

高校教員の援助要請スタイルに個人内要因及び個人間要因が及ぼす影響の検討

千賀 智穂子* 松浦 均**

Effects of Individual Factors and Interpersonal Factors on High School Teacher's Help-Seeking Styles

Chihoko Senga* and Hitoshi Matsuura**

要 旨

今日の教育現場では、社会の変化に伴い発生する様々な問題の対応に追われ、負担が増大したことにより過大なストレスを抱える教員の援助要請について考えることが必要不可欠である。そこで本研究では、高校教員を対象に個人内要因及び個人間要因が教員の援助要請スタイルに及ぼす影響を探索的に検討した。その結果、援助要請過剰型及び回避型において、個人間要因として設定した職場風土認知の主効果が示された。また、過剰型においては、個人内要因である教師自尊感情及び職場風土認知の3要因による2次の交互作用が有意で、自尊感情が高く同調認知の低い教員については、協働認知と過剰型との正の関連が顕著であることが確認された。よって本研究では、個人間要因が高校教員の援助要請スタイルに影響を及ぼすことが明らかとなり、職場風土の整備が教員の援助要請を促進する可能性が示唆された。

Key Words : 援助要請、教師自尊感情、職場風土認知

問題と目的

教員のメンタルヘルス

今日の教育現場では、精神を患ったことを理由に休職に追い込まれる教員が増加している。文部科学省(2017)によれば、平成28年度の学校教員全体における病気休職者は7,758人で、そのうち精神疾患による病気休職者は4,891人と病気休職者全体の約63%を占め、平成19年度以降5,000人前後で推移している。その要因として、社会の変化に伴い教育現場でも様々な問題が発生し、教員がその対応に追われているという背景が考えられる。また、OECD(2014)の学校の学習環境と教員の勤務環境に焦点を当てた国際調査(TALIS)では、参加国の教員の1週間当たりの勤務時間の平均が38.3時間であったのに対し、日本の教員の1週間当たりの勤務時間は参加国の中で最長の53.9時間であったことが示されている。勤務時間の内訳として、授業等の生徒への指導に使った時間が国際平均とほぼ同程度であったのに対し、スポーツ・文化活動といった課外活動の指導や学校内外で個人が行う授業の計画や準備、一般事務業務に使った時間が国際平均よりも長いことも明らかにされている(OECD, 2014)。

したがって、負担が増大し過大なストレスを抱える教員たちが自身で問題を抱えきれなくなった時に誰かに助けを求めること、すなわち教員の援助要請について考えることは、今後の教育現場において必要不可欠ではないだろうか。

援助要請行動

心理学において、自身のみで解決が困難な問題について他者に援助を求める行為は“援助要請行動(help-seeking behavior)”とされ、「個人が問題の解決の必要があり、もし他者が時間、労力、ある種の資源を費やしてくれるのなら問題が解決、軽減するようなもので、その必要のある個人がその他者に対して直接的に援助を要請する行動」(DePaulo, 1983)と広義に定義されている。

従来、援助要請行動は社会心理学、臨床心理学、教育心理学など心理学の様々な分野において研究がなされており、水野(2017)は援助要請行動についての研究は、援助要請者の立場からの知見を基に、援助の供給の仕方に関する実践的課題を提供するものであると述べている。これまでの援助要請行動に関する先行研究では、援助要請の生起要因として援助要請者(help-seeker)に関わる要因に着目した検討がされ

* 三重大学教育学研究科

** 三重大学教育学部

てきた。

しかし近年では、対人相互作用の観点から、援助要請行動は援助を求める援助要請者と援助を提供する援助者(help-giver)の両者がいて成立すると考えられており、援助者に注目した研究が増えてきている(永井,2016; 竹ヶ原・安保,2017)。また、これまでの援助要請行動研究の多くは、援助要請は基本的に個人の適応に望ましいものであるという考えが前提にあった(Deane, Wilson, & Ciarrochi, 2005)が、Fisher, Nadler, & Whitcher-Alanga(1982)は他者から援助を受けること自体が自尊感情への脅威につながることを指摘しているし、Graham & Barker(1990)は他者から援助を受けることが周囲からの否定的評価である可能性を指摘している。よって、援助要請は量が多ければ多いほど適応的であるというわけではない(脇本, 2008)ことは明らかであり、どのような援助要請を行うことが適切であるか、すなわち援助要請行動の質についても考慮する必要があると考えられる。

援助要請行動の質を捉えるということに関して、永井(2013)は援助要請の実行に至るまでの過程に着目し、大学生を対象に調査を行い、心理的問題に対する援助要請のスタイルを測る援助要請スタイル尺度を作成している。援助要請スタイルは、援助要請自立型(困難を抱えても自身での問題解決を試み、どうしても解決が困難な場合に援助を要請する傾向)、過剰型(問題が深刻でなく、本来なら自分自身で取り組むことが可能でも、安易に援助を要請する傾向)、回避型(問題の程度にかかわらず、一貫して援助を要請しない傾向)の3つに分類されており、実際に将来の援助要請行動を予測する指標とされている。本研究では、この尺度を用いて援助要請行動の質を考慮した検討を行う。

教員援助に関する先行研究

援助研究の中では、教員援助に関する研究も多くなされてきた。しかし、田村・石隈(2001)は、従来の教員援助の研究ではサポートの受け手である教員自身の援助要請行動や、援助を受けること自体の態度・認識に関する研究があまり行われてこなかったと指摘している。

教員自身の援助要請行動に関する研究として、田村・石隈(2002)は教員の被援助志向性と自尊感情の関連について検討を行っている。被援助志向性とは、「個人が、情緒的、行動的問題および現実世界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」(水野・石隈, 1999)と定義される、援助要請者が援助要請行動を行う前の意識に関する概念のことである。この概念は、「専門的な心理援助の必要性の認識」「スティグマへの耐性」「他者へのオープンネス」「メンタルヘルス専門家への信頼」の4因子により測定される援助要請態度(Fischer & Turner, 1970)や、Ajzen(1991)が計画的行動理論により説明した「もし実際にニーズが発生した場合、どの程度援助要請をしようと思うのか」と定義される援助要請意図よりも、より広く援助要請行動に対する態度や認知を捉えたものだと考えられている。この検討では、45歳以下の男性教員において自尊感情が高いほど、Tessler & Schwartz(1972)の「傷つきやすさ仮説」により傷つくことを恐れるために傷つくことを避けるための行動として援助を要請することから、被援助志向性も高くなることが示された一方で、41歳以上の女性教員においては自尊感情が高いほど、Bramel(1968)の「認知一貫性仮説」により援助を要請することにより自身の自尊感情を傷つける恐れがあるために援助要請を避けることから、被援助志向性が低くなると述べられている。また、36歳～40歳の女性教員に関して、教師自尊感情が高い者の群では援助の欲求と態度が高いにも関わらず、援助関係に対する抵抗感他の年齢群と比べ最も低い傾向が見られており、この結果の理由として、この年齢層の女性教員たちは家事や子育てに追われているなどの状況が強く影響している可能性を挙げている。このように、性別・年齢によって異なった結果が得られており、援助を必要とする教員を実際にサポートする場合、個人のパーソナリティ及び性差を十分に考慮する必要があると考えられるだろう。

また、田村・石隈(2001)や貝川(2011)は、小学校教員や中学校教員の被援助志向性とバーンアウトの関連について検討を行っている。それらによると、小学校教員においては援助関係に対する抵抗感が低いほどバーンアウトしにくく、情緒的消耗感を防ぐ可能性が示されている。また、中学校教員に関しては、小学校教員と同様の結果に加え、男性教員で援助の欲求と態度が高いほど情緒的消耗感が高くなることが認められている。このように、学校種により少し異なった結果も得られており、その要因として小学校と中学校の職場環境の違いが援助に対する考え方に影響することが考えられている。

本研究の目的

以上、先行研究から得た知見をもとに、本研究では教員の個人内要因及び個人間要因と、援助要請スタイルの関連について検討することを目的とする。具体的には、個人内要因として自尊感情、個人間要因として職場風土認知を設定し、それらと援助要請スタイルの関連について検討を行う。

援助要請スタイルの規定に関する検討を行うことで、援助要請の実行に至るまでに、自尊感情のような内的要因だけでなく職場環境といった外的要因が影響するのであれば、援助要請者である教員自身の周りの環境を整備することなどで、教員の援助要請を促進・抑制する可能性を明らかにすることができるのではないだろうか。

方 法

調査時期及び調査対象者

2018年1月～3月に、A県内の高等学校に勤務する教員58名(男性33名、女性25名)を対象とし、質問紙調査を実施した。

調査手続き

各高等学校の教員を通じて調査を依頼し、許可が得られた学校に対しては、職員数の質問紙を郵送して実施を依頼した。実施は各学校に一任し、回答は郵送により回収した。

倫理的配慮

質問紙の表紙に、「回答するかどうかを自由に選択することができ、回答しないことで不利益が生じないこと」、「回答データは直ちに記号化されるため研究において個人名や学校名、内容が特定されないよう配慮すること」、「データ処理が終了次第、回答済みの質問紙はシュレッダー等にて処分すること」を明記した。

質問紙の構成

- ①フェイスシート：年齢、性別、現在の勤務校及び勤続年数、校務分掌(担任なし教諭・担任あり教諭・学年主任・教務主任・生徒指導主事・常勤講師・非常勤講師・管理職・その他の9つから1つ選択)に関して回答を求めた。
- ②教師自尊感情：田村・石隈(2002)の教師自尊感情尺度を使用した。教師自尊感情尺度は、「少なくとも人並みには、価値のある教師である」「教師としてのいろいろな良い資質・能力を持っている」といった項目からなる1因子構造、計9項目で構成される尺度である。選択肢は“あてはまらない”から“あてはまる”の5件法で回答を求めた。
- ③援助要請スタイル：永井(2013)の援助要請スタイル尺度を使用した。援助要請スタイル尺度は、「比較的ささいな悩みでも、相談する」「困ったことがあったら、割とすぐに相談する」といった4項目からなる“過剰型”、「悩みが自分では解決できないようなものでも、相談しない」「悩みは最後まで、自分一人がかかえる」といった4項目からなる“回避型”、「先に自分で、いろいろとやってみてから相談する」「悩みが自分一人の力ではどうしようもなかった時は、相談する」といった4項目からなる“自立型”の3因子構造、計12項目で構成される尺度である。選択肢は“全くあてはまらない”から“よくあてはまる”の7件法で回答を求めた。
- ④職場風土認知：淵上・小早川・下津・棚上・西山(2004)の職場風土認知尺度を使用した。職場風土認知尺度は、「みんなが協力してよりよい教育を目指しているので、自分も高い職務意欲を持つことができる」「何か困ったときには、同僚から援助や助言を得ることができる」といった4項目からなる“協働”、「教師集団の和を大切にすあまり、自分の考えや主張が言いにくい職場である」「職員会議は、一部の人の意見に従うかたちでまとまることが多い」といった4項目からなる“同調”の2因子構造、計8項目で構成される尺度である。選択肢は“あてはまらない”から“あてはまる”の4件法で回答を求めた。

分析方法

分析には、SPSS Statistics 25.0 for Windows を用いた。

結 果

回答に不備があったデータを除いたところ、分析対象者は55名(男性:33名, 女性:22名)であった。また、本研究で使用した尺度については、信頼性・因子的妥当性が確認されているものとみなし、因子分析は行わず、下位尺度を構成する項目得点を単純加算し、項目数で除して下位尺度得点を算出し、以下の分析を行った。

記述統計及び信頼性の検討

年齢、現在の勤務校での勤務年数、教師自尊感情、援助要請スタイル及び職場風土認知の各下位尺度得点の記述統計を求めたところ、年齢(平均:46.04, 標準偏差:10.92)、勤務年数(平均:9.02, 標準偏差:10.37)、教師自尊感情得点(平均:3.55, 標準偏差:0.86)、「援助要請スタイル」の援助要請過剰型得点(平均:3.72, 標準偏差:1.45)、援助要請回避型得点(平均:2.50, 標準偏差:1.08)、援助要請自立型得点(平均:4.59, 標準偏差:1.10)、「職場風土認知」の協働得点(平均:2.85, 標準偏差:0.50)、同調得点(平均:2.13, 標準偏差:0.55)であった。

また、内的整合性を確認するために、各下位尺度の α 係数を算出した。それぞれの下位尺度得点におけるCronbachの α 係数を確認したところ、全ての下位尺度において十分な値が得られた。

Table 1 に各下位尺度の記述統計及び α 係数を示す。

Table 1 記述統計及び α 係数

	若手教員群(n=21)		ベテラン教員群(n=33)		t値
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	
教師自尊感情	3.32	0.79	3.67	0.86	-1.50 <i>n.s.</i>
援助要請過剰型	4.15	1.51	3.53	1.30	1.61 <i>n.s.</i>
援助要請回避型	2.26	1.05	2.61	1.07	-1.16 <i>n.s.</i>
援助要請自立型	4.50	1.16	4.61	1.08	-0.37 <i>n.s.</i>
協働	2.47	0.42	2.19	0.32	2.74 **
同調	2.11	0.67	2.14	0.48	-0.18 <i>n.s.</i>

** $p < .01$

性差の検討

各得点について男女差の検討を行うため、 t 検定を行った。結果をTable 2に示す。

t 検定の結果、援助要請回避型得点($t=1.92, df=53, p<.10$)及び同調得点($t=1.84, df=53, p<.10$)について有意傾向が認められたが、それ以外の得点についてはいずれも男女で有意な差が認められなかったことから、以後の検討では男女の区別をせず分析を行うこととした。

Table 2 性差の検討

	男性(n=33)		女性(n=22)		t値
	平均	標準偏差	平均	標準偏差	
教師自尊感情	3.62	0.73	3.44	1.03	0.75 <i>n.s.</i>
援助要請過剰型	3.64	1.39	3.85	1.55	-0.54 <i>n.s.</i>
援助要請回避型	2.73	1.09	2.17	1.00	1.92 †
援助要請自立型	4.61	1.09	4.56	1.15	0.19 <i>n.s.</i>
協働	2.83	0.48	2.88	0.54	-0.30 <i>n.s.</i>
同調	2.24	0.54	1.97	0.53	1.84 †

† $p < .10$

各下位尺度間の関連の検討

教師自尊感情、援助要請スタイル及び職場風土認知それぞれの間の関連について検討するために、各下位尺度間の相関を算出した(Table 3)。

援助要請過剰型得点について、援助要請回避型得点及び援助要請自立型得点との間に負の相関、協働得点との間に正の相関が確認された。

援助要請回避型得点においては、援助要請自立型得点及び同調得点との間に正の相関、協働得点との間に負の相関が示された。

また、協働得点と同調得点との間には負の相関が確認されたが、教師自尊感情得点ほどの下位尺度得点とも有意な相関は示されなかった。

Table 3 各下位尺度間相関

	教師自尊感情	援助要請過剰型	援助要請回避型	援助要請自立型	協働	同調
教師自尊感情	—	0.05	-0.10	-0.01	0.00	-0.03
援助要請過剰型		—	-0.42 **	-0.52 ***	0.52 ***	-0.14
援助要請回避型			—	0.28 *	-0.52 ***	0.47 ***
援助要請自立型				—	-0.02	0.05
協働					—	-0.39 **
同調						—

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

個人内要因及び個人間要因が援助要請スタイルに及ぼす影響の検討

個人内要因と個人間要因が教員の援助要請スタイル得点に及ぼす影響を検討するため、階層的重回帰分析(強制投入法)を行った。援助要請スタイルの3つの下位尺度得点を従属変数に用い、独立変数としては第1ステップに教師自尊感情得点及び職場風土認知の2つの下位尺度の標準化得点、第2ステップにはそれらの1次の交互作用項、第3ステップには2次の交互作用項をそれぞれ投入した。結果をTable 4、Table 5に示す。

Table 4 援助要請過剰型得点に対する階層的重回帰分析

	Step 1			Step 2			Step 3		
	b	b SE	β	b	b SE	β	b	b SE	β
Step 1									
教師自尊感情	0.09	0.20	0.05	0.07	0.21	0.04	-0.14	0.24	-0.09
協働	1.57	0.37	0.55 ***	1.54	0.39	0.54 ***	1.56	0.38	0.54 ***
同調	0.20	0.34	0.08	0.12	0.37	0.05	0.05	0.36	0.02
Step 2									
教師自尊感情×協働				0.28	0.62	0.08	0.44	0.61	0.13
教師自尊感情×同調				0.17	0.48	0.06	0.39	0.49	0.15
協働×同調				0.40	0.70	0.07	-0.07	0.73	-0.01
Step 3									
教師自尊感情×協働×同調							-1.13	0.61	-0.29 †
ΔR^2			0.27 ***			0.01 *			0.05 **
Adj R^2			0.23			0.19			0.23

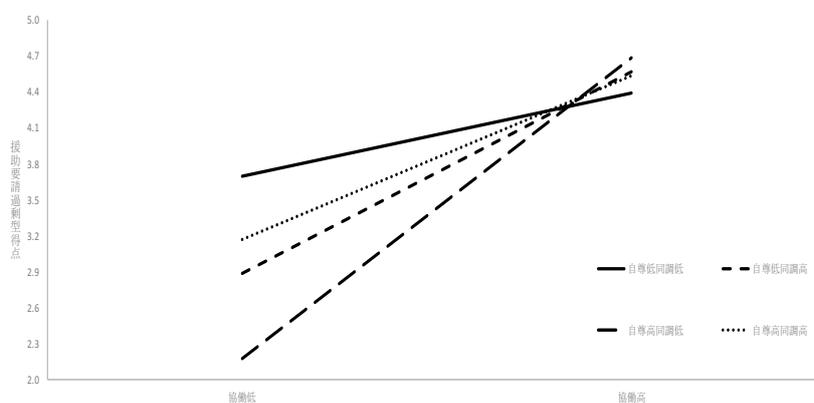
*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .10$

援助要請過剰型得点を従属変数とした結果(Table 4)において、第1ステップ、第2ステップ、第3ステップ全ての R^2 変化量が有意であり(最終モデル Adj $R^2=0.23$, $p < .01$)、協働得点の主効果が有意であり、協働得点が高いほど援助要請過剰型得点が高いことが確認された。また、2次の交互作用項が有意傾向であったため、単純傾斜分析をおこなった。その結果、教師自尊感情得点が高く同調得点が高い場合に、協働得点と援助要請過剰型得点の正の関連が有意傾向であることが示された(Figure 1)。

援助要請回避型得点を従属変数とした結果(Table 5)においても、第1ステップ、第2ステップ、第3ステップ全ての R^2 変化量が有意であり(最終モデル Adj $R^2=0.31$, $p < .001$)、協働得点及び同調得点の主効果が有意であった。具体的には、協働得点が高いほど援助要請回避型得点が低く、同調得点が高いほど援助要請回避型得点が高いことが示された。交互作用項に関しては、1次、2次ともに有意差は確認されなかった。

Table 5 援助要請回避型得点に対する階層的重回帰分析

	Step 1			Step 2			Step 3		
	b	b SE	β	b	b SE	β	b	b SE	β
Step 1									
教師自尊感情	-0.12	0.14	-0.09	-0.11	0.15	-0.09	-0.14	0.17	-0.11
協働	-0.87	0.26	-0.41 **	-0.87	0.27	-0.40 **	-0.87	0.27	-0.40 **
同調	0.60	0.24	0.30 *	0.69	0.25	0.35 **	0.68	0.26	0.34 *
Step 2									
教師自尊感情×協働				-0.68	0.43	-0.26	-0.65	0.43	-0.25
教師自尊感情×同調				-0.40	0.33	-0.20	-0.36	0.35	-0.18
協働×同調				-0.13	0.48	-0.03	-0.21	0.51	-0.05
Step 3									
教師自尊感情×協働×同調							-0.20	0.44	-0.07
ΔR^2			0.36 ***			0.03 ***			0.00 ***
Adj R^2			0.33			0.32			0.31

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$ Figure 1 教師自尊感情と職場風土認知による援助要請過剰型得点の単純傾斜分析
※高低群は、全て $\pm 1SD$ における推定値によって群分けを行った。

援助要請自立型得点を従属変数とした分析に関しては、主効果及び1次、2次の交互作用全てにおいて有意差は示されなかった。

考 察

本研究では、高校教員の個人内要因及び個人間要因が教員自身の援助要請スタイルに及ぼす影響について、探索的な検討を行った。

援助要請過剰型について

教師自尊感情及び職場風土認知の3要因を独立変数とした階層的重回帰分析を行った結果、個人間要因である職場風土認知の協働得点では正の直接的な影響が示された。下位尺度間の相関の算出においても同様の結果が得られており、職場を協働的であると感じることが援助要請の促進に影響を及ぼすことは明らかだろう。

また、独立変数3要因による2次の交互作用が有意傾向となり、教師自尊感情が高く職場風土が同調的であるという認識が低い条件において、協働得点と援助要請過剰型得点の正の関連が顕著であることが示された。すなわち、教員である自分を高く評価し、自身の職場環境を同調的ではないと認識してい

る教員は、職場環境を協働的であるという認識が高いほど、あまり深刻でない問題であっても周囲に援助を要請しやすい傾向であることが明らかとなった。このことについて、自尊感情の高い教員は Tessler & Schwartz(1972)の「傷つきやすさ仮説」により傷つきやすいことが考えられる。また、職場環境を同調的でないと認識していることにより、自身の意見を伝えるににくい職場であるという認識をあまり持っていないことが考えられる。その結果として、自身の職場を「必要であれば支え合う関係が成立している雰囲気(淵上, 2005)」を指す協働的風土であると高く認識していることで、傷つくことを回避するための行動として過剰な援助要請行動を行う傾向が高くなるのではないだろうか。

援助要請回避型について

援助要請過剰型と同様、教師自尊感情及び職場風土認知の3要因を独立変数とした階層的重回帰分析を行った結果、個人間要因である職場風土の協働得点では負、同調得点では正の直接的な影響が確認された。すなわち、自身の職場を協働的であると感じている教員は、必要であれば支え合うことが可能な同僚の存在を認識しているために、援助要請を回避しないことが考えられる。一方で、自身の職場を同調的であると高く感じている教員は、同僚や管理職に意見を伝えることに困難さを感じているために、問題の深刻さに関係なく援助要請を行わない傾向にあることが考えられる。

また、個人内要因である自尊感情の有意な影響は確認されなかった。相関係数の算出においても、同様に有意な相関が確認されなかったことから、本研究の対象である高校教員が援助要請を回避するということにおいては、個人内要因よりも個人間要因である職場環境の影響が高いと言えるのではないだろうか。

援助要請自立型について

援助要請自立型についても、過剰型、回避型と同様に階層的重回帰分析を行ったが、有意な関連が示されなかった。この結果に関しては、援助要請自立型得点の平均値が4.59と非常に高いことが原因として挙げられる。また、教員の性質として、生徒に関することで問題が生じた場合、職員会議等で報告する義務のある事象が存在することから、真に解決が困難な問題に関しては、自立的な援助要請を行う習慣が身につけているのではないだろうか。つまり、本研究の対象である高校教員においては、個人内要因及び個人間要因に関係なく、どうしても解決が困難な出来事に関しては援助要請を行う傾向にあると考えられる。

以上より、一部例外はあるものの、高校教員の援助要請スタイルには自尊感情といった個人内要因だけでなく、職場風土認知という個人間要因が影響を及ぼすことが確認された。

引用文献

- Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, **50**, 179-211.
- Bramel, D.(1968). Dissonance, expectation and the self. In R. Abelson, E. Aronson, T. M. Newcomb, W. J. McGuire, M. J. Rosenberg, & P. H. Tannenbaum(Eds.), *Source book of cognitive consistency*. Chicago, IL: Rand McNally.
- DePaulo, B. M.(1983). Perspectives on help-seeking. In B. M. DePaulo, A. Nadler, & J. D. Fisher(Eds.), *New directions in helping. Volume 2 Help-seeking*. 3-12, New York: Academic Press.
- Fisher, E. H. & Turner, J. L.(1970). Orientations to seeking professional help: Development and research utility of an attitude scale. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, **35**, 79-90.
- Fisher, J. D., Nadler, A., & Whitcher-Alanga, S.(1982). Recipient reactions to aid. *Psychological Bulletin*, **91**, 27-54.
- Graham, S., & Barker, G. P.(1990). The down side of help: An attribution-developmental analysis of helping behavior as a low-ability cue. *Journal of Educational Psychology*, **82**, 7-14.
- 淵上克義・小早川祐子・下津雅美・棚上奈緒・西山久子(2004). 学校組織における意思決定の構造と組織に関する実証的研究—職場風土、コミュニケーション、管理職の影響力— 岡山大学教育学部研究集録, **126**, 43-51.
- 淵上克義(2005). 学校組織の心理学 日本文化科学社

- 貝川直子(2011). 小学校教師の被援助志向性とバーンアウトに関する探索的研究 パーソナリティ研究, **20**, 41-44.
- 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(2017). 援助要請・被援助志向性の研究と実践水野治久(監修)・永井智・本田真大・飯田敏晴・木村真人(編)(2017). 援助要請と被援助志向性の心理学: 困っていても助けを求められない人の理解と援助 金子書房, pp2-11.
- 文部科学省(2017). 平成 28 年度公立学校教職員の人事行政状況調査について http://www.mext.go.jp/component/a_menu/education/detail/_icsFiles/fieldfile/2017/12/27/1399624_12.pdf (2018 年 2 月 2 日取得)
- 永井暁行(2016). 大学生の友人関係における援助要請およびソーシャルサポートと学校適応の関連 教育心理学研究, **64**, 199-211.
- 永井智(2013). 援助要請スタイル尺度の作成—縦断調査による実際の援助要請行動との関連から— 教育心理学研究, **61**, 44-55.
- OECD(2014). OECD 国際教員指導環境調査(TALIS)2013 年調査結果の要約 http://www.nier.go.jp/kenkyukikaku/talis/imgs/talis2013_summary.pdf(2018 年 2 月 2 日取得)
- Rickwood, D., Deane, F. P., Wilson, C. J., & Ciarrochi, J.(2005). Young people's help-seeking for mental health problems Australian. *e-Journal for the Advancement of Mental Health*, **4**, 218-251.
- 竹ヶ原靖子・安保英勇(2017). 援助要請者が予測する援助者の情動とコストが援助要請意図に与える影響 心理学研究, **88**, 72-78.
- 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当てて— 教育心理学研究, **49**, 438-448.
- 田村修一・石隈利紀(2002). 中学校教師の被援助志向性と自尊感情の関連 教育心理学研究, **50**, 291-300.
- Tessler, R. C., & Schwarz, S. H.(1972). Help-seeking, self-esteem, and achievement motivation: An attributional analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, **21**, 318-326.
- 脇本竜太郎(2008). 自尊心の高低と不安定性が被援助志向性・援助要請に及ぼす影響 実験社会心理学研究, **47**, 160-168.