

# 児童のメンタルヘルスに影響を及ぼす要因の抽出

曾山 和彦

## The Extraction of the Children's Mental Health factor

Kazuhiko Soyama

### I. 問題と目的

不登校やいじめ等の学校不適應問題は、今現在もなお、学校における喫緊の課題である。特に、小学校6年生から中学校1年生にかけて、不登校が約3倍、いじめが約2倍に跳ね上がる現象を指す「中1プロブレム（ギャップ）」は最も力を入れてその予防・解決に力を尽くすべき課題であると言えよう。学校不適應に陥った児童生徒の心身状態を健全な状態に戻すためには、多くの時間と労力を要することはこれまでの実践、研究から示唆される。それ故、学校不適應に陥らないよう、健康な心身の状態を維持する予防対応こそ、今、学校現場に求められることではないかと考えられる。

そこで、本研究では学校不適應問題の予防対応に関する示唆を得るため、児童の不適應感に影響を及ぼす要因を抽出することを目的とする。具体的には、児童の不適應感をストレス反応の指標でとらえることとし、ストレス反応に影響を及ぼす要因とは何かを質問紙調査によって抽出・整理するものである。特に、「中1プロブレム（ギャップ）」を想定し、小学校段階において適應の状態が徐々に悪化すると予想される小学校5、6年生児童を対象として絞り込むこととする。

### II. 方法

#### 1. 対象

東海地方の公立小学校に在籍する5、6年児童220名。そのうち、質問紙調査における欠損値のない194名（5年119名、6年75名）分のデータを分析の対象とした。

#### 2. 調査時期

質問紙調査は、2009年1月に実施した。

#### 3. 質問紙の構成

小中学生のストレス反応に影響を及ぼす要因について、嶋田（1998）、戸ヶ崎・岩上・嶋田・坂野（1997、1998）、川西（1995）、岩上・戸ヶ崎・嶋田・坂野（1998）による先行研究がある。嶋田（1998）は、ストレス反応を軽減する変数として、ソーシャルサポート、社会的スキル、自己効力感の影響を明らかにしている。戸ヶ崎ら（1997）は、社会的スキルの3つの構成要素のうち、関係参加行動が著しく低い生徒は強いストレス反応を表出するというを指摘している。川西（1995）はストレス反応を予測する変数としてセルフエスティームの重要性を明らかにした。岩上ら（1998）も、セルフエスティームとストレス反応の関係を検討し、セルフエスティームは特に、不機嫌・怒り感情や抑うつ・不安感情に影響を与える変数であるという結果を見出している。これらの先行研究からは、社会的スキル、セルフエスティームが児童のメンタルヘルスに少なからず影響を及ぼしているのではないかと推測される。そこで本研究では、児童の社会的スキル、セルフエスティーム、ストレス反応を測定する尺度から質問紙を構成した。なお、本研究では、用語の統一を図るため、社会的スキルはソーシャルスキル、セルフエスティームは自尊心として、以下、用いることとする。

### (1) 自尊感情尺度

Rosenberg (1965) 尺度 10 項目をそのまま用いた (表 1-1)。この尺度は、自分自身に対する評価感情を測定するものであり、評定は 4 件法 (まったくそう思わない; 1 ~ いつもそう思う; 4) で回答を求めた。得点が高いほど自尊感情が高いとした。なお、自尊感情尺度得点の範囲は、10 点から 40 点である。

表 1-1 自尊感情尺度

- |  |
|--|
| <ol style="list-style-type: none"><li>1. 私はすべての点で自分に満足している</li><li>2. 私はときどき自分がてんでだめだと思う (*)</li><li>3. 私は自分にはいくつか見どころがあると思っている</li><li>4. 私はたいいていの人がやれる程度には物事ができる</li><li>5. 私にはあまり得意に思うことがない (*)</li><li>6. 私は時々たしかに自分が役たらずだと感じる (*)</li><li>7. 私は少なくとも自分が他人と同じレベルに立つだけの価値ある人だと思う</li><li>8. もう少し自分を尊敬できたならばと思う (*)</li><li>9. どんな時でも例外なく自分も失敗者だと思いがちだ (*)</li><li>10. 私は自分自身に対して前向きな態度をとっている</li></ol> <p>(*) は逆転項目</p> |
|--|

### (2) ソーシャルスキル尺度

戸ヶ崎ら (1997) の中学生用社会的スキル尺度を用いた。戸ヶ崎ら (1997) の尺度は、関係参加行動、関係向上行動、関係維持行動の 3 つの下位尺度 25 項目から構成されている。評定は「全然当てはまらない (1 点)」から「よく当てはまる (4 点)」までの 4 件法を用いた。得点が高いほど、自分の持つスキルの認知が高いとした。本研究対象が小学生ということもあり、得られたデータをもとに、因子分析 (主因子法、バリマックス回転) を行った。因子負荷量 .40 以下の項目を削除しながら検討を加えた結果、戸ヶ崎ら (1997) 同様の 3 因子が抽出され、項目は 22 項目であった (表 1-2)。削除された 3 項目は、「2. 友だちに気軽に話しかける」、「8. 悩みごとを友だちに相談できない」、「16. 自分に親切にしてくれる友だちには親切にしてあげる」である。因子 I は 9 項目からなり、「友だちが失敗したらはげましてあげる」などの、築きあげた友人関係を向上させていくために必要なスキルであることから「関係向上行動」とした。因子 II は 6 項目からなり、「友だちと離れて一人で遊ぶ (逆転項目)」などの、新たに友人関係を作り上げるために必要なスキルであることから「関係参加行動」とした。因子 III は 7 項目からなり、「友だちをおどかしたり、友だちにいばったりする (逆転項目)」などの、築きあげた友人関係を維持するために必要なスキルであることから「関係維持行動」とした。3 因子名とも、戸ヶ崎ら (1997) によるものを用いた。また、各尺度について、クロンバックの  $\alpha$  係数により信頼性の検討を行った。その結果、因子 I から因子 III にかけて、 $\alpha$  係数はそれぞれ、.85、.87、.84 であり、比較的高い信頼性が示された。

表1-2 Table ソーシャルスキル尺度の因子分析結果

質問項目	I	II	III	共通性
<b>I 関係向上行動(n=9, <math>\alpha = .85</math>)</b>				
10 友だちが失敗したらはげましてあげる	.75	-.08	-.17	.60
9 困っている友だちを助けてあげる	.67	-.10	-.20	.50
15 友だちの意見に反対するときは、きちんとその理由を言う	.62	-.10	-.08	.40
14 引き受けたことは最後までやり通す	.60	.01	-.21	.41
11 友だちの頼みを聞く	.59	.02	-.26	.42
12 友だちがよくしてくれたときはお礼を言う	.58	-.09	-.23	.40
13 相手の気持ちを考えて話す	.56	-.02	-.38	.46
18 友だちの話をおもしろそうに聞く	.52	-.25	-.05	.34
17 友だちのけんかをうまくやめさせる	.43	-.14	-.09	.21
<b>II 関係参加行動(n=6, <math>\alpha = .87</math>)</b>				
3 友だちと離れて1人で遊ぶ	-.07	.79	.14	.65
6 自分から友だちの仲間に入れない	-.01	.78	.09	.62
4 休み時間に友だちとおしゃべりをしない	-.15	.74	.03	.57
5 友だちの遊びをじっと見ている	-.08	.71	.18	.55
7 友だちに話しかけられない	-.25	.65	.03	.49
1 遊んでいる友だちの中に入れない	-.06	.64	.09	.42
<b>III 関係維持行動(n=7, <math>\alpha = .84</math>)</b>				
20 友だちをおどかしたり、友だちにいばったりする	-.17	.06	.73	.57
24 何でも友だちのせいにする	-.21	.07	.68	.51
21 友だちに乱暴な話し方をする	-.17	.01	.65	.46
23 友だちのじゃまをする	-.30	.19	.65	.55
22 でしゃばりである	-.05	.12	.63	.41
25 まちがいをしても素直にあやまらない	-.29	.15	.55	.41
19 自分のしてほしいことをむりやり友だちにさせる	-.18	.07	.50	.29
負荷量平方和	3.62	3.33	3.27	
寄与率(%)	16.45	15.15	14.86	
累積寄与率(%)	16.45	31.59	46.45	

\*因子II、及びIIIの各項目は逆転項目である。

### (3) ストレス反応尺度

三浦ら(1995)の中学生用ストレス反応尺度を用いた。三浦ら(1995)の尺度は、4つの下位尺度(不機嫌・怒り感情、抑うつ・不安感情、身体的反応、無気力)24項目から構成されている。評定は「全然当てはまらない(1点)」から「よく当てはまる(4点)」までの4件法を用いた。得点が高いほど、ストレス反応が高いとした。本研究対象が小学生ということもあり、得られたデータをもとに、因子分析(主因子法、バリマックス回転)を行った。因子負荷量.40以下の項目を削除しながら検討を加えた結果、三浦ら(1995)同様の4因子が抽出され、項目は22項目であった(表1-3)。削除された2項目は、「13. みじめな気持ちだ」、「22. 体から力がわいてこない」である。因子Iは「腹立たしい気分だ」など、イライラした気分、怒りの感情を表すような内容が含まれており、「不機嫌・怒り感情」とした。因子IIは「頭がクラクラする」など、身体各部位の不調を表すような内容が含まれており、「身体的反応」とした。因子IIIは「むずかしいことを考えられない」など、無気力的な内容が含まれており、「無気力」とした。因子IVは「泣きたい気分だ」など、抑うつ感情や不安に関する内容が含まれており、「抑うつ・不安感情」とした。4因子名とも、三浦ら(1995)によるものを用いた。また、各尺度について、クロンバックの $\alpha$ 係数により信頼性の検討を行った。その結果、因子Iから因子IVにかけて、 $\alpha$ 係数はそれぞれ、.90、.89、.86、.90あり、比較的高い信頼性が示された。

表1-3 ストレス反応尺度の因子分析結果

質問項目	I	II	III	IV	共通性
I 不機嫌・怒り感情 (n=6, $\alpha = .90$ )					
4 腹立たしい気分だ	.87	.15	.12	.16	.81
2 怒りを感じる	.82	.24	.21	.10	.78
3 不愉快な気分だ	.75	.16	.27	.30	.75
1 いらいらする	.75	.21	.23	.27	.72
6 気持ちがむしゃくしゃしている	.73	.30	.25	.19	.71
5 誰かに怒りをぶつけたい	.72	.21	.08	.20	.61
II 身体的反応 (n=5, $\alpha = .89$ )					
20 頭がクラクラする	.28	.80	.11	.15	.75
23 体が熱っぽい	.12	.78	.13	.20	.67
19 頭痛がする	.30	.75	.06	.22	.70
24 体がだるい	.15	.68	.24	.21	.59
21 頭が重い	.22	.67	.15	.26	.59
III 無気力 (n=6, $\alpha = .86$ )					
9 むずかしいことを考えられない	.12	.06	.83	.13	.73
10 頭の中で考えがまとまらない	.15	-.02	.79	.10	.65
8 勉強が手につかない	.18	.20	.65	.16	.52
11 何事にも自信がない	.11	.17	.65	.23	.51
7 一つのこと集中できない	.20	.24	.57	.22	.46
12 根気がない	.25	.17	.48	.29	.40
IV 抑うつ・不安感情 (n=5, $\alpha = .90$ )					
16 泣きたい気分だ	.19	.20	.18	.82	.78
15 さみしい気持ちだ	.16	.26	.21	.76	.71
14 悲しい	.29	.22	.23	.76	.76
17 心が暗い	.28	.24	.26	.66	.64
18 不安を感じる	.25	.32	.27	.54	.53
負荷量平方和	4.30	3.46	3.34	3.27	
寄与率 (%)	19.54	15.73	15.18	14.86	
累積寄与率 (%)	19.54	35.28	50.47	65.33	

### III 結果

1. 自尊感情、ソーシャルスキル、ソーシャルスキル下位尺度、ストレス反応及びストレス反応下位尺度の記述統計量

質問紙調査の結果、自尊感情、ソーシャルスキル、ソーシャルスキル下位尺度、ストレス反応及びストレス反応下位尺度の平均値、標準偏差を表 1-4 に示す。

表 1-4 自尊感情、ソーシャルスキル、ソーシャルスキル下位尺度、ストレス反応及びストレス反応下位尺度の平均値と標準偏差 (N=194)

	平均値	標準偏差
自尊感情	26.23	4.67
ソーシャルスキル	72.01	9.09
関係向上行動	27.76	4.79
関係参加行動	21.03	3.59
関係維持行動	23.22	3.73
ストレス反応	35.68	12.42
不機嫌・怒り感情	10.42	4.81
身体的反応	7.15	3.22
無気力	10.99	4.36
抑うつ・不安感情	7.11	3.17

2. 自尊感情、ソーシャルスキル、ソーシャルスキル下位尺度、ストレス反応及びストレ

#### ス反応下位尺度の関連

自尊感情、ソーシャルスキル、ソーシャルスキル下位尺度、ストレス反応及びストレス反応下位尺度の関連を調べるため、Pearson の相関係数を算出した結果が表 1-5 である。自尊感情とソーシャルスキル ( $r = .54, p < .01$ )、関係向上行動 ( $r = .43, p < .01$ )、関係参加行動 ( $r = .46, p < .01$ ) の間に中程度の正の相関、関係維持行動 ( $r = .31, p < .01$ ) の間に弱い正の相関が見られた。自尊感情とストレス反応 ( $r = -.47, p < .01$ )、無気力 ( $r = -.57, p < .01$ )、抑うつ・不安感情 ( $r = -.40, p < .01$ ) の間に中程度の負の相関、不機嫌・怒り感情 ( $r = -.30, p < .01$ )、身体的反応 ( $r = -.19, p < .01$ ) の間に弱い負の相関が見られた。ソーシャルスキルと関係向上行動 ( $r = .83, p < .01$ )、関係維持行動 ( $r = .77, p < .01$ ) の間に強い正の相関、関係参加行動 ( $r = .64, p < .01$ ) の間に中程度の正の相関が見られた。ソーシャルスキルとストレス反応 ( $r = -.57, p < .01$ )、無気力 ( $r = -.56, p < .01$ )、抑うつ・不安感情 ( $r = -.55, p < .01$ )、不機嫌・怒り感情 ( $r = -.40, p < .01$ ) の間に中程度の負の相関、身体的反応 ( $r = -.30, p < .01$ ) の間に弱い負の相関が見られた。関係向上行動と関係維持行動 ( $r = .48, p < .01$ ) の間に中程度の正の相関、関係参加行動 ( $r = .26, p < .01$ ) の間に弱い正の相関が見られた。関係向上行動と無気力 ( $r = -.42, p < .01$ ) の間に中程度の負の相関、ストレス反応 ( $r = -.31, p < .01$ )、抑うつ・不安感情 ( $r = -.23, p < .01$ )、不機嫌・怒り感情 ( $r = -.20, p < .01$ ) の間に弱い負の相関が見られた。

関係参加行動と関係維持行動 ( $r = .26, p < .01$ ) の間に弱い正の相関が見られた。関係参加行動と抑うつ・不安感情 ( $r = -.71, p < .01$ ) の間に強い負の相関、ストレス反応 ( $r = -.61, p < .01$ )、無気力 ( $r = -.49, p < .01$ )、身体的反応 ( $r = -.40, p < .01$ ) の間に中程度の負の相関、不機嫌・怒り感情 ( $r = -.39, p < .01$ ) の間に弱い負の相関が見られた。関係維持行動とストレス反応 ( $r = -.41, p < .01$ ) の間に中程度の負の相関、抑うつ・不安感情 ( $r = -.37, p < .01$ )、無気力 ( $r = -.36, p < .01$ )、不機嫌・怒り感情 ( $r = -.34, p < .01$ )、身体的反応 ( $r = -.22, p < .01$ ) の間に弱い負の相関が見られた。ストレス反応と不機嫌・怒り感情 ( $r = .84, p < .01$ )、抑うつ・不安感情 ( $r = .81, p < .01$ )、無気力 ( $r = .78, p < .01$ )、身体的反応 ( $r = .75, p < .01$ ) の間に強い正の相関が見られた。不機嫌・怒り感情と抑うつ・不安感情 ( $r = .56, p < .01$ )、身体的反応 ( $r = .53, p < .01$ )、無気力 ( $r = .48, p < .01$ ) の間に中程度の正の相関が見られた。身体的反応と抑うつ・不安感情 ( $r = .57, p < .01$ )、無気力 ( $r = .41, p < .01$ ) の間に中程度の正の相関が見られた。無気力と抑うつ・不安感情 ( $r = .55, p < .01$ ) の間に中程度の正の相関が見られた。

これらの結果から、自尊感情の高い児童はソーシャルスキルも高く、ストレス反応を感じる事が少ない傾向にあることが示された。

また、ストレス反応に対する相関の強さは、自尊感情、ソーシャルスキル共に中程度の負の相関であるが、ソーシャルスキルの数値が高いことから、関係性の強さが示唆された。さらに、ストレス反応と 4 下位尺度との関連において、全ての尺度間に強い正の相関が見られた。このことから、ストレスを感じる児童は、イライラ感や身体各部の不調、無気力感、不安感などを感じやすい傾向にあることが示された。

表 1-5 自尊感情、ソーシャルスキル、ソーシャルスキル下位尺度、ストレス反応及びストレス反応下位尺度の相互相関 (N=194)

	自尊感情	ソーシャル スキル	関係向上 行動	関係参加 行動	関係維持 行動
自尊感情	—	.54**	.43**	.46**	.31**
ソーシャルスキル		—	.83**	.64**	.77**
関係向上行動			—	.26**	.48**
関係参加行動				—	.26**
関係維持行動					—
ストレス反応					
不機嫌・怒り感情					
身体的反応					
無気力					
抑うつ・不安感情					

\* $p < .05$ 、\*\* $p < .01$  (両側)

	ストレス 反応	不機嫌・怒り 感情	身体的 反応	無気力	抑うつ・不安 感情
自尊感情	-.47**	-.30**	-.19**	-.57**	-.40**
ソーシャルスキル	-.57**	-.40**	-.30**	-.56**	-.55**
関係向上行動	-.31**	-.20**	-.09	-.42**	-.23**
関係参加行動	-.61**	-.39**	-.40**	-.49**	-.71**
関係維持行動	-.41**	-.34**	-.22**	-.36**	-.37**
ストレス反応	—	.84**	.75**	.78**	.81**
不機嫌・怒り感情		—	.53**	.48**	.56**
身体的反応			—	.41**	.57**
無気力				—	.55**
抑うつ・不安感情					—

\* $p < .05$ 、\*\* $p < .01$  (両側)

### 3. ストレス反応及びストレス反応下位尺度を従属変数とする重回帰分析

自尊感情、ソーシャルスキルがストレス反応に及ぼす影響を明らかにするために、ストレス反応を従属変数、自尊感情、ソーシャルスキルを独立変数として、ステップワイズ法による重回帰分析を行った。さらに、自尊感情、ソーシャルスキル下位尺度(関係向上行動、関係参加行動、関係維持行動)がストレス反応下位尺度のそれぞれに及ぼす影響を明らかにするために、不機嫌・怒り感情、身体的反応、無気力、抑うつ・不安感情を従属変数、自尊感情、ソーシャルスキル下位尺度(関係向上行動、関係参加行動、関係維持行動)をそれぞれ独立変数として、ステップワイズ法による重回帰分析を行った。ステップワイズ法は段階的重回帰分析とも呼ばれ、用意された独立変数の中から統計的に有意な影響を持つもののみが、従属変数に対する寄与の大きい順に1つずつ選択的に投入される方法である。本研究では、 $p < .05$ の有意水準で選択投入を行った。複数の独立変数が用意されていても、統計的に有意な変数が1つだけしか選択されなかった場合、標準偏回帰係数( $\beta$ )も1つだけ算出されることになり、その値はPearsonの相関係数と同じ大きさの値になる。結果を表1-6に示す。

表 1-6 自尊感情、ソーシャルスキル、ソーシャルスキル下位尺度からストレス反応及びストレス反応下位尺度への重回帰分析結果 (N=194)

	ストレス 反応	不機嫌・怒り 感情	身体的 反応	無気力	抑うつ・不安 感情
自尊感情	-.23**	—	—	-.36**	—
ソーシャルスキル	-.45**	/	/	/	/
関係向上行動	/	—	—	-.20**	—
関係参加行動	/	-.33**	-.40**	-.27**	-.65**
関係維持行動	/	-.26**	—	—	-.20**
R <sup>2</sup>	.36**	.22**	.16**	.42**	.54**

\* $p < .05$ 、\*\* $p < .01$  (両側)

—は、ステップワイズ法により除外された変数である。

### (1) ストレス反応を従属変数とする重回帰分析

自尊感情とソーシャルスキルのストレス反応に対する影響は、決定係数が.36 であることから、自尊感情とソーシャルスキルの 2 要因によりストレス反応を 36 % の率で説明できることが明らかになった。分散分析結果は  $F(2,191)=54.24$  で、0.1 % 水準で有意であった。標準偏回帰係数については、自尊感情 ( $\beta = -.23$ ) が有意な負の影響力 ( $t = -3.34$ 、 $p < .01$ )、ソーシャルスキル ( $\beta = -.45$ ) も有意な負の影響力 ( $t = -6.55$ 、 $p < .01$ ) をもつことが示された。係数の大きさから、ストレス反応に対して自尊感情よりもソーシャルスキルの方が大きな影響を与えていることが考えられた。「自己評価の感情」である自尊感情よりも、「対人関係のコツ」であるソーシャルスキルに対する働きかけの方が、ストレス反応抑制に影響を及ぼすということである。重回帰分析に基づくパス図を図 1-1 に示す。なお、先に算出した独立変数間の相関も示してある。

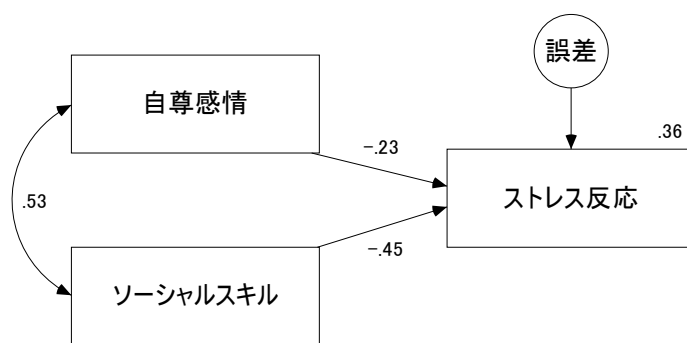


図 1-1 ストレス反応に対するパス解析

$p < .05$  の投入基準で有意なパスのみを記載した。図中の双方向矢印の数値は Pearson 相関係数、片方向矢印の数値は標準偏回帰係数 ( $\beta$ )、従属変数の右上に記載した数値は、決定係数 (説明率)  $R^2$  である。

### (2) ストレス反応下位尺度を従属変数とする重回帰分析

#### ① 不機嫌・怒り感情

自尊感情とソーシャルスキル 3 下位尺度の不機嫌・怒り感情に対する影響は、自尊感情と関係向上行動の影響が有意でないことが示され、ステップワイズ法により削除された。したがって決定係数.22 とは、関係参加行動と関係維持行動により不機嫌・怒り感情を 22 % の率で説明できることを示したものである。分散分析結果は  $F(2,191)=26.39$  で、0.1 % 水準で有意であった。標準偏回帰係数については、関係参加行動 ( $\beta = -.32$ ) が有意な負の影響力 ( $t = -4.90$ 、 $p < .01$ )、関係維持行動 ( $\beta = -.26$ ) も有意な負の影響力 ( $t = -3.93$ 、 $p < .01$ ) をもつことが示された。関係参加行動や関係維持行動に対する働きかけが、「イライラした気分、怒りの感情」である不機嫌・怒り感情の抑制に影響を及ぼすということである。

#### ② 身体的反応

自尊感情とソーシャルスキル 3 下位尺度の身体的反応に対する影響は、自尊感情と関係向上行動、関係維持行動の影響が有意でないことが示され、ステップワイズ法により削除された。したがって決定係数.16 とは、関係参加行動のみにより身体的反応を 16 % の率で説明できることを示したものである。分散分析結果は  $F(1,192)=36.80$  で、0.1 % 水準で有意であった。標準偏回帰係数については、関係参加行動 ( $\beta = -.40$ ) が有意な負の影響力 ( $t = -6.07$ 、 $p < .01$ ) をもつことが示された。関係参加行動に対する働きかけが、「身体各部の不調」である身体的反応の抑制に影響を及ぼすということである。

#### ③ 無気力

自尊感情とソーシャルスキル 3 下位尺度の無気力に対する影響は、関係維持行動の影響が有意でないことが示され、ステップワイズ法により削除された。したがって決定係数.42 とは、自尊感情、関係向上行動と関係参加行動により無気力を 42 % の率で説明できるこ

とを示したものである。分散分析結果は  $F(3,190)=45.61$  で、0.1 %水準で有意であった。標準偏回帰係数については、自尊感情 ( $\beta = -.36$ ) が有意な負の影響力 ( $t = -5.39$ 、 $p < .01$ )、関係向上行動 ( $\beta = -.20$ ) も有意な負の影響力 ( $t = -3.25$ 、 $p < .01$ )、関係参加行動 ( $\beta = -.27$ ) も有意な負の影響力 ( $t = -4.32$ 、 $p < .01$ ) をもつことが示された。自尊感情、関係向上行動、関係参加行動に対する働きかけが、無気力の抑制に影響を及ぼすということである。

#### ④抑うつ・不安感情

自尊感情とソーシャルスキル3下位尺度の抑うつ・不安感情に対する影響は、自尊感情と関係向上行動の影響が有意でないことが示され、ステップワイズ法により削除された。したがって決定係数.54 とは、関係参加行動と関係維持行動により抑うつ・不安感情を 54 %の率で説明できることを示したものである。分散分析結果は  $F(2,191)=110.91$  で、0.1 %水準で有意であった。標準偏回帰係数については、関係参加行動 ( $\beta = -.65$ ) が有意な負の影響力 ( $t = -12.83$ 、 $p < .01$ )、関係維持行動 ( $\beta = -.20$ ) も有意な負の影響力 ( $t = -4.01$ 、 $p < .01$ ) をもつことが示された。関係参加行動や関係維持行動に対する働きかけが、抑うつ・不安感情の抑制に影響を及ぼすということである。

これらの結果から、ストレス反応下位尺度のそれぞれに影響を及ぼす要因に違いがあることが示された。ストレス反応下位尺度の全てに影響を及ぼすのは、関係参加行動であることから、児童の関係参加行動に関するスキルを高める働きかけが、ストレス反応全体を軽減する可能性があることが示唆された。重回帰分析に基づくパス図を図 1-2 に示す。なお、先に算出した独立変数間の相関も示してある。

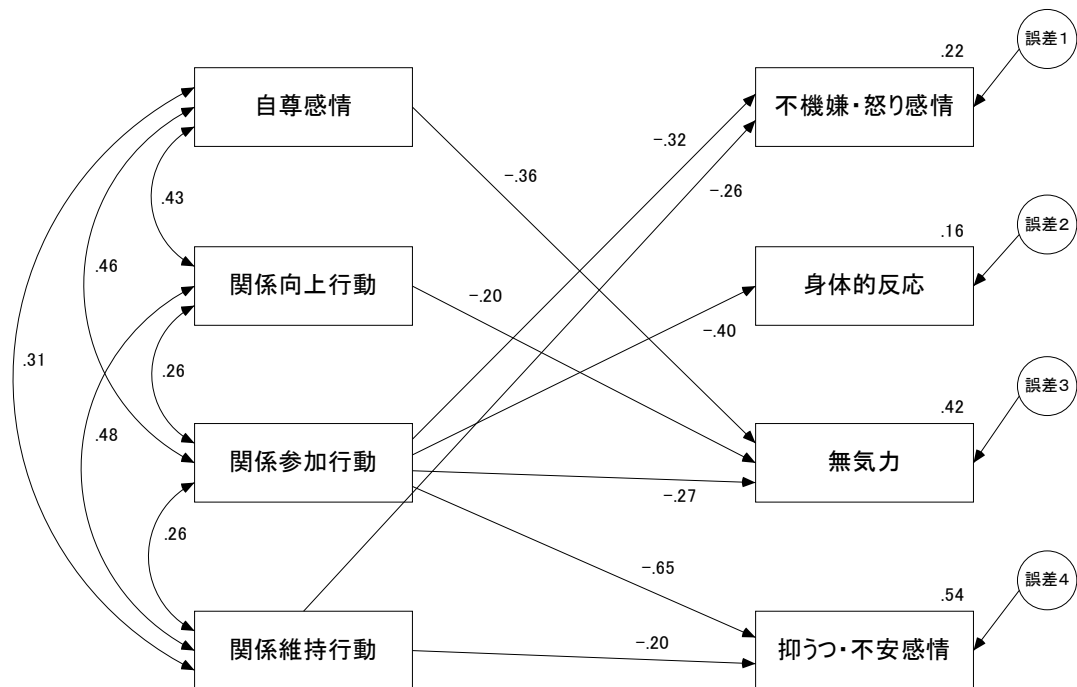


図 1-2 ストレス反応下位尺度に対するパス解析

$p < .05$  の投入基準で有意なパスのみを記載した。図中の双方向矢印の数値は Pearson 相関係数、片方向矢印の数値は標準偏回帰係数 ( $\beta$ )、従属変数の右上に記載した数値は、決定係数 (説明率)  $R^2$  である。



#### IV 考察

本研究では、学校における児童生徒の不適応をストレス反応の指標で捉えている。不登校、いじめ等の学校不適応の状況が急速に悪化する時期は、中1プロブレムを考慮すると、小学校6年生から中学校1年生にかけてであると考えられる。そこで、本研究では、不適応に影響を及ぼす要因検討の対象を小学校5、6年生に絞り込み、不適応予防の示唆を得ることを目的とした。本研究の結果から、児童のメンタルヘルス維持に向けた具体方策の指針について考察を加える。

本研究では、児童のストレス反応に影響を及ぼす要因として、先行研究の知見から、自尊感情とソーシャルスキルの2要因を設定し、分析を行った。パス解析の結果からは、自尊感情とソーシャルスキルの2要因でストレス反応の36%を説明できることが明らかになり、これら2要因に対するアプローチがストレス反応改善の指標になり得ることが示唆された。2要因のうち、ストレス反応への影響がより強いのはソーシャルスキルであること、2要因間には正の相関があることから、小学校5、6年生に対してはソーシャルスキルを高めるアプローチが重要であり、ソーシャルスキルの向上に合わせて自尊感情もまた向上することも示唆された。ソーシャルスキルを高めるアプローチとしては、現在、学校現場では多くの実践研究がなされている(藤枝, 2006、河村ら 2007)。学校不適応に対する予防的なアプローチとしてのソーシャルスキルトレーニング(SST)実践の意義が、本研究のデータからもあらためて確認されたと考えられる。

川島(1997)は、子どもの社会性の発達を調査・研究し、10歳前後で社会性の質的変化が生じるということから、「10歳までは教えるべきことを教える」、「10歳からは教えることのなかにしだいに考えさせることを含めていく」ことの必要性を提言している。川島(1997)の研究から10年以上が経過した現在、子どもを囲む環境は以前とは比較できないほどの変容を示している。「時間・空間・仲間」が消えてきているという意味での「3間の消失」という言葉がその変容を象徴的に示すものであろう。そうした環境下、子どもが人とかかわる機会は以前にも増して乏しくなり、その結果、「体験を通して身につけた人づきあいのコツ」であるソーシャルスキルが低下するのは必然と思われる。それ故、川島(1997)が社会性の観点で指摘した「10歳までは教えるべきことを教える」という言葉もまた、今では、「小学生段階では教えるべきことを教える」という指摘に修正する必要があるのではないかと思われる。このように、本研究結果及び先行研究の知見からは、子どものソーシャルスキルを高めるアプローチが、学校不適応を予防する具体方策の一つとして、今まさに学校現場で求められていることが明らかに示されたのではないかと考えられる。ソーシャルスキルの向上に合わせて自尊感情もまた向上するということを念頭に、教師は「ソーシャルスキルをどのように育むか」という視点で、子どもたちに向き合っていくことが、今、求められている。

今後は、学年別、男女別にソーシャルスキルを高めるアプローチに違いがあるかどうかの検討を加えたい。学年差については、石川ら(2007)が小学校4年生から中学校1年生までの児童生徒を対象に同一の尺度を用い、縦断的にソーシャルスキルの比較を試み、その結果、ソーシャルスキルは学年が進行するほど低下し、今や自然な時間経過の中では向上しないということを明らかにしている。石川ら(2007)の研究知見を他の尺度を用いて追試した場合、どのような結果が得られるのか非常に興味深い点である。また、男女差についても、児童期中期から青年期前期の仲間関係の発達において、男子に特徴的といわれるギャンググループ、女子に特徴的といわれるチャムグループという違いがある。それ故、男女別の分析により、男女の違いを考慮したアプローチの示唆が得られることも十分に考えられる。早急に本研究の対象データを分析し、学年別、男女別のアプローチに関する検討を行うことが今後の課題である。

## <参考文献>

- ・藤枝静暁（2006）小学校における学級を対象とした社会的スキル訓練および行動リハーサル増加手続きの試み. カウンセリング研究, 39, 218-228
- ・石川信一・山下朋子・佐藤正二（2007）児童生徒の社会的スキルに関する縦断的研究. カウンセリング研究, 40, 38-50
- ・岩上高志・戸ヶ崎泰子・嶋田洋徳・坂野雄二（1998）中学生のセルフエスティームに関する研究 2 -セルフエスティームと学校ストレスの関係-. 日本心理学会第 62 回論文集, 963.
- ・川西陽子（1995）セルフエスティームと心理的ストレスの関係. 健康心理学研究, 8(1), 22-30.
- ・川島一夫（1997）発達を考えた児童理解・生徒指導. 福村出版
- ・河村茂雄・品田笑子・藤村一夫（2007）いま子どもたちに育てたい学級ソーシャルスキル 小学校低学年. 図書文化
- ・三浦正江・福田三奈子・坂野雄二（1995）中学生の学校ストレスとストレス反応の継時的変化. 日本教育心理学会第 36 回総会発表論文集, 555.
- ・Rosenberg,M. (1965) Society and the adolescent self-image.Princeton University Press,Princeton,NJ.星野 命訳（1970）感情の心理と教育（一, 二）. 児童心理, 24, 1264-1283, 1445-1477.
- ・嶋田洋徳（1998）小中学生の心理的ストレスと学校不適應に関する研究. 風間書房.
- ・戸ヶ崎泰子・岩上高志・嶋田洋徳・坂野雄二（1998）中学生のセルフエスティームに関する研究 1 -セルフエスティームと社会的スキルの関係-. 日本心理学会第 62 回論文集, 962.
- ・戸ヶ崎泰子・岡安孝弘・坂野雄二（1997）中学生の社会的スキルと学校ストレスとの関係. 健康心理学研究, 10(1), 23-32.