

大学生における援助要請スタイルの要因に関する探索的な検討 －性差観・認知的フュージョン・抑うつに着目して－

An Exploratory of Factors contributing to
Help-seeking-style among a university students
: focus on gender schema · cognitive fusion · depression

鎌田 真実¹⁾ 入江 智也²⁾
KAMADA Mami IRIE Tomonari

要約

本研究の目的は、援助要請スタイルと、性差観、認知的フュージョン、抑うつに関連を検討することである。大学生444名（男性217名、女性227名、平均年齢 20.4 ± 1.86 歳）を対象として、性差の t 検定、各尺度間における Pearson の積率相関係数を算出した。性差の t 検定の結果、男性は援助要請回避、性差観が有意に高く、女性は援助要請過剰が有意に高かった。各尺度間における Pearson の積率相関係数の算出の結果、男女ともに、それぞれの援助要請スタイルと性差観は有意な相関が認められなかったが、援助要請過剰と援助要請回避は認知的フュージョンとの有意な正の相関、援助要請自立は脱フュージョンとの有意な正の相関が認められた。今後の課題としては、相談相手の性別を指定すること、性役割の実際の行動に関する指標を用いること、現代の日本の大学生に合わせた性役割に関する尺度の開発、援助要請を実際に行うときの思考の特定である。

I. 問題と目的

大学生という期間は、勉学に加え、新しい環境への適応や人間関係の問題、進路や就職といったその後の人生に大きく関わる決断をする機会など、多くのストレス要因が存在する（内田、2010；山崎・松村、2014）。また、

環境の変化や人生における重大な決定を迫られる時期であり、精神的にゆらぎやすく、アイデンティティの確立という発達課題を抱え、抑うつを経験することが多いとされている（西河・坂本、2005）。以上の大学生の発達段階を踏まえると、傷つくことを恐れずに自己の内面を開示し、情緒的にも頼ることができる

1) 北翔大学大学院人間福祉学研究科

2) 北翔大学教育文化学部心理カウンセリング学科

他者との関係性を築くことによって、精神的な健康の維持につながる (Nicolas, 2009). したがって、自力では解決できない問題に直面した際に他者に援助を求めることは、相互独立的で健全な人間関係を築き、ストレスを乗り越え人生の質を高めるうえで重要である (太田, 2005).

このような概念としては援助要請がある。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のことである (DePaulo, 1983). よって、適切な援助要請を行うことは、人生に起こるさまざまな問題への重要なコーピングの一つであり (Fallon & Bowles, 1999), 個人の適応にとっても望ましい (Rickwood et al., 2005).

しかし、援助要請が伝統的な男性役割に反するため (Addis & Mahalik, 2003), 男性は女性と比較して、心理的問題の援助要請が低い (水野・石隈, 1999). つまり、男性は社会から「強い」ということが期待されるため、「弱い」という印象を与える他者に援助を求める行動に対して、心理的抵抗感がより高まることが示唆されている (伊藤, 2007). すなわち、男性は期待された性役割に違反し、他者から嘲りを受けることを恐れており、女性と比較して他者からの援助を期待しないと考えられる (山下・坂田, 2009).

これらの視点を踏まえて、大学生の援助要請における性役割の影響の検討することは重要な視点となりうる。援助要請における性差についての研究は、悩みの深刻度 (木村・水

野, 2004), 家族・友人への援助要請意図 (永井, 2010), 相談行動と相談の重要性 (梅垣・木村, 2012), 援助要請における性役割については、平等主義的性役割 (水野, 2022), 男性における感情抑制 (永井, 2021) が行われてきた。しかし、援助要請に関する性差・性役割の研究は、どちらもまだ少なく、さらなる検討が必要である。

そこで、本研究においては、性役割態度や性役割に基づく行動の予測には有効であり、人が自分を取り巻く環境を認知する際に使用する性 (ジェンダー) に関する認知的枠組みである性差観に着目する (伊藤, 1997). 性差観が強いと、自分自身の性に一致した援助要請行動をとることが予測されるため、男性だと援助要請を抑制し、女性だと援助要請を促進すると考えられる。

あわせて、思考が援助要請と関連しているのかを検討するために、認知的フュージョンをとりあげる。認知的フュージョンとは、思考内容と現実とを混同し、ほかの行動調整のリソースよりも思考が優位になる行動的プロセスであり (嶋 et al., 2016), 苦痛になると予測される体験を抑制、コントロール、または除去するように促す心理的なルールに従うとされている (Hayes, Strosahl, & Wilson, 2014). したがって、認知的フュージョンが強まると、自分自身の中で決まった援助要請のパターンをとることが予測される。しかし、適応的な援助要請を行うには、思考から距離を置いて、状況に合わせた援助要請を行う必要があると考えられる。思考内容と現実を弁別することで、認知的フュージョンから抜け出すことは脱フュージョンと呼ばれる (嶋 et al., 2016). すなわち、認知的フュージョンが強まった状

態では決まった援助要請のパターンをとり、脱フュージョンが強まった状態では、状況に合わせた援助要請行動をとると考えられる。

したがって、本研究の目的は、援助要請スタイル、性差観、認知的フュージョン、抑うつとの関連を検討することである。

II. 方法

1. 対象者

私立大学3校に在籍する大学生で回答があった448名のうち、性別を「その他」「答えたくない」と回答した4名をのぞいた444名が有効回答者となった（男性217名、女性227名、平均年齢 20.4 ± 1.86 歳）。

2. 調査内容

1) デモグラフィックデータ

性別、年齢、学年、学科について回答を得た。

2) 援助要請スタイル尺度（永井，2013）

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「援助要請自立型」（4項目）、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「援助要請過剰型」（4項目）、問題の程度にかかわらず一貫して援助を要請しない「援助要請回避型」（4項目）の3因子から構成されている。「1. 全く当てはまらない」、「2. 当てはまらない」、「3. やや当てはまらない」、「4. どちらともいえない」、「5. やや当てはまる」、「6. 当てはまる」、「7. よく当てはまる」の7件法12項目である。大学生249名に同尺度を実施されて

おり、 α 係数による内的一貫性（援助要請自立型は $\alpha = .79$ 、援助要請過剰型は $\alpha = .93$ 、援助要請回避型は $\alpha = .88$ ）が確認されている（永井，2013）。本研究においては相談先を「親、きょうだい、友人、恋人、教員等の人々」と指定した。

3) 性差観スケール（伊藤，1997）

男女について一般的にいわれている事柄や状況であるジェンダー・スキーマを測定するための1因子の尺度である。「1. そう思わない」、「2. どちらかというと思わない」、「3. どちらかというと思おう」、「4. そう思う」の4件法30項目である。大学・短期大学生を286名に同尺度を実施されており、 α 係数による内的一貫性（ $\alpha = .91$ ）が確認されている（伊藤，1997）。

4) 日本版Cognitive Fusion Questionnaire（認知的フュージョン尺度）（嶋et al., 2016）

「認知的フュージョン／脱フュージョン」の状態を測定する尺度である。認知的フュージョン（9項目）、脱フュージョン（4項目）の2因子から構成されている。「1. 全くあてはまらない」、「2. 極まれにあてはまる」、「3. まれにあてはまる」、「4. 時にあてはまる」、「5. かなりあてはまる」、「6. ほとんどいつもあてはまる」、「7. いつもあてはまる」による7件法13項目である。大学生345名に同尺度を実施されており、 α 係数による内的一貫性（認知的フュージョンは $\alpha = .92$ 、脱フュージョンは $\alpha = .68$ ）が確認されている（嶋・川井・柳原・熊野，2016）。

5) こころの健康チェック表K6日本語版 (Furukawa et al., 2008)

うつ病や不安障害などの精神疾患をスクリーニングすることを目的に開発された1因子の尺度である。「0点：全くない」、「1点：少しだけ」、「2点：ときどき」、「3点：たいてい」、「4点：いつも」による5件法6項目である。2,436名に同尺度を実施されており、 α 係数による内的一貫性 ($\alpha = .94$) が確認されている (Furukawa et al., 2008)。本研究では抑うつ測定に用いた。

3. 調査時期

2021年7月6日から8月6日にかけて調査を実施した。

4. 調査方法

本研究の実施にあたり、北翔大学大学院・北翔大学・北翔大学短期大学部研究倫理審査の承認を得て (承認番号：2021-004)、Microsoft Formsを用いてWeb上で実施した。調査の案内は大学教員を通じて講義ごとにチラシの周知を依頼し、参加者はチラシの中にあるURLから任意で回答を行った。チラシには、個人が特定できない統計処理を施すこと、研究協力は自由意思に基づくこと、辞退しても不利益を被ることはないこと等を記載し、調査回答者の同意を得たうえで実施した。

5. 分析方法

統計解析には、HAD (清水, 2006) を使用した。第1に、各変数の記述的統計量を算出した。第2に、各尺度の性差の t 検定を行った。第3に、各尺度間におけるPearsonの積率相関係数を算出した。

Ⅲ. 結果

1. 記述統計量

記述統計量を示した (Table 1)。

2. 各尺度の性差の t 検定

援助要請スタイルの各下位尺度 (「援助要請過剰」、「援助要請回避」、「援助要請自立」)、性差観スケール、日本版Cognitive Fusion Questionnaireの下位尺度 (「認知的フュージョン」、「脱フュージョン」)、こころの健康チェック表K6日本語版の性差の t 検定を実施した (Table 2)。

3. 各尺度間におけるPearsonの積率相関係数

援助要請スタイルの各下位尺度 (「援助要請過剰」、「援助要請回避」、「援助要請自立」) と、性差観スケール、日本版Cognitive Fusion Questionnaireの下位尺度 (「認知的フュージョン」、「脱フュージョン」)、こころの健康チェック表K6日本語版の単相関係数を算出した (Table 3)。

Ⅳ. 考察

本研究の目的は、援助要請スタイルと、性差観、認知的フュージョン、抑うつの関連を検討することであった。

1. 各尺度の性差の t 検定

援助要請回避は男性、援助要請過剰は女性が有意に高く、援助要請自立は男女の有意差が認められないことが明らかになった。つまり、男性は自分の失敗や無力さ、あるいは他者への依存による自己脅威の程度が女性に比

Table 1 各尺度の記述統計量 (N=444)

変数名	Mean	Median	SD	Min	Max	<i>a</i>	Range
援助要請過剰	14.71	14.00	6.87	4.00	28.00	.939	4-28
援助要請回避	11.78	11.00	6.10	4.00	28.00	.917	4-28
援助要請自立	19.11	20.00	4.91	4.00	28.00	.816	4-28
性差観スケール	62.20	61.50	15.54	30.00	105.00	.911	30-120
認知的フュージョン	31.44	31.00	10.17	9.00	61.00	.871	9-63
脱フュージョン	14.82	15.00	4.20	4.00	28.00	.602	4-28
K6	6.91	6.00	5.34	0.00	23.00	.874	0-24

Table 2 各尺度の性差

	男性 (N=217)	女性 (N=227)	<i>t</i> 値	<i>p</i> 値	<i>d</i> 値
	<i>M</i> (<i>SD</i>)	<i>M</i> (<i>SD</i>)			
援助要請過剰	13.85 (6.85)	15.53 (6.80)	-2.601	.010**	-0.247
援助要請回避	12.39 (6.03)	11.20 (6.13)	2.067	.039*	0.196
援助要請自立	19.29 (4.98)	18.94 (4.85)	0.754	.451	0.072
性差観	64.99 (16.17)	59.54 (14.44)	3.739	.000**	0.355
認知的フュージョン	31.35 (9.82)	31.52 (10.52)	-0.166	.868	-0.016
脱フュージョン	14.95 (4.49)	14.69 (3.92)	0.668	.505	0.063
K6	6.63 (5.33)	7.17 (5.35)	-1.057	.291	-0.100

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

Table 3 各尺度間における Pearson の積率相関係数

(男性; N=217 / 女性; N=227)

男性 / 女性	1	2	3	4	5	6	7
1. 援助要請過剰		-.492** / -.587**	-.018 / -.231**	.076 / .070	.178** / .132*	.093 / -.021	.105 / .042
2. 援助要請回避			-.115 / .101	.112 / -.061	.143* / .211**	-.053 / -.009	.251** / .245**
3. 援助要請自立				-.004 / -.057	.041 / .029	.150* / .293**	-.047 / .049
4. 性差観					.128 / -.056	.019 / .078	.219** / -.027
5. 認知的フュージョン						.073 / .157**	.543** / .639**
6. 脱フュージョン							-.104 / -.010
7. K6							

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

注) / の左側は男性の相関係数, 右側は女性の相関係数を表す。

べて大きいため、援助要請を回避することが多いが、女性の援助要請行動は、女性の性役割規範と一致しており、肯定的に受け取られることから頻繁に行われる（山口・西川, 1991）。本研究においても、先行研究の結果と同様に、性別を援助要請の要因としたときに、男性であることは援助要請を抑制し、女性であることは援助要請を促進すると考えられる。また、援助要請自立においては、性別の影響を受けずに、状況に踏まえて必要な援助要請をしていることが示唆された。

男性は性差観が有意に高いことが明らかになった。男性が男性役割から逸脱することは、女性が女性役割から逸脱するよりも社会的な罰が大きく（Moss-Racusin, Phelan, & Rudman, 2010）、男性の方が伝統的な男性役割に縛られていると推察される（渡邊, 2017）。よって、男性役割を逸脱した時の社会的な罰の大きさから、男性は伝統的な性役割に縛られており、性差観も高いと考えられる。

2. 各尺度間におけるPearsonの積率相関係数

男女ともに、それぞれの援助要請スタイルと性差観は有意な相関が認められなかった。その理由としては、サポート源の対象（援助をする人）の影響が考えられる。本研究においては相談先を、「親、きょうだい、友人、恋人、教員等の人々」と指定した。性差観は「自分と相手の性別の違いに着目し、さまざまな情報を性別の違いによって処理しようと動機づけられる傾向に影響する（伊藤, 1998）」とも説明されるため、相談の相手の性別によって、性差観の援助要請への関連が異なる可能性がある。さらに、大学生は同年

代の性役割期待が内包された言葉かけを認知し、その期待に沿った役割を演じると指摘されている（柏木, 1967）。よって、発達段階を踏まえると、大学生の援助要請に関連する性役割の概念は、性差観のような認知的な枠組みでなく、実際の行動に関する指標である可能性がある。しかし、これまで男性や女性に望ましいとされてきた性格特性は、現代の男女平等の風潮の中で、性別に応じて区別されるものではなくなくなってきており（遠藤・橋本, 1998；児玉・杉本・松田, 2002）、現代に存在する性役割期待を明確に反映できていない可能性も示唆されている（大井・今枝, 2017）。よって、現代の日本の大学生に合わせた性役割に関する尺度の開発が必要である。以上より、援助要請の性差への性役割の影響の有無を解明するには、さらなる検討が必要である。

男女ともに、援助要請過剰と認知的フュージョン、援助要請回避と認知的フュージョン、援助要請自立と脱フュージョンは有意な正の相関が認められた。フュージョンした状態では、苦痛になると予測される体験を抑制、コントロール、または除去するように促す心理的なルールに従うとされている（Hayes, Strosahl, & Wilson, 2014）。したがって、認知的フュージョンが強い場合は、ルールに従いパターン化された援助要請行動を行いやすいと考えられる。一方で、有益でない認知的プロセスが行動に与える影響を減らすこと（Harris, 2012）などの状態である脱フュージョンが強まると、状況に合わせた援助要請を行うと考えられる。すなわち、援助要請の阻害は、実際に起こった出来事や現実中存在する他者よりも、個人の認知や体験との関係が深

いと考えられる (松田・山崎, 2021).

男女ともに, 援助要請回避とK6は有意な正の相関が認められた. 一方で, 援助要請過剰・援助要請自立とK6は有意な相関が認められなかった. ストレス反応に含まれる抑うつなどの症状は, かえって援助要請意図を低下させる (Garland & Zigler, 1994). よって, 本研究においても, 抑うつは援助要請を阻害をすることが示唆された.

3. 本研究の限界点と課題

本研究の目的は, 援助要請スタイルと, 性差観, 認知的フュージョン, 抗うつとの関連を検討することであった. しかし, 男女ともにそれぞれの援助要請スタイルと性差観は有意な相関が認められなかった. よって, 援助要請への性差の性役割の影響の有無を解明するには, 相談相手の性別の指定を行うこと, 性役割の実際の行動に関する指標を用いること, 現代の日本の大学生に合わせた性役割に関する尺度の開発が望まれる. また, 男女ともに援助要請過剰・援助要請回避と認知的フュージョン, 援助要請自立と脱フュージョンは有意な正の相関が認められた. 認知的フュージョンが強い状態は脱フュージョンによって, 言語的内容の刺激機能を変容することができる (Snyder, Lambert, & Twohig, 2011). したがって, 援助要請を行う際にどのような思考にとらわれているのかを明らかにすることで, 適応的な援助要請につながることを考えられる.

引用文献

- Addis, M. E., & Mahalik, J. R. (2003). Men, masculinity, and the contexts of help seeking. *American Psychologist*, 58, 5-14.
- DePaulo, B. M. (1983). Perspective on help seeking. In B. M. DePaulo, A. Nadler, & J. D. Fer (Eds.), *New directions in helping: Helpseeking*. New York: Academic Press, 2, 3-12.
- 遠藤 久美・橋本 宰 (1998). 性役割同一性が青年期の自己実現に及ぼす影響について教育心理学研究, 46 (1), 86-94.
- Fallon, B. J., & Bowles, T. (1999). Adolescent help-seeking for major and minor problems. *Australian Journal of Psychology*, 51, 12-18.
- Furukawa, A. T., Kawakami, N., Saitoh, M., Ono, Y., Nakane, Y., Nakamura, Y., ...Kikkawa, T. (2008). The performance of the Japanese version of the K6 and K10 in the World Mental Health Survey Japan. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 17, 152-158.
- Garland, A. F., & Zigler, E. F. (1994). Psychological correlates of help-seeking attitudes among children and adolescents. *American Journal of Orthopsychiatry*, 64, 586-593.
- Harris, R. 武藤 崇 (監訳) (2012). よくわかるACT (アクセプタンス&コミットメント・セラピー) -明日からつかえるACT入門- 星和書店 (Harris, R. 2009 *Act made simple: An easy-to-read primer on acceptance and commitment therapy.*

- Oakland: *New Harbinger Publications*)
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., & Wilson, K. G. (2014). アクセプタンス&コミットメント・セラピー (ACT) 第2版マインドフルな変化のためのプロセスと実践 星和書店.
- 伊藤裕子 (1997). 高校生における性差観の易姓環境と性役割選択-性役割スケール (SGC) の作成の試み- 教育心理学研究, 45, 396-404.
- 伊藤裕子 (1998). 高校生のジェンダーをめぐる意識 教育心理学研究, 46, 247-254.
- 柏木 恵子 (1972). 青年期における性役割の認知Ⅱ 教育心理学研究, 20, 48-59.
- 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の関連について-学生相談・友達・家族に焦点をあてて- カウンセリング研究, 37, 260-269.
- 児玉真樹子・杉本明子・松田文子 (2003). 現代の男女大学生の性格特性と性役割認知 広島大学心理学研究, 2, 73-84.
- 松田琴音・山崎洋史 (2021). 心理専門家への援助要請行動を阻害する認知構造モデルの検-完全主義認知と恥感情に着目して- 昭和女子大学生活心理研究所紀要, 23, 87-102.
- 水野幸弥 (2022). 青年期における援助要請スタイルと性役割態度及び信頼感の関係 日本教育心理学会総会発表論文集, 64 (0), 353.
- 水野治久・石隈利紀 (1999). 被援助指向性, 被援助行動に関する研究の動向 教育心理学研究, 47, 530-539.
- 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.
- 永井 智 (2013). 援助要請スタイルの作成-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 (2021). 援助要請における感情抑制の役割の検討 日本心理学会大会発表論文集, 85 (0), 135.
- Nicolas, M. (2009). Personality, social support and affective states during simulated microgravity in healthy women. *Advances in Space Research*, 44, 1470-1478.
- 大井修三・今枝未紗 (2017). 社会的不適応と性役割期待 岐阜女子大学紀要, 47, 31-43.
- 太田 仁 (2005). たすけを求める心と行動-援助要請の心理学- 金子書房.
- Rickwood, D., 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.
- Rudman, L.A., Moss-Racusin, C. A., Phelan, J. E., & Nauts, S. (2012). Status incongruity and backlash effects: Defending the gender hierarchy motivates prejudice against female leaders. *Journal of Experimental Social Psychology*, 48, 165-179.
- 西河正行・坂本真士 (2005). 大学における予防の実践・研究 坂本 真士・丹野 義彦・大野 裕 (編) 抑うつ心の臨床心理学 (pp. 7-28) 東京大学出版会.
- 嶋 大樹・川井 智理・柳原菜美佳・熊野 宏昭 (2016). 改訂CognitiveFusionQuestionnaire13項目版および7項目版の妥当性の検討 行

- 動療法研究, 42, 73-83.
- 清水裕士 (2016). フリーの統計分析ソフト HAD: 機能の紹介と統計学習・教育, 研究実践における利用方法の提案 メディア・情報・コミュニケーション研究, 1, 59-73.
- Snyder, K., Lambert, J., & Twohig, M. P. (2011). Defusion: A behavior-analytic strategy for addressing private events. *Behavior Analysis in Practice*, 4, 4-13.
- 梅垣佑介・木村真人 (2012). 大学生の抑うつ症状の援助要請における楽観的認知バイアス 心理学研究, 83 (5), 430-439.
- 内田千代子 (2010). 21年間の調査からみた大学生の自殺の特徴と危険因子-予防への手がかりを探る- 精神神経学雑誌, 112 (6), 543-560.
- 山口智子・西川正之 (1991). 援助要請行動に及ぼす援助者の性, 要請者の性, 対人魅力および自尊心の影響について大阪教育大学紀要第IV部門, 40 (1), 21-28.
- 山下倫実・坂田桐子 (2009). 性役割に対する意識がソーシャル・サポート源としての恋愛パートナーの重要性に及ぼす影響 流通経済大学社会学部論叢, 20 (1), 59-73.
- 山崎理恵・松村公美子 (2014). 大学生における抑うつ傾向について-内的作業モデルの視点からの検討- 新潟青陵大学大学院臨床心理学研究, (7), 55-62.
- 渡邊 寛 (2017). 伝統的な男性役割態度尺度の作成と信頼性・妥当性の検証 心理学研究, 88, 488-498.

