

中学生における抑うつ傾向と抑うつスキーマの関連における 自尊心と性別の調整効果の検証

吉 武 尚 美*

Examining the Moderating Role of Self-Esteem and Gender in the Relationship between Depressive Schemata and Depressive Symptoms in Japanese Junior High-School Students

YOSHITAKE Naomi

abstract

The present study examined the moderating role of gender and self-esteem to the relationship between depressive schemata and depressive symptoms in early adolescence. Specifically, the purpose of the study was to verify whether depressive schemata have a unique contribution to explaining depressive symptoms over and above the effects of grade and daily stressors, and whether high levels of self-esteem can buffer against depressive reactions in early adolescents with high levels of depressive schemata as well as whether the effects of depressive schemata on depression are differently demonstrated by gender. Five hundred and nine junior high-school students (G7 and G9) have completed measures assessing depressive schemata, daily stressors, self-esteem, and depressive symptoms. In support of the hypotheses, depressive schemata had a unique contribution to explaining depressive symptoms after controlling the effects of grade and stressors. In addition, the effect of depressive schemata on depressive symptoms was found significant only in girls, but the moderating effect of self-esteem on the relationship between depressive schemata and depressive symptoms was not validated. The need for gender-sensitive intervention is discussed.

Keywords : depression, depressive schema, self-esteem, early adolescence

問題

青年期初期にある中学生は、学校環境や対人関係、学業面、さらには第二次性徴の開始による身体的成熟など、それまでの比較的安定していた児童期の環境からは一変し、様々な変化にさらされる (Arnett,2001)。また、アイデンティティの確立を目指し、これまでの生き方を否定し、新たな自分らしい生き方の模索が始まる (Erikson,1950)。このように個人内外の数々の課題に直面するこの時期は、他の発達段階と比べて環境への適応が困難さを伴いやすい。実際、学校生活や家庭生活の満足度は小学校高学年を頂点としてこの時期から高校時代に低下し、その後は回復するという結果が出ている (高見, 2001)。その上、落ち込みや憂うつ気分、食欲不振や興味の減退などに代表される抑うつ症状を抱える者の数は中学生で急増することも指摘されている。例えば、自己記入式抑うつ尺度を用いた調査によると、抑うつ症状の程度が一定基準値を上回る子どもの割合は、小学生では7.8%、中学生は22.8%であり、女子の方がいずれの学年でも男子より多いことが報告されている (傳田・賀古・

キーワード：抑うつ傾向、抑うつスキーマ、自尊心、青年期前期

*平成20年度生 人間発達科学専攻

佐々木・伊藤・北川・小山, 2004)。ゆえに、中学生は抑うつに最も脆弱な発達段階の1つと考えられる。したがって、この時期の子どもたちに対し、日々の生活をより積極的に楽しみ、数々の課題に積極的に取り組みながら成長を遂げられるよう、抑うつリスクを同定し、そうしたリスクへの脆弱性を持つ者を早期に見つけて介入しなければならない。

さて、抑うつという状態は、それ自体が個人にとって不快な経験というだけでなく、数々の心理社会的な問題にさらされやすくなるという点からも深刻である。学業不振や、親や友人、教師との間でトラブルを生じやすく (Vernberg, 1990)、思春期の抑うつ状態は成人期発症の抑うつ状態に比べて衝動性や自己破壊性が強く、この時期に急増する自殺率との関連も無視できない (辻井・本城, 1998)。また、若い頃から抑うつ状態にあると、成人期に大うつ病やその他の精神疾患を発症するリスクが高まり (Goodyer, Herbert, Tamplin, & Altham, 2000)、思春期のうつ病の再発率は5年以内で7割という報告や (Birmaher, Ryan, Williamson, Brent, Kaufman, Dahl, Perel & Nelson, 1996)、成人期への継続性も指摘される (Harrington, Rutter, & Fombonne, 1996)。したがって、思春期の抑うつ状態に関連する要因を調査することは、子どもたちの現在の精神的健康や社会的適応の向上を図るだけにとどまらず、成人期における精神疾患の発症を予防する上で非常に重要な課題である。

現在までに、抑うつの原因論として様々な見地から多くの説明が試みられ、検証が進んでいる。中でも Beck (1976) は、ネガティブに歪んだ認知的傾向を持つ者は抑うつ状態に陥りやすいのではないかと考えた。ネガティブに歪んだ認知的傾向 (以降、抑うつスキーマ) とは、例えば「私は何でも他人よりうまく出来ないといけなし、そうでなければ人間失格だ」、「誰かに好かれなかったら誰にも好きになってもらえない」など、現実の状況にそぐわない、非合理的な思考を指す。そして、このような思考が現実を否定的に歪めて解釈させ、結果として抑うつに至らしめると仮定している。当時、抑うつは感情の障害であると考えられていたが、Beckの抑うつ理論は抑うつの本質を認知の障害であると定義し、歪んだ認知を変容させることで抑うつ感情を抑えようとする認知療法を生み出し、薬物治療による感情制御に主眼を置いた従来の介入方法に替わる治療法を開発した (丹野・坂本, 2001)。故に、Beckの抑うつ認知理論の中心概念である抑うつスキーマに関する知見を蓄積することは、抑うつ傾向に対する効果的な認知的アプローチを考える上で大きな意義がある。これまでの知見において抑うつスキーマと抑うつとの関係をテーマにした研究で青年期を対象にしたものは多くないが、大学生 (Kwon & Oei, 1992) や高校3年生 (Abela & D'Alessandro, 2002) を対象にした研究からは、抑うつスキーマとネガティブな出来事が相互に作用して抑うつ状態が進行したという知見が得られている。日本でも、小学4~6年生を対象にした佐藤・新井の研究 (2004) により、抑うつスキーマは抑うつ傾向と関連することが示されている。しかし、中学生を対象に、抑うつスキーマを測定し、抑うつ傾向との関係について検証した研究は報告されていない。

ところで、抑うつの原因論についての検証が進む一方、個人がネガティブな出来事に遭遇したとき、そのショックを和らげ、抑うつ発症を防いでくれるような、いわゆるストレスに対するバッファ (緩衝材) の役目をする変数の研究も行われている。本研究では自尊心に焦点を当て、その効果を検証する。自尊心とはどの程度自分が好きか、およびどの程度自分を肯定的に捉えているかを表す指標とされている (Baumeister, 1998)。自尊心の低さと抑うつとの関係は多くの知見から示されており (例えば Lewinsohn, Gotlib, & Seely, 1997)、特に絶望感・自尊心統合理論 (Metalsky, Joiner, Hardin, & Abramson, 1993) では、抑うつ的帰属スタイルを持つ者 (i.e., ネガティブな出来事の原因を内的・安定的・全般的要因に帰属する傾向; Seligman, Abramson, Semmel, & von Baeyer, 1979) や、ネガティブな出来事を多く経験した者にとって、高い自尊心が抑うつ発症のバッファとなるだろうと考えた。これを検証するため、Robinson, Garber, & Hilsman (1995) は、小学校から中学校に移行する者を対象に、抑うつ的帰属スタイルと自尊心が抑うつに影響するかどうかを調査した。その結果、自尊心が高いと抑うつ的帰属スタイルを有していても抑うつ進行が抑制されることを見出した。また、Abela (2002) も、大学入試の不合格を知らされた高校3年生のうち、抑うつ的帰属スタイルを有し、かつ自尊心が低い者のみ、抑うつ気分が増大したと報告している。ただし、これらの研究は抑うつリスク要因である認知的傾向として抑うつ的帰属スタイルを用いており、これとは別の認知的傾向である抑うつスキーマについて、それが自尊心と相互に作用し、青年期の抑うつにいかなる影響を及ぼしているかについては検証されていない。

また、抑うつ有病率に見られる性差に関連する要因を明らかにすることも重要である。一つの有力な要

困として、抑うつ症状やその原因および結果について繰り返し受動的に考える、いわゆる反すう思考 (Nolen-Hoeksema & Girgus, 1994) は、青年期にはすでに女子の方が男子より顕著に見られ、抑うつとの関連も女子の方に強く認められている (Jose & Brown, 2008)。しかしながら、青年期の抑うつスキーマと性別の関連については明らかにされておらず、抑うつスキーマが抑うつに及ぼす影響について性差があるかは検討されていない。したがって、抑うつ状態に見られる性差が抑うつスキーマに見られる性差と関連しているかを明らかにすることは、男子より抑うつ状態が高い女子に対し、有効な予防的介入を行うための重要な手がかりが得られると考える。

そこで本研究では、中学生の抑うつ傾向に対して、抑うつスキーマがリスク要因として独自の関連性を有しているか、そして抑うつスキーマの影響は自尊心の高さおよび男女によって異なるかについて検討する。その際、青年期にネガティブな出来事の頻度が増大する (Hoffman, Levy-Shiff, & Malinski, 1996) ことを踏まえ、ストレスフルな出来事の影響を考慮してもなお、抑うつスキーマが抑うつ傾向に独自の影響を及ぼしているかを検討することとした。本研究の仮説は2点である。(a) ストレスフルな出来事の影響を統制してもなお、抑うつスキーマの高さは抑うつ傾向と正の関連を示すだろう。(b) 抑うつスキーマが抑うつ傾向に及ぼす影響は自尊心の低い者および女子に顕著に見られるだろう。

方法

1. 調査対象者と手続き

2005年7月、東京都の公立中学校2校の1年生と3年生に自己記入式の質問紙調査を実施した。学級担任が質問紙の配布と回収を行った。質問紙の冒頭で、答えた内容が他の人に知られることは決してないことを明記した。回答に不備があった者を除き、最終的に509人 (1年生260人, 3年生249人; 男子261人, 女子248人) を分析対象とした。

2. 測定尺度

(1) **抑うつスキーマ**: 児童用非機能的態度尺度 (Dysfunctional Attitudes Inventory for Children: DAIC; 佐藤・新井, 2003) は、成人用抑うつスキーマ測定尺度Dysfunctional Attitudes Scale (DAS; Weissman & Beck, 1978) を子ども用に改変した尺度である。16項目から成り、回答は0 (ぜんぜんそう思わない) ~ 3 (いつもそう思う) で採点され、得点が高いほど抑うつスキーマを強く有していることを表す。得点の範囲は0から48点である。

この尺度は比較的新しく、心理尺度特性の分析データを蓄積する必要があると考え、本研究においても因子構造と信頼性の確認を行った。佐藤ら (2003) に基づき、DAICの16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結果、各因子に属する項目は一部異なるものとなったが、佐藤ら (2003) と同様の2因子 (「破局的・絶望的態度 (13項目)」と「賞賛・承認希求的態度 (3項目)」) が再現され、信頼性係数も同等の値を示した (破局的・絶望的態度: $\alpha = .85$; 賞賛・承認希求的態度: $\alpha = .64$)。よって、DAICは先行研究と同程度の信頼性と因子構造を有していることが確認された。DAICの項目と因子分析結果を表1に示す。

なお、本研究の目的は抑うつスキーマという認知的傾向全般が抑うつを有意に予測しうるかを調べることにあたるため、分析にはDAICの両因子の項目を合わせた全項目を用いた。このとき、DAICの全16項目の α 係数は.83であった。

(2) **ストレスフルな出来事**: 中学生にとっての不快事象を尋ねる「ストレッサー尺度」(池上・井上, 2002) は、「家庭」、「学校」、「社会」の場面における中学生にとってストレスフルな出来事 (すなわちストレッサー) を集めている。本研究では中学生が日常的に頻繁に遭遇するような身近なストレッサーに着目し、「家庭」(家の人に勉強しろとうるさく言われた、家の人に自分の気持ちをわかってもらえなかった、など) および「学校」(自分は悪くないのに先生から注意された、学校の友だちに悪口を言われた、など) の2場面 (各10項目、計20項目) を使用した。この尺度の本来の採点は、各出来事について、過去の経験頻度と主観的な嫌悪度を回答してもらい、両者を掛け合わせてストレッサー得点を算出する方式であるが、本研究は先行研究に従い (例えば、佐藤ら、

表1 児童用非機能的態度尺度 (DAIC) の因子分析結果

	質問項目	因子負荷量
I 破局的・絶望的態度 (13項目、$\alpha = .85$)		
12	ぼく (わたし) に反対する人は、みんなぼく (わたし) のことがきらいなのだ	.65
15	ぼく (わたし) がどんなにがんばっても、なにもいいことはない	.65
5	ぼく (わたし) が何かまちがえてしまったら、みんなぼく (わたし) をばかにするだろう	.62
11	わからないことをだれかに聞いたりしたら、かならずばかにされてしまう	.61
3	ぼく (わたし) は、何をやってもほかの人からほめてもらえない	.60
8	ぼく (わたし) は、何でもうまくできないといけない(B)	.55
2	もし何かしっぱいしてしまったら、ぼく (わたし) はだめな人だ	.54
7	ほかの人たちはしんようできない	.54
4	ぼく (わたし) がちょっとでもまちがえてしまったら、全部まちがえたのと同じことだ	.53
16	ぼく (わたし) は、すべての人からすきになってももらえなければならない(A)	.49
14	ほかの人からほめてもらえない人は、かっこわるい(B)	.49
6	ちゃんとできないなら、はじめからやらない方がました	.42
1	ぼく (わたし) は、どんなことでもほかの人と同じくらいはできないといけない (A)	.34
II 賞賛・承認希求的態度 (3項目、$\alpha = .64$)		
10	ぼく (わたし) は、みんなを楽しませなければならない	.50
9	どんなときでも楽しくないといけない (B)	.47
13	ぼく (わたし) は、ぜったいにほかの人からきらわれてはいけない	.46

因子間相関 .46

$n=497$ 。最尤法プロマックス回転による。(A)は佐藤ら (2003) と同じ因子に抽出されなかった項目、(B) は除外された項目。

2004)、回答者のバイアスの影響を最小限に抑えるため、出来事の主観的な評価は考慮せず、ストレスフルな出来事の経験頻度のみを尋ねた。したがって回答は、過去数週間の中に質問の出来事をどれだけ経験したかについて、0 (全然なかった) ~ 3 (よくあった) の4件法で求めた。20項目の合計得点を算出し、ストレスサー得点とした。得点が高いほどストレスフルな出来事に多く遭遇したことを表している。 α 係数は.89であった。

(3) **自尊心**: 自尊心の度合いを測定するために、Perceived Competence Scale for Children (PCSC; Harter, 1979) の日本語版「認知されたコンピテンス尺度」(桜井, 1983) を用いた。PCSCは、「学業能力」、「運動能力」、「社会的受容」、「全体的自己価値」の4つの下位尺度で構成されているが、本調査では具体的な能力についての自己評価の上位概念であり、自分の生き方や信念に関連していると見られる「全体的自己価値」の7項目のみを使用した (例: 今のままの自分でいたいと思います)。回答は、まず2つの対立する選択肢から自分に該当するほうを選び (例: 今のままの自分でいたいと思います/できるならば、なおしたい欠点が、たくさんあります)、さらに選択した文の内容について「よくあてはまる」のか「だいたいあてはまる」のかを選ぶという2段階で行う。7項目の得点を合計し、自尊心得点とした。全般的な自分の生き方に対する肯定度が高いほど得点が高くなることを意味する。この下位尺度の α 係数は.77とやや低い値を示したが、これは桜井 (198) と同等の値であった。

(4) **抑うつ傾向**: Depression Self-Rating Scale for Children (DSRS-C; Birlleson, 1981) 日本語版 (村田・清水・森・大島, 1996) は、子どもの抑うつ状態を測定する18項目で構成された自己評定式尺度である。回答は0 (そんなことはない)・1 (ときどきそうだ)・2 (いつもそうだ) の3件法で、合計得点が高いほど抑うつ傾向が高いことを表す。本研究におけるDSRS-Cの全項目の信頼性係数は $\alpha = .82$ であり、内的整合性が高いことが確認された。

結果

2つの中学校で抑うつ傾向得点に統計的な有意差が認められなかったため ($t = .83, p = .41$)、分析には2校を合算したデータを使用した。

1. 基本属性と抑うつスキーマの関連

抑うつスキーマ得点に男女や学年の違いが見られるかを調べるため、性別と学年(中1と中3の2学年)の2要因による分散分析を行ったところ、いずれの要因にも主効果は認められなかった(性別: $F(1, 505) = 1.83, n.s.$; 学年: $F(1, 505) = 0.48, n.s.$)。したがって、男女や学年により抑うつスキーマの度合いに違いはないことが示唆され、これは抑うつスキーマと年齢および性別の関連は弱い無相関であると報告している佐藤ら(2004)と同様の結果となった。

2. 中学生の抑うつ傾向と説明変数との関連

抑うつ傾向得点についても性別と学年の2要因による分散分析を行った結果、学年と性別の主効果が認められ、女子は男子よりも抑うつが高く($F(1, 505) = 7.01, p < .01$)、中学1年生よりも3年生の方が抑うつ傾向が高いことが示された($F(1, 505) = 10.45, p < .01$)。このとき、DSRS-Cの合計得点の16点をカットオフ・スコアとし(傳田ら, 2004)、DSRS-C得点がこれ以上である生徒を抑うつ群とみなし、その割合について調べた。その結果、全体の27.9%(152人)が該当した(男子24.9%: 女子31.0%; 1年生23.8%: 3年生32.1%)。よって本研究においても先述の大規模調査の結果(中学生の抑うつ群の割合は22.8%; 傳田ら, 2004)と同等に、高い割合で抑うつ群の存在が認められた。

表2に、本研究で測定した尺度得点について、平均と標準偏差、変数間の相関を掲げた。抑うつスキーマ得点は、抑うつ傾向得点($r = .43, p < .01$)、ストレス($r = .40, p < .01$)、自尊心($r = -.35, p < .01$)と、いずれも中程度の有意な相関を示した。欧米では青年期の抑うつスキーマとストレスは無相関であるとされているが(Lewinsohn, Joiner, & Rohde, 2001)、佐藤ら(2004)の報告と同様に、本研究でも抑うつスキーマとストレスの間に中程度の正の相関が認められた($r = .40, p < .01$)。よって、抑うつスキーマを強く有する中学生は、ストレスと感ずる出来事を多く経験し、自尊心が低く、抑うつ的な傾向にあると考えられる。

表2 本研究で使した変数間の相関

	1	2	3	4	5	6
1. 性別						
2. 学年	-.01					
3. ストレッサー	-.07	.00				
4. 抑うつスキーマ	.06	-.03	.40**			
5. 自尊心	-.14**	-.07	-.21**	-.35**		
6. 抑うつ傾向	.16**	.17**	.33**	.54**	-.49**	
平均			17.94	11.28	14.69	11.99
標準偏差			11.45	7.79	4.00	5.91

* $p < .05$, ** $p < .01$; $n = 508$, 学年(1 = 1年生, 3 = 3年生), 性別(0 = 男子, 1 = 女子)

ストレス = ストレッサー尺度の「家庭」「学校」下位尺度

抑うつスキーマ = 児童用非機能的態度尺度

自尊心 = Perceived Competence Scale for Childrenの「全体的自己価値」下位尺度

抑うつ傾向 = Depression Self-rating Scale for Children

3. 階層重回帰分析を用いた抑うつ傾向の予測

仮説検証を行うため、抑うつ傾向得点を結果変数とした階層重回帰分析を行った。回帰式にはまず学年とストレスを共変数として投入した上で、性別、抑うつスキーマ、および自尊心を投入して各主効果を検討した(モデル1)。次に、モデル1に性別、抑うつスキーマ、および自尊心間の1次の交互作用項を説明変数として加え

たモデルを検討した（モデル2）。最後に、性別、抑うつスキーマ、および自尊心間の2次の交互作用項を加えたモデルを検討した（モデル3）。なお、調整変数である性別は、性別の抑うつへの効果が平均値として解釈できるように、男子、女子をそれぞれ-1と1にコード化した（effects coding; Frazier, Tix, & Barron, 2004）。また、変数間の相関が高いことから生じる多重共線性の問題を考慮し、尺度得点であるすべての予測変数は平均値からの偏差に変換して回帰分析に用いた（Aiken & West, 1991）。重回帰分析の出力結果を表3に示す。

モデル1では、抑うつ傾向を予測する上で、性別（ $\beta = .10, p < .01$ ）をはじめ、抑うつスキーマは正の効果（ $\beta = .38, p < .01$ ）、自尊心は負の効果（ $\beta = -.30, p < .01$ ）のあることが認められた。次にモデル2では R^2 の変化量が有意となり（ $\Delta R^2 = .02, p < .01$ ）、モデル1で有意となった変数に加えて、抑うつスキーマと性別の交互作用項が有意となった（ $\beta = .08, p < .05$ ）。しかし、抑うつスキーマと自尊心の交互作用は有意傾向にとどまった（ $\beta = -.07, p = .058$ ）。一方、性別と自尊心の交互作用は有意ではなかった（ $\beta = -.004, n.s.$ ）。最後に性別、抑うつスキーマ、自尊心間の2次の交互作用項を投入したモデル3の R^2 はモデル2からの上昇分が有意とはならなかった（ $\Delta R^2 = .001, n.s.$ ）。最終的な回帰モデル（モデル2）は抑うつ傾向得点の分散の44.7%を説明した（ $F(8,499) = 50.44, p < .01$ ）。

表3 抑うつ傾向を予測する階層重回帰分析の結果

予測変数	モデル1		モデル2		モデル3	
	B	β	B	β	B	β
学年	.94	.16**	1.00	.17**	1.00	.17**
ストレッサー	.06	.12**	.06	.12**	.06	.13**
性別	.60	.10**	.58	.10**	.51	.09*
抑うつスキーマ	.29	.38**	.28	.37**	.27	.36**
自尊心	-.45	-.30**	-.44	-.30**	-.44	-.30**
抑うつスキーマ×自尊心			-.01	-.07†	-.01	-.07†
抑うつスキーマ×性別			.06	.08*	.06	.07†
自尊心×性別			-.01	.00	-.01	-.01
抑うつスキーマ×自尊心×性別					.01	-.04
R^2		.43**		.45**		.45**
R^2 の変化量				.02**		.001

** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$, $n = 508$, 性別（-1 = 男子, 1 = 女子）

ストレッサー = ストレッサー尺度の「家庭」・「学校」下位尺度

抑うつスキーマ = 児童用非機能的態度尺度

自尊心 = Perceived Competence Scale for Children の「全体的自己価値」下位尺度

抑うつ傾向 = Depression Self-rating Scale for Children

4. 抑うつ傾向に及ぼす抑うつスキーマと性別の交互作用の検討

階層重回帰分析により、抑うつスキーマと性別の交互作用項が抑うつ傾向を有意に説明することが示されたため、Simple Slope Analysis (Aiken et al., 1991)を用いてこの交互作用について詳しく検討した。まず、男女別に、抑うつスキーマ得点が平均値のとき、および平均値より高い値（平均+1SD=19.07）と低い値（平均-1SD=3.49）のときの抑うつ得点をプロットした（図1を参照）。抑うつスキーマの高低にかかわらず、女子のほうが男子よりも抑うつ得点が高かった。次に、男子を0、女子を1とコード化し、回帰モデル2を実行したところ、男子の回帰直線の傾きは有意とはならず（ $B = .09, n.s.$ ）、男子を1、女子を0とコード化し、回帰モデル2を実行したところ、女子の回帰直線の傾きは有意となった（ $B = .34, p < .01$ ）。よって、男子の場合には抑うつスキーマと抑うつとの関係は有意ではないが、女子の場合には抑うつスキーマが抑うつ傾向に対して有意な説明力を持つことが示された。つまり、男子では抑うつスキーマの高低による抑うつ傾向への影響は見られないが、女子では抑うつスキーマの高さが抑うつ傾向を有意に高めることが示唆された。

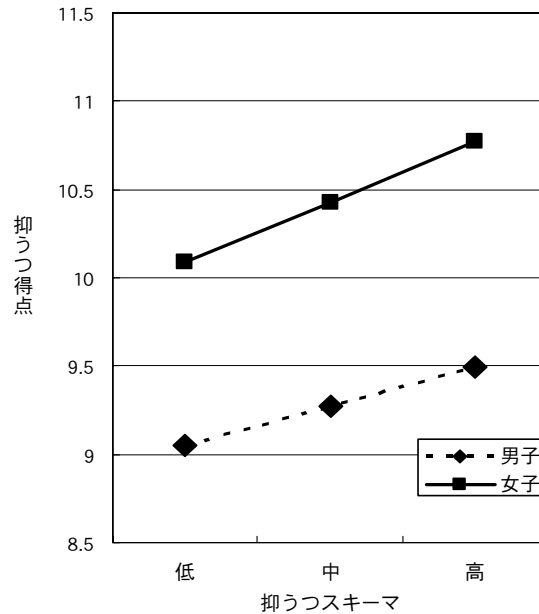


図1 抑うつスキーマと抑うつ傾向の関係を調整する性別の効果

考察

本研究は、日本の中学生を対象にして抑うつ認知リスク要因である抑うつスキーマが抑うつ症状に与える影響を検討した初めての研究である。そして、DAIC日本語版は抑うつスキーマを測定する尺度として、児童期後期のみならず（佐藤ら，2003）、青年期初期においてもその信頼性の高さが認められた。本研究の仮説検証の結果、次のことが明らかとなった。(a)学年およびストレスフルな出来事の影響を統制してもなお、抑うつスキーマの高さは抑うつ傾向と正の関連を示した。(b)抑うつスキーマが抑うつ傾向に及ぼす影響には性差が認められ、女子に顕著に見られた。これらの結果は仮説を支持するものである。しかしながら、仮説に反して、自尊心が抑うつスキーマと抑うつ傾向の関係を調整する効果については、これを支持する十分な結果が得られなかった。本研究により、抑うつスキーマ得点に性別による有意な差は認められないにもかかわらず、抑うつスキーマが抑うつ傾向に及ぼす影響には性差があることが明らかとなり、抑うつスキーマの強さは男子よりも女子にとって抑うつへのリスク要因となることが示唆された。これは抑うつスキーマが男女で同レベルであっても、女子の方が抑うつへの脆弱性が高まることを意味しており、この抑うつスキーマの影響度合いの違いが青年期の抑うつ有病率にすでに見られる男女差を説明する要因の一つではないかと考えられる。

抑うつスキーマは抑うつ症状の中でも自己概念の不安定さと他者からの受容観と関連するという知見がある（Abela & Sullivan, 2003）。発達精神病理学者は、青年期初期における形式的操作と抽象的思考の増加がこの時期の子どもたちの自己概念を不安定にさせるのではないかと考えている（Schwartz, Gladstone, & Kaslow, 1998）。これまでの研究において、青年期初期の子どもたちは児童期や青年期中期以降の者たちと比べて自尊心の変動が大きく、自己批判的な傾向が目立つことが確かめられている（Alsaker & Olweus, 1992）。特に青年期の女子の自尊心は青年期を通じて男子より変動の幅が大きいことも示唆されている（Baldwin & Hoffmann, 2002）。また、友人と自分を比較したり（Schwartz, et al., 1998）、親と不仲になる（Larson & Richards, 1991）といった対人関係の変化により、青年期初期の子どもたちの抱く他者からの受容観が脆弱になっているとも考えられる。したがって、認知的小および対人的な発達のプロセスが青年期初期において抑うつスキーマが抑うつ症状に影響をもたらす素地を作っているのかもしれない。

青年期の女子は自己について否定的な認知傾向を示すとともに、羞恥心が強く、他者評価を否定的なものとする傾向があることが指摘されている（Calvete & Cardenoso, 2005）。また、対人的なプレッシャーや性役割の認識に伴う自己省察の機会の増加（Jose et al., 2008）が女子において抑うつスキーマの影響力を増大させる

一因となっているとも考えられる。抑うつ発症率が高い青年期の女子に対する有効な介入策を考案するため、対人的な問題、あるいは学業や自己実現についてのストレスナーなど、この時期の女子がいかなる場面において抑うつスキーマを用いる傾向にあるのか、状況や文脈についての詳細な研究が求められる。

一方、先行研究で自尊心との交互作用が確認された抑うつ的帰属スタイルとは異なり、本研究では抑うつスキーマが自尊心と相互に作用する効果の有意性が確かめられなかった。しかしながら、重回帰分析の結果は有意傾向であり、今回の結果だけでは交互作用の効果が全くないとは言い切れない。今後は調査対象者の年齢の幅を広げて調査を行うことにより、抑うつスキーマが自尊心と相互に作用して抑うつを進行を抑えることができるには認知的発達さがさらに進んだ段階に達していることが必要なかを明らかにしなければならない。本研究により、自尊心の高さはそれ単独で抑うつと有意な負の関連を持ち、性別や、ネガティブに歪んだ認知的傾向における個人差とは無関係に、さらには学年やストレスナーの量にもよらず、抑うつに対する強力な防御要因としての働きがあることを反映していることが示された。自尊心が青年の適応に重要な役割を担っていることは数多くの研究により明らかになっている。例えば、DuBois, Felner, Brand, & George (1999) は、青年の自尊心を多次元で測定し、各次元の自己評価の高低と適応の関係について追跡した結果、学業と家族関係の次元での自己評価を高めることが良好な適応に関連し、友人関係を自己評価の中心に置く者は問題行動への関与が起りやすく、抑うつ状態にも陥りやすいという結果が見出されている。したがって、抑うつスキーマが不安定な自己概念と他者からの受容観に関連するという知見を踏まえると、青年の自己評価を高め、家族を中心とした対人関係が良好に機能することは、自尊心を高めるだけではなく、青年期初期の抑うつスキーマの発達を抑えることにつながるかもしれない。

今後の課題としては次のことが挙げられる。第一に、今回はセルフレポートのみの調査に頼ったが、家族や教師の他者評価や行動観察などのより客観的な情報を取得し、より信頼性の高いデータを用いた研究が求められる。第二に、自尊心については、本研究では日本語版PCSCの下位尺度「全体的自己価値」のみを用いたが、中学生が学業面や対人関係で多くのストレスを抱えている状態を鑑みると、「学業能力」や「社会的受容」における自己評価と抑うつとの関連を調べることは、中学生のストレスとそれによって生じる否定的な自己評価の関係をより具体的に探る上で重要であろう。同様に、達成領域や対人領域などの人生の諸側面から自分にとって何が重要なのかについては、個人差が現れるところである。したがって、自分の大切な領域における能力評価と抑うつ傾向との関係を探ることも今後の重要な課題の一つである。

引用文献

- Abela, J.R.Z. 2002 Depressive mood reactions to failure in the achievement domain: A test of the integration of the hopelessness and self-esteem theories of depression. *Cognitive Therapy and Research*, 26(4), 531-552.
- Abela, J.R.Z., & DAlessandro, D.U. 2002 An examination of the symptom component of the hopelessness theory of depression in a sample of schoolchildren. *Journal of Cognitive Psychotherapy; An International Quarterly*, 15, 33-47.
- Abela, J.R.Z., & Sullivan, C. 2003 A test of Beck's cognitive diathesis-stress theory of depression in early adolescence. *Journal of Early Adolescence*, 23(4), 384-404.
- Aiken, L.S., & West, S.G. 1991 *Multiple regression: Testing and interpreting interaction*. Sage: California.
- Alsaker, F.D., & Olweus, D. 1992 Stability of global self-evaluations in early adolescence: A cohort longitudinal study. *Journal of Research on Adolescence*, 2, 123-145.
- Arnett, J.J. 2001 *Adolescence and Emerging Adulthood: A Cultural Approach*. Prentice Hall: New Jersey.
- Baldwin, S.A. & Hoffmann, J.P. 2002 The dynamics of self-esteem: A growth-curve analysis. *Journal of Youth and Adolescence*, 31(2), 101-113.
- Baumeister, R.F. 1998 The self. In D.Gilbert, S.Fiske, & G.Lindzey (eds.), *The Handbook of Social Psychology*. Random House: New York.
- Beck, A.T. 1976 *Cognitive Therapy and the Emotional Disorders*. The Guilford Press: New York.
- Birleson, P. 1981 The validity of depressive disorder in childhood and the development of a self-rating scale: A research report. *Journal of Child Psychology and Psychiatry and Allied Disciplines*, 22, 73-88.
- Birmaher, B., Ryan, N.D., Williamson, D.E., Brent, D.A., Kaufman, J., Dahl, R.E., Perel, J., & Nelson, B. 1996 Childhood and

- adolescent depression: A review of the past 10 years. Part I. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 35, 1427-1439.
- Calvete, E., & Cardenoso, O. 2005 Gender differences in cognitive vulnerability to depression and behavior problems in adolescents. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 64(3), 179-192.
- 傳田健三・賀古勇輝・佐々木幸哉・伊藤耕一・北川信樹・小山司 2004 小・中学生の抑うつ状態に関する調査—Birleson自己記入式抑うつ評価尺度(DSRS-C)を用いて— 児童青年精神医学とその近接領域, 45(5), 424-436.
- Dubois, D.L., Felner, R.D., Brand, S., & George, G.R. 1999 Profiles of self-esteem in early adolescence: Identification and investigation of adaptive correlates. *American Journal of Community Psychology*, 27(6), 899-932.
- Erikson, E.H. 1950 *Childhood and Society*. W.W. Norton & Co: New York.
- Frazier, P.A., Tix, A.P., & Barron, K.E. 2004 Testing moderator and mediator effects in counseling psychology research. *Journal of Counseling Psychology*, 51, 115-134.
- Goodyer, I.M., Herbert, J., Tamplin, A., & Altham, P.M.E. 2000 First episodes of major depression in adolescents: Affective, cognitive and endocrine characteristics of risk status and predictors of onset. *British Journal of Psychiatry*, 152, 24-27.
- Harrington, R., Rutter, M., & Fombonne, E. 1996 Developmental pathways in depression: Multiple meanings, antecedents, and endpoints. *Development & Psychopathology*, 8, 601-616.
- Harter, S. 1979 *Perceived competence scale for children* (manual). University of Denver.
- Hoffman, M.A., Levy-Shiff, R., Malinski, D. 1996 Stress and Adjustment in the Transition to Adolescence: Moderating Effects of Neuroticism and Extroversion. *Journal of Youth and Adolescence*, 25(2), 161-175.
- 池上知子・井上敦史 2002 中学生における生活ストレスと感情反応の関係に関する基礎的研究 愛知教育大学教育実践総合センター紀要5, 255-261.
- Jose, P.E., & Brown, I. 2008 When does the gender difference in rumination begin? Gender and age differences in the use of rumination by adolescents. *Journal of Youth and Adolescence*, 37, 180-192.
- Kwon, S.M., & Oei, T.P.S. 1992 Differential causal roles of dysfunctional attitudes and automatic thoughts in depression. *Cognitive Therapy and Research*, 16, 309-328.
- Larson, R., & Richards, M.H. 1991 Daily companionship in late childhood and early adolescence: Changing developmental contexts. *Child Development*, 62, 284-300.
- Lewinsohn, P.M., Gotlib, L.H., & Seely, J.R. 1997 Depression-related psychosocial variables: Are they specific to depression in adolescence? *Journal of Abnormal Psychology*, 106, 365-375.
- Lewinsohn, P.M., Joiner, T.E., & Rhode, P. 2001 Evaluation of cognitive diathesis-stress models in predicting major depressive disorder in adolescents. *Journal of Abnormal Psychology*, 110, 203-215.
- Metalsky, G.I., Joiner, T. E., Jr., Hardin, T.S., & Abramson, L.Y. 1993 Depressive reactions to failure in a naturalistic setting: A test of the hopelessness and self-esteem theories of depression. *Journal of Abnormal Psychology*, 102, 101-109.
- 村田豊久・清水亜紀・森陽次郎・大島祥子 1996 学校における子どものうつ病—Birlesonの小児うつ病スケールからの検討— 精神医学, 1(2), 131-138.
- Nolen-Hoeksema, S., & Girgus, J.S. 1994 The emergence of gender differences in depression during adolescence. *Psychological Bulletin*, 115, 424-443.
- Robinson, N., Garber, J., & Hilsman, R. 1995 Cognitions and stress: Direct and moderating effects on depressive versus externalizing symptoms during the junior high school transition. *Journal of Abnormal Psychology*, 104(3), 453-463.
- 桜井茂男 1983 認知されたコンピテンス測定尺度(日本語版)の作成 教育心理学研究, 31(3), 245-249.
- 佐藤寛・新井邦二郎 2003 児童の非機能的態度と抑うつ症状および不安症状との関連 日本行動療法学会第28回大会発表論文集, 152-153.
- 佐藤寛・新井邦二郎 2004 児童における素因ストレスモデルの検討: ネガティブなスキーマとストレスフルな出来事が抑うつ症状に及ぼす影響 筑波大学心理学研究, 27, 65-71.
- Schwartz, J.A.J., Gladstone, T.R.G., & Kaslow, N.J. 1998 Depressive disorders. In T.H. Ollendick & M. Hersen (eds.), *Handbook of Child Psychopathology*, pp 269-289. Plenum: New York.
- Seligman, M.E.P., Abramson, L.Y., Semmel, A. & von Baeyer, C. 1979 Depressive attributional style. *Journal of Abnormal Psychology*, 88, 242-247.
- 丹野義彦・坂本真士 2001 自分の心からよむ臨床心理学入門 東京大学出版会
- 高見令英 2001 第4章 発達段階からみた学校生活満足度と家庭生活満足度. 第2回青少年の生活と意識に関する基本調査報告書
- 辻井正次・本城秀次 1998 不適応現象の実態とその評価—児童期の抑うつ— 精神科診断学, 9(2), 189-199.

Vernberg, E.M. 1990 Psychological adjustment and experiences with peers during early adolescence: Reciprocal, incidental, or unidirectional relationships? *Journal of Abnormal Child Psychology*, 18, 187-198.

Weissman, A.N., & Beck, A.T. 1978 Development and validation of the Dysfunctional Attitudes Scale: A preliminary investigation. Paper presented at the annual meeting of the Education Research Association, Toronto, Canada.