

クリティカルシンキング志向性は抑うつを導くのか

磯和壮太郎¹⁾・南 学²⁾

Does the orientation toward critical thinking conduce to depression?

Soutarou ISOWA, Manabu MINAMI

要 旨

本研究では、①抑うつと考え込み型反応及び認知的統制に関する先行研究の追試を行うこと、②クリティカルシンキング志向性（以下：クリシン志向性）が考え込み型反応及び認知的統制とどのような関係を持っており、どのように抑うつと関わっているのかを検討した。これらを検討することによって、クリティカルシンキング教育（以下：クリシン教育）の新たな意義と、教育を行う際に留意すべき点を見出すことが本研究のねらいである。結果として、先行研究で見出された考え込み型反応及び認知的統制が抑うつに与える影響については、先行研究の結果がほぼ支持された。また、総じてクリシン志向性を高めるよう働きかけることは抑うつを重症化させるというリスクを持っているものではないことが示された。クリシン教育を行う場合は、クリシン志向性の中でもまずは証拠を重視する志向性、偏ることなく思考しようとする志向性、そして、世の中には様々な価値観や捉え方、視点があり、そのことを意識して考える志向性を高めることが効果的であること、自分についてのクリシンは、ひとりきりでは行わずに、友人に相談したり学生相談を利用するなど、信頼できる他者と共に行うことが大切であると伝える必要があると考えられた。

KeyWords: クリティカルシンキング志向性、抑うつ、考え込み型反応、認知的統制

I. 問題と目的

平成8年の中央教育審議会答申以来、文部科学省は、「生きる力」の育成を教育の重要目標として掲げている。変化の激しいこれからの社会を生きる子どもたちに身に付けさせたい力として提唱された「生きる力」であるが、その知的要素として「確かな学力（知識・技能に加え、学ぶ意欲や自分で課題を見付け、自ら学び、主体的に判断し、行動し、よりよく問題解決する資質や能力）」（文部科学省 HP）が重要な位置を占めている。これに相当する概念として、「クリティカルシンキング（以下：クリシン）」が挙げられる。

クリシンとは、「自分の推論過程を意識的に吟味する再帰的（reflective）な思考」（Ennis, 1987）のことである。吟味する際には、適切な基準や根拠に基づき、論理的で、偏りのない思考を行うことが求められる（廣岡・元吉・小川・齊藤, 2001）。

クリシンは米国の教育、特に高等教育においては最も重要な教育目標のひとつと見なされており（Kurfiss, 1988）、日本では楠見（1996）が、良き思考者や良き市民を育てるためにクリシンを教えることが必要だと述べている（廣岡・小川・元吉, 2000）。また、廣岡ら（2000）は、クリシンの能力を獲得することは人間が社会の中で「かしこく」生きるための基礎体力を獲得することにも等しく、よりストレスの少ない社会生活を送ることにつながっていくと述べている。

これらの知見に加えて、クリシンによって抑うつの重症化を予防・低減することができると考えられる。特に昨今問題になりつつある大学生の抑うつ（うつ病）を予防できる可能性があり、また、将来にわたって抑うつに対する耐性を身につけることが可能であると考えられる。クリシンを行うことによって、問題解決的な思考を行うことが可能になり、また不適応的な認知の歪みを自らで改めることが可能になると期待される

1) 三重大学大学院教育学研究科

2) 三重大学教育学部

からである。このことから、日常において人間が陥りやすい思考や推論の歪みを、十分に自覚した上で、ものごとを冷静かつ客観的、論理的に考え、問題解決や意志決定を行っていくことが、クリシン能力を発揮することであると言えるだろう。

本研究では、抑うつと関係の深い「考え込み型反応」「認知的統制」という2つの概念を取り上げる。両概念とクリシン志向性が、どのように抑うつと関わっているのかを検討することによって、①クリシン教育が抑うつを予防する可能性について、②クリシン教育を行う際に留意すべき点について、検討する。この2点を探ることが、本研究の目的である。

クリシンを身につけることによって抑うつの予防・低減に効果があると考えられるのは、クリシンによって①不適応的な認知の歪みを自らで改めること、②問題解決的な思考を行うこと、が可能になると考えられるからである。自らの思考を冷静かつ客観的に検討し、合理的で誤りの少ない思考を求めるクリシンと、認知療法の認知的技法は概念的に重複する部分が多い。

認知療法とは、歪曲された情報処理過程をより現実にとったものに修正することを治療原則とする短期心理療法であり（大野，1989）、認知的技法（≒認知的統制）はそのための技法である。認知療法は抑うつに対して大きな効果が見出されており、実際に質問紙調査の次元でも、認知療法の認知的技法を基に作成された認知的統制尺度と抑うつとの間には負の関係が見出されている（甘利・馬岡，2002）。これより、クリシンによって抑うつの重症化を防ぐことができると考えられる。

クリシンを身につけさせる場合、まずはクリシンに対する志向性を身につけることが重要になると考えられる（廣岡ら，2000）。クリシンに対する志向性の高まりによって、個人の中に「考えよう」とする動機がもたらされると予測されるが、「考えること」と抑うつとの間に正の関連を見出す研究がある。

Nolen-Hoeksema が提唱する反応スタイル理論によると、抑うつ気分について考え込むことは抑うつを持続・重症化させることの要因であると考えられている（名倉・橋本，1999）。抑うつ状態の時に考え込み型反応を行うと、否定的思考や否定的解釈が生じ、問題解決能力が疎外され、記憶がネガティブになるなど、抑うつを促進するような影響が出るとされる（伊藤ら，2002）。反応スタイル理論に関する研究の中で、考え込み型反応には否定的考え込みと分析的考え込みの2つの種類があり、分析的考え込みは抑うつを予測しないことが、名倉・橋本（1999）によって示されている。そして、分析的考え込みは問題解決に焦点をあてた考え込み型反応であり、概念的にクリシンと重なる部分

が多い。

すなわち、クリティカルな考え込みは否定的な考え込みに比べ、より適応的な思考であると言えるだろう。

しかしながら、志向性を持つだけでクリティカルに思考できるようになるわけではない。それどころか否定的考え込みを強め、抑うつを促進してしまう可能性もある。

一方で、複数の視点から考えようとする志向性が高まれば、自らの認知の歪みに気づくことができ、抑うつを低減できる可能性もある。

クリシンを教育するためにクリシン志向性を重視するという視点を持ち、またそれを行おうとするのであれば、クリシン志向性が考え込み型反応・認知的統制とどのような関係を持ち、また、どのように抑うつと関わっているかを把握することは、重要であると言えるだろう。

よって本研究では、クリシン志向性が考え込み型反応及び認知的統制とどのような関係を持っており、どのように抑うつと関わっているのかを検討する。これを把握することによって、クリシン教育を行う際に留意すべき点を見出すことがねらいである。

II. 方法

1. 調査・分析対象者

4年制のM大学において、教養科目の心理学を受講していた学生73名、同じく教養科目の心理学（前記とは別の授業）を受講していた学生93名、教育学部の専門科目を受講していた学生51名の計217名に対し、講義の時間内に質問紙調査を行った。加えて、筆者が自主的に配付した同M大学教育学部の学生46名に対し、各自質問紙を持ち帰っての回答を求めた。調査対象者の合計は263名であった。そのうち、欠損があった14名と、63歳の女性1名を除いた248名（男性93名、女性155名、平均年齢19.84歳、SD 1.68）を分析対象とした（有効率94.3%）。

2. 調査時期

2007年10月29日～11月15日の間であった。講義中に質問紙を配付したときの回答にかかる所要時間は20分程度であった。

3. 質問紙の構成

0. フェイスシート

大学、学部、学年、年齢、性別に対して回答を求めた。

I. クリシン志向性尺度（non social version）

廣岡ら（2001）で作成されたクリシン志向性尺度の

うち、他者の存在を必ずしも必要としない場面におけるクリシン志向性を対象とした non social version の 29 項目を用いた。

なお、廣岡ら (2001) では、この尺度に対し「まったくあてはまらない」から「非常によくあてはまる」までの 7 段階で回答を求めているが、この点について平山 (2004) は、「測定されているものが態度であるのか志向性であるのかという明確な分離が行われにくい」という批判を加えている。この点を克服するため、本研究ではクリシン志向性尺度 (non social version) に対して「非常にしたい」から「まったくしたくない」までの 7 段階で回答を求めた。

II. 邦訳版 CES-D 尺度

抑うつを測定する尺度として、the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (CES-D Scale; Radloff) の、島・鹿野・北村・浅井 (1985) による邦訳版 20 項目を用いた。CES-D は、非臨床群の抑うつ症状の評価手段としてもっともよく使用されるスケールのひとつとされており (甘利・馬岡, 2002)、一般の大学生を調査対象とする本研究に適していると考えられる。この自己評価尺度は最低が 0 点、最高が 60 点で、点数が高いほど抑うつ状態が高いことを示す。

III. 改訂版 RSQ&RRS 尺度

考え込み型反応の研究に多く用いられてきた尺度には Response Styles Questionair (RSQ) や Ruminative Responses Scale (RRS) などがあるが、このふたつの尺度はどちらも問題を抱えている。

Nolen-Hoeksema (1987) による反応スタイル理論の一連の研究で用いられている RSQ は、因子的妥当性の検討が行われないうまま、考え込み尺度・気晴らし尺度をそれぞれ 1 因子構造であると仮定して用いられている (伊藤・竹中・上里, 2002)。しかしながら、考え込み型反応は一因子構造ではないことが近年の研究によって示されてきており、中には抑うつを予測しない可能性がある考え込み型反応も見出されてきている (e.g. 名倉・橋本, 1999)。また、野口・藤生 (2005) は、RRS の項目のいくつかは抑うつの症状と重なるものがあるとし、抑うつ症状の尺度である Beck Depression Inventory (BDI) と重複する 12 項目を削除し、抑うつと混同しない考え込み型反応尺度を作成している。この、抑うつ症状を測る項目と考え込み型反応を測定する項目の混同は RSQ においても見受けられ、この混同が考え込み型反応と抑うつの関わりを実際以上に強めて見せている可能性がある。

よって、本研究では、考え込み型反応を測定する尺度として野口・藤生 (2005) が用いた邦訳版 RRS (Ruminative Response Scale) 22 項目より、depression に分類された 12 項目を除く 10 項目を抜き出した。次

いで、名倉・橋本 (1999) が用いた邦訳版 RSQ (Response Styles Questionair) より、考え込み型反応に該当する 36 項目のうち、抑うつを測る尺度と重複しないと考えられる 18 項目を抜き出した。以上、両尺度より抜き出した合計 28 項目によって、考え込み型反応を測定した。

IV. 認知的統制尺度+ネガティブな反すうのコントロール不可能性尺度

認知的統制を測定する尺度として、認知的統制尺度 11 項目を用いた。この尺度は、甘利・馬岡 (2002) によって、Freeman (1989) が認知療法の基本的な認知技法として挙げた 20 の技法を参考に作成されており、これまでの認知的統制尺度の課題であった理論的な裏付けを克服したものである。この尺度に加えて、伊藤・上里 (2001) によって作成されたネガティブな反すう尺度より「ネガティブな反すうのコントロール不可能性 (UNR)」因子に該当する 4 項目を抜き出し、使用した。「ネガティブな反すうのコントロール不可能性」因子は、嫌なことを考えているときにそれに没頭せず切り替えることができるかどうかに関わる因子であり、認知の調整を旨とする認知的統制と概念的に重なる部分が多い。

また、質問紙には、V として、考える場面の適切性を尋ねる項目、VI として調査に関しての感想・意見を書き込むための自由記述欄を設けたが、本研究の分析には用いていない。

III. 結果と考察

0. 分析に用いたソフトウェア

本研究の統計的分析には、全て R を用いた。以後、各分析手法を最初に記述した際に用いた関数を明記するが、それ以後記載がない場合は既出の関数を用いている。

1. 尺度構成の検討

I. クリシン志向性尺度 (non social version)

クリシン志向性尺度のうち、天井効果が生じていた 3 項目 (項目 4, 9, 26) を除く 26 項目について、廣岡ら (2001) の尺度構成に従って確認的因子分析を行った ($df=289$)。その結果、 χ^2 乗検定は $p < .001$ で有為となった。また、適合度は $GFI=.771$ 、 $AGFI=.723$ 、 $SRMR=.088$ 、 $RMSEA=.090$ となり、余り望ましい値ではなかった。なお、確認的因子分析には、群馬大学社会情報学部・青木繁伸教授の HP にて紹介されている $pfa()$ 関数を使用した。

本研究では、廣岡ら (2001) の質問紙に対し、項目自体に変更は加えていないが、教示文に改訂を加えて

いる。先行研究と異なった因子構成をもっている可能性を検討するため、最尤法・プロマックス回転による因子分析を行った。複数の因子に|.35|以上の負荷を示した項目及び、どの因子にも|.35|以上の負荷を示さなかった項目を削除し、再度最尤法・プロマックス回転による因子分析を行うという手順をくり返した結果、最終的に5因子が抽出された。なお、分析には、Rに標準登録されているfactanal()関数を使用した。

その結果、廣岡ら(2001)で見られた「不偏性」「脱軽信」「証拠の重視」の3つの因子は本研究でも確認された。一方、「探求心」「決断力」という因子は本研究では抽出されなかった。代わりに抽出された因子について、ひとつめの因子は、「16.いったん決断したことは最後までやり抜く」「17.納得できるまで考え抜く」といった項目に高い負荷を示したため、「物事への集中」因子と解釈した。もうひとつは、「22.新聞の記事だからといって、うのみにしない」「23.自分の考えも一つの立場にすぎないと認識している」といった項目に高い負荷を示したため、「慎重性」因子と解釈した。

本研究で抽出されたクリシン志向性尺度全体の α 係数は.831であり、内的一貫性は高かった。しかし、各因子の α 係数は、「物事への集中」は.750、「慎重性」は.692、「不偏性」は.734、「脱軽信」は.822、「証拠の重視」は.597であり、新たに抽出された「慎重性」と、先行研究でも見られた「証拠の重視」の内的一貫性については問題が残った。なお、 α 係数の算出にはRに標準登録されているalpha()関数を用いた。

廣岡ら(2001)の因子構成と、本研究で算出された因子構成とを比較検討するため、本項目で算出された因子についても、確認的因子分析を行った($df=67$)。その結果、 χ^2 乗検定は $p<.001$ で有為となった。また、適合度はGFI=.910、AGFI=.859、SRMR=.068、RMSEA=.081となり、余り望ましい値ではなかった。

本研究で抽出された因子構成と、先行研究で抽出さ

れた因子構成では、本研究で抽出された因子構成のほうが適合度は高い。しかしながら、廣岡ら(2001)は4大学を対象に、計704名のデータを分析していること、先行研究と解釈の整合性をとることを考慮に入れ、本研究は廣岡ら(2001)の因子構成に従い分析を進めることとした。

最終的に採用したクリシン志向性尺度全体の α 係数は.875であり、内的一貫性は高かった。各因子の α 係数は、「探求心」は.717、「証拠の重視」は.748、「不偏性」は.766、「決断力」は.530、「脱軽信」は.726であった。「決断力」の内的一貫性については問題が残るが、その他の因子について、内的一貫性は問題なかった(Table 1)。

クリシン志向性の下位因子の間には、2項目間の相関を除いて.313~.568の内部相関があり($p<.001$)、クリシン志向性の一因子性を支持していた。その中で、「探求心」と「脱軽信」($r=.225$)、「証拠の重視」と「決断力」($r=.271$)はいくらか低かったが、「探求心」と「脱軽信」は先行研究(廣岡ら, 2001)でも $r=.10$ と低い相関を示していた。(Table 1)

II. 邦訳版 CES-D 尺度

島・鹿野・北村・浅井(1985)に従い、逆転項目を逆転したのち、A=0点、B=1点、C=2点、D=3点として、20項目を足し合わせ得点化した。

本研究におけるCES-Dスコアの平均値は17.40(SD 9.63)であり、かなり高い平均値を示した。正常群と気分障害群を分けるcut-off pointは、日本においても16点とするのが妥当であると考えられており(島ら, 1985)、CES-Dスコアが16点以上のものは、「気分障害」の可能性が高くなる(糖野, 2004)。本研究の被験者集団は、全体の50%がcut-off pointを上回っていたことから、抑うつ傾向が強い集団であったことが推測される。

なお、島ら(1985)では男性と女性のCES-D得点の間に有意差が見られたが、本研究では男女差は見られなかった。

Table 1 クリシン志向性尺度因子間相関と平均値・標準偏差

	I-1	I-2	I-3	I-4	I-5	I
I-1 探求心	(.717)	***	***	***	***	***
I-2 証拠の重視	.427	(.748)	***	***	***	***
I-3 不偏性	.453	.512	(.766)	***	***	***
I-4 決断力	.486	.271	.428	(.530)	***	***
I-5 脱軽信	.225	.400	.568	.313	(.726)	***
I: クリシン志向性	.761	.754	.831	.605	.637	(.875)
平均	5.35	4.86	5.56	5.51	5.12	5.28
標準偏差	0.71	0.80	0.75	1.07	1.02	0.60

* $p<.05$ ** $p<.01$ *** $p<.001$ () 内はCronbachの α 係数

III. 改訂版 RSQ&RRS 尺度

改訂版 RSQ&RRS 尺度のうち、床効果が生じていた 17 項目を除いた 11 項目について、最尤法・プロマックス回転による因子分析を行った。その結果、3 因子が抽出された (Table 2)。

第 1 因子は「26. 「なぜ私は物事をうまく処理していけないのだろう」と考える」「13. 「気分がすぐれないせいで自分の仕事や課題をやり遂げられないだろう」と考える」といった項目に高く負荷していたため、「否定的考え込み」因子と解釈した。第 2 因子は「7. 問題を克服するために計画を立てる」「14. 自分の生活をどこか改善しようと決意する」といった項目に高く負荷していた。これら第 2 因子に高く負荷した項目は全て、名倉・橋本 (1999) において「分析的考え込み」に分類されていた反応である。しかしながら、分析的考え込みの中核と考えられる項目 (e.g. 名倉・橋本, 1999 野口・藤生, 2005) は、その多くに床効果が生じており、第 2 因子には含まれていない。そのため、第 2 因子は何かを分析するように考え込みを行うというよりは、問題解決の意図を持って考え込みを行うという要素が強い。よって、「問題解決の考え込み」と解釈するのが妥当であると判断した。第 3 因子は「1. 自分の憂うつな気持ちに注目することで自分自身を理解しようとする」「20. 自分がなぜ憂うつなのかを理解するために最近の出来事を分析する」の 2 項目に高く負荷しており、自己に焦点を当て理解しようとする因子と考えられたため、「自己理解」因子とした。

各因子の α 係数は、「否定的考え込み」は.718、「問

題解決の考え込み」は.710、「自己理解」は.632、尺度全体では.780 であった。「自己理解」については内的一貫性に疑問が残るが、それ以外の因子及び尺度全体については、内的一貫性は問題なかった。

考え込み型反応の下位因子の間には.299~.425 の相関があった。先行研究で示されていたとおり、考え込み型反応の下位因子は相互に独立したものではないことが伺われる。

IV. 認知的統制尺度+ネガティブな反すうのコントロール不可能性尺度

認知的統制尺度、ネガティブな反すう尺度のうち「ネガティブな反すうのコントロール不可能性」因子の両方とも、天井効果・床効果のいずれも見られなかった。

そこで、認知的統制尺度の 11 項目に対して、最尤法・プロマックス回転による因子分析を行った。その後、複数の因子に |.35| 以上の負荷を示した項目、どの因子にも |.35| 以上の負荷を示さなかった項目の計 2 項目を削除し、再度因子分析 (最尤法・プロマックス回転) を行ったところ、2 因子が抽出された。この 2 因子は先行研究 (甘利・馬岡, 2002) と同じ項目に高い負荷を示しており、先行研究と同一の因子であると考えられる。 α 係数は、「思考と行動の検討」は.747、「破局的思考の緩和」は.716、尺度全体では.778 であり、内的一貫性は問題ないと言えた。(Table 3)

「ネガティブな反すうのコントロール不可能性」については、因子分析の結果、1 因子性が確認された。今回は分析の方向性から、逆転項目として扱い、「ネガティ

Table 2 改訂版 RSQ&RRS の因子分析 (最尤法・プロマックス回転) の結果

項 目	問 題 解 決 的 考 え 込 み	否 定 的 考 え 込 み	自 己 理 解
7. 問題を克服するために計画を立てる	.742		
14. 自分の生活をどこか改善しようと決意する	.661		
12. 状況が良くなることを願って、最近の状況について考える	.613		
6. 状況におけるポジティブな事柄や、自分が学んだ事柄を見出そうと試みる	.445		
17. このようなフィーリングが続くわけではないことを思い起こす	.369		
26. 「なぜ私は物事をうまく処理していけないのだろう」と考える		.831	
13. 「気分がすぐれないせいで自分の仕事や課題をやり遂げられないだろう」と考える		.601	
21. もっとうまく出来ればよかったと思いながら、最近の出来事について考える		.528	
19. 「自分はこのことに値するようなことを何かしているだろうか」と考える		.435	
1. 自分の憂うつな気持ちに注目することで自分自身を理解しようとする			.689
20. 自分がなぜ憂うつなのかを理解するために最近の出来事を分析する			.585
III-1: 問題解決的考え込み	(.710)	.299	.374
III-2: 否定的考え込み		(.718)	.425
III-3: 自己理解			(.632)
平均	2.30	2.25	2.11
標準偏差	0.64	0.73	0.83

注) () 内は Cronbach の α 係数

ブな反すうのコントロール可能性 (Control of Negative Rumination: CoNR)」とした。 α 係数は.814であり、内的一貫性は高かった。(Table 3)

思考と行動の検討、破局的思考の緩和の両因子とも、ネガティブな反すうのコントロール可能性との間に有意な正の相関が見出された。しかし、破局的思考の緩和とネガティブな反すうのコントロール可能性との相関は.683 ($p < .001$)であるのに対し、認知的統制全体とネガティブな反すうのコントロール可能性との相関は.587 ($p < .001$)となっており、因子単位で見た相関よりも尺度全体で見た相関のほうが低い値を示していた。また、思考と行動の検討と破局的思考の緩和との間にも有意な正の相関が見出されている ($r = .395$, $p < .001$)ことから、思考と行動の検討とネガティブな反すうのコントロール可能性との間にある相関は疑似相関である可能性が高い。よって、破局的思考の緩和を統制した偏相関分析を行った。分析にはRの拡張パッケージであるggmパッケージに登録されているpcor()関数を使用した。その結果、思考と行動の検討とネガティブな反すうのコントロール可能性との間の偏相関は見出されなかった ($r = .072$, n.s.)。このことから、思考と行動を検討することができることと、自らの思考をコントロールし、嫌なことを考えているときはそれを中断し、思考を切り替えることができることは違う次元のものであることが示唆された。

2. 単純相関による考え込み型反応と抑うつとの関係の追試

考え込み型反応の各下位因子と抑うつとの関係を相関分析によって追試した。分析には、青木繁伸教授のHPにて公開されているmycor()関数を使用した。「問題解決的考え込み」と「自己理解」に高く負荷した項目は、名倉・橋本(1999)において分析的考え込みに分類されている。このことから、先行研究の追試では、この2下位因子を足し合わせたものを「分析的考え込み」得点として用いた。その結果、否定的考え込み得点とCES-D得点との間には.54 ($p < .001$)の相関が、自己理解得点とCES-D得点との間には.40 ($p < .001$)の相関があり、分析的考え込み得点と

CES-D得点との間には、相関が見いだされなかった ($r = .11$ n.s.)。また、問題解決的考え込み得点とCES-D得点との相関は有意ではなかった ($r = -.07$ n.s.)。

否定的考え込みと抑うつとの関係は、先行研究で見出された関係と同様に中程度の相関が見られた。また、分析的考え込みと抑うつとの関係は、先行研究(e.g. 名倉・橋本, 1999 野口・藤生, 2005)よりも高い相関の値を示した。

これらは先行研究を支持する結果であり、先行研究の関係は本研究においても確認できたと言える。一方で、分析的考え込みをさらに細分化したものであると考えられる「問題解決的考え込み」と「自己理解」は、抑うつに対して異なる関係を持っていた。自己理解と問題解決的考え込みについては、自己理解は抑うつと中程度の正の相関を示し、問題解決的考え込みと抑うつとの間には相関が見出されなかった。つまり、自己に焦点をあてて考えようとするのと抑うつとの間には関連があるが、問題解決的に考え込むことと抑うつの間には関連が見られない。このことから、分析的考え込みは「問題解決的考え込み」と「自己理解」という2つの要素を持っており、これらを独立した因子として扱う必要があると考えられる。先行研究で同一と見られていた分析的考え込みは、さらに別々の機能を持つ2つの考え込み型反応に分かれると考えられた。

3. 共分散構造分析による考え込み型反応が抑うつに及ぼす影響の検討 (Figure 1)

考え込み型反応と抑うつとの関係を詳細に探るため、共分散構造分析による検討を行った。分析にはRの拡張パッケージであるlavaanパッケージに登録されているsem()関数を使用した。

考え込み型反応の各下位因子と抑うつとの関係を探るため、各下位因子を独立して扱い、モデルに組み込んだ。「否定的考え込み」「問題解決的考え込み」「自己理解」「抑うつ」を潜在変数とし、各項目を観測変数とした。「自己理解」は自己の内面に焦点をあて、理解しようとする因子と解釈でき、考え込み型反応の中では時間軸的に「否定的考え込み」「問題解決的考

Table 3 認知的統制尺度の因子間相関と平均値・標準偏差

	IV-1	IV-2	IV-3	IV	M	SD
IV-1: 思考と行動の検討	(.747)	***	***	***	2.25	0.73
IV-2: 破局的思考の緩和	.395	(.716)	***	***	2.30	0.64
IV-3: CoNR	.318	.683	(.814)	***	2.10	0.83
IV: 認知的統制	.813	.856	.612	(.778)	2.22	0.56

* $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$ ()内はCronbachの α 係数

え込み」に先んじていると考えられる。そのため、「自己理解」から「否定的考え込み」「問題解決的考え込み」のパスを引いた。それに加え、自己注目に関する研究(坂本, 1997)から、自己に対し焦点をあてて考えること自体が抑うつに影響を与えているとも考えられるため、「自己理解」から抑うつに向けて、直接パスを引いた。

先行研究(e.g. 名倉・橋本, 1999 野口・藤生, 2005)では、考え込み型反応の中でも、「否定的考え込み」が強く抑うつを予測することが見出されている。また、先行研究の追試の結果、「否定的考え込み」と「問題解決的考え込み」では、抑うつに及ぼす影響に違いがあることが示唆されている。よって、「否定的考え込み」と「問題解決的考え込み」を区別し、それぞれから「抑うつ」に向けてパスを引いた。

尺度の内容から、否定的に考え込みながら問題解決的な考え込みに移行していくことも考えられる。そのため、「否定的考え込み」から「問題解決的考え込み」に向けてパスを引いた。以上の観測変数、潜在変数、及びパスより、因果モデルを構成し、共分散構造分析を行った。(Figure 1)

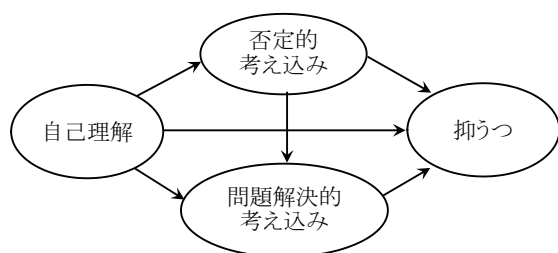


Figure 1 考え込み型反応と抑うつとの関連モデル

適合度指標は、SRMR=.084、CFI=.750、RMSEA=.072であり、その他パスを増減して検討したモデルの中で、最大の値であった。

「自己理解」から「問題解決的考え込み」「否定的考え込み」「抑うつ」へ引かれたパスは、それぞれ.58 ($p<.001$) .53 ($p<.001$) .49 ($p<.01$) で有意であった。「否定的考え込み」から「抑うつ」へ引かれたパスは.64 ($p<.001$) で有意であった。また、「否定的考え込み」から「問題解決的考え込み」に引かれたパスは.16で有意ではなかった。「問題解決的考え込み」から「抑うつ」へ引かれたパスは、 $-.55$ ($p<.001$) で有意であった。

これは、自己に焦点をあてて考えようとする自己理解や、否定的に考え込んでしまう否定的考え込みが高いと抑うつを引き起こすが、問題解決的にものごとを考えると抑うつを引き起こさないと解釈できる。

自己理解から各潜在変数(否定的考え込み、問題解

決的考え込み、抑うつ)へ引かれたパスはいずれも有意であることから、自己について焦点をあてることは、それ自体が抑うつを予測し、またその際の考え込みは否定的・問題解決的のどちらにもなり得ると考えられる。しかし、否定的考え込みへ引かれたパスのほうが高い値を示していることから、自己について焦点をあてることは、比較的否定的な考え込みにつながりやすいと考えられる。また、否定的考え込みと抑うつは有意な正の関連を示していたが、否定的考え込みから問題解決的考え込みへ引かれたパスは有意でなかった。そして、問題解決的考え込みは抑うつと有意な負の関連を示していた。このことから、否定的に考え込むことは抑うつを増進し、問題解決的に考え込むことは抑うつを低減に有効である可能性が示された。また、否定的考え込みと問題解決的考え込みは独立しており、否定的に考え込んでいるうちに、問題解決的に考え込むようになる可能性は低いと言える。

4. 共分散構造分析による認知的統制が抑うつに及ぼす影響の追試 (Figure 2)

認知的統制と抑うつとの関係について、共分散構造分析による追試を行った。

認知的統制の各下位因子と抑うつとの関係を探るため、各下位因子を独立して扱い、モデルに組み込んだ。「思考と行動の検討」「破局的思考の緩和」「抑うつ」を潜在変数とし、各項目を観測変数とした。先行研究(甘利・馬岡, 2002)に従い、「思考と行動の検討」「破局的思考の緩和」のそれぞれから、「抑うつ」に対してパスを引いた。また、「思考と行動の検討」から「破局的思考の緩和」に向けてパスを引いた。

以上の観測変数、潜在変数、及びパスより、因果モデルを構成し、共分散構造分析を行った。(Figure 2)

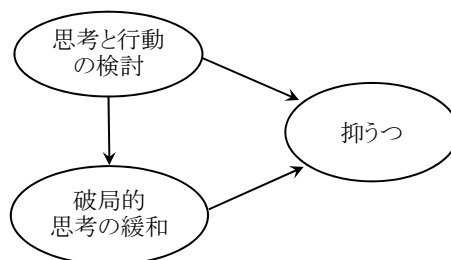


Figure 2 認知的統制と抑うつとの関連モデル

適合度指標は SRMR=.071、CFI=.809、RMSEA=.063であり、その他パスを増減して検討したモデルの中で、最大の値であった。なお、ネガティブな反すうのコントロール可能性(CoNR)については、モデルに組み込むと適合度が下がってしまうため、分析には用いなかった。

「思考と行動の検討」から「破局的思考の緩和」へ引かれたパスは.55 ($p < .001$) で有意であった。また、「破局的思考の緩和」から「抑うつ」へ引かれたパスは、 $-.62$ ($p < .001$) で有意であったが、「思考と行動の検討」から「抑うつ」へ引かれたパスは.12 で有意ではなかった。

これは、思考と行動を検討することは破局的に考えることを和らげることへとつながり、破局的に考えることを和らげることによって、抑うつを低減できる可能性がある、と解釈できる。思考と行動を検討することが抑うつに対して与える間接効果は、 $(.55 \times -.62) = -.34$ であり、自らの思考と行動を検討するよう促すことは、抑うつを低減するために効果があると言えるだろう。

思考と行動の検討と破局的思考の緩和の間に正の関連があり、破局的思考の緩和は抑うつと負の関連を示していたことについては、甘利・馬岡 (2002) で示された結果と同様であり、思考と行動の検討をすることによって認知の枠組みを変更し、破局的な思考を和らげることで抑うつを低減させることができると考えられる。しかしながら、甘利・馬岡 (2002) では、思考と行動の検討は直接的には抑うつを強めるという関係が見出されている。本研究では、思考と行動の検討と抑うつとの間には有意なパスは引かれず、パスの値も.06 と非常に低いものであった。これは甘利・馬岡 (2002) では共分散構造分析のモデル中に自己効力感も組み込まれているためであると考えられる。甘利・馬岡 (2002) のモデルでは、思考と行動の検討は自己効力感を.51 で導き、また、自己効力感は不安・抑うつを $-.71$ で予測しており、その抑うつに対する間接効果は $(.51 \times -.71) = -.36$ である。このことから、自己効力感をモデルに組み込んでいない今回のモデルでは思考と行動の検討と抑うつとの直接的な関係が見出せなかったと考えられる。

5. 単純相関によるクリシン志向性とその他因子との関係 (Table 4)

クリシン志向性と各因子の全体的な関係をみるため、相関分析を行った (Table 4)。その結果、「問題解決的考え込み」($r = .139$ $p < .05$) と「考え込み型反応」($r = .149$ $p < .05$) 及び、「思考と行動の検討」($r = .185$ $p < .05$) の3因子と、クリシン志向性全体との間に相関が見出された。また、下位因子では、「証拠の重視」のみが抑うつ得点との間に弱い相関が見いだされる ($r = .147$ $p < .01$) とともに、「破局的思考の緩和」と「CoNR」を除く全ての因子と弱い相関を示していた。一方、「探求心」は「問題解決的考え込み」との間に、「不偏性」は「思考と行動の検討」との間に、「決断力」は「CoNR」との間に弱い相関が見いだされる一方、抑うつ得点とは相関を示さなかった。このことから、クリシン志向性の各下位因子が、それぞれの考え方や認知スキルに及ぼす影響は一様ではなく、それぞれ異なる役割を果たしていることが伺われた。

6. クリシン志向性全体と考え込み型反応の関係

クリシン志向性が考え込み型反応を通して抑うつに与える影響を検討するため、共分散構造分析を行った。「3. 共分散構造分析による考え込み型反応が抑うつに及ぼす影響の検討」で用いた考え込み型反応の構造方程式モデルに対し、外生変数としてクリシン志向性を組み込んだ。観測変数は尺度項目を用い、クリシン志向性を潜在変数とした。ここから、全ての内生変数に対しパスを引いた。適合度指標は SRMR = .084、CFI = .619、RMSEA = .068 であった。分析の結果、「クリシン志向性全体」から「自己理解」に引かれたパスは.16 ($p < .10$) で有意傾向であった。クリシン志向性全体から引かれたその他のパスは、いずれも有意ではなかった。

同様の構造方程式モデルを、クリシン志向性の下位因子ごとにも構成した。観測変数はそれぞれの尺度項

Table 4 クリシン志向性と各因子の相関

	I-1 探求心	I-2 証拠の重視	I-3 不偏性	I-4 決断力	I-5 脱軽信	I クリシン 志向性
II 抑うつ得点	-.023 (n.s.)	.147 (*)	-.003 (n.s.)	-.125 (n.s.)	.029 (n.s.)	.025 (n.s.)
III-1 問題解決的考え込み	.192 (**)	.144 (*)	.076 (n.s.)	.026 (n.s.)	-.025 (n.s.)	.139 (*)
III-2 否定的考え込み	.071 (n.s.)	.146 (*)	.092 (n.s.)	-.054 (n.s.)	-.017 (n.s.)	.091 (n.s.)
III-3 自己理解	-.021 (n.s.)	.182 (**)	.122 (n.s.)	-.064 (n.s.)	.115 (n.s.)	.104 (n.s.)
III 考え込み型反応	.132 (*)	.200 (**)	.121 (n.s.)	-.031 (n.s.)	.010 (n.s.)	.149 (*)
IV-1 思考と行動の検討	.067 (n.s.)	.178 (**)	.204 (**)	.048 (n.s.)	.150 (n.s.)	.185 (*)
IV-2 破局的思考の緩和	.026 (n.s.)	.001 (n.s.)	.110 (n.s.)	.123 (n.s.)	.088 (n.s.)	.081 (n.s.)
IV 認知的統制	.057 (n.s.)	.113 (n.s.)	.191 (**)	.100 (n.s.)	.144 (*)	.162 (n.s.)
IV-ex CoNR	.035 (n.s.)	.019 (n.s.)	.116 (n.s.)	.147 (*)	.094 (n.s.)	.097 (n.s.)

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

目を用い、潜在変数は各下位因子とした。以下、パスが有意になった結果を記載する。

外生変数として組み込んだ「探求心」から「問題解決的考え込み」に引いたパスが .243 で有意となった ($p < .01$)。また、「証拠の重視」から「自己理解」へと引いたパスが .285 で有意となった ($p < .01$)。次に、「脱軽信」から「自己理解」へと引いたパスが .177 ($p < .05$) で有意となった。また、有意傾向 ($p < .10$) ではあったが、「不偏性」から「自己理解」へと引いたパスは .167 の値を、「脱軽信」から「問題解決的考え込み」へと引いたパスは -.147 の値を示していた。取り上げなかった結果については、クリシン志向性の下位因子から内生変数へ引かれたパスがすべて有意ではなかった。

「考え込み型反応」に対しては、「クリシン志向性全体」及び「証拠の重視」、「脱軽信」が自己理解に対して有意な正の影響を与えていたことから、ものごとを少しの疑いもなく信じ込まないようにしようという志向性と、何事も証拠を重視しようとする志向性は、自己に対して焦点をあてることを促進しているということである。これは、証拠を重視し、何事も少しも疑わずに信じ込んだりしない姿勢は自己に対しても向けられており、その結果自己に対して考え、理解しようとする機会が増えているのかも知れない。

一方、「探求心」は「問題解決的考え込み」に対して有意な正の影響を与えていた。このことから、世の中にはいろいろな価値観があると考え、ものごとを探求する姿勢は、問題解決的な考え方を促していくと考えられる。

ただし、今回外生変数として組み込んだ因子から引かれたパスは有意であったとはいえ、その値は .2 に満たず低いものであることより、その効果はあまり高くないと考えられる。

7. クリシン志向性全体と認知的統制との関係

クリシン志向性が認知的統制を通して抑うつに与える影響を検討するため、共分散構造分析を行った。「4. 共分散構造分析による認知的統制が抑うつに及ぼす影響の追試」で用いた認知的統制の構造方程式モデルに対し、外生変数としてクリシン志向性を組み込んだ。観測変数は尺度項目を用い、クリシン志向性を潜在変数とした。ここから、すべての内生変数に対しパスを引いた。適合度指標は SRMR = .080、CFI = .640、RMSEA = .066 であった。分析の結果、「クリシン志向性全体」から「思考と行動の検討」へ引かれたパスは .22 ($p < .01$) で有意であった。「クリシン志向性全体」から引かれたそれ以外のパスはいずれも有意ではなかった。

これは、クリシンに対する志向性をもつことで、思考と行動の検討をするようになる可能性がある、と解釈できる。

同様の構造方程式モデルを、クリシン志向性の下位因子ごとにも構成した。観測変数はそれぞれの尺度項目を用い、潜在変数は各下位因子とした。以下、パスが有意になった結果を記載する。

外生変数として組み込んだ「証拠の重視」から「抑うつ」へと引いたパスが .172 ($p < .05$) で有意に、「思考と行動の検討」へと引いたパスが .218 ($p < .05$) で有意となった。次に、「不偏性」から「思考と行動の検討」へと引いたパスが .218 ($p < .01$) で有意となった。

「思考と行動の検討」に対し、「クリシン志向性全体」及び「証拠の重視」、「不偏性」が有意な正の影響を与えていたことから、クリシン志向性をもつことにより、問題状況を分析し、幅広い解釈や行動の選択肢を検討することができるようになる可能性が示された。これは、認知的統制、特に「思考と行動の検討」がクリシンと非常に近い概念であることを考え合わせると、クリシンを身につけるためにはクリシンに対する志向性が重要であるとする、廣岡・小川・元吉(2000)の知見を裏打ちする結果であると考えられる。

破局的思考の緩和に対しては、どの志向性も影響を与えていなかった。このことから、自らの思考をコントロールし否定的な思考から距離を置くことは、クリシン志向性を持つことによって、直接的にできるようにはならないと考えられる。

また、「証拠の重視」から「抑うつ」へと直接引かれたパスが有意となったが、考え込み型反応との関係を踏まえたモデルでは「証拠の重視」から「抑うつ」へ引かれたパスは有意となっていなかったことから、証拠を重視する姿勢そのものが抑うつ的であることを示しているわけではないことが伺える。

8. 本研究で確認された先行研究の知見と新要素

クリシンを身につけさせること、つまりクリシンを教育するという視点を持った場合、まずはクリシンを行いたいという志向性を高めることが重要であると考えられている(廣岡ら, 2000)。クリシンのなかでも重要な要素である自分の思考と行動を検討することと、クリシン志向性との間に関係が見いだされたことや、世の中にはいろいろな価値観があると考え、ものごとを探求せんとする志向性が、問題解決的な考え方をすることを促していくと考えられる結果が示されたことから、本研究の中でも、先行研究の知見は裏打ちされたと言えるだろう。

また、先行研究で見出されていた、考え込み型反応

及び認知的統制が抑うつに与える影響については、本研究においてもほぼ支持されたと考えられる。まず、野口・藤生（2005）で指摘されていたRRSの邦訳版における brooding（否定的考え込みに相当）の内の一貫性の低さについては、ある程度克服されたと考えられる。次に、名倉・橋本（1999）で示されていた通り、RSQにおける考え込み型反応は1因子構造を持つものではなく、複数の因子を持っていることが本研究においても確認された。名倉・橋本（1999）では「否定的考え込み」と「分析的考え込み」という考え込み型反応の2つの下位因子が見出された。本研究の結果から、「分析的考え込み」はさらに、自己に焦点をあてて理解しようとする「自己理解」と、直面している抑うつ気分に対して解決志向的に考え込む「問題解決的考え込み」の2つに分かれる可能性を示唆された。新たに見出されたこれら2つの因子は、抑うつに対して異なる働きを示しており、特に問題解決的考え込みは抑うつの低減に効果的であることが示された。これまで考え込み型反応は抑うつを促進するか、良くとも関係がないと考えられてきた。しかし、中には抑うつの低減に効果的な考え込みもある可能性が示唆されたことは興味深いと思われる。

認知的統制については、甘利・馬岡（2002）が示す通り、「思考と行動の検討」を行うこと、すなわち問題状況を分析し、問題対処のための様々な可能性を考慮することによって、「破局的思考の緩和」を導くことができることが確認された。また、「破局的思考の緩和」を用い、ネガティブな思考から距離を置くことによって抑うつを低減できることも確認された。加えて、「思考と行動の検討」ができることと、ネガティブな思考に陥らないように認知をコントロールできることは違う次元である可能性が、偏相関分析により示された。

9. クリシン志向性が抑うつを導く可能性と、クリシン教育の留意点について

本研究の目的は、①抑うつと考え込み型反応及び認知的統制に関する先行研究の追試を行うこと、②クリシン志向性が考え込み型反応及び認知的統制とどのような関係を持っており、どのように抑うつと関わっているのかを検討することであった。これを把握することによって、クリシン教育を行う際に留意すべき点を見出すことがねらいであった。

結果として、総じてクリシン志向性を高めるよう働きかけることは、抑うつを重症化させるようなリスクを持っているものではないと考えられた。それだけでなく、クリシン志向性をもたせようと働きかけること自体も、抑うつの予防にわずかながら有用である可能

性が見出された。

ひとつは、クリシン志向性を高めることは、自らの思考と行動を検討することにつながる。思考と行動の検討を行うことによって、抑うつ的で破局的な考えから距離をおくことができるようになり、抑うつの低減へと働く可能性があるからである。このためには、クリシン志向性の中でも、特に証拠を重視する姿勢、どこかに偏ることなく考えようとする姿勢が重要になると考えられる。

もうひとつは、クリシン志向性を高めることによって、問題解決的に考えることを促進できる可能性があるためである。詳細なプロセスは本研究では明らかにできないが、問題解決的に考えることによって抑うつを低めることができる可能性が高い。問題解決的に考えることは、世の中にはいろいろな価値観があると考え、ものごとを探求する姿勢から導かれる可能性がある。このことから、「様々な価値観や捉え方、視点がある」ことを強調する働きかけが有効だと考えられる。

以上2点より、クリシン教育を行う場合は、クリシン志向性の中でもまずは証拠を重視する志向性、偏ることなく思考しようとする志向性、そして、世の中には様々な価値観や捉え方、視点があり、そのことを意識して考える志向性を高めることが効果的であると言えるだろう。

また、クリシンを教育する際に留意すべきこととして、自己に焦点をあてて考えすぎないようにすることが挙げられる。自分のことを理解しようと、自己に焦点をあてて考える「自己理解」は、否定的に考えることと同程度に、抑うつと直接的に関連していた。それと同時に、自己に焦点をあてて考えることは否定的に考えることも関連していた。このことから、おそらく否定的な考え込みを行うものは、「自己」と「否定的な事柄」が強く結びついた知識構造をもってしまっている可能性がある。否定的考え込みを行うとき、同時に自己に対して焦点をあてていることによって、その否定的な考えと自己とが結びついていく。その結果、自己に対する認識がネガティブなものになり、自己について焦点をあてるだけで同時に否定的な考えが生起・活性化されるようになると考えられる。すなわち、単純にネガティブ体験や否定的な思考からの影響のみを受けて抑うつが高まっているわけではなく、ネガティブな自己に対する情報を多く持っているなど、認知処理を受ける自己の内容がネガティブになっている（ネガティブな自己の側面がアクセスされやすくなっている）ことの影響を受けて抑うつが高まっていると考えられる。つまり、自己に対して焦点をあてる行動そのものによって、ネガティブな自己情報が処理され、それによって抑うつが強められるのだろう。これは、本

邦において坂本（1997）が提起している自己注目の理論とほぼ重なる部分と考えられる。

クリシン志向性のうち、ものごとを軽々に信じ込まないようにしようとする志向性と、証拠を重視する志向性は、低い値ではあるが「自己理解」を有意に予測していた。

何故にこれらの志向性が自己を理解しようと考えることと関連しているかは定かではないが、自己認知がネガティブに偏っている者にとって、この2つの志向性は毒となる可能性がある。このような人はおそらく、誰かから長所を誉められるなどの自己にとってポジティブな体験をした際、次のように処理するだろうと考えられる。誉められた事柄に対して、ものごとを軽々に信じ込まないようにする志向性が働いた場合、誉められた事柄に対して証拠を探そうとするであろう。しかし、彼の自己認知はネガティブに偏っているが故に、そのポジティブな体験を裏付ける証拠は彼の体験のなかから引き出されにくい。よって、彼は誉められたことを信じない。一方で、けなされるといったネガティブな体験をした際には、仮にそのことを軽々には信じ込まないように志向性が働いたとしても、そのネガティブな体験を裏付ける証拠は非常に容易に引き出される。よって、彼はけなされたことを確認することとなる。

このプロセスは、自己に対する認識がネガティブに偏っている者ほど辿りやすいと考えられる。このことを考慮するならば、クリシンを教育する際には、自分についてのクリシンは、ひとりきりでは行わずに、友人に相談したり学生相談を利用するなど、信頼できる他者と共に行うことが大切であることを伝える必要があるだろう。それと同時に、クリシンを教育する際に、自己確認バイアスや基本的帰属の錯誤など、心理学がこれまで蓄積してきた「人間の思考の誤りやすさ」について伝えること、特にこれは「自分自身に対しても起こること」を、強調して伝えることが望まれるだろう。

10. 本研究の問題点と今後の課題

本研究の問題点として、いくつかの尺度の信頼性係数が低く、内的一貫性に問題があることが挙げられる。特にクリシン志向性尺度の「決断力」、改訂版 RSQ & RRS 尺度の「自己理解」の内的一貫性に問題が残った。また、共分散構造分析によって検討したモデルの適合度はどれも、不適格ではないものの良好とはいえない値の範囲であった。これらのことから、本研究の結果は示唆の域を出ておらず、解釈には慎重になる必要がある。

なにより、本研究ではクリシン能力を直接測定していない。クリシンが抑うつに効果的であることを、考え込み型反応と認知的統制というクリシンと類似した

概念を用いることによって担保し、間接的に考察している。今後は、クリシン能力を直接扱い、抑うつとの関係を確認することが望まれるだろう。

引用文献

- 甘利知子・馬岡清人 2002 認知的統制と自己効力感が女子大学生の抑うつと不安に及ぼす影響 日本女子大学大学院紀要 家政学研究科・人間生活学研究科 第8号 29-39
青木繁伸 群馬大学社会情報学部教授のHP
<http://aoki2.si.gunma-u.ac.jp/R/pfa.html>
<http://aoki2.si.gunma-u.ac.jp/R/mycor.html>
- Ennis, R. H. 1987 A Taxonomy of Critical Thinking Dispositions and Abilities. In J.B. Baron & R.J. Sternberg (Eds.), *Teaching Thinking Skills* W. H. Freeman.
- 平山のみ 2004 批判的思考を支える態度および能力測定に関する展望 2004 京都大学大学院教育学研究科紀要 第50号 290-301
- 廣岡秀一・小川一美・元吉忠寛 2000 クリシンに対する志向性の測定に関する探索的研究 三重大学教育学部研究紀要 第51巻 教育科学 161-173
- 廣岡秀一・元吉忠寛・小川一美・斉藤和志 2001 クリシンに対する志向性の測定に関する探索的研究(2) 三重大学教育実践センター紀要 第21号 93-102
- 伊藤拓・竹中晃二・上里一郎 2002 反応スタイル理論 (Response Styles Theory) の研究動向と課題 健康心理学研究 15 39-51
- 楠見孝 1996 帰納的推論と批判的思考(市川伸一編) 認知心理学4 思考 東京大学出版会 37-60
- Kurfiss, J. G. 1988 Critical thinking: Theory, research, practice, and possibilities. ASHE-ERIC Higher Education Report No.2., *Association for the Study of Higher Education*.
- 名倉祥文・橋本幸 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 1-11
- 野口理英子・藤生英行 2005 怒りの表出抑制と抑うつへの反応スタイルとの関連 上越教育大学心理教育相談研究 4 39-48
- Nolen-Hoeksema, S. 1987 Sex differences in unipolar depression: Evidence and theory. *Psychological Bulletin*, 101, 259-282
- 糠野亜紀 2004 短期大学生の精神的健康状態に関する研究 信愛紀要 44 49-51
- 文部科学省 HP http://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/gakuryoku/korekara.htm
- 大野裕 1989 認知療法 心身医学 29 9-15
- 坂本真士 1997 自己注目と抑うつの社会心理学 東京大学出版会
- 島悟・鹿野達男・北村俊則・浅井昌弘 1985 新しい抑うつ性自己評価尺度について 精神医学 27 717-723

付記

本論文は第1著者が平成19年度に提出した卒業論文のデータを再分析したものである。