

性役割観と依存欲求許容予測の関係が カウンセリングへのためらいに与える影響

三巻祐佳*・恒吉徹三

On Influence of Relation between Gender-role and Expectation of Acceptance of Dependency
Need to Hesitation toward Counseling

MIMAKI Yuka*, TSUNEYOSHI Tetsuzo

(Received September 24,2010)

I 問題および目的

1. 問題

近年、カウンセリングやカウンセラーという言葉は一般によく用いられるようになり、以前に比べて馴染みのある言葉となっている。また、児童相談所や学生相談機関の利用者は近年増加傾向にあり、専門機関の存在は広く認知されてきているといえる。その一方で、いくつかの研究において、専門的援助を受けること自体に抵抗感やためらいがあることも明らかになっている。

これまでの研究でカウンセリング・イメージには、「結果が出て病気が治る」「共感・受容」「自分自身についての理解が深まる」という肯定的なものと、「不信感」「隔離された場」「抵抗感」「問題に直面させられる」という否定的なものがあることが示唆されている(坂本, 2005; 坂中, 2005/2007)。つまり、カウンセリングには、悩みの解決・解消などのポジティブなイメージだけでなく、抵抗感や不信感といったネガティブなイメージの両面が混在して成り立っている。さらに、坂本(2005)によれば、カウンセラーに対して「頼りたくない人」、カウンセリングに対して「信用できない場」というイメージを持つと相談ニーズが低くなることが指摘されており、ネガティブなイメージを持つことはカウンセリングを受けに行くこと(来談行動)を妨げる要因となることが示されている。また、援助されることに対する不安(援助不安)が高いほど、他者に援助を求める傾向(被援助志向性)が低くなると指摘されており、木村(2007)は、この援助不安の軽減を目的として大学生に学生相談に関する情報提供を行った。しかし、部分的な効果しか認められなかった。つまり、カウンセリング・イメージを改善するためには利用者に対して、単に情報提供するだけでは不十分といえる。また、これらの研究で用いられた尺度は心理学関連の授業や研修に参加した大学生や教員の面接内容等を元に構成されているため、広く一般の人の意識を代表しているとは言えない。

大学生を対象にした山村(2005)の研究によれば、男性または1・2年の大学生はカウンセリングについて否定的なイメージを抱いているのに対し、女性または3・4年の大学生は肯定的なイメージを持っていることが示されている。つまり、カウンセリング・イメージには性差

* 山口大学大学院教育学研究科

と学年差が存在することが明らかになっている。加えて、男性は悩み事がある際に他人に頼らず自己解決する傾向にあり、性別の違いが来談行動に影響していることが示唆される。

一方、性差と依存の研究では、男性よりも女性の方が依存欲求が高いという結果が得られている。例えば、竹澤・小玉（2004）ではともすると不適応的・病的な現象として問題視されやすい依存を、自己信頼感や他者信頼感を基盤にした他者に頼ることができる積極的、適応的なものとして捉え、男性より女性の依存欲求が高いことが示唆されている。しかしながら、性差が認められない研究もあるため、性差と依存度の関連は明確ではない。また、女性の依存欲求が高い要因について、男性は性役割観の観点から社会的に他者に頼ることを望ましく思われないために質問紙上で回答が歪んでしまうためなのか、女性の方が依存欲求を表現しやすいためなのかという点については明らかではない。つまり、自己の依存欲求を、他者が受け入れてくれるか否かという予測（以下依存欲求許容予測と呼ぶ）については十分に検討されていない。一般には伝統的な性役割観は薄れてきていると言われている。笹田（1995）によると現在の性役割観は従来のもとは一致しない特性が多くなってきていることが示唆されるものの、女子大学生は中年期女性より従来女性に望ましいとされてきた特性を強く意識しているという結果もある。つまり、性役割観は変化した部分と従来のものが保たれている部分の両方があるといえる。

そこで、カウンセリングを受けるということは、問題解決のためにカウンセラーに頼り、依存することだと考えると、性役割観を背景とした男女の依存欲求許容予測の違いがどのようにカウンセリング・イメージを規定しているのか検討する必要がある。

本研究でいう依存とは竹澤・小玉（2004）に倣い「是認、支持、助力、保証などの源泉として他人を利用しないし頼りにしたいという欲求」と定義し、適応的・健康的なものとして捉える。さらに、依存欲求許容予測とは、「個人の依存欲求や依存行動を周囲がどの程度受け入れてくれるかという主観的・受身的なもの」と定義する。

2. 目的

- 1) 来談行動をためらわせる抵抗感の要因を検討する。その際、大学生以外の一般の人の意見も含めて捉える。また、性役割観や属性（大学生か一般か）、カウンセリング経験の有無とカウンセリング・イメージとの関連も検討する。
- 2) 来談行動に対する抵抗感の背景として、男女の性役割観に基づく依存欲求許容予測の影響について検討する。

II 予備調査

1. 目的

本調査で用いる各尺度の因子構造と信頼性を確認する。

2. 方法

調査時期 2008年8月下旬

調査協力者 医療系専門学校生61名（男性34名、女性27名、平均年齢20.5歳、SD=5.35）

調査手続き 心理学の講義時間内に集団で実施した。

質問紙の構成

- 1) ジェンダー・パーソナリティ予備スケール

小出(1999)の作成した「男性性尺度」15項目「女性性尺度」14項目、計29項目のうち12項目を削除・改定した(17項目、「かなり当てはまる」から「全く当てはまらない」までの6件法)。これは、協力者への負担の考慮と、大学生以外にも回答を求めるための表現の修正である。

2) 依存欲求許容予測予備尺度

竹澤・小玉(2004)の作成した24項目のうち因子負荷量の高いものから10項目を抽出し、短縮版を作成した。これを「いつもそう思う」から「全くそう思わない」で回答するところを「いつでも受け入れてもらえる」から「全く受け入れてもらえない」に修正し、回答を求めた(6件法)。

3) カウンセリングためらいイメージ予備尺度

山村(2005)、坂本(2005)の作成した尺度から抽出した10項目に加え10代~40代の一般人5名へのインタビューを元に新たに作成した18項目の計28項目を使用した(「かなりそう思う」から「全くそう思わない」までの7件法)。

4) 来談経験、カウンセリング・イメージの情報源

カウンセリングを受けた経験の有無(「はい」「いいえ」「現在受けている」の3件法)、カウンセリング・イメージ形成の情報源(「テレビ番組」「雑誌」「書籍」「インターネット」「授業」「カウンセリング関係者」「自分または身近な人がカウンセリングを受けた経験」「その他」の中から複数回答可)について回答を求めた。

3. 結果

1) ジェンダー・パーソナリティ予備スケールの構造

因子負荷量.40以下の項目を除外し、因子分析(主因子法・Varimax回転)を繰り返した結果、2因子が抽出された(累積寄与率26.26%)。

第一因子は、5項目で構成されており、従来の女性役割と男性役割の逆転項目を含むため、「現代型女性的役割」と命名した。第二因子は、3項目で構成されており、従来の男性役割を示す内容のため「男性的役割」と命名した。Cronbachの α 係数は「現代型女性的役割」=.83、「男性的役割」=.75であった。

2) 依存欲求許容予測予備尺度の構造

因子負荷量.40以下の項目を除外し、因子分析(主因子法・Varimax回転)を繰り返した結果、3因子が抽出された(累積寄与率57.13%)。

第一因子は、4項目で構成されており、困難なことに当たるとき見守ったり励ましたりしてほしいという内容のため、「情緒的近接欲求許容予測」と命名した。第二因子は、2項目で構成されており、面倒なことや手に負えないことを手伝ってほしいという内容のため、「支援・代替欲求許容予測」と命名した。第三因子は、2項目で構成されており、落ち込んだときや病気の時に支えてほしいという内容のため、「精神的支援欲求許容予測」と命名した。Cronbachの α 係数は「情緒的近接欲求許容予測」=.80、「支援・代替欲求許容予測」=.61、「精神的支援欲求許容予測」=.64であった。

3) カウンセリングためらいイメージ予備尺度の構造

逆転項目を修正した後、因子負荷量.40以下の項目を除外し、因子分析(主因子法・Varimax回転)を繰り返した結果、5因子が抽出された(累積寄与率65.43%)。

第一因子は、2項目で構成されており、自分の年齢を考え自己解決できないことを情けないと考える内容のため、「年齢・自己解決」と命名した。第二因子は、5項目で構成されており、

カウンセラーの技術や態度に対する不信や来談しにくいといった内容のため、「援助力不信」と命名した。第三因子は、2項目で構成されており、来談していることを周囲に知られたいという内容のため、「隠蔽」と命名した。第四因子は、2項目で構成されており、来談のきっかけがなく、人には言いづらい悩みを話す場であるという内容のため、「敷居の高さ」と命名した。第五因子は2項目で構成されており、相談内容の漏洩に対する不安やカウンセラーとの温度差という内容のため、「カウンセラー不信」と命名した。Cronbachの α 係数は「年齢・自己解決」=.86、「援助力不信」=.61、「隠蔽」=.63、「敷居の高さ」=.51、「カウンセラー不信」=.54であった。

4. 本調査へ向けての修正点

1) ジェンダー・パーソナリティ・予備スケール

累積寄与率は26.26%と低いものの、 α 係数 ($F1=.83, F2=.75$) は確保されているため、本調査でもこのまま用いることとした。

2) 依存欲求許容予測予備尺度

先行研究とは異なり3因子構造であったため、竹澤・小玉(2004)の作成したものから新たに2項目を追加することとした。

また、依存欲求を向ける対象が曖昧で多義的であったため、最も頼りにしている人物を選定してもらい、その人物に対する依存欲求許容予測の評定を求めることとした。さらに、項目の語尾に「～という気持ち」と付け加え、分かりにくい表現を修正することとした。

3) カウンセリングためらいイメージ予備尺度

各因子の α 係数が低く、削除された項目が多いため、インタビューの結果を元に新たに項目を作成し追加することとした。また、多義的で曖昧な表現を改めることとした。

Ⅲ 本調査

1. 方法

調査時期 2008年10月～2009年1月上旬

調査協力者 大学生125名(男性52名、女性73名、平均年齢19.38歳、SD=1.34)
一般62名(男性15名、女性47名、平均年齢33.82歳、SD=14.50)

調査手続き 心理学の講義時間中や個別に質問紙を実施した。

質問紙の構成

1) ジェンダーパーソナリティ・スケール(以下GPスケール)

予備調査で用いた17項目を用いた(6件法)。

2-1) 重要な他者

最も頼りにしている人物が誰なのかを自由記述により尋ねた。

2-2) 依存欲求許容予測尺度(以下DA尺度)

予備調査により修正した12項目を用いた(6件法)。

3) カウンセリングためらいイメージ尺度(以下CHI尺度)

予備調査により修正した51項目を用いた(7件法)。

4) 来談経験、カウンセリング・イメージの情報源

来談経験の有無、イメージの情報源の回答を求めた。

2. 結果

1) 各尺度の検討

(1) GPスケールの構造

共通性.30以下、因子負荷量.40以下の項目を除外し、因子分析(重み付けのない最小2乗法・Promax回転)を繰り返した結果、「現代型女性的役割」「男性的役割」の2因子が抽出された(累積寄与率51.76%)。Cronbachの α 係数は「現代型女性的役割」=.79、「男性的役割」=.67であった

Table 1 GPスケールの因子分析結果

項目No.	F1	F2	共通性
F1 現代型女性的役割			
恋人は、できれば自分より背の高い人が理想だ	.87	.04	.55
結婚する時には、相手の方からプロポーズしてほしい	.79	-.01	.39
可愛らしくありたい	.66	.23	.47
筋肉があり、目立つようなたくましい体形でありたい	-.47	.29	.64
F2 男性的役割			
包容力があって頼もしくあらねばならない気がする	.07	.76	.45
度胸のある気の強い人間でなければならない	.14	.72	.74
デートでは、リード役であらねばならない気がする	-.38	.44	.39
寄与率	35.51	16.25	
Cronbachの α 係数	.79	.67	
		F1	F2
		F1	
		F2	-0.33

(2) DA尺度の構造

Table 2 DA尺度の因子分析結果

項目No.	F1	F2	共通性
F1 情緒的依存欲求許容予測			
困っている時や悲しい時には分かってもらいたいという気持ち	.79	-.02	.48
何かやろうとする時は、励ましたり、気遣ったりしてもらいたいという気持ち	.76	-.04	.54
いつも見守ってもらいたいという気持ち	.73	-.01	.45
自分一人で決断できない時は、その人の意見に頼りたいという気持ち	.62	-.01	.42
重大な知らせを受け取る時には、側にいてもらいたいという気持ち	.60	.10	.46
病気や憂うつな時は慰めてもらいたいという気持ち	.48	.26	.52
F2 道具的依存欲求許容予測			
面倒なことは手伝ってほしいという気持ち	-.11	.81	.54
自分一人で片付けられない事があった時は、手伝ってほしいという気持ち	-.06	.72	.58
忙しい時には手伝ってほしいという気持ち	.08	.70	.60
体調が悪くなった時には作業を代わってほしいという気持ち	.05	.61	.44
難しい事を当てられる時には、その人と一緒の方が良いという気持ち	.12	.58	.37
安心して行動するために、いつも一緒にいたいという気持ち	.22	.57	.56
寄与率	43.93	5.81	
Cronbachの α 係数	.83	.85	
		F1	F2
		F1	
		F2	0.72

因子分析（重み付けのない最小2乗法・Promax回転）を行なった結果、「情緒的依存欲求許容予測」「道具的依存欲求許容予測」の2因子が抽出された（累積寄与率49.74%）。Cronbachの α 係数は「情緒的依存欲求許容予測」=.83、「道具的依存欲求許容予測」=.85であった

(3) CHI尺度の構造

Table 3 CHI尺度の因子分析結果

項目No.	F1	F2	F3	F4	F5	共通性
F1 自己開示拒否・不信						
他人であるカウンセラーに個人的な悩みを話すのは抵抗がある	.93	-.15	.00	.03	.00	.40
初対面の人に自分のことをさらけ出すのは嫌だ	.91	-.11	.02	-.13	-.10	.64
初対面の人に、いきなり悩みを打ち明けられない	.82	-.20	-.09	.14	-.04	.64
カウンセラーがたとえ専門的な訓練を受けた人であろうと、個人的な悩みを打ち明ける事には抵抗がある	.70	-.14	.21	.05	-.07	.65
カウンセラーには、自分の本当の気持ちは理解してもらえない	.68	.23	-.13	-.08	.08	.44
カウンセラーにとって、所詮、仕事上の付き合いで親身になってくれない気がする	.59	.28	.03	-.11	.02	.45
ありがちな言葉で慰められそう	.52	.27	-.08	-.08	-.01	.47
自分を受け入れてくれそうな態度がわざとらしい気がする	.49	.29	.08	-.05	.01	.47
嫌いなカウンセラーには、自分の事を話したくない	.49	-.24	.01	.12	.01	.55
カウンセラーと自分の問題を話し合う事ぐらいで、悩みを取り除けるとは思わない	.48	.16	-.04	-.02	.02	.66
言いたくない事を根掘り葉掘り聞かれて嫌な気分になりそう	.45	.18	.06	.05	.07	.64
何を話して良いのか分からない	.44	-.04	-.05	.34	.13	.62
F2 弱さ						
カウンセラーに頼らなければ問題を解決できないのは情けない	.12	.78	-.02	.01	-.03	.37
この年齢で問題を自分で解決できないようでは情けない	.15	.68	-.03	.08	-.14	.46
カウンセリングに頼らなくても問題を解決できる人は強い人だ	-.15	.67	-.04	.11	-.06	.49
カウンセラーに相談する事なく、問題を解決していける人は素晴らしい	-.23	.66	-.12	.06	.09	.53
現実から逃げる事のような気がする	.09	.57	.07	-.03	.09	.61
カウンセリングは、身近に頼れる人がいない人間が利用するものだ	-.01	.53	.26	-.02	.06	.57
F3 隠蔽						
カウンセリングを受けていることを周囲に知られるのは恥ずかしい	-.02	-.10	.82	.02	.05	.61
カウンセリングを受けることは世間体が悪い	-.05	-.07	.81	.01	-.05	.48
カウンセリングを受けている事は隠すべき事である	.00	.08	.73	-.12	-.09	.54
カウンセリングに行ったことを親や友人に知られたくない	.08	-.07	.70	.03	.03	.63
カウンセリングを受けるのは恥ずかしい事だ	-.06	.29	.50	.07	.05	.65
F4 無関係						
身近な場所に相談機関があるかどうか知らない	-.13	.15	.01	.71	.16	.73
わざわざ行くほどの重大な悩みがない	-.07	-.01	-.01	.57	-.22	.56
わざわざカウンセリングを受けに行くのは面倒臭い	.11	.12	.02	.56	-.11	.54
カウンセラーに行くきっかけがない	.12	.02	-.03	.49	-.03	.44
カウンセリングは何をするのか分からない	.27	.06	.03	.42	.06	.44
F5 条件付来談						
身近な人が行っていれば自分も行ってみよう	.15	-.20	.04	-.03	.89	.40
無料なら行ってみよう	-.05	.11	-.15	-.08	.63	.78
もっとオシャレな病院があれば行ってみよう	-.15	.08	.09	.03	.59	.63
寄与率	26.30	8.13	6.16	4.79	3.77	
Cronbachの α 係数	.88	.82	.76	.72	.72	
	F1	F2	F3	F4	F5	
F1						
F2	0.44					
F3	0.45	0.43				
F4	0.36	0.20	0.08			
F5	0.23	0.28	0.28	0.00		

固有値の減衰状況から5因子構造が妥当と考えられ、因子分析（重み付けのない最小2乗法・Promax回転）を行った結果、「自己開示拒否・不信」「弱さ」「隠蔽」「無関係」「条件付来談」が抽出された(累積寄与率49.14%)。Cronbachの α 係数は「自己開示拒否・不信」=.88、「弱さ」=.82、「隠蔽」=.76、「無関係」=.72、「条件付来談」=.72であった

2) カウンセリングへのためらいと各要因との関連

(1) 性役割観との関連

全体では「現代型女性的役割」と「隠蔽」の間に $r=.17$ ($p<.05$)、「男性的役割」と「自己開示拒否・不信」の間に $r=.19$ ($p<.05$)、「弱さ」の間に $r=.31$ ($p<.01$)であった。大学生群は「現代型女性的役割」と「条件付来談」の間に $r=.20$ ($p<.05$)、「男性的役割」と「自己開示拒否・不信」の間に $r=.21$ ($p<.01$)、「弱さ」の間に $r=.38$ ($p<.01$)であった。一般群は「現代型女性的役割」と「隠蔽」の間に $r=.29$ ($p<.05$)であった。

(2) 依存欲求許容予測との関連

全体では「情緒的依存欲求許容予測」と「自己開示拒否・不信」の間に $r=-.24$ ($p<.01$)、「条件付来談」の間に $r=.17$ ($p<.05$)、「道具的依存欲求許容予測」と「自己開示拒否・不信」の間に $r=.18$ ($p<.05$)、「無関係」の間に $r=-.15$ ($p<.05$)であった。大学生群は「情緒的依存欲求許容予測」と「自己開示拒否・不信」の間に $r=-.29$ ($p<.01$)であった。

(3) 性差、属性、来談経験による比較

t 検定を行ったところ「隠蔽」($t=1.94, df=183, p<.10$)、「無関係」($t=1.78, df=184, p<.10$)について、女性より男性の方が高い傾向にあった。大学生群と一般群では「自己開示拒否・不信」($t=2.26, df=179, p<.05$)、「隠蔽」($t=2.22, df=181, p<.05$)、「無関係」($t=3.69, df=181, p<.01$)について、大学生群が一般群より有意に高かった

Table 4 性差・属性別の下位尺度得点の平均値, SD

	男性(67)		女性(120)		大学生(125)		一般(62)	
	平均値	SD	平均値	SD	平均値	SD	平均値	SD
GPスケール								
F1 現代型女性的役割	4.67	1.58	4.43	1.79	4.55	1.75	4.44	1.66
F2 男性的役割	4.33	0.93	3.44	0.88	3.89	1.00	3.48	0.91
DA尺度								
F1 情緒的依存欲求許容予測	4.60	0.96	4.94	0.82	4.85	0.82	4.75	1.00
F2 道具的依存欲求許容予測	4.42	0.90	4.51	0.88	4.48	0.82	4.49	1.01
CHI尺度								
F1 自己開示拒否・不信	4.26	1.06	4.17	1.16	4.34	1.08	3.94	1.17
F2 弱さ	3.38	1.20	3.19	1.15	3.29	1.20	3.19	1.11
F3 隠蔽	3.68	1.28	3.61	1.22	3.78	1.24	3.35	1.20
F4 無関係	4.99	1.21	4.62	1.25	4.98	1.20	4.29	1.22
F5 条件付来談	3.64	1.38	4.01	1.36	3.94	1.44	3.74	1.23

自分の来談経験有群と無群では「自己開示拒否・不信」($t=2.91, df=179, p<.01$)、「隠蔽」($t=2.34, df=181, p<.05$)、「無関係」($t=6.37, df=183, p<.01$)について来談経験無群が有群より有意に高かった。知人の来談経験有群と無群では「弱さ」($t=2.66, df=181, p<.01$)、「無関係」($t=3.08, df=182, p<.01$)について、来談経験無群が有群より有意に高かった。また、来談経験者は全体の10%弱(187名中21名)で、知人に来談経験がある者は約30%(187名中56名)であった

Table 5 来談経験別の下位尺度得点の平均値, SD

	自分				知人			
	来談経験有(21)		来談経験無(165)		来談経験有(56)		来談経験無(128)	
	平均値	SD	平均値	SD	平均値	SD	平均値	SD
F1 自己開示拒否・不信	3.55	1.30	4.29	1.07	4.21	1.28	4.22	1.05
F2 弱さ	2.98	1.53	3.29	1.12	2.92	1.22	3.41	1.12
F3 隠蔽	3.03	1.41	3.71	1.20	3.58	1.23	3.66	1.25
F4 無関係	3.28	1.49	4.94	1.08	4.34	1.46	4.94	1.09
F5 条件付来談	4.08	0.89	3.85	1.42	3.94	1.42	3.85	1.36

3) カウンセリングへのためらいの背景

本研究では、性役割観に基づいた依存欲求許容予測のあり方がカウンセリング・イメージに影響を与えるという因果モデルを想定し、共分散構造分析によるパス解析を行った。有意でないパスを削除し、分析を繰り返したところ、AICは=158.65から55.384と低下した(CFI=.617,RSMEA=.138)。「現代型女性的役割」が「情緒的依存欲求許容予測」に正の有意なパス、「情緒的依存欲求許容予測」が「自己開示拒否・不信」に負の有意なパス、「条件付来談」に正の有意なパスを示した

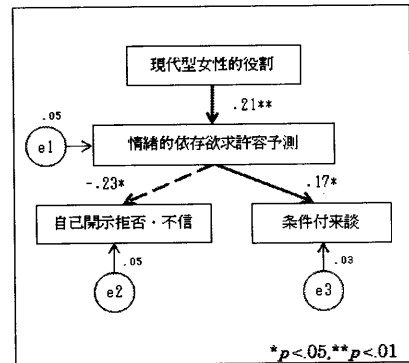


Fig1 カウンセリングへのためらいの背景

3. 考察

1) カウンセリングを受けることをためらわせる要因の検討

(1) 性差、性役割観との関連

男性は女性に比べ、カウンセリングは自分には無縁のものと考え、無条件では来談できないと考える傾向にある。この傾向は、坂本(2005)が指摘するように女性より男性の方がカウンセリングを信用できない場とみなしているという結果と一致しており、男性がカウンセリングを身近に感じられない背景には来談への不信感が影響していると考えられる。性役割観との関連では、性別に関わらず、より女性的役割の強い人は来談していることを隠したいと考え、より男性的役割が強い人は、問題を自己解決できず来談に至ることを情けないと考えている。つまり、性差、並びに性役割観との関連が部分的に示されたといえる。

(2) 依存欲求許容予測との関連

情緒的な依存欲求を重要な他者が受け入れてくれると捉えることは、カウンセリングの場で自分の問題について話すことに抵抗が少なく、カウンセラーへの不信感を持ちにくくなることにつながると考えられる。このことは、情緒的依存欲求が高い者は他者に対する信頼感が高い(竹澤・小玉,2004)ことを支持する結果である。また、情緒的依存欲求が高い者は意思決定に際しての自己評価が低い傾向(竹澤・小玉,2004)が見られることから、来談する場合には相談施設の外観や知人の来談経験の有無という外的な条件に基づいて判断すると考えられる。一方、道具的な依存欲求を重要な他者が受け入れてくれると予測する人は、悩みを解決する際にカウンセリングを具体的な援助策として位置付けていて、何をやる場所なのかを明確に捉えていると考えられる。

(3) 属性との関連

大学生か一般の参加者かという属性によって、性役割観とカウンセリング・イメージの関係は

異なり、同じ女性的役割を持っていたとしても大学生には来談の条件という外的要素、一般の人には周囲との関係という内的要素という異なった側面に關係することが明らかになった。

また、依存欲求許容予測との関連では大学生は重要な他者とカウンセラーに抱く感情に繋がりがあり、一般の人にはそれぞれ分化した個別の存在として認識されている。この違いが生まれる背景には、大学生にとってカウンセラーは“情緒面で頼ることのできる存在”で、一般の人にとっては“職業的存在”という位置付けの差があると考えられる。しかし、本研究では明らかにされていない部分が多いため、今後はこれらの背景要因の検討が必要である。

カウンセリング・イメージについて、相対的には一般の人より大学生の方が来談を周囲に知られたくないという気持ちが強いが、両群とも過度なものではない。さらに、大学生の方がカウンセラーに対する不信感や自分をさらけ出す事への拒否感が大きいことが示された。これは、大学生が青年期後期にあたり、アイデンティティ確立途上であるため、初対面の他者であるカウンセラーに自分の弱さが露呈することへの怖さが背景にあると考えられる。大学生が自己開示に拒否的なのは、自立する時期にあるため、援助されることへの不安の影響があると考えられる。また、大学生は授業やガイダンス等でカウンセリングの情報を得ているため、一般の人に比べ身近に感じていることが予想されたが、正体不明で無縁な場と考えていることが示された。しかし、一般の人でもそれ程身近に感じているわけではなく両群とも無関係だと捉えている。カウンセリングがより身近なものになるためには、情報がどのように受け取られているかを確認することが一つの課題であると考えられる。

(4) カウンセリング経験の有無との関連

カウンセリング経験者が少数であり、今回得られた結果は一部の来談経験者の体験に基づくため十分ではないが、実際の来談がカウンセリング・イメージ改善の一助になることが示された。加えて、カウンセリングを受けるのが知人か自分かによって改善されるイメージの側面が異なることも明らかになった。今後は実際に来談に至る過程で、ためらいがどのように変化するかという点も細かく検討する必要がある。

2) カウンセリングを受けることをためらわせる要因の因果関係

性別にかかわらず、女性的役割の強い人は、困難な状況にある時、自分の気持ちを理解し、慰めてほしいという思いを重要な他者が受け入れてくれるという予測につながる。そのことが、他の関係でも同様に、悩みを打ち明けることへの拒否感の軽減、カウンセリングに対する不信感の軽減や条件が整っていれば来談しても良いと感じる事へつながると示された。つまり、悩みに直面した時、知識や情報を提示されるのではなく、話をただ聞いてほしいという気持ちを持つか、相談機関への印象が良ければカウンセリングを受ける行動へ向かう、というプロセスがあると考えられる。

一方、男性的役割・道具的依存欲求許容予測と来談行動のためらいには因果関係がみられず、モデルの適合性については更なる検討が必要である。

IV まとめ

性差だけでなく、個人の持つ性役割観もカウンセリング・イメージと関連がみられることが明らかになった。また、依存欲求を重要な他者が受け入れてくれると感じることはカウンセリングへのためらいの軽減につながる可能性が示唆された。さらに、属性によりカウンセリング・イメージが異なったが、今回の結果は発達段階の違いによるのか、属する集団の本質の違い

によるのか、検討が必要である。加えて、部分的ではあるが性役割観を背景とした依存欲求許容予測のあり方が、カウンセリング・イメージに影響を与えることが示された。

また、本研究で用いた各尺度は予備調査結果を元に改良したものであるが、寄与率の低さ、削除された項目の多さなどの課題が残されたため、尺度の再検討が必要と思われる。今回、データ数の点から大学生群以外の年代や職業が違う集団を一般群とひとくくりにしたが、細分化した分析を行うことで、より広い対象に対応し得るカウンセリング・イメージの構造を明らかにする必要があると考えられる。

近年、医療領域では女性の乳がん検診などの受診に対するためらいが強いことが注目されている。専門的な機関を利用することへのためらいの研究は、心理の分野にとどまるものではない。今後は、カウンセリングへのためらいに影響する要因をより明確化すると共に、来談者が実際に来談に至るまでのプロセスを個別的、実証的に検討することも必要であると考えられる。

付記：本論文は、三巻祐佳が山口大学教育学部に卒業論文として提出し、その一部を中国四国心理学会第65回大会において三巻が発表したものに、加筆修正したものである。

文 献

- 木村真人 (2007)：学生相談に関する情報提供が援助不安に及ぼす影響について—新入生を対象とした予備的検討—, 日本教育心理学会総会発表論文集, 49, 719.
- 小出寧 (1999)：実験社会心理学研究, 39 (1), 41-52.
- 笹田明子 (1995)：中年期女性の性役割観 (Ⅱ) —女子大学生との比較を通じて—, 日本教育心理学会総会発表論文集, 37, 427.
- 坂本憲治 (2005)：大学生の主観的な心理相談ニーズに及ぼすカウンセリング・イメージの検討, 福岡大学大学院論集, 37 (1), 81-95.
- 坂中正義 (2005)：カウンセリングはどのように理解されているか? —心理臨床家との比較から—, 福岡教育大学紀要, 第54号, 第4分冊, 123-131.
- 坂中正義 (2007)：カウンセリングはどのように理解されているか? 2 —臨床心理士との比較から—, 福岡教育大学紀要, 第56号, 第4分冊, 73-82.
- 竹澤みどり・小玉正博 (2004)：青年期後期における依存性の適応的観点からの検討, 教育心理学研究, 52 (3), 310-319.
- 山村容子 (2005)：大学生のカウンセリング・イメージと実際の対処行動に関する研究—自由記述で回答された内容の分析から—, 福岡大学大学院論集, 37 (1), 97-105.