

大学生における自閉症傾向と愛着が精神的健康に与える影響

竹田 達生・大久保 純一郎

問題

自閉スペクトラム症

自閉スペクトラム症 (Autism Spectrum Disorder: ASD) は、社会的コミュニケーションや社会的相互作用における持続的な欠陥と限定された反復的行動、興味、または生活の様式によって特徴づけられる障害であり (American Psychiatric Association, 2013)、男性に多く見られる (Christensen et al., 2016)。ASDはKanner (1943) により初めて報告された後、Wing (1981) によるAsperger (1944) の再発見などを経て、Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, 5th edition (DSM-5; American Psychiatric Association, 2013) には、日常生活にあまり支障の出ないようなASD特性の軽い状態から重度の状態までを連続的に捉える形で自閉スペクトラム症という概念が示された。この概念の下では、いわゆる定型発達の人とASDを持つ人の違いはそのASD的な傾向の程度であり、ASDを持つ人の中にDSM-IVにおける特定不能の広汎性発達障害、自閉症に比べ言語面の遅れの見られないアスペルガー障害、高機能自閉症、自閉症というスペクトラムが存在しているとされている。

ASDと抑うつなどの精神疾患の関係

ところで、ASD傾向の高いものは抑うつ状態になりやすいと言われている。神尾他 (2013) は、不安やうつといった情緒的な精神医学的問題が臨床レベルにあるリスクは、ASD傾向の無い児童と比べ、ASDの診断閾下の場合6倍、診断閾上の場合20倍になると報告している。また、千住・國平・若林・長谷川 (2002) では、ASD傾向と抑うつとの間に有意な相関が見られている。

齊藤 (2010) は成人期の発達障害で臨床的に問題になるのは発達障害そのものの深刻化ではなく、二次障害としての併存精神障害の合併と深刻化であると指摘している。Brugha et al. (2011) では、英国におけるASDの成人有病率を約1%としているが、その多くは未診断であり、二次障害に対する治療も行われていない、と報告している。岡本・三宅・永澤 (2017) は大学生を対象に実施した研究を総括し、二次障害で最も多かったものが気分障害であり、次いで不安障害であったことを報告している。中学校や高等学校と比べ枠組みの少ない自由な大学の環境がASDを持つ者の安全感を脅かし、それに加えて人間関係や学業面、就職活動などで挫折体験をすると抑うつを呈する、と推測している。つまりASDそれ自体の特性と周囲の環境が合わさりより重篤な二次障害とつながっていく。

では、ASDのどのような特性が二次障害へとつながるのだろうか。金井 (2010) は対人関係に対する認知の観点から、大学生におけるASD傾向と被害念慮、ソーシャル・サポート、抑うつとの関係を調べている。その結果、ASD傾向の高い学生はソーシャル・サポートを受けている認識が低く、抑うつに対するソーシャル・サポートの効果が見られないこと、ASD傾向が高くソーシャル・サポートの認識も高い場合は被害念慮と抑うつに関連が見られ、被害念慮が低いと抑うつが弱くなることを報告している。しかし、この研究では対人関係の認知という観点からASD傾向と抑うつとの関係に影響を及ぼす要因について調べているが、対人関係の認知に影響を及ぼす要因について検討されていない。そこで、本研究では対人関係の認知に影響を及ぼす要因として、愛着を用いる。

愛着と愛着スタイル

愛着とは、子どもと養育者との相互作用によって、子どもが自身の安全を確保するためのシステムである (Bowlby, 1969, 1973, 1980)。養育者が子どもの出すシグナルに対して答えるという相互作用の中で信頼と安心を子どもが得て、そしてそれが愛着になる。また、その相互作用の中で子どもは「自らの発するシグナルに対して周りは答えてくれるのか、自らを受容してくれるのか」ということと同時に、「自らは他者からそのシグナルに答えるに値する人間とみられているのか」ということも学習していく。このような養育者と子どもの関係が元となり、さまざまな対象への信頼関係が成長とともに発達、形成されていく。愛着は将来的に対人関係の基礎となるが、成長とともに徐々に可塑性を失っていく。形成された自己や他者に対する愛着のスタイルを内的作業モデル (Internal Working model: IWM) と呼び、これは生涯にわたって変わることがないと言われている。

IWMとして、本研究ではBartholomew & Horowitz (1991) の2次元4分類モデルを採用する。これは、IWMを見捨てられ不安 (対自己領域) と親密性の回避 (対他者領域) の2軸で捉えるものである。

愛着とASDの関係

ASDを持つ者は特異な愛着形成過程を経ると言われている。前述したように、養育者が子のシグナルに応答することで愛着は形成されるが、ASDを持つ子の場合、社会的コミュニケーションや社会的相互作用における持続的な欠陥や、ASD特有の刺激に対する過敏さにより、情動共有を含む相互的作用をうまく作ることができないことが考えられる (別府, 2007)。たとえば小林 (2007) は、ASDを持つ幼児

は養育者と関わる欲求を持つと同時に関わりによる傷つきを恐れて回避的な反応を示してしまうこと、そのために欲求が満たされず悪循環を生み出すこと、刺激に対する警戒が悪循環をより促進してしまうことを指摘している。このことは、ASDを持つ幼児はその特性ゆえに養育者に対する愛着が不安定になりやすいことを示している。

青年期以降の愛着とASD傾向の関連を調べた研究としては田中・辻田・佐渡・西田 (2015) がある。田中らは大学生に対し愛着とASD傾向について調べ、見捨てられ不安とASD傾向、社会的スキル、注意の切り替え、コミュニケーションとの間に、親密性の回避とASD傾向、社会的スキル、コミュニケーション、想像力との間に有意な相関が見られたことを報告している。つまりASD傾向と愛着の不安定さには特に社会的スキルやコミュニケーションといった対人関係での関連があると考えられる。

その他の関連する因子

ソーシャル・サポートと抑うつはそれぞれ愛着スタイルとの関連が指摘されている。たとえば河合・福井 (2007) では愛着スタイルがソーシャル・サポートの認知に影響すること、愛着スタイルごとにソーシャル・サポートとストレス反応に特徴がみられることを報告している。金政・大坊 (2003) は見捨てられ不安並びに親密性回避が高いほど抑うつ傾向が高いこと、また、見捨てられ不安が高いほど精神的な健康が悪くなることを報告している。

被害念慮は不安との関連が指摘されている。森本・丹野 (2004) は社会的回避傾向を強く持つ者は、ストレスを経験した時に被害妄想的観念を持ちやすくなると指摘している。社会的回避傾向とは、公的な場面において対人不安や緊張を感じるためにその場を回避しようとする傾向の事である。社会的回避傾向が高い者は人前に出ることを避け、それが対人スキルの獲得を阻害し、そのために対人関係でストレスを感じると自らが脅かされたように感じるのではないかと推測している。また、山内・須藤・丹野 (2009) は被害念慮が特性不安、社会不安、特性怒りと正の相関を、また、自尊感情、家族からのソーシャル・サポートと負の相関を示すことを報告している。つまり、被害念慮の高さは対人場面の回避傾向や特性不安の高さ、ソーシャル・サポートの認知の低さと関連する。親密性の回避は社会的回避と関連が見られるため (Crawford et al., 2007)、親密性の回避と被害念慮にも関連があると考えられる。

抑うつに関連する要因として、ネガティブな反すうがある。伊藤 (2004) は抑うつに影響する性格特性や認知内容、注意の焦点、情報処理を総括し、それらの共通要素としてネガティブな反応ないしそれに類する概念があるとしている。また、伊藤・竹中・上里 (2005) は抑うつに関連する性格特性の共通要因としてネガティブな反すうが存在し、ネガティブな反すうが抑うつを予測することを報告している。

ASD傾向と愛着が抑うつに及ぼす影響

以上のことより、竹田・大久保 (2018) ではASD傾向と愛着がソーシャル・サポート、被害念慮、ネガティブな反すうを経由して抑うつへと与えるモデルを共分散構造分析により求めた。その結果、まず愛着とASD傾向の間に弱い相関がみられ、次に抑うつへと至る経路として、見捨てられ不安が被害念慮とネガティブな反すうに強い影響を与え抑うつへと至る経路と、ASD傾向と親密性の回避から弱いながらも直接抑うつへと至る経路があることが示された。しかし、示されたモデルでは交互作用が考慮されていない。例えば、ASD傾向と愛着の親密性の回避は社会的スキルやコミュニケーションといった対人関係能力に対して影響を与えている。そのため、ソーシャル・サポートの受けにくさに関してASD傾向と親密性の回避の交互作用が現れることが考えられる。

本研究の目的

本研究ではASD傾向と愛着が精神的健康に与える交互作用の検討を目的とし、精神的健康の指標としてソーシャル・サポート、被害念慮、ネガティブな反すう、抑うつを用いる。

方法

調査参加者

近畿圏の大学生352名 (性別:男性201名, 女性150名, 不明1名, 平均年齢19.324歳, $SD = 2.489$) が調査に参加した。

手続き

授業時間を利用して質問紙を配布し、その場で倫理的配慮について口頭で説明した。それに同意するものに回答を求め回収した。

具体的にはこの調査は「対人関係に関する調査」であり、参加者の特性と対人関係を調べることを目的とすること、回答者が特定できないように無記名調査とすること、プライバシーが守られる形で回答を処理すること、それぞれの質問に対して正解や不正解がないこと、可能な範囲での回答を求めるが答えたくない質問は答えなくてもよいこと、回答したことによって調査への同意を得られたとすることを説明し、質問紙を配布した。回答に要した時間は15分程度であった。

質問紙

質問紙は以下の内容で構成された。

フェイスシート 年齢と性別、学年を尋ねた。また、倫理的配慮に関する内容も記載した。

愛着スタイルを測定する尺度 中尾・加藤 (2004) による一般他者を想定した愛着スタイル尺度 (the Experiences in Close Relationships inventory for “the Generalized Other”; ECR-GO) を用いた。本尺度は、「見捨てられ不安」(以下「不安」と呼ぶ、18項目) と「親密性の回避」(以下「回避」、12項目) の2因子30項目からなり、各項目について7件法で回答を求めた。得点可能範囲は見捨てられ不安が18-126点、親密性の回避が12-84点であり、それぞれの因

子がネガティブであるほど得点が高くなる。

ASD傾向を測定する尺度 若林・東條・Baron-Cohen・Wheelwright (2004) によって開発された自閉症スペクトラム指数日本語版(AQ-J)をさらに16項目に短縮した自閉症スペクトラム指数日本語版16項目短縮版 (Autism-spectrum Quotient Japanese Version 16; AQ-J-16) (栗田他, 2004) を用いた。回答は、4件法でASD傾向があると判断される回答をすると1点が与えられる。得点可能範囲は0-16点であり、得点が高いとASD傾向が高いことを示す。

ソーシャル・サポートを測定する尺度 知覚されたサポート尺度 (福岡・橋本, 1997) を用いた。本尺度は、家族や友人といった身の回りの人からのサポート (ソーシャル・サポート) の入手可能性を全12項目、5件法で評定する尺度である。「情緒的サポート」(6項目)と「道具的サポート」(6項目)の2因子からなり、得点可能範囲はそれぞれ6-60点であった。得点が高いほど、それらのサポートの入手可能性が高いと知覚していることを示す。

ネガティブな反すうを測定する尺度 伊藤・上里 (2001) によるネガティブな反すう尺度を、抑うつに関連する変数として用いた。本尺度は「ネガティブな反すう傾向」(7項目)と「ネガティブな反すうのコントロール不可能性」(4項目)の2因子11項目からなり、6件法で答える。得点可能範囲は「ネガティブな反すう傾向」が7-42点、「ネガティブな反すうのコントロール不可能性」が4-24点であった。得点が高いほど、それぞれの因子が強いことを表す。

被害妄想的観念を測定するための尺度 わが国の大学生に見られる被害妄想的観念を測定するための尺度である日本語版パラノイア・チェックリスト (Japanese version of Paranoia Checklist; JPC) (山内他, 2009) を用いた。本尺度は9項目からなり、それぞれの項目に対し「頻度」「苦痛度」「確信度」の3側面を5件法で答える。本研究では頻度のみを用いた。得点可能範囲は9-45点であった。得点が高いほど、被害念慮を覚える頻度が高いことを示す。

抑うつを測定する尺度 抑うつを測るために日本語版 Kessler 6 (K6) (古川・大野・宇田・中根, 2003) を用いた。本尺度は、6項目、5件法からなる。得点可能範囲は6-30点であった。得点が高いほど抑うつが強いことを示す。

倫理的配慮

本研究は、研究実施機関の倫理委員会による承認を受けたのちに行われた。調査の実施に先立ち、口頭で倫理に関する事項を説明し、調査への参加に同意する者には質問紙への回答を求めた。

結果

質問紙の回答に欠損のない320名 (性別: 男性180名, 女性140名, 平均年齢19.291歳, $SD=2.408$) を分析の対象とした。質問紙の各尺度の統計量をTable 1に示す。

ASD傾向と不安、回避がソーシャル・サポート、被害念慮、

ネガティブな反すう、抑うつにそれぞれにどのような影響を与えるかを検討するため、ASD傾向、不安、回避を独立変数とし、ソーシャル・サポート、被害念慮、ネガティブな反すう、抑うつを従属変数とする重回帰分析をした。その際、統制のために年齢と性別を独立変数に投入したが、それらについては考察しない。結果をTable 2に示す。

ソーシャル・サポートにはASD傾向、回避から負の影響がみられた。また、ASD傾向と不安の有意な交互作用が見られたため、平均値の±1SDを変数の基準として単純傾斜検定を行った。その結果、不安の低い場合、ASD傾向とソーシャル・サポートに負の関係が見られた (Figure 1, $B=-.802$, $\beta=-.262$, $SE=.242$, $p<.005$)。被害念慮にはASD傾向、不安、回避から正の影響がみられたが、交互作用は見られなかった。

ネガティブな反すうはASD傾向、不安、回避から正の影響がみられた。また、ASD傾向と不安、ASD傾向と回避の交互作用が有意傾向だったため、単純傾斜検定を行った。その結果、不安の低い場合、ASD傾向とネガティブな反すうに正の関係が見られた (Figure 2, $B=.826$, $\beta=.203$, $SE=.291$, $p<.010$)。また、回避の高い場合、ASD傾向とネガティブな反すうに正の関係が見られた (Figure 3, $B=.899$, $\beta=.220$, $SE=.276$, $p<.005$)。

抑うつはASD傾向、不安、回避から正の影響を受けて

Table 1. 質問紙の統計量

	平均値	SD	最小値	最大値
年齢	19.291	2.408	18	55
AQ	7.581	2.934	1	14
不安	63.788	19.900	18	113
回避	47.331	11.907	17	83
ソーシャル・サポート	41.147	8.999	12	60
被害念慮	21.969	8.324	9	45
ネガティブな反芻	39.391	11.966	11	66
抑うつ	12.888	6.151	6	30

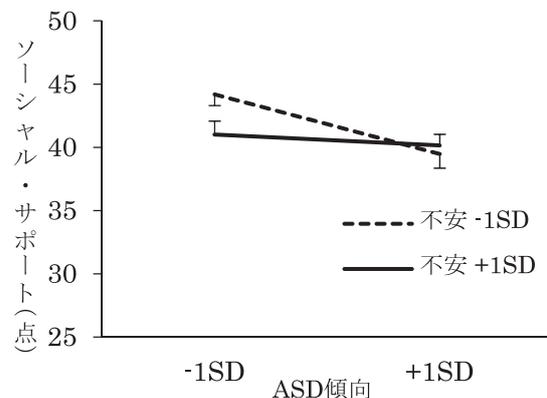


Figure 1. ASD傾向と不安の単純傾斜検定
注) エラーバーは標準誤差を示す

Table 2. ASD傾向と不安, 回避による重回帰分析

変数	β	B	95%信頼区間	
			下限	上限
性別	.211 **	3.819	.109	.313
年齢	-.040	-.150	-.141	.061
ASD傾向	-.155 **	-.474	-.268	-.041
不安	-.070	-.032	-.181	.040
回避	-.310 **	-.235	-.424	-.197
ASD傾向*不安	.112 *	.016	.002	.222
ASD傾向*回避	-.031	-.007	-.147	.085
不安*回避	-.027	-.001	-.141	.087
ASD傾向*不安*回避	.069	.001	-.049	.187
R^2	.200 **			

変数	β	B	95%信頼区間	
			下限	上限
性別	-.048	-.804	-.142	.046
年齢	.022	.077	-.071	.115
ASD傾向	.130 *	.369	.026	.235
不安	.461 **	.193	.360	.563
回避	.198 **	.138	.093	.302
ASD傾向*不安	.005	.001	-.096	.106
ASD傾向*回避	-.062	-.014	-.168	.044
不安*回避	.062	.002	-.043	.167
ASD傾向*不安*回避	-.036	.000	-.144	.073
R^2	.323 **			

変数	β	B	95%信頼区間	
			下限	上限
性別	-.082 †	-1.971	-.174	.010
年齢	.010	.049	-.081	.101
ASD傾向	.123 *	.501	.020	.226
不安	.503 **	.302	.403	.603
回避	.147 **	.147	.044	.249
ASD傾向*不安	-.084 †	-.016	-.183	.016
ASD傾向*回避	.104 †	.033	.000	.209
不安*回避	.041	.002	-.062	.144
ASD傾向*不安*回避	-.079	-.001	-.185	.028
R^2	.347 **			

変数	β	B	95%信頼区間	
			下限	上限
性別	-.020	-.111	.070	1.040
年齢	-.018	-.108	.072	1.020
ASD傾向	.193 **	.091	.294	1.296
不安	.342 **	.244	.441	1.223
回避	.251 **	.150	.352	1.295
ASD傾向*不安	-.065	-.163	.033	1.212
ASD傾向*回避	.124 *	.021	.227	1.339
不安*回避	.099 †	-.002	.200	1.302
ASD傾向*不安*回避	.040	-.064	.145	1.387
R^2	.368 **			

注) †: $p < .10$, *: $p < .05$, **: $p < .01$

いた。また, ASD傾向と回避の交互作用が有意であり, 回避と不安の交互作用が有意傾向であった。単純傾斜検定を行った結果, 回避の高い場合, ASD傾向と抑うつに正の関係が見られた (Figure 4, $B = .647$, $\beta = .309$, $SE = .140$, $p < .001$)。また, 回避の高い場合, 不安と抑うつに正の関係が見られ, (Figure 5, $B = .133$, $\beta = .431$, $SE = .022$, $p < .001$), 回避の低い場合にも同様の関係が見られた (Figure.5, $B = .078$, $\beta = .253$, $SE = .020$, $p < .001$)。

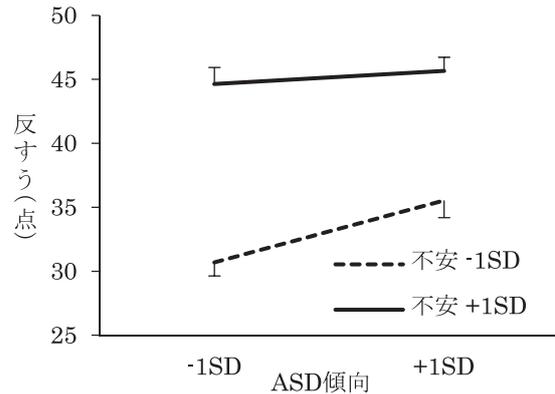


Figure 2. ASD傾向と不安の単純傾斜検定
注)エラーバーは標準誤差を示す

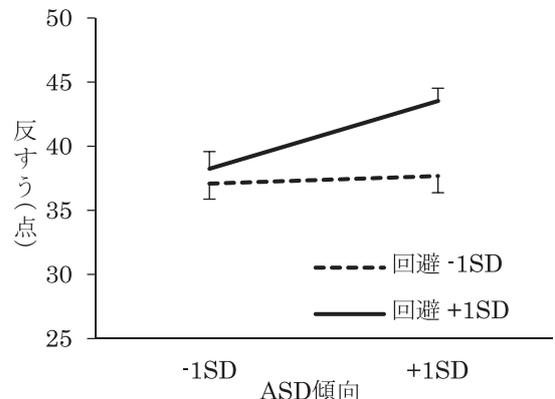


Figure 3. ASD傾向と回避の単純傾斜検定
注)エラーバーは標準誤差を示す

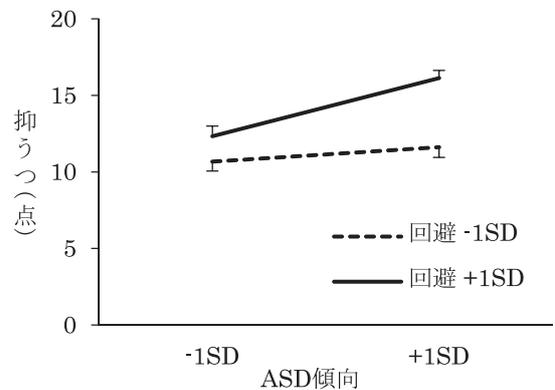


Figure 4. ASD傾向と回避の単純傾斜検定
注)エラーバーは標準誤差を示す

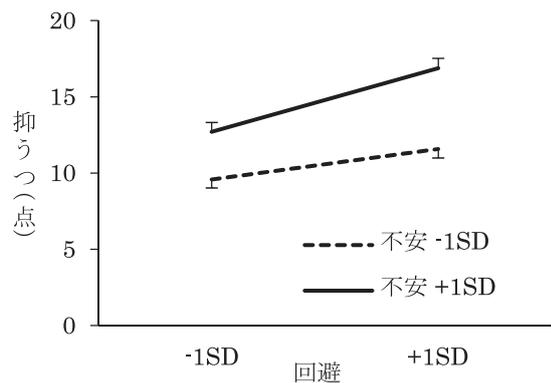


Figure 5. 回避と不安の単純傾斜検定
注) エラーバーは標準誤差を示す

考察

本研究はASD傾向と愛着が精神的健康に与える影響を検討することを目的とした。その結果、ASD傾向と愛着は多くの指標に影響を与えていた。また、ソーシャル・サポートとネガティブな反すうにはASD傾向と不安の交互作用が見られ、ネガティブな反すうと抑うつにはASD傾向と回避の交互作用が見られ、抑うつには不安と回避の交互作用が見られた。以降、交互作用に関する考察を行う。

ソーシャル・サポートにはASD傾向と不安の交互作用がみられ、単純傾斜分析の結果、不安が低い場合にのみ、ASD傾向とソーシャル・サポートに負の関係が見られた。ASD傾向の高い者はソーシャル・サポートの知覚の度合いが低く(金井, 2010)、そのことが示されたと考えられる。不安は愛着の対自己領域であり、その得点が低いということは愛着の対自己領域がポジティブであるということを示す。つまり、自己に対する認知がポジティブである場合、ASD傾向の高いものはソーシャル・サポートを知覚しにくい、といえる。これは、ASD傾向の高さによる自身へのメタ認知の苦手さが影響していると考えられる。

また、ソーシャル・サポートに関して、回避は主効果を与えているが、交互作用は見られなかった。逆に不安は主効果が見られなかったがASD傾向との交互作用が見られている。ASD傾向と愛着に関しては、対人関係の部分で関連がある(田中他, 2015)が、不安と回避でソーシャル・サポートへの影響が異なると考えられ、さらなる研究が必要である。

ネガティブな反すうはASD傾向と不安、ASD傾向と回避からの交互作用が見られた。不安の高いものはASD傾向に関わらずネガティブな反すうが強かったが、不安が低い場合はASD傾向との交互作用がみられた。しかし、回避の場合にはASD傾向が低い場合には回避の高低に関わらず反すう得点には差があまり見られず、回避とASD傾向が高い場合に交互作用が見られた。そのため、ASD傾向は不安と回避でそれぞれ異なる影響を与えていることが考えられる。回避は愛着の対他者領域であり、それが高い場合に

ASDとの交互作用が見られたということは、他者に対する認知がネガティブな場合にASD傾向との関連が見られるということである。永瀬(2017)は情動調整方略としての再評価に関する研究を総括して、ASDを持つ者はネガティブな出来事に対して特に再評価方略を使用する事が困難で、そのことが不安や反すうといった精神症状の増加につながる、つまりネガティブな出来事に対しては「ネガティブである」というイメージを変えにくく、その出来事を反すうすることで精神症状につながる、としている。つまり、他者からされたことをネガティブにとらえやすく、ASD傾向が高い場合にはさらにその認知がネガティブなままであり、それが反すうなどにつながると思われる。

抑うつに関してはASD傾向と回避、回避と不安の交互作用が見られた。ASD傾向と回避に関してはネガティブな反すうと同様の結果であり、ネガティブな反すうから影響を受けて抑うつが高くなったと考えられる。また、これらの交互作用は竹田・大久保(2018)におけるASD傾向と回避が直接抑うつへと影響を与えていたことをある程度説明できるものと考えられる。不安と回避の交互作用に関しては、自己に対する認知である不安と他者に対する認知である回避がそれぞれネガティブである場合に抑うつが高くなることを示している。金政・大坊(2003)などでは不安、回避それぞれの抑うつに対する影響は示しているが、不安と回避の交互作用は報告されていない。しかし、不安の高低を問わず交互作用が見られていることから、回避と抑うつにも一定の関連があると考えられる。

最後に、ASD傾向と愛着の下位因子の関係について述べる。本研究において、ソーシャル・サポートのようにASD傾向と不安の交互作用が見られた場合、ASD傾向は不安が低い場合に精神的健康に負の影響を与えた。また、抑うつのようにASD傾向と回避の交互作用が見られた場合には、回避が高い場合にASD傾向は精神的影響に負の影響を与えていた。つまり、精神的健康に対してASD傾向と愛着の交互作用が見られたとき、愛着の対自己領域がポジティブである場合と愛着の対他者領域がネガティブである場合に、ASD傾向から精神的健康へ負の影響が見られた。本研究ではASD特性に関して、1因子構造の質問紙を用いたため、ASDのどのような特性が愛着との交互作用に影響を与えるのかについては不明である。ASDのどのような特性が愛着との交互作用により精神的健康へ影響を与えるのか、さらなる検討が必要である。

引用文献

- American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders*. 5th ed. Washington, D.C.: American Psychiatric Association.
(高橋 三郎・大野 裕監訳 2014 DSM-5 精神疾患の診断・統計マニュアル 医学書院)
Asperger, H. (1944). Die autistischen Psychopathen im

- Kindesalter *Archiv für Psychiatrie und Nervenkrankheiten*, 117, 76-136.
- Bartholomew, K. & Horowitz, L. M. (1991). Attachment styles among young adults: a test of a four-category model. *Journal of personality and social psychology*, 61, 226-244.
- 別府 哲 (2007). 障害を持つ子どもにおけるアタッチメント 数井 美由紀・遠藤 利彦 (編) アタッチメントと臨床領域 (pp.59-78) ミネルヴァ書房
- Bowlby, J. (1969). *Attachment and loss, Vol.1 Attachment*. New York: basic Books.
- Bowlby, J. (1973). *Attachment and loss, Vol.2 Separation: Anxiety and Anger*. New York: basic Books.
- Bowlby, J. (1980). *Attachment and loss, Vol.3 Loss: Sadness and Depression*. New York: basic Books.
- Brugha, T. S., McManus, S., Bankart, J., Scott, F., Purdon, S., Smith, J., ... & Meltzer, H. (2011). Epidemiology of autism spectrum disorders in adults in the community in England. *Archives of general psychiatry*, 68, 459-465.
- Christensen, D. L., Bilder, D. A., Zahorodny, W., Pettygrove, S., Durkin, M. S., Fitzgerald, R. T., ... Yeargin-Allsopp, M. (2016). Prevalence and characteristics of autism spectrum disorder among 4-year-old children in the autism and developmental disabilities monitoring network. *Journal of Developmental & Behavioral Pediatrics*, 37, 1-8.
- Crawford, T. N., John Livesley, W., Jang, K. L., Shaver, P. R., Cohen, P., & Ganiban, J. (2007). Insecure attachment and personality disorder: A twin study of adults. *European Journal of Personality*, 21, 191-208.
- 福岡 欣治・橋本 宰 (1997). 大学生と成人における家族と友人の知覚されたソーシャル・サポートとそのストレス緩和効果 心理学研究, 68, 403-409.
- 古川 壽亮・大野 裕・宇田 英典・中根 允文 (2003). 一般人口中の精神疾患の簡便なスクリーニングに関する研究 平成14年度厚生労働科学研究費補助金 (厚生労働科学特別研究事業) 心の健康問題と対策基盤の実態に関する研究 研究協力報告書 (Furukawa, T., Ono, U., Uda, H., & Nakane, Y.)
- 伊藤 拓 (2004). 抑うつ心の心理的要因の共通要素としてのネガティブな反すう 心理学評論, 47, 438-452.
- 伊藤 拓・竹中 晃二・上里 一郎 (2005). 抑うつ心の心理的要因の共通要素 教育心理学研究, 53, 162-171.
- 伊藤 拓・上里 一郎 (2001). ネガティブな反すう尺度の作成及びうつ状態との関連性の検討 カウンセリング研究, 34, 31-42.
- 金井 嘉宏 (2010). 自閉症スペクトラム傾向を示す大学生の抑うつにソーシャル・サポートと被害念慮が及ぼす影響 カウンセリング研究, 43, 114-119.
- 金政 祐司・大坊 邦夫 (2003). 青年期の愛着スタイルと社会的適応性 心理学研究, 74, 466-473.
- Kanner, L. (1943). Autistic disturbances of affective contact. *Nervous Child*, 2, 217-250.
- 神尾 陽子・森脇 愛子・武井 麗子・稲田 尚子・井口 英子・高橋 秀俊・中鉢 貴行 (2013). 未診断自閉症スペクトラム児者の精神医学的問題 精神神経学雑誌, 115, 601-606.
- 河合 三奈子・福井 義一 (2007). 愛着スタイルがソーシャルサポートとストレス過程の認知に及ぼす影響 教育心理学会第49回総会発表論文集, 456.
- 小林 隆児 (2007). ストレージ・シチュエーション法から見た幼児期自閉症の幼児期自閉症の対人関係障害と関係発達支援 数井 美由紀・遠藤 利彦 (編) アタッチメントと臨床領域 (pp.116-185) ミネルヴァ書房
- 栗田 広・長田 洋和・小山 智典・金井 智恵子・宮本 有紀・志水 かおる (2004). 自閉症スペクトル指数日本語版 (AQ-J) のアスペルガー障害に対するカットオフ 臨床精神医学, 33, 209-214.
- 森本 幸子・丹野 義彦 (2004). 大学生における被害妄想的観念に関する研究 心理学研究, 75, 118-124.
- 永瀬 開 (2017). 自閉症スペクトラム障害者における情動調整に関する研究動向 人間環境学研究, 15, 35-44.
- 中尾 達馬・加藤 和生 (2004). “一般他者”を想定した愛着スタイル尺度の信頼性と妥当性の検討 九州大学心理学研究, 5, 19-27.
- 岡本 百合・三宅 典恵・永澤 一恵 (2017). 思春期青年期の自閉症スペクトラム 心身医学, 57, 44-50.
- 齊藤 万比古 (2010). 発達障害の成人期について 心身医学, 50, 277-284.
- 千住 淳・國平 搖・若林 明雄・長谷川 壽一 (2002). 健常大学生における自閉圏尺度の個人差 (2) ——うつ, いじめ被害経験との関連—— 教育心理学会第 44 回総会発表論文集, 34.
- 竹田 達生・大久保 純一郎 (2018). 自閉スペクトラム症傾向と愛着スタイルがソーシャル・サポート, 被害念慮, 抑うつに及ぼす影響 応用心理学会第85回大会発表論文集, 42.
- 田中 純夫・辻田 知晃・佐渡 幹也・西田 敬志 (2015). 成人前期の愛着スタイルと自閉症スペクトラムの関連 教育心理学会第57回総会発表論文集, 650.
- 若林 明雄・東條 吉邦・Baron-Cohen, S., Wheelwright, S. (2004). 自閉症スペクトラム指数 (AQ) 日本語版の標準化—高機能臨床群と健常成人による検討— 心理学研究, 75, 78-84.
- Wing, L. (1981). Asperger's syndrome: A clinical account. *Psychological Medicine*, 11, 115-129.
- 山内 貴史・須藤 杏寿・丹野 義彦 (2009). 日本語版パライノア・チェックリストの因子構造及び妥当性の検討 パーソナリティ研究, 17, 182-193.

The influence of autism spectrum disorder tendency and attachment style in university students on mental health

Tatsuo TAKEDA and Jun-ichiro OHKUBO

Abstract

The purpose of this study was to examine interactions between autism spectrum disorder (ASD) tendency and attachment style working on one's mental health. As elements of mental health, this study used social support, negative rumination, aggrieved feeling, and depression. 352 of university students answered questionnaires and the given answers by 180 men and 140 women (average age: 19.291 years old, $SD=2.408$) were used for the analysis. As a result of multiple regression analysis, interaction of attachment style and ASD tendency was seen in social support, negative ruminant, and depression. An interaction was not seen in aggrieved feeling. This result shows that each characteristic of ASD tendency and attachment style has a negative interaction with mental health. It also suggests that both interaction between ASD tendency and anxiety and interaction between ASD tendency and avoidance give different yet negative effects on mental health.

Key words: autism spectrum disorder, attachment, social support, aggrieved feeling, negative rumination, depression,