

<原著>

## 中学生における不登校傾向と学級適応感・ 教師への信頼感との関連

林 茜 信州大学大学院総合人文社会科学研究所  
水口 崇 信州大学学術研究院教育学系

### 概要

本研究では、中学生における不登校傾向抑制要因を検討するため、学級適応感と教師への信頼感との関連を検討した。中学1年生～中学3年生402名を対象に質問紙調査を実施した。質問項目は、不登校傾向を測定する13項目、学級への適応感を測定する28項目、教師への信頼感を測定する20項目を用いた。不登校傾向別・学年ごとに重回帰分析を実施した結果、「別室登校を希望する不登校傾向」は、中学1年生と2年生で「居心地の良さの感覚」「劣等感の無さ」の影響が検出された。中学3年生は、「課題・目的の存在」の影響のみが示された。加えて「遊び・非行に関連する不登校傾向」においては、中学1年生から3年生に共通して「劣等感の無さ」の影響が明らかになった。

**キーワード：**中学生、不登校傾向、学級適応感、信頼感、劣等感

### 問題と目的

日本における不登校児童生徒数は年々増加している。文部科学省（2021）によれば、小中学校における令和2年度の長期欠席者数は約28万8千人であり、そのうち不登校による欠席者数は約19万6千人となっている。不登校児童生徒数は平成24年から増加の一途をたどり、令和2年度は過去最多となっている。小学校・中学校で比較すると、小学校では1000人当たり10.0人、中学校では1000人当たり40.9人であり、中学校では小学校における不登校児童数の4倍となっている。したがって、不登校児童生徒数は学年が上がるにつれて、特に中学生で増加する傾向があると言える。また、文部科学省（2021）は、不登校の要因について学校に係る状況・家庭に係る状況・本人に係る状況の3つを挙げている。その中で、小学生・中学生ともに、「無気力、不安」の割合が最も高くなっている。次いで小学生では、「親子のかかわり方」「生活リズムの乱れ、あそび、非行」となっている。中学生では、「いじめを除く友人関係をめぐる問題」「生活リズムの乱れ、あそび、非行」となっている。小学生から中学生に成長する中で、不登校の要因も変化してくる。

不登校児童生徒が増加する中で、学校に通いながらも学校に行きたくない気持ちを持つ

児童生徒が存在することも指摘されている。五十嵐・萩原（2004）は、登校しつつ登校回避願望がある状態は、不登校に至らずとも学校生活を楽しむことに困難が生じており、不登校の前駆的状态として、「不登校傾向」にあるとしている。したがって、不登校に至る前に不登校傾向の児童生徒に対し、不登校に至る前に支援を提供することが重要である。本間（2000）は、欠席願望を抑制する要因として「学校魅力」が大きな影響を与えるとしている。また、欠席そのものの抑制要因は、登校に対する「規範的価値観」に限られるが、欠席願望を抑制する要因は、「対友人適応」「学習理解」「規範的価値」と複数の要因があるとしている。そのため、不登校傾向や実際に不登校に陥っている生徒への援助では、学校にいけない原因や、ストレスを見つげ出し、それらの除去および改善を目指すことよりも、彼らの残された学校とのつながりを発見し、そのつながりを促進・強化していくことが重要であると述べている。したがって、不登校傾向に陥っている生徒が学校生活の中で感じている負担や不安を検分するとともに、学校とのつながりを強化できる支援を行うことが重要であると考えられる。

また、不登校の予防的支援を考えるうえで学級に対する生徒の認識も考慮すべき点である。伊藤・宇佐美（2017）は、いじめや不登校、校内暴力など学校場面における多様な問題を総合的に予防する方法を提案している。具体的には、学校・学級に肯定的な風土を形成し、学校場面の問題を単に事後的に処理するのではなく、学習や行動の文脈要因として公的な学校・学級風土を構築していく必要性を指摘している。学校において生徒は、一日の大部分の時間を学級で過ごしている。このため、学級は人間関係学習の場、人格形成の場といった多様な意味を持つと同時に、友人との関係はどの校種においても学校への適応感の各側面と深い関連を持つ（江村・大久保，2012）。文部科学省（2021）の調査結果にも示されていたように、不登校の予防的支援を考えるうえで、学級における友人関係を考慮することが重要である。加えて、学級について考える際には、教師の存在も影響すると言える。飯田（2002）は、教師－生徒間の関係が学級適応感や人格形成に影響を与えることを指摘している。酒井・菅原・眞栄城・菅原・北村（2000）は、高いストレス状態に置かれた生徒が、それでも健全な学校生活を送るためには、「重要な他者」との間に信頼関係を形成していることが枢要であると指摘している。また教師－生徒間の関係が、児童生徒の友人関係などと同様に、学校教育の1つの基盤をなし、児童生徒の学級適応感などに影響を与えていることを踏まえれば、児童生徒の教師への信頼感を詳細に検討することは極めて意義深い（中井・庄司，2007）。したがって、学級内で同じ時間を共有する教師との関係性に注目し、生徒が教師をどのように認知しているかを検討することが不登校の予防的支援につながることを推測される。

不登校を経験した中学生が学級や教師へとのかかわりを求めていたことを明らかにした研究もある。鈴木（2009）は、適応指導教室に通級していた中学生を対象に、教室で困っていたことを調査し、中学生が教室で求めていたものとして、教室内での居場所感、学

級担任の肯定的なかかわりを求めていることを指摘している。このように、不登校の予防的支援を検討する上で、学級適応感・教師への信頼感を検討することは重要である。

そこで本研究では、学校に行きたくない気持ちを抱える「不登校傾向」を抑制する要因を解明する。具体的には、「学級適応感」「教師への信頼感」と各不登校傾向の関連を明らかにすることを目的とする。

## 方法

### 調査対象者

A県内の公立中学校に在籍する1・2・3年生、合計402名（男子191名、女子196名、無回答15名）の協力を得た。内訳は、1年生142名（男子65名、女子71名、無回答6名）、2年生150名（男子73名、女子72名、無回答5名）、3年生110名（男子53名、女子53名、無回答4名）であった。全項目必須回答としたため、回収率は100%であった。

### 調査手続き

2021年9月末、大手インターネット会社（Google LLC）が提供するアンケート作成・管理ソフト（Google フォーム）を用いて調査を実施した。

### 質問紙の構成

性別、年齢、学年、出身小学校について尋ねた後、以下の項目について回答を求めた。

**学級適応感** 中学生の学級適応感を測定するために、青年用適応感尺度（大久保，2005）のうち、28項目を使用した。調査校との打ち合わせの中で、内容の重複があると指摘を受けた2項目（リラックスできる、これからの自分のためになることができる）を除外した。また、質問項目の主部がないと生徒が理解できないとの指摘を受け、「このクラスで私は」という主部をつけることとした。

**教師への信頼感** 中学生の学級担任への信頼感を測定するために、STT尺度短縮版31項目（庄司・中井，2007）のうち、安心感と正当性に関する21項目を使用した。調査校から、生徒が答えにくいとアドバイスを受けた「不信」の10項目を除外した。

**不登校傾向** 中学生の不登校傾向を測定する不登校傾向尺度（五十嵐・萩原，2004）13項目を使用した。回答形式はいずれも、「そう思う（4点）」「すこしそう思う（3点）」「あまりそう思わない（2点）」「そう思わない（1点）」の4件法であった。各尺度項目は、調査実施前に中学校の教員と複数回話し合いを行って、生徒が理解できるような文章に改編した。

## 結果

### 不登校傾向尺度の検討

表1に不登校傾向尺度各項目の記述統計、表2に項目間相関を示した。中学生用不登校傾向尺度の13項目が事前の想定通りの4因子構造となることを確かめるため、確認的因

子分析を行った。

表1 不登校傾向尺度各項目の記述統計

項目	度数				欠損値	平均値	標準偏差	尖度	歪度
	1	2	3	4					
1*	60	93	149	100	0	2.72	1	-0.95	-0.32
2	89	161	102	50	0	2.28	0.95	-0.8	0.3
3	84	85	128	105	0	2.63	1.08	-1.23	-0.22
4	183	109	54	56	0	1.96	1.07	-0.73	0.77
5	155	111	83	53	0	2.09	1.06	-1.02	0.51
6	260	77	42	23	0	1.57	0.89	0.96	1.43
7	180	90	77	55	0	2.02	1.09	-1.03	0.6
8	185	110	63	44	0	1.92	1.03	-0.62	0.79
9	294	63	28	17	0	1.42	0.8	2.81	1.92
10	209	95	72	26	0	1.79	0.96	-0.43	0.88
11	250	84	40	28	0	1.62	0.93	0.74	1.37
12	202	98	65	37	0	1.84	1.01	-0.5	0.87
13	282	76	23	21	0	1.46	0.82	2.61	1.85

\*は反転項目

表2 不登校傾向尺度項目間相関

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1													
2	.08												
3	-.43	.12											
4	-.37	.06	.27										
5	-.30	.36	.33	.35									
6	-.51	.01	.34	.47	.31								
7	-.41	.21	.43	.36	.60	.35							
8	-.27	.35	.29	.32	.53	.32	.51						
9	-.37	.03	.23	.56	.22	.54	.23	.33					
10	-.34	.07	.26	.34	.20	.42	.23	.24	.41				
11	-.32	.01	.22	.37	.28	.44	.35	.27	.31	.44			
12	-.46	.02	.35	.38	.27	.61	.36	.29	.48	.55	.53		
13	-.27	.10	.21	.49	.26	.44	.23	.34	.75	.39	.35	.49	

4つの因子からそれぞれ該当する項目が影響を受け、すべての因子間に共分散を仮定したモデルで分析を行ったところ、適合度指標は  $\chi^2 = 399.648$ ,  $df = 59$ ,  $p < .001$ ,  $GFI$



## STT 尺度の検討

表4にSTT尺度各項目の記述統計、表5に項目間相関を示した。STT尺度の21項目が事前の想定通りの2因子構造となることを確かめるために、確認的因子分析を行った。2つの因子からそれぞれ該当する項目が影響を受け、すべての因子間に共分散を仮定したモデルで分析を行ったところ、適合度指標は $\chi^2 = 628.99$ ,  $df = 88$ ,  $p < .001$ ,  $GFI = .911$ ,  $AGFI = .806$ ,  $RMSEA = .076$ ,  $AIC = 714.992$ であった。既述した南風原(2002)や豊田(1998)の見解を踏まえ、ここで得られた結果についても特別な対処を行わないこととした。表6にモデルの分析結果を示す。

表4 STT 尺度各項目の記述統計

項目	度数				欠損値	平均値	標準偏差	尖度	歪度
	1	2	3	4					
1	13	23	96	270	0	3.55	0.75	2.7	-1.76
2	11	35	135	221	0	3.41	0.76	1.01	-1.21
3	6	30	129	237	0	3.49	0.7	1.18	-1.26
4	9	26	119	248	0	3.51	0.72	1.87	-1.47
5	14	56	169	163	0	3.2	0.8	0.05	-0.78
6	6	14	115	267	0	3.6	0.63	3.1	-1.69
7	17	51	149	185	0	3.25	0.83	0.21	-0.93
8	9	23	143	227	0	3.46	0.71	1.68	-1.32
9	24	74	174	130	0	3.02	0.87	-0.31	-0.6
10	9	21	106	266	0	3.57	0.7	2.72	-1.7
11	40	78	153	131	0	2.93	0.96	-0.65	-0.55
12	8	24	130	240	0	3.5	0.7	1.78	-1.39
13	63	97	138	104	0	2.7	1.02	-1.04	-0.27
14	5	17	111	269	0	3.6	0.63	2.72	-1.64
15	36	81	161	124	0	2.93	0.93	-0.58	-0.53
16	10	20	118	254	0	3.53	0.71	2.5	-1.61
17	30	73	150	149	0	3.04	0.92	-0.47	-0.65
18	5	7	103	287	0	3.67	0.58	4.7	-1.96
19	46	97	144	115	0	2.82	0.98	-0.88	-0.37
20	5	22	123	252	0	3.55	0.66	1.82	-1.42
21	45	89	136	132	0	2.88	0.99	-0.88	-0.46

表5 STT 尺度項目間相関

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21
1																					
2	.51																				
3	.55	.48																			
4	.32	.39	.32																		
5	.53	.47	.62	.33																	
6	.36	.35	.34	.34	.34																
7	.54	.54	.65	.35	.63	.38															
8	.44	.47	.46	.31	.45	.44	.51														
9	.40	.40	.47	.27	.48	.33	.51	.46													
10	.44	.43	.41	.30	.46	.34	.42	.41	.37												
11	.49	.47	.48	.29	.53	.35	.58	.44	.44	.32											
12	.34	.35	.34	.37	.31	.45	.37	.54	.33	.35	.32										
13	.43	.40	.41	.28	.46	.31	.57	.36	.39	.37	.63	.32									
14	.43	.45	.42	.29	.47	.39	.53	.54	.41	.36	.44	.41	.39								
15	.44	.44	.49	.30	.55	.32	.58	.42	.43	.33	.76	.30	.66	.45							
16	.43	.42	.39	.30	.40	.40	.44	.49	.34	.35	.34	.40	.26	.53	.36						
17	.47	.46	.58	.30	.57	.31	.62	.46	.51	.38	.69	.33	.59	.47	.70	.37					
18	.44	.41	.43	.31	.38	.41	.45	.45	.34	.42	.37	.42	.32	.47	.38	.41	.42				
19	.44	.41	.46	.30	.50	.29	.52	.38	.45	.33	.69	.35	.65	.43	.72	.29	.70	.35			
20	.30	.34	.28	.48	.24	.37	.33	.36	.24	.30	.27	.39	.23	.31	.30	.35	.30	.37	.26		
21	.45	.46	.49	.28	.58	.29	.59	.40	.46	.40	.69	.29	.64	.42	.69	.34	.65	.35	.65	.30	

表6 STT 尺度確認的因子分析結果

質問項目	I	II
<b>I : 安心感 (<math>\alpha = .93</math>)</b>		
15.私は先生と話すとき気持ちが楽になることがある	.84	
11.私が不安なとき、先生に話を聞いてもらえると安心する	.83	
17.私が悩んでいるとき、先生が私を支えてくれていると感じる	.83	
19.先生と話していると困難なことに立ち向かう勇気がわいてくる	.80	
21.先生にならいつでも相談ができると感じる	.80	
7.先生は私の立場で気持ちを理解してくれていると思う	.78	
13.将来のことがわからないときは先生に相談しようという気持ちになる	.74	
5.先生はいつも私のことを気にかけてくれると思う	.71	
3.先生は私を大事にしてくれていると感じる	.69	
1.先生や友達と会いたいので、家にいるより学校に行きたい	.62	
9.私が失敗した時、先生なら私の失敗をかばってくれると思う	.59	
<b>II : 正当性 (<math>\alpha = .89</math>)</b>		
8.先生には正義感が感じられる		.78
14.先生は何事にも一生懸命であると思う		.73
2.先生は正直であると思う		.72
12.先生には教育者としての威厳(堂々としている姿)があると思う		.69
18.先生は教師としてたくさんの知識を持っていると思う		.68
16.先生は決まりを守っていると思う		.67
6.先生は自信をもって指導を行っているように感じる		.64
10.先生は質問したことにはきちんと答えてくれる		.63
4.先生は悪いことは悪いとはっきりと言うと思う		.59
20.私が間違っているときは、先生ならきちんと叱ると思う		.59
	<b>因子間相関</b>	
	I	II
	-	.74
	II	-

### 学級適応感尺度の検討

表7に青年用適応感尺度各項目の記述統計、表8に項目間相関を示した。青年用適応感尺度の28項目が事前の想定通りの4因子構造となることを確かめるため、確認的因子分析を行った。4つの因子からそれぞれ該当する項目が影響を受け、すべての因子間に共分散を仮定したモデルで分析を行ったところ、適合度指標は  $\chi^2 = 1058.653$ ,  $df = 3444$ ,  $p < .001$ ,  $GFI = .895$ ,  $AGFI = .795$ ,  $RMSEA = .072$ ,  $AIC = 1182.653$  であった。本モデル

も既述したような見地から特別な処遇は行わなかった。表9にモデルの分析結果を示す。

表7 青年用適応感尺度各項目の記述統計

項目	度数				欠損値	平均値	標準偏差	尖度	歪度
	1	2	3	4					
1	21	60	134	187	0	3.21	0.88	-0.1	-0.88
2	71	169	131	31	0	2.3	0.85	-0.61	0.14
3	11	57	161	173	0	3.23	0.79	-0.04	-0.77
4	138	194	56	14	0	1.87	0.78	0.16	0.69
5	54	175	141	32	0	2.38	0.82	-0.49	0.1
6	22	65	128	187	0	3.19	0.9	-0.24	-0.85
7	48	76	143	135	0	2.91	1	-0.78	-0.54
8	77	161	116	48	0	2.34	0.92	-0.77	0.21
9	29	77	160	136	0	3	0.91	-0.47	-0.6
10	21	70	182	129	0	3.04	0.84	-0.18	-0.62
11	45	139	162	56	0	2.57	0.87	-0.64	-0.09
12	81	171	117	33	0	2.25	0.87	-0.63	0.24
13	16	40	165	181	0	3.27	0.8	0.61	-1
14	34	54	129	185	0	3.16	0.95	-0.2	-0.91
15	19	38	138	207	0	3.33	0.83	0.75	-1.17
16	34	129	186	53	0	2.64	0.82	-0.43	-0.2
17	12	47	132	211	0	3.35	0.8	0.42	-1.06
18	154	177	46	25	0	1.86	0.85	0.28	0.89
19	14	40	141	207	0	3.35	0.8	0.7	-1.12
20	11	37	111	243	0	3.46	0.77	1.19	-1.35
21	193	162	34	13	0	1.67	0.77	0.89	1.08
22	15	43	161	183	0	3.27	0.8	0.5	-0.98
23	27	44	149	182	0	3.21	0.89	0.26	-1
24	139	154	80	29	0	2	0.91	-0.54	0.58
25	34	146	169	53	0	2.6	0.82	-0.52	-0.06
26	23	50	170	159	0	3.12	0.85	0.18	-0.87
27	16	54	166	166	0	3.2	0.82	0.12	-0.82
28	35	123	184	60	0	2.67	0.83	-0.48	-0.22



表9 青年用適応感尺度確認的因子分析結果

質問項目	I	II	III	IV
<b>I：居心地の良さの感覚 (<math>\alpha = .93</math>)</b>				
14.このクラスにいると安心する	.86			
23.このクラスにいると私は、幸せである	.83			
20.このクラスで私は、周りの人と楽しい時間を共有している	.81			
22.このクラスで私は、周囲となじめている	.80			
27.このクラスで私は、周囲に溶け込んでいる	.77			
10.このクラスでは、自分と周りがかみ合っている	.72			
3.このクラスで私は、周りに共感できる	.70			
13.このクラスで私は、周りと助け合っている	.70			
17.このクラスは、自由に話せる雰囲気がある	.69			
7.このクラスで私は、ありのままの自分を出せている	.65			
<b>II：課題・目的の存在 (<math>\alpha = .85</math>)</b>				
15.このクラスで私は、成長できると感じる		.85		
19.このクラスは、充実している		.73		
6.このクラスで私は、好きなことができる		.70		
9.このクラスには、自分がやるべき目的がある		.67		
1.このクラスには、熱中できるものがある		.61		
26.このクラスでは、将来役立つことが学べる		.61		
<b>III：被信頼・受容感 (<math>\alpha = .89</math>)</b>				
28.このクラスで私は、周りから頼られていると感じる			.86	
25.このクラスで私は、周りから必要とされていると感じる			.86	
16.このクラスで私は、よい評価がされていると感じる			.80	
2.このクラスで私は、周りから期待されている			.77	
5.このクラスで私は、周りから関心を持たれている			.73	
11.このクラスで私は、存在を気かけられている			.56	
<b>IV：劣等感の無さ (<math>\alpha = .79</math>)</b>				
18.このクラスでは、自分が場違いだ(その場にふさわしくない)と感じる				.76
4.このクラスで私は、嫌われていると感じる				.70
24.このクラスで私は、自分だけだめだと感じる				.65
12.このクラスで私は、役に立っていないと感じる				.63
8.このクラスで私は、周りに迷惑をかけていると感じる				.61
21.このクラスで私は、周りから指示や命令をされているように感じる				.38
	<b>因子間相関</b>			
	I	-	.93	.73
	II		-	.67
	III			-
	IV			

### 不登校傾向尺度の性差・学年差の検討

性別、学年において不登校傾向尺度得点の平均値に差があるのかを検討するため、2要因分散分析を行った。「性別」は「男子」、「女子」の2水準、「学年」は「1年生」、「2年生」、「3年生」の3水準であった。表10に性別×学年の不登校傾向尺度得点の平均値と標準偏差を示す。

表 10 性別×学年の不登校傾向尺度得点平均値と標準偏差

	男子			女子		
	1年生	2年生	3年生	1年生	2年生	3年生
	<i>M</i> ( <i>SD</i> )					
<b>【不登校傾向尺度】</b>						
別室登校を希望する不登校傾向	1.49(0.74)	1.71(0.88)	1.95(0.83)	1.57(0.79)	1.48(0.59)	1.58(0.71)
遊び・非行に関連する不登校傾向	1.83(0.65)	2.04(0.70)	2.05(0.71)	2.04(0.76)	1.94(0.61)	1.95(0.66)
精神・身体症状を伴う不登校傾向	1.78(0.71)	2.03(0.77)	2.13(0.76)	1.88(0.74)	2.03(0.68)	1.98(0.74)
在宅を希望する不登校傾向	2.03(0.85)	2.34(0.90)	2.26(0.90)	2.08(0.90)	2.21(0.80)	2.00(0.85)

分析の結果、「別室登校を希望する不登校傾向」において、交互作用は有意ではなかったが ( $F(2, 381) = 1.40, p = .248, partial \eta^2 = .01$ ), 性別の主効果は有意であり ( $F(1, 381) = 16.00, p < .001, partial \eta^2 = .04$ ), 学年の主効果は有意傾向であった ( $F(2, 381) = 2.97, p = .053, partial \eta^2 = .02$ )。多重比較を行った結果、1年生の別室登校を希望する不登校傾向の平均値が3年生より有意に低かった ( $adjusted p = .017$ )。表 11 に別室登校を希望する不登校傾向の分散分析表を示す。

表 11 別室登校を希望する不登校傾向の分散分析表

要因	平方和	自由度	平均平方	<i>F</i> 値	有意確率
性別	8.59	1	8.59	16	$p < .001$
学年	3.19	2	1.59	2.97	$p = .053$
性別×学年	1.5	2	0.75	1.4	$p = .248$
誤差	204.61	381	0.54		

表 12 遊び・非行に関連する不登校傾向の分散分析表

要因	平方和	自由度	平均平方	<i>F</i> 値	有意確率
性別	0.27	1	0.27	0.57	$p = .452$
学年	0.3	2	0.15	0.32	$p = .724$
性別×学年	0.33	2	0.17	0.35	$p = .703$
誤差	177.99	381	0.47		

「遊び・非行に関連する不登校傾向」では、交互作用は有意でなく ( $F(2, 381) = 0.35, p = .703, partial \eta^2 = .00$ ), 性別の主効果 ( $F(1, 381) = 0.57, p = .452, partial \eta^2 = .00$ ) 並びに学年の主効果 ( $F(2, 381) = 0.32, p = .724, partial \eta^2 = .00$ ) も有意

ではなかった。表 12 にび・非行に関連する不登校傾向の分散分析表を示した。

「精神・身体症状を伴う不登校傾向」では、交互作用は有意ではなかったが ( $F(2, 381) = 0.49, p = .612, \text{partial } \eta^2 = .00$ ), 性別の主効果が有意であり ( $F(1, 381) = 4.11, p = .043, \text{partial } \eta^2 = .01$ ), 学年の主効果も有意であった ( $F(2, 381) = 4.47, p = .012, \text{partial } \eta^2 = .02$ )。多重比較の結果, 1年生の精神・身体症状を伴う不登校傾向の平均値が2年生と3年生より有意に低かった ( $\text{adjusted } p = .019, \text{adjusted } p = .038$ )。表 13 に分散分析表を示す。

表 13 精神・身体症状を伴う不登校傾向の分散分析表

要因	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
性別	2.16	1	2.16	4.11	$p = .043$
学年	4.7	2	2.35	4.47	$p = .012$
性別×学年	0.52	2	0.26	0.49	$p = .612$
誤差	200.3	381	0.53		

「在宅を希望する不登校傾向」では、交互作用は有意ではなく ( $F(2, 381) = 0.81, p = .444, \text{partial } \eta^2 = .00$ ), 性別の主効果も有意ではなく ( $F(1, 381) = 2.33, p = .128, \text{partial } \eta^2 = .01$ ), 学年の主効果も有意ではなかった ( $F(2, 381) = 2.24, p = .108, \text{partial } \eta^2 = .01$ )。表 14 に在宅を希望する不登校傾向の分散分析表を示す。

表 14 在宅を希望する不登校傾向の分散分析表

要因	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
性別	1.77	1	1.77	2.33	$p = .128$
学年	3.14	2	1.71	2.24	$p = .108$
性別×学年	1.24	2	0.62	0.81	$p = .444$
誤差	290.25	381	0.76		

### STT 尺度の性差・学年差の検討

性別、学年において教師への信頼感 (STT) 尺度得点の平均値に差があるのかを検討するために、2要因分散分析を行った。「性別」は「男子」「女子」の2水準、「学年」は「1年生」「2年生」「3年生」の3水準であった。表 15 に性別×学年の教師への信頼感 (STT) 尺度得点の平均値と標準偏差を示す。

表 15 性別×学年の STT 尺度得点平均値と標準偏差

	男子			女子		
	1年生	2年生	3年生	1年生	2年生	3年生
	$M(SD)$	$M(SD)$	$M(SD)$	$M(SD)$	$M(SD)$	$M(SD)$
<b>【STT尺度】</b>						
安心感	3.36(0.51)	3.11(0.68)	2.80(0.76)	3.13(0.68)	3.12(0.69)	2.75(0.66)
正当性	3.67(0.35)	3.55(0.57)	3.23(0.61)	3.61(0.38)	3.62(0.35)	3.49(0.47)

分析の結果、「安心感」において交互作用は有意ではなく ( $F(2, 381) = 1.74, p = .177, partial \eta^2 = .01$ ), 性別の主効果も有意ではなかったが ( $F(1, 381) = 0.03, p = .855, partial \eta^2 = .00$ ), 学年の主効果は有意であった ( $F(2, 381) = 14.88, p < .001, partial \eta^2 = .07$ )。多重比較の結果, 3年生の安心感得点の平均値が1年生, 2年生よりも有意に低かった ( $adjusted p < .001, adjusted p < .001$ )。表 16 に安心感の分散分析表を示す。

表 16 安心感の分散分析表

要因	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
性別	0.02	1	0.02	0.03	$p = .855$
学年	13.23	2	6.61	14.88	$p < .001$
性別×学年	1.55	2	0.77	1.74	$p = .177$
誤差	169.38	381	0.45		

表 17 正当性の分散分析表

要因	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
性別	0.41	1	0.41	1.89	$p = .170$
1年生単純主効果	0.08	1	0.08	0.37	$p = .541$
2年生単純主効果	0.06	1	0.06	0.27	$p = .606$
3年生単純主効果	2.18	1	2.18	10	$p = .002$
学年	5.78	2	2.89	13.24	$p < .001$
男子単純主効果	7.35	2	3.68	16.86	$p < .001$
女子単純主効果	0.49	2	0.24	1.12	$p = .329$
性別×学年	2.11	2	1.06	4.84	$p = .008$
誤差	83.09	381	0.22		

「正当性」では、交互作用が有意であった ( $F(2, 381) = 4.84, p = .008, partial \eta^2 = .03$ )。そのため、単純主効果検定を行った。その結果、性別の単純主効果は3年生で有意であった ( $F(1, 381) = 2.18, adjusted p = .002$ )。また、学年の単純主効果は男子で有意であった ( $F(2, 381) = 7.35, adjusted p < .001$ )。多重比較によると、3年生男子の正当性の平均値が1年生、2年生男子より有意に低かった (each,  $adjusted p < .001, adjusted p < .001$ )。表 17 に正当性の分散分析表を示す。

**青年用適応感尺度の性差・学年差の検討**

性別、学年において青年用適応感尺度得点の平均値に差があるのかを検討するために、2要因分散分析を行った。「性別」は「男子」、「女子」の2水準、「学年」は「1年生」「2年生」「3年生」の3水準であった。表 18 に青年用適応感尺度得点平均値と標準偏差を示す。

**表 18 青年用適応感尺度平均値と標準偏差**

	男子			女子		
	1年生	2年生	3年生	1年生	2年生	3年生
	<i>M(SD)</i>	<i>M(SD)</i>	<i>M(SD)</i>	<i>M(SD)</i>	<i>M(SD)</i>	<i>M(SD)</i>
<b>【学級適応感尺度】</b>						
居心地の良さの感覚	3.37(0.61)	3.11(0.74)	3.03(0.55)	3.29(0.64)	3.22(0.64)	3.24(0.71)
課題・目的の存在	3.67(0.35)	3.08(0.68)	2.82(0.73)	3.29(0.59)	3.19(0.57)	3.33(0.62)
被信頼・受容感	2.62(0.70)	2.50(0.66)	2.35(0.63)	2.59(0.74)	2.54(0.59)	2.55(0.66)
劣等感の無さ	3.13(0.65)	2.88(0.53)	2.87(0.56)	2.98(0.66)	3.12(0.58)	2.95(0.56)

分析の結果、「居心地の良さの感覚」において、交互作用は有意ではなく ( $F(2, 381) = 1.50, p = .225, partial \eta^2 = .01$ )、性別の主効果も有意ではなかったが ( $F(1, 381) = 3.00, p = .084, partial \eta^2 = .02$ )、学年の主効果が有意であった ( $F(2, 381) = 3.48, p = .032, partial \eta^2 = .02$ )。多重比較を行った結果、どの学年においても居心地の良さの感覚の平均値の差が有意ではなかった。表 19 に居心地の良さの感覚の分散分析表を示す。

「課題・目的の存在」では、交互作用は有意ではなく ( $F(2, 381) = 2.86, p = .058, partial \eta^2 = .02$ )、性別の主効果も有意ではなかったが ( $F(1, 381) = 1.43, p = .232, partial \eta^2 = .00$ )、学年の主効果が有意であった ( $F(2, 381) = 9.50, p < .001, partial \eta^2 = .05$ )。多重比較の結果、1年生の課題・目的の存在の平均値が2年生、3年生より有意に高かった (each,  $adjusted p = .001, adjusted p < .001$ )。表 20 に課題・目的の存在の分散分析表を示す。

表 19 居心地の良さの感覚の分散分析表

要因	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
性別	1.22	1	1.22	3	$p = .084$
学年	2.83	2	1.42	3.48	$p = .032$
性別 × 学年	1.22	2	0.61	1.5	$p = .225$
誤差	155.02	381	0.41		

表 20 課題・目的の存在の分散分析表

要因	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
性別	0.54	1	0.54	1.43	$p = .232$
学年	7.23	2	3.61	9.5	$p < .001$
性別 × 学年	2.18	2	1.09	2.86	$p = .058$
誤差	144.93	381	0.38		

被信頼・受容感では、交互作用は有意ではなく ( $F(2, 381) = 0.27, p = .766, partial \eta^2 = .00$ ), 性別の主効果も有意ではなく ( $F(1, 381) = 0.22, p = .643, partial \eta^2 = .00$ ), 学年の主効果も有意ではなかった ( $F(2, 381) = 1.59, p = .204, partial \eta^2 = .01$ )。表 21 に被信頼・受容感の分散分析表を示す。

表 21 被信頼・受容感の分散分析表

要因	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
性別	0.1	1	0.1	0.22	$p = .643$
学年	1.41	2	0.71	1.59	$p = .204$
性別 × 学年	0.24	2	0.12	0.27	$p = .766$
誤差	168.64	381	0.44		

「劣等感の無さ」では、交互作用は有意ではなく ( $F(2, 381) = 1.19, p = .304, partial \eta^2 = .01$ ), 性別の主効果も有意ではなく ( $F(1, 381) = 0.02, p = .882, partial \eta^2 = .00$ ), 学年の主効果も有意でなかった ( $F(2, 381) = 1.95, p = .143, partial \eta^2 = .14$ )。表 22 に劣等感の無さの分散分析表を示す。

表 22 劣等感の無さの分散分析表

要因	平方和	自由度	平均平方	F 値	有意確率
性別	0.01	1	0.01	0.02	$p = .882$
学年	1.38	2	0.69	1.95	$p = .143$
性別 × 学年	0.84	2	0.42	1.19	$p = .304$
誤差	134.24	381	0.35		

### 不登校傾向と教師への信頼感・学級適応感について学年別検討

不登校傾向と生徒の学級適応感、教師への信頼感の各要因の関連を検討するため、不登校傾向尺度の各下位尺度を目的変数、青年用適応感尺度・教師への信頼感尺度の各下位尺度を説明変数とした重回帰分析を学年別ごとに行った。表 23 に各変数の平均値、標準偏差を示す。

表 23 各変数の平均値、標準偏差

		STT尺度			学級適応感尺度		
		安心感	正当性	居心地の良さの感覚	課題・目的の存在	被信頼・受容感	劣等感の無さ
1年生	平均値	3.23	3.63	3.32	3.39	2.60	1.93
	標準偏差	0.61	0.37	0.63	0.57	0.74	0.64
2年生	平均値	3.12	3.59	3.16	3.13	2.51	1.99
	標準偏差	0.68	0.47	0.69	0.63	0.62	0.56
3年生	平均値	2.80	3.35	3.14	3.08	2.46	2.10
	標準偏差	0.72	0.57	0.64	0.71	0.65	0.76

「別室登校を希望する不登校傾向」において分析を行った結果、「1年生：別室登校を希望する不登校傾向＝居心地の良さの感覚＋劣等感の無さ」「2年生：別室登校を希望する不登校傾向＝居心地の良さの感覚＋劣等感の無さ」「3年生：別室登校を希望する不登校傾向＝課題・目的の存在」のモデルが得られた。表 24 に選出された各モデルにおける各項目の偏回帰係数とその検定結果を示す。

分析の結果、1年生 ( $R^2 = .31$ ,  $F(2, 139) = 31.40$ ,  $p < .001$ ), 2年生 ( $R^2 = .37$ ,  $F(2, 147) = 43.34$ ,  $p < .001$ ), 3年生 ( $R^2 = .07$ ,  $F(2, 108) = 8.47$ ,  $p < .001$ ) のすべての学年において決定係数は有意であった。

「遊び・非行に関連する不登校傾向」において分析を行った結果、「1年生：遊び・非行の関連する不登校傾向＝被信頼・受容感＋劣等感の無さ」「2年生：遊び・非行に関連する不登校傾向＝課題・目的の存在＋劣等感の無さ」「3年生：遊び・非行に関連する不登校傾向＝劣等感の無さ」のモデルが得られた。表 25 に選出された各モデルにおける各項目の偏

回帰係数とその検定結果を示す。

**表 24** 偏回帰係数の検定（別室登校を希望する不登校傾向）

	偏回帰係数	標準誤差	t 値	有意確率
1年生(切片)	2.53	0.48	5.23	$p < .001$
居心地の良さの感覚	-0.46	0.1	-4.5	$p < .001$
劣等感の無さ	0.28	0.1	2.8	$p = .006$
2年生(切片)	2.81	0.42	6.7	$p < .001$
居心地の良さの感覚	-0.54	0.09	-6.34	$p < .001$
劣等感の無さ	0.25	0.1	2.37	$p = .019$
3年生(切片)	2.66	0.32	8.24	$p < .001$
課題・目的の存在	-0.3	0.1	-2.91	$p = .004$

**表 25** 偏回帰係数の検定（遊び・非行に関連する不登校傾向）

	偏回帰係数	標準誤差	t 値	有意確率
1年生(切片)	3.55	0.54	6.55	$p < .001$
被信頼・受容感	-0.61	0.13	-4.72	$p < .001$
劣等感の無さ	0.24	0.09	2.61	$p = .010$
2年生(切片)	2.32	0.4	5.84	$p < .001$
課題・目的の存在	-0.27	0.09	-3.07	$p = .003$
劣等感の無さ	0.25	0.1	2.56	$p = .012$
3年生(切片)	1.23	0.24	5.11	$p < .001$
劣等感の無さ	0.36	0.11	3.27	$p = .001$

分析の結果、1年生 ( $R^2 = .27$ ,  $F(2, 139) = 26.16$ ,  $p < .001$ ), 2年生 ( $R^2 = .17$ ,  $F(2, 147) = 13.61$ ,  $p < .001$ ), 3年生 ( $R^2 = .09$ ,  $F(2, 108) = 10.67$ ,  $p = .001$ ) のすべての学年において決定係数は有意であった。

「精神・身体症状を伴う不登校傾向」において分析を行った結果、「1年生：精神・身体症状を伴う不登校傾向＝劣等感の無さ＋課題・目的の存在」「2年生：精神・身体症状を伴う不登校傾向＝居心地の良さの感覚＋劣等感の無さ」「3年生：精神・身体症状を伴う不登校傾向＝居心地の良さの感覚＋劣等感の無さ」のモデルが得られた。表 26 に選出された各モデルにおける各項目の偏回帰係数とその検定結果を示す。

表 26 変回帰係数の検定 (精神・身体症状を伴う不登校傾向)

	偏回帰係数	標準誤差	t 値	有意確率
1年生(切片)	2.41	0.43	5.68	$p < .001$
劣等感の無さ	0.46	0.08	5.52	$p < .001$
課題・目的の存在	-0.43	0.09	-4.61	$p < .001$
2年生(切片)	2.52	0.35	7.24	$p < .001$
居心地の良さの感覚	-0.46	0.07	-6.59	$p < .001$
劣等感の無さ	0.5	0.09	5.77	$p < .001$
3年生(切片)	2.81	0.52	5.42	$p < .001$
居心地の良さの感覚	-0.44	0.11	-4.03	$p < .001$
劣等感の無さ	0.29	0.12	0.53	$p = .022$

分析の結果, 1年生 ( $R^2 = .42$ ,  $F(2, 139) = 51.01$ ,  $p < .001$ ), 2年生 ( $R^2 = .53$ ,  $F(2, 147) = 82.16$ ,  $p < .001$ ), 3年生 ( $R^2 = .26$ ,  $F(2, 108) = 18.50$ ,  $p < .001$ ) のすべての学年において決定係数は有意であった。

「在宅を希望する不登校傾向」において分析を行った結果, 「1年生: 在宅を希望する不登校傾向=被信頼・受容感」「2年生: 在宅を希望する不登校傾向=課題・目的の存在+居心地の良さの感覚」「3年生: 在宅を希望する不登校傾向=課題・目的の存在+居心地の良さの感覚」のモデルが得られた。表 27 に偏回帰係数とその検定結果を示す。

表 27 偏回帰係数の検定 (在宅を希望する不登校傾向)

	偏回帰係数	標準誤差	t 値	有意確率
1年生(切片)	5.50	0.47	11.61	$p < .001$
被信頼・受容感	-1.01	0.14	-7.31	$p < .001$
2年生(切片)	4.69	0.29	15.94	$p < .001$
課題・目的の存在	-0.47	0.17	-2.81	$p = .006$
居心地の良さの感覚	-0.30	0.15	-1.99	$p = .048$
3年生(切片)	0.72	0.41	1.77	$p = .079$
課題・目的の存在	0.33	0.09	3.83	$p < .001$
劣等感の無さ	0.32	0.11	2.95	$p < .001$

分析の結果、1年生 ( $R^2 = .28$ ,  $F(2, 139) = 53.39$ ,  $p < .001$ ), 2年生 ( $R^2 = .33$ ,  $F(2, 147) = 35.50$ ,  $p < .001$ ), 3年生 ( $R^2 = .14$ ,  $F(2, 108) = 8.79$ ,  $p < .001$ ) のすべての学年において決定係数は有意であった。

## 考察

### 不登校傾向の抑制要因（学年別）

本研究では、中学生における不登校傾向と学級適応感、教師への信頼感との関連を検討した。はじめに、不登校傾向の学年別抑制要因について論じる。学年ごとに分析を行った結果、「別室登校を希望する不登校傾向」に関して、中学1年生では居心地の良さの感覚と劣等感の無さ、中学2年生では居心地の良さの感覚と劣等感の無さ、中学3年生では課題・目的の存在の影響が示された。なお「劣等感の無さ」以外マイナスの係数を示した。学年ごとに差はあるものの、学級内で自分と周囲を比較することがあっても、学級に自分は必要な存在であると自覚できていること、そして学級内で自分という存在が認められていることが、別室登校を希望する不登校傾向の抑制につながるということが明らかになった。加えて、中学3年生では、学級の中で自分が成長できていると自覚できることが別室登校を希望する不登校傾向の抑制につながることを示された。

別室登校を希望する不登校傾向とは、学校に登校していても学級以外の場所で過ごすことを望んでいる状態である。その背景として、自分と周囲の關係に自信が持てていないことや、学級の中に居場所がないと感じていること、学級に所属する意味を見いだせていないことが挙げられる。中学校においては、教師との關係性よりも友人關係が重視されていることが示された。特に学級の中で自分の存在意義を見いだせていないとすれば、居心地が悪いと感じるのは必然の流れであることが考えられる。杉本・庄司(2006)は、発達に伴い、「居場所」の心理的機能が強まること、そして固有性を持った「居場所」を選択していくことを指摘している。また、「居場所」がない子どもたちはそれらの心理的機能が得られていないことも指摘している。つまり、居場所感が得られないということは、自分が受け入れられている感覚がない、学級の中に自分が溶け込めていないと感じているということが推測できる。

加えて、五十嵐(2011)は、不登校傾向を持つ生徒は「同輩とのコミュニケーションスキル」が低いことを指摘している。居場所感がないと感じている生徒は、クラスメイトとのコミュニケーションに苦手意識を持っていることが予測できる。但し、別室登校を希望しているということは、学校とのつながりを断とうとはしていないとも言える。学級から距離をとりたいと感じていたとしても、学校の中で過ごすことを望んでいることを踏まえれば、その部分を支援していくことが不登校予防として有効であろう。

「遊び・非行に関連する不登校傾向」に関して、中学1年生では被信頼・受容感と劣等感の無さ、中学2年生では課題目的の存在と劣等感の無さ、中学3年生では劣等感の無さ

の影響が示された。ここでも、「劣等感の無さ」以外マイナスの係数を示した。全学年に共通して、学級の中で自分の存在意義を見いだせていること、自己肯定感を持てていることが遊び・非行に関連する不登校傾向の抑制につながるということが明らかになった。加えて、学年によって差はあるものの、学級の中で互に尊重されていると自覚できていること、学級の中での目的意識を持てていることが遊び・非行に関連する不登校傾向の抑制につながることを示された。

「遊び・非行に関連する不登校傾向」とは、学校以外の場所で自分の好きなことをしながら過ごすことを望んでいる状態である。その背景としては、学級の中で受け入れられている感覚がないことや自己肯定感が持てていないこと、学級に所属するメリットを感じられていないことが挙げられる。学校で過ごす時間が長い中で、学級で友人に受け入れられている感覚がないとすれば、それ以外の場所に逃げ道を求めることが予想される。五十嵐（2011）は、遊びを望む不登校傾向では集団生活で必要となる衝動の統制が困難あり、逃避願望が強まること、そして困難感を抱えていても適切な援助要請ができないこと、自分でストレス調整ができないことを示唆している。つまり、学級という集団生活の場でのストレスにうまく対処出来ないため、自分が居心地よく過ごせる場所を求めていることが推察される。加えて、五十嵐（2011）は学習活動での自己効力感が低下し、学校そのものから逃避して享乐的な行動を望むようになっていると指摘している。本研究においては、学習との関連は検討しなかったが、「劣等感の無さ」の影響が示されていたため、劣等感を感じる部分については学習面での自己効力感を検討する必要性があることが課題として残された。

「精神・身体症状を伴う不登校傾向」に関して、中学1年生では劣等感の無さと課題・目的の存在、中学2年生では居心地の良さと劣等感の無さ、中学3年生では居心地の良さと劣等感の無さの影響が示された。ここでも、「劣等感の無さ」以外マイナスの係数を示した。「遊び・非行に関連する不登校傾向」と同様、全学年に共通して、学級の中で自分の存在意義を見いだせていること、自己肯定感を持てていることが精神・身体症状を伴う不登校傾向の抑制につながるということが明らかになった。加えて、学年によって差はあるものの、学級の中で目的意識を持てていること、学級に自分がいてもいい、自分の存在が認められていると自覚できていることが精神・身体症状を伴う不登校傾向の抑制につながることを示された。

「精神・身体症状を伴う不登校傾向」とは、学校に行くことで精神的な辛さや頭痛や腹痛といった身体症状が現れる状態である。その背景としては、自己肯定感がもてていないことや学級の中で受け入れられている感覚がないこと、学級の中での存在意義を見いだせていないことが挙げられる。友人関係のうまくいかなさから、身体症状や精神症状が現れていると考えられる。村上（2009）は、学校に行くことのために何らかの身体症状が出現し、身体症状のために不登校になる子どもに対して、援助システムにおける問

題を指摘している。援助システムの問題とは、1) 生存、生活を周囲に依存しており環境の影響を受けやすい、2) 社会へのアクセス手段に乏しく援助システムを自ら築きにくいことであるとしている。したがって、学級の中に居場所感が得られないという環境において、自ら援助を求めることに苦手さを持つ生徒は心身症状を呈しやすいことが考えられる。五十嵐(2011)は、精神・身体症状を伴う不登校傾向得点が高くとも、中学校で得点が減少している生徒は、同輩とのコミュニケーションスキルが高いことを指摘し、友人とのコミュニケーションの重要性が増す中でスキルが身につけていると十分なサポートが得られ、様々な心身の症状を示さないとしている。また、山本(2007)は、自己主張しにくい児童生徒には、内省させることや心理的に支えることよりも、具体的な対処方法や学習のつまづきなどについて指導する支援が有効であるとしている。つまり、困ったときに頼れるのは誰なのか明らかにしておくことやコミュニケーションの練習を行うなど、教員が生徒の様子を見守り支えて行ける環境を整えることが重要であると考えられる。

「在宅を希望する不登校傾向」に関して、中学1年生では被信頼・受容感、中学2年生では課題・目的の存在と居心地の良さの感覚、中学3年生では課題・目的の存在と劣等感の無さの影響が示された。ここでは、劣等感の無さと中学3年生における課題・目的の存在以外マイナスの係数を示した。学年によって差はあるものの、学級の中で自分の存在意義を見いだせていること、自己肯定感が持てていること、学級の中で目的意識を持てていること、自分の存在が認められていると自覚できることが在宅を希望する不登校傾向の抑制につながるということが明らかになった。加えて、中学3年生では学級の中で目的意識が不登校傾向に正の影響を与えている、つまり学級の中で目的意識が強まることで不登校傾向が高まるということが示された。

「在宅を希望する不登校傾向」とは、学校に行きたくない気持ちが強まり、学校から離れて自宅で過ごすことを望んでいる状態である。五十嵐・萩原(2004)は、自宅に引きこもる傾向に近い心性であるとしている。その背景としては、学級の中で受け入れられている感覚が持てていないことや自己肯定感が低いこと、学級の中に居場所がないと感じていること、学級の中に目的意識が持てていないことが挙げられる。4つの不登校傾向のうち、在宅を希望する不登校傾向は、学級におけるすべての因子の影響が示された。五十嵐(2011)は、在宅を希望する不登校傾向では学校での主たる活動である学習関連の事柄、および自身の生活を支える健康に関する事柄への自信の喪失を背景として登校への意欲が失われるとしている。それに加えて、学校でさらに多くの場面で自信を喪失した場合に、逃避的な願望から家での生活を望むようになること、そして集団生活が中心となる学校生活を避け、自宅での生活を希望するようになることを指摘している。つまり、学級でのうまくいかなさや学校での集団生活の苦手さが自信の喪失につながり、学校から逃避したい気持ちが高まっていると推察される。また、曾山・本間・谷口(2004)は、不登校の生徒は受動的で相手の反応を気遣うスキルを用いて友人関係を維持していることを指摘している。学級の

中で、常に相手の様子をうかがいながら生活することは、ストレスのかかることが予想される。しかし、相手を気遣うことができるというスキルは、社会の中でも有効であると考えられる。したがって、学級の中で、アサーションの練習や自己主張が苦手な生徒に対して、自分の考えが伝えやすい配慮を提供することで、不登校の予防的支援につながるということが考えられる。

### 不登校傾向、学級適応感、教師への信頼感の学年差、男女差

続いて、各尺度の学年差・男女差について論じる。不登校傾向において、「別室登校を希望する不登校傾向」では、男子より女子、1年生より3年生で得点が高くなった。また、「精神・身体症状を伴う不登校傾向」では、男子より女子、1年生より2年生、3年生の得点が高くなった。つまり、別室登校を希望する不登校傾向と精神・身体症状を伴う不登校傾向では、男子より女子で、学年が上がることで不登校傾向得点は高まることが示された。一方、「遊び・非行に関連する不登校傾向」と「在宅を希望する不登校傾向」では、学年差、男女差ともに見られなかった。五十嵐（2004）の調査でも、「別室登校を希望する不登校傾向」と「精神・身体症状を伴う不登校傾向」は男子よりも女子で高いことが示されている。また、伊藤（2003）は、女子生徒の保健室登校は男子の約1.7倍であることを指摘しており、本研究でも同様の傾向があると言える。遊び・非行に関連する不登校傾向は、学校以外の場所で友人と遊ぶことや友人の家で遊ぶことについて尋ねる項目で構成されていた。調査校との事前打ち合わせの際に、新型コロナウイルスの影響で友人と学校外での遊びをしないように指導していると説明があった。そのため、生徒の中でも友人との遊びに関する質問には答えにくく、差が見られなかった可能性が考えられる。

学級適応感において、「居心地の良さの感覚」と「課題・目的の存在」では、学年の主効果が見られた。「課題・目的の存在」において、2年生、3年生より1年生の得点が高いことが示された。しかし、大久保（2005）は、学校段階が上がるにつれて、自身の課題や目的が見つかり始め、他者との比較ではなく自身の基準との比較で出来事をとらえるようになるため、得点は高くなると指摘している。先行研究が行われてから10年以上が経過しているため、生徒を取り巻く学校環境の変化や社会的な変容に伴い、生徒の心理的構造にも変化が起こっている可能性が考えられる。したがってこの点については、他の要因も考慮したうえで改めて検討する必要がある。

教師への信頼感において、「安心感」では、3年生より1年生、2年生で得点が高くなることが示された。「正当性」では、性別と学年の交互作用が見られ、中学3年生では男子より女子で得点が高いこと、男子において中学3年生より1年生、2年生で得点が高くなることが示された。これらの結果は、中井・庄司（2007）と同様の傾向があると言える。中井・庄司（2009）は、教師の児童・生徒に対する指導態度や指導行動が、小学校と中学校では異なり、小学校期のポジティブな教師イメージを維持している中学1年生が教師とのポジティブな関わり経験を高く認知している可能性を指摘している。そのため、学年上が

るにつれ、教師-生徒間で様々な経験をすることにより、教師に求める役割や生徒側の認知も変容していく可能性が考えられる。

### 今後の課題

本研究では、使用した尺度項目に対して確認的因子分析を行ったが、的確と判断しがたい部分があった。その理由として、1) 尺度項目が開発以降の時代の変化に伴って、子どもたちの心理構造に変化が生じた可能性があること、2) 五十嵐・萩原(2004)も本研究も、単一の県の公立中学校での調査をおこなったことが影響している可能性があること、3) 尺度の妥当性に課題が残されている可能性があることが考えられる。また、現在は新型コロナウイルスの影響で、学校生活も以前とは変化した部分も多くあることが予想される。そのため、子どもたちの学校に対する認知が以前とは変化している可能性も考えられる。これらの点を査閲し、より信頼性・妥当性の高い調査を実施する必要がある。

また本研究においては、教師への信頼感尺度のうち「不信」の影響を検討することができなかつた。各不登校傾向に影響を与える要因として、教師への信頼感は示されなかつた。しかしながら、林・水口(2020)では、不登校傾向に影響を与える要因として「教師への不信」があることを指摘している。また、中井・庄司(2009)では、中学校の学年が上がるにつれ批判的態度の芽生えなどに伴い、教師との関係でネガティブなイベントも発生しやすくなることが指摘されている。そのため、教師への不信も検討することで、より中学生の不登校傾向を抑制する要因を明らかにすることができると考える。

### 文献

- 南風原朝和(2002). モデル適合度の目標適合度: 観測変数の数を減らすことも是非を中心に 行動計量学, 29, 160-166.
- 林 茜・水口 崇(2020). 小学生における不登校傾向と学級適応感の関連 信州心理臨床紀要, 19, 107-131.
- 本間友巳(2000). 中学生の登校を巡る意識の変化と欠席や欠席願望を抑制する要因の分析 教育心理学研究, 48, 32-41.
- 五十嵐哲也・萩原久子(2004). 中学生の不登校傾向と幼少期の父親および母親への愛着との関連 教育心理学研究, 52, 264-276.
- 五十嵐哲也(2011). 中学進学に伴う不登校傾向の変化と学校生活スキルとの関連 教育心理学研究, 59, 64-76.
- 飯田 都(2002). 教師の要請が児童の学級適応感に与える影響—児童個々の認知様式に着目して— 教育心理学研究, 50, 367-376.
- 伊藤美奈子(2003). 保健室登校の実態把握並びに養護教諭の悩みと意識—スクールカウンセラーとの協同に注目して— 教育心理学研究, 51, 251-260.
- 文部科学省(2021). 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

- 果の概要 [https://www.mext.go.jp/content/20201015-mext\\_jidou02100002753\\_01.pdf](https://www.mext.go.jp/content/20201015-mext_jidou02100002753_01.pdf)
- 村上佳津美 (2009). 不登校に伴う心身症状—考え方と対応— 心身医学, 49, 1271-1276
- 中井大介・庄司一子 (2007). 中学生の教師に対する信頼感と幼少期の父親および母親への愛着との関連 パーソナリティ研究, 15, 323-334.
- 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.
- 杉本希映・庄司一子 (2006). 「居場所」の心理的機能の構造とその発達的变化 教育心理学研究, 54, 289-299.
- 酒井 厚・菅原ますみ・眞栄城和美・菅原健介・北村俊則 (2002). 中学生の親および親友との信頼関係と学校適応 教育心理学研究, 50, 12-22.
- 清水裕士 (2016). フリー統計分析ソフト 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.
- 曾山和彦・本間恵美子・谷口 清 (2004). 不登校中学生のセルフエスティーム、社会的スキルがストレス反応に及ぼす影響 特殊教育学研究, 42, 23-33.
- 鈴木 誠 (2009). 不登校を経験した中学生が求めているものは何か 大正大学大学院研究論集, 33, 242-256.
- 豊田秀樹 (1998). 共分散構造分析 (入門編) —共分散構造方程式モデリング— 朝倉書店: 東京
- 山本 奨 (2007). 不登校状態に有効な教師による支援方法 教育心理学研究, 55, 60-71.