

大学生の心理カウンセラーへの援助要請意図モデルの検討

—援助要請不安、援助要請期待及び援助要請意図の関連—

中岡千幸・兒玉憲一・高田 純・黄 正国

Examining a model of college students' intention of seeking counseling: relations among college students' concerns on seeking counseling, expectations on seeking counseling, and intention of seeking counseling

Chiyuki Nakaoka, Kenichi Kodama, Jun Takata, and Zhengguo Huang

本研究の目的は、援助要請不安、援助要請期待、悩みの程度および援助要請意図の関連を共分散構造分析を用いて、定量的・構造的に明らかにすることであった。悩みの存在が、援助要請不安および援助要請期待に影響を及ぼし、さらに、その2変数が援助要請意図に影響を及ぼすと仮定するモデルを構成し、共分散構造分析による解析を行った。その結果、援助要請不安と援助要請意図との間に直接の関連は見られず、悩みの存在が、援助要請意図に影響を及ぼしていること、悩みの存在が、援助要請期待を誘発し、援助要請意図に影響を及ぼしていること、援助要請不安は、援助要請期待を介して、援助要請意図に影響を及ぼしていることが示唆された。これらの結果から、援助要請期待を高める心理教育が、サービスギャップ克服のために有効であることが示された。

キーワード：援助要請不安、援助要請期待、援助要請意図、悩みの程度

問題

個人が問題状況に遭遇し、自分で問題を解決できないとき、他者に援助を求めることを、援助要請行動と呼ぶ(Depaulo, 1983)。援助要請行動研究は、社会心理学(Depaulo, Nadler, & Fisher, 1983)や臨床心理学(Kushner & Sher, 1989)など幅広い分野において発展してきた。臨床心理学の分野では、心理的サポート、特に心理カウンセリング(心理療法を含む。以下、カウンセリング)の提供を求める場面が扱われてきた。大学生は、日常生活において、対人関係における葛藤、学業や生活での多忙感、充実感の乏しさなど様々なストレスを自覚しており(菊島, 2002)、心身の健康や行動上の問題が生じやすい。特に近年では、心理・社会的不適応状態を呈する学生の割合が増加し、長期留年や休退学の問題(内田, 2009)や大学生の不登校やひきこもり(水田・石谷・安住, 2011)が深刻化している。そこで、自分で解決するのが難しい何らかの心理的問題を抱えた大学生が、不登校や休退学などに至る前に、他者から適切なサポートや援助を受けることは、非常に重要である。

しかし、吉武・大島・池田・高野・山中・杉江・岩田・福盛・岡(2010)によれば、平成21年度における476学生相談機関の学生来談率の全体平均は、2.8%であり、来談率向上が各機関の課題とされている。このように、カウンセラーの援助が必要であり、しかもその援助は有益であると考えられるにもかかわらずカウンセラーに援助要請行動を起こす学生が少ない現象を、サービスギャップと呼ぶ(Stefl & Prosperi, 1985)。サービスギャップ克服のために、各大学では、様々なアプローチが試みられている。最も多いのは、一般学生向けの心理教育的プログラムで、新入生オリエンテーション時だけでなく、正課授業でも行われている(池田・吉武, 2005; 山下, 2009; 内野 2010)。ただし、従来のプログラムは、特定の心理学的な理論に依拠している訳ではなく、詳細な効果評価が行いにくい面がある。そのため、サービスギャップ克服のための有効な心理教育的プログラムを開発するには、援助要請行動理論に依拠した実証的な研究を行う必要がある。

サービスギャップのメカニズムについて、援助要請や被援助志向性の観点から多くの研究が行われている。なかでもKushner & Sher(1989)の接近対回避モデルがよく知られている。そのモデルによると、接近要因が回避要因よりも優勢な場合に援助要請行動が生起する。回避要因とは、来談を抑制する要因で、援助を要請することによる犠牲や損失などネガティブな側面の予期を含む。Kushner et al (1989) や Deane et al (1994) は、援助要請不安を「心理的援助を求めることを考えた際に生じる不安」と定義し、援助要請不安とカウンセラーへの援助要請意図の負の関連を明らかにしている。接近要因とは、来談を促進する要因で、援助を要請することによる利益などポジティブな側面に関する予期や悩みの存在を含む。永井・新井(2007)は、援助要請不安のような援助要請に対するネガティブな側面の予期よりも、「相談すると気持ちが楽になる」、「相談すると悩みが解決する」などのような援助要請に対するポジティブな側面の予期が中学生の友人への援助要請行動に影響することを明らかにしている。また、木村・水野(2004)も、援助要請不安は大学生の学生相談機関への来談行動にほとんど影響を及ぼさないことを明らかにしている。また、接近要因として、悩みの存在に関連して、問題の認識(高野・吉武・池田・佐藤・関谷, 2007)、ライフストレス(Goodman, Sewell, & Jampol, 1984)、心理的苦痛(Vogel & Wei, 2005)、悩みの程度(木村・水野, 2004)と援助要請行動との関連が示されている。平井(2001)は、悩みの中でも、学生生活上の重要な決断・情報入手が必要な悩みや対人関係上の重篤な悩みは学生相談ニーズが高いと報告している。つまり、問題に行き当たったり、抱えている問題が深刻になったり、自ら問題解決するのが難しいと感じ、その問題解決のためにカウンセラーの手助けが必要な場合、カウンセラーへの援助要請行動が生起する。

援助要請意識尺度について、中岡・兒玉(2011)は、接近要因を測定するために、大学生のカウンセラーに対する援助要請期待尺度(以下、援助要請期待尺度)を、回避要因を測定するために、大学生のカウンセラーに対する援助要請不安尺度(以下、援助要請不安尺度)を作成し、中岡・兒玉(2009)は、大学生のカウンセラーに対する援助要請意図尺度(以下、援助要請意図尺度)を作成している。なお、本研究では、援助要請期待をVogel et al.(2005)に従い、「心理的援助を求めることを考えた際に生じる期待」、援助要請不安をKushner & Sher(1989)に従い、「心理的援助を求めることを考えた際に生じる不安」、援助要請意図をCash et al.(1975)に従い、「心理的援助を求めようとする意図」と定義し、それらをまとめて援助要請意識と呼ぶことにする。Ajzen & Fishbein(1980)やVogel et al. (2005)

によると、援助要請意識は実際の援助要請行動の生起に密接に関連するとされる。実際の援助要請行動ではなく、その前段階の援助要請意図を測定するのは、学生の実際のカウンセラーへの援助要請行動を研究のために測定するのは倫理的に問題があると考えられるからである（野村・五十嵐、2004）。

以上のことから、本研究は、Kushner & Sher(1989)の接近対回避モデルの妥当性を検証するため、援助要請期待、援助要請不安、援助要請意図および悩みの程度との関連について、共分散構造分析を用いて、定量的・構造的に明らかにすることを目的とする。

方法

調査対象者 大学1年生から4年生443名(男185名,女255名)。回答に欠損値のあった21名(男11名,女7名,不明3名)を除く422名(男174名,女248名)を分析対象とした(平均年齢は20.82歳, $SD=1.35$)。うち、1年生は78名,2年生は65名,3年生は183名,4年生は96名であった。

質問紙の構成

① **援助要請期待** 中岡・兒玉(2011)の援助要請期待尺度を使用した。「内面安定期待(8項目,例:カウンセラーは、話を聞いて気持ちを楽にさせてくれる)」、「専門的援助期待(5項目,例:カウンセラーは、自分の状態について専門的な見立てを伝えてくれる)」、「依存的解決期待(5項目,例:カウンセラーは、何とかしてくれる)」、「知的学習期待(3項目,例:カウンセラーに相談すると、カウンセリングがどのようなものか学べる)」の4下位尺度計21項目からなる。各質問項目について、「全くそう思わない(1点)」～「非常にそう思う(5点)」の5段階で評定を求めた。合計得点の範囲は21点から105点であり、得点が高いほどカウンセラーやカウンセリングに対する期待が高いことを示す。

② **援助要請不安** 中岡・兒玉(2011)の援助要請不安尺度を使用した。「スティグマへの懸念(10項目,例:もし私がカウンセリングを受けていることを知られたら友人が離れていくだろう)」、「強要への懸念(5項目,例:私が話したくないことまで話させられるだろう)」、「カウンセラーの対応への懸念(3項目,例:カウンセラーは私の問題を分かってくれないだろう)」の3下位尺度計18項目からなる。各質問項目について、「全くそう思わない(1点)」～「非常にそう思う(5点)」の5段階で評定を求めた。合計得点の範囲は18点から90点で、得点が高いほどカウンセラーに援助を求めることに対する懸念が高いことを示す。

③ **援助要請意図** 中岡・兒玉(2009)の援助要請意図尺度を使用した。「心理・対人関係の悩み意図(10項目,例:友達との付き合いで困っているとき,私は,)」、「学業に関する悩み意図(4項目,例:将来の進路(就学・就職)が決まらなくて困っているとき,私は,)」、「健康に関する悩み意図(3項目,例:タバコがやめられなくて困っているとき,私は,)」の3下位尺度計17項目からなる。各質問項目について、「全く相談しないと思う(1点)」～「非常に相談すると思う(6点)」の6段階で評定を求めた。合計得点の範囲は17点から102点であり、得点が高いほどカウンセラーに援助を求める意図が高いことを示す。

④ **現在抱えている悩みの程度** 中岡・兒玉(2009)の援助要請意図尺度に基づき項目を作成し使用し

た。「心理・対人関係の悩み(10項目、例：友達との付き合いで困っている)」、「学業に関する悩み(4項目、例：将来の進路(就学・就職)が決まらなくて困っている)」、「健康に関する悩み(3項目、例：タバコがやめられなくて困っている)」の3下位尺度17項目からなる。各質問項目について、「あてはまらない(1点)」～「あてはまる(5点)」の5段階で評定を求めた。合計得点の範囲は17点から102点であり、得点が高いほど抱えている悩みの程度が強いことを示す。なお、現在抱えている悩みの程度(以下、悩み)は pre-test 時のみ尋ねた。

⑤ **基本的属性** 属性として、性別、年齢を尋ねた。

手続き 2008年12月、無記名自記式質問紙を講義の時間内に実施し、その場で回収した。

結果

各変数の因子構造と信頼性 援助要請不安、援助要請期待、援助要請意図について、因子構造と信頼性の検討を行った(Table 1)。まず、援助要請不安について、3因子構造を仮定した確証的因子分析を行ったところ、適合度指標は GFI=.91, AGFI=.88, CFI=.94, RMSEA=.07 と許容できる値であった。尺度全体および下位尺度ごとにクロンバックの信頼性係数を算出した結果、尺度全体で $\alpha=.90$ 、「スティグマへの懸念」で $\alpha=.91$ 、「強要への懸念」で $\alpha=.80$ 、「カウンセラーの対応への懸念」で $\alpha=.74$ と十分な内的一貫性が示された。次に、援助要請期待について、4因子構造を仮定した確証的因子分析を行ったところ、適合度指標は GFI=.90, AGFI=.87, CFI=.91, RMSEA=.07 と許容できる値であった。尺度全体および下位尺度ごとにクロンバックの信頼性係数を算出した結果、尺度全体で $\alpha=.90$ 、「内面安定期待」で $\alpha=.88$ 、「専門的援助期待」で $\alpha=.80$ 、「依存的解決期待」で $\alpha=.80$ 、「知的学習期待」で $\alpha=.76$ と十分な内的一貫性が示された。次に、援助要請意図について、3因子構造を仮定した確証的因子分析を行ったところ、適合度指標は GFI=.89, AGFI=.85, CFI=.93, RMSEA=.08 と許容できる値であった。尺度全体および下位尺度ごとにクロンバックの信頼性係数を算出した結果、尺度全体で $\alpha=.94$ 、「心理・対人関係の悩み意図」で $\alpha=.92$ 、「学業に関する悩み意図」で $\alpha=.85$ 、「健康に関する悩み意図」で $\alpha=.83$ と十分な内的一貫性が示された。最後に、悩みの程度について、援助要請意図と同様に3因子構造を仮定した確証的因子分析を行ったところ、適合度指標は GFI=.90, AGFI=.86, CFI=.87, RMSEA=.07 と許容できる値であった。尺度全体および下位尺度ごとにクロンバックの信頼性係数を算出した結果、尺度全体で $\alpha=.85$ 、「心理・対人関係の悩み」で $\alpha=.81$ 、「学業に関する悩み」で $\alpha=.64$ 、「健康に関する悩み」で $\alpha=.58$ と尺度全体としては十分な内的一貫性が示された。

各変数の平均値および標準偏差 援助要請不安、援助要請期待、援助要請意図、悩みの程度、それぞれの尺度の合計得点(以下、尺度得点)および下位尺度得点の平均値と標準偏差をそれぞれ算出した。また、全ての変数で、男女差があるか t 検定を用いて比較したところ、援助要請期待尺度の「内面安定期待」と「依存的解決期待」、援助要請意図尺度の「健康に関する悩み意図」、悩みに性差が確認された(Table 2)。援助要請期待と援助要請意図の下位尺度得点の一部で性差が見られたものの、尺度得点に性差が見られなかったため、その後の分析は全て男女込みで行った。

Table 1
 援助要請不安, 援助要請期待, 援助要請意図, 悩みの程度に対する確証的因子分析の結果

	GFI	AGFI	CFI	RMSEA
援助要請不安	.91	.88	.94	.07
援助要請期待	.90	.87	.91	.07
援助要請意図	.89	.85	.93	.08
悩みの程度	.90	.86	.87	.07

Table 2 男女別の各変数の平均値, *SD*, *t* 検定の結果

変数	男性(<i>n</i> =177)		女性(<i>n</i> =248)		<i>t</i> 値	全体(<i>n</i> =422)	
	平均値	<i>SD</i>	平均値	<i>SD</i>		平均値	<i>SD</i>
援助要請不安	44.51	11.41	45.66	12.07	-.98	45.17	11.79
スティグマへの懸念	25.06	8.33	26.24	8.30	-1.44	25.74	8.32
強要への懸念	11.89	3.59	11.71	4.16	.48	11.78	3.93
カウンセラーの対応への懸念	7.57	2.45	7.71	2.48	-.59	7.65	2.47
援助要請期待	71.22	11.60	72.22	11.47	-.88	71.80	11.51
内面安定期待	28.98	5.54	30.41	5.10	-2.74 **	29.82	5.32
専門的援助期待	18.46	3.25	18.79	3.18	-1.03	18.66	3.21
依存的解決期待	14.32	3.59	13.28	4.01	2.75 **	13.71	3.87
知的学習期待	9.46	2.60	9.74	2.83	-1.05	9.62	2.74
援助要請意図	41.12	16.71	43.22	16.66	-1.27	42.38	16.68
心理・対人関係に関する悩み(意図)	21.77	9.11	23.24	9.51	-1.58	22.65	9.36
学業に関する悩み(意図)	11.50	5.57	11.34	5.15	.29	11.42	5.32
健康に関する悩み(意図)	7.84	3.82	8.64	4.07	-2.03 *	8.30	3.98
悩みの程度	37.63	11.28	40.11	10.77	-2.28 *	39.08	11.03
心理・対人関係に関する悩み	22.34	7.29	24.08	7.13	-2.44 *	23.36	7.23
学業に関する悩み	10.13	3.65	11.56	3.69	-3.91 **	10.96	3.73
健康に関する悩み	5.16	2.33	4.48	2.07	3.09 **	4.76	2.20

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

援助要請意図と他の変数との関連 援助要請意図尺度得点およびその下位尺度得点と、それらに影響を及ぼす可能性のある援助要請不安尺度得点およびその下位尺度得点、援助要請期待尺度得点およびその下位尺度得点、悩みの程度といった各変数との相関係数を算出した(Table 3)。その結果、援助要請意図尺度およびその下位尺度と援助要請不安尺度の「カウンセラーの対応への懸念」の間にはのみ $r = -.10(p < .05) \sim r = -.17(p < .01)$ と弱い負の相関が見られた。また、援助要請意図尺度およびその下位尺度と援助要請期待尺度およびその下位尺度の間には $r = .12(p < .05) \sim r = .31(p < .01)$ と弱い正の相関が見られた。また、援助要請意図尺度およびその下位尺度と悩みの程度およびその下位尺度との間には $r = .13(p < .01) \sim r = .44(p < .01)$ と弱から中程度の正の相関が見られた。

援助要請不安, 援助要請期待, 援助要請意図, 悩みの程度の因果の方向性 援助要請不安, 援助要請期待, 援助要請意図および悩みの程度との関係について、悩みの程度が、援助要請不安および援助要請期待に影響を及ぼし、さらに、その2変数が援助要請意図に影響を及ぼすというモデル A

と、悩みの程度が、援助要請意図に影響を及ぼし、さらに、援助要請意図が援助要請不安および援助要請期待に影響を及ぼすというモデル B を想定し、どちらの因果関係を仮定する方が妥当なのかを検討するため、共分散構造分析を行った。なお、ワールド検定によって有意な影響が見られなかった援助要請不安から援助要請意図へのパスを削除して、修正指標を参考に一部の誤差間に共分散を仮定した。両モデルの変数間で得られた適合度指標を Table 4 に示した。モデル A の適合度指標は、 $\chi^2=227.76(p<.01)$, $df=60$, $GFI=.92$, $AGFI=.88$, $AGFI=.87$, $RMSEA=.08$ であった。また、モデル B の適合度指標は、 $\chi^2=299.63(p<.01)$, $df=60$, $GFI=.90$, $AGFI=.85$, $AGFI=.87$, $RMSEA=.10$ であった。モデル間比較指標である AIC や CAIC の値を比較した結果、モデル A が、モデル B よりも観測されたデータと高い一致を示した。また、RMSEA に着目しても、モデル A の値が .08 と許容できる値であったが、モデル B の値は .10 と適合度が低かった。このことから、悩みの程度や援助要請不安が、援助要請期待に影響を及ぼし、さらに、援助要請期待が援助要請意図に影響を及ぼすという方向の因果関係が仮定できることが示された。

Table 3 援助要請意図尺度及びその下位尺度と他尺度との相関分析の結果

	援助要請意図	心理対人関係の悩み (意図)	学業に関する悩み (意図)	健康に関する悩み (意図)
援助要請不安	-.02	.00	-.02	-.05
スティグマへの懸念	.02	.05	-.01	-.03
強要への懸念	.02	.02	.02	.01
カウンセラーの対応への懸念	-.17 **	-.17 **	-.10 *	-.16 **
援助要請期待	.29 **	.31 **	.21 **	.20 **
内面安定期待	.28 **	.30 **	.17 **	.22 **
専門的援助期待	.13 **	.15 **	.08	.07
依存的解決期待	.25 **	.27 **	.21 **	.12 *
知的学習期待	.18 **	.16 **	.18 **	.15 **
悩みの程度	.42 **	.42 **	.40 **	.26 **
心理・対人関係に関する悩み	.42 **	.44 **	.37 **	.24 **
学業に関する悩み	.34 **	.31 **	.35 **	.23 **
健康に関する悩み	.16 **	.13 **	.17 **	.13 **

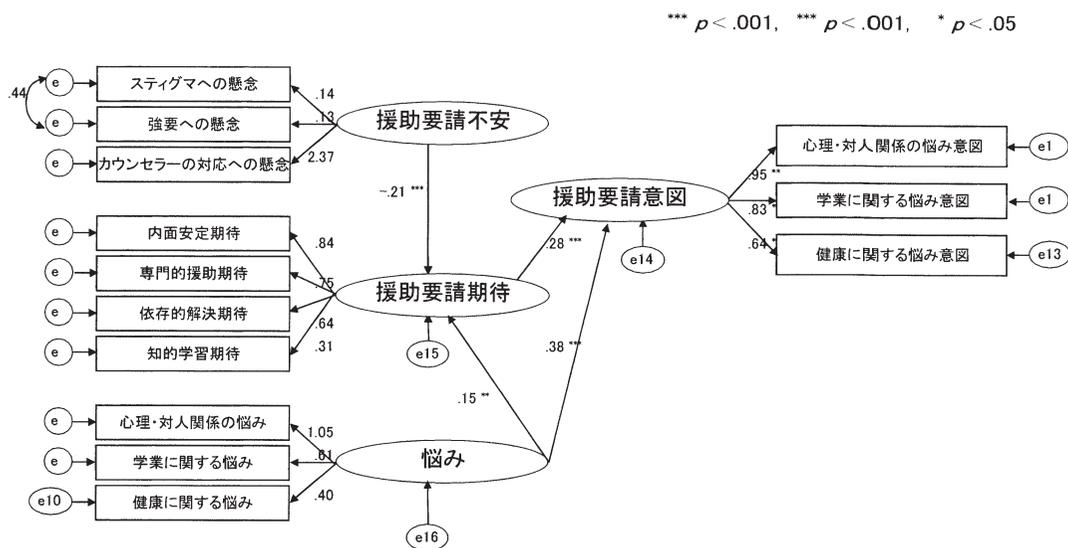
** $p<.01$ * $p<.05$

Table 4
モデルAおよびモデルBで得られた適合度指標

	AIC	CAIC	GFI	AGFI	RMSEA
モデルA	289.78	446.15	.92	.88	.08
モデルB	361.63	518.03	.90	.85	.10

まず、悩みの程度から、援助要請期待および援助要請意図への影響を見ていく。悩みの程度は、

援助要請期待に対して正の影響を及ぼしていた($\beta = .15, p < .01$)。また、悩みの程度は、援助要請意図に対して正の影響を及ぼしていた($\beta = .38, p < .001$)。次に、援助要請不安から、援助要請期待への影響を見ていく。援助要請不安は、援助要請期待に対して負の影響を及ぼしていた($\beta = -.21, p < .001$)。最後に、媒介変数である援助要請期待から、援助要請意図への影響を見ていく。援助要請期待は、援助要請意図に対して正の影響を及ぼしていた($\beta = .28, p < .001$)。



GFI=.92, AGFI=.88, RMSEA=.08

Figure 1. 大学生の心理カウンセラーへの援助要請意図モデル(モデルA)における変数間の関連

考察

援助要請不安から援助要請意図への影響 援助要請不安と援助要請意図との関連を検討するため、相関分析を行ったところ、尺度間には相関がみられず、下位尺度間においても、援助要請不安の「カウンセラーの対応への懸念」と援助要請意図の「心理・対人関係の悩み意図」、「学業に関する悩み意図」、「健康に関する悩み意図」との間に弱い相関が示された。また、援助要請不安、援助要請期待、悩みの程度および援助要請意図との関連について、共分散構造分析によって検討した結果、援助要請不安から、援助要請意図への直接の関連は示されず、援助要請不安から、援助要請期待を介して、援助要請意図に影響を及ぼすという過程が示された。この結果は、援助要請不安と援助要請意図に有意な関連があると主張してきた海外の先行研究(Deane & Chamberlain, 1994)と一致しなかった。一方、国内の研究では、援助要請不安と援助要請意図に関連がないことが報告されている(木村・水野, 2004; 神山 2005)。この点は、援助要請不安の構造および援助要請不安と援助要請意図との関連に文化の差が関与している可能性があるが、さらに詳細な検討が必要である。

悩みの程度から援助要請意図への影響 悩みと援助要請意図との関連を検討するため、相関分析

を行ったところ、尺度間に中程度の正の相関が見られた。また、援助要請不安、援助要請期待、悩みの程度および援助要請意図との関連について、共分散構造分析によって検討した結果、悩みの程度から、援助要請意図への直接の関連が示され、悩みの程度から、援助要請期待を介して、援助要請意図に影響を及ぼすという過程が示された。この結果は、悩みと援助要請意図に有意な関連があると主張してきた先行研究(e.g., Goodman et al., 1984; Vogel & Wei, 2005; 木村・水野, 2004; 高野他 2007)を支持するものである。深刻な問題に直面したり、問題が深刻したり、自分では解決できない難しい問題を抱えた場合、カウンセラーに援助を求める必要性が高まるため、カウンセラーへの援助要請意図を促進すると考えられる。また、モデルの検討を行った結果、悩みは、援助要請期待を誘発することを通して、援助要請意図を促進することが示された。高木(1997)は、7段階の認知的判断等から構成される援助要請行動の生起モデルを提唱し、悩みの存在の気づき(第1段階)、悩みの深刻度評価(第2段階)、悩み解決能力の査定(第3段階)を経て、援助要請の利益とコストを総合的に比較検討し、援助要請するか否かの意思決定を行う段階(第4段階)に移行することを明らかにしている。悩みの程度と援助要請期待の因果の方向性から、悩みの存在は、悩みの存在の気づき、悩みの深刻度評価、悩み解決能力の査定を通して、援助要請期待を誘発すると考えられる。援助要請期待と援助要請不安は、援助要請を求める際に生じる予期という点において共通である。しかし、本研究では、悩みの存在は、ネガティブな側面の予期である援助要請不安を誘発しないという結果が示された。つまり、学生に悩みの存在に気づいてもらうことは、援助要請のポジティブな側面の予期を促進させ、援助要請意図を高めるために有益である可能性が示された。しかし、この点は、今後の確認が必要である。

援助要請期待から援助要請意図への影響 援助要請不安と援助要請意図との関連を検討するため、相関分析を行ったところ、尺度間およびほとんどの下位尺度間に弱い正の相関が示された。また、援助要請不安、援助要請期待、悩みの程度および援助要請意図との関連について、共分散構造分析によって検討した結果、援助要請期待から、援助要請意図への直接の影響が確認された。この点は、援助要請のポジティブな側面の予期と援助要請意図に有意な関連があると主張してきた先行研究(永井・新井, 2007)を支持するものである。

以上の結果を総合的に解釈すると、悩みの存在が、援助要請意図に影響を及ぼしていること、悩みの存在が、援助要請期待を誘発し、援助要請意図に影響を及ぼしていること、援助要請不安は、援助要請期待を介して、援助要請意図に影響を及ぼしていることが示唆されたと言える。

本研究の限界と課題 本研究では、Kushner & Sher(1989)の接近対回避モデルに基づき、援助要請期待、援助要請不安、援助要請意図および悩みの関連を検討するものであったが、援助要請意図を規定するものとして、先行研究では、他に、自己開示傾向、ソーシャルサポート、自尊感情、愛着スタイルなどが挙げられている(e.g., Goodman et al, 1984; Komiyama, Good, & Sherrod, 2000; Vogel & Wei; 永井, 2010)。このことから、今後の研究では、さらに多くの変数を取り上げて、変数間の関連を明らかにしていく必要がある。

また、今後は、大学生対象に、援助要請期待を増加させ、援助要請意図を増加させるプログラムを用いた介入研究を行い、そのプログラムの効果評価研究を行う必要がある。具体的には、神山

(2005)の先行研究のように、カウンセリングの有効性を証言した紙面刺激の提示のみならず、中岡・兒玉(2012)のように、カウンセラーがビデオ映像に登場し、カウンセリングについて語り、自ら来談を呼びかけるなどの方法が考えられる。

引用文献

- Ajzen, I. & Fishbein, M. (1980). *Understanding attitudes and predicting social behavior*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Cash, T.F., Begley, P.J., McCown, D.A., & Weise, B.C. (1975). When counselor are heard but not seen: Initial impact of physical attractiveness. *Journal of Counseling Psychology*, **22**, 273-279.
- Deane, F.P., & Chamberlain, K. (1994). Treatment fearfulness and distress as predictors of professional psychological help-seeking. *British Journal of Guidance and Counseling*, **22**, 207-217.
- DePaulo, B.M. (1983). Perspectives on help-seeking. In Depaulo, B.M., Nadler, A., & Fisher, J.D. (Eds.), *New Directions in Helping, Volume 2: Help-seeking*. New York: Academic Press. pp. 3-12.
- Depaulo, B.M., Nadler, A., & Fisher, J.D. (1983). *New Directions in Helping, Volume 2: Help-seeking*. New York: Academic Press.
- Goodman, S. H., Sewell, D. R., & Jampol, R. C. (1984). On going to the counselor: Contributions of life stress and social supports to the decision to seek psychological counseling, *Journal of Counseling Psychology*, **31**, 306-313.
- 平井 元(2001). 大学生の悩みの構造と、相談相手、学生相談への援助ニーズに関する研究 —早稲田大学学生を対象としたニーズ調査の結果より— 早稲田大学大学院教育学研究科紀要別冊 **9**, 21-31.
- 池田忠義・吉武清實(2005). 予防教育としての講義「学生生活概論」の実践とその意義 学生相談研究, **26**, 1-12.
- 神山佳代子(2005). 情報提示が、カウンセリングサービスへの help-seeking に及ぼす効果 明治学院大学大学院文学研究科心理学専攻紀要, **10**, 1-13.
- 菊島勝也(2002). 大学生用ストレスサー尺度の作成—ストレス反応, ソーシャルサポートとの関連から— 愛知教育大学研究報告, **51**, 79-84.
- 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.
- Komiya, N., Good, G.E., & Sherrod, N. B. (2000). Emotional openness as a predictor of college students' attitudes toward seeking psychological help. *Journal of Counseling Psychology*, **47**, 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**, 251-257.
- 水口一郎・石谷真一・安住伸子(2011). 大学における不登校・ひきこもりに対する支援の実態と今後の課題—学生相談機関対象の実態調査から— 学生相談研究, **32**, 23-35.
- 永井智・新井邦二郎(2007). 利益とコストの予期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(2010). 大学生における援助要請意図—主要な要因間から見た援助要請意図の規定因—. 教育心理学研究, **58**, 46-56.
- 中岡千幸・兒玉憲一(2009). 大学生用援助要請意図尺度の作成の試み. 総合保健科学：広島大学保健管理センター研究論文集, **25**, 11-17.
- 中岡千幸・兒玉憲一(2011). 大学生の心理カウンセリングに対する援助要請不安尺度と援助要請期待尺度の作成. 心理臨床学研究, **29**, 486-491.
- 中岡千幸・兒玉憲一・栗田智未(2012). カウンセラーのビデオ映像が学生の援助要請意識に及ぼす影響の実験的検討. 学生相談研究, **32**, 200-211.
- 野村照幸・五十嵐透子(2004). 我が国のメンタルヘルス・サービス領域における援助要請行動研究の課題と方向性の検討 上越教育大学心理教育相談研究, **3**, 53-65.
- Steffl, M.E., & Proserpi, D.C. (1985). Barriers to mental health service utilization. *Community Mental Health Journal*, **21**, 167-178.
- 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**, 1-21.
- 高野明・吉武清實・池田忠義・佐藤静香・関谷佳代 (2007). 学生相談機関への援助要請行動プロセスに関する探索的研究 東北大学高等教育開発推進センター紀要, **2**, 157-164.
- 内田千代子(2009). 大学における休・退学、留年学生に関する調査 (第 29 報). 平成 20 年度学生支援合同フォーラム 第 30 回全国大学メンタルヘルス研究会報告書, **30**, 70-85.
- 内野悌司・磯部典子・品川由佳・栗田智未(2010). 大学キャンパスにおける事件・事故などへの危機対応システムに関する臨床心理学的研究 平成 19 年度～平成 21 年度科学研究費補助金基盤研究 (C)研究成果報告書, 49-53.
- Vogel, D. L., & Wei, M. (2005). Adult attachment and help-seeking intent: The mediating roles of psychological distress and perceived social support. *Journal of Counseling Psychology*, **52**, 347-357.
- 山下親子 (2009). 学生相談担当者による授業実践が学生に及ぼす影響 学生相談(九州大学学生生活・修学相談室紀要), **11**, 45-52.
- 吉武清實・大島啓利・池田忠義・高野明・山中淑江・杉江征・岩田淳子・福盛英明・岡昌之 (2010). 2009 年度学生相談研究に関する調査報告 学生相談研究, **30**, 226-271.