

高校生の学校生活における援助要請態度

その他のタイトル	High school students' attitude toward help seeking for teachers in school life
著者	高木 修, 太田 仁
雑誌名	関西大学社会学部紀要
巻	41
号	2
ページ	89-104
発行年	2010-03
URL	http://hdl.handle.net/10112/4925

高校生の学校生活における援助要請態度

高 木 修 ・ 太 田 仁

High school students' attitude toward help seeking for teachers in school life

Osamu TAKAGI, Jin OTA

Abstract

Questionnaires were administered to 597 students (303 males and 294 females) from three public high schools and two private high schools to investigate various aspects of high school students' attitude toward seeking formal help by professionals.

The results indicate that high school students' have a positive attitude toward seeking help from teachers and is significantly related to frequency of counseling and guidance from relevant teachers, their prior helping experience, and social skills useful in school life.

Keywords: high school students, help-seeking attitude, helping experience, social skills

抄 録

高校生の専門的援助に対する援助要請態度の諸相を検討することを目的に公立高校3校と私立高校2校に在籍する生徒597名(男性303名、女性294名)を対象として、質問紙による調査をおこなった。その結果、高校生の援助要請に対する肯定的態度と教師との相互作用の頻度、日常の援助経験、学校生活に有用な社会的スキルとの関連性が見出された。

キーワード：高校生、援助要請態度、援助経験、社会的スキル

問 題

困窮事態に陥った時、他者に援助を求める援助要請行動は、特に、社会的に未熟な青年期においては、事態の問題解決にとって有用である。したがって、自立のために有効な援助を積極的に活用することに肯定的な援助要請態度は、彼らの援助要請行動を促進する点で重要な要件である。本研究は、97.8%という進学率の高さ（文部科学省・学校基本調査、2008）から、肯定的な援助要請態度の形成に重要な役割を果たす機関として高校を位置づけ、専門的援助者としての教師に対して生徒が抱く肯定的援助要請態度に関連する要因を検討することを目的とする。

児童生徒の学校生活における課題は、教科学習、進路選択、友人関係の形成等多岐にわたり、独力で解決困難な問題も多く、教師による援助は不可欠である。石隈・小野瀬（1997）は、学習面、心理社会面、進路面で悩んだ経験があるかどうかを質問し、中学生の84%が、高校生の82%が学業成績について悩んだ経験があり、友達との付き合いに関しては、中学生の55%が、高校生の72%が、また、進学や就職については、中学生の59%が、高校生の77%が悩んだ経験があるという実態を明らかにしている。また、勉強、対人関係、進路について悩んだときに誰に相談するか、つまり、誰を相談相手として想定するかを質問し、中学生では、“誰にも相談しない”が39%、“友人”が34%、“親”が23%の順で選択され、高校生では、“友人”が38%、“誰にも相談しない”が38%、“家族”が21%、“教師”が14%の順で選択されることを明らかにしている。授業や行事、クラブ活動における集団場面以外で、教師に個人的に援助を求める中学生・高校生がかなりいることを指摘する結果であった。さらに、この調査では、学習、対人関係、進路について教師を相談相手に選ぶ場合、“担任教師”が選ばれやすいことも報告している。また、太田（2001）は、高校生を対象にした調査結果から、スクールカウンセラーや教育相談の教師、養護教諭を選択する生徒よりも、担任教師を相談相手に選択しやすいことを報告している。生徒は、授業や学級活動、学校行事といった、学校生活における担任教師との相互作用を通じて、彼らを有力な専門的援助者であると判断していることがうかがえる。

援助要請の抑制要因

しかしながら、有用な援助者を想定しながら、援助要請を容易にさせなくしている要因がこれまでにいくつかの研究で指摘されている。その一つの要因として、自尊感情（自尊心）と援助要請との密接な関連性が指摘されている。

自尊感情 Nadler & Fisher (1986) や Fisher, Nadler, & Whitcher-Alagna (1982) は、援助に対する被援助者の反応過程に関する多くの研究を概観し、自尊心脅威モデル (Model of threat to self-esteem) を提案した。このモデルでは、援助が被援助者にとって、自己支持的意味と自己脅威の意味の両方を併せ持つと仮定されている。そして、援助が自己を支持するものと認知した場合、被援助者は、自己評価を高め、援助や援助者を高く評価し、以後援助を進んで受け入れるようになる。他方、援助が個人に脅威を与えるものと認知した場合、被援助者は、自己評価を低め、援助や援助者を低く評価し、以後援助受容をなるべく避けるようになると予測している。したがって、援助授受の成果を最大にするためには、被援助者が自己支持的と認知する援助の提供が望まれる。

同様に、ソーシャル・サポートの研究においても、Antonucci (1985) は、“援助する意図で行われた行為や行動であっても対象者に否定的な結果を与えることがある”と指摘している。具体的には、“援助と援助ニーズとの適合性”と“援助者と被援助者の関係性”の2側面から検討している。また、Cohen & McKay (1984) は、“援助要請者の援助ニーズとの適合性が高いサポートほど有用性が高い”として、マッチング仮説を提案している。稲葉 (1998) は、“サポートへの期待が大きいほど、そのサポートの欠如は受け手の心理的不満を生む”こと、“サポートの提供が規範化されているほど、そのサポートの欠如は受け手の心理的不満を生む”ことを命題にして、それぞれが自尊感情の脅威となる文脈効果をまとめている。

援助者への配慮 自立志向性が高まる高校生にとって、独力での解決を断念して他者に援助を強いることは、心苦しさを伴い、不快感情をもたらすと予測される。Walster, et al. (1978) は、被援助者が経験する不快感情を被援助者と援助者との間に生じる不均衡感 (feeling of inequity) としてとらえ、援助要請の抑制要因のひとつと考えている。

規範 個人が所属する社会や準拠する集団においては、他の成員と共有する標準的な行動様式の影響が認められる。その行動様式から逸脱した行動をした時、他の成員から非難や拒否を受け、他方、共有される標準に同調した行動をとった時には、承認を受ける。個人がどのように行動すべきかに関する社会や集団からの期待を規範と定義し (Homans, G. C., 1961)、種々の規範の行動に及ぼす影響が検討されている。援助の授受や要請についても例外ではない。Gouldner (1960) は、社会システムが安定するためには、相互の満足感が必要であるとし、“援助してくれた人には援助でお返しをすべきである”や“援助してくれた人を傷つけてはならない”といった互惠規範 (norm of reciprocity) の存在を指摘した。そして、被援助者は、次の4点から援助を評価すると提案している。すなわち、(a)

援助の必要性、(b) 援助者の援助可能性、(c) 推定された援助者の動機、(d) 援助者に働いた強制的圧力の推定された強さ、である。具体的に、誰の目から見ても援助するのが当然だという状況で、援助者に時間的にも資源的にも援助するだけの余裕があり、役割から仕方なしに援助した場合、被援助者はその援助を低く評価すると推定される。しかし、明確に援助要請がないのに援助の必要性を自らが察知し、自己犠牲も省みず、愛他的動機から、自発的に援助してくれた援助者に対しては、高い評価をくだすことが考えられる。継続的關係にある他者との日常の相互作用における援助要請の妥当性についても、同様のことが予測できよう。

Greenberg (1980) は、Gouldner (1960) の互惠規範を基に、他者の援助が被援助者に負債感を生成させると指摘し、その負債感を軽減するために、被援助者は返礼行動へと動機づけられると考えた。そして、被援助者の援助に対する評価が高ければ高いほど、負債感が大きくなり、返礼行動への動機づけは高まるが、この心理的負債感は、(a) 援助者の動機、(b) 援助者と被援助者が得る報酬とコスト、(c) 被援助者による援助者の行為の原因帰属、(d) 比較他者が示す手がかり、の4つの要因によって規定されるとしている。

被援助者による援助者の援助動機の予期 本研究において、教師がどのような動機で援助するかについての予期は、生徒の援助要請にとって重要な問題である。高木 (1983) は、さまざま状況において援助行動に関わったと推定される援助動機と非援助動機を明らかにしている。援助動機として推定されたものは、(a) 資格・義務・必要性、(b) 責任の分散ができない状況、(c) 先行経験の有無、(d) 性格・気分（個人の内的特性）、(e) 社会の規範、(f) 被援助者との個人的関係、であり、非援助動機として推定されたものは、(a) 無関心・社会的規範の欠如、(b) 内的抑制や気分（個人の内的特性）、(c) 被援助者との個人的関係、(d) 責任が分散される状況、(e) 能力・資格・コスト、であった。これらの動機は、状況的要因（援助— (b) (f) ・非援助— (d) (c)）、規範的要因（援助— (a) (e) ・非援助— (a) (e)）、認知・感情的要因（援助— (c) (d) ・非援助— (b)）に基づくものに3分類できる。

教育現場に在る生徒は、日常の学校生活において、多様な機会に、上記のさまざまな要因を手がかりにして、教師の援助者としての資質を評価し、自らの援助要請の妥当性を判断し、援助要請行動の意思決定をおこなうと仮定できよう。これらの援助要請行動の生起過程を検討する場合、まずはその行動の準備状態である援助要請態度の検討が必須である。

社会心理学において、態度は、“経験を通して体制化された精神的・神経的な準備状態”であり、個人にかかわりをもつあらゆる対象や状況に対する個人の反応に、指示的ないし力

動的な影響を与えるものである”と定義されている（Allport, G. W., 1935）。この定義に準拠すれば、援助要請態度は、“過去の対人相互作用により体制化された援助要請に関する認知的・感情的・行動的成分から成る準備状態であり、援助要請過程の各段階において指示的・力動的な影響を与える”と定義できよう。

本研究では、援助要請態度の観点から、学校を教師による専門的援助を提供する、身近で利用可能性が高い機関ととらえて、有用な援助の実現を図るために、生徒の学校生活における日常の経験と援助要請態度の関連性を検討することを目的とする。具体的には、教育現場で収集した情報に基づき、以下の3点を研究目的とする。すなわち、(a) 高校生の日常の学校生活行動を社会的スキルの観点から解明する。(b) 教師に対する援助要請態度の肯定的側面と否定的側面を明らかにする。(c) 援助要請態度と個人要因の間の関係を検討する。

調 査

(a) 高校生の日常の学校生活行動（調査1）

高校生が日常的に学校でおこなう相互作用を、社会的スキルの観点から検討するために、以下の方法で情報収集し、その構造を因子分析で解明する。

方 法

調査協力者 高校教師34名（男性16名、女性18名）、高校生徒28名（男性11名、女性17名）、高校生の親16名（男性4名、女性12名）、スクールカウンセラー9名（男性5名、女性4名）、精神科医師4名（男性4名）の合計91名である。

調査方法 協力者が生徒の場合、教師に依頼し、協力意思のある生徒に質問紙を配布し、後日教師が回答済み質問紙を回収する。教師・親の場合、研修会場にて集団的に配布し、回答後回収する。スクールカウンセラーと医師の場合、予め協力意思が確認された者に、郵便にて質問紙を送付し、回答後返送してもらう。

質問と分析法 “高校生が学校生活に適應していることを示す行動”のうち、重要と思われる行動を具体的に思いつくだけ記述することを求めた。合計318個の記述が得られた。それらの記述を、KJ法を用いて、意味内容が類似するものを統合した。なお、複数の意味内容を記述するものは分割した。その結果、“関係開発”、“関係維持”、“集団運営”、“異性交流”、“自己主張”、“自己統制”の6つの島に分類でき、最終的に、25の記述項目にまとめた。そして、それらの項目の評定に基づき、各項目の評定平均値と標準偏差を算出した。

結果と考察

Table 1のように、“2. 必要だと感じれば敬語で話す”、“1. 感謝の気持ちを言葉に出して言う”、“20. 失敗をした時すぐに謝る”の3項目の平均値が3.00を超えており、高校生は、他者との関係性や将来の適応に配慮し、敬語で話し、感謝や謝罪の言葉を状況に応じて使うことが明らかとなった。これは、彼らが他者との肯定的な関係の維持や円滑な対人相互作用の構築に配慮して行動することの重要性を認識していることを示唆している。なお、25項目から成る尺度の信頼性は、 $\alpha = .92$ で、高い内的整合性が得られている。

(b) 教師に対する高校生の援助要請態度（調査2）

教師に対する援助要請を規定する高校生の援助要請態度に関する情報を以下の方法で収集した。

方法

被調査者 公立高校3校と私立高校2校に在籍する生徒597名（男性303名、女性294名）。その内訳は、1学年154名（男性93名、女性61名）、2学年138名（男性68名、女性70名）、3学年305名（男性147名、女性158名）である。

質問紙の構成

援助要請の経験 過去6ヶ月以内（ただし、1年生については現在の学校に入学後）、教師に対する相談の経験がどの程度あるかを、“一度もない”から“よくある”までの5段階で回答させる。

相談教師の校務分掌 主に相談した教師を、(a) 担任の先生、(b) クラブ顧問の先生、(c) 進路指導の先生、(d) 生徒指導の先生、(e) 教育相談の先生、(f) 保健の先生（養護教諭）、(g) スクール・カウンセラー、(h) その他の先生、の中から一人だけ選択させる。

援助行動の経験 学校生活における一般的な6種類の援助行動の経験について、“やったことがない”から“チャンスがあったらいつもやった”までの4段階で回答させる。

学校生活スキル 調査1で得られた25項目について、その実行の程度を“まったくしない”から“いつもする”までの4段階で回答させる。

ソーシャル・サポート ソーシャル・サポート・ネットワーク尺度（SS；久田ら、1989、13項目）の中の学校生活への適応に関する6項目について、“あてはまる”から“あてはまらない”までの4段階で回答させる。

自尊感情尺度 Roseberg（1965）の尺度の10項目について、“あてはまる”から“あてはまらない”までの4段階で回答させる。

Table 1 学校生活スキルとその評定平均値（min = 1.00、max = 4.00）と標準偏差

	平均値	標準偏差
2. 必要だと感じれば敬語で話す（維持）。	3.29	.833
1. 感謝の気持ちを言葉に出して言う（維持）。	3.05	.932
20. 失敗をした時すぐに謝る（維持）。	3.03	.927
4. 時と場所に合った服装をする（維持）。	2.99	.897
13. 提出物の期限を守る（統制）。	2.93	.992
3. 友だちと好きな異性のことについて話をする（開発）。	2.81	1.077
17. 自分たちの仲間以外の人も話をする（開発）。	2.80	.920
12. 親しい友だちに対しても善悪をはっきり言う（開発）。	2.79	.882
19. 目標実現のために努力を続ける（統制）。	2.71	.873
10. 必要な時は、友だちや先生に助けを求める（開発）。	2.70	.959
7. 納得がいかなければ自分の意見を言う（開発）。	2.69	.928
8. 自分の机・ロッカー等を整理・整頓する（統制）。	2.61	1.001
9. 学校行事に積極的に参加する（開発）。	2.57	1.017
25. 異性の気持ちや立場を理解し尊重する（開発）。	2.57	.935
5. 感情的にならずに相手を説得する（開発）。	2.56	.872
14. 異性の友だちと楽しく冗談を言い合う（開発）。	2.53	1.631
21. トラブった時うまく和解する（開発）。	2.52	.840
24. 動物や植物の世話をする（統制）。	2.49	1.008
18. 同じ意見が多いからといって簡単に賛成しない（開発）。	2.48	.885
15. 人の嫌がる仕事でも責任をもってやる（開発）。	2.46	.884
23. やらなければならないことの手順を手際よく決める（統制）。	2.45	.858
6. 必要があればリーダーシップをとる（開発）。	2.40	.971
22. 初対面でも自分から話し始める（開発）。	2.38	.990
16. 一人でいる子がいたら声をかける（開発）。	2.32	.867
11. 文化祭の時など必要があれば学校外の人も交渉する（開発）。	2.09	.972

$n = 592$ 文頭の数値は質問順位を、文末の（ ）には、因子名の略（開発 = 関係開発、維持 = 関係維持、統制 = 自己統制）を示してある。

実施方法 各校で調査に協力してくれる教科担当教師が、授業中に生徒に質問紙を配布し、一斉に回答を求め、回答後に回収する。

結果と考察

教師に対する相談経験 生徒の援助要請態度を検討するにあたって、まず、生徒が教師に相談した経験がどの程度あるかをたずねた。その結果、相談経験、すなわち、教師に対する援助要請の経験が無いと回答した生徒は全体の48.9%であり、1-2回しか無いと回答した生徒と合わせると80%となり、多くの生徒が教師に対して援助要請を控えている実態が明らかとなった。男子生徒と女子生徒の相談回数の差を t 検定で調べた結果、女子生徒のほうが男子生徒よりも有意に多く相談していた (t 値2.19、有意水準5%以下)。

相談した教師の校務分掌 次に、相談相手として選択した教師の校内における役割について見ると、生徒が援助要請しやすい教師として選んだのは、担任の教師が多数を占め（全

体の49.3%)、次いでその他の先生(21.6%)であった。しかし、教育相談担当(1.3%)、養護教諭(5.1%)、スクールカウンセラー(5.5%)は少なかった。相談しやすい教師として、その他の役割を担当している教師を選択した生徒は、1学年では34名(28.6%)、2学年では20名(16.5%)、3学年では65名(22.3%)と、どの学年においても担任の教師の次に多かった。約半数の生徒は、担任の教師を頼りになる援助者として選んでいたが、担任以外の教師に対する援助要請意向は、役割よりも教師と日常どのような相互作用をするかに依ることが示唆された。

生徒の教師に対する援助要請態度の測定尺度の構成

生徒の援助要請態度の測定項目の選定 “相談しやすい先生”と“相談しにくい先生”のそれぞれの特徴を明らかにするために、教師に相談した経験のある生徒(男性11名、女性15名、計26名)に、“相談しようという気になった理由”と“相談しようと思わせない理由”を、それぞれ自由記述で回答することを求めた。回答者が異なっても意味内容が同一のものは1項目とし、同一文章内でも複数の意味内容のものは分割し、相談しようという気になった理由として41項目、相談しようと思わせない理由として37項目を得た。

そして、実際に“非社会的問題行動”や“反社会的行動”等の問題の克服のために複線的進路選択をした19・24歳の学生・社会人(6名)、スクールカウンセラー(3名)、現役教師(8名)、発達心理学研究者(2名)に対して、各項目の再吟味を求めた。その結果、合意が得られた31項目を質問項目に選定した。

尺度の質問項目と評定平均値および標準偏差

生徒の教師に対する援助要請を促進する理由を示す尺度項目(=肯定的援助要請態度)と援助要請を抑制させる理由を示す尺度項目(=否定的援助要請態度)について、“あてはまる”(4点)から“あてはまらない”(1点)までの4段階で回答を求めた。そして、項目の評定平均値と標準偏差を算出した。その結果、得点は、ほぼ正規分布しており、極端値はみられなかった。尺度の信頼性係数は、肯定的援助要請態度尺度では $\alpha = .93$ 、否定的援助要請態度尺度では $\alpha = .95$ であり、ともに高い内的整合性が確認された。

援助要請態度の構造

肯定的援助要請態度の構造 評定の傾向から教師に対する援助要請態度が複数の下位概念から構成されていることが想像されたので、評定点に基づき、主因子法による因子分析と、バリマックス回転を行った。その結果、固有値の推移から、肯定的援助要請態度は5つの因子から構成されていると判断した。因子負荷量と各因子の寄与率をTable 2に示す。

因子の解釈と命名を行うと、第I因子は、日常の指導や助言から教師への敬意と信頼が

形成されており、教師が問題解決のために効果的な援助を行ってくれることを示す項目が
高く負荷しているのので、“信頼性”因子と命名した。第Ⅱ因子は、教師が速やかな問題解決

Table 2 教師に対する肯定的援助要請態度の因子分析結果と各下位尺度の α 係数

	I	II	III	IV	V	共通性
第Ⅰ因子「信頼性」 $\alpha = .930$						
16. 真剣に自分のことを考えてくれるから。	.805	.175	.133	.106	.133	.720
21. 適切なアドバイスをしてくれるから。	.788	.273	.126	.023	.106	.724
20. 自分の気持ちを理解してくれるから。	.787	.209	.237	.028	.026	.732
17. 納得のいく答えを返してくれるから。	.752	.245	.137	.028	.127	.667
19. 最優先して、ゆっくり時間をとって話を聞いてくれるから。	.684	.213	.260	.107	.105	.603
18. 秘密を守ってくれるから。	.679	.182	.307	.179	.022	.621
15. 尊敬しているから。	.662	.153	.145	.195	.024	.523
6. 他の違った見方をしてくれるから。	.584	.134	.448	.027	.029	.574
4. 落ち着いて話ができそうだから	.580	.193	.304	.161	.135	.511
14. 以前相談してとても役立つから。	.562	.239	.023	.243	.215	.479
3. 2人だけで話をする機会があったから。	.434	.101	.025	.161	.214	.273
第Ⅱ因子「緊急性」 $\alpha = .814$						
28. すぐ解決しなければならぬ重要なことだから。	.146	.687	.026	.023	.198	.538
27. これ以上悩んで苦しむのはいやだから。	.187	.682	.027	.058	.028	.512
24. 自分では解決できないと思うから。	.312	.679	.036	.044	.029	.569
23. 悩みを早く解決したいから。	.287	.679	.023	.022	.029	.554
25. 他の人の悩みもよく聞いてあげているから。	.256	.623	.238	.134	.026	.532
26. 悪いところは悪い、善いところは善いとはっきり言ってくれるから。	.365	.561	.176	.024	.025	.484
30. みんなが相談しに行っているから。	.021	.555	.176	.211	.116	.397
31. カウンセリングが心の問題解決に役立つことを知っているから。	.023	.511	.174	.157	.149	.340
29. 若い先生なので気持ちがわかってもらえるから。	.029	.496	.235	.269	.024	.386
22. 自分を認めてくれるから。	.357	.470	.250	.152	.023	.436
第Ⅲ因子「共感性」 $\alpha = .783$						
7. 他の人と比較しないから。	.431	.117	.649	.028	.026	.633
9. 善いか、悪いかで判断しないから。	.393	.208	.565	.157	.027	.547
5. 説教される心配がないから。	.210	.126	.478	.267	.186	.395
10. 学校の成績に関係しないから。	.255	.189	.447	.224	.027	.356
第Ⅳ因子「外見的魅力」 $\alpha = .708$						
12. 面白い人だから。	.307	.131	.147	.730	.028	.674
13. やさしそうな人だから。	.437	.147	.233	.553	.026	.578
11. ファッションや容姿がかっこいいから。	.028	.025	.165	.443	.246	.294
第Ⅴ因子「他者勧奨」 $\alpha = .603$						
1. 親（家族）に勧められたから。	.029	.029	.041	.033	.756	.590
2. 友だちに勧められたから。	.146	.169	.028	.109	.463	.284
8. 先生に勧められたから。	.125	.132	.118	.158	.443	.633
因子負荷量の平方和	6.365	4.236	2.159	1.637	1.395	
累積寄与率（%）	20.53	34.20	41.17	46.45	50.94	

$n = 555$

を図ってくれることに関する項目が高く負荷しているので、“緊急性”因子と命名した。

第Ⅲ因子は、他者との比較や評価をしない、学業成績への影響を気にせず相談できるといった生徒の心情に寄り添った教師の援助態度の項目が高く負荷しているので、“共感性”因子と命名した。第Ⅳ因子は、“やさしそう”“おもしろそう”“かっこいいから”といった教師の外見的魅力に関する項目が高く負荷しているので、“外見的魅力”因子と命名した。第Ⅴ因子は、友人や親・教師による勧めを表す項目が高く負荷しているので、“他者による勧奨”因子と命名した。なお、因子ごとに構成した下位尺度の内的整合性を示す α 係数は、第Ⅰ因子が .93、第Ⅱ因子が .82、第Ⅲ因子が .78、第Ⅳ因子が .71、第Ⅴ因子が .60であり、第Ⅴ因子は幾分低いですが、その他の因子は高い内的整合性が示された。

否定的援助要請態度の構造 生徒の教師に対する否定的援助要請態度の構造についても、肯定的援助要請態度と同様に因子分析を行った。その結果、固有値の推移から、否定的援助要請態度は6つの因子から構成されていると判断した。因子負荷量と各因子の寄与率を Table 3 に示した。

因子の解釈と命名を行うと、第Ⅰ因子は、他の生徒と比較されたり、外見的な服装や行動で否定的に評価されたり、相談内容を他者に漏らすなど、評価されることに対する不安を示す項目が高く負荷しているので、“評価懸念”因子と命名した。第Ⅱ因子は、せっかく相談しようと思っても、いばって命令や指示ばかりで、対等な関係での相談ができそうにないといった項目が高く負荷しているので、“不信感”因子と命名した。第Ⅲ因子は、“悩みや苦しみを人に打ち明けることは情けないことだから”、“他の人から変な目で見られるから”といった自分の悩みを被援助で解決することは情けなく、仲間からの評価が低下する、プライドが著しく傷つくという項目が高く負荷しているので、“自尊心への脅威”因子と命名した。第Ⅳ因子は、“結局は自分で解決するしかないと思うから”、“自分の質問に答えられるほどくわしいと思わないから”といった教師の問題解決能力に対する不信感を示す項目が高く負荷しているので、“被援助効果懸念”因子と命名した。第Ⅴ因子は、自分のことは自分で何とかしようといった意向が強く、個人内での問題解決能力に対する評価を高く認知していることを示す項目が高く負荷しているので、“自律性”因子と命名した。第Ⅵ因子は、他者に対して個人の内的な悩みや苦しみを打ち明けることを忌避することを示す項目が高く負荷しているので、“自己隠蔽”因子と命名した。なお、各因子に基づく下位尺度の信頼性を示す α 係数は、第Ⅰ因子が .90、第Ⅱ因子が .90、第Ⅲ因子が .83、第Ⅳ因子が .80、第Ⅴ因子が .73、第Ⅵ因子が .75であり、全てが .70 を超えており、高い内的整合性が確認された。

Table 3 教師に対する否定的援助要請態度の因子分析と各下位尺度の α 係数

	I	II	III	IV	V	VI	共通性
第 I 因子「評価懸念」 $\alpha = .901$							
5. 他の生徒と比較されるから。	.751	.245	.184	.144	.101	.146	.710
6. 自分の話を評価、批判されるから。	.700	.215	.213	.171	.025	.027	.658
3. 説教されるから。	.660	.361	.112	.022	.166	.027	.612
4. 格好だけでわかったふりをされるとむかつくから。	.650	.332	.026	.245	.145	.112	.630
7. 秘密を守ってくれないから。	.540	.197	.350	.217	.056	.027	.519
1. 自分を認めてくれないから。	.512	.232	.261	.197	.026	.103	.437
2. 2人で話をするのはいやだから。	.490	.391	.026	.159	.133	.149	.462
8. うざったいから。	.474	.430	.161	.330	.221	.023	.595
第 II 因子「不信心」 $\alpha = .903$							
25. 結局は命令や指示だから。	.423	.688	.178	.029	.028	.199	.739
24. 対等じゃないから。	.279	.654	.192	.135	.105	.271	.644
28. 尊敬していないから。	.309	.621	.222	.222	.172	.022	.609
22. いばっているから。	.430	.570	.104	.026	.187	.029	.570
26. 時間の無駄だから。	.267	.544	.309	.380	.227	.029	.667
27. 年が離れすぎていてわかってもらえないと思えないから。	.277	.479	.319	.101	.288	.195	.528
31. 友だちからあまり良い評判を聞かないから。	.345	.469	.193	.130	.244	.104	.464
23. そうね、そうねばかりでちっとも解決にならないから。	.248	.429	.357	.195	.153	.150	.458
第 III 因子「自尊心」 $\alpha = .831$							
20. 悩みや苦しみを人に打ち明けることは情けないことだから。	.117	.158	.776	.114	.199	.186	.728
21. プライドが傷つくから。	.154	.221	.740	.137	.157	.111	.675
14. 他の人から変な目で見られるから。	.353	.150	.503	.129	.195	.363	.586
19. 不潔そうだから。	.323	.321	.491	.028	.205	.023	.451
第 IV 因子「被援助効果懸念」 $\alpha = .798$							
13. 結局は自分で解決するしかないと思うから。	.184	.029	.162	.566	.378	.230	.585
16. 話しても悩みを解決できないと思うから。	.348	.319	.163	.521	.023	.173	.552
12. 自分を理解してくれると思わないから。	.446	.391	.028	.482	.025	.230	.651
18. 自分の質問に答えられるほどくわしいと思わないから。	.254	.369	.191	.379	.024	.261	.451
第 V 因子「自律性」 $\alpha = .730$							
30. それほどあせっていないから。	.124	.193	.154	.026	.672	.149	.554
29. ほっておけば時間が解決してくれると思うから。	.027	.239	.283	.115	.623	.167	.572
9. 悩みを自分で解決できると思うから。	.121	.027	.181	.444	.469	.162	.496
第 VI 因子「自己隠蔽」 $\alpha = .752$							
10. 初対面の人に話せないから。	.029	.029	.182	.198	.233	.642	.556
17. 恥ずかしいと思うから。	.198	.029	.437	.025	.220	.532	.574
11. 本音では話すことができないから。	.252	.336	.022	.392	.028	.482	.570
15. 相談する時間がないから	.226	.114	.274	.277	.277	.309	.388
因子負荷量の平方和	4.688	4.160	2.298	2.133	1.963	1.816	
累積寄与率 (%)	15.12	28.54	38.16	45.04	51.37	57.23	

$n = 555$

(c) 援助要請態度と個人要因の関連性 (調査3)

調査2の因子分析結果は、教師の日常の行動において、やさしくて共感的な教師か、それとも自尊感情に対する脅威や負担感、拘束感を与える教師かによって、教師に対して援助要請しようという援助要請態度が異なるという関連性の存在が暗示された。

そこで、そういった教師の日常行動についての生徒の認知を形成する要因としての教師に対する相談経験と教師から注意を受けた経験、生徒個人内の要因としての自尊感情や日常生活における援助体験とがいかに関連するかを検討する。なお、自尊感情尺度の信頼性は $\alpha = .78$ 、向社会性尺度の信頼性は $\alpha = .77$ であった。

方法

方法は、調査2を参照されたい。

結果と考察

生徒の教師に対する援助要請態度が肯定的である場合 (Table 4)、教師に相談した経験の多い生徒は、教師から注意を受けた経験も多いことが示された。生徒は、教師の生徒指導上の注意を教師からの攻撃と理解することが教育現場では経験的に多いといわれているが、例え生徒指導上の注意であっても授業以外での相互作用が教師への接近可能性を高める一つの要因であることが示唆された。相談経験は、他の全ての要因と有意に相関していた。このことは、相談経験を多く有する生徒は、教師に対して一層肯定的な援助要請態度を有することになることを意味している。これらの生徒は、自尊感情も高く、日常的に“家事の手伝い”、“友人の相談相手”、“ボランティア活動”といった援助経験が多い生徒であることが分かった。このことから、これらの生徒は、学校に限らず日常の対人相互作用において、援助授受の認識の高い生徒であることが想像される。

自尊感情は、日常の援助経験と強く相関している。援助の授受に関する肯定的な考え方が個人の自尊感情を高揚させ、肯定的な援助要請態度の形成に重要な役割を果たしていることが示唆された。このことから、発達過程における、依存、愛着、甘えといった信頼できる他者との援助交換の認識や、学校教育におけるボランティア活動等による他者への援助行動の奨励・促進は、生徒自らの自尊感情を高め、援助要請意向を促進するのに有効な教育指導であるといえよう。

相談経験は、有意に自律性因子と負に相関することが、また、援助行動と正に相関することが示された。自律性因子は、“それほどあせていない”、“時間が解決してくれる”、“自分で解決できる”といった項目から構成されており、“自分のことは自分で処理したい”といった意向が強く、援助を提供することには肯定的な態度を有していても、他者への援

Table 4 生徒の教師に対する肯定的援助要請態度と相談・注意経験・自尊感情との相関

	相談	注意	信頼	緊急	共感	外見	勸奨	自尊	援助
相談		.133**	.421**	.243**	.171**	.139**	.199**	.138**	.158**
注意			.033	.021	-.036	-.003	.021	.006	.061
信頼性				.548**	.725**	.666**	.404**	.136**	.204**
緊急性					.468**	.412**	.348**	.142**	.208**
共感性						.646**	.344**	.136**	.204**
外見魅力							.363**	.126**	.076
他者勸奨								.049	.031
自尊感情									.382**
援助									

$n = 595^{**}$ $p < .001^*$ $p < .005$

Table 5 生徒の教師に対する否定的援助要請態度と相談・注意経験・自尊感情との相関

	相談	注意	評価	不信	自尊脅威	効果懸念	自律	隠蔽	自尊	向社
相談経験		.133	-.010	-.005	-.050	.004	-.092*	-.020	.138**	.158**
注意経験			.081*	.059	-.001	.048	-.026	-.048	.006	.061
評価懸念				.802**	.867**	.742**	.532**	.093*	.029	.091*
不信					.711**	.761**	.618**	.654**	.089*	.183*
自尊脅威						.633**	.614**	.674**	.021	-.109**
被援助効果懸念							.619**	.725**	.091*	.143**
自律性								.643**	.116**	.039
自己隠蔽									.097*	.075
自尊感情										.382**
向社会性										

$n = 595^{**}$ $p < .001^*$ $p < .005$

助要請は、過度の依存といった否定的な行為と捉える青年期特有の複雑な傾向が示されているといえよう。

なお、自律性の因子は、自尊感情と正の有意な相関を示している。このことは、自分自身の柔軟な認知や自己統制により問題を処理できると認知している自己効力感の高い生徒が教師への援助を控える傾向にあることを示しているといえよう。

自尊感情は、自律性因子の他にも、被援助効果懸念因子や自己隠蔽因子と正に有意に相関しており、自尊感情の高さが一方では援助要請意向の促進と抑制の双方に影響するといった複雑な側面が示唆された。

相談経験と注意経験がともに少ない生徒に、否定的援助要請態度を有する生徒が多かった。このことは、教師との相互作用自体が少なく、よって教師への信頼や被援助効果に関して具体的な情報を有していないことから、評価懸念等の否定的な先入観により教師への相談を自己評価の脅威と覚えることが推察できよう。

また、相談経験は、肯定的援助要請態度に関する諸要因とのみ相関し、抑制要因とは無相関であった。このことは、教育現場において生徒の肯定的援助要請態度の形成をいかに促進するかに関する有効な知見といえよう。

以上のように、教師との日常の相互作用が生徒の援助要請態度に強く影響していることが示唆された。そこで、つぎに、調査1で得られた学校生活スキルと各援助要請態度との関係性について検討する。

援助要請態度と学校生活スキルの関連性

援助要請態度と学校生活における社会的スキルとの関連性について検討する。生徒の学校生活における社会的スキルが複数の下位スキルから構成されていることが想像されたため、評定点に基づき、主因子法による因子分析と、バリマックス回転をおこなった。その結果、固有値の推移などから、3因子構造が妥当と判断した。因子名は、第一因子から順に“関係開発”、“関係維持”、“自己統制”、と命名した。これらの因子に基づく各下位尺度の信頼性を示す α 係数は、第I因子が.84、第II因子が.77、第III因子が.71であり、全てが.70を超えており、それぞれ高い内的整合性が確認された。

因子分析で得られた社会的スキルの3因子と相談経験、被注意経験、援助行動経験、さらには、他の個人差要因、学校生活への適応感などとの関係を検討した。そのために、それぞれの質問項目の合計得点をもとに相関係数を算出した（Table 6）。なお、個人差要因、適応感との関係を検討するために用いた尺度の信頼性は、自尊感情が $\alpha = .78$ 、向社会性が $\alpha = .77$ 、ソーシャル・サポートが $\alpha = .83$ 、適応感が $\alpha = .70$ であり、それぞれ高い内的整合性が確認された。

Table 6 援助要請態度と学校生活スキル・適応感との相関

	共感	緊急	開示	外見	勸奨	評価	不信	脅威	効果懸念	自律	隠蔽
開発		.183**	.110**	.089*	.092*	.039	.043	.025	-.084*	.045	-.028
維持		.157**	.099**	.047	.095	.044	.016	-.032	-.122**	.047	-.046
統制		.108**	.099*	.058	.105*	.044	.045	.040	-.014	.068	.023
適応		.261**	.203**	.159**	.162**	.130**	-.033	-.019	-.064	.024	.029

$n = 595$ ** $p < .001$ * $p < .005$

全体考察

援助要請態度の構造と社会的スキル

生徒の肯定的援助要請態度は、(a) “問題解決の緊急性・自律性”、(b) “評価懸念・自尊感情への脅威”、(c) “不信感” “自己開示の予期”、(d) “教師の共感・信頼” “教師の問題解決に対する能力に対する懸念” といった4因子から構成されていた。これは、Fischer & Turner (1970) による専門的心理的援助の態度尺度 (The Attitude Toward Seeking Professional Psychological Help Scale) の、(a) “専門的心理援助の必要性”、(b) “精神医学的援助を受けることで周囲から汚名を着せられることに対する耐性”、(c) “自分の問題の他者に対するオープンネス”、(d) “メンタルヘルス専門家への信頼性” の4因子と類似しており、心理・社会的問題に対する援助要請態度の構成として妥当であることがうかがえる。

本研究は、この結果に加えて、これらの因子が当該の社会的文脈への適応に有用な社会的スキルと密接に関係することを明らかにした。一般に、援助要請は、他者に頼ること、他者への過度の依存ととらえられ、否定的に評価される傾向がある。しかし、本研究の結果では、肯定的援助要請態度に基づく援助要請が円滑な対人行動と密接に関係することが明らかとなった。特に、社会的スキルとの相関が高い援助要請行動は、互恵的行為の相互作用として過度の依存的行為とは区別されるべきものと思われる。また、日常の具体的な対人行動との関連性が明らかになったことは、個人の援助要請態度を肯定的な方向に変容させるのに有用な情報もたらされたことを意味する。

援助要請態度を説明する変数

先述のように、心理専門家への援助要請を抑制する要因については、Deane & Chamberlain (1994) が、特に、治療不安 (treatment fearfulness) に関連するものとして、(a) セラピストとの関係性に関する不安 (therapist responsiveness)、(b) 自己に対するイメージに関する不安 (image concerns)、(c) 被強制予期不安 (coercion concerns)、(d) ステイグマに関する不安 (stigma concerns) の4つの因子を見出している。本研究でも、(a) 共感性、(b) 評価懸念・自尊感情への脅威、(c) 不信感などの類似した因子が見出された。

態度が学習の成果であることから、日常の対人相互作用において他者から受けるフィードバックを援助と認識している可能性も予見されるため、今後は、生徒の対人相互作用に対する評価と帰属スタイルなどの認知との関係についても検討する必要があると考える。

引用文献

- Allport, G. W. (1935). Attitudes. Murchison, C. (Ed.), *Handbook of social psychology*, Vol.2.
- Antonucci, T. C. (1985). Social support: Theoretical advances, recent finding, and pressing issue. In I. G. Sarson, & B. R. Sarson (Eds.), *Social support: Therapy, research, and applications*. Hogue: Martinus Nijoff. pp.21-37.
- Cohen, S., & Mckay, G. (1984). Social support, stress and the buffering hypothesis: An empirical review and theoretical analysis. In A. Baum, J. Singer, & S. Taylor (Eds.), *Handbook of psychology and health*, 4, Erlbaum, pp.253-267.
- Deane, F. P., & Chamberlain, K. (1994). Treatment fearfulness and distress predict of professional psychological help-seeking. *British Journal of Guidance and Counseling*, **22**, 207-217.
- Fischer, E. H., & Turner, J. (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-Alagna, S. (1982). Recipient reaction to aid. *Psychological Bulletin*, **91**, 27-54.
- Gouldner, A. W. (1960). The norm of reciprocity: A preliminary statement. *American Sociological review*, **25**, 161-178.
- Greenberg, M. S. (1980). A Theory of indebtedness. In K. J. Gergen, M. S. Greenberg, & R. Wills (Eds.), *Social Exchange. Advances in theory and research*, Plenum Press.
- Homans, G. C. (1961). *Social behavior: Its elementary forms*. New York: Harcourt, Brace.
- 久田 満・箕口雅博・千田茂博 (1989). 大学生におけるソーシャル・サポートに関する研究 (1) 日本心理学会第53回大会発表論文集、314.
- 稲葉昭英 (1998). ソーシャル・サポートの理論モデル 松井豊・浦光博 (編) 対人行動学研究シリーズ7 人を支える心の科学 誠信書房 pp.157-175.
- 石隈利紀・小野瀬雅人 (1997). スクールカウンセラーに求められる役割に関する学校心理学的研究—子ども・教師・保護者を対象としたニーズの調査の結果より—平成6年度～平成8年度科学研究費補助金 (基礎研究 (c) (2) 研究成果報告書 (課題番号: 06610095))
- Nadler, A., & Fisher, J. D. (1986). The role of threat to self-esteem and perceived control in recipient reactions to aid: Theory development and validation. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental social psychology*. Vol.19. San Diego, CA: Academic Press.
- 太田 仁 (2001). 生徒の被援助態度の研究 日本社会心理学会第42回大会発表論文集 348-349
- Roseberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton Univ. Press.
- 高木 修 (1983). 順社会的行動のクラスターと行動特性 年報社会心理学、**24**、187-203.
- Walster, E., Walster, G. W., Berscheid, E., & Austin, W. (1978). *Equity: Theory and research*. Boston: Allyn and Bacon.