

## 機能的・非機能的自己注目の持続と不安・抑うつに関連

谷口早紀<sup>1)</sup>・宮本真衣<sup>2)</sup>・溝口暁子<sup>3)</sup>・境泉洋<sup>4)</sup>

<sup>1)</sup> 徳島大学大学院総合科学教育部

E-mail:t.19.saki@gmail.com

<sup>2)</sup> 島根中央児童相談所

<sup>3)</sup> 株式会社 あいち熊木心理研究所

<sup>4)</sup> 徳島大学大学院ソシオ・アーツ・アンド・サイエンス研究部

## Relationship between duration of functional/dysfunctional self-focused attention and anxiety/depression.

Saki Taniguchi<sup>1)</sup>, Mai Miyamoto<sup>2)</sup>, Akiko Mizoguchi<sup>3)</sup>, Motohiro Sakai<sup>4)</sup>

<sup>1)</sup> Graduate School of Integrated Arts and Sciences, Tokushima University

<sup>2)</sup> Shimane Central Child Guidance Center

<sup>3)</sup> Aichi Kumaki Psychology Institute Co., Ltd.

<sup>4)</sup> Institute of Socio-Arts and Sciences, Tokushima University

### Abstract

The purpose of this study was to examine the relationships among functional and dysfunctional self-focused attention, namely, self-reflection and rumination, and anxiety and depression. A survey was administered to 226 undergraduate students on self-rumination, self-reflection, self-focused attention, anxiety, and depression. The analysis showed that partial correlation between self-rumination and anxiety was significant while controlling for depression, same as self-focused attention and anxiety. Regression analysis revealed that self-focused attention predicted anxiety and depression. Results of this study showed that self-focused attention had a stronger association with anxiety. This study suggested that self-focused attention influences mental health regardless of motives, such as self-rumination and self-reflection. Future analysis needs to examine interventions in characteristics of self-focused attention.

**keywords:** self-rumination, self-reflection, duration of self-focused attention, anxiety, depression.

### 【問題と目的】

近年、不安や抑うつの発生に関して、注意や記憶といった情報処理過程との関連についての報告が蓄積されてきている（藤原・岩永・生和，2007）。

その中でも、自己注目（Self-focused attention）は抑うつや不安との関連が多く研究者によって指摘されている（Mor & Winquist, 2002）。自己注目と抑うつに関して坂本（1998）は、自己注目を時間的流れに沿ってさらに「a. 自己注目の始発」、「b. 自己注目の作動」、「c. 自己注目の持続」の3つの

段階に整理し、自己注目と抑うつとの3段階モデルを提唱している。この自己注目の持続について、坂本(1998)は自己没入という概念を提唱しており、「自己に注意が向きやすく、自己に向けた注意が持続しやすい傾向」と定義している。また、自己注目は不安との関連についても数多くの研究がなされており、広場恐怖(Goldstein & Chambless, 1978)や全般性不安障害(Craske, Rapee, Jackel, & Barlow, 1989)などの不安障害の維持との関連性が指摘されている。

心理学の領域における不安・抑うつについての研究は多く存在するが、この二つの変数について検討する際には、両者の関係について考慮しなければならない。Clark & Watson(1991)によると、通常、不安と抑うつとの間には $r=.50$ 程度の相関があるとされている。また、注意や記憶といった情報処理に関する研究において、抑うつと注意バイアスの関連は不安の影響を統制するとほとんど示されないという結果が概ね一貫して得られている(Beuke, Fischer, & McDowell, 2003)。自己注目については、自己注目の持続しやすさを測定する自己没入尺度(坂本, 1997)と不安・抑うつとの関連を不安と抑うつとの併存を考慮に入れて検討した結果、自己没入尺度が不安に対して抑うつ以上に関連が強いことが示されている(田中・佐藤・境・坂野, 2007)。また、松浦・亀山・坂本(2011)が田中ら(2007)の結果に基づき、自己没入と不安との関連を抑うつとの併存を考慮に入れて検討したところ、自己没入は不安と関連するという田中ら(2007)の研究と一致する結果が得られたが、抑うつとの弱い正の関連も示されていた。このように、自己没入と不安・抑うつとの関連についての結果は一貫しておらず、今回の研究でも両者の関係を考慮し、その関係性を明らかにすることが必要である。

このように不安・抑うつとの関連が指摘されている一方で、自己注目は問題解決や自己制御の一過程としても位置付けることができ、自己注目の結果、自己理解が向上し心理的適応を促進するなどの見方もある(Trapnell & Campbell, 1999)。このような自己注目の機能的な側面を考慮し、Trapnell & Campbell(1999)は機能的・非機能的自己注目を区別するために、自己反芻(self-rumination)と自己内省(self-reflection)という2つのタイプの

自己注目を提唱している。この2つの自己注目特性は、自己注目を行う動機という観点を新たに含んでいる。自己反芻は、自己への脅威、喪失、不正によって動機づけられ、抑うつやビッグファイブの神経症傾向に関連した、ネガティブで慢性的な自己注目の形態である。一方で自己内省は、自己への興味や知的好奇心によって動機づけられ、ビッグファイブの開放性と関連する自己注目の形態である(Takano & Tanno, 2009)。自己反芻は抑うつと正の関連を、主観的幸福感とは負の関連を有することが示されている(Elliott & Coker, 2008; 高野・丹野, 2009)。一方で、自己内省は抑うつと負の関連があるほか、共感的能力、主観的幸福感と正の相関を有していることが示されている(Elliott & Coker, 2008; Takano & Tanno, 2009)。

しかし、Takano & Tanno(2009)が縦断的に自己注目の二つの側面と抑うつについて検証した結果、自己内省から抑うつへの正の関連が示された。この結果についてTakano & Tanno(2009)は、自己内省は自己反芻に影響を受けやすく、自己内省の機能的な効果は自己反芻の非機能的な効果によって打ち消され、最終的に抑うつに対する機能的な効果が無くなると指摘している。自己内省は自己注目の適応的側面として研究されてきたが、先行研究において自己内省と反芻との間に有意な正の関連が示されたことも報告されている(高野・丹野, 2010)。また、他の先行研究の結果からも、機能的な自己内省は非機能的な自己反芻と同時に生じることが指摘されており、この二つの自己注目を意識的に弁別することが精神的な適応をはかるために重要であると考えられている(Joorman, Dkane, & Gotlib, 2006; Miranda & Nolen-Hoeksema, 2007; Takano & Tanno, 2009)。さらにMiranda & Nolen-Hoeksema(2007)は、自己内省と自己反芻が1年後の自殺念慮の予測因となるかどうかについて検証した。その結果、自己反芻が将来の自殺念慮の予測因となることが明らかになったが、自己内省も1年後の自殺念慮の予測因となることが示された。以上の結果についてMiranda & Nolen-Hoeksema(2007)は、個人が問題解決のために適応的な自己内省をしていたとしても、その解決に失敗してしまい自己内省が持続すると、現在の問題について理解するための方法がネガティブで受動的・慢性的な思考に移行する可能

性があるとしている。自己反芻と自己内省は、どちらも自己へ注意を向けやすい特性を指すが、自己注目を行う動機が異なるという点で分類されている。また、自己反芻には「慢性的な」自己注目であるという自己注目の持続に関連する定義があるのに対し、自己内省にはそのような定義が見られない。自己注目の持続に関して、坂本（1997）は自己没入尺度と抑うつ尺度との間に中程度の正の相関があることを報告しており、自己注目が長期間行われることによって非機能的な効果を及ぼすことが予測される。このことから、自己注目の動機や内容だけでなく、その自己注目がどれくらい持続するかという点についても関連性を検討する必要がある。

そこで、本研究では機能的な自己注目とされる自己内省と非機能的な自己注目とされる自己反芻という2つの自己注目と不安・抑うつとの関連を、自己注目の持続しやすさに着目して検討することを目的とする。その際に、先行研究で検討されてきた自己没入尺度と不安・抑うつ得点との関連についても同じく検討する。前述の目的を踏まえ、仮説1は「自己反芻・自己内省・自己没入の中でも、自己反芻と自己没入は不安・抑うつと関連があり、特に不安との間により強い関連がある」とし、それぞれの変数の関係性とその強さを明らかにする。仮説2は「自己反芻・自己内省・自己没入の中でも不安・抑うつに影響を与える自己注目の性質は自己反芻と自己没入である」とし、自己注目特性の中でも不安・抑うつに影響を与える要因の特定を行う。また、自己注目の動機と持続しやすさという2つの要因からどのような自己注目の類型が想定されるかを探索的に分類し、類型ごとに不安・抑うつを程度を検討する。そこで、仮説3は「自己反芻・自己内省・自己没入に基づく自己注目の類型によって不安・抑うつが異なる」とした。具体的には、仮説2との関連を考慮し、自己反芻、自己没入傾向の高さを特徴とする群において不安・抑うつが強いと仮定する。

## 【方法】

### 1. 調査対象者

県内の大学生 226 名を対象に質問紙調査を行い、インフォームドコンセントに同意した対象者の中

で回答に不備のなかった 210 名（男性 118 名、女性 92 名）を分析対象とした。平均年齢は 18.76 歳（ $SD=0.99$ ）であった。

### 2. 調査手続き

講義時間中にフェイスシートと質問紙を配布し、講義終了後に回収した。フェイスシートでは調査対象者の所属する学部、学科、学年、年齢、性別を尋ねた。調査時期は 2013 年 7 月上旬～10 月下旬であった。

### 3. 倫理的配慮

調査の冒頭において、質問紙は個人の特定ができないよう無記名で扱われること、参加は任意であること、この調査への参加が成績評価には関係しないことなど、調査に関する説明を行った。説明の際にはそれらの事項と、調査を行った第一著者の連絡先が記載された情報提供書を各自に配布し、口頭でも説明を行った。その後、質疑応答の時間をとり、参加に同意した者から回答を得た。調査への参加の意思は質問紙の表紙にある「この調査に参加します」という項目へのチェックの有無によって確認した。データの分析には、参加協力の同意が得られたもののみを使用した。

また、調査を行った講義の最終週に今回の調査で得られたデータの結果について、紙面にてフィードバックを行った。

### 4. 質問紙の構成

①Rumination - reflection Questionnaire (RRQ) 日本語版（高野・丹野，2008）：自己反芻と自己内省の2つの私的自己意識を測定する。各下位尺度は自己反芻について尋ねる 12 項目（「時々、自分自身について考えるのをなかなかやめることができない」など）と、自己内省について尋ねる 12 項目（「自分の人生を哲学的に見ることが好きだとしばしば思う」など）の、合計 24 項目から構成されている。「1. かなりあてはまらない」から「5. かなりあてはまる」の 5 件法で回答を求めた。

②自己没入尺度（坂本，1997）：注意の持続しやすさを測定する。計 11 項目から構成されている。項目内容は「自分のことを考えるのに没頭していることが多い」などであった。「1. 全く当てはまらない

い」から「5. かなり当てはまる」の5件法で回答を求めた。

③状態 - 特性不安尺度 (State-Trait Anxiety Inventory; 清水・今栄, 1981) : 個人が脅威と認知した状況に対して不安の強度を高める傾向の個人差を示す特性不安について測定する20項目 (Trait-form; STAI-T) を用いた。項目内容は「厄介なことは避けて通ろうとする」「実際に大したこともないことが気になって仕方が無い」といった回避行動や過度の心配等, 不安に特有の症状を主として尋ねる項目で構成されている。「1. 全くそうでない」から「4. いつもそうである」の4件法で回答を求めた。

④ベック抑うつ尺度 (林・瀧本, 1991) : 抑うつ症状について測定する。尺度は21項目で構成されているが, 本研究では調査協力者への侵襲性を考慮し, 自殺について尋ねる項目9 (「チャンスがあれば自殺するつもりである」) を除いた20項目について0から3までの4件法で回答を求めた。主な項目には「私はとても我慢が出来ないほど落ち込んでいるし不幸だ」「私はいつも罪悪感を感じている」などの憂うつ気分や罪悪感を尋ねるものや, 「体重が減った」「食欲がまったくない」といった身体面について尋ねるものがある。

抑うつと不安の関連性に関して Tanaka-Matsumi, & Kameoka (1986) が研究や臨床の領域で用いられている不安尺度と抑うつ尺度の相関の検討した際, STAI (T-FORM) とBDIの間には  $r = .73$  の相関があることが示唆されている。また, STAI とBDIでは「疲れやすい (STAI)」「私はあんまり疲れるので何も出来ない (BDI)」の易疲労性や, 「すぐに決心がつかず迷いやすい (STAI)」「私は何も判断することが出来ない (BDI)」の決断困難など, 不安と抑うつの間に見られる症状について同じように尋ねる質問項

目が存在する。

【結果】

1. 尺度の信頼性と相関・偏相関関係

最初に使用した尺度得点の相関を検討したところ, 自己反芻と自己没入との間に強い正の相関が認められた ( $r = .82, p < .001$ )。この結果と測定概念の共通性の高さを考慮し, 自己注目に関する2つの尺度 (RRQ 日本語版, 自己没入尺度) について, 最尤法プロマックス回転による探索的因子分析を行った。その結果, 固有値 (上から 10.46, 3.34, 1.74, 1.38, 1.31, 1.21 と続く。) とスクリープロットの結果から, 3因子構造であることが解釈可能であると考えられた。各因子はそれぞれ「自己反芻」「自己内省」「自己没入」の質問項目によって概ね構成されていたため, 以降は因子分析によって得られた因子項目の得点を用いて分析を行った。

使用尺度の信頼性係数を検討したところ, 全ての尺度について内的整合性が確認された (Table 1)。また, 相関分析の結果, 自己内省-抑うつ間 ( $r = .12, p = .09$ ) を除くすべての項目間で有意な相関が示された。不安と抑うつの間にもやや強い正の相関が認められた ( $r = .56, p < .001$ )。また, 自己没入と不安との間にはやや強い正の相関が認められ ( $r = .59, p < .001$ )、自己没入と抑うつとの間には中程度の正の相関が認められた ( $r = .42, p < .001$ )。

まず最初に, 仮説1の検討を行うため, この2つの相関係数について自己没入を共変量とする相関係数の差の有意性を検定した。対応のある相関係数の差の検定 (Steiger. J. H., 1980) を行った結果, 有意な差が認められた ( $t = 3.16, p < .01$ )。

また, 不安と抑うつとの間にやや強い正の相関が認められたため, この共変関係を統制しそれぞれの

Table 1 各変数の記述統計量と相関係数 (N=210)

変数	Mean	SD	$\alpha$	相関係数				
				(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1) 自己反芻	52.69	9.81	.90	-				
(2) 自己内省	29.94	5.88	.80	.31***	-			
(3) 自己没入	28.80	6.95	.87	.75***	.41***	-		
(4) 不安	49.33	7.96	.82	.66***	.18**	.59***	-	
(5) 抑うつ	11.20	7.48	.85	.41***	.12	.42***	.56***	-

\*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$

変数の関係を検討するため、偏相関係数を算出した (Table 2)。まず、抑うつ得点を共変量とし、自己反芻、自己内省、自己没入と不安得点との偏相関係数を算出したところ、不安と自己反芻、自己没入との間にやや強い正の偏相関係数が認められ ( $r=.57$ ,  $p<.001$ ;  $r=.47$ ,  $p<.001$ )、自己内省との間には有意な弱い正の相関 ( $r=.14$ ,  $p=.038$ ) が認められた。

一方で、不安得点を共変量とし、自己反芻、自己内省、自己没入と抑うつ得点との偏相関係数を算出したところ、抑うつと自己反芻、自己内省、自己没入との間には有意な相関は認められなかった ( $r=.06$ ,  $p=.36$ ;  $r=.02$ ,  $p=.79$ ;  $r=.14$ ,  $p=.05$ )。

以上の結果から、自己反芻、自己没入と不安、抑うつとの間には有意な中程度以上の相関が認められた。また自己没入は不安と抑うつの両方と有意な正の関係が認められたが、その関係は抑うつとの関係よりも不安との関係の方が強いという結果となった。以上より、仮説1は支持されたといえる。さらに、偏相関分析の結果、抑うつの影響を統制した上でも不安と自己反芻、自己没入との間には相関が認められたが、不安を統制した場合には抑うつと他の変数との間に相関は認められないという結果が得られた。

Table 2 自己反芻、自己内省、自己没入と不安、抑うつの偏相関係数

	不安	抑うつ
自己反芻	.57 <sup>a)***</sup>	.06 <sup>b)</sup>
(相関係数)	(.66 <sup>**</sup> )	(.41 <sup>***</sup> )
自己内省	.14 <sup>a)*</sup>	.02 <sup>b)</sup>
(相関係数)	(.18 <sup>**</sup> )	(.12)
自己没入	.47 <sup>a)***</sup>	.14 <sup>b)</sup>
(相関係数)	(.59 <sup>***</sup> )	(.42 <sup>**</sup> )

注) a) 抑うつを統制, b) 不安を統制

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

## 2. 自己反芻、自己内省、および自己没入と不安・抑うつの関連

仮説2を検証するため、不安・抑うつを目的変数とし、自己反芻・自己内省・自己没入を説明変数とした、強制投入法による重回帰分析をおこなった。まず最初に多重共線性の有無を確認するため、VIFを算出したところ、全ての説明変数について、VIFが5未満であった。VIFが10以上のときに多重共線性が発生しているとされる(平井, 2012)ことから、多重共線性の発生している可能性は低いと考えられたため、以後の分析を続けた。その結果、不安・

抑うつの両方について重相関係数が有意であった ( $R^2=.46$ ,  $p<.001$ ;  $R^2=.20$ ,  $p<.001$ )。不安について、自己反芻 ( $\beta=.51$ ,  $p<.001$ ) と自己没入 ( $\beta=.23$ ,  $p<.001$ ) において有意な正の標準偏回帰係数が示され、自己内省からの有意な影響は認められなかった ( $\beta=-.07$ ,  $p=.23$ )。抑うつについては、自己反芻と自己没入において、有意な正の標準偏回帰係数が示された ( $\beta=.22$ ,  $p=.02$ ;  $\beta=.28$ ,  $p=.01$ )。しかし、自己内省からの抑うつに対する有意な影響は認められなかった ( $\beta=-.07$ ,  $p=.35$ )。以上より、不安と抑うつの両方について、自己反芻と自己没入の影響が示されたが、自己内省の影響は示されなかった。

## 3. 自己注目の類型による不安・抑うつ得点の比較

最後に、仮説3を検証するため、因子分析によって得られた「自己反芻」「自己内省」「自己没入」の3因子について、それぞれの得点を平均が0、標準偏差が1になるよう標準化されたz得点に変換し、ward法による階層的クラスター分析を行った。その結果、4つのクラスターが得られた (Figure)。その後、クラスターごとの変数の特徴を検証するため、自己反芻、自己内省、自己没入についてそれぞれ一要因分散分析を行った。その結果、全てのタイプの主効果が有意であった ( $F(3, 206)=103.83$ ,  $p<.001$ ,  $\eta_p^2=.60$ ;  $F(3, 206)=69.72$ ,  $p<.001$ ,  $\eta_p^2=.50$ ;  $F(3, 206)=126.26$ ,  $p<.001$ ,  $\eta_p^2=.65$ )。続いてTukeyの多重比較を行い、それぞれのクラスターの特徴から自己注目の4類型を設定した。

まず、自己反芻・自己内省・自己没入の全ての得点が高いクラスター1 ( $n=46$ ) を、自己への脅威だけでなく、自己への関心を持って自己注目を行い、それが持続する(a)自己注目型とした。次に、3つの因子の全ての得点が低いクラスター2 ( $n=30$ ) を、自己注目への動機が低く、自己注目の持続しない(b)非自己注目型とした。続いて、自己反芻得点と自己没入得点が高く、自己内省得点の低いクラスター3 ( $n=106$ ) を、自己への脅威によって自己注目を行い、自己注目が持続する(c)反芻・没入型とした。最後に、自己内省得点のみが高く、自己反芻得点と自己没入得点の低いクラスター4 ( $n=28$ ) を、自己への興味や関心によって自己注目を行うが、自己注目があまり持続しない(d)内省型とした。これ

らの類型分類を踏まえ、不安・抑うつ得点の比較を行うために、一要因分散分析をおこなった (Table 3)。その結果、不安・抑うつの両方について、自己注目の類型の主効果が有意であった ( $F(3, 206)=23.63$ ,  $p<.001$ ,  $\eta_p^2=.26$ ;  $F(3, 206)=10.02$ ,  $p<.001$ ,  $\eta_p^2=.13$ )。そこで、Tukey 法による多重比較を行ったところ、不安得点については(a)自己注目型と(c)反芻・没入型の2つの型が(d)内省型に比べて不安得点が高く、内省型は(b)非自己注目型よりも不安得点が高いという結果になった ((a), (c) > (d) >

(b))。抑うつ得点について、(a)自己注目型は(c)反芻・没入型、(b)非自己注目型、(d)内省型に比べて抑うつ傾向が高く、(c)反芻・没入型は(b)非自己注目型、(d)内省型よりも抑うつ傾向が高いという結果となった ((a) > (c), (b), (d); (c) > (b), (d))。

以上より、不安・抑うつ得点ともに高いのは、自己注目の全ての傾向が強い自己注目型と自己への脅威によって自己注目を行い、それが持続しやすい傾向にある反芻・没入型であることが示された。このことから、仮説3は支持された。

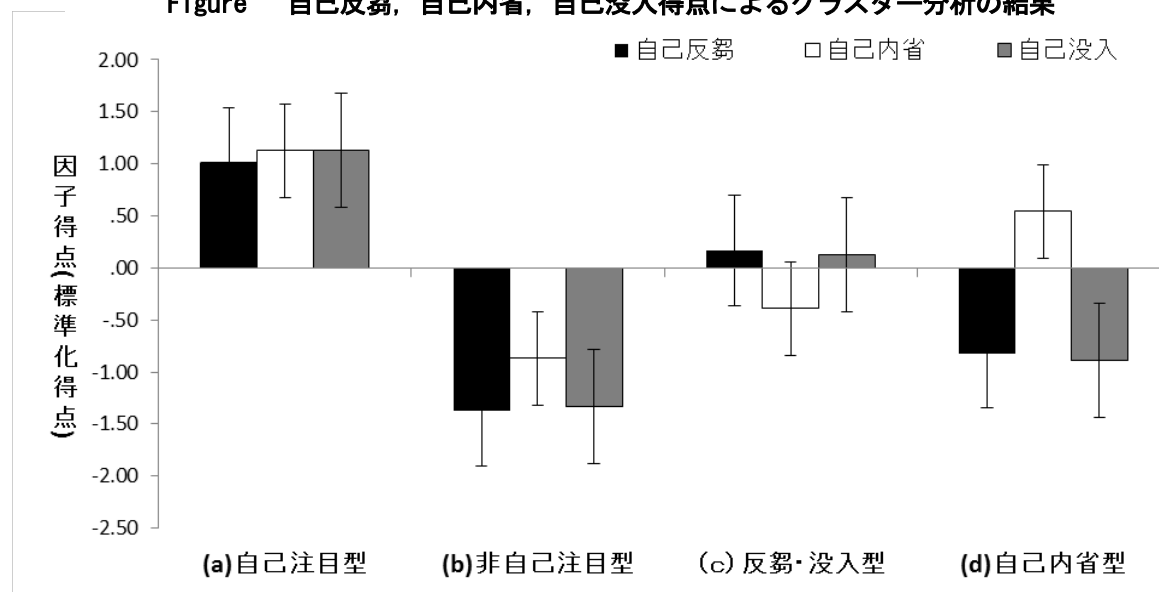
Table 3 自己注目類型ごとの性質と不安 抑うつ得点の比較

	(a) 自己注目型 (n=46)	(b) 非自己注目型 (n=30)	(c) 反芻・没入型 (n=106)	(d) 内省型 (n=28)	F値 (df=3, 206)	$\eta_p^2$
自己反芻	62.61 (5.93)	39.17 (6.27)	54.33 (6.54)	44.64 (6.95)	103.83*** (a) > (c) > (d) > (b)	.60
自己内省	36.57 (5.32)	24.83 (3.37)	27.66 (4.04)	33.14 (3.14)	69.72*** (a) > (d) > (c), (b)	.50
自己没入	36.63 (4.82)	19.53 (3.67)	29.64 (4.10)	22.64 (3.58)	126.26*** (a) > (c) > (d) > (b)	.65
不安	54.74 (7.46)	42.00 (6.05)	50.08 (6.66)	45.29 (7.75)	23.63*** (a) > (c) > (d), (b)	.26
抑うつ	14.98 (9.06)	6.70 (5.34)	11.56 (6.75)	8.46 (5.69)	10.02*** (a) > (b), (c), (d) (c) > (a), (b)	.13

注) ()内は標準偏差を表す。

\*\*\*  $p < .001$

Figure 自己反芻、自己内省、自己没入得点によるクラスター分析の結果



## 【考察】

## 1. 自己注目と不安・抑うつとの関係

本研究の結果、自己反芻、自己内省、自己没入、不安、抑うつというそれぞれの変数との間に有意な相関が認められた。特に自己反芻と自己没入の間には高い相関が認められたが、これは、自己反芻の性質の一つにある「持続的な」自己注目という部分において一致しており、その結果として自己没入との高い相関が認められたことが考えられる。

対して、併存性について考慮が必要な不安と抑うつに関して、両者の相関は Clark & Watson (1991) の指摘とおおむね合致したやや強い正の相関を示していた。不安と抑うつとの弁別と併存性について、Tanaka-Matsumi, & Kameoka (1986) において、STAI (T-FORM) と BDI との間に  $r = .73$  の強い正の相関があることが示されているが、本研究における不安と抑うつとの関連はやや強い程度 ( $r = .56$ ) であったため、ある程度不安と抑うつとの弁別ができていていると考えられる。しかし、先行研究の結果を踏まえ、以降の考察についても慎重に行わなければならないといえよう。

仮説 1 について、先行研究でも指摘されていた自己没入と不安・抑うつとの関連は、抑うつよりも不安との関連が強いという田中ら (2007) の結果と一致した。さらにそれぞれを統制した偏相関係数を算出したところ、自己没入と不安との相関は抑うつを統制しても高い相関が認められたが、自己没入と抑うつとの相関は不安を統制するとほとんど認められないという結果になった。これらのことから仮説 1 は支持され、特に不安と関連する認知変数は自己没入と自己反芻であるということが示唆された。

この結果について、近年では情報処理過程における注意バイアスという情報処理の歪みという観点から盛んに研究が行われている (藤原ら, 2007)。Dalgleish, Taghavi, Nesha, Moradi, Canterbury, & Yule (2003) が、不安患者群とうつ病患者群、健常者群を対象に脅威情報に対する注意バイアスについて検討したところ、不安患者群のみが注意バイアスを示し、抑うつ者や健常者群では注意バイアスが認められにくいことが明らかになった。つまり、自己への注目、とりわけ自己への脅威や喪失などによって動機付けられる自己反芻は不安と強く関連

し、生じられた不安による注意バイアスによって、自分にとって脅威となる出来事やその感情、結果に対して注意が持続し、さらに不安が高まると考えられる。さらに、Gotlib & Joormann (2010) は、抑うつの特徴としてネガティブ情報に対する選択的バイアスを挙げており、その性質は不安障害の特徴とは異なるとした。抑うつ症状を持つ個人は、周囲の環境から自動的にネガティブ情報に注意を向けているわけではないが、一度ネガティブ情報を得た際に、そこに注意が固着しそこから注意をそらすことが難しいため、抑うつ症状の特徴的な問題はネガティブ刺激から注意をそらすことが難しいという点である (Gotlib & Joormann, 2010)。

仮説 1 の結果を情報処理の歪みの観点から考察すると、不安・抑うつによって生じる認知バイアスによって自己への注意の動機とその持続の関連の強さに差異が生じた可能性があると考えられる。

## 2. 自己注目特性と自己没入が不安・抑うつに与える影響

自己注目の動機や持続が不安・抑うつに与える影響を重回帰分析によって検討した結果、不安と抑うつについて自己没入と自己反芻からの正の影響が明らかとなり、仮説 2 は支持された。

不安に対して自己反芻の影響が示されたことについて、自己反芻の性質が関連していると考えられる。自己反芻は自己への脅威、喪失、不正によって動機づけられており (Takano & Tanno, 2009)、自己反芻の結果として得られた自己についての脅威情報や不正は、自らの不安を高め、自己への脅威刺激をさらに探すために自己反芻を持続させると考えられる。また、抑うつに対する自己没入の影響は、Miranda & Nolen-Hoeksema (2007) の、自己内省が長引くことによって不適応的な結果につながるという指摘を踏まえ、自己反芻・自己内省といった自己注目の動機に関わらず、自己に注意を向け続けることが問題解決を阻害し、解決を長引かせ、次第に憂うつな気分を生じさせるという可能性が考えられる。

自己注目の持続と関連する概念のひとつに「メタ認知的信念 (metacognitive beliefs)」という、思考の過程や結果に関する信念が挙げられる。高野・丹野 (2010) では、自己反芻は有用なコーピング方

略であるという「自己反芻に対する肯定的メタ認知的信念」と自己反芻、自己内省との関連を検討し、肯定的メタ認知的信念が自己反芻、自己内省の両方と正の関連を示すことを明らかにした。自己注目の持続が不安と抑うつに与える影響の強さを考えると、今後は、自己注目の発生段階に関与する自己注目の動機だけでなく、肯定的メタ認知的信念のような自己注目を維持させる要因の存在についてさらなる検討を行うことが必要であろう。

### 3. 自己注目の類型による不安・抑うつ得点の比較

自己注目の動機と持続しやすさによる自己注目の類型をクラスター分析によって分類した結果、それぞれ異なる特徴を持つ4つの類型が明らかになった。また、4類型の中でも自己反芻、自己内省、自己没入という全ての傾向が強い型が最も不安・抑うつ傾向が高いことが示された。以上より、仮説3は部分的に支持されたといえる。

4つの類型はそれぞれ異なる特徴を持つが、先行研究において指摘された自己内省の機能的側面という点において、確かに(d)内省型の不安・抑うつ得点は4類型の中でも低い値だが、自己内省得点の最も高い(a)自己注目型では不安・抑うつ得点が最も高くなっている。このような結果を考慮すると、自己内省の程度のみで不安や抑うつについて言及することは難しく、自己反芻や自己没入といった自己注目に関する他の要因との関連によって、不安や抑うつ程度は異なると考えられる。反対に自己注目の持続しやすさという点が共通する(a)自己注目型と(c)反芻・没入型において、不安・抑うつ傾向が強いことが明らかになった。このことから、不安や抑うつ程度の変化は自己注目の持続の程度と関連性があることが考えられる。これは先行研究における、問題解決のために機能的な自己注目を行っていたとしても、解決に失敗し自己注目が続くことで非機能的な効果をもたらす可能性がある(Miranda & Nolen-Hoeksema, 2007; Takano & Tanno, 2009; 高野・丹野, 2010) という指摘と関連し、自己注目の特性よりも持続の方が、より非機能的な効果を引き起こす要因となると考えられる。これに関して、高野・丹野(2010)では自己に注目する際に自己内省を選択することを勧めているが、本研究の結果から、自己注目の動機や注意の内容を変えるこ

とよりも、注意を自己という内的な対象から外的な対象へ向けるなど、自己への注意の持続を減らすことのほうが精神的健康に重要であると考えられる。

### 4. 総合考察と今後の課題

本研究の目的は、自己注目の機能的・非機能的な特性と、不安と抑うつとの関係を、自己注目の持続に着目して検討することであった。今回の結果から、自己反芻や自己没入は抑うつよりも不安と関連があることや自己注目の持続が不安・抑うつと関連することなどが示された。

自己注目という行動について、「自己調節実行機能(Self-Regulatory Executive Function: S-REF; Wells & Matthew, 1994 箱田・津田・丹野監訳2002)」というモデルが定式化され、そこではCAS(Cognitive Attentional Syndrome)と呼ばれる不安障害やうつ病を持続させる中核となる情報処理の病理的過程が存在するとしている。これは、脅威刺激への注意バイアス、心配や反芻といった反復的思考、回避行動や思考抑止などの役に立たない対処行動の3つから構成されている。そして、このCASを介入目標の1つとし、それに関わるメタ認知的信念と注意機能に介入するのがメタ認知療法(MCT: Metacognitive Therapy)である。自己注目に対するメタ認知的信念の中でも、「反芻することは問題の解決に役に立つ」などのような肯定的メタ認知的信念は自己注目の2つの特性である自己内省・自己反芻の両方と正の関連を持つ(高野・丹野, 2010)ことが示されており、強固なメタ認知的信念の保有は個人が役に立つ対処行動として自己注目を選択する機会を増やす原因となりうる。MCTでは自らの思考スタイル(反芻や心配)やそれに対するメタ認知的信念を特定し反証するなどの方法で介入し、信念を変容することによって、精神障害を引き起こすとされるCASの減弱を目指す。また、注意機能の向上によって自己注目の持続時間を減らすことが可能になるとし、自己注目処理の減弱とメタ認知的コントロールの向上を目的として、MCTの治療パッケージの中には注意訓練(Attention Training: ATT)が含まれている。ATTは音刺激を用いて選択的注意・注意の転換・注意の分割といった課題を行い、注意機能の向上を図る介入技法である。近年、精神疾患に対する心理的アプローチに認知科学的観点



を加えた Neurobehavioral Therapy (Sirgle, Ghinassi, & Thase, 2007) なども紹介されており、今後はMCTのような、心理的アプローチに認知科学的側面を加えた新しい心理療法が不安・抑うつに対して効果的であるといえる。

最後に、今回の研究における問題点や課題を挙げる。まず1つ目に調査の際に抑うつを測定する尺度としてBDIを使用したのが、これは健常者の多い大学生を対象に用いると点数の正規性が保たれにくいという問題がある。さらに、倫理的配慮から項目を削除したが、これは研究間の比較等の際の重要な欠損ともなり得る。また、不安症状と抑うつ症状の関連は高く、不安症状と抑うつ症状の相関の高さが指摘されている(Hranov, 2007)。また、不安と抑うつとの関係についての理論モデルは多くの研究者によって検討されており、それらのモデルに共通するのは、ネガティブ感情は不安・抑うつ両方に共通するが、身体的過覚醒は不安と、ポジティブ感情の不足は抑うつと特異的に関連するということ(Shankman, & Klein, 2003)である。モデルについての理論も分かれる中、不安・抑うつ両方と関連する自己注目について今後も検討する際には、不安・抑うつにおける弁別性が高い尺度を使用することが望まれる。福井(1997)によると、現在本邦で使用可能な多くの不安・抑うつ尺度の多くは弁別妥当性が低く、唯一DAMS(福井, 1997)のみが弁別性の高い尺度とされている。以上の点から、今後は不安・抑うつを測定する尺度についてさらに吟味し慎重に使用することが求められる。

2つ目に、今後の研究に関して、自己注目の持続と不安・抑うつとの間に関連が示されたため、今後は自己没入尺度では測定できなかった具体的な自己注目の持続時間を聴取することや、質問紙法だけでなく、実験的な方法を用いて注意機能を測定し、関連を明らかにすることが必要である。これによって、自己注目への介入方法や介入の焦点を変えることによる効果を検討するためのさらなる知見の蓄積につながることを期待される。また、自己反芻と自己内省について、注意の切替能力や注意の持続時間といった自己注目の長さや転換、注意を向ける内容について神経科学的な側面からも吟味し、2つの側面をより厳密に定義する必要がある。そして、より詳細な自己注目の特性や性質を特定し、その中のど

の部分に不安や抑うつといった精神的健康を脅かす要因に対して影響しているかを明らかにし、そこに焦点を当てることで、より効果的な介入を行うことができるようになると思われる。

#### 【引用文献】

- Beuke, C. J., Fischer, R., & McDowell, J. (2003). Anxiety and depression: Why and how to measure their separate effects. *Clinical Psychology Review*, 23, 831-848.
- Craske, M. G., Rapee, R. M., Jackel, L., & Barlow, D.G. (1989). Qualitative dimensions of worry in DSM-III-R Generalized Anxiety Disorder subjects and non-anxious controls. *Behavior Research and Therapy*, 27, 397-402.
- Clark, L. A., & Watson, D. (1991). Theoretical and empirical issues in differentiating depression from anxiety. In J. Becker, & A. Kleinman (Eds.), *Psychosocial aspects of depression* (pp. 39-65). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Dalgleish, t., Taghavi, R., Nesha, D. H., Moradi, A., Canterbury, R., & Yule, W. (2003). Patterns of processing bias for emotional information across clinical disorders: A comparison of attention, memory, and prospective cognition in children and adolescents with depression, generalized anxiety, and posttraumatic stress disorder. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 32, 10-21.
- Elliot, I., & Coker, S. (2008). Independent self-construal, self-reflection, and self-rumination: A path model for predicting happiness. *Australian Journal Psychology*, 60, 127-134.
- 藤原裕弥・岩永誠・生和秀敏 (2007). 不安と抑うつにおける認知バイアスに関する研究 行動療法研究, 33, 145-155.
- 福井至 (1997). Depression and Anxiety Mood Scale(DAMS) 開発の試み 行動療法研究, 23, 83-93.
- Goldstein, A. J., & Chambless, D. L. (1978). A reanalysis of agoraphobia. *Behavior Research and Therapy*, 9, 47-59.
- Gotlib, I. H., & Joormann, J. (2010). Cognition and depression: current status and future directions. *Annual*

- Review Clinical Psychology*, 6, 285-312.
- 林潔・瀧本孝雄 (1991). Beck depression Inventory (1978年版)の検討とDepressionとSelf-efficacyとの関連についての一考察 白梅学園短期大学紀要, 27, 43-52.
- 平井明代(2012). 教育・心理系研究のためのデータ分析入門——理論と実践から学ぶSPSS活用法——. 東京図書株式会社.
- Hranov, G. L. (2007). Comorbid anxiety and depression: illumination of a controversy. *International Journal of Psychiatry in Clinical Practice*, 11, 171-189.
- Joormann, J., Dkane, M., & Gotlib, I. H. (2006). Adaptive and maladaptive components of rumination? Diagnostic specificity and relation to depressive biases. *Behavior Therapy*, 37, 269-280.
- 松浦隆信・亀山晶子・坂本真士 (2011). 過度な注意の持続と不安・抑うつとの関連—不安と抑うつとの識別を考慮に入れた検討 パーソナリティ研究, 20, 32-40.
- Miranda, R., & Nolen-Hoeksema, S. (2007). Brooding and reflection: Rumination predicts suicidal ideation at 1-year followup in a community sample. *Behavior Research and Therapy*, 45, 3088-3095.
- Mor, N., & Winquist, J. (2002). Self-focused attention and negative affect: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 128, 638-662.
- 坂本真士 (1997). 自己注目と抑うつ—社会心理学 東京大学出版会
- 坂本真士 (1998). 自己注目と抑うつ——抑うつ—の発症・維持を説明する3段階モデルの提起—— 心理学評論, 41, 238-302.
- Shankman, S. A., & Klein, D. N. (2003). The relation between depression and anxiety: an evaluation of the tripartite, approach-withdrawal and valance-arousal models. *Clinical Psychology Review*, 23, 605-637.
- 清水秀美・今栄国晴(1981). STATE-TRAIT ANXIETY INVENTORYの日本語版(大学生用)の作成 教育心理学研究, 29(4), 62-67.
- Siegle, G. J., Ghinassi, F., & Thase, M. E. (2007). Neurobehavioral Therapies in the 21st Century: Summary of an Emerging Field and an Extended Example of Cognitive Control Training for Depression. *Cognitive Therapy and Research*, 31, 235-262.
- Staiger, H. J. (1980). Test for the Comparing Elements of a Correlation Matrix. *Psychological Bulletin*, 87, 245-251.
- 高野慶輔・丹野義彦(2008). Rumination-reflection Questionnaire 日本語版作成の試み パーソナリティ研究, 16, 259-261.
- 高野慶輔・丹野義彦 (2009). 抑うつと私的自己意識の2側面に関する縦断的研究 パーソナリティ研究, 17, 261-269.
- Takano, K., & Tanno, Y. (2009). Self-rumination, self-reflection, and depression: Self-rumination counteracts the adaptive effect of self-reflection. *Behavior Research and Therapy*, 47, 260-264.
- 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.
- Tanaka-Matsumi, J. & Kameoka, V. A. (1986). Reliabilities and concurrent validities of popular self-report measures of depression, anxiety, and social desirability. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 54, 328-333.
- 田中誠一・佐藤寛・境泉洋・坂野雄二 (2007). 自己注目と抑うつおよび不安との関連 心理学研究, 78, 365-371.
- Trapnell, P. D., & Campbell, J. D. (1999). Private self-consciousness and the Five-Factor Model of personality: distinguishing rumination from reflection. *Journal of Personality and Social Psychological*, 76, 284-304.
- Wells, A., & Matthews, G. (1994). *Attention and emotion: A clinical perspective*. Hove, UK: 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.).

2015年10月23日受付  
2015年12月12日改訂  
2015年12月24日受理