002)。ネガティブな認知の評価尺度の各項目はEQ (Fresco et al., 2007) に類似する内容であるが、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メタ認知的知覚が強い場合に見られるネガティブな認知に向き合う態度やその受け止め方を言語化しているために、メタ認知的知覚を伴う体験そのものの経験よりもメタ認知的知覚の体験に関する知識、つまりメタ認知的知識を測定する項目になってしまった可能性がある。このことから体験に準じる脱中心化、体験の回避、思考抑制、反すうとの間に有意な相関が認められなかったと思われる。それゆえに、ネガティブな認知の評価尺度の項目はEQなどとの間に類似する点もあり一定の内容妥当性があると思われるが、ネガティブな認知の評価尺度はメタ認知的知覚を推定する自己評価式尺度としては適当ではないと考えられる。

(2) MCAS-8 の信頼性と妥当性

次に、MCAS-8 (ネガティブな認知や感情への反応尺度) の信頼性と妥当性を論じる。本研究では、大学生と成人を対象として種々の指標 (α 係数, G-P 分析, 部分-全体相関) を用い MCAS-8 の信頼性を検討した。その結果、MCAS-8 の信頼性は高いことが一貫して示された。特に α 係数に関しては、研究 6, 7 のみならず本稿を通じたすべての調査研究において検討しており、一貫して MCAS-8 の α 係数は 0.8 以上の高い値を示していた。このことから、MCAS-8 は、属性に関わらず大学生以上の様々な対象に対して高い信頼性を維持できる尺度であると考えられる。

MCAS-8 の妥当性の検討に際し、まず日本語版 MACAM を実施し MCAS-8 得点と J-MAWARE 評点との相関を検討した。その結果、MCAS-8 で推定されるメタ認知的知覚の水準と J-MAWARE によって評定される水準の間には高い相関 ($\rho = .755$) があることが認められた。このことから、MCAS-8 で推定されるメタ認知的知覚の水準は半構造化面接によって評定されるメタ認知的知覚の水準と近似するものであると考えられる。加えて、メタ認知的知覚と関連する要因と MCAS-8 との相関を検討した結果、各要因との間に仮説立てされた方向性で中程度以上の相関が認められた。具体的には、MCAS-8 は脱中心化および注意機能との間に中程度以上の正の相関が、反すう、体験の回避、思考抑制との間に中程度以上の負の相関が認められた。さらに抑うつ症状を統制した場合であっても、各要因との相関の有意性は失われず相関の強さは概ね保たれることが確認された。この結果も MCAS-8 の構成概念妥当性を示すものである。またうつ病患者とうつ病患者と同程度の抑うつ状態にある非うつ病患者群が示す MCAS-8 得点を比較した。その結果、非うつ

病患者群の得点はうつ病患者の得点よりも高いことが認められた。この結果は先行研究(Fresco et al., 2007; Teasdale et al., 2002) に沿うものであると共に、MCAS-8 の得点は抑うつ症状を反映するのではなく体験の質の違いを表すものであることが示唆される。

これに加え、MCAS-8 の得点が継時的に安定していたことは MCAS-8 の構成概念妥当性を示す結果であろう。研究6では女子大学生と成人を対象として縦断的調査を行った。女子大学生を対象とした縦断的調査では調査期間を5ヶ月、成人を対象とした縦断的調査では調査期間を9ヶ月間とした。各対象群で調査期間をはさんで2回測定されたMCAS-8の得点を比較したところ、MCAS-8の相対的安定性および絶対的安定性が共に認められた。さらに成人を対象とした調査では、調査期間をはさんで抑うつ症状の上昇が認められたものの、MCAS-8の得点には有意差が認められなかった。これらの結果は、メタ認知的知覚は抑うつ症状の一様相ではなく継時的に安定している要因であると指摘する先行研究 (Teasdale et al., 2002) に沿うものであり、属性が異なる対象でも MCAS-8 の得点は数ヶ月間安定していると共に MCAS-8 の得点は抑うつ症状の変動に影響されないことが認められた。これらの結果も MCAS-8 の構成概念妥当性の高さを示唆するものである。

さらに研究7および研究8の結果も MCAS-8 の構成概念妥当性を支持するものであると考えられる。Teasdale の抑うつ処理活性仮説では、メタ認知的知覚が弱い者では抑うつ→ネガティブな認知の連鎖が引き起こされ抑うつ的な悪循環に陥りやすいことが指摘されている。このことから、メタ認知的知覚が弱い者ほど抑うつとネガティブな認知の結びつきが強く維持されると推測される。この推測から、MCAS-8 が妥当にメタ認知的知覚を評定している場合には、MCAS-8 の得点が高い者は低い者よりも抑うつ状態下での認知的反応性が抑えられると予測された。この予測を検証するために研究7では横断的調査を、研究8では実験研究を行った。研究7では目的変数にネガティブな認知を、説明変数に抑うつ、メタ認知的知覚、抑うつとメタ認知的知覚の交互作用を投入し、重回帰分析により認知的反応性へのメタ認知的知覚の影響を検討した。その結果、メタ認知的知覚が弱い場合には抑うつが悪化するほどネガティブな認知が強まったが、メタ認知的知覚が強い場合には抑うつが悪化してもネガティブな認知は強まらなかった。また横断的調査の限界を補うため研究8では実験研究を行い、認知的反応性へのメタ認知的知覚の影響を再度検証した。その結果、研究8でも研究7と同様の結果が示され、MCAS-8 の得点の違いによって抑うつ気分誘導操作後のネガティブな認知が喚起する程度に差が生じることが認められた。具体的には MCAS-8 の得点が高い群では抑うつ気分誘導操作後にネガティブな認知が弱まったが、MCAS-8 の得点が低い群では抑うつ気分誘導操作前後でネガティブな認知

の強さは変化しなかった。これらの研究結果は、MCAS-8 の得点が低い者と比べると、MCAS-8 の得点が高い者（研究 7 および研究 8 ではメタ認知的知覚が強い者と表記）では認知的反応性が低く維持されていることを示すものである。これは MCAS-8 の得点によってメタ認知的知覚を伴う体験の特徴である抑うつ気分が引き起こすネガティブな認知の想起が抑止される傾向を予測できることを示すと共に、Teasdale が指摘するメタ認知的知覚がもつ抑うつとネガティブな認知の結びつきを弱める機能に合致するものである。このことから、研究 7 および 8 の結果からも、MCAS-8 はメタ認知的知覚の水準を妥当に評定し得る尺度であることが支持されたと考えられる。

以上の本研究が行った調査および実験で得られた信頼性と妥当性に関する検討結果は、一貫して MCAS-8 にはメタ認知的知覚の水準を妥当に測定し得るに足る十分な信頼性および構成概念妥当性があることを示しており、それ故に MCAS-8 は妥当にそして簡便にメタ認知的知覚の水準を評定することができる尺度であると考えられる。

(3) MCAS-8 の限界

MCAS-8 の項目は半構造化面接によってメタ認知的知覚を評定する基準 (MAWARE) の内容を主な参考として作成されている。さらにメタ認知的知覚の根本概念である脱中心化を測定する EQ (Fresco et al., 2007) の項目と比較すると、MCAS-8 には EQ と同様にネガティブな心理状態で拙速に反応する傾向 (項目 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」など)、認知との心理的距離 (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」など)、柔軟な認知的解釈 (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」など) に関する項目がある。しかしながら、EQ のように MCAS-8 の項目にはネガティブな認知や不快な感情を客観的に見つめる体験など、メタ認知的知覚が強い場合に見られる体験を直接的に尋ねる項目がないことも事実である。このことから、MCAS-8 によってメタ認知的知覚が強い場合に認められる体験を妥当に測定できるかが MCAS-8 の課題であるかもしれない。しかしながら、本研究では MCAS-8 得点と J-MAWARE 評点との間に強い相関が認められ、脱中心化を測定する EQ や他の外的基準との間に中程度以上の相関が認められたことも事実である。このことから、MCAS-8 は一定水準以上の妥当性があり時間的な制約がある状況におけるメタ認知的知覚の測定には利便性が高い一方で、時間的な制約がない状況やメタ認知的知覚が伴う体験傾向を積極的に評定したい場合には、従来の MACAM によってメタ認知的知覚を測定することが適当であろうと考えられる。

(4) MCAS-8 の応用可能性と今後の研究

本研究では、うつ病患者群と非患者群が示した MCAS-8 の得点を比較することによって、臨床的妥当性を確認した。先行研究において、メタ認知的知覚が弱い者ほどうつ病再発リスクが高いことが見出されている (Teasdale et al., 2002)。このことから、今後さらなる臨床的な基礎データの蓄積は必要ではあるが、MCAS-8 によってメタ認知的知覚の水準を推定することで、うつ病患者の予後やうつ病再発リスクのスクリーニングを簡便に行うことができる可能性がある。そのためにも、抑うつ症状を統制した上で MCAS-8 の得点によってうつ病患者の予後がどのように推移するかを縦断的に調査することが今後必要であろう。

またメタ認知的知覚とうつ病発症リスクとの関連は未だ報告されていないが、抑うつ傾向にある大学生を対象としたマインドフルネストレーニングを用いた介入によってメタ認知的知覚が改善し抑うつ状態が軽減することが報告されている (勝倉ら, 2009)。このことから、MCAS-8 を実施することで MBCT などのマインドフルネストレーニングを用いた予防的介入に有効な対象者を特定でき、そのリスク群に対して早期に予防的介入を行うことが可能になると考えられる。

本研究では J-MAWARE を用いた収束的妥当性、メタ認知的知覚との関連性が指摘されている要因との相関による構成概念妥当性、うつ病患者群と非患者群の MCAS-8 得点を比較することによる臨床的妥当性を検討し、MCAS-8 には一定の妥当性が認められることが示された。しかしながら、妥当性の検証過程は終わりのない作業と指摘されているように (小塩, 2012)、MCAS-8 の妥当性が本研究で十分に検討され尽くされたとは言い切れない。今後、介入研究を行い、介入前後での MCAS-8 の得点を比較することでさらなる妥当性が検証できよう。例えば、抑うつ傾向が高い大学生を対象としてマインドフルネス瞑想による介入を数週間行い、その介入後において MCAS-8 の得点の上昇が認められれば MCAS-8 の妥当性が検証できると思われる。今後とも MCAS-8 のさらなる妥当性の検証が必要である。

第2節 抑うつとネガティブな認知の結びつきに及ぼすメタ認知的知覚の影響

Teasdale (1988) は抑うつ処理活性仮説を示している。そして、抑うつ気分が喚起した際にうつ病既往歴がある者はうつ病エピソード中に見られた抑うつの情報処理パターンを再現させるため、うつ病既往歴がある者では軽度で一時的な抑うつに留まる抑うつ状態が重篤な抑うつ状態にまで発展してしまう危険性が高いと指摘している。つまり、軽度な抑うつが生じた際に見られる抑うつの認知パターンの再現のしやすさこそが抑うつ脆弱性であり、その再現性の強さには個人差があると示唆されていた。この仮説を検証するために、これまで一部の研究で

はうつ病既往歴がある者と既往歴がない者が示す認知的反応性が比較されている。Miranda, Gross, Persons, & Hahn (1998)は、うつ病の既往歴がある者では抑うつ気分誘導操作後にネガティブな認知が強まるものの、うつ病の既往歴のない者ではそのような現象は認められず、逆にネガティブな認知が弱まることを報告し、既往歴がない者や健常者と比べうつ病歴がある者では認知的反応性が著しく高いことを指摘している。しかしながら、うつ病患者群と非患者群との比較のみからでは、健常者やこれまでうつ病歴がない者でも認知的反応性が抑うつ脆弱性となるかは理解することはできず、認知的反応性の高さはうつ病患者のみに特異的に見られる脆弱性要因であると誤解される可能性もあった。しかしながら、研究7で実施した成人を対象とした横断的調査の結果から、同程度の抑うつ状態にある者であってもメタ認知的知覚の水準によって認知的反応性の高さが異なることが認められた。また研究8で行った大学生を対象とした実験研究では抑うつ気分が喚起する場合であってもメタ認知的知覚の水準によってネガティブな認知が想起する程度が異なることが示された。これらの結果は、抑うつ処理活性仮説で抑うつ脆弱性と指摘されている抑うつとネガティブな認知の結びつきの強さはうつ病患者や既往歴がある者だけではなく、健常者やうつ病歴がない者にも適用し得る要因であることを示唆するものである。それゆえ、認知的反応性が高い状態や抑うつとネガティブな認知の結びつきが強い状態は非患者群や健常者であっても抑うつ脆弱性になり得る要因であり、認知的反応性を低減させ抑うつとネガティブな認知の結びつきを弱める要因を明らかにすることによって、効果的な抑うつやうつ病予防を図ることができると考えられる。

これまでの一部の研究においてうつ病寛解期の患者は既往歴がない者と比べてメタ認知的知覚が低いことや、メタ認知的知覚の向上によってうつ病の再燃・再発リスクが減ること (Teasdale et al., 2002) が報告されており、メタ認知的知覚は抑うつ脆弱性に関与する要因と指摘されていた (Segal et al., 2002; Teasdale 1999)。同様に認知的反応性は抑うつおよびうつ病への脆弱要因であることが見出されていた (Wenze, Gunthert, & Forand, 2010)。そして研究7および8の結果から、これら二つの抑うつ脆弱に関与する要因の間には関連性があり、メタ認知的知覚は認知的反応性を減じさせる機能があることが明らかになった。このことから、メタ認知的知覚が弱い場合に示される抑うつ悪化やうつ病発症リスクが高まる現象は、メタ認知的知覚が弱いために抑うつとネガティブな認知の結びつきが強く保たれ、日常的に認知的反応性が高い状態が維持されていることがその一因にあると示唆される。

メタ認知的知覚が示すストレスの軽減効果

研究10, 11, 12では、女子大学生および成人を対象として縦断的調査を実施しメタ認知的知覚の抑うつ低減効果を検討した。メタ認知的知覚の機能や先行研究からの知見を踏まえ、メタ認知的知覚が強い場合にはストレスの生成が抑制されることが予測された。研究11では有意傾向に留まったものの、いずれの縦断的調査においてもメタ認知的知覚の水準は一定期間(研究10では4ヶ月と9ヶ月、研究11では5ヶ月、研究12では7ヶ月)内で経験するストレスに影響を及ぼすことが認められた。具体的には、メタ認知的知覚が強い者ほど調査期間内のストレスの生成が抑えられることが認められた。先行研究において、本研究でストレスとして取り上げた日常的な些細な出来事(daily hassle)は一時的・急性的・客観的な性質を有するライフイベント型のストレスよりも重大な病因になり得ること(Lazarus & Cohen, 1977)、心身の健康が損なわれやすいこと(岡安, 1992)が指摘されている。加えて、多くのストレス研究では強いストレスを経験するほど抑うつ状態が悪化しやすいことが見出されている。これらの研究知見を踏まえると、4ヶ月から9ヶ月に亘る調査期間でのストレスの生成を阻害するメタ認知的知覚は、非患者群および健常者で構成される地域社会に在住・勤務している成人や大学生の精神的健康の維持や増進、抑うつ慢性化やうつ病発症に対する予防として応用し得る要因であると考えられる。

また本研究ではストレス全般のみならずストレス領域ごとに分析し、メタ認知的知覚の影響がどのストレス領域に強く作用するかを検討した。女子大学新生を対象とした研究(研究10)では、メタ認知的知覚は「自己ストレス」と「対人ストレス」に影響を及ぼすことが二つの調査期間で認められた。成人を対象とした研究(研究11と研究12)では、メタ認知的知覚は調査期間内の「生きがいや人間関係」に関するストレスを弱めることが示された。これらの結果から、メタ認知的知覚の影響はすべてのストレス領域に現れるのではなく、特定のストレス領域に現れると考えられる。

研究10において、ストレスの測定には「大学生用日常生活ストレス尺度・短縮版(嶋, 1999)」を用いた。この尺度は四つのストレス領域(「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」)を測定している。本研究の結果、メタ認知的知覚の影響は「自己ストレス」と「対人ストレス」に認められた。「自己ストレス」とは自己の性格や生き方に関わるストレスであり、「実存的ストレス」とも表記されている(嶋, 1999)。項目には「現実の自分の姿と理想とのギャップ」, 「自分の将来についての不安」, 「退屈で何もすることがないこと」, 「自分が何をすべきなのかわからないこと」, 「就職についての不安」, 「自分の性格が気に入らないこと」, 「自分の容姿や外

見に関する不満」,「空虚感に悩まされること」がある。「対人ストレス」は対人関係の中で不愉快なことを経験させられるようなストレスである。その項目は「他人から失望させられたこと」,「誰かとけんかをしたこと」,「不愉快な知人の存在」,「周囲の人の無理解」,「私のことを嫌っている人がいること」,「嫌いな人とつきあわなければならないこと」,「他人から不愉快な目にあわされたこと」,「他人から冷たい態度をとられること」である。研究11および研究12では、日常苛立事尺度(宗像ら,1986)によってストレスを測定した。この尺度には七つの下位尺度があるが、メタ認知的知覚の影響は「生きがいや人間関係」ストレスのみで現れ、メタ認知的知覚が強いほど「生きがいや人間関係」ストレスの生成が抑止されやすいことが示された。「生きがいや人間関係」には7項目あり、「暇をもてあましがちであること」,「孤独なこと」,「生きがいが持てないこと」,「異性関係のこと」,「友人関係のこと」,「自分の概念や容姿に自信が持てないこと」,「過去のことでこだわりがあること」である。大学生と成人という属性の異なる群を対象として認められたメタ認知的知覚が作用するこれらの下位尺度の項目を振り返ると、メタ認知的知覚の影響が現れるストレスには共通点が認められると思われる。まずメタ認知的知覚は対人関係上のストレスを強めると考えられる。この点は上記した項目内容でも明らかであろう。またこれを支持するように、先行研究において、メタ認知的知覚と反義的な要因である反すうが強い者ほど、対人関係上の摩擦を生じやすいこと(Nolen-Hoeksema & Davis, 1999)や他者から提供されるサポートに対して不満を感じやすいこと(Flynn, Kecmanovic, & Alloy, 2010)が報告されている。二つ目は、メタ認知的知覚は現在の生活への感じ方に影響を及ぼすと考えられる。例えば、大学生用日常生活ストレス尺度・短縮版の「自己ストレス」にある「退屈で何もすることがないこと」,「自分が何をすべきなのかわからないこと」,「空虚感に悩まされること」や、日常苛立事尺度の「生きがいや人間関係」の「暇をもてあましがちであること」,「生きがいが持てないこと」が該当する項目であろう。本研究の結果を踏まえると、メタ認知的知覚が弱い者ほどこれらの項目に対して高得点をつける傾向にあり、現在の生活や人生に対する意義や生きがいを感じ難い状態にあると考えられる。この結果を支持するように、看護師を対象とした研究において4週間に亘る短縮版MBSRを実施することによって人生への満足感(Satisfaction With Life Scaleにより測定; Diener, Emmons, Larsen, & Griffin, 1985)が高まること(Mackenzie, Poulin, & Seidman-Carlson, 2006)、癌患者を対象とした研究では8週間に亘りMBSRを行ったところ、QOL(Quality of life)が向上したこと(Carlson, Speca, Patel, & Goodey, 2003; Witek-Janusek, Albuquerque, Chroniak, Chroniak, Durazo-Arvizu, & Mathews, 2008)が報告されている。し

かしながら、メタ認知的知覚と生活／人生への意義との関連性は直接的には検証されていない。今後、更なる研究を行いこの点を検証する必要がある。

しかしながら一方で、本研究で示されたメタ認知的知覚がストレスの軽減をもたらす効果は、認知的解釈の影響を受けている可能性が考えられる。本研究でストレスとして取り上げた日常的な些細な出来事は、ライフイベント型のストレスと比較すると、思い通りにならない出来事で、かつ持続的、慢性的、常態的な性質を持つ主観的なストレスと指摘されている (Lazarus & Cohen, 1977; Lazarus & Folkman, 1984)。それゆえに、この型のストレスの強さは認知過程の影響を受けることが指摘されている (Lazarus & Folkman, 1984)。そのため、メタ認知的知覚が強い者ほど脱中心化の視点からのネガティブな認知や不快な気分の体験が促進されること (Teasdale et al., 2002) を踏まえると、メタ認知的知覚が弱い者と比べると、強い者では「いま、ここ」で直面するストレスをより否定的・悲観的に評価、解釈しやすいと考えられる。この推測を支持するように、メタ認知的知覚の改善が促される認知療法 (Teasdale et al., 2002) を受けることで、極度にネガティブな認知が弱まることが見出されている (Teasdale et al., 2001)。このことを踏まえると、本研究で行った複数の研究で認められたメタ認知的知覚が示すストレス軽減効果は、量的なストレスの軽減を促すことではなく、ストレスの体験の仕方やストレスによって喚起されるネガティブな認知や不快な気分の体験の仕方に起因する可能性がある。今後、メタ認知的知覚がストレスの量的側面に影響を及ぼすかを検討する必要がある。

メタ認知的知覚が示す反すう傾向の低減効果

これまでメタ認知的知覚と反すうは相反する要因であると示唆されて (Teasdale, 1999)、メタ認知的知覚の改善が促されるマインドフルネストレーニングを通じて反すうが弱まることが報告されていた (Ramel et al., 2004)。しかしながら、日常的に認められるメタ認知的知覚が状態性の反すうに及ぼす影響はこれまで検証されていなかった。そこで研究12では、状態性の反すうに及ぼすメタ認知的知覚の影響を検討するために縦断的調査を実施し、T1時の反すう傾向を統制した上で分析を行ったところ、日常的に認められるメタ認知的知覚は調査期間内で生成されたストレスを完全に媒介して、T2時の反すうに影響を及ぼすことが認められた。具体的には、T1時にメタ認知的知覚が強い者ほど調査期間内でのストレスの生成が抑えられ、そのためにT2時では反すうが弱い状態が維持されていることが確認された。このことから、日常的にメタ認知的知覚が強い者では継時的に反すう傾向が低く維持されやすいと考えられる。

これまでの研究において、メタ認知的知覚の改善・向上が促されるマインドフルネストレーニングを一定期間受けた後には反すうが減ることが認められている (Ramel et al., 2004) が、これはメタ認知的知覚が改善することで直接的に特性的な反すうの減弱を促していることによるものであると推測される。しかしながら、本研究の結果、メタ認知的知覚が強い場合には継時的に状態性の反すうが低く保たれることが示された。この研究結果を踏まえると、マインドフルネストレーニングによって反すうの低減が促される背景の一端には、メタ認知的知覚の向上に伴って日常生活におけるストレスが減弱し、それによって状態性の反すうが強まり難くなるプロセスが関与している可能性も考えられる。また先行研究において、うつ病患者や大学生を対象としたマインドフルネストレーニングによる抑うつ低減効果が検証されており、マインドフルネストレーニングを受けた後にはうつ病患者群および大学生群とも慢性的な抑うつ状態が軽減することが報告されている (勝倉ら, 2009; Kenny & Williams, 2007)。これまでの知見で示されている強いストレスに直面した後は抑うつ状態が悪化すること (高比良, 1998) や本研究結果を踏まえると、このマインドフルネストレーニングによる抑うつ低減効果の一端には、マインドフルネストレーニングによってメタ認知的知覚が改善・向上したためにストレスの減弱が促され、その副次的な効果として抑うつ状態の軽減に至った可能性もあると考えられる。

メタ認知的知覚が示す抑うつ低減メカニズム

先行研究においてメタ認知的知覚は抑うつ低減効果を示すことが指摘されていたが、そのメカニズムはこれまでほとんど検討されてこなかった。しかしながら、本研究の結果からメタ認知的知覚が示す抑うつ低減効果のメカニズムの一端が示唆される。まずメタ認知的知覚がもつ抑うつ低減効果の一端には認知的反応性が低いことが影響していると考えられる。先行研究において、認知的反応性が高い大学生ほど抑うつが強い状態にあること (Barnhofer & Chittka, 2010; Raes et al., 2009)、抑うつ傾向にある大学生は日常的に認知的反応性を高く維持していること (Wenze et al., 2007) が報告されている。さらに、縦断的研究ではベースライン時に認知的反応性が高かった大学生は低かった大学生と比べると、6ヶ月後の調査において強い抑うつ状態を呈していたことも見出されている (Wenze et al., 2010)。臨床群を対象とした研究においては、認知的反応性が高い寛解期にあるうつ病患者ほどうつ病を再燃・再発しやすいことが報告されている (Segal et al., 1999)。これらの知見を踏まえると、臨床・非臨床群を問わず認知的反応性が高い場合には抑うつ脆弱性が強く維持され、抑うつ状態に陥りやすい傾向

にあると考えられる。研究7および8の結果、メタ認知的知覚が弱い者と比べると、メタ認知的知覚が強い者では抑うつ下でのネガティブな認知の想起が抑えられていることが示された。それゆえ、メタ認知的知覚が強い健常者や非うつ病患者では認知的反応性が低い状態が維持されていると考えられる。このことから、先行研究で報告されているメタ認知的知覚の抑うつ低減効果や抑うつ悪化の抑止効果の一端は、メタ認知的知覚が強いことによって日常的に認知的反応性が低く保たれ、その結果として抑うつが悪化し難い状態が継続的に維持されることによるものと思われる。

二つ目として、メタ認知的知覚がもたらす抑うつ低減効果の一端にはストレスの生成を抑えること、特に対人関係および現生活のあり方に関するストレスの生成を抑えることを通じて得られると考えられる。研究10では女子大学新入生を対象として二つの期間（4ヶ月と9ヶ月）を設け縦断的調査を行ったところ、メタ認知的知覚が強いほど両調査期間で経験した全般的なストレス、および「自己ストレス」と「他人ストレス」の生成を抑制し、それを通じてメタ認知的知覚は数ヶ月先のみならず1年弱先の抑うつ症状に継続的な影響を及ぼすことが示された。

しかなしながら、研究10は女子大学新入生を対象としていることから、男性や一般成人を対象とした際にも同様の知見が認められない可能性も考えられた。そこで、研究11と研究12では成人を対象として再度縦断的調査を実施し、ストレスの減弱を媒介するメタ認知的知覚の抑うつ低減効果と状態性の反すう減弱効果を検討した。研究11ではメタ認知的知覚が及ぼすストレスへの影響は有意傾向に留まったが（研究12では、メタ認知的知覚はストレスに有意な影響を及ぼすことが示されている）、ストレスの領域ごとの分析では、メタ認知的知覚は「生きがいと人間関係ストレス」に有意な影響を及ぼし、メタ認知的知覚が強い者ほどこの領域のストレスの生成が阻害され、それを通じて抑うつが低い状態が維持されていることが認められた。またこの結果を支持するように、研究12でもメタ認知的知覚は「生きがいと人間関係ストレス」に有意な影響を及ぼし、メタ認知的知覚が強い者ほどこの領域のストレスの生成が阻害されることが認められた。

先行研究において、強いストレスを受けるほど抑うつ症状の悪化を招くこと（嶋，1999；高比良，1998）やうつ病発症リスクが高まること（Blackmore, Stansfeld, Weller, Munce, Zagorski, & Stewart, 2007）が見出されている。それに加えて、対人領域に関するストレスは精神的健康に強く影響を及ぼし（高比良，1998）、抑うつや不安に強く関連している（嶋，1999）ことや、生きがいが見出せないほど精神的な健康度が低く（熊谷・森岡・吉益・富田・宮

井・宮下, 2008), うつ病予防する上で生きがいは重要な要因であること (厚生労働省, 2004) が指摘されている。本研究において, メタ認知的知覚が強いほどストレスの生成, 特に対人関係上のストレスと生きがいや実存的な問題に関連する現生活のあり方に関するストレスの生成が抑制される結果が得られたことを踏まえると, メタ認知的知覚の向上が促す慢性的な抑うつ状態の緩和 (勝倉ら, 2009) やうつ病再燃・再発抑制効果 (Teasdale et al., 2002) の一端は, メタ認知的知覚の向上により一定期間内で経験するストレス, 特に対人関係と現生活のあり方に関するストレスが弱まることによる効果であると考えられる。

抑うつ低減効果をもたらす三つ目のメタ認知的知覚の機能は状態性の反すうが低く維持されることにあると考えられる。これまでの研究において, 反すうが強い者ほど横断的にも縦断的にも抑うつ症状を強めること (村山・岡安, 2012b; Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991) やうつ病の発症リスクが高まること (Nolen-Hoeksema & Larson, 1999) が見出されている。また一部の研究では, 反すうが強い場合には感情調整が適切に機能しないため抑うつ気分などの不快気分が維持されやすいことが指摘されている (Joormann, 2006)。メタ認知的知覚と反すうは相反するところのモードで実行されることが指摘されており (Teasdale, 1999), 反すうはストレスなどの外的な要因の影響を受け変動する状態的要素を備えること (村山・岡安, 2012; Nolen-Hoeksema et al., 1994) が見出されている。このことから, 研究10および11で認められたメタ認知的知覚がもたらすストレスの減弱効果を踏まえ, ストレスの減弱を通じたメタ認知的知覚の反すう傾向の軽減効果を研究12で検討した。7ヶ月をはさんだ調査の結果, メタ認知的知覚が強いほどストレスの減弱が促され, それを通じて反すうが弱い状態が維持されることが認められた。このことから, 介入研究で認められているメタ認知的知覚の向上がもたらす抑うつ低減効果 (Ramel et al., 2004) の背景の一端には, メタ認知的知覚が改善することで状態性の反すうが弱く保たれるメカニズムが潜在している可能性がある。これらの点から, メタ認知的知覚が強い場合には状態性の反すうの増悪やそれに伴う抑うつ症状の悪化を防ぐことができると共に, 継時的にも抑うつの慢性化やうつ病発症が抑制される傾向にあると考えられる。

本研究から示唆される臨床的応用

うつ病患者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, 非患者群や健常者を対象としたメタ認知的知覚の研究知見はあまり報告されていなかった。このことから, 抑うつの遷延化やうつ病の発症率

が懸念されているコミュニティや大学生を対象とする場合に、メタ認知的知覚は抑うつ予防効果並びに精神的健康の維持・増進効果が期待できる要因であるか不透明であった。本研究で実施した大学生を対象とした調査・実験やコミュニティから得られた成人を対象とした調査の結果、メタ認知的知覚が強い者では認知的反応性が低く維持されること、メタ認知的知覚が強い者ほどストレスの生成が抑制されることや継続的に抑うつが低い状態が維持されること、メタ認知的知覚が強い者ほどストレスの生成が抑止され、それを通じて反すう傾向が低く保たれることが見出された。これらの研究結果はうつ病患者やうつ病既往歴がある者だけではなく、精神的な健康の低さが懸念されている現代の大学生 (Tomoda et al., 2000 など)、地域社会 (厚生労働省, 2002)、勤労者 (労働安全衛生総合研究所, 2011) に対してもメタ認知的知覚の向上や改善を図ることで抑うつ予防や精神的な健康の増進効果が得られる可能性を示すものである。

先行研究において、認知療法とマインドフルネス認知療法 (Mindfulness based Cognitive Therapy; MBCT, Teasdale et al., 2002) やマインドフルネストレーニング (勝倉ら, 2009) を受けることで、メタ認知的知覚の向上が促されることが報告されている。このことから、非患者群を対象としてメタ認知的知覚の向上を目的とした予防的介入でも、認知療法的なアプローチとマインドフルネスを志向するアプローチの二つの方法が考えられよう。

メタ認知的知覚が向上・改善する知見が示されているものの、この両治療アプローチは異なるものである。まず認知療法的アプローチであるが、第3章でも論じたように、認知療法では潜在する抑うつスキーマや意識化される自動思考などのネガティブな認知が抑うつ悪化やうつ病の引き金として作用すると仮定している。このことから、認知療法では患者が形成しているネガティブな認知を同定し、事実在即しながらその認知をより現実的な内容に修正することが中心に行われる。つまり、認知療法における治療ターゲットはネガティブな認知の変容であり、その変容を通じて不適応な状態の改善を図る治療アプローチである。他方、MBCTをはじめとするマインドフルネスを志向する治療アプローチでは、ネガティブな認知の修正が治療上必要なプロセスであるとは仮定されていない。マインドフルネス志向アプローチでは、不快な気分やネガティブな認知の体験のあり方こそがうつ病をはじめとする不適応な状態の根底にあると仮定しており (Segal et al., 2002)、そのため、喚起する不快な気分やネガティブな認知に対して、拙速的にそして無自覚に起こしてしまう不適応的な反応傾向を変容することを治療ターゲットとしている。

これまでうつ病に対する認知療法が示す治療機能に関する研究が多く行われている。Ingram

& Hollon (1986) はネガティブな認知を繰り返し検討することで脱中心的な視点が獲得できると指摘しており, Teasdale et al. (2002) は認知療法後にうつ病寛解患者のメタ認知的知覚が改善したことを報告している。このことから, ネガティブな認知や歪曲した認知を検討しより現実的なものに再構成する技法を教育・訓練することで, メタ認知的知覚の向上を図ることができると思われる。

また認知療法的アプローチにより予防的介入も多く行われている。その介入プログラムでは認知療法の技法の一つである認知再評価や否定的な自動思考に関する心理教育が中心的に実施され, その効果を実証されている。例えば, 白石 (2005) はストレスの緩和を希望する大学生を対象とし4回に亘る個人セッションを実施し抑うつ予防的効果を検討している。この研究で実施された介入ではネガティブな認知の再構成が中心的に行われ, 4セッション後の査定では抑うつ症状の低減のみならずネガティブな認知(自動思考および非機能的認知)の減弱効果も認められている。一方で, 他の介入研究では, ネガティブな認知の減弱効果が認められないことが報告されている。及川・坂本 (2007) は女子大学生を対象として講義の時間を利用し抑うつの予防的介入を行っている。このプログラムではネガティブな認知と不快な気分との関係性, ネガティブな認知がもたらすデメリット, ネガティブな認知の妥当性, 思考の客観化と再評価などの心理教育やワークが行われている。全7回のセッション実施後の査定の結果, 介入群と統制群が示すネガティブな認知(否定的な自動思考)と抑うつ症状に差は認められなかった。これらの研究結果から, 介入を行った対象者の状態(抑うつ傾向など)の影響も検討する必要があるが, 一概にネガティブな認知を繰り返し検証するプロセスによってメタ認知的知覚が向上し得るかは疑問である。

本稿における複数の研究結果から, 非臨床群においてメタ認知的知覚が強い場合には抑うつ脆弱性が抑えられることが示唆された。このことから, 抑うつの遷延化やうつ病罹患率の高さが懸念される大学や地域社会において, メタ認知的知覚の向上・改善を通してうつ病や抑うつの予防を図ることができる可能性がある。個人的介入を実施した白石 (2005) の研究ではネガティブな認知の変容および抑うつ症状の軽減が認められ, 一様に集団に対して介入した及川・坂本 (2007) ではネガティブな認知の減弱のみならず抑うつ症状の軽減も認められなかったことを踏まえれば, 非臨床群であっても, メタ認知的知覚の向上を図るためには, 個人的なセッションを行いある程度重厚に介入を施していく必要があると思われる。加えて, 認知療法の治療的意義は認知の修正ではなくネガティブな認知を繰り返し検討することによって獲得される脱中心的な体験のあり方にあること (e.g. Teasdale et al., 2002) を踏まえると, メタ認知

的知覚の向上を図る介入では、ネガティブな認知の観察や同定に主眼が置かれるべきなのではないかと思われる。具体的には、「どのようなネガティブな認知が想起しやすいのか」、「その認知はどのような状況で想起するのか」、「その認知はどのように行動、気分、身体感覚に悪影響を及ぼすのか」、「認知、気分、感覚、行動がどんな悪循環を形成しているのか」などを同定し、意識的に観察できようトレーニングを行う必要があると思われる。その上でも、今後、非患者群や健常群を対象とした予防的介入においてメタ認知的知覚の向上を図るためには、どのような特徴を示す者を対象として、どのような認知療法の技法をプログラムに導入し、それをどのように学習してもらうかなど、現実的にかつ具体的な諸問題を検討していく必要があると思われる。

一方、マインドフルネスを用いた介入も行われておりその有効性が示されている。これまで8週間に亘る集団プログラムであるMBCTによってメタ認知的知覚が改善・向上することが報告されている(Teasdale et al., 2002)。MBCTでは、参加者はマインドフルネストレーニングなどを通じネガティブな認知や不快な気分を非評価的に体験することを繰り返し訓練する(Segal et al., 2002)。しかしながら、MBCTはうつ病歴がある者、特に反復性のうつ病患者を対象としていること(Segal et al., 2002)から、非患者群を対象とする予防的介入でマインドフルネストレーニングを行うことでメタ認知的知覚の向上を図れるか疑問が残る。実際、うつ病エピソードが2回以下の場合にはMBCTの治療効果が認められないことが示されている(Teasdale et al., 2000)。一方で、抑うつ傾向にある大学生を対象とした研究では、2週間に及ぶマインドフルネストレーニングがメタ認知的知覚の向上を促すことが報告されている。このことから、非患者群を対象としてメタ認知的知覚の向上を図る予防的介入ではMBCTほど重厚にマインドフルネストレーニングを施す必要はなく、メタ認知的知覚や心理的柔軟性に関する心理教育や「今・ここ」での認知や感情を非評価に体験することへの導入的な援助などが有効なのではないだろうか。

しかしながら、マインドフルネスを志向するアプローチであっても、マインドフルネスの向上や改善を促す方法は療法間で大きく違っている。上記したMBCTでは、心理教育および重厚なマインドフルネストレーニング(マインドフルネス瞑想、ヨガ、マインドフルネス・ウォーキングなど)によりマインドフルネスの改善を図る。一方、メタ認知療法(Wells, 1995)では、複数の外的な刺激(ベルなど)に注意を向けるトレーニングを行うことでマインドフルネスの向上を図る。このことから、MBCTでメタ認知的知覚の改善が引き起こされることは認められているものの(Teasdale et al., 2002)、マインドフルネストレーニングを用いなくとも、他のマ

インドフルネス志向のアプローチ方法でもメタ認知的知覚が向上する可能性がある。今後、我が国に適応し地域社会および大学で実施可能な形態で、マインドフルネス志向を導入したメタ認知的知覚の向上を目的とする抑うつ予防的介入の開発が期待される。

引用文献

- Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. Newbury Park, London, Sage.
- Aldwin, C. M. (1994). *Stress, Coping, and Development*. New York: The Guilford Press.
- 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.
- Alloy, L. B., Abramson, L. Y., Walshaw, P. D., & Neeren, A. M. (2006). Cognitive vulnerability to unipolar and bipolar mood disorders. *Journal of Social and Clinical Psychology, 25*, 705-824.
- American Psychiatric Association. (1994). *Diagnostic and statistic manual of mental disorders (4th ed.)*. Washington, DC: APA.
- 飛鳥井 望 (1994). 自殺の危険因子としての精神障害：生命的危険性の高い企図手段を用いた自殺失敗者の診断的検討 精神神経学雑誌, 96, 415-443.
- Ayuso-Mateos, J. L., Vazquez-Barquero, J. L., Dowrick, C., Lehtinen, V., Dalgard, O. S., Casey, P., Wilkinson, C., Lasa, L., Page, H., Dunn, G., Wilkinson, G., & ODIN Group. (2001). Depressive disorders in Europe: prevalence figure from the ODIN study. *The British Journal of Psychiatry, 179*, 308-316.
- Brinkborg, H., Michanek, J., & Hesser, H., & Berglund, G. (201). Acceptance and commitment therapy for the treatment of stress among social workers: A randomized controlled trial. *Behaviour Research and Therapy, 49*, 389-398.
- Bagby, R. M., Rector, N. A., Bacchiochi, J. R., & McBride, C. (2004). The stability of the response styles questionnaire rumination scale in a sample of patients with major depression. *Cognitive Therapy and Research, 28*, 527-538.
- Barber, J. A., & DeRubeis, R. J. (1989). On second thought: Where the action is in cognitive therapy for depression. *Cognitive Therapy and Research, 13*, 441-457.
- Barnhofer, T. & Chittaka, T. (2010). Cognitive reactivity mediates the relationship between neuroticism and depression. *Behaviour Research and Therapy, 48*, 275-281.

- 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.
- Beck, A. T. (1967). *Depression: Clinical therapy and the emotional disorders*. New York: International University Press.
- Beck, A. T. (1983). Cognitive Therapy of depression: New perspectives. In P. J. Clayton & J. E. Barnett (Eds), *Treatment of depression: Old controversies and new approaches* (pp. 265–284). New York: Raven Press.
- Beck, A. T., & Clark, D. A. (1988). Anxiety and depression: An information processing perspective. *Anxiety Research*, 1, 23–36.
- Beck, A. T., Rush, A. J., Shaw, B. F., & Emery, G. (1979). *Cognitive therapy of depression*. New York: Guilford Press.
- Beck, T. A., Steer, R. A., & Brown, G. K. (2003). 小島雅代・古川壽亮 訳著 日本版BDI-II —ベック抑うつ質問票—手引き 日本文化科学社
- Beck, A. T., Weissman, A., Lester, D., & Trexler, L. (1974). The measurement of pessimism: The hopelessness scale. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 42, 861–865.
- Beevers, C. G., & Miller, I. W. (2005). Unlinking negative cognition and symptoms of depression: Evidence of a specific treatment effect for cognitive therapy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 73, 68–77.
- Beevers, C. G., Scott, W. D., McGeary, C., & McGeary, J. E. (2009). Negative cognitive response to a sad mood induction: Associations with polymorphisms of the serotonin transporter (5-HTTLPR) gene. *Cognition and Emotion*, 23, 726–738.
- Belsher, G., & Costello, C. G. (1988). Relapse after recover from unipolar depression: A critical review. *Psychological Bulletin*, 104, 84–96.
- Bishop, S. R., Lau, M., Shapiro, S., Carlson, L., Carmody, J., Segal, Z. V., Abbey, S., Speca, M., Velting, D., & Devins, G. Mindfulness: A proposed operational definition. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 11, 230–241.
- Blackburn, I. M., Eunson, K. M., & Bishop, S. (1986). A two-year naturalistic follow-up of depressed patients treated with cognitive therapy, pharmacotherapy and combination of both. *Journal of Affective Disorders*, 10, 67–75.

- Blackburn, I. M., & Moore, R. G. (1997). Controlled acute and follow-up trial of cognitive therapy and pharmacotherapy in outpatients with recurrent depression. *British Journal of Psychiatry*, 171, 328-334.
- Bockting, C. L. H., Schene, A. H., Spinhoven, P., Koeter, M. W. J., Wouter, L. F., Huyse, J., & Kamphuis, J. H. (2005). Preventing relapse/recurrence in recurrent depression with cognitive therapy: A randomized controlled trial. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 73, 647-657.
- Bowers, W. A. (1990). Treatment of depressed in-patients: Cognitive therapy plus medication, relaxation plus medication, and medication alone. *British Journal of Psychiatry*, 156, 73-78.
- Boyce, P., Parker, G., Barnett, B., Cooney, M., & Smith, F. (1991). Personality as a vulnerability factor to depression. *British Journal of Psychiatry*, 159, 106-114.
- Brinkborg, H., Michanek, J., Hesser, H., & Berglund, G. (2011). Acceptance and commitment therapy for the treatment of stress among social workers: a randomized controlled trial. *Behaviour Research and Therapy*, 49, 389-398.
- Brown, K. W., & Ryan, R. M. (2003). The benefits of being present: mindfulness and its role in psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84, 822-848.
- Carlson, L. E., Speca, M., Patel, K. D., & Goodey, E. (2003). Mindfulness-based stress reduction in relation to quality of life, mood, symptoms of stress, and immune parameters in breast and prostate cancer outpatients. *Psychosomatic Medicine*, 65, 571-581.
- Chambers, R., Lo, B. C. Y., & Allen, N. B. (2008). The impact of intensive mindfulness training on attentional control, cognitive style, and affect. *Cognitive Therapy and Research*, 32, 303-322.
- Ching, L. E., & Dobson, K. S. (2010). An investigation of extreme responding as a mediator of cognitive therapy for depression. *Behaviour Research and Therapy*, 48, 266-274.
- Clark, D. A. & Beck, A. T. (1999). *Scientific foundations of cognitive theory and therapy of depression*. New York: Wiley.
- Cole, M. S., Walter, F., Bruch, H. (2008). Affective mechanisms linking dysfunctional

- behavior to performance in work teams: A moderated mediation study. *Journal of Applied Psychology*, 93, 945-958.
- 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.
- DeLongis, A., Coyne, J. C., Dakof, G., Folkman, S., & Lazarus, R. S. (1982). Relationship of daily hassles, uplifts, and major life events to health status. *Health Psychology*, 1, 119-136.
- Diener, E., Emmons, R., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction With Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71-75.
- Dobson, K. S., Hollon, S. D., Dimidjian, S., Schmalzing, K. B., Kohlenberg, R. J., Gallop, R., Rizvi, S. L., Gollan, J. K., Dunner, D. L., & Jacobson, N. S. (2008). Randomized trial of behavioral activation, cognitive therapy, and antidepressant medication in the prevention of relapse and recurrence in major depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 76, 468-477.
- Duggan, C. F., Lee, A. S., & Murray, R. M. (1990). Does personality predict long-term outcome in depression? *British Journal of Psychiatry*, 157, 19-24.
- Ehrler, D. J., Evans, J. G., & McGhee, R. L. (1999). Extending big-five theory into childhood: A preliminary investigation into the relationship between big-five personality traits and behavior problems in children. *Psychology in the Schools*, 36, 451-458.
- 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.
- Eaves, G., & Rush, A. J. (1984). Cognitive patterns in symptomatic and remitted unipolar major depression. *Journal of Abnormal Psychology*, 93, 31-40.
- Evans, M. D., Hollon, S. D., DeRubeis, R. J., Piasecki, J., Grove, W. M., Garvey, M. J., & Tuason, V. B. (1992). Differential relapse following cognitive therapy and pharmacotherapy for depression. *Archives of general Psychiatry*, 49, 802-808.
- Fava, G. A., Rafanelli, C., Grandi, S., Conti, S., Belluardo, P. (1998). Prevention of

- recurrent depression with cognitive behavioral therapy. *Archives of General Psychiatry*, 55, 816-820.
- Flaxman, P. E., Bond, F. W. (2010). A randomized worksite comparison of acceptance and commitment therapy and stress inoculation training. *Behaviour Research and Therapy*, 48, 816-820.
- Flynn, M., Kecmanovic, J., & Alloy, L. B. (2010). An examination of integrated cognitive-interpretational vulnerability to depression: The role of rumination, perceived social support, and interpersonal stress generation. *Cognitive Therapy and Research*, 34, 456-466.
- Franck, E., & Raedt, R. D. (2007). Self-esteem reconsider: Unstable self-esteem outperforms level of self-esteem as vulnerability marker for depression. *Behaviour Research and Therapy*, 45, 1531-1541.
- Frank, E., Prien, R. F., Jarrett, R. B., Keller, M. B., Kupfer, D. J., Lavori, P. W., Rush, A. J., & Weissman, M. M. (1991). Conceptualization and rationale for consensus definitions of terms in major depressive disorder. Remission, recovery, relapse, and recurrence. *Archives General Psychiatry*, 48, 851-855.
- 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.
- Fresco, D. M., Segal, Z. V., Buis, T., & Kennedy, S. (2007). Relationship of posttreatment decentering and cognitive reactivity to relapse in major depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 75, 447-455.
- 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.
- Fournier, J. C., DeRubeis, R. J., Hollon, S. D., Gallop, R., Shelton, R. C., & Amsterdam, J. D. (2013). Differential change in specific depressive symptoms during antidepressant medication or cognitive therapy. *Behaviour Research and Therapy*, 51, 392-398.

- 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.
- Gloaguen, A., Cottraux, J., Cucherat, M., & Blackburn, I. M. (1998). A meta-analysis of the effects of cognitive therapy in depressed patients. *Journal of Affective Disorder*, 49, 59-72.
- Goldberg, D. P., & Hillier, V. F. (1979). A scale version of the General Health Questionnaire. *Psychological Medicine*, 9, 139-145.
- Hamilton, E. W., & Abramson, L. Y. (1983). Cognitive patterns and major depressive disorder: A longitudinal study in a hospital setting. *Journal of Abnormal Psychology*, 92, 173-184.
- Hammen, C. (2005). Stress and depression. *Annual Review Clinical Psychology*, 1, 293-319.
- Hankin, B. L. (2008). Stability of cognitive vulnerabilities to depression: A short-term prospective multiwave study. *Journal of Abnormal Psychology*, 117, 324-333.
- Hayes, S. C. (2004). Acceptance and commitment therapy and the new behavior therapies. In S. C. Hayes, V. M. Follette, & M. M. Linehan (Eds.), *Mindfulness and acceptance: Expanding the cognitive behavioral tradition*. pp. 1-29. New York: The Guilford Press.
- Hayes, S. C., Strosahl, K., Wilson, K. G., Bissett, R. T., Pistorello, J., Toarmino, D., Polusny, M. A., Dykstra, T. A., Batten, S. V., Bergan, J., Stewart, S. H., Zvolensky, M. J., Eifert, G. H., Bond, F. W., Forsyth, J. P., Karekla, M., & McCurry, S. M. 2004 Measuring experiential avoidance: a preliminary test of working model. *The Psychological Record*, 54, 553-578.
- 平井洋子 (2000). 量的 (定量的) 研究法 下山晴彦 (編) 臨床心理学研究の技法 福村出版 pp. 66-76.
- Hollon, S. D. (1992). Cognitive models of depression from a psychobiological perspective. *Psychological Inquiry*, 3, 250-253.
- Hollon, S. D., DeRubeis, R. J., Shelton, R. C., Amsterdam, J. (2001). Cognitive therapy and the prevention of relapse in severely depressed outpatients. In D. M. Clark, and Cognitive therapy versus medications in the treatment of severely depressed outpatients: Acute response and the prevention of relapse. Symposium conducted at

- the meeting of the World Congress of Behavioral and Cognitive Therapy, Vancouver, British Columbia, Canada.
- Hollon, S. D., DeRubeis, R. J., Shelton, R. C., Amsterdam, J. D., Salomon, R. M., O' Reardon, J. P., Lovett, M. L., Young, P. R., Haman, K. L., Freeman, B. B., & Gallop, R. (2005). Prevention of relapse following cognitive therapy vs medications in moderate to severe depression. *Archives of General Psychiatry*, 62, 417-422.
- Hollon, S. D., & Kendall, P. C. (1980). Cognitive self-statements in depression: Development of an automatic thoughts questionnaire. *Cognitive Therapy and Research*, 4, 383-395.
- Hollon, S. D., Thase, M. E., & Markowitz, J. C. (2002). Treatment and Prevention of Depression. *Psychological Science in The Public Interest*, 3, 39-77.
- Holmes, T. H., & Rahe, R. H. (1967). The social readjustment rating scale. *Journal of Psychomatic Research*, 11, 213-218.
- 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.
- Ilardi, S. S., Craighead, W. E. (1999). Rapid early response, cognitive modification, and nonspecific factors in cognitive behavior therapy for depression: A reply to Tang and DeRubeis. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 6, 295-299.
- Ingram, R. E. (1984). Toward an information-processing analysis of depression. *Cognitive Therapy and Research*, 8, 443-477.
- Ingram, R. E. (1990). Self-focused attention in clinical disorders: Review and a conceptual model. *Psychological Bulletin*, 107, 156-176.
- Ingram, R. E., Atchley, R. A., & Segal, Z. V. (2011). *Vulnerability to depression*. The Guilford Press, New York.
- Ingram, R. E., & Hollon, S. D. (1986). Cognitive therapy for depression from an information processing perspective. In R. E. Ingram (Ed.), *Information processing approaches to clinical psychology* (pp. 259-281). Orlando, FL; Academic Press.
- Ingram, R. E., & Luxton, D. D. (2005). Vulnerability-stress models. In B. L. Hankin & J. R. Z. Abela (Eds), *Development of psychopathology: A vulnerability-stress perspective*. pp.32-46. Thousand Oaks, CA.

- 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.
- 伊藤 拓・上里一郎 (2002). ネガティブな反すうと抑うつ状態の関連性についての予測的研究
カウンセリング研究, 35, 40-46.
- 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.
- Jarrett, R. B., Kraft, D., Doyle, J., Foster, B. M., Evans, G. C., & Silver, P. C. (2001). Preventing recurrent depression using cognitive therapy with and without a continuation phase: A randomized clinical trial. *Archives of General Psychiatry*, 58, 381-388.
- Jorrmann, J. (2006). The relation of rumination and inhibition: Evidence from a negative priming task. *Cognitive Therapy and Research*, 30, 149-160.
- Judd, L. L. (1997). The clinical course of unipolar major depressive disorder. *Archives of General Psychiatry*, 54, 989-991.
- Judd, L. L., Akiskal, H. S., & Paulus, M. P. (1997). The role and clinical significance of subsyndromal depressive symptoms (SSD) in unipolar depressive disorder. *Journal of Affective Disorders*, 45, 5-18.
- Kabat-Zinn, J. (1990). Full catastrophe living: Using the wisdom of your body and mind to face stress, pain, and illness. New York: Delacorte.
- 金子能宏・佐藤 格 (2010). 自殺・うつ対策の経済的便益（自殺・うつによる社会的損失）の推計概要
- Kasch, K. L., Klein, D. N., & Lara, M. E. (2001). A construct validation study of the response style rumination scale in participants with a recent-onset major depressive episode. *Psychological Assessment*, 13, 375-383.
- 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 (2007). こころの健康についての疫学調査に関する研究 平成 16~18 年度厚生労働

- 科学研究費補助金(こころの健康科学事業)「心の健康についての疫学調査に関する研究」
総合研究報告書.
- 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., & Willams, J. M. G. (2007). Treatment-resistant depressed patients show
a good response to Mindfulness-based cognitive therapy. *Behaviour Research and
Therapy*, 45, 617-625.
- Kessler, R. C. (2002). Epidemiology of depression. In Gotlib, I. H., & Hammen, C. (Eds.),
Handbook of depression, (3rd ed.), New York: Guilford Press.
- Kessler, R. C., Berglund, P., Demler, O., Jin, R., Merikangas, K. R., & Walter, E. E.
(2005). Lifetime prevalence and age-of-onset distribution of DSM-IV disorders in
the National Comorbidity Survey Replication. *Archives of General Psychiatry*, 62,
593-602.
- Kessler, R. C., McGonagle, P. W., Zhao, S., Nelson, C. B., Hughes, M., Eshleman, S., et
al. (1994). Lifetime and twelve-month prevalence of DSM-III-R psychiatric disorders
in the United States: Results from the National Comorbidity Study. *Archives of
General Psychiatry*, 51, 8-19.
- Keller, M. B., Shapiro, R. W., Lavori, P. W., & Wolfe, N. (1982). Recovery in major
depressive disorder: Analysis with the life table and regression models. *Archives
of General Psychiatry*, 39, 905-910.
- Klein, D. N., Kotov, R., & Bufferd, S. J. (2011). Personality and depression: Explanatory
models and review of the evidence. *Annual Review Clinical Psychology*, 7, 269-295.
- 小林幸太・小林玲子・久保清香・園田智子・森 満 (2005). 抑うつ症状とその関連要因につい
ての検討 北海道内の一短期大学における調査から 日本公衛誌, 52, 55-65.
- 児玉昌久・片柳弘司・嶋田洋徳・坂野雄二 (1994). 大学生におけるストレスコーピングと自動
思考、状態不安、および抑うつ症状との関連 早稲田大学ヒューマンサイエンスリサーチ,
7, 14-25.
- Kohler, S., Hoffmann, S., Unger, T., Steinacher, B., Dierstein, N., & Fydrich, T. (2013).

- Effective of cognitive-behavioral therapy plus pharmacotherapy in inpatients treatment of depressive disorders. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 20, 97-106.
- 国分康孝 (2000). 心を癒すふれあいの心理学 講談社
- 小塩真司 (2012). 質問紙によるレジリエンスの測定—妥当性の観点から— 臨床精神医学, 41, 151-156.
- Kotov, R., Gamez, W., Schmidt, F. L., & Watson, D. (2010). Linking “Big” personality traits to anxiety, depressive, and substance use disorders: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 136, 768-821.
- 厚生省大臣官房統計情報部 (1998). 患者調査 平成 8 年 上巻 全国編.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 (2012). 平成 23 年患者調査 上巻 第 62 表 2012 年 11 月 27 日 <<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?lid=000001103073>> (December, 28, 2012)
- 厚生労働省大臣官房統計部 (2002). 平成 12 年保健福祉動向調査 (心身の健康) .
- 厚生労働省 地域におけるうつ対策検討会 (2004). うつ対策推進方策マニュアル—都道府県・市町村職員のために—.
- Kovacs, M., Rush, A. J., Beck, A. T., & Hollon, S. D. (1981). Depressed outpatients treated with cognitive therapy or pharmacotherapy. *Archives of General Psychiatry*, 38, 33-39.
- Kuehner, C., & Weber, I. (1999). Responses to depression in unipolar depressed patients: an investigation of Nolen-Hoeksema's response styles theory. *Psychological Medicine*, 29, 1323-1333.
- 熊谷幸恵・森岡郁晴・吉益光一・富田容枝・宮井信行・宮下和久 (2008). 主観的な精神健康度と身体健康度, 社会生活満足度および生きがい度との関連性—性およびライフステージによる検討— 日本衛生学雑誌, 63, 636-641.
- 栗原 愛・長谷川 晃・根建金男 (2010). 日本語版 Experiences Questionnaire の作成と信頼性・妥当性の検討 パーソナリティ研究, 19, 174-177.
- 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.
- Kuyken, W. (2004). Cognitive therapy outcome: The effects of hopelessness in a

- naturalistic outcome study. *Behaviour Research and Therapy*, 42, 631-646.
- Lau, M. A., Segal, Z. V., & Williams, J. M. G. (2004). Teasdale's differential activation hypothesis: implications for mechanism of depressive relapse and suicidal behavior. *Behaviour Research and Therapy*, 42, 1001-1017.
- 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.
- Lewinsohn, P. M., Joiner, T. E., & Rohde, P. (2001). Evaluation of cognitive diathesis-stress models in predicting major depressive disorder in adolescents. *Journal of Abnormal Psychology*, 110, 203-215.
- Lewinsohn, P. M., Solomon, A., Seeley, J. R., & Zeiss, A. (2000). Clinical implications of "subthreshold" depressive symptoms. *Journal of Abnormal Psychology*, 109, 345-351.
- 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.
- Ma, S. H., & Teasdale, J. D. (2004). Mindfulness-based cognitive therapy for depression: replication and exploration of deferential relapse prevention effects. *Journal of Consulting and Psychology*, 72, 31-40.
- Mackenzie, C. S., Poulin, P. A., & Seidman-Carlson, R. (2006). A brief mindfulness-based stress reduction intervention for nurses and nurse aides. *Applied Nursing Research*, 19, 105-109.
- Maier, W., Gansicke, M., & Weiffenbach, O. (1997). The relationship between major and subthreshold variants of unipolar depression. *Journal of Affective Disorders*, 45, 41-51.
- MaKinnon, D. P., & Dwyer, J. H. (1993). Estimating mediating effects in prevention studies. *Evaluation Review*, 17, 144-158.
- Mann, J. J., Waterrnaux, C., Haas, G., & Malone, K. M. (1999). Towards a clinical model of suicidal behavior in psychiatric patients. *American Journal of Psychiatry*, 156,

- 181-189.
- McManus, F., Clark, D. M., Hackmann, A. (2000). Specificity of cognitive biases in social phobia and their role in recovery. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 28, 201-209.
- McNamara, K. & Horan, J. J. (1986). Experimental construct validity in the evaluation of cognitive and behavioral treatments for depression. *Journal of Counseling Psychology*, 33, 23-30.
- Miranda, J., Gross, J. J., Persons, J. B., & Hahn, J. (1998). Mood matters: Negative mood induction activates dysfunctional attitudes in women vulnerable to depression. *Cognitive Therapy and Research*, 22, 363-376.
- Miranda, J., Persons, J. B., & Byers, C. N. (1990). Endorsement of dysfunctional beliefs depends on current mood state. *Journal of Abnormal Psychology*, 99, 237-241.
- Metalsky, G. I., & Joiner, T. E. (1992). Vulnerability to depression symptomatology: A prospective test of the diathesis-stress and causal mediation components of the hopelessness theory of depression. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63, 667-675.
- 松本麻友子 (2008). 拡張版反応スタイル尺度の作成 パーソナリティ研究, 16, 209-219.
- 松本明生・大河内浩人 (2005). 日本語版 Acceptance and Action Questionnaire (AAQ) 作成の試み 日本心理学会第 69 回大会発表論文集, 1013.
- 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.
- 宗像恒治 (1996). 燃えつきおよびその関連尺度 桃生寛和・早野順一郎・保坂 隆・木村一博(編) タイプ A 行動パターン 星和書店 pp.218-235.

- 宗像恒次・仲尾唯治・藤田和夫・諏訪茂樹 (1986). 都市住民のストレスと精神健康度 精神衛生研究, 32, 47 - 68.
- 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. 森治子・長谷川浩一・石隅利紀・嶋田洋徳・坂野雄二 (1994). 不合理な信念測定尺度(JIBT-20)の開発の試み 早稲田大学ヒューマンサイエンスリサーチ, 3, 43-58.
- 村山賢一 (2009). 新潟県下労働者のメンタルヘルス調査 産業ストレス研究, 16, 113-120.
- 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 (2012a). 大学生と 30・40 代成人を対象とした加齢に伴う抑うつ的反すうの変化に関する一研究 行動療法研究, 38, 215-224.
- 村山恭朗・岡安孝弘 (2012b). 女子大学生を対象としたネガティブな反すうの安定性およびストレッサーとの相互関係に関する縦断的検討, 健康心理学研究, 25, 67-76.
- 村山恭朗・岡安孝弘 (2012c). 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 (2012d). メタ認知知覚がもたらすネガティブな認知の反応性への効果, 健康心理学研究, 25, 10-18.
- 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.
- 内閣府 (2013). 平成 24 年度 我が国における自殺の概要及び自殺対策の実施状況
- Nolan, S. A., Roberts, J. E., & Gotlib, I. H. (1998). Neuroticism and ruminative response style as predictors of change in depressive symptomatology. *Cognitive Therapy and Research*, 22, 445-455.
- 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. (2000). The role of rumination in depressive disorders and mixed anxiety/depressive symptoms. *Journal of Abnormal Psychology*, 109, 504-511.
- Nolen-Hoeksema, S., & Davis, C. G. (1999). "Thanks for sharing that": Ruminators and

- their social support networks. *Journal of Personality and Social Psychology*, 77, 801-814.
- Nolen-Hoeksema, S., & Larson, J. (1999). *Coping with Loss*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Nolen-Hoeksema, S., Larson, J., & Grayson, C. (1999). Explaining the gender difference in depressive symptoms. *Journal of Personality and Social Psychology*, 77, 1061-1072.
- Nolen-Hoeksema, S., & Morrow, J. (1991). A prospective study of depression and posttraumatic stress symptoms after a natural disaster: The 1989 Loma Prieta earthquake. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61, 115-121.
- Nolen-Hoeksema, S., Parker, L. E., & Larson, J. (1994). Ruminative coping with depressed mood following loss. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67, 92-104.
- Nolen-Hoeksema, S., Wolfson, A., Mumme, G., & Guskin, K. (1995). Helplessness in children of depressed and nondepressed mothers. *Developmental Psychology*, 31, 377-387.
- Ohrt T, Thorell LH, Sjödin I, d'Elia G. (1998). Dysfunctional Attitude Scale (DAS) in euthymic patients on lithium with recurrent episodes of unipolar depression and in matched healthy controls. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 97, 419-422.
- 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.
- 奥村泰之・坂本真士 (2009). 抑うつ連続性議論—より質の高い研究に向けての提言— *心理学評論*, 52, 504-518.
- Okumura, Y., Sakamoto, S., & Ono, Y. (2009). Latent structure of depression in Japanese population sample: Taxometric procedures. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, 43, 667-674.
- Orbach, I., Mikulincer, M., Sirota, P., & Gilboa-Schechtman, E. (2003). Mental pain: a multidimensional operationalization and definition. *Suicide and Life-Threatening Behavior*, 33, 219-230.
- Ormel, J., Oldehinkel, A. J., & Vollebergh, W. (2004). Vulnerability before, during, and after a major depressive episode: a 3-wave population-based study. *Archives of General Psychiatry*, 61, 990-996.
- 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.
- Paykel, E. S., Scott, J., Teasdale, J. D., Johnson, A. L., Garland, A., Moore, R., Jenaway, A., Cornwall, P. L., Hayhurst, H., Abbott, R., & Pope, M. (1999). Prevention of relapse in residual depression by cognitive therapy. *Archives of General Psychiatry*, 56, 829-835.
- Peterson, C., Semmel, A., von Baeyer, C., Abramson, L. Y., Metalsky, G. L., & Seligman, M. E. P. (1982). The Attributional Style Questionnaire. *Cognitive Therapy and Research*, 6, 287-300.
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2008). Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models. *Behavior Research Methods*, 40, 879-891.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1, 385-401.
- Raes, F., Dewulf, D., Heeringen, C. V., & Williams, J. M. G. (2009). Mindfulness and reduced cognitive reactivity to sad mood: Evidence from a correlational study and a non-randomized waiting list controlled study. *Behaviour Research and Therapy*, 47, 623-627.
- Ramel, W., Goldin, P. R., Carmona, P. E., & McQuaid, J. R. (2004). The effects of mindfulness mediation on cognitive processes and affect in patients with past depression. *Cognitive Therapy and Research*, 28, 433-455.
- Roberts, J. E., & Gotlib, I. H. (1997). Lifetime episodes of dysphoria: Gender, early childhood loss and personality. *British Journal of Clinical Psychology*, 36, 195-208.
- Rottenberg, J., & Gotlib, J. J. (2003). When emotion goes wrong: Realizing the promise of affective science. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 10, 227-232.
- Rottenberg, J., Gross, J. J., & Gotlib, I. H. (2005). Emotion context insensitivity in major depressive disorder. *Journal of Abnormal Psychology*, 114, 627-639.
- 労働安全衛生総合研究所 (2011). 行政要請研究報告書「ストレスに関連する症状不調の確認項目の試行的実施」
- Rude, S. S., Durham-Fowler, J. A., Baum, E. S., Rooney, S. B., & Maestas, K. L. (2010). Self-report and cognitive processing measures of depressive thinking predict

- subsequent major depressive disorder. *Cognitive Therapy and Research*, 34, 107-115.
- Rusting, C. L., & DeHart, T. (2000). Retrieving positive memories to regulate negative mood: Consequences for mood-congruent memory. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78, 737-752.
- Safran, J. D., & Segal, Z. V. (1990). *Interpersonal process in cognitive therapy*. New York: Basic Books.
- 坂本真士 (1997). 自己注目と抑うつつの社会心理学 東京大学出版会
- 坂野雄二・福井知美・熊野宏昭・堀江はるみ・川原健資・山本晴義・野村 忍・末松弘行 (1994). 新しい気分調査票の開発とその信頼性・妥当性の検討 心身医学, 34, 629-636.
- Salovey, P., Mayer, L. D., Goldman, S. L., Turvey, C., & Palfai, T. P. (1995). Emotional affection, clarity, and repair: Exploring emotional intelligence using the trait meta-mood scale. In J. W. Pennebaker (Ed.) *Emotion, Disclosure, & Health*. Washington, DC: American psychological Association. pp.125-154.
- Salter, D., & Platt, S. (1990). Suicidal intent, hopelessness and depression in a parasuicide population: The influence of social desirability and elapsed time. *British Journal of Psychology*, 29, 361-371.
- Santor, D. A., Bagby, R. M., & Joffe, R. T. (1997). Evaluating stability and change in personality and depression. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73, 1354-1362.
- 更井啓介 (1979). うつ状態の英貴学調査 精神神経雑誌, 8, 777-784.
- Scher, C. D., Ingram, R. E., & Segal, Z. V. (2005). Cognitive reactivity and vulnerability: Empirical evaluation of construct activation and cognitive diatheses in unipolar depression. *Social Psychology*, 24, 161-172.
- 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.
- Segal, Z. V., Gemar, M., & Williams, S. (1999). Differential cognitive response to a mood challenge following successful cognitive therapy or pharmacotherapy for unipolar depression. *Journal of Abnormal Psychology*, 108, 3-10.

- Segal, Z. V., Kennedy, M. D., Gemar, M., Hood, K., Pedersen, R., & Buis, T. (2006). Cognitive reactivity to sad mood provocation and the prediction of depressive relapse. *Archives of General Psychiatry*, 63, 749-755.
- 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.
- Sheppard, L. C., & Teasdale, J. D. (2004). How dose dysfunctional thinking decrease during recovery from major depression? *Journal of Abnormal Psychology*, 113, 64-71.
- Simons, A. D., Garfield, F. & Murphy, G. (1984). The process of change in cognitive therapy and pharmacotherapy in depression: changes in mood and cognition. *Archive General Psychiatry*, 41, 45-51.
- Simons, A. D., Murrphy, G. E., Levine, J. E., & Wetzel, R. D. (1986). Cognitive therapy and pharmacotherapy for depression: Sustained improvement over one year. *Archives of General Psychiatry*, 43, 43-49.
- 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.
- 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.
- 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.
- 白水 妙・越川房子 (2011). 身体に向けた注意と筋弛緩が気分と脱中心化に及ぼす効果 *心理学研究*, 82, 115-122.
- 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.
- 仙波浩幸・清水和彦 (2011). 理学療法先行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.
- 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.
- 鈴木大輔・和田裕一・岩崎祥一 (2004). 注意機能尺度の作成の試み(7) 日本応用心理学会大会発表論文集, 71, 40.
- 高比良美詠子 (1998). 対人・領域別ライフイベント尺度(大学生用)の作成と妥当性の検討 社会心理学研究, 14, 12-24.
- Tanaka, E., Sakamoto, S., Ono, Y., Fujihara, S., & Kitamura, T. (1998). Hopelessness in community population: Factorial structure and psychosocial correlates. *The Journal of Social Psychology*, 138, 581-590.
- 丹野義彦 (2001). エビデンス臨床心理学—認知行動理論の最前線— 日本評論社.
- Teasdale, J. D. (1983). Negative thinking in depression: Cause, effect or reciprocal relationship? *Advances in Behavior Research and Therapy*, 5, 3-25.
- Teasdale, J. D. (1985). Psychological treatment for depression: How do they work? *Behavior Research and Therapy*, 23, 157-165.
- Teasdale, J. D., & Dent, J. (1987). Cognitive vulnerability to depression: An investigation of two hypotheses. *British Journal of Clinical Psychology*, 26, 113-126.
- Teasdale, J. D. (1988). Cognitive Vulnerability to persistent depression. *Cognition and Emotion*, 2, 247-274.
- Teasdale, J. D. (1999a). Metacognition, mindfulness and the modification of mood disorders. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 6, 146-155.
- Teasdale, J. D. (1999b). Emotional processing, three modes of mind and the prevention of relapse in depression. *Behaviour Research and Therapy*, 37, 53-77.
- Teasdale, J. D., & Fennell, M. J. V. (1982). Immediate effects on depression of cognitive therapy intervention. *Cognitive Therapy and Research*, 6, 343-351.
- 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., Segal, Z. V., & Williams, J. M. G. (1995). How does cognitive therapy

- prevent depressive relapse and why should attentional control (mindfulness) training help? *Behaviour Research and Therapy*, 33, 25-39.
- Teasdale, J. D., Segal, V. S., Williams, J. M., Ridgeway, V. A., Soulsby, J. M., & Lau, M. A. (2000). Prevention of relapse/recurrence in major depression by mindfulness-based cognitive therapy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 68, 615-623.
- Teasdale, J. D., Scott, J., Moore, R. G., Hayhurst, H., Pope, M., & Paykel, E. S. (2001). How dose cognitive therapy prevent relapse is residual depression? Evidence from a controlled trial. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 69, 347-357.
- 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.
- 富山尚子 (2003). 認知と感情の関連性—気分の効果と調整過程— 風間書房
- 角田智哉 (2010). うつ病の類型と経過 精神神経学雑誌, 112, 230-234.
- Van der Does, W. (2002). Different types of experimentally induced sad mood? *Behavior Therapy*, 33, 551-561.
- Wang, J. L., Patten, S. B., Currie, S., Sareen, J., & Schmitz, N. (2012). Predictors of 1-year outcomes of major depressive disorders among individuals with a life diagnosis: a population-based study. *Psychological Medicine*, 42, 327-334.
- Watkins, E., & Teasdale, J. D. (2004). Adaptive and maladaptive self-focus ion depression. *Journal of Affective Disorder*, 82, 1-8.
- Watkins, E., Teasdale, J. D., & Williams, J. M. G. (2000). Decentering and distraction reduce overgeneral autobiographical memory in depression. *Psychological Medicine*, 30, 911-920.
- Watson, D., Kotov, R., & Gamez, W. (2006). Basic dimensions of treatment in relation to personality and psychopathology. In *Personality and Psychopathology*, R. Krueger & J. Tackett (Ed.), pp.7-38. New York: Guilford.
- Wegner, D. M. (1989). White Bears and other unwanted thoughts. *Advance Experimental Social Psychology*, 25, 195-225.
- Wegner, D. M., & Zanakos, S. (1994). Chronic thought suppression. *Journal of Personality*,

- 62, 615-640.
- Weissman, A. N., & Beck, A. T. (1978). Development and validation of the Dysfunctional Attitude Scale: A preliminary investigation.
- Wells, A. (1995). Meta-cognitive and worry: A cognitive model of generalised anxiety disorder. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 23, 301-320.
- Wenze, S. J., Gunthert, K. C., & Forand, N. R. (2006). Influence of dysphoria on positive and negative cognitive reactivity to daily mood fluctuations. *Behaviour Research and Therapy*, 45, 915-927.
- Wenze, S. J., Gunthert, K. C., & Forand, N. R. (2010). Cognitive reactivity in everyday life as a prospective predictor of depressive symptoms. *Cognitive Therapy and Research*, 34, 554-562.
- 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.
- Witek-Janusek, L., Albuquerque, K., Chroniak, K. R., Chroniak, C., Durazo-Arvizu, R., & Mathews, H. L. (2008). Effect of mindfulness based stress reduction on immune function, quality of life and coping in women newly diagnosed with early stage breast cancer. *Brain, Behavior, and Immunity*, 22, 969-981.
- World Health Organization (1992). *International Classification of Diseases and Related Disorders (ICD-10)*. Geneva: WHO.
- World Health Organization (1994). *Schedule for Clinical Assessment in Neuropsychiatry: Version 2.0*. Geneva, WHO (Division of Mental Health).
- 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.
- Young, M. A., Fogg, L. F., Scheftner, W., Fawcett, J., Akiskal, H., & Maser, J. (1996). Stable trait components of hopelessness: Baseline and sensitivity to depression. *Journal of Abnormal Psychology*, 105, 155-165.
- Zung, W. K. (1965). A self-rating depression scale. *Archives of General Psychiatry*, 12, 63-70.

Appendix I

日本語版 Experiences Questionnaire (栗原・長谷川・根建, 2010)

この質問紙は、あなたの最近の体験についてお聞きするものです。以下には、人が経験する可能性のある事柄が挙げられています。それぞれの項目の隣には、「全くない」、「ほとんどない」、「ときどきある」、「しばしばある」、「いつもある」という5つの選択肢があります。

最近、あなたが各項目で述べられていることと同様の体験をどの程度したか、当てはまる選択肢の番号を1つ〇で囲んでください。

あまり深く考え過ぎず、あなたが最初に当てはまると思った選択肢の番号を選んでください。

	質問項目	全くない	ほとんどない	ときどきある	しばしばある	いつもある
1	私は、自分自身をあるがままに受け入れることができる。	1	2	3	4	5
2	私は、ストレスを感じている時であっても、自分の考えを落ち着かせることができる。	1	2	3	4	5
3	私は、自分の考えや感情から自分自身を切り離すことができる。	1	2	3	4	5
4	私は、困難な状況に対して落ち着いて応じることができる。	1	2	3	4	5
5	私は、自分自身を思いやりをもって扱うことができる。	1	2	3	4	5
6	私は、不快な感情に飲み込まれることなく、その感情を観察することができる。	1	2	3	4	5
7	私は、自分の周囲や自分自身の内面で起きていることに十分に気づいている感覚がある。	1	2	3	4	5
8	私は、自分自身が自分の思考とは別物であることを実際に認識できる。	1	2	3	4	5
9	私は、自分の身体の感覚全体を意識的に感じるようにしている。	1	2	3	4	5
10	私は、より広い視野で物事をとらえる。	1	2	3	4	5

Appendix II

注意機能尺度（鈴木・和田・岩崎，2001）

下の質問を読み，日頃を振り返って自分に当てはまると思われる数字に1つ〇をつけてください。

	質問項目	全くあてはまらない	あまりあてはまらない	どちらでもない	ややあてはまる	あてはまる
1	2つ以上のことを同時に並行してできる	1	2	3	4	5
2	作業に集中しながらも，同時に他のことも考えられる	1	2	3	4	5
3	複数の本を同時に読み進めることができる	1	2	3	4	5
4	作業の手を休めることなく人の話を聞ける	1	2	3	4	5
5	多くのことに注意を払うのは得意だ	1	2	3	4	5
6	騒がしい状況でも相手の話を聞ける	1	2	3	4	5
7	長時間じっとしていられない	1	2	3	4	5
8	講演会や音楽会などで，長時間じっと座っているのは苦手だ	1	2	3	4	5
9	落ち着きがない	1	2	3	4	5
10	人の話を聞いていないと言われる	1	2	3	4	5
11	済んだことをくよくよ考える	1	2	3	4	5
12	うまく気持ちの切り替えができる	1	2	3	4	5
13	新しい作業を行うとき，うまく頭の切り替えができない	1	2	3	4	5

Appendix III

日本語版 Acceptance and Action Questionnaire (松本・大河内, 2005)

以下の各項目について、それが自分にどの程度あてはまるかについて、(1)まったくあてはまらない～(7)非常によくあてはまるとした場合、最も近いもの1つに○をつけてください。

		まったくあてはまらない	ほとんどあてはまらない	あまりあてはまらない	どちらかと言えば、あてはまる	ややあてはまる	かなりあてはまる	非常によくあてはまる
1	落ち込んだり、不安になることは一生懸命避けようとする	1	2	3	4	5	6	7
2	自分に生じる不安や、心配、感情といったものをコントロールしようと悩むようなことはめったにない	1	2	3	4	5	6	7
3	もし何かをすると約束したならば、その後気分が乗らなくなったとしてもやり遂げる	1	2	3	4	5	6	7
4	好きでない考えや感情を、それらをただ単に考えないようにすることによって、抑えつけようと試みる	1	2	3	4	5	6	7
5	たとえ何をするのが正しいかわからない場合でも、問題にとりかかることができる	1	2	3	4	5	6	7
6	自分の生活をコントロールしている	1	2	3	4	5	6	7
7	仕事に退屈しても、やり遂げることができる	1	2	3	4	5	6	7
8	不安とは悪いものである	1	2	3	4	5	6	7
9	疑問があったとしても、自分は生きる道を定めることができるし、またそれを最後までやり通すことができるように感じる	1	2	3	4	5	6	7
10	私がこれまで経験したつらい出来事のすべてを、魔法のように取り去ることが出来るのであれば、きっとそうするだろう	1	2	3	4	5	6	7

Appendix IV

日本語版 White Bear Suppression Inventory (松本, 2008)

下の質問を読み、日頃を振り返り、自分に当てはまると思われる数字に1つ○をつけてください。

	質問項目	全くあてはまらない	あてはまらない	どちらでもない	あてはまる	非常にあてはまる
1	自分には考えたくないことがある	1	2	3	4	5
2	ときどき、自分は、なぜそのような考えをもっているかと思う	1	2	3	4	5
3	とめることができない考えを持っている	1	2	3	4	5
4	忘れることができないイメージがある	1	2	3	4	5
5	よく1つの考えにこだわる	1	2	3	4	5
6	「ある考えをとめることができたなら良いのに」と思う	1	2	3	4	5
7	ときどき、自分の心は、ある考えをとめようとすればするほど活発に働く	1	2	3	4	5
8	いつも、問題を考えないようにする	1	2	3	4	5
9	頭の中をぐるぐるまわる考えがある	1	2	3	4	5
10	ときどき、考えないようにするために忙しくする	1	2	3	4	5
11	考えないようにしようとするものがある	1	2	3	4	5
12	ときどき、自分の考えから気をそらすことをする	1	2	3	4	5
13	自分が避けようとする考えがある	1	2	3	4	5
14	私には、私が避けようとする考えがある	1	2	3	4	5
15	ときどき、この考えを止めることができたと思う	1	2	3	4	5

Appendix V

ネガティブな反すう尺度 (伊藤・上里, 2001)

自分の失敗や失恋などの出来事、あるいは他人から指摘されたことなどを思い出し、それについて考えることがあります。また、特に何も起こっていないのに、自分の欠点が気になったり、「自分は駄目だなあ」と思ったりして、それを考えることがあります。それから、自分の将来を悲観的に想像したり、これからしなければいけないことを心配したりして、そのことを考えるということがあります。

このように、嫌な出来事が起こったり何か気にしていることや悩んでいることあつたりすると、そのことが頭から離れなくなり、そのことやそれに関連した嫌なことを考えることがあります。

ここでは、あなたにとって不快で嫌な事柄を「嫌なこと」と呼びます。そこでまず、あなたが「嫌なこと」を考える際に、どのようにして考えるかを思い浮かべてみてください。

以下の項目で、あなたが嫌なことをどのように考えるかをお聞きます。あなたに最もあてはまると思うところに、一つ○をつけて下さい。

質問項目		あまりあてはまらない		どちらかと言うとあてはまらない		ややあてはまる		あてはまる	
		1	2	3	4	5	6		
1	同じ嫌なことを何度も繰り返して考える傾向がある	1	2	3	4	5	6		
2	一度嫌なことを考え始めると、そればかり途切れなく考え続ける方だ	1	2	3	4	5	6		
3	何日もの間、嫌なことを考えるのに没頭することがある	1	2	3	4	5	6		
4	嫌なことがあると、そのことが一日の内に何度か頭に浮かぶことはあるが、長い間考え続けることはあまりない	1	2	3	4	5	6		
5	しばしば、嫌なことばかりを途切れなく考え続けることがある	1	2	3	4	5	6		
6	嫌なことばかりを30分以上途切れなく考え続けることがある	1	2	3	4	5	6		
7	一日中ずっと、嫌なことばかりを考え続けることがある	1	2	3	4	5	6		

Appendix VI

抑うつスキーマ尺度（家接・小玉，1999）

以下の質問にお答え下さい。
あなたが最も当てはまると思われる数字を一つだけ○で囲んでください。

質問		全く そう 思わない	そう 思わ ない	あ ま り そ う 思 わ ない	ど ち ら で も な い	や や そ う 思 う	そ う 思 う	全 く そ う 思 う
1	何事にも妥協は許されない	1	2	3	4	5	6	7
2	平凡な生き方では、満足すべきではない	1	2	3	4	5	6	7
3	何もしない日があってはならない	1	2	3	4	5	6	7
4	人並みの成績では満足してはいけない	1	2	3	4	5	6	7
5	もし自分に厳しくしないと、私は二流の間人間になってしまう	1	2	3	4	5	6	7
6	自分の問題は、手っ取り早く解決しなければならない	1	2	3	4	5	6	7
7	同じ失敗は、繰り返してはいけない	1	2	3	4	5	6	7
8	人生には、後悔することがあってはならない	1	2	3	4	5	6	7
9	他の人が私をどう評価するかということは、とても重要である	1	2	3	4	5	6	7
10	周りの人がかまってくれないと、孤独感に襲われるに違いない	1	2	3	4	5	6	7
11	他の人から孤立すると、必ず不幸になる	1	2	3	4	5	6	7
12	もし他の人から魅力のない人間だと評価されても、私は動揺しない	1	2	3	4	5	6	7
13	もし他の人から嫌われたら、幸せにはなれない	1	2	3	4	5	6	7
14	もし自分を支えてくれる人がいなければ、悲惨である	1	2	3	4	5	6	7
15	私は、いい人でなければならない	1	2	3	4	5	6	7
16	幸せになるために、私は他の人の承認を必要としない	1	2	3	4	5	6	7
17	もし弱さを他の人に知られたとしたら、拒絶されるだろう	1	2	3	4	5	6	7
18	もし他の人に自分の本当の姿を知られたら、軽蔑されるだろう	1	2	3	4	5	6	7
19	自分の弱さを見せることは、恥ずべきことだ	1	2	3	4	5	6	7
20	一度でも大きな失敗をしたら、挽回できない	1	2	3	4	5	6	7
21	裏切られるかもしれないので、他の人を信頼できない	1	2	3	4	5	6	7
22	わからないことを質問すると、馬鹿にされるに違いない	1	2	3	4	5	6	7
23	結果はどうであれ、やってみることが大事である	1	2	3	4	5	6	7
24	もし仕事でうまくいかなかったら、私は人生の敗北者である	1	2	3	4	5	6	7

Appendix VII

自己記入式抑うつ尺度 (Zung, 1965 ; 福田・小林, 1973)

以下の質問を読んで、現在あなたの状態に最もよく当てはまると思われる欄に○印をつけて下さい。

質問	ない 又は たまに	ときどき	かなりの間	ほとんど いつも
1 気分が沈んで憂うつだ	1	2	3	4
2 朝方は一番気分がよい	1	2	3	4
3 泣いたり、泣きたくなる	1	2	3	4
4 夜はよく眠れない	1	2	3	4
5 食欲は普通だ	1	2	3	4
6 異性に対する関心がある	1	2	3	4
7 やせてきたことに気がつく	1	2	3	4
8 便秘している	1	2	3	4
9 普段よりも動悸がする	1	2	3	4
10 何となく疲れる	1	2	3	4
11 気持ちは、いつもよりさっぱりしている	1	2	3	4
12 いつもと変わりなく仕事／勉強をやれる	1	2	3	4
13 落ち着かず、じっとしていられない	1	2	3	4
14 将来に希望がある	1	2	3	4
15 いつもよりイライラする	1	2	3	4
16 たやすく決断できる	1	2	3	4
17 役に立つ、働ける人間だと思う	1	2	3	4
18 生活は、かなり充実している	1	2	3	4
19 自分が死んだほうが、他の者は楽に暮らせると思う	1	2	3	4
20 日頃していることに満足している	1	2	3	4

Appendix VIII

ベック絶望感尺度 (Tanaka et al., 1998) * 回答形式は改変

次の特徴のおのおのについて、**あなた自身**にどの程度あてはまるかを答え下さい。他の人からどう見られているかではなく、**あなたが、あなた自身をどのように思っているかを、ありのままにお答え下さい。**

	質問	非常にあてはまる	あてはまる	どちらとも言えない	あてはまらない	全くあてはまらない
1	ほしいものは決して手に入らないもだから、何かを欲しがるのは馬鹿げている	1	2	3	4	5
2	将来、私が本当に満足することはまずないだろう	1	2	3	4	5
3	将来はあいまいで不確かなものに思える	1	2	3	4	5
4	将来、楽しくない時間よりも楽しい時間を過ごすことが多いと思える	1	2	3	4	5
5	おそらく手に入らないだろうから、欲しいものを実際に得ようとするのは無駄である	1	2	3	4	5
6	希望と情熱をもって将来に期待している	1	2	3	4	5
7	自分で物事をうまくやれなかったら、あきらめるかもしれない	1	2	3	4	5
8	物事がうまくいかないとき、そういう状態がいつまでも続くわけではないと思うと救われる	1	2	3	4	5
9	10年後の私の生活がどうなっているか、想像できない	1	2	3	4	5
10	私が一番したいことをやり遂げるための時間は、十分にある	1	2	3	4	5
11	将来、私は自分に関する最も重要なことで成功すると思う	1	2	3	4	5
12	私の将来は暗いと思う	1	2	3	4	5
13	私の人生は、普通の人より良いことがたくさん起こると思う	1	2	3	4	5
14	私は全く運に恵まれず、将来運がめぐってくると信じる根拠もない	1	2	3	4	5
15	私のこれまでの経験は、将来のために役立っている	1	2	3	4	5
16	私の前途に見えるのは、楽しいことではなく不愉快なことだけである	1	2	3	4	5
17	自分が本当に欲しいものが手に入るとは思えない	1	2	3	4	5
18	将来のことを考えてたとき、今の自分よりも幸せになるだろうと思う	1	2	3	4	5
19	物事は、自分の思うとおりにうまくいかないだろう	1	2	3	4	5
20	将来に強い信頼をおいている	1	2	3	4	5

Appendix IX

気分調査票 - 抑うつ感および不安感 (坂野ら, 1994)

次の項目をよく読んで、**今のあなたの状態**に最もよく当てはまると思う番号に丸印をつけて下さい。

	まったく当てはまらない	当てはまらない	当てはまる	非常に当てはまる
1 将来のことをあれこれ考えてしまう	1	2	3	4
2 気分が沈んで憂うつである	1	2	3	4
3 なんとなく不安だ	1	2	3	4
4 がっかりしている	1	2	3	4
5 何か物足りない	1	2	3	4
6 むなしい	1	2	3	4
7 自分の考えがまとまらない	1	2	3	4
8 一人きりのようでさみしい	1	2	3	4
9 自分のことが気になる	1	2	3	4
10 みじめだ	1	2	3	4
11 いろんな思いが心をよぎる	1	2	3	4
12 気持ちがめいつている	1	2	3	4
13 とまどいを感じている	1	2	3	4
14 つらい	1	2	3	4
15 何か具合の悪いことが起りはしないか心配だ	1	2	3	4
16 気が重い	1	2	3	4

Appendix X

日常苛立事（主観的ストレス源）尺度（宗像，1996；宗像・仲尾・藤田・諏訪，1986）

		この3か月のあなたの生活を振り返ってみて、 次のことでイライラしたり、悩んだりしましたか？ 当てはまる番号に○をつけてください。		
		大いに そうである	まあ そうである	そう ではない
1	自分の将来のこと	1	2	3
2	家族や親族の将来のこと	1	2	3
3	自分の健康のこと(体力や眼、耳の衰え)	1	2	3
4	家族の健康のこと	1	2	3
5	出費がかさむこと	1	2	3
6	借金やローンをかかえていること	1	2	3
7	家族に対する責任が重すぎる	1	2	3
8	収入が少ないこと	1	2	3
9	職場(学生の場合は学校)や取引先との人間関係のこと	1	2	3
10	家族(同居以外を含む)との人間関係のこと	1	2	3
11	親戚関係のこと	1	2	3
12	近所関係のこと	1	2	3
13	毎日の家事(炊事、洗濯など)、育児について	1	2	3
14	今の仕事(勉強を含む)のこと	1	2	3
15	他人に妨害されたり、足を引っ張られること	1	2	3
16	義理の付き合いをしなければならないこと	1	2	3
17	暇をもてあましがちであること	1	2	3
18	どうしてもやり遂げなければならないことがひかえていること	1	2	3
19	孤独なこと	1	2	3
20	生きがいが持てないこと	1	2	3
21	異性関係のこと	1	2	3
22	友人関係のこと	1	2	3
23	いつ解雇(学生の場合は退学)させられるかということ	1	2	3
24	退職後の生活のこと	1	2	3
25	自分の外見や容姿に自信が持てないこと	1	2	3
26	生活していく上での差別	1	2	3
27	生活が不規則なこと	1	2	3
28	周りから期待が高すぎる	1	2	3
29	陰口をたたかれたり、噂話をされること	1	2	3
30	過去のことでこだわりがあること	1	2	3
31	公害(大気汚染や近隣騒音など)について	1	2	3
32	コンピューターなどの新しい機械についていけないこと	1	2	3
33	仕事の量が多すぎる	1	2	3
34	朝夕のラッシュや遠距離通勤(通学を含む)のこと	1	2	3

Appendix XI

大学生用日常生活ストレス尺度・短縮版（嶋，1999）

以下に、日常生活上のさまざまなストレスについての記述があります。最近3ヶ月ほどの間に、以下のようなことを経験したり感じたりしたことがありますか。もしなければ、「経験しない・感じない(0)」のところを○をつけてください。また、経験したり感じたりしたことのあるものについては、それがどのくらい気になったかを考えて、「ほとんどきにならなかった(1)」～「とても気になった(4)」のいずれかに○をつけてください。

質問項目	経験しない 感じない	ほとんど なにか きになった	少し きにな った	かなり きにな った	とても きにな った
1 他人から失望させられたこと	0	1	2	3	4
2 体の調子が良くないこと	0	1	2	3	4
3 成績が思わしくないこと	0	1	2	3	4
4 試験勉強の大変さ	0	1	2	3	4
5 身体が弱いこと	0	1	2	3	4
6 現実の自分の姿と理想とのギャップ	0	1	2	3	4
7 誰かとけんかをしたこと	0	1	2	3	4
8 身体的な疲れ	0	1	2	3	4
9 授業についていくのが大変なこと	0	1	2	3	4
10 自分の将来についての不安	0	1	2	3	4
11 大きなケガや病気	0	1	2	3	4
12 不愉快な知人の存在	0	1	2	3	4
13 自分が何をなすべきなのかわからないこと	0	1	2	3	4
14 周囲の人の無理解	0	1	2	3	4
15 進級についての不安	0	1	2	3	4
16 私のことを嫌っている人がいること	0	1	2	3	4
17 就職についての不安	0	1	2	3	4
18 自分の性格が気に入らないこと	0	1	2	3	4
19 嫌いな人ともつきあわなければならないこと	0	1	2	3	4
20 自分の容姿や外見に対する不満	0	1	2	3	4
21 他人から不愉快な目にあわされたこと	0	1	2	3	4
22 レポートやゼミの準備が大変なこと	0	1	2	3	4
23 他人から冷たい態度をとられること	0	1	2	3	4

謝辞

本研究での行われた調査・実験の実施や本博士論文をまとめるにあたり、明治大学 文学部 教授 岡安孝弘 先生に終始適切な助言を賜り、また丁寧にご指導して頂きました。また岡安先生には、私が明治大学 大学院 博士前期課程に入学して以降、研究者のみならず認知行動療法家としての視点やあるべき姿勢など、数え切れないほど多くのことを学ばせて頂きました。こころから感謝を申し上げます。

本学位論文審査において、科学のおよび臨床的知見より貴重なお指導とご助言を頂きました明治大学 文学部 弘中正美 教授、早稲田大学 人間科学学術院 根建金男 教授にこころより感謝申し上げます。

また本研究を実施するにあたり、明治大学 文学部 教授 高良 聖先生、同准教授 高瀬由嗣先生、同准教授 竹松志乃先生、同教授 伊藤直樹先生、明治大学 法学部教授 上野正雄先生に多大なるご協力を頂きました。こころより感謝を申し上げます。

また本研究では、杉山美紀様、西尾依利子様、阿部江津子様、山下恭子様からの多大なお協力を賜りましたお陰で、地域社会に在住、勤務する成人の方々から貴重なデータを収集することができました。ここに深謝申し上げます。

臨床群（うつ病を罹患する患者さん）の貴重なデータ収集にあたり、精神科医 長坂圭一朗先生、医療法人社団 真貴志会 南青山アンティーク通りクリニック 福西勇夫先生から多大なるご協力を賜りました。こころより感謝申し上げます。