

楽観性、楽観的認知バイアス、不安感受性と精神的健康との関連

—医療系専門学校学生に焦点を当てた検討—

瀧井 美緒¹・上田 純平²・瀧井 百合子³

Relationship between Optimism, Optimistic Bias, Anxiety Sensitivity, and Mental Health

— Focus on Medical School Students —

TAKII Mio¹, UEDA Junpei², TAKII Yuriko³

本研究の目的は、医療系専門学校学生における楽観性、楽観的認知バイアス、不安感受性と精神的健康との関連について明らかにすることであった。医療系専門学校に在籍している学生132名に対し、質問紙調査を実施した。結果、抑うつ症状を呈すると想定する主体が友人条件よりも自分条件の方が受診や相談行動といった援助要請行動において楽観的認知バイアスが強くなることが示された。さらに、精神的健康度が低い者の方が楽観的認知バイアスを強く示す傾向が明らかとなった。本研究の結果から、楽観性や不安感受性と精神的健康度との関連が明らかとなったことから、認知的側面に着目した介入を行うことにより、学生の抑うつ予防につながると考えられる。

キーワード：楽観性、楽観的認知バイアス、抑うつ、不安感受性、援助要請

This study examined the relationship between optimism, optimistic bias, anxiety sensitivity, and mental health among medical school students. For this purpose, a questionnaire survey was administered to 132 medical school students. According to the results, optimism bias was stronger in help-seeking behaviors (e.g., medical consultations and consultation behaviors) in the self-condition than in the friend condition. As for mental health, those with weaker mental health tended to have a stronger optimistic bias. In addition, a correlation between optimism, anxiety sensitivity, and mental health was found. The implication of the findings is that interventions focusing on cognitive aspects may help prevent depression among medical school students.

Keywords: optimism, optimistic bias, depression, anxiety sensitivity, help-seeking

I. はじめに

学生の不安やストレスが、抑うつをはじめとしたさまざまな精神的健康に影響することは多く指摘されている。令和元年版自殺対策白書（厚生労働省，2019）によると、大学生や専修学校生等における自殺の原因・動機について、「学業不振」や「その他進路に関する悩み」、「うつ病」、「就職失敗」、「その他の精神疾患」が

挙げられており、特にうつ病とともに計上された原因や動機では男女ともに学校問題が3割から4割を占めている。このことから、大学生や専門学校生などの学校生活におけるストレスや不安、抑うつ問題は早期に取り組むべき課題であると考えられる。

その中でも抑うつに着目すると、うつ病の発症と改善には認知的変数が大きく関与しており、認知療法や

¹ 岩手県立大学社会福祉学部 ² 新潟医療福祉大学健康科学部 ³ 学校法人西野学園学生サポートセンター

認知行動療法に代表されるように、患者の認知を変容することによって抑うつ症状の改善が示されてきた（cf：Beck, Rush, Shaw & Emery, 1979 坂野 訳 1992）。

認知的変数のひとつに不安感受性が挙げられる。不安感受性とは、不安に対する恐怖（fear of fear）であり、不安に伴う感覚がネガティブな身体的、社会的、心理的結果を意味しているという個人の認知に基づいたものである（Reiss, 1991）。不安感受性は慢性疼痛や社交不安障害、外傷後ストレス障害の発症や維持に関連する認知的変数として取り上げられることが多い。不安感受性は痛みへの恐怖やうつ気分、日常活動を避けるような回避的な対処方略の選択に影響を及ぼすことにより、痛みへの注意を高めてしまうことや（Asmundson, Norton, 1995）、外傷後ストレス障害患者において不安感受性が高いことで身体症状を過度に脅威的に解釈し外傷後ストレス反応が維持されること（Fedoroff, Taylor, Asmundson, & Koch, 2000）、トラウマ体験者において不安感受性が身体症状や抑うつ症状に影響を与えていること示唆されている（瀧井・上田・冨永, 2013）。Bernstein, Zvolensky, Feldner, Lewis, & Leen-Felder（2005）によると、不安感受性が不安関連障害のリスク増大につながる特性的な認知的要因であると指摘しており、不安感受性が高いことによって、日常生活の心理的・身体的ストレス反応を高く示しやすいことが示唆されている。

また、ストレスや抑うつに関する認知的変数を検討する際、精神的な弱さや障害など、脆弱性に関する要素が中心に検討されてきたが、人間の精神機能におけるポジティブな側面の検討の必要性が指摘されている（cf；橋本・子安, 2012）。特に、ポジティブ心理学では楽観性（optimism）が中核的概念として挙げられている。楽観性とは、「物事がうまく進み、悪いことよりも良いことが生じるだろうという信念を一般的に持つ傾向」と定義されている（戸ヶ崎・坂野, 1993）。認知的変数の一つとして考えられる楽観性は、心身の健康と関連することが示されてきており、人々の行動に大きな影響を与え、ストレスや適応を予測すると指摘されている（cf：戸ヶ崎・坂野, 1993）。抑うつ傾向のある者の認知には楽観性が含まれないと考えられることが多く、川人・大塚（2010）は、教育実習を控えた大学生は楽観性が高いことで抑うつ症状が抑えられると報告している。しかし、川人・大塚（2010）は、楽観

性が高いことで、問題に向き合う接近コーピングが多く選択され、抑うつが低くなること、ストレスフルな出来事が生じても、接近コーピングを選択でき抑うつが低くなることを仮説とし、構造方程式モデリングにより検討しているが、前述の2点については支持されていない。この結果は、楽観性が高い場合であっても、ストレスフルな出来事があった場合には、出来事に向き合った上で楽観的に捉えてはいるとは限らないと考えられる。そのため、大きなストレスを抱えれば、楽観性が高いとしても、結果的に抑うつを高める可能性があると考えられる。

Scheier & Carver（1985）によると、楽観的であることは行動の結果に対する主観的確率を恒常的に良いほうに見積もることである、と指摘している。加えて、Weinstein（1982）は、ある特定の疾患になる確率を他者よりも生じにくいと考える傾向である非現実的楽観性の存在を指摘しており、このような楽観的認知バイアスが大きいと、健康保護の行動への動機が少ないだけでなく、そのような行動を学ぼうという興味にもつながらず、結果的に将来の健康を脅かす可能性があることが示唆されている（Weinstein, 1983）。川上（2016）によると、これまで何らかの精神障害を経験した者のうち、少なくとも一度は受診・相談経験があった者は10年前の調査と比較すると増加している。しかし、過去12か月間に少なくとも一つ以上の精神障害を経験した者のうち約7割が未受診であり、いまだに精神障害を経験した者の多くが受診・相談をしていないことが報告されている。受診・相談に至らない要因には、受診に対する不安や医療に関する知識不足、スティグマ、さらには楽観的認知バイアスの影響が考えられる。楽観的認知バイアスとは、自己奉仕的バイアスの一つであり、自分にとって好ましくない状況において、他者よりも自分の状況を楽観的に評価する認知バイアスのことである。梅垣・木村（2012）は、抑うつ傾向のある大学生において、友人が同じ症状を呈した場面より自分の場合において、重症度や予後、援助要請の重要性を楽観的に評価する傾向（楽観的認知バイアス）があると指摘している。この楽観的認知バイアスの存在により、適切な援助希求行動に移らない可能性が指摘されており（梅垣・末木, 2012）、症状に対する当事者と周囲との間における認識のギャップの存在が考えられている。Elwy, Yeh, Worcester, & Eisen（2011）は援助を求めたうつ病患者と求めな

ったうつ病患者に調査を行った結果、援助を求めなかった者は、「うつは長続きしない」、「日常生活に大きな支障をもたらさない」といった楽観的認知がみられたと報告している。

以上のことから大学生や専門学校学生のストレスや抑うつへの早期介入や予防といった観点から不安感受性や楽観性、楽観的認知バイアスといった認知的変数について検討する必要があると考えられるが、これまでこれらの関連について検討されていない。

また、近年、医療の高度化や患者権利意識の向上などから医療従事者を目指す学生において臨床能力の習熟への期待が高まり、臨地実習を控える学生の不安やストレスは強まると懸念されており（本江・高橋・桑田・杉山・谷山・益子・吉岡，2009）、学生生活の中でも医療従事者をを目指す学生における臨地実習はストレスを感じやすいイベントであると考えられる。とりわけ、修業年限が短く、実践的な職業教育が求められる専門学校学生はカリキュラムの多くを臨地実習が占めている。看護学生における調査では、実習時間数の増加につれ、臨地実習が最も強いストレスとなり、心身の健康状態が不良となることや（土屋，1993）、作業療法学生においても実習において抑うつが上昇することが報告されている（立石・立石，2006）。よって本研究では、医療系専門学校学生を対象とする。特に医療における実践的な専門性が求められている学生においては、カリキュラムの中で医療に関する全般的な知識や技術を学んでおり、前述したような受診や相談に至らない要因として挙げられる「医療等に関する知識のなさやスティグマ」という側面は一般大学生より想定されにくいと考えられる。そのため、より楽観性や楽観的認知バイアス、不安感受性と精神的健康の関連を検討することができると考えられる。

以上のことから、本研究では、医療系専門学校学生における楽観性、楽観的認知バイアスと不安感受性と精神的健康との関連を検討することを目的とする。

これらが明らかとなることにより、学校における学生支援に関する取組の示唆や学校生活におけるストレス対処に関わる要因の解明につながると考えられる。文部科学省（2014）によると、専門学校生は、各年度7%ほどの中途退学率が示されており、学業不振、学校生活不適応などが原因と報告されている。こういった指摘からも、中途退学予防やメンタルヘルス支援という観点に対する重要な示唆が得られると期待できる。

II. 方法

1. 調査対象者

A 県の医療系専門学校（言語聴覚療法士科、歯科衛生士科）に在籍している学生 132 名を対象とした。対象者の平均年齢は 21.17 歳（ $SD = 6.40$ ）、そのうち男性 19 名、女性 113 名であった。

2. 調査期間

2015 年 5 月～6 月に調査を実施した。

3. 調査材料

「出来事の捉え方と健康度についてのアンケート」として実施した。

（1）フェイスシート

年齢、性別、所属学年について回答を求めた。

（2）Anxiety Sensitivity Index（以下、ASI）日本語版（村中・坂野，2001）

不安感受性を測定する尺度であり、16 項目 5 件法（全くそう思わない～非常にそう思う）で構成されている（項目例：神経質にみられないことは、私にとって大切である）。

（3）日本語版 K6（Furukawa, Kawakami, Saitoh, Ono, Y. Nakane, Nakamura, Tachimori, Iwata, Uda, H. Nakane, Watanabe, Naganuma, Hata, Kobayashi, Miyake, Takeshima, Kikkawa, 2008）

精神的健康度を測定し、うつや不安障害に対するスクリーニングとして使用することができる尺度であり、6 項目 5 件法（いつも～全くない）で構成されている（項目例：神経過敏に感じましたか）。得点が高いほどうつや不安のリスクが高く、精神的健康度が低いことが示される。

（4）日本語版改訂版楽観性尺度（LOT-R 日本語版；坂本・田中，2002）

楽観性に関する項目 3 項目、悲観性に関する項目 3 項目、フィラー項目 4 項目の合計 10 項目、5 件法（強くそう思わない～強くそう思う）で構成されている（項目例：概して、私は悪いことより良いことの方が自分の身に起こると思う）。本尺度は、Scheier, Carver, & Bridges (1994) が作成した尺度の日本語版であり、楽観性と悲観性が互いに 1 次元の反対局にあるという考えに基づき作成されており、逆転項目は悲観性を測定している項目とも考えられている。本研究では、橋本・

子安（2011）にならい、悲観性に関する3項目を逆転項目として処理し、楽観性を算出することとした。

（5）抑うつ症状の援助要請の認識における楽観的認知バイアス（Spendelov & Jose, 2010; 梅垣・木村, 2012）

抑うつ症状を呈していると仮定した場面想定法を用いた質問紙である。本研究では梅垣（2014）にならい、抑うつ症状を呈すると想定する主体が自分である場合と友人である場合の2パターンの質問紙を構成し、調査対象者をランダムに振り分けした。各条件群の人数は、自分である場合（以下、自分条件）65名、友人である場合（以下、友人条件）67名となった。

仮定した場面の抑うつ症状の重症度は、気力の低下や集中困難といった認知・感情・身体面における抑うつ症状が中程度とされる9項目が示された場面であった。この文章を用い、その状態に自分または友人があったと想定し、楽観的認知バイアスを構成する6要因である想定場面についての「深刻さ（7件法）」、家族や友人などのインフォーマルな相手への「相談の重要性（7件法）」、インフォーマルな相手への「相談行動（4件法）」、医療や心理援助の専門家などのフォーマルな相手への「受診の重要性（7件法）」、フォーマルな相手への「受診行動（4件法）」、「予後（3件法）」について回答を求めた。自分条件と友人条件における要因ごとの評定値の比較を行うことで楽観的認知バイアスを捉えることのできる尺度である。

4. 倫理的配慮

調査目的、プライバシーの保護、実施中・実施後の不調には個別に対応すること、研究への協力は任意であること、協力を拒否した場合でも一切の不利益は被らないこと、回答途中であっても拒否はできること、研究結果は学術発表や学術論文として公表されること、データは統計的に処理され、個人が特定されることはないことを書面および口頭で伝えた。

以上の内容を理解し、研究に対する同意の得られた方にのみ参加していただいた。調査は無記名式で実施した。なお、本調査において不調を訴えた者はいなかった。

Ⅲ. 結果

分析を行うにあたり、初めに、楽観的認知バイアスを測定した抑うつ症状の援助要請の認識について、想定する主体条件である自分条件65名、友人条件67名

の2群において、楽観的認知バイアスに関する尺度以外の各測定項目に差がないことを確認するため、 t 検定を行った（表1）。

表1 楽観的認知バイアスの想定主体条件ごとの各測定尺度の t 検定の結果

	自分条件 (SD)		友人条件 (SD)		t 値	p 値	95%CI
不安感受性	18.40	(10.20)	16.90	(8.70)	0.91	.363	-1.76~4.76
K6	6.35	(5.63)	5.67	(4.79)	0.75	.454	-1.12~2.48
楽観性	16.28	(3.58)	16.54	(2.67)	-0.47	.637	-1.35~0.83

Note. SD=standard deviation

その結果、不安感受性 ($t(130) = 0.91, n.s.$ 95%CI: -1.76~4.76)、精神的健康 ($t(130) = 0.75, n.s.$ 95%CI: -1.12~2.48)、楽観性 ($t(130) = -0.47, n.s.$ 95%CI: -1.35~0.83) であり、すべてで有意差がないことが示された。よって、想定主体条件による2群間の各測定項目には差がないことが明らかとなった。

1. 各尺度変数間の相関

各尺度得点について Spearman の順位相関分析を行った。本研究で使用している K6 や楽観的認知バイアスに関する尺度は正規分布を想定していないこと、また Pearson の積率相関係数などの分析方法では外れ値の影響を受けやすいことから、本研究の相関分析は Spearman の順位相関分析を行うこととした。なお楽観的認知バイアスの想定する主体条件である自分条件の群（表2）と友人条件の群（表3）それぞれで分析を行った。表2と表3における太字の数値は、その条件群においてのみ有意な相関であったことを示している。

それぞれの結果から、不安感受性と精神的健康に中程度から弱い有意な正の相関がみられた（自分条件 $\rho = .45, p < .01$; 友人条件 $\rho = .36, p < .01$ ）。不安感受性と楽観的認知バイアスの受診行動では自分条件においてのみ、弱い有意な正の相関がみられた（自分条件 $\rho = .39, p < .01$; 友人条件 $\rho = .04, n.s.$ ）。精神的健康と楽観性に中程度の有意な負の相関がみられた（自分条件 $\rho = -.49, p < .01$; 友人条件 $\rho = -.47, p < .01$ ）。精神的健康と楽観的認知バイアスの深刻さでは友人条件においてのみ、弱い有意な負の相関がみられた（自分条件 $\rho = .06, n.s.$; 友人条件 $\rho = -.28, p < .05$ ）。また、自分条件においてのみ、精神的健康と楽観的認知バイアスの相談行動（自分条件 $\rho = -.27, p < .05$; 友人条件 $\rho = -.02, n.s.$ ）、受診の重要性（自分条件 $\rho = -.25, p < .05$; 友人条件 $\rho = .10, n.s.$ ）、予後（自分条件 $\rho = -.30, p < .05$; 友人条件 $\rho = -.16, n.s.$ ）に弱い有意な負の相関

表 2 楽観的認知バイアス（自分条件）における記述統計および相関分析の結果

	不安 感受性	精神的 健康	楽観性	楽観的認知バイアス(自分条件)					
				深刻さ	相談の 重要性	相談行動	受診の 重要性	受診行動	予後
不安感受性	—	.450 **	-.155	.133	.160	.066	.024	.391 **	-.161
精神的健康		—	-.488 **	-.059	-.141	-.269 *	-.252 *	-.065	-.300 *
楽観性			—	.008	.165	.239	.108	.283 *	.229
楽観的認知バイアス(自分条件)									
深刻さ				—	.481 **	.125	.694 **	.409 **	.167
相談の重要性					—	.426 **	.575 **	.362 **	.271 *
相談行動						—	.168	.202	.333 **
受診の重要性							—	.542 **	.166
受診行動								—	.112
予後									—
平均値	18.40	6.35	16.28	4.46	4.71	2.31	3.69	1.82	2.09
標準偏差	10.196	5.633	3.577	1.288	1.389	0.846	1.676	0.748	0.701

Note. * $p < .05$, ** $p < .01$

Boldは本条件のみでみられた有意な相関を示す.

表 3 楽観的認知バイアス（友人条件）における記述統計および相関分析の結果

	不安 感受性	精神的 健康	楽観性	楽観的認知バイアス(友人条件)					
				深刻さ	相談の 重要性	相談行動	受診の 重要性	受診行動	予後
不安感受性	—	.357 **	-.117	-.031	-.062	-.010	-.071	.040	.110
精神的健康		—	-.474 **	-.275 *	-.159	-.024	-.100	-.116	-.161
楽観性			—	.052	.018	-.018	-.033	.059	.198
楽観的認知バイアス(友人条件)									
深刻さ				—	.522 **	.127	.495 **	.434 **	-.266 *
相談の重要性					—	.525 **	.531 **	.311 **	-.004
相談行動						—	.247 *	.246 **	.192
受診の重要性							—	.733 **	-.198
受診行動								—	-.163
予後									—
平均値	16.90	5.67	16.54	4.36	5.03	3.15	4.09	2.43	2.12
標準偏差	8.701	4.788	2.670	1.202	1.218	0.680	1.505	0.743	0.663

Note. * $p < .05$, ** $p < .01$

Boldは本条件のみでみられた有意な相関を示す.

がみられた。楽観性と楽観的認知バイアスの受診行動では自分条件においてのみ、弱い有意な正の相関がみられた（自分条件 $\rho=.28$, $p<.05$; 友人条件 $\rho=.06$, $n.s.$ ）。

楽観的認知バイアスでは、深刻さと相談の重要性（自分条件 $\rho=.48$, $p<.01$; 友人条件 $\rho=.52$, $p<.01$ ）、受診の重要性（自分条件 $\rho=.69$, $p<.01$; 友人条件 $\rho=.50$, $p<.01$ ）、受診行動（自分条件 $\rho=.41$, $p<.01$; 友人条件 $\rho=.43$, $p<.01$ ）で中程度の有意な正の相関がみられた。友人条件においてのみ、深刻さと予後に弱い有意な負の相関がみられた（自分条件 $\rho=.17$, $n.s.$; 友人条件 $\rho=-.27$, $p<.05$ ）。相談の重要性と相談行動（自分条件 $\rho=.43$, $p<.01$; 友人条件 $\rho=.53$, $p<.01$ ）、受診の重要性（自分条件 $\rho=.58$, $p<.01$; 友人条件 $\rho=.53$, $p<.01$ ）、受診行動（自分条件 $\rho=.36$, $p<.01$; 友人条件 $\rho=.31$, $p<.01$ ）で中程度から弱い有意な正の相関、自分条件においてのみ、相談の重要性と予後（自分条件 $\rho=.27$, $p<.05$; 友人条件 $\rho=-.00$, $n.s.$ ）で弱い有意な正の相関がみられた。友人条件においてのみ、相談行動と受診の重要性（自分条件 $\rho=.17$, $n.s.$; 友人条件 $\rho=.25$, $p<.05$ ）、受診行動（自分条件 $\rho=.20$, $n.s.$; 友人条件 $\rho=.25$, $p<.01$ ）で弱い有意な正の相関、自分条件においてのみ、相談行動と予後（自分条件 $\rho=.33$, $p<.01$; 友人条件 $\rho=.19$, $n.s.$ ）で弱い有意な正の相関がみられた。受診の重要性と受診行動に強いから中程度の有意な正の相関がみられた（自分条件 $\rho=.54$, $p<.01$; 友人条件 $\rho=.73$, $p<.01$ ）。

2. 精神的健康と楽観性、楽観的認知バイアス、不安感受性の関連

K6 の得点について、厚生労働省による国民生活基礎調査(2020)の基準点にならない、0～4点を反応なし、5点以上を低群、10点以上を中群、15点以上を高群とし、群分けを行った。その結果、反応なし群が 60 名(45.5%)、低群が 40 名(30.3%)、中群が 24 名(18.2%)、高群が 8 名(6.1%)であった。

K6 得点で分類した 4 群と楽観的認知バイアスの想定する主体条件である自分条件と友人条件を独立変数、不安感受性、楽観性、楽観的認知バイアスを従属変数とした二要因分散分析を行った(表 4)。

その結果、K6 得点で分類した 4 群と楽観的認知バイアスの想定主体条件(自分・友人)による交互作用に有意差はみられず、K6 得点による分類と楽観的認

知バイアスの想定主体条件のそれぞれで有意な主効果がみられた。

楽観的認知バイアスの想定主体条件では、楽観的認知バイアスの相談行動と受診行動において、主効果が有意であった($F(1, 124)=24.29$, $p<.001$, $\eta^2=.14$; $F(1, 124)=24.29$, $p=.004$, $\eta^2=.06$)。自分条件よりも友人条件のほうが楽観的認知バイアスの相談行動と受診行動どちらも有意に得点が高く、相談行動および受診行動において楽観的認知バイアスを強く示していることが明らかとなった。

K6 得点では、不安感受性($F(3, 124)=9.08$, $p<.001$, $\eta^2=.18$)、楽観性($F(3, 124)=10.91$, $p<.001$, $\eta^2=.21$)、楽観的認知バイアスの深刻さ($F(3, 124)=2.78$, $p=.044$, $\eta^2=.07$)、相談の重要性($F(3, 124)=3.46$, $p=.018$, $\eta^2=.08$)、受診の重要性($F(3, 124)=3.11$, $p=.029$, $\eta^2=.07$)、予後($F(3, 124)=4.04$, $p=.009$, $\eta^2=.09$)において、有意な主効果がみられた。Tukey の HSD 法による多重比較を行った結果、不安感受性において、K6 得点の反応なし・中群、反応なし・高群、低群・中群の間に有意差がみられた(反応なし<中群、 $p<.001$, $d=.129$; 反応なし<高群、 $p=.034$, $d=1.03$; 低群<中群、 $p=.026$, $d=0.73$)。楽観性において、K6 得点の反応なし・低群、反応なし・中群、反応なし・高群の間に有意差がみられた(反応なし群>低群、 $p=.013$, $d=0.67$; 反応なし>中群、 $p<.001$, $d=.138$; 反応なし>高群、 $p=.013$, $d=1.17$)。楽観的認知バイアスの深刻さにおいて、K6 得点の反応なし・高群の間に有意差がみられた(反応なし群>高群、 $p=.047$, $d=0.96$)。楽観的認知バイアスの相談の重要性において、反応なし・高群、低群・高群、中群・高群の間に有意差がみられた(反応なし>高群、 $p=.008$, $d=1.17$; 低群>高群、 $p=.042$, $d=1.08$; 中群>高群、 $p=.038$, $d=1.02$)。楽観的認知バイアスの受診の重要性において、K6 得点の反応なし・高群の間に有意差がみられた(反応なし群>高群、 $p=.032$, $d=1.06$)。楽観的認知バイアスの予後において、K6 得点の反応なし・低群の間に有意差がみられた(反応なし>低群、 $p=.013$, $d=0.62$)。

IV. 考察

本研究の目的は、医療系専門学校学生における楽観性、楽観的認知バイアスと不安感受性と精神的健康との関連を検討することであった。

表4 楽観的認知バイアスの想定主体条件とK6得点群による各症状得点の差異

	自分条件群(n=65)				友人条件群(n=67)				交互作用	想定主体条件 の主効果	K6得点による 群の主効果
	反応なし群		K6低群		K6中群		K6高群				
	(n=28)	(n=20)	(n=12)	(n=5)	(n=32)	(n=20)	(n=12)	(n=3)			
	平均値 (SD)				平均値 (SD)					F 値	
									p 値	効果量 η^2	
不安感受性	13.32 (8.12)	20.55 (10.63)	25.25 (7.05)	21.80 (13.65)	14.88 (8.16)	15.10 (7.75)	23.17 (7.11)	25.33 (13.32)	1.51 .216 n.s. .03	0.09 .076 n.s. .00	9.08 .000 *** .18
楽観性	17.86 (2.86)	16.20 (3.29)	13.83 (3.04)	13.60 (5.32)	17.78 (2.39)	15.85 (2.39)	14.50 (2.47)	16.00 (2.00)	0.59 .622 n.s. .01	0.99 .320 n.s. .01	10.91 .000 *** .21
深刻さ	4.54 (1.32)	4.40 (1.14)	4.67 (1.07)	3.80 (2.17)	4.63 (0.98)	4.45 (0.94)	3.92 (1.68)	2.67 (1.53)	1.17 .325 n.s. .03	2.35 .128 n.s. .02	2.78 .044 * .07
楽観的認知バイアス											
相談の重要性	4.93 (1.46)	4.55 (1.32)	4.92 (1.08)	3.60 (1.67)	5.19 (1.15)	5.10 (0.85)	4.92 (1.51)	3.33 (2.08)	0.36 .783 n.s. .01	0.21 .650 n.s. .00	3.46 .018 * .08
相談行動	2.50 (0.88)	2.25 (0.79)	2.25 (0.75)	1.60 (0.89)	3.22 (0.49)	3.20 (0.70)	3.00 (0.85)	2.67 (1.53)	0.27 .848 n.s. .01	24.29 .000 *** .14	2.27 .083 n.s. .04
受診の重要性	4.07 (1.80)	3.75 (1.52)	3.08 (1.44)	2.80 (1.79)	4.19 (1.28)	4.25 (1.48)	4.08 (1.93)	2.00 (1.00)	0.83 .482 n.s. .02	0.31 .576 n.s. .00	3.11 .029 * .07
受診行動	1.82 (0.82)	1.95 (0.76)	1.75 (0.62)	1.40 (0.55)	2.50 (0.62)	2.55 (0.69)	2.25 (0.97)	1.67 (1.15)	0.22 .884 n.s. .00	8.75 .004 ** .06	2.24 .087 n.s. .04
予後	2.39 (0.69)	1.85 (0.67)	1.83 (0.72)	2.00 (0.00)	2.25 (0.67)	1.95 (0.69)	2.17 (0.58)	1.67 (0.58)	0.97 .407 n.s. .02	0.00 .945 n.s. .00	4.04 .009 ** .09

Note . SD=standard deviation, n.s.=not significant

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

1. 各尺度変数間の相関分析の結果から

想定主体条件（自分・友人）に共通する傾向として、不安感受性の高さと精神的健康度の低さ、楽観性の高さと精神的健康度の高さがみられた。不安感受性や楽観性などの認知的要因が精神的健康度に影響する可能性については、先行研究で指摘されている通り、不安感受性が高いことによって、日常生活の心理的・身体的ストレス反応を高く示しやすいこと（Bernstein et al., 2005）や、楽観性が心身の健康と関連すること（戸ヶ崎・坂野, 1993）と同様の傾向が示されたといえる。また、楽観的認知バイアスにおいては、想定主体が自分条件であっても友人条件であっても、抑うつ症状を呈していると仮定した場面に対して深刻さを捉えることと相談や受診の重要性や受診行動の関連、相談の重要性を捉えることと相談、受診行動、受診の重要性の関連、受診の重要性と受診行動の関連が示された。想定主体条件によって関連の傾向に大きな差異はないことから、例えば深刻であると捉える場合には受診や相談が必要であると認識し、相談や受診の重要性を捉える場合には実際の受診や相談行動につながるといった関連が考えられるため、抑うつ症状に対する適切な認知的評価によって、その後の援助要請行動の重要性の認識につながると考えられる。

想定主体条件ごとの関連の傾向では、自分条件においてのみ、不安感受性の高さと受診行動との関連、楽観性の高さと受診行動との関連がみられた。これは、不安感受性が高いことによって、自分自身の心身の変化を過度に脅威的に解釈し、不安を感じやすいため、受診をした方が良くと捉えている可能性があると考えられる。また、楽観性が高いことによって受診へのハードルが低いため、受診行動が促進される可能性が示唆された。これは川人・大塚(2010)の楽観性の高さが問題に向き合うコーピング選択につながるといふ仮説を支持する視点であると考えられ、楽観性が高いことによって問題に向き合い、受診行動につながる可能性が示唆されたといえる。さらに、精神的健康度の低さと相談行動をしない傾向、受診の重要性を低く捉えること、予後が悪くなると捉えることとの関連、相談の重要性、相談行動と予後との関連がみられた。

友人条件においてのみ、精神的健康度の高さと深刻さを低く見積もることとの関連、深刻さを高く捉えることと予後が良くなると捉えることとの関連、相談行動と受診の重要性、受診行動との関連がみられた。特に深刻さを高く捉えることと予後が良くなると捉えることとの関連については、深刻さと相談や受診の重要性、受診行動との関連から、相談や受診をすることによって予後が良くなるという見通

しを持った認識となっている可能性が推察された。

想定主体条件ごとの関連の傾向から、友人条件よりも自分条件の方が、不安感受性や楽観性といった認知的要因や精神的健康と楽観的認知バイアスが関連しており、楽観的認知バイアスが援助要請行動に影響している可能性が示唆された。

2. 精神的健康と楽観性、楽観的認知バイアス、不安感受性の二要因分散分析の結果から

分散分析の結果から、友人よりも自分の場合に相談行動や受診行動についての楽観的認知バイアスが存在する傾向が明らかとなった。一方で、本研究では精神的健康度と楽観的認知バイアスの想定主体条件（自分条件・友人条件）の交互作用はみられず、梅垣・木村（2012）の結果を支持しなかった。これらの結果について、それぞれの主効果から検討すると、精神的健康との交互作用はみられず、想定主体条件の主効果であることから、自分の場合において楽観的認知バイアスが影響し、実際の援助要請行動につながりにくい傾向が明らかとなった。これは実際の相談や受診行動については自分よりも友人に勧めやすい傾向があるという梅垣・末木（2012）の示唆を支持する結果であった。また、想定主体条件（自分・友人）における楽観的認知バイアスの影響は、相談行動と受診行動以外の深刻さや相談・受診の重要性、予後ではみられなかった。このことから、想定主体条件に関わらず深刻さや援助要請の重要性は適切に評価していると考えられる。しかし、これらの結果は自分の場合に楽観的認知バイアスの影響がある可能性に加え、自分自身が相談や受診することへのハードルの高いが、友人という他者に対する心配がある、などの可能性も考えられる。よって、深刻さや援助要請の重要性は理解しているものの、実際の相談・受診行動といった援助要請行動については楽観的認知バイアスが影響している可能性や自分が行う場合はハードルが高いものの友人に対しては心配などから、実際の援助要請行動を勧めやすいという可能性が明らかとなった。

また、精神的健康度の主効果から、不安や抑うつを高く示している人の方が、相談や受診の重要性を低く見積もり、相談・受診といった援助要請行動に対して楽観的に認知している傾向が明らかとなった。さらに、精神的健康度が高い人の方が、質問紙で提示した中程度の抑うつ症状を呈する場面を深刻だと捉えており、予後は良くなると捉える傾向が明らかとなった。これは、現在精神的健康度が高い人は、抑うつ症状場面を深刻と捉え、相談や受診が必要であ

り、実際に援助要請行動を行うと考えているため、予後も良くなると捉えているのではないかと示唆された。また、抑うつや不安の傾向がある者は、抑うつや不安の症状のひとつである判断力の低下によって自分の症状を適切に認識できていない可能性もあると考えられる。本研究の結果からは、想定主体条件に関わらず、不安や抑うつを高く示している者の方がその状況に対する深刻さや援助要請行動の重要性に関する楽観的認知バイアスの影響があることが示唆された。よって、不安や抑うつを示す者において抑うつ症状の援助要請の重要性に対する楽観的認知バイアスが影響し、援助要請行動を抑制している可能性や、症状を示す者は判断力の低下などによって適切に症状を認識できず、症状が示していない者との間で認識の違いがある可能性が示唆された。

V. 総合考察

本研究の結果から、楽観性と不安感受性が精神的健康度をある程度予測する可能性が示された。さらには、友人よりも自分の場合に楽観的認知バイアスの影響によって援助要請行動を抑制していること、不安や抑うつを高く示す者において援助要請の重要性に対する楽観的認知バイアスが存在する傾向が明らかとなった。Elwy et al. (2011) による、援助要請行動を求めたうつ病患者と求めているうつ病患者では、抑うつ症状に対する楽観的認知が生じているという報告も踏まえると、楽観的認知バイアスによって、援助要請行動を抑制し、援助要請行動が抑制されることによって、より抑うつや不安が高まる可能性があるのではないかと推察される。よって、学校生活におけるストレスや抑うつ、不安予防においては、楽観性や不安感受性といった認知的要因への予防的介入が重要であると考えられる。

また、抑うつ傾向のある大学生は想定主体条件によって楽観的認知バイアスが生じる可能性があるという報告（梅垣・木村，2012）を支持しなかった理由のひとつに、医療系専門職を専攻する学生を対象としたことが挙げられる。医療系専門学校は、医療に関する全般的な知識や実践的な教育を行っており、一般大学生と比較し症状に対する知識や医療機関に対する適切な知識を持っているといえる。それにより、ある程度症状や援助要請行動について客観的に評価できている可能性が考えられる。実際にリテラシー教育が援助要請行動を促進することも報告されていること（梅垣，2014）から、学生支援において、症状に対する知識や適切な対処方法についての予防的な教育が有効ではないかと考えられる。

本研究の結果から、学生支援に関する取り組みや学生の抑うつ、不安予防に関する示唆が得られたといえる。しかし、今後より具体的な支援につなぐためには、3つの課題が挙げられる。1つ目に、楽観的認知バイアスの測定方法が挙げられる。本研究では抑うつ症状が中程度の場면을想定し呈示したが、同一対象者に対して抑うつ症状の場面想定を重症度に応じて低、中、高条件の提示をすることにより、重症度による楽観的認知バイアスの差異や影響を検討することが可能となり、予防的な教育に重要な要因がより明確になると考えられる。2点目に楽観性や不安感受性が楽観的認知バイアスを介して、精神的健康度に影響すると想定されるが、本研究では対象者が少なく順序性の分析ができていない点が挙げられる。今後は調査対象者を増やし、媒介要因や影響性について検討する必要があると考えられる。3つ目に他の医療系専攻の専門学校生への一般化についての課題が挙げられる。本研究では国家資格取得の中でも専門学校進学者が多いとされる言語聴覚療法士科、歯科衛生士科を対象としているが、他の専攻も含めた検討を行うことにより、どのような医療的知識や教育が有効に働いているのかを検討することが可能になると考えられる。

付記

本研究に際し、開示すべき COI 等はない。

謝辞

本研究にご協力いただきました対象者の皆様、学校関係者の皆様に心より感謝と御礼を申し上げます。

引用文献

- Asmundson, A.J.G., Norton, G. R. 1995 Anxiety sensitivity in patients with physically unexplained chronic back pain: A preliminary report. Behavior Research and Therapy, 33(7), 771-777.
- Beck, A. T., Rush, A. J., Shaw, B.F., Emery, G. 1979 Cognitive Therapy for Depression, New York: Guilford Press.
- ベック A. T. 坂野雄二（監訳）1992 うつ病の認知療法 岩崎学術出版社
- Bernstein, A., Zvolensky, M. J., Feldner, M. T., Lewis, S. F., & Leen-Felder, E. W., 2005 Anxiety sensitivity taxonicity: A concurrent test of cognitive vulnerability for post-traumatic stress symptomatology among young adults. Cognitive Behavior Therapy 34, 229-241.

- Elwy, A. R., Yeh, J., Worcester, J., & Eisen, S. V. 2011 An Illness Perception Model of Primary Care Patients' Help Seeking for Depression. *Qualitative Health Research*, 21(11), 1495-1507.
- Fedoroff, J. C., Taylor, S., Asmundson, G. J. G., & Koch, W. J. 2000 Cognitive Factors in Traumatic Stress Reactions : Predicting PTSD Symptoms From Anxiety Sensitivity and Beliefs about harmful Events. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 28, 5-15.
- Furukawa, T., Kawakami, N., Saitoh, M., Ono, Y., Nakane, Y., Nakamura, Y., Tachimori, H., Iwata, N., Uda, H., Nakane, H., Watanabe, M., Naganuma, Y., Hata, Y., Kobayashi, M., Miyake, Y., Takeshima T., 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 (3), 152-158.
- 橋本京子・子安増生 2012 楽観生とポジティブ志向が幸福感に及ぼす影響 *心理学評論* 55(1) 178-190
- 川上憲人 2016 精神疾患の有病率等に関する大規模疫学調査研究：世界精神保健日本調査セカンド総合研究報告書
- 川人潤子・大塚泰正 2010 教育実習を控えた大学生の楽観性が直接的またはストレス、コーピングを介して間接的に抑うつに与える影響—共分散構造分析による因果モデルの検討— *学校メンタルヘルス* 13(1) 9-18
- 厚生労働省 2019 令和元年版自殺対策白書 <https://www.mhlw.go.jp/wp/hakusyo/jisatsu/19/index.html>
- 厚生労働省 2020 2019 年国民生活基礎調査 <https://www.mhlw.go.jp/toukei/saikin/hw/k-tyosa/k-tyosa19/index.html>
- 文部科学省 2014 平成 25 年度生涯学習施策に関する調査研究「専修学校における生徒・学生支援等に対する基礎調査」
- 本江朝美・高橋ゆかり・桑田恵子・杉山洋介・谷山牧・益子直紀・吉岡一実 2009 看護学生の不安に対する認知的評価と Sense of Coherence との関連 *上武大学看護学部紀要* 5(1) 2-11
- 村中 泰子・坂野 雄二 2001 不安感受性尺度(ASI)日本語版作成の試み早稲田大学大学院人間科学研究科修士論文
- Reiss, S. 1991 Expectancy theory of fear, anxiety, and pain. *Clinical Psychology Review*, 11, 141-153.
- 坂本真士・田中江里子 2002 改訂版楽観性尺度 (the revised Life Orientation Test) の日本語版の検討 *健康心理学研究* 15(1) 59-63
- Scheier, M. F., & Carver, C. S. 1985 Optimism, coping, and health : Assessment and implications of generalized outcome expectancies. *Health Psychology*, 4, 219-247.
- Scheier, M. F., Carver, C. S., Charles S., & Bridges, M. W. 1994 Distinguishing optimism from neuroticism (and trait anxiety, self-mastery, and self-esteem): A reevaluation of the Life Orientation Test. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67(6), 1063-1078
- Spendelov, J. S., & Jose, P. E. 2010 Does the Optimism Bias Affect Help-Seeking Intentions for Depressive Symptoms in Young People? *The Journal of General Psychology*, 137(2), 190-209.
- 瀧井美緒・上田純平・富永良喜 2013 ト라우マ体験の違いによる外傷後ストレス反応, 身体症状, 抑うつ症状, 不安感受性の差異に関する検討 *不安障害研究* 4 10-19
- 立石恵子・立石修康 2006 作業療法学臨床実習における学生の抑うつとストレスコーピング *九州保健福祉大学研究紀要* 7 173-176
- 戸ヶ崎泰子・坂野雄二 1993 オプティミストは健康か? *健康心理学研究* 6(2) 1-11
- 土屋八千代 1993 看護学生のストレス・コーピングとその要因 *日本看護学会誌* 2 40-50
- 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* 82(5) 430-439
- 梅垣佑介・末木 新 2012 抑うつ症状に関する援助希求行動における楽観的認知バイアスとその関連要因 *精神医学* 54(3) 287-296
- 梅垣佑介 2014 うつと援助をつなぐ——援助資源マッチングに向けた臨床心理学研究 *東京大学出版会*
- Weinstein, N. D. 1982 Unrealistic optimism about susceptibility to health problems. *Journal of Behavioral Medicine*, 5(4), 441-460.
- Weinstein, N. D. 1983 Reducing unrealistic optimism about illness susceptibility, *Health Psychology*, 2(1), 11-20.