

身近な他者に対する援助要請と自己開示の関連

The Relation of Help-seeking for Familiar People to Self-disclosure

新 岡 美 希

問題と目的

「援助要請 (help-seeking)」とはDePaulo (1983) によると、「個人が問題解決の必要性があり、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である」と定義される (水野・石隈, 1999 より)。水野・石隈 (1999) によると、「援助要請」は「被援助志向性 (help-seeking preference)」という認知的側面と「被援助行動 (help-seeking behavior)」という行動的側面とに分けられる。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な枠組み」と定義され、被援助行動とは、「個人がこのような援助者に援助を求める行動」と定義されている。

近年、カウンセリングやメンタルヘルス・サービスに対するニーズが高まっている。被援助志向性および被援助行動の性差について、水野・石隈 (1999) によると、女性の方が心理的問題で援助を受けることに肯定的な態度を示すことが数々の研究により確かめられているとしている。小学生がどのような相

手を援助要請に選ぶのかについて、佐藤・渡邊 (2013) によると、保護者、友達、続いて、担任、養護教諭、スクールカウンセラーが選ばれていた。中学生がどのような相手を援助要請に選ぶのかについて、水野ら (2006) によると、中学生が様々な問題を抱えた場合に圧倒的に友達を援助要請の相手として選ぶ傾向が強い。大学生の援助要請について、永井 (2010) によると、大学生の時期においては、重要な援助資源である友人サポートの不足が専門家への援助要請意図をわずかながら高めていた。友人が援助要請の資源として大部分を占める青少年期においては、友人のサポートが満足に得られないと専門家に援助を求める可能性が考えられる。専門家に悩みを相談する経緯について、Boyer (1999) によれば、人はまず身近な人である家族や友人に相談を求め、次に、そのようなインフォーマルグループ (非専門家) の人たちが必要に応じて専門家へと照会していくという現実も多いのである (笠原, 2003 より)。

このように、人が悩みを抱えた際に相談する相手として友人や家族といった身近な他者を選ばれることが多い。しかし、援助要請研究は人が悩みを抱えながら専門家に相談を求めないというサービスギャップの改善に端を発していることもあり、カウンセリング心理学や臨床心理学の領域における援助要請の研究は援助者として専門家を想定しているもの

が多く、身近な他者への相談は十分に検討されていない。

自己開示は臨床心理学の領域において、その効果が注目されている。大学生における自己開示性とその性差について、榎本（1987）は全体的に女子の方が開示度が高いという結果を示している。さらに、青年期前期から終わりにかけて自己開示を行う相手について、男女の性質の違いおよび発達的に見た個人差を考慮する必要があるとしている。カウンセリングにおける自己開示の有効性について、Jourard（1971）によると、自己開示は開示者にとって、自己への洞察を深める、胸の中にたまった情動を発散する、孤独をやわらげる、自分をより深く理解してもらい、不安を低減する、といった意義をもつものである。これは、クライアントが治療者に対して率直に自己を開示することが求められるカウンセリングにおいて有効であるとしている（榎本、1997より）。坂本ら（2007）によると、自己開示の効用としてカタルシスが指摘されており、人は感情体験を語ることで、「胸のつかえがおりた」「感情が鎮まった」「気が楽になった」ということがある。こうした効果は援助要請における心理的問題の軽減に共通していると考えられる。

このように自己開示は、自己の開放性や心理的な問題の軽減という点で他者に対する相談と共通していると言える。しかし、自己開示は援助要請のように問題解決や何らかの援助を目的としているとは限らない。そこで筆者は、自己開示を援助要請につながる過程の一部であると考え、研究を行う。以上により、普段から身近な他者に自己開示を行っている人は、何らかの問題を抱えた際に他者に援助を求めやすいのではないかという仮定のもと、研究を行う。なお、本論では、「援助要請」をDePaulo（1983）と水野・石隈（1999）に基づき、研究を行う。

本研究では、身近な他者に対する援助要請

と自己開示の関連について、以下の仮説に基づき検討する。

- ① 自己開示をよく行う人は、援助要請に対する抵抗感が低く、志向性が高いという仮説を検討する。
- ② 自己開示をよく行う人は問題が軽度であっても積極的に援助要請を行い、自己開示をあまり行わない人は問題が深刻であっても援助要請を行わないという仮説を検討する。

また、先行研究より援助要請と自己開示は共に性差が認められている。よって、本研究においても性差が見られると仮定し、研究を行う。

方法

(1) 調査時期および対象者

2016年11月中旬～12月下旬にかけて、札幌市内の大学生113名を対象に質問紙調査を行った。対象者の内訳は、男性44名（38.9%）、女性69名（61.1%）、年齢18～29歳（平均20.46歳、SD = 1.66）であった。

(2) 質問紙構成

1. 属性 被験者の傾向を把握するため、性別（女、男）、年齢、暮らしの状況（一人暮らし、実家、寮、下宿、その他）、兄弟の有無（兄弟、または姉妹がいる、兄弟、または姉妹はいない）、について尋ねた。

2. 被援助志向性 援助要請に対する態度を調べるため、田村・石隈（2001）の被援助志向性尺度を用いた。この尺度は、「困っていることを解決するために、他者からの助言や援助が欲しい」「自分が困っているときには、話を聞いてくれる人が欲しい」などの援助に対する欲求や態度についての「援助の欲求と態度（7項目）」と、「他人からの助言や援助を受けることに、抵抗がある」「自分は、よほどのことがない限り、人に相談すること

がない」などの援助を求めることに対する抵抗感についての「援助関係に対する抵抗感の低さ（4項目）」の11項目からなる。本研究では、11項目のうち10項目を用いた。各項目について、「あてはまらない」「あまりあてはまらない」「どちらとも言えない」「少しあてはまる」「あてはまる」の5件法で回答を求めた。

3. 自己開示 家族や友人にどの程度自己開示を行っているのかを調べるため、榎本(1997)による自己開示質問紙(ESDQ)を用いた。この尺度は、「精神的自己(知的側面、情緒的側面、志向的側面)」「身体的自己(外見的側面、機能・体質的側面、性的側面)」「社会的自己(私的人間関係の側面、公的役割関係の側面)」「物質的自己」「血縁的自己」「実存的自己」「趣味」「意見」「噂話」の14側面からなる。この内本研究では、大学生が親しみやすく、対人関係における相談につながる内容が含まれるもののみを測定するために、「友人関係に求めること」や「友人関係における悩み事」などの「私的人間関係の側面(同性関係)」と、「過去の恋愛経験」や「異性関係における悩み事」などの「私的人間関係の側面(異性関係)」と、「自分の部屋のインテリア」や「服装の趣味」などの「物質的自己」と、「休日の過ごし方」や「趣味としていること」などの「趣味」と、「芸能人のうわさ話」や「友達の噂話」などの「噂話」(各3項目)を用いた。各項目について、母親、父親、兄弟・姉妹に対して、また、友人と二人で話している時、大勢(三人以上)の友人といる時にどの程度話してきたのか、「まったく話したことがない」「あまり話したことがない」「どちらとも言えない」「かなりよく話してきた」「十分に話してきた」の5件法で回答を求めた。なお、兄弟、または姉妹がいない人に関しては、兄弟・姉妹に対する自己開示の項目には回答を求めなかった。

4. 援助要請スタイル 問題の程度や一人

での問題解決の可能性からどのように援助要請を行うのかを調べるために、永井(2013)による援助要請スタイル尺度を用いた。この尺度は、「よく考えれば大したことないと思えることでも、わりと相談する」「悩みを抱えたら、それがあまり深刻なものでもなく、相談する」など、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を測る「援助要請過剰型(4項目)」と、「悩みが深刻で、一人で解決できなくても、相談はしない」「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」など、問題の程度にもかかわらず、一貫して援助を要請しない傾向を測る「援助要請回避型(4項目)」と、「相談より先に自分で試行錯誤し、行き詰まったら相談する」「先に自分でいろいろやってみてから相談する」など、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を測る「援助要請自立型(4項目)」の12項目からなる。各項目について、「全くあてはまらない」「ほとんどあてはまらない」「あまりあてはまらない」「どちらとも言えない」「少しあてはまる」「ほとんどよくあてはまる」「よくあてはまる」の7件法で回答を求めた。

(3) 倫理的配慮

質問紙の表紙に、回答結果は統計的に処理され、個人が特定されないこと、調査者の管理の下、本論文の作成のみに使用されることを明記した。

結果

(1) 性別による被援助志向性の差

性別によって被援助志向性に違いが見られるかどうかを検討するため、対応のない t 検定(両側検定)を用いて男女間の被援助志向性尺度の平均値の比較を行った。その結果、

表1 性別と被援助志向性の検定における平均点と標準偏差

	男性		女性		<i>t</i> 値
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	
援助の欲求と態度	21.0	4.4	23.9	3.7	3.8***
援助関係に対する抵抗感の低さ	12.6	3.1	13.2	3.0	1.1

*** $p < .001$

表2 性別と自己開示の検定における平均点と標準偏差

	男性		女性		<i>t</i> 値
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	
母親に対する自己開示	34.6	11.6	43.4	11.0	4.0***
父親に対する自己開示	26.8	12.0	28.6	9.4	0.9
兄弟姉妹に対する自己開示	28.4	12.9	34.3	12.9	2.3*
個別の友人に対する自己開示	45.6	12.3	50.2	9.3	2.1*
大勢の友人に対する自己開示	41.4	12.1	42.8	10.0	0.7

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

表3 性別と援助要請スタイルの検定における平均点と標準偏差

	男性		女性		<i>t</i> 値
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	
援助要請過剰型	13.8	5.9	15.7	6.1	1.7
援助要請回避型	15.2	5.6	11.4	4.9	-3.7***
援助要請自立型	19.9	4.7	19.6	4.3	-0.4

*** $p < .001$

「援助の欲求と態度」において、平均点は女性の方が男性よりも有意に高かった ($t(111) = 3.795, p < .001$)。「援助関係に対する抵抗感の低さ」において、男女間で有意な差は見られなかった (表1)。

(2) 性別による自己開示の差

性別によって自己開示に違いが見られるかどうかを検討するため、対応のない t 検定 (両側検定) によって、男女間の自己開示得点の平均点の比較を行った。その結果、「母親に対する自己開示」において、平均点は女性の方が男性よりも有意に高かった ($t(109) = 4.014, p < .001$)。また、「兄弟姉妹に対する自己開示」において、平均点が女性の方が男性よりも有意に高かった ($t(97) = 2.261, p < .05$)。さらに、「個別の友人に対する自己開示」において、平均点は女性の方が

男性よりも有意に高かった ($t(74) = 2.148, p < .05$)。「父親に対する自己開示」と「大勢の友人に対する自己開示」において、男女間で有意な差は見られなかった (表2)。

(3) 性別による援要請スタイルの差

性別によって援助要請のスタイルに違いが見られるかどうか検討するため、対応のない t 検定 (両側検定) により、男女間の援助要請スタイル得点の平均値の比較を行った。その結果、「援助要請回避型」において、平均点は男性の方が女性よりも有意に高かった ($t(110) = -3.732, p < .001$)。「援助要請過剰型」「援助要請自立型」において、男女間で有意な差は見られなかった (表3)。

(4) 自己開示質問紙の各項目間の相関

自己開示の下位尺度間に関連があるかどうか

表4 男性における自己開示質問紙下位尺度のピアソンの積率相関係数

	1	2	3	4	5
1. 母親に対する自己開示	—	.574**	.693**	.480**	.354*
2. 父親に対する自己開示		—	.503**	.343*	.368*
3. 兄弟姉妹に対する自己開示			—	.272	.136
4. 個別の友人に対する自己開示				—	.885**
5. 大勢の友人に対する自己開示					—

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

表5 女性における自己開示質問紙下位尺度のピアソンの積率相関係数

	1	2	3	4	5
1. 母親に対する自己開示	—	.421**	.454**	.377**	.249*
2. 父親に対する自己開示		—	.423**	.313*	.220*
3. 兄弟姉妹に対する自己開示			—	.211	.189
4. 個別の友人に対する自己開示				—	.722**
5. 大勢の友人に対する自己開示					—

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

かを検討するため、相関分析（両側検定）を行った。

男性では、「母親に対する自己開示」と「大勢の友人に対する自己開示」の間、「父親に対する自己開示」と「個別の友人に対する自己開示」、「父親に対する自己開示」と「大勢の友人に対する自己開示」の間に5%水準で有意な正の相関が見られた。また、「母親に対する自己開示」と「父親に対する自己開示」、「母親に対する自己開示」と「兄弟姉妹に対する自己開示」、「母親に対する自己開示」と「個別の友人に対する自己開示」の間、「父親に対する自己開示」と「兄弟姉妹に対する自己開示」の間、「個別の友人に対する自己開示」と「大勢の友人に対する自己開示」の間に1%水準で有意な正の相関が見られた。「兄弟姉妹に対する自己開示」と「個別の友人に対する自己開示」、「兄弟姉妹に対する自己開示」と「大勢の友人に対する自己開示」の間には有意な相関は見られなかった（表4）。

女性では、「母親に対する自己開示」と「大勢の友人に対する自己開示」の間、「父親に対する自己開示」と「個別の友人に対する自己開示」の間に5%水準で有意な正の相関が

見られた。また、「母親に対する自己開示」と「父親に対する自己開示」、「母親に対する自己開示」と「兄弟姉妹に対する自己開示」、「母親に対する自己開示」と「個別の友人に対する自己開示」の間、「父親に対する自己開示」と「兄弟姉妹に対する自己開示」の間、「個別の友人に対する自己開示」と「大勢の友人に対する自己開示」の間に1%水準で有意な正の相関が見られた。「父親に対する自己開示」と「大勢の友人に対する自己開示」の間、「兄弟姉妹に対する自己開示」と「個別の友人に対する自己開示」、「兄弟姉妹に対する自己開示」と「大勢の友人に対する自己開示」の間には有意な相関が見られなかった（表5）。

(5) 被援助志向性を従属変数とする重回帰分析

自己開示が被援助志向性にどう影響を及ぼすかを検討するために、被援助志向性得点を従属変数にして重回帰分析を行った。なお、相関分析の結果、自己開示の各下位尺度においてピアソンの積率相関係数が高い項目どうしをまとめて、「家族（母親・父親・兄弟姉妹）

に対する自己開示得点」と「友人（個別の友人・大勢の友人）に対する自己開示得点」を独立変数にして強制投入法による重回帰分析を行った。その際、先行研究や本研究において「被援助志向性」に性差が認められたため、分析は男女別に行った（表6）。

男性の場合は決定係数 $R^2 = .040$ であり、自己開示から被援助志向性に有意な影響力は見られなかった。一方、女性の場合は決定係数は $R^2 = .190$ であり、家族に対する自己開示の影響力は有意でなかったが、友人に対する自己開示（.453）が有意な正の影響（ $t=3.440, p<.01$ ）をもつことが示された。

(6) 援助要請スタイルを従属変数とする重回帰分析

自己開示が援助要請スタイルにどう影響を及ぼすかを検討するために、援助要請スタイルの3因子である「①過剰型」「②回避型」「③自立型」の各得点をそれぞれ従属変数として重回帰分析を行った。なお、相関分析の結果、自己開示の各下位尺度においてピアソンの積率相関係数が高い項目どうしをまとめて、「両親（母親・父親）に対する自己開示得点」と「兄弟姉妹に対する自己開示得点」、「友人（個

別の友人・大勢の友人）に対する自己開示得点」を独立変数にして、強制投入法による重回帰分析を行った。その際、本研究において「援助要請スタイル」に性差が認められたため、分析は男女別に行った（表7）。

① 援助要請「過剰型」

男性の場合は決定係数は $R^2 = .085$ であり、自己開示の各得点から「過剰型」に有意な影響力は見られなかった。一方、女性の場合は決定係数は $R^2 = .259$ であり、友人に対する自己開示（.398）が有意な正の影響（ $t=3.109, p<.01$ ）をもつことが示された。

② 援助要請「回避型」

男性の場合は決定係数は $R^2 = .023$ 、女性の場合は決定係数は $R^2 = .064$ であり、自己開示の各得点から「回避型」に有意な影響力は見られなかった。

③ 援助要請「自立型」

男性の場合は決定係数は $R^2 = -.076$ であり、女性の場合は決定係数は $R^2 = .003$ であり、自己開示の各得点から「自立型」に有意な影響力は見られなかった。

表6 被援助志向性を従属変数とする重回帰分析（偏回帰係数）

	男性	女性
家族に対する自己開示	.226	.039
友人に対する自己開示	.119	.453**
R^2	.040	.190**

** $p<.01$

表7 援助要請スタイル（3因子）を従属変数とする重回帰分析（偏回帰係数）

独立変数	男性			女性		
	過剰型	回避型	自立型	過剰型	回避型	自立型
両親に対する自己開示	.034	-.050	-.019	.191	-.016	-.143
兄弟姉妹に対する自己開示	.232	-.304	-.017	.093	-.121	-.117
友人に対する自己開示	.223	.027	-.129	.398**	-.284	-.035
R^2	.085	.023	-.076	.259***	.064	.003

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

考察

(1) 性差の検討

被援助志向性の性差について、本研究の結果は、女性の方が男性よりも援助を求める傾向にある、という水野・石隈（1999）を支持する結果になった。自己開示についても、女性の方が男性よりも自己開示をよく行うという榎本（1987）を支持する結果となった。永井（2010）によると、援助要請におけるこのような性差は援助要請が伝統的な性別役割に反するためであると解釈されている。実証研究ではGood, Dell & Mintz（1989）やSimonsen, Blazina, & Watkins（2000）において、男性における性別役割葛藤が援助要請への態度と負の関連を示すことが一貫して報告されている。男性は人に頼るべきではない、という意識から女性に比べると他者に自分のことを話したり相談したりすることを避けてしまうのではないだろうか。

(2) 自己開示をよく行う人は、援助要請に対する抵抗感が低く、志向性が高いという仮説の検討

被援助志向性得点を従属変数とする重回帰分析の結果から、男性では自己開示から被援助志向性に対する有意な影響力は見られなかった。一方、女性では自己開示から被援助志向性に対する正の影響力が見られ、友人に対して自己開示をよく行う人ほど援助要請に対する志向性が高いということが示唆された。井上・石川（2011）によると、大学生にとってピア・サポートのような仲間どうしの助け合いがメンタルヘルスや大学生活における諸問題の緩和、専門家へつなぐ窓口として役立つとされている。大学生にとって友人という存在が、ソーシャルサポートの資源として大部分を占めることや、そうしたソーシャルサポートの存在が援助要請意図を促進することが関係していると考えられる。Reis, H.T.,

Senchak, M. & Solomon, B（1985）によると、一般に男性より女性の方が親密な会話を好む傾向があり、また相手から深い自己開示を引き出す傾向があるとしている（榎本, 1997より）。このことから、友人に対してよく自己開示を行う傾向は男女で共通して見られるため、大勢の友人に対する自己開示においては有意な差が見られなかったが、より親密な会話が可能である個別の友人に対する自己開示においては女性の方が男性よりも自己開示を行っている、という結果が得られたのではないかと考える。

こうしたことから、大学生にとって友人は自分のことを話しやすい相手であり、普段から友人に自己開示を行っておくことで援助要請に対する抵抗感を軽減し、問題を抱えた際に仲間からのサポートを受けやすくすることが示唆された。特に女性においては、個別の友人に自己開示しておくことが援助要請の促進に有効であると考えられる。

(3) 自己開示をよく行う人は、問題が軽度であっても積極的に援助要請を行い、自己開示をあまり行わない人は、問題が深刻であっても援助要請を行わないという仮説の検討

援助要請スタイルを従属変数とした重回帰分析の結果から、男性では、自己開示から援助要請のスタイルに有意な影響力は見られなかった。女性では、自己開示の各得点から援助要請「過剰型」に対する影響力が有意であり、特に「友人に対する自己開示」に正の影響力が見られた。このことから、女性において、友人に自己開示を行っている人ほど、問題が軽度であっても積極的に援助要請を行う傾向があることが示された。

本研究の結果から、女性については、友人に対して普段から自分のことについて話していれば、問題が比較的軽度な段階で援助を求めることができると考えられる。逆に、普段から友人に対して自己開示を行っていない

と、いざという時に援助を求めることを避けてしまう可能性が考えられる。大学生にとって、友人がサポート資源として重要であることを述べてきた。また、本研究の結果から、友人に対する自己開示が援助要請を促進する可能性が示唆された。以上のことから、女性において、友人に自分のことについて普段から話しておくことは援助要請に対する志向性を高め、問題がより軽度な段階で他者に助けを求めることにつながるということが示唆された。

一方で、援助要請「回避型」と「自立型」については、その要因を自己開示で説明することはできなかった。このことは、「回避型」と「自立型」の傾向には自己開示以外の要因が関係しているということを示唆している。よって、今後は援助要請の傾向を説明する要因として、自己開示以外の要因を検討する必要があるだろう。

(4) 今後の展望

本研究では、自己開示を援助要請の前段階、あるいは問題が軽度な段階における悩み相談とし、普段から身近な他者に自己開示を行っている人は、いざ問題を抱えた際に身近な他者に援助を求めることができるのではないかとという仮説のもと、研究を行った。しかし、いくつかの課題が挙げられる。

第一に、自己開示を本論の意図通りに測れていたかということである。まず自己開示について、榎本(1997)の自己開示質問紙(ESDQ)から、「私的人間関係の側面(同性関係)」「私的人間関係の側面(異性関係)」「物質的自己」「趣味」「噂話」の5つの下位尺度を扱ったが、本研究の対象であった大学生にとって、これらの項目が日常的に身近な他者に開示する内容として一般的な内容であったのだろうか。また、本論で意図したところの援助要請の前段階にあてはまるものであったのかどうかはより客観的な検討の余地があっ

たのではないかと考えられる。

第二に、本研究において自己開示の相手や内容については明確に指定しているが、援助要請についてはその相手や問題の内容、深さといったことは区別していない。よって、援助要請の条件の指定の仕方によっては、別の見解が得られるのではないかと考える。

付記

本論文は、2016年度北海道教育大学教育臨床専攻教育・発達心理分野において卒業論文として提出したものに加筆・修正を加えたものである。本論文の作成にあたり、ご指導いただきました北星学園大学牧田浩一先生、北海道教育大学平野直己先生、調査にご協力いただいた方々に深く感謝申し上げます。

引用文献

- DePaulo, B.M.(1983) Perspectives on help-seeking.3-12. (In DePaulo, B.M.,Nadler,A.,& Fisher,J.D. (Eds.),*New Directions in helping.2 Help-seeking*. Academic Press.
- 榎本博明 (1987) 青年期(大学生)における自己開示性とその性差について. *心理学研究*, *58*,91-97.
- 榎本博明 (1997) 自己開示の心理学的研究. 北大路書房.
- 井上清子・石川洋子 (2011) 必修授業における上級生から下級生へのピアカウンセリングの試み—その効果と考察— (1). *教育学部紀要 文教大学教育学部*, *45*,13-20.
- 笠原正洋 (2003) 相談専門家と非専門家への援助要請意図と心理的変数との関連. *中村学園研究紀要*, *35*,15-21.
- 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 (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一. 教育心理学研究, *61*,44-55.

永井智 (2010) 大学生における援助要請意図—主要な要因間の関連から見た援助要請意図の規定因—. 教育心理学研究, *58*,46-56.

Pescosolido, B.A. & Boyer, C.A. (1999) How do people come to use mental health services? Current knowledge and changing perspectives. 392-411 (In Horwitz, A.V., & Scheid, T.L. (Eds.)), A handbook for the study of mental health: Social contexts, theories, and systems. Cambridge University Press.

坂本真士・丹野義彦・安藤清志 (2007) 臨床社会心理学. 東京大学出版会, 63-79.

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.

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.

