

Table 1
子どもを対象に含む ASD のアセスメントツールとその基本的特徴

形式	ツール	項目数	対象年齢	所要時間	主たる用途
面接	PARS	34	3歳以上	30—45分	・確定診断の補助 ・実験・介入研究
	ADI-R	93	2歳以上 ^{a)}	1.5—2時間	
観察	ADOS		1歳以上	30—45分	
質問紙	SRS	65	4—18歳	15—20分	・スクリーニング ・調査研究
	SCQ	40	4歳以上	10—15分	
	児童用 AQ	50	4—11歳	15分前後	
	ASSQ	27	7—16歳	5—10分	

注) PARS: 広汎性発達障害日本自閉症協会評定尺度, ADI-R: Autism Diagnostic Interview-Revised, ADOS: Autism Diagnostic Observation Schedule, SRS: Social Responsiveness Scale, SCQ: Social Communication Questionnaire, AQ: Autism Spectrum Quotient, ASSQ: Autism Spectrum Screening Questionnaire

^{a)} 精神年齢。

1984), 近年ではその100倍にあたる2%前後の有病率が報告されるようになってきている (Blumberg, Bramlett, Kogan, Schieve, Jones, & Lu, 2013; Kim, Leventhal, Koh, Fombonne, Laska, Lim, Cheon, Kim, Kim, Lee, & Song, 2011)。国内でも, 全国の公立小中学校での調査から, 通常学級に在籍する小中学生のうち, 6.5% (うち ASD 傾向は 1.1%) が, 発達障害の可能性を有することが報告されている (文部科学省, 2012)。こうした現状から, 発達障害の心理・生理・病理的特性を明らかにするとともに, 効果的な支援のあり方を見出すことが喫緊の課題となっている。

このような現状の中で, 研究・臨床のいずれの文脈においても, 十分な精度で発達障害特性を評価しうるアセスメントツールが必要とされている。Table 1 に示すように, ASD のアセスメントツールは大きく, 面接, 観察, 質問紙の三つの形式に分類することができる。このうち, 面接や観察によるツールは, 専門家が対象者や保護者から直接的に情報を得ることができるため, より信頼性・妥当性に優れている。その一方で, 個々の対象者や保護者に専門家が個別で検査を実施する必要がある上に, 1回の実施に30分—2時間程度を要するため, 実施のコストが大きいという側面もある。したがって, 臨床の文脈では, ある程度, ASD の可能性が疑われる対象者に対して, 確定診断のための補助的なツールとして使用されることが一般的である。研究の文脈では, 比較的小規模のサンプルを扱う実験研究や介入研究に使用されることが多い。

それに対し, 質問紙形式のツールは, 一度に多数の対象者に対して実施可能であり, 所要時間も20分程度までと短いため, 実施のコストが小さい。その一方で, 必ずしも専門知識のない対象者本人, 保護者, 教師などが評定を行うため, 面接・観察に比べ信頼性・妥当性がやや劣る面がある。したがって, 臨床の文脈では, 一般の人々を対象とした一次的なスクリーニン

グ (ふるい分け) の目的で使用されることが多い。研究の文脈では, 主に大規模サンプルを扱う調査研究・疫学研究で使用される。

このような使用用途を考慮すると, 質問紙形式のアセスメントツールに求められていることは, 一定の測定精度を維持しつつ, いかにも項目数と所要時間を短縮し, 実施コストの低減を実現するかということである。例えば, 一次的なスクリーニングという場面を想定すると, 主な対象となるのは特定の障害の疑いが指摘されていない一般の人々であるため, ASD だけでなく, 注意欠如多動性障害 (ADHD), 学習障害 (LD) などの他の発達障害や, 健診などの状況であれば, 身体疾患のスクリーニングも同時に行うという状況が多くなる。また, 調査研究においても, 有病率に関する疫学調査などを除けば, ASD の仮説的なリスク要因や結果変数を調査項目に含め, ASD 特性との関連性を検討する必要がある。こうした状況においては, ASD 特性の評価に割くことのできる項目数には, 厳しい制約がかかることになる。

Table 1 に示したように, 既存の質問紙ツールの中でも, Ehlers et al. (1999) によって開発された ASSQ は, 他の尺度に比べ大幅に項目数が少なく, 上記のようなニーズに, より即していると言える。また, ASSQ は前述の文部科学省 (2012) の調査でも使用され, 邦訳版の無償使用が可能となっているため, 使用料が必要となる他の尺度よりも, 研究・臨床双方の文脈で利用可能性が高い。ASSQ は ASD のスクリーニングにおいて高い精度を発揮することが示されており (Ehlers, et al., 1999; Posserud, Lundervold, & Gillberg, 2009), 各国での ASD の有病率に関する疫学調査 (Kim et al., 2011), 低出生体重や親の喫煙などのリスク要因との関連を探る研究 (Indredavik, Brudakk, Romundstad, & Vik, 2007), 精神的健康や睡眠などの結果変数との関連を探る研究 (Sivertsen,

Posserud, Gillberg, Lundervold, & Hysing, 2012) など、幅広く利用されている。

しかし、ASSQ の日本語版 (井伊他, 2003) について、十分な心理測定学的特性の検討はなされておらず、萱村・井関 (2008) の報告があるのみである。萱村・井関 (2008) では、児童養護施設の入所児を対象とし、2 名の指導員の評定者間信頼性を検討している。項目によってばらつきがあるものの、合計得点では $r = .76$ の相関が得られ、一定の評定者間信頼性が確認された。しかし、ASSQ 日本語版が実際にどの程度の精度で ASD を識別しうるかという最も重要な点については検討がなされていない。

以上のような現状を踏まえ、本研究では、以下の 2 点を目的とした検討を行う。第一に、ASSQ 日本語版の心理測定学的特性について、因子構造、内的整合性に基づく信頼性、ASD の識別精度、最適なカットオフ設定の各観点から検証する。7—18 歳までの 157 名の ASD 児と小学 2 年生から中学 3 年生までの 4,101 名の一般小中学生から得た大規模データを用いて、多角的な心理測定学的特性の検証を行う。

第二に、さらなる実施コストの低減を図るため、ASSQ の短縮版を開発する。前述の通り、ASSQ はもともと他の尺度よりも項目数が少ないが、27 という項目数は、一次的なスクリーニングや包括的な調査研究においては、まだ十分に有用性の高い数とは言えない。そこで本研究では、大規模データの利点を活かし、十分な ASD の識別精度を維持しながら、大幅に項目数を削減した短縮版の開発を目指す。

方 法

対象者

本研究では、ASD 群および一般群の二つの群を設定した。ASD 群については、発達障害児者の支援事業を行っている NPO 法人の会員から、7—18 歳の 157 名 (男子 128 名、女子 29 名: 平均年齢 13.3 歳、 $SD = 2.8$) が参加した。ASD 群の対象者はいずれも、ASD について熟練した精神科医により、DSM-IV-TR (American Psychiatric Association: APA, 2000) に基づいて ASD (自閉性障害、アスペルガー障害、または、特定不能の広汎性発達障害) の診断を受けていた。男女比は約 4:1 であり、一般母集団における ASD の有病率に関する先行研究の報告 (Blumberg et al., 2013; Kawamura, Takahashi, & Ishii, 2008) にほぼ一致している。なお、2013 年に公刊された DSM-5 (APA, 2013) では、上記の三つの下位診断が ASD という一つの診断に統合されているため、本研究では、これらの下位診断ごとの分析は行わない。

一般群については、調査対象市の全ての公立小中学校で調査を実施した。通常学級に在籍する小学 2 年生

から中学 3 年生 (7—15 歳) の 6,611 名のデータから、ASD 群と男女比をマッチングした 4,101 名 (男子 3,344 名、女子 757 名: 平均年齢 10.9 歳、 $SD = 2.3$) のサンプルを構成した (男子のデータは全て使用し、女子のデータをランダムに抽出した)¹。

ASSQ

ASSQ は、保護者や教師など、対象者をよく知る成人が評定する形式を取る。自閉症に典型的に見られる社会性、言語、行動、興味の特徴が、対象者に当てはまるか否かを問う 27 項目から構成されており、各項目について“いいえ: 0”, “多少: 1”, “はい: 2” の 3 段階での評定を求める。可能な得点範囲は 0 から 54 点であり、得点が高いほど、ASD 特性が顕著であることを意味する。原版では因子構造は検討されておらず、全体の合計点のみが使用されている。本研究では、井伊他 (2003) の作成した日本語版 (ASSQ-R) を使用した。

本調査に先立ち、各項目の有効性を検討するため、一般群 994 名 (男子 498 名、女子 496 名)、ASD 群 90 名 (男子 72 名、女子 18 名) を対象に予備調査を実施した。各項目の評定 × 群 (一般群・ASD 群) の γ (質的変数間の関連を示す指標で、相関係数と同様に -1 から 1 の値を取る) を算出したところ、全項目の中央値は .742 であり、全体として ASSQ 日本語版の項目は ASD を有効に識別しうることを示唆された。しかし、27 項目のうち、項目 1 ($\gamma = -.478$)、項目 4 ($\gamma = .440$)、項目 7 ($\gamma = .379$)、項目 8 ($\gamma = .462$)、項目 24 ($\gamma = .465$) は、 γ が .50 を下回り、ASD の識別力が低いことが示されたため、本調査では、これら 5 項目を除く 22 項目を使用した。

手続き

ASD 群については、NPO 法人の活動に際して、保護者に質問紙を配布し、回答後は、同時に配布した返信用封筒を用いて質問紙を返送するよう依頼した。一般群については、小中学校の各学級担任から児童生徒を通して、保護者に質問紙を配布し、回答後は、質問紙を封筒に入れて厳封の上、児童生徒から学級担任を介して回収を行った。いずれの群についても、調査へ

¹ これに先立って、年齢および性別のマッチングの必要性を検証するため、ASSQ の合計得点について、年齢を独立変数とした分散分析と、性別を独立変数とした t 検定を実施した。その結果、年齢については、一般群 ($F(7, 6433) = 1.80, p = .08$)、ASD 群 ($F(11, 144) = 1.31, p = .22$)、いずれにおいても有意な主効果が見られなかった。一方、性別については、ASD 群では有意差が見られなかったもの ($t(154) = .226, p = .82$)、一般群では有意差が見られた ($t(6403) = 10.17, p < .001$)。これらの結果を踏まえ、一般群のサンプリングに際して、性別についてのみマッチングを行うこととした。

Table 2
探索的・確認的因子分析における各モデルの適合度

モデル	n	df	χ^2	CFI	RMSEA	SRMR
探索的因子分析						
1 因子モデル	3677	209	3276.0	.927	.063	.084
2 因子モデル	3677	188	2178.1	.953	.054	.071
3 因子モデル	3677	168	1149.2	.977	.040	.047
4 因子モデル	3677	149	662.7	.988	.031	.030
5 因子モデル	3677	131	468.0	.992	.027	.026
6 因子モデル	3677	114	334.2	.995	.023	.022
確認的因子分析						
群ごと						
一般群	424	203	302.1	.981	.034	
ASD 群	157	203	388.5	.915	.076	
配置不変モデル	581	424	714.5	.963	.049	
測定不変モデル	581	442	716.5	.965	.046	

の回答は任意であり、回答しないことによる不利益は生じないことを説明文書によって教示した。本研究の手続きは、浜松医科大学医の倫理委員会の審査と承認を受けた。

統計解析のうち、探索的・確認的因子分析には Mplus Version 7 (Muthen & Muthen), その他の分析には PASW Statistics 18.0 (SPSS) を使用した。

結果と考察

因子構造

本研究では、以下の2段階によって ASSQ の因子構造を検討した。第1段階として、一般群の約9割(3,677名)のデータをランダムに抽出し、探索的因子分析を行った。一般に探索的因子分析は、小規模サンプルでは結果が不安定になりやすいため、この段階では、ASD 群でなく、数の多い一般群のデータを使用して、安定的な結果を得ることを優先した。その上で、第2段階として、一般群の残りの約1割(424名)のデータと ASD 群のデータを用いて、両群間の測定不変性(異なる母集団の間で因子構造が一致するか否か)を検証するための確認的因子分析を行った。この段階では、第1段階で得られた因子モデルが、一般群の異なるサンプルや ASD 群にあてはまるか否かを検証する。この2段階の交差妥当化手続き(データの一部で得られた結果を、残りのデータで検証すること)により、頑健な因子モデルの構築と検証を図る。

探索的因子分析 まず、一般群の3,677名のデータを使用して探索的因子分析を行った。ただし、ASSQ は3件法の尺度であり、各項目の評定値は間隔尺度ではなく順序尺度として扱うのが適当であるため

(Olsson, 1979), 平均分散調整済み重みづけ最小二乗法(WLSMV)によるカテゴリカル因子分析(ジオミン回転)を行った。1因子解から6因子解までの適合度を Table 2 に示す。一般に、CFI は .90 以上、RMSEA は .06 以下、SRMR は .08 以下の数値が、良好な適合を示す経験的基準とされている(Bentler & Bonnet, 1980; Hu & Bentler, 1998)。

値の相対的な推移に着目すると、CFI, RMSEA, SRMR のいずれも、1因子モデルから4因子モデルまでの適合度の変化に比して、4因子モデルから5因子、6因子モデルにかけての適合度の変化は小さい。このことから、4因子モデルが適合度と儉約性の観点でバランスのとれたモデルであることが示されている。また、相関行列における固有値の推移は、第1因子から順に、11.85, 1.54, 1.48, 1.00, 0.71, 0.65, …となっており、カイザー基準によっても、4因子モデルが支持される。固有値の推移に基づくスクリー基準からは1因子を採用することも可能であるが、1因子モデルの適合度(RMSEA, SRMR)は、上述の経験的基準に照らして、必ずしも良好とは言えない。統計学的観点からは、スクリー基準は因子数決定における簡便法の一つであり、RMSEA などの適合度指標を優先することが望ましいとされている(Fabrigar, Wegener, MacCallum, & Strahan, 1999)。4因子モデルにおける CFI, RMSEA, SRMR はいずれも上述の経験的基準を満たし、十分に良好な適合を示している。以上の結果から、4因子モデルを採用することとした。

4因子モデルにおける各項目の因子負荷量を Table 3 に示す。全ての項目がいずれかの因子に .35 以上の負荷を示している。各因子に高い負荷を示す項目の内容から、各因子をそれぞれ“独自の興味”、“社会性”、“友

Table 3
一般群データに基づく探索的因子分析の結果と各項目の ASD の識別力

項目の要約	負荷量				r^b
	I	II	III	IV	
独自の興味					
3 ^{a)} 独自の興味	.828	-.029	.143	.051	.686
2 ^{a)} “博士”	.786	.040	-.086	-.049	.691
10 ^{a)} 得意・不得意	.444	.331	.053	.085	.795
社会性					
11 ^{a)} 場面理解	.022	.999	-.067	-.192	.845
13 配慮ない言動	-.061	.818	-.008	.015	.758
18 ^{a)} 常識の乏しさ	-.172	.795	.059	.052	.813
12 ^{a)} 共感性のなさ	-.011	.720	.174	.005	.868
19 ゲームでの協力	.035	.587	-.097	.162	.781
6 形式的会話	.093	.566	.143	-.020	.809
5 言葉通りの解釈	-.039	.562	.319	.040	.780
20 ^{a)} ぎこちなさ	-.003	.509	.200	.187	.879
友人関係					
17 ^{a)} 友達がいない	.006	-.020	.911	-.022	.896
15 ^{a)} 友達関係の失敗	-.017	.107	.865	-.007	.878
16 ^{a)} 友達の中で一人	.089	.022	.836	.022	.822
25 ^{a)} 被いじめ	.027	.065	.563	.176	.831
癖・こだわり					
26 独特な表情	-.070	-.049	.017	.998	.868
14 独特な目つき	-.068	.041	-.015	.824	.773
27 独特な姿勢	.026	.019	.087	.754	.886
21 無意図的動作	.044	.246	-.068	.594	.784
23 変化への抵抗	.163	.268	.132	.461	.711
22 強いこだわり	.175	.272	.009	.430	.798
9 無目的発声	.064	.355	-.078	.391	.742
因子間相関					
	II	.364			
	III	.327	.683		
	IV	.356	.724	.545	

^{a)} 短縮版の採用項目。

^{b)} 各項目の評定と ASD の有無の関連性を示す。

人関係”, “癖・こだわり” と命名した。“社会性”, “友人関係”, “癖・こだわり” は相互に .50 を超える高い因子間相関を示したが, “独自の興味” は他の因子と .30 台の相関を示すに留まった。

確認的因子分析 上述の探索的因子分析の結果が, 一般群の異なるサンプルや ASD 群にあてはまるか否かを検証するため, 確認的因子分析を行った。上述の結果に基づき, 4 因子を仮定し, 各因子に最も高い負荷を示した (Table 3 に太字で示した) 項目にのみパスを引き, 各因子間には相関を想定したモデルを設定

した。ここでも, 各項目の評定値は順序変数として扱い, WLSMV による分析を行った。

まず, 各群で個別に分析を行ったところ, 一般群では探索的因子分析と同程度の適合度が得られた (Table 2)。ASD 群では, 一般群よりもやや適合が悪かったが, CFI は経験的基準の .90 を上回っており, RMSEA も .076 と許容しうる範囲の値を示した。

次に, 両群のデータに対して, 多母集団同時分析を行った。両群の因子負荷量について等値制約を置かない配置不変モデルと等値制約を置く測定不変モデルを

比較した。その結果、CFI, RMSEA のいずれにおいても、測定不変モデルが配置不変モデルよりも良好な適合を示した (Table 2)。また、両モデルの χ^2 の差は有意でなく ($\chi^2(18) = 2.00, p = 1.00$)、測定不変モデルは、より制約の少ない配置不変モデルと同等の適合を示した。測定不変モデルの CFI は .965, RMSEA は .046 であり、いずれも経験的基準に達している。以上の結果から、探索的因子分析において見出された 4 因子構造が、一般群の異なるサンプルや ASD 群にも適合することが確認された。以降の分析では、各因子に負荷する項目の評定値を単純合計した尺度得点を使用する。

ロジスティック回帰分析

続いて、上述の因子分析において構成された四つの下位尺度のうち、いずれの下位尺度が ASD の有無を予測するかを検討するため、4 下位尺度を独立変数、群 (一般群・ASD 群) を従属変数とするロジスティック回帰分析を行った。ただし、結果の解釈を容易にするため、各独立変数は標準化 (Z 得点化) した値を用いた。その結果、“独自の興味” (OR = 1.41, $p < .001$)、“社会性” (OR = 1.58, $p < .001$)、“友人関係” (OR = 1.66, $p < .001$) の効果が有意であり、“癖・こだわり” (OR = 1.11, $p = .11$) の効果は有意でなかった。

短縮版の項目選定

上述の因子分析およびロジスティック回帰分析の結果に基づき、短縮版の項目選定を行った。ロジスティック回帰分析により、4 下位尺度のうち、“癖・こだわり”は ASD の有無に対して独自の予測力を持たないことが示された。このことは、当該尺度が ASD の識別において独自の情報を提供しないことを意味する。言い換えれば、ASD の識別において“癖・こだわり”が持つ情報は、他の 3 下位尺度に含有されている。したがって、ASD の識別という文脈においては、“癖・こだわり”を削除しても識別力の低下は生じないため、短縮版には当該尺度の項目を採用しないこととした。残りの 3 下位尺度は、それぞれ独自の予測力を有することが示されたため、これら 3 下位尺度から項目を選定して短縮版を作成することとした。

3 尺度が ASD に対して独自の予測力を有することを考慮すると、短縮版の作成にあたっては、各下位尺度内での内的整合性を維持する必要があると考えられる。そこで、下位尺度ごとに項目数の減少に伴う α 係数の変化を検討したところ、“社会性”や“友人関係”では、項目数が 4 項目を下回ると α 係数が顕著に低下したため、それぞれ 4 項目を選定することとした。また、“独自の興味”はもともと 3 項目のみで構成されるため、全項目を採用した。8 項目で構成される“社会性”からの項目選定にあたっては、各項目の評定値

Table 4
各尺度の α 係数

尺度	一般群	ASD 群	全体
22 項目合計	.896	.881	.916
独自の興味	.587	.635	.612
社会性	.859	.829	.880
友人関係	.784	.653	.812
癖・こだわり	.770	.799	.808
短縮版合計	.825	.747	.856
独自の興味	.587	.635	.612
社会性	.793	.723	.821
友人関係	.784	.653	.812

× 群 (一般群・ASD 群) の γ をもとに、 γ が高い順に 4 項目を採用した (Table 3)。以上により、3 下位尺度 11 項目からなる ASSQ 短縮版が作成された。

内的整合性

各群における各尺度の α 係数を Table 4 に示す。項目数の少ない“独自の興味”は、いずれの群でも .70 を下回る α 係数を示している。“友人関係”も ASD 群で .70 を下回る値を示しているが、全体では .812 と十分な値を示している。“社会性”は、項目数が多い 22 項目版の方が高い値を示しているが、短縮版も全体では .821 と十分な値を示した。合計点の α 係数は、全体で 22 項目版が .916、短縮版が .856 といずれも十分な値を示した。

平均値の比較

一般群と ASD 群における各尺度の平均値を Table 5 に示す。等分散を仮定しない Welch の t 検定により、22 項目版、短縮版の全ての尺度において ASD 群の得点が一般群よりも有意に高いことが示された。2 群の平均値の差を一般群の標準偏差で除して算出した効果量 d は、22 項目版と短縮版で同程度の値を示しており、短縮版が 22 項目版と同等の精度で一般群と ASD 群の差を表現しうることが示唆された。

ROC 分析

22 項目版および短縮版による ASD の識別精度と最適なカットオフ値を検討するため、ROC 分析を行った。ROC 分析では、縦軸に感度 (真陽性率: 障害・疾病のあるケースを正しく陽性と判定できる割合)、横軸に偽陽性率 (1 - 特異度: 障害・疾病のないケースを誤って陽性と判定してしまう割合) を取り、カットオフ値を連続的に変化させたときの両者の推移をプロットした ROC 曲線を描く。一般に、カットオフ値を低くするほど、感度は上昇するが、偽陽性率も上昇する関係にあるため、両者の推移から最適なカットオ

Table 5
一般群と ASD 群における各尺度の平均値とその差異

尺度	一般群		ASD 群		<i>t</i>	<i>d</i>
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>		
22 項目合計	3.88	5.29	18.85	8.66	21.44 ***	2.83
独自の興味	0.97	1.28	2.83	1.61	14.33 ***	1.46
社会性	1.82	2.66	8.16	3.88	20.22 ***	2.38
友人関係	0.51	1.20	3.79	2.21	18.49 ***	2.73
癖・こだわり	0.61	1.48	4.03	3.47	12.31 ***	2.30
短縮版合計	2.34	3.12	10.95	4.34	24.63 ***	2.76
独自の興味	0.97	1.28	2.83	1.61	14.33 ***	1.46
社会性	0.86	1.46	4.32	2.12	20.28 ***	2.37
友人関係	0.51	1.20	3.79	2.21	18.49 ***	2.73

****p* < .001

フ値を設定する必要がある。また、検査の識別精度が高いほど、偽陽性率を抑えたまま高い感度を得ることができるため、ROC 曲線下の面積 (AUC) が大きくなる性質がある。AUC の経験的基準として、.60 から .75 は中程度、.75 から .90 は良好、.90 から .97 はきわめて良好、.97 から 1.00 は最良の識別精度を示すとされる (Swets, 1988)。

AUC Figure 1 に一般群と ASD 群の識別における 22 項目版および短縮版の ROC 曲線を示す。22 項目版の AUC は、合計点が .941, “独自の興味” が .820, “社会性” が .918, “友人関係” が .909, “癖・こだわり” が .861 であった。また、短縮版の AUC は、合計点が .943, “社会性” が .918 であった (残り 2 下位尺度は 22 項目版と同一)。いずれの版でも、合計点が最も高い AUC を示し、ASD のスクリーニングの用途には合計点の使用が望ましいことが示された。また、22 項目版と短縮版の合計点は同等の AUC を示し、いずれも上記の経験的基準に照らして、きわめて良好な識別精度を

有していると言える。

カットオフ値の設定 続いて、22 項目版および短縮版の合計点について、ROC 曲線に基づいてカットオフ値を検討した。カットオフ値の設定においては、基本的に感度と特異度 (偽陽性率の低さ) がともにできるだけ大きくなる値に設定することが望ましい。ただし、臨床の文脈において、ASSQ は一次的なスクリーニングが主たる用途となるため、見落としが生じないように、偽陽性率の低さ (特異度の高さ) よりも感度の高さを優先する必要がある。これらを考慮し、特異度が .80 を下回らない範囲で感度が最大になる点を検討すると、22 項目版では 7 点 (感度 .949, 特異度 .801), 短縮版では 5 点 (感度 .936, 特異度 .818) という値が得られた。このカットオフ値は、22 項目版では感度と特異度の合計が最大値を取る点であり、短縮版でも最大値と .003 の差しかない点であることから、尺度の識別力が最大限に発揮される点と言える。

ただし、ASD の有病率は一般人口の 2% 前後と推

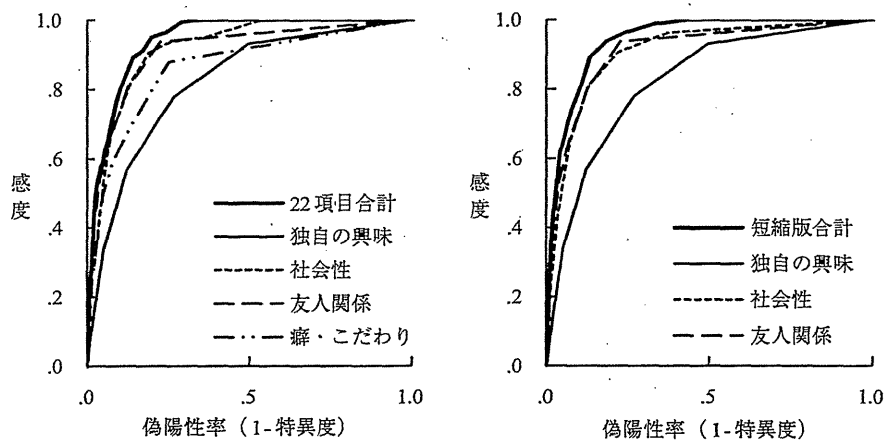


Figure 1. 一般群と ASD 群の識別における 22 項目版 (左) および短縮版 (右) の ROC 曲線

定されており (Blumberg et al., 2013; Kim et al., 2011), これをもとに上記のカットオフ値における陽性的中率 (陽性と判定されたケースが実際に障害を有している割合) を算出すると, 22項目版で8.85%, 短縮版で9.50%となる。したがって, 上記のカットオフ値以上の得点を示しても, ASDの確定診断にまで至るケースは必ずしも多くないと言える。そこで, よりASDの疑いが強いと判断できるカットオフ値を設定するならば, ASD群の中央値を超える得点として, 22項目版では20点 (感度.487, 特異度.976), 短縮版では12点 (感度.474, 特異度.977) という値が得られる。このカットオフ値での陽性的中率は, それぞれ29.3%, 29.4%であり, ASDの比較的強い疑いを示すカットオフ値として機能すると考えられる。

総合考察

因子構造 一般群のデータに基づく探索的因子分析の結果, “独自の興味”, “社会性”, “友人関係”, “癖・こだわり” の4因子が見出された。項目内容を精査すると, このうち“社会性”は, ASDを構成する三つ組の障害 (APA, 2000) のうち, 社会的相互作用やコミュニケーションの障害と概念的に対応する。“友人関係”も社会的相互作用の障害と関連するが, こちらは社会性の問題によって波及的に生じる二次的な問題と言える。“独自の興味”と“癖・こだわり”は行動・興味の限局的・反復的な様式に対応するが, その中でも前者は興味の限局, 後者は行動面の限局に関連する。

確認的因子分析により, この4因子モデルは, 一般群の異なるサンプルやASD群にも適合する頑健なモデルであることが示された。一般群において見出された因子モデルがASD群にも適合するという結果は, 自閉的特性がスペクトラム (連続体) を形成しており, 一定の自閉的特性を有する人々が一般人口にも幅広く分布するという自閉症スペクトラムの概念を裏づける知見である。なぜなら, この結果は, 第一に, 一般群において各項目の得点が一定の分散を有していること, 第二に, その分散がランダムな測定誤差によってのみ生じているものではなく, ASD群と同様の構造を有していることを意味しているためである。

ASDの予測 ロジスティック回帰分析の結果, “独自の興味”, “社会性”, “友人関係”は, それぞれ有意にASDの有無を予測したが, “癖・こだわり”は独自の予測力が見られなかった。平均値の比較では“癖・こだわり”も他の下位尺度と同様に (むしろ“独自の興味”よりは顕著に), 一般群とASD群の差異を示したことを考えると, “癖・こだわり”が尺度として有効に機能していないというよりは, “癖・こだわり”と相関の高い“社会性”や“友人関係”がより直接的な予測力を発揮したために, “癖・こだわり”の直接の予測力が見られなくなったものと考えられる。その

点, “独自の興味”は, 平均値の比較では2群の差が最も不明瞭であったが, 他の下位尺度と相関が低く, 独自の情報を有する下位尺度であるため, ロジスティック回帰分析において独立した予測力を発揮したと考えられる。

“友人関係”が“社会性”とは独立にASDの有無を予測するという結果は, やや意外と言える。“友人関係”は, 概念的に, “社会性”の問題によって生じる二次的な問題に関する内容となっている。そのため, 順当に考えれば“友人関係”の予測力は, “社会性”の予測力に取り込まれて消失すると考えられる。しかし, 実際には, “友人関係”は“社会性”とは独自に, また係数としては“社会性”よりも高い精度で, ASDを予測することが示された。この理由としては, 保護者にとって, “友人関係”の問題の方が, “社会性”の問題よりも, 目につきやすい問題であるという可能性が考えられる。実際, “社会性”の項目にあるような, 場面を理解できない, 常識が乏しい, 共感性が低いといった特性は, 比較的抽象的な概念であり, 保護者がそれを十分に認識できないことも考えられる。それに対し, “友人関係”に含まれる, 仲の良い友達がいないとか, いじめを受けているといった問題は, 具体的な状態であることから保護者にも比較的認識されやすく, ASDの発見において重要なサインになると考えられる。

短縮版の作成 以上の分析結果と各項目の識別力に基づき, 3下位尺度11項目からなるASSQ短縮版を構成した。項目数の半減 (22項目から11項目) にもかかわらず, 内的整合性を示す α 係数の低下はわずかに留まった。ただし, 下位尺度では, 22項目版と短縮版で共通する“独自の興味”がやや不十分な α 係数を示しており, 下位尺度単位での利用の際は, ランダム誤差による相関の希薄化や測定値の揺らぎに注意する必要がある。

識別精度とカットオフ値 ROC分析の結果から, 22項目版と短縮版はASDに対して同等の識別精度を有すること, また, いずれについても下位尺度得点より合計点の識別精度が高いことが示された。識別精度を示すAUCは22項目版合計で.941, 短縮版合計で.943であり, Posserud et al. (2009) が報告しているASSQ原版のAUC (.90) よりも高い数値が得られた。感度と特異度の推移から, 特に障害の疑いが指摘されていない一般児童を対象とした一次的なスクリーニングでは, 22項目版で7点 (感度.949, 特異度.801), 短縮版で5点 (感度.936, 特異度.818) のカットオフ値が望ましいと考えられた。また, より厳格な基準として, 22項目版で20点以上 (感度.487, 特異度.976), 短縮版で12点以上 (感度.474, 特異度.977) の得点を示した場合, 実際にASDを有している可能性は約3割に達すると推定されるため, 医療・相談機関への受

診・相談が強く望まれる。

今後の展望 最後に、本研究の限界と今後の展望を述べる。本研究では、対照群として通常学級に在籍する小中学生のデータを用いたが、文部科学省 (2012) の調査が指摘するように、通常学級においても、一定の割合で ASD の可能性を有する子どもが存在する。したがって、本研究は厳密な意味での症例対照研究とはなっていない点に注意が必要である。ただし、この問題は、尺度の識別精度 (特異度) を過小評価させる危険性はあっても、その逆は考えられないため、本研究の結果は ASSQ 日本語版の控えめな識別精度を示していると言える。

今後の発達障害に関する研究の重要な課題の一つは、ASD 特性や ADHD 特性のような障害特性と、親の養育行動、家族関係、友人関係などの環境要因との双方向的な影響のあり方と、そうした要因が思春期以降のメンタルヘルスの問題や不登校、引きこもりなどの不適応行動につながっていくメカニズムを包括的に明らかにすることである。こうした複雑な問題の検討にあたっては、個々の変数の測定にあてられる項目数は限られており、ASSQ やその短縮版が高い有用性を発揮することが期待される。

引用文献

- American Psychiatric Association (2000). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders*. 4th ed., Text Revision (DSM-IV-TR). Washington, DC: American Psychiatric Association.
- American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders*. 5th ed. Washington, DC: American Psychiatric Association.
- Bentler, P. M., & Bonnet, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, *107*, 238-246.
- Blumberg, S. J., Bramlett, M. D., Kogan, M. D., Schieve, L. A., Jones, J. R., & Lu, M. C. (2013). Changes in prevalence of parent-reported Autism Spectrum Disorder in school-aged U.S. children: 2007 to 2011-2012. *National Health Statistics Reports*, No. 65. Hyattsville, MD: National Center for Health Statistics.
- Ehlers, S., Gillberg, C., & Wing, L. (1999). A screening questionnaire for Asperger syndrome and other high-functioning autism spectrum disorders in school age children. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, *29*, 129-141.
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, *4*, 272-299.
- Gillberg, C. (1984). Infantile-autism and other childhood psychoses in a Swedish urban region: Epidemiological aspects. *Journal of Child Psychology and Psychiatry and Allied Disciplines*, *25*, 35-43.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, *3*, 424-453.
- 井伊 智子・林 恵津子・廣瀬 由美子・東條 吉邦 (2003). 高機能自閉症スペクトラム・スクリーニング質問紙 (ASSQ) について 東條 吉邦 (編) 平成 14 年度科学研究費補助金 “自閉症児・ADHD 児における社会的障害の特徴と教育的支援に関する研究” 報告書 pp. 39-45. (Ii, T., Hayashi, E., Hirose, Y., & Tojo, Y.)
- Indredavik, M. S., Brubakk, A.-M., Romundstad, P., & Vik, T. (2007). Prenatal smoking exposure and psychiatric symptoms in adolescence. *Acta Paediatrica*, *96*, 377-382.
- Kawamura, Y., Takahashi, O., & Ishii, T. (2008). Reevaluating the incidence of pervasive developmental disorders: Impact of elevated rates of detection through implementation of an integrated system of screening in Toyota, Japan. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, *62*, 152-159.
- 萱村 俊・井関 良 (2008). 児童養護施設における高機能自閉症スペクトラム障害 (ASD) のスクリーニングの課題 武庫川女子大学紀要 人文・社会科学編, *56*, 53-59. (Kayamura, T., & Iseki, R. (2008). Problems of the screening questionnaire of high function autism spectrum disorder (ASD) in child nursing homes. *Annals of Mukogawa Women's University*, *56*, 53-59.)
- Kim, Y. S., Leventhal, B. L., Koh, Y. J., Fombonne, E., Laska, E., Lim, E. C., Cheon, K. A., Kim, S. J., Kim, Y. K., Lee, H., & Song, D. H. (2011). Prevalence of autism spectrum disorders in a total population sample. *American Journal of Psychiatry*, *168*, 904-912.
- 文部科学省 (2012). 通常の学級に在籍する発達障害の可能性のある特別な教育的支援を必要とする児童生徒に関する調査結果について 文部科学省 2012 年 12 月 5 日 <http://www.mext.go.jp/a_menu/shoio/tokubetu/material/1328729.htm> (2013 年 5 月 1 日) (Ministry of Education, Culture, Sports, Science and Technology)
- Olsson, U. (1979). Maximum likelihood estimation of the polychloric correlation-coefficient. *Psychometrika*, *44*, 443-460.
- Posserud, M. B., Lundervold, A. J., & Gillberg, C. (2009). Validation of the autism spectrum screening questionnaire in a total population sample. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, *39*, 126-134.
- Sivertsen, B., Posserud, M.-B., Gillberg, C., Lundervold, A. J., & Hysing, M. (2012). Sleep problems in children with autism spectrum problems: A longitudinal population-based study. *Autism*, *16*, 139-150.
- Swets, J. A. (1988). Measuring the accuracy of diagnostic systems. *Science*, *240*, 1285-1293.

— 2013. 8. 15 受稿, 2014. 1. 18 受理 —

研究

と
報告小中学校における友人関係問題に対する
ASD 傾向および ADHD 傾向の影響の
検討*田中善大¹⁾伊藤大幸²⁾高柳伸哉³⁾原田 新⁴⁾野田 航⁵⁾大嶽さと子⁶⁾中島俊思²⁾望月直人⁷⁾辻井正次⁸⁾

抄録

精神医学 56 : 501-510 2014

本研究では、単一市内の全公立小中学校の児童生徒の保護者を対象に調査を実施し、ASD 傾向および ADHD 傾向が小中学校の友人関係問題に与える影響について検討した。ASSQ によって ASD 傾向を、ADHD-RS によって ADHD 傾向を、SDQ によって友人関係問題を測定した。小学 1 年生から中学 3 年生までの計 7,413 名の児童生徒のデータに対する相関および重回帰分析の結果、小中学校の友人関係問題と ASD 傾向に強い関連がある一方で、友人関係問題と ADHD 傾向との関連は小さなものであることが示された。これらの結果から、友人関係問題に対する ASD 傾向と ADHD 傾向の影響の違いが示唆された。

Key words

Autism Spectrum Disorders (ASD), Attention Deficit/Hyperactivity Disorder (ADHD), Peer problems, Elementary school students, Junior high school students

はじめに

本研究は、単一市内全小中学校調査の結果から、自閉症スペクトラム障害 (Autism Spectrum Disorders ; ASD) 傾向と注意欠如/多動性障害 (Attention Deficit/Hyperactivity Disorder ; ADHD) 傾向が学校場面での友人関係の問題に与える影響について検討する。本研究では、友人関係の問題

に対する ASD 傾向および ADHD 傾向の影響を検討する際に、学年および性別の違いによる差異についても検討する。

学校場面における適応には、学業や対人関係などのさまざまな側面がある¹³⁾が、中でも友人関係に関するものは重要である。友人関係に関する適応の問題は、いじめ、学級内での孤立、友だちができないなど多様なものを含む。これまでの研究

2014 年 1 月 16 日受稿, 2014 年 3 月 31 日受理

* Examining the Effects of ASD and ADHD Traits on Peer Problems in Elementary and Junior High School

1) 奈良佐保短期大学地域こども学科 (〒630-8425 奈良県奈良市鹿野園町 806), TANAKA Yoshihiro : Department of Community Child Education, Nara Saho College, Nara, Japan

2) 以下の著者所属, 英文表記は文末に記載

0488-1281/14/¥800/論文/JCOPY

から、友人関係の問題は、学校中退や犯罪行為といった後の不適応と関連することが指摘されている¹⁵⁾。また、学校場面における友人関係の問題と教師との関係の問題はいずれも子どもにとって大きな影響を持つものであるが、友人関係の問題のほうが教師との問題に比べコントロール感が低く、そのためより深刻なものであることも指摘されている¹⁷⁾。

対人的な苦手さを持つことの多い ASD や ADHD の児童生徒では、学校場面における友人関係の問題のリスクが高い可能性があり¹¹⁾、この点について研究が行われている。Hoza ら⁷⁾は、165名の ADHD 児と、児が所属する学級の同性児童 1,298名を対象に調査を実施し、ADHD 児の友人関係について調査を行った。調査では、各児童に対して学級内の他の児童の中から「親友」と「友だちになりたくない児童」を選ばせた。これに加えて、学級内の各児童に対する好意度を5件法で回答させた。児童の選択状況と好意度の組合せから、ADHD 児および対照群の児童を人気がある(選択される頻度が高く、好まれている;「人気」)、拒絶されている(選択される頻度が高いが、あまり好まれていない;「拒絶」)、無視されている(選択される頻度が低く、好まれても嫌われてもいない;「無視」)、平均的などに分類した。分類の結果、ADHD 児は対照群の児童よりも、「拒絶」に分類されることが多く、「人気」に分類されることが少なかった。また、選択状況から ADHD 児は相互に親友として選択される頻度が少ないことや、好みの程度の平均値の比較から ADHD 児は対照群よりも好まれていないことなども示された。

ADHD だけでなく、ASD と友人関係の問題との関連についても研究が行われている。Witehouse ら²¹⁾は、35名の12~17歳までのアスペルガー症候群の児童生徒(AS群)と同年齢の定型発達の児童生徒35名(対照群)を対象に友人関係の質、友人関係に対する動機付け、孤独感、抑うつに関する4つの質問紙を実施した。分析の結果、対照群に比べてAS群は友人関係の質や友人関係

に対する動機付けが低く、孤独感と抑うつが高いことが示された。

いじめや疎外経験といった深刻な友人関係の問題と ASD および ADHD との関連についても研究されている。Twyman ら¹⁹⁾は、8~17歳までの学生29名を対象にいじめ経験および疎外経験(無視など)についての調査を行った。何らかの診断のある臨床群(ASD, ADHD, LD [学習障害], behavioral or mental disorders [行動または精神障害], cystic fibrosis [嚢胞性線維症])が221名、診断のない統制群が73名で、臨床群の内32名が ASD の診断を受けており、100名が ADHD の診断を受けていた。いじめおよび疎外経験に関する質問紙調査の結果、いじめ被害では ASD 群と ADHD 群と LD 群のみが、疎外経験では ASD 群と ADHD 群のみが統制群よりも有意に高い値を示した。

友人関係の問題と発達障害との関連は、診断の有無に焦点が当てられた研究が多いが、発達障害傾向についても研究されている。Hsiao ら⁸⁾は、1,321名の小中学生を対象に自閉症傾向と友人関係の問題を含む学校および社会適応との関連を検討した。対象児の保護者に対して、自閉症傾向を測定するために対人応答性尺度(Social Responsiveness Scale; SRS)²⁾が、友人関係の問題を含む学校および社会適応を測定するために Social Adjustment Inventory for Children and Adolescents (SAICA)¹⁰⁾が実施された。線形混合モデル(linear mixed models)による分析の結果、自閉症傾向が友人関係の困難さ(関係維持の困難さなど)や友人との問題(いじめなど)と関連していることが示された。発達障害特性はスペクトラムを成していることが考えられるため²⁰⁾、診断の有無というカテゴリー的な見方だけでなく、特性(傾向)の強さという連続的な見方を取り入れながら研究を進める必要がある。この点においても Hsiao ら⁸⁾の研究は重要なものであり、今後 ASD 傾向に加えて、ADHD 傾向や、ASD 傾向と ADHD 傾向の両方の影響を検討することが求められる。

ASD および ADHD と友人関係の問題との関連については、これまで多くの研究が行われてきているが、本邦においてはあまり研究が行われていない。そこで本研究では、単一市内の全公立小中学校の小学1年生から中学3年生までの児童生徒の保護者を対象に調査を実施し、ASD 傾向と ADHD 傾向が小中学校の友人関係の問題に与える影響について検討した。なお、本研究では主に孤立やいじめ被害といった受動的な側面の友人関係の問題について検討を行った。また、ASD 傾向および ADHD 傾向の影響を検討する際に、学年および性別の違いによる効果の差異についても分析を行った。

方法

1. 対象者

調査対象市のすべての公立小中学校に在籍する小学1年生から中学3年生の保護者を対象に調査を実施し、計7,413名の児童生徒のデータを得た。全在籍児童・生徒における有効回答率は92.5%であった。調査対象となった児童生徒の内訳を表1に示す。調査対象市は大都市への通勤可能圏内であると同時に、工業、農業が盛んであり、都市で勤務する家庭、地方型の勤務家庭、自営業者など、多様な社会経済的状態の家庭が含まれていた。なお、欠損は分析ごとに除外したため、分析によってややデータ数は異なる。

2. 測定尺度

ASD 傾向および ADHD 傾向を測定するために、Autism Spectrum Screening Questionnaire (ASSQ)⁴⁾ と ADHD Rating Scale (ADHD-RS)³⁾ を対象者の保護者に対して実施した。また、小中学校における友人関係に関する問題を測定するために、Strength and Difficulties Questionnaire (SDQ)⁶⁾ を対象者の保護者に対して実施した。

ASSQ は、アスペルガー症候群を含む高機能自閉症を高い精度でスクリーニングすることが可能な質問紙尺度であり、保護者や教師など、対象者をよく知る成人が評定する形式を取る⁴⁾。自閉症に典型的にみられる社会性、言語、行動、興味の

表1 対象者の内訳

学年	男子	女子	計
小1	430	429	859
小2	436	398	834
小3	383	450	833
小4	465	410	875
小5	425	434	859
小6	453	431	884
中1	387	374	761
中2	385	411	796
中3	380	332	712
計	3,744	3,669	7,413

特徴が、対象者に当てはまるか否かを問う27項目から構成されており、各項目について「いいえ(0)」、「多少(1)」、「はい(2)」の3段階での評定を求める。可能な得点範囲は0~54点であり、得点が高いほど、ASD 特性が顕著であることを意味する。27項目中、11項目は社会的相互作用、6項目はコミュニケーションの問題、5項目は制限的・反復的行動、5項目は運動面の不器用さや関連症状に関する項目として設けられているが、原版では因子構造は検討されておらず、全体の合計点のみが使用されていた。本研究でも全体的な ASD 傾向に焦点を当てているため、全体の合計点のみを対象に分析を行った。本研究では、井伊ら⁹⁾の作成した日本語版を使用した。なお、本調査では、「仲の良い友だちがいない」、「他の子どもたちから、いじめられることがある」の2項目については従属変数である SDQ の「友人関係問題」の項目と類似しているため使用しなかった。

本調査に先立ち、各項目の有効性を検討するため、一般群994名(男子498名、女子496名)、ASD 群90名(男子72名、女子18名)を対象に予備調査を実施した。ASD 群は発達障害児者の支援事業を行っている NPO 法人の会員であり、ASD について熟練した精神科医により、DSM-IV-TR に基づいて ASD (自閉性障害、アスペルガー障害、または、特定不能の広汎性発達障害) の診断を受けていた。一般群については、調査対象市の公立小学校の3年生を抽出した。一般群に対する予備調査の実施時期は、本調査の前年で

あった。各項目の評定×群(一般群・ASD群)の γ (Goodman and Kruskal's gamma; 質的変数間の関連を示す指標で、相関係数と同様に-1から1の値を取る)を算出したところ、全項目の中央値は.742であり、全体としてASSQ日本語版の項目はASDを有効に識別しうることが示唆された。しかし、27項目のうち、項目1($\gamma=-.478$)、項目4($\gamma=.440$)、項目7($\gamma=.379$)、項目8($\gamma=.462$)、項目24($\gamma=.465$)は、 γ が.50を下回り、ASDの識別力が低いことが示されたため、本調査では、これら5項目とSDQと類似の2項目を除く20項目を使用した。

ADHD-RS³⁾は、ADHDのスクリーニングや症状評価のための質問紙尺度として国際的に利用されており、日本版の信頼性・妥当性も検証されている^{14,18)}。ADHD-RSは、各9項目から成る2下位尺度(「不注意」、「多動・衝動性」)によって構成される。各項目について、ない・ほとんどない(0)、ときどきある(1)、よくある(2)、非常によくある(3)の4段階で評定される。得点が高いほど、不注意や多動・衝動性の傾向が強いことを意味する。本研究では、市川、田中³⁾によって翻訳された日本語版ADHD-RSの家庭用フォーム(保護者評定用)を使用した。

SDQ⁹⁾は、各5項目から構成される5つの下位尺度(「情緒不安定」、「問題行動」、「多動・不注意」、「友人関係問題」、「向社会的行動」)によって、子どもの適応状態と行動的・情緒的問題を包括的に把握することができる尺度である。本研究では、保護者を対象にSDQの「友人関係問題」の5項目を実施し、小中学校における友人関係の問題を測定した。日本語版SDQの「友人関係問題」の親評定フォーム(5項目)¹²⁾は、SDQのウェブサイト(<http://www.sdqinfo.org/>)よりダウンロードして使用した。各項目について、あてはまらない(0)、まああてはまる(1)、あてはまる(2)の3段階で評定が行われた。なお、「友人関係問題」は、得点が高いほど不適応的であることを意味する。

3. 倫理的側面への配慮

本研究は、浜松医科大学と調査対象市の間で締

結された調査と支援に関する協定に基づいて実施された。個人情報については、同市のセキュリティ・ポリシーに則って厳重に管理した。本研究の手続きは、浜松医科大学の倫理委員会の審査と承認を受けた。

4. 統計分析

すべての統計分析にはSPSS statistics 21.0 (IBM社)を使用した。まず、SDQの「友人関係問題」、ASSQの得点、ADHD-RSの「不注意」、ADHD-RSの「多動・不注意」の各尺度の組み合わせについてPearsonの積率相関係数を算出した。

次に、小中学校の友人関係の問題に対するASD傾向およびADHD傾向の影響を検討するため、ASSQの得点とADHD-RSの下位尺度を独立変数、SDQの「友人関係問題」を従属変数とする重回帰分析を行った。性別、学年を統制変数として強制投入し、ASSQおよびADHD-RSについては変数増加ステップワイズ法による変数選択を行った。なお、学年は、小学1~3年生を示す「小学校(低)」、小学4~6年生を示す「小学校(高)」、中学1~3年生を示す「中学校」という3つのダミー変数を作成し、分析に用いた。分析にあたっては、「小学校(低)」を基準として、「小学校(高)」および「中学校」の効果を推定した。また、多重共線性について検討するために性別および選択された変数についてVIF(Variance Inflation Factor; 分散拡大要因)を算出した。

さらに、学年ごとの友人関係の問題に対するASD傾向およびADHD傾向の影響と、性別ごとの友人関係の問題に対するASD傾向およびADHD傾向の影響を検討するため、ASSQの得点とADHD-RSの下位尺度を独立変数、SDQの「友人関係問題」を従属変数とする重回帰分析を行った。学年ごとの影響を検討する際には、「小学校(低)」、「小学校(高)」、「中学校」のそれぞれを対象に重回帰分析を実施した。性別を統制変数として強制投入し、ASSQおよびADHD-RSについては変数増加ステップワイズ法による変数選択を行った。性別ごとの影響を検討する際には、

表2 ASSQ, ADHD-RS, SDQの全体, 年代別, 性別の平均値および標準偏差

	全体		小学校(低)		小学校(高)		中学校		男子		女子	
	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD
ASSQ	3.33	4.62	3.56	4.73	3.32	4.57	3.07	4.54	3.95	5.10	2.69	3.97
ADHD-RS												
不注意	1.83	2.20	2.19	2.31	1.72	2.17	1.54	2.07	2.20	2.39	1.45	1.92
多動・衝動性	0.93	1.74	1.35	2.05	0.84	1.63	0.55	1.34	1.26	2.02	0.59	1.32
SDQ												
友人関係問題	1.61	1.62	1.63	1.58	1.59	1.62	1.60	1.67	1.66	1.70	1.56	1.53

表3 ASSQ, ADHD-RS, SDQの友人関係問題の相関*

	ASSQ		ADHD-RS			
	r	p	不注意		多動・衝動性	
			r	p	r	p
友人関係問題	.558	<.001	-.334	<.001	.242	<.001
ASSQ			.590	<.001	.525	<.001
ADHD-RS 不注意					.674	<.001

*ピアソンの積率相関係数

「男子」, 「女子」のそれぞれを対象に重回帰分析を実施した。学年を統制変数として強制投入し, ASSQおよびADHD-RSについては変数増加ステップワイズ法による変数選択を行った。

結果

1. 記述統計および相関

表2にASSQ, ADHD-RS, SDQの全体, 年代別, 性別の平均値および標準偏差を示す。平均値の差の大きさに関する経験的基準(効果量)として, 2群の平均値の差が0.2SD程度であれば小さい差, 0.5SD程度であれば中程度の差, 0.8SD程度であれば大きい差を示すとされる¹⁾。この基準を適用すると, 年代別では, 小学校低学年と中学校のADHD-RSの「多動・衝動性」の平均値において, 0.5SD程度の中程度の差がみられたが, その他の平均値の差はいずれの年代・尺度においても0.2SD前後までにとどまっていた。男女間では, ASSQおよびADHD-RSの「不注意」「多動・衝動性」の平均値で0.3SD~0.4SD程度の比較的小さい差がみられ, SDQの「友人関係問題」の平均値の差は0.1SD以下であった。

表3にASSQの得点とADHD-RSの下位尺度

とSDQの「友人関係問題」間のPearsonの積率相関係数を示す。小中学校の「友人関係問題」に対しては, ASSQの得点, ADHD-RSの下位尺度のいずれも有意な相関を示した。「友人関係問題」とASSQとの相関係数は, ADHD-RSとの相関係数よりも高いものであり, ADHD-RSの相関係数が.24~.33程度だったのに対し, ASSQの相関係数は.50を超える高い値を示した。ASSQの得点とADHD-RSの下位尺度は, いずれも有意な相関を示し, 相関係数はすべて.50を超える高いものであった。ADHD-RSの「不注意」と「多動・衝動性」は有意な相関を示し, 相関係数は.67という高い値を示した。

2. 重回帰分析

表4にASSQおよびADHD-RSによるSDQの「友人関係問題」の重回帰分析の結果を示す。小中学校の「友人関係問題」に対しては, ASSQの得点およびADHD-RSの下位尺度のいずれも説明変数として選択された。ADHD-RSの下位尺度の係数が.10前後であったのに対して, ASSQの係数は.57と高い値を示した。また, ADHD-RSの「多動・衝動性」の係数のみ負の値を示した。重回帰式全体の説明率の指標である

表 4 ASSQ および ADHD-RS による SDQ の友人関係問題の重回帰分析

	友人関係問題			
	β	t	p	VIF
性別(女子)	.035	3.485	<.001	1.047
年代				
小学校(高)	-.008	-.729	.466	1.343
中学校	.006	.492	.623	1.373
ASSQ	.573	46.231	<.001	1.615
ADHD-RS				
多動・衝動性	-.103	-7.454	<.001	1.991
不注意	.073	5.111	<.001	2.138

 $R^2=.318$

表 5 年代別の ASSQ および ADHD-RS による SDQ の友人関係問題の重回帰分析

	友人関係問題				R^2	
	β	t	p	VIF		
小学校 (低)	性別(女子)	.016	.933	.351	1.048	.294
	ASSQ	.540	25.333	<.001	1.572	
	ADHD-RS					
	多動・衝動性	-.093	-3.839	<.001	2.010	
	不注意	.082	3.278	.001	2.165	
小学校 (高)	性別(女子)	.039	2.340	.019	1.057	.341
	ASSQ	.594	28.269	<.001	1.700	
	ADHD-RS					
	多動・衝動性	-.150	-6.502	<.001	2.038	
	不注意	.111	4.641	<.001	2.210	
中学校	性別(女子)	.048	2.671	.008	1.033	.324
	ASSQ	.596	29.027	<.001	1.360	
	ADHD-RS					
	多動・衝動性	-.051	-2.447	.014	1.386	
	不注意					

R^2 は.30を超えるものであった。なお、性別、年代および選択された説明変数の VIF の値は 1.05~2.14 であり、いずれも多重共線性の問題を示す経験的基準である 10 を下回るものであった。

表 5 に年代別の ASSQ および ADHD-RS による SDQ の「友人関係問題」の重回帰分析の結果を示す。小学校低学年と小学校高学年では、表 4 で示した全体の結果と同様に、ASSQ および ADHD-RS の 2 つの下位尺度のいずれも説明変数として選択された。これに対して、中学校では ASSQ と ADHD-RS の「多動・衝動性」のみ選択され、「不注意」は選択されなかった。いずれ

の年代においても選択された ADHD-RS の下位尺度の係数は.10 前後と低いものに対して、ASSQ の係数は.50 を超える高いものであった。また、ADHD-RS の「多動・衝動性」の係数は負の値を示した。ASSQ および ADHD-RS の係数と R^2 は全年代ともにほぼ同程度の値であった。なお、各年代の性別および選択された説明変数の VIF の値は 1.03~2.21 であり、いずれも多重共線性の問題を示す経験的基準である 10 を下回るものであった。

表 6 に男子、女子の ASSQ および ADHD-RS による SDQ の「友人関係問題」の重回帰分析の結果を示す。男子、女子ともに、表 4 で示した

表6 男子、女子の ASSQ および ADHD-RS による SDQ の友人関係問題の重回帰分析

		友人関係問題				
		β	t	p	VIF	R^2
男子	年代					.356
	小学校(高)	-.016	-1.032	.302	1.350	
	中学校	-.007	-.438	.661	1.386	
	ASSQ	.599	34.939	<.001	1.650	
	ADHD-RS					
	多動・衝動性	-.110	-5.759	<.001	2.045	
	不注意	.084	4.205	<.001	2.222	
女子	年代					.268
	小学校(高)	-.002	-.095	.924	1.344	
	中学校	.018	1.058	.290	1.367	
	ASSQ	.524	29.969	<.001	1.483	
	ADHD-RS					
	多動・衝動性	-.094	-4.971	<.001	1.747	
	不注意	.060	3.041	.002	1.886	

全体の結果と同様に、ASSQ および ADHD-RS の2つの下位尺度のいずれも説明変数として選択され、係数についても同様の傾向を示した。ASSQ および ADHD-RS の係数と R^2 は男女ともにほぼ同程度の値であった。なお、男子と女子の年代および選択された説明変数の VIF の値は 1.34~2.22 であり、いずれも多重共線性の問題を示す経験的基準である 10 を下回るものであった。

考察

本研究では、単一市内の全公立小中学校の小学1年生から中学3年生までの児童生徒の保護者を対象に調査を実施し、ASD 傾向および ADHD 傾向が小中学校の友人関係の問題に与える影響について検討した。また、学年および性別の違いによる影響の差異についても分析を行った。

ASD 傾向および ADHD 傾向と友人関係の問題の関連をみるために、SDQ の「友人関係問題」、ASSQ、ADHD-RS の「不注意」、ADHD-RS の「多動・不注意」の相関を算出した結果、「友人関係問題」は ASSQ、ADHD-RS と高い正の相関を示し、ASSQ との相関が特に高いものであった。ここから、ASD 傾向も ADHD 傾向も小中学校の友人関係と関連があり、ASD および ADHD のい

ずれもその傾向が強い児童生徒ほど、小中学校で友人関係の問題が生じやすいことが示唆された。これに対して、重回帰分析では、「友人関係問題」の説明変数として選択された ASSQ および ADHD-RS の下位尺度の係数は、ASSQ が高い値であったのに対して、ADHD-RS の「不注意」および「多動・衝動性」の値は低いものであった。これらの結果は、相関とは異なり、小中学校の友人関係の問題に対して、ASD 傾向が強い影響を与える一方で、ADHD 傾向の影響は小さなものであることを示唆している。

相関の結果と重回帰分析の結果の違いは、ASD 傾向と ADHD 傾向の重複しやすさによるものであることが推察される。ADHD 傾向が強い場合には、ASD 傾向も強い場合が多いことが報告されており¹⁶⁾、本研究でもこれを裏付ける形で ADHD-RS と ASSQ の相関が高い値を示した。相関および重回帰分析の結果は、ADHD の「不注意」や「多動・衝動性」の傾向と「友人関係問題」の間にみられた高い相関が、ASD 傾向を媒介とする疑似相関であることを示唆している。ASD 傾向との相関の強さから、一見すると小中学校の友人関係の問題に ADHD の傾向が強い影響をもたらすようにみえるが、ASD 傾向の影響を除けば、それ自体の影響は大変小さなものであ

ることが推察される。

ただし本研究においては、友人関係の問題の中でも特に、孤立やいじめ被害といった受動的な側面を扱っていることは考慮すべき点である。これまでの研究から、ADHD の社会性の困難さに関連する要素として、身体的または言語的な攻撃行動や敵対行動などが指摘されている^{5,11)}。この点から、ADHD 傾向は本研究で扱った受動的な友人関係問題ではなく、いじめ加害や他児とのけんかなどのより能動的な友人関係問題と関連していることが推察される。本研究の結果から、ASD 傾向と受動的な友人関係問題との関連が示された。今後の研究では、受動的な友人関係問題に加えて、能動的な友人関係問題についても測定し、発達障害傾向との関連を検討する必要がある。これによって、ASD 傾向と ADHD 傾向のそれぞれが友人関係問題のどの側面にどのような影響をもたらすのかを明らかにすることが可能となる。

ASD 傾向および ADHD 傾向の友人関係問題に対する影響の学年による違いについて検討するために、小学校低学年、小学校高学年、中学校の年代ごとに重回帰分析を実施した。結果、ASSQ および ADHD-RS の「多動・衝動性」はいずれの年代でも、全体の分析と同様の傾向を示した。ADHD-RS の「不注意」についても、小学校年代では全体の分析と同様の傾向を示したが、中学校年代では全体での分析と異なり、説明変数として選択されなかった。ここから、ADHD の「不注意」傾向は、小学校年代では友人関係の問題に影響を与えるが、その影響は年代が進むにつれて小さくなり、中学校年代ではほとんど影響がなくなることが推察される。これに対して、小中学校において ASD 傾向の影響がほとんど変化しないことから、高等学校においても同様の影響が継続される可能性がある。今後の研究では、高等学校年代の生徒を対象に同様の調査を実施し、この点について検討することが求められる。

ASD 傾向および ADHD 傾向の友人関係問題に対する影響の性別による違いについて検討するために、性別ごとに重回帰分析を実施した。結果、

男子、女子ともに全体の分析と同様の傾向を示した。ここから、小中学校の友人関係の問題に対する発達障害傾向の影響は、性別に関わらず ASD 傾向が強く影響する一方で、ADHD 傾向の影響は小さなものであることが示唆された。

本研究では、ASD 傾向と ADHD 傾向が友人関係の問題に与える影響を、重回帰分析を用いて同時に分析することによって、ASD 傾向、ADHD 傾向をそれぞれ単独で検討した場合には得られない知見を見出すことができた。今後の研究では、ASD 傾向および ADHD 傾向と友人関係の問題との因果関係についての検討が求められる。両傾向および友人関係の問題を縦断的に測定し、友人関係の問題をそれぞれの発達障害傾向が予測し得るかを検討することで、より厳密な因果関係の検証を行うことが可能となる。因果関係の検証においては、発達障害傾向の測定に加えて、社会経済的地位などの人口統計学的情報の測定を行い、これらを独立変数として検討することも重要である。

文献

- 1) Cohen J : Statistical power analysis for the behavioral sciences, 2nd ed. Lawrence Erlbaum Associates, Hillsdale, 1988
- 2) Constantino JN, Gruber CP : Social Responsiveness Scale (SRS) manual. Western Psychological Services, Los Angeles, 2005
- 3) Dupaul GJ, Power TJ, Anastopoulos A, et al : ADHD Rating Scale-IV : Checklists, Norms, and Clinical Interpretation. Guilford Press, New York, 1998 (市川宏伸, 田中康雄監修 : 診断・対応のための ADHD 評価スケール ADHD-RS [DSM 準拠] —チェックリスト標準値とその臨床的解釈. 明石書店, 2008)
- 4) Ehlers S, Gillberg C, Wing L : A screening questionnaire for Asperger syndrome and other high-functioning autism spectrum disorders in school age children. J Autism Dev Disord 29 : 129-141, 1999
- 5) Erhard D, Hinshaw SP : Initial sociometric impressions of attention-deficit hyperactivity disorder and comparison boys : Predictions from social behaviors and from nonbehavioral variables. J Consult Clin Psychol 62 : 833-842, 1994
- 6) Goodman R : The Strengths and Difficulties

- Questionnaire : A research note. *J Child Psychol Psychiatry* 38 : 581-586, 1997
- 7) Hoza B, Mrug S, Gerdes AC, et al : What aspects of peer relationships are impaired in children with attention-deficit/hyperactivity disorder? *J Consult Clin Psychol* 73 : 411-423, 2005
 - 8) Hsiao MN, Tseng WL, Huang HY, et al : Effects of autistic traits on social and school adjustment in children and adolescents : The moderating roles of age and gender. *Res Dev Disabil* 34 : 254-265, 2013
 - 9) 井伊智子, 林恵津子, 廣瀬由美子, 他 : 高機能自閉症スペクトラム・スクリーニング質問紙 (ASSQ) について. 東條吉那編 : 平成 14 年度科学研究費補助金「自閉症児・ADHD 児における社会的障害の特徴と教育的支援に関する研究」報告書. pp 39-45, 2003
 - 10) John K, Gammon GD, Prusoff BA, et al : The Social Adjustment Inventory for Children and Adolescents (SAICA) : Testing of a new semistructured interview. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry* 26 : 898-911, 1987
 - 11) Nimeijer JS, Minderaa RB, Buitelaar JK, et al : Attention-deficit/hyperactivity disorder and social dysfunctioning. *Clin Psychol Rev* 28 : 692-708, 2008
 - 12) 野田航, 伊藤大幸, 藤田知加子, 他 : 日本語版 Strengths and Difficulties Questionnaire 親評定フォームについての再検討—単一市内全校調査に基づく学年・性別の標準得点とカットオフ値の算出. *精神医学* 54 : 383-391, 2012
 - 13) 大対香奈子, 大竹恵子, 松見淳子 : 学校適応アセスメントのための三水準モデル構築の試み. *教育心理学研究* 55 : 135-151, 2007
 - 14) Ohnishi M, Okada R, Tani I, et al : Japanese version of school form of the ADHD-RS : An evaluation of its reliability and validity. *Res Dev Disabil* 31 : 1305-1312, 2010
 - 15) Parker JG, Asher SR : Peer relations and later personal adjustment : Are low-accepted children at risk? *Psychol Bull* 102 : 357-389, 1987
 - 16) Ronald A, Edelson LR, Asherson P, et al : Exploring the relationship between autistic-like traits and ADHD behaviors in early childhood : Findings from a community twin study of 2-year-olds. *J Abnorm Child Psychol* 38 : 185-196, 2010
 - 17) 嶋田洋徳, 坂野雄二, 上里一郎 : 学校ストレスモデル構築の試み. *ヒューマンサイエンスリサーチ* 4 : 53-68, 1995
 - 18) Tani I, Okada R, Ohnishi M, et al : Japanese version of home form of the ADHD-RS : An evaluation of its reliability and validity. *Res Dev Disabil* 31 : 1426-1433, 2010
 - 19) Twyman KA, Saylor CF, Saia D, et al : Bullying and ostracism experiences in children with special health care needs. *J Dev Behav Pediatr* 31 : 1-8, 2010
 - 20) 若林明雄, 東條吉那, Baron-Chohen S, 他 : 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, 2004
 - 21) Whitehouse AJO, Durkin K, Jaquet E, et al : Friendship, loneliness and depression in adolescents with asperger's syndrome. *J Adolesc* 32 : 309-322, 2009
- [2) 以下の筆者所属, 英文表記]
- 2) 浜松医科大学子どもこころの発達研究センター, ITO Hiroyuki, NAKAJIMA Shunji : Research Center for Child Mental Development, Hamamatsu University School of Medicine
 - 3) 弘前大学大学院医学研究科附属子どもこころの発達研究センター, TAKAYANAGI Nobuya : Research Center for Child Mental Development, Hirosaki University Graduate School of Medicine
 - 4) 徳島大学大学院ソシオ・アーツ・アンド・サイエンス研究部, HARADA Shin : Institute of Socio-Arts and Sciences, The University of Tokushima
 - 5) 大阪教育大学教育学部(第二部)実践学校教育講座, NODA Wataru : Department of Practical School Education, Osaka Kyoiku University
 - 6) 名古屋女子大学短期大学部保育学科, OHTAKE Satoko : Department of Early Child Education, College of Nagoya Women's University
 - 7) 大阪大学キャンパスライフ支援センター, MOCHIZUKI Naoto : Support Center for Campus Life, Osaka University
 - 8) 中京大学現代社会学部, TSUJII Masatsugu : School of Contemporary Sociology, Chukyo University

Summary

Examining the Effects of ASD and ADHD Traits on Peer Problems in Elementary and Junior High School

TANAKA Yoshihiro¹⁾, ITO Hiroyuki²⁾

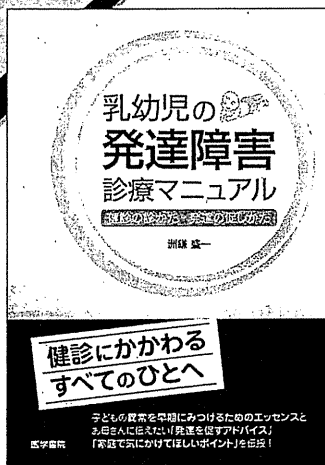
TAKAYANAGI Nobuya³⁾, HARADA Shin⁴⁾
 NODA Wataru⁵⁾, OHTAKE Satoko⁶⁾
 NAKAJIMA Shunji²⁾, MOCHIZUKI Naoto⁷⁾
 TSUJII Masatsugu⁸⁾

This study investigated the effects of the traits of autism spectrum disorders (ASD) and attention-deficit/hyperactivity disorder (ADHD) on peer problems in elementary and junior high schools. A questionnaire survey was conducted with parents whose children were attending public elementary and junior high schools. The Autism Spectrum Screening Questionnaire (ASSQ) was used to assess ASD traits, the ADHD Rating Scale (ADHD-RS) to assess ADHD traits, and the Strengths and Difficulties Questionnaire (SDQ) to evaluate peer problems. The sample consisted of 7,413 students in the first to ninth grades. Correlational and multiple linear regression analyses indicated that peer problems

were strongly correlated with ASD traits but not with ADHD traits. These results suggest that the effects on peer problems of ASD traits differ from those of ADHD traits.

- 1) Department of Community Child Education, Nara Saho College, Nara, Japan
- 2) Research Center for Child Mental Development, Hamamatsu University School of Medicine
- 3) Research Center for Child Mental Development, Hirosaki University Graduate School of Medicine
- 4) Institute of Socio-Arts and Sciences, The University of Tokushima
- 5) Department of Practical School Education, Osaka Kyoiku University
- 6) Department of Early Child Education, College of Nagoya Women's University
- 7) Support Center for Campus Life, Osaka University
- 8) School of Contemporary Sociology, Chukyo University

子どもの異常を早期にみつけるためのエッセンスと、発達の促しかたを伝授!



乳幼児の発達障害 診療マニュアル

健診の診かた・発達の促しかた

洲鎌盛一

発達障害のエキスパートの目と技、診療のコツがわかる! 乳幼児の発達異常を早期にみつけるためのエッセンスとお母さんに伝えたい「発達を促すアドバイス」「家庭で気にかけてほしいポイント」をわかりやすく提示。健診で「様子をみましょう」と保護者に伝える際、その後に適切な言葉を続けなければ早期発見・介入の機会を逃すことになる。本書では、その「次の一言」のヒントを多数紹介。乳幼児健診にかかわるすべての医療者に贈る1冊。

●A5 頁130 2013年 定価:本体2,500円+税 [ISBN978-4-260-01026-9]



医学書院

〒113-8719 東京都文京区本郷1-28-23

[販売部] TEL: 03-3817-5657 FAX: 03-3815-7804

E-mail: sd@igaku-shoin.co.jp http://www.igaku-shoin.co.jp 振替: 00170-9-96693

携帯サイトはこちら



不安に対する認知行動療法プログラムの効果の検討： 発達障害または学習・対人面の困難さを持つ 児童・青年を対象として

田中善大^{*1} 野田航^{*2} 恵藤絢香^{*3}
岩崎美佳^{*3} 辻井正次^{*4}

Key words : 発達障害, 不安, 認知行動療法(CBT), Spence Child Anxiety Scale (SCAS)

要旨：本研究では，発達障害または学習・対人面の困難さを持つ児童・青年を対象に不安に対する認知行動療法(CBT)プログラムを実施し，その効果を検討した．発達障害または学習・対人面の困難さを持つ就学前から社会人までを対象とした民間学習塾Aに所属する小学4年生から大学生までの13名を対象に不安への対処法を中心としたプログラムを実施した．介入前後に，本人を対象に不安場面に対する対処法の質問紙を実施し，本人および保護者を対象にSCASを実施した．SCASについては高不安群と一般群に分けて分析を行った．結果，介入後に適切な対処法の記述数が増加した．SCASについては，一般群の本人評定で不安の減少が確認された．高不安群では保護者評定では一部の低位尺度で不安の減少がみられた一方で，本人評定では一部の低位尺度で不安の増加がみられた．

I. 目的

いくつかの研究から，発達障害者の多くが不安障害を併存していることや，中でも知的障害の合併がない，いわゆる高機能と呼ばれる発達障害者の中に高い不安症状を示す者が多いことが指摘されている(Davisら，2008)．発達障害は社会性(対人スキル)の発達や感情・情動コン

トロールの発達などに偏りがみられるため，周囲の理解がない場合には，学校などの集団生活に適応できず，さまざまなストレス場面にさらされやすい．また，ストレスに対する脆弱性(弱さ)を持つ場合も多く，この相互作用によって，思春期・青年期に不安障害などの二次障害や合併症を示すと考えられる(星野，2011)．このような二次障害や合併症は，成人期の自立や社会

Yoshihiro TANAKA et al : Effects of a CBT Intervention Program for Anxiety on Children with Developmental Disabilities

^{*1} 奈良佐保短期大学地域こども学科 [〒 630-8566 奈良市鹿野園町 806]

^{*2} 浜松医科大学子どもこころの発達研究センター ^{*3} 特定非営利活動法人アスペ・エルデの会 ^{*4} 中京大学現代社会学部

適応を阻害する要因にもなるため、症状が重篤化する前のより早期の段階において予防的な支援・介入を行う必要がある。また、高機能の発達障害の場合、思春期以降に不登校や非行などの二次障害を示して発見されることも多い(星野, 2011)ため、診断を受けていないが、学習面や対人面に困難さを持つ「発達の気になる」子どもについても同様の支援・介入が必要であると考えられる。

不安に対する介入としては認知行動療法(Cognitive Behavior Therapy: CBT)の有効性が多くの研究によって示されており、発達障害を対象としたプログラムの開発も行われている。Sofronoffら(2005)は、10歳～12歳の不安症状を示すアスペルガー症候群の児童を対象に全6回からなる不安に対するCBTプログラムを行った。プログラムでは不安に対する対処法などが扱われていた。効果を検討するために、本人を対象に不安場面に対する対処法の記述に関する質問紙を、保護者を対象に不安尺度としてスペンス児童用不安尺度(Spence Child Anxiety Scale: SCAS)とSWQ(Social Worries Questionnaire)を実施した。71名の参加者を介入群と待機群に無作為に割り付ける無作為割り付け比較試験を行った結果、介入群で不安場面への対処法の増加および不安得点の減少が確認され、プログラムの効果が示された。Sofronoffら(2005)ではプログラムを通して不安に対する対処法が増え、これによって不安得点が減少したことが推察される。対処法を増やすアプローチは、不安症状を示す発達障害児の不安を和らげるだけでなく、現在不安症状が顕在化、重篤化していない発達障害児に対しても、今後の不安症状の顕在化や、重篤化を防ぐ予防的な効果を持つものであると考えられる。

本邦においても、発達障害児を対象とした不安に対するCBTプログラムが実施されている(神谷ら, 2010; 明翫ら, 2011)。神谷ら(2010)

は、小学4年と小学5年の2名の高機能広汎性発達障害児を対象に、Sofronoffら(2005)に基づく不安に対するCBTプログラムを実施した。プログラムは全5回からなり、不安の尺度である児童用不安尺度(Children's Manifest Anxiety Scale: CMAS)を本人および保護者に実施することに加えて、保護者からの評価や参加児のプログラムへの反応などを分析し、効果を検討した。不安尺度以外の分析結果から、参加児の不安のモニタリングやコントロールに関するスキルの向上が示唆されたが、CMASでは一貫した結果が得られなかった。

神谷ら(2010)は、2名の参加者を対象に効果を検討していたためその結果を一般化することが難しいものであった。また、プログラムはSofronoffら(2005)を基にしていたが、効果検討の尺度は異なるものを用いていた。本研究では、神谷ら(2010)と同様に、Sofronoffら(2005)に基づく不安に対するCBTプログラムを実施し、その効果を検討した。この際、次の2点の変更を加えた。1点目は、プログラムの効果の一般化可能性を高めるために、対象を発達障害児者および学習・対人面の困難さを持つ児童・青年に拡張し、参加人数を増加させて、効果検討を行った。2点目は、Sofronoffら(2005)と同様の尺度を用いて、効果検討を行った。具体的には、介入前後に、本人を対象に不安場面に対する対処法の質問紙を実施し、本人および保護者を対象にSCASを実施した。なお、本プログラムは予防的な効果を視野に入れ、不安症状が重篤化する前の参加者も複数参加していた。そのため、SCASについては、介入前の不安得点が高い者(高不安群)とその他の者(一般群)を分けて分析した。

II. 方法

1. 参加者

表1に、本研究の参加者の年齢、性別、診