

# 報酬駆動的な注意と内発的注意の相互作用

峯 知里  
齋 木 潤

京都大学大学院人間・環境学研究科／日本学術振興会

京都大学大学院人間・環境学研究科

報酬を伴う履歴は、観察者の目標や刺激の物理特性とともに、視覚的注意の選択に影響を及ぼすことが知られている。従来の研究では、目標と刺激の物理特性に基づく注意制御の間で相互作用が示されているが、報酬に基づく注意制御が注意の優先マップ内でどのように影響を及ぼしているのかは良く理解されていない。本研究では、報酬に基づく注意が内発的な注意制御に及ぼす影響を明らかにすることを目的とした。そのため、空間手がかり課題を用いた二つの実験において、手がかりの有効性と報酬の大きさの連合を操作した。その結果、報酬と手がかりの有効性の連合が内発の手がかり効果の大きさをモデレートした（実験1）。さらに、実験2では、実験1で観察された効果が、期待値の違いにより生じたモチベーションの違いではないことを確認した。以上の結果は、目標に基づく注意制御と報酬に基づく注意制御が、注意の優先マップ内で相互に作用していることを示唆する。

Keywords: reward-based attention, endogenous attention, spatial cueing

## 問題・目的

外界には膨大な量の情報が存在している。我々は行動目標と一致する対象に対して意図的に注意を向け、あるいは顕著な対象に自動的に注意が駆動されることで、効率よく情報を選択している（Corbetta & Shulman, 2002）。近年の研究では、目標や刺激の物理特性に基づく注意制御に加えて、（特に報酬に関する）履歴に基づく注意制御の存在が明らかにされてきた（e.g., Failing & Theeuwes, 2018）。この報酬の履歴に基づく制御は、刺激の物理特性に基づく注意制御のように、急速に自動的に生じることが報告されている（e.g., Hickey et al., 2010）。

先行研究では、目標に基づく注意制御と刺激の物理特性に基づく制御は、相互に作用していることが示されてきた（e.g., Folk et al., 1992）。しかし、履歴に基づく注意の制御が、これら二つの制御とどのように関連しているのかについては未解明な点が多い。

本研究では、目標に基づく制御と報酬の履歴に基づく制御の相互作用に着目し、報酬に基づく制御が内発的な注意制御に及ぼす影響を明らかにすることを目的とした。そのため、空間手がかり課題を用いて（e.g., Posner et al., 1978）、手がかりの有効性と各試行で得られる報酬の大きさの関係性を操作した。内発的な注意制御と報酬に基づく制御が独立して注意制御に影響を及ぼすなら、内発手がかりの効果は、手がかりと報酬の連合に関わらず一定であると予想される。一方、両者が相互に作用し注意に影響する場合は、手がかりと報酬の連合が手がかり効果をモデレートすると予想される。

## 方法

**実験参加者** 京都大学に所属する大学生または大学院生 24 名が実験 1、他の 24 名が実験 2 に参加した。

**刺激・手続き** 実験は、先行研究の内発の手がかり課題をもとに作成された（e.g., Posner et al., 1978）。各試行の流れを図1に示す。はじめに注視点および Placeholder が呈示され、その後、内発の手がかり（左右いずれかを指す矢印）が出現した。その後、一定の遅延時間を挟み、左右両方のボックス内に線分が短時間出現した。いずれかの線分は垂直または水平（ターゲット）、もう一方の線分は左または右に 45° 傾いていた（ディストラクタ）。参加者はターゲットの線分の方位（垂直/水平）を判断し、できるだけ速く正確にキーボードで回答した。その後、正答試行のみ、各試行のフィードバック画面で報酬が呈示された。

本研究では、手がかりの有効性（valid / invalid）と報酬の大きさ（高 / 低）の連合に基づく二つの条件を設けた。一つは congruent 条件であり、矢印が指し示した位置にターゲットが出現する valid 試行で高報酬（+ 10 points）、矢印と逆の位置にターゲットが出現する invalid 試行で低報酬（+ 1 point）が呈示された。一方、incongruent 条件では、手がかりの有効性と報酬の対応が逆転された。手がかりの有効性は 75% であった。参加者には、正答試行のみ高報酬または低報酬が得られることを伝え、手がかりの有効性と報酬の大きさの連合については明示しなかった。

実験課題は 48 試行、10 ブロック、計 480 試行で構成された。ブロックは前半 5 ブロックと後半 5 ブロックに分類され、前半が congruent 条件、後半が incongruent 条件、あるいはその逆であった。条件の呈示順は参加者間でカウンターバランスがとられた。また、ブロック内の試行はランダムに呈示された。

実験 2 では、congruent 条件と incongruent 条件の期待値の違いの影響を検証するため、congruent 条件の高報酬（valid 試行）を 16 points、低報酬（invalid 試行）を 2 points、incongruent 条件の高報酬（invalid 試行）を 32 points、低報酬（valid 試行）を 6 points とし、条件間の期待値をそろえた。

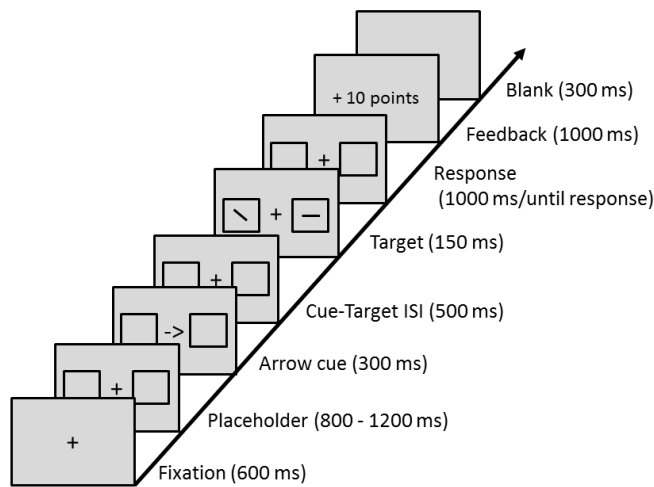


図 1. 空間手がかり課題 1 試行の流れ (実験 1, congruent 条件, 正答試行の一例)

## 結果

**実験 1** はじめに, 反応時間について, trial type (congruent / incongruent) と手がかりの有効性 (valid / invalid) を要因とする参加者内 2 要因分散分析を行った。その結果, 手がかりの有効性の主効果 ( $F[1, 23] = 0.17, p = .688, \eta^2 = .007$ ), および交互作用がみられた ( $F[1, 23] = 5.77, p = .025, \eta^2 = .201$ )。valid 試行の反応時間は, incongruent 条件と比較して congruent 条件で短かった ( $F[1, 23] = 7.70, p = .011, \eta^2 = .251$ )。次に, 報酬と手がかりの連合が内発的注意の制御に影響するか否かを検討するため, valid 試行と invalid 試行の反応時間の差分 (validity effect) を算出し, congruent 条件と incongruent 条件で比較した。対応のある  $t$  検定を行った結果, 条件間に有意な差が認められ ( $t[23] = 2.40, p = .025, 95\% \text{ CI } [6.07, 81.45]$ ), congruent 条件でより大きな効果が示された。一方, 正答率には有意な差が認められなかった ( $t[23] = -1.30, p = .205, 95\% \text{ CI } [-6.77, 1.54]$ )。

**実験 2** 実験 2 の結果は, 実験 1 の主な結果を再現した。実験 1 と同様に, trial type (congruent / incongruent) と手がかりの有効性 (valid / invalid) を要因とする参加者内 2 要因分散分析を行った結果, 手がかりの有効性の主効果がみられた ( $F[1, 23] = 37.09, p < .001, \eta^2 = .617$ )。さらに, trial type と手がかりの有効性の間に交互作用がみられた ( $F[1, 23] = 11.35, p = .003, \eta^2 = .330$ )。valid 試行について, congruent 条件と congruent 条件の反応時間の差は有意傾向であった ( $F[1, 23] = 3.77, p = .064, \eta^2 = .141$ )。さらに, congruent 条件と incongruent 条件の validity effect について対応のある  $t$  検定を行った。その結果, 条件間に有意な差が認められ ( $t[23] = 3.37, p = .003, 95\% \text{ CI } [10.87, 45.48]$ ), congruent 条件は incongruent 条件に比べてより大きな効果が示された。また, 正答率には

有意な差が確認されなかった ( $t[23] = -0.60, p = .552, 95\% \text{ CI } [-4.82, 2.64]$ )。

## 考察

本研究では, 空間 (内発) 手がかり課題を用いて, 目標に基づく制御と報酬の履歴に基づく制御の相互作用に焦点を当て, 報酬に基づく制御が内発的な注意制御に及ぼす影響を明らかにすることを目的とした。そのため, 手がかりの有効性と報酬の大きさの連合が操作された二つの実験を行った。その結果, 先行研究と一貫して, 両方の実験で内発手がかり効果が確認された (e.g., Posner et al., 1978)。また, この内発手がかり効果の大きさは, 手がかりと報酬の連合によってモデュレートされることが分かった。手がかりの有効性は 75% であったが, 手がかりの位置と反対側にターゲットが出現する試行で高報酬が得られる場合は, 参加者が手がかり位置とは反対側にも注意を分散させていた可能性がある。その結果, incongruent 条件の valid 試行で反応時間が遅延したと考えられる。また, 実験 2 の結果は, この手がかりと報酬の連合による内発手がかり効果のモデュレーションが, congruent 条件と incongruent 条件で操作された報酬の期待値によるモチベーションの違いでは説明できないことを示した。以上の結果は, 目標に基づく注意制御と報酬に基づく注意制御が, 注意の優先マップ内で相互に作用していることを示唆する。

## 引用文献

- Corbetta, M., & Shulman, G. L. (2002). Control of goal-directed and stimulus-driven attention in the brain. *Nature Reviews Neuroscience*, 3, 201–215.
- Failing, M. & Theeuwes, J. (2018). Selection history: How reward modulates selectivity of visual attention. *Psychonomic Bulletin & Review*, 25(2), 514–553.
- Folk, C. L., Remington, R. W., & Johnston, J. C. (1992). Involuntary covert orienting is contingent on attentional control settings. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 18, 1030–1044.
- Hickey, C., Chelazzi, L., & Theeuwes, J. (2010a). Reward changes salience in human vision via the anterior cingulate. *The Journal of Neuroscience*, 30, 11096–11103.
- Posner, M. I., Nissen, M. J., & Ogden, W. C. (1978). Attended and unattended processing modes: The role of set for spatial location. *Modes of Perceiving and Processing Information*, 137, 158.

# バーチャルリアリティを応用した

## 360度の周囲に対する基礎的注意分布の計測

原田 佑規  
大山 潤爾

国立研究開発法人産業技術総合研究所  
国立研究開発法人産業技術総合研究所

本研究では、バーチャルリアリティの技術を応用することで、周囲360度の全方向に対する空間的注意の分布を若年者と高齢者を対象に計測した。参加者がボタンを押すと、白色または黒色のドットがヘッドマウントディスプレイに呈示された。ドットの呈示位置は、参加者の頭部を中心とした緯度と経度によって定義されており、全部で50か所あった。参加者の課題は、360度の無地の仮想空間の中で、体を自由に動かしながらドットを探索し、その色に対応するボタンを可能な限り正確にかつ素早く押すことであった。参加者ごとに正規化された反応時間は、緯度0度かつ経度180度のときに高齢者のほうが若年者よりも有意に大きかった。これらの結果から、高齢者の注意は、背後方向にはあまり分布していないことが示唆される。

Keywords: virtual reality, attention, aging, 360-degree surroundings

### 問題・目的

近年、情報アクセシビリティの評価は世界的な関心事項となっている。例えば、ARグラスやHMDなどの技術革新により、自動車運転・外科手術・製造などの個別具体的な現場でAR・VRの技術が応用されている。このような現場で、もしもAR・VRコンテンツを見落とすと、作業事故につながる恐れがある。この見落としを防ぐために、どの場所にある情報はどのくらい気づきやすいかといった、空間的注意ベースでのアクセシビリティ評価が有効と考えられる。特に、世界的な高齢化を踏まえると、高齢者の空間的注意の特性を明らかにすることは重要である。

AR・VRの応用現場は日常的な空間であることを考慮すると、アクセシビリティを評価するためには、360度空間における注意の特性を明らかにする必要がある。しかしながら、これまでの先行研究では、背後・頭上・真下を含む360度の全方向に対する注意の計測結果は報告されていない。具体的には、正面に配置されたディスプレイ (Itoh, Sagawa, & Fukunaga, 2009) もしくは参加者を囲む六角形に配置されたマルチディスプレイ (Fang, Nakashima, Matsumiya, Kuriki, & Shioiri, 2015) にターゲット刺激を呈示し、そのターゲットに対する反応成績を計測するといった実験は報告されている。これらの手続きは、限られた空間に対する注意計測の手法として優れているものの、360度の全方向に対する注意計測としては限界点がある。

そこで、この問題を解決するために、VR技術を応用して360度の探索課題を行った。この課題では、HMDの仮想空間にターゲット刺激を呈示し、その刺激を発見するまでにかかった反応時間を取得した。仮想空間ならば、任意の空間にターゲット刺激を呈示でき、かつそれ以外の視覚情報を統制できるため、360度の空間的注意を計測できると考えられる。

### 方法

**参加者** 学部生および大学院生の16名 (平均年齢 = 22.50,  $SD = 2.00$ ) と高齢者人材派遣センター登録者の19名 (平均年齢 = 67.05,  $SD = 2.46$ ) が参加した。

**刺激と材料** 刺激の呈示にはHMD, 反応の取得にはゲームパッド2つ, 実験の制御にはPCをそれぞれ用いた。準備刺激として黒色の正方形 (90×90°) とその中央を交差するように引かれた白色の垂直線と水平線, 両足をセットするための2本の黒い直線 (長さ30°) を用いた。凝視点には“+” (1.5×1.5°) を, 探索ターゲットには白色と黒色のドット (1.5×1.5°) をそれぞれ用いた。

**手続き** 参加者は、ゲームパッドを左右の手に握って課題を行った。1試行の流れは以下のとおりである (Fig. 1)。まず、準備刺激が呈示され、参加者は体全体を準備刺激の中心に向けてその中心を注視してから、右手のゲームパッドでスタートボタンを押した。準備刺激が1000 msとどまり、次いで中央に凝視点が500 ms呈示されたあとにターゲットが周囲の空間のどこか1か所に呈示された (Fig 2)。参加者は体を自由に動かしてターゲットを探し、その色に応じて左右のコントローラのどちらかのボタンを可能な限り正確にかつ素早く押した。ボタンを押すと1試行が終わった。総試行数は、ターゲットの位置 (50) × ターゲットの種類 (2) × 繰り返し (4) の400試行であった。1ブロック当たりの試行は100で、合計4ブロックあった。

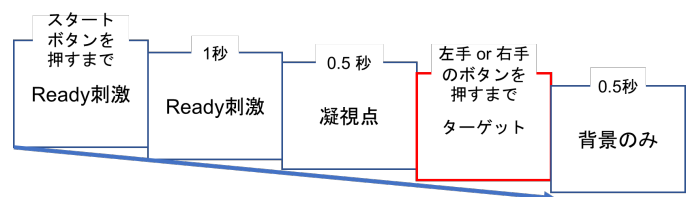


Fig. 1. Schematic illustration of a trial sequence in the experiment.

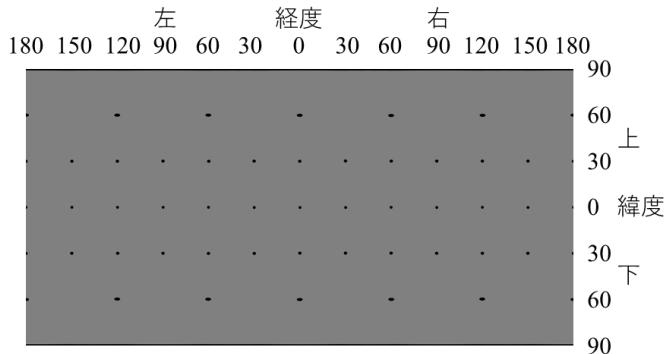


Fig. 2. Black dots represent the locations of targets. A target was presented at the one of any 50 locations.

### 結果

教示の通りに課題を行えなかった若年者1名のデータを分析から除外した。ターゲットに対する平均正答率は、若年者が.98 (SD=0.014), 高齢者が.98 (SD=0.0074)であった。したがって、どちらもほぼすべてのターゲットを正しく報告していた。

正答試行における平均反応時間は、若年者が3.60秒 (SD = 0.21), 高齢者が4.90秒 (SD = 0.31)であった。高齢者は若年者よりも視覚情報処理が遅い (Owsley, 2013) ことを考慮して、参加者ごとに反応時間を正規化した。正規化は、各ターゲット位置の反応時間を最も遅いターゲット位置の反応時間で割ることで求められた。Fig. 3 は若年者と高齢者における各ターゲット位置の平均正規化反応時間を示す。正規化反応時間に対して、年齢群 (若年者, 高齢者: 参加者間) とターゲット位置 (50か所: 参加者内) を要因とした2要因混合計画の分散分析を行ったところ、ターゲット位置の主効果 [ $F(1, 49) = 60.59, p = .000, \eta_p^2 = .65$ ] と2要因交互作用 [ $F(1, 49) = 2.56, p = .000, \eta_p^2 = .07$ ] が有意であった。単純主効果の検定を行ったところ、UD0×R150とLR180, D30×LR180において、正規化反応時間は高齢者のほうが若年者よりも有意に大きいことが明らかとなった。一方で、その他の9か所において、正規化反応時間は、高齢者のほうが若年者よりも有意に小さかった。

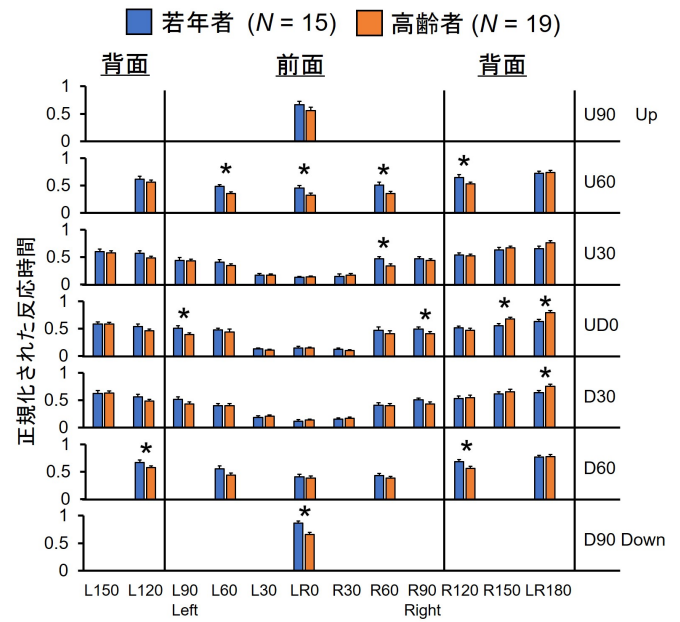


Fig. 3. The means of normalized response time. Error bars = SE, \*  $p < .05$ .

### 考察

実験の結果、高齢者の情報検出は、緯度60度かつ経度60から120度付近が相対的に保たれており、背後付近が相対的に遅かった。この結果から、高齢者は、正面から経度120度程度の情報にはアクセスできるが、経度150度を超えるとアクセスしにくくなることが示唆された。

その一方で、緯度と経度の両方が30度以内の範囲において、正規化反応時間は若年者と高齢者の間で有意な差がなかった。Itoh et al. (2009) によると、本実験のような検出課題では、網膜偏心度が30度以内ならばおおむね有効視野の内側といえる。したがって、有効視野内の情報アクセシビリティは高齢者においても比較的保たれていると考えられる。

### 引用文献

Itoh, N., Sagawa, K., & Fukunaga, Y. (2009). Useful visual field at a homogeneous background for old and young subjects. *Gerontechnology*, 8, 42–51.

Fang, Y., Nakashima, R., Matsumiya, K., Kuriki, I., & Shioiri, S. (2015). Eye-head coordination for visual cognitive processing. *PLoS ONE*, 10, e0121035

Owsley, C. (2013). Visual processing speed. *Vision Research*, 90, 52–56.

# 自己に関する概念の変化が視覚的注意の焦点の範囲を調節する

小林 穂波

関西学院大学 文学部

小川 洋和

関西学院大学 文学部

他者との関係性に基づく自己観の変化が、さまざまな認知処理に影響を及ぼすことが示されている。しかし、視覚的注意への影響については十分な検討がなされていない。本研究の目的は、自己観の変化が視覚的注意の焦点の大きさを調節するかを明らかにすることであった。自己観を操作する課題を実施する前後でフランカー課題を実施し、課題非関連刺激からの認知的干渉の効果量の変化を測定した。さらに、課題標的と課題非関連刺激との空間的距離を操作し、自己観の操作によって視覚的注意の焦点の大きさがどのように変化するかを検討した。その結果、相互協調的自己観を活性化した参加者は相互独立的自己観を活性化した参加者に比べて、標的に近接する課題非関連刺激からの干渉が大きくなった。この結果は、自己観の変化によって視覚的注意の焦点の大きさが調節されることを示している。

Keywords: self-construal, attentional spotlight

## 問題・目的

他者との関係性に基づく自分に関する考え方を自己観と呼び、関係性に重きを置く相互協調的自己観と、自分自身に焦点を当てる相互独立的自己観に分類できる (Markus & Kitayama, 1991)。これまでの研究では、自己観を実験的に操作することで、自己観が全体・部分処理や記憶といった高次認知処理に影響を及ぼすことが示されてきた (Oyserman & Lee, 2008)。

一方で、自己観が視覚的注意による情報選択にどのような影響を及ぼすかについては十分な検討がなされていない。Lin & Han (2009) は参加者の自己観を活性化するプライミング課題を用いて、プライミング後の視覚的注意の焦点の範囲の変化をフランカー課題で検討した。その結果、相互協調的自己観をプライミングした群は、相互独立的自己観をプライミングした群よりも視覚的注意の焦点の範囲が広がったことが示唆された。ただし、この研究では相互独立的自己観が視覚的注意の焦点の範囲に与える影響については検討できていない。視覚的注意の焦点の範囲はおおよそ視角1度であるといわれているが (Eriksen & Eriksen, 1974)、自己観によって焦点の範囲がどの程度変化したのかを具体的に測定することはできていない。

本研究は、自己観が視覚的注意の焦点の範囲をどのように変化させるかを検討することを目的として実施した。そのために Lin & Han (2009) と同様に自己観のプライミング課題を実施し、課題前後のフランカー課題の成績を比較した。本研究の仮説は、相互協調的自己観を活性化させることで注意の焦点の範囲が広がる一方で、相互独立的自

己観の活性化によって焦点の範囲が狭くなるということであった。もしこの仮説が正しければ、相互協調的自己観のプライミング課題後のフランカー課題における近接妨害刺激からの干渉が、相互独立的自己観のプライミング課題後と比べて大きくなることが予測される。

## 方法

**参加者:** 関西学院大学の学生 47 名 (実験 1: 23 名、実験 2: 24 名) が参加した。

**手続き:** 参加者は自己観のプライミング課題の前後にフランカー課題を1セッションずつ行った。自己観のプライミング課題では、集団または個人で目的を達成しようとする状況を想像する課題と、家族や友人との類似点または相違点を書き出す課題を実施した。フランカー課題における参加者の課題は、横に並んで呈示される5つの矢印のうち、標的刺激である中央の矢印が右向きか左向きかをキー押しで反応することであった。両脇に呈示される矢印、すなわちフランカー刺激が中央のものと同じ向きである一致条件と、違う向きである不一致条件があった。実験1では、標的刺激とフランカー刺激間の距離は固定であった。実験2では、注意の焦点の範囲が変化したかを調べるため、標的刺激とフランカー刺激間の距離を4種類設定した。プライミング課題の種類(相互協調・相互独立)を参加者間要因、フランカー刺激と標的刺激の一致性および刺激間距離を参加者内要因として実験を実施した。

## 結果

**実験1:** 相互独立的自己観をプライミングした群におけるフランカー刺激からの干渉量が、プライミング課題前と比較して小さくなっていることが示唆された。分析は線形混合モデルによって実施し、参加者を変量効果として扱った。フランカー課題における干渉量の変化を Figure 1 に示す。相互独立的自己観をプライミングした群において、プライミング課題後のフランカー干渉量が、課題前に比べて小さくなった ( $b = 21.57, SE = 10.54, t = 2.05$ )。

**実験2:** 相互協調的自己観をプライミングした群における注意の焦点の範囲が、相互独立的自己観をプライミングした群に比べて大きくなっていることがわかった。分析は参加者を変量効果とした線形混合モデルを用いて実施し、プライミング課題前のフランカー干渉量を共変量として、プライミング課題後のフランカー干渉量を比較した。Figure 2 に刺激間距離の増加に伴う干渉量の変化を示す。また、刺激間距離とプライミングの種類に関する各条件間のペアワイズ比較をおこなった。まず、相互協調的自己観をプライミングした群では、刺激間距離が大きくなってもフランカー干渉量は減少しなかった。一方で相互独立的自己観をプライミングした群では、刺激間距離が視角 0.22 度のときよりも 0.55 度のときにフランカー干渉量が小さくなり ( $b = 15.97, SE = 6.68, t = 2.39$ )、その後は刺激間距離がさらに広がっても干渉量は減少しなかった。

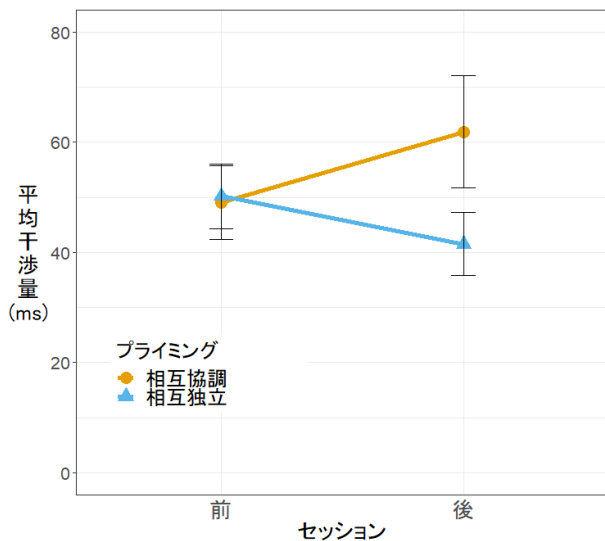


Figure 1. 実験1のフランカー干渉量(一致条件と不一致条件の平均反応時間の差)の平均値

## 考察

本研究では、自己観の活性化に伴う視覚的注意の焦点の範囲への影響について検討した。実験1の結果から、相互独立的自己観の活性化によって注意の焦点の範囲が小さくなることが示された。実験2では刺激間距離を複数設定することで、注意の焦点の範囲を測定した。その結果、相互独立的自己観のプライミングによって注意の焦点の範囲がおよそ視角 0.55 度程度まで狭くなる可能性が示唆された。一方で相互協調的自己観では今回設定した距離よりもさらに広い範囲に視覚的注意の焦点が広がっている可能性が示された。以上より、自己観が視覚的注意のスポットライトの大きさを調節する過程に影響を及ぼすことがわかった。

## 引用文献

- Eriksen, B. A., & Eriksen, C. W. (1974). Effects of noise letters upon identification of a target letter in a non-search task. *Perception & Psychophysics*, 16, 143-149.
- Lin, Z., & Han, S. (2009). Self-construal priming modulates the scope of visual attention. *The Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 62, 802-813.
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review*, 98, 224-253.
- Oyserman, D., & Lee, S. W. (2008). Does culture influence what and how we think? Effects of priming individualism and collectivism. *Psychonomic Bulletin*, 134, 311-42.

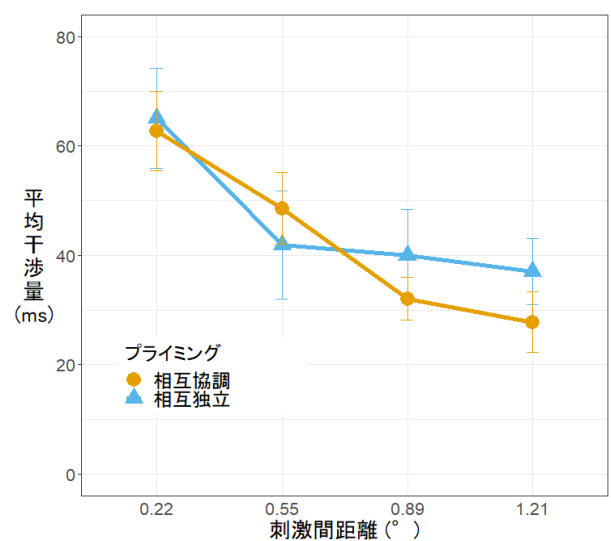


Figure 2. 実験2における各条件のフランカー干渉量の平均値

# 動的情報が複数の視覚情景刺激提示下の視聴覚統合に及ぼす影響

小西 慶治  
横澤 一彦

東京大学大学院人文社会系研究科

東京大学大学院人文社会系研究科

視覚刺激と聴覚刺激を一对一で用いた腹話術効果の研究は、視聴覚統合における時空間的近接性の影響を調べるに過ぎないが、多対一では意味的整合性まで考慮する必要がある (Kanaya & Yokosawa, 2011, *Psychonomic Bulletin & Review*). 本研究では、視覚情景刺激2つと聴覚情景刺激1つを用いて、視聴覚刺激の意味的整合性と視覚刺激の動き情報とが視聴覚統合へ及ぼす影響を調べた。動画と静止画を左右に並べ、聴覚刺激との意味的整合性を操作した。聴覚刺激は左右いずれかから提示し、参加者はどちらから提示されたかを回答した。すると、動画が意味的に整合する場合、不整合の場合よりも音源定位が特に不正確になり、静止画が意味的に整合していてもそれほど不正確にならなかった。これらから、複雑な環境における視聴覚の対応づけでは、動き情報を持つ視覚刺激との意味的整合性が優先され、動き情報を持たない視覚刺激との意味的整合性の影響は小さいことが分かった。

Keywords: cross-modal integration, the spatial ventriloquist effect, semantic congruency

## 問題・目的

聴覚刺激と視覚刺激を空間的に離れた位置に提示すると、聴覚刺激の音源位置が視覚刺激の位置に誤定位される現象は、腹話術効果 (the ventriloquist effect) と呼ばれる (Bertelson & Ascherleben, 1998). これは、感覚入力間の矛盾を解消し、一貫した外界の表象を形成する統合処理の典型例である。聴覚刺激と視覚刺激を1つずつ提示し、それらの矛盾を操作した実験によると、時間的近接性のような物理的要因こそが統合の成否を規定すると考えられる (Vroomen & de Gelder, 2004). 一方で、Kanaya & Yokosawa (2011) は、顔刺激を2つ、声刺激1つを用いて音源定位課題を行い、視聴覚情報の意味的な対応関係が統合の程度を調整することを報告した。これは、視聴覚情報の対応づけ候補が複数存在する環境下では、認知的要因に基づいて、蓋然性の高い対応を選択することを示唆している。

しかしながら、Kanaya & Yokosawa (2011) では、顔刺激の一方の口元を隠すことで対応づけに関わる情報をなく奪っていたため、実質、口元の見える顔刺激と声刺激との対応関係のみを考えていた可能性がある。また、視聴覚統合における認知要因の影響はヒトの顔と声に特異的であるとの主張も存在する (Vatakis & Spence, 2008). そこで本研究では、情景を表す視覚刺激を2枚と曖昧な聴覚刺激1つを提示し、視覚刺激の動き情報の有無と視聴覚情報の意味的整合性を操作した上での音源定位課題を行うことで、複数の対応関係の候補を残した複雑な環境下で、認知的要因が情景の視聴覚統合に影響するかを検討した。動的情報を有していても意味的に整合しなければ、あるいは、意味的に整合していても動的情報が伴わなければ音源の誤定位は生じないと考えられる。逆に、意味的に整合し、かつ、動的情報を伴う視覚刺激のみが聴覚刺激と強く統合されると予想される。

## 方法

**実験参加者** 実験には19名が参加した。

**刺激** 視覚刺激は炎、滝、雨、雪の4種類の情景を写した1秒間の動画であった。この動画の1フレーム目を用い、静止画とした。聴覚刺激はラジオ音を模した曖昧な雑音1種類であった。別の7名を対象に7件法で視覚刺激と聴覚刺激の整合度を評定させたところ、音との整合度は、雨 ( $Med = 3$ ) や雪 (3) と比べて、炎 (6) や滝 (6) において高いことがわかったので、前者二つを整合性低刺激、後者二つを整合性高刺激と設定した。

**装置** 参加者の正面にスクリーンを設置し、プロジェクターを通じて視覚刺激を投影した。スクリーン前方下部に設置したスピーカーから聴覚刺激を提示した。

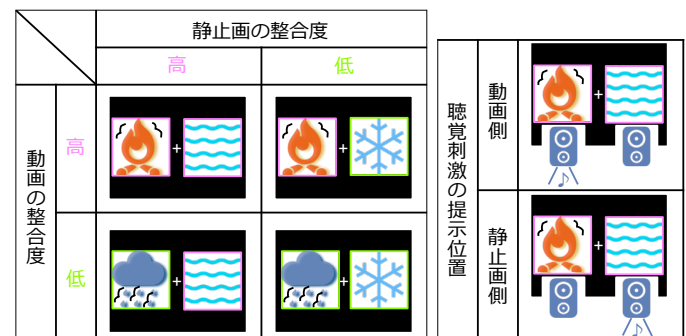


図1. 視覚刺激の提示例と聴覚刺激の提示例。

**実験手続き** 中央に注視点を提示したのち、その両側に視覚刺激を対提示すると同時に左右いずれか一方から聴覚刺激を提示した。課題は、聴覚刺激がどちらから提示されたかを答えることであった。参加者には、刺激の提示中、注視点を見つめるよう教示し、音源定位は視覚情報に頼らず、聴覚のみに基づくよう求めた。

**条件** 視覚刺激対のうち、一方は動画で、もう片方は静止画であった。4種類の情景から重複なく選ばれた。それぞれの視覚刺激について、聴覚刺激との意味的整合性が高い場合と低い場合の2通りが存在したので、視覚刺激対の提示条件は4通りだった(図1左)。また、聴覚刺激は視覚刺激対の動画側または静止画側から提示された(図1右)ので、視聴覚刺激の組み合わせは8条件からなっていた。各32試行ずつ、計256試行の音源判断が行われた。

## 結果

音源定位課題の正答率を表1に示す。聴覚刺激の提示位置(動画側/静止画側)、動画の意味的整合性(高/低)、静止画の意味的整合性(高/低)が、音源定位課題の正答率に及ぼす影響を検討するため、3要因反復測定分散分析を行なったところ、聴覚刺激の主効果 [ $F(1, 18) = 21.6, p < .001$ ], 動画の意味的整合性 [ $F(1, 18) = 22.7, p < .001$ ], 静止画の意味的整合性 [ $F(1, 18) = 10.0, p = .006$ ] の主効果がそれぞれ有意であった。すなわち、音源定位は静止画側よりも動画側で正確になり、動画との意味的整合度が高い場合に音源定位が不正確となる一方、静止画との意味的整合度が高い場合には音源定位が正確になっていた。

また、聴覚刺激の提示位置と動画の意味的整合性の二次の交互作用が有意であった [ $F(1, 18) = 40.0, p < .001$ ]。下位検定を行なったところ、提示位置の単純主効果は動画の整合度によらず認められた [高,  $F(1, 36) = 40.9, p < .001$ ; 低,  $F(1, 36) = 5.99, p = .02$ ]。さらに、動画の整合性の単純主効果は静止画側で認められたが、動画側では認められなかった [静止画側,  $F(1, 36) = 62.1, p < .001$ ; 動画側,  $F(1, 36) = 2.10, p = .16$ ]。聴覚刺激の提示位置と静止画の意味的整合性の交互作用をはじめ、その他の二次、および、三次の交互作用は有意ではなかった [ $F_s < 4.03, p_s > .060$ ]。これらから、動画との意味的整合度が高いと、実際には音源が静止画側に提示されていたにもかかわらず、動画側から提示されたと感じやすいが、静止画との意味的整合度は、音源の誤定位を生じないことがわかった。

表1. 音源定位の課題の正答率 (%)

		静止画の意味的整合性		
		高	低	
動画側から聴覚刺激が提示	動画の	高	97.2 ± 0.7	92.3 ± 1.5
	意味的整合性	低	90.6 ± 2.4	92.1 ± 2.2
		静止画側から聴覚刺激が提示		
		高	低	
静止画側から聴覚刺激が提示	動画の	高	61.8 ± 6.9	57.3 ± 7.0
	意味的整合性	低	81.0 ± 3.8	74.8 ± 5.8

Note: mean ± s.e.

## 考察

情景に関わる視覚刺激と聴覚刺激とを用いて、それらの意味的整合性および、視覚刺激が動きの情報を有しているかどうかといった認知的要因が視聴覚統合を調整するかどうかを調べた。音源定位の判断成績から、音源が静止画側に提示された場合に、動画側に提示された場合と比べて正答率が低く、動的情報を有している視覚刺激と同じ側から音が提示されたと感じられやすいことがわかる。これは、音が鳴る際には何らかの動きが伴う蓋然性が高いという事前の知識に基づくものである (Schutz & Kubovy, 2009)。動的な刺激と同側に提示された音源定位の成績が精確になるというのは研究とも一致する (Kanaya & Yokosawa, 2011)。

意味的な整合性の高い動画が提示された条件では、整合性の低い動画が提示された条件と比べて、静止画側に提示された聴覚刺激の定位成績の低下が著しかった。これは意味的に整合し、動きを伴う視覚刺激に対して聴覚刺激が強く統合されたため、実際には反対側に提示されたにもかかわらず、動画側から提示されたように感じられたと考えられる。

一方で、静止画が提示された場合は、このような音源定位成績の低下は観察されなかった。したがって、動的情報を伴う刺激の存在下では、たとえ意味的な整合性が高かったとしても動的情報の欠如を理由に適切な対応づけと判断されない可能性が考えられる。むしろ、静止画の意味的整合性が高い場合には、静止画側だけでなく、動画側においても正答率の向上が認められることから裏付けられる。この静止画の意味的整合性の効果は腹話術効果ではなく、単に意味的に不整合な視覚刺激によって聴覚刺激の処理が妨害されたことが原因だと考えられる。

以上のことから、意味的な整合性の視聴覚統合への寄与は限定的であり、視覚情報が動きを伴う場合に限ることが分かった。これは、認知的要因が統合へ寄与する2つの側面を示唆している。1つ目は、蓋然性の高い視聴覚刺激の対応づけを選択することであり、2つ目は、蓋然性の低い視聴覚刺激の対応づけを棄却するというものである。複数の対応の候補から素早く1つの答えを導くために、合わない要素を持つ対応づけの候補を積極的に棄却しているのかもしれない。

## 引用文献

- Bertelson, & Aschersleben. (1998). *Psychonomic Bulletin & Review*, 5, 482-489.
- Kanaya, & Yokosawa. (2011). *Psychonomic Bulletin & Review*, 18, 123-128.
- Schutz, & Kubovy. (2009). *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 35, 1791-1810.
- Vatakis, & Spence. (2008). *Acta Psychologica*, 127, 12-23.
- Vroomen, & de Gelder. (2004). *Handbook of Multisensory Processes* (pp. 141-150).



# 共感覚色が明るさ知覚に与える影響

宇野 究人  
横澤 一彦

東京大学大学院人文社会系研究科

東京大学大学院人文社会系研究科

色字共感覚とは文字を見たときに特定の色（共感覚色）が喚起される現象である。共感覚色は物理的な明るさの変化に依らず不変であることが示されてきたが、明るさの処理が共感覚色から受ける影響については未検討であった。本研究ではグレースケールの文字刺激を用いて物理的な明るさの比較課題を行い、上記の可能性について検討した。高明るさの共感覚色を励起する文字、低明るさの共感覚色を励起する文字を共感覚者ごとに選出し、標準刺激に対する明るさの主観的等価点を恒常法によりそれぞれ測定した。その結果、各共感覚者と同じ文字刺激を用いて課題を行った非共感覚者と比べ、共感覚者は2条件間の主観的等価点の差が有意に大きく、共感覚色の明るさが高い文字の方がより明るいと感じられた。共感覚色の励起には初期視覚野の活動は影響しないと考えられてきたが、本研究では新たに、励起した共感覚色により低次の視覚情報処理が変容する可能性が示された。

Keywords: Grapheme-color synesthesia, Synesthetic color, Brightness

## 問題・目的

共感覚とは、ある刺激入力に対して、一般的に喚起される感覚に加えて別の感覚も喚起される現象である。その中でも文字を見ると色を感じる現象を色字共感覚と呼び、このとき感じられる色を共感覚色という。

共感覚色は実際の色とは様々な性質が異なっているが、その1つとして、明るさや色の対比効果を受けず、高い恒常性をもつことが示されている (McErlean & Banissy, 2017)。一方で、共感覚色が励起することで低次の色や明るさの処理に影響を与える可能性については、これまで検討されていなかった。共感覚色はV4野の活性化に伴って励起すると考えられているが (Brang, Hubbard, Coulson, Huang, & Ramachandran, 2010)、V4野からはより低次の視覚皮質へのフィードバック経路が存在することが示されており (Gilbert & Li, 2013)、このことを踏まえると共感覚色が低次の色や明るさの処理に影響する可能性は十分に考えられた。

上記の可能性について調べるため、共感覚色が明るさ知覚に与える影響について検討した。もし共感覚色が明るさ知覚に影響するならば、同じ明るさの文字でも、暗い共感覚色を励起する文字より明るい共感覚色を励起する文字の方が明るく知覚されると考えられた。

また、共感覚色の感じ方には共感覚者間で個人差があり、色が文字上に視覚的に投影される投射型と、色が頭の中で浮かぶ連想型に区別される (Skelton, Ludwig, & Mohr, 2009)。色字共感覚の生起に関与する神経基盤には投射型と連想型で差異があることが示唆されており (Van Leeuwen, den Ouden, & Hagoort, 2011)、共感覚色が明るさ知覚に与える影響も異なる可能性が考えられたため、本研究ではいずれの共感覚者でも上記の影響が見られるのか否かも同時に検討した。

## 方法

**参加者** 21名の共感覚者と、32名の非共感覚者が実験に参加した。アンケート調査 (Skelton et al., 2009) に

よって、共感覚者の11名が投射型、10名が連想型と判定された。

**事前課題** 共感覚者は本課題を行う前に、画面上部に示される単独の文字刺激に対して感じられる共感覚色を、RGBカラーパレットを用いて回答する課題を行った。文字刺激は大文字のアルファベット26文字と、0から9のアラビア数字からなり、1回ずつランダムな順番で呈示された。回答された共感覚色は均等色空間であるCIE L\*a\*b\*表色系での値に変換された。CIE L\*a\*b\*表色系におけるL\*は明るさを表し、0から100の値をとる（値が大きいほど明るさが高い）。このL\*の値をもとに本課題の文字刺激が決められた。

**文字刺激** 事前課題で回答された文字の中から、本課題で用いる「標準刺激」「高明るさ刺激」「低明るさ刺激」を1つずつ、共感覚者ごとに選出した。非共感覚者は、投射型1名と同じ文字刺激で1回、連想型1名と同じ文字刺激で1回、計2回本課題を行った。標準刺激と高明るさ刺激はともに共感覚色のL\*の値が78以上であり、標準刺激と高明るさ刺激のL\*の値の差は15未満であった。低明るさ刺激はL\*の値が20以下であり、標準刺激とのL\*の値の差は75以上であった。

**本課題の手続き** 参加者は、画面中央に連続して呈示される文字刺激について、後に呈示された文字が前に呈示された文字と比べて明るいと感じるか暗いと感じるかをキー押しで回答した。文字刺激は一方が標準刺激、もう一方が高明るさ刺激あるいは低明るさ刺激であり、500msのブランク画面を挟んで500msずつ呈示された。また、文字の同定を行わせるため、輝度のみが異なる同じ文字刺激を呈示するダミー試行が混ぜられた。ダミー試行においては文字刺激の明るさの比較を行わず、明るさ判断とは異なるキーを押すことが求められた。

背景の輝度は13.5cd/m<sup>2</sup>、標準刺激の輝度は27.8cd/m<sup>2</sup>で固定されており、高明るさ刺激・低明るさ刺激は標準刺激の輝度±8.1cd/m<sup>2</sup>の間でそれぞれ10種類の輝度の条件が設けられた。

**分析** 実験を中断した非共感覚者2名、ダミー試行の誤答率が平均よりも3SD以上大きかった投射型の共感覚者1名を分析から除外した。高強度刺激・低強度刺激のそれぞれについて、標準刺激に対する明るさの主観的等価点を算出した。なお、連想型の共感覚者1名は、低強度刺激の最大輝度の条件でも標準刺激よりも明るいと判断された割合が50%未満であったため、同じ文字刺激を用いて行われた非共感覚者の本課題（計2回）と合わせて以降の結果の分析から除外した。

## 結果

参加者のタイプと比較刺激の種類ごとの、標準刺激に対する明るさの主観的等価点を表1に示す。

まず、共感覚の有無（共感覚者/非共感覚者）・比較刺激の種類（高強度刺激/低強度刺激）の2変数およびこれらの変数の交互作用を固定効果、用いた文字刺激・参加者の2変数を変量効果とする線形混合モデルを用いて明るさの主観的等価点に関する分析を行った。その結果、交互作用項が有意な予測変数となり、共感覚者では高強度刺激よりも低強度刺激の方が明るさの主観的等価点の値が大きくなることが示された ( $t = 3.38, p = .001$ )。

次に、参加者のタイプに関する2つのダミー変数・比較刺激の種類3変数およびこれらの変数の組み合わせによる交互作用を固定効果、用いた文字刺激・参加者の2変数を変量効果とする線形混合モデルを用いて明るさの主観的等価点に関する分析を行った。2つのダミー変数 [dummy1, dummy2] の値は、投射型共感覚者・連想型共感覚者・非共感覚者の順に、それぞれ [1, 0]・[0, 1]・[0, 0] であった。その結果、dummy2と比較刺激の種類の交互作用項が有意な予測変数となり、連想型の共感覚者では高強度刺激よりも低強度刺激の方が明るさの主観的等価点の値が大きくなることが示された ( $t = 3.12, p = .002$ )。dummy1と比較刺激の種類の交互作用項は有意な予測変数とはならず、投射型の共感覚者では比較刺激の種類による明るさの主観的等価点の値の差はみられなかった ( $t = 1.84, p = .069$ ; 有意傾向)。

表 1. 標準刺激に対する明るさの主観的等価点

	高強度条件	低強度条件
共感覚者	-0.187	0.602
(投射型)	-0.102	0.324
(連想型)	-0.282	0.910
非共感覚者	0.424	-0.007

## 考察

上記の結果は、同じ明るさの文字でも共感覚者では暗い共感覚色を励起する文字より明るい共感覚色を励起する文字の方が明るく知覚されるという仮説を支持

しており、共感覚色が低次の明るさの処理に影響することを示している。このことは、V4野からより初期の視覚皮質へのフィードバックが、色字共感覚の励起に伴って起こることを示唆している。

一方で、共感覚色の感じ方の個人差を要因に含めて検討した結果、連想型の共感覚者では共感覚色の影響が見られたものの、投射型においては比較刺激の種類による影響が有意傾向にとどまった。投射型と連想型の直接比較を行っていないため解釈には注意が必要だが、少なくとも、共感覚色が外部空間に感じられていなくても明るさ知覚に影響を与えられられる。

「バナナ=黄色」といったような物体の記憶上の色が、その物体から知覚される色に影響するという知見 (Hansen, Olkkonen, Walter, & Gegenfurtner, 2006) を踏まえると、共感覚色が外部空間にあるとは感じない連想型で共感覚色が明るさ知覚に影響するのは、共感覚色が記憶上の色と同様の性質を持つからであるという可能性が考えられる。連想型の共感覚者では投射型と比べて、共感覚色の励起に伴い記憶に関連する領域 (海馬・海馬傍回) がより活性化することが示唆されており (Rouw & Scholte, 2010)、共感覚色が記憶色とメカニズムを共有している可能性もある。共感覚色と記憶色の性質については、今後さらなる検証が必要である。

## 引用文献

- Brang, D., Hubbard, E. M., Coulson, S., Huang, M., & Ramachandran, V. S. (2010). Magnetoencephalography reveals early activation of V4 in grapheme-color synesthesia. *NeuroImage*, *53*, 268-274.
- Gilbert, C. D., & Li, W. (2013). Top-down influences on visual processing. *Nature Reviews Neuroscience*, *14*, 350-363.
- Hansen, T., Olkkonen, M., Walter, S., & Gegenfurtner, K. R. (2006). Memory modulates color appearance. *Nature Neuroscience*, *9*, 1367-1368.
- McErlean, A. B. J., & Banissy, M. J. (2017). Color processing in synesthesia: What synesthesia can and cannot tell us about mechanisms of color processing. *Topics in Cognitive Science*, *9*, 215-227.
- Rouw, R., & Scholte, H. S. (2010). Neural Basis of Individual Differences in Synesthetic Experiences. *Journal of Neuroscience*, *30*, 6205-6213.
- Skelton, R., Ludwig, C., & Mohr, C. (2009). A novel, illustrated questionnaire to distinguish projector and associator synaesthetes. *Cortex*, *45*, 721-729.
- Van Leeuwen, T. M., den Ouden, H. E. M., & Hagoort, P. (2011). Effective connectivity determines the nature of subjective experience in graphemecolor synesthesia. *Journal of Neuroscience*, *31*, 9879-9884.

# 調性-色共感覚と絶対音感の関係

鳥羽山 莉沙  
横澤 一彦

東京大学大学院人文社会系研究科  
東京大学大学院人文社会系研究科

音楽の調性に色を感じる調性-色共感覚において、調性名が特定できる場合とできない場合とで色の安定性がどのように変化するかを調べた。参加者は共感覚の有無と絶対音感の有無が異なる4タイプ存在した。何らかの調性に典型的な和音進行のフレーズを聴かせ、感じる色を回答させた。調性名を提示する条件としない条件があり、絶対音感を持たなければ非提示では調性名が特定不能だった。時間を空けて再試し、同じ調フレーズに対する2回の選択色の色差を色安定性とした。共感覚（有/無）と絶対音感（有/無）と条件（調性名提示/非提示）の3要因分散分析の結果、全ての主効果は有意であり、共感覚も絶対音感も持っていた方が、また調性名提示条件の方が非提示より安定したが、交互作用は見られなかったことから、共感覚と絶対音感は独立に色励起の安定性に関わることが示唆された。

Keywords: Tonality-color synesthesia, Absolute pitch

## 問題・目的

共感覚とは、ある感覚入力を受けた時、通常は生じない別の感覚が生じる現象を指す。共感覚を引き起こす側の刺激を誘引刺激、引き起こされる感覚側の刺激を励起刺激と呼ぶ。現在までで最もよく研究されているのは文字に色を感じるタイプの色字共感覚で、母国語には色を感じる色字共感覚者が学習したことのない外国語文字については色を感じない (Mroczko, Metzinger, Singer, & Nikolic, 2009) といった報告から、誘発刺激のラベルの知識を持たない場合は共感覚が発生しないことが示唆されている。

どのような共感覚のタイプの生起においてもラベリングを知っていることが必要なのだろうか？本研究では、音楽の調性に対して色を感じる調性-色共感覚を対象とし、ラベリングの知識の要不要を確かめた。

Carroll & Greenberg (1961)の中で、調性に色を感じる共感覚者の2名の存在が明らかになっている。この参加者はどちらも、他の音高を参照することなく、絶対的な音高を同定できる能力である絶対音感を保有していた。

本研究では、絶対音感を持たない共感覚者の、調性に対する色の安定性を絶対音感保持共感覚者と比較する。調性-色共感覚においても、ラベリングの知識が重要な場合、絶対音感を持たない共感覚者は調性名がわからない状態での色の安定性は低い可能性がある。

一方で、具体的な調性名はわからずとも、自身の印象に基づく内的なラベリングと調を対応づける能力を持つ潜在的な絶対音感保持者が存在しうることが示されている。Levitin (1994)では、音楽経験のない参加者に対して、有名な曲を歌わせ、本物の調とどれくらい同じ調で歌い出せるかを測定した。40%の参加者が少なくとも1回の試行で正解し、12%の参加者が2回とも正解し、2試行のうち44%は全音違いに収まっていた。このように、個人の独自のラベリングが安定して付してある誘発刺激であれば、共感覚が発生する可能性もある。そこで、本研究では、調性名を提示したときとしていないときとで、絶対音感を持つ共感覚者

と非共感覚者とで色の回答の安定性が異なるかどうかを比較した。絶対音感を持つ共感覚者は、調性名の提示非提示にかかわらず自力で調性を特定するのが可能なため、どちらの条件でも安定して色が回答できると考えられる。絶対音感を保持していない共感覚者が、調性名がわからない状況でも安定した色励起があるかを確かめた。

## 方法

**参加者** 主観的に調性に色を感じると報告した6名の共感覚者と16名の非共感覚者が実験に参加した。共感覚者の全員が単音にも色を感じると報告し、そのうち5名は色字共感覚も保持していた。課題に使用した単音と和音の単音名および和音名の回答の正答率が70%以上の参加者を絶対音感保持とみなした。その結果、2名の共感覚者と8名の非共感覚者が絶対音感を保持していた。

**刺激** 何かの調に典型的な和音進行（Iの和音、IVの和音、Vの和音、Iの和音）のフレーズを使用した。使用した調性は11種類（ハ長調、変ニ長調、ニ長調、ホ短調、ホ長調、変ト長調、ト長調、イ短調、イ長調、ロ短調、ロ長調）であった。ピッチ幅が広くならないように転回した結果、最低音はb2、最高音はe4であった。ハ長調とニ長調とホ短調とホ長調に関しては、主和音が基本形から始まるフレーズと第一転回形から始まるフレーズの2種類、ト長調は基本形と第二転回形、イ短調とロ短調とロ長調は第一転回形と第二転回形の2種類が存在した。

**手続き** 1. 調フレーズ色回答課題 調フレーズを提示し、色パレットから一色その調に対して感じる色（非共感覚者であればその調に一番合うと感じられる色）を選択させた。色パレットは赤・緑・青（RGB）の出力がそれぞれ0~255の計256段階で調節が可能であった。なお分析の際には、RGB値はCIE L\*a\*b\*色空間上の座標に変換した。調性名が画面上に提示される提示条件と、提示されない非提示条件とが存在した。必ず非提示条件から提示条件の順序で行われた。この課題は30分程度の時間感覚を空けて2回行われた。

2. 単音・和音名回答課題 フレーズ刺激に使用されている全単音 18 種類と、全和音 32 種類を提示し、音階名および和音名（例：ドミソの和音名はハ長調）を回答させた。単音回答時には、選択肢は全音階名である計 12 種類と、「わからない」の選択肢が存在した。和音名回答時には、選択肢は全和音名である計 24 種類と、「わからない」の選択肢が存在した。このうち、単音名および和音名の正答率が 70% 以上であった参加者を絶対音感保持と認定した。

## 結果

色励起の安定性の指標として時間安定性を用いた。同じフレーズに対する1回目と2回目の回答色の色差を時間安定性の高さとした。共感覚が生起していれば、同じフレーズには安定して同じ色が喚起されるため、時間を空けても近い色を回答できるが、生起していない場合、あるフレーズに1回目に無理やり考え出して選んだ色を2回目のときには思い出せないため、近い色を答えられなくなるという事実に基づいて開発された指標であり、共感覚研究では“gold standard”とも表現される。群ごとに算出した値を表1にまとめた。共感覚の有無、絶対音感の有無、条件2種類（非提示条件、提示条件）の3要因分散分析を行ったところ、共感覚の主効果、絶対音感の主効果、条件の主効果が有意であり（ $p = 0.02$ ;  $p = 0.04$ ;  $p = 0.03$ ）、共感覚の方が非共感覚者よりも安定性が高く、絶対音感保持者の方が非保持者よりも安定性が高く、提示条件の方が非提示条件よりも安定性が高かった。共感覚と絶対音感の交互作用、共感覚と条件の交互作用、絶対音感と条件の交互作用、および共感覚と絶対音感と条件の交互作用はすべて有意とは認められなかった。

表 1. 同じフレーズに対し1回目と2回目で回答した色の色差（時間安定性）。かっこ内は標準誤差を表す。

	共感覚		非共感覚	
	絶対音感	非絶対音感	絶対音感	非絶対音感
提示条件	11.27 (0.61)	38.05 (3.88)	38.31 (8.35)	52.41 (7.10)
非提示条件	18.04 (2.91)	41.46 (2.84)	46.79 (7.65)	57.53 (5.80)

## 考察

提示条件および非提示条件の時間安定性については、共感覚と絶対音感および条件の主効果が有意であり、交互作用は有意でなかったことから、それぞれが独立に色の安定性に寄与していたことが示唆された。色をありありと知覚しているからこそ共感覚者の方が非共感覚者よりも色回答が安定しており、絶対音感保持者は非保持者に比べて1回目と2回目で同じ調を同定できる能力が高いからこそ色回答が安定していた。条件に関しては、必ず非提示条件よりも後に行われる提示条件の方が、個人の中で色回答の精度が高まったのだと考えられる。共感覚と絶対音感の交互作用はみられなかったことから、絶対音感は必ずしも調性-色共

感覚において必要な能力ではないことが示された。これは、具体的な誘発刺激のラベルの知識を持っていなくても共感覚が生起することを示唆する。

本実験では、色の励起の安定性を、同じ調に対して時間を空けて回答したときの回答色の色差と定義した。物理的には同じ刺激であっても異なる解釈を施されることで共感覚色が変わることが、色字共感覚研究でわかっている（Dixon, Smilek, Duffy, Zanna, & Merikle, 2006）。本研究でも時によって同じハ長調のフレーズにどのようなラベリングを施すかが異なり、それによって異なる共感覚色が発生していたために、時間安定性の数値が低くなっていたと考えられる。逆に言えば、絶対音感を持たない共感覚者も、調性名ではないなんらかのラベリングに基づいて、調に対する色を感じていた可能性である。もしもラベルを付す処理が不要で、音楽を聴くとボトムアップ的に色が発生していたならば、絶対音感を持つ共感覚者と同程度の安定性が見られたはずである。このことは、共感覚は神経生理学的基盤を持つ知覚的な現象だとする従来の捉え方よりも、近年の、誘発刺激の物理特性の直接的な影響より誘発刺激の概念表象が励起感覚と結びついているとの見方を支持する。

色を感じる自覚のない非共感覚者でも、絶対音感を持つと時間安定性が高いという結果からも、現在の共感覚の指標の時間安定性は、あくまで色の回答の安定性を測るもので、実際に鮮明な色喚起が行われているかどうかの指標としては適切でない可能性が示唆された。時間安定性を共感覚傾向の高さの指標としていたのは主には色字共感覚研究であったが、文字はコミュニケーションツールとして全員が同じラベリングを共有しており、同一文字に対するラベリングは個人内でも個人間でもあまり変わらない。一方で音は、音楽経験の長さによってピッチや音色や調性などの識別能力に個人差があり、ラベリング自体の不安定さが共感覚色の変化のしやすさにつながっている。匂いや痛みなどを誘発刺激とするタイプの共感覚において、同じようにラベリングが文字ほど固定化されていないと考えられ、実際には何かしらの励起感覚が生じていても、時間安定性は低いがために共感覚が発生していることがデータから担保できない状況が想定される。そのため、励起感覚の発生の自動性を測定したり、脳機能計測を行ったりして、時間安定性に代わる別の指標を活用していく必要がある。

## 引用文献

- Carroll, J. B., & Greenberg, J. H. (1961). *Perceptual and Motor Skills*, 13, 48.
- Dixon, M. J., Smilek, D., Duffy, P. L., Zanna, M. P. & Merikle, P. M. (2006). *Cognition*, 42, 243-252.
- Mroczko, A., Metzinger, T., Singer, W. & Nikolic, D. (2009). *Journal of Vision*, 9, 1-8.
- Levitin, D. J. (1994). *Perception & Psychophysics*, 56, 414-423.

# 日本人の色嗜好における文化依存性についての検討

熊倉 恵梨香

東京大学大学院人文社会系研究科

信田 拓也

東京大学文学部

浅野 倫子

立教大学現代心理学部

横澤 一彦

東京大学大学院人文社会系研究科

先行研究では、色の好み（色嗜好）が外的に規定された文脈によって変化することが示されてきた。本研究では内的に規定された文脈が色嗜好に与える影響を検討するため、日本人の中でそれぞれ異なる事物集合および色と結びついていると考えられる「洋風」「和風」の概念を利用し、日本人に対してある色を「米国情（米国で使われている色）」ないしは「日本伝統色（日本で古来から使われている色）」として呈示した時に、何も文脈を与えない時と比べて単色嗜好が変化するかを調べた。加えて、各色が米国情らしいないしは日本伝統色らしいと感じられるかを調べ、各色とそれぞれの文脈との関連の強さとみなした。その結果、色嗜好はこれらの文脈により変化し、内的な文脈が色嗜好に影響することが示唆された。さらにその変化量と色と文脈との関連の強さには正の相関があった。以上で示された内的な文脈による色嗜好の変化を、色から連想される事物に対する嗜好がその色の嗜好を決めるという生態学的誘発性理論の枠組みで考察した。

Keywords: Color preference, Contextual effect, Cultural difference

## 問題・目的

人の色の好み（色嗜好）は固定的なものではなく、色に関わる文脈情報によって色嗜好も動的に変化することが報告されている。たとえば四季の変化がある地域では、紅葉・黄葉の時期に近づくほどその葉の色に近い色への嗜好が上昇した[1]。こうした変化は生態学的誘発性理論[2]に基づいて説明されている。生態学的誘発性理論とは、色の嗜好が色から連想されるさまざまな事物の嗜好と連想強度の積和平均に基づくという仮説である。色に関する文脈情報が与えられると、文脈に関連した事物の連想が活性化され、色から連想される事物集合が変化する。生態学的誘発性理論に基づけば、その事物集合の変化にともなって色嗜好も変わると予測される。

先行研究では四季のように外的に与えられた文脈情報と色嗜好の関係が調べられてきたが、本研究では内的に与える文脈情報が色嗜好に与える影響を調べるため、日本人の「和風／洋風」の概念を用いて検討した。我々日本人は日本の伝統的な事物を指す「和風」という概念と、西洋の事物を指す「洋風」という概念に日常的に接している。これらの概念は事物のみならず色という観点においても、和風の事物には彩度および明度の低い特定の色相がともなう傾向があるのに対し、洋風の事物には鮮やかで多様な色がともなう傾向があるという点で特徴的な違いがある。日常的にこれらの事物に接している日本人には、西洋由来の事物ないしは日本で古来使われている事物、およびそれらの色に関するイメージが各個人の中で形成されていると予測される。本研究では西洋、特にイメージをより明確にするため対象を米国に絞り、米国で使われている色という意味での「米国情」と、日本で古来使われている色という意味での「伝統色」のそれぞれを内的な文脈

情報として用いることにし、何も文脈情報を与えないときの色嗜好をベースラインとして、同じ色を米国情／伝統色として呈示した時に色嗜好が変化するかを調べた。また、その色嗜好の変化が色に対する内的文脈の働きとの関連しているかを検討するため、それを反映する指標として参加者が色に対して主観的に米国情／伝統色らしいと感じる度合いを聞き、米国情／伝統色として見た時の色嗜好の変化との対応関係を調べた。

## 方法

### 参加者

米国情に関する実験には38名（男性27名、女性11名、平均年齢21.3歳）が参加した。以下、米国情実験群と呼ぶ。日本伝統色に関する実験には40名（男性20名、女性20名、平均年齢21.8歳）が参加した。以下、伝統色実験群と呼ぶ。いずれも日本で生まれ育った学生で、実験遂行に問題の無い正常な色覚を有していた。

### 刺激

**色刺激** パークレイ色プロジェクト32色[2]を用いた。この色セットには高彩度、中間、高明度、低明度の4種類のカットで示された8種類の色相（赤、黄赤、黄、黄緑、緑、青緑、青、紫）が含まれた。

### 方法

#### 実験1 文脈を与えない時の単色嗜好度

32の刺激色が1色ずつランダムな順で呈示され、参加者はその色をどれだけ好きであるかを「まったく好みではない」（-100）から「とても好みである」（100）までの201段階で評定した。

## 実験2 米国色／日本伝統色としての単色嗜好度

米国色実験群には、各刺激色を米国色（米国で使われている色）であるという説明とともに呈示し、その色をどれだけ好きかを評定するよう教示した。伝統色実験群には、同じ刺激色を日本の伝統色（日本で古来から使われている色）であるという説明とともに呈示し、その色をどれだけ好きかを評定するよう教示した。評定の仕方は単色嗜好度評定課題と同じであった。

## 実験3 米国らしさ／日本伝統色らしさ

米国色実験群には、各刺激色がどれだけ米国色らしいかを「まったく米国的ではない」（-100）から「とても米国的である」（100）までの201段階で評定させた。伝統色実験群には、同じ刺激色がどれだけ日本伝統色らしいかを「まったく伝統的ではない」（-100）から「とても伝統的である」（100）までの201段階で評定させた。

## 結果

### 実験1 文脈を与えない時の単色嗜好度

米国色実験群と伝統色実験群それぞれの単色嗜好には、「平均的に高彩度条件および高明度条件の色が、中間条件および低明度条件の色よりも好まれる」「黄赤および黄は低明度条件のものがもっとも好まれない」という傾向が両群ともに見られた。また両群の単色嗜好度にはカット、色相、および色ごとのいずれのレベルにおいても群間で有意な違いは認められず、両群は同じ色嗜好傾向を持っていたことが示された。

### 実験2 米国色／日本伝統色としての単色嗜好度

米国色実験群における米国色としての単色嗜好について、課題（文脈を与えない時の単色嗜好／米国色としての単色嗜好）、カット、色相の3要因参加者内分散分析を行ったところ、課題、カット、色相の3要因の交互作用が有意となった（ $F(21,777) = 1.677, p < .05$ ）。下位検定の結果、米国色として色を見た時に高彩度条件では赤、黄、紫の嗜好度が上昇したが黄緑の嗜好度が低下し、高明度条件では緑、青緑の嗜好度が低下し、中間条件では緑、青緑、青の嗜好度が低下したことが分かった。

伝統色実験群における伝統色としての単色嗜好でも同様の分散分析を行ったところ、課題、カット、色相の3要因の交互作用が有意となり（ $F(21,819) = 1.783, p < .05$ ）、下位検定の結果、日本伝統色として色を見た場合に高彩度条件では緑、青緑の嗜好度が低下し、中間条件では黄緑の嗜好度が上昇し、低明度条件では赤、黄、黄緑の嗜好度が上昇したが紫の嗜好度が低下したことが分かった。

### 実験3 米国色らしさ／日本伝統色らしさ

米国色らしさと日本伝統色らしさとの間には強い負の相関が見られ（ $r = -.71$ ）、両者は異なる傾向を示した。一般的に、高彩度条件の色は米国色らしいが伝統色らしくなく、中間条件の色と低明度条件の色は伝統色らしいが米国色らしくないと評定される傾向が見られた。

米国色らしさ／伝統色らしさの評定値と、米国色／伝統色として見た時の単色嗜好の文脈なし条件からの変化量（上昇・下降）は強い／中程度の正の相関を示

し（ $r = .71 / r = .43$ ）、米国色／伝統色らしいと感じられる色ほど米国色／伝統色として見た時に色嗜好が上昇し、逆に米国色／伝統色らしくないと感じられる色ほど色嗜好が低下するという関係が見られた。

## 考察

米国色実験群および伝統色実験群での文脈を与えない時の単色嗜好において見られた、「平均的に高彩度条件および高明度条件の色が、中間条件および低明度条件の色よりも好まれる」「黄赤および黄は低明度条件のものがもっとも好まれない」という傾向は、同じ色セットで日本人と米国人の色嗜好を調べた先行研究[3]での日本人の単色嗜好でも見られ、これらは日本人の色嗜好において頑健な傾向であると言える。

何も文脈を与えない時と比べ、米国色として色を見た時と、日本伝統色として色を見た時には、それぞれ異なるパターンで色の嗜好度が有意に変化した。このことから「米国色」「日本伝統色」という内面的な文脈情報が、色の嗜好度を変化させることが示唆された。

この米国色／伝統色として見た時の単色嗜好の変化と、米国色／日本伝統色らしさの評定との関係について、米国色／伝統色らしいと感じられる色ほど米国色／伝統色として見た時に色嗜好が上昇し、逆に米国色／伝統色らしくないと感じられる色ほど色嗜好が低下するという対応関係が見られた。前者の対応関係については、米国色らしい／伝統色らしいと感じられる色は米国色／伝統色という内面的文脈が特に強く働き、色から連想される事物集合も変化しやすいと考えられ、それが色嗜好の変化をもたらした可能性がある。日本人の若年層は洋風・和風をともに好ましいものとして受け入れる傾向がある[4]ことから、それらを連想したことで色嗜好にポジティブな影響を及ぼしたのかもしれない。後者の対応関係については、そのような色に米国色／伝統色という内面的文脈が強く働くということは考えにくく一見すると直観に反するが、米国色／伝統色らしくないと感じられる色をそのように見ると、これが文化的にそぐわない色に着色された米国的／伝統的事物を連想させ、色嗜好にネガティブな影響を及ぼした可能性が考えられる。

このように、本研究における内面的文脈による色嗜好の変化は、色嗜好が色から連想されるさまざまな事物の好ましさと連想強度の積平均に基づくという生態学的誘発性理論の枠組みの中で解釈可能なものであった。その妥当性を検討するため、日本人が米国色／伝統色として見た時の色に実際にどんな事物を連想するかを調べるのが今後の課題となる。

## 引用文献

- [1]Schloss, K., & Heck, I. (2017). *i-Perception*, 8(6), 1-19.
- [2]Palmer, S., & Schloss, K. (2010). *PNAS*, 107(19), 8877-82.
- [3]Yokosawa, K., Schloss, K., Asano, M., & Palmer, S. (2015). *Cognitive Science*, 40(7), 1590-1616.
- [4]間々田孝夫 & 寺島拓幸 (2007). *応用社会学研究*, 49, 117-135.

# ASD 傾向と情動喚起が注意の捕捉に与える影響

増田奈央子  
園田直子

久留米大学比較文化研究所  
久留米大学文学部心理学科

ASD 傾向が高い人は、低い人と比べて注意の捕捉の障害を示す研究 (e.g., Camfferman, Verbaten, & Engeland, 2001) や扁桃体の低賦活 (Corbett et al., 2009; 北・細川, 2010) などから、ASD 傾向の高さが情動喚起や注意の捕捉に影響を与えていることが報告されている。本研究では、ASD 傾向の高さが情動喚起刺激を見たときの注意捕捉に与える影響について検討することを目的とする。情動喚起刺激は IAPS から感情価 (ネガティブ・ポジティブ) と覚醒度 (低覚醒・高覚醒) が異なる刺激 48 枚とニュートラル刺激 48 枚の計 96 枚を用いた。注意課題は、ドット・プローブ課題を用い、ASD 傾向は自閉症スペクトラム指数日本語版 (AQ 日本語版; Baron-Cohen, 2001; 若林, 2004) を用いて測定した。実験を行った結果、ASD 傾向が低い人はネガティブ刺激にもポジティブ刺激にも注意が捕捉されやすいことが示された。一方で、ASD 傾向が高い人はポジティブ刺激にのみ注意が捕捉されやすいことが示唆された。以上の結果から、注意捕捉が生じる情動喚起刺激は ASD 傾向の高さによって異なることが考えられる。

Keywords: ASD tendency, emotion, capture

## 問題・目的

ASD 者は定型発達者と異なる情報処理を行っているという知見がある (片桐, 2014)。ASD 者と定型発達者の視覚的注意の違いは、社会性・コミュニケーションにおける障がいを引き起こしている原因のひとつとして考えられている (河西, 2011)。

ASD 傾向が高い人は、低い人と比べて注意の捕捉の障害を示す研究 (e.g., Camfferman, Verbaten, & Engeland, 2001) や ASD 者は定型発達者に比べて注意の解放が困難であるという知見 (川久保・前川, 2005) などから、ASD 傾向の高さが視覚的注意に影響を与えていることが示されている。

さらに、ASD 者は定型発達者と比べて扁桃体の低賦活が示されている (北・細川, 2010) ことから、ASD 傾向が高い人はどの情動喚起刺激を見ても反応に違いが見られない可能性が考えられる。

本研究は、ASD 傾向の高さが注意の捕捉に与える影響について検討することを目的とする。先行研究より ASD 傾向が高いほど注意の捕捉が生じないことが予測される。

## 方法

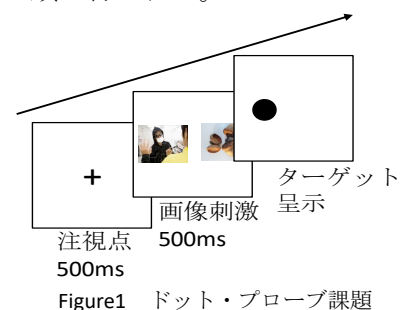
実験参加者：大学生 25 名 (男性 8 名, 女性 17 名) が実験に参加した。平均年齢は 21.5 歳 (SD=4.22 歳) であった。

刺激と装置：画像刺激として IAPS (International Affective Picture System; Lang, Bradley, & Cuthbert, 2008) より選択した画像刺激 120 枚を使用した。

刺激はコンピュータ上 (VPCL12AFJ, Sony) で 21.5 インチのモニタ (PCG-11212N, Sony) に呈示した。

手続き：実験は質問紙回答、ドット・プローブ課題 (Figure 1)、画像評定の順に行われた。

質問紙は、性別、年齢を尋ねるフェイスシート、自閉症スペクトラム指数日本語版 (AQ 日本語版; 若林・東条, 2004) で構成されていた。実験は、まず実験



参加者は顎台を用いて顎と頭を固定し、パソコン画面から 57 cm 離れたところから刺激を観察してもらった。まず、注視点の左右に 1000 ms 間ニュートラル画像と情動画像を対呈示した。刺激が消えた後に、対呈示された画像のどちらかの位置にドットを呈示した。ドットが右に出たならばテンキーの 6 のキーを、左ならば 4 のキーを押してもらった。ドットが呈示されてから実験参加者が反応するまでを課題反応時間として測定した。その際、実験参加者はなるべく早く正確に押すことが求められた。ただし、3000 ms 以上反応がない場合は誤反応として、注視点を画面から消した。反応後、再び注視点を呈示し、次の試行を行ってもらった。ドット・プローブ課題を練習試行 10 試行、本施行を 50 試行行ってもらった後、本施行で用いられた画像 100 枚の画像評定を行ってもらった。画像を見て参加者自身が喚起した感情価と覚醒度をそれぞれ件法で評定してもらった。

刺激の呈示順序、ドットの位置はすべてランダムな順序で実験を行った。

## 結果

ドット・プローブ課題における正答反応試行(ターゲットに対して正しく反応できた試行)を分析対象とし、誤答は分析データから除外した(0.60%)。また反応時間が100 ms以下または1000 ms以上のものも外れ値として除外した(0.12%)。

ネガティブ画像と同じ位置にドットが出た試行の反応時間からネガティブ画像と逆の位置にドットが出た試行の反応時間を引いた得点をネガティブバイアス得点として算出した。ポジティブ画像についても同様の算出方法でポジティブバイアス得点を算出した。注意バイアス得点は、正の場合はニュートラル刺激と比べて注意が捕捉されやすいことを示し、負の場合はニュートラル刺激と比べて注意が捕捉されにくいことを示す。

ASD傾向の高さが注意バイアスに与える影響を検討するために、ASD傾向と感情価、覚醒度を説明変数、各注意バイアス得点を目的変数とした階層的重回帰分析をそれぞれ行った。Step 1には、ASD傾向、感情価、覚醒度を説明変数として投入した。Step 2では、ASD傾向と感情価の交互作用項、ASD傾向と覚醒度の交互作用項、感情価と覚醒度の交互作用項を投入した。Step 3では、ASD傾向と感情価と覚醒度の交互作用項を投入した。説明変数の値は、中心化得点を使用した。

分析の結果、ネガティブバイアス得点においてはStep 1の回帰モデルが有意となり( $R^2=.885$ ,  $F(3,21)=20.556$ ,  $p=.000$ )、ASD傾向が高くなるほどネガティブバイアス得点が低くなることが示された( $b=-3.060$ ,  $\beta=-1.003$ ,  $p=.000$ )。また、Step 2で説明率の増加が有意となり( $\Delta R^2=.089$ ,  $\Delta F(3,18)=6.640$ ,  $p=.046$ )、ASD傾向の主効果、ASD傾向と覚醒度の交互作用の影響がそれぞれ認められ(ASD傾向:  $b=-3.761$ ,  $\beta=-1.233$ ,  $p=.000$ ; ASD傾向×覚醒度:  $b=-4.069$ ,  $\beta=-.800$ ,  $p=.009$ )、ASD傾向が高いほどネガティブバイアス得点が低くなることが示された。また、ASD傾向と覚醒度の交互作用について詳細を検討するためにCohen & Cohen (1983)に基づき±1SDを基準に単純傾斜分析を行った(Figure 2)。その結果、ASD傾向が低い人(-1SD)は覚醒度が高くなるほどネガティブバイアス得点が高くなることが示された( $b=24.538$ ,  $\beta=1.392$ ,  $p=.053$ )。さらに、覚醒度を高く喚起させた場合、ASD傾向が高くなるほどネガティブバイアス得点が低くなることが示された( $b=-6.649$ ,  $\beta=-2.180$ ,  $p=.008$ )。Step 3では説明率の増加は認められなかった( $\Delta R^2=.000$ ,  $\Delta F(1,17)=0.038$ ,  $p=.855$ )。

ポジティブバイアス得点においてはStep 1の回帰モデルが有意傾向となり( $R^2=.534$ ,  $F(3,21)=3.059$ ,  $p=.092$ )、ポジティブなほどポジティブバイアス得点

が高くなることが示された( $b=15.353$ ,  $\beta=.497$ ,  $p=.083$ )。また、覚醒度が低くなるほどポジティブバイアス得点が高くなることも示された( $b=-11.489$ ,  $\beta=-.594$ ,  $p=.047$ )。しかし、Step 2およびStep 3では説明率の増加がそれぞれ認められなかった(Step 2:  $\Delta R^2=.169$ ,  $\Delta F(3,18)=0.949$ ,  $p=.484$ ; Step 3:  $\Delta R^2=.013$ ,  $\Delta F(1,17)=0.184$ ,  $p=.690$ )。

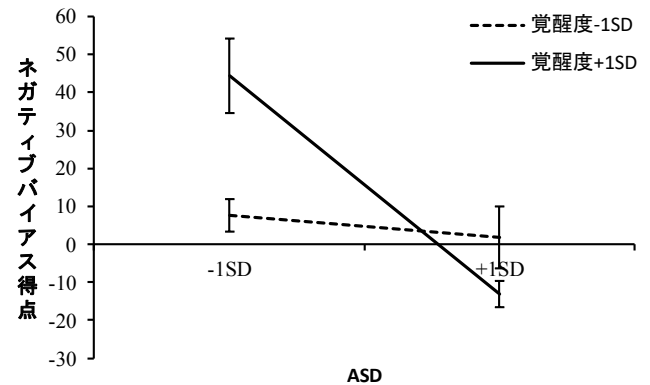


Figure2 ASD傾向と覚醒度がネガティブバイアス得点に与える影響

## 考察

本研究は、ASD傾向と情動喚起が注意の捕捉に与える影響について検討を行った。ASD傾向が低い人は覚醒度が高くなるほどネガティブバイアス得点が高くなることが示された。このことからネガティブ刺激は覚醒度を高く喚起させるほど注意が捕捉されやすいことが示唆される。一方で、ASD傾向が高い人は覚醒度が高くてもネガティブバイアス得点が低いことが示された。これは、ASD傾向が高い人はASD傾向が低い人とは異なり、ネガティブ刺激に対して生じる情動喚起によって注意捕捉が生じない可能性が示唆される(仮説支持)。

次にポジティブ刺激に関しては、ポジティブに、かつ、覚醒度を低く喚起するほどポジティブバイアス得点が高くなる(注意捕捉が生じた)ことが示された。しかしネガティブバイアスと異なり、ASD傾向の高さはポジティブバイアスに影響を与えないことが示された(仮説不支持)。

以上の結果から、ASD傾向が高い人はネガティブ刺激に対してASD傾向が低い人と異なる視覚的注意特性を持っている可能性が考えられる。

## 引用文献

- Lang, P.J., Bradley, M.M., & Cuthbert, B.N. (2008). International affective picture system (IAPS): Affective ratings of pictures and instruction manual. Technical Report A-8. University of Florida, Gainesville, FL.



# 注意資源量が他者への敏感性に与える影響 : 事象関連電位を用いた検討

加戸 瞭介

横山 武昌

武田 裕司

筑波大学大学院人間総合科学研究科  
／産業技術総合研究所／日本学術振興会  
国立研究開発法人産業技術総合研究所  
自動車ヒューマンファクター研究センター  
国立研究開発法人産業技術総合研究所自動車ヒューマン  
ファクター研究センター／筑波大学大学院

ヒトは視覚を通じた他者を知覚する能力 (他者への敏感性) に優れていると言われている。我々はこの敏感性が注意資源の制限された環境下においても発揮されるのかどうかを検証した。本研究では他者への敏感性を反映する指標として、ヒトの知覚時にその振幅が増大することが知られている anterior N2 を用いた。実験ではヒトの含まれる画像 (ヒトあり刺激) とヒトの含まれない画像 (ヒトなし刺激) をランダムに呈示し、画像観察時の anterior N2 振幅の変化を観察した。さらに、注意資源を操作するために、画像観察時に課題遂行を必要とする条件と必要としない条件を設けた。その結果、課題遂行の有無にかかわらずヒトあり画像の方がヒトなし画像に比べて anterior N2 振幅が増大した。この結果は、注意資源にかかわらず他者が知覚されやすいことを示している。言い換えると、他者への敏感性に関わる知覚処理は優先的かつ効率的になされている可能性を示唆している。

Keywords: Event-related potential, attentional resources

## 問題・目的

ヒトは視覚環境下において他者を知覚する能力 (他者への敏感性) に優れていることがわかっている (Bindemann et al., 2010)。他者への敏感性は日常場面においても重要な役割を担っている。たとえば自動車の運転時には、自動車をコントロールすると同時に車外という動的環境中の歩行者の存在を知覚する必要がある。すなわち、注意資源量が減少しており、知覚できる時間が短い状況下においても他者への敏感性が発揮されていると考えられる。逆に言えば、この敏感性に関わる知覚処理が優先的かつ効率的になされていることで、複雑な状況下においてもヒトは他者を知覚できるといえる。そこで我々は注意資源の量や時間的制約が厳しい環境下での他者への敏感性について実験的に明らかにするために、事象関連電位 (ERP) を用いた実験を行った。

本研究の特色は①注意資源量の操作、②視覚刺激の短時間呈示、③anterior N2を指標として利用したこと、の3点である。短時間呈示における注意資源の操作には、ERP計測下においても有効性が確認されている Schupp et al. (2014) の実験パラダイムを用いた。この先行研究では感情を喚起する視覚刺激 (感情刺激) を呈示し、観察時のERPを計測していたが、本研究では他者への敏感性を検討するために、感情刺激をヒトの有無 (ヒトあり刺激・ヒトなし刺激) によりさらに分類した。また、他者への敏感性を反映する指標として anterior N2を用いた。Anterior N2は新奇刺激や逸脱刺激のような注意を捕捉しやすい刺激に敏感な指標として知られているほか、最近では他者への敏感性を反映するという報告もある (Nittono et al., 2007; Proverbio et

al., 2008)。他者への敏感性を反映する指標としては LPPも知られている (Kato & Takeda, 2017) が、今回は短時間呈示時の他者への敏感性を検討することから、より潜時が速い anterior N2を検討した。もし他者への敏感性が困難な環境下でも発揮されるのであれば、注意資源量の多寡や呈示時間にかかわらずヒトあり刺激の方がヒトなし刺激に比べて anterior N2を誘発すると考えられる。

## 方法

**実験参加者**：26名の健康な成人 (男性22名・女性4名) が実験に参加した。

**視覚刺激**：視覚刺激には感情刺激と標的刺激の2種類が各200枚ずつ用いられた。感情刺激はIAPS (Lang et al., 2008) から選定され、ヒトの有無 (ヒトあり・ヒトなし) × 感情カテゴリ (中性・不快) に分類された (各50枚)。標的刺激は著作権フリーのデータベースから花の画像と木の画像が選定された (各100枚)。実験では感情刺激の中央に標的刺激を呈示したものを刺激として呈示した (Fig. 1)。

**手続き**：Load課題 (感情刺激に投入可能な注意資源量少) とNo-load課題 (感情刺激に投入可能な注意資源量多) の2種類が用意された。いずれの課題でも注視点が1500 ms間呈示されたのちに刺激が26.6 ms間呈示され、その後マスク画像が1500 ms間呈示されるまでを1試行とした。Load課題では標的刺激が花か木かボタン押しで反応することが求められ、No-load課題では反応は求められなかった。両課題ともに標的刺激を注視し、感情刺激は無視するように教示した。両課題ともに40試行×5ブロックで構成されており、組み合わせは異なるが同じ感情刺激と標的刺激が呈示された。

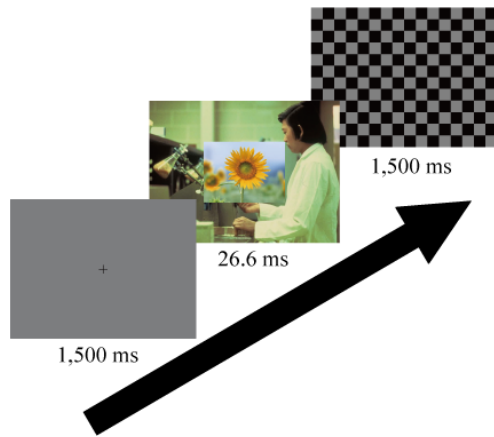


Fig.1 実験の刺激系列 (画像は著作権フリーのもの)

**ERP** : 加算回数が不十分であったデータが除外され、23名 (男性20名・女性3名) による分析を行った。刺激のonsetから172 - 196 ms区間のFz (位置は拡張10-20法に基づく) における平均電位を各条件で算出し、anterior N2の振幅とした。

## 結果

Fig. 2に前頭部付近 (Fz) の平均ERP波形を示した。Anterior N2の振幅について、注意資源量 (2) × ヒトの有無 (2) × 感情カテゴリ (2) の分散分析の結果、ヒトの有無の主効果 ( $F(1, 22) = 8.15, p < .05, \eta_p^2 = .182$ ) がみられた。すなわち、ヒトあり刺激の方がヒトなし刺激に比べてanterior N2振幅が増大していた。また、感情カテゴリの主効果 ( $F(1, 22) = 6.29, p < .05, \eta_p^2 = .222$ ) がみられた。すなわち、中性刺激の方が不快刺激に比べてanterior N2振幅の増大を誘発していた。

## 考察

本研究では注意資源や時間が制限された環境下における他者への感性について実験的に明らかにするために、anterior N2を指標とした検討を行った。その結

果、短時間 (26.6 ms) の刺激呈示でも投入可能な注意資源量の多寡にかかわらず、他者への感性が発揮されていることが示された。この結果は、他者への感性に関わる知覚処理は注意資源が限られた条件下でも優先的かつ効率的になされている可能を示唆しているといえる。また、中性刺激の方が不快刺激に比べてanterior N2の増大を誘発していたことから、注意資源が限られた条件下においても感情由来の効果がみられていたことも示された。

## 結論

他者への感性に関わる知覚処理は優先的かつ効率的になされている。

## 参考文献

Bindemann, M., Scheepers, C., Ferguson, H. J., & Burton, A. M. (2010). Face, body, and center of gravity mediate person detection in natural scenes. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 36(6), 1477-1485.

Kato, R., & Takeda, Y. (2017). Responses to affective pictures depicting humans: late positive potential reveals a sex-related effect in processing that is not present in subjective ratings. *Experimental brain research*, 235(1), 193-204.

Lang, P.J., Bradley, M.M., & Cuthbert, B.N. (2008). International Affective Picture System (IAPS): Affective Ratings of Pictures and Instruction Manual. Technical Report A-8.

Nittono, H., Shibuya, Y., & Hori, T. (2007) Anterior N2 predicts subsequent viewing time and interest rating for novel drawings. *Psychophysiology*, 44(5), 687-696.

Proverbio, A. M., Zani, A., & Adorni, R. (2008). Neural markers of a greater female responsiveness to social stimuli. *BMC neuroscience*, 9(1), 56.

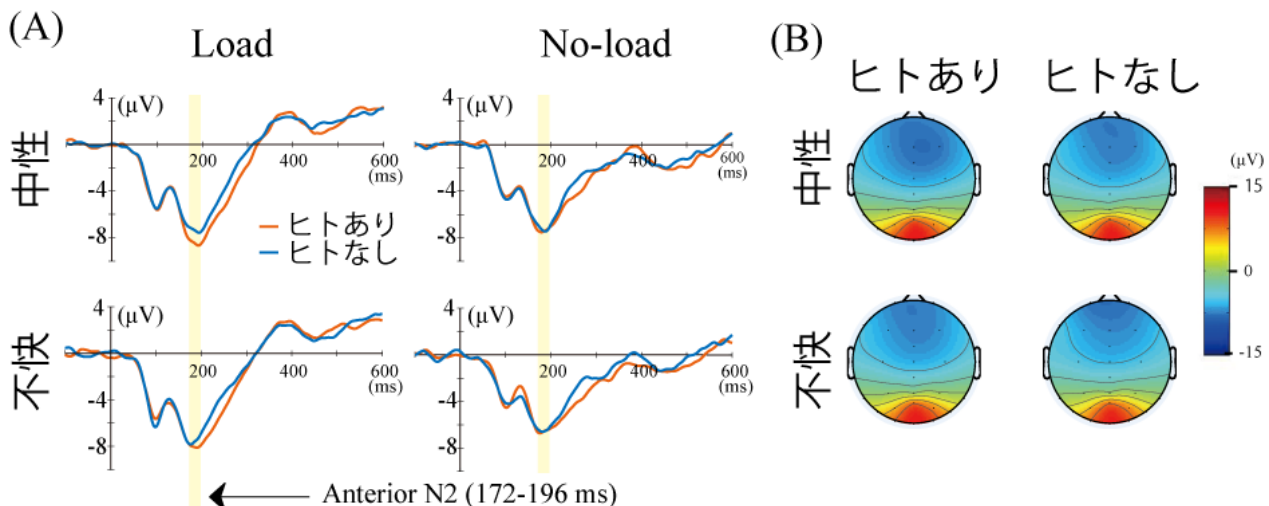


Fig. 2 (A) 条件ごとの平均振幅, (B) 172-196 ms の区間平均トポマップ

# 共同イベントファイル課題による他者の行動履歴の影響の検討

西村 聡生

安田女子大学心理学部

自身の行動の特徴は、時間的に近接して呈示された刺激の特徴と連合して表象され、その後の行動に影響する。本研究では、他者の行動履歴が自身の課題遂行に及ぼす影響について検討する。二人の参加者が左右に並んで課題に従事した。画面に第一刺激（S1）への反応者を指示する手がかり、S1、第二刺激（S2）の順に呈示された。S1、S2とも2つの形（実験1：O、X）または色（実験2：緑、赤）から選ばれ、画面の上下どちらかに呈示された。S1に対しては手がかりで示された側の参加者にボタン押しを求めた。S2に対しては、ある特徴ならば片方の参加者に、もう一方の特徴ならばもう片方の参加者にボタン押しを求めた。S2に対する反応へのS1とS2の特徴の反復の影響は、S1にどちらが反応したか、あるいはどちらも反応しなかったかによって異なった。共同行為者の行動履歴は、自身の行動履歴と同様、刺激特徴と連合して表象され、課題表象における刺激-反応連合に干渉し、自身の課題遂行に影響することが示唆された。

Keywords: event file, joint action, co-representation, partial repetition cost

## 問題・目的

他者の存在、視線、位置、行動する位置、課題、注意の対象などは表象され、自身の行動に影響する。本研究では、他者の行動履歴が課題遂行に及ぼす影響について、刺激や反応の特徴間の連合であるイベントファイル（Hommel, 1998）の観点から検討する。

何らかの行動を行う際、その行動の特徴は、時間的に近接して呈示された刺激の特徴と連合して表象され（イベントファイル；Hommel, 1998）、その後の行動に影響する。たとえば、あらかじめ定められた左または右のボタン押しをする際に、その出現がボタン押しの実行を指示する刺激の特徴と、ボタン押し反応の特徴が連合されて表象される。その結果として、刺激特徴または反応特徴のみが繰り返してもう片方の特徴は変化する場合、形成された刺激-反応連合が干渉することで、同じ刺激特徴と反応特徴の組み合わせの反復や全く違う特徴同士の組み合わせに比べて、後続のボタン押しは遅くなる（部分反復コスト）。このように自身の行動履歴は、刺激と反応の間の特徴の連合として表象され後続の行動に影響する。

本研究では、他者の行動も同様に刺激-反応特徴連合として表象され、行動に影響するか検討する。刺激の特徴（実験1：形、実験2：色）に基づくGo/NoGoボタン押し課題で、事前に自身が同じボタンを押した場合、共同で実験に参加している他者が押した場合、誰も押していない場合を、刺激特徴の反復の観点から比較する。他者の行動も自身の行動と同様に（あるいは類似して）、刺激特徴との連合が形成され表象されていけば、自分がボタン押しをしていないのは同じであるにもかかわらず、他者がボタンを押した場合と誰も押していない場合で異なる結果になると考えられる。一方、他者の行動ではそのような表象が形成されな

れば、直前に他者がボタンを押した場合と誰も押していない場合で結果の違いはみられないと考えられる。

## 実験1：共同イベントファイル課題（形）

### 方法

10組20名が参加した。参加者は2人1組で1つのディスプレイの前に隣接して座り、左側の参加者は左の、右側の参加者は右のボタン押しを担当した。実験を通じて、画面の中央に正方形のフレームを縦に3つつけた図形を呈示した。各試行は、中央のフレームに反応手がかりを1500ms間呈示することで開始した。反応手がかりは、右向きの矢羽根、左向きの矢羽根、短線分のいずれかを3つ横に並べた図形（>>>, <<<, --）とした。反応手がかり消失の1000ms後、上下のフレームのどちらかにOまたはXが500ms間緑色で呈示された（S1）。矢羽根の反応手がかりで示された側の参加者は、S1が呈示されたら、その位置や形によらず、自分の担当するボタンをできるだけはやく押すよう求められた。反応手がかりが単線分の場合には、S1呈示時にはどちらの参加者も反応しなかった。S1消失の500ms後、上下のフレームのどちらかにOまたはXが緑色で呈示された（S2）。片方の参加者はS2がOだった場合に、もう片方の参加者はS2がXだった場合に、自分の担当するボタンをできるだけはやく押すよう求められた。S2はボタンが押されるか、2000ms経過するまで呈示された。

### 結果

S1正答時のS2への反応時間について、S2とS1の形の異同（形反復：反復、変化）、位置の異同（位置反復：反復、変化）、S2への反応者とS1への反応者

の関係（反応者反復：反復＝同じ参加者が反応，変化＝違う参加者が反応，中立＝S1にはどちらも反応せず）を参加者内要因とした3要因の分散分析を行った。位置反復の主効果が有意であり [ $F(1,19) = 67.61, p < .001$ ]，S2がS1と同じ位置に呈示された方が，反応時間が長かった。反応者反復の主効果が有意であり [ $F(2,38) = 15.08, p < .001$ ]，反応者がS1にも反応していた場合，反応していなかった場合に比べて反応時間が短かった。形反復と位置反復の交互作用が有意であり [ $F(1,19) = 9.82, p = .005$ ]，刺激特徴間で部分反復コスト（8 ms）がみられた。形反復と反応者反復の交互作用が有意であり [ $F(2,38) = 7.40, p = .002$ ]，反応者がS1にも反応していた場合およびS1に対してどちらも反応しなかった場合には形反復による反応の促進がみられたが，S1に対して共同行為者が反応していた場合には形反復により反応が遅延した（表1）。位置反復と反応者反復の交互作用が有意であり [ $F(2,38) = 11.03, p < .001$ ]，反応者がS1にも反応していた場合には位置の反復による影響はほとんどみられなかったが，反応者が変わった場合およびS1に対してどちらも反応しなかった場合には位置の反復により反応が遅延した（表1）。他の主効果および交互作用は有意ではなかった [ $ps > .228$ ]。

## 実験2：共同イベントファイル課題(色)

### 方法

新たに10組20名が参加した。緑色または赤色のOがS1, S2として呈示され，参加者はS2の色に基づきボタン押しをするよう求められた。以上の点を除き，実験1と同様であった。

### 結果

S1正答時のS2への反応時間について，色反復（反復，変化），位置反復（反復，変化），反応者反復（反復，変化，中立）を参加者内要因とした3要因の分散分析を行った。色反復の主効果が有意であり [ $F(1,19) = 6.89, p = .167$ ]，S2がS1と同じ色の方が，反応時間が短かった。位置反復の主効果が有意であり [ $F(1,19) = 43.87, p < .001$ ]，S2がS1と同じ位置に呈示された方が，反応時間が長かった。反応者反復の主効果が有意であり [ $F(2,38) = 9.04, p < .001$ ]，反応者がS1にも反応していた場合，反応していなかった場合に比べて反応時間が短かった。色反復と位置反復の交互作用が有意であり [ $F(1,19) = 9.04, p = .007$ ]，刺激特徴間で部分反復コスト（5 ms）がみられた。色反復と反応者反復の交互作用が有意であり [ $F(2,38) = 5.01, p = .012$ ]，反応者がS1にも反応していた場合およびS1に対してどちらも反応しなかった場合には色反復による反応の促進がみられたが，S1に対して共同行為者が反応していた場合には色反復の影響はほとんどみられなかった（表1）。位置反復と反応者反復の交互作用が有意であり [ $F(2,38) = 8.65, p < .001$ ]，反応者がS1にも反応していた場合には位置の反復による影響はほとん

どみられなかったが，反応者が変わった場合およびS1に対してどちらも反応しなかった場合には位置の反復により反応が遅延した（表1）。色反復，位置反復，反応者反復の交互作用は有意ではなかった [ $F(2,38) = 1.26, p = .294$ ]。

## 考察

本研究では，他者の行動履歴は共同表象され，刺激特徴との連合が形成されることで，後続の行動に影響を及ぼしうることを示した。参加者の行動を規定する，刺激の課題関連特徴（実験1：形，実験2：色）の反復による影響は，共同行為者が直前に反応していた場合とどちらも反応していなかった場合で，自身は反応していないという点においては全く同じ条件であったにもかかわらず異なっていた。すなわち，「自分が反応していない」場合，加えて「他者が反応したかどうか」も表象されていると考えられた。一方，課題非関連特徴である位置の反復による影響は，共同行為者が直前に反応していた場合とどちらも反応していない場合で類似していた。その特徴に基づき反応を規定する刺激特徴に関連した共同行為者による行動履歴のみその後の反応に影響を及ぼしたことから，他者の行動履歴は課題関連刺激特徴と連合して表象され，自身の課題表象における刺激—反応連合に干渉することで，課題遂行に影響することが示唆された。

表1. 実験1および2の反応者反復ごとのS2への反応時間における刺激特徴反復による促進効果（特徴変化から特徴反復を引いた差分；ms）。

実験	特徴	反応者		
		反復	変化	中立
1	形	11*	-12*	9*
	位置	-5	-37*	-28*
2	色	13*	-0	12*
	位置	-3	-28*	-21*

\* $p < .05$

## 引用文献

- Hommel, B. (1998). Event files: Evidence for automatic integration of stimulus–response episodes. *Visual Cognition*, 5, 183-216.

# 表情は看護師の協働のきっかけとなる判断に影響する<sup>1</sup>

石松 一真

滋慶医療科学大学院大学医療管理学研究科

竹久 志穂

滋慶医療科学大学院大学医療管理学研究科

辰巳 陽一

近畿大学医学部附属病院緩和ケアセンター

上田 祥行

近畿大学医学部附属病院医療安全対策室

京都大学こころの未来研究センター

本研究では、表情がともに働きたいという「協働」への意欲のきっかけとなる判断に影響するかを検討した。看護師 24 名がスクリーン上に提示された異なる表情 (喜び, 怒り, 悲しみ, 中立) の 2 名の顔画像を観察し, 「どちらの看護師と一緒に働きたいか」の二肢選択を行った (判断課題)。表情の組み合わせ別に, 特定の表情の選択率がチャンスレベルと異なるかを検討した結果, 喜びは, 怒り, 悲しみ, 中立の表情に比べて選択率が有意に高かった。また中立は怒りや悲しみの表情よりも, 悲しみは怒りの表情よりも選択率が有意に高かった。また判断課題とは異なる看護師 24 名に実施した評定課題の結果を使用し, 判断課題において選択された顔画像と選択されなかった顔画像とで特性の評定値を比較した結果, 顔画像の表情から推測される特性の違いが, 協働のきっかけとなる判断に影響した可能性が示唆された。

Keywords: non-verbal communication, facial expression, collaboration, team medical care, psychological safety.

## 問題・目的

協働はチーム医療において重要な役割を担っている。チーム医療において, 多職種の医療者が, 目標を共有し, とともに力を合わせて活動することを「協働」と呼ぶが, 複数の医療者が協働する医療現場では, バーバルコミュニケーションが基本となる反面で, 相手の「顔色をうかがう」という表現もあるように, ノンバーバルコミュニケーションが重要な役割を担う場面も少なくない。例えば, 看護師同士のコミュニケーションにおいて, 話しかけようとする相手が余裕のなさそうな表情をしていたり, 機嫌が悪そうな表情をしていたりすると, 話しかける機会を逸してしまったり, 時間をおいて話しかけるようにしたりすることがある。このように, 表情はコミュニケーションに付随する情報となるだけでなく, 相手とのコミュニケーションをとるきっかけにおいても重要な情報となっている。

また我々は相手の表情からその人物の社会的特性や人格特性を瞬時に推測することが可能であり, 表情から形成される相手の印象は我々の判断や行動に影響を与えることも知られている (Todorov et al., 2005; Ueda & Yoshikawa, 2018; Willis & Todorov, 2006)。一方, 表情から推測されるその人物の信頼度や能力などは, 協働に影響を及ぼす要因ともなっている。

そこで本研究では, とともに働きたいという「協働」への意欲のきっかけとなる判断に表情の違いが及ぼす影響を明らかにすることを目的とした。

## 方法

参加者: 女性看護師48名 (判断課題24名, 評定課題24名) を対象とした。

刺激: 女性モデル12名の基本表情 (喜び, 怒り, 悲しみ, 驚き, 嫌悪, 恐怖) のうち, 喜び, 怒り, 悲しみ

の3表情と中立の合計4表情の顔画像を使用した。それぞれの表情につき, 左向きと右向きの顔画像を準備し, 合計96枚 (モデル12名×表情4種類×方向2種類) の顔画像を使用した。顔画像は, 使用許可を得た上で, 京都大学こころの未来研究センター (KRC) の顔表情データベースから抽出した。

手続き: 判断課題と評定課題を別々に実施した。

**判断課題** 参加者は, スクリーン上に向かい合った形で提示された異なる表情の2名の顔画像を観察し, 「どちらの看護師と一緒に働きたいか」の二肢選択を行った。刺激提示はMATLAB 9.0 (MathWorks) とそのスクリプト集であるPsychtoolbox (Brainard, 1997; Pelli, 1997; <http://psychtoolbox.org/>) によって制御された。

まず各試行の開始時にスクリーン中央に注視点がビープ音とともに提示され, 1秒後, 2つの顔画像が向かい合った形でスクリーンの左側と右側に提示された。左右に提示される顔画像は, 異なるモデルの顔画像からランダムに選択された。顔画像の提示時間は, 500msと5000msの2条件を設定した。参加者は回答を促す画面に従い, 判断の結果を回答用紙に記入した。練習試行後, 500ms提示条件72試行, 5000ms提示条件72試行の順番で本試行を実施した。

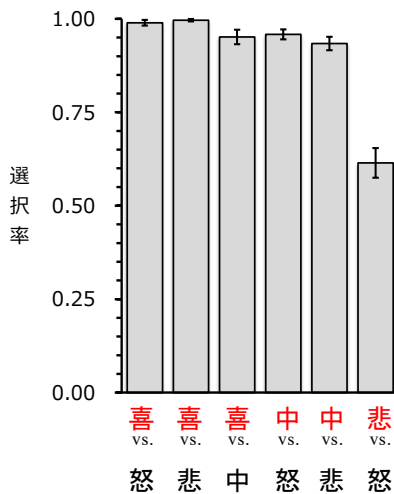
**評定課題** 参加者は, ファイリングされた顔画像を1枚ずつ観察し, 顔画像から推測されるその人物の能力, 魅力, 信頼度, 自立度, 積極性, 共感性, 支配的, 好感度, 協調性, 依存度の10の特性について, 「1. とても低い」から「10. とても高い」までの9件法で評定した。また回答は参加者のペースで行い, 制限時間は設けなかった。

## 結果

**判断課題** 各表情の組み合わせにおける特定の表情の選択率をFigure 1に示す。

特定の表情の選択率がチャンスレベルと異なるかについて、組み合わせごとに  $t$  検定を行なった。結果、喜びの表情は、怒り、悲しみ、中立の表情に比べて選択率が有意に高かった ( $ps < 0.01$ )。また中立の表情は怒りや悲しみの表情よりも、悲しみの表情は怒りの表情よりも選択率が有意に高かった ( $ps < 0.01$ )。一方、提示条件の違いによる効果はみられなかった。

#### a) 500ms 提示条件



#### b) 5000ms 提示条件

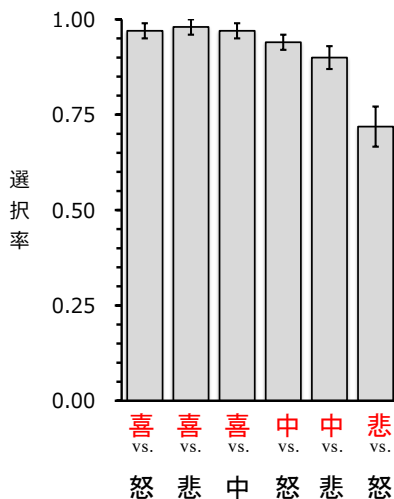


Figure 1. Ratio of emotion chosen in the judgment. a) 500ms presentation, b) 5000ms presentation. Error bars indicate standard error of the mean.

**評定課題** モデルごとに表情×特性の二要因分散分析を行った結果、いずれのモデルにおいても、表情の主効果、特性の主効果、表情と特性の交互作用が有意となった ( $ps < .001$ )。これらの結果は、同一人物であっても、表情によって推測される特性が異なることを示している。

## 考察

表情はともに働きたいという「協働」への意欲のきっかけとなる判断に影響することが明らかとなった。喜びの表情は、他の表情に比べて協働に関連する要因である能力や信頼度、共感性、協調性などの特性が高く評価され、依存度などが低く評価される傾向にあるため、選択率が高くなったと考えられる。中立の表情は、怒りや悲しみの表情に比べて選択率が高くなった。その理由としては、中立と怒りの表情では、支配的や依存度の評定値には差がみられないものの、その他の特性では中立の表情の評定値が高かったことがあげられる。一方、悲しみの表情は、中立の表情に比べて依存度が高く評価されたため、一緒に働くうえで頼りないとの印象を与え、選択率が低くなった可能性が考えられる。悲しみは怒りの表情に比べて選択率が高かったものの、他の表情ペアに比べてその選択率は低かった。悲しみの表情と怒りの表情との比較においては、他の表情ペアに比べて、「一緒に働きたい」との判断に生じる個人差が大きかったことを反映していると思われる。これらの解釈は、評定課題で得られた各特性の評定値を、選択された顔画像と選択されなかった顔画像とで比較した結果からも支持されるものであった。また表情の選択率には提示条件の違いによる効果はみられなかった。この結果は、人物の印象判断は瞬時になされるという先行研究の知見 (Willis & Todorov, 2006) と一致していた。

以上、本研究より、顔画像の表情から推測される特性の違いが、協働のきっかけとなる判断に影響した可能性が示唆された。

## 脚注

<sup>1</sup>本研究は、滋慶医療科学大学院大学研究倫理委員会の承認を得た (滋慶大学第2017-34号, 滋慶大学倫第2018-7号)。本研究の一部は、第13回医療の質・安全学会学術集会で発表した。

## 引用文献

- Brainard, D. H. 1997 The psychophysics toolbox. *Spatial Vision*, 10, 433-436.
- Pelli, D. G. 1997 The VideoToolbox software for visual psychophysics: Transforming numbers into movies. *Spatial Vision*, 10, 437-442.
- Todorov, A., Mandisodza, A. N., Goren, A., & Hall, C. C. 2005 Inferences of competence from faces predict election outcomes. *Science*, 308(5728), 1623-1626.
- Ueda, Y., & Yoshikawa, S. 2018 Beyond personality traits: Which facial expressions imply dominance in two-person interaction scenes? *Emotion*, 18(6), 872-885.
- Willis, J., & Todorov, A. 2006 First impressions: Making up your mind after a 100-ms exposure to a face. *Psychological Science*, 17(7), 592-598.

# 物体の特徴に基づくネガティブテンプレートの検討

反田 智之  
河原 純一郎

北海道大学文学部  
北海道大学大学院文学研究科

視覚システムは手がかりと一致する標的を優先的に探索し、またネガティブテンプレートを形成して妨害刺激を特徴に基づいて抑制できる。(Arita, Carlisle, & Woodman, 2012)。その後の研究でネガティブテンプレートが刺激呈示位置をもとに形成されることが示唆されたが、これまでの実験手法では特徴次元と位置次元が交絡していた。本研究は交絡をなくし、どの次元に基づいてテンプレートが形成されるかを検討した。探索画面には位置に基づく選択を排除するため、中心を同じくする二種類の図形が一つずつ重なるように呈示された。被験者は、手がかりと標的の図形が一致、不一致、および手がかり図形が探索画面に非呈示の場合の下で、図形の辺上に複数呈示された非標的から標的の十字の色を回答した(実験1)。さらに、図形に動きをつけ、位置手がかりが使えない場合でもテンプレートは形成されたことから(実験2, 3)、ネガティブテンプレートが特徴次元で形成されうることを示唆する。

Keywords: 注意, 視覚探索, 抑制, ネガティブテンプレート

## 問題・目的

日常は様々な視覚情報で溢れており、我々の認知資源には制約があるため、注意を向ける対象を選択する必要がある。人間の視覚システムは、非標的の中から標的を探するため、標的に関連する特徴に注意を向け、それらを重みづけることで探索を容易にすることが知られている(Watson & Humphreys, 1997)。同様に、標的に関連する特徴だけでなく、非標的特徴も探索に貢献しうる。最近では、以前から知られていた、標的と一致する特徴を探索するポジティブテンプレートだけでなく、手がかりで与えられた非標的特徴(i.e., 色や形状)を抑制するネガティブテンプレートの存在が報告されている(Arita, Carlisle, & Woodman, 2012; Reeder, Olivers, & Pollmann, 2017; Tanda & Kawahara, under review)。

ネガティブテンプレート研究では探索画面に先立って特徴の手がかりが呈示される。手がかりの条件は3条件あり、手がかりが標的特徴と一致する条件、不一致の条件、無関係な特徴が呈示される統制条件の3条件を用いる。Tanda & Kawahara (under review) では、被験者は形状の中に含まれる線分の向きを報告した。標的は垂直もしくは水平な線分、非標的は傾いた線分であった。探索画面にはそれぞれ線分を含んだ2種類の形状が複数個呈示された。平均反応時間は標的または非標的の形状を知らせた場合に統制条件と比較して短かった。これはポジティブ、ネガティブテンプレートの両方が特徴次元に基づいて形成されたことを示唆する。

しかし、特徴次元に基づくテンプレートに対して異なる見解も示されている。Beck, Luck, & Hollingworth (2018) は、位置次元のネガティブテンプレートの可能性を示した。Beck et al. (2018) は、探索時に不一致条件において、各試行の初期は妨害刺激への視線の停留が認められたのに対して、以降は妨害刺激への視線の停留が観察されないことを示し、妨害刺激の位置をマーキングし抑制した可能性を示した。しかし、Beck et al. (2019) のパラダイムは手がかりとして特徴と位

置の次元が交絡していたため、どちらの次元を抑制していたかを明らかにするには不十分である。そこで本研究は、交絡を排除して注意のテンプレートが特徴と位置のどちらの次元で形成されるかを検討することを目的とした。具体的には、被験者が位置手がかりを用いづらいつつパラダイムで実験を行った。もし本実験のパラダイムにおいても、一致条件と不一致条件で統制条件より平均反応時間が短ければ、特徴次元に基づくテンプレートが形成され得ることを示唆する。

## 方法

被験者: 北海道大学の学生(実験1: 32名, 実験2: 30名)  
デザイン: 被験者内1要因(3水準: 一致, 不一致, 統制条件)の実験計画を用いた。

刺激: 円, 正三角形, 菱形の3種類の形状の辺上に、赤と緑の2色に塗り分けられた十字を呈示した。十字は各形状の辺上に各色3個ずつ配分し、計12個呈示した。

手続き: 初めに注視点を500 ms呈示し、次に手がかりとして円, 正三角形, 菱形のうち1つを呈示した。その後再び注視点を900 ms呈示した後、2種類の形状が1つずつ配置された探索画面を呈示した(Figure 1)。探索画面は回答するまで、もしくは8000 ms経過するまで呈示された。実験1では画面の中心に2種類の形状を重ねて呈示し、それぞれの形状の辺上に赤と緑に塗

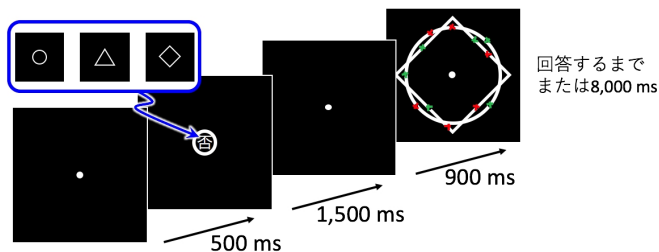


Figure 1. 実験1, 2の刺激例と呈示時間。ここでは不一致条件で手がかりとして円が呈示された例を示す。

り分けられた十字が呈示された。実験2では形状が十字と共に、図形の中心を軸としてそれぞれ時計回り、反時計回りに回転した。参加者は複数の非標的(2線分が中心以外で交わる十字)の中から、1つだけ呈示される標的(2線分が中心で交わる十字)の色を回答した。

## 結果

実験1と2の平均反応時間について1要因分散分析を行ったところ、実験1と2ともに手がかりの主効果が有意であり(実験1:  $F(2,62) = 22.29, p < .001, \eta_p^2 = .42$ ; 実験2:  $F(2,58) = 74.38, p < .001, \eta_p^2 = .72$ )、各条件の平均反応時間に同じ傾向が見られた。Figure 2は各条件の平均反応時間を示す。一致条件、不一致条件の反応時間は、それぞれ統制条件よりも短かった(実験1:  $t(31) > 3.33, ps < .003, rs > .51$ ; 実験2:  $t(29) > 8.33, ps < .001, rs > .84$ )。また、一致条件の反応時間は不一致条件の反応時間より短かった(実験1:  $t(31) = 4.45, p = .001, r = .62$ ; 実験2:  $t(29) = 5.53, p < .001, r = .72$ )。

## 考察

実験1と2の両方で、一致条件と不一致条件において統制条件と比較して平均反応時間が短かった。これは先行研究と同じ傾向であり、ポジティブテンプレートとネガティブテンプレートの両方が形成されたことを示唆する。本研究は、先行研究と異なり、被験者が位置手がかりを使いづらい事態で検討した(Figure 3参照)。実験1では手がかり形状と非手がかり形状の2つが空間的に重なって呈示されたため、手がかりで与えられた図形の位置をマーキングする方略は使用できなかったと考えられる(Duncan, 1984)。その結果、従来のパラダイムでは可能であった手がかり形状の位置を促進、抑制することは困難であったと考えられる。しかし、形状ごとにマーキングをすることは困難であっても、標的や非標的の十字の位置をマーキングできた可能性は残る。そこで実験2では、被験者が刺激の位置をマーキングする可能性をより排除するため、それぞれの形状と刺激を回転させた。しかし、実験2でも

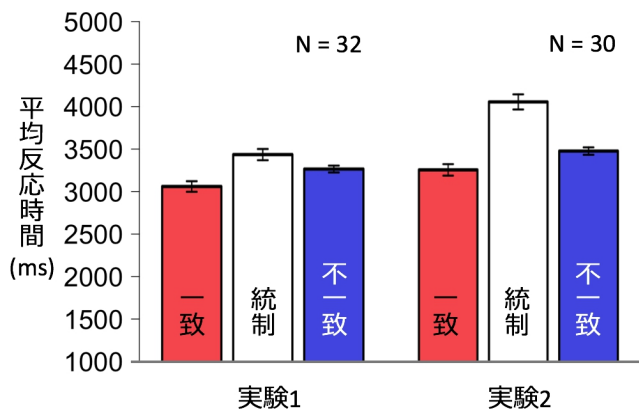


Figure 2. 実験 1, 2 の平均反応時間を示す(エラーバーは 95%信頼区間)。

ポジティブとネガティブテンプレートの両方が形成された。これらの結果は、位置次元ではなく特徴次元によるテンプレートが形成されたことを示す。

しかし、実験2のように形状を回転させることは、一点だけを観測していればいずれ標的が回ってくるのを待つという方略を採ることも可能である。今後、そのような方略が採られず、且つ位置の手がかりも排除するようなパラダイムを検討する必要がある。

## 結論

本研究は、空間的位置を関与させない事態で、注意のテンプレートが特徴次元に基づいて形成されるということを示した。

## 参考文献

- Arita, J. T., Carlisle, N. B., & Woodman, G. F. (2012). Templates for rejection: configuring attention to ignore task-irrelevant features. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 38, 580-584.
- Beck, V. M., Luck, S. J., & Hollingworth, A. (2017). Whatever you do, don't look at the...: Evaluating guidance by an exclusionary attentional template. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 44, 645-662.
- Duncan, J. (1984). Selective attention and the organization of visual information. *Journal of Experimental Psychology: General*, 113, 501-517.
- Reeder, R., Olivers, C. N. L., & Pollman, S. (2017). Cortical evidence for negative search templates. *Visual Cognition*, 25, 278-290.
- Tanda & Kawahara (under review). The effect of cue lead time on the template for rejection. *Attention, Perception, & Psychophysics*.
- Watson, D. G., & Humphreys, G. W. (1997). Visual marking: Prioritizing selection for new objects by top-down attentional inhibition of old objects. *Psychological review*, 104, 90-122.

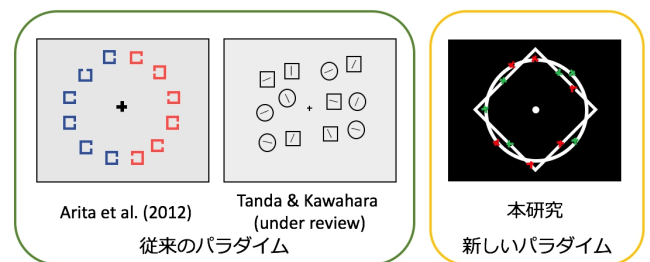


Figure 3. 従来と本研究の実験パラダイムの比較を示す。



# 拡張現実使用時の変化の見落としにおける妨害刺激の特徴の影響 —両眼・単眼提示の比較—

北村 昭彦  
篠原 一光

大阪大学大学院人間科学研究科

大阪大学大学院人間科学研究科

拡張現実 (Augmented reality: AR) とは、情報を現実世界に直接重ねて提示する技術のことを指す。本来存在しない情報が提示されるため、現実世界の観察が妨害される。このような妨害刺激が画像の変化の瞬間に提示されると、変化の見落としが発生する。AR 像を単眼に提示する場合、片方の目は現実世界だけを観察できるため、変化の見落としが起らなくなる可能性がある。そこで、妨害として AR 像を両眼または単眼に提示して AR 使用時の変化の見落としを検討した。また、AR 像が一様な刺激の場合と様々な色の刺激の場合では、妨害のされやすさが異なると考えられる。そこで、刺激の種類が変化の見落としに与える影響を検討した。結果、両眼提示の場合はいずれの妨害刺激でも変化の見落としが発生するが、単眼提示では様々な色の刺激のときのみ発生した。このことから、単眼提示では変化の見落としが発生するためには、一定以上に強力な妨害刺激を使用する必要があることが示された。

Keywords: Augmented reality, monocular presentation, change blindness, binocular rivalry

## 問題・目的

近年では、新たな情報提供手段として拡張現実 (Augmented reality: AR) が期待されている。ARとは現実世界に直接情報を提示する技術のことである。視覚的なARでは、視線移動せずに情報を得ることが可能であり、直感的に理解しやすいという利点がある。一方で、本来は存在しない情報が眼前に提示されるため、現実世界の観察を妨害するという欠点が指摘されている (Kitamura, Naito, Kimura, Shinohara, Sasaki, & Okumura, 2015)。

妨害刺激が提示された瞬間に変化が発生すると、その変化が見落とされる「変化の見落とし」という現象が知られている (Rensink, O' Regan, & Clark, 1997)。これをARの応用場面に当てはめると、例えば元画像は運転場面、妨害はARの情報、修正画像は人が飛び出してきた場面というような状況が考えられる。したがって、ARの使用時は変化の見落としが発生しうる状態であると考えられる。

AR使用時の変化の見落としに影響を与える可能性のある要因として、ARの提示眼が挙げられる。両眼ともにARの情報が提示される場合は一般的な変化の見落とし課題と同様の状態となるが、単眼に提示される場合は、ARが提示されない方の目は現実世界のみを観察できる。一般的に、変化の瞬間に妨害刺激が提示されない状況では、変化の見落としは発生しない。したがって、単眼提示では、それぞれの目において、変化の見落としが発生しやすい状態と発生しにくい状態にある。そのため、両眼提示とは変化の見落としの発生の仕方が異なる可能性がある。そこで本研究ではARの両眼提示と単眼提示で変化の見落としの発生の仕方がどのように異なるのかを検討した。

また、ARの中には情報を提示したとしても現実世界が程度透けて見えるものがある。そのような場

合、ARの輝度によって、現実世界の見えやすさが変わるため、妨害の程度も変わると考えられる。更に、AR像自体が無彩色の単調な刺激である場合と、多彩な色が組み合わさった刺激である場合でも現実世界の見えやすさは異なると考えられる。そこで本研究ではARの輝度および刺激の特徴の違いが変化の見落としに与える影響を検討した。

## 方法

本研究ではARの妨害刺激が無地無彩色である場合を検討した実験1と多彩な色からなる場合の実験2の二つの実験を行った。実験手続きや分析は実験1と2で同じであった。

**実験参加者:** 実験1にはARが両眼、単眼に提示される群および、提示されない群にそれぞれ12名ずつが参加した (平均年齢 (括弧内は標準偏差) はそれぞれ23.2 (5.3) 歳, 21.4 (1.6) 歳, 20.8 (1.1) 歳)。実験2では両眼、単眼に提示される群にそれぞれ12名が割り当てられた (平均年齢はそれぞれ22.6 (3.1) 歳, 23.1 (3.4) 歳)。全員が矯正または裸眼で正常な視力・色覚を有していた。

**刺激:** 生物を含まない自然風景の写真を元画像とし、その一部を変化させた画像を修正画像とした。36対の刺激画像を使用した。妨害刺激として、画像刺激をちょうど覆う大きさのARによる像を使用した。AR像の輝度は高中低の三段階とした。実験1では灰色の単調な刺激とした。実験2では様々な色からなる多数の色を組み合わせた長方形であるモンドリアン刺激を使用した。ARの三つの輝度条件それぞれに12対ずつ画像を割り当てた。

**装置：**ハーフミラーおよび液晶ディスプレイを用いてAR像を提示した。また、元画像および修正画像を提示するため、実験参加者から50 cmの正面の位置にペンタレットモニタを配置した。AR像とペンタレットモニタの間の奥行き差はなかった。AR像は偏光装置を用いて両眼または単眼に提示された。

**手続き：**Figure 1に刺激提示のタイムコースを示した。ペンタレットモニタ上に、元画像と修正画像を交互に繰り返して提示した。それぞれの提示時間は1000 msであった。一般的な変化の見落とし課題とは異なり、画像間にブランクはなかった。代わりに、画像が変化する瞬間に250 ms間、画像全体を覆う大きさのAR像が提示された。実験参加者は変化を検出したらキー押しで反応した。その後、変化した位置をクリックして回答した。AR像の輝度条件の提示順序はランダムであり、36試行を連続して行った。

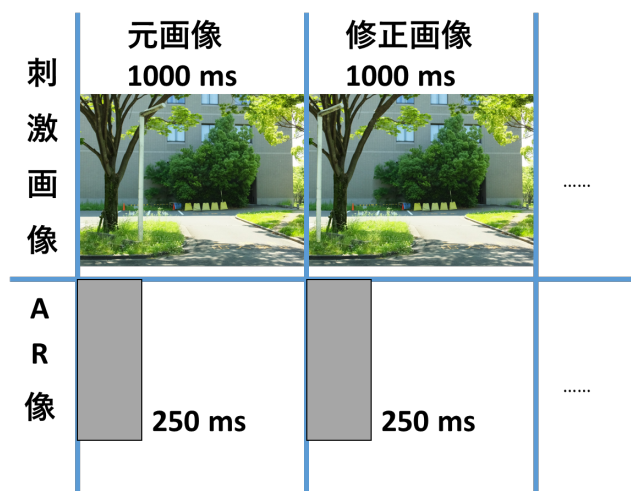


Figure 1 刺激提示のタイムコース

## 結果

実験1, 2のそれぞれにおいて、変化を検出するまでにかかった画像の変化回数について、ARの提示眼（実験参加者間：両眼・単眼）×ARの輝度（実験参加者内：高・中・低）の二要因混合分散分析を行った。自由度はChi-Mullerのεで補正した。多重比較はShaffer法に基づいて行った。

実験1 (Figure 2) では提示眼、輝度の主効果およびそれらの交互作用はいずれも有意であった ( $F(1, 22) = 41.68, p < .001, \eta^2 = .503$ ;  $F(2, 44) = 6.54, p < .01, \eta^2 = .045$ ;  $F(2, 44) = 5.54, p < .01, \eta^2 = .038$ )。単純主効果の検定の結果、全ての輝度条件において、単眼の方が両眼よりも変化回数は少なく、変化の見落としは起こりにくいことが示された ( $ps < .05$ )。また、両眼条件においてのみ輝度条件の単純主効果は有意であり ( $F(2, 22) = 6.31, p < .01, \eta^2 = .184$ )、輝度高条件では中・低条件よりも変化回数は多かった ( $ps < .05$ )。

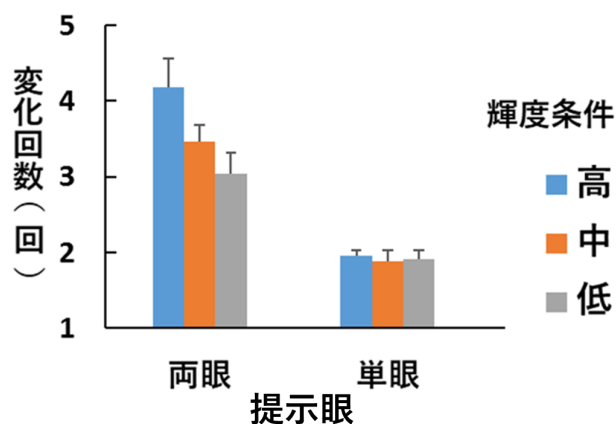


Figure 2 実験1の結果

実験2では提示眼と輝度の主効果は有意であった ( $F(1, 22) = 14.58, p < .001, \eta^2 = .211$ ;  $F(1.57, 34.47) = 24.17, p < .001, \eta^2 = .236$ )。交互作用は有意でなかった ( $F(1.57, 34.47) = 2.09, p > .05, \eta^2 = .021$ )。両眼条件の方が単眼条件よりも変化回数は多かった。また、輝度条件で多重比較を行ったところ、高、中、低の順で変化回数は多かった ( $ps < .05$ )。

## 考察

実験1, 2の両方で、両眼条件においては輝度が高いときに変化の見落としがより起こりやすくなった。一方で、単眼条件では、実験2のみ輝度が高いときに変化の見落としが発生した。このことから、単眼提示においては両眼提示よりも変化の見落としが発生しにくいことが示された。また、単眼提示においても、必ず変化の見落としが避けられるわけではなく、モンドリアン刺激のような様々な情報を含む刺激が妨害となる場合は、変化の見落としが発生することが示された。

ただし、そのような妨害刺激を使用している場合でも、両眼条件よりは単眼条件の方が早く変化を検出することができる。このことは、単眼提示の方が応用場面において安全性の観点からは有用であることを示唆している。

## 引用文献

- Kitamura, A., Naito, H., Kimura, T., Shinohara, K., Sasaki, T., & Okumura, H. (2015). Comparison between Binocular and Monocular Augmented Reality Presentation in a Tracing Task. *Journal of the Institute of Image Information and Television Engineers*, 69(10), J292-J297.
- Rensink, R. A., O' Regan, J. K., & Clark, J. J. (1997). To see or not to see: The need for attention to perceive changes in scenes. *Psychological Science*, 8(5), 368-373.

# 一貫性を持った世界の根源的な在り方

川津 茂生

国際基督教大学教育研究所

論理の一貫性の限界を補完するには、一貫性を倫理的な次元へと拡大し、一貫性の一般理論を作成することが必要である。この考え方を敷衍すれば、論理の限界が、超越的他者からの包摂的関与によって、補完されるという推論も可能となる。また、外部からの包摂的関与が、元来、生命的関与であったと想定するなら、一貫性を持った世界は、生命的関与によって成立した可能性すら出てくる。その生命的関与へ応答することで、世界が生命的に変貌したとすれば、現生命は、超越的生命的関与が応答的に復元されたものだった可能性もあり得る。これらの推論は、一貫性の一般理論の考察から理性的に導出可能であって、それは、単なる文学的想像力を越えた形而上学的思考へと導いていく。

Keywords: 一貫性の一般理論, 論理と倫理, 包摂的関与, 対面(化)原理, 形而上学

## 論理の「それ自体性」

論理的な一貫性は、それ自体においては、必ずしも完結しない(ナーゲル&ニューマン, 1999)。その不完全性を補うためには、一貫性を、論理的な次元から倫理的な次元へと拡大する必要があるものと、推論できる(川津, 2018a)。

その推論の背景には、論理というものが、根本的に「それ自体性」、即ち、ある一つの世界というものの内部に留まっていること、への批判的考察があった。

一人称の意識の反省面における思考の無矛盾性を追求する論理は、対象化された三人称世界の現象を無矛盾に解析し説明しようとする欲求と共に、「それ自体性」に留まっているという点で、限定的なものに過ぎない。

どちらの企ても、不完全性という弱点を持つが、それは、無矛盾性の追求が、単一の論理的世界の内部での追求であることによるものと思われる。

一貫性の領野を論理的な世界から倫理的な世界へと拡大することが必要なのである。

## 一貫性の一般理論の必要性

一貫性は、論理的世界では、不完全であり、真の一貫性の実現のためには、論理から倫理へと場面を拡大し、一般化された理論を作成しなくてはならない。

倫理というものは、他者と自己との関係性であって、単一の論理的世界の内部に閉じられてはいない。論理的追求が、単一の論理的世界で、行き詰ったとしても、そこに生じる困難や困惑を、他なるものが受容して、いわば「超論理的」に承認することが生じれば、そこにおいて、論理的な破綻は、いわば倫理的に縫合されて行くことが可能となる。

一貫性の理論の一般化の必要性は、一貫性の領野が、そもそも論理的世界を基盤としていたのではなく、その原初的な故郷が、むしろ、他なるものとの関係性を根源的に持つ、倫理的世界であったことを暗示している。

## 他性、あるいは原理としての関係性

一貫性が、形式的論理によって貫徹できないのは、形式的論理に、他性ということが欠如していることによるのではないだろうか。他なるものを容認しない、論理的世界の「それ自体性」を克服するためには、他性の導入が必要である。

他性は、論理的解析を越えている。今、論理的な無矛盾性から始めて、他性をも、その無矛盾な世界の中で解析できると仮定してみる。たとえば、人工知性を二体作成し、それらの間に相互関係性を持たせたとする。しかし、その場合、他性や対他性なども、原理的には他性を含まない、単一の自体的な世界からの副次的構成に過ぎなくなる(川津, 2018b)。

しかし、論理的な一貫性が機能しない場所では、根本的に対他的な存在からの包摂的関与によってのみ、実際上の一貫性が実現するとするなら、それは、論理的自体的世界の外部を承認することに繋がる。そういった考察は、科学的思考を越えた、文学的想像力の世界に接近していく。

論理的行き止まりを補う、肯定的補完が、論理的世界の外部からの包摂的関与として与えられるなら、それは、もはや論理を越え、むしろ言語による受容的表現に接近する。

おそらく、言語は、チョムスキーが言うような、脳内の生物学的器官であるというよりも、むしろ、生命以前においてすら想定できる、根源的包摂的関与が、まったく他なるものからの、生命的で意思的な肯定的関与として、本質的に言語的出来事であったことに溯源するものだ、と言えるのではないだろうか。

根源的な出来事としての、原初的關係的包摂的関与性は、その在り方としては、元来言語的だったとするのが、適切ではないだろうか。

## 科学的思考と文学的想像力の接点

対他的な関係性による包摂的関与によってのみ、論理的一貫性の限界が縫合される、とするなら、その延長線上に、超越的包摂者が想定されたとしても、そのこと自体は、必ずしも反理性的とは言えない。

そのような推論は、関係性の他端における、生命的な実体的存在者を、必ずしも、前提としない。

原初に、自由で選択的で意志的な可能性を保持する他性が存在したと想定しても、進化による生命や知性の誕生の結果を、宇宙の始原にまで遡らせるといった、アナクロニズムにはならない。

一切の先入観を捨てて、一貫性が、論理的世界それ自体においては不完全で、その自体的な行き止まりを補完するためには、対他的な関与的受容が必要であることを、先ず、認めてみるのである。

外部の自由な他性が、補完的縫合をしなければ、自体的な論理的一貫性は、それとしては、いずれ止まることになる。

論理的世界は、総合的に見れば、外部からの包摂的関与がなければ、維持不可能だと思われるのである。

## 関係性の原理は形而上学へと誘う

理性的であることが、われわれを形而上学へ導く。世界の外部は、物理的世界を越えている。

本来の一貫性が論理を越えていて、むしろ、世界の外部における他性という、形而上学的な背景を必要とするなら、理性的に、それを拒む理由はない。

むしろ、問題は、根源的対他的関係性あるいは関与性という原理を想定せずに、本来の一貫性のある世界があり得るかどうか、という一点に収斂する。

本来の一貫性が、対他的で関係的な関与がなければ、維持できないとするなら、何らかの意味での超越的関与を、想定することが不可欠なのである。

それを拒否するなら、いかに一見形式的に一貫した論理によって、世界を説明したとしても、それは、結局、真に一貫した説明にはならない。

理性的な探求を貫徹しようとするれば、完全な一貫性が必要である。そのことが、原理的に、(対面(化)原理とも呼べる)原初的關係性を必要とするなら、それが、形而上学へと繋がっていたとしても、その道を辿る以外に、理性的な考察は出来ない。

形而上学的な世界は、単に想像力の世界ではなく、理性が、そうでなければ解決できない問題の解決の糸口として、そこへ導くのであって、それは、厳密な思考の結果なのである。

その道こそが、行き止まりに見える、科学的理性の閉包性に開放的扉を与え、理性に、自由な創造的真理を、開示していくのだと言える。

## 一貫性は「対面(化)原理」による確立する

論理の「それ自体性」ということが、もっとも原理的であると考えずに、対面的また対話的な関係性こそが、本来の原理であることを、理性的に承認できないであろうか。

この点を承認することができれば、われわれの世界観また宇宙観は、知性の深い深呼吸によって、近代の対象化の方法による、冷たく孤立した「それ自体性」を、乗り越えて行くことができる。

具体的にどのようにして、それが可能となっているのかは、未だ、謎であるとはしても、ともかくも、根源的な関係性が在って、それによる超越的包摂的関与があるとしなければ、われわれの世界の論理的一貫性の破れが、真に肯定的な形で縫合されて行かないのではないかと、推論できるのである。

## 結論

超越的外部からの包摂的関与によって、不完全性を縫合された論理的世界は、外部からの、生命的関与によって、本来それ自体としては、生命的でなかったのにも関わらず、関与への応答的な反応が、次第に応答的生命性を保持するようにと、変貌していったのだと、考えることも可能である。

とすれば、無機的な論理的世界に、生命が進化によって出現したというよりも、原初的に生命的な関与が与えられていた世界において、関与に対する応答的反応の進化によって、生命が、復元的に誕生したということが、真相だったのかも知れないのである。

この世界に一貫性があるということが、本来的に生命的な事実として認定されるなら、生命が誕生する以前から、そもそも、世界というものが、根源的に生命的な関与の下でのみ成立していたということになるからである。

## Appendix

最後に補足として、もし、物理学的思考に、根源的他人性の考察を接続するとすれば、あるいは、「観測者」ということを、関与的な超越的存在と関連させて行くことが、発展的な可能性をもたらすかもしれないと、指摘しておく。それは、「超越的観測者」が観測しつつ関与する、という事態を想定することでもある。

## 引用文献

- 川津茂生 (2018a). 物理的な一貫性と歴史的な一貫性の境界面としての意識、「注意と認知」研究会第16回合宿研究会, 名古屋
- 川津茂生 (2018b). 人称的実在の確実性, 日本心理学会第82回大会, 仙台国際センター
- ナーゲル, E & ニューマン, J. R. 林一(訳) (1999). ゲーデルは何を証明したか: 数学から超数学へ, 白楊社

# エコロケーション感度の個人差と視空間作業記憶

前澤 知輝

北海道大学大学院文学研究科

河原 純一郎

北海道大学大学院文学研究科

本研究は、自ら発した音の反響から周辺環境を知覚するエコロケーション能力を晴眼者で測定した。この能力には大きな個人差があり、訓練、注意、作業記憶容量、およびイメージ処理等の視覚的な情報処理過程が個人差に関係することが示唆されている。本研究では、標的までの距離 (20, 30, 40, または 50 cm) を操作し、10 秒間被験者に音を発出させた。3 日に分け、検出感度を測定した。課題後、同じ被験者の視空間作業記憶容量を測定した。その結果、検出感度は特に 1 日目から 2 日目の間 (約 1 週間以内) で増加し、増加の程度には個人差が認められた。また、3 日間の平均検出感度と視空間作業記憶容量との間に正の相関が認められた ( $r = 0.62$ )。以上のことから、エコロケーションによる検出能力は視空間作業記憶容量によって予測できる可能性が示された。この結果は、エコロケーションの認知的処理過程に視覚的情報処理が関係するというこれまでの知見を支持した。

Keywords: エコロケーション, 作業記憶, 空間知覚, 視覚

## 問題・目的

人は視覚の利用が限られる場面で、音を手掛かりに、物体の検出や、環境内を移動することができる。特に、自ら発した音の反射を手掛かりに周辺環境を知覚する技能をエコロケーションという。エコロケーションは視覚障害者にとって有用であり、晴眼者も同様の技能を持つ (e.g., Schenkman & Nilsson, 2010)。エコロケーションによって、物体の有無や特徴 (e.g., 大きさ, 形状, 素材, 距離) を知ることができ、感度や技能の獲得の程度には個人差があることがわかっている。エコロケーションの技能は適切な訓練手続きによって獲得され得るが、個人差があるために、体系的な手続きは確立されていない (Ekkel, van Lier, & Steenbergen, 2017)。したがって、エコロケーション技能に係る個人差の要因を明らかにすることが重要である。

個人差の要因の一つとして、空間知覚に重要な聴覚刺激 (e.g., ピッチ) に対する感度が考えられている。一方で、聴覚非関連の要因として、注意や知能が挙げられている。実際に、エコロケーション感度の増加の程度が、作業記憶容量と分割的注意の評価得点 (Paced Auditory Serial Addition Test) と相関することが示された (Ekkel et al., 2017)。また、近年では、視覚的な情報処理過程がエコロケーションの認知的処理過程に関係することが示唆されている (e.g., Thaler, Wilson, & Gee, 2014)。具体的には、晴眼被験者の視覚イメージ鮮明度とエコロケーションを用いたサイズ弁別能が相関することや (Thaler et al., 2014)、サイズ弁別課題の最中に視覚刺激を呈示すると、弁別能が低下する (Thaler & Foresteire, 2017)。したがって、エコロケーションの感度の個人差に、視空間情報を保持する視空間的作業記憶の容量が関係している可能性が考えられるが、検討されていない。そこで本研究では、エコロケーションによる物体検出課題を合計3日間行い、検出感度と視空間的作業記憶容量の関係について検討した。

また、本研究では、練習により増加したエコロケーション感度が数か月間維持される可能性を検討した。エコロケーション非関連の聴覚課題では学習の効果が数か月間維持されることが示唆されており (Zahorik, Bangayan, Sundareswaran, Wang, & Tam, 2006)、エコロケーション訓練の効果は維持できる可能性がある。

## 方法

**被験者** 24名の学生が1日目と2日目のエコロケーション課題に参加し、このうち13名がエコロケーション3日目の課題および視空間的作業記憶課題に参加した。

**刺激** 厚さ3 mm, 縦30×横40 cmのアルミニウム板を標的に用いた。音の刺激に、4 kHzの正弦波振幅を指数関数減衰したクリック音 (約6 ms, 95 dB) を用いた。

**要因計画** 日にち (1/2/3日目: 被験者内) × 標的距離 (20/30/40/50 cm: 被験者内) × 標的有無 (有/無: 被験者内)

**エコロケーション課題** 被験者は物体検出課題に3日間参加した。2日目の課題は1日目より1-8日後、3日目の課題は2日目より91-137日後に行った。被験者はアイマスクを付けた状態で椅子に座り、10秒間自由にスピーカーから音を鳴らし、標的の有無を回答した (Figure 1)。標的距離と標的の有無は無作為に組み合わせ呈示した。被験者の回答から検出感度 ( $d'$ ) を算出した。

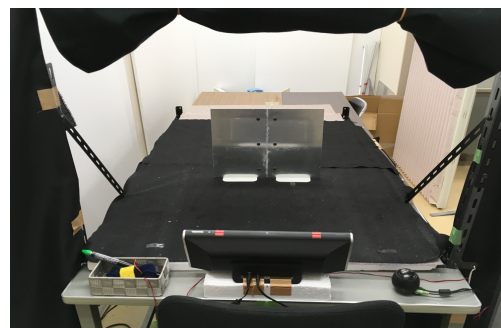


Figure 1. 実験装置

**作業記憶課題** 13名の被験者は視空間的作業記憶課題を行った。うち1名は反応が得られず解析から除外された。一試行の流れをFigure 2に示す。課題では、注視点が提示されたのち(1000 ms)、サンプル刺激として色のついた正方形が提示された(200 ms)。その後、ブランクが設けられ(1000 ms)、サンプル刺激があったいずれかの場所に手掛かり刺激が提示された。手掛かりは左右二色で塗り分けられた正方形で、左右の一方の色が前に提示されたサンプル刺激と一致した。被験者はサンプル刺激の色と場所を記憶し、後で提示される手掛かりの場所と一致する色を回答した。作業記憶容量はCowan's Kを用いて算出した。

$$K = (\text{ヒット率} - \text{誤警報率}) \times \text{サンプル刺激数} \quad (1)$$

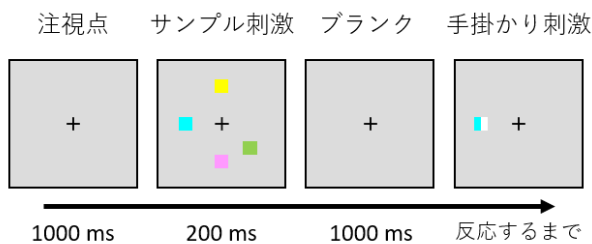


Figure 2. 作業記憶課題で提示される画面の例

## 結果

**物体検出感度** 2日間 ( $n = 24$ ) および3日間 ( $n = 13$ ) の平均検出感度 ( $d'$ ) をFigure 3に示す。3日間の検出感度はすべての距離において0よりも大きかった ( $p < .001$ )。

検出感度は2日間で増加し ( $F(1, 23) = 6.83, p = .016, \eta_p^2 = .23$ ), 標的距離の主効果が認められた ( $F(3, 69) = 16.49, p < .001, \eta_p^2 = .42$ )。検出感度は標的距離が遠くなると低下した ( $ts(23) > 2.46, ps < .044$ )。24名のうち66.7% (16名) の被験者の平均検出感度は1日目と比べて増加したが、残りは減少を示し、両者の感度の増減は区別できた ( $t(22) = 5.25, p < .001, d = .75$ )。

同様に、3日間の検出感度で距離の主効果が認められた ( $F(3, 36) = 18.00, p < .001, \eta_p^2 = .60$ )。検出感度は標的距離が遠くなると低下した ( $ts(12) > 4.69, ps < .002$ )。一方で、日にちの主効果は認められなかった ( $F(2, 24) = 0.89, p = .425, \eta_p^2 = .07$ )。

**作業記憶課題** 被験者 ( $n = 12$ ) の視空間的作業記憶容量 ( $K$ ) と3日間の平均検出感度との間に相関関係が認められた (Figure 4:  $r = .62, p = .032$ ;  $r_s = .64, p = .028$ )。

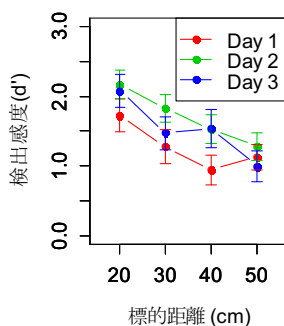


Figure 3. 検出感度

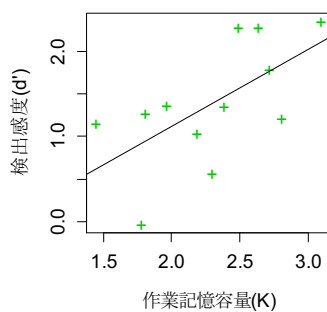


Figure 4. 作業記憶容量との関係

## 考察

本研究は、エコロケーション感度と作業記憶の関係性を視空間的作業記憶に拡張した。その結果、次に示す結論が得られた。まず、晴眼者はエコロケーションによって物体を検出することができ、検出感度は2日間課題を行うことで増加した。また、検出感度は標的距離に影響され、遠い距離ほど低下した。この結果は先行研究 (Schenkman & Nilsson, 2010) と一致した。次に、課題を反復することによる検出感度の増加に個人差があった。最後に、検出感度と視空間的作業記憶容量との間に相関関係が認められ、エコロケーションによる検出能力を視空間作業記憶容量によって予測できる可能性が示された。一方で、本研究では練習により増加した検出感度が数か月間維持される可能性は認められなかった。

本研究における検出感度への標的距離の影響は、標的距離が遠くなると利用できる反射音手掛かりが少なくなることを反映していると考えられる。一方で、課題を2日間繰り返すことで検出感度を向上させることができ、その増加の程度は作業記憶容量により予測できる可能性がある (Ekkel et al., 2017)。

また、本研究の結果から、検出感度の個人差は視空間作業記憶容量に関係することが示され、この結果は、エコロケーションの認知的処理過程に視覚的情報処理が関係するというこれまでの知見 (e.g., Thaler et al., 2014) を支持した。視覚的情報処理は距離の推定にも関与している可能性があり、今後の研究で検討したい。

一方で、本研究では、練習で増加した検出感度が数か月間維持される可能性は認められなかった。この理由として、第一に、個人差による影響が考えられる。第二に、全ての被験者が感度を向上させるのに必要十分な練習量が得られなかった可能性が考えられる。したがって、今後の課題として、感度の増加に必要な練習量を検討することが考えられる。

## 引用文献

- Ekkel, M. R., Lier, R., & Steenbergen, B. (2017). Learning to echolocate in sighted people: A correlational study on attention, working memory and spatial abilities. *Experimental Brain Research*, 235(3), 809-818.
- Schenkman, B. N., & Nilsson, M. E. (2010). Human echolocation: Blind and sighted persons' ability to detect sounds recorded in the presence of a reflecting object. *Perception*, 39(4), 483-501.
- Thaler, L., & Forestreire, D. (2017). Visual sensory stimulation interferes with people's ability to echolocate object size. *Scientific Reports*, 7, 13069.
- Thaler, L., Wilson, R. C., & Gee, B. K. (2014). Correlation between vividness of visual imagery and echolocation ability in sighted, echo-naïve people. *Experimental Brain Research*, 232(6), 1915-1925.
- Zahorik, P., Bangayan, P., Sundareswaran, V., Wang, K., & Tam, C. (2006). Perceptual recalibration in human sound localization: Learning to remediate front-back reversals. *The Journal of the Acoustical Society of America*, 120(1), 343-359

# 耳の心的回転——異同判断と左右判断の比較——

武藤 拓之  
森川 和則

大阪大学大学院人間科学研究科／日本学術振興会  
大阪大学大学院人間科学研究科

心的回転に代表される視空間イメージの操作には、物体中心の操作・効果器中心の操作・視点の操作という3つの種類が存在する。どの操作が用いられるかは課題の種類 (e.g., 向きが異なる2枚の画像の異同判断か、1枚の画像の左右判断か) や刺激の種類 (e.g., 身体部位か否か) に依存することが知られている。本研究は、自分自身では動かすことが困難である耳の画像を刺激として用い、異同判断と左右判断で用いられる心的操作の種類を検証した。内省報告の結果から、異同判断では物体中心の操作が優勢であったのに対し、左右判断では物体中心の操作と効果器中心の操作の両方が用いられることが示された。さらに、どちらの心的操作が使用されるかによって、左右判断課題の反応時間のパターンが劇的に変化することも明らかになった。本研究の結果から、動かすことが困難な身体部位である耳の左右を判断する際にも頭部の運動シミュレーションという形で効果器中心の操作が用いられる可能性が示唆された。

Keywords: mental rotation, visuospatial transformation, visual imagery, motor simulation

## 問題・目的

心的回転のような視空間イメージの心的操作には、物体中心の操作 (e.g., 物体を回転させる想像)・効果器中心の操作 (e.g., 自分の手足などの身体の一部を動かす想像)・視点の操作 (e.g., 自分自身の視点を回転させる想像) という3つの種類が存在する (e.g., Zacks & Michelon, 2005)。それぞれの心的操作は異なるメカニズムにより支えられており (e.g., Muto et al., 2018), 課題や刺激の種類によって用いられる心的操作が異なる (e.g., Hoyek et al., 2014; Muto et al., submitted; Parsons, 1987; Zacks et al., 2000)。例えば、向きが異なる2つの物体が同一か否かを判断するときには物体中心の操作、手や足のような身体部位の左右を判断するときには効果器中心の操作が使用されると考えられている。本研究は、自分では動かすことが困難な身体部位である耳の異同判断と左右判断においてどの心的操作が用いられるかを実験的に検証した。

## 方法

### 実験参加者

学生18名 (女性10名・男性8名) が実験に参加した。

### 刺激と装置

正面から見た耳の線画を刺激として用いた。画像を左右反転させることで左耳と右耳の画像を作成し、さらにそれぞれの耳を0度・±60度・±120度・180度回転させることで、向きの異なる刺激を6種類ずつ作成した。刺激は観察距離約60 cmのディスプレイ上に提示された。

### 手続き

異同判断課題では、画面上に提示された2枚の刺激が同一の耳であるか否かについて判断を求めた (図1A)。左右判断課題では、画面上に提示された1枚の

刺激が左耳であるか右耳であるかについて判断を求めた (図1B)。いずれの課題でも、なるべく速く正確にキーを押して回答することが参加者に求められた。各課題は360試行ずつ行われ、課題の順序については参加者間でカウンターバランスされた。

異同判断課題と左右判断課題を実施した後で、各課題において物体中心の操作・効果器中心の操作・視点の操作をそれぞれ全試行の何パーセントで使用したかについて、視覚アナログスケールを用いて0-100%の範囲で回答を求めた。

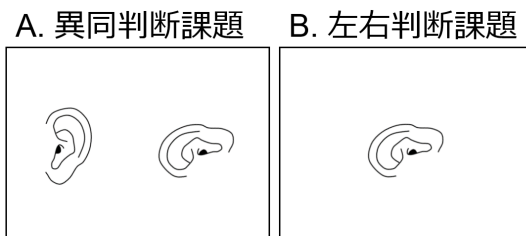


図1. 異同判断課題と左右判断課題の刺激提示画面の例。

## データの整理

反応時間の分析の際には、誤答試行・反応時間が5秒よりも長かった試行・異同判断課題において異なるペアが用いられた試行のデータは分析から除外した。残りの試行のデータを用いて、回転角度ごと (0度・60度・120度・180度) の平均反応時間を参加者ごとに算出した。

## 結果

### 主観報告の分析結果

各課題においてそれぞれの心的操作が使用された頻度の平均評定値を図2に示す。異同判断課題では物体中心の操作が100%近くを占めており、効果器中心の操作と視点の操作はほとんど用いられなかった。

左右判断課題においても物体中心の操作が最も多く使用されたが、その割合は平均69.3%で、異同判断課題と比べて有意に少なかった ( $p = .011$ )。また、左右

判断課題では効果器中心の操作が平均27.3%使用され、その割合は異同判断課題で効果器中心の操作が用いられた割合よりも有意に高かった ( $p = .007$ )。

### 反応時間の分析結果

各課題における角度ごとの反応時間の平均値を図3に示す。2 (課題) × 4 (角度) の反復測定分散分析の結果、課題と角度の交互作用が認められた ( $p = .006$ )。また、いずれの課題においても、角度が大きくなるにつれて反応時間が線形に増加するトレンドが認められた ( $ps < .016$ )。これらの結果から、異同判断課題でも左右判断課題でも反応時間は角度の増大にともなって線形に増加するが、その傾きは異同判断課題よりも左右判断課題のほうが緩やかであることが示された。

主観報告の結果から、左右判断課題では物体中心の操作と効果器中心の操作の両方が用いられたことが示唆された。そこで、使用された心的操作の種類によって左右判断課題の反応時間のパターンが変化するか否かを検証するために、効果器中心の操作が使用された頻度の評定値、角度、およびこれらの交互作用を固定効果、参加者を切片変数効果とする線形混合モデルを用いて追加の分析を行った。分析の結果、交互作用が有意であった ( $p < .001$ )。推定されたモデル式の、効果器中心の操作が用いられた頻度に0%と100%を代入したときの予測値を図4に示す。効果器中心の操作の頻度が0%のときには角度の増大とともに反応時間が線形に増加したが ( $p < .001$ )、100%のときにはそのような線形トレンドは認められなかった ( $p = .233$ )。

なお、効果器中心の操作ではなく物体中心の操作が使用された頻度の評定値を分析に用いても同様の結果が得られた。これは、両指標が強い負の相関 ( $r = -.929$ ) を有することに起因する。

### 考察

本研究の結果から、耳の異同判断が物体中心の操作によって行われることが示された。この結果は、異同判断課題では刺激の種類にかかわらず物体中心の操作が用いられることを示す先行研究の結果と整合している (e.g., Hoyek et al., 2014; Zacks et al., 2000)。

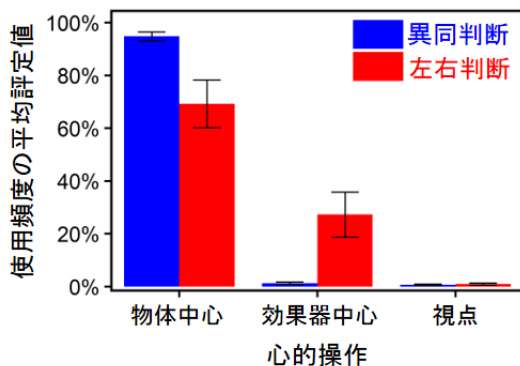


図2. 異同判断課題と左右判断課題においてそれぞれの心的操作が使用された頻度の平均評定値。エラーバーは標準誤差を表す。

また、耳の左右判断において物体中心の操作と効果器中心の操作の両方が用いられることも示された。さらに、どちらの心的操作が用いられるかによって反応時間のパターンが劇的に変化することも示された。この結果は、自分では動かすことが困難な身体部位である耳の左右を判断するとき、頭部の運動シミュレーションが行われる場合がある可能性を示している。また、本研究のように方略の違いを考慮した分析を行うことは、視空間イメージ操作のメカニズムや個人差に関する今後の研究に役立つことが期待される。

### 引用文献

Hoyek, N., Di Rienzo, F., Collet, C., Creveaux, T., & Guillot, A. (2014). Hand mental rotation is not systematically altered by actual body position: Laterality judgment versus same-different comparison tasks. *Attention, Perception and Psychophysics*, 76, 519–526.

Muto, H., Matsushita, S., & Morikawa, K. (2018). Spatial perspective taking mediated by whole-body motor simulation. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 44, 337–355.

Muto, H., Matsushita, S., & Morikawa, K. (submitted). Agent's symmetry alters spatial perspective-taking processes. doi: 10.31234/osf.io/y6vfm

Parsons, L. M. (1987). Imagined spatial transformations of one's hands and feet. *Cognitive Psychology*, 19, 178–241.

Zacks, J. M., & Michelon, P. (2005). Transformations of visuospatial images. *Behavioral and Cognitive Neuroscience Reviews*, 4, 96–118.

Zacks, J. M., Mires, J., Tversky, B., & Hazeltine, E. (2000). Mental spatial transformations of objects and perspective. *Spatial Cognition and Computation*, 2, 315–332.

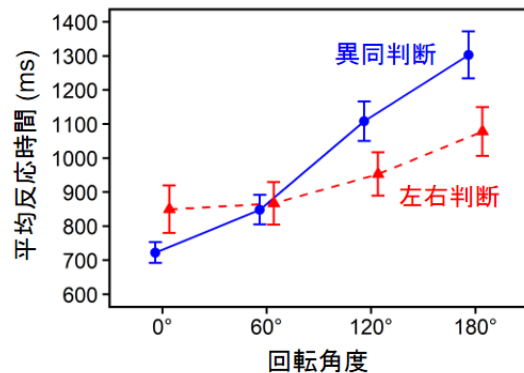


図3. 異同判断課題と左右判断課題に要した反応時間の平均値。エラーバーは標準誤差を表す。

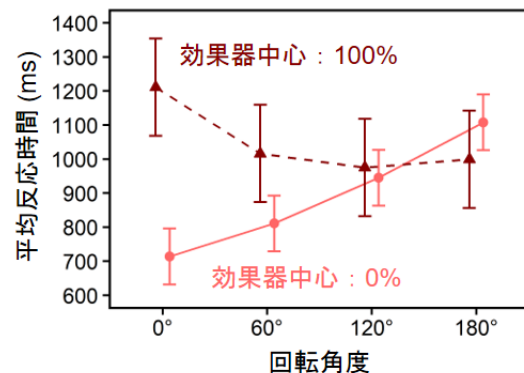


図4. 線形混合モデルによって推定された、左右判断課題の平均反応時間。モデルに含まれる、効果器中心の操作が使用された頻度を表す説明変数に、0%と100%を代入したときの予測値を示している。エラーバーは標準誤差を表す。



# スマートフォンの存在が課題パフォーマンスと有効視野に与える影響

劉 文娟

大阪大学大学院 人間科学研究科

北村 昭彦

大阪大学大学院 人間科学研究科

篠原 一光

大阪大学大学院 人間科学研究科

スマートフォンを使用していなくても、ただそばに置いてあるだけで課題に向けられる注意が妨害されることが知られている (Ito & Kawahara, 2017)。これは、視野内にあるスマートフォンに注意が引き付けられるためであると考えられる。しかし、視野内の全てに一樣に注意が配分されているわけではないため、スマートフォンに向けられる注意の状態によって、スマートフォンの課題への影響は異なると考えられる。そこで、本研究では二重課題法を用い、主課題の困難度を変えることで有効視野の大きさを操作し、スマートフォンに注意が引き付けられやすい状況であるかによるスマートフォンの主課題や副次課題への影響を検討した。主課題を N バック課題、副次課題を輝度変化検出課題とした。その結果、有効視野の広さに関係なく、スマートフォンの有無は N バック課題の成績に影響を与えなかった。また、スマートフォンがあることで有効視野はさらに縮小した。したがって、スマートフォンの存在は課題遂行中の視覚的注意に影響することが示唆された。

Keywords: mobile phone, useful field of view, distraction

## 問題・目的

スマートフォン(スマホ)が視野内にただ置いてあるだけでも、作業量が低下したり (Thornton et al, 2014)、視覚探索課題でのターゲットの検出が遅くなったりする (Ito & Kawahara, 2017) ことが報告されている。このように、スマホの存在による作業効率の低下が問題になる。しかし、視野内の全てに一樣に注意が配分されているわけではなく、スマホに注意が多く向けられやすい状況とそうではない状況で、課題に対する妨害がどのように異なるのかはまだ明らかにされていない。

本研究では、課題の難易度を変化させることで有効視野の大きさを操作するとともに、スマホの存在が課題のパフォーマンスに与える影響を検討した。課題が難しくなると、有効視野(視覚的情報が蓄えられ、読み出される空間的範囲; Mackworth, 1965)が縮小するため、視野内のスマホに注意が引き付けられにくくなると考えられる。したがって、課題が難しくなると課題への妨害が生じなくなると予測した。

## 方法

**実験参加者:** 日本語を母国語とする大学生・大学院生16名(平均年齢 = 23.00、SD = 3.00)が実験に参加した。

**実験装置:** 刺激は参加者から200 cmの距離に配置されたスクリーンの中央(54 cm × 54 cm)に提示された。スマートフォン(Apple, iPhone 6s)は机の左側に固定されたタブレットアームに取り付けられ、参加者から見て視野中心部から視角にして9°離れた位置に配置された。

**刺激:** 本実験ではNバック課題と輝度変化検出課題を同時に行う二重課題法を用いた。輝度変化検出課題の成績を有効視野の範囲の広さの指標とした。刺激の配

置を図1に示した。Nバック課題のアルファベット(視角 $2.2^\circ \times 2.2^\circ$ ,  $9.3 \text{ cd/m}^2$ )は刺激提示画面の中心に呈示された。輝度変化検出課題の12個の光点(直径サイズ: 視角 $0.55^\circ$ )は中心から半径 $3^\circ$ ,  $6^\circ$ ,  $9^\circ$ の同心円上に四ヶ所に $90^\circ$ ごとに配置された。輝度変化前の輝度は $2.4 \text{ cd/m}^2$ であり、輝度変化後は、 $1.15 \text{ cd/m}^2$ に低下した。

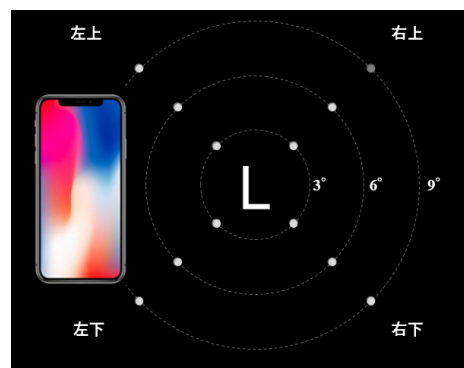


図 1. 刺激の配置

**実験課題:** 主課題(Nバック課題)では、ランダムな順で連続的にアルファベットが提示され、そのアルファベットがN個前に提示されたアルファベットと一致するかどうかをキー押しで回答した。副次課題(輝度変化検出課題)では、主課題のアルファベットの呈示と同時に発生することのある光点刺激の輝度変化を検出させた。また、主課題の難易度(中心視負荷)を2水準(低: 0-back; 高: 3-back)とした。

**手続き:** 図2に一試行の流れを示した。初めに、固視点(+)と光点が提示された。2000 ms経過後、固視点のみが消え、第一試行が始まった。光点が提示されてから500 ms後にアルファベットが提示され、輝度変化がある場合は12個の光点の内、ランダムな位置の光点の一つが250 msの間、輝度低下した。その後、光点が

消えた。輝度変化が発生しない場合は、いずれの光点も輝度は下がらないまま、250 ms後に光点が消えた。光点が消えた後もアルファベットは1250 ms間呈示された。アルファベットの総提示時間は1500 msであった。その後、アルファベットが消え、さらに500 ms経過した後、試行を繰り返した。アルファベットが提示されてから次の試行開始までの時間は2000 msであり、その間に参加者は反応を求められたが、反応があってもなくても次の試行を開始した。

**スマホ状態：**(1) 統制条件：アーム上には何もなし。(2) 電源オフ条件：アーム上に電源がオフの状態のスマホを配置。(3) 電源オン条件：アーム上に電源がオンの状態のスマホを配置。

また、課題遂行中、まれに呼出し通知の画面を呈示する通知イベントを設定した。各ブロックに3回、ランダムなタイミングに呼び出しが発生した。通知イベントの発生したタイミングのデータは除外した。

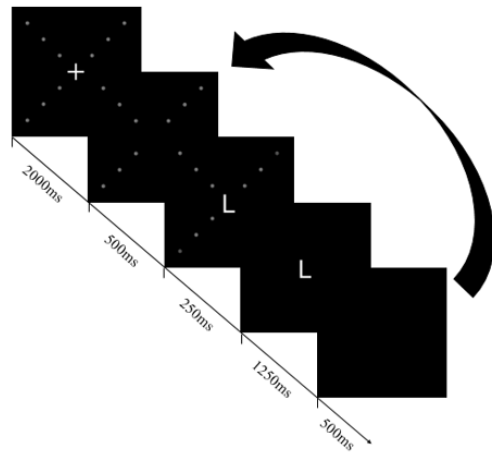


図 2.1 試行のタイムコース

## 結果

**Nバック課題の成績：** 反応時間について2要因 (中心視負荷・スマホ状態) の分散分析を行った。自由度はChi-Mullerのεで補正した。中心視負荷及びスマホ状態の主効果が有意であった (中心視負荷： $F(1, 14) = 33.35, p < .001, \eta^2 = .2797$ ; 低負荷: Mean = 606 ms, 高負荷: Mean = 808 ms; スマホ状態： $F(1.76, 24.67) = 4.57, p < .05, \eta^2 = .0075$ )。Shaffer法による多重比較では、スマホ状態条件のいずれの水準間においても差は有意ではなかった ( $p > .10$ )。二つの要因の交互作用は有意でなかった ( $n.s.$ )。感度 $d'$ の分散分析の結果、中心視負荷の主効果が有意であった (中心視負荷： $F(1, 14) = 42.47, p < .001, \eta^2 = .5475$ ; 低負荷：Mean = 3.67, 高負荷：Mean = 1.97)。スマホ状態の主効果及び中心視負荷とスマホ状態の交互作用は有意でなかった ( $n.s.$ )。

**輝度変化検出課題の成績：** 同心円内の四つの光点のヒット率の平均を光点の距離ごとのヒット率とし、有効視野の広さを評価した。この値を角変換し、3要因 (中心視負荷・スマホ状態・光点の距離) の分散分析を行った (図3)。中心視負荷 ( $F(1, 14) = 17.08, p < .01, \eta^2 = .0646$ ) とスマホ状態 ( $F(1.55, 21.67) = 7.83, p < .01, \eta^2 = .0238$ ) の主効果は有意であったが、光点の距離

の主効果は有意でなかった ( $n.s.$ )。中心視負荷と光点の距離の交互作用 ( $F(2, 28) = 11.78, p < .001, \eta^2 = .0138$ ) は有意であり、いずれの中心視負荷でも、光点の距離の単純主効果は有意であった (低負荷： $F(1.91, 26.69) = 6.04, p < .01, \eta^2 = .0209$ ; 高負荷： $F(1.84, 25.70) = 8.38, p < .01, \eta^2 = .0111$ )。低負荷条件において、光点の距離3°と光点の距離9°のヒット率は光点の距離6°より高かった ( $ps < .05$ )。高負荷条件において、光点の距離3°、6°のヒット率は光点の距離9°のヒット率より高かった ( $ps < .05$ )。その他の交互作用は有意でなかった ( $p > .10$ )。スマホ状態の主効果について、多重比較の結果、統制条件が電源オフ条件、電源オン条件より、ヒット率が高かった ( $ps < .05$ )。電源オフ条件と電源オン条件間の差は見られなかった ( $p > .10$ )。

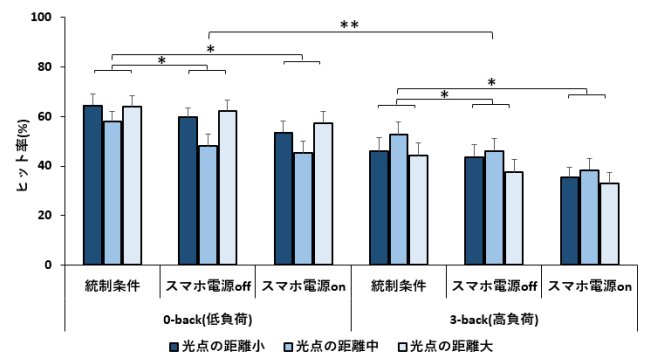


図 3. 輝度変化検出課題のヒット率

## 考察

いずれの中心視負荷条件間およびスマホ状態条件間でも、主課題の反応時間と感度 $d'$ に差は見られず、スマホの存在が主課題のパフォーマンスに影響することは示されなかった。しかし、いずれの中心視負荷条件でも、光点の距離ごとのヒット率では統制条件と電源オフ、電源オン条件の間に差が見られたことから、スマホの状態にかかわらず、スマホが存在することによって有効視野がさらに縮小したことが示された。これはスマホへの処理を抑制するために注意資源が消費されたことを意味し、スマホが存在するだけで注意資源は消費されたと言える。二重課題では、スマホの存在の効果が主課題に認められない場合であっても、副次課題パフォーマンスの低下として現れる可能性がある。

## 引用文献

Thornton, B., Faires, A., Robbins, M., Rollins, E. (2014). Mere presence of cell phone may be distracting, *Social Psychology*, 45(6), 479 - 488.

Ito, M., Kawahara, J.I. (2017). Effect of the Presence of a Mobile Phone during a Spatial Visual Search. *The Japanese psychological research*, 59(2), 188-198.

Mackworth, N.H. (1965). Visual noise causes tunnel vision, *Psychonomic Science*, 3, 67-68.

# 有効視野計測による横目観察における視覚処理の変容の検討

中島 亮一

東京大学

同じ位置を注視していても、頭部方向正面で見るか、横目で見るかにより、視覚処理が変容する (Nakashima & Shioiri, 2015)。具体的には、頭部正面方向において視覚処理が促進される。本研究では、横目で注視点を見ている時の、中心視、周辺視における視覚処理について検討した。実験では、注視点位置に呈示されるTの文字の向き判断と、周辺視野に呈示されるドットの検出を同時に行う、二重課題の有効視野課題を行った。また、注視点に対する頭部方向(身体と同一方向であった)を、正面・左右と操作した。注視点の左または右にドットが出現した場合のドット検出率の差分を左バイアスという指標とし(左バイアスが正の値=左にドットが出現したときの検出成績が高い)、頭部方向条件間で比較した。その結果、左バイアスは、頭部方向が左、正面、右の順に大きかった。同様に下バイアスも比較したが、頭部方向条件間に違いは見られなかった。よって、横目観察時には、水平方向において、有効視野が頭部正面側に偏って広がっていることが示唆された。

Keywords: Visual attention, Useful field of view, Head direction

## 問題・目的

人間は、視線を対象に向け、その対象についての詳細な視覚情報処理を行う。視線の向け方には、いくつかの種類がある。例えば、眼球だけを対象に向ける場合、あるいは頭部ごと対象に向ける場合等がある。自分の正面から離れた位置に存在する対象を観察する際、人間は横目観察を好まず、頭部を対象へ向けやすいことも知られている(e.g., Stahl, 1999)。その理由について、主に身体運動制御の観点から検討がされてきた。その結果、頭部という重い部位を動かす負荷と、眼球方向を横目状態で正確に維持する負荷のバランスをとることで、最適な頭部と眼球方向が決まることが明らかになっている。さらに、視覚的認知の観点からも、近年、同じ位置に視線を向けていたとしても、頭部がどこを向いているかによって、視覚処理が異なることが分かってきた(Nakashima & Shioiri, 2015)。具体的には、頭部が対象の方向を向いていると、つまり頭部正面で対象を捉えていると、その対象の視覚処理が促進される。つまり、視覚的認知において、視線位置だけでなく頭部方向(あるいは身体方向)も考慮する必要がある。

頭部方向と視覚的認知の関係は、日常場面の認知を考える際に非常に重要であるが、いまだ研究が少なく、多くのことが未解明である。本研究では、頭部方向と眼球方向がずれている場合(横目観察:本研究では、日常場面において頻度の高い水平方向の横目観察に焦点を当てる)において、注視位置・頭部方向が視覚処理にどのように影響を与えるかを検討した。具体的には、横目観察状況において、中心視と周辺視における視覚処理がどのように変化するか(視覚的注意の空間的な広がり)を調べた。視力や視覚感度は中心視と比べ周辺視で低下するため、頭部方向は、周辺視における視覚処理により大きな影響を与える可能性がある。実験では、中心視野と周辺視野に同時に視覚刺激を呈示し、両者の検出課題を同時に行う二重課題の有効視野計測を行った。中心視課題を課す

ことにより、視線方向を固定させ、その上で周辺視野における視覚処理を比較した。

## 実験

### 方法

実験参加者 20名の正常な視力を有する大学生(19-22歳、女性9名)が参加した。

実験刺激・装置・手続き 実験は暗室で行われた。実験参加者は、画面から45cm離れた位置から画面(27インチ液晶モニター)を観察した。その際、参加者の頭部方向と観察距離はアゴ台により固定された。反応には、テンキーパッドとマウスを使用した。

1試行の流れは以下の通りであった。画面中央の注視領域を注視した状態で、キー押しによって試行が開始された。キー押し後1000 ms経過すると、画面中心部に上下左右のいずれかを向いたTの文字(視角1.0度×1.0度)が呈示された。それと同時に、上下左右方向いずれかの位置に黒い点(視角1.0度×1.0度)が呈示された。黒点の呈示位置(偏心度)は、注視位置から5度、10度、15度、20度離れた位置のいずれかであった。刺激画面(Figure 1)が50 ms呈示された後、200 ms間のマスク画面を挟み、回答画面が呈示された。まず参加者は、16箇所の点の中から、黒点が呈示された位置を選択し、マウスクリックにより回答した。その後、Tの向きをキー押しによって答えた。回答はなるべく正確に行うように教示した。

頭部方向(正面・左右)をブロック間で操作した。頭部正面条件では、参加者の頭部は画面中央に向いていた。頭部左(右)条件では、参加者は身体ごと頭部を左(右)に15度の方向に向け、その方向をアゴ台で固定した。この条件では、参加者は注視領域を横目で観察した。横目状態維持による疲労の効果を抑えるため、試行間では注視領域を見る必要はないと教示された。1ブロックは、4(Tの向き)×16(黒点の位置)=64試行であった。これを3頭部方向×3回繰り返して9ブロックをランダムな順序で実施した。

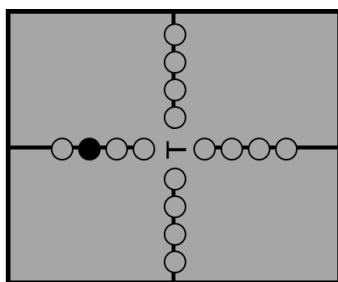


Figure 1. Examples of the stimulus display in this study. Participants were asked to localize the peripheral dot (15 degrees, left) and to identify the orientation of the central target “T” (right) simultaneously.

### 結果

中心視課題の正答率は非常に高かったため、実験参加者は全条件で注視領域を見ていたとみなした。また、頭部方向条件による違いは見られなかった(左:  $97.4 \pm 0.5\%$ , 正面:  $97.2 \pm 0.7\%$ , 右:  $97.5 \pm 0.5\%$ ,  $F(2, 38) = 0.13, p = .88$ )。つまり、本実験において、中心視における視覚処理に対する頭部方向の影響は見られなかった。

周辺視課題において、頭部正面条件であっても、参加者ごとに黒点の左右位置における成績に違いがあった。これは、各個人に潜在的な視覚処理の左右バイアスが存在することを示唆する。そこで、周辺視課題の分析にあたり、各偏心度ごとに黒点が左側に出た場合の正答率から右側に出た場合の正答率を引くことで、左バイアスという指標を作成した。同様の方法で、下バイアスという指標も作成した。Table 1に結果をまとめたものを示す。

左バイアスに対する分散分析の結果、頭部方向と偏心度の交互作用が有意となった [ $F(6, 114) = 6.18, p < .001$ ]。注視領域から最も遠い位置条件(20度)では、左バイアスは頭部正面と比べ、頭部左では大きく、頭部右では小さかった [ $ps < .03$ ]。つまり、頭部が左側を向いている場合に、左側に黒点が呈示されると検出率が高い。一方、それ以外の偏心度条件では、左バイアスの頭部方向間の差は有意に達しなかった [ $ps > .18$ ]。下バイアスに関して同様の分析を行ったところ、統計的に有意な効果は見られなかった [ $F_s < 1.57, ps > .16$ ]。

以上の結果より、横目観察時には、水平方向においてのみ、有効視野(視覚的注意の空間的な広がり)が、頭部正面側に偏って広がっていることが示された。

### 考察

横目観察における頭部方向の視覚処理に与える影響は、視野内の注視位置から遠い位置においてのみ顕著であった。本実験では、中心視課題では頭部方向の影響が見られなかったが、これは課題の難易度による可能性がある。Nakashima & Shioiri (2014) では、認知負荷の高い場合には中心視課題でも横目観察による成績の低下が示さ

れているため、影響がまったくないというより、非常に小さいと考えるほうが妥当であろう。

また、Nakashima & Shioiri (2015) とは異なり、本実験では、横目観察における頭部正面(偏心度15度)ではなく、より遠く(偏心度20度)の位置において頭部方向の影響が見られた。この理由としては、標的出現位置に対する期待の影響が考えられる。Nakashima & Shioiri (2015) では、標的刺激が出現する位置が固定されていた。つまり、注意をその位置に向けることが適応的であった。それに対し、本実験では標的は各偏心度の位置に等確率で出現した。そのため、ある特定の位置に局所的に注意を向けることは適応的ではなかった。このことから、横目観察における頭部方向の影響とは、頭部正面方向に注意を向けやすくするわけではなく、頭部正面寄りに注意をバイアスさせることだと考えられる。

以上より、視覚的認知(特に視覚的注意の位置)は、注視位置によって影響を受けるだけでなく、視力が低下する周辺視においては頭部方向の影響も受けることが示された。また、頭部と眼球のずれの方向によって、視覚的注意がバイアスされる方向も規定されることも示された。つまり、視覚的注意の向く位置は、第一に注視位置、第二に頭部方向によって決まる。

Table 1. 各条件における周辺視課題のバイアス指標 (a) 左バイアス

頭部方向	左	正面	右
偏心度			
5度	$-0.5 \pm 2.0$	$-0.9 \pm 0.9$	$-0.9 \pm 1.1$
10度	$-1.8 \pm 3.8$	$-0.9 \pm 3.8$	$-4.8 \pm 3.3$
15度	$3.1 \pm 3.6$	$-1.2 \pm 2.7$	$-4.7 \pm 3.0$
20度	$22.5 \pm 5.4$	$6.5 \pm 5.4$	$-3.0 \pm 5.4$

(b) 下バイアス

頭部方向	左	正面	右
偏心度			
5度	$-1.3 \pm 3.5$	$-0.6 \pm 3.4$	$-6.9 \pm 2.8$
10度	$4.8 \pm 7.5$	$-4.4 \pm 4.9$	$-5.1 \pm 6.6$
15度	$-7.1 \pm 7.5$	$4.7 \pm 9.7$	$-6.9 \pm 2.8$
20度	$6.9 \pm 6.9$	$2.5 \pm 7.7$	$8.3 \pm 9.1$

Note: 平均値±標準誤差

### 引用文献

Nakashima, R., & Shioiri, S. (2014). *PLoS ONE*, 9(3): e92284.  
 Nakashima, R., & Shioiri, S. (2015). *PLoS ONE*, 10(4): e0124367.  
 Stahl, J. S. (1999). *Experimental Brain Research*, 126, 41-54.

# 両眼立体視の神経機構：電気生理学、心理物理学、計算モデルによる説明

藤田一郎

大阪大学大学院生命機能研究科・  
脳情報通信融合研究センター

Binocular disparity is a precise cue for depth perception. To encode binocular depth correctly, the visual system needs to find corresponding visual features in the left-eye and right-eye images. The task of finding this binocular correspondence is not achieved at the initial stage of binocular processing, the primary visual cortex (V1). V1 neurons are sensitive to disparities of falsely matched features in addition to disparities of correctly matched features, because they detect binocular disparity by computation similar to interocular cross-correlation. Further computation is required for an accurate representation of the disparity by discarding responses to false matches (matching computation). For perceiving depth, the visual system exploits both the primitive, correlation-based signal and the more elaborate, match-based signal. Human observers judge depth based on a weighted sum of outputs from the two computations. The relative weight varies under different stimulus conditions. Studies of single neuron responses in the monkey visual cortex suggest that area V4 neurons carry signals consistent with the solution to the correspondence problem, whereas area V5/MT neurons shows responses intermediate between the correlation-based and match-based representations. The correlation-based and match-based signals in these cortical areas are likely to contribute to stereo perception in a parallel manner.

Keywords: stereopsis, binocular disparity, correspondence problem, size constancy, relative disparity, primate, ventral visual stream.

## はじめに

二つの目で見ると世界は片目では感じることのできない奥行き感を伴う。個々の物体には厚みがあり、一定の容積を占め、別の物体との間には前後方向に空間があることが感じられる。この知覚（両眼立体視）が生じるのは、右目と左目は異なる角度から世界を眺めているからである。その結果、物体の輪郭や模様的一点など個々の視覚特徴の投影位置は左右の目の間で水平方向にわずかにずれる。このずれ（両眼視差）の大きさと符号は、視覚特徴が注視点に対してどれだけ手前あるいは奥に位置するかに依存する。脳はこの関係を利用して視覚特徴の奥行き位置を決定し、それに基づき、物体の面の構造と奥行き位置については外界の3D構成を算出する（Wheatstone, 1838）。これらの情報は、物体の立体構造を知覚し、それが何であるかを知ることに関与するだけでなく、物体への働きかけ（手を物体に伸ばし、つかみ、操作する）、眼球の反射的輻輳開散、環境中での移動、さらには大きさの知覚の恒常性（Tanaka & Fujita, 2015）など、知覚や行動の幅広い側面に利用される。

両眼視差を正しく算出するには、右目に映る像のどの部分が左目に映る像のどの部分に対応するのかを決めなくてはならない。脳が直面するこの問題は両眼対応問題（stereo correspondence problem）と呼ばれる（Julesz, 1960; Marr & Poggio, 1976）。これは容易な問題ではない。なぜなら、私たちをとりまく世界は似た視覚特徴を数多く含むからである。例えば、葉の生い茂る木を見ている時、片方の目に投影されている一枚の葉の像は、もう一方の目に投影されている数多くの葉の像と一致する。両目に

おける像の間で無数に可能な局所的な対応関係の中から、視野の中で首尾一貫した対応（大域対応）を見出し、正しく両眼視差の視野の中における分布を推定することが視覚系には求められている（図1上）。

本稿では、両眼対応問題解決済みのシグナルと未解決のシグナルそれぞれが両眼立体視にどのように貢献しているのか、また両眼対応問題が視覚系のどこで解決されるかを議論する（Fujita & Doi, 2016）。

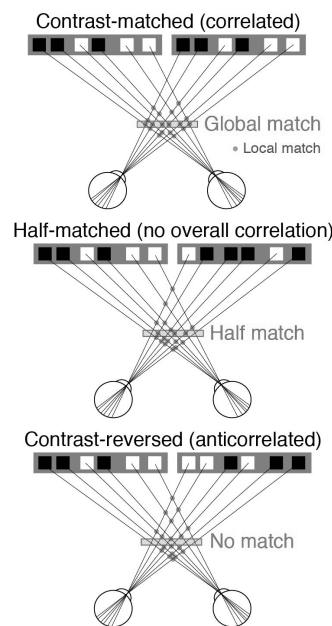


図1. 両眼対応問題と3タイプのランダムドットステレオグラム (RDS)

両視覚系は首尾一貫した左右眼像の対応（大域対応）を見出し、それ以外の対応（偽対応）を棄却する。左右眼でドットの輝度コントラストが一致している相関ランダムドットステレオグラム（cRDS）では大域対応が存在するが、輝度コントラストが反転した輝度反転RDS（aRDS）には大域対応は存在しない。半数のドットが輝度反転している半対応RDS（hmRDS）では、輝度が一致するドットの正の相関と輝度が反転しているドットの負の相関が打ち消しあうため、刺激全体として左右眼像は無相関である。

## 相関計算と対応計算

両眼立体視に関する情報処理は一次視覚野 (V1) で始まる。V1の複雑型細胞は左右の目からの入力を受け、受容野特性によりフィルターした右目像Rと左目像Lの和の2乗である視差エネルギー  $(R+L)^2$  を検出する。この計算過程は、左右の目からの入力の交差項  $L*R$  を生み出すため、受容野内の左右像の相互相関を計算することに似ている。この計算により、V1細胞は受容野内の両眼視差に感受性を持つようになる (Ohzawa et al., 1990)。

通常のランダムドットステレオグラム (cRDS) のドットの背景に対する輝度コントラストを片目において反転させた輝度反転RDS (aRDS、図2A) に対するV1細胞の反応を調べると、両眼視差チューニング曲線が反転する。すなわち、cRDSでは交差視差に反応する細胞はaRDSでは非交差視差に反応し、cRDSでは非交差視差に反応する細胞はaRDSでは交差視差に反応する。これはaRDSが左右の目の間で負の画像相関を持つためであり、V1細胞が相関計算を行なっていることの証拠である (Ohzawa et al., 1990)。

aRDSには大域対応が存在しないため (図1下)、大域対応に基づいた両眼視差の情報を表現する細胞 (すなわち両眼対応問題を解決した細胞) は、aRDSにおける両眼視差には感受性を持たないはずである。従って、aRDS中の両眼視差に感受性を持つV1では、両眼対応問題はまだ解決されていない (Cumming & Parker, 1997)。V1で生じたaRDSに含まれるドットの両眼間偽対応に対する反応は、V1以後の視覚領野において排除されなくてはならない。この計算は対応計算と呼ばれる (Doi & Fujita, 2014)。

従来、ヒトはaRDSに与えた両眼視差には感受性を持たず、奥行きを全く感じないとされてきた (Julesz, 1960)。この前提に基づいて、cRDSの両眼視差には感受性を持つがaRDSの両眼視差には感受性を持たない細胞が、奥行き知覚の生成に直接に関わる細胞 (neural correlate) であると想定され、そのような細胞あるいは領野を同定する努力がサルを用いた電気生理学的研究 (Cumming & Parker, 1997; Janssen et al., 2003; Krug et al., 2004; Tanabe et al., 2004; Kumano et al., 2008) およびヒトを対象としたfMRI研究 (Bridge & Parler, 2007; Preston et al., 2008) でなされてきた。

ところがこの前提は正しくなかった。特定の条件が満たされると、aRDSに奥行きを感じる事ができる (Tanabe et al., 2008; Doi et al., 2011, 2013; Aoki et al., 2017)。その条件の一つは、aRDSのすぐ横にcRDSによる明確な面が奥行きと比較対象として存在することである。このとき、交差視差を持つaRDSが周りの0視差のcRDS面よりも奥に見え、非交差を持つ場合には手前見える逆転奥行き知覚 (reversed depth perception) が生じる。ただし、aRDSが明瞭な一つの面を形成しているようには見えない。様々な奥行きに散らばったドットの集団が見え、その平均的な奥行きが判別できるだけである。aRDSの中に両眼視差で定義した図形を提示してもその形を弁別する

ことはできない (Tanabe et al., 2008)。この発見は3つのことを意味している。第一に、奥行きを持った面の知覚と奥行き知覚の符号 (奥か手前か) の知覚は乖離する。第二に、相関計算の出力は対応計算を経由せずに直接に奥か手前かの判断に貢献することができる。第三は、aRDSの中の両眼視差に感受性を持つ神経細胞も、奥行き知覚に直接貢献することがありうるということである。

## 段階的輝度反転RDS

相関計算の出力が、両眼対応問題を解決したシグナルへと変換されなくても、奥行き知覚に貢献できるという上記の発見は、「相関計算と対応計算の出力は、両眼立体視においてどう使い分けられているのか」という新たな疑問を生んだ。この問題に取り組むために考案されたのが段階的輝度反転RDSである (図2、Doi et al., 2011)。この刺激では、RDSに含まれるドットの中で、左右眼の間で輝度反転するドットの割合を系統的に変えていく。右目で黒い (白い) 点が全て左目でも黒い (白い) 点に対応しているcRDSと、右目で黒い (白い) 点が全て左目でも白い (黒い) 点に対応しているaRDSの他に、様々な割合でドットの白黒の対応の割合を変える (図2A, B)。

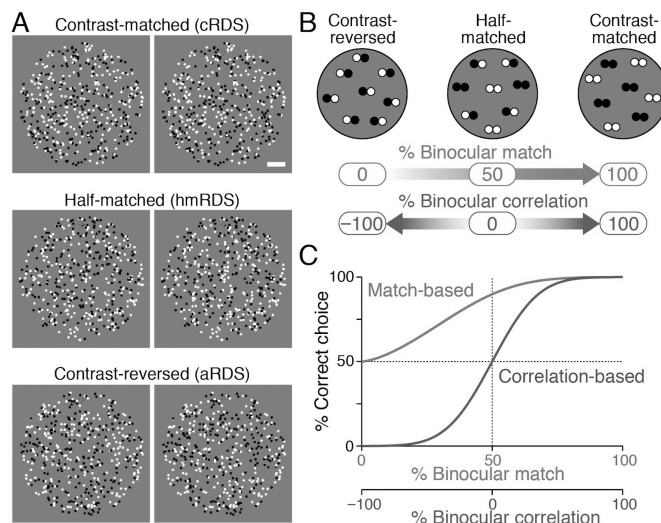


図2. 段階的輝度反転RDS (A, B)と相対計算・対応計算から予想される奥行き弁別パフォーマンス (C)

例えば半対応RDS (hmRDS) では、半数のドットは左右で輝度反転し、残りは輝度が一致している。輝度が一致しているドットの正の左右眼像間相関と輝度が反転しているドットの負の左右眼像間相関が打ち消しあうため、hmRDS全体では左右眼像は無相関である。cRDS、hmRDS、aRDSへと輝度対応ドットの割合が徐々に減ると、刺激の左右相関は100%から0%を経て-100%へと変化する。一方、この時、左右で輝度がマッチするドットペアの割合は、100%、50%、0%と変化する (図2B)。つまりhmRDSは、

両眼相関は0だが両眼対応は有限値をとり、aRDSでは両眼相関は有限値(負)だが両眼対応は0となる。この刺激に対して、RDSの左右眼相関に依存して奥行きを弁別するシステムと左右眼対応に依存して奥行きを弁別するシステムの弁別パフォーマンスは図2Cのように予想される。

## 相関計算と対応計算の相対的役割

以上の予想に基づき、相関計算と対応計算のそれぞれが奥行き知覚において果たす役割を検討した。一つの実験では、両眼視差の大きさを変えた時の段階的輝度反転RDSに対する奥行き知覚を調べた(Doi et al., 2011)。両眼視差が小さい時(0.03度)、左右眼対応ドットの割合が50%以上であれば、ほぼ完全に奥行き弁別ができる。割合がそれ以下になると成績が低下し、左右眼対応ドットが0(aRDS)ではチャンスレベルとなった。つまり、細かい両眼視差に対して逆転奥行きは起きず(図3B)、対応計算に基づく予測に沿っている(図2C)。視差の大きさが大きくなると、左右眼対応ドットの割合が50%未満では逆転奥行きが起き(すなわち弁別パフォーマンスがチャンスレベル以下となる)、心理物理曲線は徐々に相関計算の予測曲線に近づく(図3B)。ただし、最大視差である0.48度の時も、相関計算予測曲線とは完全に一致せず、対応計算と相関計算の中間の振る舞いを示した。

別の実験では、両眼視差の大きさを0.24度に固定し、ドットの更新速度を4段階で変動させた(Doi et al., 2013)。更新速度が低い時には、対応計算による予測に沿った心理物理曲線が得られ、更新速度を上げるにつれて曲線は、相関計算に基づいた予測曲線に近づいた(図3C)。

つまり両眼視差が大きくなるか刺激更新速度が速くなるにつれて、相関計算の結果が奥行きの知覚により強く反映されるようになる。この変化は、「相関計算と対応計算が並列に行われ、その出力の重み付け平均が奥行き判断を決定する」というモデル(図3A)で定量的に説明できる。このモデルの出力の解析解における4つのフリーパラメータのうち、二つの計算が奥行き判断へ与える相対貢献度( $w$ )を操作することだけが、心理実験の結果を説明する(図3D)。図3B, Cに示す実線は $w$ が特定値を取った時の解析解だが実データ(丸印)を正確に再現している。

## 霊長類視覚領野における両眼視差処理

従来、V1以後の両眼視差の処理は背側経路でなされているとされてきたが、2000年前後より、Guy Orban, Charles Connor, そして筆者の研究室において、腹側経路の視覚領野にも豊富な両眼視差感受性細胞が存在することがサルを用いた電気生理学的研究により明らかになった。視覚皮質のほとんど全ての領域で両眼視差の処理が行われている(Parker, 2007; Roe et al., 2012)。

これらの領野が、どのように両眼視差情報を処理し、両眼立体視のどの側面に機能的に関わっているかが広範に探求されている。V1は絶対視差を符号化しているが、

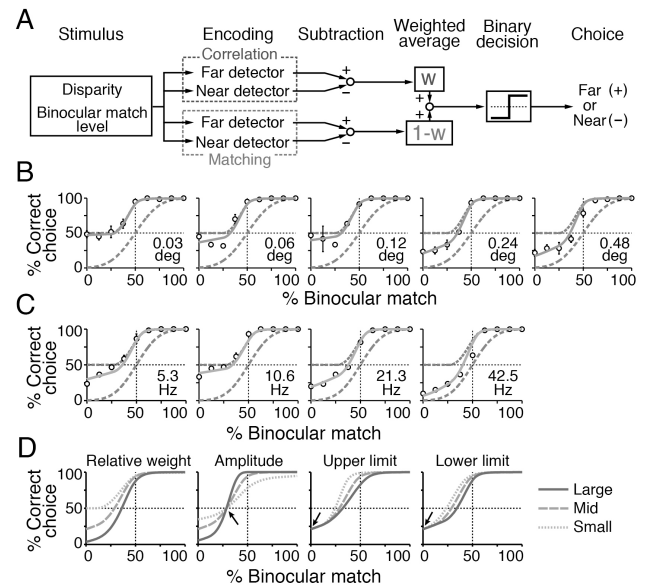


図3. 相関計算と対応計算は視差の大きさや刺激の更新速度に依存して、奥行き知覚に対する貢献度を変化させる。A. 相関計算と対応計算の重み付け平均モデル、B, C. 視差の大きさ(B)、ドットの更新速度(C)を変えた時の段階的輝度反転刺激に対する奥行き弁別パフォーマンス、D. モデルにおける4つのフリーパラメータを操作した時の予想パフォーマンス。

V2, V4, 下側頭葉皮質(IT)へと進むに連れて、相対視差に基づいた符号化へと進む。MTではV1と同様、絶対視差を符号化している。相対視差は細かい奥行き知覚に必須の視覚情報であり、それに対応するようにV4が細かい奥行き知覚に関与しており(Shiozaki et al., 2012)、その情報を持たないMTは粗い奥行き知覚に関与する(Uka & DeAngelis, 2006)。

両眼相関シグナルから両眼対応シグナルへの変換は、aRDSに含まれる両眼視差への感受性がどの領野で失われるかで検討されてきたが、結果は明白ではない。V2で変換が行われているという主張もあるが(Chen et al., 2017)、その根拠となった実験の手法が持つ問題点が指摘されている(Doi et al., 2018)。段階的輝度反転RDSを用いた最近の検討によれば、V4で両眼相関シグナルから両眼対応シグナルへの変換が行われている証拠が得られている(Abdolrahmani et al., 2016)。一方、MTでは、両眼相関シグナルと両眼対応シグナルの中間の性質を持つ細胞が大多数である(Yoshioka, Doi, Abdolrahmani, & Fujita, in prep)。さらに高次の領野に目を向けると、腹側経路のV4の次段階であるITだけでなく、背側経路のAIPにおいても両眼対応シグナルを伝えている(Janssen et al., 2003; Theys et al., 2012)。

これらサルを用いた研究からの結論は、ヒトにおいてなされている脳機能イメージング研究(Bridge & Parker, 2007; Preston et al., 2008)で得られている結論とは必ずしも一致しない。不一致が真の種差を意味するのか、計測や解析の手法の違いに起因する技術的な問題による相違なのかについては、さらなる検討が必要である。

## 謝辞

---

本研究は科学研究費補助金（16H01673, 17H01381）の助成を受けた。

## 引用文献

---

- Abdolrahmani, M., Doi, T., Shiozaki, H.M., & Fujita, I. 2016 Pooled, but not single-neuron, responses in macaque V4 represent a solution to the stereo correspondence problem. *J. Neurophysiol.*, 115, 1917-1931.
- Aoki, S.C., Shiozaki, H.M., & Fujita, I. 2017 A relative frame of reference underlies reversed depth perception in anticorrelated random-dot stereograms. *J. Vision*, 17(12):17, 1-17.
- Bridge, H., & Parker, A.J. 2007 Topographical representation of binocular depth in the human visual cortex using fMRI. *J. Vision*, 7(14), 15, 1-14.
- Chen, G., Lu, H.D., Tanigawa, H., & Roe, A.W. 2017 Solving visual correspondence between the two eyes via domain-based population encoding in nonhuman primates. *Proc. Natl. Acad. Sci. USA*, 114, 13024-13029.
- Cumming, B.G., Parker, A.J. 1997 Responses of primary visual cortical neurons to binocular disparity without depth perception. *Nature*, 389, 280-283.
- Doi, T., Abdolrahmani, M., & Fujita, I. 2018 Commentary: Spatial pooling inherent to intrinsic signal optical imaging might cause V2 to resemble a solution to the stereo correspondence problem. *Proc. Natl. Acad. Sci. USA*, 115, E6967-E6968.
- Doi, T., & Fujita, I. 2014 Cross-matching: a modified cross-correlation underlying threshold energy model and match-based depth perception. *Front. Comput. Neurosci.*, 8:127, 1-15.
- Doi, T., Takano, M., & Fujita, I. 2013 Temporal channels and disparity representations in stereoscopic depth perception. *J. Vision*, 13(13):26, 1-25.
- Doi, T., Tanabe, S., & Fujita, I. 2011 Matching and correlation computations in stereoscopic depth perception. *J. Vision*, 11(3):1, 1-16.
- Fujita, I., & Doi, T. 2016 Weighted parallel contributions of binocular correlation and match signals to conscious perception of depth. *Phil. Trans. R. Soc. Lond. B. Biol. Sci.*, 371 (20150257), 1-12.
- Janssen, P., Vogels, R., Liu, Y., Orban, G. 2003 At least at the level of inferior temporal cortex, the stereo correspondence problem is solved. *Neuron*, 37, 693-701.
- Julesz, B. 1960 Binocular depth perception of computer-generated patterns. *Bell Syst. Tech. J.*, 39, 1152-1162.
- Krug, K., Cumming, B.G., & Parker, A.J. 2004 Comparing perceptual signals of single V5/MT neurons in two binocular depth tasks. *J. Neurophysiol.*, 92, 1586-1596.
- Kumano, H., Tanabe, S., & Fujita, I. 2007 Spatial frequency integration for binocular correspondence in macaque area V4. *J. Neurophysiol.*, 99, 402-408.
- Marr, D., & Poggio, T. 1979 A computational theory of human stereo vision. *Proc. R. Soc. Lond. B*, 204, 301-328.
- Ohzawa, I., DeAngelis, G.C., Freeman, R.D. 1990 Stereoscopic depth discrimination in the visual cortex: neurons ideally suited as disparity detectors. *Science*, 249, 1037-1041.
- Parker, A.J. 2007 Binocular depth perception and the cerebral cortex. *Nature Rev. Neurosci.*, 8, 379-391.
- Roe, A.W., Chelazzi, L., Connor, C.E., Conway, B.R., Fujita, I., Gallant, J.L., Lu, H., & Vanduffel, W. 2012 Toward a unified theory of visual area V4. *Neuron*, 74, 12-29.
- Preston, T.J., Li, S., Kourtzi, Z., & Welchman, A.E. 2008 Multivoxel pattern selectivity for perceptually relevant binocular disparities in the human brain. *J. Neurosci.*, 28, 11315-11327.
- Shiozaki, H.M., Tanabe, S., Doi, T., & Fujita, I. 2012 Neural activity in cortical area V4 underlies fine disparity discrimination. *J. Neurosci.*, 32(11), 3830-3841.
- Tanaka, S. & Fujita, I. 2015 Computation of object size in visual cortical area V4 as a neural basis for size constancy. *J. Neurosci.*, 35(34), 12033-12046.
- Tanabe, S., Umeda, K., & Fujita, I. 2004 Rejection of false matches for binocular correspondence in macaque visual cortical area V4. *J. Neurosci.*, 24(37), 8170-8180.
- Tanabe, S., Yasuoka, S., & Fujita, I. 2008 Disparity-energy signals in perceived stereoscopic depth. *J. Vision*, 8(3):22, 1-10.
- Theys, T., Srivastava, S., van Loon, J., Goffin, J., Janssen, P. 2012 Selectivity for three-dimensional contours and surfaces in the anterior intraparietal area. *J. Neurophysiol.*, 107, 995-1008.
- Uka, T., & DeAngelis, G.C. 2006 Linking neural representation to function in stereoscopic depth perception: roles of middle temporal area in coarse versus fine disparity discrimination. *J. Neurosci.*, 26, 6791-6802.
- Wheatstone, C. 1838 Contributions to the physiology of vision --- part the first. On some remarkable, and hitherto unobserved, phenomena of binocular vision. *Phil. Trans. R. Soc. Lond.*, 128, 371-394.