

# 感覚間協応が視覚入力タイミング知覚に与える影響

宇野 究人  
横澤 一彦

立教大学現代心理学科 / 日本学術振興会  
筑波学院大学経営情報学部

異なる感覚モダリティ間に存在する潜在的な結びつきは「感覚間協応」と呼ばれる。これまでの研究では、視覚刺激の検出・同定課題において課題非関連の聴覚刺激が並行して呈示されると、視聴覚刺激が協応関係に整合している時には不整合時と比べて反応が促進されることが示されている。しかし、この効果が視覚検出処理の変化を反映したものなのか、それとも刺激検出から反応に至るより高次の処理の変化を反映したものなのかは不明であった。もし感覚間協応が視覚検出処理に影響するならば、視覚入力の知覚タイミングが音との整合性によって変化すると考えられる。本研究ではこの可能性について2種類の心理物理実験を用いて検討した。その結果、協応に基づく反応の変化は見られたものの、タイミング知覚の変化を示す証拠は得られなかった。以上の結果は、感覚間協応が刺激検出後の反応形成には影響する一方で視覚検出処理には影響しない可能性を示している。

Keywords: cross-modal correspondence, timing perception, temporal order judgment, simultaneity judgment.

## 問題・目的

「小さい視覚刺激ほど高い音と結びつきやすい」のように、異なる感覚モダリティの知覚属性・次元間には潜在的な連合関係が存在することが知られており、これは「感覚間協応」と呼ばれる [1]。

これまでの研究では、感覚間協応が単一モダリティにおける知覚処理に与える影響について検討がなされてきた。その中で、視覚刺激の検出・同定課題において課題非関連の音が同期または先行して呈示されると、視聴覚刺激が協応関係に整合している時には不整合時と比べて反応が促進される（反応時間が短くなる）ことが示されており [2, 3]、視覚入力の検出段階の処理に感覚間協応が影響する可能性が示唆されていた。しかし、反応時間の変化は刺激検出後の反応形成に至る処理の変化を反映している可能性もあるため、この効果が視覚検出処理の変化を反映したものなのか、それとも検出後のより高次の処理の変化を反映したものなのかは不明であった。

本研究では、感覚間協応が視覚入力の検出処理に影響しているか否かを調べるため、視覚刺激の知覚されたタイミングを判断する課題を用いて、刺激の知覚タイミングが並行して呈示される音との協応関係に応じて変化するか検討した。実験1では2つの視覚刺激の呈示順序を回答する時間順序判断課題（TOJ課題）、実験2では2つの視覚刺激が同時に呈示されたか否かを回答する同時性判断課題（SJ課題）を用いた。もし感覚間協応が視覚入力の知覚タイミングに影響するのであれば、視覚刺激が協応に整合する音と並行して呈示された場合には不整合な音と並行して呈示された場合と比べて検出が促進され、参加者が課題内でどのような判断を行うかに依らず「先に呈示された」ように反応されやすくなると考えられた。

なお、視聴覚間には様々な協応関係が存在している [1]。本研究ではその中から、先行研究で協応関係の存在が確かめられている3種類の代表的な協応関係（Fig. 1）を用いて検討を行った。

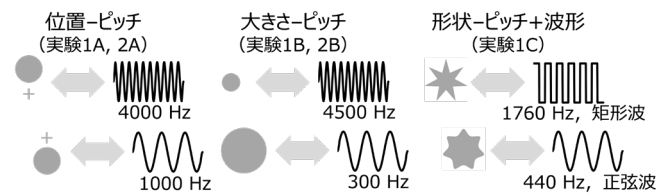


Figure 1. 本実験で用いた3種類の協応関係。灰色の矢印は整合する視聴覚ペア同士を結んでいる。

## 実験1: TOJ課題を用いた検討

**方法** 18名の参加者（女性11名、男性7名、年齢： $M = 26.1$ 歳、 $SD = 4.5$ 歳）が実験に参加した。全ての参加者が実験1A（位置-ピッチ）、1B（大きさ-ピッチ）、1C（形状-ピッチ+波形）の3種類の実験に参加した（実験順は参加者間でカウンターバランスをとった）。

実験は暗室で行われ、視覚刺激はCRTモニター、聴覚刺激はヘッドフォンから呈示された。参加者は様々な時間ずれ（SOA）で注視点の上下あるいは左右に呈示される2つの視覚刺激の呈示順序（どちらが先に呈示されたか）をキー押して回答した。

各試行では2つの視覚刺激と並行して課題非関連の音が呈示された。各実験の協応関係に基づき設定された2種類の音（例：実験1では高音（4000 Hzの正弦波）と低音（1000 Hzの正弦波）、Fig. 1を参照）のうちいずれか1つが各試行で呈示された。音の呈示タイミングは2条件あり、1つ目の視覚刺激と同時に呈示される同期条件と、1つ目の視覚刺激より200 ms先行して呈示される音先行条件が設けられた（Fig. 2）。

参加者の各SOAにおける反応に対して累積正規分布関数を当てはめ、主観的同時点（PSS: 2つの視覚刺激が最も「同時である」と感じられるようなSOA）を条件ごとに算出した（Table 1）。

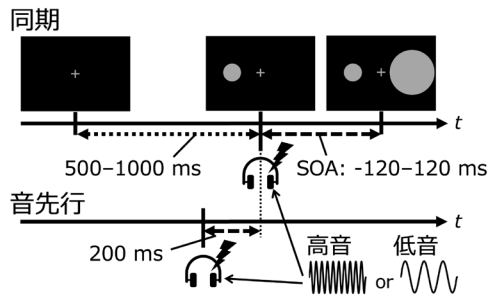


Figure 2. 実験 1b, 2b における 1 試行の模式図。

**結果・考察** 実験 1A, 1B, 1C のそれぞれにおいて、PSS を従属変数、音の提示タイミングと音の種類を独立変数とする 2 要因 2 水準の分散分析を行った。その結果、実験 1A, 1B において音の種類の主効果が有意であり (1A:  $F(1, 17) = 23.32, p < .001, \eta_p^2 = .578$ , 1B:  $F(1, 17) = 9.00, p = .008, \eta_p^2 = .346$ )、高音が提示された場合は低音の場合と比べて PSS の値が負の方向へシフトした。このことは、提示された音と整合する視覚刺激が「先に提示された」ように反応されやすくなったことを示している。なお、他の主効果及び交互作用はいずれも有意ではなく (all  $ps > .05$ )、形状-ピッチ+波形の協応の影響は見られなかった。

Table 1. 各実験における PSS の平均 (単位: ms)。

実験番号	同期		音先行	
	高音	低音	高音	低音
1A	-6.5 (2.4)	-4.8 (2.3)	-9.4 (1.9)	-2.4 (2.3)
1B	-15.2 (2.2)	-13.5 (2.7)	-14.9 (2.6)	-12.4 (2.7)
1C	-1.0 (1.7)	-0.6 (1.8)	1.1 (1.5)	-0.0 (1.4)
2A	0.9 (0.6)	-0.2 (0.6)	0.5 (0.5)	0.6 (0.7)
2B	-3.5 (0.8)	-3.0 (0.8)	-1.5 (0.6)	-2.5 (0.7)

Note: 括弧内の値は標準誤差を示す。実験 1C では高音は矩形波、低音は正弦波であった。

## 実験 2: SJ 課題を用いた検討

**目的** 実験 1 では位置-ピッチ・大きさ-ピッチの協応関係に基づく PSS のシフトが見られた。しかしこの効果は視覚刺激の知覚タイミングの変化を反映したものだとは必ずしも言えず、「音と整合する視覚刺激の提示位置に対する反応が促される」という認知的要因によっても説明可能である [4, 5]。反応形成における協応の影響を排除して視覚検出処理の変化を検討するために、実験 2 では SJ 課題を用いて反応表象と感覚間協応が関連しないようにして、音の提示が PSS に与える影響を検討した。

**方法** 実験 1 に参加していない 24 名 (女性 11 名, 男性 13 名, 年齢:  $M = 22.2$  歳,  $SD = 2.7$  歳) が実験に参加した。全ての参加者が実験 2A (位置-ピッチ), 2B (大きさ-ピッチ) の 2 種類の実験に参加した (実験順は参加者間でカウンターバランスをとった)。

各実験で参加者は、様々な SOA で提示される 2 つの視覚刺激が同時に提示されたか否かをキー押しで回答した。音の種類と提示タイミングの条件は実験 1 と同様であった。

参加者の各 SOA における反応 (同時であると判断された割合) に対して正規分布関数を当てはめ、PSS を条件ごとに算出した (Table 1)。

**結果・考察** 実験 2A, 2B のそれぞれにおいて、PSS を従属変数、音の提示タイミングと音の種類を独立変数とする 2 要因 2 水準の分散分析を行った。その結果、実験 1A, 1B において報告された音の種類の主効果を含めて、いずれの主効果及び交互作用も有意ではなかった (all  $ps > .05$ )。従って、実験 1 で見られた協応関係に基づく PSS のシフトが、反応形成における協応の影響を統制した実験 2 では観察されなかったといえる。

## 総合考察

本研究では、視聴覚間に存在する 3 種類の協応関係が視覚入力 of 知覚タイミングに影響するか調べた。その結果、TOJ 課題を用いた実験 1 においては位置-ピッチ・大きさ-ピッチの協応関係に基づく PSS のシフトが見られたのに対し、SJ 課題を用いた実験 2 においてはこれらの協応の有意な影響が見られなかった。このような結果の差異は、2 種類の課題間で参加者の行う判断が異なることに起因していると考えられ、協応への整合性は刺激検出から反応に至るまでの処理過程には影響するものの、視覚検出処理には影響していない可能性が示唆された。視覚刺激の検出・同定課題における反応時間を指標としていた従来の研究では、感覚間協応がモダリティ特異的な知覚処理に影響する可能性が示唆されていたが [2, 3]、本研究の結果はこのような知見とは一貫しておらず、感覚間協応が単一モダリティにおける知覚処理に与える影響について従来の考えを見直す必要性が提起されたといえる。

加えて実験 1 では、協応の種類に応じて PSS への効果に差異が見られた。協応関係の成立過程は協応の種類によって異なっており、成立要因の違いによって反応形成における影響も変化したのではないかと考えられるが、この点についてはさらなる検討が必要である。

## 引用文献

- [1] Spence, C. (2011). Crossmodal correspondences: A tutorial review. *Attention, Perception, & Psychophysics*, 73, 971–995.
- [2] Evans, K. K., & Treisman, A. (2010). Natural cross-modal mappings between visual and auditory features. *Journal of Vision*, 10(1):6, 1–12.
- [3] Evans, K. K. (2020). The role of selective attention in cross-modal interactions between auditory and visual features. *Cognition*, 196, 104119.
- [4] Keetels, M., & Vroomen, J. (2011). No effect of synesthetic congruency on temporal ventriloquism. *Attention, Perception, & Psychophysics*, 73, 209–218.
- [5] Uno, K., & Yokosawa, K. (2022). Pitch-elevation and pitch-size cross-modal correspondences do not affect temporal ventriloquism. *Attention, Perception, & Psychophysics*, 84, 1052–1063.

# 個人の音象徴感覚が音と形の連合記憶に与える影響

鳴川 紗<sup>1</sup>

生理学研究所 心理生理学研究部門

同志社大学 生命医科学部 医情報学科

野口 瑞生

同志社大学 生命医科学研究科 医工学・医情報学専攻

村井 翔太

同志社大学 生命医科学研究科 医工学・医情報学専攻

東京大学国際高等研究所

ニューロインテリジェンス国際研究機構

小林 耕太

同志社大学 生命医科学研究科 医工学・医情報学専攻

音象徴とは、ブーバ・キキ効果などで知られる、音とイメージの非恣意的な関係の事である。近年、音象徴に一致している音と形 (e.g., 「ブーバ」と丸い図形) の組み合わせは覚えやすいことが報告されている。しかし、音象徴の感じ方には個人差がある。本研究ではその個人差に注目し、「音象徴に対する“感度”が高い人ほど、音象徴に一致した音と形の組み合わせは覚えやすく、音象徴に不一致な組み合わせは覚えにくい」という仮説を立て、記憶実験と音象徴“感度”を測る実験を行った。その結果、音象徴感度が高い人は、音象徴に一致している音-形の学習速度が高い事が示唆された。この結果は、個人差の観点から、音象徴が連合記憶に影響を及ぼしている可能性を支持するものである。音象徴と記憶の関係をさらに調べることで、言語記憶の仕組みの解明や、覚えやすいネーミング方法の開発などに繋がる事が期待される。

Keywords: cross-modal correspondence, sound symbolism, associative memory

## 問題・目的

音自体が特定の印象(形, 大きさなど)を有する非恣意的な現象として、音象徴がある。音象徴は音と形の連合記憶に影響を与えることが示唆されている(Preziosi and Coane, 2017)。例えば、音象徴に一致した図形と音の組み合わせ(e.g., ブーバと丸い図形)は、不一致な組み合わせ(e.g., ブーバと鋭い図形)と比べて覚えやすい。

しかし、少ないながらも音象徴の感じ方には個人差がある(Fox, 1935)。「ブーバ」という音を丸いと感じない人は、上記の音象徴に一致・不一致による覚えやすさに違いは出ないはずである。本研究では、そのような音象徴の感じ方の個人差に注目し、音象徴が連合記憶をサポートしている事を示す事を目的とした。そのために、「音象徴に対する“感度”が高い人ほど、音象徴に一致した組み合わせは覚えやすい」という仮説をたてた。そこで、概念間の潜在的な連合の強さを測定するImplicit association test (IAT; Greenwald et al., 1998)を用いて音象徴“感度”を測定し、記憶課題の成績と音象徴感度の関係について調べ、仮説を検証した。

## 方法

### 課題1 連合記憶課題

#### 被験者

日本語話者 25 名(女性 12 名, 21–23 歳)。

#### 実験方法

本実験では Gorilla Experiment Builder (gorilla.sc) を用いて、オンラインで実験を行った。被験者は自身の PC を用いて、連続した 3 日間、2 回ずつ音と図形の組み合わせを覚える練習と確認テストを行った。視覚刺激

と聴覚刺激は、形の「丸み」や「鋭さ」が定量化された図形 8 種類と音声非単語 8 種類を用いた。視覚刺激と聴覚刺激の組み合わせは、音象徴に一致した組み合わせ (Congruent 条件; e.g., 鋭い図形と鋭い音声)、音象徴に一致していない組み合わせ (Incongruent 条件; e.g., 鋭い図形と丸い音声)を用いた。また、鋭さの評価が中間程度の値である、やや丸い / 鋭い図形と音声を組み合わせた、やや音象徴に一致した条件 (Ambiguous Congruent 条件)、やや音象徴に一致していない条件 (Ambiguous Incongruent 条件)を統制条件として用いた。

### 課題2 音象徴感度の測定課題 (IAT)

#### 被験者

課題1に参加した 17 名(女性 9 名, 22–24 歳)。

#### 実験方法

被験者は防音室内でヘッドホン(SR507, STAX)を着用し、PC を用いて実験を行った。実験1で用いていない、視覚刺激と音声刺激を 3 種類ずつ用いた。被験者はなるべく速く、音声刺激に対しては /i/ と /e/ もしくは /o/ と /u/ のどちらが含まれるのか、視覚刺激に対しては図形が鋭いのか、丸いのかをキーボードの“f”または“j”を押して分類した。刺激は図形と音声がほぼ交互に提示されるが、選択肢は常に図形と音声それぞれに対応するものが提示されていた。同じキーボードに対応する選択肢の組み合わせは、それぞれ音象徴に一致する Congruent 条件、音象徴に一致していない Incongruent 条件であった (Fig. 1)。

#### 音象徴の感度

IAT では、回答の組み合わせの潜在的な連合が強いほど、刺激(図形または音声)が提示されてから刺激を分類するまでの反応時間が速い (e.g., /o/ /u/ & round;

see Fig.1 left). そこで音象徴感度が高い人は、音象徴に一致・不一致な組み合わせの連合の強さに大きく差があり、IAT の反応時間の差が大きいと考え、その反応時間差を音象徴感度と定義した。

音象徴感度は、反応時間差を平均が 0, 標準偏差が 1 に正規化したものとし、以下の式で算出した。

$$sensitivity = \frac{(RT_{incongruent} - RT_{congruent}) - \mu}{\sigma} \quad (1)$$

RT は Congruent 条件, Incongruent 条件それぞれの反応時間, *sensitivity* は音象徴感度を表し,  $\mu$  は反応時間差の平均値,  $\sigma$  は標準偏差である。

また、連合記憶課題の結果より、以下の式を用いて個人ごとの学習曲線を作成した。αは傾きの係数, βは切片の係数, εは誤差項, *Rate* は連合記憶課題の正答率, *Session*は何度目のテストかを示す。

$$\log(Rate) = \alpha \times Session + \beta + \varepsilon \quad (2)$$

連合記憶課題の学習曲線のパラメータと音象徴の感度の関係を検討した。

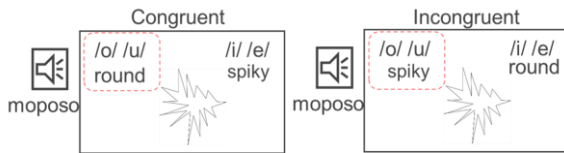


Figure 1. A sample screen presented in IAT with sound symbolically Congruent choice set or sound symbolically Incongruent choice set. Subjects classified whether the audio stimulus contained /i/ and /e/ or /o/ and /u/, and whether the visual stimulus was spiky or round, as quickly as possible.

## 結果

連合記憶課題の成績 (Fig. 2)を条件間で比較するため分散分析 (ANOVA) を行ったところ, Congruency に主効果が見られた ( $F(1, 24) = 5.522, p = 0.027, \eta^2 = 0.012$ ).

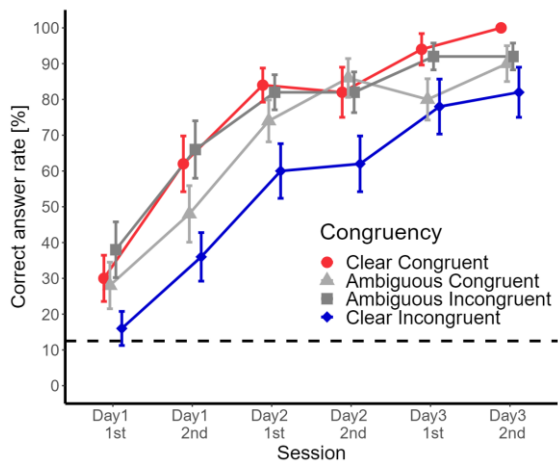


Figure 2. Percentage of correct answer of associative memory task (n = 25). The horizontal axis indicates sessions and the vertical axis depict percentage of the correct answer. Error bars are the standard error. The dashed line represents the chance level.

音象徴の IAT 実験において対応のある t 検定を行った結果, Incongruent 条件より Congruent 条件の RT が有意に速かった ( $t = -2.9, df = 14, p = 0.01$ ).

音象徴感度と記憶課題の Congruent 条件の学習曲線の傾きに相関があり (Fig.3; Spearman's  $\rho = -0.68, p = 0.02$ ), Incongruent 条件の傾きには相関がなかった (Spearman's  $\rho = -0.02, p = 0.95$ ).

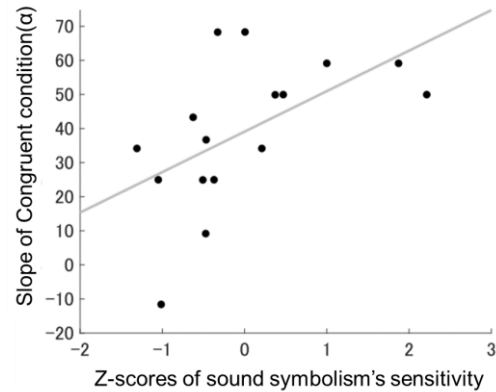


Figure 3. Correlation of sensitivity of sound symbolism and slope of a learning curve Incongruent trials. Each dot means each participant. Spearman's  $\rho = -0.68, p = 0.02$

## 考察

連合記憶課題[3]の正答率の結果において, Congruent 条件の方が覚えやすいことが示唆された。また、音象徴の感度と、連合記憶課題の結果の関係を検討した結果、連合記憶課題の Congruent 条件の学習曲線の傾きの数値と、音象徴の感度に正の相関があった ( $\rho = -0.68, p = 0.02$ ; Fig. 3)。この結果は音象徴の感度が高いほど Congruent 条件の形と音の組み合わせが速く覚えられることを示している。これらの結果より、成人において、音象徴が連合記憶のしやすさに影響を及ぼしている可能性が高いと考えられる。

## 引用文献

- Fox, Charles Warren. 1935. "An Experimental Study of Naming." *The American Journal of Psychology* 47 (4): 545–79.
- Greenwald, Anthony G., Debbie E. McGhee, and Jordan LK Schwartz. 1998. "Measuring Individual Differences in Implicit Cognition: The Implicit Association Test." *Journal of Personality and Social Psychology* 74 (6): 1464.
- Preziosi, Melissa A., and Jennifer H. Coane. 2017. "Remembering That Big Things Sound Big: Sound Symbolism and Associative Memory." *Cognitive Research: Principles and Implications* 2 (1): 10. <https://doi.org/10.1186/s41235-016-0047-y>.

# 概念は音と色を結ぶか？

## ー カテゴリ知覚を用いた感覚間協応メカニズムの検討 ー

原島 小也可

東京大学大学院人文社会系研究科

浅野 倫子

東京大学大学院人文社会系研究科

横澤 一彦

筑波学院大学経営情報学部

音と色の間には潜在的な結びつきがあり、このような感覚間協応の現象では高次の概念処理の影響が指摘されている。音の概念のうち調性には、短調と長調をカテゴリカルに知覚する程度に個人差があり、本研究ではこの現象を用いて音の概念が音と色の対応づけに与える影響を検討した。実験では、短調から長調へと等間隔で変化するモーフィング和音に対し、似合うと感じる色をパレット上で選択する課題と、カテゴリ知覚の程度を測るための和音の識別課題と弁別課題を行った。その結果、音と調性概念の結合が安定している人ほど音と色の対応づけが時間的に安定し、また、2音の間隔が一定でも、その2音が異カテゴリの刺激間の色差の方が、同カテゴリの刺激間の色差より大きかった。音の概念が音と色の対応づけの時間的安定性や対応づけの様相に影響したことから、音と色が概念を媒介して結合している可能性が示唆された。

Keywords: crossmodal correspondence, sound-color association, concept, categorical perception.

### 問題・目的

多感覚的な相互作用の現象のうち、音と色に無意識的に結びつきが感じられるというように、異なる感覚モダリティの属性・次元間に適合性が見出される効果があり、これを感覚間協応と呼ぶ (Spence, 2011)。感覚間協応のメカニズムとして、高次の概念処理がモダリティをまたぐ刺激同士を結びつけるとする概念媒介仮説 (Chiou & Rich, 2014) があり、本研究では音と色の対応づけにおける当仮説の妥当性を検討した。概念が音と色の対応づけに影響するか、2つの作業仮説「A. 音から喚起される概念が時間的に安定していれば対応づけられる色も時間的に安定する」、「B. 物理的な入力にかかわらず、概念が類同である音同士は対応づけられる色も類同であり、概念が非類同である音同士は色も非類同である」をもとに検証した。

音の概念のうち調性においては、短調と長調をカテゴリカルに知覚する程度に個人差があることが報告されている (Howard et al., 1992)。具体的には、短調から長調へと等間隔で徐々に変化する和音のモーフィング刺激を聞くと、あるモーフィング度合いを境界として両調性の判断が明確に分かれる人からそうでない人まで確認される。実験では、モーフィング和音に対し直感的に似合うと感じる色をパレット上で選択する課題を行った。併せて、和音の識別課題と弁別課題を行ってカテゴリ知覚の程度を測ることで、音のカテゴリ知覚の程度が音と色の対応づけの時間的安定性と対応づけの様相に与える影響を検討した。

### 方法

**参加者** 28名 (男性16名, 女性12名, 年齢:  $M = 22.5$ 歳,  $SD = 2.5$ 歳) が実験に参加した。色聴共感覚を保有する者はいなかった。

**聴覚刺激** Howard et al. (1992) にならい、同主調の短調から長調へと16段階で変化するモーフィング和音を作成した (Figure 1)。同主調とは主音を同じくする短調と長調の関係をいう。短調から長調へと変化する順に刺激値0, 刺激値1, ..., 刺激値15と命名した。各和音は3つの等振幅の純音で構成され、平均律の短調から長調へ1度の基本形のまま変化した。同主調は、ハ短調-ハ長調、ニ短調-ニ長調、ホ短調-ホ長調、ヘ短調-ヘ長調、ト短調-ト長調、イ短調-イ長調、ロ短調-ロ長調の7つあった。各和音を構成する根音と第5音はそれぞれ周波数が固定され、第3音は刺激値0から刺激値15へと100/15 centsずつ上昇させた。聴覚刺激はヘッドフォンから呈示した。

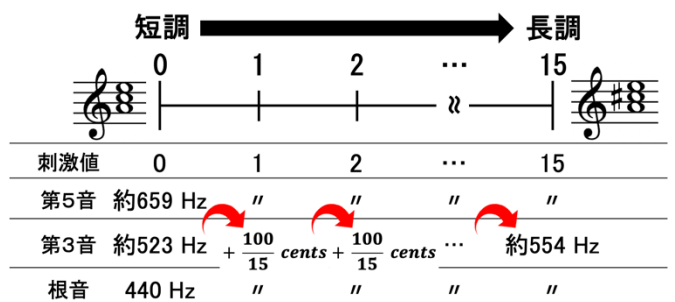


Figure 1. 聴覚刺激 (イ短調-イ長調の場合)。

**手続き** 実験では、色選択課題、識別課題、弁別課題をこの順で実施した。色選択課題では、音を聴いて似合うと感じる色をカラーピッカーで選択した。聴覚刺激は7つの同主調の刺激値0, 5, 10, 15の刺激を使用し、これら28の音をランダムに2000 ms呈示した。毎試行調性感覚をリセットするため、聴覚刺激の呈示前に無調のフレーズを再生した。音に対して選択される色がどの程度時間的に安定しているか確認するため、色選択課題は数分の休憩を挟んで2回実施した。



識別課題では、音を聴いてその音が短調と長調のどちらに感じるかを回答した。聴覚刺激はイ短調-イ長調の全ての刺激値の刺激で、各刺激値を10回ずつ、ランダムな順で1000 ms呈示した。識別課題では、最初に刺激値0と刺激値15を、短調または長調のラベルを視覚的に呈示しながら交互に3回ずつ聴かせ、その後練習試行を行ったのち、本番を実施した。

弁別課題では、2つの音を聴いて両者が同じ音か異なる音かを回答した。異なる音の場合は、刺激値0-刺激値2のように必ず2段階離れていた。聴覚刺激はイ短調-イ長調の全ての刺激値の刺激で、1試行につき、同じまたは異なる2つの音を各1000 ms呈示した。

## 結果

識別課題において、聴覚刺激の刺激値ごとに長調と回答された確率を算出し、心理測定関数を当てはめ、参加者ごとにPSEと傾きを求めた。PSEは短調と長調のカテゴリ境界を、傾きは短調と長調の識別精度を示す。また、弁別課題において、呈示刺激ペアの平均刺激値ごとに弁別感度 $d'$ を算出し、PSEに最も近い6つの刺激値の $d'$ の平均値からすべての刺激値の $d'$ の平均値を引いた値（以後、 $d$ プライム差）を求めた。 $d$ プライム差は、カテゴリ境界付近での弁別感度の上昇幅を示す。識別課題の心理測定関数の当てはまりが悪かった5名は以後の分析から除外した。

色選択課題の回答色のRGB座標値をCIE  $L^*a^*b^*$ 空間上での値に変換し、2色間の色差をこの色空間上でのユークリッド距離として定義した。まず、参加者ごとに色選択課題の1回目と2回目において同一聴覚刺激に対して選択された色同士の色差を算出し、その平均値を各参加者の音と色の対応づけの時間的安定性の指標とした。色差が小さいほど、時間をあけても同じ音に類似した色が選択されたことを意味する。カテゴリ知覚の強さと時間的安定性の関係を検討するため、時間的安定性の色差を従属変数、傾きと $d$ プライム差を独立変数とする重回帰分析を行った。その結果、重回帰モデルが有意となり（調整済み $R^2 = .20$ ,  $F(2, 20) = 3.75$ ,  $p = .041$ ）、傾きが有意な予測変数となった

（傾き,  $\text{Beta} = -.54$ ,  $p = .013$ ;  $d$ プライム差,  $\text{Beta} = .13$ ,  $p = .524$ ）。すなわち、傾きが大きな人ほど時間的に安定して音と色を対応づけたことがわかった。

次に、参加者ごとに、色選択課題の1回目において同主調の刺激値5と刺激値10に対して選択された色同士の色差の平均値を算出し、カテゴリ間ペア色差と定義した。また、色選択課題の1回目において同主調の刺激値0と刺激値5に対して選択された色同士の色差と刺激値10と刺激値15に対して選択された色同士の色差の平均値を算出し、7つの同主調の平均値を求め、これをカテゴリ内ペア色差と定義した。ここで、刺激をカテゴリカルに知覚することが音と色の対応づけに与える効果（以下、カテゴリ効果）はカテゴリ間ペア色差からカテゴリ内ペア色差を引いた値を用いて検討することができる。カテゴリ知覚の強さとカテゴリ効果の関係を検討するため、カテゴリ効果を従属変数、傾きと $d$ プライム差を独立変数とする重回帰分析を行っ

た。その結果、重回帰モデルが有意傾向となり（調整済み $R^2 = .18$ ,  $F(2, 20) = 3.41$ ,  $p = .053$ ）、傾きが有意な予測変数となった（傾き,  $\text{Beta} = .52$ ,  $p = .018$ ;  $d$ プライム差,  $\text{Beta} = .08$ ,  $p = .705$ ）。したがって、傾きが大きな人ほどカテゴリ効果が大きく、カテゴリ境界付近で色が大きく変化することがわかった。

## 考察

識別課題の心理測定関数の傾きは、ある和音の調性（短調・長調）を特定する聴覚特性を反映し、調性の知覚の安定性、ひいては音の概念の安定性を示す指標と考えられる。一方、弁別課題の $d'$ は、2つの音の周波数の違いがわかる聴覚特性を反映し、 $d$ プライム差は、カテゴリ境界付近においてどの程度音の違いへの敏感さが上昇したかを示す指標と考えられる。

傾きが大きな人ほど時間的に安定して音と色を対応づけたことは、音から調性の概念が安定して喚起される人ほど対応づける色も時間的に安定していたことを示しており、作業仮説Aを支持する結果が得られた。また、カテゴリ効果は、2音の間隔が一定であっても、その心理的間隔が異なればそれらの音に結びつけられる色の色差も異なることを意味する。傾きが大きな人ほどカテゴリ効果が大きかったことは、音から調性の概念が安定して喚起される人ほど、音の知覚カテゴリが変化するときその知覚カテゴリの変化に伴って色も大きく変化したことを示しており、作業仮説Bを支持する結果が得られた。なお、 $d$ プライム差は時間的安定性、カテゴリ効果ともに有意な予測変数とならなかったことから、時間的安定性やカテゴリ効果には音の違いへの敏感さよりも、音と概念の結びつきの強さが重要な役割を果たしていると考えられる。

## 結論

本研究では、音と色の対応づけにおける概念の影響をカテゴリ知覚の現象を用いて検討した。その結果、音と概念が安定して結びついている人ほど、音と色の対応づけが安定し、また、音の知覚カテゴリの変化に伴う色の変化の大きさが大きかった。本研究の結果から概念媒介仮説の傍証が得られ、音と色が概念を媒介して結びついている可能性が示唆された。

## 参考文献

- Chiou, R., & Rich, A. N. (2014). The role of conceptual knowledge in understanding synaesthesia: Evaluating contemporary findings from a "hub-and-spokes" perspective. *Frontiers in Psychology*, 5, 105.
- Howard, D.M., Rosen, S., & Broad, V. (1992). Major/Minor Triad Identification and Discrimination by Musically Trained and Untrained Listeners. *Music Perception*, 10, 205-220.
- Spence C. (2011). Crossmodal correspondences: a tutorial review. *Attention, Perception & Psychophysics*, 73, 971-995.

# 垂直方向の視覚運動刺激がピッチ発声に与える影響

鈴木悠介  
永井聖剛

立命館大学大学院人間科学研究科/日本学術振興会  
立命館大学総合心理学部

発声に影響する視覚情報の検討は、発声に関連する顔や身体運動の要因に限定されており、上下方向に動く単純な視覚運動が発声に影響を与えるかは不明であった。そこで本研究では、静止した窓内のキャリアが上下に運動するガボール刺激を用いて、視覚刺激の運動方向が、対応するピッチ発声に影響するか検討した。結果、発声キューとなる視覚刺激の運動方向と対応したピッチでの発声は、素早く行われ、低ストレスかつ流暢な発声であることが示された。これらは視覚刺激の運動方向が、感覚間協応を通じて、発声におけるピッチ生成過程に影響を与えることを示唆している。現在、関連する研究として、上下方向への自身の手指運動と高低ピッチ発声との運動間対応について検討を進めている。

Keywords: crossmodal correspondence, vocal pitch, voice quality.

## 問題・目的

対面コミュニケーションは本来、多感覚な事態である。発声に関連した多くの研究では、聴覚情報が発声に与える影響について検討がなされてきた。一方で、視覚情報が発声に与える影響については、ほとんどが発声に関連した顔・身体運動の視覚提示にとどまっている。視覚情報による発声の促進は、視聴覚情報の多感覚統合によると考えられている (Holler & Levinson, 2019)。実際の対面コミュニケーションでは特定の発声に伴って、口唇や喉頭といった調音器の運動だけでなく、ハンドジャスチャーなどの身体運動も自然に共起する。人はコミュニケーション経験を通じて、このような顔・身体運動といった視覚情報と音声のような聴覚情報とを、統計的に学習し対応づけ、コミュニケーションに役立てると仮説立てられている。

本研究では、コミュニケーション経験に基づいて学習された統計的關係として、発声ピッチと垂直方向の視覚運動との感覚間協応に着目した。この対応は Holler & Levinson (2019) に則るならば、コミュニケーション中での、顔・身体部位の垂直運動と発声ピッチとの対応の学習によるものと考えられる。実際、高ピッチ発声中では、眉や喉頭が上方向に移動する

(Yahia, Kuratate, & Vatikiotis-Bateson, 2002)。このような発声に関連した経験を通じていくつかの感覚間協応が生起しているならば、関連した視覚情報は、感覚間協応を通じて、発声に影響しうるかもしれない。

いくつかの研究では、顔・身体運動の視覚提示のような複雑な視覚情報だけでなく、シンプルな視覚情報すらも、感覚間協応を通じて、発声に影響することを示している。鈴木・永井 (2020) は、キューとなる視覚刺激と発声ピッチとの間に対応がある場合、発声が促進されることを示した。視覚情報による発声の促進は、時間的側面だけでなく、発声される音声の質にも影響する。Parise & Pavani (2011) では、丸い、または明るい視覚刺激に対する発声は、尖った、または暗い視覚刺激に対する発声と比べて、音圧・フォルマントが高い発声であることが示された。このように、いくつかの視覚特徴は、感覚間協応を通じて、特定の音響

特徴にマッピングされ、発声を促進することが示唆されている。

本研究では高低ピッチ発声と身体部位の垂直運動との関連を考慮して、特にピッチと運動方向との対応に焦点を当てる。実験では、静止した窓内のキャリアが上下に運動するガボール刺激を用いて、上下方向に動く単純な視覚運動が高低ピッチ発声に影響を与えるか検討した。参加者は提示される視覚刺激の上/下運動方向に応じて、できるだけ速く、高/低ピッチ（一致条件）または低/高ピッチ（不一致条件）での発声を求められた。もし視覚刺激の運動情報が対応したピッチを伴う発声に影響するならば、一致条件において、不一致条件よりも、反応時間 (RT) の短縮やエラー率の低下がみられるはずである。また、一致条件では、不一致条件よりも、負荷が少なく、より流暢な発声になることが予測される。本研究では、従来の研究が用いてきた反応時間やエラー率に加えて、発声者の内的状態を反映するフォルマント (F1, F2) と音圧、発声された音声の流暢さを反映するCPPS (cepstral peak prominence smoothed) を測定した。

## 方法

実験には大学生17名が参加した。ただし、1名は発声音圧が低く、ピッチ推定が不可能であったため分析が除き、16名のデータが分析にまわされた (平均年齢19.813歳,  $SD = 1.515$ )。参加者は、運動ガボール刺激 (大きさ3 deg, 位相90°, 空間周波数2 cpd, 時間周波数4 Hz, マイケルソンコントラスト0.5) の上または下方向への運動に対して、できるだけ速く、高ピッチまたは低ピッチで、/a:/と発声することが求められた。実験は、本試行24試行 (ガボール刺激の運動方向[2:上/下]×発声ピッチ[2:高/低]×繰り返し[6]) を1ブロックとして、合計4ブロック (96試行) を行った。各ブロックでは、上/下方向への運動に対し、高/低ピッチでの発声を行う一致条件と、その反対の組み合わせとなる、低/高ピッチでの発声を行う不一致条件のどちらかで実施された。また、各条件の実施順序は参加者間でカウンターバランスをとった。

## 結果

分析に先立って、エラー試行 (3.554%) , RTが100 ms以下の尚早反応試行および各指標が平均から3標準偏差以上離れている外れ値試行 (1.777%) を除いた。残ったデータのRT, エラー率, および音響特徴 (F1, F2, 音圧, CPPS) に対し, 運動方向×発声ピッチの2要因分散分析を行った。

RT, F1, 音圧, CPPS に関しては, 発声ピッチの主効果が有意であり (RT:  $F(1, 15) = 4.855, p = .043, \eta_p^2 = .245$ ; F1:  $F(1, 15) = 7.511, p = .015, \eta_p^2 = .334$ ; 音圧:  $F(1, 15) = 23.671, p < .001, \eta_p^2 = .612$ ; CPPS:  $F(1, 15) = 36.267, p < .001, \eta_p^2 = .707$ ) , 高ピッチ発声の方が, 低ピッチ発声と比べて, RT が長く, F1・音圧が高く, CPPS が低いということが分かった。これは, 高ピッチ発声の方が, 基本的に高負荷な発声であることに起因すると考えられる。CPPS に関しては, 視覚刺激の運動方向の主効果も有意であり ( $F(1, 15) = 8.077, p = .012, \eta_p^2 = .350$ ) , 下方向の運動時に CPPS が高いことが示された。これは上下方向への微小な頭部運動による影響の可能性を示唆する。また重要な点として, RT, F1, F2, 音圧, CPPS において交互作用が有意であり (RT:  $F(1, 15) = 43.372, p < .001, \eta_p^2 = .743$ ; F1:  $F(1, 15) = 30.510, p < .001, \eta_p^2 = .670$ ; F2:  $F(1, 15) = 31.919, p < .001, \eta_p^2 = .680$ ; 音圧:  $F(1, 15) = 21.489, p < .001, \eta_p^2 = .589$ ; CPPS:  $F(1, 15) = 26.138, p < .001, \eta_p^2 = .635$ ) , 一致条件において, 不一致条件よりも, RT が短く, F1, F2 が低く, 音圧, CPPS が高いことが分かった。

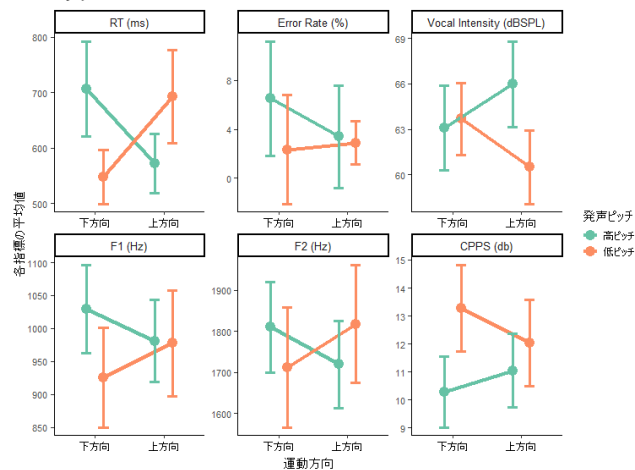


図1 各指標の平均値 (エラーバーは95%CI)

## 考察

本研究結果から, 視覚刺激の運動方向と対応したピッチ発声では, RTの短縮が確認されたことに加え, 各フォルマントの低下や音圧, CPPSの増加もみられた。各フォルマントは発声者のストレスと (Van Puyvelde et al., 2018) , 音圧は自信と (Kimble & Seidel, 1991) , CPPSは音声の流暢性と関連していることから (Awan et al., 2010) , 運動

方向と対応したピッチ発声は, 低ストレスで自信があり, 流暢な発声であったことが示唆される。この結果は, シンプルな視覚情報でさえも, 感覚間協応を通じて, 発声に影響することを示す。コミュニケーション経験を通じて対応づけられた発声ピッチと運動方向との対応を通じて, 視覚刺激の運動方向情報が, ピッチや他の音響特徴にマッピングされ, 対応したピッチでの発声は素早く処理, 実行され, 流暢な発話となることが示唆される。

本研究では, 知覚-運動間におけるピッチと運動方向との対応を示したが, 現在は関連する研究として, 上下方向への自身の手指運動と高低ピッチ発声との運動間対応について検討を進めている。

## 結論

本研究では, 発声キューとなる視覚刺激の運動方向と対応したピッチでの発声は, 素早く行われ, 低ストレスかつ流暢な発声であることを示した。これは視覚刺激の運動方向が, 感覚間協応を通じて, 発声におけるピッチ生成過程に影響を与えることを示唆している。

## 引用文献

- Awan, S. N., Roy, N., Jetté, M. E., Meltzner, G. S., & Hillman, R. E. (2010). Quantifying dysphonia severity using a spectral/cepstral-based acoustic index: Comparisons with auditory-perceptual judgements from the CAPE-V. *Clinical linguistics & phonetics*, 24(9), 742–758. <https://doi.org/10.3109/02699206.2010.492446>
- Holler, J., & Levinson, S. C. (2019). Multimodal Language Processing in Human Communication. *Trends in cognitive sciences*, 23(8), 639–652. <https://doi.org/10.1016/j.tics.2019.05.006>
- Kimble, C. E., & Seidel, S. D. (1991). Vocal signs of confidence. *Journal of Nonverbal Behavior*, 15(2), 99–105. <https://doi.org/10.1007/BF00998265>
- Parise, C. V., & Pavani, F. (2011). Evidence of sound symbolism in simple vocalizations. *Experimental Brain Research*, 214, 373–380. <https://doi.org/10.1007/s00221-011-2836-3>
- 鈴木悠介 & 永井聖剛. (2020). 空間位置の高低と発声反応ピッチの高低との対応. *認知科学*, 27(3), 409–415. <https://doi.org/10.11225/cs.2020.033>
- Van Puyvelde, M., Neyt, X., McGlone, F., & Pattyn, N. (2018). Voice stress analysis: a new framework for voice and effort in human performance. *Frontiers in psychology*, 9:1994. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.01994>
- Yehia, H. C., Kuratate, T., & Vatikiotis-Bateson, E. (2002). Linking facial animation, head motion and speech acoustics. *Journal of phonetics*, 30(3), 555–568. <https://doi.org/10.1006/jpho.2002.0165>



# ジェンダー・アイデンティティがアバターへの身体性に及ぼす影響に関する VR 実験心理学的研究

花島 諒

大山 潤爾

筑波大学大学院 人間総合科学研究学術院

産業技術総合研究所 人間拡張研究センター

産業技術総合研究所 人間拡張研究センター

筑波大学 人間系

本来自分自身の身体がある場所に一人称視点で提示されたマネキンや VR 上のアバターなどの擬似身体に対して身体性 (embodiment) を感じる錯覚 (フルボディ錯覚) が報告されている。しかし、本来自分自身の身体がない離れた場所に三人称視点を用いて提示された擬似身体に対しての身体所有感については報告が分かれ、どのような要因が影響を与えるかは十分明らかとなっていない。本研究では、ジェンダーの要因および同期する多感覚の種類がアバターへの身体性どのように影響を与えるか検討した。その結果、擬似身体へのジェンダーの一致やより多くの多感覚同期の提示が三人称で提示された擬似身体への身体所有感を促進しうることが示唆された。

Keywords: full-body illusion, ownership, embodiment, gender, third-person perspective.

## 問題・目的

実際の身体と同じ位置に一人称視点で提示されたマネキンやVR上のアバターなどの全身の擬似身体に対して、身体性 (embodiment) が生じるフルボディ錯覚が報告されている (Petkova & Ehrsson, 2008)。一方、実際の身体から離れた三人称視点で提示された擬似身体に対しては、身体性の要素であるとされる身体所有感が生起されたという報告 (e.g., Lenggenhager et al., 2007) と、生起されなかったという報告 (e.g., Petkova et al., 2011) の双方が知られている。どのような要因が三人称視点を用いて提示された身体での身体所有感に影響を与えるのかについては、十分に検討されていない。本研究では、三人称視点で提示された擬似身体に対する身体所有感の生起要因として、体験者のジェンダー・アイデンティティとアバターの見た目のステレオタイプ的な性別イメージの要因およびアバターと実身体が多感覚同期の要因について検討した。

## 方法

**実験参加者:** 男性24名, 女性24名 (身体的性別)

**デザイン:** 身体的性別2水準 (男性・女性, 被験者間) × アバターの見た目の性別イメージと参加者の身体的性別の関係2水準 (同性・異性, 被験者内) × 多感覚同期の種類3水準 (視覚-触覚・視覚-運動・視覚-運動-触覚, 被験者内)

**装置:** ヘッドマウントディスプレイ (VIVE PRO, HTC), コントローラー (VIVE controller, HTC), 振動デバイス (310-113, Precision Microdrives), VR 呈示制御PC (ALIENWARE 17, DELL)

提示されるVR映像および触覚は, Unityで作成された実験プラットフォームXperigrapher® (Ohyama, 2021)を用いて制御された。

**手続き:** 参加者は, VR装置を装着する前に, ジェンダー・アイデンティティ尺度 (佐々木・尾崎, 2007) を

回答した。また, PC上で潜在連合テスト (IAT) (Greenwald et al., 1998) を行なった。

参加者は装置を装着後, VR上でMental imagery課題 (Nakul et al., 2020) を6回行なった。参加者の3.7メートル前に赤いボールが提示され, 0.6メートル/秒で参加者の位置に移動した。3秒後に画面は暗転するが, そのままの速度で進んでいることを想像してもらい, 参加者は自身の足に赤いボールがぶつかったと思ったタイミングを, 左手のコントローラーのボタンを用いて報告をした。ボタン押しを行った際のボールの位置が記録された。

その後, それぞれの条件毎に, 以下の2メートル先に提示されたアバターを用いて多感覚同期の課題を10回ずつ行なった。視覚-触覚条件では, 参加者はアバターの手に白いボールが当たるのを観察した。アバターの手にボールが当たった際に, 参加者の右手に振動デバイスから振動が提示された。視覚-運動条件および視覚-運動-触覚条件では, 白いボールがアバターの右手の直下に提示された後, 参加者はアバターの右手を動かして, 白いボールに触れるように求められた。アバターの手が白いボールに触れた後, 白いボールが消え, アバターの手を元の位置に戻すように求められた。この際に, 視覚-運動-触覚条件では, 振動提示デバイスから参加者の右手に振動は提示された。

それぞれの課題が終わると, アバターは消失し, 直後に, 参加者は, VR上でMental imagery課題 (Nakul et al., 2020) を3回行なった。

最後に, 参加者はVR上に提示されたAvatar Embodiment Questionnaire (Peck & Gonzalez-Franco, 2021) を口頭にて回答した。

## 結果

### Avatar Embodiment Questionnaire

身体所有感 (ownership) の評定に関して, 3要因の分散分析を行った結果, 性別の一致の効果および多感覚

同期の種類の主効果がみられた（性別の一致：F(1, 46) = 15.029,  $p < .001$ , 多感覚同期の種類：F(2, 92) = 15.715,  $p < .001$ ）。多重比較の結果、多感覚同期の種類は、視覚-運動-触覚が他の2条件よりも評定値が高く、視覚-触覚と視覚-運動は同程度であった。一方、1次および2次の交互作用はみられなかった。多感覚同期条件ごとの同性アバターに対する身体所有感と異性アバターに対する身体所有感の差を図1に示す。

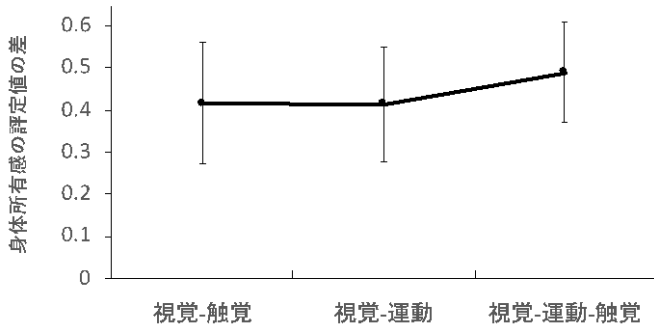


図1 ジェンダーの一致不一致での身体所有感の差（同性-異性）の平均値。（エラーバーは標準誤差）

### Mental imagery課題

多感覚同期課題の後の3施行の平均値と感覚同期課題の前の後半3施行の平均値の差分からドリフト量を算出した。ドリフト量に対して3要因の分散分析を行った結果、それぞれ主効果および1次および2次の交互作用はみられなかった（図2）。

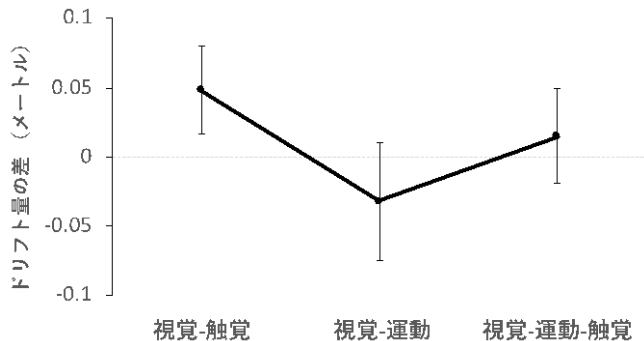


図2 ジェンダーの一致不一致でのドリフト量の差（同性-異性）の平均値。（エラーバーは標準誤差）

### 考察

三人称視点を用いて提示された擬似身体に対して、ジェンダーの一致していることおよびより多くの多感覚同期が得られることによって身体所有感がより強く生起されることが示された。ジェンダーの一致や多感覚同期の情報は、並列的・複合的に用いられ、自分の身体であると判断される可能性がある。

多感覚統合に役割を果たすとされるペリパーソナルスペースが視覚-運動の同期(e.g., D'angelo et al., 2018; Mine & Yokosawa, 2021)や実身体との類似性(Salmon et al., 2012)に影響を受ける。これらの知見も本結果に影響している可能性が考えられる。

### 結論

実際の身体から離れた三人称視点で提示された擬似身体へのジェンダーの一致および多くの多感覚の同期が、アバターへの身体所有感を高めることが示された。

### 謝辞

本研究は、JSPS科研費21K19750, および、JST 次世代研究者挑戦的研究プログラム JPMJSP2124の支援を受けたものです。

### 参考文献

- D' Angelo, M., Pellegrino, di. G., Seriani, S., Gallina, P. & Frassinetti, F. 2018 The sense of agency shapes body schema and peripersonal space. *Scientific Report*, 8, 13847.
- Greenwald, A. G., McGhee, D. E., & Schwartz, J. L. K. 1998 Measuring individual differences in implicit cognition: The implicit association test. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74(6), 1464-1480.
- Lenggenhager, B., Tadi, T., Metzinger, T., & Blanke, O. 2007 Video ergo sum: manipulating bodily selfconsciousness. *Science*, 317(5841), 1096-1099.
- Mine, D., & Yokosawa, K. 2021 Disconnected hand avatar can be integrated into the peripersonal space. *Experimental Brain Research*, 239, 237-244.
- Nakul, E., Orlando-Dessaints, N., Lenggenhager, B., & Lopez, C. 2020 Measuring perceived self-location in virtual reality. *Scientific Reports*, 10, 6802.
- Ohyama, J. 2021 Xperigrapher: Social-Lab Experimental Platform to Evaluate Experience in Cyber Physical Society. *Advanced Biomedical Engineering*, 59, 811-813.
- Peck, T. C., & Gonzalez-Franco, M. 2021 Avatar Embodiment. A Standardized Questionnaire. *Frontiers in Virtual Reality*, 1:575943.
- Petkova, V. I., & Ehrsson, H. H. 2008 If I were you: Perceptual illusion of body swapping. *PLoS ONE*, 3(12): e3832.
- Petkova, V. I., Khoshnevis, M., & Ehrsson, H. H. 2011 The perspective matters! Multisensory integration in ego-centric reference frames determines full-body ownership. *Frontiers in Psychology*, 2:35.
- Salomon, R., van Elk, M., Aspell, J. E., & Blanke, O. 2012 I feel who I see: Visual body identity affects visual-tactile integration in peripersonal space. *Consciousness and Cognition*, 21(3), 1355-1364.
- 佐々木掌子・尾崎幸謙 2007 ジェンダー・アイデンティティ尺度の作成 パーソナリティ研究, 15(3), 251-265.

# 動的矢印が接近と離隔行動に与える影響

光松秀倫

名古屋大学大学院情報学研究科

画面に動的矢印を提示しマウスカーソル操作で矢印を通過するカーソル移動課題において、矢印方位がカーソルに向く条件では、カーソルの移動速度は低下する。先行研究の現象説明では、矢印に対し脅威知覚が生じたため、行為反応がフリーズしたと説明された。本研究では、スタート地点からゴール地点に移動する課題を用い、通過前と通過後の課題遂行時間を区別して測定した。矢印の方位条件は、課題中は常にカーソルを向く0度条件とそれを180回転させた条件の2条件があった。その結果、矢印通過前は、0度条件の反応開始に遅延が見られ、通過後では、移動速度の低下が見られた。つまり矢印に対する接近行動だけでなく、離隔行動の遅延が見られた。これは先行研究が脅威刺激の影響が持続的であることを示した報告と一致する。すなわち、矢印を脅威と知覚したため、たとえ通過後でも行動を瞬時に切り替えることができず、過去の影響が持続したと解釈された。

Keywords: animation, arrow, mouse, motion

## 問題・目的

画面に動的矢印を提示しマウスカーソル操作で矢印を通過するカーソル移動課題において、矢印方位がカーソルに向く条件では、カーソルの移動速度は低下する (Buren et al.,2016; 光松, 2021;2022)。Buren et al., (2016) は、矢印に対し脅威知覚が生じたため、行為反応がフリーズしたと説明された。

Buren et al.(2016)の実験では矢印が13個提示された。しかし遅延効果を得るのに多数の矢印が必要かどうかについては検証されていない。また、矢印に接近するときと矢印から離れるときで、矢印の効果が異なるかどうかも検証されていない。本研究では、この2つの問いを、それぞれ実験1と実験2で検証した。

## 実験1

実験1では、カーソル到達課題において、矢印刺激の項目数を1~15の間で操作した。

### 方法

**刺激** 黒い画面に白い正方形の外枠(一辺10.5cm)が提示された。外枠の1つの対角線の片方に白い円(直径2mm)、もう片方に白い四角(一辺4mm)が描画された。15個の矢印(一辺7mmの2つの白い線分の端が60度の角度で結合した図形)が外枠内にランダムに配置された。矢印図形は50msごとにランダムな方向に2mm移動した。

矢印の向きには2条件(円に向く0度、円と正反対の180度)があった。図1に刺激の例を示す。

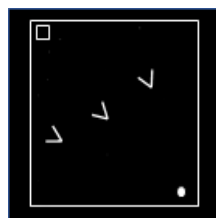


図1. 刺激の概略 (0度条件、項目数3の例)

**課題** 課題は刺激の円(カーソル)の位置をマウスで操作し、四角(ゴール)に当てることであった。円が矢印と外枠に接触せずに、できるだけ速く当てることが求められた。接触した場合は、その試行が中止された。矢印の方位と運動方向は無関係であることは事前に知らされた。試行が終わると黒い背景が3秒間提示され、次の試行の刺激が提示された。

**デザイン** 矢印の項目数は、5ブロックに分けて操作された。すなわち、それぞれのブロックで1-3, 4-6, 7-9, 10-12, 13-15の3条件の項目数が操作された。各ブロックの実験参加者はそれぞれ、19名、22名、14名、14名、12名であった。各ブロックでは、項目数の他に2つの方位条件が操作された。各条件は32回繰り返し、合計試行数は196であった。条件の提示順序はランダムであった。本番前に15試行の練習を行った。

## 結果

各項目数において、0度条件のカーソル移動速度が

180度条件よりも遅くなったのは、項目数1条件と項目数13条件であった、 $t(18)=2.14, p<.05$ ,  $t(11)=2.07, p<.05$ 。

## 考察

矢印の項目数1条件で遅延効果が見られたのは、単独提示では他の矢印が存在しないため、他の矢印との絶対的方位の不一致がないことに起因すると考えられた。ここでいう絶対的方位とは、環境座標系の任意の基準方向（例えば画面の上方向）を0度とした場合の、基準に対する矢印の方位のずれの角度である。相対的方位とは、各矢印から見たカーソルの方位を0度として基準に設定した場合の、カーソル方位からの矢印の方位のずれの角度である。したがって、0度条件とは相対方位の0度である。0度条件で矢印が複数存在するとき、絶対方位の不一致が一致度知覚を低下させ、相対方位一致による一致度知覚の上昇効果を相殺するために、遅延効果が生じなかったと説明できる。また、項目数13条件で効果が生じたのは、グループ効果により相対方位一致の知覚が強化され、絶対方位の不一致による知覚の低下を上回ったと説明できる。しかし、項目数13を超えるとディストラクターを避けるという課題負荷が大きくなり、矢印の方位効果を消失させたと考えられた。

## 実験2

実験2では、カーソルが矢印に接近するときと離隔するときを区別してカーソルの動きを計測し、カーソルの遅延効果に違いが現れるかどうかを検証した。

## 方法

矢印の項目数は1と3で方位は2条件(0度,180度)であった。課題は、実験1と同じであった実験参加者は14名であった。

## 結果

データは、画面を4つの領域に分け、各領域でのマウスの速度を計算した。すなわち、スタート地点とゴール地点を結ぶ線に対して垂直な3つの線を等間隔に配置し、4つの領域に区切った。各領域をスタート地点を含む領域から順にQ1,Q2,Q3,Q4と表記する。Q4はゴール地点を含む。項目数1条件における速度を図2に示す。速度の遅延効果はQ3でのみ見られた、

$t(13)=3.13, p<0.05$ 。また、Q1では、項目数1の0度条件で、反応開始時間の遅延が見られた、 $t(13)=2.8, p<0.05$ 。

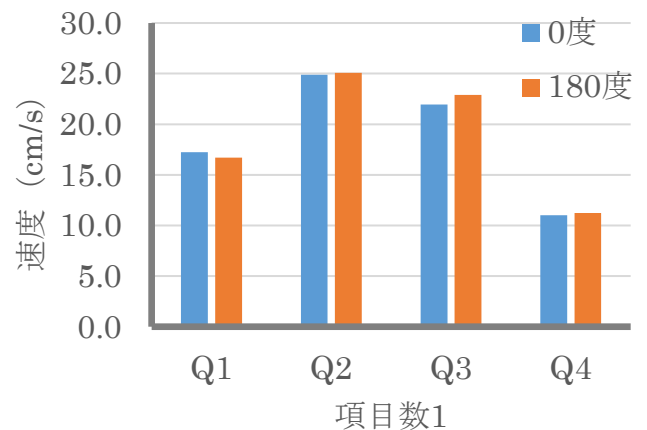


図2. 4つの画面領域におけるマウス速度

## 考察

矢印通過前と通過後の両方でマウス運動の遅延効果が見られた。矢印通過前は、0度条件の反応開始に遅延が見られ、通過後では、移動速度の低下が見られた。つまり矢印に対する接近行動だけでなく、離隔行動の遅延が見られた。これは先行研究が脅威刺激の影響が持続的であることを示した報告と一致する(Preciado, Munneke, and Theeuwes, 2017)。すなわち、矢印を脅威と知覚したため、たとえ通過後も行動を瞬時に切り替えることができず、過去の影響が持続したと解釈された。

## 引用文献

- Preciado, D., Munneke, J., and Theeuwes, J. (2017). Was that a threat? Attentional biases by signals of threat. *Emotion*, 17, 3, 478-486.
- van Buren, B., Uddenberg, S., and Scholl, B. J. (2016). The automaticity of perceiving animacy: Goal-directed motion in simple shapes influences visuomotor behavior even when task-irrelevant. *Psychonomic bulletin & review*, 23, 797-802.
- 光松(2021). 矢印刺激がマウス操作時間に与える影響. 注意と認知研究会, No.18.
- 光松(2022). 脅威知覚と誤反応の生起についての検討. 注意と認知研究会, No.13.

# 輝度が正確な文字知覚に与える影響

松本 純奈  
齋藤 大輔

安田女子大学心理学部  
安田女子大学心理学部

近年、読字障害の原因の1つである視覚情報処理障害を引き起こす背景に、Irlen syndrome という光感受性障害の存在が示唆されており、その症状は自閉スペクトラム症 (ASD) と類似していると言われている。Irlen syndrome は、カラーフィルターをかけて読字を行うと、読書速度が向上することが示されている。本研究では、フィルターの輝度の効果と Irlen syndrome の ASD 傾向との関連を調査した。その結果、Irlen syndrome 傾向と ASD 傾向には相関はなく、Irlen syndrome 傾向と輝度の違いによる発話数に関係はなかった。しかし、ASD 傾向高群は高輝度条件の場合に発話数が減少することが明らかになった。以上の結果は、Irlen syndrome と ASD の読字困難症状には異なる背景が存在していることを示唆する。

Keywords: Irlen syndrome, 自閉スペクトラム症, 感覚過敏, 背景輝度, 音読実験

## 問題・目的

発達障害である学習障害のうちの読字障害を持つ人には、漢字のへんとつくりをばらばらに知覚してしまう、ためらいがちにゆっくりとしか音読できないといった症状が見られることがある。この症状の原因には、視覚情報処理障害が挙げられており、近年ではその背景に、Irlen syndrome という視覚知覚障害が示唆されるようになった (熊谷, 2013)。Irlen syndrome とは、読字の際に文字がゆらゆら動く、線がのたうつといった視覚的な症状や、読字の際のめまいや頭痛などの身体的な症状のことで、熊谷 (2013) はカラーフィルターを紙面の上に置くと読み速度が向上することを報告し、その効果は、健常者にも確認されている (Kriss and Evans, 2005)。しかし、読みを向上させるフィルターの色は個人によって異なり、カラーフィルターが効果を示すメカニズムは、未だ明らかになっていない。

また、Irlen syndrome は読字障害を引き起こす要因の1つと位置づけられているが、その症状は自閉スペクトラム症 (ASD) の視覚過敏症状と類似性が高いことが示唆されており (Giuliani & Schwarz, 2017)、Irlen syndrome は ASD 特有の視覚過敏の一部症状であることが考えられる。

本研究では、カラーフィルターの効果を検証するため、フィルターの働きの1つである輝度の減少が読みに与える影響と、ASD 傾向との関連について調査した。低・中輝度条件と比較し、高輝度条件での発話数が少なく、ASD 傾向が高いほどその傾向が顕著に現れると考える。また、ASD 傾向と Irlen syndrome には正の相関があり、Irlen syndrome より ASD 傾向が発話数を説明すると仮説を立てた。

## 方法

まず実験1において、ASD 傾向と視覚過敏、背景輝度が読みに与える影響について検討した。その後、モニターを変更し、視覚過敏と Irlen syndrome を測定する質問紙を追加し実験2を行った。

### 【実験1】

**参加者** 眼科的疾患・精神疾患の既往歴がない女性 34名 (平均20.5 ± 1.12歳)。

**実験計画** 輝度 (低・中・高) × ASD 傾向 × 視覚過敏の3要因混合計画

**質問紙** ASD 傾向は若林・東條 (2004) の自閉スペクトラム指数日本語版 (ASQ) で測定し、視覚過敏を Tomchek & Dunn (2007) の視覚に関する3項目で評価した。

**実験装置** 実験は平均照度780.2luxの部屋で行われ、65インチのカラー液晶ディスプレイを使用した。視距離は146cm、視角は5度であった。背景輝度は、使用したモニターの最低輝度、中間輝度、最高輝度とした。

**音読課題** ひらがな4文字の有意味単語・無意味単語を30秒間音読した。また、低輝度・中輝度・高輝度の3条件を参加者内要因で実施した。視覚刺激は、小学校1~2年の国語の教科書で使われた単語のうち、名詞かつ単独で意味の通じるものを選出し、無意味単語は有意味単語で使われた文字を並べ替え、文字の偏りを統制した。提示課題は、14行6列ずつの計84語で、白色の画面に黒文字で横書きに提示した。

### 【実験2】

**参加者** 眼科的疾患・精神疾患の既往歴がない女性 24名 (平均21.9 ± 1.61歳)。

**実験計画** 輝度 (低・中・高) × ASD 傾向 × 視覚過敏 × Irlen syndrome 傾向の4要因混合計画

**質問紙** ASD 傾向は実験1と同様に測定した。視覚過敏は日本版 青年・成人感覚プロファイル (AASP) の視覚項目で評価した。低登録・感覚探求・感覚過敏・感覚回避の4つの下位項目から分析する。Irlen syndrome 傾向は、Short Irlen Self Test を和訳し4件法で質問した。

**実験装置** 実験は実験1と同じ部屋で実施し、24インチのカラー液晶ディスプレイを使用した。視距離は80cm、視角は3.58度であった。背景輝度条件は、使用したモニターの最低輝度、中間輝度、最高輝度とした。

**音読課題** 実験1で使用した単語を並べ替え実施した。



## 結果

### 【実験1】

背景輝度の違いによる発話数の差を調べるため、一要因分散分析を行った。その結果、両単語条件ともに有意差は見られず、背景輝度は発話数に影響を与えないことが示された(有意味： $F(2, 33) = 0.08, p = .92$ ；無意味： $F(2, 33) = 0.14, p = .87$ )。

ASD傾向・視覚過敏と各背景輝度条件における発話数の関連を調べるため、相関分析を行った。その結果、ASD傾向と高輝度条件における有意発話数の間に有意な相関が見られた (Table 1)。

Table 1. 各背景輝度とASD傾向の相関分析 \* $p < .05$

	有意単語			無意味単語		
	低輝度	中輝度	高輝度	低輝度	中輝度	高輝度
ASD傾向	-.15	-.32	-.37*	-.11	-.04	-.06
視覚過敏	-.18	-.28	-.23	-.18	-.15	-.16

### 【実験2】

ASD傾向とIrlen syndrome傾向の関係を調べるため、それぞれに対して相関分析を行ったところ、有意な相関は認められなかった ( $r = -0.12, p = .58$ )。

Irlen syndromeが背景輝度の違いによる発話数の差に及ぼす影響について調べるため、背景輝度(低・中・高)×Irlen syndrome傾向(低・高)の交互作用のある2要因分散分析を行った結果、両単語条件において主効果及び交互作用は見られなかった(有意味主効果： $F(2, 22) = 1.85, p = .17$ ；有意交互作用： $F(2, 22) = 0.70, p = .50$ ；無意味主効果： $F(2, 22) = 1.66, p = .20$ ；無意味交互作用： $F(2, 22) = 0.41, p = .66$ )。

ASD傾向が輝度の違いによる発話数の差に及ぼす影響について調べるため、背景輝度(低・中・高)×ASD傾向(低・高)の交互作用のある2要因分散分析を行った結果、主効果は見られなかったが、有意単語条件での交互作用が有意であった ( $F(2, 22) = 4.35, p = .02$ )。多重比較の結果、ASD傾向低群の人は低輝度 (199,  $SD = 35.9$ ) と比較して、中輝度 (211,  $SD = 33.3$ ) において有意に発話数が多いことが示された ( $p = .04$ , Figure 1)。

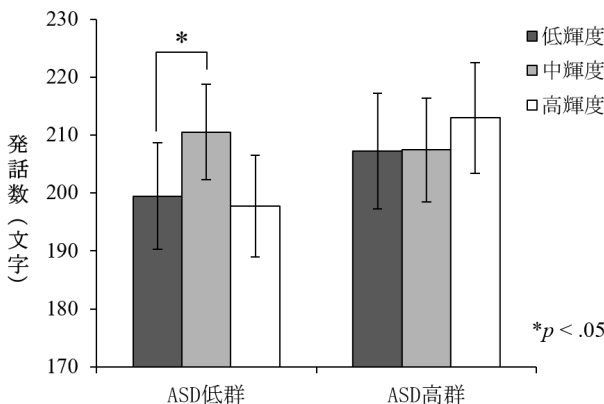


Figure 1. 輝度の違いによる発話数の差とASD傾向との関連

## 考察

実験1, 実験2の結果から、背景輝度は全般的な発話数に影響を与えないが、背景輝度条件ごとの発話数はASD傾向によって変化することが示された。ASD傾向の高い人は高輝度条件の場合に発話数が減少し、ASD傾向の低い人は低輝度より中輝度の場合に発話数が増加することが明らかになった。これまでもASDの感覚過敏とIrlen syndromeの関連が示唆されており (Giuliani & Schwarz, 2017), 過剰な光量がASD者の視覚過敏に反応し感覚統合の妨げになったと考えられる。また、部屋の照度とディスプレイの背景輝度が同等の明るさだと、光への順応に対する負担が少なくなるため、パフォーマンスの向上に繋がることが示唆されている (Chawla & Samei, 2006)。そのため、照度との差が小さい中輝度において、最も発話数が多かったと考えられる。

また、Irlen syndrome傾向とASD傾向に相関は認められず、背景輝度の違いによる発話数にIrlen syndrome傾向の影響はなかった。Irlen syndrome者は大細胞経路に障害があると考えられており、大細胞の活性化を抑制すると考えられている長波長の光が、文字知覚を歪ませている可能性がある (Chase et al., 2003)。そのため、単純な光量では発話数が変化しなかったと考えられる。しかし、本研究で使用したShort Irlen Self Testは妥当性や信頼性が十分に検討されておらず、正確にIrlen syndrome傾向を測定できているとは言い切れないため、Irlen syndrome傾向とASD傾向に相関が見られなかった可能性がある。

本実験結果から、健常者において背景輝度は全般的な読みやすさに影響しないが、ASD特有の感覚過敏症状は背景輝度の影響を受けることが示された。また、Irlen syndromeとASDの読字困難症状には異なる背景の存在を示唆する結果となったが、今後はIrlen syndrome当事者での実験を検討していく必要がある。

## 引用文献

- Chase, C., Ashourzadeh, A., Kelly, C., Monfette, S., & Kinsey, K. (2003). Can the magnocellular pathway read? Evidence from studies of color. *Vision research*, 43(10), 1211-1222.
- Giuliani, F. & Schwarz, K. (2017). Connections between Autism Spectrum Disorders (ASD) and Meares-Meares-Irlen Syndrome. *Autism-Open Access*, 7(04).
- Kriss, I. & Evans, B. J. W. (2005). The relationship between dyslexia and Meares-Irlen Syndrome. *Journal of Research in Reading*, 28, 3, 350-364.
- 熊谷 恵子 (2013). アーレンシンドローム「色を通して読む」光の感受性障害の理解と対応 東京：金子書房

# 物体の「人化」と「蛇化」による心的回転の促進はメカニズムを共有しているか？——オンライン実験による相関研究——

武藤 拓之

京都大学人と社会の未来研究院

人の身体に似せた物体は抽象物体よりも素早く心的回転を実行できる(身体優位性効果)。Muto & Nagai (2020) は、物体を蛇に似せたときにも同程度の促進が見られることを示し、この効果が人の身体に固有ではない可能性を指摘した。しかし、「人化」と「蛇化」による促進効果がメカニズムを共有しているかどうかは不明である。そこで本研究は、オンライン実験で個人差の観点から両者のメカニズムを検証した。「人化」と「蛇化」による促進効果の相関関係を検証した実験1 ( $N = 144$ ) では両者の間に有意な関連は認められなかった ( $r = -.116$ ,  $BF = 0.27$ )。一方、2種類の異なる人型物体(実験2a,  $N = 147$ ) または蛇型物体(実験2b,  $N = 134$ ) を用いたときには促進効果同士の相関係数は正に有意であり(それぞれ  $r = .273$ ,  $r = .183$ )、いずれも実験1の相関係数よりも有意に高かったため、実験1の結果は測定の信頼性(内的一貫性)の低さでは説明できなかった。これらの結果は人の身体に固有の処理過程が心的回転の促進に寄与する可能性を示唆している。

Keywords: mental rotation, human-body advantage effect, online experiment, embodied cognition

## 問題・目的

人の身体に似せた物体は抽象物体よりも素早く心的回転できる(身体優位性効果; e.g., Amorim et al., 2006)。しかし、この促進効果は人の身体に固有の現象とは限らない。実際、Muto & Nagai (2020) は、物体を蛇に似せたときにも人の身体に似せたときと同程度の促進が生じることを示している。身体優位性効果が人の身体に固有の処理過程を反映しているのか、それともより一般的な特徴(e.g., 空間手がかり, 熟知性)のみで説明できるのかを実証するためには、物体の「人化」と「蛇化」による促進効果がメカニズムを共有しているかどうかを検証するのが有効であると考えられる。そこで本研究では促進効果の個人差に注目し、比較的大きなサンプルを得ることのできるオンライン実験で「人化」と「蛇化」による促進効果の間に正の相関が見られるかを検証した。

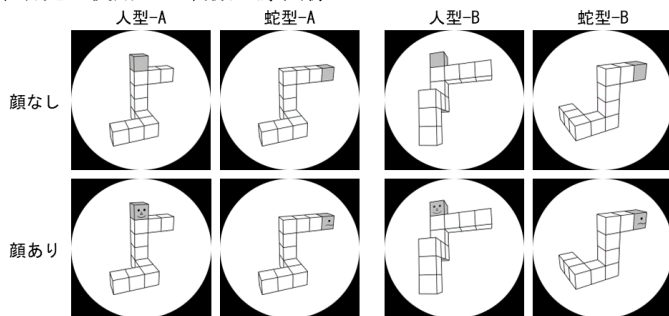
## 実験1

### 方法

**参加者** 中程度の母相関 ( $\rho = .30$ ) を  $\alpha = .05$ ,  $1 - \beta = .95$  で検出するために必要な  $N = 134$  を目標サンプルサイズとし、除外を見越してその1.2倍の161名の参加者をCrowdWorksで募集した(対象年齢は20—50歳)。

Figure 1

本研究で使用した刺激の原画像



除外基準を適用し、最終的なサンプルサイズは  $N = 144$  となった(女性79名・男性64名・未回答1名)。

**刺激** 本研究で使用した刺激の原画像をFigure 1に示す。これらを左右反転した鏡像も作成し、原画像と鏡像を0度・±80度・±160度回転させた画像を刺激として用いた。実験1ではMuto & Nagai (2020) を基に作成した人型-Aと蛇型-Aの刺激のみを用いた。

**手続き** 実験はlab.jsを使ってオンラインで行われた。典型的な心的回転実験に倣い、左右に提示された2枚の画像中の物体が同じか異なる(鏡像)かをできるだけ速く正確にキー押しで回答することを参加者に求めた(制限時間は5秒)。物体の形(人・蛇)×顔(あり・なし)×角度差(0度・80度・160度)×ペア(同じ・鏡像)の組み合わせから成る24セルを16試行ずつ用意し、これら計384試行をランダムな順序で実施した。

## 結果と考察

鏡像ペアの試行・誤答試行・反応時間(RT)が200ms未満の試行・セルごとに正RTが  $M + 3SD$  以上の試行をデータから除外した後で、セルごとにRTの平均値を計算して参加者レベルの集計データを作成した。

各セルのRTの参加者間平均をFigure 2に示す。2(物体の形)×2(顔)×3(角度差)の反復測定ANOVAの結果、顔あり条件のほうが顔なし条件よりも平均RTが短く( $p < .001$ )、角度差の効果も小かった( $p = .019$ )。しかし、人型物体と蛇型物体でこれらの効果の大きさに差は認められなかった( $ps > .15$ )。したがって、Muto & Nagai (2020) の主要な結果を再現できた。

顔による促進効果が人型物体と蛇型物体でメカニズムを共有しているか否かを検証するために、顔なし条件と顔あり条件の平均RTの差分(促進効果の大きさ)を物体ごとに計算したところ(Figure 3)、人型物体と蛇型物体の促進効果に有意な相関関係は認められなかった( $r = -.116$ , 95% CI =  $[-.274, .048]$ ,  $p = .166$ ;  $BF = 0.27$ , 事前分布は-1から1の範囲の一様分布)。

顔による促進効果は人型物体と蛇型物体で見かけ上同程度であったが、それらの間の相関関係は認められ

なかったため、人型物体と蛇型物体では促進効果のメカニズムが異なることが示唆された。ただし、相関係数の小ささはメカニズムの差異ではなく測定の信頼性(内的一貫性)の低さに起因する可能性も否定できない。そこで、次の実験2では2種類の異なる人型物体(実験2a)または蛇型物体(実験2b)を刺激として用いて、同種の物体同士であれば促進効果に正の相関が認められることを確認し、実験1の結果が信頼性の低さでは説明できないことを示す。

## 実験2a・2b

### 方法

**参加者** 実験1と同様に、実験2aと実験2bの参加者を161名ずつCrowdWorksで募集した。除外基準を適用した結果、実験2aはN=147(女性85名・男性62名)、実験2bはN=134(女性82名・男性52名)となった。

**刺激と手続き** 実験2aでは人型-Aと人型-Bを、実験2bでは蛇型-Aと蛇型-Bを刺激として用いた(Figure 1参照)。それ以外は実験1と同様であった。実験2bのプロトコルはOSFに事前登録した(<https://osf.io/mb5c7>)。

### 結果と考察

実験1と同様の方法で平均RTを分析したところ(Figure 2)、実験2a・2bのどちらにおいても顔による平均RTの短縮と角度差の効果の減少が認められたが( $p < .001$ )。これらの効果に物体間(A vs B)で差は認められなかった( $p > .305$ )。

Figure 2

条件ごとの平均反応時間およびその参加者内 95%信頼区間(Baguley, 2012 の方法による)

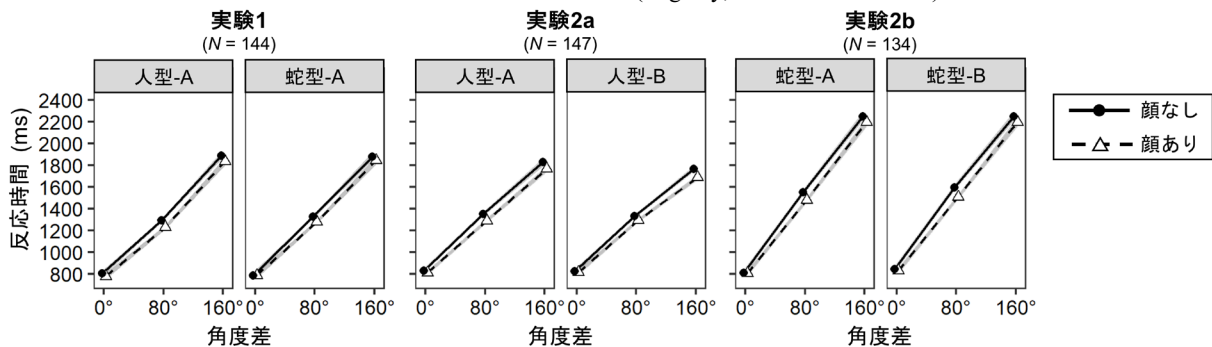
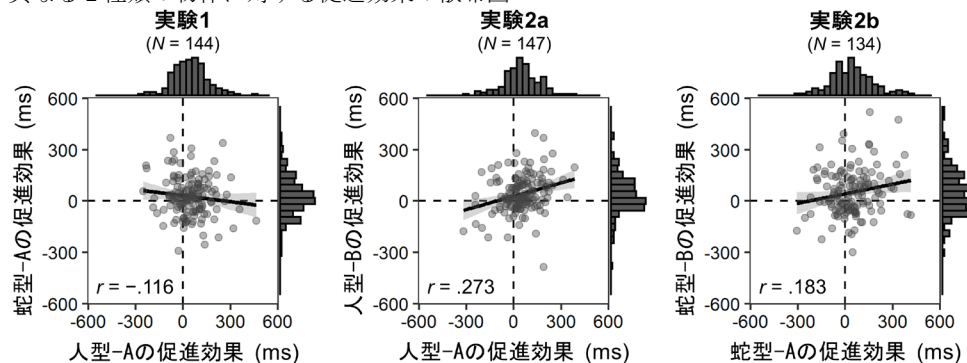


Figure 3

異なる2種類の物体に対する促進効果の散布図



注) 実線と誤差帯はそれぞれ回帰直線とその95%信頼区間を表す。

2物体に対する促進効果の相関関係を検証したところ(Figure 3)、人型物体同士(実験2a;  $r = .273, 95\% \text{ CI} = [.116, .416], p < .001$ )でも蛇型物体同士(実験2b;  $r = .183, 95\% \text{ CI} = [.014, .342], p = .035$ )でも有意な正の相関が認められた。これらの相関係数は実験1で推定された相関係数よりも有意に高かった( $p < .014$ )。

## 総合考察

本研究は、心的回転における身体優位性効果のメカニズムを調べるために、「人化」と「蛇化」による促進効果の相関関係を検証した。どちらの促進効果も平均的には同程度であったが、両者の間に個人間の相関関係は認められなかった(実験1)。この結果は測定の信頼性の低さでは説明できない(実験2a・2b)。したがって、身体優位性効果は「蛇化」による促進効果とはメカニズムを異にする可能性が示された。この結果は、身体知覚との関連が知られている外線条身体領域が身体優位性効果に関与することを示唆するfMRI研究(武藤他, 2022)の結果と整合的である。

## 引用文献

Amorim, M.-A., Isableu, B., & Jarraya, M. (2006). Embodied spatial transformations: "body analogy" for the mental rotation of objects. *Journal of Experimental Psychology: General*, 135(3), 327–347. <https://doi.org/10.1037/0096-3445.135.3.327>

Baguley, T. (2012). Calculating and graphing within-subject confidence intervals for ANOVA. *Behavior Research Methods*, 44(1), 158–175. <https://doi.org/10.3758/s13428-011-0123-7>

Muto, H., & Nagai, M. (2020). Mental rotation of cubes with a snake face: The role of the human-body analogy revisited. *Visual Cognition*, 28(2), 106–111. <https://doi.org/10.1080/13506285.2020.1727598>

武藤 拓之・中井 隆介・上田 祥行・阿部 修士(2022). 心的回転における身体優位性効果の神経基盤——事象関連 fMRI 研究—— 日本基礎心理学会第 41 回大会(千葉)。



# 好奇心は競合適応を調整する

蔵富 恵

岐阜聖徳学園大学教育学部

干渉課題において、直前試行で競合が生じるとき、現試行では干渉効果が減少する。これは競合適応と呼ばれ、認知的制御を反映している。近年では、課題文脈だけではなく、動機づけと認知的制御の相互作用に注目されている。特に、金銭的報酬が伴うときには、競合適応が増加する。一方で、これらの研究は道具的価値のある金銭的報酬でのみ検討されてきたが、道具的価値のない報酬では明らかではない。そこで、本研究では好奇心に着目し、好奇心と認知的制御の相互作用を検討した。実験では、知的好奇心を誘発するために、トリビアクイズを手がかり刺激として呈示し、その後の干渉課題が正答かつ速い反応だったときに、手がかり刺激のクイズの答えをフィードバックとして呈示した。その結果、クイズに対する興味が低いときには、競合適応が生じたが、興味が低いときにその効果は消失した。これは、道具的価値のない報酬に対する動機づけも、金銭的報酬と同様のメカニズムで認知的制御と相互作用することを示唆している。

Keywords: conflict adaptation, curiosity, motivation, cognitive control.

## 問題・目的

私たちは環境に応じて、方略を調整することができる。例えば、文字列の中からターゲット刺激を、周辺情報を無視しながら同定するフランカー課題では、直前試行が競合の生じる不一致試行のときには、それが一致試行のときに比べて、競合を効率的に排除する認知的制御が働くことにより、現試行の干渉量が減少する (Gratton et al., 1992)。このような干渉量の変動は、競合適応効果と呼ばれ、不一致試行において競合が検出されると、課題関連情報(ターゲット刺激)への結合が増加し、これらの関連を束ねることによって、次の試行では効率的に競合を排除することができるためである (Verguts & Notebaert, 2009)。この競合適応効果は、ストループ課題などの干渉課題だけではなく、タスクスイッチにおいても確認されている。

近年、課題文脈によって駆動する認知的制御は、動機づけとの相互作用に注目されている (Braver, 2016)。ほとんどの研究では、動機づけの操作として、金銭的報酬が用いられる。例えば、Braem et al. (2012) は、フランカー課題を用いて、金銭的報酬をフィードバックとして呈示した。その結果、金銭的報酬を示すフィードバック後は、報酬のないフィードバック後に比べて、競合適応効果が増加することが明らかとなった。また、フィードバックとして、報酬の量(金額)が多い方が、それが少ないよりも競合適応効果が増加することも示されている (Diao et al., 2020)。このように、金銭的報酬によって動機づけられるとき、課題文脈にもとづいた認知的制御が促進する。しかしながら、報酬によって競合適応効果が消失する知見もあり (van Steenbergen et al., 2009)、金銭的報酬と認知的制御の相互作用は一貫した結果が得られていない。これは、最終的に得られる金銭が、道具的価値があるため、人によって用途が異なる。そのため、報酬の意味づけが異なっている可能性もある。

一方、動機づけは道具的価値のある金銭だけではなく、なぜ、もっと知りたいといった道具的価値のない好奇心によっても誘発される。このような好奇心は、

トリビアクイズによって喚起することができ (Fastrich et al., 2018)、トリビアクイズに対する興味は、側坐核などの報酬系を賦活させる (Gruber et al., 2014)。そのため、金銭的報酬と同様に、好奇心は認知的制御に影響を及ぼすかもしれない。そこで、本研究では道具的価値のない好奇心によって誘発された動機づけが認知的制御を促進するかを検討する。もし、道具的価値のない報酬によって誘発される動機づけが、認知的制御を促進するのであれば、好奇心が高まることにより、競合適応効果が増加することが予測される。

## 方法

**要因計画** 興味(高興味・低興味)×直前試行の適合性(競合・中立)×現試行の適合性(競合・中立)の3要因被験者内計画。

**被験者** 19名の大学生(女性11名,  $M = 20.1$ 歳,  $SD = 1.29$ )が実験に参加した。

**刺激** 興味評定および手がかり刺激にトリビアクイズを用いた。このトリビアクイズは著者が独自で集め

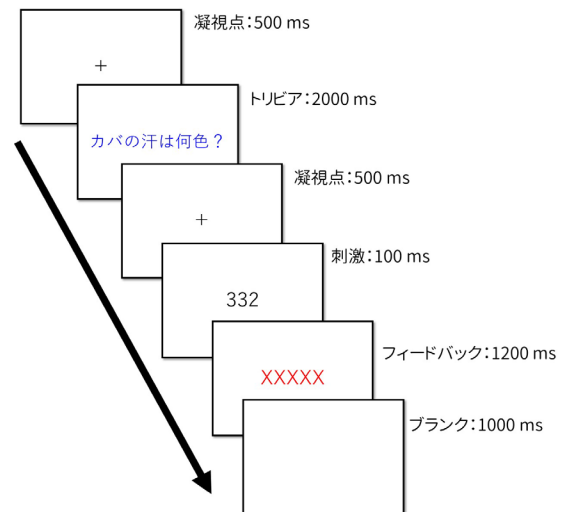


図1 1試行の流れ

たものであった。干渉課題は、試行間の干渉効果を捉えやすくするため、干渉量が大きい多資源干渉課題 (Bush & Shin, 2006)を用いた。ターゲット刺激として、1, 2, 3, 周辺刺激として0, 1, 2, 3の数字を使用した。刺激は3つの数字から構成された。中立試行は、ターゲット刺激がその反応の指に対応した位置 (例えば、ターゲットが“1”のときには一番左)に呈示され、それ以外の刺激は0で構成された (例えば、“100”)。一方、競合試行は、ターゲット刺激がその反応の指に対応しない位置に呈示され、それ以外の刺激は0以外のターゲット刺激で構成された (例えば、“212”)。

**手続き** 興味評定において、各トリビアクイズに対する答えをどの程度知りたいかを6件法 (1: 全く知りたくない~6: とても知りたい)により評価することが求められた。その際、1~3と回答したクイズを低興味、4~6と回答したクイズを高興味とした。この評定は、低興味と高興味と評定したクイズがそれぞれ60間になるまで続けられた。

興味評定終了後、トリビアクイズを手がかり刺激とした多資源干渉課題を行った。図1に示すように、凝視点(500 ms)呈示後、興味評定で評定したトリビアクイズを2000 ms間呈示し、これを手がかり刺激とした。その後、再び凝視点 (500 ms)を呈示し、3桁の数字が100 ms間呈示された。ここで、被験者は3桁の数字のうち仲間はずれの数字の判断をテンキーによって反応することが求められた。その後、フィードバックとして、多資源干渉課題が正答かつ速い反応のときには、手がかりで呈示されたトリビアクイズの答えを呈示し、誤答あるいは遅い反応のときには、“XXXXX”と呈示した。これを1試行とし、1ブロック30試行 (競合条件24試行, 中立条件6試行)のブロックを4ブロック行った。また、トリビアクイズに対する興味の高低は、ブロック間で操作した。

## 結果

正答に要した反応を用いて、平均反応時間±3SDの反応について、要因計画にもとづく分散分析を行った。その結果、直前試行の適合性における主効果 ( $F(1, 18) = 10.70, p = .004, \eta^2 = .018$ )および現試行の適合性における主効果 ( $F(1, 18) = 148.489, p < .001, \eta^2 = .572$ )が有意となった。つまり、直前試行も現試行においても競

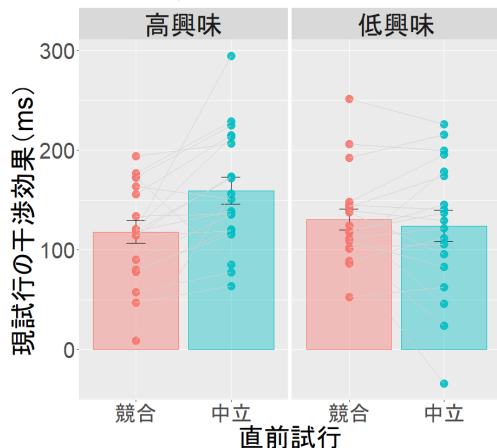


図2 興味高低別の競合適応 (エラーバーはSE)

合条件の方が、中立条件よりも反応時間が遅くなる干渉効果が得られた。

直前試行の適合性×現試行の適合性の交互作用が有意となり ( $F(1, 18) = 10.73, p = .004, \eta^2 = .006$ ), 競合試行後の方が中立試行後よりも、現試行の干渉量が減少する競合適応効果が見られた。また、興味×現試行の適合性の交互作用 ( $F(1, 18) = 2.41, p = .138, \eta^2 = .002$ ) は有意ではなく、興味の高低によって、干渉量の大きさは変わらなかった。

重要なことに、3要因の交互作用も有意となった ( $F(1, 18) = 4.98, p = .039, \eta^2 = .011$ )。これは、図2に示すように、高興味ブロックにおいて、競合試行後 (118 ms)は中立試行後 (159 ms)よりも干渉量が小さくなる競合適応効果が見られたのに対して、低興味ブロックでは競合適応効果が消失したこと (干渉量: 競合試行後130 ms vs. 中立試行後124 ms)の反映であった。

## 考察

本研究は道具的価値のない好奇心が、認知的制御を調整するのかを検討することであった。実験の結果、トリビアクイズに対する興味の程度によって、干渉効果量は変わらないにも関わらず、興味が高い事態には、競合適応効果が生起し、興味が低い事態にはそれが消失することが明らかとなった。これは、報酬金額に伴って、競合適応効果の増加を明らかにしたDiao et al. (2020)と類似しており、好奇心の程度が認知的制御を調整することを示唆している。

## 参考文献

- Braem, S., Verguts, T., Roggeman, C., & Notebaert, W. (2012). Reward modulates adaptations to conflict. *Cognition*, 125(2), 324–332.
- Diao, L., Li, W., Chang, W., & Ma, Q. (2022). Reward modulates unconsciously triggered adaptive control processes. *i-Perception*, 13(1), 1-18.
- Fastrich, G. M., Kerr, T., Castel, A. D., & Murayama, K. (2018). The role of interest in memory for trivia questions: An investigation with a large-scale database. *Motivation Science*, 4(3), 227–250.
- Gratton, G., Coles, M. G., & Donchin, E. (1992). Optimizing the use of information: Strategic control of activation of responses. *Journal of Experimental Psychology: General*, 121(4), 480–506.
- Gruber, M. J., Gelman, B. D., & Ranganath, C. (2014). States of curiosity modulate hippocampus-dependent learning via the dopaminergic circuit. *Neuron*, 84(2), 486–496.
- van Steenbergen, H., Band, G. P., & Hommel, B. (2009). Reward counteracts conflict adaptation: Evidence for a role of affect in executive control. *Psychological Science*, 20(12), 1473–1477.



# 認知的制御に生じる加齢の影響

石松 一真<sup>1</sup>  
増田 奈央子  
篠原 一光  
熊田 孝恒  
木村 貴彦  
河野 直子

滋慶医療科学大学大学院医療管理学研究科

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

京都大学大学院情報学研究科

関西福祉科学大学健康福祉学部

大阪公立大学大学院現代システム科学研究科

本研究では、自発的な構えが構築された後に、文脈が変化し、対応が求められる場面における認知的制御に生じる加齢の影響について検討した。成人 203 名が、数字が昇順に規則的に提示される fixed ブロックとランダムに提示される random ブロックの 5 ブロック 225 試行からなる go/no-go 課題を実施した。Commission error(no-go 刺激への反応)、go 刺激への反応時間、反応時間の変動係数を年齢群間で比較した結果、高齢群の Commission error は若年群に比べて多かった。go 刺激の反応時間は、若年、中年、高齢群の順に長くなったが、高齢群の反応時間の変動係数は、Fixed ブロックにおいて若年・中年群よりも有意に大きかった。高齢群では、proactive control から reactive control に切り替えた後の、reactive control から proactive control への切り替えが難しくなっている可能性が示された。

Keywords: cognitive aging, executive function, cognitive control, proactive control, reactive control.

## 問題・目的

日常生活を円滑に行うためには、意図に反した行為(エラー)を予防するとともに、発生したエラーを素早く検出し、行為を柔軟に修正する認知的制御が必要不可欠となる。認知的制御には、課題関連情報の安定的な維持と予期的な認知処理を伴う proactive control と対象への即時的な注意と認知処理を伴う reactive control の2つのモードがある。認知的制御に生じる加齢変化を検討した研究では、加齢に伴って proactive control が低下すること、reactive control は比較的維持されることなどが報告されているが、研究によって加齢の影響は異なり、必ずしも一致した結果が得られているわけではない(Kleerekooper et al., 2016; Vallesi et al. 2021)。また高齢者におけるエラー後の行為制御に、proactive control から reactive control への切り替えの問題が影響する可能性も指摘されている(Tsuchida et al., 2022)。

本研究では、自発的な構えが構築された後に、文脈が変化し、対応が求められる場面での認知的制御に生じる加齢の影響を明らかにすることを目的とした。

## 方法

**参加者** 若年群79名(平均年齢23.1 ± 3.4歳)、中年群54名(平均年齢53.7 ± 5.9歳)、高齢群70名(平均年齢70.5 ± 3.7歳)の合計203名が参加した。参加者は事前に口頭及び書面によるインフォームドコンセントを受けた。**実験課題** 1から9までの数字が画面に1つずつ提示された。数字は25回ずつ提示された(225試行)。45試行を1ブロックとし、数字が昇順に規則的に提示される fixed ブロック(1, 2, 4 ブロック)とランダムに提示され

る random ブロック(3, 5 ブロック)から構成した。数字の提示時間は250msであり、その後900msのマスク刺激が提示された。数字は一定のペースで提示され、参加者にはgo刺激(1, 2, 4-9)が提示された場合には素早く正確にキー押し反応をすること、no-go刺激(3)が提示された場合には反応しないことが求められた。

**手続き** 9試行の練習の後、本試行を実施した。

**分析方法** no-go刺激への反応数(Commission error)、go刺激への反応時間(RT)、RTの変動係数(RTCV)を算出した。ブロック及び年齢群間の比較のため、二要因分散分析を行い、多重比較にはBonferroni法を用いた。

## 結果

ブロックごとのCommission error, RT, RTCVを年齢群間で比較した(Figure 1-3)。

Commission errorは、ブロック及び年齢群の主効果は有意であったが、交互作用は有意ではなかった [ $F(3.3, 663.0) = 135.08, p < .001; F(2, 200) = 4.03, p = .019; F(6.6, 663.0) = 1.70, p = .111$ ]。多重比較の結果、高齢群は若年群に比べ、有意にエラーが多かった。またB1とB4、B3とB5の間に有意差は認められなかった。

RTは、ブロック及び年齢群の主効果、ブロック×年齢群の交互作用が有意であった [ $F(3.0, 698.4) = 144.13, p < .001; F(2, 200) = 56.77, p < .001; F(6.0, 598.4) = 4.76, p < .001$ ]。多重比較の結果、B1、B4、B5では若年群、中年群、高齢群の順で、B2とB3では若年群と中年群に比べて高齢群でRTが有意に長かった。中年群と高齢群ではB1とB4、B3とB5の間、若年群はB1とB4の間には有意差は認められなかった。

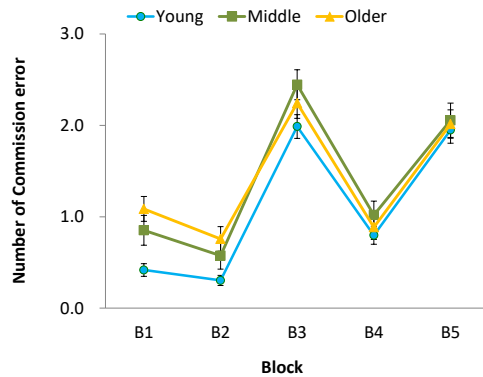


Figure 1. Block-wise commission error in each age group. Error bars indicate one standard error of the mean.

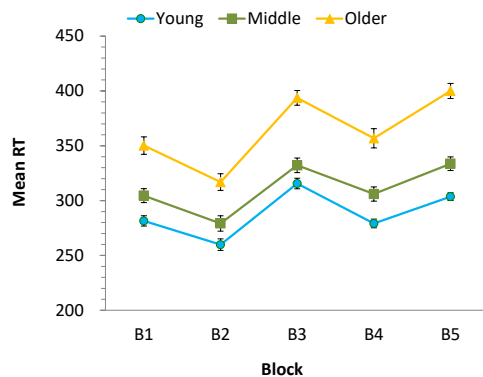


Figure 2. Block-wise mean RT in each age group. Error bars indicate one standard error of the mean.

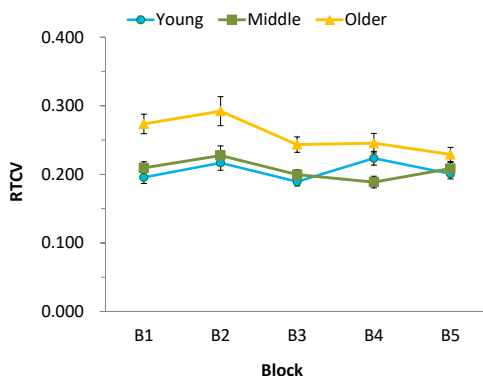


Figure 3. Block-wise RTCV (coefficient of variation) in each age group. Error bars indicate one standard error of the mean.

RTCVは、ブロック及び年齢群の主効果、ブロック×年齢群の交互作用が有意であった [ $F(3.1, 624.3) = 8.61, p < .001$ ;  $F(2, 200) = 11.04, p < .001$ ;  $F(6.2, 624.3) = 3.74, p = .001$ ]. 多重比較の結果、高齢群のRTCVは、

B1-3では中年群や若年群に比べて、B4では中年群に比べて有意に大きかった。B5では有意な年齢群間差は認められなかった。高齢群では、B1のRTCVはB3やB5に比べて、B2のRTCVはB3-5に比べて有意に大きかった。中年群ではB2のRTCVがB4より、若年群ではB4のRTCVがB3やB5より有意に大きかった。

## 考察

文脈の変化(数字の出現規則の変化)への対応を検討するため、go/no-go課題の各指標をブロック間で比較した結果、全年齢群において、RTとCommission errorは、fixedブロックに比べてrandomブロックで有意に増加した。参加者は、最初の2ブロックで数字の出現規則に対する構えを構築した結果、第3ブロックでの文脈の変化への対応が遅れたと考えられる。

またrandomブロック後のfixedブロック(B4)のRTは、B1と同程度であった。文脈の変化への対応は、RTやCommission errorとともに、RTの変動係数にも反映されることが予測される。高齢群では、B4のRTCVはrandomブロック(B3, 5)と同程度であり、B1やB2よりも小さかった。一方、若年群ではB4のRTCVはB2と同程度であった。これらの結果は、proactive controlからreactive controlに切り替えた後の、reactive controlからproactive controlへの切り替え(文脈の変化への対応)が加齢に伴って難しくなっている可能性を示していると考えられる。

## 結論

自発的な構えが構築された後に、文脈が変化し、対応が求められる場面での認知的制御に生じる加齢の影響について検討した結果、proactive controlからreactive controlに切り替えた後の、reactive controlからproactive controlへの切り替えが加齢に伴って難しくなる可能性が示された。

## 脚注

<sup>1</sup>本研究の一部は、日本認知心理学会第19回大会にて発表した。また本研究は、NASVAの「高齢運転者対策プログラムの測定項目の作成に関する研究委託」を受けて実施した際に収集したデータを二次利用し、再分析したものである。

## 引用文献

- Kleerekooper et al. 2016 The effect of aging on fronto-striatal reactive and proactive inhibitory control. *NeuroImage*, 132, 51-58.
- Tsuchida et al. 2022 Post-error behavioral adjustments under reactive control among older adults. *Front Psychol*, 13, 1001866.
- Vallesi et al. 2021 Age differences in sustained attention tasks: A meta-analysis. *Psychonomic Bulletin & Review*, 28(6), 1755-1775.

# 若年成人期と中年期における習慣的運動と実行機能の関係性

澤井建人  
長谷川国大  
木村元洋  
紙上敬太  
武田裕司

筑波大学大学院 ニューロサイエンス学位プログラム  
国立研究開発法人産業技術総合研究所  
情報・人間工学領域  
国立研究開発法人産業技術総合研究所  
ヒューマンモビリティ研究センター  
中京大学 教養教育研究院  
国立研究開発法人産業技術総合研究所  
ヒューマンモビリティ研究センター

Regular exercise has been shown to improve executive functions in elderly individuals and in young adults with extremely higher levels of exercise. However, there are few evidences for the relationship between regular exercise and executive function in other populations. In this study, we investigated the relationship in individuals aged 20-59 years. Internet-based experiments were conducted with 400 participants in Experiment 1 and 600 participants in Experiment 2. Regular exercise level was assessed by a questionnaire, and executive function was evaluated by a task-switching task. The results of the experiments did not show a monotonic correlation between the regular exercise and executive function. Previous studies reporting the significant effects of regular exercise on executive functions in young adults compared the individuals who exercised extremely with the sedentary individuals. In contrast, the present study focused on young and middle-aged individuals in a common population. It is considered that in this population, regular exercise does not have a significant impact on executive functions.

Keywords: regular exercise, executive function, task-switching, internet-based experiment.

## 問題

習慣的に運動をしている高齢者は実行機能が高いことが多くの研究で示されている (レビューとして, Erickson et al., 2019). また, 運動量が極めて多い若年成人においても実行機能が高くなることが分かっている (例えば, Kamijo & Takeda, 2010). しかし, 若年成人期や中年期における一般的な運動量の習慣的運動と実行機能の関係性は明らかにされていない.

## 実験1

**目的** 一般的な若年成人期や中年期の母集団を対象として, オンライン実験で習慣的運動量と実行機能の関係性を検討した.

**参加者** インターネット調査会社を介して募集した400名 (うち女性199名, 20-59歳) が参加した.

**手続き** 習慣的運動量をGlobal Physical Activity Questionnaire (GPAQ) により評価した (単位はMETs). 実行機能の評価にはタスクスイッチング課題を用いた. 刺激として5を除く1~9の数字が画面中央に提示され, 各数字は正方形で囲まれていた. 参加者は正方形の角度によって数字が5より大きいか小さいかの判断 (大小判断), または奇数か偶数かの判断 (奇偶判断) をし, キー押し反応することが求められた (Figure 1). 数字は250 ms間提示され, 反応一刺激間隔は1000 msであった. 反応の入力がない場合は, 刺激提示後3000 msで次の試行が開始された. 課題は大小判断のみを行うブロックと奇偶判断のみを行うブロック (Pure ブロック) に加えて, 大小判断と奇偶判断が2試

行ずつ切り替わるMixブロックで構成された. Pureブロックはそれぞれ40試行, Mixブロックは40試行×4回実施された. Mixブロックにおいて, 大小/奇偶判断が切り替わった試行をSwitch試行, 同じ判断基準が繰り返し替えられた試行をNon-Switch試行とした. Non-Switch試行とPureブロックの反応時間の差分をMixing cost, Switch試行とNon-Switch試行の反応時間の差分をSwitch costとして算出した.

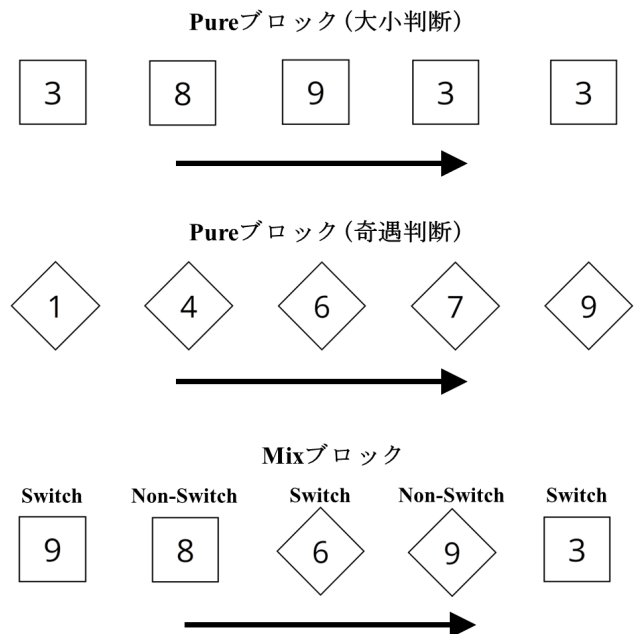


Figure 1. 本研究で用いたタスクスイッチング課題.

**結果** 参加者は600 METs区切りで6つのグループに分類された(グループ1: 0 METs, グループ2: 1-600 METs...グループ5: 1801-2400 METs, グループ6: 2400<METs). グループ1~6に該当する参加者数は、各々74名, 70名, 54名, 33名, 20名, 88名であった. 各METsグループにおけるMixing costとSwitch costをFigure 2に示す. Mixing costについて1要因分散分析を行った結果, METsの主効果が認められた [ $F(5, 333) = 2.72, p = .02$ ]. 多重比較の結果, グループ4はグループ2と5よりもMixing costが有意に大きかった ( $ps < .05$ ). また, Switch costにおいてもMETsの主効果が認められた [ $F(5, 333) = 3.68, p = .003$ ]. 多重比較の結果, グループ3はグループ1, 4, 6よりもSwitch costが有意に大きかった ( $ps < .05$ ).

**考察** 習慣的運動量が多いほど, 実行機能が高くなるという仮説とは異なり, 中程度の習慣的運動量のグループ(グループ3, 4)の実行機能が低く, それよりも少ないまたは多いグループにおいて実行機能が高かった. この実験結果は, 対象とした母集団において, 習慣的運動量の増加と実行機能が単調な正の相関関係にないことを示している.

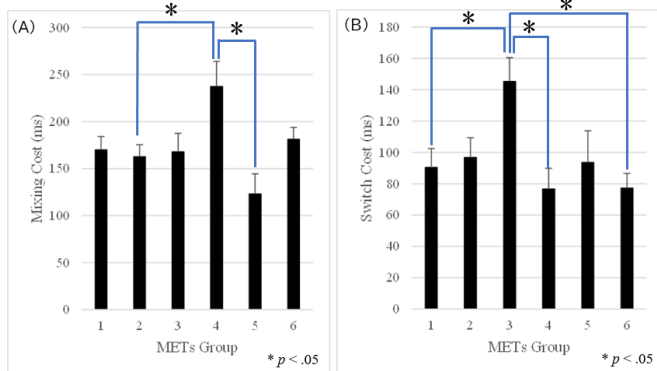


Figure 2. 実験1の各 METs グループにおける Mixing cost (A)と Switch cost (B). エラーバーは 1 SE.

## 実験2

**目的** 実験1の結果の再現性を確認するために追試を行った.

**参加者** G\*Powerを用いて実験1のデータからサンプルサイズ設計を行った結果, 参加者数を600名(うち女性300名, 20-59歳)とした.

**手続き** 実験1と同じであった.

**結果** 実験1と同様に, 参加者は600 METs区切りでグループ化された. グループ1~6に該当する参加者数は, 各々219名, 101名, 84名, 43名, 28名, 71名であった. 各METsグループにおけるMixing costとSwitch costをFigure 3に示す. Mixing costについて1要因分散分析を行った結果, METsの主効果は認められなかった [ $p = .91$ ]. また, Switch costにおいてもMETsの主効果は認められなかった [ $p = .42$ ].

**考察** 実験1で観察されたような中程度の習慣的運動量のグループにおいて実行機能が有意に低いという現象は観察されなかった.

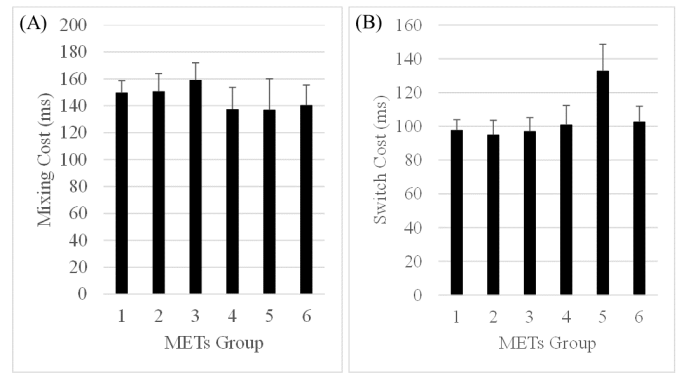


Figure 3. 実験2の各 METs グループにおける Mixing cost (A)と Switch cost (B). エラーバーは 1 SE.

## 総合考察

過去の研究では, 高齢者や極端に習慣的運動量の多い若年成人において習慣的運動による実行機能の向上効果が認められている一方で, 一般的な習慣的運動量の若年成人期と中年期における習慣的運動の効果は十分に検討されていなかった. そこで本研究では一般的な運動量の若年成人期と中年期を対象に, 習慣的運動量が増加するに伴って実行機能が高くなるのか否かを検討した. その結果, 習慣的運動量と実行機能の間には正の相関関係は認められなかった.

実行機能に対する習慣的運動の効果を確認されている若年成人期を対象とした先行研究では, 実験参加者の1週間当たりの消費カロリー(kcal)に基づいて, 運動群と非運動群にグループ分けされていた(Kamijo & Takeda, 2010). そこで先行研究の基準に従い, 実験1と実験2の参加者のMETsをkcalに換算し, 運動群(kcal/week  $\geq 9229.3$ )に該当する参加者数を算出した. その結果, 実験1では17名, 実験2では10名のみが該当した. このことから先行研究の運動群に匹敵する本実験の参加者はほとんどいないことが明らかになった.

本研究の結果は, 一般的な習慣的運動量の20-59歳の個人において, 習慣的運動が実行機能に与える影響はほとんどないことを示唆している.

## 参考文献

- Erickson, K. I., Hillman, C., Stillman, C. M., Ballard, R. M., Bloodgood, B., Conroy, D. E., Macko, R., Marquez, D. X., Petruzzello, S. J., Powell, K. E., & FOR 2018 PHYSICAL ACTIVITY GUIDELINES ADVISORY COMMITTEE\*. (2019). Physical Activity, Cognition, and Brain Outcomes: A Review of the 2018 Physical Activity Guidelines. *Medicine and Science in Sports and Exercise*, 51(6), 1242–1251.
- Kamijo, K., & Takeda, Y. (2010). Regular physical activity improves executive function during task switching in young adults. *International Journal of Psychophysiology*, 75(3), 304–311.

# 就学前年のひらがな読字数と小学1年生の読字能力の関連： 縦断コホート調査による検討

奥村 安寿子

東京大学大学院総合文化研究科／慶應義塾大学文学部

北村 柚葵

九州大学芸術工学府／東京学芸大学附属特別支援学校

櫻井 晴子

立教大学大学院現代心理学研究科

白川 由佳

慶應義塾大学文学部／日本学術振興会

大山 帆子

東京都立永福学園

浅野 倫子

東京大学大学院人文社会系研究科

北 洋輔

慶應義塾大学文学部／ヘルシンキ大学医学部

就学前の文字知識は、就学後の読み能力を予測する。本研究では、就学前年のひらがな読字数と小学1年生の読字能力の関連について、1年生の評価基準による違いを検討した。対象児380名の結果より、現行の評価基準に従うと年長時の到達目標はひらがな清音42/45文字となり、目標未到達が1年生時の読字困難を予測した。一方、1年生の実態に即した新基準に従うと、年長時に33/45文字以上読めた児の全員が1年生で正常な読字能力と判定された。これらより、就学前のひらがな読字数は就学後の読字能力と強く関連するが、予測性の詳細については方法論を含めた精査が必要といえる。

Keywords: 未就学児, 文字知識, 到達目標, 読字困難, ひらがな

## 問題・目的

就学前の文字知識は将来の読字能力と強く関連し、文字知識の少なさは読字困難のリスクとなる (e.g., Torppa et al, 2007)。これを受け、未就学児における文字知識の到達目標を同定する研究が進められている。筆者らの縦断研究では、年長時(就学前年)に読めたひらがな清音が40/45文字未満であると、小学校1年生で読字困難に該当する割合が高かったことから(80%以上)、清音40文字を年長児の文字知識における到達目標とした (Okumura et al., 2022)。

就学前の到達目標は、就学後の読字能力に対する予測性から決定される。しかし、先行研究で1年生の読字評価に用いたひらがな音読検査(稲垣, 2010)は、基準値が実態よりも厳しく、読字困難を過剰判定することが明らかになっている(奥村ら, 投稿中)。そのため、就学前の到達目標についても、1年生の読字能力を適正に評価した上で再検討する必要がある。

そこで本研究では、1年生の読字評価に音読検査の現行基準(稲垣, 2010)と新基準(奥村ら, 投稿中)を用いた場合で、年長時の到達目標(清音正答数)と予測性の違いを検討した。前者は、筆者らの先行研究(Okumura et al., 2022)に対象児を追加した追試となる。後者の新基準は、縦断追跡で平均域の読字・書字能力が確認された児童のデータから作成され、現行基準よりも寛容な値となっている(奥村ら, 投稿中)。

## 方法

**対象児** 読み発達に関する縦断マルチコホート調査にエントリーした年長児440名(男児224)のうち、1年生で再調査した380名(男児190)を分析対象とした(脱落率13.6%, 平均月齢: 年長 $69 \pm 3.69$ , 1年生 $81 \pm 3.45$ )。対象児のうち291名は先行研究(Okumura et al., 2022)にも参加していた。

**課題・手続き** 年長児には、ランダム順に配列されたひらがな清音表(縦5×横9文字)の音読を求め、45文字中の正答数を記録した。1年生には、ひらがな音読検査(稲垣, 2010)を実施し、4課題(単音: 50音, 有意味語: 30語, 無意味語: 30語, 単文: 3文)について、なるべく速く正確に音読するよう求めた。音読所要時間(秒)を記録し、現行基準と新基準に基づいてz値に変換した([音読所要時間-1年生平均]÷標準偏差)。z値が2課題以上で+2を超えた対象児を「読字困難」、それ以外を「正常」に分類し、現行基準・新基準でそれぞれ該当人数を求めた。

**統計解析** Okumura et al. (2022)に従い、1年生時の分類(読字困難・正常)に対する年長時の最適な到達目標(正答数)をデータ駆動的に求め、それらの予測精度を評価した。

到達目標の探索では、1年生時の分類を従属変数、年長時の結果を予測変数、1年生時の月齢と性別を調整変数とした2項ロジスティック回帰分析を行った。年長時の結果は、正答数を2値(未到達・到達)に変換し、到達目標を1-45文字に設定したとき、回帰モデルの赤池情報量規準(AIC)が最小となる文字数を求めた。合わせて、1年生時の分類に対するROC

(receiver operator characteristic)解析を行い、Youden index (感度+特異度-1)を最大にする年長時正答数



表1. 各課題の記述統計

学年	課題	<i>M</i>	<i>SD</i>	Pearson's <i>r</i>
年長	清音	34	16.5	-
1年生	単音	60.6	32.5	-0.53
	有意味語	71.8	48.4	-0.66
	無意味語	91.3	40.8	-0.54
	単文	34.2	25.1	-0.64

注：年長は正答数，1年生は音読所要時間（秒）を示す。相関係数は年長と1年生の各課題の間で求めた。

を求めた。予測精度の評価では，決定した到達目標に基づくクロス表を作成し，予測精度指標（感度，特異度，陽性的中率，陰性的中率，正分類率）を求めた。

これらの分析を，1年生時の分類にひらがな音読検査の現行基準と新基準を用いた場合でそれぞれ行い，年長の到達目標と1年生時の読字能力との関連における変化を調べた。

## 結果

**記述統計** 年長の清音正答数，および1年生の音読所要時間を表1に示した。清音正答数と音読所要時間は負の相関関係にあり（ $\text{all } ps < .0001$ ），年長時に多く読めていた対象児ほど，1年生時の音読が速かった。

**現行基準** 1年生時の分類は読字困難173名（45.5%）正常207名（54.5%）であった。2項ロジスティック回帰分析で最小のAIC，ROC解析で最大のYouden indexが得られた年長時正答数はともに42文字であり，これを現行基準に対する到達目標とした（表2）。1年生時の分類に対する予測精度は感度（0.659），特異度

（0.855），陽性的中率（0.792），陰性的中率（0.750），正分類率（0.766）であった。年長時に未到達かつ1年生時に正常となった対象児の割合が少なかった（表2）。

**新基準** 1年生時の分類は読字困難27名（7.11%）正常353名（92.9%）であった。読字困難に該当した対象児の年長時正答数が最大32文字であったことから，33文字を基準としてAIC/Youden indexを求めたところ，1-32文字と比べて低下/上昇した。そこで，33文字を暫定の到達目標として予測精度を求めたところ，感度（1.000），特異度（0.754），陽性的中率（0.237），陰性的中率（1.000），正分類率（0.771）となった（表2）。年長時に達成（正答数 $\geq$ 33文字）であった対象児は，全員が1年生時に正常となっていた。

## 考察

1年生の読字能力評価にひらがな音読検査の現行基準を適用したとき，年長の到達目標は清音45文字中42文字となり，未到達だった対象児の約80%が1年生時に読字困難に該当した。その一方で，目標到達と正常

判定の関連はやや弱かった。そのため，現行基準に対応した年長の到達目標は未到達が困難リスクを示唆する，*risk-screener*として有用と考えられた。高い到達目標とリスクの予測性は，先行研究（Okumura et al, 2022）を再現する知見となった。

これに対し，1年生に音読検査の新基準を適用したところ，年長の到達目標は33文字となり，現行基準と比べて低下した。1年生時の予測については，目標に到達した児の全員が正常判定となった一方で，未到達と読字困難の関連は弱かった。そのため，新基準に対応した年長の到達目標については，到達が正常な読字能力を示唆する，*success-predictor*として機能することが示された。よって，就学後の読字能力に対する予測性も，現行基準に対応した到達目標とは異なった。

これらより，年長時の清音知識と1年生時の読字能力は強く関連するが，具体的な到達目標と目標の達成・未達成に基づく予測は，1年生の評価基準に依存することが示された。ただし，いずれの基準を用いた場合でも，到達目標はひらがな清音の半数以上となっていた。そのため，正式な学習が開始される前に一定以上の文字知識を有していることは，学年相応の読字能力を獲得するのに重要であり，未到達の児には早期からの対応が望まれる。今後は就学後の適正な評価基準を確定した上で，年長時のひらがな読字数について到達目標のさらなる精査を進めていく必要がある。

## 結論

就学前の文字知識と就学後の読字能力の関連は，読字能力の評価基準に依存することが示された。就学前に必要な文字知識については，検査課題等の方法論的な観点と，より長期の縦断追跡経過に基づき，適正かつ具体的な目標を策定していく必要がある。

## 参考文献

稲垣真澄（編集代表）（2010）. 特異的発達障害診断・治療のための実践ガイドライン 診断と治療社

Okumura, Y., Kita, Y., Kitamura, Y., & Oyama, H. (2022). Pre-elementary children with imperfect letter-name knowledge are at great risk of reading difficulty in first grade: One-year longitudinal study in Japanese Hiragana. *Frontiers in Education*, 7:758098.

Torppa, M., Poikkeus, A. M., Laakso, M. L., Eklund, K., & Lyytinen, H. (2006). Predicting delayed letter knowledge development and its relation to grade 1 reading achievement among children with and without familial risk for dyslexia. *Developmental Psychology*, 42, 1128-42

表2. 音読検査の各基準に基づく年長と1年生のクロス表

現行基準	1年生：音読検査		新基準	1年生：音読検査	
	読字困難	正常		読字困難	正常
年長：清音			年長：清音		
未到達（<42文字）	114 (30.0)	30 (7.89)	未到達（<33文字）	27 (7.11)	87 (22.9)
到達（ $\geq$ 42文字）	59 (15.5)	177 (46.6)	到達（ $\geq$ 33文字）	0 (0)	266 (70.0)

注：各セルの値は該当人数，カッコ内は対象児全体に占める割合（%）を示す。

# 会話相手が動きまわることは社会的関係構築を促進するか

坂井 萌々子  
伊丸岡 俊秀

金沢工業大学情報フロンティア学部心理科学科

金沢工業大学情報フロンティア学部心理科学科

テレプレゼンスロボットは操作者の意図に応じて自由に移動しながら会話することで、遠隔コミュニケーションにおける存在感を高めることができ、Zoomのような静止したデバイス上で使用されるビデオ会議システムに比べて、豊かなコミュニケーションを可能にすると言われている。本研究は、テレプレゼンスロボットの特徴である、動き回れる『身体』を持っていることがコミュニケーション相手との関係構築に与える影響を明らかにすることを目的とした。実験ではテレプレゼンスロボットまたはビデオ会議システムを用いて10分間の会話を行った後に、会話相手の顔画像を手がかり刺激として用いた共同注意課題を実施した。反応時間データの解析ではコミュニケーションに用いる装置が『身体』を持つことは社会的関係構築を強めることの証拠は得られなかったが、共同注意課題において視線の動きを誘発する可能性があることが示された。

Keywords: Telepresence robot, joint attention, social communication, video conferencing.

## 問題・目的

近年、使用する機会が増加しているZoomのようなビデオ会議システムでは、コミュニケーションに必要な手がかりが少ないため、他の参加者と豊かなコミュニケーションを取ることは難しいとされる (Li & Yee, 2022)。それに対して、テレプレゼンスロボット (Figure 1, Telepresence Robot; TPR) は会話への注意や会話の活性度 (Sirkin et al., 2011)、社会的存在感 (Schouten et al., 2022) を高めると言われている。このコミュニケーションにおけるTPRの優位性は、TPRが操作者の意図に従って自由に移動したり頭部を動かしたりするという、ある種の身体性による部分が大きいと考えられる。ただし、そのような装置の持つ身体性の違いが、他者とのコミュニケーション成立に与える影響を直接調べた研究は少ない。

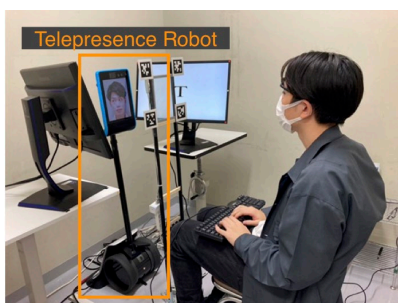


Figure 1 A telepresence robot employed in the present study.

本研究は、TPRが持つ身体性が社会的関係の構築に与える影響を明らかにすることを目的とする。そのために、TPRとビデオ会議システムを用いてコミュニケーションをとった後に、社会的関係の強さを直接的に調べることができると思われる共同注意課題を実施することとした。実験はデバイス (TPR, Zoom) 共同注意課

題における手がかりの妥当性 (valid, invalid) の2要因計画とし、反応時間に加えて手がかり提示後の第一サックード位置を計測することとした。ビデオ会議システムよりもTPRの方が社会的関係を構築しやすくなるとすれば、TPRを用いてコミュニケーションを取った方が、共同注意の効果が大きくなるという予測を立てた。

## 方法

### 実験参加者

大学生43名 (TPR条件群: 22名, Zoom条件群: 21名) が実験に参加した。手がかり刺激となる実験協力者と1対1での会話経験を持つものはいなかった。

### 刺激

手がかり刺激として、実験協力者のカラー顔画像 (9.89×7.44°) を使用した。実験協力者は男性であり、実験参加者と同年代であった。視線を左に向けていた画像と右に向けていた画像の2枚を用いた。ターゲット刺激として、VまたはT (3.32×4.5°) を用いた。

### 装置

実験参加者の正面に、TPR (Double3, Double Robotics) またはビデオ会議用のPCを実験参加者から100cmの視距離に配置し (Figure 1)、ディスプレイに投影された固視点や手がかり刺激をネットワークを通して呈示した。この際、通信による時間差が生じるため、実験参加者と刺激画面の間に、液晶ウィンドウを(ウム・スマート・ウィンドウ, 日本板硝子ウムプロダクツ)設置し、手がかりの呈示を制御した。液晶ウ

ィンドウの四隅の外側には、視線計測でのデータ解析に用いるAprilTag(3.49×3.49°)を貼り付けた。また、TPRまたはビデオ会議用のPCの左右には、実験参加者から100cmの視距離にターゲットを呈示するためのディスプレイを配置した。ディスプレイの中心間の距離は75cmであった。ディスプレイは、垂直位置から14°後方に傾けられ、左右のディスプレイが向かい合うように76°回転していた。また、実験参加者は、サッケードを計測するために視線計測装置(Pupil Core, Pupil Labs)を装着した。

## 手続き

実験前に実験参加者は、TPRまたはビデオ会議用のPCに映る実験協力者と10分間の会話をを行った。その際、TPR条件では実験協力者がTPRを前後に動かす、画面部分を下降させるという動作を必ず行った。

共同注意課題では、まず、TPRまたはPCの画面中央に固視点を500ms呈示した後、正面を向いた顔を呈示し、液晶ウィンドウを不透明にした。その後、画面に手がかり刺激を呈示し、液晶ウィンドウを透明にすることで手がかり刺激を呈示した。手がかり呈示から300ms後に左右いずれかのディスプレイ中央にターゲットを、参加者の反応まで呈示した。実験参加者の課題は、ターゲットの位置をできるだけ早く正確に判断して事前に指定したキー押しで反応することだった。実験参加者の反応後、固視点が2000ms呈示され、次の試行に移った。

ターゲットの出現確率は、手がかりの方向と一致する場合と不一致の場合でそれぞれ50%ずつであった。実験は練習10試行、本試行100試行で構成されていた。ターゲットがディスプレイに呈示されてから反応キーが押されるまでの反応時間と手がかり呈示から目標呈示までの間にサッケードが観察された試行数が記録された。

## 結果

機材トラブルにより3名のデータを除外したため、40名(各条件20名ずつ)を分析の対象とした。正答が得られた試行における反応時間を、デバイスと手がかり条件別のヒストグラムとしてFigure 2に示す。

各試行から得られた反応時間がshifted lognormal分布に従うと考え、固定効果としてデバイスの種類、手がかりの妥当性および手がかり呈示後のサッケードの有無とそれぞれの交互作用項、変動効果として参加者間の個人差を用いた一般化線型混合モデルを作成し、MCMCによるパラメータ推定を行った。推定には統計ソフトウェアR(4.2.2)およびBRMSパッケージ(2.18.0)を用いた。

その結果、valid条件では反応時間が短く(-0.03: 95%CI[-0.06, -0.00]; 値は各固定効果の係数推定値)、眼球運動が生じた試行では反応時間が長く(0.23: 95%CI[0.14, 0.32])なることが示された。眼球運動が

生じた試行で反応時間が遅くなるのはTPR条件のみであった(-0.17: 95%CI[-0.30, -0.05]; Figure 3)。



Figure 2 Distributions of reaction time for the target discrimination in TRP (Left) and the Zoom (Right) condition.

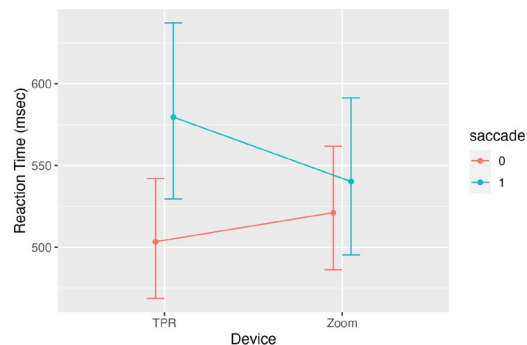


Figure 3 Interaction between effects of device and occurrence of saccadic eye movement.

## 考察

Zoom、TRPいずれの条件でも共同注意課題における手がかりの効果は見られたが、実験前の予測とは異なり、TPRでの会話が手がかりの効果が強めることはなかった。ただし、TRPとZoomでは眼球運動が生起することによる影響に違いが見られ、共同注意課題における何らかの認知過程の違いがあった可能性がある。

## 引用文献

- Li, B. J., & Yee, A. Z. H. 2022 <https://doi.org/10.1108/INTR-07-2021-0499>
- Schouten, A. P. et al. 2022 <https://doi.org/10.1016/j.chb.2021.106980>
- Sirkin, D. et al. 2011 [https://doi.org/10.1007/978-3-642-23774-4\\_16](https://doi.org/10.1007/978-3-642-23774-4_16)

# 顔表情の情動価認識における画像呈示位置の影響

澤田 玲子  
中島 亮一  
熊田 孝恒

京都大学大学院情報学研究科  
京都大学大学院情報学研究科  
京都大学大学院情報学研究科

感情と空間の間には連合があることが示唆されており、顔表情からの感情の読み取りにおいても、特にポジティブ感情と上空間の連合が影響することが報告されている。本研究では、ポジティブ(喜び)・ネガティブ(悲しみまたは怒り)感情を表す顔表情写真のいずれかを注視点の上または下位置に呈示し、顔表情の情動価認識における画像呈示位置の効果を調べた。その結果、下位置に比べ上位置に画像が呈示されたとき、喜び表情からポジティブ感情がより素早く認識され、ポジティブ感情と上空間の連合が顔表情の情動価認識に反映することを確認した。また、こうした連合が情動価認識に至るまでのどのような認知プロセスに影響を及ぼすのかを調べるために、拡散過程モデルに基づき分析した結果、下位置呈示の喜び表情に比べて上位置呈示の喜び表情に対して、刺激に対する注意や符号化を含む非決定時間が短縮したが、情動価の意思決定にかかわる情報蓄積スピードを反映したドリフト率に違いは見られなかった。よって、顔表情からの情動価の読み取りにおける反応時間へのポジティブ感情-上空間連合の影響は、上空間に呈示された喜び表情に対して素早く注意が向けられることによると考えられる。

Keywords: 顔表情, 情動価, ポジティブ感情-上空間連合, 拡散過程モデル

## 問題・目的

言語表現において、広く情動価と上下空間の間に連合があることが知られているが、顔表情に基づいた感情弁別や顔表情の検出の反応時間にも、情動価と上下空間(特にポジティブ感情と上空間)の連合が影響することが報告されている。例えば、Lynott & Coventry (2014)は、ディスプレイの上または下位置に呈示された喜びまたは悲しみ表情の情動カテゴリーを弁別するとき、下位置に呈示された喜び表情に比べ、上位置に呈示された喜び表情に対してより素早く情動カテゴリー(つまり喜び)が弁別されることを報告した。また、Damjanovic & Santiago (2016)は、ディスプレイの上下左右の4位置に顔画像を呈示し、中性表情の中から喜びあるいは怒り表情を検出する表情探索課題を実施したところ、下位置よりも上位置に呈示された喜び表情がより素早く検出されることを示した。

本研究では、顔表情を用いた情動価認識課題を実施し、先行研究の結果を確認するとともに、ポジティブ感情-上空間連合が情動価認識のどのような認知プロセスに影響を及ぼすのかを検討することを目的とした。認知プロセスを推定するために、拡散過程モデル(Ratcliff, 1978)を用いた。拡散過程モデル分析により、二択課題における正答・誤答試行の反応時間を分析して、刺激呈示開始から反応に至るまでの認知プロセスに関与する心理パラメータ(図1)を推定することができる。本研究では、ポジティブ感情-上空間連合が反映する認知プロセスとして、刺激に対する注意や符号化等の早期処理と応答の実行に要する時間を含む非決定時間( $t_0$ )、および情報蓄積のスピードを反映するド

リフト率( $v$ )に着目して、拡散過程モデル分析によるパラメータ推定を行った。

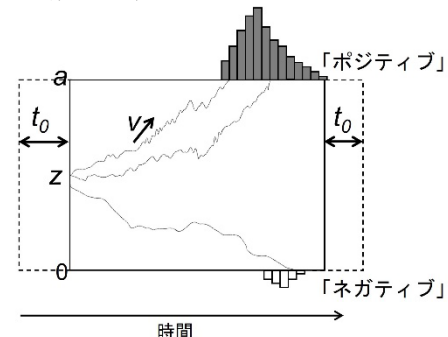


図1. 拡散過程モデルの認知プロセスと推定されるパラメータ。

## 方法

**参加者** 43名が参加したが、課題遂行に困難がなく、すべての条件で80%以上正答した右利き者36名(男性22名、女性14名、18-48歳)を分析対象とした。

**実験デザイン** ペア(悲しみ-喜び・怒り-喜び)、情動価(ポジティブ・ネガティブ)、呈示位置(上・下)を参加者内要因として設定した。

**刺激** KRC表情データベース(Ueda et al., 2019)を用いた。各ペアについて、男性モデル5名、女性モデル5名の顔写真を選択した。白黒写真に変換したのち、輪郭の内側に楕円形に切り取って使用した。

**実験手続き** すべての参加者が悲しみ-喜び・怒り-喜びペア条件に参加した。ペアの実施順序は参加者間でカウンターバランスした。各ペア条件は3ブロック(80試行/ブロック)で構成した。各ブロックはすべての条件を同試行数含み、試行の順序はブロック内でラ



ンダム化した。各試行では、画面中央に注視点を500ミリ秒呈示した後、注視点の上下いずれかの位置にポジティブ(喜び)・ネガティブ(悲しみまたは怒り)のどちらかの顔表情刺激を呈示した。参加者には、顔表情が表す感情がポジティブかネガティブか判断し、できるだけ素早く正確に左右のいずれかのボタンを押して回答するよう求めた。顔表情刺激は参加者の反応まで呈示された。回答とボタンの組み合わせは参加者間でカウンターバランスした。

**反応時間の分析** 各試行の反応時間を対数変換した後、各条件で $z = 3.29$ を超えるものを外れ値として除去(0-2.71%)した。正答(喜び表情にポジティブ、悲しみ・怒り表情にネガティブと回答した)試行の反応時間を算出した。

**拡散過程モデル分析** fast-dm-30(Voss & Voss, 2007)を用いた。ペア・情動価・呈示位置に依存した変数として、非決定時間( $t_0$ )、ドリフト率( $v$ )を推定した。

**統計的分析** 各指標に対して、3要因(ペア×情動価×呈示位置)の反復測定分散分析を実施した。

## 結果

**反応時間** 情動価・呈示位置の交互作用が見られ[ $F(1, 35) = 11.02, p < 0.01, \eta_p = 0.24$ ], ポジティブ感情でのみ呈示位置の単純主効果が有意であった[ $F(1, 35) = 10.81, p < 0.01, \eta_p = 0.24$ ]. つまり、下位置呈示時より上位置呈示時に喜び表情に対して素早く情動価が認識された(図2).

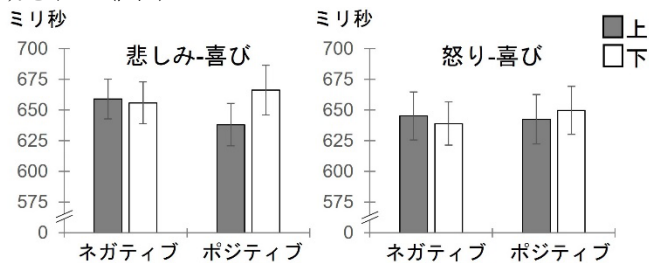
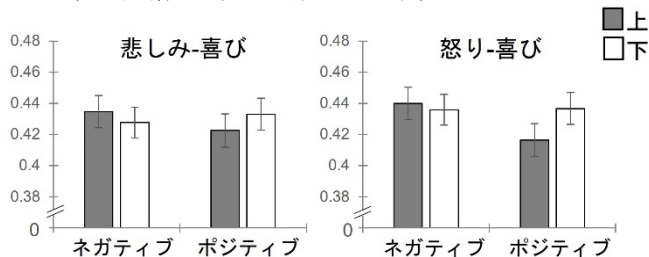


図2. 反応時間.

### 拡散過程モデルの指標

**非決定時間( $t_0$ )** 情動価・呈示位置の交互作用が見られ[ $F(1, 35) = 21.62, p < 0.001, \eta_p = 0.38$ ](図3), ポジティブ感情でのみ呈示位置の単純主効果が有意であった[ $F(1, 35) = 10.96, p < 0.01, \eta_p = 0.24$ ]. つまり、下位置に比べ上位置呈示時に、喜び表情に対して非決定時間が短かった。また、上位置呈示でのみ情動価の単純主効果が有意であった[ $F(1, 35) = 10.01, p < 0.01, \eta_p = 0.22$ ]. つまり、上位置呈示時にネガティブ表情よりポジティブ表情に対して非決定時間が短かった。



### 図3. 非決定時間.

ドリフト率( $v$ ) 有意な主効果あるいは交互作用は見られなかった[ $F(1, 35) < 3.43, p > 0.07, \eta_p < 0.09$ ].

## 考察

本結果は、悲しみ-喜び表情の情動カテゴリー弁別に関する先行研究(Lynott & Coventry, 2014)の結果と一致し、顔表情に基づいた情動価認識の反応時間にポジティブ-上空間連合が影響することを示している。また、拡散過程モデル分析により認知プロセスを調べたところ、情動価認識におけるポジティブ-上空間連合の影響は、ドリフト率には見られず、非決定時間において見られた。このことから、上位置に呈示された喜び表情に対するポジティブ感情弁別の反応時間の短縮は、意思決定のための情報蓄積のスピードの促進よりも、情報蓄積過程以外に要する時間の短縮によることが示唆された。これは、情動価の判断を伴わない表情探索課題においても、ポジティブ-上空間連合の影響が見られる(Damjanovic & Santiago, 2016)ことと整合する。上位置に呈示された喜び表情の素早い応答には注意配分の多寡が寄与することが示唆されるため、非決定時間のうち、情報蓄積過程前に含まれる刺激に対する注意が促進されたことによると考えられる。

## 結論

顔表情からの情動価の読み取りにおいて、ポジティブ感情-上空間連合による影響が確認された。拡散過程に基づいてプロセスを推定したところ、反応時間に見られたポジティブ感情-上空間連合の影響は、上位置に呈示された喜び表情に対してより素早く注意が向けられることによる非決定時間の短縮が反映していることが示唆された。

## 参考文献

- Damjanovic, L., & Santiago, J. (2016). Contrasting vertical and horizontal representations of affect in emotional visual search. *Psychon Bull Rev*, 23(1), 62-73.
- Lynott, D., & Coventry, K. (2014). On the ups and downs of emotion: testing between conceptual-metaphor and polarity accounts of emotional valence-spatial location interactions. *Psychon Bull Rev*, 21(1), 218-226.
- Ratcliff, R. (1978). A theory of memory retrieval. *Psychol Rev*, 85(2), 59-108.
- Ueda, Y., Nuno, M., & Yoshikawa, S. (2019). Development and validation of the Kokoro Research Center (KRC) facial expression database. *Psychologia*, 61(4), 221-240.
- Voss, A., & Voss, J. (2007). Fast-dm: A free program for efficient diffusion model analysis. *Behav Res Methods*, 39(4), 767-775.



# 顔知覚における単眼優位性の検討

中川 令実

関西学院大学大学院文学研究科

小林 穂波

関西学院大学大学院文学研究科

小川 洋和

日本学術振興会

関西学院大学文学部

2つの顔画像が同じ眼に連続して呈示される場合に、異なる目に呈示されるよりも異同判断のパフォーマンスがよくなることが報告されている。本研究では、この顔知覚における単眼優位性について検討した。ステレオスコープを用いて正立あるいは倒立の顔画像を左右一方の眼に呈示し、連続知覚して呈示された画像が同じ顔か異なる顔かを判断させた。先行研究と同様に、連続する顔画像が同じであると判断する場合には同じ眼に呈示される方が、顔画像が異なると判断する場合には異なる眼に呈示される方が、より高いパフォーマンスを示した。これは顔画像が正立である場合と倒立の場合の両方において見られた。さらに、モデリングの手法をもちいて、このパフォーマンスの促進がどのような心的プロセスの変化によるものかを検討する。

Keywords: face processing, eye-of-origin.

## 問題・目的

私たちは視覚情報が左右いずれの眼から入力されたか（由来眼；eye-of-origin）を意識的に認識することはできない。両眼からの神経信号は視覚経路の初期段階では分離されているが、大脳皮質のかなり初期の段階で両眼の情報は統合されるためである。しかし、この由来眼の情報がより高次の認知処理に影響することを示唆する知見がいくつか報告されている。例えば、Gabay et al. (2014) は2つの画像が同じ眼に連続して呈示される場合に、異なる目に呈示されるよりも異同判断のパフォーマンスがよくなることを報告している。この単眼優位性効果は、車や文字列などその他のオブジェクトでは生じず、顔画像に対してのみ生じるとされている。さらに、顔のような画像に対しては同様の効果が得られることも報告されている (Leadner et al., 2022)。顔知覚の処理において、皮質構造のネットワークの関与については多く報告されているが、由来眼のような初期段階の情報がどのように影響するかは明らかにされていない。また、倒立した状態で呈示されると顔の識別能力が低下することが知られている (Yin, 1969)、倒立顔でも同様の単眼優位性効果が得られている。本研究では、顔が持つどのような情報が影響するのか、顔の単眼優位性効果について具体的なメカニズムを検討した。

## 方法

**参加者** 32名の大学生 (女性19名, 男性13名) が参加した。

**装置** 左右の眼の視野を分離するために、ステレオスコープを使用した。

**刺激** 顔画像を男女24枚ずつ計48枚用意した。画像はモノトーンであり、すべての画像の平均輝度が同じになるように調節した。顔画像は髪を除く形で切り取った。各顔画像の正立・倒立画像を用意した。

**手続き** 参加者はステレオスコープを通してPC画面を見た。PC画面は中央で左右の画面に分かれていた。右眼にはPC画面の右半分、左眼には左半分が投影された。両眼から入力された情報は融像され知覚された。融像を助けるために、左右の画面の中央には白い枠が常に呈示されていた。

参加者の課題は連続して呈示された2枚の顔の画像が同じか異なるかをキー押しで判断することであった。顔画像は画面の左右一方に呈示され、片方の目に投影された。2枚の画像は試行の半分では同じ眼に、半分では異なる眼に連続して投影された。一試行の流れをFigure 1に示す。正立顔が呈示されるブロックと倒立顔が呈示されるブロックの2つのブロックを順番に行った。ブロックの実施順は参加者ごとにカウンターバランスした。誤答もしくは時間切れの場合にはフィードバックを与えた。連続して顔画像が呈示された眼の異同 (同じ・異なる) × 呈示された顔画像の異同 (同じ・異なる) で各24試行を行った。これを正立顔と倒立顔の2種類で行い、総試行数は192試行であった。

## 結果

**正答率** 正答率の結果をFigure 1に示す。正答率について、顔の向き (正立・倒立) × 顔画像の異同 × 眼の異同で、一般化線系混合モデルを用いて分析を行った。参加者及び使用した画像を変量効果とした。

眼の異同と顔画像の異同の間に交互作用が見られた ( $\beta = 1.12, SE = 0.18, z = 6.35, p < .01$ )。連続する顔画像が同じであると判断する場合には同じ眼に呈示される方が、顔画像が異なると判断する場合には異なる眼に

呈示される方が、正答率が高かった。また、正立顔の方が倒立顔よりも正答率が高かった ( $\beta = 1.04, SE = 0.14, z = 7.46, p < .01$ )。

**反応時間** 反応時間の結果をFigure 2に示す。反応時間も同様に一般化線形混合モデルで分析した。参加者を変量効果とした。眼の異同と顔画像の異同の間に交互作用が見られた ( $\beta = 0.11, SE = 0.02, t = 4.56, p < .01$ )。連続する顔画像が同じであると判断する場合に同じ眼に呈示される方が反応が速かった。また、正立顔の方が倒立顔よりも反応が速かった ( $\beta = 1.49, SE = 0.06, t = 26.96, p < .01$ )。

**Drift diffusionモデルによる分析** ベイズ階層drift diffusionモデルによるパラメータ推定を行った。反応バイアス $\beta$ の事後分布の期待値 (EAP) は0.44 (95%確信区間 [0.43, 0.46]) であり、0.5よりも大きいことから、同じ顔という判断への偏りがあった。

さらに、同眼に同じ画像を呈示した条件と異なる眼に異なる画像を呈示した条件 (一致試行) との証拠蓄積率 $\delta_s$ と、同眼に違う画像を呈示した条件と異なる眼に同じ画像を呈示した条件 (不一致試行) との証拠蓄積率 $\delta_d$ の差 ( $\delta_s - \delta_d$ ) を計算した (Figure 4)。倒立顔条件では一致試行の証拠蓄積率 $\delta_s$ が不一致試行の証拠蓄積率 $\delta_d$ よりも大きかった (95%確信区間 [0.06, 0.66])。一方で、正立顔条件では一致試行と不一致試行の間の証拠蓄積率に差があるとは言えなかった (95%確信区間 [-0.06, 0.66])。

## 考察

顔識別時の単眼優位性効果が確認された。これは Gabay et al. (2014) と一致する結果である。由来眼の一致が顔の識別に関わる処理を促進していると考えられる。また、異なる顔画像が呈示される場合に、同じ眼で呈示される方がパフォーマンスは低くなる傾向にあった。異なる画像を同じ眼で処理をするときに競合が生じた可能性が挙げられる。Drift diffusionモデルによ

る分析を行ったところ、倒立顔条件において、同じ眼に異なる画像・異なる眼に同じ画像を呈示した場合に、証拠の蓄積が遅くなる可能性が示された。由来眼と呈示情報の不一致によって倒立顔を判断するときの証拠蓄積が妨害されたが、これは正立顔と倒立顔どちらにおいても単眼優位性効果が生じるとする過去の知見と一部一致しない。正立顔では全体情報、倒立顔では部分情報を利用していることはよく知られているが (Johnson et al., 2015)、これが今回の研究結果や由来眼とどのように関連するか、今後の検討が必要である。

## 結論

由来眼の一致が同じ顔の識別のパフォーマンスを高め、単眼優位性効果が確認された。顔の識別という高次の認知処理にまで、由来眼情報は影響する。

## 参考文献

- Gabay, S., Nestor, A., Dundas, E., & Behrmann, M. (2014). Monocular Advantage for Face Perception Implicates Subcortical Mechanisms in Adult Humans. *Journal of Cognitive Neuroscience*, 26, 927–937.
- Johnson, M. H., Senju, A., & Tomalski, P. (2015). The two-process theory of face processing: Modifications based on two decades of data from infants and adults. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 50, 169–179.
- Leadner, K., Arabian, S., & Gabay, S. (2022). The involvement of monocular channels in the face pareidolia effect. *Psychonomic Bulletin & Review*, 29, 809–818.
- Yin, R. K. (1969). Looking at upside-down faces. *Journal of experimental psychology*, 81, 141.

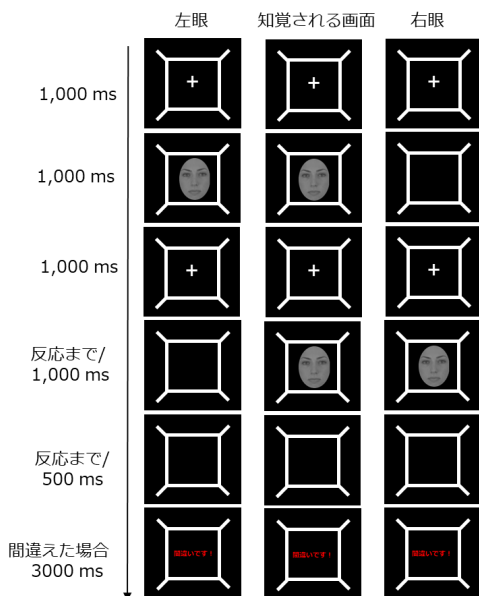


Figure 1. 1試行の流れ

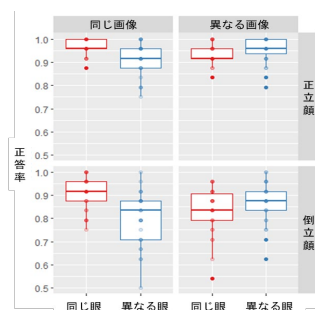


Figure 2. 正答率

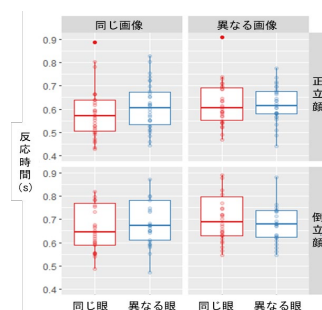


Figure 3. 反応時間

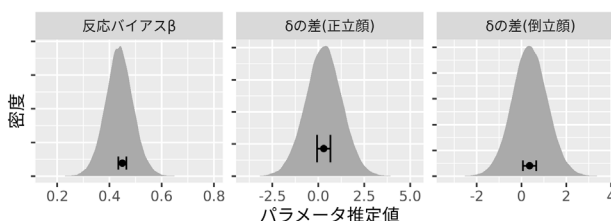


Figure 4. Drift diffusionモデルによる分析

# 脅威表情の意図的処理と後続情報処理抑制

馬 詩怡

神戸大学大学院国際文化学研究科

松本絵理子

神戸大学大学院国際文化学研究科

情動価を持つ刺激の呈示により後続の情報処理が抑制される現象 (emotion-induced blindness)について、本研究では、脅威表情を課題非関連な妨害刺激として呈示した単目標 RSVP(rapid serial visual presentation)と脅威表情を課題目的とは非関連であるが意図的に処理を行わせる複数目標 RSVP 課題とを比較し、脅威表情の意図的処理の有無が後続情報処理に及ぼす影響を検討した。その結果、脅威表情を意図的に処理した場合において有意な後続刺激処理成績の低下がみられた。このことから脅威対象が完全に課題非関連妨害刺激として呈示された場合の後続刺激処理への影響は限定的であることが示された。

Keywords: emotion-induced blindness, attention, task-irrelevant information, threat-related expression

## 背景・目的

情動刺激の直後に刺激処理が一時的に抑制される現象はemotion-induced blindness(Most et al., 2005)と呼ばれ、多くの研究でRSVP課題を用いて検討されている。脅威刺激のような情動面で顕著な刺激の処理の優先により後続刺激への処理が不十分になるためと考えられているが、処理の優先が受動的・自動的な場合でも生じるのか、意図的な処理が必要かについては議論がある。

これまでの研究では、脅威刺激を完全に課題非関連の妨害刺激として呈示し意図的処理を全く求めない場合と、脅威刺激に対して何らかの処理を求める場合とがある。前者では脅威刺激への意図的処理を求めないため、受動的・自動的な処理による後続課題の影響を測定できるが(Most et al., 2005),脅威表情を用いた研究では抑制的な影響がみられない場合もあり(de Jong et al., 2014)結果は必ずしも一致していない。後者では、さらに脅威に対する直接的な判断を求める場合(Maratos, 2011)や、脅威とは異なる特徴と報酬に関連付けた場合(Gutierrez-Cobo et al., 2019)など、様々な形態があるが、いずれも標的との呈示間隔が短い場合に脅威による影響が報告されている。このことから情動的特徴が課題関連か否かに関わらず、意図的な脅威刺激への注意が後続刺激処理に影響すると考えられる。本研究では、怒り表情を脅威刺激として用い、RSVP課題を用いて意図的処理の有無を操作し、比較検討を行うことを目的とする。

## 方法

参加者は事前に実験の目的と手続きを説明し同意を得た大学生・大学院生30名(男性10名,女性20名,平均25.8歳(SD=3.5)),視力・矯正視力は刺激の観察に問題のない範囲であった。刺激と手続き:データベースより抽出した顔表情写真を妨害刺激(実験1)お

よび性別判断課題(実験2)として用いた(ATR顔表情画像データベースDB99; Radbound Faces Database, Langner et al., 2010)。男性6名,女性6名,計12名の表出者からそれぞれ怒り,中立の表情を選択し,顔輪郭に沿って楕円形にくり抜き髪型の情報を排除した。フィルター刺激はサイズと輝度を調整した建築物写真24枚を使用した。標的刺激はフィルター刺激とは別の建築物写真6枚で左右90°の回転を加えた。全ての刺激写真はグレースケールに加工した。1試行の構成を図1に示す。

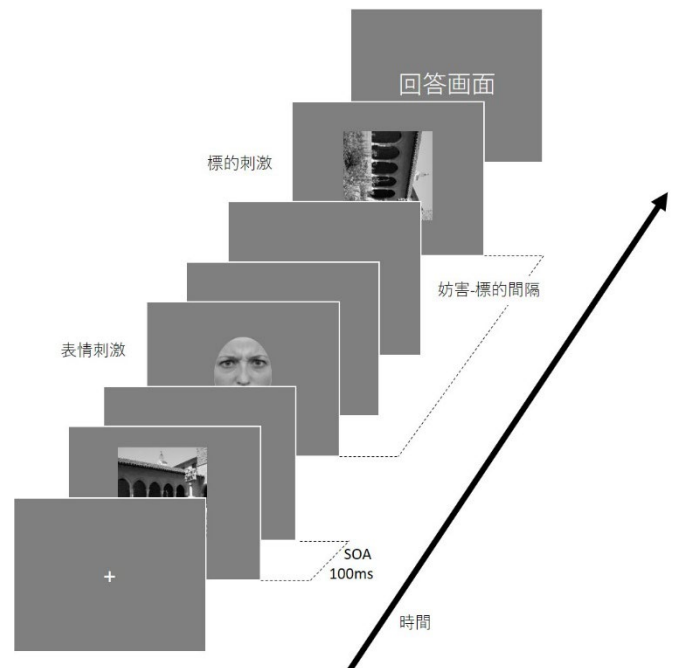


図1 実験1, 実験2の1試行の模式図

試行は注視点を500ms呈示後に600msのブランクを置いて表情, 標的刺激, フィラー刺激を含み9枚から17

枚の範囲で連続呈示した。フィラー刺激を2~4枚呈示後に表情を呈示し、さらに表情と標的刺激の呈示間隔は1枚~7枚のフィラー刺激が挟まれた。実験1では参加者は一連の刺激呈示後に、建物の回転方向を左右いずれかで回答した。顔写真が出現しても無視するように教示を行った。実験2では、一連の刺激呈示後に、表情写真の性別と建物の回転方向の両方について個別に判断を行った。表情から標的刺激までの間隔(lag)の数に基づいて、表情刺激呈示から間隔の短いlag2と長いlag8を比較した。実験1、実験2のいずれも試行は計128試行であった。

## 結果

実験1では方向判断課題の正答率、実験2では性別判断課題の正答率における方向判断課題の正答率を従属変数とし、顔表情(怒り, 中立), 表情と標的刺激間隔(lag2, lag8)を参加者内要因とした2要因分散分析を行った。その結果、実験1ではいずれの主効果、交互作用共に有意ではなかった。全試行の方向判断課題の平均正答率は90.4%(SD=7.9)であった。実験2では、性別判断課題の全試行の正答率は77.5%(SD=9.1)、性別判断課題正答率内での方向判断課題の全試行の正答率は80.4%(SD=10.5)であった。分散分析の結果、間隔の主効果( $F(1,29) = 44.95, p < .001, \eta^2 = .212$ ), 交互作用が有意であった( $F(1,29) = 4.39, p < .05, \eta^2 = .012$ )。lag2の表情の単純主効果が有意であり( $F(1,29) = 8.52, p = .01, \eta^2 = .039$ )、怒り表情の影響が認められた(図2)。

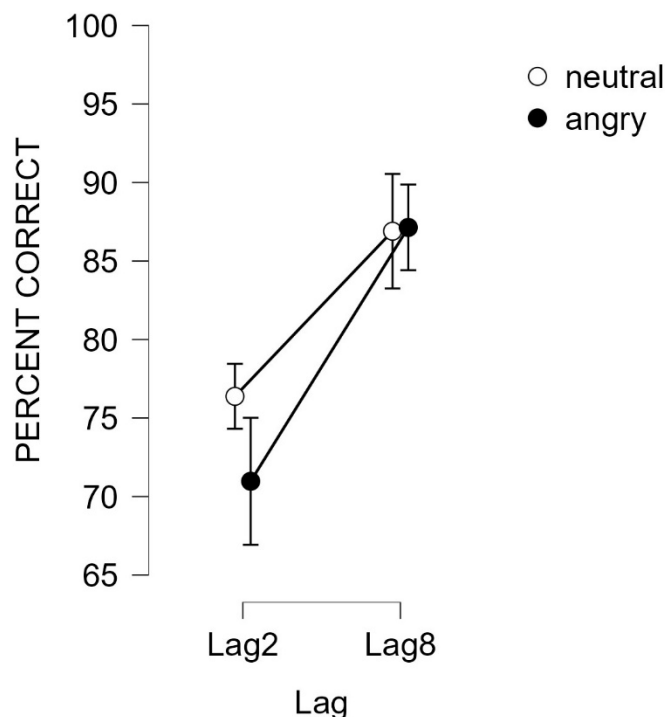


図2 実験2の結果。縦軸は性別判断正答率における方向判断課題の正答率

## 考察

本研究では、怒り表情の後続刺激への影響は、情動面が課題非関連であっても、怒り表情そのものへの意図的な処理がなされる場合にのみ認められた。この結果は怒り表情への自動的・受動的な処理による後続刺激への影響は限定的であることを示唆し、先行研究における結果の不一致も課題の負荷や脅威刺激への注意の程度の制御による違いを反映している可能性を示す。怒り表情が課題非関連であっても表情刺激そのものへの意図的な注意と処理が、後続刺激の処理と関連すると考えられる。また、今回は社会的脅威と関連する怒り表情を用いたが、ネガティブな表情カテゴリ内でも異なる結果となる可能性はある。また、脅威以外の情動カテゴリでも情動的顕著性が高い場合には後続刺激の低下を生じさせるため(Goodhew & Edwards, 2022)、高覚醒度の情動刺激とそれらの受動的・意図的処理の関連についても知見を積み重ねる必要があると考えられる。

## 引用文献

- de Jong, P. J., Koster, E. H. W., Wessel, I., & Martens, S. (2014). Distinct Temporal Processing of Task-Irrelevant Emotional Facial Expressions. *Emotion, 14*(1), 12-16. <https://doi.org/10.1037/a0034630>
- Goodhew, S. C., & Edwards, M. (2022). Don't look now! Emotion-induced blindness: The interplay between emotion and attention. *Attention Perception & Psychophysics, 84*(8), 2741-2761. <https://doi.org/10.3758/s13414-022-02525-z>
- Gutierrez-Cobo, M. J., Luque, D., Most, S. B., Fernandez-Berrocal, P., & Le Pelley, M. E. (2019). Reward and emotion influence attentional bias in rapid serial visual presentation. *Quarterly Journal of Experimental Psychology, 72*(9), 2155-2167. <https://doi.org/10.1177/1747021819840615>
- Langner, O., Dotsch, R., Bijlstra, G., Wigboldus, D.H.J., Hawk, S.T., & van Knippenberg, A. (2010). Presentation and validation of the Radboud Faces Database. *Cognition & Emotion, 24*(8), 1377-1388. <http://doi.org/10.1080/02699930903485076>
- Maratos, F. A. (2011). Temporal Processing of Emotional Stimuli: The Capture and Release of Attention by Angry Faces. *Emotion, 11*(5), 1242-1247. <https://doi.org/10.1037/a0024279>
- Most, S. B., Chun, M. M., Widders, D. M., & Zald, D. H. (2005). Attentional rubbernecking: Cognitive control and personality in emotion-induced blindness. *Psychonomic Bulletin & Review, 12*(4), 654-661. <https://doi.org/10.3758/bf03196754>



# 顔魅力判断においてほくろが注視と瞳孔径に与える影響<sup>1</sup>

伊澤 彩香  
新美 亮輔

新潟大学人文学部  
新潟大学人文学部

ほくろの顔魅力知覚への影響については実験的研究も少なく、わかっていないことが多い。一般的には、魅力的なほくろがあるとされるが、ほくろを模した点を加えた顔画像はほくろのない顔画像よりも魅力が低く評価されたという報告もある。本研究では、アイトラッキングと瞳孔計測を用いてほくろの効果を検討した。参加者にほくろのない顔画像やほくろをつけた顔画像を3秒間または10秒間提示し、魅力評定を行ってもらい、刺激提示中の注視位置と瞳孔径を計測した。ほくろの位置によって、顔魅力評定や、ほくろの注視時間が変化した。顔画像提示中の瞳孔径の変動を調べると、参加者が魅力を高く評定した試行では、魅力を低く評定した試行よりも瞳孔径は大きかった。ほくろのある場合にはほくろのない場合よりも瞳孔径が大きい傾向があったが、この効果についてはさらなる検証が必要と思われた。

Keywords: facial attractiveness, visual attention, pupillometry.

## 問題・目的

ほくろは顔魅力知覚にどう影響するのだろうか。いわゆる「泣きぼくろ」に代表されるように、一般的には魅力的なほくろがあるとされる。しかし、ほくろと顔魅力の関連について検討した実証的研究は少ない。顔画像にほくろを模した点をつけると、ほくろがない顔画像に比べ、むしろ顔魅力評定が低くなるが、その影響はほくろの位置によって異なり、目の近くのほくろは他の位置のほくろよりも顔魅力への影響が少ないという報告がある (Springer et al., 2007)。一方で、ほくろの顔魅力への影響は知識や文脈に大きく依存することも示唆されている (北神ら, 2018)。

このようにほくろと顔魅力知覚の関連がはっきりしない理由の一つとして、注意の役割が考慮されていないことが考えられる。ほくろは顔全体に比べれば小さく、注視しなければそもそも知覚されない可能性がある。そこで本研究では、ほくろのある顔画像とほくろのない顔画像を刺激として用い、参加者に顔魅力評定を行ってもらいながら、参加者の注視位置をアイトラッカーによって計測した。ほくろが注視されるほど顔魅力評定にほくろが影響を及ぼすのかを検討した。

加えて、探索的な検討として、参加者の瞳孔径の計測を行った。瞳孔径は対光反射によって変化するのみならず、認知的処理にも応じて無意識的に変化することが知られている。ほくろの有無や顔魅力判断が瞳孔径の変動にどのように影響するかを検討した。

## 方法

**参加者** 大学生23名 (女性15, 男性8, 平均年齢20.3歳) が実験に参加した。うち11名は顔画像提示時間3秒で実験を行い (3秒群), 残り12名は提示時間10秒で実験を行った (10秒群)。

**刺激** 顔画像刺激のベースとして、素材写真より東アジア人の正面顔を16枚選出し、うち6枚を練習試行に、10枚 (男性5, 女性5) を本試行に用いた。写真は両目

間の距離がおよそ200ピクセルになるよう大きさを調整し、縦800×横600ピクセルの大きさに提示した。

もともとほくろがあった顔画像では、ほくろを消す加工を施した。本試行では、これら10枚のほくろなし画像に加え、160枚のほくろあり画像を作成して用いた (Figure 1)。ほくろあり画像では、ほくろなし画像に直径約10ピクセルのほくろを模した暗点を1つ描き加えた。ほくろの位置は、目、鼻、口、頬の各パーツのいずれかの近くとした。各パーツに対し4通りの相対位置 (左上, 左下, 右上, 右下) を用いたので、ほくろの位置は合計16通りであった。

**装置** あご台 (T.K.K. 930a, 竹井機器工業) により、参加者の観察距離を約55 cmに固定した。顔画像は17インチ液晶ディスプレイの中央に視角約16.4° (横) ×21.7° (縦) で提示された。参加者の注視位置と瞳孔径のサンプリングレートは60 Hzだった (Tobii Pro Nano, トビー・テクノロジー)。

**手続き** 各試行では、画面中央に注視点が0.5秒提示された後、顔画像が1枚提示された。顔画像の提示時間は3秒または10秒だった (参加者間)。顔画像の消失後、参加者は顔の魅力度を1 (全く魅力的でない) -7 (非常に魅力的) の7段階で評定し、キーボードのキーを押して回答した。評定に時間制限はなかったが、顔画像提示中のキー押しは無視された。顔画像出現の1秒前から顔画像消失の0.5秒後まで、参加者の両目の注視位置および瞳孔径が計測された。

各参加者はまず6試行の練習試行を行った。練習試

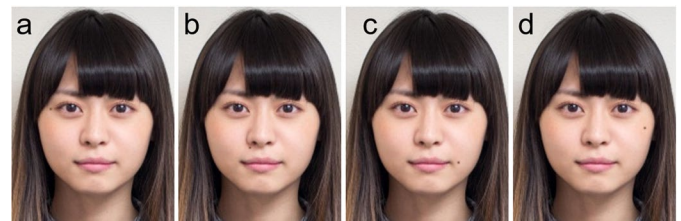


Figure 1. ほくろなし条件以外の、ほくろがある4条件の顔画像刺激の例。ほくろを模した暗点が、目 (a), 鼻 (b), 口 (c), 頬 (d) のいずれかのパーツの近くに加えられた。

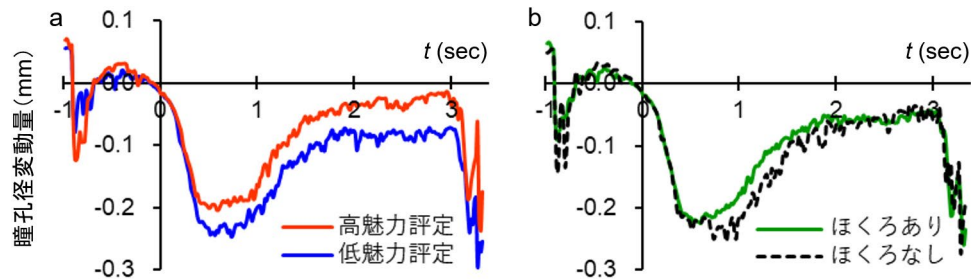


Figure 2. 顔画像の提示時間が3秒の場合の瞳孔径変動量. 横軸の0は刺激出現を表す. 縦軸は刺激提示前1秒間の瞳孔径平均値（ベースライン）に対する変動量. a, 顔魅力評定が高かった試行と低かった試行の結果. b, ほくろのある顔画像が提示された条件とほくろのない顔画像が提示された条件の結果.

行では本試行と異なる顔画像刺激が用いられ, その結果は分析に用いなかった. 練習試行の後, アイトラッカーのキャリブレーションを行ってから本試行50試行を行った. 本試行ではほくろ5条件(ほくろなし, 目, 鼻, 口, 頬)を10試行ずつ, ランダム順で実施した. パーツに対するほくろの相対位置(左上, 左下, 右上, 右下)は参加者間でカウンターバランスをとった.

## 魅力評定

ほくろ5条件(ほくろなし, 目, 鼻, 口, 頬)それぞれの平均魅力評定値は, 3秒群ではほくろなし条件4.3, 目4.4, 鼻3.9, 口4.2, 頬4.2だった. 10秒群では, 順に4.6, 4.5, 4.0, 4.4, 4.4だった. ほくろ条件と提示時間による2要因混合計画ANOVAの結果, 鼻条件で他の4条件より有意に評定値が低かった. 提示時間の影響は見られなかった.

## 固視時間

ほくろがある4条件について, ほくろ位置への固視時間を分析した. 刺激画像ごとにほくろ位置を中心とする視角2.2°四方の関心領域(AOI)を設定し, AOI内が50 msec以上継続して注視された場合を固視とみなした. 参加者ごと・条件ごとに, 顔画像提示中の平均固視時間(msec)を算出した. ほくろ固視がなかった試行は, 固視時間0とした. ほくろ固視時間の平均は3秒群では目条件167, 鼻164, 口52, 頬59 msecだった. 10秒群では, 順に769, 716, 448, 403 msecだった. ANOVAの結果, 提示時間にかかわらず, 目・鼻条件で口・頬条件よりほくろ固視時間が有意に長かった. 口・頬条件のほくろは顔の周縁に位置するため, 注視されにくかったと考えられる.

ほくろ固視時間と顔魅力評定値の相関は, 3秒群で $r = -.089$ , 10秒群で $r = .093$ であり, 低かった.

## 瞳孔径の変動

各試行の顔画像提示前1秒間の平均瞳孔径をベースラインとし, 瞳孔径の変動量(mm)を算出した.

各参加者がその参加者の全試行の顔魅力評定の平均値より高い評定をした試行と低い評定をした試行を比較したところ(Figure 1a), 高い評定をした試行では

瞳孔径が大きくなっていた. この効果は3秒群では統計的に有意傾向, 10秒群では有意だった.

次に, ほくろの有無が瞳孔径に与える影響を検討した(Figure 2b). ほくろのある顔画像が提示された試行では, ほくろのない顔画像が提示された試行よりも瞳孔径がやや大きい傾向が見られたが, 統計的には有意でなかった. この傾向は, 3秒群・10秒群ともに, 刺激呈示時間(3秒または10秒)の前半に見られた.

## 考察

ほくろ条件の効果は魅力評定とほくろ固視時間で異なるパターンを示しており, また魅力評定値とほくろ固視時間の相関も見られなかったことから, ほくろに対する注意が顔魅力評定を変化させるとは言えなかった. ほくろが観察者の瞳孔径に与える影響については, はっきりした結論は得られなかった.

高い顔魅力が観察者の瞳孔径に影響することは過去にも報告があるが, 快・不快を問わず感情喚起画像の観察時に散瞳するともされており(Bradley et al., 2008), 顔魅力の知覚それ自体が散瞳をもたらしているのかについては注意深い検討が必要であろう.

## 脚注

<sup>1</sup> JSPS科研費 21K03126

## 引用文献

- Bradley, M. M., Miccoli, L., Escrig, M. A., & Lang, P. J. (2008). The pupil as a measure of emotional arousal and autonomic activation. *Psychophysiology*, 45, 602–607.
- 北神 慎司・岡崎 七美・井関 紗代・武野 全恵 (2018). 泣きぼくろは本当に魅力的? 日本心理学会第82回大会発表論文集, 558.
- Springer, I. N., Wannicke, B., Warnke, P. H., Zernial, O., Wiltfang, J., Russo, P. A. J., ..., & Wolfart, S. (2007). Facial attractiveness: visual impact of symmetry increases significantly towards the midline. *Annals of Plastic Surgery*, 2, 156–162.

# 周辺視野において色が情景認知に与える影響

大久保らな  
横澤一彦

東京大学大学院人文社会系研究科

筑波学院大学経営情報学部

自然の情景のカテゴリ判断において、有色呈示すると判断の成績が高くなることが知られている。このような色の効果はどの視野領域の色情報に基づくかを検証した。画像の色は、無色/通常色/反転色で操作した。画像の種類は自然/人工で、各4つずつ下位カテゴリを持った。実験1では、画像中心を原点とする半径視角5度の円状の領域/円以外の領域に情景を呈示した。どちらの視野条件でも、自然情景においてのみ、通常色は無色より正答率が高かった。実験2では、半径10/15度の円以外の領域に情景を呈示した。どちらの視野でも、自然と人工の画像の両方で、通常色は無色よりも正答率が高かった。情景認知における色の効果は、典型色を強く持つ自然情景に限定されると考えられてきたが、その特性は主に中心窩付近でみられるものであり、周辺視野では自然か人工かを問わないプロセスを通じて、色が情景のカテゴリ判断に貢献していることが示唆された。

Keywords: peripheral vision, color perception, scene recognition

## 問題・目的

情景のカテゴリを判断する課題において、画像の高空間周波数成分を除去し、呈示時間を0.1秒ほどにすると、判断の成績は低くなる。このような条件において、自然の情景では、白黒の画像よりも、カラーの画像の方が、判断の成績が高いことが知られている(Oliva, & Schyns, 2000; Castelano, & Henderson, 2008)。これまでの研究では、この効果が中心視野と周辺視野どちらにおいて生じているのかが明らかではなかった。周辺視野では、中心視野よりも視力が低いため、情景の認知をするうえで色情報を活用するメリットは大きいと考えられるが、一方で、周辺視野では色を見分ける感度も非常に低いため、周辺視野で十分な色情報が獲得され、情景認知に利用されるかは明らかではない。本研究では、周辺視野において、情景の認知に色が貢献するかを検討した。さらに、その色の貢献は、自然の情景のみでみられ人工の情景ではみられないのか、また通常色だけでなく反転色でも無色よりカテゴリ判断の成績が高くなるかという仮説を検討した。

## 方法

参加者は、実験1では18名(平均21.2歳)、実験2では22名(平均27.0歳)で、それぞれ石原テストによる色覚のスクリーニングを実施した。

情景画像は144枚を使用した。これは実験1と2で共通であった。256×256pixelの情景画像は、32度×32度の大きさで呈示された。

画像の種類は、自然/人工のどちらかで、4つの自然カテゴリ(海岸、森、山、平原)と4つの人工カテゴリ(高速道路、家、街中の通り、高層ビル)で構成された。

画像の色は通常色/無色/反転色で操作した。通常色条件では元画像を呈示した。無色条件では、CIE L\*a\*b\*色空間に変換した上で、a\*とb\*の値を0にした

ものを呈示した。反転色条件では、a\*を元画像のb\*の値に、b\*を元画像のa\*の値に入れ替え、呈示した。

画像を呈示する視野は、実験1では、画像中心を原点とする半径視角5度の円状の領域もしくは半径5度の円以外の領域であり、実験2では半径10度の円以外の領域もしくは半径15度の円以外の領域であった(Larson, & Loschky, 2009)。なお、全ての画像は、2次元ガウス平滑化カーネルを用いてローパスフィルター処理を行い、高空間周波数成分を減衰させた。

1試行の流れとして、画面中央の注視点(750ms)に続いて、情景画像が106ms表示された(図1)。灰色のブランク(750ms)の後、参加者はまず、画像が自然のものであったか人工のものであったかを回答し、次に、自然もしくは人工の4つのカテゴリの中から1つを選択した。したがって、チャンスレベルは12.5%であった。下記の分析では、カテゴリ判断の成績として、この2つ目の質問に対する正答率を分析した。

全体の試行数は、実験1と2の両方において、画像種類の2条件×色の3条件×視野の2条件を12回繰り返す144試行であり、1つのブロックとして実施された。画像の呈示順、画像と色操作のくみあわせ並びに視野のくみあわせは参加者ごとにランダム化された。

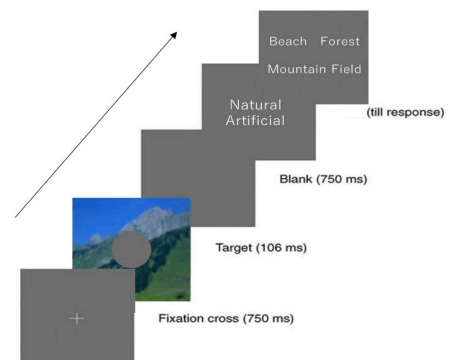


図1. 1試行の流れ



結果

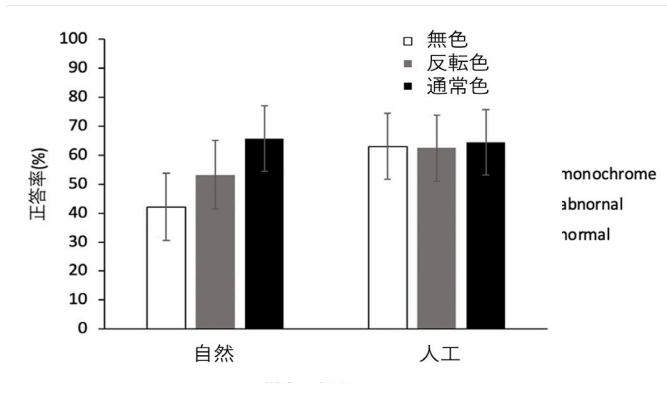


図2. 中心視野条件の正答率

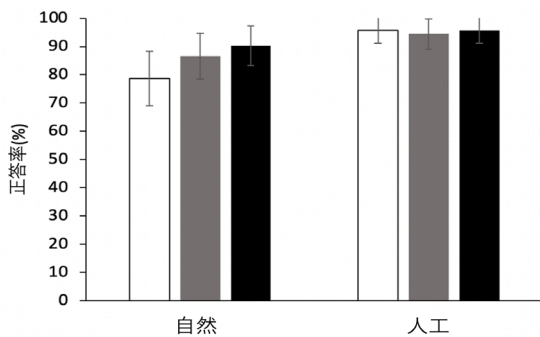


図3. 周辺視野条件(5度)の正答率

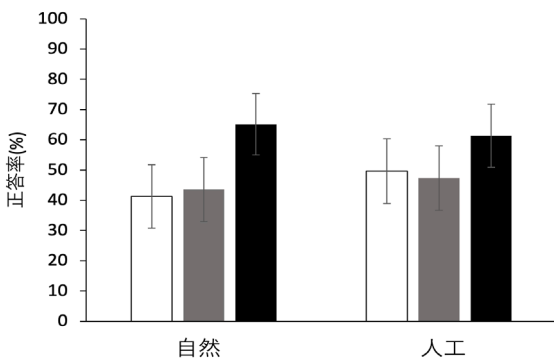


図4. 周辺視野条件(15度)の正答率

カテゴリー判断の正答率に対し、色と画像の種類を参加者内要因とする2要因のrm-ANOVAを、視野条件ごとに行った。4つの視野条件のうち、実験1の中心視野条件を図2に、実験1の周辺視野条件(5度)を図3に、実験2の周辺視野条件(15度)を図4に示した。

中心視野条件では、色と画像種類の交互作用がみられた( $F(2, 34) = 6.1, p = .005$ )。色の単純主効果は自然画像のみでみられた( $F(2, 68) = 9.9, p < .001$ )。多重比較の結果、自然画像条件における通常色条件の正答率は無色のときよりも高かった( $p < .001$ )。なお、色の主効果( $F(2, 34) = 5.0, p = .012$ )、画像種類の主効果( $F(1, 17) = 10.7, p = .005$ )もみられた。

周辺視野(5度)条件では、色と画像種類の交互作用がみられた( $F(2, 34) = 5.4, p = .009$ )。色の単純主効果は自然画像のみでみられた( $F(2, 68) = 7.6, p = .002$ )。多重比較の結果、自然画像条件における通常色条件の正答率は無色のときよりも高かった( $p < .001$ )。反転色条件の正答率も、無色よりも高かった( $p = .045$ )。なお、色の主効果( $F(2, 34) = 5.5, p = .000$ )、画像種類の主効果( $F(1, 17) = 60.5, p < .001$ )もみられた。

周辺視野条件(10度)では、色と画像種類の交互作用がみられなかった( $F(2, 42) = 0.50, p = .608$ )。色の主効果( $F(2, 42) = 10.5, p < .001$ )、画像種類の主効果( $F(1, 21) = 14.2, p = .001$ )がみられた。通常色条件の正答率は無色のときよりも高かった( $p < .001$ )。反転色条件の正答率も、無色よりも高かった( $p = .024$ )。

周辺視野条件(15度)では、色と画像種類の交互作用がみられなかった( $F(2, 42) = 2.2, p = .122$ )。色の主効果( $F(2, 42) = 23.9, p < .001$ )がみられた。通常色条件の正答率は無色のときよりも高く( $p < .001$ )、また反転色のときよりも高かった( $p < .001$ )。

まとめると、foveaに相当する中心視野条件ならびにparafoveaに相当する周辺視野条件(5度)では、色を付与することによる正答率の上昇は、自然画像のみでみられた。一方で、周辺視野条件(10度, 15度)では、自然画像か人工画像かを問わず、色があるとき無色よりも正答率が高くなっていった。

考察

中心視野よりも色感度が低い周辺視野でも、色情報が抽出され、情景の認知に貢献していることがわかった。これは、周辺視野における情景認知のメカニズムを解明する上で重要な発見である。また、先行研究では、情景認知における色の効果は自然情景に限定され、その理由は典型色を強く持つ自然情景に対し色が情景の識別特徴として機能するためであると主張されてきた(Oliva, & Schyns, 2000; Castelhana, & Henderson, 2008)。本研究は、色の効果が自然画像だけに限定されるという先行研究の主張は中心窩付近に適用されるものであり、偏心度が大きい周辺視野では、自然か人工かを問わない、中心視野とは質的に異なるプロセスを通じて、色が情景の認知に貢献していることを示唆する。例えば、15度地点では、反転色と無色の差が消失するとともに、人工画像のほうが正答率が高いという傾向も消失している。人工画像は高空間周波数帯において縦と横の方位を多く含むが、そのような特徴は大きい偏心度ではとれなくなるので、情景の典型色を手掛かりに情景を判断するようになるのかもしれない。

引用文献

Castelhana, M. S., & Henderson, J. M. (2008). The influence of color on the perception of scene gist. *Journal of Experimental Psychology: Human perception and performance*, 34(3), 660.

Larson, A. M., & Loschky, L. C. (2009). The contributions of central versus peripheral vision to scene gist recognition. *Journal of Vision*, 9(10), 6-6.

Oliva, A., & Schyns, P. G. (2000). Diagnostic colors mediate scene recognition. *Cognitive Psychology*, 41(2), 176-210.



# 視覚探索における潜在的メタコンテキスト学習

水野 純平

京都大学大学院人間・環境学研究科

上田 祥行

京都大学人と社会の未来研究院

Matthew de Brecht

京都大学大学院人間・環境学研究科

羽倉 信宏

情報通信研究機構脳情報通信融合研究センター

齋木 潤

京都大学大学院人間・環境学研究科

Previous studies investigating contextual cueing (CC) have assumed that participants learn the association between the target position and the configuration of distractors, leading them to disregard trials with random configuration as lacking information about target position. However, such trials contain information about target location since they also have fixed target location. The present study aimed to investigate whether participants implicitly learn any meta-context, which is defined as participants' belief about how context generated. In Experiment 1, 50 participants completed a visual search task with both repeated and novel conditions. The results showed a reduction in search time in the repeated condition compared to the novel condition, demonstrating the presence of CC. This was accompanied by a deviation of the first fixation toward the target positions with repeated configuration. The first fixation in the novel condition were deviated toward target positions with repeated configuration rather than target positions with novel configuration. These results suggest that the participants learn a meta-context in which all search display as fixed configuration with different frequency of occurrence, which influences search behavior in the novel trials.

Keywords: visual search, contextual cueing, attentional guidance, implicit meta-context learning

## 問題・目的

繰り返される妨害刺激の配列を文脈として学習することにより、視覚探索時の探索時間が短縮される (Chun & Jiang, 1998)。これまでの研究では、ランダムな妨害刺激の配列では、参加者は何も学習していないことが暗黙の内に想定されてきた。しかし、実験の手続き上、ランダム配列でも標的位置は固定されているため標的位置に関する情報が存在し、繰り返される配列と同様に注意が誘導される可能性がある。

本研究では、文脈がどのように生成されるかという信念をメタコンテキストと定義し、参加者が課題中に、潜在的にどのようなメタコンテキストを学習するかを検討した。具体的には、繰り返される配列とランダムな配列の2種類からなるというメタコンテキストと、すべての探索画面は配列が固定されており、画面の生起頻度が異なるというメタコンテキストが想定される。後者の場合、ランダム配列でも、将来繰り返される可能性のある配列と解釈することが可能であり、繰り返される配列と連合した標的位置へ注意を向けることが予測される。さらに繰り返される配列は生起頻度が高く、標的位置の予測精度が高いため、学習後には画面提示前から注意の誘導がみられる可能性がある。

## 方法

**実験 1** 矯正視力を含む正常な視力を有する大学生 50 名を対象とした。

視覚探索画面は視角 20°×19°の範囲に、1 個の標的 (90°, 270°に傾いた T の文字) と 15 個の妨害刺激 (0°,

90°, 180°, 270°に傾いた L の文字) で構成された。標的は図 1a に示す円環状に位置する 8 箇所内の一つに提示された。各箇所に標的が出現する確率は均一であった。

視覚探索課題は繰り返し条件 (Repeated) と新奇条件 (Novel) の 2 条件が設定された。Repeated 条件では妨害刺激の配列と左右どちらかの標的位置 (図 1a の Target number (T#) 1,2,3,4 もしくは T# 5,6,7,8: REPEAT 標的) が連合し、Novel 条件では REPEAT 標的とは異なる標的位置 (図 1a の T# 5,6,7,8 もしくは T# 1,2,3,4) に毎試行ランダムな妨害刺激の配列が提示された。実験参加者間で、各条件の標的位置はカウンターバランスされた。

各試行の最初には画面中央に注視点が 1000ms 提示され、その後、実験参加者がクリックするまで探索画面が提示された (図 1b)。実験参加者は標的を正確に且つ素早くクリックするよう求められた。課題は 1 ブロック 64 試行を 10 回繰り返した。課題中の参加者の眼球運動を EyeLink 1000 (SR Research 社製) によって測定した。

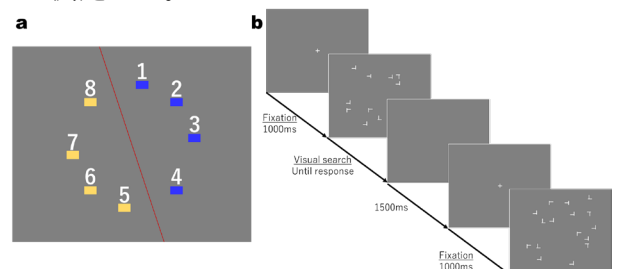


図 1 (a)標的出現位置, (b)刺激提示の流れ

**実験2** 実験参加者は実験1の参加者とは異なる大学生50名を対象とした。

視覚探索課題に用いられた刺激は実験1で使用した刺激と同様であった。実験1と異なった点は、参加者は標的位置をクリックして回答するのではなく、Tの文字の傾きに対応した方位（右または左）をキーボード（jまたはf）で回答することであった。

**実験3** 実験1と2の参加者とは異なる大学生50名を対象とした。

視覚探索課題は、マウススピードを制御することによって、反応時間が早くなる試行（fast-RT）と反応時間が遅くなる試行（slow-RT）の2条件が設定された。fast-RT条件では4つの各標的位置（図1aのT# 1, 2, 3, 4もしくはT# 5, 6, 7, 8）に標的が出現し、slow-RT条件ではfast-RT条件の標的とは異なる4つの各標的位置（図1aのT# 5, 6, 7, 8もしくは1, 2, 3, 4）に標的が出現した。いずれの条件でも妨害刺激の配列は毎試行ランダムであった。刺激提示の流れ及び試行数は実験1と同じであった。実験参加者間で、各条件の標的位置はカウンターバランスされた。

## 結果

**実験1** 視覚探索時、Repeated条件ではNovel条件と比較し、探索時間が有意に低下し( $F[1,49] = 41.4, p < .001$ )、文脈手がかり効果を再現した。文脈手がかり効果の観察された実験参加者 ( $n = 35$ ) はRepeated条件で、課題提示後の最初の固視位置がREPEAT標的の方向へ偏向した(図2a左列及び2b左)。Novel条件においても課題提示後の最初の固視位置がREPEAT標的の方向へ偏向した(図2a右列及び2b左)。

また、課題提示前の固視位置もREPEAT標的の方向へ有意に偏向した(図2c左)。

**実験2** 実験1と同様に課題提示後の固視位置は両条件でREPEAT標的の方向へ偏向した(図2b中央)。課題提示前の固視位置もREPEAT標的の方向への偏向がみられ、実験1の結果を再現した(図2c中央)。

**実験3** slow-RT条件と比較し、fast-RT条件の反応時間は有意に低下した( $F[1,49]=41.4, p<.001$ )。最後の3ブロックにおいて、slow-RT条件よりfast-RT条件の平均反応時間が早かった実験参加者 ( $n = 44$ ) に関して、課題提示後の最初の固視位置は、条件間で有意な差を認めた(図2b右)。実験1・2では、条件間の反応時間に差を認めた参加者は、最初の固視位置に関して条件間で有意な差はなく、両条件ともREPEAT標的の方向へ偏向した。

また、実験1・2と異なり、課題が提示される前の固視位置は有意な偏向は見られなかった(図2c右)。

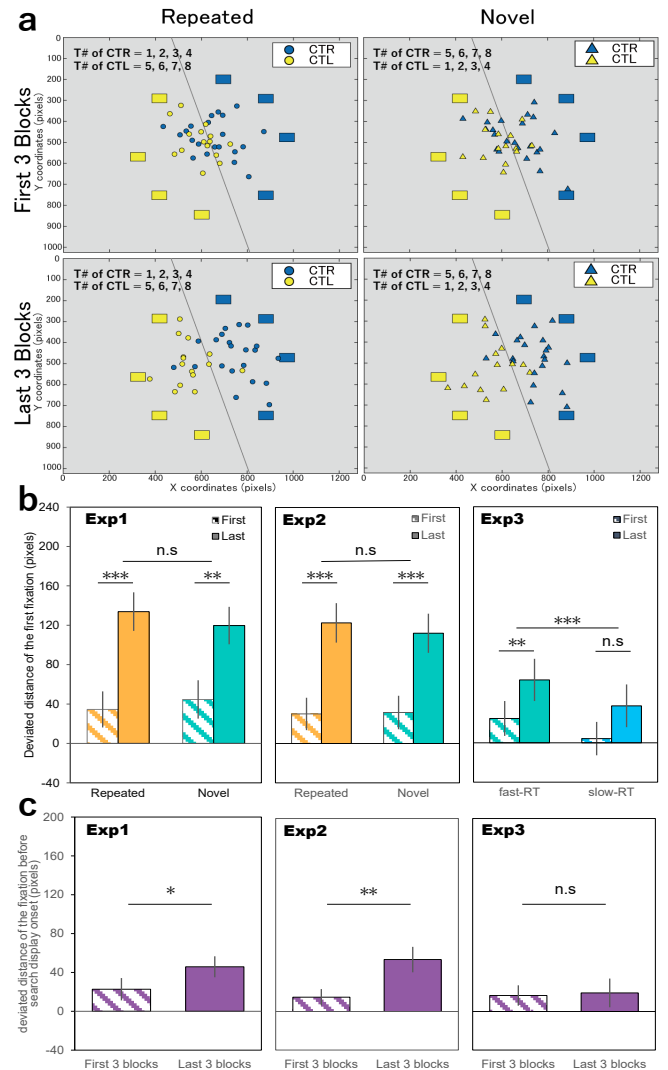


図2 (a)課題提示後の最初の固視位置, (b)課題提示後の最初の固視位置の偏向距離, (c)課題提示前の固視位置の偏向距離

## 考察

本研究の結果は、メタコンテキストの学習がNovel条件における注意誘導に影響を与えたことを示唆している。これまで、ランダムな配列において注意の誘導は起きないとされてきたが、本研究の結果は、メタコンテキストの学習によってNovel条件におけるランダムな配列を、将来繰り返される可能性のある最初のインスタンスとしてみなし、Repeated条件時と同じ方向へ注意を向けたことを示唆している。また、メタコンテキストの学習を通じて繰り返される配列の標的位置の予測精度が高くなることで課題提示前から注意が誘導されることが示唆された。

## 引用文献

Chun, M. M., & Jiang, Y. (1998). Contextual Cueing: Implicit Learning and Memory of Visual Context Guides Spatial Attention. *Cognitive Psychology*, 36(1), 28–71.

# 区切り枠によって分割された領域における課題非関連刺激からの注意の干渉効果

中島 亮一  
熊田 孝恒

京都大学  
京都大学

本研究では、刺激が呈示される空間領域が区切り枠によって分割されると、刺激間の競合解消処理が変わるかを調べた。画面中央で標的刺激を検出する課題で、周辺位置に課題非関連刺激（標的刺激と同じ・異なる刺激のいずれか）を呈示する。その際、標的刺激と課題非関連刺激が異なると、同じ時よりも反応が遅延する。これを課題非関連刺激による干渉効果と呼ぶ。この干渉効果は、背景オブジェクトによる刺激のグルーピングによって増減する。具体的には課題非関連刺激が同オブジェクト内に呈示された時大きくなる。これを踏まえ、区切り枠によって刺激をグルーピングした場合に、課題非関連刺激による干渉効果が、その呈示領域によって異なるかを検討した。その結果、課題非関連刺激が標的刺激と同じ領域に呈示されても異なる領域に呈示されても、同程度の干渉効果が見られた。よって、区切り枠による領域分割は情報の競合解消処理には影響しにくいと考えられる。

Keywords: Visual attention, Spatial divider, Interference

## 問題・目的

人間の注意には、下位機能として複数の感覚情報の中から特定のものを選択する定位機能や矛盾した情報の競合を解消する実行制御機能などがある。これらの下位機能は、それぞれ異なる実験課題を用いて調べられてきた。

画面内を区切り枠で小領域に分割すると、視覚探索や数え上げの成績が向上する (Li et al., 2018; Nakashima & Yokosawa, 2013)。これは、刺激がグループ化されたことで、注意の空間的的定位が促進されたためだと考えられる。それでは、区切り枠による領域分割は定位以外の機能、特に実行制御にも影響を与えるのだろうか。

本研究では、実行制御機能（刺激間の競合解機能）を調べるために、課題非関連刺激からの干渉効果の実験パラダイムを用いた。画面中央に呈示される探索画面でXかNかの標的を検出する課題を行う際に、同時に周辺位置に課題非関連刺激としてXかNのいずれかの刺激を呈示する。すると、標的刺激と課題非関連刺激が不一致の場合、一致の場合よりも反応が遅延する。これを課題非関連刺激からの干渉効果と呼ぶ。この干渉効果の大きさは、背景オブジェクトによる刺激のグルーピングによって変化する (Cosman & Vecera, 2012)。具体的には、課題非関連刺激が標的刺激とは異なるオブジェクト内に呈示されると、干渉効果が小さくなる。この研究を踏まえ、本研究では区切り枠による領域分割でも、標的刺激と異なる領域に呈示された課題非関連刺激からの干渉効果が、同じ領域に呈示された場合よりも小さくなるかを検討した。

実験1では、先行研究 (Cosman & Vecera, 2012) の追試、すなわち刺激呈示領域が2つのオブジェクトとして分割された場合の干渉効果を調べた。実験2では、実験1と同じ課題を用いて、刺激呈示領域が区切り枠によって分割された場合の干渉効果を調べた。実験3では、区切り枠による領域分割における干渉効果が、中央の標的を検出する

場合と周辺の標的を検出する場合で異なるかを調べた。

## 実験

### 方法

**実験参加者** 合計72名（各実験24名ずつ）の正常な視力を有する大学生・大学院生（19-25歳）が参加した。

**実験刺激・装置・手続き** 実験参加者は、暗室内で画面から57cm離れた位置（観察距離はアゴ台により固定）から画面を観察した。実験プログラムはWindowsのPCで動かし、27インチの液晶ディスプレイに刺激呈示をした。反応にはテンキーパッドを使用した。

実験の試行では、まず黒背景と注視点が500ms呈示された後、画面中央の灰色の背景領域に黒色の6個のアルファベット文字が円環状（半径2.0°）に150ms呈示され、すぐに黒背景画面となった。標的刺激はXかNの文字（0.9°×1.4°）であり、参加者はどちらの標的刺激が呈示されたかを早くかつ正確に回答した。非標的刺激を変えることで、課題における知覚負荷をブロック間で操作した（384試行ずつ）。低負荷条件では非標的刺激はすべてo（0.25°×0.25°）、高負荷条件ではE,H,K,W,Zであった。また、刺激呈示の際、画面中央から左右いずれかに4.2°離れた位置に、課題非関連刺激としてXかNの文字が呈示された。つまり標的刺激と課題非関連刺激が一致する場合としない場合があった。

実験1, 2では、背景画像が異なっていた。刺激呈示領域を分割するために、実験1では灰色の2つのオブジェクトを配置した。そのオブジェクトは大きさが異なり、それぞれ大領域（幅12°）と小領域（幅3°）と呼ぶ（2つの領域間の隙間は0.5°）。実験2ではその領域を黒枠で囲んだものを作成した（Figure 1）。標的刺激は大領域内に呈示された。課題非関連刺激が大領域にある場合を同領域条件、小領域にある場合を異領域条件と定義する。

実験 1, 2 における高負荷条件で一致不一致、領域の効果が見られなかったため、実験 3 では実験 2 の低負荷条件の刺激のみを用いた。中央標的条件では実験 2 と同じ課題を行った。周辺標的条件では参加者は左右いずれかに呈示された刺激(つまり、実験 2 における課題非関連刺激)について X か N かを早くかつ正確に回答した。また、注視点及び刺激呈示後の背景画面を灰色に変更した。

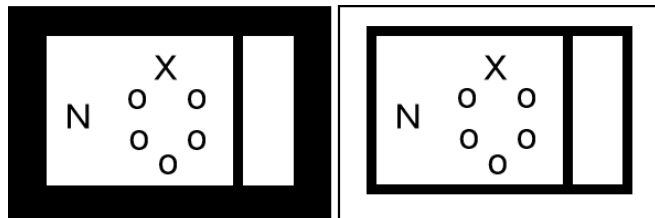


Figure 1 低負荷・同領域条件の実験画面例  
(左:実験 1、右:実験 2、実験 3)  
画像中の白色分は、実験画面では灰色であった。

## 結果

実験結果をTable 1にまとめて示す。実験1, 2の低負荷、高負荷条件では反応時間が大きく異なるため、別々に分析を行った。また、実験3の中央標的、周辺標的的条件では異なる課題を行っているため、別々に分析を行った。

**実験 1** 低負荷条件における領域と一致・不一致の交互作用が有意となり、同領域条件での干渉効果が異領域条件よりも大きかった、 $F(1,23)=6.78, p=.016, \eta_p^2=0.228$ 。高負荷条件では反応時間に差は見られなかった、 $F_s < 1$ 。

**実験 2** 低負荷条件において干渉効果は見られたが、領域条件間で効果の大きさに違いは見られなかった(領域と一致・不一致の交互作用は有意ではなかった)、 $F(1,23)=0.04, p=.847, \eta_p^2=0.002$ 。高負荷条件では反応時間に差は見られなかった、 $F_s < 1$ 。

**実験 3** 実験2と同様、中央標的的条件において干渉効果は見られたが、領域条件間で効果の大きさに違いは見られなかった、 $F(1,23)=0.12, p=.734, \eta_p^2=0.005$ 。一方、周辺標的的条件でも干渉効果は見られたが、領域条件間で効果の大きさに違いは見られなかった、 $F(1,23)=0.08, p=.779, \eta_p^2=0.004$ 。また、同領域に標的がある場合の反応時間が異領域に標的がある場合よりも短かった、領域の主効果: $F(1,23)=9.39, p=.006, \eta_p^2=0.289$ 。

## 考察

実験 1 では、オブジェクトを背景に配置することで刺激の空間的なグルーピングを行った。その結果、低負荷条件だけではあるが、異領域条件での干渉効果が小さくなった。Cosman & Vecera (2012)では知覚負荷によらず領域条件における干渉効果の大きさに違いが見られていたが、本研究の結果は部分的にそれを支持している。この課題において、オブジェクトによるグルーピングは絶対的な影響を持つわけではなく、知覚負荷とグルーピングの相互作用により、干渉効果の大きさが決まるのかもしれない。

一方、実験 2 では区切り枠により刺激の空間的なグルーピングを行った。その結果、課題非関連刺激が標的刺

激と同じ領域に呈示されても異なる領域に呈示されても、同じ程度の干渉効果が見られた。つまり、グルーピングによる干渉効果の違いは見られなかった。

実験 1 と 2 では、領域を分割する要素がオブジェクトか区切り枠という点が異なっており、刺激呈示領域自体には違いがない。そのため、領域がどのように分割されているかの認識によって、干渉効果の大きさが変わるのかもしれない。さらに実験 3 では、周辺の標的を検出する際に、同領域の標的に対する反応が早かったことから、領域分割は、視覚的注意を向ける順序、つまり注意の定位機能には影響を与えようと考えられる。これは、区切り枠によって注意を効率的に定位できるようになり、視覚探索や数え上げの成績が向上するという結果とも整合する。

本研究では、標的刺激と背景がどのような関係にあるか(オブジェクト上に乗っている標的刺激、あるいは背景上にあるが区切り枠とは接点がない標的刺激)によって、領域分割による注意への影響が変わることが示唆された。区切り枠による領域分割が実行制御に与える影響は小さいかもしれない。区切り枠は注意の定位機能に対しては影響を与え、特に注意を向ける順序を規定すると考えられる。

		一致	不一致
実験 1			
低負荷	同領域	481 ± 13	495 ± 13
	異領域	480 ± 11	485 ± 12
高負荷	同領域	939 ± 33	943 ± 35
	異領域	936 ± 33	942 ± 33
実験 2			
低負荷	同領域	497 ± 14	507 ± 13
	異領域	494 ± 13	503 ± 14
高負荷	同領域	953 ± 31	953 ± 29
	異領域	952 ± 28	949 ± 30
実験 3			
中央	同領域	443 ± 11	453 ± 11
	異領域	441 ± 10	451 ± 11
周辺	同領域	477 ± 12	512 ± 14
	異領域	485 ± 14	521 ± 14

Table 1. 反応時間の結果:平均±標準誤差、単位はms。

## 引用文献

- Cosman, J. D. & Vecera, S. P. (2012). Object-based attention overrides perceptual load to modulate visual distraction. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 38, 576-579.
- Li, Q., Nakashima, R. & Yokosawa, K. (2018). Task-irrelevant spatial dividers facilitate counting and numerosity estimation. *Scientific Reports*, 8:15620.
- Nakashima, R. & Yokosawa, K. (2013). Visual search in divided areas: Dividers initially interfere with and later facilitate visual search. *Attention, Perception, & Psychophysics*, 75, 299-307.



# 顕著性モデルによる探索非対称性の文化差の検討

上田 祥行

京都大学人と社会の未来研究院

Search asymmetry is a phenomenon in which search performance dramatically changes when the roles of search items (i.e., target and distractor) are swapped. Although the magnitude of this phenomenon has been reported to vary across cultures (Ueda et al., 2018), it remains unclear what factors cause such differences. To address this issue, we used one of the saliency models, Attention based on Information Maximization (AIM; Bruce & Tsotsos, 2009), and examined the possibility that differences in cultural landscapes drive differences in search asymmetry. A set of visual features included in each cultural landscape was extracted from photographs of cityscapes we collected from all over Japan and an overseas database using independent component analysis (i.e., the computational model was trained on the visual features of each cultural landscape). Using them as basis functions, the saliency of visual search displays based on cultural experience was calculated. The results showed that the size of the attention window could explain differences in the magnitude of search asymmetry regardless of differences in basis functions. This suggests that cultural differences in search asymmetry may be caused not by what people have seen, but by how large their attention windows are.

Keywords: cultural difference, search asymmetry, saliency, experience, cultural landscape.

## 問題・目的

注意の定位には、観察者が属する文化による違いがあると指摘されている (Masuda & Nisbett, 2001)。しかし、課題によってはノイズが混入しやすく、再現性が見られないことがある (Rayner et al., 2007)。この問題点を解決するため、先行研究では、標的刺激と妨害刺激の役割を入れ替えると劇的に探索効率が変化する探索非対称性を利用して、注意の文化差について検討した (Cramer et al., 2016; Ueda et al., 2018; Ueda et al., 2019)。探索非対称性は2つの探索間で刺激の役割を入れ替えるだけで生じるため、その生起には観察者の動機づけなどの要因が混入しにくいという利点がある。実験の結果、線分の長さや円と棒つきの円による探索対称性は北米の参加者で東アジアの参加者よりも大きくなり、線分方位の探索非対称性は東アジアの参加者で北米の参加者よりも大きくなった。

しかしながら、このような文化間の差異がなぜ生じるのかは未だ明らかではない。文化間には文字や風景をはじめとした様々な違いがあるため (上田他, 2022; 増田他, 2022)、それらの要因を統制された状況下ですべて調べるのは非常に困難である。そこで本研究では視覚探索の成績をよく説明できる顕著性モデルを用い、文化間での視覚経験の違いが探索非対称性の違いを生じさせる可能性について検討した。

本研究が対象とした顕著性モデルは、Bruce and Tsotsos (2009) が提案した Attention based on Information Maximization (AIM) モデルである。このモデルは、局所的な顕著性の計算は環境からサンプリングした情報を最大化するように行われるべきであるという考えに基づいている。また、自然画像からランダムに抽出したパッチに独立成分分析を適用することで、初期の視覚野に現れるものに類似した特性を持つ基底関数のセットを作成し、生物学的な妥当性も備えてもいる。本研究では、基底関数のセットを導出するための自然画像を日本とイギリスの街並みの写真に置き換え、それぞれの文化における視覚経験と仮定することで、視覚

経験が探索画面における標的刺激の顕著性の計算にどのような影響を与えるのかを検討した。

## 方法

顕著性の計算には、Bruce and Tsotsos (2009) に基づいたAIMモデルを利用した。以下に、基底関数群の導出に使用した写真、顕著性を算出するために用いられた視覚探索画面、AIMモデルのパラメータ設定について説明する。

### 写真

日本の風景写真はクラウドソーシングによって収集した。人や個人情報が写り込まないように街並みを撮影するように依頼し、日本各地から9,888枚の写真を収集した。イギリスの風景写真は Southampton-York Natural Scene (SYNS) データセットから条件に適合する514枚を用いた。

### 視覚探索画面

視覚探索画面は、Ueda et al. (2018) で参加者に提示したものと同一探索画面を作製した。線分の長さ、円と棒つきの円、線分方位の探索において、それぞれの標的刺激ごとに100種類の探索画面 (3種類の探索×2種類の標的刺激、計600画面) を作製した。セットサイズは12に固定した。探索画面の大きさは1024 pix × 768 pix であった。

### モデルパラメータ

基底関数群の導出のため、収集した写真を 640 pix × 480 pix (日本風景)もしくは 640 pix × 427 pix (SYNS) にダウンサイジングし、各画像から 21 pix 四方のパッチをランダムに100枚ずつ抽出し、独立成分分析を適用した。これにより得られた日本とイギリスの風景から抽出した基底関数群に加えて、Bruce and Tsotso (2009) で作製された基底関数群を合わせて使用した。

3種類の基底関数群を用いてそれぞれ顕著性の計算を行った。顕著性を計算するためのガウシアンフィルタの標準偏差を 1 pix から 25 pix まで変化させた。これは、どれくらいの範囲まで見えているか (つまり、注意窓の大きさ) を示していると見なせる。なお、ガ

ウシアンフィルタのそのものは 100 pix に固定した。最も顕著性が高い場所に標的の刺激が含まれていた場合は早い段階で標的の刺激が見つけられると考えられる。

### 結果

長線分探索および短線分探索において標的の刺激が選択される率を Figure 1 に示す。使用した基底関数群によってわずかな違いはあるものの、注意窓が大きい場合には長線分の標的に対して高い顕著性が示され、注意窓が小さくなると、逆に短線分の標的に対して高い顕著性が示された。

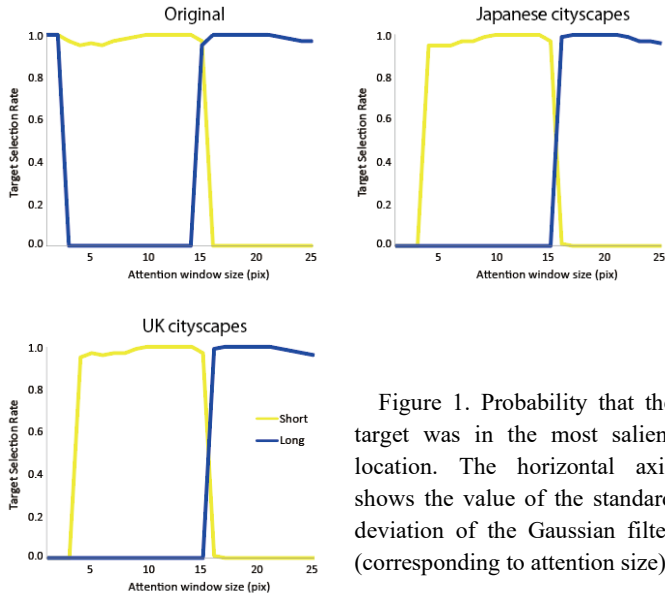


Figure 1. Probability that the target was in the most salient location. The horizontal axis shows the value of the standard deviation of the Gaussian filter (corresponding to attention size).

円の探索および棒つき円の探索において標的の刺激が選択される率、垂直線探索および斜線探索において標的の刺激が選択される率はいずれも前者が 0%、後者が 100% であった。これらは先行研究でも頑健な探索非対称性を示していたことと合致する (Ueda et al., 2018; Treisman & Gormican, 1988)。一方で、探索非対称性の程度に文化間の差異が見られたため、計算された標的の刺激の顕著性の値を注意窓の大きさの関数で表したものを Figure 2 に示す。

顕著性の値と注意窓の大きさについて、使用した基底関数群の間で定性的な差はほとんどなかった。円と棒つき円の探索においては、注意窓が比較的大きい場合には探索非対称性が大きくなり、注意窓が小さい場合には探索対称性が小さくなった。また、線分方位の探索において、注意窓が比較的大きい場合には、探索非対称性が小さくなり、注意窓が小さい場合には探索非対称性が大きくなった。

### 考察

3種類の探索非対称性の探索を通じて、i) 規定関数群による違いは小さく、ii) 注意窓が大きい場合は北米での実験結果を再現し、注意窓が小さい場合には東アジアでの実験結果を再現した。これらの結果は、探索非対称性の文化差が、それぞれの文化で“どのよう

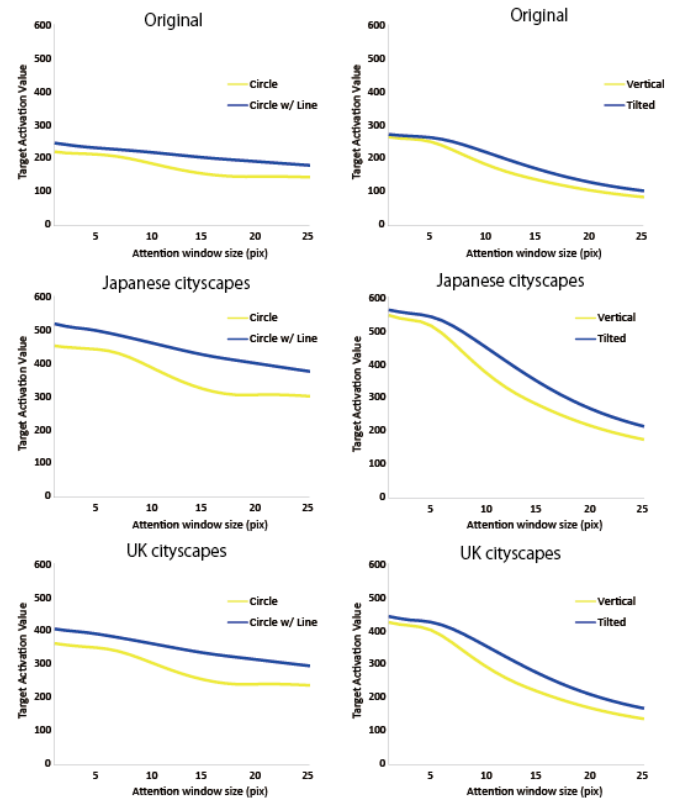


Figure 2. Target activity as a function of the attention window size. The left column shows the results of the Circle/Circle with Line search and the right shows the results of the Vertical/Tilted Line search.

なものを” 見たかではなく、“どのように” 見たかに起因する可能性を示唆している。

本研究では街並みを題材としたが、Saiki (2020) は線分の長さの探索非対称性について、各国で使用されている文字を用いた検討を行っている。その結果、本研究と同様に、注意窓が大きいほど北米の実験結果が再現され、注意窓が小さいほど東アジアでの実験結果が再現された。このことから、本研究の結果は風景刺激に特異的なものではないと考えられる。

本研究によって、注意の範囲の違いが様々なバリエーションの探索非対称性の文化差を説明する可能性が示された。西洋文化圏に比べて東アジア文化圏では、背景情報に目を向けやすいと考えられているが (Chua et al., 2005)、本研究の結果と合わせて考えると、東アジア文化圏の人々は西洋文化圏の人々に比べて注意の範囲が小さいため、場面全体を認識するために広い範囲に目を動かす必要があるという可能性が考えられる。

### 引用文献

Bruce, N. B. D., & Tsotsos, J. K. 2009 Saliency, attention, and visual search: An information theoretic approach. *Journal of Vision*, 9, 5.

Ueda, Y., et al. 2018 Cultural differences in visual search for geometric figures. *Cognitive Science*, 42, 286–310.

# 環境の変化と探索履歴が不確実な視覚情報の探索の最適化に及ぼす影響

小林 穂波<sup>1</sup>  
松井 大  
小川 洋和

関西学院大学大学院文学研究科  
日本学術振興会  
北海道大学 人間知・脳・AI 研究教育センター  
関西学院大学文学部

不確実な環境における情報の探索が最適戦略に則って行われるかを、信号検出理論と最適採餌理論に基づく数理モデルと行動実験によって検証した。視覚刺激を探してマウスクリックで選択する視覚的採餌課題を使った。クリックすると加点される刺激は明るい色、減点される刺激は暗い色である確率が高いが、刺激を見ただけでは完全には識別できないように設定した。実験1では加点刺激と減点刺激の数の比、実験2では減点刺激をクリックした場合の減点数を段階的に変化させた4フェーズを実施した。その結果、環境の変化に応じて探索戦略を変えられるが、この調節は最適ではなかった。特に、最初に経験した環境の影響を受けて、探索戦略の調節が環境の変化よりも遅れることがわかった。環境に不確実性があっても探索戦略を調節できるが、経験した環境における探索履歴の影響を受けて、最適戦略からは逸脱する。

Keywords: search, visual foraging, optimal behavior.

## 問題・目的

視覚情報の探索は日々の生活に不可欠なものであり、難なく物を探す行動ができていられるように思われるが、実際の探索には不確実性が伴うことが多い。例えば多くのみかんの中から、おいしいみかんをできるだけ多く選び出すような探索の場合、探索の手がかりとなる特徴 (e.g., 色) を適切に利用しても、必ずおいしいみかんだけを選び出せるとは限らない。おいしそうなお色であってもまずいみかんが存在するからである。どの程度の特徴 (e.g., 色の明るさ) を基準としてみかんを選べば、最も満足のいく詰め合わせを作ることができるだろうか。

本研究の目的は、このような不確実な環境における視覚情報の探索が最適戦略に則って行われるかを調べることである。行動生態学の採餌行動研究のうち最適メニュー問題 (optimal diet problem) を参考に、得られた報酬 (実際には仮想の得点) と探索時間 (実際には試行数) の比を最大化する選択基準を最適戦略と定義した。さらに、環境内の加点刺激と減点刺激の比 (実験1) と減点刺激の点数 (実験2) を段階的に変化させて、環境の変化に応じて探索戦略を調節できるかを検討した。

## 方法

2つの実験を実施した。実験1には23名、実験2には22名の大学生が参加した。参加者の課題は、画面上に呈示される図形刺激をクリックして点数を獲得することであった (Figure 1)。クリックすると点数が得られる加点刺激と、減点される減点刺激を呈示した。加点刺激をクリックすると参加者は5点獲得した。減点刺激をクリックすると、実験1では-3点の減点があった。刺激は青色で呈示された。刺

激の明るさが点数と対応しており、明るい刺激であるほど加点刺激である確率が高く、暗い刺激であるほど減点刺激である確率が高かった。

減点刺激のクリック率を $\phi$ 、加点刺激のクリック率を $\phi^k$ として、報酬 $e$ と加点刺激 $h$ を以下のように定義した。なお $\kappa$ は加点刺激と減点刺激の識別性を示す (Egan, 1975)。

$$\bar{e} = \frac{l_g}{l_g + l_b} e_g \phi^k + \frac{l_b}{l_g + l_b} e_b \phi$$
$$\bar{h} = \frac{l_g}{l_g + l_b} h_g \phi^k + \frac{l_b}{l_g + l_b} h_b \phi$$

ここで $l_g$ と $l_b$ はそれぞれ加点刺激と減点刺激の個数の割合、 $e_g$ と $e_b$ は点数、 $h_g$ と $h_b$ は探索時間を表す。

また、 $\phi$ は以下のように表される。 $\gamma$ は判断基準である。刺激の特徴がこの値よりも大きいと知覚されれば刺激は選択され、小さいと知覚されれば選択されない。

$$\phi = \int_{\gamma}^{\infty} \exp(-x) dx = \exp(-\gamma)$$

このモデルを用いたシミュレーションを行い、結果に基づいて実験で用いる環境内の加点刺激と減点刺激の比 (実験1) と減点刺激の点数 (実験2) を決定した。

**実験1** 参加者のおよそ半数を下降群 (11名) と上昇群 (12名) に割り当てた。下降群は環境内の減点刺激に対する加点刺激の割合が多い環境 (0.8) から、上昇群は加点刺激の割合が少ない環境 (0.2) から実験を開始した。加点刺激の割合はセッションごとに0.2ずつ上昇または下降し、合計で4セッション実施した。

**実験2** 参加者のおよそ半数を下降群 (11名) と上昇群 (10名) に割り当てた。下降群は減点刺激の点数が高い環境 (0点) から、上昇群は点数が低い環境 (-10点) から実験を開始し、セッションごとに順番に減少または増加した。減点刺激の点数は0点、-2点、-5点、-10点のいずれかであった。合計で4セッション実施した。

## 結果

### シミュレーション

上記のモデルをもとに、参加者の刺激識別性 $\kappa_{subj}$ に基づくシミュレーションを行い、各実験における判断基準 $\gamma$ の最適値 $\gamma^*$ を算出した。結果をFigure 2に示す。加点刺激の割合が減少する・減点刺激の点数が高くなる環境では、判断基準を高く設定することが最適である。つまり、できる限り慎重に判断することが求められる。

### 結果：極端な環境では最適から逸脱する

次に、データから参加者の実際の判断基準 $\gamma$ を算出した(Figure 3)。実験1・2どちらも、環境が極端によいとき・悪いとき、判断基準は最適判断基準から逸脱した。環境がよいときには最適よりも慎重な判断基準を採用し、環境が悪いときには最適よりもリベラルな判断基準を採用した。

### 結果：実験1では判断基準の調節が遅れる

実験1では、3番目に実施したセッションで上昇群と下降群の判断基準に違いがあった。加点刺激の割合が0.6のとき上昇群の判断基準は最適よりも低かったが、割合が0.4のとき下降群の判断基準は最適よりも高かった。実験2では、2番目に実施したセッションで上昇群と下降群の判断基準に違いがあった。減点刺激の点数が-5点のとき下降群の判断基準は最適よりも低かったが、点数が-2点のとき上昇群の判断基準は最適よりも高かった。

これらの違いは、実施順が参加者の判断基準に影響する可能性を示している。そこで、参加者の判断基準のセッション間の変化を調べたところ、実験1では各群が3番目に実施したセッションから最後に実施したセッションに移るときにのみ、判断基準が調節されていることがわかった。具体的には、上昇群では加点刺激の割合が0.6から0.8に変化したときに判断基準が前のセッションに比べて低くなり、下降群では加点刺激の割合が0.4から0.2になるときに判断基準が前のセッションに比べて高くなった。

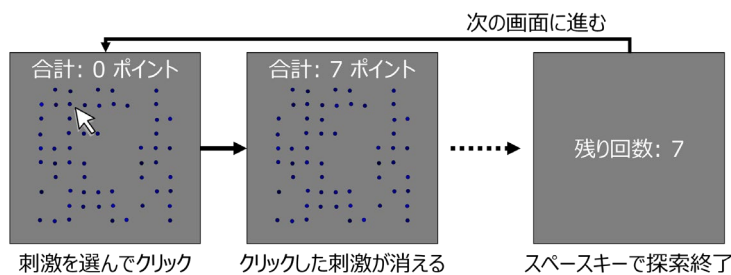


Fig. 1. 実験課題の流れ。

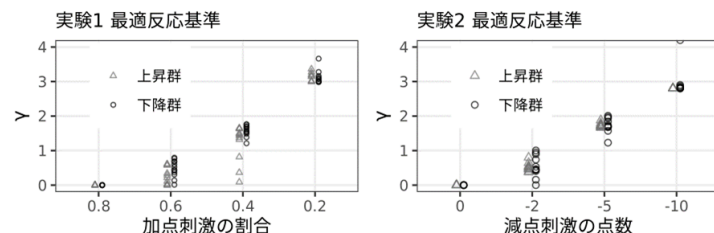


Fig. 2. 参加者ごとに算出した最適判断基準 $\gamma^*$ 。

一方で実験2では、減点刺激を選択することによる罰則がない環境とある環境との間を移行するときには、環境の変化に対応して判断基準を調節した。上昇群は減点刺激の点数が-2点から0点に変化するとき判断基準が低くなった。さらに、下降群では、減点刺激の点数が0点から-2点に変化するとき判断基準が高くなった。

また、下降群は減点刺激の点数が-5点から-10点に変化するとき判断基準が高くなった。

## 考察

実験1では、環境の変化よりも遅れて調節が行われた。実験1では参加者が加点刺激の割合を直接知ることができず、環境との相互作用を通じて推測するために、環境への適切な対応が遅れたと考えられる。実際、参加者が減点刺激の点数を直接観察できた実験2では、このような調節の遅れはなく、環境が大きく変化するときには、判断基準の調節が起こった。

## 結論

探索者と環境との相互作用によって、探索に利用される情報が変化して、行動が調節される。視覚情報に不確実性がある状況でも、特に環境の情報が直接的に得られる場合には、環境の変化に応じて判断基準を調節できる。しかし、その調節は最適ではなく、環境の変化が大きいときに行動戦略が調節された。

## 参考文献

Egan, J. P. (1975). *Signal detection theory and ROC analysis*. Academic Press.

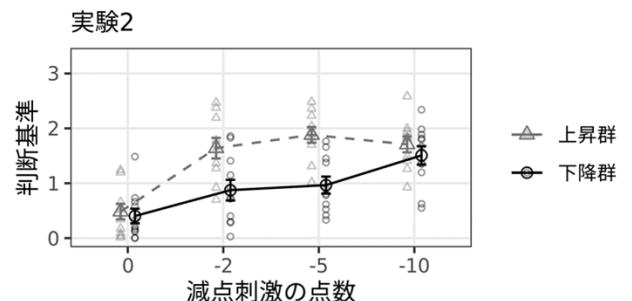
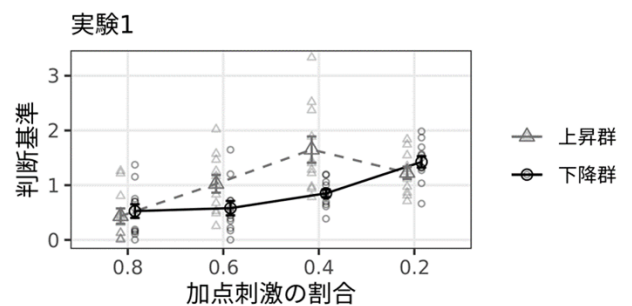


Fig. 3. 参加者の実際の判断基準 $\gamma$ 。



# 課題非関連プローブ法による注意資源配分量の評価

武田 裕司

国立研究開発法人産業技術総合研究所  
ヒューマンモビリティ研究センター

An objective estimation of the development of attentional resources to a visual task is desired for the development of products and services. For this request, we have developed physiological measures, such as auditory evoked potentials (AEPs), eye-fixation related potentials, and eye-blink durations. Here I introduce the estimation method by using AEPs elicited by task-irrelevant probes, in which task-irrelevant auditory stimuli are presented and participants are instructed to ignore these stimuli. The amplitude of AEP can decrease with increasing the amount of attentional resources deployed to a visual task, because residual attentional resources that can be consumed by the processing of auditory stimuli. A series of our empirical studies revealed that 1) this measure reflects not only the mental workload but also the positive cognitive states (e.g., interest and pleasant), 2) a multiple-stimulus paradigm can dramatically increase the temporal resolution, 3) the N1 and P2 components of AEPs can reflect involuntary and voluntary deployments of attention respectively, 4) concurrent measurement of eye-fixation related potentials and eye-blink durations can help to understand the state of attentional resources totally.

Keywords: attentional resource, event-related potential, task-irrelevant probe, pleasure, mental workload.

## 問題・目的

視覚課題に対して注意資源をどの程度配分しているのかを客観的に評価することは、製品やサービスの開発において重要である。視覚作業中の注意資源配分量を評価する方法の一つに課題非関連プローブ法がある。この方法では純音などの聴覚刺激（プローブ）を視覚課題とは無関係に提示し、実験参加者には聴覚刺激を無視するように教示する。視覚課題に対して多くの注意資源を配分している状況では、聴覚刺激に配分可能な注意資源が減少し、その結果として聴覚誘発電位の振幅が減少するという現象が観察される（e.g., Kramer et al., 1995）。聴覚誘発電位の典型的な波形をFigure 1に示す。

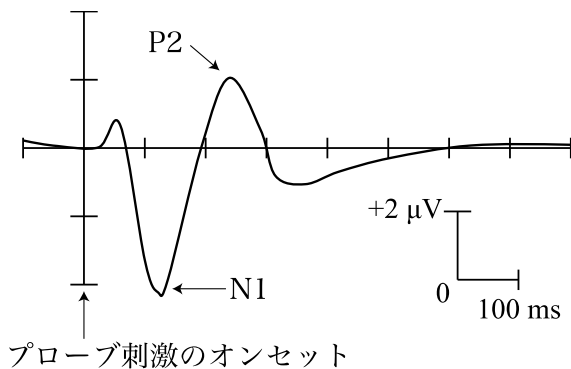


Figure 1. A typical waveform of auditory evoked potentials.

過去の研究において課題非関連プローブ法は、視覚課題の心的作業負荷を評価する目的で利用されてきた。このため本方法の適用範囲は限定的であった。また、オドボール系列に10~20%程度含まれる逸脱音に対する聴覚誘発電位を主な指標としていたため、時間解像度が低かった。これに対して、我々は適用範囲の拡大と時間解像度の向上に取り組んできたので、本発表ではそれらを報告する。

## 研究1: ポジティブな状態の評価

心的作業負荷が高い状況だけでなく、我々は興味を持った対象に注意が引きつけられることがある。このようなポジティブに興味を持った対象の評価が可能か否かを検討した。ショッピングモール内を移動できるシミュレータを用いて、店舗が開いている条件（オープン条件）とシャッターが閉まっている条件（クローズ条件）の比較を行った。オドボール系列のプローブ音を提示し、参加者14名からデータを収集した。その結果、ウィンドウショッピングを楽しめるオープン条件において逸脱音へのP2振幅が減衰することが確認された。この結果は、課題非関連プローブ法がポジティブな状態の評価にも有効であることを示している。詳細はTakeda et al. (2014)を参照のこと。

## 研究2: 時間解像度の向上

オドボール系列を用いた場合、一定時間内での逸脱音の提示回数が少なく、時間解像度が低い。そこで、周波数がランダムに変化する系列を用いて、聴覚誘発電位を指標とした実験を行った。周波数の変化は神経不応を避けるための工夫である。参加者24名に楽しい動画と楽しくない動画を見せて、その間の聴覚誘発電位を計測した。その結果、楽しい動画を観察中にN1振幅の減衰が認められた。また、この刺激系列を使用することによって、20秒間程度の計測時間で注意資源配分量の評価が可能になった（従来の方法は5分程度）。詳細はTakeda & Kimura (2014)を参照のこと。

## 研究3: 「楽しさ」と「難しさ」の評価

ここまでの研究で課題非関連プローブ法が心的作業負荷の増大（難しさ）と楽しさの両方を反映することが明らかになったが、これらを分離して評価できるか否かを検討した。参加者17名に対してドライビングシミュレータを用いた実験を行った。その結果、走行シナリオの主観的楽しさと関連してN1振幅の減衰が、

主観的難しさと関連してP2振幅の減衰が生じることが確認された。この結果は、N1とP2が楽しさに伴う受動的注意資源配分と難しさに伴う能動的注意資源配分を反映している可能性を示唆している。詳細はTakeda et al. (2016)を参照のこと。

## 研究4: 最適なプローブの提示間隔

周波数がランダムに変化する系列を用いたここまでの研究では、刺激間隔を400-800 ms (平均600 ms)に設定していた。より短い提示時間間隔を用いることができれば時間解像度の向上を見込むことができる。そこで、平均600 ms間隔の条件と平均300 ms間隔の条件、間隔がランダムに変化する条件と一定の条件を設定し、参加者28名の実験を実施した。その結果、N1とP2の両成分を指標として用いる場合は、400-800 ms (平均600 ms)の設定で最も時間解像度が高いことが示された。詳細はSugimoto et al. (2022)を参照のこと。

## 研究5: 他の指標を含めた多面的評価

課題非関連プローブ法は、主課題に配分されなかった余剰の注意資源量を評価する指標であり、覚醒度に随伴する注意資源総量の変化に影響を受ける。また、視覚作業に配分された注意資源量と視覚課題以外に消費される注意資源量の分離は困難である。そこで、スラロームを運転中のドライバ16名からデータを収集し、課題非関連プローブへの聴覚誘発電位に加えて、瞬目の持続時間(注意資源総量を反映)と眼球停留関連電位(視覚情報処理量を反映)を評価した。実験の結果、これらの指標を総合的に評価することでドライバ状態をより多面的に推定できることが示された。詳細はKimura et al. (2022)を参照のこと。

## 研究6: 基礎研究での利用例

注意資源配分量を評価できることは、基礎的な心理学実験においても有効な指標となる。そこで、2属性3選択肢意思決定課題における魅力効果と注意資源量の関係を検討した。魅力効果では意思決定過程において深い処理が行なわれていると効果が小さくなるという報告がある。参加者30名から課題遂行中の聴覚誘発電位を計測したところ、魅力効果が生じなかった試行では、意思決定の中期段階でN1振幅の減衰が認められた。このように、課題非関連プローブ法を用いることで、注意資源配分の時間的特性を明らかにできる。詳細はTsuzuki et al. (2019)を参照のこと。

## 研究7: 応用研究での利用例

注意資源配分量の評価は、応用的な研究場面での有用性が高い。近年の電気自動車では回生ブレーキによるワンペダル操作が可能になっている。このワンペダル操作が運転の楽しさを高めるというマーケティングでの報告があったが、科学的な研究は報告されていなかった。そこで、参加者12名からワンペダル操作時の聴覚誘発電位を計測したところ、N1振幅の減衰が認められた。このように、製品開発現場におけるエビデ

ンスの提供にも有効であると考えられる。詳細はSugimoto et al. (2020)を参照のこと。

## 結論

課題非関連プローブ法による注意資源配分量の評価は適用範囲が広く、様々な研究開発において有効である。他の生理指標・行動指標・主観報告と統合することで、さらに発展すると期待できる。

## Appendix

本発表の内容は、木村元洋氏、杉本史恵氏、木村健太氏、岩木直氏、佐藤稔久氏、赤松幹之氏、北崎智之氏、大隈隆史氏、竹中毅氏、蔵田武志氏、井上和哉氏、千葉元気氏、長井力氏、都築誉史氏、美記陽之介氏、矢島和男氏との共同研究の成果に基づきます。

## 引用文献

- Kimura, M., Kimura, K., & Takeda, Y. 2022 Assessment of driver's attentional resource allocation to visual, cognitive, and action processing by brain and eye signals. *Transportation Research Part F: Traffic Psychology and Behaviour*, 86, 161-177.
- Kramer, A. F., Trejo, L. J., & Humphrey, D. 1995 Assessment of mental workload with task-irrelevant auditory probes. *Biological Psychology*, 40, 83-100.
- Sugimoto, F., Kimura, M., & Takeda, Y. 2022 Investigation of the optimal time interval between task-irrelevant auditory probes for evaluating mental workload in the shortest possible time. *International Journal of Psychophysiology*, 177, 103-110.
- Sugimoto, F., Kimura, M., Takeda, Y., Akamatsu, M., Kitazaki, S., Miki, Y., & Yajima, k. 2020 Effects of one-pedal automobile operation on the driver's emotional state and cognitive workload. *Applied Ergonomics*, 88, 103179.
- Takeda, Y., Inoue, K., Kimura, M., Sato, T., & Nagai, C. 2016 Electrophysiological assessment of driving pleasure and difficulty using a task-irrelevant probe technique. *Biological Psychology*, 120, 137-141.
- Takeda, Y., & Kimura, M. 2014 The auditory N1 amplitude for task-irrelevant probes reflects visual interest. *International Journal of Psychophysiology*, 94, 35-41.
- Takeda, Y., Okuma, T., Kimura, M., Kurata, T., Takenaka, T., & Iwaki, S. 2014 Electrophysiological measurement of interest during walking in a simulated environment. *International Journal of Psychophysiology*, 93, 363-370.
- Tsuzuki, T., Takeda, Y., & Chiba, I. 2019 Effortful processing reduces the attraction effect in multi-alternative decision making: An electrophysiological study using a task-irrelevant probe technique. *Frontiers in Psychology*, 10, 896.

# サリエンシー・マップの注意研究への応用

吉田 正俊<sup>1</sup>

北海道大学 人間知・脳・AI研究教育センター

A saliency map is a representation of the strength of visual saliency as a 2D map of the visual field. In this talk, three approaches (neurobiology, machine learning and information theory) to computing saliency maps will be outlined. It will be shown how these studies have deepened the question "What is visual saliency?". Finally, the author's previous applications of saliency maps to attention research will be presented.

Keywords: salience, saccade, eye movement, free-viewing

## はじめに

夜空を見上げたとき、もし月が出ているならば、われわれはすぐに月に目が向くだろう。これは月が目立つ(salient)からだ。しかし昼の空に月があってもわれわれはそこに目を向けない。つまり「月が目立つ」ということは月が周り比べて明るいという空間的配置によって決まる。視覚的に目立つという心理的特性を視覚サリエンス visual saliency と呼ぶ(Yoshida, 2017)。視覚サリエンスを定義するならば「視野内のアイテムが周り比べて突出させることで我々の注意をただちに誘引する、主観的な知覚特性」となる(Itti, 2007)。このような視覚サリエンスの強さを視野の2次元マップとして表現したものがサリエンシー・マップだ。

本講演では、サリエンシー・マップの計算方法について、3つのアプローチ(神経生物学、機械学習、情報理論)について概括する。これらの研究が「視覚サリエンスとは何なのか」という問いをどのように深化させていったのかを示す。最後に著者がこれまでに行ってきた、サリエンシー・マップの注意研究への応用について紹介する。

## 神経生物学的アプローチ

サリエンシー・マップの起源は注意の心理学にある。Ann Treismanは視覚的注意のモデルとして特徴統合理論 feature integration theory を提唱した(Treisman & Gelade, 1980)。特徴統合理論では、視像像は各特徴(輝度、色、傾きなど)で並行して処理され、それらの特徴が最終的に統合される。この統合されたマップをサリエンシー・マップと呼んで、統合がwinner-take-allルールでなされるという計算論的モデルが提唱された(Koch & Ullman, 1985)。じっさいに画像からサリエンシー・マップを計算する実用的な計算アルゴリズムを作ったのがItti-Kochモデル (Itti et al., 1998)だった。

Itti-Kochモデルの概要をFigure 1に示す。視覚特徴ごとに並行処理がなされ、目立つ部分を計算したあとでwinner-take-allで統合される。鍵となるのは側抑制メカニズムだ。大脳皮質での視野野では、ある視野位置に対応した神経細胞への興奮性入力、そのまわりの視野位置に対応した細胞への抑制的活動を引き起こす。これを「側抑制」と呼ぶ。側抑制は数学的には2次元空間でのラプラシアン(2回微分)の処理を行っていることになる。この処理は視覚工学の分野では輪郭の強

調に使われる。こうしてItti-Kochモデルは脳で行われている側抑制を使うことで周り比べて突出している(salientである)部分を検出している。

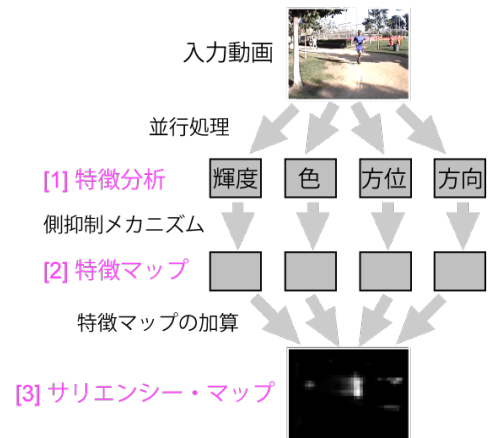


Figure 1. Itti-Koch のサリエンシー・マップ計算の概要

Itti-Kochモデルは側抑制を用いているという意味で神経生物学的なアプローチであるといえる。また、Itti-Kochモデルは脳での情報処理とおおまかに対応がある点で神経生物学的な妥当性が高い。脳との対応については(Veale et al., 2017)を参照してほしい。

## 神経生物学的アプローチからの展開

サリエンシー・マップはある視覚シーンでのフリービューイングを行ったときの視線分布を予測するのに役立つ(Itti & Koch, 2000)。しかし視線の予測器として使うには、サリエンシー・マップは低レベル視覚特徴のみで作られているため不十分だ。このため、サリエンシー・マップを拡張する試みが多数なされてきた。たとえば顔検出機を加えたもの(Cerf et al., 2008)、物体とその意味などの高次特徴を加えたもの(Xu et al., 2014)がある。

またトップダウン注意についても、サリエンシー・マップにトップダウン注意を加味した優先度マップ priority mapがあるというモデルがある(Itti & Koch, 2000)。優先度マップに似たものが脳の前頭眼野にあるという考えは脳科学ではよく受けられてきた(Veale et al., 2017)。しかしトップダウン注意のモデル化では、

ある限られた環境でのトップダウン情報を計算する必要があるため(Peters & Itti, 2007)、一般化が難しい。けっきょくのところ、トップダウン情報を計算するとはほとんど人工知能がデザインすることそのものだ。だったら機械学習でサリエンシー・マップを計算すればよいのではないだろうか？じっさいにそういうアプローチが盛んに進められている。つぎはこの機械学習的アプローチについて概要を見てみよう。

## 機械学習的アプローチ

サリエンシー・マップがやっているのが画像を入力として与えて、その視線予測を出力することであるならば、機械学習で実現可能な問題だ。ニューラルネットワークに画像と視線分布の対を与えて、画像から視線分布の予測器を学習させる。学習成立後に、未知の画像を与えれば、視線分布の予測をサリエンシー・マップとして返すことができるようになるだろう。

深層学習で使われるニューラルネットは convolutional neural network (CNN) の構造を持っている。この重み付けを Itti-Koch のサリエンシー・マップでは神経生物学的な知見から決め打ちで設定していた。機械学習的アプローチでは、実データの視線分布との誤差を最小化するようにこの重みを学習したものが現れた (Vig et al., 2014)。さらに Deep Gaze では、ヒントンの深層ニューラルネット画像分類器 ImageNet の各層での重みを足し合わせることで、より成績の良い視線予測器を構築している (Kümmerer et al., 2015)。

機械学習の分野の典型的なストラテジーとして、データと評価基準を共通化したベンチマークテストを作ったうえで、成績向上の競争をするというのがある (たとえば画像分類器)。サリエンシー・マップについても同様なベンチマークテストが整備された。たとえば MIT/Tuebingen Saliency Benchmark (Bylinskii et al., 2019) では、画像と視線分布の対を用意して学習用データと検証用データに分ける (Borji & Itti, 2015)。研究者は検証用画像での視線分布の予測を提出すると、真の視線分布との合致度を計算してランキングを作る。これによって上記の Deep Gaze は好成績を収めている。

## 機械学習的アプローチからの展開

このようなランキングにおいては、機械学習のアプローチは、Itti-Koch の神経生物学的アプローチと比べてずっと成績が良い。では神経生物学的アプローチはもう不要なのだろうか？そんなことはない。そこで思い出すべきなのは、サリエンシー・マップとはあくまでも、注意を引くという知覚特性を2次元マップとして表現したものだということだ。機械学習的アプローチが行っているのは視線分布の予測器の作成だ。視覚サリエンスと視線分布は必ずしも等価ではない。では視覚サリエンスはどう定量化したらよいか？

この問題を直接検証した研究がある (Koehler et al., 2014)。被検者に視覚刺激を提示して、どこが視覚サリエンスが高いか答えてもらう。答える方法として以下の3通りを比較する。1) マウスクリックで一番目立つ場所がどこかを答えてもらう。2) 視線計測を行い

ながら、「一番目立つ場所は左右どちらにあるか？」に答えてもらう。3) 視線計測を行いながら、自由に視覚刺激を見てもらう (フリービューイング)。その結果、Itti-Koch のサリエンシー・マップと相関が高かったのは1) で、3) は相関が低かった。つまり、Itti-Koch のサリエンシー・マップは「いちばん目立つ場所がどこだと思うか」という意味ではけっして悪くないのだった。

この知見を踏まえて、機械学習的アプローチにおいても、マウスでのクリックのデータを学習用データとして使うアプローチも進んでいる。しかし今の話から明らかになったのは、「そもそも視覚サリエンスとはなにか」という問いの重要さだろう。

そこで参考になるだろうと著者が考えているのが感度マップ sensitivity map だ。感度マップとは機械学習の分野で分類の根拠を示すために用いられている。ある深層学習ネットワークでは画像認識 (分類) を行っている。ではそのような分類の根拠となるのはどのピクセルなのか、それを図示したのが感度マップだ (Smilkov et al., 2017)。つまり感度マップはあるピクセルがどのくらい informative であるかを示している。

われわれが視線を移動する目的は視覚シーンの効率的な理解だ。視野内の視覚サリエンスと獲得できる情報量にはおおいに関係がありそうだ。つぎにサリエンシー・マップの計算における情報理論的アプローチについて概説しよう。

## 情報理論的アプローチ

夜の月が目立つのは暗い背景に明るい物体があるからだ。視覚サリエンスとは空間的な外れ値検出といえる。なにもない暗い背景にいきなり明るい物体が現れてもそれは目立つ (サプライズ)。サプライズは時間的な外れ値検出といえる。外れ値検出は「現在はこういう状態である」という信念からの逸脱を意味している。このようにして視覚サリエンスとサプライズをベイズ的枠組みで統合的に扱うのが Itti-Baldi のベイジアンサプライズだ (Itti & Baldi, 2009)。

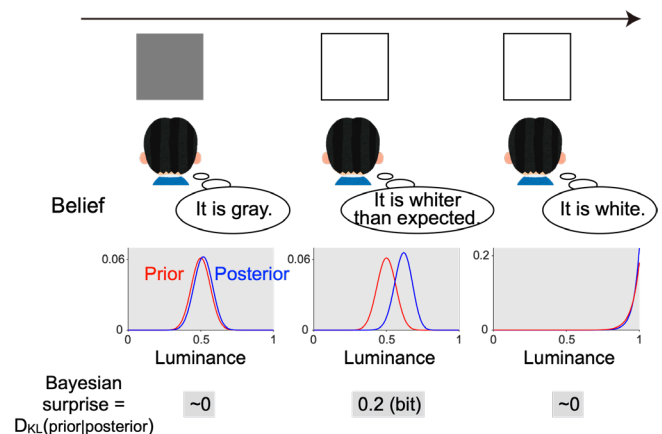


Figure 2. ベイジアンサプライズの計算



ベイジアンサプライズは知覚のベイズ的枠組みを前提としている。われわれは外界の状態についての信念を確率分布として持つことを仮定している。たとえば「眼に映っているのは灰色の画面だ」というわれわれの信念は輝度0.5を中心に広がった確率分布として表現できる(Figure 2左)。ここにあらたに感覚入力として灰色の刺激が届いたとしてもわれわれの信念は感覚入力の到着前(Prior)から到着後(Posterior)で大きくは変わらない(Figure 2左)。(この計算自体はベイズ更新で行われるがここでは数式には立ち入らない。)しかし白い刺激が届いた場合は、現在の信念を「より明るいものを見ている」と変更する必要がある(Figure 2中)。ここでPriorとPosteriorというふたつの確率分布の隔たり具合を定量化するのがKL divergenceという量だ(図内では $D_{KL}(A|B)$ として表現)。ベイジアンサプライズはこのような信念の変化量を表す。ひきつづき白い丸が点灯しつづけた場合、われわれの信念はすでに「より白いものを見ている」となって大きくは変化しない(Figure 2右)。このようにしてベイジアンサプライズは時間的な変動が注意を惹く様子を定量化する。

同じアイデアで空間的な外れ値についても定量化できる。背景が灰色だったとき、中心の白い点は「この画面は灰色一色である」という信念を修正することを要請する。このようにして周辺についての信念と中心の信念との差として空間的サリエンスを定量化する。

このようにして空間的外れ値と時間的外れ値を統合したベイジアンサプライズは視線予測器としてItti-Kochモデルよりも高成績となる(Itti & Baldi, 2009)。

### 情報理論的アプローチからの展開

このようなアプローチをさらに発展させたものとして自由エネルギー原理(Friston, 2010)を捉えることができる。自由エネルギー原理ではベイジアンサプライズと同じく、外界の状態についての信念を更新することが知覚であるとする。しかし自由エネルギー原理ではさらに外界の状態推定をより正確にするものとして行動を捉える。自由エネルギー原理の枠組みでサッケードと視覚サリエンスを捉え直してみよう。たとえばある視覚シーンで左下を見ているとする(Figure 3左)。右上になにかがあるので、サッケードをしてみたら、蝶であることがわかった(Figure 3右)。

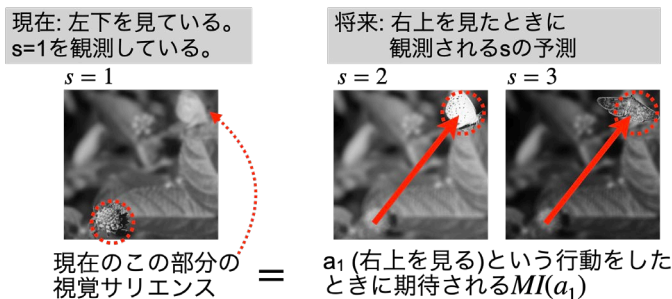


Figure 3. 自由エネルギー原理における視覚サリエンス (吉田 et al., 2022)

このとき行っていることは、サッケードすることによって外界についての信念の確率的分布(蝶か蛾か)をより曖昧さが低いものへと更新するということだ。そして視覚サリエンスが高いとは「そこに視線を移動させれば、信念の変化(=ベイジアンサプライズ)が大きくなる場所」、つまり情報獲得が大きいということだ。

情報理論的なアプローチからは、視覚サリエンスとは視覚シーンの理解と密接に結びついた過程の一部として捉えることが可能となる。また、サリエンスという言葉は動機づけ研究においては、あるアイテムが正または負の情動を引き起こす大きさを表すのに使われが(動機サリエンス)、これも知覚サリエンスと無縁なわけではないことが情報理論的なアプローチから明らかになる(吉田 et al., 2022)。

### サリエンシー・マップの注意研究への応用

最後に著者がこれまで行ってきた、サリエンシー・マップの注意研究への応用について二つ紹介したい。まず著者は盲視の研究において、盲視のサルは視覚サリエンスについて研究した(Yoshida et al., 2012)。第一次視覚野を損傷したサルは対側の視野に提示した視覚刺激を強制選択条件では選択できるが、刺激の有無を答える成績は低い(Yoshida & Isa, 2015)。つまりこのサルは盲視患者と同じ行動を示す。では盲視のサルは視覚サリエンスの情報を利用できるか? フリービューイング中の視線を計測したところ、盲視のサルは視覚サリエンスの高いところに目を向けていた。このことは盲視における「無意識的な知覚」に視覚サリエンスの情報処理も含まれるということを示している。

またべつの研究では、統合失調症患者での視線データをサリエンシー・マップによって解析している。統合失調症患者ではフリービューイング中の視線の移動距離が短い(Benson et al., 2012; Miura et al., 2014; Morita et al., 2017)。著者はこれが視覚サリエンスの高いところに視線が滞留しているからと考えて検証を行った。その結果、統合失調症患者では方位サリエンスの高いところに視線を向けているということを明らかにした(Yoshida et al., 2022)。このような視覚サリエンスの変容は統合失調症の陽性症状の発症メカニズムとして提唱されている異常サリエンス仮説(Kapur, 2003)が知覚サリエンスについても起きていることを示唆している。

このようにしてサリエンシー・マップを用いた解析は脳損傷や精神疾患における知覚変容のメカニズムについて示唆を与えることができる。

### 展望

サリエンシー・マップの注意研究への応用は、サリエンシーマップの計算法の深化を取り込むことで、今後さらに視覚シーンの認知と深く関わった過程を解明することが期待できる。

## 謝辞

本研究の一部は、JSPS科研費 20H00001, 22H02936、AMED 課題番号 JP19dm0207069 の支援のもとで行われた。

## 引用文献

- Benson, P. J., Beedie, S. A., Shephard, E., Giegling, I., Rujescu, D., & St. Clair, D. (2012). Simple viewing tests can detect eye movement abnormalities that distinguish schizophrenia cases from controls with exceptional accuracy. *Biological Psychiatry*, 72(9), 716–724.
- Borji, A., & Itti, L. (2015). CAT2000: A Large Scale Fixation Dataset for Boosting Saliency Research. *ArXiv*, 1505.03581.
- Bylinskii, Z., Judd, T., Oliva, A., Torralba, A., & Durand, F. (2019). What Do Different Evaluation Metrics Tell Us about Saliency Models? *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, 41(3), 740–757.
- Cerf, M., Harel, J., Einhäuser, W., & Koch, C. (2008). Predicting human gaze using low-level saliency combined with face detection. *Advances in Neural Information Processing Systems 20 - Proceedings of the 2007 Conference*, 1–8.
- Friston, K. (2010). The free-energy principle: a unified brain theory? *Nature Reviews Neuroscience*, 11(2), 127–138.
- Itti, L. (2007). Visual salience. *Scholarpedia*, 2(9), 3327.
- Itti, L., & Baldi, P. (2009). Bayesian surprise attracts human attention. *Vision Research*, 49(10), 1295–1306.
- Itti, L., & Koch, C. (2000). A saliency-based search mechanism for overt and covert shifts of visual attention. *Vision Research*, 40(10–12), 1489–1506.
- Itti, L., Koch, C., & Niebur, E. (1998). A model of saliency-based visual attention for rapid scene analysis. *IEEE Transactions on Pattern Analysis and Machine Intelligence*, 20(11), 1254–1259.
- Kapur, S. (2003). Psychosis as a state of aberrant salience: A framework linking biology, phenomenology, and pharmacology in schizophrenia. *American Journal of Psychiatry*, 160(1), 13–23.
- Koch, C., & Ullman, S. (1985). Shifts in selective visual attention: Towards the underlying neural circuitry. *Human Neurobiology*, 4(4), 219–227.
- Koehler, K. L., Guo, F., Zhang, S., & Eckstein, M. P. (2014). What do saliency models predict? *Journal of Vision*, 14(3), 1–27.
- Kümmerer, M., Theis, L., & Bethge, M. (2015). Deep Gaze I: Boosting saliency prediction with feature maps trained on ImageNet. *3rd International Conference on Learning Representations, ICLR 2015 - Workshop Track Proceedings, 2014*.
- Miura, K., Hashimoto, R., Fujimoto, M., Yamamori, H., Yasuda, Y., Ohi, K., Umeda-Yano, S., Fukunaga, M., Iwase, M., & Takeda, M. (2014). An integrated eye movement score as a neurophysiological marker of schizophrenia. *Schizophrenia Research*, 160(1–3), 228–229.
- Morita, K., Miura, K., Fujimoto, M., Yamamori, H., Yasuda, Y., Iwase, M., Kasai, K., & Hashimoto, R. (2017). Eye movement as a biomarker of schizophrenia: Using an integrated eye movement score. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 71(2), 104–114.
- Peters, R. J., & Itti, L. (2007). Beyond bottom-up: Incorporating task-dependent influences into a computational model of spatial attention. *2007 IEEE Conference on Computer Vision and Pattern Recognition*, 1–8.
- Smilkov, D., Thorat, N., Kim, B., Viégas, F., & Wattenberg, M. (2017). SmoothGrad: removing noise by adding noise. *ArXiv*, 1706.03825.
- Treisman, A. M., & Gelade, G. (1980). A feature-integration theory of attention. *Cognitive Psychology*, 12(1), 97–136.
- Veale, R., Hafd, Z. M., & Yoshida, M. (2017). How is visual salience computed in the brain? Insights from behaviour, neurobiology and modelling. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, 372(1714), 20160113.
- Vig, E., Dorr, M., & COX, D. (2014). Large-scale optimization of hierarchical features for saliency prediction in natural images. *Computer Vision and Pattern ...*
- Xu, J., Jiang, M., Wang, S., Kankanhalli, M. S., & Zhao, Q. (2014). Predicting human gaze beyond pixels. *Journal of Vision*, 14(1).
- Yoshida, M. (2017). サリエンス。脳科学辞典。  
<https://doi.org/10.14931/bsd.3007>
- Yoshida, M., & Isa, T. (2015). Signal detection analysis of blindsight in monkeys. *Scientific Reports*, 5, 10755.
- Yoshida, M., Itti, L., Berg, D. J., Ikeda, T., Kato, R., Takaura, K., White, B. J., Munoz, D. P., & Isa, T. (2012). Residual attention guidance in blindsight monkeys watching complex natural scenes. *Current Biology*, 22(15), 1429–1434.
- Yoshida, M., Miura, K., Fujimoto, M., Yamamori, H., Yasuda, Y., Iwase, M., & Hashimoto, R. (2022). Aberrant visual salience in participants with schizophrenia during free-viewing of natural images. *MedRxiv*, 2022.11.21.22282553.
- 吉田正俊, 宮園健吾, 西尾慶之, 山下祐一, & 鈴木啓介. (2022). サリエンスをアフォーダンスとして捉え直す: 能動的推論の視点からの、精神病症状の異常サリエンス仮説への示唆. *Jxiv*, 148.