

定型発達者の自閉スペクトラム症傾向と シェパード錯視の錯視量の関係

小野島 昂 洋

問題と目的

自閉スペクトラム症 (Autism Spectrum Disorder, 以下 ASD) は、神経発達症の1つで、米国精神医学会による『精神疾患の診断・統計マニュアル』では、(1) 持続する相互的な社会コミュニケーションや対人相互反応の障害、(2) 限定された反復的な行動、興味、または活動の様式、の2つの基準から診断される (American Psychiatric Association, 2013)。

ASD 児者には、診断基準となっている症状の他にも特有の知覚や認知の傾向があることが早期から指摘されており、その特徴を明らかにするために現在までに様々な実験心理学的課題が使われてきた。それらの課題の中の一つが錯視課題であり、現在までに様々な錯視刺激を用いた実験が行われている (Gori et al., 2016; 小野島, 2018)。ASD 児者の錯視の研究において

近年注目されているものの1つがシェパード錯視である (図1)。Mitchell et al. (2010) はシェパード錯視を用いた心理物理学的実験を行い、高機能 ASD 者が定型発達者に比べて錯視量が少ないことを報告している。

また Chouinard et al. (2016) は定型発達者を対象に多数の錯視図形を用いた実験を行い、それらを主成分分析でいくつかのグループにまとめたものと、質問紙により測定される ASD 傾向の関係を調査している。その結果、ASD 傾向が高いほどシェパード錯視とダイヤモンド・正方形錯視の錯視量の合成得点が小さくなることを報告している。

Chouinard et al. (2018) はまた、ASD 児と定型発達児のシェパード錯視の錯視量の違いを、視線計測データを取得して検討している。その結果、定型発達児と比べて ASD 児は錯視量が少ないという結果が再現されたが、例えば

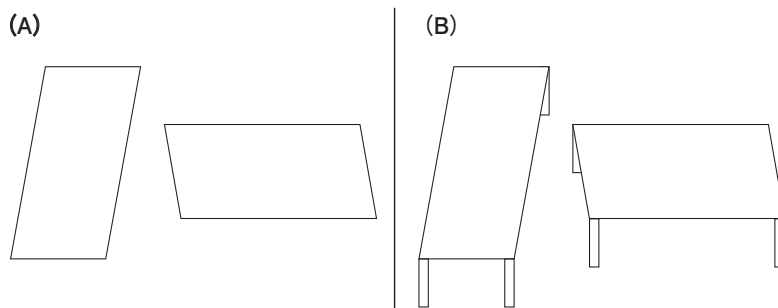


図1 シェパード錯視 (Aは平行四辺形条件, Bはテーブル条件)

眼球運動の一種であるサッケードなどの視線計測の各指標においては、ASD群と定型発達群に差が見られないことを報告している。

錯視の種類によっては、定型発達群に比べてASD群では錯視量が少ないものの、定型発達群においてASD傾向が強くなるほど錯視量が減少するという関連が見られない場合もある（Gori et al., 2016; 小野島, 2018）。しかし、シェパード錯視においては、ASD群は定型発達群に比べて錯視量が少ない点（Mitchell et al., 2010）、定型発達者ではASD傾向が高くなるほど錯視量が少なくなるという点（Chouinard et al., 2016）について一貫した結果が報告されている。

この背景として、Mitchell et al. (2010) や Chouinard et al. (2016) は、トップダウン処理に弱さがあるという仮説を提案している。トップダウン処理（あるいは概念駆動型処理）とは、知覚主体がすでに持っている知識や期待、スキーマを動員して行なう能動的な処理のことである（道又, 2003）。図1の錯視では、平行四辺形の縦方向の線を距離（奥行き）があるものとして処理することにより、縦方向の線を実際の線の長さよりも長く知覚すると考えられている。また、Chouinard et al. (2018) では、ASD児に見られる錯視量の減少は、ASD児の注意の問題ではなく、知覚的体験を作るための視覚情報の統合の方法によるものだと説明を与えている。

Mitchell et al. (2010) ではテーブルと平行四辺形の2つの刺激（図1のABの両方）が用いられた一方、Chouinard et al. (2016) では平行四辺形の刺激のみが用いられた（図1Aのみ）。Mitchell et al. (2010) は、刺激の種類による錯視量の差も報告しているが、ASD児者を対象

に得られたこの結果が、定型発達者のASD傾向との関連において再現されるかはいまだに明らかになっていない。

そこで本研究では、定型発達者を対象に Mitchell et al. (2010) と同じ刺激、同じ測定法を用いて、ASD傾向とシェパード錯視による錯視量の関係を検討することを目的とした。具体的には、「刺激の種類に関わらずASD傾向が強いほど、錯視量が小さくなる」という仮説を検討する。

方法

実験参加者

60名の成人（男性30名・女性30名）が実験に参加した。平均年齢は23.75歳（SD=6.03）であった。全員正常視力かあるいは正常視力に矯正されていた。

課題

シェパード錯視（図1）をコンピュータ画面上に提示し、画面左側に提示した標準刺激と合同になるように、画面右側の比較刺激の大きさを調整する課題であった（調整法）。刺激は、平行四辺形のみ〔平行四辺形〕条件と（図1A）、平行四辺形に足をつけてテーブルに見えるようにした〔テーブル〕条件（図1B）の2種類を用いた。

刺激

刺激は Mitchell et al. (2010) を基に作成した。平行四辺形の刺激とテーブルの刺激は、コンピュータスクリーン上で白い背景に黒い線画で提示した。標準刺激（左側）は水平方向に200px、垂直方向に400pxで、水平方向と垂直

方向の比が1:2であった。どちらの条件でも、平行四辺形部分の鋭角は 80° で固定した。標準刺激は実験中に大きさと位置を固定して提示し、比較刺激の幅と高さは標準刺激のそれぞれの水平・垂直次元に対して3分の1までの範囲で短く（あるいは長く）提示した。すなわち、比較刺激の初期値は水平方向では267-533pxの間で、垂直方向では133-267pxの間であった。

比較刺激の幅と高さはコンピュータの矢印キーを用いて操作可能であった。上下キーを押すと高さが2pxずつ、左右キーでは横幅が2pxずつ変化した。テーブル条件では、テーブルの足は比較刺激の大きさの変化に合わせて移動し、天板に対して隠れたり現れたりするようにして自然に見えるようにした。

装置

刺激の提示や反応の取得は、モバイル型ノートPC（MacBook Air 11.4）上で作動するPsychoPy version 1.90.2（Peirce, 2009）を使用して記述されたプログラムで制御した。

手続き

実験参加者は1名ずつ実験に参加し、通常照明のもとでモバイル型ノートPCの前に座って課題を遂行した。まず、実験者が矢印キーを用いて高さや幅を変更できることを実演した。その後、練習試行として一つの平行四辺形をスクリーン上に提示し、実験参加者に平行四辺形の高さと幅を実際に変えてみるよう求めた。実験参加者が操作に十分に慣れたところで、実験試行が開始された。

実験試行は全部で6試行行なわれ、3回が平行四辺形条件、3回がテーブル条件であった。

各条件は交互に行なわれ、どちらの条件から始めるかについては、参加者間でカウンターバランスをとった。実験参加者は、比較刺激が標準刺激と同じ大きさに見えるまで調整したところでEnterキーを押すよう指示された。Enterキーを押すと比較刺激（右側図形）の垂直・水平方向の長さが記録され、次の試行が開始された。

自閉スペクトラム症傾向の測定

ASD傾向の測定には、「日本語版自閉症スペクトラム指数（AQ）」（若林他, 2004）を用いた。AQは全50項目からなる質問紙で、「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」の5つの下位尺度からなる。スコアリングについては、若林他（2004）に従い、4件法で求めた回答を2値化したものを用いた。コンピュータによる視覚実験の後に質問紙への回答を求めた。実験参加者の各変数の記述統計量を表1に示した。

データ解析

本稿のデータ解析にはR version 3.6.3（R Core Team, 2020）およびパッケージlmerTest version 3.1.2（Kuznetsova et al., 2017）を用いた。標準刺激は水平方向の長さが垂直方向の半

表1 各変数の記述統計量

項目	平均値 (SD)
年齢	23.75 (6.03)
AQ 合計得点	19.28 (7.03)
社会的スキル	4.10 (2.97)
注意の切り替え	4.87 (1.97)
細部への注意	4.12 (2.36)
コミュニケーション	3.17 (2.62)
想像力	3.03 (1.71)

分であるため、記録された長さの比が50%だった場合には錯視が生じていない（標準刺激と合同な）調整であると想定された。実験参加者が錯視による知覚のバイアスを受けている場合には、標準刺激の垂直方向の長さを過大視し、比較刺激の水平方向を長く調整すると考えられるため、錯視量が多い実験参加者ほど比較刺激の比は50%より小さくなると想定された。結果の解釈を容易にするため錯視量（%）を

$$Y_{ij} = 50 - \frac{\text{垂直方向長さ}_{ij}}{\text{水平方向長さ}_{ij}} \times 100$$

として定義し、大きい値ほど錯視量が多いものとした。ここで i は試行を表す添字、 j は個人を表す添字である（ $i = 1, \dots, 6; j = 1, \dots, 60$ ）。

それぞれの刺激条件で錯視が実際に生じているかを確認する為に、錯視量の個人平均をとったものに対して錯視量が0であることを帰無仮説とする1変数の t 検定を行った。

本研究のデータは試行が個人にネストされているデータであるため、階層線形モデルによる分析を用いた。まず級内相関係数（Intra-class Correlation Coefficient: ICC）を計算し、集団類似性を検討した。本研究では、ICCが高いほど個人内の各試行が独立していないことを意味する。

次に「刺激の種類に関わらず ASD 傾向が強いほど錯視量が少ない」という仮説を検討するため、AQ の合計得点を独立変数として投入する複数のモデルを比較した。表2に本稿で検討

表2 検討したモデル

モデル	モデル式
Null	レベル1 $Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij}$
	レベル2 $\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_j$
モデル1	レベル1 $Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1 \times (\text{刺激種類})_{ij} + r_{ij}$
	レベル2 $\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_j$
モデル2	レベル1 $Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1 \times (\text{刺激種類})_{ij} + r_{ij}$
	レベル2 $\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \times (\text{AQ 合計得点})_j + u_j$
モデル3	レベル1 $Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \times (\text{刺激種類})_{ij} + r_{ij}$
	レベル2 $\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}$
	$\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j}$
モデル4	レベル1 $Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \times (\text{刺激種類})_{ij} + r_{ij}$
	レベル2 $\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \times (\text{AQ 合計得点})_j + u_{0j}$
	$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11} \times (\text{AQ 合計得点})_j + u_{1j}$
モデル5	レベル1 $Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1 \times (\text{刺激種類})_{ij} + r_{ij}$
	レベル2 $\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \times (\text{社会的スキル})_j + \gamma_{02} \times (\text{注意の切り替え})_j + \gamma_{03} \times (\text{細部への注目})_j + \gamma_{04} \times (\text{コミュニケーション})_j + \gamma_{05} \times (\text{想像力})_j + u_{0j}$
モデル6	レベル1 $Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} \times (\text{刺激種類})_{ij} + r_{ij}$
	レベル2 $\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01} \times (\text{社会的スキル})_j + \gamma_{02} \times (\text{注意の切り替え})_j + \gamma_{03} \times (\text{細部への注目})_j + \gamma_{04} \times (\text{コミュニケーション})_j + \gamma_{05} \times (\text{想像力})_j + u_{0j}$
	$\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j}$

したモデルを示した。具体的には、独立変数なしのランダム切片モデル (Null モデル), レベル1の独立変数に刺激の種類を投入したモデル (モデル1), そこにレベル2の独立変数としてAQの合計得点を投入したモデル (モデル2), 切片および刺激の種類にランダム変量を想定するが, AQの合計得点は投入しないランダム切片・ランダム傾きモデル (モデル3), そこにレベル2の独立変数としてAQの合計得点を投入したモデル (モデル4) を検討した。なお表2には後に追加で分析を行ったモデルについても示してある。AQの得点については, 全体平均中心化を行ったものをモデルに投入した。各モデルの固定効果および変量効果の推定には最尤法を用いた。

結果

シェパード錯視の錯視量

シェパード錯視の条件ごとに個人の平均をとったものの蜂群図を図2に示した (平行四辺形条件 $M=11.1$, $SD=2.63$; テーブル条件 $M=15.6$, $SD=3.34$)。それぞれの条件で錯視が実

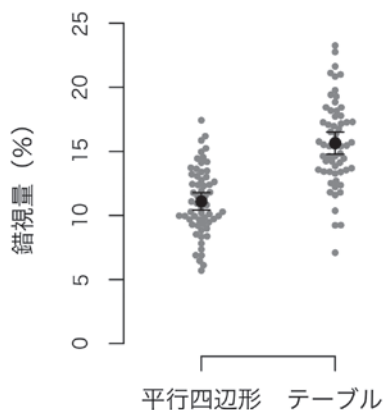


図2 刺激条件ごとの平均錯視量

注) エラーバーは95%信頼区間

際に生じているのかを確認するために「錯視量が0である」ことを帰無仮説とした1群の t 検定を行った結果, 平行四辺形条件では $t(59)=114.55$, $p<.001$, テーブル条件では $t(59)=79.781$, $p<.001$ でいずれの条件においても有意であることから, 錯視が生じていることが確認された。

集団類似性

Nullモデルにおけるレベル1の分散 $\sigma^2=\text{Var}(r_{ij})$ とレベル2の分散 $\tau_{00}=\text{Var}(u_j)$ から級内相関係数を計算すると, $\text{ICC}=\tau_{00}/(\tau_{00}+\sigma^2)=5.33/(5.33+11.94)=0.309$ であった。ICCが0.1を超えていることは集団内類似性が存在すると判断する目安の一つであるため (清水, 2014), 個人内における各試行は独立しておらず, 線形階層モデルによる分析が必要なことが示唆された。

モデルの比較

モデルの情報量基準および固定効果と変量効果の分散を表3に示した。AQを独立変数として投入する前後のモデルを比較すると, ランダム切片モデルにおいて, AQ投入後 (モデル2)のAICと投入前 (モデル1)のAICにはほとんど差がなかった (モデル1:1776.4 vs モデル2:1776.0)。また, ランダム切片・ランダム変量モデルにおいて, AQ投入前 (モデル3)と投入後 (モデル4)を比較しても同様の結果であった (モデル3:1766.5 vs モデル4:1766.9)。より儉約的なモデルを好む指標であるBICについては, AQを独立変数に投入することによりBICは増加した。固定効果の推定値を検定すると, 刺激の種類については一貫して0.1%

表3 モデルの情報量基準および固定効果と変量効果の分散推定値

	Null	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 4	モデル 5	モデル 6
情報量基準							
AIC	1993.2	1776.4	1776.0	1766.5	1767.9	1779.5	1769.6
BIC	2004.9	1791.9	1795.4	1789.8	1799.0	1814.4	1812.3
固定効果							
切片	13.36*** (0.35)	11.09*** (0.37)	11.09*** (0.37)	11.09*** (0.34)	11.09*** (0.33)	11.09*** (0.36)	11.09*** (0.32)
刺激種類 (テーブル)		4.55*** (0.25)	4.54*** (0.25)	4.55*** (0.31)	4.55*** (0.31)	4.55*** (0.25)	4.55*** (0.31)
AQ 合計			0.08 (0.05)		0.06 (0.05)		
刺激種類 × AQ 合計					0.04 (0.04)		
社会的スキル						-0.04 (0.16)	-0.10 (0.16)
注意の切り替え						0.25 (0.22)	0.21 (0.21)
細部への注意						-0.18 (0.15)	-0.21 (0.14)
コミュニケーション						0.14 (0.20)	0.14 (0.19)
想像力						-0.03 (0.22)	0.07 (0.20)
変量効果							
残差 σ^2	11.94	5.73	5.73	5.02	5.02	5.73	5.02
切片 τ_{00}	5.33	6.48	6.19	5.13	4.99	5.67	4.41
刺激種類 τ_{11}				2.35	2.35		2.35

注1) *** $p < .001$

注2) 固定効果の () 内の数字は標準誤差

水準で有意な値である一方で、AQの合計得点は交互作用項を含めていずれも非有意であった。ここからは、AQの全体得点は錯視量を説明するモデルを改善させないことが示唆された。

このことは尤度比検定の結果からも明らかであった。ネストされたモデル間の逸脱度の差および尤度比検定の結果を表4に示した。刺激の種類のみを固定効果とし、切片にランダム変量を組み込んだモデル1とAQの合計得点をレベル2の独立変数に組み込んだモデル2を比較した結果、モデル間に有意な差はなかった ($\chi^2 =$

表4 モデルの尤度比検定の結果

比較するモデル	逸脱度の差	パラメータ数の差	p値
Null vs. 1	218.859	1	<.001
1 vs. 2	2.358	1	.125
2 vs. 3	11.463	1	<.001
3 vs. 4	1.683	1	.194
追加の検討			
1 vs. 5	6.892	5	.229
3 vs. 6	6.970	5	.223

2.358, $df=1$, $p=.125$)。また、切片と刺激の種類に係数にランダム変数を組み込んだモデル3と、そこにAQの合計得点を独立変数として投

入したモデル4を比較した結果、モデル間に有意な差はなかった（ $\chi^2=1.683$, $df=1$, $p=.194$ ）。

以上をまとめると、シェパード錯視においてテーブル条件では平行四辺形条件に比べて錯視量が多く、AQは錯視量には有意な影響を及ぼしていないことが明らかになった。また、刺激の種類によって錯視量が影響をうける程度は、個人によって差があるがAQの合計得点はこの個人差に対して有意な影響を及ぼしていないことが明らかとなった。

追加の探索的検討

本稿が検討する「自閉症スペクトラム傾向が強いほど錯視量が少ない」という仮説は支持されなかったが、錯視量へと及ぼす影響がAQの下位尺度において異なっている可能性も考えられたため、AQの下位尺度のそれぞれの尺度得点を独立変数に用いたモデルも追加で検討した。モデル2のAQの合計得点をAQの下位尺度の尺度得点に変更したモデル5と、モデル3の切片においてAQの合計得点をAQの下位尺度の得点に変更したモデル6について、それぞれ独立変数の投入前と比較した。モデル6については交互作用項を含めると推定するパラメータ数が多くなるため、刺激種類の回帰係数にはAQの下位尺度を独立変数に含めなかった。表3に示したように、モデルに独立変数を投入することでモデルのAICおよびBICは投入前のモデルに比べて増加した。モデル5、モデル6では、AQの下位尺度の尺度得点の固定効果はいずれも非有意であった。また、表4に示したように尤度比検定の結果はいずれも非有意であった（モデル1 vs モデル5, $\chi^2=6.892$, $df=5$, $p=.229$ ；モデル3 vs モデル6, $\chi^2=6.970$,

$df=5$, $p=.223$ ）。これらのことから、AQの下位因子の尺度得点はシェパード錯視の錯視量に有意な影響を及ぼしていないことが明らかとなった。

考察

主要な結果

本研究は、調整法を用いて測定されたシェパード錯視の錯視量とAQによって測定されるASD傾向との関係を検討した。分析の結果、「刺激の種類に関わらずASD傾向が強いほどシェパード錯視の錯視量が低下する」という仮説は支持されなかった。また、刺激の種類については、テーブル条件では平行四辺形条件と比べて錯視量が多かった。

本研究の結果の内、テーブル条件では平行四辺形条件に比べて錯視量が多かった点については、同じ測定法を用いてASD群と定型発達群の錯視量を比べたMitcheal et al. (2010)の研究結果と一貫している。しかし、AQと錯視量の関係については、Mitcheal et al. (2010)から予測される結果やChouinard et al. (2016)の研究結果とは一貫しない結果が得られた。先行研究の結果との違いをもたらした要因には様々なものが考えられるが、ここでは(1)本研究におけるAQの分布、(2)AQで測定されないASD特性について検討する。

本研究におけるAQの分布

1点目は、本研究の実験参加者のASD傾向の分布が小さかった可能性である。Chouinard et al. (2016)では実験参加者のAQの平均値は16.35、標準偏差が7.19であり、本研究の平均値19.28と標準偏差7.03と平均値の違いはあ

るが、得点の散らばり具合においてはそう大きく異なっていない。しかし、範囲に注目すると、Chouinard et al. (2016) では、2-43 点と尺度がとりうる値の広い範囲に分布している一方で、本研究では 7-35 点の範囲にあり散らばりの範囲は狭い。得点の範囲における違いが先行研究と一貫しない結果につながった可能性がある。

また、AQ の合計得点が全体的に低いことが、先行研究との整合しない結果につながった可能性もある。Mitchell et al. (2010) や Chouinard et al. (2018) の臨床群を対象とした研究は AQ の値が計測されていないが、Baron-Cohen et al. (2001) による尺度作成時のサンプルでは高機能の ASD 群の AQ 合計得点の平均が 35.8 点、若林他 (2004) の日本版の作成においては高機能の ASD 群においては 37.9 点であったことを考慮すると、診断群において AQ の合計得点の平均は 30 点後半あたりにあることが推測される。若林他 (2004) では、障害レベルに ASD 傾向があるかどうかのカットオフ値を 33 点以上としているが、本研究の参加者の中でカットオフ値を超えた参加者は 1 名しかおらず、ASD 傾向が十分に強い参加者が含まれていなかった。AQ と錯視量の関係がシンプルな比例関係ではなく、AQ の合計得点の低い時と高い時で変わる場合などを想定すればこのことは説明できるのかもしれないが、そのためには、より AQ の合計得点が高いサンプルまでも含めた検討が必要になるだろう。

AQ で測定されない ASD の特性

先行研究と一貫しない結果が得られたことを説明する別の可能性としては、ASD 診断群

において錯視量が減少する要因は AQ で測定されている以外の ASD の特性が関わっている可能性も考えられる。AQ は ASD の優れたスクリーニングツールであるが、AQ によって ASD 者の行動特性の全ての範囲が測定される訳ではない。定型発達者を対象に ASD の特性を測定するツールとして、システム化指数 (Systemizing Quotient, Baron-Cohen et al., 2003) や共感指数 (Empathy Quotient, Baron-Cohen & Wheelwright, 2004) などが考案されており、それぞれの尺度は ASD の行動特性の異なる側面に焦点を当てている。これらの尺度を含めた研究を行うことで、シェパード錯視の錯視量を減らすメカニズムに ASD 特性の何が関わっているのかを検討することにつながるのかもしれない。

また、ASD 特性の何が、錯視量と関係しているのかを問うためには、それぞれの要素を高い信頼性で測定する必要もあるだろう。本研究で用いた AQ はもともと自閉スペクトラム症のスクリーニングとして作られた関係もあり尺度全体の信頼性を高めるよう作られているが、下位尺度のそれぞれの信頼性は決して高くない。そのこともあって、尺度を改変する研究も近年ではいくつかみられ (Hoekstra et al., 2008; Lau et al., 2013)、診断群は含まれていないものの日本人サンプルでの検討が行われているものもある (金山他, 2015)。AQ に限らず、ASD の特性の各要素と錯視を含めた知覚との関係を調査していくためには、ASD 傾向を構成する要素それぞれを高い信頼性を持って測定できる尺度も必要になるだろう。

まとめ

本研究は、シェパード錯視の心理物理学の実験を行ない、AQによって測定されるASD傾向と錯視量との関係を検討した。その結果、平行四辺形条件よりもテーブル条件において錯視量が多くなるという点については先行研究と一貫する結果であったが、ASD傾向が高いほど錯視量が少なくなるという仮説は支持されなかった。先行研究との一貫しない結果を生み出した要因として、実験参加者のAQの分布、AQで測定されないASD特性について議論され、今後の研究ではこれらの要因を踏まえた参加者集団・測定用具を用いる必要性が示唆された。

引用文献

- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (5th ed.)*. Author.
- Baron-Cohen, S., Richler, J., Bisarya, D., Guranathan, N., & Wheelwright, S. (2003). The systemizing quotient: An investigation of adults with Asperger syndrome or high-functioning autism, and normal sex differences. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London. Series B, Biological Sciences*, 358 (1430), 361-374. <https://doi.org/10.1098/rstb.2002.1206>
- Baron-Cohen, S., & Wheelwright, S. (2004). The empathy quotient: An investigation of adults with Asperger syndrome or high functioning autism, and normal sex differences. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 34(2), 163-175. <https://doi.org/10.1023/B:JADD.0000022607.19833.00>
- Baron-Cohen, S., Wheelwright, S., Skinner, R., Martin, J., & Clubley, E. (2001). The autism-spectrum quotient (AQ): Evidence from Asperger syndrome/high-functioning autism, males and females, scientists and mathematicians. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 31(1), 5-17. <https://doi.org/10.1023/A:1005653411471>
- Chouinard, P. A., Royals, K. A., Landry, O., & Sperandio, I. (2018). The Shepard illusion is reduced in children with an autism spectrum disorder because of perceptual rather than attentional mechanisms. *Frontiers in Psychology*, 9. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.02452>
- Chouinard, P. A., Unwin, K. L., Landry, O., & Sperandio, I. (2016). Susceptibility to optical illusions varies as a function of the autism-spectrum quotient but not in ways predicted by local-global biases. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 46(6), 2224-2239. <https://doi.org/10.1007/s10803-016-2753-1>
- Gori, S., Molteni, M., & Facoetti, A. (2016). Visual illusions: An interesting tool to investigate developmental dyslexia and autism spectrum disorder. *Frontiers in Human Neuroscience*, 10, 175. <https://doi.org/10.3389/fnhum.2016.00175>
- Hoekstra, R. A., Bartels, 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 Disorders*, 38(8), 1555-1566. <https://doi.org/10.1007/s10803-008-0538-x>
- 金山 裕望・前田 由貴子・佐藤 寛 (2015) 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), 41-45.
- Kuznetsova, A., Brockhoff, P. B., & Christensen, R. H. B. (2017). lmerTest package: Tests in linear mixed effects models. *Journal of Statistical Software*, 82(13), 1-26. <https://doi.org/10.18637/jss.v082.i13>
- Lau, W. Y.-P., Gau, S. S.-F., Chiu, Y.-N., Wu, Y.-Y., Chou, W.-J., Liu, S.-K., & Chou, M.-C. (2013). Psychometric properties of the Chinese version of the autism spectrum quotient (AQ). *Research in Developmental Disabilities*, 34(1), 294-305. <https://doi.org/10.1016/j.ridd.2012.08.005>
- 道又 爾 (2003) 高次の知覚と注意 道又 爾・北崎・充晃・大久保 街亜・今井 久登・山川

- 恵子・黒沢 学 (編) 認知心理学 (pp. 65-99)
有斐閣
- Mitchell, P., Mottron, L., Soulières, I., & Ropar, D. (2010). Susceptibility to the Shepard illusion in participants with autism: Reduced top-down influences within perception? *Autism Research*, 3(3), 113-119. <https://doi.org/10.1002/aur.130>
- 小野島 昂洋 (2018) 錯視を用いた自閉スペクトラム症の視覚研究の動向と課題 早稲田大学教育学会紀要, 19, 23-30.
- Peirce, J. W. (2009). Generating stimuli for neuroscience using PsychoPy. *Frontiers in Neuroinformatics*, 2. <https://doi.org/10.3389/neuro.11.010.2008>
- R Core Team. (2020). *R: A language and environment for statistical computing*. <https://www.R-project.org/>
- 清水 裕士 (2014) 個人と集団のマルチレベル分析 ナカニシヤ出版
- 若林 明雄・東條 吉邦・Baron-Cohen, S. & Wheelwright, S. (2004) 自閉症スペクトラム指数 (AQ) 日本語版の標準化 心理学研究, 75 (1), 78-84. <https://doi.org/10.4992/jjpsy.75.78>