

質問紙法・面接法で測定された抑うつ的反すうと メタ認知的信念の関連性

長谷川 晃

要約

抑うつ反すうに関するポジティブな信念は、抑うつ反すうの能動性を維持する要因であると考えられている。本研究では、質問紙法と面接法で測定された抑うつ反すうと抑うつ反すうに関するポジティブな信念の各内容との関連性を検討した。61名の大学生が日本語版反応スタイル尺度の“否定的考え込み(NR)”と反すうする理由尺度(RRI)に回答し、抑うつ反すう面接課題(DRI課題)を受けた。実験の結果、先行研究と同様に、RRIの各因子の中でNRとの関連性が特に示されたのは、反すうすることが自己や状況の洞察に繋がるという内容の信念であった。一方、抑うつ反すうの持続を反映していると考えられるDRI課題のステップ数は、RRIの各因子とほとんど関連性が示されなかった。自己記入式尺度以外の方法で抑うつ反すうを測定し、抑うつ反すうの持続過程を特定するための研究を行う必要性が示唆された。

Abstract

Positive beliefs about depressive rumination are assumed to maintain actively controlled aspects of depressive rumination. The present study examined content of positive beliefs about depressive rumination which is related with depressive rumination assessed with self-report measure and interview task. Sixty one undergraduate and graduate students answered Negative Rumination (NR) of the Japanese version of the Response Styles Questionnaire and the Reasons for Rumination Inventory (RRI), and undertook the Depressive Rumination Interview Task (DRI task). As a result, consistent with previous studies, of all beliefs assessed with the RRI subscales, beliefs that rumination leads to understanding oneself and one's situations was related with NR score. On the other hand, the RRI subscales were hardly related with rumination steps emitted in the DRI task which is assumed to assess perseveration of depressive rumination. These results suggested that assessment tool other than self report measure, which assesses depressive rumination, is clearly needed to gain a better understanding of this perseverative negative thinking.

問題と目的

抑うつ反すうとは、自己の抑うつ気分・症状や、その状態に陥った原因・結果について消極的に考え続けることを指す(Nolen-Hoeksema, 2004)。この思考パターンは、“なぜこんなに落ち込んでしまっているのだろう”、“なぜこんな事態になってしまったのだろう”といった、原因を探索する陳述によって特徴づけられる。

過去20年間の研究の中で、抑うつ反すうは抑うつや大うつ病性障害(Major Depressive Disorder: MDD)の脆弱性要因の1つであり、かつ、抑うつ反すうの持続・重症化と関連する認知行動的反応の中核であることが示唆された(これらを示唆する研究のレビューについては、長谷川、印刷中aや、本誌本号の長谷川、印刷中bを参照されたい)。これらの研究の中で抑うつ・MDDとの関連性が繰り返し確認されてきたのは、抑うつ反

すうの頻度といった量的側面である。つまり、抑うつ反すうに従事する時間が長いほど、感情の悪化が招かれやすいと考えられる。そのため、抑うつ反すうの持続時間を短縮するための介入技法を組み込むことで、抑うつ・MDDや他の精神疾患に対する心理療法の効果を改善できる可能性がある。そして、抑うつ反すうの持続時間を短縮するための介入技法を洗練するために、まず抑うつ反すうが持続するメカニズム(抑うつ反すうの持続過程)を特定することが望まれる。

抑うつ反すうは、その制御の難しさのために持続していると考えられている。例えば抑うつ反すうの頻度を測定するRuminative Responses Scale(RRS; Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991)の得点は、現在の目標と関連しないネガティブな情報がワーキングメモリに侵入することを防ぐ困難さや、そのような情報をワーキング

メモリから消去する困難さと関係があることが示されている (Joormann, 2006; Joormann & Gotlib, 2008; レビューとして Joormann & Siemer, 2011; Koster, De Lissnyder, Derakshan, & De Raedt, 2011)。

一方、抑うつ反すうは個人の能動性によって持続されているとも考えられている。Wells & Matthews (1994) が提唱した自己調節実行機能モデル (Self-Regulatory Executive Function model: 以下、S-REF モデル) では、抑うつ反すうや心配の持続過程にメタ認知的信念 (認知に関する信念) が関与していると仮定されている。特に抑うつ反すうに関するポジティブな信念 (反すうする利益に関する信念や反すうしない不利益に関する信念) を強固に保持する個人は、「抑うつ反すう」というプランとその目標 (e.g., 自己理解を深める) を活性化させることを通して抑うつ反すうを持続させやすいと説明される。なお、プランとは各方略の手続きの表象であり、目標とはプランを実行することによって達成しようとしている状態の表象である。プランと目標は、本人に意識化される側面もあるが、大部分は潜在的であると考えられている (Wells & Matthews, 1994)。S-REF モデルから導き出される予測と一致して、抑うつ反すうに関するポジティブな信念の確信度は RRS 得点と正の有意な相関関係にあることが海外で行われた多くの研究で確認されている (Barnhofer, Kuehn, de Jong-Meyer, & Williams, 2007; Papageorgiou & Wells, 2001, 2003; Roelofs, Huibers, Peeters, Arntz, & van Os, 2010; Roelofs, Papageorgiou, Gerber, Huibers, Peeters, & Arntz, 2007; Watkins & Baracaia, 2001; Watkins & Moulds, 2005)。日本では、RRS とほぼ同一の尺度である日本語版反応スタイル尺度 (名倉・橋本, 1999) の“否定的考え込み (Negative Rumination: NR)” が用いられて仮説の検討が行われた。Positive Beliefs about Rumination Scale (PBRs; Papageorgiou & Wells, 2001) の日本語版の得点は、NR 得点と正の有意な相関関係にあることが示された ($r=.44$; 長谷川・金築・根建, 2010; 高野・丹野, 2010)。また、長谷川・根建 (2011a) は複数の因子から構成される反すうする理由尺度 (Reasons for Rumination Inventory: RRI) を用いて、NR と関連する信念の内容を特定する研究を行った。大学生 183 名を対象とした調査の結果、反すうすることが自己や状況に対する洞察に繋がるという信念と反すうしない不利益に関する信念全般が抑うつ反すうと関連することが示された。また、長谷川 (2012) は抑うつ反すう傾向と抑うつ傾向の高い大学生を対象

に、抑うつ反すうに関するポジティブな信念を反証する介入プログラムを実施した。その結果、介入実施前から実施後に掛けての NR の変化量は、RRI の反すうすることが自己や状況に対する洞察に繋がるという信念の確信度の変化量と連動することが示された。これらの検討の中で、反すうすることが自己や状況の洞察に繋がるという信念が一貫して抑うつ反すうと関連しており、抑うつ反すうは自己や状況の洞察を得るという目標を達成するために持続されている可能性が示唆された (長谷川・根建, 2011a)。

抑うつ反すうとの類似性の高い心配 (未来の破局的な結果に関する思考) を対象とした研究でも、心配に関するポジティブな信念を内容ごとに細分化し、各内容の信念と心配との関連性が検討されている (e.g., Borkovec & Roemer, 1995)。これらの知見を踏まえ、Borkovec, Alcaine, & Behar (2004) は心配と全般性不安障害における回避理論 (Avoidance Theory of Worry and Generalized Anxiety Disorder) を提唱した。この理論では、心配は過去に経験した外傷体験や不快な対人関係に関するイメージの想起を防ぎ、負の強化によって持続されていると考えられた。また、Borkovec et al. (2004) は心配における回避理論を根拠として、全般性不安障害に対する心理療法に、トラウマ記憶への暴露や不適応的な対人関係スタイルの変容といった技法を追加する意義について述べている。これらの技法を追加することにより、全般性不安障害の治療効果が改善するのかどうかは未だはっきりとした結論が得られていない (Newman, Castonguay, Borkovec, Fisher, Boswell, Szkodny, & Nordberg, 2011; Newman, Castonguay, Borkovec, Fisher, & Nordberg, 2008)。しかし、心配における回避理論は、心配や全般性不安障害に対する心理療法を改良するための 1 つの道筋を示した。心配研究と同様に、抑うつ反すうに関するポジティブな信念を細分化し、抑うつ反すうと関連性の強い信念を特定することにより、抑うつ反すうの持続過程に関する理論や、抑うつ反すうと抑うつを変容するための技法を洗練できる可能性がある。

抑うつ反すうの持続過程について検討した以上の研究では、RRS や NR といった自己記入式尺度が多用されている。RRS では、“自分がどれほど悲しみを感じているのか考える”といった質問項目に対して、“1. ほとんどなかった”—“4. ほとんどいつもそうだった”と示された回答欄に記入を求めることによって測定を行う (長谷川, 2011)。自己記入式尺度では、短時間で多くの対象者から回答を得ることができる。また、前述の通

り、RRS 得点が抑うつ・MDD や他の精神疾患と関連することが多くの研究で確認されている。以上の点は、抑うつの反すうの持続過程の理解を目指した研究を行う際に、従属変数として RRS 得点を採用する強みと言える。しかし、RRS では、回答者に普段どの程度反すうしているのかを直接質問するため、回答者が測定の対象としている構成概念を理解しやすく、意図的に回答を歪めてしまうことも起こりうる。そのため、以上の研究で示唆された抑うつの反すうの持続過程は、研究参加者の意図によって歪められた測定結果を反映している可能性がある。

一方、長谷川（印刷中 c）は回答者の自己報告に依存しない間接的な方法で抑うつの反すうの持続を測定する、抑うつの反すう面接課題（Depressive Rumination Interview Task; 以下、DRI 課題）を作成した。この課題では、まず回答者に最近気分が落ち込んだ出来事を 1 つ挙げさせる。そして、実験者が“（回答者が報告した出来事）ということで、あなたはなぜ気分が落ち込みますか”と質問する。回答者には、その質問の回答を紙面に記入させる。そして、実験者が“（回答者の回答）ということであなたはなぜ気分が落ち込みますか”と質問する。これを繰り返し、回答者が自発的に面接の終了を申し出た時に面接を終了する。そして、回答者の回答数（以下、ステップ数）を、抑うつの反すうの持続を反映した指標とみなすのである。長谷川（印刷中 c）では、ステップ数は、NR 得点との間に正の有意傾向の相関係数が得られ（ $r=.24, p=.06$ ）、また、抑うつ傾向を測定する日本語版 Zung 自己記入式抑うつ性尺度（the Zung Self-Rating Depression Scale: SDS; 福田・小林, 1973）との間に正の有意な相関係数が得られた（ $r=.29, p<.05$ ）。それに加え、DRI 課題を実施することにより、抑うつの反すうを誘導した実験（Nolen-Hoeksema & Morrow, 1993）と同様に、抑うつ気分の増加やポジティブ気分の低下が導かれることが示された（長谷川, 印刷中 b）。以上の結果は、DRI 課題のステップ数のある程度の基準関連妥当性や構成概念妥当性を示している。

そこで本研究では、DRI 課題のステップ数によって測定された抑うつの反すうの持続と抑うつの反すうに関するポジティブな信念の各内容との関連性を検討し、その関連性が抑うつの反すうの頻度を測定する自己記入式尺度（NR）と同様のものとなるのか比較することを目的とする。DRI 課題のステップ数と NR の両方で RRI の各因子と同様の関連性が認められた場合、その結果はこれまでに抑うつの反すうの自己記入式尺度を用いて得られた示唆を強く支持する。逆に 2 つの指標間で異なる結果が得られた場合、先行研究で示唆された抑うつの

反すうの持続過程のメカニズムを見直す必要性が出てくるだろう。

なお、本発表は長谷川（印刷中 b, 印刷中 c）と同一の実験で得られたデータに基づいている。

方法

実験参加者

実験参加者の募集は、募集用紙を大学構内に掲示、または授業終了後に配布することによって行った。実験の参加希望者には、実験者までメールにて連絡を取るか、募集用紙の記入欄に氏名と連絡先を記入して実験者に提出させることによって、参加希望の意志を伝えさせた。

連絡の取れた参加希望者を実験室に呼び、実験者が対面にて、紙面と口頭により実験の説明を行った。そして、日を改めて実験室に来室した際に実験参加に承諾し、かつ精神科・心療内科に受診している者、および向精神薬を服用している者を除外した 20 歳以上の大学生 65 名を対象に実験を行った。そのうち、DRI 課題において実験者の説明とはかけ離れた回答をした 2 名と、DRI 課題において回答が止まらなかったために課題を途中で中断した 2 名のデータを除外し、61 名（男性 23 名、女性 38 名、平均年齢 21.36 歳、 $SD=2.54$ ）のデータを分析の対象とした。

実験者

博士後期課程の大学院生 1 名（男性）が実験を実施した。

実験実施場所

実験は、大学構内にある教室で行った。

指標

(a) 反すうする理由尺度（RRI; 長谷川・根建, 2011a）: 抑うつの反すうに関するポジティブな信念の確信度を測定する尺度である。本尺度は、反すうする利益に関する 4 因子（第 1 因子“自己や状況の洞察”, 第 2 因子“将来の問題状況への準備”, 第 3 因子“共感性の増加”, 第 4 因子“不快感情の予防と緩和”）と、反すうしない不利益に関する 3 因子（第 1 因子“将来の失敗の回避”, 第 2 因子“感情の持続と悪化の回避”, 第 3 因子“性格や状況への悪影響の回避”）から構成される。本尺度は心配に関するポジティブな信念の確信度を測定する尺度との関連性から、ある程度の構成概念妥当性が確認されている。また、4 週間の間隔を空けて 2 度実施された調査により、十分な再検査信頼性が確認されている（各因子の相関係数の範囲は .66–.83）。

(b) 日本語版反応スタイル尺度（名倉・橋本, 1999）: 抑うつ気分喚起場面における反応パターンを測定する尺度である。本尺度は 4 因子より構成されてい

るが、本研究では抑うつ反すうの頻度を測定する“否定的考え込み (NR)”のみを使用した。NR は自己没入や外的没入などとの関連性より、十分な併存的妥当性や構成概念妥当性が確認されている。また、6ヶ月間の間隔を空けて2度実施されたNRの得点間における相関係数は.63であり ($p<.01$)、十分な再検査信頼性が確認されている(名倉・橋本, 1999)。最後に、NR得点は同時に測定されたSDS得点との間に中等度の正の有意な相関係数が得られており ($r=.59, p<.01$)、また、NR得点は4週間後のSDS得点を予測することが示されている(長谷川・根建, 2011b)。

(c) 日本語版 Zung 自己記入式抑うつ性尺度 (SDS; 福田・小林, 1973): 調査時点の抑うつ傾向を測定する尺度である。本尺度の得点は、気分障害の患者群と健常群を弁別できることが確認され、高い臨床的妥当性が示されている。また、7日間の間隔を空けて2度実施されたSDSの得点間における相関係数は.85であり、十分な再検査信頼性が確認されている(福田・小林, 1973)。

(d) 抑うつ反すう面接課題 (DRI 課題; 長谷川, 印刷中 c): 本課題では、まず参加者に過去2週間の中で特に気分が落ち込んだ出来事を、A5の紙の縦約1.5cmの記入欄の中に、横一行で収まるように、一文で、簡潔に記入させた。記入欄の語尾には“ということ”と記載されており、この語尾に合致するように記入させた。次に、その出来事が起きた時期(実験実施日の何日前か)と、その出来事が起きた際にどのくらい気分が落ち込んだのか(0-100点)を聴取した。続いて、気分が落ち込んだ理由を聴取する手続きの説明を行った。その際、“友だちとけんかをしてしまった”ということ为例として、実験者の質問(“友だちとけんかをしてしまったということで、あなたはなぜ気分が落ち込みますか?”)とその回答例(“友だちと仲が悪くなってしまったから”)を1つずつ提示した。参加者には回答を、A5の紙の縦約1.5cmの記入欄の中に、横一行で収まるように、一文で、簡潔に記入するよう伝えた。また、参加者には“回答が出なくなった時点で終了となります”と教示した。そして、実験者が、“(参加者が記入した出来事)ということで、あなたはなぜ気分が落ち込みますか”と質問した。参加者には、回答を用紙の記入欄に記入させた。なお、記入欄の語尾には“から”と記載されており、この語尾に合致するよう記入させた。実験者は参加者から回答用紙を回収し、その回答を書き写した後に、新たな回答用紙を参加者に提示した。そして、“(参加者の回答)ということで、あなたはなぜ気分が落ち込みますか”と質問した。これを繰り返し、参加者から回答が出

なくなった時点で終了した。DRI 課題で案出されたステップ数を指標とした。なお、DRI 課題の作成過程の詳細については、長谷川(印刷中 c)を参照されたい。

手続き

実験の参加希望者には、個別で実験室に来室させた。実験の説明段階では、実験者が紙面と口頭により実験の説明を行った。ここでは、研究結果が公表されるまでの期間であれば、参加者は研究から離脱できることも説明した。実験実施日には、まず参加者からインフォームドコンセントを得た。次に、除外基準に合致する参加者を除外した。続いて、参加者にはNR, RRI, SDS, および Depression and Anxiety Mood Scale (福井, 1997) などへの回答を求めた。そして、参加者にDRI課題を実施した。DRI課題の実施後に参加者にDAMSに回答を求めた後、デブリーフィングを行った。参加者には謝礼として図書カード1000円分を進呈し、不快な気分が喚起されていないことを確認後に退室を求めた。

なお、本研究は、早稲田大学の人を対象とする研究に関する倫理審査委員会より研究実施の許可を得てとり行われた。

結果

Table 1に各指標の記述統計量を示した。参加者のステップ数は、歪度が2.39、尤度が6.07と、分布の歪みが大きかった。そのため、各参加者のステップ数をルート変換し、以後の分析で用いた。

Table 2に各指標間における相関係数を示した。RRIの各因子得点とNR得点との間の関連性では、“自己や状況の洞察”得点の相関係数が有意であり ($r=.33, p<.01$)、“性格や状況への悪影響の回避”得点の相関係数は有意傾向であった ($r=.22, p<.10$)。RRIの各因子得点とステップ数との間の関連性では、“感情の持続と悪化の回避”得点の相関係数が有意傾向であった ($r=.21, p<.10$)。RRIの各因子得点とSDS得点との間の関連性では、“将来の問題状況への準備”、“共感性の増加”、および反すうする利益合計の各得点とSDS得点とに負の有意な相関係数が得られ ($r=-.26\text{---}-.29, p<.05$)、“自己や状況の洞察”得点の相関係数が有意傾向であった ($r=-.24, p<.10$)。

なお、長谷川・根建(2011a)は、RRIの各因子とNRの得点間における相関係数がSDS得点の影響を介した疑似相関ではないことを確認するために、SDS得点の影響を統制した偏相関係数を算出している。これに倣い、本研究でも、SDS得点の影響を統制した、RRIの各因子得点とNR得点およびステップ数との間の偏

Table 1 各指標の記述統計量

	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>α</i>
RRI			
反すうする利益合計	85.03	14.66	.91
自己や状況の洞察	41.63	6.97	.86
将来の問題状況への準備	22.03	5.39	.92
共感性の増加	11.86	3.82	.87
不快感情の予防と緩和	9.49	3.57	.84
反すうしない不利益合計	66.22	15.80	.91
将来の失敗の回避	24.77	7.20	.90
感情の持続と悪化の回避	14.91	5.74	.86
性格や状況への悪影響の回避	26.54	6.78	.84
NR	43.03	9.23	.83
ステップ数	8.26	6.89	—
ステップ数(ルート変換後)	2.70	.98	—
SDS	39.96	8.38	.85

相関係数を算出した (Table 2 参照)。NR 得点との偏相関係数では、RRI の反すうする利益に関する因子において、第 1 因子から順に .47 ($p < .01$), -.01, .05, .07 (以上, *n.s.*) であり、“反すうする利益全体”では .25 ($p < .05$) であった。また、反すうしない不利益に関する因子において、第 1 因子から順に .21 ($p < .10$), .00 (*n.s.*), .31 ($p < .05$) であり、“反すうしない不利益全体”では .23 ($p < .10$) であった。ステップ数との偏相関係数では、RRI の反すうする利益に関する因子において、第 1 因子から順に .11, .09, .04, .15 であり、“反すうする利益全体”では .14 であった (すべて *n.s.*)。また、反すうしない不利益に関する因子において、第 1 因子から順に .07 (*n.s.*), .22 ($p < .10$), .02 (*n.s.*) であり、“反すうしない不利益全体”では .12 (*n.s.*) であった。

考察

RRI の全因子の中で、NR との間の相関係数が有意であったのは“自己や状況の洞察”のみであり、“性格や状況への悪影響の回避”が有意傾向であった。長谷川・根建 (2011a) では、“自己や状況の洞察”と反すうしない不利益に関するすべての因子が抑うつ的反すうと関連することが示唆されたが、本研究ではその関連性の一部が再現された。一方、RRI の各因子得点とステップ数との間の相関係数では、“感情の持続と悪化の回避”得点だけが有意傾向であった。このことは、RRI の各因子と自己記入式尺度で測定された抑うつ的反すうとの関連性が、RRI の各因子と面接法で測定された抑うつ的反すうとの関連性で再現されなかった、ということ意味する。この相関係数の差異は、自己記入式尺度を用いて抑うつ

Table 2 NR およびステップ数 (ルート変換後) と RRI の各因子の相関係数

	NR	ステップ数	SDS	NR偏相関 (SDSの影響を統制)	ステップ数偏相関 (SDSの影響を統制)
RRI					
反すうする利益合計	.11	.04	-.29 *	.25 *	.14
自己や状況の洞察	.33 **	.03	-.24 †	.47 **	.11
将来の問題状況への準備	-.10	.01	-.26 *	-.01	.09
共感性の増加	-.05	-.03	-.28 *	.05	.04
不快感情の予防と緩和	.05	.13	-.04	.07	.15
反すうしない不利益合計	.17	.08	-.12	.23 †	.12
将来の失敗の回避	.15	.03	-.11	.21 †	.07
感情の持続と悪化の回避	.00	.21 †	-.01	.00	.22 †
性格や状況への悪影響の回避	.22 †	-.02	-.16	.31 *	.02
NR	—	.24 †	.37 **		
ステップ数(ルート変換後)	—	—	.29 *		

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

反うつを測定した研究だけを頼りに結論を導き出すことに対して警鐘を鳴らす。抑うつ反うつを持続過程について研究する際には主として自己記入式尺度が用いられているが、今後は他の手法を用いて抑うつ反うつを測定する試みも必要とされるだろう。

ただし、本研究で用いた DRI 課題のステップ数の構成概念妥当性について問題も指摘されている。例えば、ステップ数と NR 得点との間の相関係数が、(統計的に有意であった訳ではないが) ステップ数と SDS 得点との間の相関係数よりも低い値であった(長谷川, 印刷中 c)。長谷川(印刷中 c)はこのような問題点が生じた理由として、DRI 課題の最初に抽出される落ち込んだ出来事の性質が参加者ごとに異なり、このことがステップ数に影響を与えた可能性があることを挙げている。そのため、気分が落ち込んだ出来事の性質を統一したり、あるいは回答者に特定の出来事のシナリオを提示し、その出来事に遭遇したことをイメージさせた上で DRI 課題を実施する、といった改善をした上でステップ数の妥当性を再検討し、また、本研究の追試を行うことが望まれる。

なお、あくまで抑うつ反うつ自己記入式尺度を指標とした場合であるが、NR と唯一有意な単純相関が認められたのが“自己や状況の洞察”であったことは興味深い。なぜなら、この因子は調査研究(長谷川・根建, 2011a)と介入研究(長谷川, 2012)の両方で NR と関連性が認められた数少ない因子のうちの 1 つであるからである。また、これらの知見は、抑うつ反うつ傾向の高い大学生は、反うつする利益として自己や状況の洞察に繋がることを挙げることが多い(長谷川・井合・根建, 2010)、大学生に抑うつ反うつを誘導すると、気そらしを誘導した場合と比べて、自己や状況に対する洞察が得られたと評価されやすい(Lyubomirsky & Nolen-Hoeksema, 1993)、という報告とも整合する。以上を踏まえると、反うつすることが自己や状況の洞察に繋がるという信念は、目標と一致した結果が伴うために抑うつ反うつを促しやすいものと考えられる。このことは、抑うつ反うつを持続過程の解明やその変容方法に対して大きな示唆を与える。本研究では“自己や状況の洞察”とステップ数の有意な相関係数は見い出されなかったため、NR 以外の手法で抑うつ反うつを測定し、上記のメカニズムの更なる検討を行うことが求められる。

ところで、RRI の一部の因子の得点と SDS 得点との間に負の有意な相関係数が得られた。また、SDS 得点の影響を統制した、RRI の各因子得点と NR 得点との間の偏相関係数を算出すると、全般的に単純相関の時より値が増加する傾向が示された。確かに抑うつ傾向が強い

個人は、抑うつ反うつ悪影響を強く被りやすく、そのため反うつする利益や反うつしない不利益を低く知覚する、という事態も起こりうるだろう。長谷川・根建(2011a)では、単純相関から偏相関に掛けての値の顕著な増加は認められなかったため、今後の研究でも同様の傾向が示されるのか確認する必要がある。

前述の通り、抑うつ反うつは抑うつ・MDD や他の多くの精神疾患と関連することが示されている。そのため、抑うつ反うつを持続過程を理解することで、これらの問題に対する心理療法を洗練できる可能性がある。本研究では、抑うつ反うつを自己記入式尺度で測定した場合と面接法で測定した場合では抑うつ反うつに関するポジティブな信念との関連性に差があり、先行研究の結果から導き出された抑うつ反うつを持続過程のメカニズムを見直す必要性が示唆された。今後は本研究で得られた示唆を踏まえ、抑うつ反うつ測定方法の改善や、抑うつ反うつを持続過程の特定に関する検討を積み重ねることが望まれる。

引用文献

- Barnhofer, T.M., Kuehn, E., de Jong-Meyer, R., & Williams, J. M. G. (2007). Beliefs about benefits of rumination in depressed men and women with and without a history of assaults. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, **35**, 317-324.
- Borkovec, T. D., Alcaine, O. M., & Behar, E. (2004). Avoidance theory of worry and generalized anxiety disorder. In R. G. Heimberg, C. L. Turk, & D. S. Mennin *Generalized anxiety disorder: Advances in research and practice*. New York, London: The Guilford Press, 77-108.
- Borkovec, T. D., & Roemer, L. (1995). Perceived functions of worry among generalized anxiety disorder subjects: Distraction from more emotional topics. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, **26**, 25-30.
- 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.
- 福井 至 (1997). Depression and Anxiety Mood Scale(DAMS) 開発の試み *行動療法研究*, **23**, 83-93.
- 長谷川晃 (2011). Ruminative Responses Scale (2003 年版) の日本語版の作成 *日本感情心理学会第 19 回・日本パーソナリティ心理学会第 20 回合同大会発表論文集*, **143**.
- 長谷川晃 (2012). 抑うつ反うつ能動性に焦点を当てた介入プログラムの効果 *日本パーソナリティ心理学会第 21 回大会発表論文集*, **155**.
- 長谷川晃 (印刷中 a). 13 章 3 節 抑うつ *日本パーソナリティ心理学会 (企画) 二宮克美・浮谷秀一・堀毛一也・安藤寿康・藤田主一・小塩真司・渡邊芳之 (編) パーソナリティ心理学ハンドブック* 福村出版.
- 長谷川晃 (印刷中 b). 抑うつ反うつ面接課題の実施前後で生じる気分の変化 *東海学院大学紀要*, **6**.
- 長谷川晃 (印刷中 c). 抑うつ反うつを持続を測定する面接課題の作成 *感情心理学研究*, **20**.
- 長谷川晃・井合真海子・根建金男 (2010). 抑うつ反うつ傾

- 向の高い大学生が保持する抑うつ反すうに関する信念の内容 早稲田大学臨床心理学研究, **9**, 49-59.
- 長谷川晃・金築優・根建金男 (2010). 抑うつ反すうを促す反すうする利益に関する信念の内容 パーソナリティ研究, **18**, 248-251
- 長谷川晃・根建金男 (2011a). 抑うつ反すうと関連する信念の内容 感情心理学研究, **18**, 151-162.
- 長谷川晃・根建金男 (2011b). 抑うつ反すうとネガティブな反すうが抑うつに及ぼす影響の比較 パーソナリティ研究, **19**, 270-273.
- Joomann, J. (2006). Differential effects of rumination and dysphoria on the inhibition of irrelevant emotional material: Evidence from a negative priming task. *Cognitive Therapy and Research*, **30**, 149-160.
- Joomann, J., & Gotlib, I. H. (2008). Updating the contents of working memory in depression: Interference from irrelevant negative material. *Journal of Abnormal Psychology*, **117**, 182-192.
- Joomann, J., & Siemer, M. (2011). Affective processing and emotion regulation in dysphoria and depression: Cognitive biases and deficits in cognitive control. *Social and Personality Psychology Compass*, **5**, 13-28.
- Koster, E. H. W., De Lissnyder, E., Derakshan, N., & De Raedt, R. (2011). Understanding depressive rumination from a cognitive science perspective: The impaired disengagement hypothesis. *Clinical Psychology Review*, **31**, 138-145.
- Lyubomirsky, S., & Nolen-Hoeksema, S. (1993). Self-perpetuating properties of dysphoric rumination. *Journal of Personality and Social Psychology*, **65**, 339-349.
- 名倉祥文・橋本宰 (1999). 考え込み型反応スタイルが心理的不適応に及ぼす影響について 健康心理学研究, **12** (2), 1-11.
- Newman, M. G., Castonguay, L. G., Borkovec, T. D., Fisher, A. J., Boswell, J. F., Szkodny, L. E., & Nordberg, S. S. (2011). A randomized controlled trial of cognitive-behavioral therapy for generalized anxiety disorder with integrated techniques from emotion-focused and interpersonal therapies. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, **79**, 171-181.
- Newman, M. G., Castonguay, L. G., Borkovec, T. D., Fisher, A. J., & Nordberg, S. S. (2008). An open trial of integrative therapy for generalized anxiety disorder. *Psychotherapy: Theory, Research, Practice, Training*, **45**, 135-147.
- Nolen-Hoeksema, S. (2004). The response styles theory. In C. Papageorgiou, & A. Wells (Eds.) *Depressive rumination: Nature, theory, and treatment*. West Sussex: John Wiley & Sons. pp. 107-123.
- 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., & Morrow, J. (1993). Effects of rumination and distraction on naturally occurring depressed mood. *Cognition and Emotion*, **7**, 561-570.
- Papageorgiou, C., & Wells, A. (2001). Positive beliefs about depressive rumination: Development and preliminary validation of a self-report scale. *Behavior Therapy*, **32**, 13-26.
- Papageorgiou, C., & Wells, A. (2003). An empirical test of a clinical metacognitive model of rumination and depression. *Cognitive Therapy and Research*, **27**, 261-273.
- Roelofs, J., Huibers, M., Peeters, F., Arntz, A., & van Os, J. (2010). Positive and negative beliefs about depressive rumination: A psychometric evaluation of two self-report scales and a test of a clinical metacognitive model of rumination and depression. *Cognitive Therapy and Research*, **34**, 196-205.
- Roelofs, J., Papageorgiou, C., Gerber, R. D., Huibers, M., Peeters, F., & Arntz, A. (2007). On the links between self-discrepancies, rumination, metacognitions, and symptoms of depression in undergraduates. *Behaviour Research and Therapy*, **45**, 1295-1305.
- 高野慶輔・丹野義彦 (2010). 反芻に対する肯定的信念と反芻・省察 パーソナリティ研究, **19**, 15-24.
- Watkins, E. R., & Baracaia, S. (2001). Why do people ruminate in dysphoric moods. *Personality and Individual Differences*, **30**, 723-734.
- Watkins, E. R., & Moulds, M. (2005). Positive beliefs about rumination in depression: A replication and extension. *Personality and Individual Differences*, **39**, 73-82.
- Wells, A., & Matthews, G. (1994). *Attention and emotion: A clinical perspective*. East Sussex: Lawrence Erlbaum. (箱田裕司・津田彰・丹野義彦 (監訳) (2002). 心理臨床の認知心理学: 感情障害の認知モデル 培風館.)