

# 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

笠 原 正 洋

## The Relation of Psychological Factors to the Intention of Seeking Professional and Nonprofessional Help

Masahiro Kasahara

(2002年11月26日受理)

精神保健や心理臨床の分野では、人が悩みを抱えながら専門家に相談を求めるという現象を service gap (Kushner & Sher, 1991) と称し、相談を求める行為や意図に影響する諸要因を抽出し、その因果関係を記述することが課題となっている。これは援助要請 help-seeking 研究と呼ばれており、援助要請の意図や行動を目的変数、それらを抑制・促進すると考えられる諸変数を説明変数として、重回帰分析や重回帰分析の反復によるパス解析を行い、想定した変数の影響の仕方を記述する研究が多い。

しかし、その分析技法そのものに批判が多い。特に問題視されている点は、重回帰分析や重回帰分析によるパス解析では、モデルとデータとの適合を吟味できないことである（豊田, 1997；中村, 1999；平井, 2001）。本研究では、重回帰分析に替わる分析手法として利用されるようになった共分散構造分析により、援助要請意図を目的変数とする潜在変数間の因果関係をモデルを適合度の点から検討する。

共分散構造分析によりカウンセラーへの援助要請意図に影響する要因を検討した研究に、Cramer (1999) がある。Cramer は、Kelly & Acter (1995) と Cepeda-Benito & Short (1998) の 2 論文が、重回帰分析による研究ではあるが、ともに 4 つの同じ潜在変数と援助要請意図との関連を検討していることに着目した。その潜在変数とは、ソーシャルサポート (Kelly らは Social Provisions Scale, Cepeda-Benito らは Wilcox Social Support Network Survey を利用している。ともに知覚されたソーシャルサポートの程度を測定), 自己隠蔽 (Larson & Chastain, 1990), 苦痛 (Kelly らは Beck Depression Inventory,

Cepeda-Benito らは Hopkins Symptom Checklist 21 を利用), 援助要請態度 (Fisher & Turner, 1970 ; FTAS: Fisher Turner Attitude Scale) である。そして潜在変数の平均値、標準偏差、変数間の相関行列から共分散行列を求め、それぞれの研究データと仮説として設定した 6 つのモデルとの適合度を検討した。その結果、従来の分析手法である重回帰モデルはどちらの研究データにおいても棄却され、「苦痛の程度と肯定的な援助要請態度がともに援助要請意図を高める直接効果を持ち、自己隠蔽の高さとソーシャルサポートの低さが苦痛の程度を強める直接効果を持ち、自己隠蔽の高さのみが否定的な援助要請態度をもたらす」というモデル（論文中ではモデル 3）が、Kelly & Acter (1995) と Cepeda-Benito & Short (1998) のいずれのデータにおいても適合したと報告している。なおこのモデル 3 に、ソーシャルサポートが援助要請意図に対して直接効果を持つことを付加したモデル（モデル 5），自己隠蔽とソーシャルサポートの間に直接効果を想定しないモデル（モデル 6）は、データと適合しないため棄却されている。

しかし、この研究にはいくつか検討すべき点が残されている。まず、潜在変数として援助要請態度尺度を用いていることである。笠原 (2002) は、要請態度尺度には、はじめから複数の潜在変数が内在しており、他の説明変数との関連を検討していくても結果的に同じ意味をもつ変数との関連を測定している危険性があると指摘した。たとえば「精神的治療が恥であるという恐怖感」という因子を構成する項目には、自己隠蔽やスティグマ (Komiya, Good, &

Sherrod, 2000) という潜在変数を構成する項目との重複があり、「専門家に対する信頼」因子項目の中には援助要請意図を測定する項目と重複したものがある。したがってこの尺度を用いた研究から得られた結果は、同一内容を測定して関連があると結論づける危険性がある。

また Cramer (1999) の研究では、潜在変数である自己隠蔽と援助要請意図との関係において、研究間で異なった結果が得られている。共分散構造分析により、自己隠蔽に関しては Kelly & Acter (1995) のデータにおいては特に、援助要請意図への直接効果（パス係数.205）を含めたモデル4のほうがデータと一致することが示された。Cepeda-Benito & Short (1998) と Kelly & Acter (1995) では、援助要請意図を測定する項目も、自己隠蔽を測定する項目も同じであるにもかかわらず、両変数の尺度間相関が、順に、 $r=.06$ ,  $r=.14$ とすでに異なっていた。Cramer (1999) は、自己隠蔽が苦痛を高め、苦痛の強さが援助要請意図を強めるという間接効果が両者の研究に共通してみられたことを強調しているが、援助要請意図と自己隠蔽との直接効果が、誤差にすぎないのか実際に効果を持つのか未解決のままになっている。

第3の問題点は、Cramer (1999) の研究に対してだけにあてはまるではなく、他の援助要請研究すべてにあてはまることである。それはこれまでの研究が専門家への援助要請のみを検討することに留まり、非専門家の役割を検討していないか、検討していたとしても、その両者の関連を積極的に意味づけようとしていないことである。Pescosolido & Boyer (1999) によれば、援助を要請する人が自らの意志決定を経て相談の専門家へ来談することがすべてではないという。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。Pescosolido らは、これまでの援助要請研究が、情緒的に安定し、しかも個人で意志決定できることを前提にしたモデル化がほとんどであるが、実際に援助要請をしようとする情緒的に混乱した人がそのような意志決定モデルにしたがっているかどうか疑わしいと述べている。これに類する指摘は、最近の学生相談領域での研究においてもなされている（高野・宇留田、2002）。サービスギャップ現象を改善するために、一般に利用者が援助要請しやすいと思われる非専門家や専門家に準ずる人たちの援助機能をより活用して、そのような人たちと専門家との連携システム作りを前提にした上で、利用者が利用しやすい援助機関に援助

を求めてでも結果的に同じ支援機能が果たせるようにすべきであるとの考え方である。これらの考え方は、専門家への援助要請のみを目的変数にした因果モデルが、現実場面での多様な経路をじゅうぶんに考慮していないモデルになる危険性を暗示している。非専門家への援助要請を経過して専門家への援助要請へとつながるという仮説をモデルの中に組み込んで検討していく必要があるだろう。

以上をふまえて、本研究では、まず援助要請態度尺度の替わりに、Kushner & Sher (1989) により尺度化されたカウンセリング恐怖尺度の下位因子である「セラピストの呼応性不安」をモデルに組み込んで検討する。その理由は、Kushner & Sher (1989) を追試した水野・石隈 (2000) や笠原 (2002) においても、呼応性不安が高いほど援助要請意図を有意に低めると報告されているためである。なお Cramer (1999) においてはソーシャルサポートはいずれの研究においても援助要請意図に対して直接効果を持っていないことが示されたので、ここではその変数を除いた3つの潜在変数、すなわち自己隠蔽、苦痛、呼応性不安が援助要請意図に及ぼす因果モデルを検討する。分析手順として、まず専門家への援助要請意図を説明するという、Cramer (1999) どほぼ同質のモデルを追試する。そして、非専門家への援助要請意図から専門家への援助要請意図への因果関係を付加したモデルを次に検討する。

## 方 法

- (1) 被調査者：大学生226名（平均年齢18歳3ヶ月；男12名、女214名）。
- (2) 手続き：大学での「心理学」の授業の受講生を対象にした。調査票には「カウンセリングについてのアンケート」というタイトルを提示し、①カウンセリングを受けるかどうかという人間の心理過程について研究していること、②心の問題、心の危機が呼ばれるこの社会において、今、この問題を調査することは非常に重要だと考えていることを明記し、口頭でも説明した上で、調査票回答の協力を求めた。調査票の回答にあたって、注意すべき言葉、語句についての補足説明を文書で加えた。「カウンセラー」とは、心理相談を行う専門家や相談員、主にカウンセラー（臨床心理士）を指すこと、大学の学生相談カウンセラーだけに限らず、病院やクリニック、研究所などの民間機関、そして精神保健センターなどの公共機関のカウンセラーを考慮すること、専門家と「話し合う」、「会う」ということは、カウンセリングを受けることを指すことを提示した。

## (3) 調査票の構成:

- ①年齢、性別、所属、学年  
 ②自己隠蔽尺度…Larson & Chastain (1990) の10項目を日本語に訳して利用した。どれくらい自分にあてはまるかという教示で6件法（1：まったくそう思わない～6：非常にそう思う）で回答を求めた。河野（2000）が項目数を増やして、信頼性・妥当性の検証を行っているが、Larsonらのオリジナル項目のみを利用した。  
 ③カウンセリング恐怖尺度…「あなたは、カウンセリング（心理的な治療）や、カウンセリングで行うこと、またカウンセラー（心理的援助の専門家）たちに対して、どのような考え方をお持ちですか。またカウンセリングを受けようかどうか考えるときに、どれくらいそれらを気にすると思いますか」という教示で、②と同じく6件法で回答を求めた。この尺度は項目1から19までは、Kushner & Sher (1989)の項目を訳して利用した。あわせて、カウンセラーの能力や専門性に対する不信を表現する項目を7項目付加した（笠原、2002）。  
 ④悩みの同定…「今の生活において、あなたが一番悩んでいること、一番ストレスを感じていることをひとつ思い浮かべてください。」という教示の後、6項目の中から一つを選択させた。この6項目とは、Cash et al. (1975), Cepda-Benito & Shpry (1998)らが、Intention of Seeking Counseling Inventoryとして用いた17項目のうち、「自分の性格や感情についての悩み」因子（笠原、2002）に関する項目である。  
 ⑤苦痛の程度…④で選択した悩みによる気分への影響を「Hopkins Symptom Checklist 21」により6件法で測定した。これは身体症状と気分低下状態および達成困難感をたずねる項目から構成されている（Green, Walkey, McCormick, & Taylor, 1988）。  
 ⑥援助要請意図…④で選択した悩みに対する援助要請意図を友人や家族などの身近な人である非専門家とカウンセラーなどの専門家とに分けて回答を求めた。前者がインフォーマルな援助要請、後者がフォーマルな援助要請である。それぞれの相手に対して、「受容（とにかく聴いてほしい）」、「意見、解釈（違った見方や考え方、意見をきかせてほしい）」、「助言、解決（どうしたらいいか教えてほしい）」という3つの援助要請意図の評定を求めた。これも6件法である。  
 ⑦分析ソフト…分析にあたっては、SPSS10.0J, Amos4.0を利用した。

## 結 果

## 1 測定尺度の整理

## (1) 自己隠蔽

10項目に対して、重みづけのない最小二乗法、プロマックス回転による因子分析を行った。1つの成分しか抽出されなかった（ $\alpha = .8976$ ）。このうち、因子負荷量が最も高い3項目を観測変数とした。

## (2) カウンセリング恐怖尺度

26項目に対して、最小二乗法、プロマックス回転による因子分析を行った。2つ以上の因子に因子負荷量が.45以上の項目や、すべての因子の因子負荷量が.40に満たない項目を削除して分析を続けて行った。その結果、3つの因子が抽出された。第1因子は、「カウンセラーの呼応性不安」因子（ $\alpha = .8887$ ）、第2因子は、「強制への懸念」因子（ $\alpha = .8766$ ）、第3因子は、「専門性や実力への不信」因子（ $\alpha = .8912$ ）である。先行研究で抽出された「イメージへの懸念」因子は抽出できなかった。ここでは「呼応性不安」因子において因子負荷量が最も高い3項目を観測変数とした。

(3) 苦痛…因子分析の結果、「気分状態の低下」因子と「身体症状」因子、「孤独感」因子の3因子が抽出された。第3因子は先行研究では抽出されていないこと、またこの調査でも因子負荷量も低く、第1因子と概念的に共通する部分もあるので分析から除外した。また身体症状因子は平均値も低く（Mean=2.27, SD=1.24）、分散に占める割合も低いため（11.43%）、苦痛の程度として「気分状態の低下」因子を構成する項目の中から因子負荷量が最も高い3項目を観測変数として用いた。

以上の9項目と目的変数の観測変数6項目からなる計15項目の因子分析結果を表1に示す。また各観測変数の記述統計として平均値と標準偏差を表2に提示する。

## 2 モデルの検討

## (1) Cramer (1999) モデルの検討

このモデルは、専門家への援助要請を単独の目的変数とするモデルである。先行研究で最も適合したモデルは、「苦痛が援助要請意図を強める。呼応性不安が援助要請意図を低める。自己隠蔽は苦痛と呼応性不安を高める」という因果モデルである。これを本研究ではモデル1とする。モデル2は、モデル1に自己隠蔽から援助要請意図への直接効果を付加したものである。しかし、カウンセリング恐怖尺度の「呼応性不安」と自己隠蔽との関連については不明な点が多く、直接的な因果関係を想定するよりも共

表1 分析に使用した観測変数の因子分析結果（重みなし最小二乗法、プロマックス回転）

質問項目	因子1	因子2	因子3	因子4	因子5
<b>専門家への援助要請意図 (<math>\alpha = .9705</math>)</b>					
カウンセラーなどの専門家に相談して、とにかく話を聞いてもらう。	.944				
カウンセラーなどの専門家に相談して、違った見方や考え方、意見をきかせてもらう。	.972				
カウンセラーなどの専門家に相談して、どうしたらいいかを教えてもらう。	.960				
<b>非専門家への援助要請意図 (<math>\alpha = .9105</math>)</b>					
親しい人に相談して、とにかく話を聞いてもらう。	.881				
親しい人に相談して、違った見方や考え方、意見をきかせてもらう。	.900				
親しい人に相談して、どうしたらいいかを教えてもらう。	.862				
<b>呼応性不安 (<math>\alpha = .8904</math>)</b>					
カウンセリング場面で、私を一人の人間として接してくれるだろうか。	.720				
カウンセラーが、誠実な接し方をしてくれるだろうか。	.921				
カウンセラーが、私の悩みを真剣に聴いてくれるだろうか。	.932				
<b>苦痛 (<math>\alpha = .8758</math>)</b>					
全体的に見て、私は自分がダメな人間であると感じてしまう。	.854				
自分を否定的に感じてしまう。	.848				
自分が劣っているような気がしてしまう。	.811				
<b>自己隠蔽 (<math>\alpha = .8426</math>)</b>					
誰にも言えない重大な秘密がある。	.905				
友達に秘密をうちあけると、その友達はあなたに悪い印象を抱くだろう。	.782				
あなたの秘密は、あまりにも重いものなので誰にもうちあけられない。	.718				
固有値	3.44	2.77	2.34	1.83	1.07
寄与率	22.93	18.58	15.06	12.23	7.19
因子相関行列	因子1 専門家への援助要請 因子2 非専門家への援助要請 因子3 呼応性不安 因子4 苦痛 因子5 自己隠蔽	.092	.120	-.0126	.176
		.080	.148	.219	.313
		.115	-.239		

因子付加量 .300以上を表示

表2 各観測変数の記述統計

	平均値	標準偏差
<b>自己隠蔽</b>		
重大な秘密	3.0973	1.5604
悪印象	2.9735	1.4358
開示困難	2.6239	1.4952
<b>呼応性不安</b>		
尊重？	3.1814	1.5370
誠実？	3.6593	1.4557
真剣？	3.7699	1.5174
<b>苦痛</b>		
駄目な人間	3.8451	1.4167
自己否定	3.9469	1.5164
劣等感	4.0000	1.3400
<b>非専門家への援助要請意図</b>		
受容	3.6991	1.4720
視点	3.7876	1.4814
解決	3.5619	1.4842
<b>専門家への援助要請意図</b>		
専門受容	1.7212	.9740
専門視点	1.7389	1.0058
専門解決	1.7832	1.0921

変関係を想定することも不可能ではない。そこで自己隠蔽と呼応性不安との間に共変関係を認め、それら2つの潜在変数から直接、苦痛と専門家への援助要請意図へパスを設定するモデルも考えられる。これをモデル3とする。

以上の3つのモデルの分析結果と分析により有意でないパスを削除していく修正モデルの分析結果を表3(上段)と図1~3に示す。その結果、モデル自体のデータのあてはまりの良さを示す指標は全体的にいいものの、専門家への援助要請意図を有意に予測する潜在変数が皆無だった。Cramer (1999) や他の研究と異なり、専門家への援助要請を有意に説明する潜在変数がなければ、そのようなモデルを構成しても無意味である。なお自己隠蔽と呼応性不安との間には、因果関係を想定するよりも共変関係を想定したモデルのほうが若干ではあるが、データとのあてはまりがよいことがわかった。

(2) 「非専門家への援助要請」変数を含んだモデルの検討

先行研究より、非専門家への援助要請が専門家へ

表3 各モデルの共分散構造分析の結果（適合度指標）

	$\chi^2$	df	p	$\chi^2/df$	RMR	GFI	AGFI	NFI	RMSEA
<b>専門家への援助要請</b>									
モデル1	48.45	50	.536	0.969	.091	.966	.946	.977	0.000
モデル1修正	47.27	52	.467	1.004	.117	.963	.945	.975	0.004
モデル2	52.18	49	.543	0.965	.086	.966	.946	.977	0.000
モデル3	44.58	48	.614	0.929	.062	.968	.948	.978	0.000
モデル3修正	49.49	51	.534	0.970	.100	.965	.947	.976	0.000
<b>非専門家から専門家への援助要請</b>									
モデル4	102.28	80	.047	1.270	.074	.944	.916	.961	0.035
モデル4修正	103.75	83	.061	1.250	.943	.943	.917	.960	0.033

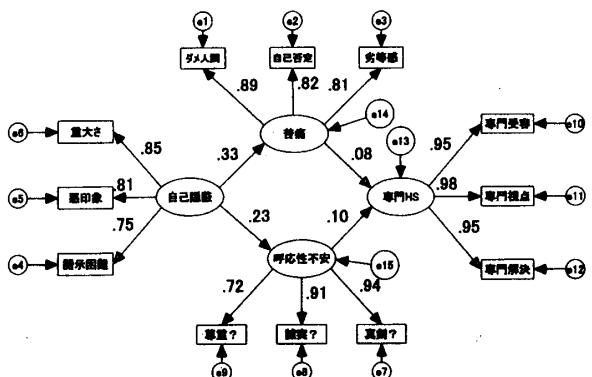


図1 専門家への援助要請意図（モデル1）

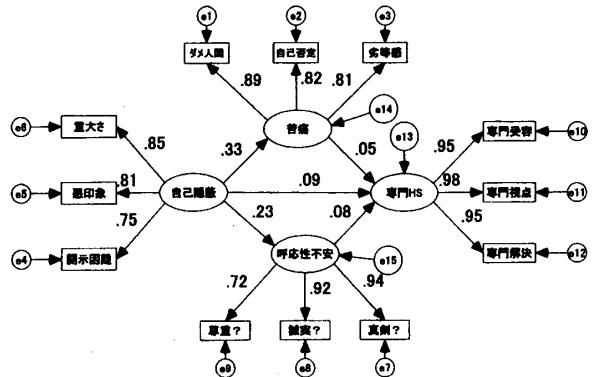


図2 専門家への援助要請意図（モデル2）

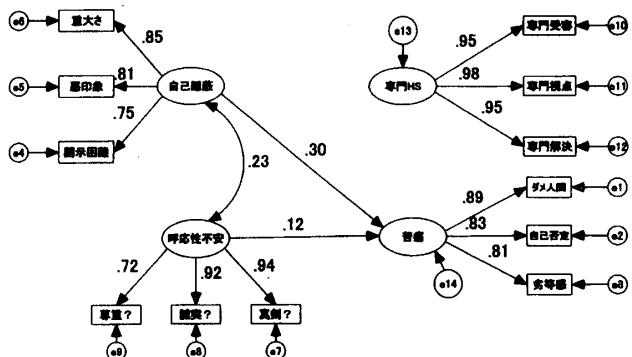


図3 専門家への援助要請意図（修正モデル3）

の援助要請の原因となるようなモデルを想定できる。この関係を、自己隠蔽と呼応性不安の共変関係を想定したモデル3に加え、3つの潜在変数から非専門家と専門家への援助要請すべてに直接効果を持つモデルをモデル4とする。分析の結果（表3の下段）、モデル4では $\chi^2$ 値からモデルがデータと一致していないと判断されたが、有意ではないパスを除外した修正モデル4においてのみ、すべての適合度指標においてモデルのあてはまりがよいことが示された。因果モデルとパス係数を図4に示す。自己隠蔽は有意に苦痛を強め（C.R.=3.75, p<.001）、呼応性不安は苦痛を強める傾向が認められた（C.R.=1.655, p<.10）。また苦痛の強さが有意に非専門家への援助要請意図を高める（C.R.=3.241, p<.01）のに対し、自己隠蔽は非専門家への援助要請を有意に抑制していた（C.R.=-4.131, p<.001）。さらに専門家への援助要請意図は、非専門家への援助要請意図（C.R.=1.841, p<.10）と関連する傾向が見られ、自己隠蔽の高さ（C.R.=2.104, p<.05）が有意に関連していた。自己隠蔽が専門家への援助要請

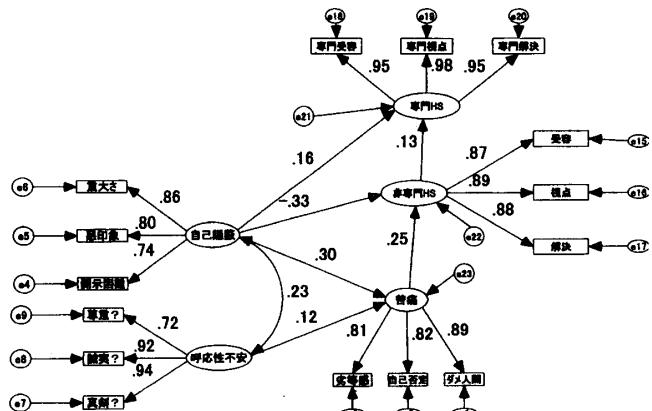


図4 非専門家・専門家への援助要請意図（修正モデル4）

意図に対して、直接効果を持つことは Kelly & Acter (1995) では示されていたが、Cepeda-Benito, & Short (1998) では認められなかった。本研究は前者の結果と同じ因果関係が示された。

## 考 察

本研究は、共分散構造分析により、青年期の悩み場面における援助要請をモデルの妥当性の点から検討した。援助要請研究の中での本研究の特色は、専門家への援助要請意図のみを目的変数としてモデル化した場合と、非専門家への援助要請をモデルに組み込んだ場合との比較検討を行った点にある。

専門家への援助要請のみを目的変数としたモデルの検討では、先行研究の知見とまったく異なり、専門家への援助要請を有意に説明する潜在変数が認められなかった。つまり、追試したモデルからは、サービスギャップ現象を改善していくための方策をたてることはできないという結果になった。今回の調査データから得られた専門家への援助要請意図の評定平均値を先行研究と比較すると、Cepeda-Benito, & Short (1998) では2.697, Kelly & Acter (1995) では2.708であり、本研究の平均値のほうが低かった。このことは専門家への援助要請についての経験の違いや文化の違い、特に心理臨床に対する親和性の文化差などが反映されているのかもしれない。実践に使える有用なモデルを設定するためには、このような親和性という概念を手がかりにして、他の潜在変数の介在を早急に検討すべきかもしれない。ただ測定上のアーティファクトとして、専門家への援助要請意図を尋ねるときの教示の問題も考えられる。先行研究では、Intention of Seeking Counseling Inventory の17項目に対して、「もし、そのような悩みを抱えているなら、カウンセリングを受けると思うか」を判断させその評定値の合計点を算出していたのに対して、本研究では、「自分の性格や感情についての悩み」の中で一番強く感じるものを選択させ、それに対して援助要請をおこううか否かを評定させたため、より現実味を増し援助要請意図そのものが低く評定されたという解釈である。この点については、先行研究と同じ手続きのもとに調査を実施して、再度モデルの検討を行う必要がある。その手続きのもとに行った調査の結果においても、Cramer (1999) で検討した潜在変数が有意に専門家への援助要請意図を説明しないのならば、やはりモデルそのものを批判的に検討するべきであろう。

非専門家への援助要請意図を組み込んだモデルの検討からは、相談専門家への援助要請を説明する変

数がいくつか認められた。そのひとつは自己隠蔽である。それは苦痛を強め、非専門家への援助要請意図を低めるが、専門家への援助要請意図を強めていた。苦痛を含め他の変数を統制すると自己隠蔽は非専門家への援助要請意図を低めている (-.33)。自己隠蔽が苦痛を強めそれが非専門家への援助要請を高めるという間接効果は、.075にすぎない。専門家への援助要請意図へは.16の直接効果を持っていることを考えると、一見、矛盾する結果のように思われる。しかし、自己隠蔽特性が援助を要請する対象に応じて異なる影響を持つことを示している可能性がある。すなわち、身近な他者に対して、自己の悩みを開示して相談を求めるとは、自己の弱さの開示であり自尊心を低下させるため、隠蔽傾向が強いほど援助要請しない。つまり援助要請に伴うデメリットのほうがそのメリットよりも強く判断されるのに對して、専門家への援助要請は、弱さの開示というデメリットよりも自らの問題を解決できるというメリットのほうが大きいと判断されたため援助要請意図が高まった可能性がある。個人の心理特性によって、専門家と非専門家に対する援助要請意図が異なることを示す報告はあるものの(笠原, 2002a), 実際に、自己内での利点判断が解釈通りに異なるか否かは確認されていない。また援助要請に関するモデル (Fisher, Nadler & Whitcher-Alagna, 1982; 高木, 1997) においても援助を要請する相手によって判断結果が異なるというメカニズムが考慮されていない。したがって、今回の調査結果が追試されるかも含めて、モデルの改訂と実証の必要があろう。

さらに非専門家への援助要請意図が低いながらも専門家への援助要請意図に対して直接効果を持つことが示された。しかし、非専門家への援助要請意図の何がどのようなメカニズムで、専門家への援助要請意図を高めるのか、その内実に關してはこの研究からは何も言及できない。ただ単に肯定的な他者觀を持っている人が援助要請意図を高く評定しただけにすぎないのかもしれない。今後の課題として、相談機関の利用頻度に非公式な相談相手がいるか否かが有意に関わっているが (Vera, Alegria, Freeman, Robles, Pescosolido, & Pena, 1998), 非専門家への援助要請が嗜癖などの問題行動と関連があり (Windle, Miller-Tutzauer, Barnes, & Welte, 1991), 非専門家が重い悩みに対して適切に応じられないがために結果的に非専門家への援助要請が不利益をもたらす (Offer, Howard, Schonert, & Ostrov, 1991) などの相反する知見を統一的に説明する仮説モデルを検討していく必要がある。そして、どのような条件が整ったときに、非専門家への援助要請意

図や専門家への援助要請意図を高めるのか、またどのような変数が非専門家への援助要請意図と専門家への援助要請意図との間を媒介するのかを検討していかなければならない。

## 引用文献

- Cash, T.F., Begley, P.J., McCown, D.A., & Weise, B.C. (1975). When counselors are heard but not seen: Initial impact of physical attractiveness. *Journal of Counseling Psychology*, 22, 273-279.
- Cepeda-Benito, A., & Short, P. (1998). Self-concealment, avoidance of psychological services, and perceived likelihood of seeking professional help. *Journal of Counseling Psychology*, 45(1), 58-64.
- Cramer, K.M. (1999). Psychological antecedents to help-seeking behavior: A reanalysis using path modeling structures. *Journal of Counseling Psychology*, 46(3), 381-387.
- 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(1), 79-90.
- Fisher, J.D., Nadler, A., & Whitcher-Alagna, S. (1982). Recipient reactions to aid: A conceptual review. *Psychological Bulletin*, 91, 27-54.
- Green, D.E., Walkey, F.H., McCormick, I.A., & Taylor, A.J. (1988). Development and evaluation of a 21-item version of the Hopkins Symptom Checklist with New Zealand and United States respondents. *Australian Journal of Psychology*, 40, 61-70.
- 平井洋子. (2001). 測定・評価に関する研究の動向—尺度による測定と「定型」再考—. 教育心理学年報, 40, 11-2-122.
- 笠原正洋. (2002). 自己隠蔽、カウンセリング恐怖、問題の認知と援助要請意図との関連. 中村学園大学・中村学園大学短期大学部研究紀要, 34, 17-27.
- 笠原正洋. (2002a). 大学生の自尊感情、悩みの程度と友人・専門家への援助要請意図との関連. 日本心理学会第66回大会発表論文集, 197.
- 河野和明. (2000). 自己隠蔽尺度 (Self-Concealment Scale)・刺激希求尺度・自覚的身体症状の関係. 実験社会心理学研究, 40(2), 115-121.
- Kelly, A.E. & Achter, J.A. (1995). Self-concealment and attitudes toward counseling in university students. *Journal of Counseling Psychology*, 42(1), 40-46.
- Komiya, N., Good, G.E., & Sherrod, N. (2000). Emotional openness as a predictor of college students' attitudes toward seeking psychological help. *Journal of Counseling Psychology*, 47(1), 138-143.
- Kushner, M.G., & Sher, K.J. (1989). Fear of psychological treatment and its relation to mental health service avoidance. *Professional Psychology: Research and Practice*, 20(4), 251-257.
- Kushner, M.G., & Sher, K.J. (1991). The relation of treatment fearfulness and psychological service utilization: An overview. *Professional Psychology: Research and Practice*, 22(3), 196-203.
- Larson, D.G., & Chastain, R.L. (1990). Self-concealment: Conceptualization, measurement, and health implications. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 9(4), 439-455.
- 水野治久・石隈利紀. (2000). アジア系留学生の専門的ヘルパーに対する被援助志向性と社会・心理学的変数の関連. 教育心理学研究, 48, 165-173.
- 中村智靖. (1999). 測定・評価に関する研究の動向. 教育心理学年報, 38, 105-119.
- 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.
- Offer, D., Howard, K.I., Schonert, K.A., & Ostrov, E.J.D. (1991). To whom do adolescents turn for help? Differences between disturbed and nondisturbed adolescents. *Journal of the American Academy for Child and Adolescent Psychiatry*, 30, 623-630.
- Pescosolido, B.A., & Boyer, C.A. (1999). How do people come to use mental health services? Current knowledge and changing perspectives. In A.V. Horwitz, & T.L. Scheid (Eds.), *A handbook for the study of mental health: Social contexts, theories, and systems*. (pp. 392-411). Cambridge University Press.
- Phillips, M.A., & Murrell, S.A. (1994). Impact of psychological and physical health, stressful events, and social support on subsequent mental health help-seeking among older adults. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 62(2), 270-275.
- 高木修. (1997). 援助行動の生起過程に関するモデルの提案. 関西大学社会学部紀要, 29(1), 1-21.
- 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(1), 113-125.
- 豊田秀樹. (1997). 測定・評価と共に分散構造モデル. 教育心理学年報, 36, 119-127.
- Vera, M., Alegria, M., Freeman, D.H., Robles, R., Pescosolido, B., & Pena, M. (1998). Help-seeking for mental health care among poor Puerto Ricans: Problem recognition, service use, and type of provider. *Medical Care*, 36(7), 1047-1056.
- Windle, M., Miller-Tutzauer, C., Barnes, G.M., & Welte, J. (1991). Adolescent perceptions of help-seeking resources for substance abuse. *Child Development*, 62, 179-189.