

児童・生徒からの援助要請に対する教師の 必要性認知に関する研究

岡田 涼 ・ 池田 七海*
(学校教育) (大学院教育学研究科)

760-8522 高松市幸町1-1 香川大学教育学部
*760-8522 高松市幸町1-1 香川大学大学院教育学研究科

A Study on Teachers Perceived Necessities of Children's Help-Seeking

Ryo Okada and Nanami Ikeda*

Faculty of Education, Kagawa University, 1-1 Saiwai-cho, Takamatsu 760-8522

**Graduate School of Education, Kagawa University, 1-1 Saiwai-cho, Takamatsu 760-8522*

要旨 本研究では、児童・生徒からの援助要請に対して、教師がその必要性をどの程度感じているかを示す「援助要請の必要性認知」の特徴を明らかにすることを目的とした。小中学校の現職教員を対象に質問紙調査を行った。分析の結果、援助要請の必要性認知は、学校種、教職経験年数、教師自身の被援助志向性によって異なることが示された。児童・生徒の援助要請に対する教師側の意識に焦点をあてることの必要性について論じた。

キーワード 援助要請の必要性認知 学校教員 被援助志向性

問題と目的

学校生活のなかで、児童・生徒は悩みを抱えることがある。友人関係に関するものであったり、学業に関するものであったりと、悩みの種類はさまざまであるが、適切に解決を行うことが学校適応に影響する。その際、児童・生徒の自力解決も必要であるが、個人の力量を超える場合には、周囲の他者に援助を求めることが不可欠である。

児童・生徒が教師に悩み等を相談する行動については、援助要請 (help-seeking) という視点から検討されてきた。援助要請は、「個人が解決しなければならない問題やその必要があり、他者により時間、努力その他の資源が与えられるならば解決が可能であるとき

に、他者に直接援助を求めること」である (DePaulo, 1983)。実証研究では、援助要請を捉えるためにいくつかの異なる概念と測定具が用いられている。代表的なものとしては、援助要請行動、援助要請態度、援助要請意図、援助要請意志などがある (永井, 2017)。これらの概念は、行動的か認知的かという次元や、援助要請に至るまでの時系列における位置づけという点で区別され (本田・新井・石隈, 2011)、それぞれ児童・生徒の援助要請の異なる側面を捉えるものである。

児童・生徒が援助要請を行う対象としては、家族や友人など複数の人的資源が考えられる。そのなかで教師の存在は重要である。児童・生徒にとって、教師は学校生活のなかで多くの時

間をとともに過ごす他者であり、また児童・生徒個人や学級集団に対して一定の影響力をもち得る存在である。石隈（1999）は、児童・生徒にとっての援助資源を分類するなかで、教師を複合的ヘルパーとして位置付けている。教師は、職業上の役割として児童・生徒に多様な心理教育的援助サービスを行うことが期待されている。そのため、児童・生徒が解決すべき問題を抱えた際に、必要に応じて教師に援助を求めることは重要であるといえる。

しかし、悩みを抱えた際に、児童・生徒は必ずしも教師に援助を求めないことを示唆する研究がある。たとえば、永井（2012）は、中学生の援助要請意図を調べ、教師に対する援助要請意図は友人や親に対する援助要請意図よりも低いことを明らかにしている。また、佐藤・渡邊（2013）は、小学生を対象に相談のしやすさと援助要請による問題の解決状況について検討している。その結果、相談のしやすさについては、担任教師は保護者や友だちよりも低いものの、実際に担任教師に相談した場合には、悩みが解決した割合が高いことが示唆された。これらのことから、児童・生徒にとって教師は必ずしも援助要請をしやすい対象ではないものの、実際の援助資源としては力をもつ存在であるといえる。

では、潜在的な援助者である教師は、児童・生徒の援助要請をどのようにみているのであろうか。児童・生徒の援助要請を教師の視点から捉えた研究はあまり多くない。杉岡・林・熊谷・栢・秋山・丹野（2016）は、小学校教員を対象に調査を行い、仲間外れ傾向、不登校傾向、発達障害傾向にある児童は、いずれも援助要請をできない傾向があることを報告している。この研究は教師からみた援助要請を扱っているものの、特別なニーズをもつ児童の援助要請のみに焦点をあてており、また援助要請ができるかどうかという点のみに注目している。Ryan, Patrick, & Shim（2005）は、教師の評定をもとに、小学生の学業的援助要請のスタイルを分類することを試みている。その結果、適切な援助要請を行う児童、依存的な援助要請を行う児

童、援助要請を回避する児童の3グループが見出され、グループによって児童が評定した教師からのサポートや教師との関係に対する効力感が異なることが示された。この研究では、教師が児童の援助要請の特徴を評定しているものの、援助要請に対して教師自身がどのように考えているかには焦点があてられていない。

潜在的な援助者である教師が援助要請に対してどのような意識をもっているかは、児童・生徒の援助要請に影響する可能性が考えられる。野崎・石井（2005）は、中学生を対象に、援助要請に対する教師の好みと承認の認知が学業的援助要請に及ぼす影響を調べている。その結果、「教師が援助要請を好んでおり、援助要請を承認している」と認知している生徒ほど、実際に教師に援助要請を行う傾向がみられた。この結果から、児童・生徒は教師が援助要請に対してどのような意識をもっているかを気にしており、その捉え方が援助要請を規定している部分があることが示唆される。そのため、潜在的な援助者である教師が児童・生徒からの援助要請をどのように捉えているかに焦点をあてることが重要であるといえる。

本研究では、教師が児童・生徒からの援助要請の必要性をどのように捉えているかに焦点をあてる。「児童・生徒がさまざまな悩みや問題に関して教師に援助要請を行うことを、必要かつ望ましいものであると感じる程度」を援助要請の必要性認知（perceived necessities of help-seeking）とし、現職教員を対象に援助要請の必要性認知の特徴を明らかにすることを目的とする。特に、援助要請の必要性認知の特徴について、（1）学校種による違い、（2）教師の教職経験年数による違い、（3）教員養成課程の学生との比較、（4）教師自身の被援助志向性との関連、の4点から検討する。

1つ目に、学校種による違いを検討する。いくつもの研究で、教師がもつ児童・生徒観や指導観は学校種によって異なることが示されている（林・藤田・崎濱, 2016; 瀬戸, 2009）。援助要請の必要性認知も、児童・生徒が問題に際してどのように行動すべきかに関する児童・生

徒観あるいは指導観の一種であると考え、教師がどのような悩みについての援助要請を必要であると認知するかは、学校種によって異なる予想される。たとえば、小学校段階では社会的スキルなど他者とうまくかかわる力が発達途上であるとする、友人関係や仲間関係に関する悩みについては、小学校教員の必要性認知が高いと予想される。また、学校段階が上がるにつれて、学習内容が高度になったり、卒業後の進路が多様になってくることを考慮すると、高校教員は学習や進路に関する悩みについて援助要請を必要と考えていると予想される。

2つ目に、教職経験年数による違いを検討する。教師の成長過程に関する研究では、教職経験を重ねていくとともに、教師はさまざまな面での技術や知識を発達させていくことが指摘されている(秋田, 1996; 吉崎, 1998)。平田・小泉(1997)が現職教員を対象に行った調査では、教職経験が長いほど、生徒指導や学級経営の重要性を強く認識していた。援助要請が生徒指導や教育相談の契機となり得るものであることを考えると、教職経験年数が長い教師ほど援助要請の必要性を高く認知すると予想される。

3つ目に、教師自身の被援助志向性との関連を検討する。被援助志向性は、「個人が、情緒的・行動的問題および現実生活における中心的な問題で、カウンセリングやメンタルヘルスサービスの専門家・教師などの職業的な援助者および友人・家族などのインフォーマルな援助者に援助を求めるかどうかについての認知的枠組み」である(水野・石隈, 1999)。本研究での援助要請の必要性認知は、児童・生徒が援助要請を行うことに対する認知的な判断であるため、自身が援助要請に対しても認知的枠組みである被援助志向性と関連すると考えられる。困難に際して他者から援助を受けることを好ましく思い、抵抗感をもたない教師ほど、児童・生徒に対しても援助要請の必要性を高く認知すると考えられる。

4つ目に、教員養成課程の学生との比較を行う。これまで、教師のさまざまな特徴について、教員養成課程の学生との比較によって検討

されてきた(林他, 2016; 平田・小泉, 1997; 川上・秋山, 2006)。そのなかで、学生と比べて現職教員は、子ども中心の児童・生徒観をもっていることや、教職に関わる多様な技術や能力を重視していることが示されている。個々の児童・生徒の援助要請を促し、教育相談につなげることも教職のひとつの側面であるとする、学生よりも現職教員の方がさまざまな悩みに関する援助要請を必要であると認知していると考えられる。

方法

対象者

現職教員195名に回答を依頼した。心理尺度に対する回答に不備のあった教師のデータおよび特別支援学校に勤務する教師の回答を除き、169名(男性60名, 女性109名)を分析対象とした。教職経験年数の平均は17.27年($SD = 9.74$)であった。勤務校の学校種の内訳は、小学校が65名, 中学校が35名, 高等学校が69名であった。また、比較のために教員養成課程の学生として、国立大学法人A大学とB大学の教育学部の学生248名に回答を依頼した。心理尺度に対する回答に不備のあった学生のデータを除き、237名(男性92名, 女性142名, 未記入3名)を分析対象とした。平均年齢は19.56歳($SD = 0.92$)であった。

質問紙

援助要請の必要性認知 永井・松田(2014)、永井・新井(2005)を参考に、児童・生徒が援助要請を行う必要性を感じ得る悩みとして、22個の悩みを設定した。教師に対しては、現在担任しているクラスもしくは教科担任等でもっとも関わりの多いクラスを想像してもらった。そのクラスの児童・生徒が、それぞれの悩みを抱えた際に回答者である教師自身に相談した方がよいと思う程度について、「1:思わない」から「5:思う」の5件法で回答を求めた。学生に対しては、児童・生徒がそれぞれの悩みを抱えた際に、担任教師に相談した方がよいと思うかどうかについて尋ねた。想定する児童・生徒として、小学生, 中学生, 高校生の3バージョン

ンを作成し、いずれか1つをランダムに配置した。結果的に、小学生が85、中学生が92、高校生が60であった。尺度項目の作成過程では、項目の候補を作成した後、小学校教員1名に表現等をチェックしてもらい、若干の修正を行った。

被援助志向性 田村・石隈(2001)の「被援助志向性尺度」11項目を用いた。「援助の欲求と態度」、「援助関係に対する抵抗感の低さ」の2下位尺度からなる。各項目について、「1:あてはまらない」から「5:あてはまる」の5件法で回答を求めた。

手続き

教師に対しては、教員免許状更新講習の場で協力を依頼した。調査の趣旨と目的、回答が任意であること、講習の評価とは無関係であることを口頭と紙面で説明し、同意の得られた者のみ回答した。講習では教育相談にかかわる内容を扱っており、調査の内容が講習内容と関連するものであることを事前に伝え、回答時間後には調査内容を踏まえて援助要請の研究知見について詳細な説明を行った。

学生については、大学の講義の時間中に調査の趣旨、回答の任意性、成績と無関係であること等について説明し、回答を依頼した。同意が得られたもののみ回答した。調査は授業内容と関連付けて実施し、回答した場合でも回答しなかった場合でも、調査内容についての詳細な解説を通じて、援助要請の概念や研究知見を学習できる場とした。

結果

援助要請の必要性認知尺度の構成

教師のデータを用いて、援助要請の必要性認知尺度の因子構造を検討した。探索的因子分析(最尤法・プロマックス回転)を行い、固有値の減衰状況と因子の解釈可能性から3因子解を採用した。いずれの因子にも負荷量が、4未満の2項目を削除し、再度因子分析を行った結果をTable 1に示す。第1因子には、主に「16. 友だちからいじめられたとき」などの友人関係上の問題に関する項目と「17. クラスの雰囲気

が悪いとき」など学級の問題に関する項目の負荷が高かったため、「友人関係・学級の悩み」因子とした。第2因子には、主に「11. 家族との仲がうまくいかないとき」などの家族の問題に関する項目と「13. 自分の容姿で気になることがあるとき」などの自身の心身の問題に関する項目の負荷が高かったため、「家族・自己の悩み」因子とした。第3因子には、「14. 自分がどのような職業に向いているか知りたいとき」などの進路の問題に関する項目と「1. 成績のことで悩んだとき」など学業上の問題に関する項目の負荷が高かったため、「進路・学習の悩み」因子とした。各因子に対して負荷の高い項目群を下位尺度項目とし、項目の合計を下位尺度得点とした。 α 係数は、「友人関係・学級の悩み」が.92、「家族・自己の悩み」が.90、「進路・学習の悩み」が.81であった。

学生のデータについて、教師を対象とする因子分析の結果をもとに、確認的因子分析を行った。モデルの適合度は、CFI=.87, RMSEA=.10, SRMR=.07とやや低い値であった。修正指数をもとに、項目5と項目6、項目18と項目19の間に共分散を想定して再度分析を行ったところ、適合度は、CFI=.90, RMSEA=.09, SRMR=.07と改善した。因子負荷量はすべて4以上であった。 α 係数を算出したところ、「友人関係・学級の悩み」が.91、「家族・自己の悩み」が.91、「進路・学習の悩み」が.73と一定の値を示した。以上のことから、教師と同様の項目構成で下位尺度得点を算出した。

学校種による援助要請の必要性認知の違い

教師のデータを用いて、学校種による援助要請の必要性認知の差を調べた。各下位尺度に対して、学校種を独立変数とする分散分析を行った¹(Table 2)。友人関係・学級の悩みについては、有意な差はみられなかった($\eta^2=.02$, $F(2,166)=1.89$, *n.s.*)。家族・自己の悩みについては、有意な差がみられ($\eta^2=.09$, $F(2,166)=8.19$, $p<.001$)、小学校教員と中学校教員が高校教員より高かった($d=0.65$)。進路・学習の悩みについては、有意な差はみられなかった($\eta^2=.01$, $F(2,166)=0.71$, *n.s.*)。

Table 1 援助要請の必要性認知尺度の因子分析結果（プロマックス回転後）

	1	2	3	Mean	SD
16. 友だちからいじめられたとき	.96	-.02	-.18	4.68	0.68
17. クラスの雰囲気が悪いとき	.85	-.06	.09	4.51	0.82
20. クラス外の友だちがいじめられているとき	.83	.07	-.10	4.53	0.71
15. クラスでの問題を解決したいとき	.82	-.16	.12	4.42	0.94
21. 友だちに無視されたとき	.73	.17	.01	4.45	0.78
4. 友だちに仲間外れにされたとき	.67	.15	-.01	4.55	0.61
5. 学校に行くのがつらくなったり、行きたくなくなったりしたとき	.66	.18	-.09	4.58	0.65
18. ネットトラブルにあったとき	.54	.00	.22	4.16	0.98
11. 家族との仲がうまくいかないとき	.12	.84	-.11	3.91	0.90
13. 自分の容姿で気になることがあるとき	-.13	.82	.09	3.59	1.07
22. 家族内の雰囲気がよくないとき	.10	.76	.06	3.78	0.99
3. 自分の性格で気になることがあるとき	.03	.76	-.15	3.99	0.86
2. 家族の誰かに怒られて、いらいらしたとき	-.01	.76	-.08	4.02	0.93
19. 不眠や食欲不振が続いたとき	-.03	.63	.23	3.97	0.99
6. なぜかひどく落ち込んだり、逃げ出したい気分になられたとき	.07	.62	.13	4.17	0.87
10. 誰かの先生に対して不満があるとき	.12	.43	.21	4.07	0.91
14. 自分がどのような職業に向いているか知りたいとき	-.27	.18	.81	3.89	0.91
1. 成績のことで悩んだとき	.23	-.08	.68	4.31	0.92
9. 卒業後の進路に悩んだとき	-.01	.06	.65	4.24	0.89
7. 自分にあった勉強方法がわからないとき	.35	-.22	.59	4.25	1.01
		.46	.55		
			.29		

Table 2 教師と学生による援助要請の必要性認知

	小学校		中学校		高校		F値	η^2
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD		
教師								
友人関係・学級の悩み	36.65	4.77	36.17	4.94	35.01	5.15	1.89	0.02
家族・自己の悩み	32.86	4.49	33.14	6.30	29.39	6.01	8.49***	0.09
進路・学習の悩み	16.52	3.00	16.40	3.27	17.03	2.82	0.71	0.01
学生								
友人関係・学級の悩み	34.99	5.81	34.57	4.67	32.92	6.29	2.63	0.02
家族・自己の悩み	30.23	6.57	28.96	6.55	26.98	6.71	4.24*	0.03
進路・学習の悩み	16.64	2.64	17.32	2.16	17.53	2.16	3.04*	0.03

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

学校種と教職経験年数による援助要請の必要性認知の違い

教師のデータを用いて、学校種ごとに教職経験年数と援助要請の必要性認知との関連を調べた。各下位尺度に対して、教職経験年数と学校種および両者の交互作用項を説明変数とする重回帰分析を行った。教職経験年数については、多重共線性の問題を避けるために中心化を行った (Jaccard & Turrisi, 2003)。学校種については、中学校教員を示すダミーコード (学校ダミー1) と高校教員を示すダミーコード (学校

ダミー2) を作成した。なお、教職経験年数の効果の解釈のしやすさを考慮して、非標準偏回帰係数を報告する (Table 3)。

友人関係・学級の悩みについては、説明率が有意であり ($R^2 = 0.07, p < .05$)、教職経験年数×学校ダミー2の交互作用項 ($B = -0.16, p < .001$) が有意であった。ここでの主効果項 ($B = 0.08, n.s.$) は、ダミーコードの割りあて方から、小学校教員における効果を示している。交互作用項が有意であったので、ダミーコードを新たに作成し、中学校教員と高校教員

Table 3 援助要請の必要性認知に対する重回帰分析の結果

	友人関係・学級の悩み	家族・自己の悩み	進路・学習の悩み
定数	36.60***	32.69***	16.48***
教職経験年数	0.08	0.05	0.08*
学校ダミー1 (中学 = 1, その他 = 0)	-0.53	0.31	-0.03
学校ダミー2 (高校 = 1, その他 = 0)	-1.41	-3.25***	0.51
教職経験年数×学校ダミー1	-0.18	-0.19	-0.03
教職経験年数×学校ダミー2	-0.23**	-0.09	-0.05
R^2	0.07*	0.10**	0.04

注. 定数以外の各項の値は、非標準偏回帰係数を示す。

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

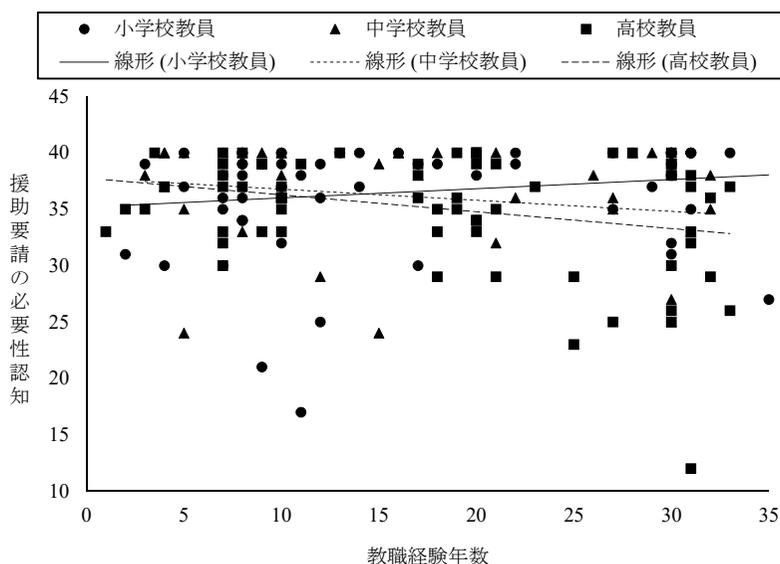


Figure 1 学校種と教職経験年数による友人関係・学級の悩みに関する援助要請の必要性認知

における教職経験年数の効果を調べた。その結果、中学校教員においては、教職経験年数は有意な関連を示さなかったが ($B = -0.10, n.s.$)、高校教員においては有意な負の関連を示した ($B = -0.15, p < .05$)。学校種ごとの教職経験年数と援助要請の必要性認知の散布図をFigure 1 に示す。家族・自己の悩みについては、説明率が有意であり ($R^2 = 0.10, p < .01$)、学校ダミー-2 が有意であった ($B = -3.25, p < .001$)。進路・学習の悩みについては、説明率が有意ではなかった ($R^2 = 0.04, n.s.$)。

援助要請の必要性認知と被援助志向性の関連

教師のデータを用いて、援助要請の必要性認知と被援助志向性との関連を検討した。被援助志向性については、先行研究(田村・石隈, 2001)をもとに下位尺度得点を算出した(援助の欲求と態度: $\alpha = .76$, 援助関係に対する抵抗感の低さ: $\alpha = .68$)。友人関係・学級の悩みは、援助の欲求と態度 ($r = .19, p < .05$)、援助関係に対する抵抗感の低さ ($r = .16, p < .05$)と弱いながらも有意な正の相関を示した。家族・自己の悩みは、援助の欲求と態度 ($r = .20, p < .01$)、援助関係に対する抵抗感の低さ ($r = .21, p < .01$)と弱いながらも有意な正の相関を示した。進路・学習の悩みは、援助の欲求と態度 ($r = .02, n.s.$)、援助関係に対する抵抗感の低さ ($r = .06, n.s.$)のいずれとも有意な相関を示さなかった。

援助要請の必要性認知に関する教師と学生との差

援助要請の必要性認知に関する教師と学生の差を調べた (Table 2)。比較に際して、教師の学校種に対応する児童・生徒について回答した学生のデータを用いた。友人関係・学級の悩みについて、小学校教員 ($d = 0.31, t(148) = 1.87, n.s.$)、中学校教員 ($d = 0.34, t(125) = 1.70, n.s.$)では有意な差がみられず、高校教員は学生より有意に高かった ($d = 0.37, t(127) = 2.08, p < .05$)。家族・自己の悩みについて、小学校教員 ($d = 0.46, t(148) = 2.77, p < .01$)、中学校教員 ($d = 0.65, t(125) = 3.25, p < .01$)、高校教員 ($d = 0.38, t(127)$

$= 2.15, p < .05$) がいずれも学生より有意に高かった。進路・学習の悩みについて、小学校教員 ($d = 0.04, t(148) = 0.26, n.s.$)、中学校教員 ($d = 0.37, t(125) = 1.85, n.s.$)、高校教員 ($d = 0.20, t(127) = 1.12, n.s.$)のいずれも学生との間に有意な差はなかった。

考察

本研究では、児童・生徒の援助要請について、援助者である教師がその必要性をどのように捉えているかを明らかにすることを目的とした。そのために、援助要請の必要性認知という概念を設定し、(1) 学校種による違い、(2) 教職経験年数による違い、(3) 教師自身の被援助志向性との関連、(4) 教員養成課程の学生との比較、の4点からその特徴を検討した。

因子分析の結果、援助要請の必要性認知については友人関係・学級の悩み、家族・自己の悩み、進路・学習の悩みの3因子が得られた。永井(2012)は、児童・生徒が抱える悩みとその援助要請について、心理・社会的問題と学習・進路の問題に大別して検討している。本研究で見出された家族・自己の悩みは心理・社会的問題に対応し、進路・学習の悩みは学習・進路的問題に対応している。友人関係・学級の悩みは、永井(2012)では心理・社会的問題に含まれていたものであるが、本研究では別の因子として抽出された。家族に関する悩みと友人関係や学級内の仲間関係の悩みは、いずれも対人関係に関するものであるが、その悩みについて援助要請が必要かどうかという点では、教師はやや異なるものとして認知しているといえる。友人関係や学級内の仲間関係の問題は、比較的教師が直接目の当たりにすることが多く、また学級経営にも直接的な影響を及ぼしやすいと考えられる。一方で、児童・生徒の家族や家庭に関することは、教師からは直接見えにくく、介入し難い部分が大きいと考えられる。こういったことを反映して、友人関係・学級の悩みと家族・自己の悩みが別の因子として抽出されたものと考えられる。

学校種による違いとして、家族・自己の悩み

については、高校教員に比して小学校教員の必要性認知が高かった。山内・小林（2000）は、小学校から高校の教師を対象に、教職に対する意識を調査している。そのなかで、高校教員に比して小学校教員は、子どもがさまざまなメッセージを発していると感じており、子どもの気持ちを汲み取ろうという意識が高いことが示されている。小学校教員は、児童の援助ニーズを強く意識しているため、家族や自己に関する悩みの援助要請についてもその必要性を高くと感じるものと考えられる。また、前原（1994）は、小学校教員や中学校教員に比して、高校教員が教師効力感の一側面である教師の力量の評定が低いことを報告している。教師の力量は、結果期待にあたる側面であり、一般的に教師が児童・生徒に影響を与え得る程度についての期待を示すものである（Woolfolk Hoy, Hoy, & Davis, 2009）。高校教員においては、生徒に対して教師がもつ影響力を比較的低くみているといえる。そのため、生徒からの援助要請に対して解決の困難さを予期しやすく、そのことが必要性認知の低さに反映されていると推察される。特に、介入の難しい家族の問題や生徒個人の内面の問題について、援助要請の必要性認知が低くなったと考えられる。

教職経験年数による効果は、高校教員においてのみみられた。教職経験年数が長い教師ほど生徒指導や学級経営を重視していることから（平田・小泉，1997）、援助要請の必要性認知も教職経験年数とともに高くなると予想していた。しかし、そういった傾向はみられず、高校教員においてのみ教職経験年数とともに友人関係・学級の悩みに関する援助要請の必要性認知が低くなっていた。Figure 1 の回帰直線をみると、教職経験年数が短い新任教員の間では学校種による差が小さく、教職経験年数が長くなると高校教員が友人関係や学級の悩みに関する援助要請を必要と感じにくくなる傾向があるといえる。山内・小林（2000）では、他の学校種の小学校教員や中学校教員に比べて、高校教員は生徒と打ち解けた関係を築きにくかったり、生徒の間に入っていくことに抵抗を感じる傾向

があることが示されている。このことは生徒との年齢差が離れるほど大きくなり、特に教職経験年数が長い教員において生徒との距離を感じるようになると推察される。こうした意識を背景として、生徒の友人関係や学級内の仲間関係についての悩みは、高校教員にとってやや遠いものと感じられ、援助要請の必要性認知が低くなっていくものと考えられる。

教師自身の被援助志向性は、弱いながらも友人関係・学級の悩みと家族・自己の悩みに関する援助要請の必要性認知と正の関連を示した。他者に援助を求めることに抵抗感がなく、日ごろから援助関係のなかで問題を解決しようとしている教師ほど、児童・生徒に対しても援助要請を求める傾向があると考えられる。被援助志向性は、援助を要請したり、受けたりすることに対する肯定的、否定的な認知であり（本田他，2011）、他者の援助を受けて問題を解決することに対する個人の価値観を反映するものであるといえる。自身が援助を受けることに肯定的な意識をもっている教師は、児童・生徒にも悩みを抱えた際に援助を求めることを望んでいるのだと考えられる。

現職教員と教員養成課程の学生の比較では、友人関係・学級の悩みと家族・自己の悩みについて差がみられた。友人関係・学級の悩みについては高校教員が学生より高く、家族・自己の悩みについてはいずれの学校種の教師も学生より高かった。松永・中村・三浦・原田（2017）は、新任教師が就職後に直面するリアリティ・ショックのひとつとして、「授業に注げる時間が少ない」「本当に必要だと思う仕事ができない」などの多忙さがあることを明らかにしている。このことから、教職に就く以前の学生は、実際の教職に伴う仕事の多様さを十分に認識できていないと考えられる。実際には、教師は授業や進路以外にも、児童・生徒が抱える多様な悩みにかかわっているが、教員養成課程の段階では、学生の主な視点は授業等の学習指導にあり、保護者対応や児童・生徒の心理的な問題への対応については授業と直接的に関係しないため、イメージをもちにくくと推察される。その

ため、友人関係・学級の悩みや家族・自己の悩みについて、教師と学生で差がみられたものと考えられる。

これまでの研究では、主に児童・生徒の視点から援助要請の特徴について検討がなされてきた。そのなかで、児童・生徒は教師に対してあまり援助要請をしない傾向があることが指摘されている（永井，2012；佐藤・渡邊，2013）。本研究では、潜在的な援助者である教師が、児童・生徒からの援助要請をどのように捉えているかに焦点をあてた。その結果、児童・生徒が友人関係や学級の悩み、あるいは家族や自己の悩み抱えた際に、援助を要請することを必要と感じる程度は、教師の学校種や教職経験年数、被援助志向性などによって異なる部分があることが示された。児童・生徒の援助要請の低さには、教師が児童・生徒からの援助要請に対しても意識の違いを反映している可能性が考えられる。教師からのサポートや教師との良好な関係が、児童・生徒の援助要請を促すことが明らかにされている（本田他，2011；水野・石隈・田村，2006；永井・松田，2014）。もし教師が援助要請をあまり必要と考えていなければ、児童・生徒は教師をサポートタイプであるとは感じにくく、悩みを抱えた際にも援助要請をしにくいだろう。児童・生徒の援助要請を促すためには、潜在的な援助者である教師側の意識にはたらきかけることも有効であるかもしれない。

教師の意識にはたらきかける場のひとつとして教員研修がある。児童・生徒が行う援助要請の特徴やその背景要因等に関する知見を、積極的に教師に伝えることが重要であると考えられる。その際、本研究の知見を踏まえて、学校種や教職経験年数に応じて研究知見の伝え方を工夫する必要がある。たとえば、援助要請の必要性認知が比較的高い小学校教員に対しては、援助要請の必要性よりも、その背景にある多様な先行要因についての知見を伝え、援助要請促進の具体的方策を考えることが有効かもしれない。あるいは、教職経験年数が長い高校教員に対しては、生徒の援助ニーズの実態や援助要請に対する意識などを伝えることが示唆を与え得

ると考えられる。教師側の援助要請に対する捉え方に応じて、研究知見の提供の仕方をアレンジする必要がある。

その一方で、全体的にみると、教師は援助要請の必要性を高く認識していたという点も重要である。援助要請の必要性認知には一定の分散がみられたものの、平均値はいずれの項目でも可能得点範囲内で比較的高い値であった。また、教員養成課程の学生と比べた場合、家族・自己の悩みについては、どの学校種でも学生よりも教師の方が高く、友人関係・学級の悩みについては、高校教員が学生よりも高かった。全体としてみれば、教師はさまざまな悩みについて、児童・生徒からの援助要請を必要なものと考えており、教師としての自分に相談してくれることを望んでいると推察される。児童・生徒が教師に対して援助要請を行にくい傾向があることが指摘されているが（永井，2012；佐藤・渡邊，2013）、教師が援助要請を望んでいるということを児童・生徒に対して積極的に伝えることも必要かもしれない。

最後に今後の課題について述べる。1つ目に、学校種による違いをより詳細に検討する必要がある。本研究では、学校種による違いとして、小学校教員、中学校教員、高校教員という枠で比較を行った。こういった比較は、いくつかの研究でも行われている（林他，2016；瀬戸，2009；山内・小林，2000）。しかし、同じ学校種でも、学校によって組織風土や児童・生徒に対する対応の方針等は異なる部分があるだろうし、高校での教育課程によって、生徒が抱える悩みやそれに対する教師の意識は違う部分もあると考えられる。学校種の特徴をより詳細に捉えたうえで、援助要請の必要性認知に及ぼす影響を明らかにすることが必要である。

2つ目に、教師による援助要請の必要性認知と児童・生徒の援助要請との関連を検討することが必要である。これまでの研究で主に援助要請を行う側の児童・生徒に焦点があてられてきたことを鑑み、本研究では潜在的な援助者である教師の側から援助要請に対する意識を捉えることを試みた。援助要請の必要性認知は、教師

の学校種や教職経験年数、被援助志向性などによって個人差があり、その個人差が児童・生徒の援助要請のしやすさと関連している可能性が推察される。しかし、本研究では実際に児童・生徒の援助要請に関するデータを収集して検討したわけではない。本研究において、教師側の援助要請の必要性認知の特徴を明らかにできたので、次に児童・生徒が行う援助要請や援助要請に対してもつ意識との関連を実証的に検討することが課題となる。

注

¹ 学生データについて、想定した児童・生徒の学校種による差を検討した (Table 2)。友人関係・学級の悩みには、有意な差はみられなかった ($\eta^2 = .02$, $F(2,236) = 2.63$, *n.s.*)。家族・自己の悩みには、有意な差がみられ ($\eta^2 = .03$, $F(2,236) = 4.24$, $p < .05$)、小学生が高校生より高かった。進路・学習の悩みでは、学校種の効果は有意であったが ($\eta^2 = .03$, $F(2,236) = 3.04$, $p < .05$)、多重比較はいずれも有意ではなかった。

引用文献

- 秋田喜代美 (1996). 教える経験に伴う授業イメージの変容—比喩生成課題による検討— 教育心理学研究, 44, 176-186.
- DePaulo, B. M. (1983). Perspectives on help-seeking. In B. M. DePaulo, A. Nadler, & J. D. Fisher (Eds.), *New directions in helping: Vol. 2 help-seeking* (pp.3-12). New York: Academic Press.
- 林 龍平・藤田 正・崎濱秀行 (2016). 現職教員と教員志望学生の児童・生徒観および学習指導行動に関する研究 (2) —現職教員を中心とした検討— 大阪教育大学紀要第IV部門: 教育科学, 65, 123-133.
- 平田敏弘・小泉令三 (1997). 教職能力自己評定尺度 II の作成と教職能力認知の検討—教員養成系学部学生と現職教員の比較— 福岡教育大学紀要, 46, 189-198.
- 本田真大・新井邦二郎・石隈利紀 (2011). 中学生の友人、教師、家族に対する被援助志向性尺度の作成 カウンセリング研究, 44, 254-263.
- 石隈利紀 (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
- Jaccard, J., & Turrissi, R. (2003). *Interaction effects in multiple regression* (2nd ed.). Thousand Oaks, CA: Sage.
- 川上綾子・秋山良介 (2006). 教授スキルの重要度評価と授業経験との関係 日本教育工学会論文誌, 30, 109-112.
- 前原武子 (1994). 教師の効力感と教師モラル, 教師ストレス 琉球大学教育学部紀要, 44, 333-342.
- 松永美希・中村菜々子・三浦正江・原田ゆきの (2017). 新任教師のリアリティ・ショック要因尺度の作成 心理学研究, 88, 337-347.
- 水野治久・石隈利紀 (1999). 被援助志向性、被援助行動に関する研究の動向 教育心理学研究, 47, 530-539.
- 水野治久・石隈利紀・田村修一 (2006). 中学生を取り巻くヘルパーに対する被援助志向性に関する研究—学校心理学の視点から— カウンセリング研究, 39, 17-27.
- 永井 智 (2012). 中学生における援助要請意図に関連する要因—援助要請対象、悩み、抑うつを中心として— 健康心理学研究, 25, 83-92.
- 永井 智 (2017). 中学生における友人との相談行動: 援助要請研究の視点から ナカニシヤ出版
- 永井 智・新井邦二郎 (2005). 中学生における悩みの相談に関する調査 筑波大学発達臨床心理学研究, 17, 29-37.
- 永井 智・松田侑子 (2014). ソーシャルスキルおよび対人的自己効力感が小学生における援助要請に与える影響の検討 カウンセリング研究, 47, 147-158.
- 野崎秀正・石井眞治 (2005). 要請対象者の違いと学業的援助要請の質の関連: 要請に対する教師の好みと承認の認知及び要請理由との関連からの検討 日本教育工学会論文誌, 29, 163-170.
- Ryan, A. M., Patrick, H., & Shim, S. O. (2005). Differential profiles of students identified by

their teacher as having avoidant, appropriate, or dependent help-seeking tendencies in the classroom. *Journal of Educational Psychology*, 97, 275-285.

佐藤美和・渡邊正樹 (2013). 小学生の悩みとそれに対する援助要請行動の実態 東京学芸大学紀要: 芸術・スポーツ科学系, 65, 181-190.

瀬戸健一 (2009). 協働的な生徒指導体制における教師認識の検討: 小学校・中学校・高校における教師認識の差異に着目して 日本高校教育学会年報, 16, 48-57.

杉岡千宏・林安紀子・熊谷 亮・栢 千晶・秋山千枝子・丹野哲也 (2016). 仲間はずれ・不登校・発達障害傾向のある児童の援助要請と所属するクラスの雰囲気との関連 発達障害支援システム研究, 15, 57-61.

田村修一・石隈利紀 (2001). 指導・援助サービス上の悩みにおける中学校教師の被援助志向性に関する研究—バーンアウトとの関連に焦点をあてて— 教育心理学研究, 49, 438-448.

Woolfolk Hoy, A., Hoy, W. K., & Davis, H. A. (2009). Teachers' self-efficacy beliefs. In K. R. Wentzel & A. Wigfield (Eds.), *Handbook of motivation at school* (pp.627-653). New York: Routledge.

山内久美・小林芳郎 (2000). 小・中・高校教員の教職に対する自己認識—教師に対する有効な学校コンサルテーションのために— 大阪教育大学紀要第IV部門: 教育科学, 48, 215-232.

吉崎静夫 (1998). 一人立ちへの道筋 浅田 匡・生田孝至・藤岡完治 (編) 成長する教師 (pp.89-103). 金子書房

付記

本研究は、「公益財団法人博報児童教育振興会による第13回児童教育実践についての研究助成」を受けました。また、調査にご協力いただきました九州大学大学院の伊藤崇達先生、質問紙にご回答いただきました先生方と学生の皆様に厚くお礼申し上げます。