反復性のうつ病エピソード経験者が示す 認知的反応性の特異性¹

山本 哲也^{2,3} 広島大学 山野 美樹 嶋田 洋徳 早稲田大学 市川 健 独立行政法人
国立精神・神経医療研究センター 仲谷 誠 武蔵野赤十字病院

The specificity of cognitive reactivity in recurrent major depressive episodes

Tetsuya Yamamoto (*Hiroshima University*), Miki Yamano, Hironori Shimada (*Waseda University*),
Ken Ichikawa (*National Center of Neurology and Psychiatry*),
and Makoto Nakaya (*Musashino Red Cross Hospital*)

The present study examined cognitive vulnerability to relapses of depression by clarifying the characteristics of “cognitive reactivity” in people with recurrent major depressive episodes. Study 1-1 and 1-2 developed a Japanese version of the Leiden Index of Depression Sensitivity-Revised (LEIDS-R), which assessed cognitive reactivity, and evaluated the reliability and validity of the scale. Study 2 examined the characteristics of cognitive reactivity which differentiate people with recurrent major depressive episodes from people with a single episode or none. The Japanese version of the LEIDS-R was shown to have reasonable reliability and validity. Participants with recurrent major depressive episodes showed more repetitive thoughts about negative issues and avoidance from internal and external aversive events when depressive mood was induced, compared to participants with only a single episode of depression. These results suggest that the characteristics of cognitive reactivity are important considerations for preventing relapse of depression.

Key words: recurrent major depressive disorder, cognitive reactivity, cognitive vulnerability, relapse prevention, Leiden Index of Depression Sensitivity.

The Japanese Journal of Psychology
2014, Vol. 85, No. 1, pp. 29–39

うつ病性障害（以下、うつ病とする）の再発率の高さは、本邦において深刻な社会問題となっている。初発のうつ病（以下、単一エピソードうつ病とする）の再発率は60%と高く、うつ病を2回以上経験した際に診断される反復性のうつ病（以下、反復性うつ病とす

る）では70%—90%が再発することが知られている（American Psychiatric Association, 2000 高橋・大野・染矢訳 2002）。反復性うつ病の患者における自殺率の高さや（Keller, Lavori, Mueller, Endicott, Coryell, Hirschfeld, & Shea, 1992）、うつ病と自殺による社会的損失は約2.7兆円にのぼるといった報告は（厚生労働省, 2010）、うつ病の再発がもたらす影響性の大きさを物語っている。

従来、うつ病の再発には、社会的要因や罹患期間をはじめ、多くの変数の複雑な相互作用が影響すると考えられてきた。これらのうち、再発にいたる心理学的メカニズムの理解を促し、客観的な観察と介入を可能とする点で、“認知的反応性”（Lau, Segal, & Williams, 2004; Teasdale, 1988）に注目が集まっている。認知的反応性は、抑うつ気分を経験した際、非機能的な認知が活性化する程度を示している。たとえば“自殺に関する考えが多く浮かぶ”や“全てのことから逃げたく

Correspondence concerning this article should be sent to: Tetsuya Yamamoto, Department of psychiatry and neurosciences, Institute of Biomedical & Health Sciences, Hiroshima University, Kasumi, Minami-ku, Hiroshima 734-8551, Japan (e-mail: yamatetsu@hiroshima-u.ac.jp)

¹ 本研究は、平成23年度日本学術振興会科学研究費補助金（特別研究員奨励費）の助成を受けて遂行された。

² 本研究を実施するにあたり、多大なるご協力を賜った早稲田大学人間科学部 木村 美樹子氏、東京大学大学院教育学研究科 三輪 聡子氏、株式会社三井住友銀行 戸上 知香氏に記して深く感謝いたします。

³ 日本学術振興会特別研究員

なる”などの破局的な反応傾向が、悲しみを感じた時に顕著に増大するといった状態像として表出される。抑うつ病の治療効果が実証されている Beck の認知理論 (1976) からの理論的変遷を経て提起され (Segal, Williams, & Teasdale, 2002), こうした傾向が強いほど、うつ病の再発にいたりやすいことが指摘されている (Lau et al., 2004; Segal, Gemar, & Williams, 1999)。大うつ病エピソード (Major Depressive Episode: 以下 MDE とする) を経験するほど、うつ病の再発に対する環境要因の影響が減少していくことを考慮すると (Post, 1992), 再発の背景要因の一つとして認知的反応性を理解することは、きわめて重要であるといえる。

認知的反応性は、急性トリプトファン欠乏への反応性の高さや (Booij & Van der Does, 2007), セロトニントランスポーター遺伝子多型といった生物学的脆弱性との関連性が報告されており (Antypa & Van der Does, 2010), 薬物療法によるうつ病の治療後においても残存する可能性が指摘されている (Merens, Booij, & Van der Does, 2008; Segal et al., 1999)。このような認知的反応性に対して、心理療法の有効性が示唆される一方で (Segal et al., 1999), うつ病の再発を繰り返す者が示す認知的反応性の“特異性”(うつ病の再発経験者に顕著に認められる特徴的な認知傾向) についてはいまだ不明確な部分が多い。

MDE を多く経験した者において、再発率の顕著な増大が報告されていることから (American Psychiatric Association, 2000 高橋他訳 2002), 反復性うつ病の寛解者は単一エピソードうつ病の寛解者と比較して、再発をもたらし認知傾向を特に顕著に示すことが推察される。そのため、MDE の再発を経験した者が認知的反応性をどのように示すか、といった病態特性を臨床心理学的観点から精緻に検討することは、うつ病の再発をもたらし脆弱性の理解に有用であると考えられる。

このように、反復性うつ病の寛解者の認知的脆弱性を検討することは、うつ病寛解者が生活上の困難な出来事に直面した際に示す反応傾向を理解し、再発予防を目的とした介入方針を検討する上で、有用な知見の一助となることが考えられる。しかしながら、本邦ではこうした認知的反応性を適切に測定可能な測度が整備されていないのが現状である。

現在、認知的反応性の測定に最も有用であると考えられる測度として、“改訂版 Leiden 抑うつ感受性尺度 (Leiden Index of Depression Sensitivity-Revised: 以下 LEIDS-R とする)”がある (Van der Does & Williams, 2003)。従来、認知的反応性の指標として“抑うつ気分の誘導前後における非機能的態度の変化量”が主に用いられてきたが (Lau et al., 2004), LEIDS-R ではこの気分誘導の手続きが不要であり、従来の指標の問題点を補う利点を有することが報告されている (Van der Does, 2002)。LEIDS-R は、現時点で 9 カ国語に翻訳され、認知的反応性を検討する

際に広く用いられている。また、LEIDS-R を構成する下位因子は、うつ病発症の脆弱性を原因帰属と絶望感の予期との関連から論じた絶望感理論 (Abramson, Metalsky, & Alloy, 1989) や、反すうをはじめとした回避行動との関連から論じた行動活性化理論 (Martell, Addis, & Jacobson, 2001) などと概念的関連が見られ、心理学的理論間の横断的理解にもつながる可能性がある。そのため、本邦でうつ病の再発に焦点を当てた脆弱性の研究を行う際には、LEIDS-R の日本語版の作成を行うことが急務である。

そこで本研究では、日本語版 LEIDS-R を作成し、尺度の信頼性と妥当性を検討した (研究 1-1, 1-2)。そして、作成された日本語版 LEIDS-R を用いて、MDE 寛解者における認知的反応性の病態特性を検討することを目的とした (研究 2)。

研究 1-1

目 的

日本語版 LEIDS-R の質問項目の原案を作成し、尺度の因子構造や尺度項目の内的整合性、および併存的妥当性を検討した。

なお、併存的妥当性の検討の際には、うつ病の精神科診断に主に用いられる診断基準である DSM-IV-TR 精神疾患の診断・統計マニュアル (Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, 4th Edition, Text Revision: 以下 DSM-IV-TR とする) (American Psychiatric Association, 2000 高橋他訳 2002) にしたがって、以下の四つの群を設定した。すなわち、(a) 現在、MDE の診断基準を完全に満たすうつ病患者から構成される“臨床群”、(b) MDE の診断基準を過去に完全に満たし、現在は寛解状態にある者から構成される“MDE 経験群”、(c) MDE の診断基準を過去に部分的に満たした者から構成される“部分経験群”、および (d) 診断基準を満たしたことのない健常者から構成される“統制群”である。

仮 説

1. 日本語版 LEIDS-R は、原版の因子構造と同様の因子構造を示し、モデル適合度は十分に高い。
2. 日本語版 LEIDS-R は、原版と同程度の尺度項目の内的整合性を示す。
3. LEIDS-R 得点と、非機能的態度得点 (従来、認知的反応性の測定に用いられた測定指標) の間には、中程度の相関がある。
4. 臨床群と MDE 経験群は、統制群に比べて、高い認知的反応性を示す。

方 法

調査対象者 日本語版 LEIDS-R の因子構造と内的

Table 1
デモグラフィックデータ、日本語版 LEIDS-R, DAS, BDI-II の平均値 (M) および標準偏差 (SD)

	臨床群		MDE 経験群		部分経験群		統制群	
	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD
年齢	43.1	7.3	20.9	4.5	19.3	1.3	19.9	1.4
性別 (M/F/不明)	3/9/0		19/42/1		38/71/8		56/76/5	
LEIDS-R	57.5	26.0	56.2	18.1	50.2	19.0	41.9	20.6
DAS	—	—	98.3	22.3	94.8	19.0	87.1	18.6
BDI-II	25.6	16.1	15.3	9.5	12.1	8.3	8.1	6.7

注) BDI-II = ベック抑うつ質問票; DAS = 非機能的態度尺度; LEIDS-R = 改訂版ライデン抑うつ感受性尺度; MDE = 大うつ病エピソード

整合性の検討においては、現在 MDE の診断基準を満たす者、項目の回答に不備のある者、および回答内容の適切性が疑われる者を除いた大学生 500 名 (男性 185 名、女性 290 名、性別不明 25 名: 平均年齢 19.98 ± 1.72 歳) のデータを解析に用いた。

次に、日本語版 LEIDS-R の併存的妥当性の検討においては、現在 MDE の診断基準を満たしていない大学生 316 名 (男性 113 名、女性 189 名、性別不明 14 名: 平均年齢 19.83 ± 1.31 歳) のデータと、東京都内の一病院の外来に通院治療中のうつ病患者 12 名 (臨床群) のデータを解析に用いた (Table 1)。大学生 316 名のうち MDE 経験群は 62 名、部分経験群は 117 名、統制群は 137 名であり、群設定は後述する MDE の既往歴調査票を用いて行われた。臨床群の内訳は、単一エピソードうつ病患者が 4 名、反復性うつ病患者が 8 名であり、主治医の精神科医が DSM-IV-TR (American Psychiatric Association, 2000 高橋他訳 2002) の診断基準に基づいて大うつ病性障害の第一診断を行った患者であった。I 軸と II 軸における他の重篤な問題を有する者は除外された。

調査材料 1. 認知的反応性を測定するため、本研究で開発した LEIDS-R の日本語版を用いた。原版の LEIDS-R (Van der Does & Williams, 2003) は、6 因子 34 項目から構成される自己記入式の尺度であり、悲しい気分が生じた際の認知 (行動) 傾向⁴について回答を求めている。各下位尺度の内容は以下の通りである。(a) 絶望/自殺 (Hopelessness/Suicidality: 以下 HOP とする) は、悲しい気分になった時に絶望を感じる、または自殺に関する考えが浮かぶといった、絶望と自殺にかかわる反応の増大傾向を示す。(b) 承認/コーピング (Acceptance/Coping: 以下 ACC とする)

は、悲しい気分になった時には普段に比べて親切になるといった、物事の承認にかかわる反応の増大傾向を示す。(c) 攻撃性 (Aggression: 以下 AGG とする) は、悲しい気分になった時には普段に比べて簡単に腹をたてるといった、攻撃性にかかわる反応の増大傾向を示す。(d) 統制/完全主義 (Control/Perfectionism: 以下 CON とする) は、悲しい気分の時には少しの間違ひも許せなくなるといった、物事のコントロールにかかわる反応の増大傾向を示す。(e) リスク回避 (Risk Aversion: 以下 RAV とする) は、悲しい気分の時には普段に比べてすべてのことから逃げたくなる、といった困難や葛藤からの回避にかかわる反応の増大傾向を示す。(f) 反すう (Rumination: 以下 RUM とする) は、悲しい時にはその気分をもたらした原因について考え続けるといった、反復的な思考にかかわる反応の増大傾向を示す。

日本語版 LEIDS-R の尺度項目の邦訳に際しては、著者の承諾を得た上で、臨床心理学を専攻する大学院生 2 名が行った。そのうえで、海外在住経験のある英語に熟達した者に、日本語訳の適切性を確認し修正を行った。修正した尺度項目に基づいて、心理学を専攻し英語に熟達した者にバックトランスレーションを依頼し、日本語訳の適切性を再確認した。訳語が適切でないと判断された場合には修正を行い、すべての項目と教示文に関する和訳文を確定した。尺度項目への回答は、5 件法 (0. 全くあてはまらない, 1. 少しだけあてはまる, 2. ややあてはまる, 3. よくあてはまる, 4. とてもよくあてはまる) で評定を求めた。

2. 非機能的態度傾向を測定するため、Power, Katz, McGuffin, Duggan, Lam, & Beck (1994) が開発した短縮版 Dysfunctional Attitude Scale (以下 DAS とする) の日本語版 (Tajima, Akiyama, Numa, Kawamura, Okada, Sakai, Miyake, Ono, & Power, 2007) を用いた。本尺度は 24 項目で構成され、7 件法での評定を求めた ($\alpha = .90$)。

3. 抑うつ症状を測定して健康状態を確認するため、Beck, Steer, & Brown (1996) によって開発された

⁴ 認知的反応性は、“抑うつ気分を経験した際に活性化されるネガティブな注意、記憶、解釈などの情報処理バイアス”としてとらえられ (Van der Does, 2002)、認知処理過程を反映する行動指標を含めた、抑うつ気分喚起時の反応傾向の観点から理解される。

Beck Depression Inventory-II (以下 BDI-II とする) の日本語版 (小嶋・古川, 2003) を用いた。本尺度は 21 項目で構成され、4 件法での評定を求めた ($\alpha = .90$)。

4. 過去の MDE の既往歴を確認するため、精神科診断面接マニュアル SCID (Structured Clinical Interview for DSM-IV Axis I Disorders: 以下 SCID とする) (First, Spitzer, Gibbon, & Williams, 1997 高橋・北村・富田・岡野・菊池訳 2003) の過去経験に関する聴取項目とその手続きに基づいて、MDE の既往歴調査票を作成した。具体的には、SCID に記載された聴取項目の文言と手続きに基づいて“今までに一日の大半を憂うつに感じたり、落ち込んだりすることが毎日のように続いた時期がありましたか”などといった調査項目で構成した。それぞれの調査項目に対して、“あった”“少しあった”“なかった”で回答を求め、“あった”“少しあった”に回答した場合には、“それは具体的にはいつのことですか?”“それはどのくらい続きましたか?”“2 回以上、そのようなことがありましたか?”など、その症状の詳細の記入を求めることで既往歴の確認を行った。また、現在 MDE に罹患している可能性を除外するため、日本語版精神疾患簡易構造化面接法 (Mini-International Neuropsychiatric Interview: 以下 MINI とする) (Sheehan & Lecrubier, 2002 大坪・宮岡・上島訳 2003) における中核症状の 2 項目 ((a) 抑うつ気分, (b) 興味または喜びの喪失) を用いた。本尺度と SCID を用いた面接結果 ($N = 31$) の一致率を算出した結果、感度 = .64, 特異度 = .95, 陽性予測率 = .88, 陰性予測率 = .83, κ 係数 = .63 となり、本尺度が一定の精度を有することが示された。

群設定 MDE 経験群と部分経験群の判断は、Van der Does (2002) と DSM-IV-TR (American Psychiatric Association, 2000 高橋他訳 2002) を基準にし、既往歴調査票の結果に基づいて行われた。具体的には、MDE 経験群は“中核症状のいずれかを含む五つ以上の症状を過去に 2 週間以上経験し、現在はいずれの中核症状も満たさない者”とし、部分経験群は“中核症状のいずれかを含んだ五つ未満の症状を過去に 2 週間以上経験し、現在はいずれの中核症状も満たさない者”とした。

手続き 大学生を対象とした二つの調査では、大学内の講義教室で質問用紙の一斉配布を行い、インフォームドコンセントを得た対象者からデータを収集した。尺度の因子構造と内的整合性を検討した調査では、LEIDS-R と既往歴調査票を配布し、併存的妥当性を検討した調査では、これらに加えて DAS と BDI-II を配布した。得られた調査データのうち、現在 MDE の基準を満たさない者 (MINI での中核症状を満たさなかった者、BDI-II 得点が平均値から +3SD 未満の者) を解析対象とした。臨床群の調査対象者の選定

の際は、主治医が研究に参加可能であると判断し、さらにインフォームドコンセントを得た患者に対して、日常臨床の範囲内で質問紙調査を行った。なお、回答の負担を考慮して、臨床群には日本語版 LEIDS-R と BDI-II への回答のみを求めた。本研究は、著者の所属機関と研究実施機関の倫理委員会の承認を得て行われた。

結 果

日本語版 LEIDS-R の因子構造の検討 日本語版 LEIDS-R が、原版と同様の因子構造を有する程度を検討するため、確認的因子分析によるモデルの評価を行った (仮説 1)。原版では六つの因子になることが想定されていることから、本研究でも同様の因子構造を仮定して検討を行った。母数の推定は最尤推定法を用いており、各因子は Van der Does & Williams (2003) に基づいて選択された項目によって推定されている。

まず、日本語版 LEIDS-R のすべての項目を用いた確認的因子分析を行った (モデル 1: Table 2)。モデル 1 の適合度指標を算出したところ、 $\chi^2(512) = 2361.87$, GFI = .75, AGFI = .71, CFI = .71, RMSEA = .085, AIC = 2527.87, BIC = 2540.39 であった。また、すべての観測変数の因子負荷量は 1% 水準で有意であった。本研究のように、観測変数が 30 を超えているモデルの場合には、GFI などの指標に比べて、RMSEA などの自由度の大きさを考慮した指標に基づく判断が推奨されている (豊田, 2002)。そのため、RMSEA の値を検討した結果、モデル 1 の精度は許容範囲内であることが示された。

次に、モデルの精度を高めるため、因子負荷量が .30 以下であり、下位尺度に含める項目として検討の余地があると考えられる項目 8 (因子負荷量 = .18)、項目 15 (因子負荷量 = .26)、項目 19 (因子負荷量 = .29) を削除し、確認的因子分析による再検討を行った。その結果、すべての項目が 0.1% 水準で有意であり、いずれも因子負荷量が十分と考えられる値に達した (.40 — .84)。モデル 2 (Table 2) の適合度指標を算出したところ、 $\chi^2(419) = 1852.86$, GFI = .78, AGFI = .74, CFI = .76, RMSEA = .083, AIC = 2006.86, BIC = 2331.38 であった。そのため、モデル 1 に比べてすべての指標において改善が認められた。

日本語版 LEIDS-R の内的整合性の検討 日本語版 LEIDS-R の内的整合性の検討を行うため、尺度の全体得点と各下位尺度の α 係数を算出した (仮説 2, Table 2)。その結果、全体得点では $\alpha = .92$ であり、各下位尺度では $\alpha = .66$ — .81 であった。このうち、 α 係数が相対的に低い傾向がみられた ACC と CON を構成する項目 8、項目 15、項目 19 は、確認的因子分析の結果から尺度に含めることが不適切である可能性が示されていた。そのため、これらを除外したうえ

Table 2
日本版 LEIDS-R の確認的因子分析結果 (M = 平均値; SD = 標準偏差)

項目	M	SD	因子負荷量	
			model 1	model 2
I. 絶望／自殺 (HOP: $\alpha = .81$)				
5. 落ち込んでいるときは、すべてのことについてしばしば絶望を感じる。	1.7	1.2	.52	.52
9. 悲しいときは、自分が生きるか死ぬかがまるでどうでもいいかのように感じる。	1.0	1.2	.74	.73
17. 悲しいときは、私は誰も幸せにはできないということを多く考える。	1.2	1.2	.64	.64
30. 悲しいときは、もし自分が死んだら人々はもっと楽になるだろうと一層感じる。	0.7	1.1	.75	.75
34. 悲しいときは、自殺や自分を傷つけることについての考えが多く浮かぶ。	0.7	1.1	.73	.73
II. 承認／コーピング (ACC: $\alpha = .72$)				
4. 悲しい気分のときは、いつもよりも創造的になる。	0.8	1.1	.43	.41
10. 悲しいときは、いつもよりも親切になる。	0.9	1.1	.80	.83
15. 落ち込んでいるときは、人が本当は何を言おうとしているのかに敏感になる。	2.0	1.3	.24	—
24. 悲しい気分のときは、いつもよりも自分らしく感じる。	0.8	1.0	.52	.51
28. 気分が沈んでいるときは、いつもよりもやさしくなる。	0.9	1.0	.77	.77
III. 攻撃性 (AGG: $\alpha = .78$)				
7. 悲しいときは、あとで後悔するようなことを多くしてしまう。	1.4	1.2	.48	.48
18. 嫌な気分のときは、物を壊したい気持ちになる。	1.2	1.2	.60	.60
21. 悲しい気分のときは、攻撃的な考えにいつもよりも悩まされる。	1.2	1.2	.69	.69
22. 落ち込んでいるときは、いつもよりも簡単にひねくれたり（無愛想になったり）、皮肉屋になる。	2.1	1.2	.66	.66
26. 悲しいときは、いっそう危険なことをする。	0.7	1.0	.54	.54
29. 落ち込んでいるときは、いつもよりも簡単に腹をたてる。	1.7	1.2	.69	.69
IV. 統制／完全主義 (CON: $\alpha = .68$)				
3. 悲しいときは、“自分の感情が自分の人間性を表すのではないか”ということについて考えることに、もっと時間を使う。	1.3	1.2	.51	.51
8. 悲しいときは、外出してもっと楽しいことをする。	1.3	1.1	.16	—
12. 少し憂うつなときは、自分の少しの間違いも許せなくなと思う。	1.5	1.2	.69	.70
16. 悲しい気分のときは、いっそう完全主義に悩まされる。	1.3	1.3	.64	.64
19. 落ち込んでいるときは、いつもよりも努力する。	1.0	1.0	.30	—
31. 落ち込んでいるときは、すべてを自分の管理下に置きたくなる。	0.7	1.0	.57	.54
V. リスク回避 (RAV: $\alpha = .70$)				
1. 気分が良いときにだけ、前向きに考えることができる。	1.9	1.0	.39	.39
2. 気分が沈んでいるときは、リスクを少ししか冒さない。	2.0	1.1	.39	.39
6. 落ち込んでいるときは、イメージや考えが浮かばないように躍起になる。	1.2	1.1	.41	.40
11. 悲しいときは、他の人に反対の意見を言う気がなくなる。	1.8	1.2	.51	.51
14. 気分が沈んでいるときは、困難や葛藤を避けたい。	2.3	1.2	.52	.52
23. 落ち込んでいるときは、いつもよりも全てのことから逃げたい。	2.2	1.2	.75	.75
VI. 反すう (RUM: $\alpha = .80$)				
13. 落ち込んでいるときは、しばしば物事に圧倒される。	1.8	1.2	.62	.62
20. 悲しいときは、日常の課題や関心事に対処できないと感じる。	1.8	1.1	.68	.68
25. 落ち込んでいるときは、いつもよりも物事を多く放棄する。	1.9	1.2	.66	.65
27. 悲しいときは、集中することが困難になる。	2.1	1.2	.57	.57
32. 悲しいときは、自分の気分をもたらした原因について考えることに多くの時間を費やす。	1.8	1.3	.60	.60
33. 悲しい気分のときは、どうすれば自分の人生は変わったかについて、しばしば考える。	1.5	1.3	.61	.61

で再度 α 係数を算出した結果、ACC が $\alpha = .72$, CON が $\alpha = .68$ となり、いずれも改善が認められた。

日本語版 LEIDS-R の併存的妥当性の検討 日本語版 LEIDS-R の併存的妥当性を検討するため、尺度に含めることが不適切な可能性が考えられた 3 項目を除いた LEIDS-R 得点と DAS 得点の間の相関係数を算出した (仮説 3)。その結果、両変数の間に有意な相関関係 ($r = .37, p < .001$) が認められた。また、LEIDS-R の各下位尺度と DAS との関連性は、HOP が $r = .29 (p < .001)$, ACC が $r = .03 (ns)$, AGG が $r = .23 (p < .001)$, CON が $r = .38 (p < .001)$, RAV が $r = .33 (p < .001)$, RUM が $r = .37 (p < .001)$ であった。

次に、群間における認知的反応性の高さを比較するため、群 (臨床群、MDE 経験群、部分経験群、統制群) を独立変数とし、LEIDS-R 得点を従属変数とした 1 要因分散分析を行った (仮説 4)。その結果、主効果が有意であり ($F(3,324) = 9.30, p < .001, \eta^2 = .08$)、ボンフェロニの補正法に基づく下位検定の結果、統制群に比べて、他のすべての群の LEIDS-R 得点が高いことが明らかとなった (臨床群: $p = .056, d = .74$; MDE 経験群: $p < .001, d = .72$; 部分経験群: $p = .006, d = .42$)。また、年齢と抑うつ症状に群間差が見られたため、上記の解析条件に加えて、年齢と抑うつ症状を共変量とした 1 要因共分散分析を行った。その結果、群の主効果が有意傾向でみられ ($F(3,307) = 2.55, p = .056, \eta^2 = .02$)、下位検定の結果、MDE 経験群のみが統制群に比べて、有意傾向で高い認知的反応性を有することが示された ($p = .079, d = .38$)。

考 察

本研究の目的は、日本語版 LEIDS-R 尺度の原案を作成し、本尺度の因子構造や尺度項目が有する内的一貫性、および併存的妥当性を検討することであった。

確認的因子分析の結果、仮説 1 であった 6 因子構造はおおむね支持されることが示された。また、本尺度を使用する際には、項目 8、項目 15、項目 19 については尺度得点の算出に含めないことが望ましい可能性が示唆され、本論文の以降の研究でも 31 項目を用いることとした。

次に、尺度の全体得点は高い内的整合性を有しており、下位尺度の α 係数も先行研究 (Antypa & Van der Does, 2010) と同程度 ($\alpha = .62 - .83$) であった。そのため、いずれも許容できる範囲の内的整合性を有していることが示され、仮説 2 は支持されたと判断できる。

さらに LEIDS-R 得点と DAS 得点間において有意な中程度の関連が認められた。また、臨床群と MDE 経験群の LEIDS-R 得点は顕著に高く、効果量の観点からも、統制群に比べて高い認知的反応性を示した。このことから仮説 3、4 は支持され、LEIDS-R 得点が併

存的妥当性を有していることが明らかとなった。

以上の結果から、仮説はいずれも支持されたと判断でき、尺度が有する因子構造の当てはまりの程度や尺度項目の内的整合性、および併存的妥当性の高さが許容範囲にあることが確認された。一方で、認知的反応性は、ネガティブな気分が生じた際の際的非機能的認知の増大の容易性であると定義されている。そのため、今回の一時点における調査では、日本語版 LEIDS-R が認知的反応性の測定に実際にどれほど鋭敏か、といった点については結論付けることは困難である。したがって、日本語版 LEIDS-R においても、ネガティブな気分が生じた際の際的非機能的認知の増大の予測可能性について確認することが必要不可欠であるといえる。

研 究 1-2

目 的

本研究では、従来用いられてきた認知的反応性の指標である“ネガティブな気分の誘導前後の非機能的態度の変化量”と、気分誘導前に測定した LEIDS-R 得点の関連性を検討することによって、日本語版 LEIDS-R の予測的妥当性を検討した。さらに、縦断調査によって日本語版 LEIDS-R の再検査を行い、再検査信頼性を検討した。

仮 説

1. LEIDS-R 得点と、気分誘導後の DAS 得点の増加量 (従来の認知的反応性の指標) の間には正の相関があり、この関連性は気分誘導前の DAS 得点を統制しても見られることが予想される。

2. 日本語版 LEIDS-R の 1 回目の調査時点と 2 回目の調査時点の得点間の相関係数は、高い正の相関がある。

方 法

調査対象者 現在、精神疾患の基準を満たさない大学生、および大学院生の計 54 名 (男性 17 名、女性 37 名: 平均年齢 20.50 ± 3.53 歳) のデータを解析に用いた。

測度 1. 認知的反応性を測定するため、研究 1-1 で開発された日本語版 LEIDS-R を用いた。

2. 非機能的態度傾向を測定することを目的として、DAS (Tajima et al., 2007) を用いた。本研究では Van der Does (2002) などの先行研究と同様に、気分誘導による非機能的態度の変化を検討するため、DAS を 12 項目ずつにわけた平行検査を作成した (それぞれ $\alpha = .72, \alpha = .78$)。平行検査を作成する際は、Power et al. (1994) および Tajima et al. (2007) における各項目が有する因子得点と因子構造を十分に考慮し、二つの検査の測定内容が均等となるよう留意した。

3. 気分誘導前後の気分状態を測定するため、気分状態に関する Visual Analogue Scale (以下 VAS とする) を用いて評定を求めた。聴取した気分は「幸せな気持ち」「悲しい気持ち」「不安な気持ち」「憂うつな気持ち」「疲れた気持ち」の計五つであり (Van der Does, 2002), 0—100 の間で評定を求めた。

気分誘導手続き ネガティブな気分を喚起することが報告されている大岩・青柳・細田 (1992) の手続きに従い、解決不可能な問題を含んだアナグラム課題と算数課題を実施した。

手続き インフォームドコンセントが得られた参加者を対象にして、実験実施にかかわる健康状態、過去の身体疾患や精神疾患の既往、および心理療法や薬物療法の履歴を聴取した。次に、MINI の全疾患のスクリーニング項目と既往歴調査票を用いて半構造化面接を行った後、BDI-II への記入を求めた。上記の手続きで得られた既往や治療履歴の有無、診断基準への当てはまりの有無、および BDI-II 得点の重症度といったアセスメント結果から、現在の精神疾患と過去の病歴の有無を確認した。面接後、質問紙 (LEIDS-R, DAS, VAS) への記入を求め、気分誘導手続きを実施した。気分誘導手続きの実施後、再度質問紙 (DAS, VAS) への記入を求めた。実験時から約 2 ヶ月後の再調査を依頼し、応諾した参加者に対して再度日本語版 LEIDS-R への回答を求めた。以上の実験は、倫理委員会から実施の承認が得られており、防音実験室において個別に行われた。各回の終了時にはディブリーフィングと謝礼の進呈が行われた。

結 果

操作チェック 気分誘導手続きによる気分変化の有無を確認するため、群と気分誘導の前後を独立変数とし、各気分状態を従属変数とした、3 (MDE 経験群、部分経験群、統制群) $\times$ 2 (気分誘導前、気分誘導後) の 2 要因分散分析を行った。その結果、いずれの指標においても気分誘導前後の主効果が見られ ($F_s(1,51) = 8.60 - 72.07, p_s < .005, \eta_p^2 s > .14$)、下位検定の結果、気分誘導手続き後において、ポジティブな気分 (幸せな気持ち) が減少し、ネガティブな気分 (悲しい気持ち、不安な気持ち、憂うつな気持ち、疲れた気持ち) が有意に増大していたことが明らかとなった ($p_s < .005, d_s > .42$)。

なお、ポジティブな気分の減少、あるいはネガティブな気分の増大が見られなかった参加者 4 名は気分誘導が失敗したとみなし、以降の分析から除外した。

日本語版 LEIDS-R の予測的妥当性の検討 日本語版 LEIDS-R の予測的妥当性を検討するため、LEIDS-R 得点と気分誘導前後における DAS 得点の増加量の間の相関係数を算出した。また、気分誘導前の DAS 得点を共変量として投入し、LEIDS-R 得点と気分誘導

前後における DAS 得点の増加量の間の偏相関係数を算出した。その結果、LEIDS-R 得点と DAS 得点の増加量の間に有意な正の相関が確認された ($r = .32, p = .011$)。さらに、気分誘導前の DAS 得点の統制後でも、この関連は見られた ($r_p = .38, p = .007$)。また、各下位尺度においても、おおむね同様の傾向が確認された (HOP: $r = .37, p = .006, r_p = .37, p = .006$; ACC: $r = -.03, ns, r_p = -.01, ns$; AGG: $r = .37, p = .006, r_p = .41, p = .002$; CON: $r = .13, ns, r_p = .16, ns$; RAV: $r = .28, p = .037, r_p = .30, p = .027$; RUM: $r = .29, p = .033, r_p = .36, p = .008$)。

日本語版 LEIDS-R の再検査信頼性の検討 日本語版 LEIDS-R の再検査信頼性を検討するため、1 回目の調査時点と 2 回目の調査時点の LEIDS-R 得点間の相関係数を算出した。その結果、中程度の有意な正の相関が確認された ($r = .69, p < .001$)。また、各下位尺度においても同様の傾向が確認された (HOP: $r = .66, p < .001$; ACC: $r = .22, ns$; AGG: $r = .59, p < .001$; CON: $r = .63, p < .001$; RAV: $r = .55, p < .001$; RUM: $r = .66, p < .001$)。

考 察

本研究の目的は、日本語版 LEIDS-R の予測的妥当性と再検査信頼性を検討することであった。

まず、LEIDS-R 得点と、DAS 得点の増加量 (従来、用いられてきた認知的反応性の指標) の間に有意な正の関連性が見られ、この関連性は気分誘導前の DAS 得点を統制した後においても確認された。この結果は、気分誘導前の非機能的態度の程度にかかわらず、日本語版 LEIDS-R は認知的反応性の大きさを予測することを示している。

次に、LEIDS-R 得点の 2 時点間における中程度の相関関係が確認されたことから、日本語版 LEIDS-R は一定の再検査信頼性を有することが明らかになった。

以上の結果から、仮説 1 と仮説 2 は支持された。本研究の結果と、上述した研究 1-1 の結果は、日本語版 LEIDS-R は認知的反応性を安定して測定可能であることを示しており、本尺度が信頼性と妥当性を十分に有することが確認されたと考えられる。

研 究 2

目 的

反復性うつ病の寛解者が示す認知的反応性の特異性には、いまだ不明確な点が多い。こうした事柄を検討するためには、現在寛解状態にある反復性の MDE 経験群と単一エピソードの MDE 経験群との比較検討を行う必要があると考えられる。すなわち、これらの群が示す認知的反応性の特徴の差異を明確化すること

で、再発に最も関連する認知的特徴を明らかにできることが想定される。

そこで本研究では、反復性 MDE を経験した者が示す認知的反応性の特異性を明らかにすることを目的とした。

仮 説

1. 反復性 MDE 経験群と単一エピソード MDE 経験群は、統制群に比べて高い認知的反応性を示す。

2. 反復性 MDE 経験群は、単一エピソード MDE 経験群とは異なる認知的反応性の下位尺度得点の特徴を示す。

方 法

調査対象者 現在、MDE の診断基準を満たしていない大学生 296 名のデータを用いた（男性 113 名、女性 170 名、性別不明 13 名：平均年齢 20.02 ± 1.95 歳）。このうち反復性 MDE 経験群は 50 名（男性 19 名、女性 29 名、性別不明 2 名：平均年齢 21.23 ± 3.53 歳）、単一エピソード MDE 経験群は 28 名（男性 7 名、女性 20 名、性別不明 1 名：平均年齢 19.81 ± 1.39 歳）、統制群は 218 名であった（男性 87 名、女性 121 名、性別不明 10 名：平均年齢 19.78 ± 1.32 歳）。

測定 1. 認知的反応性を測定するため、研究 1 にお

いて作成された日本語版 LEIDS-R を用いた。

2. 研究 1-1 で用いられた MDE の既往歴調査票を用いた。

群設定 MDE 経験の有無については、既往歴調査票の結果から、“中核症状のいずれかを含む五つ以上の症状を過去に 2 週間以上経験し、現在はいずれの中核症状も満たさない者”を“現在は MDE から寛解した MDE 経験者”とした。次に、反復性 MDE 経験と単一エピソード MDE 経験の判断は、DSM-IV-TR (American Psychiatric Association, 2000 高橋他訳 2002) に基づいて、既往歴調査票の結果から判断された。具体的には、過去の MDE 経験に該当した者のうち、“2 回以上、そのようなことがありましたか？”という調査項目に対して“はい”“いいえ”で回答を求め、“はい”と回答した者を“反復性 MDE 経験群”とし、“いいえ”と回答した者を“単一エピソード MDE 経験群”とした。

手続き 大学内の講義教室で質問用紙の一斉配布を行い、インフォームドコンセントを得た対象者からデータを収集した。収集されたデータのうち、現在 MDE の基準を満たさない者（MINI での中核症状を満たさなかった者、BDI-II 得点が平均値から +3SD 未満の者）を解析対象とした。本研究は他の研究と同様に、倫理委員会の承認を得て行われた。

Figure 1. LEIDS-R 得点の群間比較

HOP = 絶望／自殺；ACC = 承認／コーピング；AGG = 攻撃性；CON = 統制／完全主義；RAV = リスク回避；RUM = 反すう；M = 平均値；SD = 標準偏差

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

注) エラーバーは標準誤差を示している。

結 果

まず、認知的反応性の合計得点の群間差を検討するため、群（反復性 MDE 経験群、単一エピソード MDE 経験群、統制群）を独立変数とし、LEIDS-R の合計得点を従属変数とした 1 要因分散分析を行った。その結果、主効果が有意であり ($F(2,293) = 22.27, p < .001, \eta^2 = .13$)、ボンフェロニの補正法に基づく下位検定の結果、反復性 MDE 経験群と単一エピソード MDE 経験群は、統制群に比べて LEIDS-R 得点が有意に高かった（反復性 MDE 経験群： $p < .001, d = 1.03$ ；単一エピソード MDE 経験群： $p = .045, d = .48$ ）（Figure 1）。また、反復性 MDE 経験群は単一エピソード MDE 経験群に比べて、LEIDS-R 得点が有意傾向で高いことが明らかとなった（ $p = .077, d = .55$ ）。

次に、各群が示す認知的反応性の下位尺度得点の特徴を明確にすることを目的として、同様の群を独立変数とし、LEIDS-R の下位尺度得点を従属変数とした、多変量分散分析を行った。その結果、Pillai のトレースが有意であったため ($V(12,578) = .22, p < .001, \eta_p^2 = .11$)、それぞれの因子を従属変数とした 1 要因分散分析を行ったところ、ACC 以外の因子において有意差が認められた（HOP: $F(2,293) = 22.61, p < .001, \eta^2 = .13$ ；AGG: $F(2,293) = 10.66, p < .001, \eta^2 = .07$ ；CON: $F(2,293) = 14.14, p < .001, \eta^2 = .10$ ；RAV: $F(2,293) = 13.98, p < .001, \eta^2 = .10$ ；RUM: $F(2,293) = 26.39, p < .001, \eta^2 = .18$ ）（Figure 1）。ボンフェロニの補正法に基づく下位検定の結果、HOP、AGG、RUM においては、反復性 MDE 経験群と単一エピソード MDE 経験群が統制群に比べて有意に大きく（いずれも $ps < .049, ds > .48$ ）、CON と RAV においては、反復性 MDE 経験群のみが統制群に比べ有意に大きかった（CON: $p < .001, d = .82$ ；RAV: $p < .001, d = .81$ ）。また、RAV と RUM においては、反復性 MDE 経験群が単一エピソード MDE 経験群に比べ、有意に大きいことが示された（RAV: $p = .009, d = .81$ ；RUM: $p = .024, d = .59$ ）。

考 察

反復性 MDE 経験群と単一エピソード MDE 経験群は、統制群に比べて、認知的反応性が有意に高く、下位尺度項目では「絶望／自殺（HOP）」、「攻撃性（AGG）」、「反すう（RUM）」が顕著に高かった。さらに反復性 MDE 経験群は単一エピソード MDE 経験群に比べて、「リスク回避（RAV）」と「反すう（RUM）」といった反応傾向を顕著に示すことが明らかとなった。これらの結果は、仮説 1 と 2 を支持している。

以上の結果は、抑うつ気分が喚起された際に、過去に MDE を経験した者は未経験の者に比べて、絶望感を感じやすく、ネガティブな事柄を反復的に思考する

傾向や攻撃性の増大が顕著であるという状態像を示唆している。さらに、MDE の再発を経験した者は、初発の MDE のみを経験した者に比べて、上記の反復的な思考傾向を強く示すと共に、外的・内的な嫌悪事象を回避するといった際立った傾向を示すことが考えられる。これらの仮説は、上述した絶望感理論（Abramson et al., 1989）や、行動活性化理論（Martell et al., 2001）、およびマインドフルネス認知療法の観点（Segal et al., 2002）と符合する結果であると考えられ、うつ病の脆弱性の整合的理解に有用な一つの観点を提起している可能性がある。

一方、「承認／コーピング（ACC）」に群間差が見受けられなかったことから、ACC は MDE 経験の有無と一意な関係にないことが示された。ACC は非機能的態度に対して他の下位因子項目とはやや異なった影響性を有することが報告されており（Van der Does, 2002）、再発にかかわる他の心理変数や諸概念との関連性を考慮した統合的観点からの考察を行うことで、反復性 MDE における顕著な特徴が見出せる可能性がある。そのため、異なるサンプルデータでの追試を含めて、ACC が反復性 MDE に及ぼす影響性を引き続き検討する必要がある。

以上のことから、MDE の再発をもたらす脆弱性として、抑うつ気分が生じた際の反すうとリスク回避傾向の増大が特に関連していることが示唆された。

総 合 考 察

本研究の結果から、認知的反応性の測定尺度が開発され、尺度が一定の妥当性と信頼性を有することが確認された。また、認知的反応性が MDE の寛解後も残遺し、反復性 MDE 経験群は特異的な認知的反応性を示すことが明らかとなった。これらの結果は、MDE から寛解した者に対する病態特性のアセスメントと心理臨床的介入方法について、臨床的示唆を提起している。

まず、寛解状態にある MDE 経験群が高い認知的反応性を示したことから、認知的反応性はある程度一貫して示される特性要因であるととらえられる。そのため、うつ病の再発予防の心理臨床的介入を始める際には、認知的反応性を測定しておくことが、再発のハイリスク群を同定するために有用である可能性がある。すなわち、反すう傾向やリスク回避傾向を示すクライアントは、再発をもたらす脆弱性を強く有する可能性があることを留意しておく必要があると考えられる。

同様に、面接を進めるにあたって、抑うつ気分が喚起された状況下でのクライアントの行動傾向を把握する際にも、認知的反応性の特徴を理解することが重要であると考えられる。たとえば、攻撃性や完全主義などの非適応的な反応傾向の程度や、こうした脆弱性が発現する生活場面の把握に際して、認知的反応性の観

点を援用することは有用であるといえる。さらに、認知的反応性の高さがうつ病の再発を予測することが示されていることから (Segal et al., 1999), 治療が終結した際の認知的反応性の程度が、治療後のクライアントの予後を予測する有用な指標になる可能性がある。

次に、反復性 MDE 経験群においては、認知的反応性のうち、特に反すう傾向やリスク回避傾向が顕著であることが示された。そのため、うつ病の再発予防を検討する上では、こうした傾向に特に焦点を当てた心理臨床的介入方法の実施が有用であると考えられる。また、近年、MDE 経験群における残遺的な認知機能障害が指摘されている (Yamamoto & Shimada, 2012)。認知機能は、注意や記憶といった心的過程の基盤となる心理機能全般であり、認知的反応性と相互に作用して抑うつを増悪する可能性がある。そのため、こうしたモダリティの異なる観点を考慮した、学際的な心理臨床的介入方法を検討することが、うつ病の再発予防を目的とした基礎研究の方向性の一つとして期待される。

本研究によって日本語版 LEIDS-R が開発されたことは、臨床実践や研究遂行に必要な倫理的配慮の観点においても意義深いといえる。すなわち、これまでの認知的反応性の測定には、抑うつ気分を誘導することが必要であり、うつ病患者を対象とした臨床現場での実施はさきめて困難であるのが現状であった。しかしながら、本研究で開発された LEIDS-R を用いることで、気分誘導を実施することなく認知的反応性の測定が可能であることが示唆された。そのため、臨床現場でのアセスメントの実施や、基礎研究の遂行の容易性に寄与している点において、意義深いと考えられる。

最後に、本研究の課題と限界点について述べる。本研究では、反復性の MDE を経験した者における認知的反応性の特異性を示した一方で、こうした病態をもたらす背景要因については不明確である。反復性うつ病においては、(a) 早朝覚醒といった内因性の抑うつ症状や、(b) 睡眠パターンの乱れ、(c) コルチゾールと関連した神経内分泌系の亢進をはじめとした生物学的変化が報告されており (Thase, Kupfer, Buysse, Frank, Simons, McEachran, Rashid, & Grochocinski, 1995), こうした残遺的な機能異常が影響している可能性がある。今後は縦断的研究を視野に入れた上で、MDE の経験が脆弱性の形成に及ぼすメカニズムの検討が重要であると考えられる。

次に、研究 1-1、研究 2 では、大学生を対象にした質問紙法によって調査が実施された。本研究の MDE の既往率は、本邦の大学生の有病率とほぼ同様であることから (Tomoda, Mori, Kimura, Takahashi, & Kitamura, 2000), 一定の精度で既往歴が聴取できたことが推定される。しかしながら、集団への質問紙の一斉配布という形式が、MDE 経験の有無などの回答に部分的に

影響した可能性について留意する必要がある。そのため、今後は SCID をはじめとした過去の既往歴をさらに適切に聴取可能であると考えられる方法を用いた追試が望まれる。

また、本研究で行った認知的反応性の病態特性の検討に際しては、極力、各群の健康状態が同一となるよう努めた。しかしながら、うつ病という多様な症候から構成される病態を考慮すると、反復性 MDE 経験群と単一エピソード MDE 経験群といった同一の集団内においても、異なる状態像が混在している可能性は否めない。すなわち、MDE の重篤度や経験頻度の違いに加えて、双極性障害の症状としてのうつ病相の有無が、認知的反応性の特徴に影響を与えている可能性については、必ずしもないとはいえない。そのため、今後は MDE の異種性や、エピソードの重篤性と経験頻度の違いなどのサブタイプの影響を考慮した解析を行うことで、認知的反応性とうつ病再発の関連のさらなる理解が望まれる。

引用文献

- Abramson, L. Y., Metalsky, G. I., & Alloy, L. B. (1989). Hopelessness depression: A theory-based subtype of depression. *Psychological Review*, **96**, 358-372.
- American Psychiatric Association. (2000). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders*. 4th ed., text rev., DSM-IV-TR. Washington, DC: American Psychiatric Association.
- (アメリカ精神医学会 高橋 三郎・大野 裕・染矢 俊幸 (訳) (2002). DSM-IV-TR 精神疾患の診断・統計 マニュアル 新訂版 医学書院)
- Antypa, N., & Van der Does, A. J. W. (2010). Serotonin transporter gene, childhood emotional abuse and cognitive vulnerability to depression. *Genes, Brain and Behavior*, **9**, 615-620.
- Beck, A. T. (1976). *Cognitive therapy and the emotional disorders*. New York: International Universities Press.
- Beck, A. T., Steer, R. A., & Brown, G. K. (1996). *Manual for the Beck Depression Inventory*. 2nd ed. San Antonio, TX: Psychological Corporation.
- Booij, L., & Van der Does, A. J. W. (2007). Cognitive and serotonergic vulnerability to depression: Convergent findings. *Journal of Abnormal Psychology*, **116**, 86-94.
- First, M. B., Spitzer, R. L., Gibbon, M., & Williams, J. B. W. (1997). *Structured Clinical Interview for DSM-IV Axis I Disorders*. New York: Biometrics Research Department, New York State Psychiatric Institute.
- (ファースト, M. B.・スピッツァー, R. L.・ギボン, M.・ウイリアムズ, J. B. W. 高橋 三郎・北村 俊則・富田 拓郎・岡野 禎治・菊池 安希子 (訳) (2003). 精神科診断面接マニュアル SCID —— 使用の手引き・テスト用紙—— 日本評論社)
- Keller, M. B., Lavori, P. W., Mueller, T. I., Endicott, J., Coryell, W., Hirschfeld, R. M., & Shea, T. (1992). Time to recovery, chronicity, and levels of psychopathology

- in major depression. A 5-year prospective follow-up of 431 subjects. *Archives of General Psychiatry*, **49**, 809–816.
- 小嶋 雅代・古川 壽亮 (2003). BDI-II ベック抑うつ質問表 日本文化科学社
(Kojima, M., & Furukawa, T.)
- 厚生労働省 (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) 2010年9月7日
(<http://www.mhlw.go.jp/stf/houdou/2r985200000qvsy.html>) (2012年12月17日)
(Ministry of Health, Labour and Welfare)
- Lau, M. A., Segal, Z. V., & Williams, J. M. (2004). Teasdale's differential activation hypothesis: Implications for mechanisms of depressive relapse and suicidal behaviour. *Behavior Research and Therapy*, **42**, 1001–1017.
- Martell, C. R., Addis, M. E., & Jacobson, N. S. (2001). *Depression in context: Strategies for guided action*. New York: Norton.
- Merens, W., Booi, L., & Van der Does, A. J. (2008). Residual cognitive impairments in remitted depressed patients. *Depress Anxiety*, **25**, E27–36.
- 大芦 治・青柳 肇・細田 一秋 (1992). 学習性無力感と帰属スタイルに関する研究 教育心理学研究, **40**, 287–294.
(Oashi, O., Aoyagi, H., & Hosoda, K. (1992). Learned helplessness and attributional styles. *Japanese Journal of Educational Psychology*, **40**, 287–294.)
- Post, R. M. (1992). Transduction of psychosocial stress into the neurobiology of recurrent affective disorder. *American Journal of Psychiatry*, **149**, 999–1010.
- Power, M. J., Katz, R., McGuffin, P., Duggan, C. F., Lam, D., & Beck, A. T. (1994). The Dysfunctional Attitude Scale (DAS): A comparison of forms A and B and proposals for a new subscaled version. *Journal of Research in Personality*, **28**, 263–276.
- 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., Williams, J. M., & Teasdale, J. D. (2002). *Mindfulness-based cognitive therapy for depression*. New York: Guilford.
- Sheehan, D. V., & Lecrubier, Y. (2002). *The Mini-International Neuropsychiatric Interview (M.I.N.I.) for DSM-IV* (English Version 5.0.0). Tampa: University of South Florida.
(シーハン, D. V.・ルクリュビユ, Y. 大坪 天平・宮岡 等・上島 国利 (訳) (2003). M.I.N.I. 精神疾患簡易構造化面接法日本語版 5.0.0 星和書店)
- Tajima, M., Akiyama, T., Numa, H., Kawamura, Y., Okada, Y., Sakai, Y., Miyake, Y., Ono, Y., & Power, M. J. (2007). Reliability and validity of the Japanese version of the 24-item Dysfunctional Attitude Scale. *Acta Neuropsychiatrica*, **19**, 362–367.
- Teasdale, J. D. (1988). Cognitive vulnerability to persistent depression. *Cognition & Emotion*, **2**, 247–274.
- Thase, M. E., Kupfer, D. J., Buysse, D. J., Frank, E., Simons, A. D., McEachran, A. B., Rashid, K. F., & Grochocinski, V. J. (1995). Electroencephalographic sleep profiles in single-episode and recurrent unipolar forms of major depression, 1: Comparison during acute depressive states. *Biological Psychiatry*, **38**, 506–515.
- Tomoda, A., Mori, K., Kimura, M., Takahashi, T., & Kitamura, T. (2000). One-year incidence and prevalence of depression among -year university students in Japan: A preliminary study. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, **54**, 583–588.
- 豊田 秀樹 (2002). “討論 共分散構造分析” の特集にあたって 行動計量学, **29**, 135–137.
(Toyoda, T. (2002). Notes for discussion of structural equation modeling. *Japanese Journal of Behaviormetrics*, **29**, 135–137.)
- Van der Does, A. J. W. (2002). Cognitive reactivity to a sad mood: Structure and validity of a new measure. *Behaviour Research and Therapy*, **40**, 105–120.
- Van der Does, A. J. W., & Williams, J. M. G. (2003). Leiden Index of Depression Sensitivity-Revised (LEIDS-R). Leiden University. (http://www.doua.nl/publications_depression.htm#LEIDS) (December 5, 2012)
- Yamamoto, T., & Shimada, H. (2012). Cognitive dysfunctions after recovery from major depressive episodes. *Applied Neuropsychology*, **19**, 183–191.