

研究論文

援助要請による利益とコストおよび過敏型自己愛傾向からみた 援助要請スタイルへの影響

大学院博士後期課程 2回生 河野七海

要約

他人に援助を求めることは援助要請と呼び、これまで研究がなされてきた。援助要請と関連する要因の探求が進み、関連があるとされてきた要因の一つに自尊感情がある。しかし、先行研究では援助要請と自尊感情との間には一貫した結果がでていない。そこで本研究では援助を要請することは問題解決能力のない自分をさらけ出すことであれば、それは恥と関連すると考え、過敏型自己愛傾向を取り上げた。過敏型自己愛傾向が援助を要請することによる利益とコストの見積もりの仕方に影響を及ぼし、それが援助要請に影響するという予測のもと、パス解析を行った。その結果、過敏型自己愛傾向は利益とコストに影響し、利益とコストは援助要請に影響することが明らかになった。ただしその影響の仕方は、援助を要請する相手が友人であるか家族であるか専門家であるかによって異なることがわかった。さらに、援助を要請する側である援助要請者の性別によっても異なることが明らかになった。援助要請は援助の相手によって援助をするかどうか決定するプロセスは異なり、援助要請の促進のためには援助を求める相手、そして援助者の性別によって方針を考える必要があることが明らかとなった。

キーワード：援助要請，利益とコスト，過敏型自己愛，大学生

問題と目的

近年、様々な心の問題を抱える大学生が増えている。退学、不本意な休学、就職困難、不応の問題など、その悩みの種類が多様化していることや、複雑化していることが数多く指摘されている（道又，2001；内田，2003）。学生相談室やカウンセリングセンターなどの専門的な相談機関が多く大学の設置され、悩みを相談する窓口が設けられている。他人に悩みを相談することは重要な対処方略である。こういった相談行動について、これまで援助要請の1つとして研究されてきた。援助要請とは、「個人が問題の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」（DePaulo, 1983）と定義され、相談行動はこの援助要請行動の一形態であるといえる（永井・新井，2007）。

援助要請は基本的に個人の適応にとって望ましいものであるということを前提にしており（Lee, 1999; Rickwood, Deane, Wilson, & Ciarrochi, 2005）、ほとんどの先行研究では、単次元の尺度で測定された援助要請の高低のみが問題とされている。しかしながら、永井（2013）は他者に援助を求める行動は必ずしも望ましいとは限らないとして、単純な援助要請の量だけでなく、その行動の質も考慮し、援助要請行動を自立型、過剰型、回避型の3つのスタイルにわけて測定している。自立型は、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示す。過剰型は、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示す。回避型は、問題の程度に関わらず、一貫して援助を要請しない傾向を示すものである。援助要請をスタイルにわけることによって、特に過剰型と自立型という、自助努力を試みた上での援助要請か否かを区別することができる。

援助要請が行われるまでには、様々な要因が影響し、要請するかどうかが決定される。現在の援助要請研究の中心はその要因の解明である(竹ヶ原, 2014)。

援助要請に影響を与える要因としてよく挙げられるのは、自尊感情である。援助を求めることは、自己の立場の弱さ、対処能力の低さ等を自己自身および他者に伝えることになり、自尊感情への脅威をもたらす(Fisher, Nadler, & Whitcher-Alagna, 1982; Nadler & Fisher, 1986)とされ、それが援助要請を抑制すると考えられてきたためである。しかし自尊感情と援助要請との関連については、自尊感情が高い人ほど援助や援助者を否定的に捉え、援助を求めないという「認知的一貫性仮説」(Fisherら, 1982; Bramel, 1968)と、自尊感情の低い人は自力で課題を解決できないといった自分が傷つく情報に対してよりいっそう敏感に反応し防衛的になり、援助を求めないという「傷つきやすさ仮説」(Tessler & Schwarz, 1972)の相反する2つの仮説が議論され続けており、どちらを支持する研究も存在しており、日本の研究においても一貫した知見は得られていない。

そこで、本研究では援助を求めることが、自己の能力の低さを露呈することであるとすれば、援助要請に影響をもたらしているのは、自尊感情ではなく自己愛なのではないかと考え、援助要請に影響する要因の1つとして自己愛をとりあげる。援助要請と自己愛の関係を調べた研究は筆者の知る限り見当たらないが、自己愛は自分に対する好意的・肯定的な見方や感覚という意味では自尊感情と共通した概念である

(中山, 2008)。近年, Gabbard (1994) が、自己愛を「無関心型」と「過敏型」の2類型にわけたことから、自己愛を2つの側面があるとして研究されることが増えた。Gabbardによれば、『無関心型』の自己愛は、誇大的で自己中心的、他者に対する関心が少ないことを特徴とし、『過敏型』の自己愛は、他者評価への敏感さ、内気さ、対人恐怖的心性を特徴とする」としており、過敏型の自己愛の特徴はこれまでKohut (1971, 1977) が述べてきた自己愛の特徴に近い。

過敏型の自己愛はGabbardによると、他者からの否定的な評価を受けたことによって恥が喚起され、注目されるのを避けるようになることが特徴である。また、岡野 (1998) も、「自己愛者が自己評価を高揚させるような体験をして自己を『理想自己』へ同一化させた後、何らかの失望や失敗をきっかけとして『恥ずべき自己』に転じる際に、恥や対人的な傷つきやすさをもたらされる」と述べている。

このように、自己愛の中でも特に過敏型の自己愛傾向は傷つきやすさや恥と深く関係している。先述したように援助要請が自我脅威となるとすれば、過敏型の自己愛傾向は援助要請に影響するのではないだろうか。筆者は自尊感情よりもむしろ、過敏型の自己愛のほうが、自我脅威からの傷つきやすさを表しているのではないかと考える。

もう1つ援助要請に影響する要因として、援助要請における利益とコストという概念をとりあげる。人は援助要請を行う際に、援助を要請することで得られる利益や、被るコストを予測している(永井ら, 2007; 高野・宇留田, 2002)。利益とは、援助要請を実行または回避することで生じるポジティブな結果であり、コストとは、援助要請の実行または回避をすることで生じるネガティブな結果のことを指す。援助要請は、要請実行における利益がコストより大きいと判断された場合に生じることが予測される(相川, 1989)。

本研究では、過敏型自己愛傾向が援助要請の際に見積もる利益とコストに影響し、利益とコ

ストが援助要請スタイルに影響しているのではないかと考え、それについて調査する。

また、これまでの援助要請研究では、どういった相手に援助を要請するかということを研究したのも多く存在する。その中で、専門家よりも友人や家族といった非専門家のほうが援助を要請しやすいことが、一貫して示されている。さらに専門家と非専門家への援助要請には、関連する要因が異なることが明らかになっている(興久田・太田・高木, 2011; 木村・水野, 2004)。そこで、援助要請の相手を友人、家族、専門家にそれぞれわけて調査し、相手ごとに要因の影響の仕方が異なるのではないかとすることも調査する。援助要請の相手ごとに調査を行うことによって、援助要請を促進する取り組みをより詳細に考えることができるようになるだろう。

本研究の目的

本研究は、援助要請による利益とコスト、そして過敏型自己愛傾向がどのように援助要請スタイルに影響を及ぼしているかを、援助要請の相手ごとに異なるかどうかを調べることを目的とする。そこで、以下の仮説を立て、検証する。

仮説1. 自己顕示抑制(自己顕示を恥ずかしいものと感じて抑制する傾向)、潜在的特権意識自分への特別の配慮を求める傾向)、承認・賞賛過敏性(他人からの承認、賞賛に過敏な傾向)の特徴を持っていると、悩みを相談することに不安を感じる。

仮説2. 自己緩和不全(不安や抑うつを自分で緩和する力の弱さ)の特徴を持っていると、小さな悩みでもすぐに相談する。

仮説3. 相談すると良い結果が返ってくると思っており、かつ相談への不安が低いと、悩みを相談する。

仮説4. 女性のほうが男性よりも悩みを相談する。

方法

調査対象者：調査対象者は関西にある4大学の学生281名(男性147名,女性134名)であった。

対象者の年齢は18歳～24歳、平均年齢は20.54歳、SDは1.253であった。

調査手続き：質問紙法で調査を行った。2大学では講義中に質問紙を配布し、その場で回答を求め回収を行った。所要時間は約15分であった。また、残り2大学では調査者の知人に協力を依頼し、後日回収した。質問紙の冒頭には、この調査は研究以外の目的では使用されないこと、回答途中で気分が悪くなるなど、これ以上回答したくないと思った場合は回答をやめるか、答えたくない質問には回答しなくても良いことを記載した。また、回答の有無による不利益はないことを加えて説明した。調査時期は2014年の12月初旬～中旬であった。

質問紙の構成

- (1) フェイスシート 調査対象者の基本的属性として、性別、年齢、回生、学科を尋ねた。
- (2) 援助要請スタイル 永井(2013)の援助要請スタイル尺度の中から下位尺度ごとに2項目ずつ選んで使用した。これは、援助要請の相手を友人、家族、専門家それぞれについて想定し回答を求めたため、回答者の負担を減らすことを目的に項目数を減らした。各項目について、自分がどの程度当てはまるかを5件法で回答を求めた。
- (3) 友人に対する援助要請利益・コスト 永井・新井(2008)の相談行動の利益・コスト尺度改訂版の中から、本研究に適した項目を選択して使用した。援助要請の利益としてポジティブな結果の中から4項目、コストとして秘密漏洩(3項目)、自己評価低下(3項目)、否定的応答(6項目中、本研究に適したもの5項目)の3つの下位尺度を選択した。「もしあなたが悩みを抱え、友人に相談するとしたら、どのようなことを考えますか。また、相談した結果どうなると思いますか。」という教示文で、自分の考えにどの程度当てはまるかを5件法で回答を求めた。
- (4) 家族に対する援助要請利益・コスト 永井・新井(2008)の相談行動の利益・コスト

尺度改訂版から、友人への援助利益・援助コストの項目で使用した内容と同じものを、相談相手が家族の場合を想定して回答を求めた。友人の場合と同じ教示文で5件法で回答を求めた。

(5) 専門家に対する援助要請利益・コスト

専門家への援助要請の利益として、木村・水野(2008)の学生相談利用のメリット尺度の中から、本研究に適していると思われた4項目を選択して使用した。専門家への援助要請のコストを測定する尺度として、水野・今田(2001)の援助不安尺度を使用した。援助不安尺度は、呼応性の心配(4項目)と汚名の心配(4項目中、本研究に適したもの3項目を使用)の2つの下位尺度からなる。5件法で回答を求めた。

(6) 過敏型自己愛傾向 上地・宮下(2009)

のNVS短縮版を使用した。自己顕示抑制、自己緩和不全、潜在的特権意識、承認・賞賛過敏性の4つの下位尺度からなる。「あなたは、日常生活の中で以下の項目のようなことを思うことがどれくらいありますか。」という教示文で5件法で回答を求めた。

(7) 専門家へ援助を要請した経験 「あなたは

カウンセラーなどの専門家に悩みを相談したことがありますか」という教示文で、専門家への援助要請経験を尋ね、「はい」か「いいえ」で回答を求めた。

結 果

1. 各尺度の因子分析の結果

援助要請スタイル

援助要請スタイル尺度の6項目について、友人に対する援助要請スタイル、家族に対する援助要請スタイル、専門家に対する援助要請スタイルのそれぞれに分け、因子分析(主成分分析、バリマックス回転)を行った。因子数は原尺度から3因子が妥当であると考え、因子数を3に固定し分析を行った。友人、家族、専門家のどの相手の場合でも、原尺度と同じ項目が因子としてまとまっていた。因子名は永井(2013)に

ならない、第一因子を過剰型、第二因子を自立型、第三因子を回避型と命名した。なお、各因子の α 係数を算出したところ、友人、家族、専門家における、過剰型、自立型、回避型の全てにおいて α 係数が.60を超えており、信頼性があると結論した。

友人・家族への援助要請利益・コスト

相談行動の利益・コスト尺度の15項目について、友人相手の場合と家族相手の場合のそれぞれの場合にわけて、因子分析(主成分分析、プロマックス回転)を行った。原尺度から4因子が妥当であると考え、因子数を4に固定した。友人、家族のどちらの場合も原尺度と同じ項目が因子としてまとまっていた。因子名は永井ら(2008)にならない、第一因子をポジティブな結果、第二因子を秘密漏洩、第三因子を自己評価低下、第四因子を否定的応答と命名した。以下、援助要請の利益は第一因子のポジティブな結果のことを、援助要請のコストは第二因子の秘密漏洩、第三因子の自己評価低下、第四因子の否定的応答の3因子のことを指す。なお、各因子の α 係数を算出したところ、友人、家族それぞれにおける4つの因子全てにおいて α 係数が.70を超えていたため、信頼性があると結論した。

専門家への援助要請利益

学生相談利用のメリット尺度の4項目について、因子分析(主成分分析、バリマックス回転)を行った。原尺度の因子数と、固有値の減衰傾向(2.467→0.71→0.45→0.37)から、1因子構造が妥当であると考えた。原尺度名は学生相談利用のメリット尺度であるが、本研究の趣旨に合わせて因子名を専門家への援助要請利益と命名した。 α 係数を算出したところ、 $\alpha = .79$ と高い数値であったため、信頼性があると結論した。

専門家への援助要請コスト

援助不安尺度の7項目について、因子分析(主成分分析、バリマックス回転)を行った。固有値の減衰傾向(2.99→0.90→0.87→0.71…)から、1因子構造が妥当であると考えた。原尺度では2因子であったが、本研究では1因子構造となったため、因子名は原尺度名を参考に専門家

への援助要請コストと命名した。 α 係数を算出したところ、 $\alpha = .77$ と高い数値であったため、信頼性があると結論した。

自己愛的脆弱性尺度短縮版 (NVS短縮版)

NVS短縮版の20項目について、因子分析（主成分分析，プロマックス回転）を行った。固有値の分散の%が3因子目までが5%以上であることと、固有値の減衰傾向（8.05→2.12→1.46→0.98→0.86…）から、3因子構造が妥当であると考えた。その結果、十分な因子負荷量を示さなかった「誰かと話しているときには、自分の話題で時間をとりすぎてはいけな」と「自分の発言や行動が他の人からよく評価されていないと、そのことが気になって仕方がない」という2項目を除外した。残りの18項目について再度因子分析（主成分分析，プロマックス回転）を行ったところ、表1のような結果になった。

原尺度は4因子構造で、本研究の結果とは異

なったため、因子名は因子の内容を検討し、命名した。第一因子は、構成される項目から、他者から認められないと自分の存在が不安になるため周囲に承認を求めると、承認が得られないと心の中で不満を募らせる傾向を示していると考えられたため、承認欲求と命名した。第二因子は、構成される項目から、批判や嫌われることを恐れて不自然に自己顕示を抑制する傾向を示していると考えられたため、他者評価過敏性と命名した。第三因子は原尺度と同じ項目内容であったことから、自分だけでは困難な感情緩和を他者に求める傾向であるとして、上地らにならない、自己緩和不全と命名した。

なお、各因子の α 係数を算出したところ、承認欲求（ $\alpha = .86$ ）、他者評価過敏性（ $\alpha = .87$ ）、自己緩和不全（ $\alpha = .82$ ）と、全ての因子において高い数値が得られたため、信頼性があると結論した。

表1 自己愛的脆弱性尺度 (NVS) の因子分析の結果

	I	II	III
〈承認欲求〉 $\alpha = .86$			
周りの人の態度を見ていて、こちらへの配慮が足りないと思うことがある	.93	-.12	-.20
周りの人に対して「もっと私の気持ちを考えてほしい」と思うことがある	.89	-.12	-.01
私は、周囲の人がもっと私の能力を認めてくれたらいいのと思う	.74	.07	-.03
周りの人に対して「もっと私の発言を尊重してほしい」と思うことがある	.71	-.04	.08
他の人が私の発言や行動に注目してくれないと、自分が無視されているように感じる	.67	.09	.02
他の人が私に接するときの態度が丁寧ではないので、腹が立つことがある	.65	.10	-.10
自分の良い所を褒められたり認められたりしないと、自分に自信が持てない	.43	.25	.24
〈他者評価過敏性〉 $\alpha = .87$			
人と話した後に「あんなに自分を出すのではなかった」と後悔することがある	-.13	.94	-.11
「自分のことを話しすぎた」と思って、自己嫌悪におちいることがある	-.06	.92	-.09
人前で自分のことを話した後、話した内容について後悔することがある	-.05	.85	.04
他の人に自分のことを自慢するような話をした後で、後味の悪い感じが残ることがある	.05	.70	.03
他の人から批判されると、そのことが長い間ずっと頭にこびりついて離れない	.30	.52	.06
相手が私を避けているように思えると、私は非常に落ち込んでしまう	.24	.51	.09
〈自己緩和不全〉 $\alpha = .82$			
悩みや心配事がある時には、自分の中にとどめておけなくて、すぐに誰かに話したくなる	-.26	.01	.92
悩んだり落ち込んだりしたときに、相談できる人が身近にいないと、私は生きていけないと思う	-.19	-.04	.92
つらいことや苦しいことがあるときには、身近な人にそれを理解してほしいと強く期待する	.29	-.08	.67
精神的に不安定になっている時は、誰かと話をしないと落ち着くことができない	.25	-.14	.63
不安を感じている時には、誰かから大丈夫だと言ってもらわないと安心できない	.09	.20	.56
	因子間相関		
	I	II	III
		.54	.56
	II		.39
	III		

2. t検定による性差の結果

性差の有無を確認するため、それぞれの尺度について下位尺度ごとに平均点を算出し、t検定を行った。分析結果を表2に示す。

援助要請スタイル

友人に対する援助要請スタイルにおいて、過剰型において有意差が見られ ($t(279)=3.10, p<.01$)、男性より女性のほうが平均得点が有意に高かった。回避型においても有意差が見られ ($t(276)=-3.13, p<.01$)、女性よりも男性のほうが平均得点が有意に高かった。このことから、友人に対する援助要請スタイルは、過剰型は女性に多く、回避型は男性に多いことがわかった。

家族に対する援助要請スタイルでは、全てのスタイルにおいて有意差が見られた(過剰型 $t(278)=3.95, p<.001$; 自立型 $t(278)=3.31, p<.01$; 回避型 $t(276)=-2.81, p<.01$)。過剰型と自立型は男性より女性のほうが平均得点が有意に高

表2 男女別にみた各得点の平均値

	女性 (n=134)	男性 (n=147)	t 値
過剰型 (友人)	3.12(1.20)	2.67(1.24)	3.10**
自立型 (友人)	3.58(1.00)	3.33(1.18)	1.89
回避型 (友人)	2.47(1.07)	2.89(1.13)	-3.13**
過剰型 (家族)	3.03(1.27)	2.45(1.20)	3.95***
自立型 (家族)	3.49(1.12)	3.04(1.12)	3.31**
回避型 (家族)	2.42(1.06)	2.79(1.12)	-2.81**
過剰型 (専門家)	1.37(0.70)	1.49(0.87)	-1.26
自立型 (専門家)	2.06(1.23)	2.06(1.24)	-0.1
回避型 (専門家)	2.80(1.49)	3.14(1.35)	2.04*
ポジティブな結果 (友人)	3.21(0.67)	3.11(0.70)	1.22
秘密漏洩 (友人)	2.17(1.00)	2.52(0.98)	-2.95**
自己評価低下 (友人)	2.46(1.08)	2.77(1.21)	-2.24*
否定的応答 (友人)	2.29(0.67)	2.45(0.70)	-2.05*
ポジティブな結果 (家族)	3.65(1.00)	3.32(0.95)	2.81**
秘密漏洩 (家族)	1.84(1.01)	1.97(0.97)	-1.13
自己評価低下 (家族)	2.32(1.24)	2.52(1.26)	-1.31
否定的応答 (家族)	2.26(0.92)	2.25(0.75)	0.13
専門家への被援助利益	3.69(0.85)	3.47(0.92)	2.11*
専門家への援助不安	2.29(0.68)	2.31(0.74)	-0.25
承認欲求	2.74(0.75)	2.72(0.89)	0.24
他者評価過敏	3.42(0.81)	3.15(1.03)	2.49*
自己緩和不全	3.15(0.84)	2.63(0.93)	4.89***

() 内は標準偏差を示す * $p<.05$ ** $p<.01$ *** $p<.001$

く、回避型は女性より男性のほうが平均得点が有意に高かった。家族に対する援助要請スタイルは、過剰型と自立型は女性に多く、回避型は男性に多いことがわかった。

専門家に対する援助要請スタイルにおいては、回避型にのみ有意差が見られた ($t(276)=-2.04, p<.05$)。女性よりも男性のほうが平均得点が有意に高く、専門家に対する援助要請スタイルは、回避型にのみ男女差があり、回避型は男性に多いことがわかった。

よって、仮説1「男性よりも女性のほうが悩みを相談する」は、友人と家族の場合において支持されたといえる。専門家の場合は、男性が援助を避ける傾向は確認されたが、女性のほうが援助を求めやすいとはいえないため、支持されなかった。

援助要請利益・コスト

友人への援助要請利益に男女差はみられなかった。友人への援助要請コストにおいては、秘密漏洩、自己評価低下、否定的応答のどの下位尺度においても、男女間で有意差が見られた(秘密漏洩 $t(279)=-2.95, p<.01$; 自己評価低下 $t(279)=-2.24, p<.05$; 否定的応答 $t(279)=-2.05, p<.05$)。どの下位尺度においても、女性よりも男性の平均得点のほうが有意に高く、男性のほうが友人に対して援助要請のコストを高く見積もっていることがわかった。

家族への援助要請利益において有意差が見られた ($t(278)=2.81, p<.01$)。男性よりも女性のほうが平均得点が有意に高く、家族に対しては女性のほうが援助を求めるとポジティブな結果になると思っていることがわかった。また、援助要請コストにおける男女差は見られなかった。

専門家への援助要請利益において有意差が見られた ($t(276)=2.11, p<.05$)。男性よりも女性のほうが平均得点が有意に高く、女性のほうが専門家へ相談することのメリットがあると感じていることがわかった。専門家への援助要請コストにおける男女差は見られなかった。

過敏型自己愛傾向

自己愛的脆弱性尺度短縮版の下位尺度ごとに

男女差を検討したところ、他者評価過敏性と自己緩和不全の下位尺度において男女差が見られた（他者評価過敏性 $t(270)=2.49, p<.05$; 自己緩和不全 $t(277)=4.89, p<.001$ ）。どちらも男性より女性のほうが平均得点が有意に高く、女性のほうが他者に自分がどう見られているかを気にしており、また、不安や心配事を他人と共有しないと抱えられない人が多いことがわかった。承認欲求における男女差は見られなかった。

3. パス解析の結果: 援助要請スタイルに影響する要因について

援助要請のスタイルを規定する諸要因の関係を明らかにするために、援助要請の相手ごとにパス解析を行った。解析に用いた変数は3水準に整理された。第1水準は、自己愛的脆弱性尺度短縮版の下位尺度である3変数（承認欲求、他者評価過敏、自己緩和不全）であり、第2水

準は、援助要請の相手が友人と家族の場合は援助要請期待と援助不安の下位尺度である4変数（ポジティブな結果、秘密漏洩、自己評価低下、否定的応答）、専門家の場合は2変数（専門家への援助要請利益、専門家への援助要請コスト）である。第3水準は、援助要請スタイルの3変数（過剰型、自立型、回避型）である。また、 t 検定において男女差のある項目が多く見られたため、パス解析も男女別に行うことにした。解析は一括投入方式の重回帰分析によって行い、第2水準の変数を基準変数にして、第1水準の変数を説明変数とする解析と、第3水準の変数を基準変数にして、第1、第2水準の変数を説明変数とする解析とを行った。

援助要請を行う人が女性の場合

援助要請者が女性の場合について、分析結果を表に示す（表3、4、5）。

援助要請の相手が友人の場合（表3）、ポジ

表3 女性が友人に対して援助要請をする場合の援助要請利益・コストとNVS短縮版に対する重回帰分析の結果

説明変数	ポジティブな結果		秘密漏洩		自己評価低下		否定的応答		過剰型		自立型		回避型	
	β	r	β	r	β	r	β	r	β	r	β	r	β	r
承認欲求	-.085	.106	.308**	.177*	.256	.232**	.407***	.336***	-.078	.155	-.007	-.110	-.116	-.111
他者評価過敏性	.017	.090	.101	.138	.130	.200	.155	.261**	-.004	.097	-.147	-.166	.035	-.010
自己緩和不全	.371***	.334***	-.363***	-.179*	-.176	-.009	-.296**	-.046	.513***	.551***	-.063	.009	-.224*	-.338***
ポジティブな結果									.194*	.331***	.439***	.397***	-.176	-.226**
秘密漏洩									-.058	-.251**	.184	-.022	-.056	.209*
自己評価低下									-.103	-.110	-.039	.062	.205*	.198*
否定的応答									-.018	-.158	-.210*	-.222*	.240*	.287**
説明率 (R^2)	.117**		.134***		.087**		.191***		.362***		.237***		.226***	

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

表4 女性が家族に対して援助要請をする場合の援助要請利益・コストとNVS短縮版に対する重回帰分析の結果

説明変数	ポジティブな結果		秘密漏洩		自己評価低下		否定的応答		過剰型		自立型		回避型	
	β	r	β	r	β	r	β	r	β	r	β	r	β	r
承認欲求	-.103	.034	.327**	.262**	.295**	.294***	.380***	.337***	-.116	.033	-.098	-.141	.022	.025
他者評価過敏性	-.074	-.016	.082	.175*	.124	.229**	.099	.227**	-.046	-.018	-.117	-.163	.113	.111
自己緩和不全	.349***	.275**	-.212*	-.025	-.124	.060	-.183	.036	.263**	.332***	-.071	-.033	-.225*	-.241**
ポジティブな結果									.526***	.538***	.399***	.361***	-.257**	-.386***
秘密漏洩									.071	-.215*	-.085	-.214*	.036	.291**
自己評価低下									-.142	-.197*	.126	-.042	.161	.274**
否定的応答									.136	-.154	.075	-.150	.026	.266**
説明率 (R^2)	.094**		.106**		.108**		.144***		.358***		.181**		.231***	

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

表5 女性が専門家に対して援助要請をする場合の援助要請利益・コストとNVS短縮版に対する重回帰分析の結果

説明変数	専門家への援助要請利益		専門家への援助要請コスト		過剰型		自立型		回避型	
	β	r	β	r	β	r	β	r	β	r
承認欲求	.030	.094	.345**	.324***	.198	.082	-.008	-.022	-.159	-.104
他者評価過敏性	-.015	.044	.039	.182*	-.169	-.079	-.015	-.016	.001	-.025
自己緩和不全	.144	.154*	-.081	.102	-.019	.005	-.025	.001	-.027	-.088
専門家への援助要請利益					-.144	-.126	.194*	.190*	-.092	-.196*
専門家への援助要請コスト					-.019	.040	-.023	-.094	.276**	.232**
説明率 (R^2)	.024		.111**		.049		.041		.106*	

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

ティブな結果に対しては自己緩和不全から正のパス係数が有意であった。秘密漏洩は承認欲求から正の、自己緩和不全から負のパス係数が有意であり、自己評価低下は承認欲求から正のパス係数が有意であった。さらに、否定的応答は承認欲求から正の、自己緩和不全から負のパス係数が有意であった。過剰型に対してはポジティブな結果と自己緩和不全から正のパス係数が有意であった。自立型はポジティブな結果から正の、否定的応答から負のパス係数が有意であった。回避型は自己評価低下と否定的応答からは正の、自己緩和不全からは負のパス係数がそれぞれ有意であった。

援助要請の相手が家族の場合(表4)、ポジティブな結果に対しては自己緩和不全から正のパス係数が有意であった。秘密漏洩は承認欲求から正の、自己緩和不全から負のパス係数が有意であった。自己評価低下は承認欲求から正のパス係数が有意であった。否定的応答は承認欲求から正のパス係数が有意であった。過剰型に対してはポジティブな結果と自己緩和不全から正のパス係数が有意であった。自立型はポジティブな結果から正のパス係数が有意であり、回避型はポジティブな結果と自己緩和不全からそれぞれ負のパス係数が有意であった。

援助要請の相手が専門家の場合(表5)、専門家への援助要請利益を基準変数とした重回帰分析は、重決定係数が有意にならなかった。専門家への援助要請コストに対しては承認欲求から正のパス係数が有意であった。過剰型と自立型を基準変数とした重回帰分析では、重決定係数が有意にならなかった。回避型に対しては専門家への援助要請コストから正のパス係数が有意であった。

以上のことから、女性が友人に援助要請を行う場合、仮説1は、援助要請の相手が友人、家族、専門家のどの場合においても、他者評価過敏性は影響しないが、承認欲求の特徴を持っていると悩みを相談することに不安を感じるといえ、部分的に支持された。仮説2は、援助要請の相手が友人と家族の場合において支持された。

専門家の場合は支持されなかった。仮説3は、友人の場合には支持されるが、家族の場合は援助への不安が高くて相談をするため支持されなかった。専門家の場合は援助への不安が低ければ相談し、良い結果が返ってくるかどうかは相談することにつながらないという結果になり、部分的に支持された。

援助要請を行う人が男性の場合

援助要請者が男性の場合について、分析結果を示す(表6, 7, 8)。

援助要請の相手が友人の場合(表6)、ポジティブな結果に対しては自己緩和不全から正のパス係数が有意であった。秘密漏洩は他者評価過敏から正のパス係数が有意であった。自己評価低下は他者評価過敏から正のパス係数が有意であった。否定的応答に対する有意なパスはなかった。過剰型に対してはポジティブな結果と自己緩和不全から正の、自己評価低下から負のパス係数が有意であった。自立型はポジティブな結果から正のパス係数が有意であった。回避型はポジティブな結果と自己緩和不全から負の、自己評価低下と否定的応答から正のパス係数がそれぞれ有意であった。

援助要請の相手が家族の場合(表7)、ポジティブな結果に対しては自己緩和不全から正のパス係数が有意であった。秘密漏洩は承認欲求から正の、自己緩和不全から負のパス係数が有意であった。自己評価低下は承認欲求から正のパス係数が、否定的応答は承認欲求から正のパス係数が有意であった。過剰型に対しては自己緩和不全から正のパス係数が、自立型はポジティブな結果から正のパス係数が、回避型はポジティブな結果と自己緩和不全から正の、自己評価低下から負のパス係数がそれぞれ有意であった。

援助要請の相手が専門家の場合(表8)、専門家への援助要請利益を基準変数とした重回帰分析では、重決定係数が有意にならなかった。専門家への援助要請コストに対しては承認欲求からのパス係数が有意であった。過剰型は専門家への援助要請利益から正のパス係数が、自立

表 6 男性が友人に対して援助要請をする場合の援助要請利益・コストとNVS短縮版に対する重回帰分析の結果

説明変数	ポジティブな結果		秘密漏洩		自己評価低下		否定的応答		過剰型		自立型		回避型	
	β	r	β	r	β	r	β	r	β	r	β	r	β	r
承認欲求	-.078	.164*	-.049	.159*	.194	.339***	.144	.275***	-.201	.133	.078	.153	.059	-.023
他者評価過敏性	.136	.184*	.337**	.287***	.307**	.395***	.171	.280***	.067	.106	-.132	.048	.122	.060
自己緩和不全	.225*	.235**	-.037	.083	-.100	.166*	.020	.192*	.488***	.424***	.171	.262**	-.321**	-.259**
ポジティブな結果									.356***	.383***	.399***	.421***	-.341***	-.303***
秘密漏洩									.000	-.085	-.036	-.051	-.194	.037
自己評価低下									-.181*	-.091	.009	.088	.245*	.187*
否定的応答									-.129	-.136	-.062	-.032	.220*	.184*
説明率 (R^2)	.065*		.086**		.071***		.091**		.354***		.221***		.267***	

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

表 7 男性が家族に対して援助要請をする場合の援助要請利益・コストとNVS短縮版に対する重回帰分析の結果

説明変数	ポジティブな結果		秘密漏洩		自己評価低下		否定的応答		過剰型		自立型		回避型	
	β	r	β	r	β	r	β	r	β	r	β	r	β	r
承認欲求	-.133	.171*	.412**	.164*	.293*	.342***	.323*	.214**	-.137	.191*	.030	.200*	.130	-.058
他者評価過敏性	.117	.178*	-.045	.090	.165	.322***	.042	.169*	.054	.144	.045	.170*	-.053	-.040
自己緩和不全	.340**	.305***	-.329**	-.079	-.099	.168*	-.212	.016	.448***	.413***	.123	.302***	-.282*	-.264**
ポジティブな結果									.145	.255**	.451***	.483***	-.179*	-.151**
秘密漏洩									.144	-.089	-.004	-.151	-.074	.163
自己評価低下									-.124	-.114	-.166	-.106	.266**	.277**
否定的応答									-.134	-.149	.102	-.089	.067	.222**
説明率 (R^2)	.102**		.090**		.137***		.073*		.221***		.281***		.186***	

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

表 8 男性が専門家に対して援助要請をする場合の援助要請利益・コストとNVS短縮版に対する重回帰分析の結果

説明変数	専門家への援助要請利益		専門家への援助要請コスト		過剰型		自立型		回避型	
	β	r	β	r	β	r	β	r	β	r
承認欲求	-.145	.057	.333*	.303***	.194	.165*	-.008	.112	.203	.037
他者評価過敏性	.155	.121	.050	.235**	.045	.159	-.015	.234**	-.078	.003
自己緩和不全	.147	.121	-.096	.147*	-.082	.098	-.025	.101	-.244*	-.123
専門家への援助要請利益					.231**	.249**	.194*	.260**	-.065	-.088
専門家への援助要請コスト					-.026	.026	-.023	-.030	.235**	.244**
説明率 (R^2)	.028		.098**		.087*		.121**		.101*	

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

型は専門家への援助要請利益と他者評価過敏から正のパス係数が、回避型は専門家への援助要請コストから正のパス係数がそれぞれ有意であった。

以上のことから、仮説1は友人の場合は他者評価過敏性、家族と専門家の場合は承認欲求の特徴を持っていると、悩みを相談することに不安を感じるといえ、部分的に支持された。仮説2は、援助要請の相手が友人と家族の場合において支持された。専門家の場合は支持されなかった。仮説3は、コストの一部が影響を与えており、概ね支持されたといえる。

考 察

本研究は、援助要請による利益とコスト、そして過敏型自己愛傾向がどのように援助要請スタイルに影響を及ぼしているかを、援助要請の相手ごとに異なるかどうかを調べることを目的

として行った。その結果、援助を要請する相手によって、過敏型自己愛傾向と援助要請による利益とコストの影響の仕方が異なった。また、援助を要請する相手だけでなく、援助を要請する側の性別によっても影響の仕方が異なることが明らかとなった。

性別による内面を打ち明ける際の態度の差について、大矢(2004)は、解離性同一性障害の5症例の検討から、診察場面における印象として、女性患者は「衣」をまとい、男性患者は「鎧」をまとうという差異を見出し、明らかな男女の態度や姿勢の違いを指摘している。これは、女性は自主的に受診し、治療者に対し内面を話すことが多く、傷ついた体に衣をまとうて傷を比較的容易に見せる姿のことであり、男性は傷ついた体を鎧で隠すかのように、受診することを恥じ、受診しても多くを語らず弱音を吐こうとしない姿を示している。

本研究においても、友人と家族が援助要請の相手の場合、女性のほうが自立型と過剰型の援助要請スタイルになりやすく、女性のほうが男性よりも援助を要請しようと思うことが明らかになった。また、援助を要請することによるコストも男性のほうが高く見積もり、援助を要請することに対する抵抗感があることが示唆される結果となった。

友人へ援助を要請する場合、過敏型自己愛傾向の中でも、女性は他者から認めてほしいと思いつつも不満を心の中にとどめている傾向のある人のほうが、男性は自己表出によって他者から批判されることを恐れる傾向のある人のほうが、援助要請のコストを高く見積もり、つまり援助を要請することに対して不安を感じやすく、それが援助の回避につながるということがわかった。承認欲求の特徴のある女性は、周囲に認めてもらえないと感じている。つまり、周囲の人は自分を認めてくれない存在ということになる。他者を信頼出来ない気持ちが、援助を要請しても否定的な返事をされるのではないかと（否定的応答）、悩みを相談することは自分の弱みを見せることであり（自己評価低下）、相談したことを暴露されるのではないかと（秘密漏洩）という不安となって、心のうちにとどまるのではないだろうか。

男性の場合、他者評価過敏性の特徴がコストに影響していることから、他者評価過敏性の特徴を持つ男性は、友人に対してありのままの自分で付き合うのではなく、嫌われないためにあまり自分を出さないようにして付き合っているのではないかと考えられる。

このことから、友人への援助要請を促すためには、男女どちらの場合においても援助を要請することによる利益を高く見積もれることと、コストを下げるのが大切であるが、コストを下げるためには、女性は承認欲求を軽減するような、信頼できる友人関係を持つことが大切で、男性は他者評価過敏性を軽減するような、自分の内面を出すことも大切であるという意識を持つことが重要になってくると考えられる。

家族へ援助を要請する場合は、援助を要請することへの不安を抱いたとしても、実際援助を求めるかどうかの選択には影響しにくいことが、特に女性の場合に明らかになった。家族へ援助を求めるかどうかは、不安よりも、援助を求めれば問題が解決するかどうか、話を聞いてくれるかどうかという援助要請による利益の見積もりが、援助をするかどうかを左右することがわかった。家族に対して援助を求めるときは、お互い気を遣わなくて済む関係であることや、家族からは自分にどんな評価をされても自己が脅かされにくいのではないかと推察される。ただし男性の場合、唯一自己評価低下のコストが回避型に影響を与えていた。これは、男性の場合は家族であっても、悩みを相談することは自分の弱みを見せることであると考えているといえる。自己評価低下は承認欲求からの影響も受けていることから、家族にしっかり認められていない感覚が自己評価低下の恐れを感じさせ、援助を回避するといえる。先行研究からも、家族のサポートは男子より女子のほうが受けやすいことが明らかになっており（福岡・橋本, 1997）、その理由は、家族とのサポート関係のもつ心理的な意味を反映していると考えられている。男性の場合は、家族からの自立が重要な発達課題の一つであり、家族への依存はむしろ否定的な意味を持つ可能性さえあると福岡らは述べており、特にそれは承認欲求の特徴を持っていると感じやすいため、家族に認められていると思えるか、家族との信頼関係が重要である。

専門家へ援助を要請する場合は、利益とコスト、そして過敏性自己愛傾向は、友人や家族ほど影響力を持たないことが明らかになった。専門家への援助要請は、専門家独特の要因が関係しているものと思われる。特に自己緩和不全の傾向も援助要請に影響しなかったことから、専門家に対する援助要請というのは、気軽に行うものではないという認識があることが背景にあると考えられる。

その他に、他者評価過敏性の特徴を持つ男性は専門家への自立型援助要請スタイルにつなが

ることが明らかになった。ここから考えられるのは、友人や家族に援助を要請しにくい、自己表出にためらいのある男性が、非日常の人物である専門家には援助を要請しやすいのではないかということである。友人、家族に援助を求めにくい男性が、もしも深刻な悩みを抱えたときに、専門家になら援助を要請できるとするならば、専門家への援助要請を行うという選択肢を減らさないことが大切になってくる。そのためには相談機関の情報提供が重要になるだろう。その際、他者からの評価を気にしないで良い空間であると認識できるような工夫や、友人などに知られず相談できるシステムのアピールが有効であると考えられる。

他者の援助が必要にもかかわらず援助を求められない人をどうやってサポートするかは、今後もさらに検討されるべき内容である。その際には、援助を要請する相手と、援助を要請する側の性別をわけて研究を進め、援助要請促進の手がかりを探っていく必要があることが本研究で示されたことは、意義があったと思われる。

今後の課題として、今回専門家への援助要請には、過敏型自己愛傾向と援助要請による利益とコストだけでは説明力不足であることが明らかとなった。専門家への援助要請に特有の要因が多いことが予想されるため、専門家の援助要請について調査する際は、援助要請の相手を専門家に限定して、詳細な検討が行われる必要があるだろう。

引用文献

相川充 (1989). 援助行動. 大坊郁夫・安藤清志・池田謙一 (編) 個人から他者へ. 社会心理学パ
Bramel, D. (1968). *Dissonance, expectation, and the self*. In R. P. Abelson, E. Aronson, W. J. McGuire, T. M. Newcomb, M. J. Rosenberg, & P. H. Tannenbaum (Eds.), *Theories of cognitive consistency: A sourcebook*, pp.355-365.
DePaulo, B. M. & Fischer, J. D. (1980). The Cost of Asking for Help. *Basic and Applied Social Psychology*, 7, 23-35.

Fisher, J. D., Nadler, A., & Witcher-Alanga, S. (1982). Recipient reactions to aid. *Psychological Bulletin*, 91, 27-54.
Gabbard, G. O. (1994). *Psychodynamic Psychiatry in Clinical Practice—The DSM-IV Edition*. Washington, D. C., American Psychiatric Press.
福岡欣二・橋本宰 (1997). 大学生と成人における家族と友人の知覚されたソーシャル・サポートとそのストレス緩和効果. 心理学研究, 68, 403-409.
上地雄一郎・宮下一博 (2009). 対人恐怖傾向の要因としての自己愛的脆弱性, 自己不一致, 自尊感情の関連性. パーソナリティ研究, 17, 280-291.
Kohut, H. (1971). *The analysis of the self*. New York, International Universities Press. (水野信義・笠原嘉 監訳, 1994, 自己の分析. みすず書房)
Kohut, H. (1977). *The restoration of the self*. New York, International Universities Press. (水野信義・笠原嘉 監訳, 1995, 自己の修復. みすず書房)
木村真人・水野治久 (2004). 大学生の被援助志向性と心理的変数との関連について—学生相談・友達・家族に焦点を当てて. カウンセリング研究, 37, 260-269.
木村真人・水野治久 (2008) 大学生の学生相談に対する被援助志向性の予測—周囲からの利用期待に着目して. カウンセリング研究, 41, 235-244.
Lee, F. (1999). Verbal-strategies for seeking help in organizations. *Journal of Applied Social Psychology*, 29, 1472-1496.
道又紀子 (2001). 学生相談に関する近年の研究動向—1998~2000年度の文献レビュー. 学生相談研究, 22, 251-257.
水野治久・今田里佳 (2001). 大学生の援助に対する不安と援助志向性に関する研究. 日本心理臨床学会第20回大会研究発表集, 233.
Nadler, A., & Fisher, J. D. (1986). The role of threat to self-esteem and perceived control in recipient reactions to aid: Theory development and empirical validation. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental social psychology*. 19, pp81-123. New York: Academic Press.
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.
- 永井智・新井邦二郎 (2007). 利益とコストの予想が中学生における友人への相談行動に与える影響の検討. 教育心理学研究, **55**, 197-207.
- 永井智・新井邦二郎 (2008). 悩みの種類から見た中学生における友人に対する相談行動—予想される利益・コストとの関連. 学校心理学研究, **8**, 41-48.
- 中山留美子 (2008). 肯定的自己評価の諸側面—自尊感情と自己愛に関する研究の概観から. 名古屋大学大学院教育発達科学研究科紀要, **55**, 105-125.
- 岡野憲一郎 (1998). 恥と自己愛の精神分析—対人恐怖から差別論まで. 岩崎学術出版社, 東京.
- 大矢大 (2004). 解離性障害, 外傷性精神障害に性差はあるのか? 宮地尚子 (編) *トラウマとジェンダー—臨床からの声*. 金剛出版, 東京, 149-168.
- Rickwood, D. J., 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.
- 高野明・宇留田麗 (2002). 援助要請行動から見たサービスとしての学生相談. 教育心理学研究, **50**, 113-125.
- 竹ヶ原靖子 (2014). 援助要請行動の研究動向と今後の展望—援助要請者と援助者の相互作用の観点から. 東北大学大学院教育学研究科研究年報, **62**(2), 167-184.
- Tessler, R. C., & Schwartz, S. H. (1972). Help seeking, self-esteem, and achievement motivation: An attributional analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, **21**, 318-326.
- 内田千代子 (2003). 大学における休・退学, 留年学生について—調査をもとに. 大学と学生, **460**, 25-33.
- 與久田巖・太田仁・高木修 (2011). 女子大学生の援助要請行動の領域, 対象, 頻度と大学生活不安および社会的スキルとの関連. 関西大学『社会学部紀要』, **42**, 105-116.