

教員のメンタルヘルスリテラシーと対応が児童の不登校行動に及ぼす影響：児童の抑うつ症状およびソーシャルサポートに着目して

著者	竹森 啓子, 佐藤 寛
雑誌名	関西学院大学心理科学研究
巻	47
ページ	7-13
発行年	2021-03-25
URL	http://hdl.handle.net/10236/00029411

教員のメンタルヘルスリテラシーと 対応が児童の不登校行動に及ぼす影響

——児童の抑うつ症状およびソーシャルサポートに着目して——

竹森 啓子*・佐藤 寛**

抄録：本研究は教員のメンタルヘルスリテラシーおよび児童の抑うつ症状への対応が児童の知覚したソーシャルサポートと関連して児童の不登校行動に及ぼす影響を検討することを目的とした。32名の教員と、教員が担任する学級に在籍する児童872名を対象に質問紙調査を実施した。不登校行動の機能ごとに学級を集団としサポート知覚をランダム効果に投入した階層線形モデリングの結果、(1)ネガティブ感情の回避は学級全体がサポートを高く知覚するほど低くなること、(2)対人場面からの逃避は教員が知識を持った上で対応しないと低くなる可能性があること、(3)家族からの注意獲得行動は自身が対処法を知らないと認識している教員が対応するほど低くなること、(4)具体的強化子は学級全体がサポートを高く知覚するほど低くなる一方で、児童個人がサポートを高く知覚するほど、また関心の高い教員が対応するほど高くなることが示された。本論では児童の不登校行動に対する教員の有効な対応について議論した。

キーワード：メンタルヘルスリテラシー、教員の対応、不登校行動、児童の抑うつ

問題と目的

不登校は教育現場における重大な課題である。不登校は文部科学省により「年度間に連続又は断続して30日以上欠席した児童生徒のうち、何らかの心理的、情緒的、身体的、あるいは社会的要因・背景により、児童生徒が登校しないあるいはしたくともできない状態にあるもの(ただし、『病気』や『経済的理由による者を除く])」¹⁾と定義されている。文部科学省(2020)によると、児童の長期欠席者のうち57.3%が不登校に該当し、全児童に対する不登校児童数の割合は平成28年度より毎年10%以上増加している。

近年、不登校には至らない状態を含む不登校行動に着目されている。不登校行動(school refusal behavior)は「子ども本人が学校に出席することを拒むこと、または一日を通して授業に出続けることができないこと」と定義される(Kearney & Silverman, 1996)。不登校は学校を休んでいる状態、登校するが教室には入らない状態、教室で過ごすのが休みたいと感じている状態など多様な状態像を示し(日本財団, 2018)、連続的な概念として捉えられる(土屋・細谷・東條, 2010)。文部科学省(2019)も不登校児童生徒への支援として、不登校が生じないための取り組みや早期支援の必要性を指摘している。

児童の不登校行動への教員による有効な対応を検討す

ることが必要である。中学校教員において不登校生徒に対してどのように接してよいか分からないことが教員のストレスナーになっていたり(斎藤, 1999)、不登校の生徒や休みがちな生徒と上手に関われないといった生徒への抵抗感が教員としての自信と関係することが指摘されている(都丸・庄司, 2005)。小学校教員は不登校児童を担任することで自責感を抱く一方で、学校教育の問題解決に取り組み始めるなど教員としての成長につながることが示された(網谷, 2001)。すなわち不登校行動への有効な対応を検討し明らかにすることで、児童の不登校行動が改善するだけでなく、教員のストレスナー軽減や自信、成長を促進する可能性がある。

不登校行動の要因の一つとして抑うつなど児童のメンタルヘルスの問題が挙げられる。不登校行動を示す児童に支援をする際に、不登校のきっかけや維持要因をアセスメントすることが推奨されている(文部科学省, 2019)。文部科学省(2020)の調査では不登校の要因を学校に係る状況、家庭に係る状況、本人に係る状況の3つに大別し、本人に係る状況には無気力・不安が含まれる。不登校の主たる要因が無気力・不安に該当する児童は41.1%、主たる要因ではないが無気力・不安も要因に含まれる児童は12.8%にも及ぶ(文部科学省, 2020)。無気力は抑うつ症状の一つであることから、児童の抑うつ状態は不登校行動に関連すると考えられる。

*関西学院大学大学院文学研究科博士課程後期課程3年

**関西学院大学文学部教授

児童の抑うつなどのメンタルヘルスの問題の予防には教員のメンタルヘルスリテラシー (Mental Health Literacy: 以下, MHL とする) が高いことが有効である可能性が指摘されている。MHL とは「精神疾患に関する認識や管理, 防止するための援助についての知識や信念」である (Jorm et al., 1997)。担任教員が児童のメンタルヘルスの問題に関する知識を有している学級の児童ほど抑うつが低いことが示されている (竹森・岩崎・鷺尾・佐藤, 2020)。また竹森・下津・佐藤 (2018) では教員の MHL は児童の抑うつには影響しないものの, 対処法を知っている教員が担任する学級に在籍する児童ほど不安が低いことが明らかになった。このように児童の抑うつや不安の予防に有効な教員の MHL は不登校行動にも有効である可能性がある。

以上のような教員の MHL や対応が有効に働くためには, それらを児童がサポートとして認知することが重要である。教員の MHL のうち, 教員が対処法を知っていることで児童がサポートをより知覚する (竹森他, 2020)。また, 教員からのソーシャルサポートと児童の不登校傾向は負の相関関係にある (五十嵐, 2009)。このことから, 児童が教員からのサポートを知覚することは教員の MHL による児童の不登校行動の影響を検討する際に重要な変数であることがうかがえる。

そこで本研究は教員の MHL や児童の抑うつ症状への対応, および教員からのサポート知覚が児童の不登校行動に及ぼす影響を検討することを目的とした。

方 法

調査対象者

小学校で 4 - 6 年生を担当する教員 35 名 (男性 15 名, 女性 16 名, 性別未記入 4 名, 平均年齢 32.13 歳, $SD = 7.87$ 歳, 年齢未記入 4 名, 平均教員経験年数 8.87 年, $SD = 7.36$ 年, 経験年数未記入 4 名) および教員が担任する学級に在籍する児童 959 名 (男子 493 名, 女子 460 名, 性別未記入 6 名, 平均年齢 10.54 歳, $SD = 0.96$ 歳, 年齢未記入 1 名) を対象とした。なお教員経験年数は最短で 1 年, 最長で 31 年であった。本研究の教員のデータは竹森・上田・佐藤 (2021) のデータの一部を二次利用した。

教員への調査材料

フェイス項目 性別, 年齢, 小学校教員経験年数を尋ねた。

子どものメンタルヘルスに関するリテラシー尺度 (scale of Mental Health Literacy of Children: MHL-C; 竹森・下津・石川・神尾, 2017) 「知識」, 「積極的関心」, 「対処法」の 3 因子 30 項目で構成される。6 件法で回答を求めた。信頼性・妥当性は確認されている

(竹森他, 2017)。

教員用児童の精神疾患症状への対応尺度うつ病版 (Coping with Children's Mental Illness Symptoms Scale for Teachers-Mood Depression Disorders: CCMT-MDD; 竹森他, 2021) DSM-5 (American Psychiatric Association, 2013) におけるうつ病の診断基準を満たす児童の架空事例を提示し, 各項目についてその行動をどの程度すると思うか尋ねた。24 項目 1 因子で構成され, 6 件法で回答を求めた。一定の信頼性・妥当性が確認されている (竹森他, 2021)。

児童への調査材料

フェイス項目 性別, 学年, 年齢を尋ねた。

小学生用ソーシャルサポート尺度短縮版 (嶋田・岡安・坂野, 1993) 「学校の担任の先生」からのソーシャルサポートの知覚を測定するために使用した。1 因子 5 項目で構成され, 4 件法で回答を求めた。嶋田他 (1993) により信頼性と妥当性が確認されている。

日本語版 SRAS-R 登校児用 (School Refusal Assessment Scale-Revised for Japanese Attendance at School: SRAS-R-JA; 土屋他, 2010) 児童の不登校行動について「ネガティブ感情を喚起する刺激の回避 (Avoidance of stimuli that provoke Negative Affectivity: 以下, ANA とする)」, 「不快な対人/評価場面からの逃避 (Escape from aversive Social and/or Evaluative situations: 以下, ESE とする)」, 「家族からの注意獲得行動 (Pursuit of Attention from significant others: 以下, PA とする)」, 「不登校行動の具体的な強化子を求めること (Pursuit of Tangible Reinforcement outside the school setting: 以下, PTR とする)」の 4 因子 20 項目で構成される。5 件法で回答を求めた。

調査時期

調査は 2019 年 9 月から 11 月に実施された。

手続き

調査の趣旨を学校管理職に説明し, 学校長から調査協力の同意を得られた小学校で調査が実施された。教員に教員用質問紙および担任する児童の人数分の児童用質問紙を封入した封筒が学校管理職より配布された。教員にはまず自身が教員用質問紙に回答し封筒に入れた後, 各学級で児童に質問紙の配布するよう求めた。児童が各学級で質問紙に回答した後, 教員により回収およびその場で封入された。学校管理職には学内で全学級の質問紙が回収され次第, 著者に返送するよう求めた。

倫理的配慮

調査は無記名で実施され, 回答は強制でないこと, 無

回答による不利益はないことを質問紙表紙に明記した。加えて児童用質問紙には成績には無関係であること、著者以外は誰も回答を見ないことを記載した上で、同様の内容を児童に対して教員から口頭で説明された。また、本研究は関西学院大学人を対象とする行動学系研究倫理委員会の承認を得て実施された。

結 果

分析対象者

教員 32 名（男性 15 名，女性 16 名，性別未記入 1 名，平均年齢 32.13 歳，SD = 7.87 歳，年齢未記入 1 名，平

均教員経験年数 8.87 年，SD = 7.36 年，経験年数未記入 3 名）および児童 872 名（男子 445 名，女子 422 名，性別未記入 5 名，平均年齢 10.53 歳，SD = 0.95 歳，年齢未記入 1 名）を分析対象とした。

教員のデータは各下位尺度で欠損値が 1 項目の場合は該当下位尺度の平均値を代入した。下位尺度内で欠損値が 2 項目以上ある場合は削除した。児童のデータは 1 項目でも回答漏れや回答ミスがある場合，および担任教員のデータが削除された場合においてリストワイズ削除した。

Table 1 記述統計量および変数間相関

	M	SD	変数間相関								
			知識	積極的 関心	対処法	CCMT-MDD	サポート 知覚	ANA	ESE	PA	PTR
教員 (n = 32)											
知識	77.49	10.61	—								
積極的関心	42.88	5.25	.62**	—							
対処法	19.22	2.77	.33†	.49*	—						
CCMT-MDD	4.98	0.66	.53**	.59**	.43*	—					
児童 (n = 872)											
サポート知覚	14.73	3.94	-.06	-.09	.00	.05	—	-.29**	-.28**	-.12**	-.28**
ANA	8.85	4.21	.14*	.12	.04	-.12	-.50†	—	.79**	.54**	.51**
ESE	7.70	3.50	.14	.46	.45	.10	-.69†	-.87†	—	.50**	.41**
PA	11.74	4.55	.32	.27	.20	-.09	-.03	.59†	.47	—	.53**
PTR	12.14	5.02	.04	.07	.15†	.10	-.85**	.72*	.87*	.21	—

Note. 相関係数の左下は集団レベル相関，右上は個人レベル相関を示す；CCMT-MDD = 教員用児童の精神疾患症状への対応尺度うつ病版；ANA = ネガティブ感情を喚起する刺激の回避；ESE = 不快な対人／評価場面からの逃避；PA = 家族からの注意獲得行動；PTR = 不登校行動の具体的な強化子を求めること。

**p < .01, *p < .05, †p < .10

Table 2 ネガティブ感情を喚起する刺激の回避への線形モデリング結果

	b	SE	[95% 信頼区間]
固定効果			
切片	8.66***	.17	[8.34, 8.99]
知識	.01	.02	[-0.02, 0.05]
積極的関心	.01	.04	[-0.07, 0.09]
対処法	.03	.07	[-0.11, 0.16]
CCMT-MDD	-.20	.29	[-0.78, 0.37]
サポート知覚 (CGM)	-.34*	.13	[-0.59, -0.08]
サポート知覚 (CWC)	.02	.14	[-0.26, 0.29]
知識 × CCMT-MDD	.02	.03	[-0.03, 0.08]
積極的関心 × CCMT-MDD	.08	.07	[-0.06, 0.21]
対処法 × CCMT-MDD	-.07	.12	[-0.31, 0.17]
知識 × サポート知覚 (CWC)	.00	.01	[-0.01, 0.01]
積極的関心 × サポート知覚 (CWC)	.00	.01	[-0.02, 0.03]
対処法 × サポート知覚 (CWC)	.00	.02	[-0.03, 0.03]
CCMT-MDD × サポート知覚 (CWC)	-.04	.08	[-0.20, 0.12]
ランダム効果			
サポート知覚 (CWC)	.00	.01	[0.00, 0.38]
残差	15.88***	.77	[14.44, 17.46]

Note. CCMT-MDD = 教員用児童の精神疾患症状への対応尺度うつ病版；CGM = Centering using Grand Mean；CWC = Centering Within Cluster.

*p < .05, ***p < .001

Table 3 不快な対人/評価場面からの逃避への線形モデリング結果

	b	SE	[95% 信頼区間]
固定効果			
切片	7.59***	.14	[7.32, 7.86]
知識	-.02	.01	[-0.04, 0.01]
積極的関心	.05	.03	[-0.01, 0.12]
対処法	.05	.06	[-0.06, 0.16]
CCMT-MDD	-.15	.24	[-0.63, 0.33]
サポート知覚 (CGM)	-.14	.11	[-0.35, 0.07]
サポート知覚 (CWC)	-.12	.11	[-0.34, 0.10]
知識×CCMT-MDD	.04 [†]	.02	[0.00, 0.08]
積極的関心×CCMT-MDD	.01	.06	[-0.10, 0.12]
対処法×CCMT-MDD	-.09	.10	[-0.28, 0.11]
知識×サポート知覚 (CWC)	.00	.00	[-0.01, 0.01]
積極的関心×サポート知覚 (CWC)	.00	.01	[-0.02, 0.01]
対処法×サポート知覚 (CWC)	-.01	.01	[-0.04, 0.01]
CCMT-MDD×サポート知覚 (CWC)	.01	.06	[-0.11, 0.13]
ランダム効果			
サポート知覚 (CWC) ^a	-	-	-
残差	11.01***	.53	[10.02, 12.09]

Note. CCMT-MDD=教員用児童の精神疾患症状への対応尺度うつ病版; CGM=Centering using Grand Mean; CWC=Centering Within Cluster.

^a ランダム効果のサポート知覚 (CWC) は共分散パラメータが冗長のため検定統計量が算出不可であった。

[†] $p < .10$, *** $p < .001$

記述統計

教員と児童の各変数の記述統計量およびマルチレベル相関分析の結果を Table 1 に示した。MHL の下位尺度と CCMT-MDD は中程度の相関を示した。また MHL および CCMT-MDD とサポート知覚は無相関であった。

MHL, CCMT-MDD, サポート知覚から不登校行動への影響

MHL, CCMT-MDD, サポート知覚から不登校行動への影響の検討のため、目的変数を SRAS-R-JA の下位尺度とする階層線形モデリングを実施した。固定効果には MHL-C の下位尺度 (知識, 積極的関心, 対処法), CCMT-MDD, サポート知覚, MHL-C の下位尺度と CCMT-MDD の交互作用項, MHL-C の下位尺度および CCMT-MDD とサポート知覚の交互作用項を投入し、変数効果にはサポート知覚を投入した。いずれの変数も中心化した数値を用いた。なおサポート知覚は全児童の平均値で中心化した値と、学級ごとの平均値で中心化した値を使用した。前者は学級全体で知覚したサポートを、後者は児童個人が知覚したサポートを表す。固定効果の交互作用項および変数効果には後者の値を投入した。

分析の結果、ANA については、学級レベルのサポート知覚が高いほど ANA が低くなることが示された ($b = -.34$, $p < .05$; Table 2)。MHL, CCMT-MDD, 個人レベルのサポート知覚および交互作用項はいずれも有意でなかった。

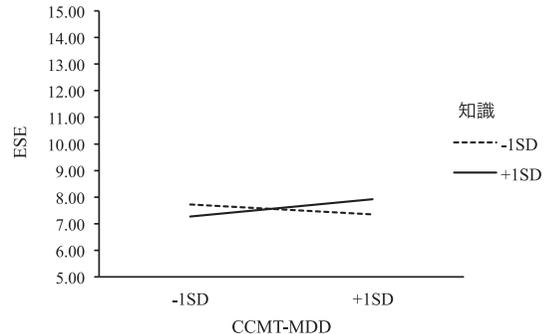


Figure 1 対人場面からの逃避に対する知識と対応の単純傾斜分析結果。

Note. ESE = 不快な対人/評価場面からの逃避; CCMT-MDD = 教員用児童の精神疾患症状への対応尺度うつ病版。

ESE は積極的関心と CCMT-MDD の交互作用項のみが有意傾向を示した ($b = .04$, $p < .10$; Table 3)。単純傾斜分析の結果を Figure 1 に示した。知識の高低に関わらず、CCMT-MDD は ESE に影響しないことが示された (知識高: $b = .09$, $p = .11$; 知識低: $b = -.05$, $p = .28$)。

PA については、知識と対処法が高いほど PA が高くなる ($b = .04$, $p < .10$; $b = .17$, $p < .05$)、CCMT-MDD が高いほど PA が低くなることが示された ($b = -.78$, $p < .05$; Table 4)。また対処法と CCMT-MDD の交互作用項が有意傾向であった ($b = .26$, $p < .10$)。単純傾斜分析をした

Table 4 家族からの注意獲得行動への線形モデリング結果

	b	SE	[95% 信頼区間]
固定効果			
切片	11.4***	.18	[11.05, 11.76]
知識	.04 [†]	.02	[0.00, 0.08]
積極的関心	.05	.04	[-0.04, 0.13]
対処法	.17*	.08	[0.02, 0.32]
CCMT-MDD	-.78*	.33	[-1.42, -0.14]
サポート知覚 (CGM)	-.03	.15	[-0.31, 0.26]
サポート知覚 (CWC)	-.12	.15	[-0.42, 0.18]
知識×CCMT-MDD	.01	.03	[-0.04, 0.07]
積極的関心×CCMT-MDD	.04	.07	[-0.11, 0.18]
対処法×CCMT-MDD	.26 [†]	.13	[0.00, 0.52]
知識×サポート知覚 (CWC)	.00	.01	[-0.01, 0.01]
積極的関心×サポート知覚 (CWC)	.01	.01	[-0.01, 0.03]
対処法×サポート知覚 (CWC)	.00	.02	[-0.03, 0.04]
CCMT-MDD×サポート知覚 (CWC)	-.13	.08	[-0.29, 0.04]
ランダム効果			
サポート知覚 (CWC) ^a	-	-	-
残差	19.71	.94	[17.94, 21.65]

Note. CCMT-MDD=教員用児童の精神疾患症状への対応尺度うつ病版；CGM=Centering using Grand Mean；CWC=Centering Within Cluster.

^a ランダム効果のサポート知覚 (CWC) は共分散パラメータが冗長のため検定統計量が算出不可であった。

[†] $p < .10$, *** $p < .001$

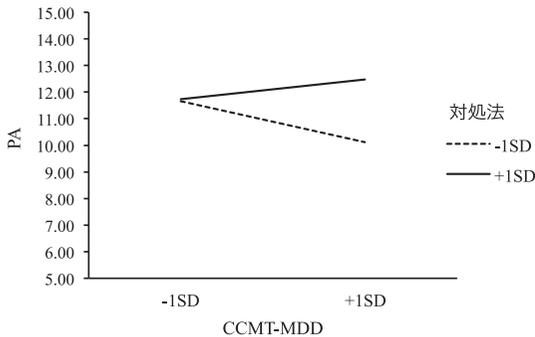


Figure 2 家族からの注意獲得行動に対する積極的関心と対応の単純傾斜分析結果。

Note. PA=家族からの注意獲得行動；CCMT-MDD=教員用児童の精神疾患症状への対応尺度うつ病版。

結果、対処法が低いと CCMT-MDD が高いほど PA が低くなった ($b = -.17, p < .01$; Figure 2)。

PTR は、CCMT-MDD が高いほど PTR が高くなった ($b = .79, p < .05$; Table 5)。また、集団レベルのサポート知覚が高いほど PTR が低くなる一方で ($b = -.89, p < .001$)、個人レベルのサポート知覚が高いほど PTR が高くなった ($b = .52, p < .01$)。さらに積極的関心と CCMT-MDD の交互作用項が有意であり ($b = .18, p < .05$)、単純傾斜分析の結果、積極的関心が高い場合も ($b = .08, p = .18$)、積極的関心が低い場合も ($b = -.09, p = .82$)、いずれも CCMT-MDD による PTR への影響は認められなかった (Figure 3)。

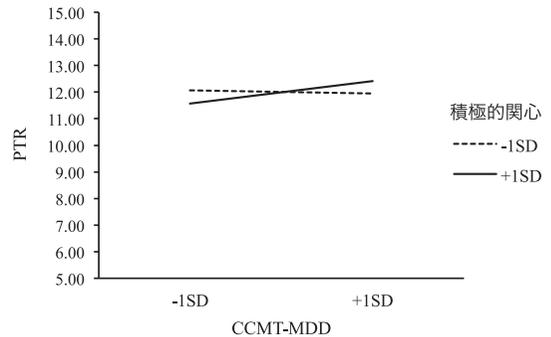


Figure 3 具体的な強化子に対する積極的関心と対応の単純傾斜分析結果。

Note. PTR=不登校行動の具体的な強化子を求めること；CCMT-MDD=教員用児童の精神疾患症状への対応尺度うつ病版。

考 察

本研究は教員の MHL、教員による児童の抑うつ症状への対応および児童のサポート知覚が児童の不登校行動に与える影響について検討することを目的とした。その結果、学級全体がサポートを高く知覚する児童ほど ANA と PTR が低くなり、個人がサポートを高く知覚するほど PTR が高くなることが明らかになった。また PA, PTR には教員の MHL と対応が影響することが示された。具体的には、自身は対処法を知らないと認識している教員が対応をするほど PA が低くなり、PTR は関心の高い教員が対応をするほど高くなる可能性が示唆さ

Table 5 不登校行動の具体的な強化子を求めることへの線形モデリング結果

	b	SE	[95% 信頼区間]
固定効果			
切片	12.01***	.20	[11.62, 12.40]
知識	-.01	.02	[-0.05, 0.03]
積極的関心	-.07	.05	[-0.16, 0.03]
対処法	.10	.08	[-0.06, 0.26]
CCMT-MDD	.79*	.35	[0.11, 1.47]
サポート知覚 (CGM)	-.89***	.16	[-1.20, -0.59]
サポート知覚 (CWC)	.52**	.17	[0.19, 0.85]
知識×CCMT-MDD	-.02	.03	[-0.08, 0.04]
積極的関心×CCMT-MDD	.18*	.08	[0.02, 0.22]
対処法×CCMT-MDD	-.18	.14	[-0.46, 0.10]
知識×サポート知覚 (CWC)	.00	.01	[-0.01, 0.01]
積極的関心×サポート知覚 (CWC)	-.02	.02	[-0.05, 0.02]
対処法×サポート知覚 (CWC)	.02	.02	[-0.02, 0.05]
CCMT-MDD×サポート知覚 (CWC)	.08	.10	[-0.13, 0.29]
ランダム効果			
サポート知覚 (CWC)	.02	.02	[0.00, 0.19]
残差	21.60***	1.05	[19.64, 23.76]

Note. CCMT-MDD=教員用児童の精神疾患症状への対応尺度うつ病版；CGM=Centering using Grand Mean；CWC=Centering Within Cluster.

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

れた。また、ESEは教員が知識を持った上で対応しないことで低くなる可能性が示された。

ANAには教員のMHLや対応は影響せず、学級全体で教員のサポートを知覚するほど低くなることが明らかになった。担任教員を肯定的に捉える学級の児童は、学級雰囲気も肯定的に認知する(三島・宇野, 2004)。そのような学級ではネガティブな感情を喚起する場面が少なく、当該場面を回避する機能により維持される不登校行動は少なくなると考えられる。

ESEは、知識を有する教員が対応するほど高くなり、知識が少ない教員が対応するほど低くなる傾向が示された。教員は不登校児との関わりを体験することで児童の個性への理解が深まり、「見守りつつ待つ」という対応につながることを示唆されている(岩永・吉川, 2001)。対人場面を逃避することが維持要因となっている不登校行動については、教員が知識を持って理解しながら対応せずに待つことが不登校行動の改善に有効である可能性がある。ただし、この交互作用は階層線形モデリングでは有意だったものの単純傾斜分析では有意でなかったため、解釈には慎重になるべきである。

PAは教員が対処法を知らないと認識している場合に対応をするほど低くなった。本研究でのMHLの対処法は教員が対処法を知っていると認識する程度を示し、教員による児童の抑うつ症状への対応は保護者や学内での連携と児童本人への聴取を指す。教員は不登校児童への対応を経験しても対応できるという効力感が高まらず(岩永・吉川, 2001)、問題解決に取り組むようになる(網谷, 2001)。教員は対処法を模索しながら児童に対応

するため、児童にとっては教員からの注目獲得が増えることで、家族からの注意獲得行動により維持される不登校行動が改善する可能性がある。

PTRには教員からのサポートを学級全体が高く知覚することが有効に働く一方で、個人がサポートを高く知覚することと教員が対応をすることでPTRが高くなることを示された。児童が学級雰囲気を良いと認識する場合、不登校行動による具体的強化子の強度が弱まり、これにより維持される不登校行動が改善されると考えられる。文部科学省(2019)は不登校にならない魅力的な学校づくりを推奨している。教員からのサポートを高く知覚する学級づくりの取り組みがPTRにより維持される不登校行動の予防につながると言える。一方で、児童個人が教員からのサポートを高く知覚する場合、不登校行動をしても登校による強化子を得続けることで不登校行動による強化子の強度を上回らない可能性がある。すなわち、魅力的な学校・学級づくりに合わせて、その学校・学級の魅力を児童が登校行動によって認知することで不登校行動の改善に効果があるかもしれない。また、教員が関心を持ちながら対応するとPTRが高まり、関心の低い教員が対応するとPTRが低くなる。この結果は単純傾斜分析では有意な影響が認められなかったため解釈には留意が必要であるが、教員が関心を持ちながら対応することで登校の強化子の強度が弱まることを示しているかもしれない。

本研究の限界点は3点挙げられる。第一に、本研究の調査対象となった児童は登校している児童である点である。本研究の結果が完全に学校を休んでいる不登校状態

の児童にも一般化できるかは検討の余地がある。第二に、調査対象の学級数の不足である。階層線形モデリングには少なくとも20以上の集団が必要であり、50以上の集団があると望ましい。本研究では32の学級集団を対象とした。最低必要集団数は超えているものの、十分な集団数とは言い難い。分析に必要な学級集団数を確保した上で再検討することが望まれる。第三に、児童の抑うつ症状を測定していない点である。本研究は児童の不登校行動と抑うつ症状が関連していると仮定して検討した。しかし本研究の対象者の不登校行動が抑うつ症状に起因しているかは不明である。児童の抑うつ症状の程度も併せて測定し同時に検討することで、教員のMHLや対応が児童の不登校行動に影響するメカニズムがより詳細に明らかになると考えられる。

謝辞

本研究の計画構想とデータ収集にご協力いただいた阿波穂乃香さん、加藤志成さん、藤田大輝さんに深く感謝申し上げます。

引用文献

American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (5th ed.)*. Washington, DC: American Psychiatric Association.

網谷綾香 (2001). 不登校児と関わる教師の苦悩と成長の様相 *カウンセリング研究*, 34, 160-166.

五十嵐哲也 (2009). 小中学生の不登校傾向とソーシャルサポートとの関連 *愛知教育大学保健環境センター紀要*, 8, 3-9.

岩永啓子・吉川眞理 (2001). 「教師のための不登校対応自己効力尺度」の要因に関する研究 *山梨大学教育実践学研究*, 7, 33-42.

Jorm, A. F., Korten, A. E., Jacomb, P. A., Christensen, H., Rodgers, B., & Pollitt, P. (1997). "Mental health literacy": A survey of the public's ability to recognize mental disorders and their beliefs about the effectiveness of treatment. *Medical Journal of Australia*, 166, 182-186.

Kearney, C. A. & Silverman, W. K. (1996). The evolution and reconciliation of taxonomic strategies for school refusal behavior. *Clinical Psychology-Science and Practice*, 3, 339-354.

三島美砂・宇野宏幸 (2004). 学級雰囲気及ぼす教師の影響力 *教育心理学研究*, 52, 414-425.

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問題に関する調査結果について Retrieved from https://www.mext.go.jp/content/20201015-mext_jidou02-100002753_01.pdf (2021年1月10日)

文部科学省 (2019). 不登校児童生徒への支援の在り方について (通知) Retrieved from https://www.mext.go.jp/a_menu/shotou/seitoshidou/1422155.htm (2021年1月11日)

日本財団 (2018). 不登校傾向にある子どもの実態調査 Retrieved from https://www.nippon-foundation.or.jp/app/uploads/2019/01/new_inf_201811212_01.pdf (2021年1月10日)

斎藤浩一 (1999). 中学校教師の心理社会的ストレス尺度の開発 *カウンセリング研究*, 32, 254-263.

嶋田洋徳・岡安孝弘・坂野雄二 (1993). 小学生用ソーシャルサポート尺度短縮版作成の試み *ストレス科学研究*, 8, 1-12.

竹森啓子・岩崎夏々・鷺尾祐香・佐藤 寛 (2020). 教員のメンタルヘルスリテラシーおよび児童への対応が児童の抑うつに及ぼす影響 第46回日本認知・行動療法学会発表論文集, 189-190.

竹森啓子・上田紗津貴・佐藤 寛 (2021). 教員用児童の精神疾患症状への対応尺度の開発 *関西学院大学心理科学実践*, 2, 1-7.

竹森啓子・下津咲絵・石川信一・神尾陽子 (2017). 子どものメンタルヘルスに関する態度尺度質問紙の作成 *日本心理学会第81回大会*.

竹森啓子・下津咲絵・佐藤 寛 (2018). 教師のメンタルヘルスリテラシーが児童の抑うつ、不安に与える影響 第44回日本認知・行動療法学会大会発表論文集, 256-257.

土屋政雄・細谷美奈子・東條光彦 (2010). 不登校アセスメント尺度改訂版 (SRAS-R) の一般児童への適応と妥当性の検討 *行動療法研究*, 36, 107-118.

都丸けい子・庄司一子 (2005). 生徒との人間関係における中学校教師の悩みと変容に関する研究 *教育心理学研究*, 53, 467-478.