

中国語版「自閉症スペクトラム指数 (AQ)」の開発

李 璐 玉岡賀津雄

要 約：本研究は、臨床例から理論的に導かれた Baron-Cohen ら (2001) の 5 つの下位尺度からなる「自閉症スペクトラム指数 (AQ)」モデルと因子分析から導かれた Lau, Gau, Chiu ら (2013) の 5 因子の AQ モデルのいずれが適切であるかを、中国語翻訳版を作成して、355 名の中国人健常者に実施し、確認的因子分析のモデル適合度指標で比較検討した。いずれのモデルも、本研究のデータと合致した適切な指標を示さなかった。そこで、Baron-Cohen ら (2001) のオリジナルの AQ50 (50 の質問項目) を基に、各下位尺度の確認的因子分析から貢献度の高い項目を 5 つずつ抽出して 25 の質問項目からなる簡易版の AQ25 を作成した。AQ25 は、データは正規分布に近く、クロンバックの信頼性係数 ($N=355$, $\alpha=.78$) も高く、再検査法での信頼性係数 ($N=15$, $r=.85$) も高かった。Baron-Cohen ら (2001) の英語版 AQ50 から、質問項目を半分にした中国語版 AQ25 は短い時間で効率よく健常者の自閉症スペクトラムを 5 つの下位尺度で測定することができ、現場の臨床的な使用に有効であろう。

索引用語：自閉症スペクトラム指数, AQ25, 中国人健常者, 確認的因子分析

Development of a Chinese Version of the “Autism-Spectrum Quotient (AQ)”

Lu Li and Katsuo Tamaoka

Abstract: The present study investigated the reliability and fitness of the Chinese translated “Autism-Spectrum Quotient (AQ)” via the frameworks of the theoretically-derived five-factorial model (Baron-Cohen et al., 2001) and the statistically-derived five-factorial model (Lau & Gau et al., 2013). The AQ was administered to 355 native Chinese in the general population, and the model fitness indices for the overall confirmatory factor analyses indicated that neither model exhibited appropriate fitness with the data of the present study. Thus, we calculated the contribution scores from each of the AQ sub-categories by confirmatory factor analyses and extracted five items from each category of the AQ50 (a total of 50 items) developed by Baron-Cohen et al. (2001). This resulted in an AQ consisting of 25 question items (AQ25), which we proposed as the new Chinese AQ. The data distribution of the AQ25 was close to normal distribution. Cronbach’s reliability coefficient ($N=355$, $\alpha=.78$) and the test-retest reliability coefficient ($N=15$, $r=.85$) were both high. The Chinese version AQ25, consisting of half the question items of Baron-Cohen et al.’s AQ50 English version (2001), can measure the autistic spectrum from a Chinese general population and should be effective for clinical purposes.

Key words: Autism-Spectrum Quotient (AQ), AQ25, Chinese general population, confirmatory factor analysis

はじめに

自閉症スペクトラム仮説では、自閉症とアスペルガー症候群はともに社会的・コミュニケーション障害の連続体上に位置し、アスペルガー症候群は自閉症と健常者の間に存在するとされている¹⁻³⁾。健常者であっても、アスペルガー症候群や自閉症に近い特徴をもつ場合があり、個人差が大きいことが指摘されている⁴⁾。Baron-Cohenら⁵⁾は、健全な知能をもつ成人の自閉症スペクトラム上での位置を測定するために「自閉症スペクトラム指数 (AQ)」を開発した。AQは、「社交性の欠陥」「コミュニケーションの障害」「反復した行為と限られた興味」という自閉症の中核的な3つの症状および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調査である。健全範囲の知能を持つ成人の自閉症傾向を測定できる尺度⁶⁾として、日本語や中国語を含む多くの言語に翻訳されて使われている。Baron-Cohenら⁵⁾の開発したAQは、理論的に5つの下位尺度から構成されているが、この5因子構造を支持する研究がある一方、因子分析で新たなモデルを提案して、AQの5因子構造の改変を目指す研究も多い。本研究では、既存の中国語版の2つのAQの因子構造と中国人健常者のデータとの適合性を検討して、より効率的な中国語版AQを開発することを目的とした。

Baron-Cohenら⁵⁾が開発したAQは、平均的な知能の成人健常者および自閉症者の自閉傾向を、自己回答形式で測定できる尺度である。「社会的スキル (social skill)」「注意の切り替え (attention switching)」「細部への注意 (attention to detail)」「コミュニケーション (communication)」および「想像力 (imagination)」の5つの下位尺度から構成されている。Austin⁷⁾をはじめ、Hurstら⁸⁾、Hoekstraら⁹⁾、Stewartら¹⁰⁾、Kloostermanら¹¹⁾、Lauら¹²⁾、Lauら¹³⁾は、これらの5つの下位尺度からなるBaron-Cohenら⁵⁾のモデルは理論的に導かれたものであり、因子分析で得られたものではないと指摘して、それぞれが独自の因子モデルを提案した。Austin⁷⁾、Hurstら⁸⁾は3因子モデル、Hoekstraら⁹⁾は2階層因子モデル、Stewartら¹⁰⁾は4因子モデル、Kloostermanら¹¹⁾、Lauら¹²⁾およびLauら¹³⁾は、Baron-Cohenら⁵⁾のモデルとは異なる5因子

モデルを提案した (表1)。

若林ら⁶⁾は、Baron-Cohenら⁵⁾の英語版のAQに基づき、成人向けの日本語版を開発した。そして、日本語版とオリジナルの英語版の調査結果を比較して、AQが異文化間においてもある程度の普遍性をもつと主張した¹⁴⁾。また、Wakabayashiら¹⁵⁾は、児童向け (9~15歳までの児童から青年期初期まで) の英語版AQ¹⁶⁾ およびそれを日本語に翻訳したAQ¹⁷⁾ で得られたデータを比較して、両者が類似しており、AQは異文化間においても普遍性があるとした。さらに、Voracekら¹⁸⁾はオーストリア人のデータ、Zhangら¹⁹⁾は中国大陸の中国人のデータで検討して、Baron-Cohenら⁵⁾のAQで設定されたオリジナルの5つの下位尺度を支持した。

Lauら¹³⁾とZhangら¹⁹⁾は、Baron-Cohenら⁵⁾の英語版を翻訳して、中国語版AQを作成した。Zhangら¹⁹⁾は中国大陸の中国語話者に調査を行って、Baron-Cohenら⁵⁾の5つの下位尺度からなるモデルが中国人にも適用できることを示し、モデルの普遍性を示した。一方、Lauら¹³⁾は、台湾の中国語話者に調査して、Baron-Cohenら⁵⁾のモデルがデータと適合していないことから、新たな5因子モデルを提案した。このように、Baron-Cohenら⁵⁾のモデルが中国人のデータに適合しているのかについては、一致した見解はない。

本研究では、独自に中国語に翻訳したAQを中国大陸の大学生・社会人に対して実施して、Baron-Cohenら⁵⁾の臨床現場から導かれた理論的なモデルと、Lauら¹³⁾の因子分析によって導かれた因子モデルのどちらがよりデータに適合しているのかを検討する。さらに、いずれのモデルが適切であるかを判定した後に、確認的因子分析から得られる貢献度が低い項目を削除して、より短い時間で適切に自閉傾向が測定できる中国語版の自閉症スペクトラム指数を提案する。

方 法

1. 対象

大学生と社会人の2つのグループで構成した。大学生のグループは中国大陸の西北地域の大学生188名 ($M=23.15$ 歳, $SD=2.71$ 歳, 最年長=34歳, 最年少=18歳) である。男性は71名、女性は117名である。

表1 AQの因子分析に関する先行研究¹⁾

先行研究	調査対象者 ²⁾	因子構造 ³⁾	因子 (信頼性係数 α)	適合度 ⁴⁾
Austin (2005)	イギリス大学生 201名	PCA 3因子 26項目 28%	社会的スキル (.85) 細部/パターン (.70) コミュニケーション/心の察知 (.66)	報告されて いない
Hurst et al. (2007)	アメリカ大学生 1,005名	PCA 3因子 26項目 29%	社会的スキル (.75) 細部/パターン (.54) コミュニケーション/心の察知 (.42) 全項目 (.65)	報告されて いない
Hoekstra et al. (2008)	オランダ大学生 961名 双子の親 302名 精神障害者 36名	CFA 2階層因子 50項目	社交性 (.84/.77) 詳細への注意 (.63/.68) 全項目 (.81/.71)	$\chi^2/df=8.75$ SRMR=.095 GFI=.681 ECVI=2.19
Stewart & Austin (2009)	スコットランド大学生 536名	EFA & CFA 4因子 43項目 29%	社交性 (.83) パターン (.69) 理解力/コミュニケーション (.71) 想像力 (.55)	SRMR=.072 RMSEA=.055
Kloosterman et al. (2011)	アメリカ大学生 522名	PCA & CFA 5因子 28項目 45%	社会的スキル (.86) コミュニケーション/心の察知 (.65) 反復した行為 (.40) 想像力 (.57) 詳細への注意 (.59)	$\chi^2=542.03$ ($p<.01$) RMSEA=.052 CFI=.827 SRMR=.074
Lau, Kelly et al. (2013)	オーストラリア non-ASD 314名 ASD 141名	PCA & CFA 5因子 39項目	社交性 (.906) 社会的認知 (.867) 焦点の狭さ (.773) パターンへの関心 (.705) 変化への抵抗 (.733)	$\chi^2/df=2.78$ RMSEA=.07 CFI=.977
Lau, Gau et al. (2013)	台湾 ASDの親 1,208名 TDの親 2,984名	PCA & CFA 5因子 35項目	社交性 (.880) 心の察知 (.767) パターン (.629) 詳細への注意 (.543) 注意の切り替え (.602) 全項目 (.836)	$\chi^2=1,889.30$ RMSEA=.054 NNFI=.962 CFI=.969 AIC=2,242.25

¹⁾ Lau, Kelly et al. (2013) の表1に加筆・修正したものである。 ²⁾ ASD: 自閉症スペクトラム; TD: 定型発達児。

³⁾ PCA: 主成分分析; EFA: 探索的因子分析; CFA: 確認的因子分析。パーセンテージで表示する数字は累積寄与率である。

⁴⁾ SRMR: standardized root-mean-square residual; GFI: goodness-of-fit index; ECVI: expected cross-validation index; RMSEA: root mean square error of approximation; CFI: comparative fit index; NNFI: non-normed fit index; AIC: Akaike information criterion

物理, 生物, 医学, IT などの自然科学および外国語, 経済, 法律などの人文・社会科学関連の専攻の学生が含まれている。社会人のグループは, 中国大陸の西北地域および華東地域に住む 167名 ($M=30.15$ 歳, $SD=5.24$ 歳, 最年長=49 歳, 最年少=23 歳) である。男性は 73 名, 女性は 94 名である。職業は, 医者, 教師, 公務員, 会社員などである。被験者には, 「4つの選択肢から, 長く考えずに, 自分に当てはまる選択肢を選択してください」と教示し, 中国語版の質問紙を web に掲載して, オンラインで記入してもらった。有効データは 355 名 (被験者の記述は有効データ) で

ある。また, 調査への参加は強制ではないこと, 収集したデータは研究以外には使用しないこと, 特定の個人を特定しないことを伝えて, 被験者が調査の趣旨と目的を十分に理解したことを確認した。そのうえで, 同意した被験者だけを対象に調査を実施した。

2. 自閉症スペクトラム指数 (AQ) の質問項目の翻訳

Baron-Cohen ら⁵⁾ の AQ の質問項目を, まず中国語を母語とする筆者が, 中国語に翻訳した。次に, 中国の大学の大学院レベルで英語を専門とする中国語話者に, 中国語の質問紙を英語に逆翻訳 (back

translation) してもらった。その後、筆者が Baron-Cohen ら⁵⁾ のオリジナルの英語の質問紙と逆翻訳で得られた英語訳の質問紙を比較した。両者の英語訳に違いのあった箇所を参照しながら、中国語版をさらに修正した。以上の手続きで、今回調査に使用した中国語版と Baron-Cohen ら⁵⁾ のオリジナルの英語版が、内容的に類似していることを確認した。

3. AQ の下位尺度、回答形式および採点方法

Baron-Cohen ら⁵⁾ の開発した AQ は、健常範囲の知能をもつ成人の自閉症傾向あるいはその幅広い表現型の程度を測定することを目的とした自己評定の尺度であり⁶⁾、自閉性障害の中核的な症状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¹⁷⁾。「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」および「想像力」の5つの下位尺度をもち、合計50の質問項目からなる。

回答形式は、「あてはまる (definitely agree)」「どちらかといえばあてはまる (slightly agree)」「どちらかといえばあてはまらない (slightly disagree)」「あてはまらない (definitely disagree)」の連続変数のスケールで回答が求められる。50項目の内、24項目は「あてはまる」または「どちらかといえばあてはまる」と答えれば、自閉傾向とし、26項目は「あてはまらない」「どちらかといえばあてはまらない」と答えると自閉傾向とする逆転項目である。Baron-Cohen ら⁵⁾、若林ら⁶⁾などは、自閉傾向を示すとされる側を選択する場合は1点、その逆の場合には0点を与える2件法を用いている。しかし、連続した得点データのほうが、項目間の相関関係、尺度の信頼性の計算などにおいて、より適していると考えられるので^{7,10-13)}、本稿では「1・0」の2件法を使わず、反転処理後に、「あてはまる」を3点、「どちらかといえばあてはまる」を2点、「どちらかといえばあてはまらない」を1点、「あてはまらない」を0点とする4件法を使って、0点から3点までの連続尺度とした。

4. 解析方法

理論的に導かれた Baron-Cohen ら⁵⁾ の5つの下位

尺度からなるモデルと因子分析から導かれた Lau ら¹³⁾ の5因子モデルのいずれが適切であるかを検討するために、SPSS Statistic 22.0J で起動する AMOS の確認的因子分析を使った。

結 果

1. AQ の確認的因子分析による本研究データのモデル適合度と内的整合性

本研究で収集した中国人 355 名のデータを、Baron-Cohen ら⁵⁾ で仮定されている5因子モデルの構造と Lau ら¹³⁾ が提案した5因子モデルの構造に基づき、確認的因子分析を行った。

χ^2 適合度検定において、2つのモデルの χ^2 値はともに有意であり、データとモデルの適合度は良好ではなかった。また、RMSEA の値はそれぞれ .07 と .07 であり、最適といわれる .05 以下ではないが、.08 以下なのでよく適合しているといえよう。CFI の値はそれぞれ .54 と .68 であり、かなり低い。GFI の値も、それぞれ .69 と .76 で低い。さらに、Lau ら¹³⁾ に基づく5因子モデルの AIC 値は 1715.45 であり、Baron-Cohen ら⁵⁾ の 3256.83 より低かった。Lau ら¹³⁾ の5因子モデルについては、RMSEA 以外のすべての値で、Baron-Cohen ら⁵⁾ よりも良い適合度を示していた。しかし、本研究のデータとの適合という点では、2つのモデルはともに適合しているといえるような値ではない (表2)。

2つのモデルの質問項目の内的整合性を検討するために、クロンバックの信頼性係数を計算した。Baron-Cohen ら⁵⁾ の5因子モデルは、全質問項目の信頼性係数が $\alpha = .75$ であった。下位尺度は、「社会的スキル」 $\alpha = .73$ 、「注意の切り替え」 $\alpha = .50$ 、「細部への注意」 $\alpha = .65$ 、「コミュニケーション」 $\alpha = .71$ 、「想像力」 $\alpha = .30$ となった。Lau ら¹³⁾ の5因子モデルは、全質問項目の信頼性係数が $\alpha = .78$ であり、下位尺度は「社交性」 $\alpha = .83$ 、「心の察知」 $\alpha = .72$ 、「パターン」 $\alpha = .54$ 、「細部への注意」 $\alpha = .44$ 、「注意の切り替え」 $\alpha = .34$ であった。Baron-Cohen ら⁵⁾ の5因子モデルでは、「社

表2 本研究の中国語版 AQ における2つのモデルの確認的因子分析による適合度

	項目数	df	χ^2	RMSEA	CFI	GFI	AIC
Baron-Cohen et al. (2001) に基づく5因子モデル	50	1170	3046.83***	.07	.54	.69	3256.83
Lau, Gau et al. (2013) に基づく5因子モデル	35	555	1565.45***	.07	.68	.76	1715.45

*** $p < .001$

会的スキル」および「コミュニケーション」が、Lauら¹³⁾の5因子モデルでは、「社交性」「心の察知」が、.70を超える信頼性係数を示し、ある程度の内的整合性を確保していた。しかし、それ以外の3つの下位尺度の信頼性係数は低かった。

2. 代替因子モデルの提案

Baron-Cohenら⁵⁾で仮定されている5因子モデルもLauら¹³⁾が提案した5因子モデルも、本研究のデータとよく適合しているとはいえなかった。そこで、Baron-Cohenら⁵⁾のオリジナルの5因子モデルを基に、各下位尺度の確認的因子分析から貢献度の高い項目を5つずつ抽出して、より適合したAQを提案することにした。5つの下位尺度で5項目の25問からなる簡易版の質問紙にした理由は、教育や臨床の現場で実用的に使うために、5分から10分程度で効率的に測定できる質問紙を作成するためである。

「社会的スキル」の確認的因子分析の結果について、 χ^2 値は有意であり [$\chi^2(35)=117.64, p<.001$], χ^2/df は3.36で、3より大きく、モデルとデータが適合しているとはいえない。しかし、GFIは.93で高く、

AGFIの値も.90で良い適合度を示した。CFIは.88で、ある程度高かった。また、RMSEAも.08で、よく適合していた。標準化推定値(因子負荷量)が、.40から.84の間で分布しているS4, S5, S7, S9, S10の5つの項目を抽出した(図1)。これらの5項目に限定すれば、適合度も上がると予想される(以下、同様の理由)。

「注意の切り替え」の確認的因子分析の結果について、 χ^2 値は有意であり [$\chi^2(35)=88.43, p<.001$], モデルがデータに適合しているとはいえない。しかし、 χ^2/df は2.53で3より小さく、また、GFIは.95, AGFIの値は.93で高く、モデルとデータがよく適合していた。CFIも.85とある程度高く、RMSEAも.07で、よく適合していた。標準化推定値が.39から.66の間で分布しているA3, A5, A6, A8, A10の5項目を抽出した(図2)。

「細部への注意」の確認的因子分析の結果について、 χ^2 値は有意であり [$\chi^2(35)=173.43, p<.001$], また、 χ^2/df は4.96で3より大きく、モデルがデータに適合しているとはいえない。ただし、GFIの値は.91で

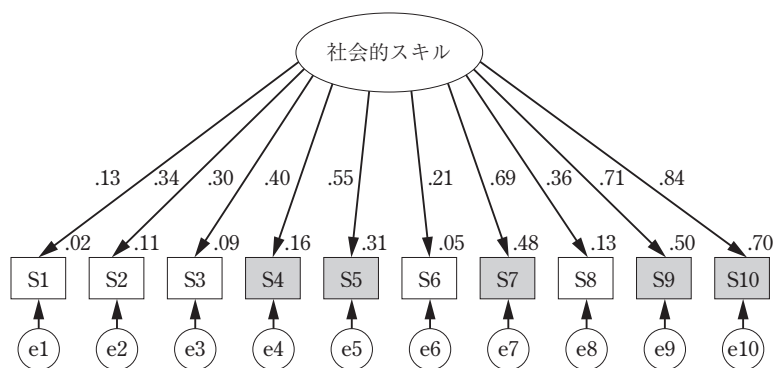


図1 「社会的スキル」の確認的因子分析の結果

$N=355, \chi^2(35)=117.64, p<.001, GFI=.93, AGFI=.90, CFI=.88, RMSEA=.08$

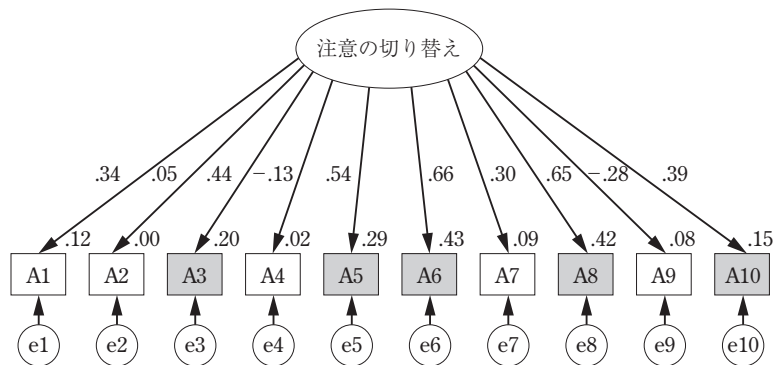


図2 「注意の切り替え」の確認的因子分析の結果

$N=355, \chi^2(35)=88.43, p<.001, GFI=.95, AGFI=.93, CFI=.85, RMSEA=.07$

高く、AGFIの値は.86で、ある程度高かった。さらに、CFIは.67、RMSEAは.11でモデルとデータの適合度が良いとはいえない。このモデルから、D1、D2、D3、D4、D9を抽出した。D5とD9の標準化推定値は、ともに.45であるが、小数点第3位まで表示すると、D9は.449で、D5の.446より高いので、D9を選んだ(図3)。

「コミュニケーション」の確認的因子分析の結果は、 χ^2 値は有意であり [$\chi^2(35) = 212.14, p < .001$]、また、 χ^2/df は6.06で、かなり大きく、モデルがデータに適合しているとはいえない。GFIは.87である程度高いが、AGFIは.79で高いとはいえない。さらに、CFIは.72、RMSEAは.12で、モデルとデータが適合しているとはいえない。標準化推定値が.45から.70の区間のC2、C4、C6、C7、C9の5つの項目を抽出した(図4)。

「想像力」の確認的因子分析の結果について、 χ^2 値は有意であり [$\chi^2(35) = 146.09, p < .001$]、また、 χ^2/df は4.17で、3より大きく、モデルがデータに適合しているとはいえない。GFIは.92で高く、AGFI

の値は.88である程度高かった。しかし、CFIは.59、RMSEAは.10であり、モデルとデータが適合していないことを示した。そのうち、標準化推定値の比較的高い項目であるI1、I2、I6、I7、I10を抽出した(図5)。

3. AQ25の有効性

図1-5に描いた5つの下位尺度の確認的因子分析の結果に基づき、それぞれの下位尺度から5項目ずつを抽出して25項目の質問紙(以下、AQ25と呼ぶ)を構成した(表3)。

Baron-Cohenら⁵⁾の50項目(以下、AQ50と呼ぶ)すべての場合と本研究のAQ25の25項目を選んだ場合について内的整合性の信頼性を比較すると、AQ50は $a = .75$ 、AQ25では $a = .78$ であり、.03の違いではあるが、より良くなった。下位尺度について、「社会的スキル」は、AQ50の場合は $a = .73$ 、AQ25の場合は $a = .77$ で改善された。「注意の切り替え」は、AQ50の場合は $a = .50$ 、AQ25では $a = .67$ とやはり大きく改善された。「細部への注意」は、AQ50では $a = .65$ であったが、AQ25では $a = .62$ と若干下がった。「コミュニケーション」はAQ50では $a = .71$ で、AQ25

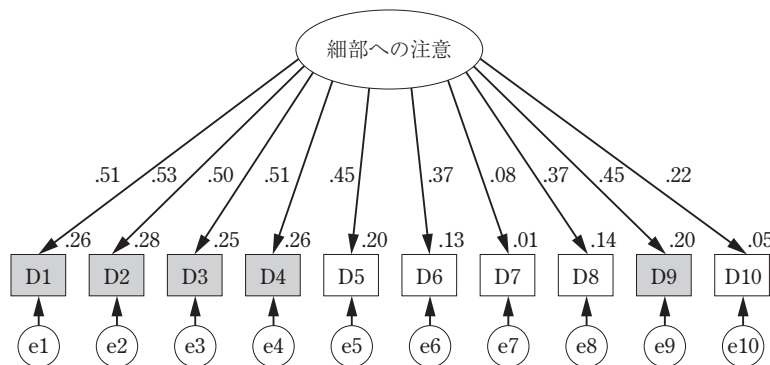


図3 「細部への注意」の確認的因子分析の結果

$N = 355, \chi^2(35) = 173.43, p < .001, GFI = .91, AGFI = .86, CFI = .67, RMSEA = .11$

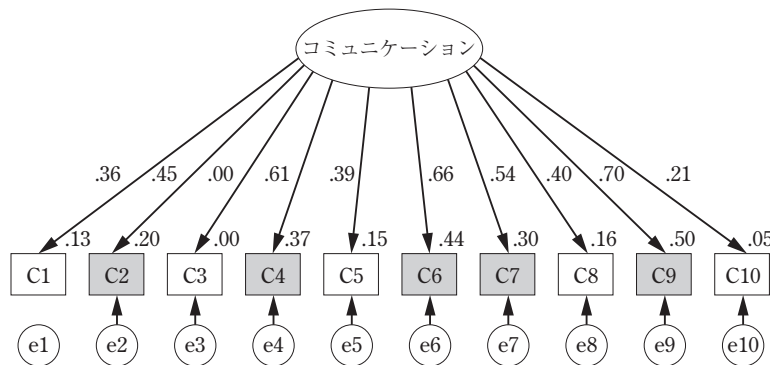


図4 「コミュニケーション」の確認的因子分析の結果

$N = 355, \chi^2(35) = 212.14, p < .001, GFI = .87, AGFI = .79, CFI = .72, RMSEA = .12$

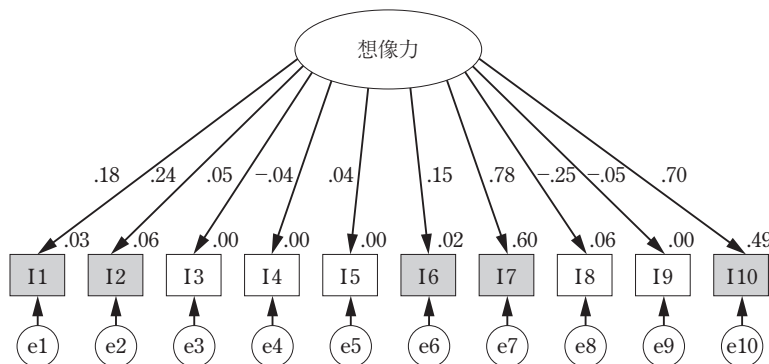


図5 「想像力」の確認的因子分析の結果

$N = 355$, $\chi^2(35) = 146.09$, $p < .001$, $GFI = .92$, $AGFI = .88$, $CFI = .59$, $RMSEA = .10$

表3 中国語版 AQ25 の質問項目

質問項目 (全被験者数 = 355, 全質問項目数 = 25, $\alpha = 0.78$)	標準化推定値
I. 社会的スキル ($\alpha = 0.77$)	—
48 ^a . 我擅长社交 (社交的である).	.85
47 ^a . 我喜欢结识新朋友 (初対面の人と会うことを楽しむ).	.70
44 ^a . 我喜欢社交场合 (社交的な場面を楽しむ).	.69
22. 我发现很难交到新朋友 (新しい友人を作ることが難しい).	.57
15 ^a . 我发现, 人对我的吸引力要大于事物 (物よりも人間のほうに魅力を感じる).	.38
II. 注意の切り替え ($\alpha = 0.67$)	—
32 ^a . 我发现一下子做不止一件事是容易的 (同時に2つ以上のことを行うのが簡単だ).	.69
37 ^a . 即使被干扰, 我也能非常迅速地回到我正在做的事情上去 (何かに中断されても, はやくそれまでやっていたことに戻ることができる).	.52
25 ^a . 日常事务 (每天必做的事情) 被打搅, 我也不会沮丧不安 (日課が妨害されても, 不安になることはない).	.48
10 ^a . 在社交场合中, 我能够很容易地跟上各种不同人的对话 (社交的な場所で, いろいろな人の会話についていくことができる).	.46
46. 新的情况使我焦虑 (新しい状況に不安を感じる).	.42
III. 詳細への注意 ($\alpha = 0.62$)	—
6. 我经常留意汽车车牌或类似信息的字符串 (車のナンバープレートなどの文字列の情報に注目することがよくある).	.59
5. 我经常注意到别人没有注意到的细小声音 (他の人が気づかないような小さい物音に気づくことがよくある).	.57
12. 我总是能注意到别人没注意到的细节 (他の人が気づかないような細かいことに気づくことがよくある).	.49
9. 我对日期着迷 (日付に魅力を感じる).	.48
30 ^a . 我通常不会注意到某场景中, 或某人外观上的细微变化 (状況や人の外見の小さな変化に気づかないことがよくある).	.40
IV. コミュニケーション ($\alpha = 0.73$)	—
38 ^a . 我擅长社交聊天 (社交的な会話をするのが得意だ).	.85
31 ^a . 如果对方对我所说的话觉得无聊时, 我知道该如何继续 (自分の話を聞いている相手が退屈しているとき, どう話せばいいのかわかって).	.63
26. 我经常发现, 我不知道要如何继续一段对话 (会話をどのように進めればいいのか, わからなくなってしまう場合がよくある).	.57
33. 当我在电话里讲话的时候, 我不确定什么时候轮到我说话 (電話で話しているとき, 自分の発話タイミングがわからないことがある).	.52
17 ^a . 我很享受社交性的闲聊 (社交的な会話を楽しむ).	.37
V. 想像力 ($\alpha = 0.50$)	—
40 ^a . 我小的时候, 喜欢和其他小朋友一起玩“过家家”等游戏 (子供の頃, 友達と一緒に‘ごっこ遊び’をして遊ぶことを楽しんでいた).	.86
50 ^a . 我发现和小孩子们一起玩“过家家”等游戏很容易 (子供と‘ごっこ遊び’をして遊ぶのが簡単だ).	.63
8 ^a . 读故事的时候, 我能够很容易想象出那些人物角色看起来是什么样的 (小説等の物語を読んでいるとき, 登場人物がどのような人かについて簡単に想像することができる).	.21
3 ^a . 如果我试图去想象一件东西, 我发现我的脑海中能够很容易浮现出其画面 (何かを想像するとき, その映像を簡単に思い浮かべることができる).	.17
24 ^a . 我宁愿去剧院也不愿去博物馆 (博物館に行くよりも, 劇場のほうが好きだ).	.17

^a は逆転項目を示す.

では $a=.73$ となり、少し改善された。最後に、「想像力」は、AQ50では $a=.30$ であったが、AQ25では $a=.50$ と大きく改善された。全体として判断すると、AQ50に比べて、半分の質問項目で、内的整合性を示すクロンバックの信頼性係数が改善されたことは、より短い調査時間で目的を達成できるという観点からも、AQ25がより有効な自閉症スペクトラム指数を算出する心理尺度であるといえよう。

4. AQ25の分布および下位尺度の平均と相関

本研究の中国人355名によるAQ25の総合得点の分布について、コルモゴロフ・スミルノフ (Kolmogorov-Smirnov) 検定で、正規性を検討したところ、自由度は355で、値が0.05であり、有意確率は0.03 (つまり、3%) となり、5%をやや下回り、完全な正規分布とはいえなかった。しかし、歪度が0.18、尖度が0.17であり、グラフから判断すると正規分布に近いことがわかる。この分布を考えると、健常者の自閉症スペクトラムを測定するには、AQ25は有効な尺度であるといえよう (図6)。

さらに、AQ25の各下位尺度の得点の平均と標準偏差について、被験者の属性として、大学生か社会人かの変数と女性か男性かの2×2の分散分析を行った。その結果、総合得点については、大学生 ($M=36.13$) と社会人 ($M=31.50$) については、有意な主効果が見られた [$F(1, 351)=19.65, p<.001, \eta^2=.053$]。しかし、女性 ($M=34.12$) と男性 ($M=33.31$) の差は有意ではなかった [$F(1, 351)=0.65, ns, \eta^2=.002$]。また、両変数の交互作用も有意ではなかった [$F(1, 351)=0.43, ns, \eta^2=.001$]。したがって、大学生のほうが社会人よりも自閉傾向が強く、性差は見られないという結果が導かれた。

5つの下位尺度についても同様の分散分析を行った。「社会的スキル」については、大学生の得点が社会人より高かった [$F(1, 351)=7.36, p<.01, \eta^2=.021$]。また、女性のほうが男性よりも有意に高かった [$F(1, 351)=6.80, p<.05, \eta^2=.019$]。両変数の交互作用は見られなかった [$F(1, 351)=0.48, ns, \eta^2=.001$]。「注意の切り替え」については、大学生の得点が社会人より高かった [$F(1, 351)=18.05, p<.001, \eta^2=.049$]。また、男性よりも女性のほうが高い [$F(1, 351)=10.09, p<.01, \eta^2=.028$] ことがわかった。両変数の交互作用は見られなかった [$F(1, 351)=2.35, ns, \eta^2=.007$]。「細部への注意」は、大学生と社会人の差は有意ではなかった [$F(1, 351)=0.04, ns, \eta^2=.000$]。また、男性と女性の得点に

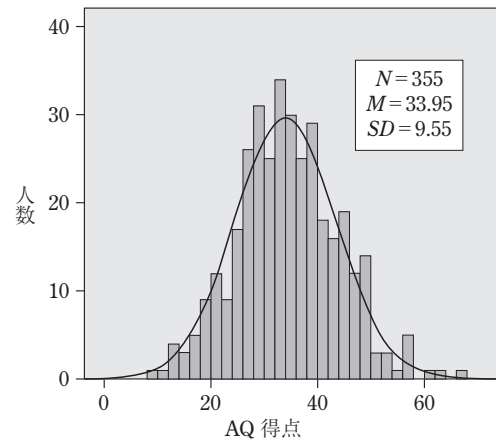


図6 AQ25における中国人得点の分布
Nは全被験者数、Mは平均、SDは標準偏差を示す。

有意な差は見られなかった [$F(1, 351)=0.02, ns, \eta^2=.000$]。両変数の交互作用も有意ではなかった [$F(1, 351)=0.05, ns, \eta^2=.000$]。「コミュニケーション」については、大学生の得点が社会人よりも有意に高く [$F(1, 351)=8.51, p<.01, \eta^2=.024$]、男女差は見られなかった [$F(1, 351)=2.25, ns, \eta^2=.006$]。両変数の交互作用も有意ではなかった [$F(1, 351)=1.16, ns, \eta^2=.003$]。「想像力」については、大学生の得点が社会人より高かった [$F(1, 351)=15.90, p<.001, \eta^2=.043$]。また、男性のほうが女性よりも有意に高かった [$F(1, 351)=34.11, p<.001, \eta^2=.089$]。両変数の交互作用は見られなかった [$F(1, 351)=0.01, ns, \eta^2=.000$]。要約すると、大学生と社会人のグループ間の差異について、「社会的スキル」「注意の切り替え」「コミュニケーション」「想像力」は大学生のほうが高く、「細部への注意」はグループ間の差異が見られなかった。性差については、「社会的スキル」「注意の切り替え」は男性よりも女性のほうが高いが、「想像力」は女性より男性のほうが高い。「細部への注意」と「コミュニケーション」については、性差は見られなかった。なお、すべての下位尺度において、グループと性別の交互作用は見られなかった (表4)。

AQ25の5つの下位尺度の相互の相関係数について、まず、「社会的スキル」「注意の切り替え」「コミュニケーション」「想像力」の4つの下位尺度には、互いに正の相関があった。「細部への注意」は、他の4つの下位尺度と弱い負の相関が見られた。また、「社会的スキル」「注意の切り替え」「コミュニケーション」という3つの下位尺度は、互いに高い正の相関を示した(それぞれ、 $r=.53, r=.67, r=.56$)。「社会的スキル (社

表4 AQ25の平均と標準偏差

中国語母語話者の属性	得点	社会的スキル	注意の切り替え	詳細への注意	コミュニケーション	想像力
大学生 (n=188)	36.13 (9.70)	6.82 (3.48)	7.93 (2.89)	7.85 (3.00)	7.50 (3.27)	6.03 (2.69)
男性 (n=71)	35.21 (9.32)	6.38 (3.37)	7.00 (2.95)	7.83 (3.05)	6.93 (3.24)	7.07 (2.72)
女性 (n=117)	36.68 (9.93)	7.09 (3.54)	8.50 (2.71)	7.85 (2.98)	7.85 (3.25)	5.39 (2.47)
社会人 (n=167)	31.50 (8.77)	5.80 (3.45)	6.43 (3.07)	7.90 (3.12)	6.36 (3.32)	5.00 (2.78)
男性 (n=73)	31.41 (8.81)	5.11 (3.40)	6.14 (2.88)	7.97 (3.10)	6.27 (3.33)	5.92 (2.99)
女性 (n=94)	31.56 (8.78)	6.34 (3.41)	6.66 (3.21)	7.85 (3.15)	6.43 (3.32)	4.29 (2.39)

N (全体の被験者数) = 355, 括弧内は標準偏差

表5 AQ25の5つの下位尺度の相関

下位尺度	A	D	C	I
社会的スキル (S)	0.53***	-0.04	0.67***	0.27***
注意の切り替え (A)	—	-0.19***	0.56***	0.19***
詳細への注意 (D)		—	-0.11*	-0.17**
コミュニケーション (C)			—	0.20***
想像力 (I)				—

N = 355, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

交性の欠陥)」と「コミュニケーション (の障害)」は自閉性障害の中核的な特徴とされており、この正の高い相関が見られた。また、「注意の切り替え」が適切にできないという欠陥は、「社会的スキル」および「コミュニケーション」と高い正の相関を示した。ただし、「想像力」は、これらの3つの下位尺度と弱い正の相関 (それぞれ, $r = .27$, $r = .19$, $r = .20$) にとどまった (表5)。本研究で報告した下位尺度間の相関係数の傾向は、Kloostermanら¹¹⁾の報告とほぼ類似していた。

5. AQ25の再検査信頼性 (test-retest reliability)

再検査法は、被験者の測定結果が短期間で変化しないことを確かめるために、一定の期間を空けて、同じ被験者に同一のテストを繰り返し実施して、両テスト結果についての相関を調べる方法である。AQ25の再検査信頼性を検討するために、1ヵ月後に、直接に連絡が取れた大学生および社会人合計20名を対象に、再回答の依頼をした。依頼した時点から回収した時点までの2日間で15名 ($M = 26.09$ 歳, $SD = 2.75$ 歳)が回答した。この内訳は、大学生が6名、社会人が9名であった。15名の前後2回の得点は、非常に高い相関を示した ($n = 15$, $r = .85$, $p < .001$)。被験者数は少ないが、再検査法でもAQ25の信頼性が高いことがわかった。念のために、両テストの結果について、対応のあるサンプルのt検定を行った。その結果、両テストに有意な差は見られず [$t(14) = 1.20$, ns]、測定結果が安定していることが示された。

考 察

本研究は、臨床例から理論的に導かれた Baron-Cohenら⁵⁾の5つの下位尺度からなる5因子モデルと、因子分析から導かれた Lauら¹³⁾の5因子モデルのいずれが適切であるかを、全体的な確認的因子分析のモデル適合度指標から比較検討した。その結果、Lauら¹³⁾の5因子モデルは、RMSEA以外のすべての値で、Baron-Cohenら⁵⁾よりも良い適合度を示していたものの、本研究のデータとのあてはまりという点では、2つのモデルはともに適合しているとはいえなかった。また、2つのモデルの全項目のクロンバックの信頼性係数は、.70以上に達しているものの、下位尺度別に見るとばらつきが大きく、必ずしも最適なモデルとはいえない。そこで、本研究では、短い時間で効率良く測定でき、より信頼性の高い簡易版の中国語版AQを提案した。

Baron-Cohenら⁵⁾のオリジナルのAQ50は、自閉性障害の3つの中核的な症状と自閉症を抱える人々に見られる認知的特異性の臨床の実例から理論的に導かれたものである。本研究では、5つの下位尺度を基に、確認的因子分析で各下位尺度から貢献度の高い上位5項目を抽出して、質問項目数を50から半分の25にして、中国語版AQ25を提案した。AQ25は以下の3つの点で、中国人健常者向けの自閉症スペクトラムの測定において適切であると考えられる。

第一に、AQ25はAQ50の半分の質問項目で構成さ

れるものの、内的整合性が改善された。これはより短い調査時間で目的を達成できるので、AQ25は現場のカウンセリングなどの臨床的な使用に有効であろう。AQ50の内的整合性について、Baron-Cohenら⁵⁾は.63～.77までの値を報告した。AQ50を用いた他の研究は必ずしも良好な下位尺度の内的整合性の信頼性係数を示していない。日本人のデータでは、若林ら⁶⁾は.51～.78、高橋ら²⁰⁾は.36～.71、金山ら⁴⁾は.36～.75と報告した。イギリス人のデータを用いたAustin⁷⁾は.58～.75、アメリカ人のデータを使用したHurstら⁸⁾は.40～.66、Hurstら²¹⁾は.34～.64の信頼性係数を報告した。台湾のデータを使用したLauら¹³⁾は.39～.56までの信頼性係数を報告した。これらの信頼性係数から、AQ50のなかで貢献度の低い質問項目が存在すると考えられる。本研究の355人から得られたAQ25の下位尺度の信頼性係数は、.50～.77であり、AQ50の場合の.30～.73に比べ、改善された。特に、下位尺度の「想像力」の信頼性係数は、AQ50では.30だったのに対し、AQ25は.50で、大きく上がった。しかし、それでも他の下位尺度に比べるとまだまだ低い。金山ら⁴⁾、Hurstら⁸⁾、Stewartら¹⁰⁾、Lauら¹³⁾、Hurstら²¹⁾などでも、他の下位尺度に比べ、「想像力」の信頼性係数は低かった。自閉性障害の場合、想像力が制限されることが知られているので、先行研究で繰り返し観察されている「想像力」の内的整合性の低さは、自己洞察力の欠如を反映している可能性がある¹¹⁾。また、本研究では、わずかに15名の被験者ではあるが、再検査法(2回の検査)による得点で、高い相関係数を示しており、AQ25は中国人健常者の自閉傾向を測定するのに適していることを示している。

第二に、355人のAQ25の総合得点は、グラフから判断すると正規分布に近い。これは、健常者の自閉症スペクトラムを測定するにおいてAQ25が有効な尺度であることを示しているといえよう。大学生と社会人の2つのグループ間の差については、大学生のAQ25の総合得点は社会人より高かった。若林ら⁶⁾も同じ結果を報告している。大学生のほうが社会人よりも得点が高い傾向(つまり、自閉傾向が強い)が認められることから、AQ得点には大学生の青年期特有の内閉的傾向が反映されている可能性が示唆される⁶⁾。さらに、男女差について、Baron-Cohenら⁵⁾、若林ら⁶⁾、Austin⁷⁾、Hurstら⁸⁾などは、男性の得点が女性より高いことを報告している。これは、男性のほうが女性よりも自閉症の発現頻度が高いことを表し^{5,6)}、男性はシステム化、女性は共感化の傾向を示すことと対応

している²²⁾とも考えられよう。バロン＝コーエン²²⁾自身が、その著書『共感する女脳、システム化する男脳』(2005、三宅訳)で、超男性脳理論(extreme male brain theory)として、自閉症と男女の脳の間を議論している。ただし、Hurstら²¹⁾と同様に、本研究の中国語版AQ25の総合得点では、男女間で有意な差は見られず、この理論を支持しなかった。

第三に、AQ25の下位尺度間の相関について、まず、「社会的スキル」「注意の切り替え」「コミュニケーション」「想像力」の4つの下位尺度は互いに正の相関を示した。その内、「社会的スキル」「注意の切り替え」「コミュニケーション」の3つの下位尺度間の相関は、特に高い正の相関を示した。「社会的スキル(社交性の欠陥)」と「コミュニケーション(の障害)」は自閉性障害の中核的特徴とされており、この高い正の相関は、相互に強い関係があることを裏づけている。情報源(視覚情報または聴覚情報、物体または行為の変化など)の頻繁かつ急速な変化を伴い、社会的な手掛かり(言葉、ジェスチャー、姿勢など)を理解する能力が要求される⁹⁾。しかし、「注意の切り替え」が適切にできないと、社会の情報把握することが難しくなる²³⁾。そのため、「注意の切り替え」における欠陥が、「社会的スキル」および「コミュニケーション」の能力を損なうことにつながり⁹⁾、高い正の相関が見られたのであろう。しかし、「想像力」は、これらの3つの下位尺度と弱い正の相関を示したにすぎない。また、「細部への注意」は他の下位尺度と弱い負の相関を示した。以上の相関関係は、Kloostermanら¹¹⁾の報告と類似していた。AQの一部の下位項目は、非臨床者(健常者)の自閉的特徴とは関係がなく、たとえば、「経験に対する開放性(extraversion, openness to experience)」など、異なる人格次元の特異性を示している可能性がある。そのため、今後、他の心理尺度との判別性を高める必要がある¹¹⁾。

結 語

AQは、もともと自閉性障害の中核的徴候とされる「社交性の欠陥」「コミュニケーションの障害」「反復した行為と限られた興味」の3つと自閉症を抱える人々に見られる認知的特異性の臨床の実例から理論的に導かれたものである。自閉症を扱う臨床の現場を考えると、因子分析に関する先行研究の因子モデルに一貫性がなく、またこれらが十分な臨床的背景をもたないのであれば、Baron-Cohenら⁵⁾のオリジナルのAQモデルを適用するのが最善のアプローチだと思われる

る。中国語版 AQ25 は, Baron-Cohen ら⁵⁾ の英語版 AQ50 の半数の質問項目であるにもかかわらず, 内的整合性および再検査法による信頼性, データの分布, 下位尺度の相関などにおいて, 有効であることが示された。AQ25 は, 中国人健常者向けの自閉症スペクトラムの測定において効力を発揮するものと期待される。

利益相反自己申告: 申告すべきものなし。

文 献

- 1) Wing L: Asperger's syndrome: a clinical account. *Psychol Med*, 11: 115-129, 1981.
- 2) Frith U: *Autism and Asperger Syndrome*, Cambridge University Press, Cambridge, 1991.
- 3) Baron-Cohen S: *Mindblindness: An Essay on Autism and Theory of Mind*, MIT Press, Boston, 1995.
- 4) 金山裕望, 前田由貴子, 佐藤 寛: 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. *関西大学社会学部紀要*, 47 (1): 41-52, 2015.
- 5) Baron-Cohen S, Wheelwright S, Skinner R, et al: The autism-spectrum quotient (AQ): evidence from asperger syndrome/high-functioning autism, males and females, scientists and mathematicians. *J Autism Dev Disord*, 31 (1): 5-17, 2001.
- 6) 若林明雄, 東條吉邦, Baron-Cohen 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 (1): 78-84, 2004.
- 7) Austin EJ: Personality correlates of the broader autism phenotype as assessed by the Autism Spectrum Quotient (AQ). *Pers Individ Dif*, 38: 451-460, 2005.
- 8) Hurst RM, Mitchell JT, Kimbrel NA, et al: Examination of the reliability and factor structure of the Autism Spectrum Quotient (AQ) in a non-clinical sample. *Pers Individ Dif*, 43: 1938-1949, 2007.
- 9) Hoekstra RA, Bartels M, Cath DC, et al: Factor structure, reliability and criterion validity of the Autism-Spectrum Quotient (AQ): a study in Dutch population and patient groups. *J Autism Dev Disord*, 38: 1555-1566, 2008.
- 10) Stewart ME and Austin EJ: The structure of the Autism-Spectrum Quotient (AQ): Evidence from a student sample in Scotland. *Pers Individ Dif*, 47: 224-228, 2009.
- 11) Kloosterman PH, Keefer KV, Kelley EA, et al: Evaluation of the factor structure of the Autism-Spectrum Quotient. *Pers Individ Dif*, 50: 310-314, 2011.
- 12) Lau WY, Kelly AB and Peterson CC: Further evidence on the factorial structure of the Autism Spectrum Quotient (AQ) for adults with and without a clinical diagnosis of autism. *J Autism Dev Disord*, 43: 2807-2815, 2013.
- 13) Lau WY, Gau SS, Chiu Y-N, et al: Psychometric properties of the Chinese version of the Autism Spectrum Quotient (AQ). *Res Dev Disabil*, 34: 294-305, 2013.
- 14) Wakabayashi A, Baron-Cohen S, Wheelwright S, et al: The Autism-Spectrum Quotient (AQ) in Japan: A cross-cultural comparison. *J Autism Dev Disord*, 36 (2): 263-270, 2006.
- 15) Wakabayashi A, Baron-Cohen S, Uchiyama T, et al: The autism-spectrum quotient (AQ) children's version in Japan: a cross-cultural comparison. *J Autism Dev Disord*, 37: 491-500, 2007.
- 16) Baron-Cohen S, Hoekstra RA, Knickmeyer R, et al: The Autism-Spectrum Quotient (AQ)—adolescent version. *J Autism Dev Disord*, 36 (3): 343-350, 2006.
- 17) 若林明雄, 内山登起夫, 東條吉邦, 他: 自閉症スペクトラム指数 (AQ) 児童用・日本語版の標準化—高機能自閉症・アスペルガー障害児と定型発達児による検討—。 *心理学研究*, 77 (6): 534-540, 2007.
- 18) Voracek M and Dressler SG: Lack of correlation between digit ratio (2D:4D) and Baron-Cohen's "Reading the Mind in the Eyes" test, empathy, systemising, and autism-spectrum quotients in a general population sample. *Pers Individ Dif*, 41: 1481-1491, 2006.
- 19) Zhang L, Sun Y, Chen F, et al: Psychometric properties of the Autism-Spectrum Quotient in both clinical and non-clinical samples: Chinese version for mainland China. *BMC Psychiatry*, 16: 213, doi: 10.1186/s12888-016-0915-5, 2016.
- 20) 高橋純一, 玉木宏樹, 山脇望美: 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*, 112 (283): 17-22, 2012.
- 21) Hurst RM, Nelson-Gray RO, Mitchell JT, et al: The relationship of Asperger's characteristics and schizotypal personality traits in a non-clinical adult sample. *J Autism Dev Disord*, 37: 1711-1720, 2007.
- 22) サイモン・バロン=コーエン: 共感する女脳, システム化する男脳 (三宅真砂子訳), NHK 出版, 東京, 2005.
- 23) Courchesne E, Townsend J, Akshoomoff NA, et al: Impairment in shifting attention in autistic and cerebellar patients. *Behav Neurosci*, 108 (5): 848-865, 1994.

別刷請求先: 〒464-8601 愛知県名古屋市千種区不老町
名古屋大学大学院人文学研究科
李 璐