



Title	中学生におけるメンタルヘルスの問題と学校生活で求める支援との関連性
Author(s)	鈴木, 修斗; 藤井, 義久; 加藤, 弘通
Citation	子ども発達臨床研究, 16, 11-19
Issue Date	2022-03-25
DOI	10.14943/rcccd.16.11
Doc URL	http://hdl.handle.net/2115/84753
Type	bulletin (article)
File Information	030-1882-1707-16.pdf



[Instructions for use](#)

資料論文

中学生におけるメンタルヘルスの問題と学校生活で求める支援との関連性

鈴木 修斗¹・藤井 義久²・加藤 弘通³

Association between mental health problems of junior high school students and the support they need in school life

Shuto SUZUKI, Yoshihisa FUJII, Hiromichi KATO

要 旨

本研究の目的は、中学生におけるメンタルヘルスの問題と学校生活で求める支援との関連性を明らかにすることである。公立中学校の生徒 521 名を対象に質問紙調査を行い、生徒の学校生活における援助ニーズを測る尺度（学校生活ニーズ尺度）を開発し、学校生活ニーズを従属変数、メンタルヘルスの問題（ストレス反応及びパーソナリティ）を独立変数とするパス解析を行った。その結果、男女ともに学校生活ニーズとメンタルヘルスの問題との間に複数の関連が認められた。特に、「非効力感」については、男女ともに「評価的サポート」との間に強い負の関連が認められ、この結果から、効力感の低い子どもは、「評価的サポート」に対するニーズが低い傾向にあることが示された。また男女間の比較では、「対人緊張」と「情緒的サポート」との関連について、男子では負の関連が、女子では正の関連が、「衝動性」については女子のみ「情動的サポート」および「公平的環境」との間に負の関連が認められた。このことはメンタルヘルスの問題に有効と考えられているソーシャルサポートが、生徒のパーソナリティやストレス反応、性別によっては、生徒が求めている支援である可能性を示唆している。

キーワード：メンタルヘルス、学校生活、ソーシャルサポート、援助ニーズ

Key words : mental health, school life, social support, support needs

問題と目的

文部科学省（2020）が実施した「児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査」によれば、小・中学校における不登校児童生徒数は、

全体で 181,272 人であり、児童生徒全体の 1.9% を占める。学校別の内訳は、小学校では 53,350 人、中学校では 127,922 人におよぶ。在籍者数に占める割合については、小学校における不登校児童は児童全体の 0.8% に対し、中学校における不登校

¹ 北海道大学大学院教育学院 博士前期課程

² 岩手大学教育学部 教授

³ 北海道大学大学院教育学研究院 准教授

生徒は、生徒全体の3.94%を占めており、平成3年の調査以降過去最高である。また同じ調査において、中学校における不登校の要因は、無気力、不安が全体の約4割を占めており、特に思春期においてメンタルヘルスの問題がより深刻であることが示唆される。また、このようなメンタルヘルスの問題に対し、現場の教師が対応を悩ませている現状も存在する。財団法人日本学校保健会（2004）が行なった「心の健康づくりに関する調査」においては、児童生徒のメンタルヘルスに関する問題の支援に当たっての課題として、「子どものメンタルヘルスの問題が複雑・多様化し、理解が困難になっている」を回答した学級担任が、小学校で32.2%（ $N = 1337$ ）、中学校で54.6%（ $N = 1332$ ）、高等学校で35.5%（ $N = 1378$ ）といずれの校種についても最も多かった。中でも、中学校では、学級担任の約半数が子どものメンタルヘルスの問題に困難さを感じており、ここ数年におけるメンタルヘルスの問題の複雑化・多様化に伴い、今日でもさらに教師がその対応に困難さを感じていることが予想される。このような実態を踏まえても、子どものメンタルヘルスの問題にどのように対応していくかは、学校現場の重要課題といえる。

メンタルヘルスの問題に対する支援については、ソーシャルサポートの有効性が多くの先行研究で示されている。片受・大貫（2014）は大学生を対象に行なった調査において、ソーシャルサポートが、評価的サポート、情報・道具的サポート、情緒・所属的サポートの三つの因子に分かれ、いずれのサポートにおいても抑うつ、状態不安との間に有意な負の相関が示された。松沼・五十嵐（2016）は小学生を対象に行なった調査において、担任教師からのソーシャルサポートが、情緒的・教授的サポート、共行動的サポートの二つに分かれ、より肯定的な学級認知がなされている学級とあまり肯定的な学級認知がなされていない学級においては、充実感との間に有意な正の関連が示された。

また、学校教育で行われる支援については、心理教育サービスの存在が一般的に知られている（石隅，1999）。心理教育サービスは、すべての生

徒を対象に行う「一次的援助」、特別な配慮を必要とする一部の生徒を対象に行う「二次的援助」、不登校、いじめなど特別な援助が必要である特定の生徒を対象に行う「三次的援助」に分けられる（石隅，1999）。したがって、学校現場では、それぞれの段階によって異なる子どもの援助ニーズを適切に理解した上で、支援することが求められている。

以上を踏まえて、メンタルヘルスの問題に対しては、教師が子どもの援助ニーズを適切に把握したうえで、ソーシャルサポートなどの支援を行なっていくことが大変重要であるといえる。しかしながら、子どものメンタルヘルスの問題が複雑化・多様化している現在では、援助ニーズを適切に把握することは難しい。特に初期対応の頃は、情報が少なく、教師が子どものニーズを適切に把握することは極めて困難であると考えられる。また、学校現場においては、ソーシャルサポートのような個人の支援だけでなく、学級環境の整備も重要な視点であるが、子どもがどのような学級環境を望んでいるのかに関する実証的なデータはないようである。そのような状況下では、子どものメンタルヘルスの問題に合わせて、学校生活の具体的な場面を多面的に取り上げ、子どものニーズを把握した支援の根拠となる研究が必要である。

そこで、本研究では、中学生におけるメンタルヘルスの問題と学校生活で求める支援との関連性を明らかにする。そのために、①生徒のメンタルヘルスの問題をストレス反応とパーソナリティの両面から測定し、その実態を把握するとともに、②学校生活の援助ニーズを測る尺度（学校生活ニーズ尺度）を開発し、メンタルヘルスの問題と学校生活ニーズとの関連性を検討することにした。

方 法

1. 調査協力者

東北地方の公立中学校2校（A中学校，B中学校）に通う中学生（1年～3年）、計521名（男子270名，女子245名，不明6名）を対象とした。

なお、A中学校においては（1年～2年）の生徒を対象にした。学年別内訳は、1年生208名（男子106名、女子102名）、2年生225名（男子121名、女子104名）、3年生82名（男子43名、女子39名）である。

2. 調査手続き

質問紙調査を実施した。以下手続きがA、B中学校で異なる。

A中学校では、授業時間に学級担任により実施され、一斉に回答を求め、回答終了後直ちに回収する方式で調査が行われた。B中学校では、学級担任により配布され、持ち帰って回答してもらい、その後回収する方式で調査が実施された（回収率は91.6%、回収できた場合に調査協力の同意を得たと見なした）。質問紙には、倫理的配慮として、先生や友達に回答の内容が知られる恐れがないこと、成績には全く関係ないことを明記した。また、質問項目の選定にあたっては、不適切な項目がないか、調査実施校の教員によるチェックを受けた。

なお、調査は2020年10月に実施された。

3. 調査内容

① フェイスシート 計4項目

回答者の属性、悩みや学校生活についての質問項目

② 学校生活ニーズ尺度 計42項目（オリジナル尺度）

作成に当たっては、松沼・五十嵐（2016）が作成したソーシャルサポート尺度から計10項目、栃木教育総合センター（2013）が作成した教育的環境・関わり方についての質問項目から自己有用感との正の相関が比較的高かったものを中心^{注1)}に計18項目、山田と吉澤（2017）に作成した教師・保護者・友人におけるはたらきかけ尺度から計8項目、合計36項目を参考に項目を作成し、KJ法により分類したところ、「協同的環境」「自律的環境」「公平的環境」「情緒的サポート」「情報のサポート」「評価的サポート」の6つのカテゴリーに分けられた。その後、

それらのカテゴリーに基づき、項目を修正、追加し、各カテゴリー7項目から成る暫定尺度とした。なお、回答は、「学校生活に関する以下の文章を読んで、自分に一番当てはまる答えの番号に○をつけて下さい」と教示し、「全く当てはまらない（1点）」から「とてもよく当てはまる（5点）」の5件法で回答を求めた。

③ お茶大式学校メンタルヘルス尺度 計31項目

青木（2004）が作成した尺度で、「身体症状」「抑うつ」「摂食障害傾向」「衝動性」「非効力感」「対人緊張」の6つのストレス反応及びパーソナリティを測る下位尺度から構成される。なお、回答は、「ふだんの自分の気持ちや体の様子に一番当てはまる答えの番号に○をつけて下さい」と教示し、「全く当てはまらない（1点）」から「とてもよく当てはまる（5点）」の5件法で回答を求めた。以下、下位尺度の「摂食障害傾向」は「摂食障害」、尺度名は学校メンタルヘルス尺度と記す。

4. 分析方法

本研究におけるパス解析はR（ver 4.1.1）とパッケージのlavaan（ver 0.6.9）を使用し、その他の分析は、HAD（ver.17；清水，2016）で行った。データ分析には、カテゴリカルデータ（性別、学年）に欠損のある者を除く、515名を対象とした。なお尺度の欠損は単一代入法により、理論的中間値で補完した。

また、A中学校とB中学校で手続きの異なる調査を行なったことにより、学校生活ニーズの暫定尺度および学校メンタルヘルスの尺度の得点に差がでないかWelch検定を用いて下位尺度ごとに学校別の得点を比較したところ、「自律的環境」（ $t(509.24) = 3.57, p < .001, d = .31$ ）と「対人緊張」（ $t(510.24) = 2.05, p < .05, d = .18$ ）に有意差が認められた。しかし、本研究では、その差が調査実施方法の手続きの違いによるものなのか、あるいは学校の違いによるものなのか判別不可能であったため、今後要検討の課題とし、今回はまとめて分析を行うこととした。

結 果

1. 性別・学年別の生徒のメンタルヘルスの実態

性別及び学年別の生徒のメンタルヘルスの実態を把握するために、性別と学年を独立変数、学校メンタルヘルス尺度の各下位尺度を従属変数とする2要因の分散分析を行った (Table 1)。その結果、すべての下位尺度において、性別による主効果が認められ、男性よりも女性の得点が有意に高かった。効果量に注目すると、特に摂食障害において、比較的大きな差がみられた ($F(1,509) = 156.47, p < .001, \eta_p^2 = .24$)。また、「衝動性」得点 ($F(2,509) = 7.70, p < .001, \eta_p^2 = .03$) のみ学年別による主効果も認められたため、Holm 法による多重比較を行ったところ、2年生よりも1年生の得点が有意に高かった。そして「非効力感」得点 ($F(2,509) = 3.74, p < .05, \eta_p^2 = .03$) においては、交互作用も認められたため、単純主効果検定より、どの群間に差があるのか検討した。その結果、2年生と3年生に

おいて性別の主効果が認められ、男性よりも女性の得点が有意に高かった。

2. 学校生活ニーズの因子分析

まず、学校生活ニーズに関する全42項目に対して天井・フロア効果の検討を行ったところ、天井効果が15項目に認められたため、それらの項目を分析から除外した。次に、スクリープロットを参考に、固有値の変化及び解釈可能性から4因子解が妥当と判断し、学校生活ニーズに関する計27項目に対し、1,2回目の因子分析(主因子法・プロマックス回転)を行った。その結果、1回目において「いつでも自分でやりたいことを選びたい」(.294)、2回目において「休み時間に、係の仕事はやりたくない」(.262)と「友達に落ち込んでいるとき励ましてほしい」(.286)の特に因子負荷量の低かった3項目が見られたため、因子負荷量.30未満を基準とし、それら3つの項目を除いて、再度同様の因子分析を行った。その結果、

Table 1. 性別・学年を要因とするメンタルヘルスの2要因分散分析結果

		男			女			性別主効果		学年別主効果		交互作用	
		1年生	2年生	3年生	1年生	2年生	3年生	$F(1, 509)$	η_p^2	$F(2, 509)$	η_p^2	$F(2, 509)$	η_p^2
	<i>N</i>	106	121	43	102	104	39						
身体症状	$\alpha = .81$	9.94	8.93	9.19	11.83	11.54	11.67	22.40***	.04	.94	.00	.29	.00
		(4.79)	(4.52)	(5.19)	(5.06)	(5.61)	(5.31)	男<女					
摂食障害	$\alpha = .75$	9.17	8.47	8.60	15.10	15.03	16.56	156.47***	.24	.72	.00	.98	.00
		(4.79)	(4.93)	(5.52)	(6.38)	(6.06)	(5.85)	男<女					
メン 抑うつ	$\alpha = .86$	10.93	9.75	11.09	13.45	13.80	13.82	23.91***	.04	.41	.00	.82	.00
		(6.12)	(5.57)	(6.26)	(6.92)	(7.29)	(6.79)	男<女					
対人緊張	$\alpha = .85$	12.08	11.50	11.58	13.85	13.87	14.26	15.69***	.03	.14	.00	.22	.00
		(5.83)	(6.02)	(6.70)	(5.75)	(5.42)	(6.02)	男<女					
ヘル 非効力感	$\alpha = .85$	12.68	10.88	10.77	12.73	13.85	13.56	11.49***	.02	.03	.00	3.74*	.01
		(6.06)	(5.85)	(6.10)	(5.64)	(5.77)	(5.60)	男<女				2年: 男<女***	3年: 男<女*
衝動性	$\alpha = .81$	11.07	8.62	9.02	11.59	10.18	11.41	8.94**	.02	7.70***	.03	1.14	.00
		(6.14)	(4.36)	(5.51)	(5.00)	(4.65)	(5.02)	男<女		2年<1年***			

注1) * $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$ ()内は標準偏差を示す

注2) 多重比較は holm 法により分析した

今度は因子負荷量が .30 未満に該当する項目はなかったものの因子の解釈が困難だったため、因子負荷量 .50 未満を新たな基準とし、該当項目を消去しながら繰り返し同様の因子分析を行ったところ、最終的に 4 因子が抽出された (Table 2)。第 1 因子は「友達に「性格いいね」と言われたい」、「友達に「頭いいね」と言われたい」に高い因子負荷が認められたため、「評価的サポート」因子と解釈した。第 2 因子は「先生に話を聞いてほしい」、「先生の方からわたしに話しかけてほしい」に高い因子負荷が認められたため、「情緒的サポート」因子と解釈した。第 3 因子は「進路に役立つ情報を先生に教えてもらいたい」、「先生から進路のことでアドバイスがほしい」に高い因子負荷が認められたため、「情動的サポート」因子と解釈

した。第 4 因子は「なるべくクラスみんなが委員会を経験してほしい」、「掃除は、みんながいろいろな役割を経験してほしい」に高い因子負荷が認められたため、「公平的環境」因子と解釈した。なお、因子間の相関は .412 ~ .693 の値をとり、中程度であった。

作成した学校生活ニーズ尺度の信頼性を検討するために、クロンバックの α 係数を算出したところ、第 1 因子から順に、 $\alpha = .91, .81, .88, .81$ であり、いずれの因子についても一定の内的一貫性が認められた。そして、各因子に含まれる項目の得点を合計し、それぞれ「評価的サポート」得点、「情緒的サポート」得点、「情動的サポート」得点、「公平的環境」得点とした。

Table 2. 学校生活ニーズの因子分析結果

項目	F1	F2	F3	F4	h^2	M	(SD)
第 1 因子 評価的サポート $\alpha = .91$							
友達に「性格いいね」と言われたい。	.974	-.310	.006	.000	.635	3.16	(1.35)
友達に「頭いいね」と言われたい。	.893	-.138	-.074	.010	.591	2.84	(1.32)
先生に努力を認められたい。	.680	.173	.022	-.022	.662	3.33	(1.29)
先生に自分の成績をほめてもらいたい。	.671	.221	.003	-.025	.686	3.00	(1.25)
自分の得意なことを友達にほめてもらいたい。	.658	.029	.043	.116	.587	3.46	(1.26)
先生に「頑張ればもっと伸びるよ」と言われたい。	.572	.194	.088	-.027	.591	2.96	(1.31)
先生には、自分の良さをほめてもらいたい。	.524	.316	.090	.015	.719	3.10	(1.26)
第 2 因子 情緒的サポート $\alpha = .81$							
先生に話を聞いてほしい。	-.254	.940	.025	.032	.665	2.57	(1.17)
先生の方からわたしに話しかけてほしい。	.060	.711	-.009	.003	.560	2.72	(1.12)
先生に病気やけがのとき心配してもらいたい。	.263	.635	-.032	-.036	.640	2.77	(1.28)
第 3 因子 情動的サポート $\alpha = .88$							
進路に役立つ情報を先生に教えてもらいたい。	.034	-.165	1.002	-.017	.824	3.74	(1.25)
先生から進路のことでアドバイスがほしい。	-.067	.086	.825	-.013	.705	3.55	(1.27)
勉強法について先生に教えてもらいたい。	.107	.006	.664	-.007	.542	3.60	(1.27)
先生自身から受験時の経験談について話を聞きたい。	-.065	.246	.613	.060	.625	3.31	(1.32)
第 4 因子 公平的環境 $\alpha = .81$							
なるべくクラスのみんなが委員会を経験してほしい。	-.027	-.020	-.035	.978	.891	3.54	(1.13)
掃除は、みんながいろいろな役割を経験してほしい。	.035	-.038	.066	.757	.624	3.69	(1.13)
授業中、できるだけ多くの人に発表してほしい。	.053	.118	-.035	.527	.357	3.51	(1.06)
因子間相関	F1	F2	F3	F4			
	F1	.686	.613	.451			
	F2		.693	.412			
	F3			.459			

3. 男女別のメンタルヘルスの問題と学校生活ニーズとの関連

学校メンタルヘルス尺度を独立変数、学校生活ニーズを従属変数として構造方程式モデリングによるパス解析を行った。その際、学校メンタルヘルス尺度の下位尺度すべてに性差が認められたことをふまえ、男女でモデルが異なるか検討するため、多母集団同時分析を行った。

まず、学校メンタルヘルス尺度の各下位尺度から学校生活ニーズのすべての下位尺度に対し、パスを引いたモデル^{注2)}を検討したところ、適合度が悪かった (GFI = .94, AGFI = .74, CFI = .40, RMSE = .41)。そのため、修正指標を参考に、独立変数間の共分散^{注3)}を考慮して、再度モデルを検討した。その結果、適合度指標はおおむね良好になったため、男女ともにこのモデルを配置不変モデルとして以降の分析に用いることとした (GFI = .99, AGFI = .90, CFI = .91, RMSE = .25)。

次に、男女でパス係数に不変が成り立つか検討するため、配置不変モデルのすべてのパスに等値制約を行ったところ、モデル間に差異が認められた ($\Delta X^2 = .41.79$, $\Delta df = 24$, $p < .05$)。そこで、男女でどのパス係数が異なるか検討するため、男女どちらも有意であったパスについて等値制約を行い、それ以外のパスは自由としたモデルを検討した。その結果、最終的に「非効力感」から「評価的支持」、「情緒的支持」、「公平的环境」へのパスに等値制約を行ったモデルにおいて配置不変モデルと比べて有意な違いは認められず ($\Delta X^2 = .1.46$, $\Delta df = 3$, $p = .69$)、適合度指標も同程度の値を示した。(GFI = .99, AGFI = .92, CFI = .91, RMSE = .22)。そのモデルを Figure 1 に示す。

まず、男女ともに「非効力感」について「評価的支持」、「情緒的支持」、「公平的环境」との間に強い負の関連が認められた。一方、「情

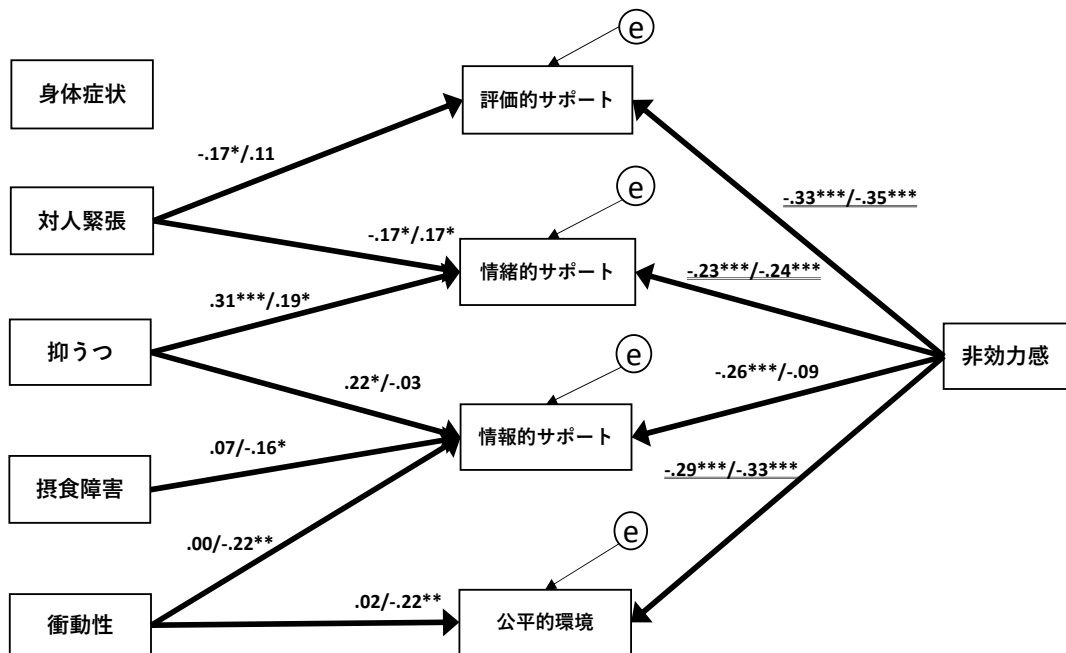


Figure 1. 男女別のメンタルヘルスの問題と学校生活ニーズとの関連

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

II) GFI = .99, AGFI = .92, CFI = .91, RMSE = .22

III) 男女ともに有意でないパス、共分散及び残差共分散は省略した。

IV) 係数の値は、男性/女性の順で示している。等値制約をしているパスには下線を引いた。

報的サポート」については、男子のみ強い負の関連が認められた。次に「対人緊張」については、男子では「評価的サポート」、「情緒的サポート」との間に負の関連が認められた一方で、女子では「情緒的サポート」に対し、正の関連が認められた。「抑うつ」については、男子では「情緒的サポート」と「情動的サポート」に対し、正の関連が認められ、女子でも「情緒的サポート」との間に正の関連が認められた。「衝動性」については、女性のみ「情動的サポート」と「公平的環境」との間に負の関連が認められた。

考 察

本研究の目的は、中学生におけるメンタルヘルスの問題と学校生活で求める支援との関連性を明らかにするために、①生徒のメンタルヘルスの問題をストレス反応とパーソナリティの両面から測定し、その実態を把握するとともに、②学校生活の援助ニーズを測る尺度（学校生活ニーズ尺度）を開発し、メンタルヘルスの問題と学校生活ニーズとの関連性を検討することであった。

本研究の結果から、①については、男性よりも女性の方が、すべてのストレス反応が強く、「対人緊張」や「非効力感」といったパーソナリティの側面でも、不適応を抱えていることが示された。このことは、同じ尺度を使用した大河原（2006）による調査でも、中学生においてすべての下位尺度で性差（男子<女子）が認められている。また、衝動性については、1年生の得点が2年生よりも有意に高かった。その理由としては、小学校から中学校の新しい生活に慣れる過程でストレスがかかり、1年生においては一時的に衝動性が高まっているなど環境移行の問題が考えられる。

②については、学校生活ニーズは、当初仮定していた6因子構造ではなく、4因子構造で説明できることが示された。そしてメンタルヘルスの問題と学校生活ニーズとの関連については、多母集団同時解析を行い、男女で同じモデルが適用できるか検討した。しかし男女のモデルの配置不変は

成り立ったが、パスの不変は成り立たなかったため、男女間でメンタルヘルスの問題と学校生活ニーズとの関連に違いがあることが考えられた。最終的なモデルからは、男女ともに「非効力感」について「評価的サポート」、「情緒的サポート」、「公平的環境」との間に強い負の関連が認められ、効力感の低い生徒は、多くの面で学校生活に対するニーズが低い傾向にあることが示された。特に、「評価的サポート」との間に強い負の関連が認められ、効力感の低い生徒は自分に自信がなく、人から評価を受けることを恐れているため、たとえ肯定的であっても他人に評価されることに苦手意識があると考えられる。また「抑うつ」については、男女ともに「情緒的サポート」との間に正の関連が認められた。大学生を対象とした調査ではあるが、先行研究においても、「抑うつ、状態不安」と「情緒・所属的サポート」との間に有意な負の相関が示されており（片受・大貫, 2014）、抑うつ傾向のある生徒は情緒的な関わりを求めているといえる。そして男女間の比較では、「対人緊張」と「情緒的サポート」との関連について、男子では負の関連が、女子では正の関連が認められた。「情緒的サポート」の項目は、いずれも教師から受ける支援について尋ねていることから、男子生徒と女子生徒の教師との関係性の違いが、このような結果を引き起こしたと考えられる。具体的には、男子生徒にとって教師から情緒的なサポートを受けることは、情けをかけてもらった≒自分で解決できなかったことを暗に示し、他の生徒から自分は教師に同情してもらうような弱い存在といった負のレッテルを貼られる可能性を危惧している一方で、女子ではそういったものがないといった男女の教師との関係性を反映している可能性が考えられる。そして「衝動性」については女子のみ「情動的サポート」および「公平的環境」との間に負の関連が認められた。衝動性が高いと、感情的になって冷静な判断ができず、教師の助言がかえってお節介に感じることや、自分の思い通りにものごとを進めようとするため、周りと公平に扱われることに我慢ができないことにより、この

ような結果につながったと考えられる。

以上のことから、生徒のメンタルヘルスの問題は、学校生活で求める支援と強く関連しているだけでなく、生徒のパーソナリティやストレス反応の種類、性別によってその関連性に違いがあることも示された。特にソーシャルサポートについては、誰にでもニーズがあるわけではなく、生徒によっては、求めている支援である可能性も十分考慮して慎重に支援を行う必要があるといえる。

今後の課題としては、主に二つのことが挙げられる。

第1に、学校生活ニーズ尺度の妥当性について適切に学校生活の援助ニーズを測れているのか、妥当性の問題を含め、因子構造について再検討する必要がある。本研究では、妥当性の検討はしておらず、結果についても断定できるものではない。

第2に、支援の効果について検討していく必要がある。本研究では、生徒個人の援助ニーズを測定しているだけである。ゆえに、援助ニーズがあるからといって、実際にその支援を行うことが生徒のメンタルヘルスの問題に有効かは更なる検討が必要である。

注

- 1 学校現場において子どもの自己有用感を高める支援は重要視されている(栃木県教育センター, 2013; 福岡市教育センター, 2018)。また、大久保(2005)の調査から、周囲から信頼され、受容されている感覚を表す項目からなる「被信頼感・受容感」と抑うつとの間に負の相関を示している。以上のことから、学校生活の援助ニーズを測定するうえで、妥当な項目内容と判断した。
- 2 すべての従属変数間に残差共分散を考慮している。
- 3 考慮した共分散は、「身体症状」と「抑うつ」、「非効力感」および「衝動性」との変数間、「抑うつ」と「対人緊張」、「非効力感」および「衝動性」との変数間、「対人緊張」と「非効力感」および「衝動性」との変数間、「非効力感」と「衝動性」との変数間である。

文献

青木紀久代(2004). お茶の水女子大学21世紀COEプログラム誕生から死までの人間発達科学 家庭・学校・地

- 域における発達危機の診断と臨床支援 幼児期から青年期までのメンタルヘルス縦断研究—心理的援助のためのアウトリーチ・プログラムの構築—中間報告書
福岡市教育センター(2018). 児童生徒の自己有用感を高める指導の在り方:お互いのよさを認め合う活動を通して
http://www.fuku-c.ed.jp/center/report/tyousa/h30/H30_g_jinken.pdf (2021/12/25)
- 石隅利紀(1999). 学校心理学—教師・スクールカウンセラー・保護者のチームによる心理教育的援助サービス 誠信書房
- 片受靖・大貫尚子(2014). 大学生用ソーシャルサポート尺度の作成と信頼性・妥当性の検討— 評価的サポートを含む多因子構造の観点から— 立正大学心理学研究年報, 5, 37-46.
- 心の健康づくり推進委員会(財団法人日本学校保健会)(2004). 心の健康づくりに関する調査
https://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chousa/shotou/066/gaiyou/attach/1369818.htm (2021/12/30)
- 松沼風子・五十嵐哲也(2016). 担任からのソーシャルサポートが児童の学級適応感に及ぼす影響について—学級風土の違いに着目して—愛知教育大学研究報告. 教育科学編, 65, 61-68.
- 文部科学省(2020). 令和元年度「児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査結果」について
http://www.mext.go.jp/b_menu/toukei/chousa01/shidou/1267646.htm (2021/12/21)
- 大河原美以・林もも子・工藤梨早・根本祥子・萱野亜希子・新谷雅人(2006). 児童生徒の心の健康と教師の生徒指導観—長崎県教育委員会との連携による調査研究報告 I—東京学芸大学紀要, 総合教育科学系, 57, 137-151.
- 大久保智生(2005). 青年の学校への適応感とその規定 要因—青年用適応感尺度の作成と学校別の検討— 教育心理学研究, 53, 307-319.
- 清水裕士(2016). フリーの統計分析ソフト HAD: 機能の紹介と統計学習・教育, 研究実践における利用方法の提案 メディア・情報・コミュニケーション研究, 1, 59-73.
- 栃木県総合教育センター(2013). 高めよう! 自己有用感—栃木の子どもの現状と指導の在り方—
http://www.tochigi-edu.ed.jp/center/cyosa/cyosakenkyu/h24_jikokuyokan/ (2022/3/6)
- 山田恭子・吉澤寛之(2017). 教師・保護者・友人のはたらきかけが本来感と自尊感情に及ぼす影響: 心理的 well-being の向上を目指した検討 岐阜大学教育学部研究報告. 人文科学, 66, 241-249.

付 記

本論文は、第一著者が令和2年度に岩手大学教育学部に提出した卒業論文の一部を加筆・修正したものを第一著者と第二著者が日本教育心理学会第63回総会で発表し、さらにその内容に加筆・修正をしたものである。最後に、調査にご協力いただいた中学校の皆様にご感謝申し上げます。

