

中学生における自己陳述と不安症状・抑うつ症状との関連

The relationship of self-statements to anxiety and depressive symptoms in junior high school students

石川信一¹

Shin-ichi ISHIKAWA

要約

本研究の目的は、中学生を対象として自己陳述と不安症状、抑うつ症状の関連を検討することであった。本研究では中学生751名を対象に分析を行った。確認的因子分析の結果、児童用自己陳述尺度(CSSS)は、小学生版と同様に「ポジティブ自己陳述」と「ネガティブ自己陳述」の2因子40項目から構成されることが明らかにされた。また、CSSSの高い再検査信頼性、内的整合性が示されるとともに、仮説通り「ネガティブ自己陳述」の下位尺度のみ認知の誤りとの間で相関がみられた。最後に、階層的重回帰分析を行ったところ、年齢や性、および抑うつ症状を統制しても、「ネガティブ自己陳述」から不安症状へ有意な正の回帰係数が得られた。一方、抑うつ症状については、年齢や性、不安症状を統制した上で、「ネガティブ自己陳述」からの正の有意な回帰係数が有意であるとともに、「ポジティブ自己陳述」からの負の回帰係数が得られた。以上の結果を踏まえ、中学生における自己陳述についての発達の考察、および臨床の有用性の議論がなされた。

キーワード：中学生、自己陳述、不安、抑うつ

問題と目的

近年、児童青年期の不安と抑うつに代表される内在化障害に対する研究が数多くなされるようになってきた。その要因の1つとして、さまざまな有病率調査において、若年層においても不安障害やうつ病性障害を発症するものが数多く見られることが明らかにされているといった点が挙げられる。例えば、児童青年期の不安障害の有病率をまとめた展望論文を参照すると(Costello, Egger, & Angold, 2004)、半年か

ら1年の間で、おおよそ10%前後の子どもが不安障害に罹患していると考えられることができる(詳細は、石川, 印刷中参照)。さらに、青年期後期までの生涯有病率においては、一部を除けば15%前後まで上昇するとされている。一方、大うつ病の時点有病率は、児童期(7~12歳)では1~2%、青年期(13~18歳)では1~7%であると報告されている(Avenevoli Knight, Kessler, & Merikangas, 2008参照)。我が国においても、中学生を対象として半構造化面接を用いたうつ病性障害の有病率調査が実施されている(佐藤・下津・石川, 2008)。その結果、対象者のうち16名(4.9%)が、面接調査時点において何らかのうつ病性障害に合致すること

¹ 同志社大学心理学部 (Faculty of Psychology, Doshisha University)

が示され、中学生までの生涯有病率について調べてみると29名(8.8%)までその値は上昇することが明らかにされている。このような研究から、現在では児童青年期における不安と抑うつに代表される内在化障害は、最も多く見られる心理的問題の1つであると考えられている。

さて、児童青年期の不安と抑うつに関する研究においては、問題の早期発見や、予防的取り組みを含めた早期介入の観点から、リスク要因の特定の重要性が指摘できる。不安や抑うつといった内在化障害のリスク要因としては、遺伝的脆弱性などの生物学的要因、親の養育態度や親子関係などの家族的要因、ネガティブなライフイベントなどに代表される環境的要因とともに、認知バイアスや帰属スタイルなどの認知的要因が取り上げられている(石川, 2010; 石川・戸ヶ崎・佐藤・佐藤, 2006)。中でも、児童青年期における認知の誤りと不安症状、抑うつ症状との関連においては一連の研究が行われている。認知の誤りとは、ある刺激に対する解釈の偏りのことであり、体系的な推論の誤りとも呼ばれる。具体的な例としては、友だち同士がひそひそ話をしている場面で「ひそひそ話は、わたしのことを話しているにちがいない。」と確信したり、ケンカをした後に友だちと仲直りした場面において、「一回けんかしてしまうと、もうこの友だちとは、なかよくやっていけない。」と考えたりする、といったものが挙げられる。我が国においても、児童の認知の誤りを測定する尺度として、児童用認知の誤り尺度(CCES; 石川・坂野, 2003)が開発されており、CCESを用いた一連の研究において、児童における認知の誤りと不安症状や抑うつ症状との関連が実証されている(石川・坂野, 2005a; 佐藤, 2008)。さらに、CCESは我が国の中学生においても適用可能であり、不安症状と抑うつ症状との関連が確認されている(Ishikawa, 2012)。

一方、自己陳述とは、ある場面に遭遇したときに、ある個人の中に「自然に」浮かんでくる自分に関連した考えのことであり、「幸せだ」「やった一と思う」といったポジティブなもの、

「大丈夫かな」「どうしたらよいかわからない」といったネガティブなもの2つがあるとされている(e.g., Ronan, Kendall, & Rowe, 1994)。そして、この自己陳述は多くのネガティブな感情へ影響する概念であると考えられている(Wolfe, Finch, Saylor, Blount, Pallmeyer, & Carek, 1987)。石川・坂野(2005b)は、小学生693名を対象として、児童用自己陳述尺度(Children's Self-Statement Scale: CSSS)の作成を行っている。分析の結果、仮説通り「ポジティブ自己陳述」と「ネガティブ自己陳述」の2因子40項目が抽出されるとともに、CSSSの信頼性と妥当性が確認されている。また、自己陳述と不安症状の関連を検討したところ、「ネガティブ自己陳述」とさまざまな不安症状との関連が示されるとともに、「ポジティブ自己陳述」との不安症状との関連は、ほとんどみられないことが明らかとなった。しかしながら、中学生においてCSSSの適用は試みられていない。欧米の先行研究においては、ポジティブな認知とネガティブな認知とのバランスを表す指標であるState of Mind (SOM) 得点を算出すると、発達段階とともに、SOM得点はより中立的な方向へ推移していくことが指摘されている(Treadwell & Kendall, 1996)。したがって、認知的な発達段階に関する基礎的なデータを得るという目的において、我が国の中学生においても、CSSSを適用することは有益であると考えられる。

ところで、佐藤・嶋田(2006)は、抑うつ症状においては、ネガティブな認知と正の関連がみられるだけでなく、ポジティブな認知と負の関連がみられることが明らかにしている。不安と抑うつと精神病理学的な共通性に注目したClark & Watson (1991)のtripartite modelに基づくと、全般的な苦痛を表すネガティブな感情(Negative Affectivity: NA)は両症状に共通してみられる特徴であるのに対して、不安においては身体的な覚醒(Physiological Hyperarousal: PH)、抑うつにおいてはポジティブな感情の欠如((low) positive affect:

PA) が特異的な特徴であるとされている。そして, tripartite model は児童青年期においても適用可能であることが支持されている。

(Chorpita, Daleiden, Moffitt, Yim, & Umemoto, 2000)。このような知見に基づくと、「ネガティブ自己陳述」は不安症状と抑うつ症状の両症状と正の関連が得られる一方で、「ポジティブ自己陳述」については抑うつ症状との間にのみ負の関連が得られることが仮定される。そのため、中学生を対象として不安症状だけでなく、抑うつ症状とポジティブな自己陳述との関連を検討することが必要となる。

以上のことから、本研究においては以下の3つの検討を行った。第1に、中学生を対象として、児童用自己陳述尺度(CSSS)の記述データを示すとともに、確認的因子分析を用いてCSSSの因子構造を確認する。第2に、CSSSの信頼性と妥当性を検討する。第3に、中学生における自己陳述と不安症状、抑うつ症状との関連を検討する。本研究の仮説は以下のとおりである。第1に、CSSSは原版通り「ポジティブ自己陳述」と「ネガティブ自己陳述」の2因子から構成され、小学生のデータと比較して(石川・坂野, 2005b)、中学生のSOM得点は中立的な値を示す。第2に、CSSSは、高い再検査信頼性、内的整合性が示されるとともに、認知の誤りを測定するCCESと「ネガティブ自己陳述」との間に中程度の正の相関がみられるが、「ポジティブ自己陳述」との間では相関がみられない。第3に、それぞれの症状の影響を統制した上でも、不安症状では、「ネガティブ自己陳述」からの正の影響を受ける。一方で、抑うつ症状では「ポジティブ自己陳述」からは負の影響、「ネガティブ自己陳述」からは正の影響がみられる。

方 法

対象者

公立中学校4校に在籍する生徒751名を対象に調査を行った。内訳は中学1年男子196名、

中学1年生女子202名、中学2年男子86名、中学2年生女子74名、中学3年男子100名、中学3年生女子93名であった。対象者の平均年齢は、13.35 ($SD=0.98$) 歳であった。

調査材料

児童用自己陳述尺度(CSSS; 石川・坂野, 2005b) CSSSは児童の自己陳述を測定するために作成された尺度であり、「ポジティブ自己陳述」と「ネガティブ自己陳述」の2因子40項目からなる尺度である。「ポジティブ自己陳述」には、「しあわせだ」「やったーと思う」といった項目が含まれ、「ネガティブ自己陳述」には、「だいたいどうぶかな」「どうしたらよいかわからない」といった項目が含まれる。回答は、4件法(「3. よくそう思う」～「0. ぜんぜんそう思わない」)で求めた。得点可能範囲は、「ポジティブ自己陳述」と「ネガティブ自己陳述」それぞれ0～60点であった。

児童用認知の誤り尺度(CCES; Ishikawa, 2012; 石川・坂野, 2003) CCESは不安場面での児童の推論の誤りを測定するために作成された尺度である。1因子20項目で構成され、中学生への適応の妥当性については、Ishikawa (2012)において確認されている。回答は、4件法(「3. とてもそう思う」～「0. ぜんぜんそう思わない」)で求めた。得点可能範囲は、0～60点であった。

Spence Children's Anxiety Scale(SCAS; Spence, 1998) SCASはSpence(1998)により作成された児童の不安症状を測定する尺度である。Ishikawa, Sato, & Sasagawa(2009)によって、日本の小中学生に対する信頼性と妥当性の確認がなされている。日本語版SCASは、「分離不安障害」6項目、「社会恐怖」6項目、「強迫性障害」6項目、「パニック発作・広場恐怖」9項目、「外傷恐怖(特定の恐怖)」5項目、「全般性不安障害」6項目からなる6因子38項目で構成されている(合計点の得点可能範囲0～114点)。

Depression Self-Rating Scale for Children

(DSRS ; Birlleson, 1981) 抑うつ症状の測定には, 村田ら (1996) によって作成されている DSRS の邦訳版を用いた。得点可能範囲 0 ~ 36点であった。

手続き

本研究における全ての調査は, 各学校の学校長の判断の下実施された。対象者ができるだけ普段の状態ですら調査を受けられるように, 調査は学級単位で, 通常使用している教室にて担任の教諭によって実施された。調査を実施する担任には, 調査の注意点をまとめた「調査の手引き」を配布し, 調査前に一読してもらった。調査方法は全学校, 学年共通であった。

結果

確認的因子分析

仮説通り, 中学生を対象とした場合でも, CSSS が「ポジティブ自己陳述」と「ネガティブ自己陳述」の2因子に分類されるか検討するために, 確認的因子分析を行った。分析には Amos 20を用い, 母数の推定方法には最尤法を用いた。なお, 修正指標を参考に同因子内の誤差間には共変を仮定した。その結果, Figure 1 で示されるモデルの適合度指標はおおむね良好であった (GFI = .91, CFI = .94, RMSEA = .04)。「ポジティブ自己陳述」から各項目へのパス係数は全て有意であり ($p < .001$), 標準化係数において .37から .76の値が示された。

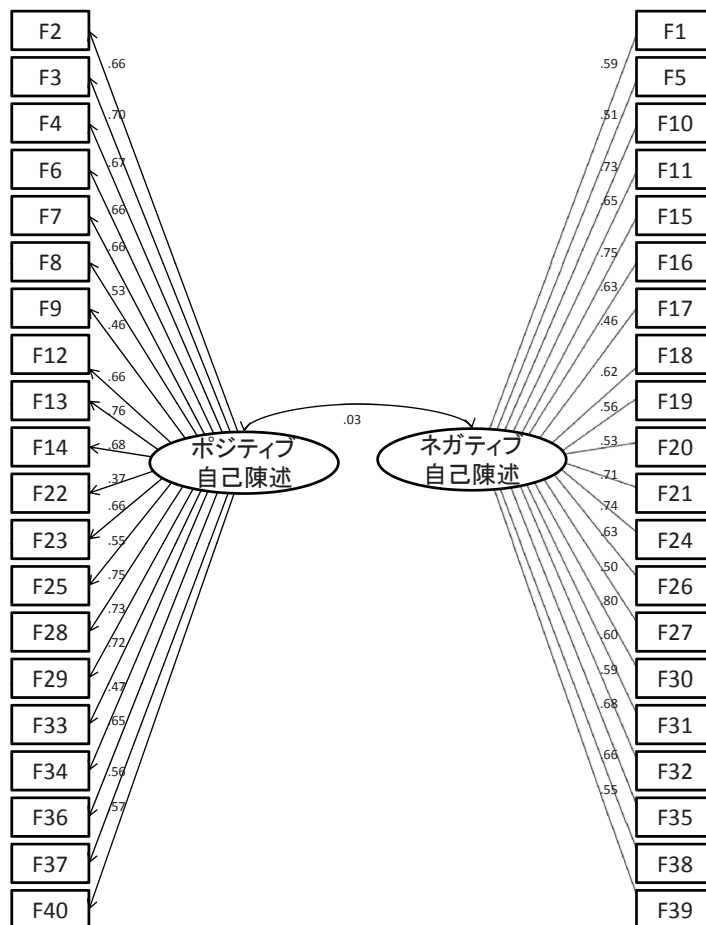


Figure 1

「ネガティブ自己陳述」においても、全てのパス係数は有意であり ($p < .001$)、標準化係数は .46 から .80 であった。

記述統計

CSSS の各項目の平均、標準偏差、尖度、歪度を Table 1 に示す。また、CSSS の各因子に

Table 1 児童用自己陳述尺度の平均値、標準偏差、歪度、尖度

Number	項目	平均値	標準偏差	歪度	尖度
1	さみしいと思う	0.78	0.91	0.84	-0.39
2	生きていてよかった	2.06	0.90	-0.66	-0.38
3	うれしい	2.04	0.89	-0.59	-0.51
4	元気いっぱいだ	1.99	0.99	-0.55	-0.84
5	マイナスしこうだ	1.33	1.04	0.14	-1.18
6	これからもがんばろう	2.00	0.92	-0.61	-0.50
7	ラッキー	1.79	0.97	-0.31	-0.91
8	家族がいてよかった	2.25	0.89	-0.99	0.10
9	運がいい	1.40	0.95	0.07	-0.94
10	どうしよう	1.41	1.05	0.05	-1.19
11	もうだめだ	1.14	0.98	0.33	-1.01
12	がんばってきてよかった	1.77	0.90	-0.32	-0.64
13	しあわせだ	1.91	0.93	-0.53	-0.57
14	たのしい	2.27	0.85	-0.99	0.25
15	心配だ	1.34	0.98	0.15	-0.99
16	きらわれているのではないか	1.54	1.03	-0.09	-1.14
17	つまらないと思う	1.45	0.99	0.01	-1.04
18	まちがえたかな	1.49	0.92	-0.15	-0.83
19	きんちょうしている	1.24	0.97	0.24	-0.96
20	ひとりぼっちだ	0.75	0.92	1.04	0.08
21	だいじょうぶかな	1.35	0.96	0.03	-1.00
22	自分はやさしいと思う	1.04	0.81	0.49	-0.19
23	さいこうだ	1.39	0.99	0.19	-1.00
24	どうしたらよいかわからない	1.38	0.97	0.05	-1.00
25	自分はめぐまれている	1.76	0.96	-0.29	-0.86
26	なぜこうしてしまったのか	1.55	0.96	-0.10	-0.94
27	やらないきゃよかった	1.72	0.94	-0.34	-0.73
28	やったーと思う	1.83	0.93	-0.37	-0.75
29	いい気分だ	1.74	0.94	-0.28	-0.82
30	ふあんだ	1.23	0.97	0.27	-0.94
31	あわてる	1.36	0.99	0.11	-1.06
32	自分はだめなやつだ	1.42	0.98	0.01	-1.01
33	生まれてきてよかった	2.06	0.91	-0.64	-0.50
34	自分はすごいと思う	0.93	0.83	0.72	0.11
35	どうなるのだろうか	1.25	0.94	0.26	-0.84
36	やってよかった	1.71	0.90	-0.27	-0.67
37	こんなことがまたあるといいな	2.12	0.90	-0.76	-0.27
38	なんでふあんなのか	0.91	0.92	0.72	-0.42
39	心配しようだ	1.40	1.11	0.10	-1.33
40	友だちがいてよかった	2.53	0.78	-1.71	2.28

ついて、性と学年を要因とする2要因の分散分析を行った (Table 2)。その結果、「ポジティブ自己陳述」においては、有意な性の主効果と学年の主効果がみられた ($F(1, 745) = 8.13, p < .01, F(2, 745) = 4.99, p < .01$)。交互作用については有意な結果は得られなかった。下位検定の結果、1年生と2年生に間に有意な差がみられることが示された ($p < .01$)。同様に、「ネガティブ自己陳述」においても、性の主効果、および学年の主効果のみ有意であった ($F(1, 745) = 74.50, p < .001, F(2, 745) = 4.11, p < .01$)。下位検定の結果、2年生と3年生の間に有意な差がみられた ($p < .05$)。

「ポジティブ自己陳述」と「ネガティブ自己陳述」のそれぞれの下位尺度得点をもとに、SOM 得点 (「ポジティブ自己陳述」/「CSSS 合計点」) を算出した。Schwartz & Garamoni

(1989) の基準に従い、ポジティブな独話状態 (HP 群: SOM 得点 $\geq .69$)、ポジティブな対話状態 (LP 群: SOM 得点 $= .62 \pm .06$ 、中立対話状態 (N 群: SOM 得点 $= .50 \pm .05$)、ネガティブな対話状態 (LN 群: SOM 得点 $= .38 \pm .06$)、ネガティブな独話状態 (HN 群: SOM 得点 $\leq .31$) の5つに分類された対象者の数を算出した (Table 3)。

信頼性・妥当性

内的整合性を確認するために、CSSS の各因子について α 係数を算出したところ、「ポジティブ自己陳述」においては .93、「ネガティブ自己陳述」においては .93 という値が得られた。また、対象者の内297名 (男子150名, 女子147名; 平均年齢 13.00 ± 0.80 歳) については、2週間の期間において CSSS の再調査を行った。そ

Table 2 各学年男女別の児童用自己陳述尺度得点

	1年生			2年生			3年生			全学年		
	男子	女子	合計	男子	女子	合計	男子	女子	合計	男子	女子	合計
ポジティブ自己陳述 <i>M</i>	36.36	39.18	37.79	32.13	36.61	34.20	35.60	36.33	35.95	35.21	37.95	36.55
自己陳述 <i>SD</i>	(12.29)	(11.00)	(11.72)	(13.55)	(9.22)	(11.92)	(13.06)	(11.96)	(12.52)	(12.86)	(10.98)	(12.04)
ネガティブ自己陳述 <i>M</i>	21.38	29.66	25.58	21.97	28.00	24.76	22.99	33.48	28.05	21.93	30.29	26.04
自己陳述 <i>SD</i>	(11.71)	(12.37)	(12.73)	(13.26)	(11.83)	(12.94)	(12.48)	(11.38)	(13.04)	(12.26)	(12.15)	(12.89)

Table 3 各学年の SOM 得点の分類

	1年生		2年生		3年生		合計		
	<i>N</i>	%	<i>N</i>	%	<i>N</i>	%	<i>N</i>	%	
ポジティブな独話状態 (HP 群)	男子	66	33.67	27	31.40	30	30.00	123	32.20
	女子	39	19.31	9	12.16	8	8.60	56	15.18
ポジティブな対話状態 (LP 群)	男子	71	36.22	26	30.23	35	35.00	132	34.55
	女子	76	37.62	32	43.24	30	32.26	138	37.40
中立対話状態 (N 群)	男子	39	19.90	14	16.28	19	19.00	72	18.85
	女子	55	27.23	23	31.08	30	32.26	108	29.27
ネガティブな対話状態 (LN 群)	男子	12	6.12	9	10.47	3	3.00	24	6.28
	女子	17	8.42	7	9.46	10	10.75	34	9.21
ネガティブな独話状態 (HN 群)	男子	8	4.08	9	10.47	12	12.00	29	7.59
	女子	15	7.43	3	4.05	15	16.13	33	8.94
合計		196		86		100		382	
			202		74		93		369

の結果、「ポジティブ自己陳述」については $r = .79$ ($p < .001$)、「ネガティブ自己陳述」についても $r = .79$ ($p < .001$) と強い相関関係がみられた。最後に、CSSS の構成概念妥当性を確認するため、認知の偏りを測定する CCES との相関係数を算出した。その結果、CCES と「ポジティブ自己陳述」の間では $r = .02$ ($p > .10$) と無相関であったのに対して、CCES と「ネガティブ自己陳述」の間では $r = .60$ ($p < .001$) と中程度の正の相関がみられた。以上の結果から、CSSS は高い内的整合性、再検査信頼性、および CCES との関連から構成概念妥当性が確認された。

自己陳述と不安症状・抑うつ症状の関連

再検査が実施された297名を除く、454名を対象に CSSS で測定される自己陳述と SCAS で測定される不安症状、および DSRS で測定される抑うつ症状と関連の検討を行った。なお、この分析の対象となった454名と297名の間で、「ポジティブ自己陳述」および「ネガティブ自己陳述」において有意な差はみられなかった ($t(749) = 0.05$, $t(749) = 0.39$)。

Table 4 に、CSSS の「ポジティブ自己陳述」と「ネガティブ自己陳述」、SCAS の合計点と各下位尺度得点、および DSRS の合計点との相関係数を示す。「ポジティブ自己陳述」については、DSRS 合計点との間で中程度の負の相関がみられた。一方、「ネガティブ自己陳述」については、SCAS 合計点と強い正の相関がみられるとともに、各下位尺度との間でも中程度の正の相関がみられた。同様に、DSRS 合計点との間でも中程度の正の相関が確認された。

さらに、自己陳述と不安症状と抑うつ症状の関連について検討するために階層的重回帰分析を行った。ここでは説明変数をステップに基づき、順に投入しそのステップにおける R^2 変化量に対する F 値が有意であるときに、投入項が有意であると判断した。まず、SCAS の合計点を基準変数として、最初に年齢と性を投入し、次に DSRS 得点、最後に CSSS の「ポジティブ自己陳述」と「ネガティブ自己陳述」を説明変数として順に投入した。DSRS の合計点を基準変数とした分析においても、SCAS 得点を第2ステップに投入する以外は、同様の手続きで分析を行った。最終的な分析結果は Table 5

Table 4 各尺度の相関係数

	CSSS-Po	CSSS-Ne	SAD	SP	OCD	PAA	PIF	GAD	SCAS	DSRS
CSSS										
ポジティブ自己陳述	-									
ネガティブ自己陳述	.03	-								
SCAS										
分離不安障害	.07	.52***	-							
社会恐怖	-.02	.61***	.91***	-						
強迫性障害	-.03	.67***	.84***	.96***	-					
パニック発作・広場恐怖	-.01	.67***	.88***	.96***	.99***	-				
外傷恐怖	-.04	.67***	.85***	.96***	.97***	.99***	-			
全般性不安障害	-.04	.69***	.82***	.94***	.98***	.98***	.99***	-		
合計点	-.06	.73***	.80***	.89***	.92***	.93***	.94***	.94***	-	
DSRS										
合計点	-.55***	.54***	.34***	.47***	.50***	.48***	.51***	.51***	.55***	-

Note: CSSS = 児童用自己陳述尺度, CSSS-Ne = ネガティブ自己陳述, CSSS-Po = ポジティブ自己陳述, DSRS = Depression Self-Rating Scale for Children, GAD = 全般性不安障害, OCD = 強迫性障害, PAA = パニック発作・広場恐怖, PIF = 外傷恐怖, SAD = 分離不安障害, SCAS = Spence Children's Anxiety Scale, SP = 社会恐怖

*** $p < .001$

Table 5 階層的重回帰分析の結果

ステップ	R^2	R^2 変化量	β	t	偏相関
モデル1：不安症状のモデル					
1 年齢	0.13***	0.13***	-0.07	-2.41***	-0.11
性			0.12	3.68**	0.17
2 DSRS	0.38***	0.25***	0.29	5.83***	0.27
3 ポジティブ自己陳述	0.59***	0.21***	0.07	1.71	0.08
ネガティブ自己陳述			0.54	12.79***	0.52
モデル2：抑うつ症状のモデル					
1 年齢	0.07***	0.07***	0.11	3.95***	0.18
性			0.01	0.40	0.02
2 SCAS	0.33***	0.27***	0.24	5.83***	0.27
3 ポジティブ自己陳述	0.65***	0.32***	-0.54	-19.06***	-0.67
ネガティブ自己陳述			0.37	8.81***	0.38

Note: CSSS = 児童用自己陳述尺度, DSRS = Depression Self-Rating Scale for Children, SCAS = Spence Children's Anxiety Scale

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

の通りである。不安症状に関するモデルにおいては、自己陳述を投入することの妥当性が確認され、年齢や性、および抑うつ症状を統制しても、ネガティブな自己陳述から不安症状への回帰係数は有意であった。一方、抑うつ症状についても、自己陳述をモデルに投入する妥当性が確認された。抑うつ症状については、ポジティブな自己陳述からの負の回帰係数が有意であるとともに、ネガティブな自己陳述からも正の有意な回帰係数が得られた。

考 察

本研究の目的は、中学生を対象として児童用自己陳述尺度 (CSSS) の適用を試み、自己陳述と不安症状、抑うつ症状との関連を検討することであった。まず、確認的因子分析を用いて、原尺度で得られた「ポジティブ自己陳述」と「ネガティブ自己陳述」の2因子から構成されるモデルの妥当性が検討された。本研究で得られた適合度指標について検討すると、GFI と CFI が.90を上回り、RMSEA が.05を下回っていた。

一般的に、GFI と CFI は1に近づくほど、RMSEA は.05以下のときにモデルの適合度が高いとされている (豊田, 2003) その一方で、複雑なモデルにおいては、0.9の基準が満たされない場合もあるという指摘もある (Cote, 2001)。このような点から、本モデルにおける複数の適合度指標を踏まえると、本モデルの妥当性は支持されたと考えることができるだろう。さらに、CSSS は高い内的整合性が得られ、再検査信頼性も高いことが示された。加えて、CCES との関連を検討すると、ネガティブな自己陳述と認知の誤りとの間のみ関連が示され、ポジティブな自己陳述とは関連がみられなかった。この関連は小学生における児童の不安障害における認知行動モデル (石川, 2010) によって示されている認知変数同士の関連性と一貫している。以上のことから、中学生において CSSS の構成概念妥当性が確認されたといえる。以上の結果から、中学生においても CSSS の適用の妥当性が確認されたと考えることができる。

CSSS の「ポジティブ自己陳述」と「ネガティ

「自己陳述」について、性差、および学年差を検討すると、両尺度ともに女子の方が男子よりも高い得点を示すことが明らかにされた。「ネガティブ自己陳述」については小学生においても性差がみられているものの、「ポジティブ自己陳述」では男女差は有意ではなかった(石川・坂野, 2005b)。同様に、小学生においては、「ポジティブ自己陳述」に学年差がみられているが、本研究では両下位尺度ともに学年差が確認されている。とはいえ、この差は3学年に一貫したものではないため、さらなる検討が必要となる。SOM 得点についてみてみると、ネガティブな自己陳述が目立つ HN 群については、小学校では1%程度しかみられないのに対して中学校3年生では10%程度まで上昇する。一方で、ポジティブな自己陳述が優勢な HP 群については、小学生の33%前後と比較すると中学生の男子では大差はないものの、中学生女子ではかなり人数が減少している。同様に中立対話状態についても、中学生女子の人数の多さが目立っている。以上のことから、仮説通り、学年を経るにつれてポジティブな内的な会話状態から、中立的な会話状態へと移行していく様子がうかがえ、特にこの傾向は女子に顕著に当てはまると考えることができる。

一方、本研究においては、「ポジティブ自己陳述」と「ネガティブ自己陳述」の間に相関がみられていないことが特徴的である。小学生を対象とした先行研究においては、「ポジティブ自己陳述」と「ネガティブ自己陳述」の Pearson 相関係数は -0.22 と弱い負の相関がみられている(石川・坂野, 2005b)。Kendall (1992) は、ポジティブな認知を増加させることと、ネガティブな認知を減少させることは異なることを指摘しており、ポジティブな認知とネガティブな認知が同一次元上にないことを示唆している。この指摘にしたがうと、小学生よりも中学生の方が、ポジティブな認知とネガティブな認知の関連は、より理論的な次元に沿った形で現れている可能性がある。本研究の対象者では中学2年生が若干不足している点、先行研

究では小学校低学年が含まれていない点を加味すると、今後は小学校から中学校までの子どもたちの内的な会話状態についての標準データを示すことが有益であると考えられる。

最後に、階層的重回帰分析の結果から、他方の症状を統制した上でも、ネガティブな自己陳述は不安症状と抑うつ症状と関連がみられ、ポジティブな自己陳述は抑うつ症状のみと関連が示された。この結果は、Clark & Watson (1991) の提唱する tripartite model を支持する結果であるといえよう。児童青年の認知的な介入の中では、心理的適応という治療目標においては、ポジティブな認知を増大させるよりも、ネガティブな認知を減らす方が有効であることが指摘されている (Kendall, 1992)。この指摘と本研究の結果を踏まえると、不安症状と抑うつ症状の両者にアプローチする際は、ネガティブな認知の変容を目指すことが有益であるといえる。一方で、抑うつ症状に治療ターゲットを置く場合、ポジティブな認知の増大も重要な要素であると考えられる。特に、中学生を対象とした面接調査によって、自殺関連事象やうつ病性障害の再発防止においては、ポジティブな認知の役割が重要である可能性が指摘されている (佐藤・下津・石川, 2007)。したがって、主たる治療ターゲットによって、ポジティブな認知とネガティブな認知のどちらか、あるいは両方に焦点を当てるのかを決める必要があるといえるだろう。

最後に本研究の限界について述べる。第一に、本研究では中学生に CSSS を適用する際の構成概念妥当性については確認されているが、内容的妥当性については未検討である。原尺度と同じ手続きを用いて、自由記述を用いて中学生からある個人の中に「自然に」浮かんでくる考えを収集した場合、本研究では測定されていない項目も集められる可能性については否定できない。反面、小中学校で同じ尺度を用いることによって、直接的な発達の差異について検討することができるという利点はある。第二に、本研究のデータはすべて横断的データであるという点が挙げられる。自己陳述と不安症状、抑

うつ症状との関連は確認されたものの、自己陳述が2つの症状を予測するか否かについては縦断的データによって検討される必要がある。第三に、それに関連して、自己陳述と不安症状、抑うつ症状の関係性が実際の心理療法の中でも確認されるか否かについても検討する必要がある。これまでに、認知行動療法の実施によって、CCESで測定される認知の誤りが改善すること、そして認知行動療法前後の認知の誤りの改善が、その後の不安症状や抑うつ症状の軽減を予測することが明らかにされている (Ishikawa, Motomura, Kawabata, Tanaka, Shimotsu, Sato, & Ollendick, 2012)。したがって、今後は自己陳述の改善が不安症状や抑うつ症状の改善をもたらすか否かについて、実践的研究を用いて検証していくことも必要となるだろう。

文 献

Avenevoli, S., Knight, E., Kessler, R. C., & Merikangas, R. (2008). Epidemiology of depression in children and adolescents. In J. R. Z. Abela & B. L. Hankin (Eds.), *Handbook of depression in children and adolescents*. New York: Guilford. Pp.6-32.

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*, *22*, 73-88.

Chorpita, B. F., Daleiden, E. L., Moffitt, C., Yim, L., & Umemoto, L. A. (2000). Assessment of tripartite factors of emotion in children and adolescents I: Structural validity and normative data of an affect and arousal scale. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, *22*, 141-160.

Clark, L. A., & Watson, D. (1991). Tripartite model of anxiety and

depression: Psychometric evidence and taxonomic implications. *Journal of Abnormal Psychology*, *100*, 316-336.

Costello, E. J., Egger, H. L., & Angold, A. (2004). Developmental epidemiology of anxiety disorders. In T. H. Ollendick & J. S. March (Eds.), *Phobic and anxiety disorders in children and adolescents: A clinician's guide to effective psychosocial and pharmacological intervention*. New York: Oxford University Press. Pp.61-91.

Cote, J. (2001). Structural equations modeling: Improving model fit by correlating errors. *Journal of Consumer Psychology*, *10*, 83-100.

石川信一 (2010). 児童の不安障害に対する認知行動療法 風間書房.

石川信一 (印刷中). 子どもの不安と抑うつに対する認知行動療法 金子書房.

Ishikawa, S. (2012). Cognitive errors, anxiety, and depression in Japanese children and adolescents. *International Journal of Cognitive Therapy*, *5*, 38-49.

Ishikawa, S., Motomura, N., Kawabata, Y., Tanaka, H., Shimotsu, S., Sato, Y., & Ollendick T. H. (2012). Cognitive behavioural therapy for Japanese children and adolescents with anxiety disorders: A pilot study. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, *40*, 271-285.

石川信一・坂野雄二 (2003). 児童における認知の誤りと不安の関連について—児童用認知の誤り尺度 (Children's Cognitive Error Scale) の開発と特性不安の関連— 行動療法研究, *29*, 145-157.

石川信一・坂野雄二 (2005a). 児童期不安症状の認知行動モデル構築の試み 行動療法研究, *31*, 159-176.

- 石川信一・坂野雄二 (2005b). 児童における自己陳述と不安症状の関連 行動療法研究, **31**, 45-57.
- Ishikawa, S., Sato, H., & Sasagawa, S. (2009). Anxiety disorder symptoms in Japanese children and adolescents. *Journal of Anxiety Disorders*, **23**, 104-111.
- 石川信一・戸ヶ崎泰子・佐藤正二・佐藤容子 (2006). 児童青年の抑うつ予防プログラム—現状と課題— 教育心理学研究, **54**, 572-584.
- Kendall, P. C. (1992). Healthy thinking. *Behavior therapy*, **23**, 1-11.
- 村田豊久・清水亜紀・森陽二郎・大島祥子 (1996). 学校における子どものうつ病—Birlesonの小児期うつ病スケールからの検討— 最新精神医学, **1**, 131-138.
- Ronan, K. R., Kendall, P. C., & Rowe, M. (1994). Negative affectivity in children: Development and validation of a self-statement questionnaire. *Cognitive Therapy and Research*, **18**, 509-528.
- 佐藤寛 (2008). 児童における抑うつの認知モデル 行動療法研究, **34**, 255-272.
- 佐藤寛・嶋田洋徳 (2006). 児童のネガティブな自動思考とポジティブな自動思考が抑うつ症状と不安症状に及ぼす影響 行動療法研究, **32**, 1-13.
- 佐藤寛・下津咲絵・石川信一 (2007). 中学生のうつ病と自殺関連事象に影響する自動思考の検討 第7回日本認知療法学会抄録集, 110.
- 佐藤寛・下津咲絵・石川信一 (2008). 一般中学生におけるうつ病の有病率—半構造化面接法を用いた実態調査— 精神医学, **50**, 439-448.
- Schwartz, R. M. & Garamoni, G. L. (1989). Cognitive balance and psychopathology: Evaluation of an information processing model of positive and negative state of mind. *Clinical Psychology Review*, **9**, 271-294.
- Spence, S. H. (1998). A measure of anxiety symptoms among children. *Behaviour Research and Therapy*, **36**, 545-566.
- 豊田秀樹 (2003). 共分散構造分析—疑問編— 朝倉書店.
- Treadwell, K. R. H., & Kendall, P. C. (1996). Self-talk in anxiety-disordered youth: State of mind, content specificity, and treatment outcome. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, **64**, 941-950.
- Wolfe V. V., Finch, A. J., Saylor, C. F., Blount, R. L., Pallmeyer, T. P., & Carek D. J. (1987). Negative affectivity in children: A multitrait-multimethod investigation. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, **55**, 245-250.

