

自閉症スペクトラム指数 (Autism-Spectrum Quotient) 日本語版の因子構造の検討

その他のタイトル	Factor Structure of the Autism-Spectrum Quotient Japanese Version
著者	金山 裕望, 前田 由貴子, 佐藤 寛
雑誌名	関西大学社会学部紀要
巻	47
号	1
ページ	41-52
発行年	2015-10-31
URL	http://hdl.handle.net/10112/9458

自閉症スペクトラム指数 (Autism-Spectrum Quotient) 日本語版 の因子構造の検討

金山裕望・前田由貴子・佐藤 寛

Factor Structure of the Autism-Spectrum Quotient Japanese Version

Yumi KANEYAMA, Yukiko MAEDA and Hiroshi SATO

Abstract

The Autism-Spectrum Quotient is a self-report of autistic traits in adults with normal intelligence. Some studies have examined its factor structure. However, no research has tested how many factors the Japanese version of the measure has. Therefore, this study examined previous factor structure as well as the scale's reliability and validity in an undergraduate sample (N=309). Confirmatory factor analysis revealed 5 factors: Sociability, Social Cognition, Narrow Focus, Resistance to Change, and Interest in Patterns. The scale had adequate internal consistency and model fit. For these reasons, Japanese version of the Autism-Spectrum Quotient can be considered to have a 5-factor structure.

抄 録

Autism-Spectrum Quotient (AQ) は、自閉スペクトラム症特性を測定する質問紙である。この AQ は社会的スキル、注意の切り替え、細部への注意、コミュニケーション、想像力という5つの下位尺度からなるとされているが (Baron-Cohen et al., 2001)、これらの下位尺度は理論的に導かれたものであり、因子分析の結果抽出されたものではない。一方、Lau et al. (2013) が因子分析を行った結果、Baron-Cohen et al. (2001) において示されていた下位尺度とは部分的に異なる因子が得られた。そこで本研究では、Baron-Cohen et al. (2001) による原版の5因子構造と、Lau et al. (2013) の因子分析に基づく5因子構造のどちらが日本のデータにより適合しているのか検討を行った。その結果、Baron-Cohen et al. (2001) の原版に基づき作成された因子モデルよりも、Lau et al. (2013) の因子分析に基づいて作成された因子モデルの方が比較的適合度がよいことが明らかとなった。

キーワード: AQ-J, 大学生, 自閉スペクトラム症, 因子分析

問 題

自閉スペクトラム症 (Autism Spectrum Disorder: ASD) は、複数の状況で社会的コミュニケーションおよび対人的相互反応に持続的な欠陥があることと、行動、興味、または活動の限定された反復の様式に特徴づけられる障害であり (APA, 2013)、成人における有病率は約1%とされる (Brugha, McManus, Bankart, Scott, Purdon, Smith, Bebbington,

Jenkins, & Meltzer, 2011)。ASDはDSM-5において新たに設けられた診断カテゴリーであり、DSM-IV-TRまでは対人的相互反応における質的な障害、コミュニケーションの質的な障害、行動、興味、および活動の限定された反復的で常同的な行動様式によって特徴づけられる、広汎性発達障害（Pervasive Developmental Disorders:PDD）として記述されていた（APA, 2000）。広汎性発達障害には自閉性障害、レット障害、小児期崩壊性障害、アスペルガー障害、特定不能の広汎性発達障害という下位カテゴリーが存在した。しかしながらこれらの下位カテゴリーは明確なエビデンスに基づく境界があるわけでないこと、そして自閉症からアスペルガー障害、そして特定不能の広汎性発達障害へと重度から軽度まで重症度が連続的なものとして考えられていることから（神尾, 2012）、DSM-5ではこれらの下位カテゴリーを撤廃し、統合して自閉スペクトラム症と呼ばれるようになった。

自閉スペクトラム仮説とは、自閉性障害とアスペルガー障害はともに社会コミュニケーション障害の連続性上に存在し、アスペルガー障害は自閉性障害と健常発達との間に存在するという仮説である（Baron-Cohen, 1995；Frith, 1991；Wing, 1981, 1988）。この仮説はDSM-5においてASDの診断基準が確立する以前から広く知られており、健常発達、アスペルガー障害、および自閉症が連続していることを仮定する立場をとる。このことから、健常発達の人々においてもアスペルガー障害や自閉症に近い特徴、すなわち自閉スペクトラム症特性（ASD特性）を持つ人々がいると考えられる。実際にBaron-Cohen, Wheelwright, Skinner, Martin, & Clubley（2001）らは健常成人においてもASD特性を持つ人は存在し、ASD特性には個人差があることを示している。

成人のASD特性を測定できる代表的な自己評定尺度として、Autism-Spectrum Quotient（AQ:Baron-Cohen et al., 2001）が存在する。AQは自閉性障害の3つの症状（APA, 1994; Rutter, 1978; Wing & Gold, 1979）と、自閉症を抱える人々に見られる認知の特異性を記述した質問紙である（Baron-Cohen et al., 2001）。AQには社会的スキル、注意の切り替え、細部への注目、コミュニケーション、想像力という5つの下位尺度が存在し、各10項目ずつが含まれている。Baron-Cohen et al.（2001）はASDの診断に該当する対象者と該当しない対象者の識別性という観点からAQの妥当性を検証し、ASDの診断（アスペルガー障害と高機能自閉症）に当てはまる人は健常成人に比べてAQの得点が高いことを報告している。加えて、5つの下位尺度には許容範囲の内的整合性と高い再検査信頼性が認められた（Baron-Cohen et al., 2001）。

AQには日本語版（AQ-J）が作成されており、本邦においてもASD特性の個人差を特定する質問紙として用いられている（若林・東條・Baron-Cohen・Wheelwright, 2004）。AQ-J

の妥当性について、若林ら (2004) は ASD (アスペルガー障害と高機能自閉症) 群、一般大学生群、一般成人群を比較し、ASD 群は一般大学生・成人のいずれの群よりも AQ-J の合計得点が高くなったことを報告している。また信頼性についても、AQ-J には十分な内的整合性と高い再検査信頼性があることが示されている (若林ら, 2004)。

ASD 特性の構成概念について理解を深める上で、AQ に含まれる下位尺度を検討することは有用である。上述の通り、AQ 原版には 5 つの下位尺度が含まれているが、これらは因子分析によって得られたものではなく、Baron-Cohen et al. (2001) が理論的に導き出したものである。しかしながら、確認的因子分析によって Baron-Cohen et al. (2001) の 5 因子構造の適合度指標を算出した Hoekstra, Bartels, Cath, Boomsma. (2008) の研究によれば、いずれの指標も十分な水準には達していなかった (たとえば、GFI=.732, PGFI=.668, SRMR=.090)。加えて、AQ の内的整合性を下位尺度別に見ると、 α 係数には大きなばらつきが存在する。たとえば、Hurst, Mitchell, Kimbrel, Kwapil & Nelson-Gray (2007) はアメリカ合衆国において同様の調査を行い、AQ の下位尺度別の α 係数を .40～.66であることを報告している。加えて、AQ-J を用いた日本の調査においても、下位尺度別の α 係数は必ずしも良好な値を示していない (α = .63～.71 : 若林ら, 2004 ; α = .34～.71 : 高橋・玉木・山脇, 2012)。

このような背景から、Lau, Kelly, Peterson (2013) は ASD 対象者と一般対象者を含むデータセットをもとにした因子分析研究によって、Baron-Cohen et al. (2001) の 5 因子構造の変更を試みている。Lau et al. (2013) は社交性、社会的認知、焦点の狭さ、パターンへの関心、変化への抵抗という 5 因子構造を抽出し、この新しい因子モデルが ASD 群と非臨床群のいずれにおいてもおおむね良好な適合度を示すことを明らかにした (ASD 群 : RMSEA=.001, CFI=1.00 ; 非臨床群 : RMSEA=.07, CFI=.97)。さらに、新しい 5 因子構造に基づいて内的整合性を検討したところ、 α 係数の値には大きな改善が見られた (α = .71～.91)。

以上の点から、従来の Baron-Cohen et al. (2001) の 5 因子構造と比べて、Lau et al. (2013) の新しい 5 因子構造には AQ の心理測定能力を改善できる可能性があると考えられる。しかしながら、これら一連の研究はいずれも欧米文化圏で実施されたものであり、わが国における一般化可能性は不明である。そこで本研究では、AQ-J を用いて日本の一般大学生を対象とした調査を行い、① Baron-Cohen et al. (2001) によって理論的に導かれた 5 因子構造、② Lau et al. (2013) の因子分析によって導き出された 5 因子構造、を直接的に比較することを目的とした。

方 法

対象者と実施方法 関西の大学に通う一般大学生453名（男性303名，女性150名）が本調査に参加した。そのうち欠損値が見られなかった309名（男性199名，女性110名〔平均年齢20.98歳， $SD = 1.80$ 歳〕）を分析対象とした。質問紙は講義終了後に一斉配布し，回答を求めた。

倫理的配慮 調査への参加は自由であること，参加しないことや中断することによって不利益が生じないこと，また結果は統計的に処理され個人が特定されることはないことなどを伝えた。そして同意が得られた学生のみを対象に調査を実施した。

質問項目

フェース項目

性別，学部，年齢について回答を求めた。

自閉症スペクトル指数日本語版（AQ-J）

Baron-Cohen et al. (2001) によって開発されたAQを若林ら (2004) が日本語に翻訳した尺度で，高機能広汎性発達障害を抱える青年，成人のスクリーニングに用いられている。社会的スキル，注意の切り替え，細部への注目，コミュニケーション，想像力という5つの下位尺度，計50項目に‘あてはまる’，‘どちらかといえばあてはまる’，‘どちらかといえばあてはまらない’，‘あてはまらない’の4件法で回答を求める。AQは‘あてはまる’または‘どちらかといえばあてはまる’（逆転項目では‘あてはまらない’または‘どちらかといえばあてはまらない’）という回答に1点を与える採点方式を用いる（若林ら，2004）。しかし本研究では，因子分析を実施した先行研究に習い（Lau et al., 2013），AQの採点方式とは異なるが，反転処理後に‘あてはまる’に3点，‘どちらかといえばあてはまる’に2点，‘どちらかといえばあてはまらない’に1点，‘あてはまらない’に0点を与えて得点を算出することとした。

結 果

Lau et al. (2013) においては39項目のみが採用されていたため，Baron-Cohen et al. (2001) のモデルにおいては50項目を，Lau et al. (2013) のモデルにおいては39項目を用いて検討した。まずBaron-Cohen et al. (2001) で仮定された5因子構造に基づき，モデルの作成を行った。各因子の分散を1にする制約を置き，最尤推定法による確認的因子分

析を行った。また, Lau et al. (2013) において示された5因子構造に基づくモデルについても, 同様の確認的因子分析を行った。作成されたモデルの適合を Table 1 に示す。

Table 1 AQに対する確認的因子分析のモデル適合度

	項目数	df	χ^2	RMSEA	GFI	CFI	AIC	CAIC
Baron-Cohen et al. (2001) に基づくモデル	50	1165	2963.83	.070	.66	.50	3157.83	3678.50
Lau et al. (2013) に基づくモデル	39	692	1697.75	.069	.75	.63	1873.75	2290.29

(N = 309)

いずれのモデルにおいても, モデルの当てはまりのよさを示す GFI と CFI は基準となる .90 以上に達していなかった。一方で, RMSEA についてはいずれのモデルも許容可能な水準を示す .100 未満の値に達していたことから, モデルとしての妥当性は決して高くはないものの, ほどほどの妥当性を有していると考えられる¹⁾。そこで, 2つのモデルの比較を行うためにモデルの AIC を算出した。その結果, Baron-Cohen et al. (2001) のモデルよりも Lau et al. (2013) のモデルの方が AIC の値が低く, より良好なモデルであることが示された。AIC は標本数が多くなると母数の多いモデルを「よいモデル」と判定する性質を持つとされるが (豊田, 1998), 本研究ではより母数の少ない Lau et al. (2013) のモデルの方が低い AIC を示しており, Lau et al. (2013) のモデルに相対的な優位性があると考えられる。また, AIC の抱える標本数の問題に強い CAIC においても, Lau et al. (2013) において示されたモデルの方がよりデータのあてはまりがよいことが示されていた。以上のことから本研究では, Baron-Cohen et al. (2001) のモデルよりも Lau et al. (2013) のモデルの方が相対的に見て日本におけるデータのあてはまりのよいモデルであると結論づけた。

Lau et al. (2013) に基づいて作成されたモデルの因子関相関を Table 2 に示す。これを見ると 5つの因子は因子間相関の観点から大きく2つのグループに分類できる。1つ目のグループは相互に強い正の相関を示す社交性, 社会的認知, 変化への抵抗の3因子から構成される。2つ目のグループは, 相互に中程度の正の相関を示す焦点の狭さとパターンへの関心の2因子から構成される。上述のグループが異なる因子同士は, 互いに負の相関を

1) 豊田 (1998) は, 観測変数が30以上存在する場合には GFI が .90 を下回るモデルであってもそれだけでモデルを捨て去る必要はなく, RMSEA の値を参照することを推奨している。

示すことが明らかとなった。

Table 2 Lau et al. (2013) の因子構造に基づくモデルの因子間相関

	社交性	社会的認知	焦点の狭さ	変化への抵抗
社交性				
社会的認知	.72***			
焦点の狭さ	-.28***	-.61***		
変化への抵抗	.98***	.99***	-.76***	
パターンへの関心	-.12	-.34***	.47***	-.63***

*** $p < .001$

Lau et al. (2013) の確認的因子分析において得られた因子負荷量と、本研究でLau et al. (2013) の因子モデルに基づいて実施された確認的因子分析において得られた因子負荷量を Table 3 に示す。これを見ると、因子に対して高い負荷量を示す項目が存在する一方で、すべての因子において .40 を下回る項目が存在し、中には負の負荷量を示す項目も存在した。加えて、変化への抵抗因子については負荷量が .40 を上回る項目は 1 つのみであり、変化への抵抗因子は実質的には成立しないと考えられた。

Table 3 自閉症スペクトラム指数の確認的因子分析の結果

質問項目	本研究の 因子負荷量	Lau et al. (2013) の因子負荷量
I 社交性		
48 ^a 社交的である。	.791	.669
38 ^a 人と雑談のような社交的な会話をすることが得意だ。	.743	.917
44 ^a 社交的な場面（機会）は楽しい。	.719	.907
47 ^a 初対面の人と会うことは楽しい。	.697	.842
22 新しい友人を作ることは、むずかしい。	.628	.784
17 ^a 他の人と、雑談などのような社交的な会話を楽しむことができる。	.600	.852
15 ^a モノよりも人間の方に魅力を感じる。	.463	.728
26 会話などをどのように進めたらいいのか、わからなくなってしまうことがよくある。	.415	.761
46 新しい場面（状況）に不安を感じる。	.386	.820
11 ^a 自分がおかれている社会的な状況（自分の立場）がすぐにわかる。	.347	.920
50 ^a 子どもと‘○○ごっこ’をして遊ぶのがとても得意だ。	.299	.678
13 パーティーなどよりも、図書館に行く方が好きだ。	.297	.757

1 ^a 何かをするときには、一人でするよりも他の人といっしょにする方が好きだ。	.271	.630
II 社会的認知		
10 ^a パーティーや会合などで、色々な人の会話についていくこと簡単にできる。	.690	.736
31 ^a 自分の話を聞いている相手が退屈しているときには、どのように話をすればいいかわかっている。	.622	.718
32 ^a 同時に2つ以上のことをするのは、かんたんである。	.525	.744
27 ^a 誰かと話をしているときに、相手の話の‘言外の意味’を理解することは容易である。	.507	.815
36 ^a 相手の顔を見れば、その人が考えていることや感じていることがわかる。	.472	.798
37 ^a じゃまが入って何かを中断されても、すぐにそれまでやっていたことに戻ることができる。	.403	.774
45 他人の考え(意図)を理解することは苦手だ。	.394	.829
28 ^a 細部よりも全体像に注意が向くことが多い。	.251	.399
8 ^a 小説などの物語を読んでいるとき、登場人物がどのような人か(外見など)について簡単にイメージすることができる。	.234	.638
42 あること(もの)を、他の人がどのように感じるのかを想像するのは苦手だ。	.177	.743
20 小説などを読んだり、テレビでドラマを観ているとき、登場人物の意図をよく理解できないことがある。	.076	.707
III 焦点の狭さ		
12 ほかの人は気がつかないような細かいことに、すぐに気づくことが多い。	.631	.613
5 他の人が気がつかないような小さい物音に気がつくことがよくある。	.555	.755
23 いつでも、ものごとの中のものごとのパターン(型や決まりなど)のようなものに気づく。	.525	.750
16 それをすることができないとひどく混乱して(パニックになって)しまうほど、何かに強い興味を持つことがある。	.224	.766
4 他のことがぜんぜん気にならなくなる(目に入らなくなる)くらい何かに没頭してしまうことがよくある。	.214	.863
7 自分ではいいに話したつもりでも、話し方が失礼だと周囲の人から言われることがよくある。	-.022	.840
39 同じことを何度も繰り返していると、周囲の人からよく言われる。	-.067	.720
IV 変化への抵抗		
34 ^a 自分から進んで何かをすることは楽しい。	.409	.786
25 ^a 自分の日課が妨害されても、混乱することはない。	.192	.788
2 同じやり方を何度もくりかえし用いることが好きだ。	.059	.801
43 自分がすることはどんなことでも慎重に計画するのが好きだ。	-.222	.692

V パターンへの関心			
9	日付についてのこだわりがある。	.608	.713
19	数字に対するこだわりがある。	.588	.683
6	車のナンバーや時刻表の数字などの一連の数字や、特に意味のない情報に注目する(こだわる)ことがよくある。	.543	.790
41	特定の種類のものについて(車について、鳥について、植物についてのような)情報を集めることが好きだ。	.234	.816

^aは逆転項目 (N = 309)

最後に、内的整合性の点から Baron-Cohen et al. (2001) のモデルと Lau et al. (2013) のモデルの比較を行った。Baron-Cohen et al. (2001) のモデルに準拠した各下位尺度の α 係数を算出したところ、社会的スキル ($\alpha = .75$)、注意の切り替え ($\alpha = .46$)、細部への注意 ($\alpha = .54$)、コミュニケーション ($\alpha = .65$)、想像力 ($\alpha = .36$) であった。一方、Lau et al. (2013) に基づくモデルにおける各下位尺度の α 係数を算出したところ、社会性 ($\alpha = .82$)、社会的認知 ($\alpha = .69$)、焦点の狭さ ($\alpha = .49$)、変化への抵抗 ($\alpha = .14$)、パターンへの関心 ($\alpha = .54$) といった値が得られた²⁾。

考 察

本研究の目的は、AQ-J を用いた調査を通じて、Baron-Cohen et al. (2001) の提唱する因子構造と Lau et al. (2013) によって示された因子構造のいずれがわが国の一般大学生により当てはまりがよいか検討することであった。

本研究の結果、①2つのモデルを比較すると Lau et al. (2013) のモデルの方が Baron-Cohen et al. (2001) のモデルよりもわが国のデータには相対的にあてはまりがよいこと、②内的整合性の点でも変化への抵抗因子を除けば Lau et al. (2013) のモデルの方が相対的に良好であること、③しかしながら、適合度指標そのものはいずれのモデルにおいても良好であるとは言いがたいこと、が明らかとなった。

Lau et al. (2013) の5因子のうち、社交性因子と社会的認知因子はいずれも対人場面上において生じる問題に関連した因子であり、多くの先行研究において共通して抽出されている。この2因子は本研究においても十分な負荷量を示した項目が比較的多く、AQの因子

2) なお、Lau et al. (2013) のモデルに基づく下位尺度において、因子負荷量が .40以上となる項目のみを含めた場合、各下位尺度の α 係数はほぼ中程度以上にまで改善された(社会性: $\alpha = .84$ 、社会的認知: $\alpha = .72$ 、焦点の狭さ: $\alpha = .59$ 、パターンへの関心: $\alpha = .61$)。

の中でも、異なる文化間においてある程度一般性を持つといえる。加えて、この2因子は ASD の診断基準を満たさない人々を対象とした先行研究においても抽出される因子であり (Austin, 2005; Hurst et al., 2007; Stewart & Austin, 2009), この点が日本のデータにおいても再現されたと考えられる。また社交性因子と社会的認知因子を構成する項目は ASD の診断基準における A 基準「社会的コミュニケーションおよび対人的相互反応における持続的欠陥」との合致が多くみられる。これは Baron-Cohen et al. (2001) が DSM-IV-TR の自閉症の診断基準を踏まえて AQ の項目を作成したことによるものであると考えられる。DSM-5 における ASD の A 基準は DSM-IV-TR における「対人的相互反応による質的障害」と「コミュニケーションの質的障害」が統合され、診断の際には2つの症状の存在が必須となった。本研究ではこれらの因子に負荷する項目が多かったことは、わが国においても A 基準に含まれる項目が ASD の多くの人々に確認される構成要素であることを示唆している。

焦点の狭さ因子やパターンへの関心因子は、社会性因子や社会的認知因子よりも α 係数が低く、因子を構成する項目に対する因子負荷量の低さが目立った。これらのことを踏まえると、焦点の狭さ因子やパターンへの関心因子は文化を超えて抽出される可能性はあるものの、含まれている項目が本邦においてはこれらの因子の特徴を適切に反映できていないことが示された。焦点の狭さ因子とパターンへの関心因子に含まれる項目は、DSM-5 における ASD の B 基準「行動、興味、または活動の限定された反復的な様式」との合致が多い。

本研究と Lau et al. (2013) によって示された因子間相関と因子負荷量を比較すると、各因子において測定されている概念の表現型に文化差が生じる可能性が示唆された。まず本研究における因子間相関のデータを参照すると、わが国において AQ の5つの因子は2つのグループに大別される。1つは社交性、社会的認知、変化への抵抗を含むグループであり、もう一つは焦点の狭さとパターンへの関心を含むグループである。これら2つのグループは、グループ間では負の相関を示し、グループ内では正の相関を示していた。Lau et al. (2013) は AQ のすべての因子間において中程度以上の正の相関が認められることを報告しており、AQ の因子間相関のパターンは日本とオーストラリアで明らかに異なる。それに加えて本研究において示された因子負荷量と Lau et al. (2013) で得られた因子負荷量を比較すると、Lau et al. (2013) に比べて本研究では因子負荷量が著しく低い項目が特に焦点の狭さ因子、変化への抵抗因子、パターンへの関心因子において散見された。以上のことから、本邦においても Lau et al. (2013) において示されたものと同様の因子が存在す

るものの、各因子において測定されている概念の具体的な表現型が日本とオーストラリアで異なる可能性が示された。特にその差異は因子負荷量の低い項目が散見した焦点の狭さ因子、変化への抵抗因子、パターンへの関心因子の表現型、つまりはB基準の表現型において顕著になると考えられる。Lau et al. (2013) において因子負荷量が大きかったにもかかわらず、本研究においては小さくなった項目として、「同じやり方を何度もくりかえし用いることが好きだ。」「特定の種類のものについて（車について、鳥について、植物についてのような）情報を集めることが好きだ。」「自分ではいねいに話したつもりでも、話し方が失礼だと周囲の人から言われることがよくある。」などが挙げられる。以上のことから焦点の狭さ因子、変化への抵抗因子、パターンへの関心因子やこれらの因子を構成する項目はオーストラリアの文化のもとではASDの特徴を正確に記述している項目であったとしても、日本の文化においてはASDの特徴を記述していないことが推察される。

本研究の限界として以下の2点があげられる。1点目として、本研究においてはASDの診断を抱える人々やASD傾向の高い人々が多く在籍する理系の学生（Baron-Cohen et al., 2001）を対象とせず、文系の学生のみを対象としたことである。Lau et al. (2013) はASDの診断を満たす人々を対象として因子分析を行うことによって安定した因子構造が得られることを示唆している。このことから、文系の学生のみを対象とした本研究では対象者のASD特性が全体として低く、良好なモデル適合度を得ることができなかった可能性が考えられる。本邦においてもASDの診断基準を満たす対象者やASD特性が高いとされる理系の大学生を対象者に因子分析を実施することが必要である。それに加えて、ASDを抱える人々と一般大学生の示す下位尺度得点を比較することで、日本においてASD特性を反映していない下位尺度についても検討する必要がある。2点目として、本研究では因子分析のみを実施したため、本研究で示された因子負荷量が高い項目のみから構成する尺度を使用する際に、カットオフの制度が原版と比較してどの程度であるのかは明らかにされていないことが挙げられる。Lau et al. (2013) はこの点について、因子負荷量の高い39項目から構成されるAQ-39についてもカットオフポイントの設定および検証の必要性について言及している。本研究において因子負荷量が高いことが示された項目は、わが国のASDの特徴を正確に記述していることが示唆されている。そのためこれらの項目からなる尺度を作成し、ASDの診断基準を満たす対象者と満たさない対象者のデータをもとにカットオフポイントを設定し、診断判別精度の観点から原版と比較する研究が必須となるだろう。

引用文献

- American Psychiatric Association (2000). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders*. 4th edition. Washington D.C.: American Psychiatric Publication.
(高橋三郎・大野 裕・染谷俊幸(訳)(2002). DSM-IV-TR精神疾患の診断・統計マニュアル 医学書院.)
- American Psychiatric Association(2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders*. 5th edition. Washington D.C.: American Psychiatric Publication.
(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.)
- Austin, E. J. (2005) Personality correlates of the broader autism phenotype as assessed by the Autism Spectrum Quotient (AQ). *Personality and Individual Differences*, **38**, 2, 451-460.
- Baron-Cohen, S. (1995). *Mindblindness: An essay on autism and theory of mind*. Boston: MIT Press-Broadford Books.
- Baron-Cohen, S., Wheelwright, S., Skinner, R., Martin, J. & Clubley, E. (2001). The Autism-Spectrum Quotient (AQ) Evidence from Asperger Syndrome High-Functioning Autism, Male and Females, Scientists and Mathematicians. *Journal of Autism and Developmental Disorder*, **31**, 1, 5-17.
- Brugha, T. S., McManus, S., Bankart, J., Scott, F., Purdon, S., Smith, J., Bebbington, P., Jenkins, R. & Meltzer, H. (2011). Epidemiology of Autism Spectrum disorders in adults in the community in England. *Archives of General Psychiatry*. **68**, 5, 459-465.
- Frith, U. (1991). *Autism and Asperger's syndrome*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- 神尾葉子 (2012). 精神科医療で出会う自閉症スペクトラム障害のあるおとなたち 神尾葉子 (編)(2012). 成人期の自閉症スペクトラム診療実践マニュアル (p.7) 医学書院
- Hoekstra, R. A., Barterls, M. Cath, D. C., & Boomsma, D. I. (2008). Factor Structure, Reliability and Criterion Validity of the Autism-Spectrum Quotient (AQ) A Study in Dutch Population and Patient Groups. *Journal of Autism and Developmental Disorder*, **38**, 8, 1555-1566.
- Hurst, R. M., Mitchell, J. T., Kimbrel, N. A., Kwapil, T. K., & Nelson-Gray, R. O. (2007). Examination of the reliability and factor structure of the Autism Spectrum Quotient (AQ) in a non-clinical sample. *Personality and Individual Differences*, **43**, 7, 1938-1949.
- Lau, W. Y., Kelly, A. B., & Peterson, C. C. (2013). Further evidence on the factorial structure of the Autism Spectrum Quotient (AQ) for adults with and without a clinical diagnosis of Autism. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, **43**, 12, 2807-2815.
- Rutter, M. (1978). Diagnosis and definition. In M. Rutter, & E. Schopler (Eds.) *Autism: a reappraisal of concepts and treatment*. New York: Plenum Press. Pp. 1-26.
- Stewart, M. E. & Austin E. J. (2009). The structure of Autism-Spectrum Quotient (AQ) Evidence from a student sample in Scotland. *Personality and Individual Differences*, **47**, 3, 224-228.
- 高橋純一・玉木宏樹・山脇望美 (2012). 健常大学生を対象とした自閉症スペクトラム指数及び愛着スタイルの個人差と社会スキルとの関連. 電子情報通信学会技術研究報告. HIP, ヒューマン情報処理. **112**, 283, 17-22.
- 豊田秀樹 (1998). 共分散構造分析: 構造方程式モデリング入門編 朝倉書店
- 若林明雄・東條吉邦・Balon-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**, 1, 78-84.
- Wing, L. (1981). Asperger syndrome: *A clinical account*. *Psychological Medicine*, **11**, 1, 115-130.
- Wing, L. (1988). The autistic continuum. In L. Wing (Ed). *Aspects of autism: Biological research*. London: Gaskell-Royal College of Psychiatrists.

Wing, L., & Gould, J. (1979). Severe impairment of social interaction and associated abnormalities in children: epidemiology and classification. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, **9**, 1, 115-130.

—2015.8.26受稿—