

30	49	80	72	130	96	180	119
31	49	81	73	131	96	181	119
32	50	82	73	132	96	182	120
33	50	83	74	133	97	183	120
34	51	84	74	134	97	184	121
35	51	85	75	135	98	185	121
36	52	86	75	136	98	186	122
37	52	87	75	137	99	187	122
38	53	88	76	138	99	188	123
39	53	89	76	139	100	189	123
40	54	90	77	140	100	190	123
41	54	91	77	141	101	191	124
42	55	92	78	142	101	192	124
43	55	93	78	143	102	193	125
44	55	94	79	144	102	194	125
45	56	95	79	145	103	195	126
46	56	96	80	146	103		
47	57	97	80	147	103		
48	57	98	81	148	104		
49	58	99	81	149	104		

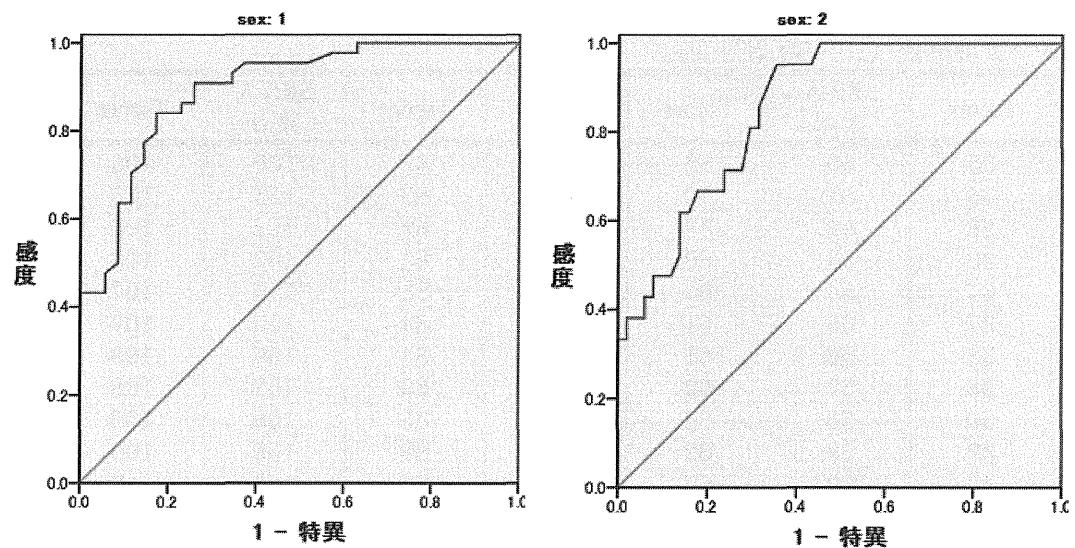


Fig. 3 SRS-A の男女別 ROC 曲線（左：男性、右：女性）

Autism Diagnosis Observation Schedule-Genetic (ADOS-G)

日本語版全モジュールの信頼性と妥当性に関する研究

研究分担者 黒田 美保（淑徳大学総合福祉学部）

研究協力者 稲田 尚子（国立精神・神経医療研究センター精神保健研究所）

行廣 隆次（京都学園大学人間文化学部）

内山登紀夫（福島大学大学院人間発達文化学類）

廣瀬 公人（京都大学大学院医学系研究科）

宇野 洋太（名古屋大学医学部附属病院親と子どもの心療科）

神尾 陽子（国立精神・神経医療研究センター精神保健研究所）

研究要旨：自閉症スペクトラム障害（Autism Spectrum Disorders: 以下 ASD）診断を行うまでの根拠は、発達歴や日常生活の様子及び実際に観察可能な行動に求められる。発達歴や日常生活の様子は養育者からの聞き取りによらなければならぬが、ASD児・者本人の行動観察には、Autism Diagnostic Observation Schedule-Genetic (以下 ADOS-G) がゴールド・スタンダードとして欧米で用いられている。ADOS-G は、年齢と言語水準によって 4 つのモジュールに分けられ、標準化された検査用具や質問項目を用いて、対人コミュニケーションスキルを最大限に引き出すように意図されている。ADOS-G の各モジュールの対象は、モジュール 1 は Pre-Verbal/ Single Words, モジュール 2 は Phrase Speech, モジュール 3 は Fluent Speech (Child / Adolescent), モジュール 4 は Fluent Speech(Adolescent/Adult) であり、無言語の幼児から言語の流暢な高機能 ASD の成人にまで使用できる。ADOS-G は、「観察（Observation）」「評定（coding）」「アルゴリズム」から成り、「観察」の部分で引き出された対人コミュニケーション行動を、「評定」し、その後「アルゴリズム」にそって ASD かどうか判定するようになっている。ADOS-G による診断分類は、自閉症と ASD それぞれに対してカットオフポイントが示されている。

本研究では、ADOS-G 日本語版を作成し、その妥当性と評価者間信頼性を検討した。その結果、日本語版の全モジュールについて、ADOS のアルゴリズム得点（「意思伝達領域得点」と「相互的対人関係領域得点」の合計点）によって、ASD 群と非 ASD 群を判別できるという妥当性が確認された。また、すでに日本での妥当性が確認されている他尺度との関係から併存的妥当性も確認された。評価者間信頼性については、現在、データ収集中のモジュールもあるが、モジュール 1・4 では高い一致率が認められた。本研究の ADOS-G はすべて、ADOS-G の研究者資格を持つ研究分担者 MK と研究協力者 NI が行っているので、他のモジュールでも高い一致率があると考えられる。以上から、ADOS-G 日本語版は、信頼性・妥当性共に高く、日本での使用に問題がないことが示唆された。

A. 研究目的

自閉症スペクトラム障害 (Autism Spectrum Disorders: 以下 ASD) は、(1) 対人的相互作用の質的障害、(2) コミュニケーションの質的障害、(3) 行動・興味・活動の限局された反復的・常同様の様式、の3領域の主兆候によって特徴づけられる障害であり、その診断においては、操作的診断基準である DSM-IV-TR(精神疾患の診断・統計マニュアル第4版-Text Revision)(American Psychiatric Association, 2000) および ICD-10(国際疾病分類第10版)(World Health Organization, 1992) がグローバル・スタンダードとして使われている。90年代に入って、これらの自閉症の診断基準が整備され世界的な規模で使用されるに伴い、標準化された診断のためのアセスメントが相次いで開発されてきている。こうしたアセスメントも、また、地域や文化の差を超えてグローバル化を目指している。現在、診断のための ASD の生物学的指標は確立しておらず、ASD 診断を行う上での根拠は、発達歴や日常生活の様子及び実際に観察可能な行動に求められる。発達歴や日常生活の様子については養育者からの聞き取りによらなければならないが、このための面接ツールとして、The Autism Diagnostic Interview-Revised (以下 ADI-R) (Lord et al., 1994) や The Diagnostic Interview for Social and Communication Disorders (以下 DISCO) (Wing et al., 2002) がある。一方、ASD児・者本人の行動観察もまた不可欠であるが、このために開発されたのが Autism Diagnostic Observation Schedule (以下 ADOS) (Lord et al., 2000) である。

ADOS は、米国の Lord, C. や英国の Rutter, M. らの著明な自閉症学者によって開発された ASD の診断・評価に特化した検査で、診断におけるゴールド・スタンダードとして使用されている。ADOS は、年齢と言語水準によって4つのモジュールに分けられ、標準化された検査用具や質問項目を用いて、対人コミュニケーションスキルを最大限に引き出すように意図されている。ADOS は、「観察 (Observation)」「評定 (coding)」「アルゴリズ

ム」から成り、「観察」の部分で引き出された対人コミュニケーション行動を、「評定」し、その後「アルゴリズム」にそって ASD かどうか判定するようになっている。特徴的なのは、「観察」の課題の行動について1つ1つ評定するのではなく、検査全体を通してみられた行動のすべてを総合して、相互的対人関係、意思伝達、想像力／創造性、常同行動と限局された興味、他の異常行動の5領域を構成する各項目に対して、0~2点、または0~3点で段階評定するところである (0は異常が無いレベルであり、2または3が最も異常)。ADOS による診断分類は、自閉症と ASD それぞれに対してカットオフポイントが示されている。現在、DSM-IV-TR の診断基準と対応している直接観察検査は、ADOS のみである。

本研究では、ASD の診断において、ゴールド・スタンダードとして欧米を中心に用いられている ADOS の日本版の妥当性及び信頼性を検討する。

B. 方法

B-1. 日本語版 ADOS の作成：ADOS の翻訳においては、まず、ADOS の研究者資格を得るために、ADOS の臨床用2日間と研究用3日間の計5日間のワークショップ参加が必要である。研究分担者は2006年に米国のノースカロライナ大学において、2日間の ADOS 臨床用ワークショップに参加し、その後、2007年にオーストラリアのモナシュ大学にて3日間の ADOS 研究用ワークショップに参加し、トレーナーとの間で80%以上の評定一致率を獲得し、2008年に研究者資格の取得が完了した。研究者資格取得後、原著者に契約料を支払い、版権管理の出版社 Western Psychological Service から研究に限定した版権を取得し、翻訳及び日本における妥当性・信頼性研究に着手した。研究代表者が全モジュールを翻訳し、研究協力者 NI と協議して日本語版を作成した。それをさらに翻訳業者によって英訳しなおし(blind back-translation)，それをミシガン大学の Lord, C グループの Anderson, D が検討し、それ

を受けての数回の修正を経て、2010年2月に日本語版が完成した。

B-2. 妥当性と信頼性の検討

ADOS 日本語版の各モジュールについて、信頼性及び妥当性を検討した。併存的妥当性には、日本での妥当性が検証されている以下の検査を用いた。

CARS-TV: Child Autism Rating Scale の日本語版である。小児自閉症評定尺度と呼ばれる。自閉症の特性を15項目にわけ、専門家が本人の観察や保護者からの聞き取りで採点する。総合点によって、自閉症かどうかと重症度について結果が得られる。カットオフ値は30点で、これをこえると自閉症とされ、30～36.5点であると軽中度自閉症、37～60点であると重度自閉症となる。

ADI-R : Autism Diagnostic Interview-Revised 日本版（自閉症診断面接修正版）である。ADI-Rは、自閉症の診断を目的とした、親（親）に行う半構造化面接法である（Lord, Rutter, Le Couteur, et al., 1994）。ADI-Rの日本語版の信頼性と妥当性は、Tsuchiya, Matsumoto, Yagi ら（online）によって報告されている。本研究では、診断アルゴリズムに関する下位項目を用いて、3領域（相互的対人関係の質的異常、意志伝達の質的異常、限定的・反復的・常同的行動パターン）の得点を算出した。いずれも得点が高いほど、異常であることを表す。

AQ-TV: Autism Spectrum Quotient の日本語版で、自閉症スペクトラム指数質問紙とも呼ばれる。50問からなる自記式質問紙で、ASD症状の強さがデメンジオナルに示される。カットオフは30点である。

B-2-1. ADOS 日本語版モジュール1（未発語～2・3語連鎖程度）：【対象】自治体の乳幼児健診で2歳までにM-CHAT陽性となり、フォローの結果、3歳時に専門医による確定診断を受けた自閉症スペクトラム幼児（臨床群）22名（男性：女性=17:5；ADOS 施行時平均月齢=28.2 ± 5.1, 発達日齢=689.2 ± 169.4）と、ASDの診断を除外された非ASD

の臨床ケース13名、およびボランティアで参加した定型発達児（統制群）10名の計23名（男性：女性=12:11；ADOS 施行時平均月齢=26.6 ± 6.4, 発達日齢=749.2 ± 170.1）とした。

判別的妥当性と併存的妥当性：【手続】ADOSアルゴリズム得点の妥当性については、臨床群と統制群のADOSのアルゴリズム「意志伝達領域得点」「相互的対人関係領域得点」及び両領域の合計得点を比較することで検討した。また、併存的妥当性については、CARSの得点との相関を求めた。

【結果】 ADOS ある語リズム得点の妥当性については、アルゴリズム「意志伝達領域得点」($t(43)=7.47$, $p<.001$)「相互的対人関係領域得点」($t(43)=8.07$, $p<.001$)、及び両領域の合計得点において有意差がみられた($t(43)=8.87$, $p<.001$)（表1参照）。

表1：両群のADOSモジュール2各領域の得点

	ASD (n = 23)	非ASD (n = 20)	$t(43)$
A. 意思伝達	4.61 ± 1.97	1.30 ± 1.17	6.78***
B. 相互的対人関係	9.09 ± 2.94	2.25 ± 1.80	9.03***
C. 遊び	2.26 ± 1.29	0.75 ± 0.78	4.56***
D. 常同行動と限局された興味	1.83 ± 1.59	0.50 ± 0.76	3.41**
アルゴリズム合計(A+B)	13.70 ± 4.51	3.55 ± 2.67	8.81***

** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

併存的妥当性については、ADOS合計点とCARS得点に、高い相関がみられた($r=.68$, $p<.001$)（図1参照）。

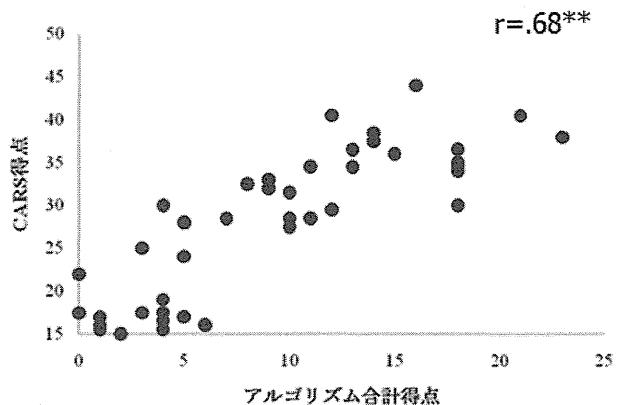


図1：ADOSモジュール1アルゴリズム総得点とCARS得点相関

評定者間信頼性：【手続】臨床群のうち 15 名について、臨床心理士 2 名が独立して ADOS を評定した。各 29 項目の単純一致率とカッパ係数 (κ) を調べた。【結果】臨床群 15 名について、各 29 項目の単純一致率は、72.7%～100.0% の範囲であった。 κ 係数は、得点分布が偏っていたために算出できなかった 4 項目を除き、0.42 から 1.00 の範囲で、平均 $\kappa = 0.84$ であり、良好な評定者間信頼性を示した。

B-2-2. ADOS 日本語版モジュール 2（3 語連鎖水準～流暢な水準）：【対象】小平市・西東京市の保育所・幼稚園に在籍する幼児で SRS 陽性となり診断面接を受けた児、発達の問題を主訴にクリニックを受診し診断面接を受けた児、臨床的ニーズはないがボランティアで研究協力した児、自閉症スペクトラム幼児（臨床群）26名（男性：女性=18：8；ADOS 施行時平均月齢=58.2±6.7 カ月；ADOS 施行時平均発達月齢=52.7±6.5 カ月）と ASD の診断を除外された非 ASD の臨床ケース、および定型発達児（統制群）の 17 名（男性：女性=13, 4；ADOS 施行時平均発達月齢=53.8±7.0 カ月）計 43 名とした。判別的妥当性と併存的妥当性：

【手続】判別的妥当性については、臨床群と統制群の ADOS のアルゴリズム「意思伝達領域得点」「相互的対人関係領域得点」及び両領域の合計得点を比較した。また、併存的妥当性については、SRS の得点との相関を求めた。

【結果】判別的妥当性については、アルゴリズム「意思伝達領域得点」($t(41)=5.6, p<0.001$)「相互的対人関係領域得点」($t(41)=4.9, p<0.001$) 及び両領域の合計得点において有意差がみられた($t(41)=5.2 (p<0.001)$ （表 2 参照）。

表 2：両群の ADOS モジュール 2 各領域の得点

	ASD(n=26)	非ASD(n=17)	t(41)
A. 意思伝達	2.92±1.62	0.82±0.81	38.83***
B. 相互的大臣関係	6.23±2.24	2.24±1.95	41.00***
C. 遊び	1.15±0.54	0.88±0.60	31.89***
D. 常同行動と限局された興味	1.08±1.13	0.41±0.71	40.98*
アルゴリズム合計(A+B)	9.15±4.40	3.06±2.51	40.49

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

併存的妥当性については、ADOS 合計点と SRS 得点に、高い相関がみられた($r=.65, p<.01$)（図 2 参照）。

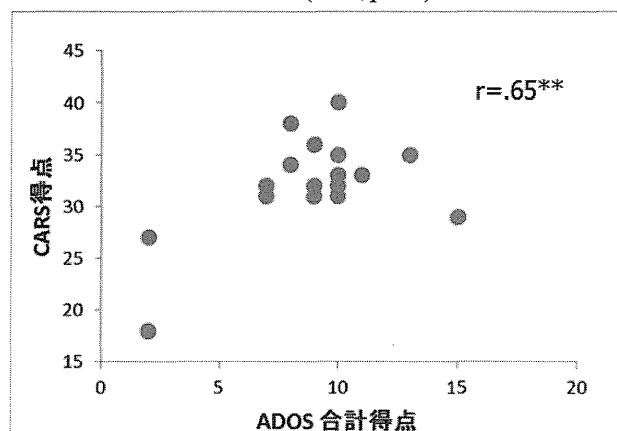


図 2：ADOS モジュール 2 アルゴリズム総得点と CARS 得点相関

評定者間信頼性：現在データを収集中である。

B-2-3. ADOS 日本語版モジュール 3（言語流暢な子どもから思春期）：【対象】小平の通常学級に在籍する児童のうち、SRS が陽性となり診断面接を受けた者、クリニックなどを受診して診断面接を受けた者、臨床的ニーズはないが研究ボランティアで参加した児である。自閉症スペクトラム児（臨床群）19名（男性：女性=15:4；ADOS 施行時平均年齢=9.7±1.8 歳；ADOS 施行時平均発達 FIQ=100.1±17.1）と ASD の診断を除外された非 ASD の臨床ケース、および定型発達児（統制群）の計 36 名とした。

判別的妥当性と併存的妥当性：【手続】判別的妥当性については、臨床群と統制群の ADOS のアルゴリズム「意思伝達領域得点」「相互的対人関係領域得点」及び両領域の合計得点を比較した。また、併存的妥当性については、ADI-R の得点との相関を求めた。

【結果】判別的妥当性については、アルゴリズム「意思伝達領域得点」($t(53)=5.0, p<.001$)「相互的対人関係領域得点」($t(53)=5.9, p<.001$)及び両領域の合計得点において有意差がみられた($t(53)=5.4 (p<.001)$ (表 3 参照))。

表 3：両群の ADOS モジュール 3 各領域の得点

	ASD(n=19)	非ASD(n=36)	t(53)
A. 意思伝達	3.11±1.94	0.72±1.06	23.80***
B. 相互的大臣関係	6.42±3.63	1.47±2.55	27.63***
C. 想像力	0.84±0.60	0.28±0.45	29.09***
D. 常同行動と限局された興味	0.74±0.87	0.14±0.42	22.60**
アルゴリズム合計(A+B)	9.53±5.33	2.19±3.40	25.94

p<0.01, *p<0.001

併存的妥当性については、ADOS 合計点と ADI-R 得点に、高い相関がみられた($r=.89, p<.001$) (図 3 参照)。

評定者間信頼性：現在データ収集中である。

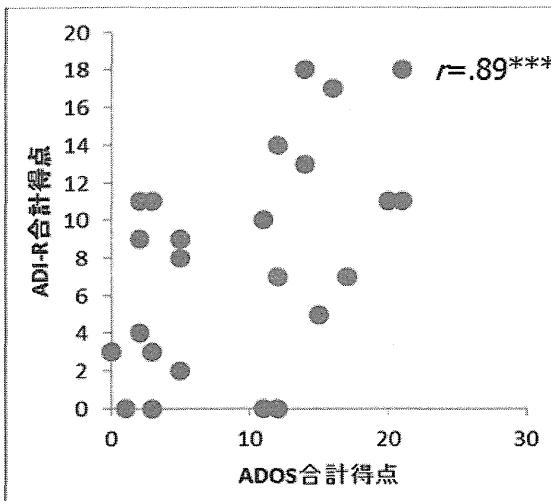


図 3：ADOS モジュール 3 アルゴリズム総得点と ADI-R 得点相関

B-2-4 ADOS 日本語版モジュール 4 (言語流暢な青年・成人)：【対象】ASD 群 19 名 (男性 : 女性 = 14 : 5, 平均年齢 24.5±12.6 歳, 下位診断名 ; 自閉性障害 9 名, アスペルガー障害 8 名, 特定不能の広汎性発達障害 2 名), 統制群 (非 ASD 群) 19 名 (男性 : 女性 = 9 : 10, 平均年齢 33.6±9.9 歳, 統合失調症 6 名, 気分障害 6 名, 境界性パーソナリティ障害 2 名, 強迫性障害 1 名, 定型発達 4 名) である。IQ の有意差はないが、男女比、年齢には有意差がみられる。

判別的妥当性と併存的妥当性：【手続】判別的妥当性については、臨床群と統制群の ADOS のアルゴリズム「意思伝達領域得点」「相互的対人関係領域得点」及び両領域の合計得点を比較した。また、併存的妥当性については、AQ 得点との相関を求めた。

【結果】判別的妥当性については、アルゴリズム「意思伝達領域得点」($t(36)=4.7, p<.001$)「相互的対人関係領域得点」($t(36)=10.7, p<.001$)及び両領域の合計得点において有意差がみられた($t(36)=8.7 (p<.001)$ (表 4 参照))。

表 4：両群の ADOS モジュール 4 各領域の得点

	ASD(n=19)	非ASD(n=19)	t(36)
A. 意思伝達	3.74±1.59	1.32±1.60	4.7***
B. 相互的大臣関係	7.68±1.64	1.84±1.74	10.7**
C. 遊び	1.00±0.58	0.42±0.51	3.3***
D. 常同行動と限局された興味	0.89±1.24	0.05±0.23	2.9***
アルゴリズム合計(A+B)	11.42±2.82	3.16±3.08	8.6***

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

併存的妥当性については、ADOS 合計点と AQ 得点に、高い相関がみられた($r=.65, p<.01$) (図 4 参照)。

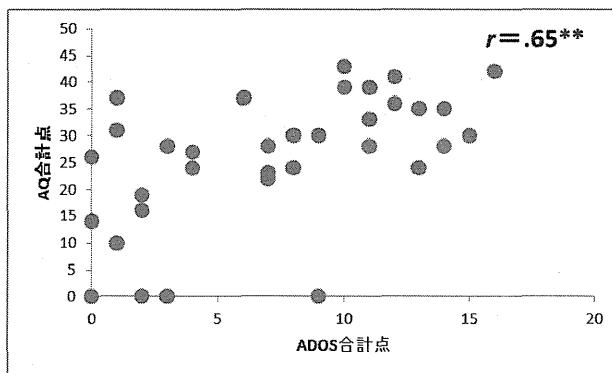


図4：ADOS モジュール4アルゴリズム総得点とAQ得点相関

評定者間信頼性：【手続】臨床群のうち8名について、臨床心理士2名が独立してADOSを評定した。各29項目の単純一致率とカッパ係数（ κ ）を調べた。【結果】臨床群8名について、評価者間信頼性については、各31項目の単純一致率において、88.97%～100.0%の範囲であった。 κ 係数は、得点分布が偏っていたために算出できなかった6項目を除き、0.70から1.00の範囲で、平均 $\kappa=0.96$ であり、良好な評定者間信頼性を得られた。

D. 考察

モジュール1から4までの、妥当性について確認することができた。信頼性については、評定者間信頼性は求められていないモジュールもあるので、今後も検討が必要ではあるが、すべてのモジュールを同じADOSの研究資格保持者が実施しており大きな差が出るとは考えにくく、ADOSの日本における使用には問題はないと考えられる。今後は、カットオフを求める予定である。

本研究から、ADOS日本語版の妥当性と信頼性が示され、日本においてもADOSが問題なく実施できることが明らかとなった。ADOS日本語版を用いて対象者の行動を直接観察し、コミュニケーションの取り方や内容を詳細に評価し得点化することにより、ASDの診断をより的確に行えることが期待される。

(倫理面の配慮) 本研究は、福島大学倫理委員会及び国立精神神経医療研究センター倫理委員会の承認を得たものであり、本研究の意義・目的・方法・被験者が被りうる不利益や危険性について被験者に対して説明を行い、文書で同意を得た。

E. 文献

1. American Psychiatric Association. Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders. 4th ed. Washington, DC: American Psychiatric Association; 1994.
2. World Health Organization. The ICD-10 Classification of Mental and Behavioural Disorders (ICD-10): The Clinical Descriptions and Diagnostic Guidelines. Geneva: WHO; 1992.
3. Lord C, Rutter M, Le Couteur A. Autism Diagnostic interview-Revised: a revised version of a diagnostic interview for caregivers of individuals with possible pervasive developmental disorders. Journal of Autism Developmental Disorders, 24:659-685; 1994.
4. Lord C, Risi S, Lambrecht L et al. The autism diagnostic observation schedule-generic: a standard measure of social and communication deficits associated with the spectrum of autism. Journal of Autism Developmental Disorders, 30:205-223; 2003.
5. Tsuchiya,K., Matsumoto, K., Yagi, A., Inada, N., Kuroda, M., Inokuchi, E., Koyama, T., Kamio, Y., Tsujii,M., Sakai, S. Mohri, S, and et al. Reliability and Validity of Autism Diagnostic Interview-Revised-Japanese Version. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, online.
6. Wing, L., Leekam, S.R., Libby, S.J., Gould, J., & Larcombe, M. The Diagnostic Interview for Social and Communication Disorders: background, inter-rater reliability and clinical use. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 43, 307-325; 2002.

F. 健康危険情報 なし

G. 研究発表

1. 論文発表

黒田美保, 稲田尚子. Autism Diagnostic Observation Schedule(自閉症診断観察検査)日本語版の開発状況と今後の課題. 精神医学, 54: 427-435; 2012.

2. 学会発表, 講演

Kuroda, M., Inada, N., Kamio, Y., Uno, Y., Uchiyama, T.
Can the ADOS モジュール 4 help differentiate ASDs from
other psychiatric disorders? (2012) International Association
for Child and Adolescent Psychiatry and Allied Professions
(IACAPAP, 国際児童・青年精神医学会). フランス
(パリ)

H. 知的財産権の出願・登録状況 なし

厚生労働科学研究費補助金（障害者対策総合研究事業）（精神障害分野）
分担研究報告書

精神科クリニックにおける発達障害の診断手法と
疫学に関する研究

研究分担者 藤岡 宏（つばさ発達クリニック）
研究分担者 行廣 隆次（京都学園大学人間文化学部）

研究要旨：愛媛県の人口 18 万の地方都市・今治市で、発達障害（その約 4 分の 3 を広汎性発達障害が占める）の診療を専業的に行って來た民間クリニックの統計を通して、今治市で出生し同クリニックで広汎性発達障害と診断された子どもの出生年ごとの累積数と、同年・同市の出生数に対する比率（累積発症率）を、6～9 年の累積年数で調査した。その結果 2004 年に今治で出生し、その後同クリニックで広汎性発達障害と診断された子どもの対出生数比は 6 年累積で 2% を超え、最大の 9 年累積では 2.61% となった。同様に 2005 年生まれの子どもでは 7 年累積で 2% を超えて、最大累積の 8 年と同数の 2.07% となり、2006 年生まれの子どもでは 6 年累積で 2% を超えて最大累積の 7 年では 2.37%、2007 年生まれの子どもでは最大累積の 6 年で 2% を超えて 2.09% となった。このように、初診時今治に在住した PDD 児の対出生数比は、2004～2007 年生まれの各年次とも、6～7 年以上の最大累積期間で 2% を超えた。

A. 研究目的

発達障害を持つ子どもの臨床に携わっていると、最近 PDD 児の多さを痛感する。他の児童精神科医や療育に携わる他の職種の人たちからも同様の感想を聞くことが多い。

研究分担者は平成 17-19 年度研究において、広汎性発達障害（以後 PDD と略す）を持つ人たちが地方都市にも多く在住することを数的に証明し、医療・教育・福祉的施策の拡充の必要性を訴えようとした。このとき用いた医療統計は、愛媛県の人口 18 万の地方都市・今治市に研究分担者が平成 12 年に開設した、つばさ発達クリニックのものであった。

平成 17-19 年度研究では、2001 年 1 月 1 日より 2005 年 12 月 31 日までの 5 年間に同院を初診で訪れた今治市内在住（但し初診時点）の PDD の子どものうち、2001 年生まれの子どもは 20 人で、2001 年の今治市の出生数 1,490 人に対する比率は 1.3%、同様に 2002 年生まれの子どもは 5 年累積で

1.1%、2003 年生まれは 1.3% と、いずれも 1% を超える結果であった。ただしこの数字は「初診時に今治市に在住していた子ども」を対象としたデータであり、「今治市で出生した子ども」の数そのものではなかった。今治市は他市からの流入・他市への流出の比較的少ない地方小都市ではあるが、初診までの間の PDD 児の流入出を考えれば、出て来た数字を今治生まれの PDD 児の数と等価と見なすことはできなかった。

その後同院では 2006 年 3 月 27 日より、初診時の質問事項に出生地が今治かどうかの情報を加えたため、今治市での出生数そのものを調査の対象とすることが可能となった。そこで本研究では今治で出生し、その後同院で PDD と診断された子どもについて出生年ごとの累積数を調べ、その年の今治市の出生数に対する比率（本田の言うところの累積発症率）を調査した。

有病率を扱った研究に比べ、累積発症率を調べた研究は非常に少ない。PDD ではな

く小児自閉症を対象とした研究になるが、本田らは小児自閉症の累積発症率および有病率の研究(1996)において、小児自閉症の5才までの累積発症率が人口1万対16.2(0.162%)であり、一方有病率は1万対21.1(0.211%)であったと報告している。

平成17-19年度研究では本田らの研究を参考にしながら、「初診時今治市に在住した」PDD児の5年累積の数字を調べたのだが、未受診のPDD児がまだかなりいるのは、という療育関係者の話から、本研究では5年を超えて追跡可能な年数まで累積年数を延ばし、「初診時今治市に在住した」PDD児ではなく「今治市で出生した」PDD児を対象として累積発症率を調べようとした。依るものは平成17-19年度研究同様、つばさ発達クリニックの統計のみ、という限界はあるが、今治市におけるPDD児の累積発症率（最小限に見積もってもこの数値以上の実際の発症率が推測される、という意味を持つ）が今治でどのような数字になるのかを調査することにした。

B. 研究方法

つばさ発達クリニック（以後つばさと略記する）は発達障害の診療を専業的に行う民間の発達クリニックで、初診者の約4分の3を広汎性発達障害が占める。全員に保険診療を適用しているため、スタッフは児童精神科医1人（研究分担者）と事務職1人以外には拡充できず、言語聴覚士（元心理判定員）1人がボランティアとして手伝いに加わる十分とは言えない体制であるが、同院では診断までに3~5回かけて（診断までの延べ時間は、平均的には一人あたり2時間程度になる）、発達歴・現症等から三つ組症状の有無を調べ、DSMやCARS等を参考にしながら診断を行っている。

同院を2006年3月27日より2012年12月31日までの6年9か月の間に初診し、前述のような手順で研究分担者自身による診断を受けた1,146人について、以下の点に

について調査した。

1. 2004年に今治で出生したPDD児

2012年12月31日までのPDD累積数(9年累積：但し2004年1月1日～2006年3月26日は初診時の質問紙に出生地を問う質問項目をまだ入れていない時期のため、この間の人数は0となる)の2004年の今治市出生数に対する比率

2. 2005年に今治で出生したPDD児

2012年12月31日までのPDD累積数(8年累積：但し2005年1月1日～2006年3月26日の間の人数は同様の理由で0となる)の2005年の今治市出生数に対する比率

3. 2006年に今治で出生したPDD児

2012年12月31日までのPDD累積数(7年累積：但し2006年1月1日～3月26日の間の人数は同様の理由で0となる)の2006年の今治市出生数に対する比率

4. 2007年に今治で出生したPDD児の2012

年12月31日までの累積数(6年累積)の2007年の今治市出生数に対する比率

さらに参考値として

5. 2001～2003年の各々の年に生まれた初診時今治市在住のPDD児の5年累積数に、5年目以降に今治市で出生したことが判明したPDD児（2001年生まれについては初診時の質問紙に出生地を問う質問項目をまだ入れていなかった2006年1月1日～3月26日の間の人数は0となる）を加算した人数の今治市出生数に対する比率

この項目については、先行調査で2004～2006年の各年に今治市で出生したPDD児の数と、初診時に今治に在住していた該当年のPDD児の数の5年累積での比較をすでに行っており、
2004年生まれ

今治市で出生 26
 初診時今治市に在住 26
 2005 年生まれ
 　今治市で出生 14
 　初診時今治市に在住 14
 2006 年生まれ
 　今治市で出生 17
 　初診時今治市に在住 20
 という近似した結果が得られている。これを同数と仮定した場合にどのような数字になるかを見ようとしたものである。
 (倫理的面への配慮) 資料として連結不可能匿名化された情報を用い、それ以降のデータ処理も個別情報への配慮をじゅうぶんに行つた。

C. 研究結果

1. 2004 年に今治で出生した PDD 児
2004 年の今治市の出生数は 1,418 で、つばさで PDD と診断された子どもの数は 9 年累積で 37 人（全出生数比 2.61%）であった。
2. 2005 年に今治で出生した PDD 児
2005 年の今治市の出生数は 1,254 で、つばさで PDD と診断された子どもの数は 8 年累積で 26 人（同 2.07%）であった。
3. 2006 年に今治で出生した PDD 児
2006 年の今治市の出生数は 1,349 で、つばさで PDD と診断された子どもの数は 7 年累積で 32 人（同 2.37%）であった。

生年(1/1~12/31)	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
今治市出生数	1,490	1,445	1,424	1,418	1,254	1,349	1,289
5 年累積	20	16	19	26	14	17	21
対出生数比	1.34	1.11	1.33	1.83	1.12	1.26	1.63
6 年累積	22	24	23	30	21	27	27
対出生数比	1.48	1.66	1.62	2.12	1.67	2.00	2.09
7 年累積	26	28	31	36	26	32	
対出生数比	1.74	1.94	2.18	2.54	2.07	2.37	
8 年累積	29	28	31	36	26		
対出生数比	1.95	1.94	2.18	2.54	2.07		
9 年累積	30	29	37	37			
対出生数比	2.01	2.01	2.60	2.61			
10 年累積	30	29	42				
対出生数比	2.01	2.01	2.95				
11 年累積	30	31					
対出生数比	2.01	2.15					
12 年累積	31						
対出生数比	2.08						

表 1 : 今治市出生数に対する出生年別 PDD 初診者数の比率（累積発症率）

※網掛け枠内は、初診時今治市在住の PDD 初診者数(5 年累積)に 6 年目以降に初診の今治市出生 PDD 初診者数を加えた参考値。

4. 2007 年に今治で出生した PDD 児

2007 年の今治市の出生数は 1,289 で、つばさで PDD と診断された子どもの数は 6 年累積で 27 人（同 2.09%）であった。

5. 2001～2003 年の各々の年に生まれた初診時今治市在住の PDD 児の 5 年累積数に、5 年目以降に今治市で出生したことが判明した PDD 児を加算した人数の今治市出生数に対する比率

あくまで参考値としてだが、2001～2003 年の各々の年に生まれた初診時今治市在住の PDD 児の 5 年累積数に、5 年目以降に今治市で出生したことが判明した PDD 児（2001 年生まれについては、初診時の質問紙に出生地を問う質問項目をまだ入れていなかった 2006 年 1 月 1 日～3 月 26 日の間の人数は 0 となる）を加算すると、

2001 年生まれでは

12 年累積 31 人（同 2.08%）

2002 年生まれでは

11 年累積 31 人（同 2.15%）

2003 年生まれでは

10 年累積 42 人（同 2.95%）

という数値となった。

これらの結果を表 1 に示す。

D. 考察

1. 2004 年・2005 年・2006 年生まれの PDD 児の対出生数比

今治市で出生したかどうかの判断ができるようになったのは、初診時の質問紙に出生地を問う質問項目を加えた 2006 年 3 月 27 日以降であり、それより手前の 3 か月ないし 2 年 3 か月（2004 年生まれは 2 年 3 か月、2005 年生まれは 1 年 3 か月、2006 年生まれは 3 か月）という期間中の PDD 児の数は 0 と見なしているため、今治生まれの PDD 児の実数はこれよりも多くなる可能性がある。また、つばさを未受診の今治生まれの PDD 児も他にいると考えられるので、今治市生まれの PDD 児の実数は今回の結果より

大きな数字になることが予想される。すなわちここに示される数字は、つばさ一院のみで把握した PDD 児の今治市における出生数であり、今治市出生の PDD 児の最少見積もりの数字である。

このような前提のもとで調査結果を見ると、累積期間を 5 年以上に延ばしていくにつれて PDD 児の対出生数比はさらに上昇し、2004 年・2005 年・2006 年生まれとも最大累積期間でいずれも 2% を超え、最大値は 2004 年生まれの 2.61%（9 年累積）となつた。

本田らの累積発症率の研究を参考にし、平成 17-19 年度研究では 5 年累積での調査を行ったのだが、地方都市のクリニック一院のデータによる 5 年以下の累積では PDD 児の実数が実際よりもかなり低く見積もられてしまう可能性があることを、今回の結果は示唆している。

本田らの研究は 1 歳半健診をベースとし、遅くとも 5 歳までには小児自閉症の症例を完全に登録するための＜フェイル・セーフ＞システムを用いたものであり、自発意思を持って地方の民間クリニックに来院したケースの 5 年累積という形では、今治生まれの PDD 児の全数をとらえきれない可能性がある。5 年を過ぎたのちに来院した PDD 児の中には、すでに PDD の特性理解に立った療育を受けてはいるが未診断で、就学するに当たって診断の必要を感じたので来院した、というケースや、やっと保護者が診断を受ける気持ちになった、というケース、学校で問題となる行動が起きて初めて発達障害の存在が疑われた、というケースなどがあった。他院すでに診断を受けているがセカンド・オピニオンがほしいので、という例もあった。

平成 17-19 年度研究では 5 年累積のデータをもとに、初診時今治に在住した PDD 児の対出生数比は低く見積もっても 1% 以上、という結果を得たのであるが、対出生数比のより正確な見積もりのためには、今回の

ような地方のクリニックのデータを元にした調査では、もっと長い累積期間で調べる必要があることが示唆された。

いずれにしても 2004 年・2005 年・2006 年生まれの 6 年以上の最大累積期間のすべてで 2% を超える対出生数比が算出され、その最高値は 2004 年生まれの 2.61% (9 年累積) という数値であった。

2. 2007 年生まれの PDD 児の対出生数比

今治生まれかどうかの判断ができるようになったのが 2006 年 3 月 27 日以降なので、生まれた年から連続 5 年以上の完全な年次累積データが得られるようになったのが、この 2007 年生まれから、ということになる。

2007 年生まれで最長となる 6 年累積での対出生数比はやはり 2% を超え、2.09% であった。6 年累積の数値としては 2004 年生まれに次ぐ多さとなった。

3. 2001 年・2002 年・2003 年生まれの PDD 児の対出生数比（参考値として）

初診時に今治市に在住していた PDD 児の数と今治生まれの PDD 児の数がほぼ同数であると仮定し、あくまで参考値ではあるが、平成 17-19 年度研究での 2001 年・2002 年・2003 年生まれの PDD 児（初診時、今治市内に在住した PDD 児）の 5 年累積数に 6 年目以降に今治で出生した PDD 児の数（2001 年生まれについては、初診時の質問紙に出生地を問う質問項目をまだ入れていなかった 2006 年 1 月 1 日～3 月 26 日の初診者は 0 となる）を加算し、対出生数比を求めてみた（表 1 の網掛け枠内）。

この結果、2001 年生まれが最大累積の 12 年で 2.08%、2002 年生まれが最大累積の 11 年で 2.15%、2003 年生まれが最大累積の 10 年で 2.95% に達した。これらは由来の異なる数値を加算した参考値ではあるが、考査 1・2 の結果と合わせると、2001 年生まれから 2007 年生まれまでのすべての年次において、最大累積期間で対出生数比は

2% を超える数値となった。

4. 今治生まれの PDD 児の対出生数比が 2% 以上という高値となった理由について

ここで改めて、今治生まれの PDD 児の対出生数比がどの出生年次においても 2% を超える数字となった理由について考察する。

つばさはフル稼働して年間 150-200 件程度の初診をやっとこなしている、医師 1 人・事務 1 人の、手作り工房のような所である。対外的なアピールもせずホームページも持たないクリニックへ、ほかの家族たちから存在をクチコミで知った人たちが来診する。つばさの初診者の約 4 分の 3 を PDD が占め、しかもその大多数が今治市を中心とする県内域から来診していることを、研究分担者は平成 17-19 年度研究で明らかにした。

(1) つばさ発達クリニックに PDD 児の診断が集中しやすい

つばさのように PDD を専門とする民間の医療機関は、愛媛県内には他に存在しない。愛媛県立子ども療育センターとそこに併設される形で愛媛県発達障害者支援センターが開設されたのは 2007 年 4 月 1 日であるが、同センターは今治から約 50km と、やや離れたところに位置していて、利用するには少し距離がある。つばさは医師一人・事務一人というスタッフ構成のため、できることに限りはあるが、家族の口コミでつばさの情報は広がっているようで、今治で出生した PDD 児の多くは当院に受診が集中しており、一医療機関の統計上の PDD 児の数が今治で出生した PDD 児の実数にかなり近い数字になっていることが予想される。

(2) 市内の療育施設や他機関との強い連携

1992 年から PDD 児に対して TEACCH メソッドに基づいた療育をクラス指導の中で実践し、大きな成果を上げてきた知的障害児通園施設ひよこ園が、今治市内には存在する。同園のスタッフは周辺市町村の健診や

フォローアップ事業等に積極的に関与し、PDD児の早期発見と早期療育、そして医療機関への橋渡し役としても貢献してきた。つばさの開院以前より、研究分担者との間には長い連携の歴史があり、ひよこ園から紹介されてつばさを受診する子どもの数はとても多い。

自閉症特性をよく理解している同園スタッフからの情報は、診断の上で非常に有用なものである。また同園スタッフとの協働を通してわが子を育てるコツをつかんだ家族が、卒園後もそのような支援の連続性と助言を求めてつばさに来院している例も多い。

最近はこのほかに発達障害者支援センターや近隣の小児科・精神科、学校、あるいは2012年4月1日に今治市に開設された今治市発達支援センターなどから紹介されて来院するPDDの子どもも増えてきた。

(3) PDDの過剰診断の可能性

診断の目盛りが緩い方向へずれると実数値以上にPDDの数値が膨らむことになる。このため研究分担者は、診断の目盛合わせに鋭意努力しているところではある。

上記(1)(2)は、つばさの初診者数を地域に実在するPDDの実数値に少ない方から近づける要因となり、(3)は実数値以上に数値を大きくする要因となり得るものだが、次の(4)は地域に実在するPDDの実数値自体に關係してくる問題である。

(4) PDDの発生数そのものの多さ

平成17-19年度研究では、今治生まれ(初診時今治市に在住)のPDD児は5年累積で少なくとも1%以上の対出生数比が見込まれることを示した。しかし早期療育に携わる人たちとの協働作業の中で、今治のPDD児の比率は1%内外というレベルではなく、もっと多いのでは、という意見が多く聞かれた。それが今回、累積年数を延ばした大きな理由でもあった。

今回「初診時今治在住」ではなく「今治生まれ」を対象として数値を算出したが、5年累積では平成17-19年度研究同様、1%超の数値が得られた。しかし5年を超えて累積期間をさらに伸ばしていくと、2004～2007年生まれの各年次とも、最大累積期間で2%を超える数値となった。つばさの初診者だけから得られた数字だが、それだけでもこれほどの多くのPDD児が、毎年今治で出生していることを示唆している。

Kim, Y. S. らの最近の調査では、一般人口におけるASDの有病率(累積発症率ではない)について2.64%という数値を出している。本研究の数字は、つばさ発達クリニックのデータだけを元にした最少見積もりの「累積発症率」であるため単純な比較はできないが、2004年生まれの2.61%に近い数字がこの調査で出されたことは興味深い。

E. 結論

研究分担者の開設したつばさ発達クリニックは、人口約18万の地方都市・今治市に所在する、医師1人・事務職1人から成る民間医療機関である。同クリニックは保険診療の形で発達障害の診療を専業的に行い、その約4分の3を広汎性発達障害が占めているが、その医療統計を通して、今治市で出生し同クリニックで広汎性発達障害と診断された子どもの出生年ごとの累積数と、同年・同市の出生数に対する比率を調べた。

その結果2004年に今治で出生し、その後同医療機関で広汎性発達障害と診断された子どもの対出生数比は6年累積で2%を超え、最大の9年累積で2.61%となった。同様に2005年生まれでは7年累積で2%を超え、最大の8年累積も同率の2.07%となった。2006年生まれでは6年累積で2.00%を超え、最大の7年累積で2.37%となった。2007年生まれでは、最大の6年累積で2%を超え、2.09%という結果となった。このように2004年生まれから2007年生まれまでのすべての年次において、最大累積期間

で対出生数比は2%を超える数値となり、その最大値は2004年生まれの9年累積での2.61%であった。

また参考値として2001～2003年に生まれ、初診時今治市に在住したPDD児の年次ごとの5年累積数に5年目以降に今治市で出生したPDD児の数を加え、その対出生数比を求めたところ、各年次とも最大累積期間で2%を超える数値となり、その最大値は2003年生まれの10年累積の2.95%であった。

F. 引用文献

藤岡宏, 越智晴彦 (2008) : 地方都市における広汎性発達障害の人たちの医療ニーズおよび早期療育の効果についての実態把握. 市川宏伸 (主任研究者), 厚生労働科学研究費補助金こころの健康科学研究事業「発達障害（広汎性発達障害、ADHD、LD等）に係わる実態把握と効果的な発達支援手法の開発に関する研究」平成17～19年度総合研究報告書 (pp. 11-22). 東京, 東京都立梅ヶ丘病院医局.

Hideo Honda, Yasuo Shimizu, Kimiko Misumi, Miyuki Niimi and Yasuo Ohashi (1996) : 小児自閉症の累積発症率および有病率. 自閉症と発達障害研究の進歩, 1998/vol. 2 特集 遺伝と疫学 (pp. 73-84). 東京, 日本文化科学社.

Kim, Y. S., Leventhal, B. L., Koh, Y. J., Fombonne, E., Laska, E., et al. (2011). Prevalence of autism spectrum disorders in a total population sample. American Journal of Psychiatry, 168, 904-912.

G. 研究発表

未発表

厚生労働科学研究費補助金（障害者対策総合研究事業）（精神障害分野）
分担研究報告書

本人への医学心理学教育（診断名告知）に関する研究
—告知後の変化に関する評価ツールの開発—

分担研究者 吉田 友子（ペック研究所、よこはま発達クリニック）
行廣 隆次（京都学園大学）
研究協力者 佐々木康栄（よこはま発達クリニック）
宇野 洋太（名古屋大学医学部付属病院）
蜂矢百合子（よこはま発達クリニック）

研究趣旨

目的：本研究の目的は、診断名を認知した後に生じた変化を把握するための評価ツールの開発である。

方法：診断名を認知した後の状態変化について、質問紙による調査を実施した。質問項目の適切性や、回答の尺度構造を因子分析によって検討し、因子としてまとめた。また得られた因子のクロンバッックの α を算出し、内部一貫性の信頼性を検討した。さらに再検査信頼性を検討するために、1ヶ月の後に、再度質問紙調査を実施した。各項目についてカッパ係数もしくは級内相関係数を求め、再検査信頼性を確認した。

対象：よこはま発達クリニックに受診歴がある自閉症スペクトラム症例のうち 1989/4/2～1998/4/1 生まれ、IQ70 以上の条件を満たし、研究への同意の得られた 80 名（平均年齢 18 歳 10 か月；14 歳 6 ヶ月から 23 歳 4 ヶ月、平均 IQ95.15）である。また、そのうち 67 名（対象症例の平均年齢 19 歳 2 ヶ月；14 歳 9 ヶ月から 23 歳 6 ヶ月、平均 IQ93.81）から再検査信頼性の検討のための研究同意が得られた。

結果：因子分析では認知直後の反応が 3 因子、認知数ヶ月後の変化が 2 因子、認知直前数ヶ月間の気分、認知前と現在の状態、認知後の周囲の状況でそれぞれ 1 因子となった。またクロンバッックの α が 0.67～0.90 と、比較的高い内部一貫性が確認された。再検査信頼性の検討においては、各下位の設問においてカッパ係数あるいは級内相関係数の平均は 0.60 で、それらが 0.6 以上だった項目は 41 項目（54.7%）であった。また得られた尺度においてはカッパ係数もしくは級内相関係数の平均は 0.71 で、それらが 0.6 以上だった項目は 9 尺度中 9 尺度（100%）であった。

考察：診断名の認知後の変化の評価について、本質問紙が高い信頼性を持って測定できることが確認された。また、告知後の変化を評価する際は同様の因子を持つ尺度で評価することが、認知後の変化を捉える上で高い信頼性を有することが示された。

結論：本質問紙が診断名の告知による影響を評価でき、そのことで治療効果が高く副作用の危険性が小さい診断名告知のモデルが提示できることが期待され、発達障害臨床における治療技法の整備に貢献できる可能性が示唆された。

A. 研究目的

治療的介入としての診断名告知の是非を検討するためには、告知の後に生じる変化を正確に把握する必要がある。しかし本人への診断名告知に関しては、本人へのインタビューに基づく質的研究がいくつかなされているに

過ぎない（Huws & Jones, 2008）。しかし自閉症スペクトラム（Autism Spectrum Disorders, ASD）をはじめとする発達障害では自己認知や内面の言語化の能力、周囲が自分に向いている感情や思惑を認知する能力に困難があることが知られており、告知後の変

化の全容を把握するためには、本人へのインタビューだけでは不十分だと推測される。正確な評価のためには養育者や専門家による評価の併用が望まれ、研究手順としては告知前後から経時的に評価がなされていくことが望まれる。だが現時点では診断名告知後の変化を評価するツールは開発されていない。

そこで筆者らは診断名を知った後に生じる事象についての予備調査を2006年に実施した。この調査では27組の親に半構造化面接を行い、認知後に生じることの多い変化や危惧・期待されながら生じることの稀な変化について予備的な把握を行った(村松・吉田・飯塚ら2007)。本研究ではこの予備調査の結果と経験豊富な児童精神科医による臨床判断に基づいて、診断名認知の際にみられることが多い反応や検討の必要性が高いと判断された反応を質問項目として設定し、診断名認知後に生じた変化を把握するための評価ツール(質問紙)の開発を目的とした。

B. 研究方法

1. 手続き

対象患者の親に質問紙を送付し質問紙調査を実施した。また、再検査信頼性を検討するために初回答から約1ヶ月後に再度同じ質問紙への回答を求めた。

2. 質問紙

予備調査で診断名を既に知っているASD児27名の親に対して、診断名を伝えたときの状況や様子、またその後の経過に関して面接による聞き取り調査を行った。それにより得られた内容について質的分析を行い、類似している項目や回答をまとめ、アンケートに使用する項目を選定した。その結果と経験豊富な児童精神科医による臨床判断に基づいて、診断名認知の後に生じやすい、あるいは検討の必要性が高いと考えられる項目を抽出し、下記(1)~(7)の内容に関する項目で構成した。

- (1)診断名を知った年齢
- (2)診断名を知りたいきさつ
 - ・知った経緯
 - ・保護者の承諾の有無

- ・説明に要した時間
- ・説明方法(資料等の有無)
- ・事前準備や準備期間
- ・適応状況や情動の安定度合
- (3)診断名を伝えた時の反応
- (4)伝えてから数か月間の様子
 - ・気分の変動
 - ・本人の様子の変化
- (5)現在の状況、適応度、情動の安定度合
- (6)周囲の状況の変化(保護者、教師、同級生)
- (7)保護者からみた所感

いきさつは8つの選択肢から、認知前、現在の適応状況と保護者の所感に関する項目は5件法で、それ以外の項目は「当てはまる」「当てはまらない」や「有」「無」の2択で回答を求めた。

3. 分析

①因子分析：1回目の回答について、各項目への反応の度数分布と、各変数群内の因子分析によって、診断名認知後の変化を評価するための項目の適切性と、尺度構造を検討した。

②内部一貫信頼性：因子分析より得た尺度のクロンバッックのアルファ係数(α)を求めた。

③再検査信頼性：1回目回答と2回目回答の各項目について、質問項目の再検査信頼性を検討した。「当てはまる」「当てはまらない」あるいは「有」「無」の2択で回答する項目や、診断名を知りたいきさつを回答する項目はカッパ係数(κ)を求めた。因子分析より得た尺度や認知した年齢、認知前、現在の適応状況と保護者の所感に関する項目の5段階で回答する項目では級内相関係数(ICC)を算出した。

④構成概念妥当性：尺度の構成概念妥当性を検討するために、変数間のPearsonの相関係数(r)を算出した。

4. 対象選定方法

よこはま発達クリニックの外来患者のうち下記a,b,cの3条件を満たす症例を抽出し、研究同意が書面で得られた親を研究参加者と

した。

- a. 1989/4/2～1998/4/1 生まれである。
- b. The Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, 4th ed. text rev.(DSM-IV-TR)(APA, 2000)で ASD に該当する。
- c. 知的水準：日本版ウェクスラー式知能検査(WISC-IIIまたはWAIS-III)で FIQ \geq 70 である。

5. 研究参加者

研究参加者は 80 名の対象患者(男性 62 名、女性 18 名)の親であり、対象患者の平均年齢は 18 歳 10 ヶ月(標準偏差 : 2.51)で範囲は 14 歳 6 ヶ月から 23 歳 4 ヶ月、平均 IQ は 95.15 (18.42) であった。

再回答に応じた研究参加者は 67 名(男性 51 名:女性 16)であった。平均年齢は 19 歳 2 ヶ月(2.45)で範囲は 14 歳 9 ヶ月から 23 歳 6 ヶ月で、平均 IQ は 93.81(17.66)であった。

6. 倫理面への配慮

本研究は福島大学倫理委員会の承認を得て、それに則り実施された。

C. 研究結果

1. 因子分析

認知前後の状況や、直後の反応に対する項目についてそれぞれ因子分析(重みなし最小 2 乗法、プロマックス回転)を行なった(表 1～6)。

認知直前数ヶ月間の気分に関する 5 項目では 1 因子を抽出した。累積寄与率は 31.2% であった。「不安」「抑うつ」「イライラ」「穏やか(逆転項目)」の 4 項目の負荷が高いため「情緒の安定」因子とした。

認知直後の反応に関する 15 項目からは、3 因子を抽出した。3 因子の累積寄与率は 40.7% であった。第 1 因子は、「不安」「自己否定的になった」「混乱した」といった 7 項目の負荷が高いため「不安・混乱」因子とした。第 2 因子は、「説明された内容の否定」「立腹」「説明継続の拒否」の 3 項目の負荷が高く「拒絶・立腹」因子とした。第 3 因子は「納得した様子だった」「理解出来ていないようだ

った」「安心した」「普段通りだった・淡々としていた」の 4 項目の負荷が高く「納得・平常」因子とした。

認知数ヶ月後の変化に関する 12 項目では 2 因子が抽出された。累積寄与率は 31.6% であった。第 1 因子は「診断に関する自分から話すようになった」「診断名に関することを自分から質問するようになった」「相談内容が変化した」「診断名を知る前以上に相談をするようになった」「診断名を周囲の人へ話すようになった」の 5 項目の負荷が高く「相談・言及の増加」因子とした。第 2 因子は「穏やかになった」「説明に納得しやすくなった」「自分に肯定的になった」「通院を拒否するようになった(逆転項目)」の 4 項目の負荷が高く「納得・肯定」因子とした。

認知前と現在の状態に関する 8 項目に関しては、知る前と現在でそれぞれ 1 因子を抽出した。累積寄与率は、知る前では 54.7%、現在では 41.1% であった。診断名を知る前と現在はどちらも全 8 項目の負荷が高く「安定度・特性理解」因子とした。

認知後の周囲の状況に関する 8 項目では 1 因子を抽出した。累積寄与率は 24.0% であった。「子どもに診断に関して隠し事をしなくて良くなった」「安心感、安堵感の増加」「学校での配慮の増加」といった 5 項目の負荷が高く「保護者の安堵・配慮の増加」因子とした。

2. 内部一貫性による信頼性

因子分析で得た尺度についてのクロンバッタの α 係数を表 7 に示す。 α 係数が 0.6 を下回る尺度は「納得・平常」で、それ以外の尺度で α 係数は 0.6 以上(0.67～0.90)で高値を得た。

3. 再検査信頼性

項目 VI-①(子どもに、障害について説明しやすくなった)では、2 回とも当てはまると回答したものが 67 名中 61 名と回答が偏り、2 回とも当てはまらないと回答したものがいたため κ 係数が算出できなかった。結果を表 8 に示す。この項目を除いた全 75 項目中、 κ 係数あるいは ICC の平均は 0.60 で、それらが 0.6 以上だった項目は 41 項目(54.7%)であ

った(0.60~1.00)。一方 κ 係数あるいは ICC が 0.6 を下回る項目は 34 項目(45.3%)であった(0.11~0.58)。次に、因子分析で得た尺度の再現性を検討した。表 7 にその結果を示す。9 尺度の ICC の平均は 0.71 で、それぞれの尺度の値は 0.6~0.85 と高値であった。

4. 構成概念妥当性

変数間の相関係数(r)の結果を表9に示す。項目 II-7(診断名を知る直前数ヶ月間の状況)と 0.4以上の有意な相関が確認されたのは「情緒の安定」因子($r=.72, p<.01$)、「安定度・特性理解(前)」因子($r=.62, p<.01$)であった。「不安・混乱」因子と 0.4以上の有意な相関が確認されたのは「納得・平常」因子($r=-.41, p<.01$)と項目IX(診断名の伝え方)と($r=.57, p<.01$)であった。「納得・平常」因子と 0.4以上の有意な相関がみられたのは「納得・肯定」因子($r=.40, p<.01$)であった。「納得・肯定」因子と 0.4以上の有意な相関が確認されたのは「安定度・特性理解(現在)」因子($r=-.42, p<.01$)であった。

D. 考察

本研究では、診断名認知後に生じた変化を把握するための評価ツール(質問紙)の開発を目的として、認知後の変化を捉える項目の適切性と尺度構造や信頼性の検討を行った。その結果、診断名の認知後の変化の評価に関して、本質問紙が高い信頼性を持って測定できることが確認された。

因子分析では、9 つの尺度を算出することが適當で、認知後の反応や変化を尺度化出来る可能性を見出した。つまり、認知後の変化を量的に評価する尺度として有用である可能性が示唆された。再検査信頼性の検討では、項目レベルで κ 係数あるいは ICC を算出するとそれらが 0.6 を下回る項目が 34 項目(45.3%)と約半数あることから解釈には留意が必要で、項目の変更も検討すべきであると考えられる。一方で、尺度レベルで κ 係数あるいは ICC を検討すると、全 9 尺度で高い ICC が確認された。このことから、告知後の変化を評価する際は項目レベルで検討していくよりも、同様の因子を持つ尺度で評価した

方が、認知後の変化を捉える上で高い信頼性を有することが示された。

内部一貫性を示す α 係数は 0.6 以上の尺度が多く、適度な内部一貫性を示した。ことからも、項目レベルでなく尺度レベルでの使用が可能であることが示唆される。

構成概念妥当性は全ての尺度でではないが、複数の尺度で妥当性が認められた。

F. 結論

診断名認知後の変化を評価できる質問紙の完成により、今後、診断名認知の年齢やいきさつ、認知前の状況などどのような変化と関連しているのかを検討することができる。また、告知による影響を量的に評価できることで、診断名告知の行われ方と長期的な治療効果との関係を調査することも可能となる。本質問紙が診断名の告知による影響を評価でき、そのことで治療効果が高く副作用の危険性が小さい診断名告知のモデルが提示できることが期待され、発達障害臨床における治療技法の整備に貢献できる可能性が示唆された。

G. 健康危険情報 なし

H. 研究発表

1. 論文発表 なし
2. 学会発表 なし

I. 知的所有権の出願・取得状況 なし

参考・引用文献

1. American Psychiatry Association (2000). Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, 4th ed. text rev. (DSM- IV-TR). Washington, DC: APA.
2. Huws, J. & Jones, R. S. P. (2008). Diagnosis, disclosure, and having autism: An interpretative phenomenological analysis of the perceptions of young people with autism. Journal of Intellectual & Developmental Disability, 33, 99–107.

3. 村松陽子,吉田友子,飯塚直美,北沢香織,宇野洋太,内山登紀夫(2007)高機能広汎性発達障害の小中学生への診断名告知に関する実態調査 治療的でリスクの少ない診断名告知のために.日本児童青年精神医学会総会抄録集 48回 p132
4. 東 洋,上野 一彦,藤田 和弘,前川 久男,石隈 利紀,佐野 秀樹. 日本版 WISC-III 知能検査. 日本文化科学社
5. 吉田友子(2001). 本人への情報提供 (告知) 梅永雄二(編) 自閉症の人のライフサポート 福村出版
6. Yoshida, Y., Uchiyama, T., Tomari, S., Iizuka, N., Hihara, N., & Muramatsu, Y. (2005). How and When Do High-Functioning Children on the Autistic Spectrum Learn of Their Diagnosis?. London: The National Autistic Society 2005 Conference.
7. 吉田友子,行廣隆二,内山登紀夫,宇野洋太,峰矢百合子(2011) 子どもの診断名告知および関連した治療技法に関する研究.厚生労働科学研究費補助金 障害者対策総合研究事業平成 22 年度分担研究報告書「発達障害者に対する長期的な追跡調査を踏まえ、幼児期から成人期に至る診断等の指針を開発する研究」.
8. 吉田友子,行廣隆二,内山登紀夫,宇野洋太,峰矢百合子,石垣美由紀(2012) 子どもの診断名告知および関連した治療技法に関する研究・青年期の実態把握・厚生労働科学研究費補助金 障害者対策総合研究事業平成 23 年度分担研究報告書「発達障害者に対する長期的な追跡調査を踏まえ、幼児期から成人期に至る診断等の指針を開発する研究」