

# 目がないミニマルデザインロボットによる視線手がかり効果

中島 亮一  
土橋 一斗  
大澤 正彦

京都大学大学院情報学研究科

日本大学大学院総合基礎科学研究科

日本大学文理学部

近年、様々なロボットが社会の中で実用化されており、人間に似た見た目のロボットだけでなく、最低限のパーツしかないミニマルデザインロボットも注目されている。ミニマルデザインロボットの非言語コミュニケーションにおける有効性を示すために、本研究では、目がない顔のロボットが視線(のような)情報を用いた注意の誘導ができるかを検討した。典型的な視線手がかり効果の実験(画面上のロボットが右か左かを向き、画面左右のどちらかに検出すべき標的刺激が呈示される課題)を行った。その際、実験前にそのロボットが物を見る場面を観察する群としない群を設けた。実験の結果、視線手がかり効果は事前観察した群でのみ生じた。つまり、目がないロボットでは視線手がかり効果は生じにくい、そのロボットが見る機能を持つと参加者が認識した場合には生じる。これは、目がないミニマルデザインロボットも人間の注意を誘導できることを示す。

Keywords: Gaze cueing effect, Intentional stance, Minimal design robot, Visual attention

## 問題・目的

近年、家庭内でペットとして愛好されるロボット(Aibo, LOVOT)、店舗での受付や配膳業務に従事するロボット(Pepper, BellaBot)など、人間とのコミュニケーションを目的とするロボットの実用化が進んでいる。このようなロボットの外見は、ユーザがロボットの持つ機能を判断する手がかりとなる。特に、人間に似た外見は、感情や知性を想起させ、親しみやすさにつながると考えられている。しかし、人間に近い外見は、コミュニケーションの阻害要因にもなりうる。例えば、外見から高い知性を期待されたロボットが、その期待と乖離したふるまいをすると、ユーザがコミュニケーションをやめてしまう(適応ギャップ; Yamada & Komatsu, 2006)。つまり、ロボットの外見は、人間とロボットのコミュニケーションにおける重要な論点である。

ロボットの見た目を人間に近づけるデザインとは異なる考え方として、ミニマルデザインがある。これは、ロボットデザインにおいて非本質的な要素を排除し、基本的な機能のみを設計する考え方である。ロボットからあえてパーツ・要素を排除することで、ユーザがそのロボットの印象や行動を想像する余白を与え、コミュニケーションを円滑にすることを目的としている。ミニマルデザインによって、上記のコミュニケーションの阻害要因はある程度軽減できる。本研究で対象とするミニマルデザインロボットは、顔中央に円が一つのみ存在する(図 1)。人型シルエットを持ちつつ、頭部に目や口などを有さないことで、外見情報から過度な人間らしさを感じさせない。このロボットと人間とのコミュニケーションは可能だと報告されている(川崎他, 2017)。

ただし、ミニマルデザインには課題も存在する。デザインされていない要素を用いたコミュニケーションの制約である。例えば、ミニマルデザインの考え方では、視線を用いたコミュニケーションを想定しないロボットに目をデザイン要素として組み込む必要はない。しかし、ロボットとのコミュニケーションで、視線を用いるべき場面があると、そのロ

ボットは何もできないことになる。つまり、汎用的なコミュニケーションが困難だと考えられる。

それでは、本研究で対象とする目がないロボットであっても、視線コミュニケーションを可能にできないだろうか。視線はコミュニケーションにおいて重要な情報であるため、ミニマルデザインロボットでも視線のような情報(以下、視線様情報と呼ぶ)を伝達できると有用である。本研究では、視線による注意の誘導に注目して、目のないロボットによる視線様情報の伝達を検討する。ロボットの視線による注意の誘導に関して、ユーザがロボットを意図を持った存在だと認識していると、ロボットの視線方向に注意が誘導されやすいことが報告されている(Wiese et al., 2012)。そこで本研究では、目がないロボットであっても、何か対象を見るという機能を持つとユーザが認識することで、ロボットの視線様情報がユーザの注意を誘導するという仮説を立て、検証を行った。

## 実験

本研究では、視線による注意誘導の典型的な実験課題である視線手がかり効果の実験を実施した。その際、実験の前に、そのロボットが物を見る場面を観察する群としない群を設けた。もし目のないロボットでは視線様情報による注意誘導が生じにくいのであれば、視線手がかり効果は小さくなると予想される。また、ユーザがロボットの見る機能を認識することで、意図を持った存在だと認識するのであれば、事前観察群ではより大きな視線手がかり効果が生じると予想される。

### 方法

**実験参加者** 実験には正常な視力・矯正視力をもつ40名が参加した(18~54歳、男性18名、女性21名、回答なし1名)。実験参加者は、ロボットを事前に観察する群としない群にランダムに振り当てられた(各群20名ずつ)。

**実験刺激・装置** 参加者は、暗室内で画面から約44 cm離れた位置から画面を観察した。実験はWindowsのPCで

制御し、23.8インチの液晶ディスプレイに視覚刺激を呈示した。視線刺激としてロボットの画像(図1)、標的刺激としてTとLの文字を用いた。実験課題は標的刺激の弁別であり、参加者はテンキーの2または8のキーを押して反応した。

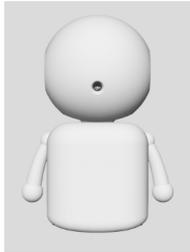


Figure 1 ロボット画像

**手続き** 参加者は、ロボットを事前に観察する群、しない群にランダムに割り当てられた。事前観察群の参加者には、実験前に実験で呈示するロボットの実物を見せ、「このロボットに紙を見せてあげてください」と教示し、実験説明書を手渡した。参加者がロボットの方に紙を掲げると、ロボットがそれを見るように顔を向ける動きをした。事前観察なし群の参加者にはロボットを全く見せなかった。

両群の参加者は全員、同じ視線手がかり効果の課題を行った。注視点呈示(500ms)の後、画面中央に正面を向いたロボット画像が呈示され、700~1000ms後にそのロボットが左右いずれかの方向を向いた。それから200msまたは800ms経過すると、ロボットの左右いずれかに標的刺激が呈示された。参加者の課題は、標的刺激がTかLかをなるべく早くかつ正確に判断することであった。反応後1000ms経過すると次の試行が開始された。ロボットが向く方向と標的刺激の位置を独立に操作した。それらが同じである場合を一致条件、異なる場合を不一致条件と呼ぶ。

これを計8ブロック(各ブロック32試行)行った。その後、参加者は実験で呈示されたロボットについて、Godspeed Questionnaire(Bartneck, 2023)によって擬人感を評価した。

## 結果と考察

反応時間が200ms未満または平均+3×標準偏差以上だった試行を分析対象外とした。正答試行の反応時間(表1)について、視線と標的の位置関係(一致、不一致)、標的呈示までの遅延時間(200ms, 800ms)、事前観察(有、無)の3要因混合計画の分散分析を行った。

その結果、視線と標的の位置関係と事前観察の交互作用が有意だった [ $F(1,38)=5.74, p=.022, \eta^2_p=.130$ ]。事前観察群では、一致条件よりも不一致条件で反応時間が長くなった [ $p<.001$ ]。一方、事前観察なし群では一致条件と不一致条件での反応時間に差は見られなかった [ $p=.721$ ]。

また、擬人感の評定値を比較したところ、事前観察群(5点中2.70点)のほうが事前観察なし群(2.21点)よりもロボットに対する擬人感が高かった [ $t(38)=2.49, p=.017$ ]。

物理的な目や口などの顔パーツを持たないミニマルデザインロボットでは、視線手がかり効果が生じにくかった。

つまり、目がないロボットは視線様情報を伝達することが困難であると考えられる。しかし、それが対象に対して顔を動かすことができることを参加者に認識させた場合には、視線手がかり効果が生じた。よって、参加者がこのロボットは見る機能を持つと認識することが、視線様情報の伝達には重要であると考えられる。

また、これらの参加者はロボットに対する擬人感を高く評価した。Godspeed 尺度における擬人感は、意図を持った存在であるかどうかと深く関係する。つまり、事前観察群の参加者は、このミニマルデザインロボットを、意図を持った存在であると認識しやすかったと考えられる。これは人間のような顔を持つロボットを用いた先行研究(Wiese et al., 2012)の結果とも一致する。

人間同士、および人間とロボットのコミュニケーションにおいて、視線は重要な情報である。一方で、視線のもととなる目はロボットの印象にも影響するため、そのデザインは難しい。本研究では、あえて目のないロボットについて、視線様情報を伝達できるかを検討し、それが可能であることを示した。本研究の結果は、人間とロボットとの間で、適応ギャップを抑制しつつ、豊かなコミュニケーションを実現するための手がかりとなりうる。

	視線と標的の位置関係	
	一致	不一致
事前観察有		
200ms	543 ± 15	568 ± 16
800ms	536 ± 16	565 ± 18
事前観察無		
200ms	571 ± 20	578 ± 16
800ms	563 ± 20	573 ± 21

Table 1. 反応時間の結果: 平均±標準誤差、単位はms。

## 引用文献

- Bartneck, C. (2023). Godspeed Questionnaire Series: Translations and Usage. In C. U. Krägeloh, O. N. Medvedev, & M. Alyami (Eds.), *International Handbook of Behavioral Health Assessment*, pp. 1-35.
- 川崎邦将・大澤正彦・今井倫太・長田茂美 (2017). 認知的制約付き擬人化キャラクターに着目したコミュニケーションロボットの設計と開発. 人工知能学会第6回汎用人工知能研究会, SIG- AGI-006-02.
- Wiese, E., Wykowska, A., Zwickel, J., Müller, H.J. (2012). I see what you mean: How attentional selection is shaped by ascribing intentions to others. *PLoS ONE*, 7(9):e45391.
- Yamada, S. & Komatsu, T. (2006). Designing simple and effective expression of robot's primitive minds to a human. *Proceedings of the 2006 IEEE/RSJ International Conference on Intelligent Robots and Systems (IROS'06)*, 2614-2619.

# 報酬不確実性に基づく注意捕捉の変調は探索文脈に依存する

山崎 好純  
齋木 潤

京都大学大学院人間・環境学研究科

京都大学大学院人間・環境学研究科

報酬随伴性を学習した刺激には注意選択が促進される。近年、この効果は固定的報酬と結びついた確実な刺激よりも、変動報酬と結びついた不確実な刺激でより顕著に表れることが報告されている (Uncertainty modulated attentional capture : UMAC)。先行研究は UMAC を刺激 (色) と報酬の随伴性に基づく自動的注意と位置付けるが、報酬経験が目標指向的行動を介するため、随伴性のみで成立するかは不明である。そこで実験 1 では先行研究の課題文脈における UMAC の再現性を検討した。実験 2 では随伴性を維持したまま標的特徴 (円・ひし形) が予期不能に切り替わり、顕著性に基づく探索戦略 (シングルトン検出モード) が有効になる状況においても UMAC が生起するかについて検討した。その結果、実験 1 では UMAC が観察されたが、実験 2 では随伴性が同一でも UMAC は観察されなかった。以上の結果は UMAC が色と報酬の随伴性のみでは一様に生起しない文脈依存的現象であることを示唆している。

Keywords: reward uncertainty, reward contingency, attentional capture, singleton detection mode.

## 問題・目的

変動報酬と関連する不確実な刺激は、固定的報酬と関連する確実な刺激よりも高い注意優先度を獲得し、視覚探索時により多くの眼球運動捕捉を生起する (Uncertainty modulated attentional capture : UMAC, Pearson et al, 2024)。先行研究では、この現象は変動報酬との随伴性を持つ刺激 (色) に対して予測関係を確立するための情報探索が優先的に行われることで生じる、学習を志向した自動的注意として位置付けられてきた。しかし、UMAC が実際に色と報酬との随伴関係のみで成立する自動的な現象かについては十分に検証されていない。UMAC における報酬経験は指定された標的への注視という目標指向的行動によってもたらされるため、UMAC の形成プロセスはその課題文脈における探索戦略と切り離せない可能性がある。

そこで本研究では、まず実験1において、先行研究と同様の視覚探索状況におけるUMACの再現性を検討した。実験2では、色と報酬との随伴関係を維持したまま、標的がシングルトン図形 (円・ひし形) として定義され、標的形状と妨害刺激形状が試行ごとに予期不能に交代する視覚探索状況を設定した。このような探索状況では顕著性に基づく探索戦略 (シングルトン検出モード) がより有効になる (Bacon & Egeth, 1994)。このような顕著性主導の視覚探索状況においても色と報酬との随伴関係に基づいてUMACが生起するかについて検討した。色と報酬との随伴関係に基づき自動的にUMACが生起するならば、いずれの実験においてもUMACが生起し、変動報酬と関連する色刺激への眼球運動捕捉が、固定的な報酬量と関連する色刺激よりも多くなると予測された。

## 方法

**実験参加者** 大学生・大学院生76名 (実験1: 37名, 実験2: 39名) が実験に参加した。

**装置** 参加者の頭部固定に顎台を用いた。SR Research Eyelink 1000を用いて、課題中の左眼の眼球運動をサンプリングレート1000 Hzで計測した。

**刺激・手続き** 視線追従型視覚探索課題(64試行×8ブロック: 計512試行)を実施した。各ブロック開始前に視線計測装置のキャリブレーションを行った。注視点呈示中の視線位置は実験者により監視され、必要に応じてオンラインドリフト補正が適用された。

**視線追従型視覚探索課題** 各試行は注視点、ブランク画面、探索画面、報酬フィードバック画面から構成された (Figure 1)。実験1では探索画面において5つの円と1つのひし形が円環状に呈示され、標的はひし形として定義された。実験2では5つの円と1つのひし形、あるいは5つのひし形と1つの円が呈示され、標的は形状次元におけるシングルトン図形として定義された。参加者の課題は、探索画面において呈示される図形セットの中から標的を見つけてできるだけ速く直接目を動かすことであった。標的に正しく反応できた場合には0, 20, 40ポイントのいずれかが獲得できること、ただし1.2秒以内に反応できなかった場合は報酬が獲得できないこと、このポイントが課題後に支払われる金銭報酬と対応することが事前に参加者に教示された。獲得ポイントの変動がどのようなルールで決まるかについては教示されなかった。いずれの実験においても妨害刺激の内の1つが水色、橙色のいずれかで呈示される色つき妨害刺激であり、他の図形はすべて灰色で呈示された。不確実条件に割り当てられた色つき妨害刺激を含む探索画面が呈示された際に標的への1.2秒以内の正反応がなされた試行では40ポイント、0ポイントのいずれかがそれぞれ50%の確率で獲得された。一方、確実条件に割り当てられた色つき妨害刺激を含む探索画面が呈示された際に標的への1.2秒以内の正反応がなされた試行では20ポイントが100%の確率で獲得された。正反応が1.2秒以内に成されなかった場合、「遅すぎる」という表示とともにその探索画面で獲得可能だったポイントが示された。標的の呈示位置は各試行ランダム、色つき妨害刺激の呈示位置は

標的呈示位置の正反対を除いてランダムであった。探索画面呈示中の標的への注視が正反応として、色つき妨害刺激への注視を眼球運動捕捉として定義された。

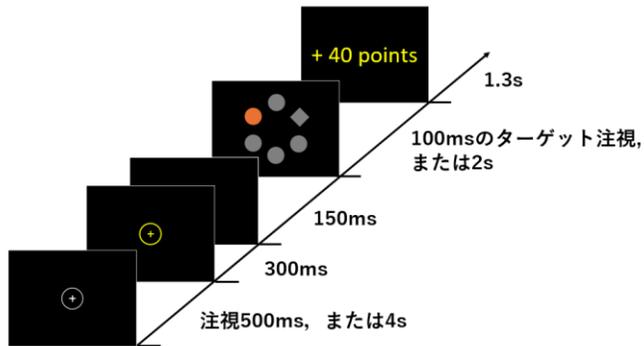


Figure 1. 視覚探索課題 1 試行の流れ (各実験共通)

## 結果

正反応が取得されなかった試行の割合が15%を超えた参加者、および課題から途中で離脱した参加者は分析から除外した。分析対象は実験1で36名、実験2で36名であった。さらに、正反応が取得されなかった試行を分析から除外した(実験1: 2.58%, 実験2: 2.83%)。各試行は、探索画面に含まれる色つき妨害刺激の報酬条件(不確実条件・確実条件)に基づいて分類された。UMACは課題初期には生じにくいことが報告されているため(Chow et al., 2025), その効果検証にはブロック3~8の試行を用いた。各参加者について、報酬条件ごとの色つき妨害刺激への眼球運動捕捉率(捕捉が生じた試行の割合)を算出し、実験1の平均値をFigure 2に、実験2の平均値をFigure 3に示した。実験1において報酬条件(不確実 vs. 確実)を要因とする対応のあるt検定を実施したところ、眼球運動捕捉の割合に有意な差が認められた( $t(35) = 5.37, p < .001, d_z = .895, BF_{10} = 3.75 \times 10^3$ )。不確実条件では確実条件よりも色つき妨害刺激への眼球運動捕捉率が高かった。実験2において同様の分析を行ったところ、有意な差は認められなかった( $t(35) = 0.47, p = .644, d_z = .078, BF_{10} = 0.198$ )。ベイズファクターは帰無仮説を中程度に支持した。

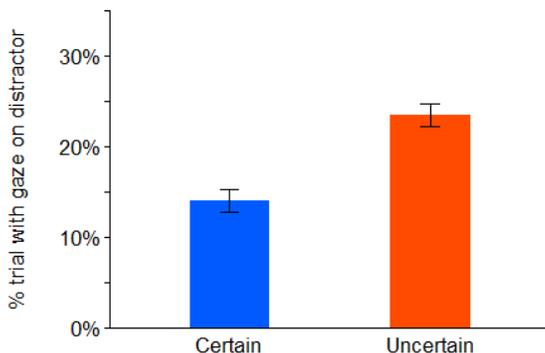


Figure 2. 実験1における報酬条件ごとの眼球運動捕捉率の平均(エラーバーは標準誤差)

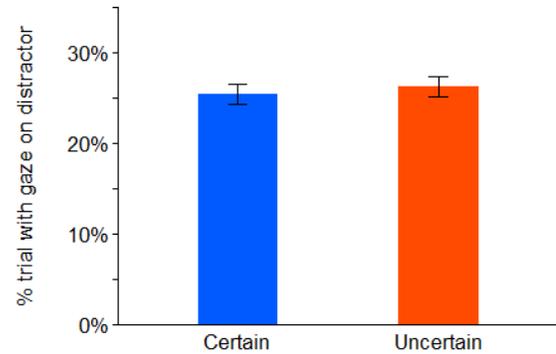


Figure 3. 実験2における報酬条件ごとの眼球運動捕捉率の平均(エラーバーは標準誤差)

## 考察

本研究では、標的特徴が固定された状況(実験1)と、標的がシングルトン図形として定義されることで顕著性に基づく探索が有効になる状況(実験2)において、色と報酬の随伴性に基づきUMACが同様に生じするかについて検証した。実験1では先行研究と同様にUMACが再現された一方、実験2では色と報酬の随伴関係が同一であってもUMACは認められなかった。以上の結果はUMACが色と報酬との随伴関係のみでは一様に生じない文脈依存的現象であることを示している。実験1と実験2の探索状況の違いは探索戦略の自由度の違いとして説明する。標的特徴が固定された実験1では、参加者は標的特徴情報を用いた目標指向的探索を行うことも、顕著性に基づく探索を行うことも可能だった。探索戦略の自由度が高い視覚探索状況においてUMACが生起し、顕著性主導で制御余地性が低い探索状況においてUMACが生起しなかったことは、UMACが探索戦略の制御余地性に基づく現象である可能性を示唆しているかもしれない。

## 引用文献

- Bacon, W. F., & Egeth, H. E. (1994). Overriding stimulus-driven attentional capture. *Perception & Psychophysics*, 55(5), 485–496.
- Chow, J. Y. L., Garner, K. G., Pearson, D., Heber, J., & Le Pelley, M. E. (2025). Effects of instructed and experienced uncertainty on attentional priority. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 51(6), 869–880.
- Lee, D. S., Clement, A., & Anderson, B. A. (2024). When detecting a salient target makes search more effortful. *Journal of Experimental Psychology: General*, 153(3), 590–607.
- Pearson, D., Chong, A., Chow, J. Y. L., Garner, K. G., Theeuwes, J., & Le Pelley, M. E. (2024). Uncertainty-modulated attentional capture: Outcome variance increases attentional priority. *Journal of Experimental Psychology: General*, 153(6), 1628–1643.

# データ可視化画像のメモラビリティに可視化スタイルおよび内容データが及ぼす影響

塩田 明日人  
津田 裕之  
大前 裕佳  
齋木 潤

京都大学大学院人間・環境学研究科  
静岡理科大学情報学部  
京都大学大学院人間・環境学研究科  
京都大学大学院人間・環境学研究科

データ可視化スタイルは多様であるが、可視化スタイルのデータ可視化画像のメモラビリティ(記憶容易性)への影響は厳密には明らかでない。本研究は、可視化スタイルと内容データを統制したデータ可視化画像を用いて、可視化スタイルおよび内容データがデータ可視化画像のメモラビリティを規定しうるか検討した。参加者にデータ可視化画像の連続呈示の中で繰り返しの検出を求め、メモラビリティを実測するとともに、ResMem による予測も行った。得られた指標の参加者間一貫性、ならびに予測されたメモラビリティを含む指標間の相関を検討した結果、可視化スタイルと内容データはともに一貫したメモラビリティを持つが、後者に関して ResMem は予測できないことが分かった。可視化スタイルと内容データの両方がデータ可視化画像のメモラビリティを規定しうることを示唆された。

Keywords: image memorability, data visualization

## 問題・目的

棒グラフ、折れ線グラフ、ヒートマップなど、データ可視化における可視化スタイルは多様である。近年では、画像の持つ覚えられやすさ(メモラビリティ、先駆的研究として Isola et al. (2011))がデータ可視化画像についても検討されてきている(例えば、Borkin et al. 2013; Borkin et al., 2016)。しかし、検討対象は基本的にウェブ上の雑多なデータ可視化画像であったため、可視化スタイルの差異のメモラビリティへの影響は厳密には明らかではない。本研究では可視化スタイルと内容データを統制したデータ可視化画像を作成、メモラビリティの測定対象とすることで、可視化スタイルおよび内容データはデータ可視化画像のメモラビリティを規定しうるかを検討することを目的とした。

## 方法

**参加者** 633名(女性254名, 男性379名, 年齢: 18歳-78歳)の参加者がLancersを通して集められた。

**刺激** 可視化対象となる内容データとして、World Bank(2025)および気象庁(2025a, 2025b)に公開されている実データを加工したものをを用いた。各データセットはカテゴリ(4水準)と時点(12水準)の構造を持つ1変量時系列データであり、合計36種類作成した。各データはカテゴリ×時点として3×6、4×8、2×12の3つのサイズへと再構成された。各サイズについて Bertini et al. (2020)を参考に12種類の視覚的符号化様式が適用された(Figure 1)。結果的に、メモラビリティの計測対象であるtargetとして1296枚(内容データ36種類×可視化スタイル36種類(3サイズ×12様式))の可視化画像が作成された。計測対象ではないfillerとしてはBorkin et al.

(2013)で用いられたデータセットから164枚の可視化画像が抽出された。

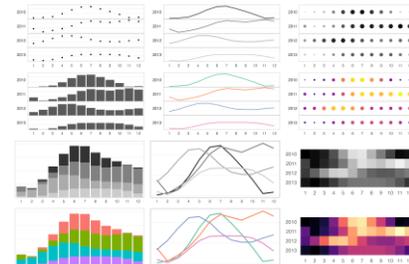


Figure 1. 12 種類の視覚的符号化様式の実例

**手続き** 課題はIsola et al. (2011)のMemory Gameをもとに設計された。参加者には1枚3000ms、画像間ブランク500msというタイミングで画像が連続的に呈示された。課題として、その中で画像の繰り返しの検出しスペースキーを押して反応することが求められた。10枚の画像からなる練習の後、本番において1人の参加者に呈示される画像は36種類のtargetと164種類のfillerから構成されていた。targetは各36種類の内容データと可視化スタイルの全種類が過不足なく含まれるように選択された。Targetの全てとfillerのうち30種類が繰り返されたため、本番において参加者には計266枚の画像が呈示された。targetの繰り返しには最小14枚、fillerの繰り返しには1~4枚の画像が間に挿入されていた。反応の正誤に関してフィードバックは与えられなかった。また、targetはResMem(Needell & Bainbridge, 2022)によってメモラビリティが予測された。

## 結果

False Alarm(初出画像に対する反応)の回数が全取得データの中で3SDを超えた範囲にある、または1回もHit(繰り返し画像に対する正しい反応)が見られな

ったデータは以降の分析から除外された。分析対象となったのは621名分のデータだった(女性250名, 男性371名, 年齢: 18歳-78歳)。「手続き」で示したtarget選定方法により、36種類の内容データおよび可視化スタイルには、それぞれ均等に621名が回答した。

各可視化スタイル・内容データのHit率(HR; 繰り返しに対して正しく反応した参加者の割合)、False Alarm率(FAR; 初めての呈示に対して誤って反応した参加者の割合)を算出した。またKhosla et al. (2013)で提案された、HRからFARを差し引くことで画像のなじみ深さを加味した画像のメモラビリテスコア(Mem)を算出した。可視化スタイルの各指標の平均値はHRで0.52( $SD = 0.075$ )、FARで0.24( $SD = 0.083$ )、Memで0.28( $SD = 0.061$ )だった。内容データにおいても平均値は同様だったが標準偏差は異なっていた(HRで $SD = 0.043$ 、FARで $SD = 0.046$ 、Memで $SD = 0.043$ )。

各指標の参加者間一貫性を検討するため、参加者群を無作為に二分した上で各指標を算出し、群間で順位相関をとることを繰り返してその平均値を算出する一貫性分析(同様の手法としてIsola et al., 2011)を実行した(Table 1, 2)。1000回の分割の平均順位相関係数と95%Highest density interval(HDI)は、可視化スタイルのMemでは $\rho = 0.74$ (95%HDI = [0.64, 0.85])、内容データのMemでは $\rho = 0.47$ (95%HDI = [0.29, 0.65])だった。

Table 1. 可視化スタイルの各指標についての一貫性分析結果

	HR	FAR	Mem
Mean $\rho$	0.84	0.94	0.74
95%HDI	[0.76, 0.91]	[0.90, 0.97]	[0.64, 0.85]

Table 2. 内容データの各指標についての一貫性分析結果

	HR	FAR	Mem
Mean $\rho$	0.66	0.74	0.47
95%HDI	[0.52, 0.78]	[0.63, 0.85]	[0.29, 0.65]

ResMemで予測されたメモラビリティ(Pred)との整合性を確かめるため、Predを含めた指標間のSpearman順位相関を算出した。特にメモラビリティの実測値であるMemとPredの相関については、可視化スタイルでは $\rho = 0.66$ 、内容データでは $\rho = -0.04$ だった(figure 2)。

## 考察

一貫性分析の結果から、内容データと可視化スタイルの両方に参加者間で一貫したメモラビリティが存在することが示された。これは両要素がデータ可視化画像のメモラビリティを規定しうることを示唆している。可視化スタイルが視覚的、内容データが意味的要素であると捉えれば、可視化データの再認には視覚的関連と意味的関連の2つの要素が寄与することを指摘した先行研究(Borkin et al., 2016)とも整合的である。しかし、今回使用したtargetはBorkin et al. (2016)で意味的要素として挙げられたテキスト要素をほとんど持たない。そのため、今回内容データに見られたメモラビリティは、値の時系列的な変動傾向のような内容データの統計的性質に基づくより抽象的な情報に起因す

る可能性がある。また、ResMemによって予測されたメモラビリティと実測値の相関の検討から、ResMemは可視化スタイルが持つメモラビリティは一定の予測が可能である一方、内容データが持つメモラビリティはほとんど予測できないことが示された。今後はResMemが予測できない要素を含む、内容データや可視化スタイルの持つメモラビリティの規定因についての検討が必要である。特に内容データに関しては、本研究で得られた示唆をもとにメモラビリティに寄与しうる統計的要素を操作した大規模サンプルによるメモラビリティの予測因子の検討が今後期待される。

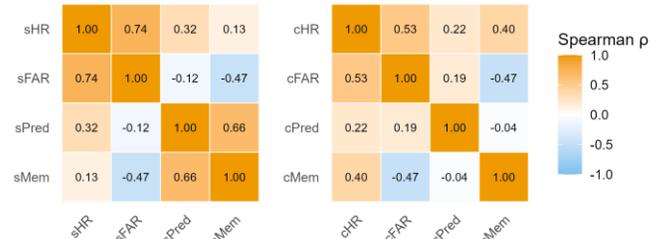


Figure 2. 可視化スタイル(左), 内容データ(右)の指標間相関行列

## 引用文献

Bertini, E., Correll, M., & Franconeri, S. (2020). Why Shouldn't All Charts Be Scatter Plots? Beyond Precision-Driven Visualizations. *2020 IEEE Visualization Conference (VIS)*, 206–210.

Borkin, M. A., Vo, A. A., Bylinskii, Z., Isola, P., Sunkavalli, S., Oliva, A., & Pfister, H. (2013). What makes a visualization memorable?. *IEEE transactions on visualization and computer graphics*, 19(12), 2306-2315.

Borkin, M. A., Bylinskii, Z., Kim, N. W., Bainbridge, C. M., Yeh, C. S., Borkin, D., ... & Oliva, A. (2016). Beyond memorability: Visualization recognition and recall. *IEEE transactions on visualization and computer graphics*, 22(1), 519-528.

Isola, P., Xiao, J., Torralba, A., & Oliva, A. (2011). What makes an image memorable? *CVPR 2011*, 145–152.

Khosla, A., Bainbridge, W. A., Torralba, A., & Oliva, A. (2013). Modifying the memorability of face photographs. In *Proceedings of the IEEE international conference on computer vision* (pp. 3200-3207).

気象庁. (2025a). 過去の気象データ・ダウンロード [データセット]. <https://www.data.jma.go.jp/risk/obsdl/index.php> (2025年1月28日取得)

気象庁. (2025b). 主な地点の観測値 [データセット]. <https://www.data.jma.go.jp/gmd/cpd/monitor/mainstn/obslist.php> (2025年1月25日取得)

Needell, C. D., & Bainbridge, W. A. (2022). Embracing new techniques in deep learning for estimating image memorability. *Computational Brain & Behavior*, 5(2), 168-184.

World Bank. (2025). *World development indicators* [Data set]. World Bank Open Data. Retrieved January 25, 2025, from <https://data.worldbank.org/>

# 熟語の再生成績と認知的オフロード判断 : 記憶難易度と感情価の影響

隈部 大成

神戸大学国際人間科学部

松本 絵理子

神戸大学大学院国際文化学研究科

認知的オフロードとは、認知負荷を軽減するために外部環境を利用する行動を指す。中でも記憶課題におけるオフロード選択はメタ記憶に関連し、確信度が低いほどオフロード選択が高まるという (Hu et al., 2019)。一方、感情価の高い刺激は記憶に促進的効果を示す場合があるが、オフロード選択における感情価の影響は十分に検討されていない。本研究では単語対連合記憶課題を用いて、記憶難易度の高低と単語の感情価がオフロード選択に及ぼす影響を検討した。刺激はネガティブ・ポジティブ・中立の感情価をもつ二字熟語 (五島・太田, 2001) 240 語より 120 ペアを作成し、関連性の操作を行った 60 ペアを使用した。結果より、ペア間の関連性が低く想起難易度が高い条件ではオフロード選択が促進され、保存の最適化がみられた。またオフロード選択と感情カテゴリ間の交互作用はみられず、認知的オフロードには感情カテゴリに依らず記憶負荷のみが影響すると考えられる。

Keywords: cognitive offloading, external memory, metamemory, valence, confidence

## 問題・目的

認知的オフロード(以下、オフロード)とは、認知的負荷を軽減するために、外部メカニズムを利用することを指す(Risko & Gilbert, 2016)。オフロードは認知資源を解放し、他の認知処理への配分と促進がみられる(Storm & Stone, 2015)。記憶課題では、テストの際にオフロードした情報を参照すると成績が向上するが、参照できなかった場合にはより成績が低下するという報告がある(Hu et al., 2019)。

オフロードの選択基準として、記憶課題では、記憶の難易度、記憶対象の価値が指摘されている(Hu et al., 2019; Storm & Stone, 2015)。また、記憶能力に対するメタ認知も選択判断に影響する (Gilbert et al., 2020)。

感情が記憶に与える影響については多くの研究で検討されており、ネガティブな刺激は中立的な刺激よりも記憶されやすい(Kensinger & Corkin, 2003)という報告もある。しかし、これまでの研究は内部記憶による記憶を前提とした研究であり、感情価がオフロードを用いた記憶に与える影響についての研究は不十分である。このことより、本研究では感情的な刺激がオフロード選択に与える影響の研究を目的とし実験を行った。

## 方法

本研究ではHu et al.(2019)の実験パラダイムに基づき、一部を改変し、単語ペアの記憶課題を作成、実施した。

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29名で (男性17名, 女性12名, 平均21.52歳(SD=1.45)) , 視力・強制視力は刺激の観察に問題のない範囲であった。

刺激は五島・太田(2001)より、ネガティブ・ポジティブ・ニュートラルの感情価を持つ二字熟語を抽出し、ペア間の関連性の操作を行った60ペアを刺激として用いた。関連性が低いペアは高難度、関連性が高いペア

は低難度とした。各感情価で20ペアずつ用意し、更にもその内の10ペアを高難度、残り10ペアを低難度になるように3つのリストを作成した。心象性・学習容易性・使用頻度はリスト間で有意差のないよう統制した。

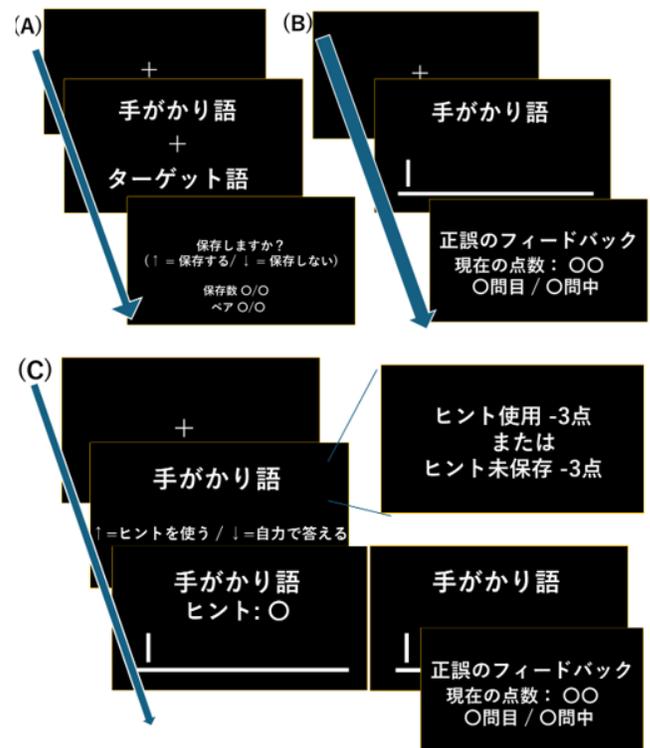


図1 実験の手続き (A)学習フェーズ (B)強制再生テスト (C)自由選択テスト

実験は学習フェーズとテストフェーズで構成した。学習フェーズでは単語ペアが呈示されたのち、保存(=オフロード)するかどうかを参加者は選んだ。保存す

ると、のちのテストの際にヒントを見られる設計であった。保存可能回数は20ペア中の12ペアまでであった。

テストフェーズでは、ペアの一方を呈示し、対応する語をタイピングにより回答した。テストは2種類あり、強制再生テストではヒントの参照は不可であった。一方で、自由選択テストではヒントを見るかどうかを選択でき(ヒントを要求すると減点有)、オフロード済みのペアについてヒントを要求した場合のみヒントを参照できた。各感情価のテスト終了後にテストの際の確信度の聞き取りを行った。3つ目のテスト終了後に参加者はSTAI日本語版(清水・今栄, 1981)に回答した。

## 結果

学習フェーズの結果について、2(難易度)×3(感情価)の分散分析を行った。その結果、簡単なペア(M=.38, SD=.20)よりも難しいペア(M=.73, SD=.17)の方が有意にオフロードされた(F(1, 5.25)=48.98,  $p<.001$ ,  $\eta^2_p=.64$ )。しかし、感情価の主効果及び交互作用は認められなかった。特性不安もオフロード選択には影響しなかった。

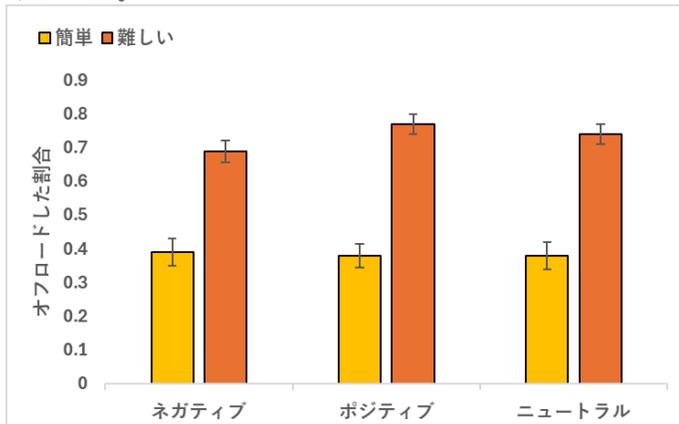


図2 オフロードした割合

テストフェーズの結果について、再生成績を従属変数(誤答=0, 正答=1)とし、参加者をランダム効果に、難易度・オフロード選択・テストの種類・感情価を固定効果とした一般化線形混合モデル(GLMM)を構築した(二項分布・ロジットリンク)。その結果、簡単なペアは難しいペアよりも正答率が高かった( $b=0.93$ ,  $p<.001$ ,  $OR=2.54[1.46, 4.40]$ )。テストの種類とオフロード選択には交互作用がみられ( $b=2.17$ ,  $p<.001$ ,  $OR=0.92[0.56, 1.50]$ )、単純主効果の検定の結果、強制再生テストではオフロードをしていないペアの方が( $p<.001$ )、自由選択テストではオフロードをしていたペアの方が正答率が高かった( $p<.001$ )。また、ニュートラルはネガティブ( $b=-0.53$ ,  $p<.001$ ,  $OR=0.59[0.45, 0.76]$ )、ポジティブ( $b=-0.65$ ,  $p<.001$ ,  $OR=0.52[0.40, 0.68]$ )よりも正答率が高かった。

自由選択テストにおけるヒント要求を従属変数(0=自力回答, 1=ヒント要求)、参加者をランダム効果、確信度・特性不安・感情価を固定効果としたGLMMでは、確信度が高いとヒントの要求が有意に少なかった( $b=-0.51$ ,  $p=.002$ ,  $OR=0.60[0.44, 0.82]$ )。特性不安と感情価の主効果はなかった。

## 考察

オフロード選択に感情価が影響しなかったことについては、本実験のデザイン上の制約が要因の1つとも考えられる。本実験では感情価ごとにリストを分けた上、保存可能回数を12回と定めたため、これらの設計を変更すれば感情価の影響がみられる可能性はある。

テストの結果に関して、強制再生テストでオフロードが成績を低下させたことは、オフロード忘却(適応的忘却)がみられたためであると考えられる。一方で、自由選択テストではヒントを参照できるため、オフロード条件の成績が高かった。ニュートラルが感情語条件よりも高成績であったことは、感情の干渉が背景にあると考えられる。同一感情カテゴリ語は意味的に関連性を持ちやすく(Talmi & Moscovitch, 2004)、それ故に同一感情カテゴリ内で記憶の混同が生じ、成績が低下した可能性がある。

自由選択テストでのヒント要求にも感情価の影響はなかったが、確信度の主効果がみられた。このことは、オフロード選択に加え、その情報の参照の選択にもメタ認知が影響することを示唆している。

## 参考文献

- Gilbert, S., Bird, A., Carpenter, J., Fleming, S., Sachdeva, C., & Tsai, P. (2020). Optimal Use of Reminders: Metacognition, Effort, and Cognitive Offloading. *JOURNAL OF EXPERIMENTAL PSYCHOLOGY-GENERAL*, 149(3), 501-517.
- 五島 史子・太田 信夫 (2001). 漢字二字熟語における感情価の調査. *筑波大学心理学研究*, 23, 45-52.
- Hu, X., Luo, L., & Fleming, S. (2019). A role for metamemory in cognitive offloading. *COGNITION*, 193, Article 104012.
- Kensinger, E., & Corkin, S. (2003). Memory enhancement for emotional words: Are emotional words more vividly remembered than neutral words? *MEMORY & COGNITION*, 31(8), 1169-1180.
- Risko, E., & Gilbert, S. (2016). Cognitive Offloading. *TRENDS IN COGNITIVE SCIENCES*, 20(9), 676-688.
- 清水秀美・今栄国晴 (1981). STATE-TRAIT ANXIETY INVENTORY の日本語版(大学生用)の作成. *The Japanese Journal of Educational Psychology*, 29(4), 348-353.
- Storm, B. C., & Stone, S. M. (2015). Saving-enhanced memory: the benefits of saving on the learning and remembering of new information. *Psychol Sci*, 26(2), 182-188.
- Talmi, D., & Moscovitch, M. (2004). Can semantic relatedness explain the enhancement of memory for emotional words? *Memory & Cognition*, 32(5), 742-751.

# Nested Moving Room に対する立位姿勢の視覚カップリング<sup>1</sup>

畑 美緒<sup>1</sup>  
三嶋 博之

早稲田大学人間科学研究科  
早稲田大学人間科学学術院

“Moving Room” experimental paradigm, in which the surfaces surrounding participants (except for the floor) oscillate back and forth, are insightful in the context of thevection from 1970s. However, the set-up lacked windows, and thereby, the effects of double walls or “Nested Moving Room” on posture maintenance remain unknown. To address this gap, in this study, a virtual reality (VR) technology is used to create an environment composed of rooms with or without windows of different sizes to control the visibility of the outside wall surrounding the room. The results show that room oscillations in the fully closed condition induce strong feelings of self-motion and body sway. This effect is maintained under windowed conditions, but weakened under fully open conditions. Differences in the aperture pattern of the nested room walls are expected to alter the structure of the optical flow. This in turn changes the visual information available for posture maintenance, leading to increased or decreased body sway. In particular, the results suggested that the apertures in the windowed condition provide observers with visual information derived from the occlusion relationships between the interior and exterior of the room, thereby enhancing the dynamic stability of postural control.

Keywords: Moving Room, Vection, Optical Flow.

## 問題・目的

我々を取り巻く視覚環境は、内側の視覚的情報と外側の視覚情報の入れ子(Nest: 他の構造物が他の構造物にネストされた状態)の構造をしている。そして、入れ子になった環境では、姿勢維持のための情報が完全に閉じた環境と異なる可能性がある。ムービング・ルーム実験では、完全に閉じた囲いが床と独立に動くことで、人間が視覚情報を利用して立位姿勢を制御していること、また、視覚情報が前庭から得られる情報に比較して優位に機能している可能性を示した(Lee & Aronson, 1974)。

ムービング・ルームに「開口」を設置することは、伝統的なムービング・ルーム実験では検討されてこなかった。そこで本研究は、可動性のある部屋だけでなく、さらにその外に可動性のある環境を設定し、その両者を開口で繋ぐ「入れ子状のムービング・ルーム」(Nested Moving Room: NMR)を用いた実験を提案する。新実験パラダイムでは、内側の部屋の動きによって生じる視覚誘導性自己運動感覚(vection)が身体の視覚制御に及ぼす効果だけではなく、部屋の外環境の動きによって生じる自己運動感覚の効果、ならびにそれらの相互作用について検証することが可能となる。部屋とその外環境とを繋ぐ「開口」はその大きさによって機能が異なる可能性がある。したがって開口の様式も検討対象となるだろう。NMRは、実環境での実験構成は困難を極めるが、HMDによるVR環境を使用することで、一定の信頼性と妥当性のある計測が可能であると考えられる。

本研究では、観察者を取り囲む部屋の壁と、さらにその外側の壁からなるNMRをVR環境として構築し、HMDによって呈示する。完全に外環境を遮蔽した条件と、開口の大きさが異なる条件(窓条件・開放条件)で観察者の身体の動揺を計測することにより、それぞれの条件でNMRが生じさせる光学的情報が身体動揺に及ぼす影響を明らかにすることを目的とする。

## 方法

**参加者** 立位姿勢の維持に問題のない健常な大学生および大学院生26名(男性16名, 女性9名, 無回答1名, Average age = 23.52, SD = 3.31)。

**実験材料** VRヘッドマウントディスプレイ・コントローラ(VIVE Pro, HTC 社製), バランスパッド(RIT FIT 社製, 5cm)。

**実験要因** 実験要因は以下の2つであった(いずれも参加者内要因)。**①開口パタン要因(3水準):** 全遮蔽, 窓, 開放。**②動揺パタン要因(3水準):** 部屋-動揺, 外環境-動揺, 動揺なし。ただし, 全遮蔽条件では部屋の中から外環境が見えないため, 動揺条件の外側条件は存在しなかった。結果として, 全遮蔽条件(部屋-動揺, 動揺なし), 窓条件・開放条件(部屋-動揺, 外環境-動揺, 動揺なし)の計8条件について, 3回ずつ(計24試行)計測された。

Figure 1  
Schematic Diagram of Experimental Conditions



**実験刺激** 横2.0 m×奥行き3.6 m×高さ2.6 mの壁で囲まれた部屋(窓条件には一辺1.0 mの正方形の窓, 開放条件では前面壁が完全に取り除かれた)であり, 部屋の外前方1.2 mには外環境として壁が設置された。部屋の床を除く内側の壁, 外環境の壁にはランダムドットパターンの肌理がつけられた。参加者の観察点は正面にある部屋の壁から1.2 m, 高さは1.6 mとなるように統制された。部屋の壁と外環境の壁を揺らす振幅

と周波数は、参加者4名の事前実験により、振幅：5.0 cm, 周波数：0.2 Hzの正弦波に設定された。

**手続き** 参加者は、HMDを頭部に装着した。参加者は、HMDに呈示される約40秒の実験刺激を視覚的に観察した。参加者は、試行ごとに「(部屋の)外が揺れている」「内側が揺れている」「自分が揺れている」の3つの観点についてそれぞれ0~100のスケールで主観的に評価し、回答した。一試行ごとに約1分間の休憩をとり、反復測定を試行群ごとに10分間の休憩を設けた。

## 結果

測定した26名のうち、データ取得に問題があった2名と、身体動揺量が全体平均に対して $\pm 3SD$ を超えていた2名を除き、22名のデータを分析に使用した。身体動揺の評価の指標として頭部の総軌跡長を算出した。主観評価について、参加者ごとに標準得点化した。頭部動揺量と主観得点に対して、非対称的な実験デザインに適した2要因のベイジアン線形混合モデル分析を行った。以下に主要な結果を記載する。

**頭部動揺の総軌跡長** 全てのモデルパラメータで収束が確認された( $\hat{R} < 1.01$ )。

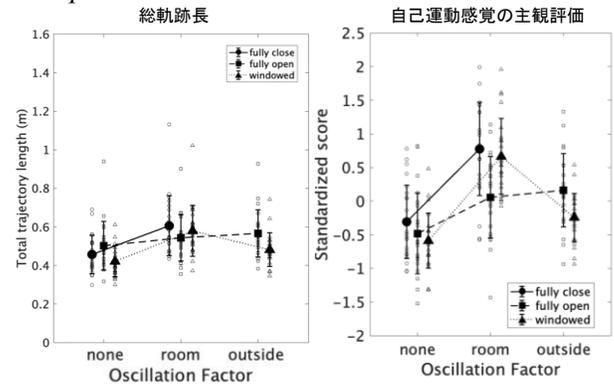
動揺パターン要因ごとに開口パタンの効果を検討したところ、動揺なし条件下では開放条件が窓条件よりも長く( $Mdn_{diff} = 0.08$ , 95% HPD [0.05, 0.11]), 全遮蔽条件が窓条件よりも長くなった( $Mdn_{diff} = 0.04$ , 95% HPD [0.01, 0.08])。また、部屋-動揺条件では全遮蔽条件と窓条件で開放条件よりも総軌跡長が長くなった(fully close :  $Mdn_{diff} = 0.04$ , 95% HPD [0.00, 0.08]; windowed :  $Mdn_{diff} = 0.04$ , 95% HPD [0.00, 0.07])。また、外環境-動揺条件では、開放条件が窓条件よりも長くなった( $Mdn_{diff} = 0.08$ , 95% HPD [0.05, 0.12])。開口パターン要因ごとに動揺パタンの効果を検討したところ、全遮蔽条件では、動揺なし条件よりも部屋-動揺条件で総軌跡長が長くなった( $Mdn_{diff} = 0.15$ , 95% HPD [0.12, 0.18])。同様に窓条件においても部屋-動揺条件は動揺なし条件( $Mdn_{diff} = 0.16$ , 95% HPD [0.13, 0.19])および外環境-動揺条件( $Mdn_{diff} = 0.10$ , 95% HPD [0.06, 0.13])よりも長くなった。開放条件においては、部屋-動揺条件( $Mdn_{diff} = 0.04$ , 95% HPD [0.01, 0.08])と外環境-動揺条件( $Mdn_{diff} = 0.07$ , 95% HPD [0.03, 0.10])は動揺なし条件よりも総軌跡長が長くなった。

**「自分が揺れている」の主観評価得点** 全てのモデルパラメータで収束が確認された( $\hat{R} < 1.01$ )。

動揺パタンの要因ごとの効果については、部屋-動揺条件において、動揺なし条件では、全遮蔽条件が窓条件よりも高い値を示した( $Mdn_{diff} = 0.21$ , 95% HPD [0.00, 0.43])。また、全遮蔽条件と窓条件が開放条件よりも高い値を示した(fully close :  $Mdn_{diff} = 0.43$ , 95% HPD [0.18, 0.69]; windowed :  $Mdn_{diff} = 0.42$ , 95% HPD [0.14, 0.70])。開口パターン要因ごとの動揺パタンの効果では、全遮蔽条件において、部屋-動揺条件が動揺なし条件よりも顕著に高い値を示した( $Mdn_{diff} = 0.81$ , 95% HPD [0.61, 1.01])。開放条件では、部屋-動揺条件と外環境-動揺条件が動揺なし条件よりも高い値を示した(room :  $Mdn_{diff} = 0.58$ , 95% HPD [0.33, 0.83];

outside :  $Mdn_{diff} = 0.49$ , 95% HPD [0.24, 0.75])。また、窓条件において、部屋-動揺条件が動揺なし条件と外環境-動揺条件よりも高い値を示した(none :  $Mdn_{diff} = 1.02$ , 95% HPD [0.76, 1.27]; outside :  $Mdn_{diff} = 0.77$ , 95% HPD [0.47, 1.04])。

Figure 2  
Results plot



## 考察

頭部動揺の総軌跡長の分析から、部屋が動揺する条件において、実験参加者の頭部動揺の増加が確認された。部屋-動揺条件における効果の大小関係は「自分が揺れている」と感じる主観評価得点と一致しており、窓条件と全遮蔽条件が開放条件よりも長くなった。これらの結果から、参加者の客観的な頭部動揺量と主観評価得点がよく対応していることが確認された。これは本実験の環境であるNMRの妥当性を支持しているものと考えられる。

また、観察者の前面にある部屋の壁に開口がない、あるいは部分的な開口があってその部屋が動くときに頭部動揺量が大きくなり、部屋の前面の壁が存在せず、部屋の左右や天井の壁のみが動く場合に観察者の動揺がもっとも小さくなった。この結果も、主観的な自己の運動に関する印象の強さとも一致している。

窓条件と開放条件での頭部動揺の総軌跡長に注目すると、部屋が動揺する場合、窓条件が開放条件よりも長く、外環境が動揺する場合は開放条件が窓条件よりも長くなる交互作用が認められた。部屋または外環境の動揺によって起こる視覚誘導性自己運動感覚は、部屋が動揺する場合には窓条件の方が開放条件よりも大きく、外環境が動揺する場合は開放条件の方が窓条件よりも大きいと考えられる。

## 脚注

<sup>1</sup>本研究の成果は「認知科学」にて投稿中であり、本稿はその結果の一部を再解釈したものである。

## 引用文献

Lee, D. N., & Aronson, E. (1974). Visual proprioceptive control of standing in human infants. *Perception & Psychophysics*, 15, 529-532.

# VR 空間における視触覚運動統合に関する研究

野坂芳宗  
大山潤爾  
横澤一彦

日本国際学園大学経営情報学部  
国立研究開発法人産業技術総合研究所  
日本国際学園大学経営情報学部

局所的な視覚運動情報から物理的運動方向が特定できない「窓問題」が知られているが、これは物理的運動方向とは異なる、いわば窓錯覚が生じていることになる。この窓錯覚が、視覚運動だけでなく、触覚運動でも生起するのか、さらに視触覚運動統合が生起するのかについてはまだ十分に検討されていない。そこで本研究では、HMD とリニアアクチュエータを用いた VR 実験環境を構築し、視覚的にも触覚的にも窓錯覚が生じる可能性がある斜縞の実験刺激に対して知覚された運動方向を回答させる実験を実施した。実験の結果、斜縞の触覚刺激に対して物理的運動方向とは異なる窓錯覚が、視覚刺激と同様に生起することが分かった。また、視触覚運動方向の統合は確認されず、運動方向の知覚における触覚の優位性が示された。これらの結果は、視触覚運動情報の一致度を操作することで、VR 空間における視覚運動と触覚運動の局所的統合性を明らかにしている。

## 問題・目的

五感は脳内で統合され、特に視覚と触覚の相互作用は、現実感のある知覚像を形成する上で重要な役割を果たしている。視覚情報処理においては、局所的な運動情報から真の移動方向を決定できない「窓問題」に基づき、運動方向に誤認が生じる「窓錯覚」が知られており、触覚においても同様の現象が生じることが報告されているが(Pei, Hsiao, & Bensmaia, 2008)、視覚情報との相互作用については、これまで十分な検証が行われてこなかった。

視触覚情報の統合によって生じるラバーハンド錯覚は、自己の身体表象の変容現象である(Botvinick & Cohen, 1998)。すなわち、身体所有感が単一の感覚ではなく、視触覚統合により形成されると考えられるが(金谷、横澤, 2015)、典型的な実験操作では、視触覚情報が同期運動情報であることは注目すべきだろう。

本研究では、VR技術を用いて視覚と触覚の刺激を動的に操作し、視覚情報と触覚情報の相互作用や統合過程を検証することを目的とした。具体的には視触覚情報を呈示した際に、触覚刺激に対する窓錯覚が生じたときの視覚刺激の影響の有無と、視触覚刺激の運動方向がベクトル和として統合された新たな運動知覚が生起するのかについて検討した。

## 方法

**実験参加者** 正常な視力または矯正視力を有した男性17名、女性7名(18歳~39歳、平均年齢24.8歳)。実験の目的について事前知識を有していない実験参加者を心理実験参加サイトより募集した。

**実験刺激** 触覚刺激は木製の細長い竹ひごを配置し縞模様触覚刺激を4種類、すなわち水平方向、垂直方向、右下-左上、左下-右上を用意した。(図1)。

視覚刺激は触覚刺激の動作している状態でそれぞれの刺激を右方向と左方向で撮影し、彩度が可能な限り統一になるよう編集されたものを使用した。

VR空間内での呈示には背景が黒一色の大きな長方形の2D画像内に設けられ円形開口部を介して呈示された。円形開口部は長方形の中央付近に配置されたため、黒い背景による視野が制限された状態で実験参加者に呈示された。視覚刺激と触覚刺激を組み合わせた32種類の刺激を使い、各参加者に32試行実施した。



図1 縞模様触覚刺激例(左下-右上)

**装置** HMD(VIVE Pro eye)、トラッカー(VIVE Tracker) 5つ、VR対応PC(Alienware15, Dell, NVIDIA GeForce RTX 4080)。VR空間、3Dモデル及びアバターはXperigrapher (Ohyama, 2021)を用いて制御された(図2)。アバターは身長160cmの日本人女性と、身長170cmの日本人男性のものを男女で使い分けた。

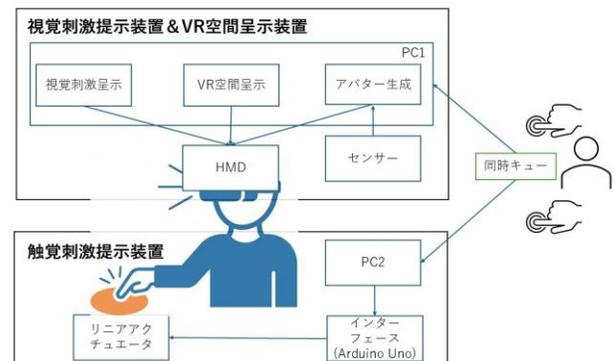


図2 視覚刺激呈示装置と触覚刺激装置

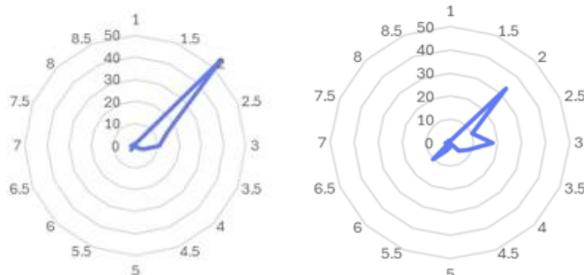
触覚刺激の呈示には、Arduino Unoで制御されたリニアアクチュエータを使用した。リニアアクチュエータにより一定方向への往復運動を可能にし、受動的な触覚刺激を再現した。Arduinoは制御プログラムに基づいてモータードライバを介してリニアアクチュエータを制御し刺激の運動方向、動作のタイミングを調整した。視覚刺激の開始キューと触覚刺激の開始キューは実験者による手動で行われた。また、手動キューが行われた後、視覚刺激部分が3秒間ブラックアウトし、10秒間刺激が呈示され触覚刺激は16秒間一定方向に動き続けるため同期性が保たれた(図2)。

**デザイン** 運動方向(一致、不一致)×縞の向き(同斜縞、直交斜縞、同方位縞、直交縞)の2要因。

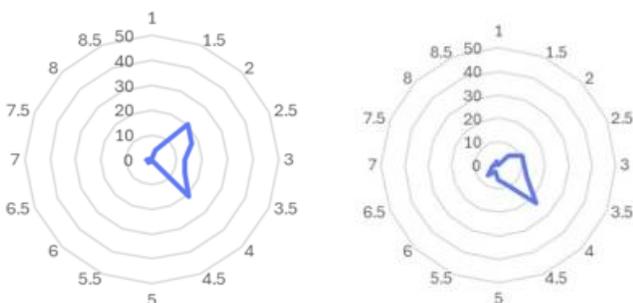
**手続き** 実験参加者は両手足と腹部に計5つのトラッカーを装着し、HMDを装着後のアバターを身体に合わせるキャリブレーション(T字ポーズ)を行った。右手の人差し指・中指・薬指の3本を固定した状態で触覚刺激に触れ、聴覚キューを合図に10秒間の刺激呈示(視覚・触覚)を受けた。刺激呈示後、回答用画像に基づき、運動方向を16方向から口頭で回答した。

## 結果と考察

視触覚運動方向の同一性と視触覚呈示縞の同一性に基づいて、刺激グループ毎に24人の実験参加者の回答結果をレーダーチャートに結果をまとめた。図3にその一部を示す。



(左：同運動・同斜縞刺激グループの結果  
右：逆運動・同斜縞刺激グループの結果)



(左：同運動・直交斜縞刺激グループの結果  
右：逆運動・直交斜縞刺激グループの結果)

図3 実験結果のレーダーチャートの例

実験結果をまとめると、斜縞を用いた条件では、物理的な運動方向とは異なる方向への回答の偏りが顕著に認められた。すなわち、触覚刺激である斜縞の垂線方向に回答されがちであることが明らかになった。これは、斜縞方向に起因する運動方向知覚において、触覚でも窓錯覚が生起し、実際の物理的運動方向とは異なる方向に判断された結果である。この結果は、斜縞刺激に対する運動方向知覚において、物理的に正確な運動方向知覚が困難であることが明らかになった。また、視覚情報が、運動方向知覚に影響を与えていた。一方、窓錯覚が生じない水平・垂直方位縞条件では、物理的な運動方向が回答されていることを確認した。

以上の結果から、以下のように考察する。

まず、触覚における「窓錯覚」の生起について、斜縞刺激を用いた際に物理的な運動方向とは異なる知覚の偏りが顕著に認められ、視覚の窓問題と同様に、触覚においても局所的な触覚情報が縞の運動方向に影響され、運動方向知覚がゆがめられることが明らかになった。

次に、視覚と触覚の相互作用について、視覚情報は触覚による運動判断に影響を及ぼすことが分かった。この結果から両モダリティの相互作用は、視覚情報が触覚情報の解釈を再構成するために機能すると考えられる。

さらに、視覚と触覚の情報の統合について、刺激の一致不一致に関わらず両情報は統合されず、最終的な知覚は主に触覚情報に依存することが分かった。すなわち、視触覚刺激の運動方向がベクトル和として統合されるのではなく、触覚情報の優先的な処理によるものであると判断された。

これらの知見は運動方向知覚の形成過程において、視覚情報が触覚情報の解釈を規定する重要な枠組みになるという感覚間相互作用に関する先行研究の報告を支持する。

本実験の限界として、運動刺激を左右方向のみに限定していたという点がある。今回の結果を一般化するためには、上下や奥行きを伴う3次元的な運動条件下においても同様に視覚と触覚の相互作用が成立するか、今後さらなる検討が必要である。

## 引用文献

- Pei, Y. C., Hsiao, S. S., & Bensmaia, S. J. (2008). Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America, 105, 23, 8130-8135.
- Botvinick, M. & Cohen, J. (1998). Nature, 391(6669), 756.
- 金谷、横澤(2015). バイオメカニズム学会誌, 39, 2, 69-74
- Ohyama, J. (2021). Transactions of Japanese Society for Medical and Biological Engineering, 811-813.

# 行動結果に対する視覚的注意の時間特性

田中 拓海  
田中 観自

東京大学大学院人文社会系研究科  
九州大学基幹教育院

行動によって生じた刺激（行動結果）は内的に予測可能であるため、行動と独立に生じた外的刺激に比べて、注意を引きつけやすい。しかし、行動の結果が「いつ生じるか」という時間的予測と注意の関係は不明であった。本研究では、先行手がかり課題を用いて行動から刺激提示までの遅延時間が注意に与える影響を調べた。実験の結果、行動後に提示された手がかりは外的手がかりに比べて注意を捕捉したが、その効果は遅延時間によって調整された。試行間で遅延時間が一定（時間的予測が可能）な場合は、行動直後に出現した手がかりが最も強く注意を捕捉した。一方、遅延時間がランダムなときには、行動直後に出現した手がかりによる注意捕捉が減弱した。これらの結果から、行動結果に対する注意は、行動に近接して結果が出現することを予測する感覚運動プロセスと課題内で経験された分布に基づいて期待を形成するプロセスの両方によって駆動されることが示唆された。

Keywords: action-effect monitoring, temporal prediction, temporal context, visual attention, cueing effect.

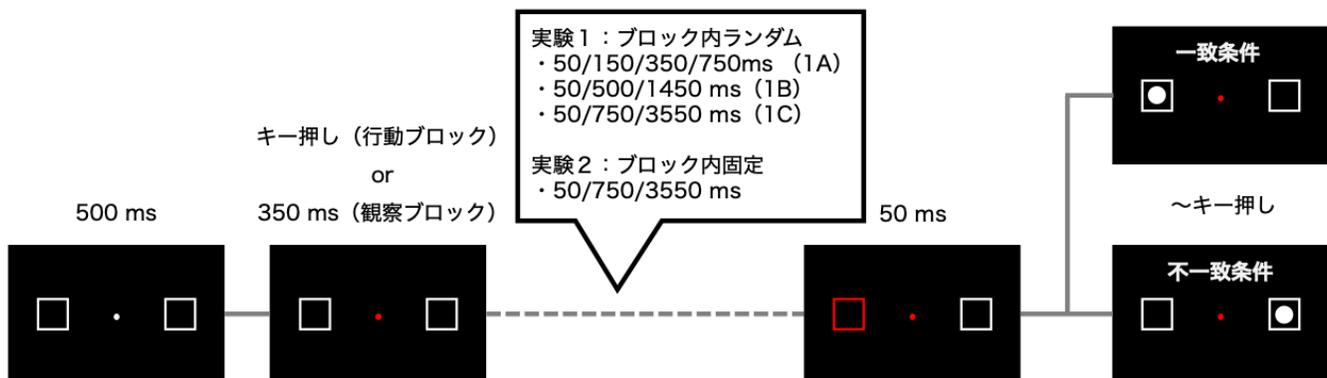
## 問題・目的

人は自らの行為の結果を継続的に監視しており、行為の結果（action-effect）として知覚され得る刺激は、行為と無関係に生起する外的刺激よりも優先的に処理され、視覚的注意をより強く捕捉することが報告されている（e.g., Kumar, 2015）。一方、行為結果処理と注意定位はいずれもサブセカンドの時間経過に強く依存するが、行為から結果刺激までの時間間隔（action-effect interval: AEI）が結果刺激による注意捕捉に与える影響は十分に検討されていない。本研究は、空間手がかり課題における手がかり効果を指標として、(1) 行為によって生起する注意手がかりが外的な注意手がかりよりも大きな手がかり効果を生むか、(2) その優位性がAEIの長さ（時間的近接性）でどのように変化するか、(3) その変化がAEIの絶対値に依存するかの、あるいはブロック内での遅延分布という時間文脈（混合提示かブロック固定か）に依存して相対化されるのかを、4つの実験で検討した。

## 方法

実験はオンラインで実施された。実験課題はポズナー型の空間手がかり課題であり、試行開始時に黒背景上の中央に注視点、左右にプレースホルダが提示された（図1）。注視点が白から赤に変化することが go-signal となり、行動条件では参加者が中央キーを押すことによって、左右いずれか一方のプレースホルダが 50 ms 赤くフラッシュする注意手がかりが提示された。各実験において、キー押しから注意手がかりの提示までの時間 = AEI が操作された（詳細は後述）。観察条件では、参加者はキー押しを行わず、go-signal の提示から一定時間経過後に注意手がかりが自動提示された。注意手がかりの提示直後、白色ターゲット（円）が左右いずれかのプレースホルダ内に出現し、参加者はターゲット位置に対応する左右いずれかのキーをできるだけ速く押した。注意手がかり位置（左/右）とターゲット位置（左/右）は等確率であり、注意手がかりとターゲットが同位置の valid 試行と異位置の invalid 試行が 50%ずつ生じた。

図1. 空間手がかり課題の一試行の流れ



注意捕捉の指標として、正反応試行の反応時間 (RT) にもとづき、条件ごとに手がかり効果 =  $\text{invalid 試行 RT} - \text{valid 試行 RT}$  (ms) を算出した。また、行動条件の手がかり効果から観察条件のそれを引いたものを行動優位効果と定義した。試行レベルでは RT が 100 ms 未満または 1000 ms 超の試行、誤反応試行、欠測を分析から除外した。また、これらの除外試行が全試行の 15% を超える参加者のデータすべてを分析から除外した。

AEI は、実験 1A で 50/150/350/750 ms、実験 1B で 50/500/1400 ms、実験 1C で 50/750/3550 ms の条件を実験ブロック内で混合して操作した。実験 2 では 50/750/3550 ms のいずれか一つの AEI を各ブロック内で固定し、実施順序のカウンターバランスを取った。全ての実験において観察条件では、行動条件で go-signal からキー押しまでにかかる時間を考慮し、go-signal から注意手がかりまでの物理的間隔を一定量長く設定した (AEI+350 ms)。分析として、手がかり効果に対する課題 (行動/観察) × AEI の被験者内分散分析で行い、必要に応じて事後比較を行った。

## 結果

実験 1A (N = 39 ; 50/150/350/750 ms) では課題の主効果 (行動 > 観察)、AEI の主効果、および交互作用が有意であった (課題 :  $F(1,38) = 41.37, p < .001$  ; AEI :  $F(2.65,100.62) = 22.03, p < .001$  ; 交互作用 :  $F(2.76,104.83) = 6.51, p < .001$ )。平均手がかり効果 (ms) は観察条件が 50/150/350/750 ms で 42.2/49.0/50.0/53.4、行動条件が 45.1/62.3/68.4/73.7 であり、行動優位は最短 AEI (50 ms) では小さい一方、150–750 ms で顕著となり、AEI が長いほど拡大した。

実験 1B (N = 45 ; 50/500/1400 ms) でも課題の主効果と AEI の主効果はいずれも有意で (課題 :  $F(1,44) = 23.89, p < .001$  ; AEI :  $F(1.94,85.43) = 28.04, p < .001$ )、交互作用は傾向にとどまった

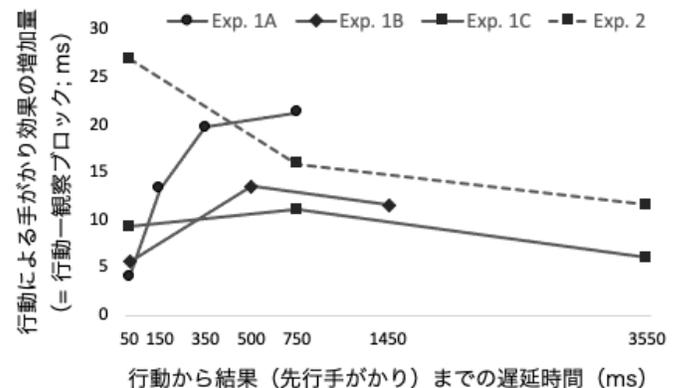
( $F(1.96,86.20) = 2.97, p = .059$ )。平均手がかり効果は観察条件で 39.4/45.4/56.1、行動条件で 45.1/61.9/68.4 であり、両条件で AEI に伴う増加がみられる中でも行動条件の増加がより大きく、行動優位は少なくとも 1400 ms まで維持された。

実験 1C (N = 38 ; 50/750/3550 ms) では課題の主効果のみが有意で ( $F(1,37) = 8.22, p = .007$ )、AEI の主効果 ( $p = .142$ ) と交互作用 ( $p = .906$ ) は有意でなかった。平均手がかり効果は観察条件で 36.2/35.9/42.5、行動条件で 44.5/45.7/49.4 であり、行動優位は 3550 ms まで残存したが、実験 1A、1B で見られたような遅延に伴う増加傾向は見られず、この範囲では AEI に対して比較的ロバストな行為効果が示唆された。

一方、AEI をブロック化した実験 2 (N = 38 ; 50/750/3550 ms) では、課題の主効果と AEI の主効果が有意で (課題 :  $F(1,37) = 49.63, p < .001$  ; AEI :  $F(1.84,68.07) = 7.09, p = .002$ )、交互作用は有意ではなかった ( $p = .140$ )。平均手がかり効果は観察条件で 45.7/41.5/37.6、行動条件で 71.8/56.7/53.2 であり、行動条件に限って短 AEI (50 ms) が中・長 AEI より大きい手がかり効果を示した。すなわち、試行内混合 (実験 1) で観察された「長いほど行動優位が拡大する」傾向とは逆に、ブロック固定では「短いほど行動優位が大きい」傾向が現れた。

各実験で観察された行動優位効果を図 2 に示す。

図 2. 各実験における行動優位効果



## 考察

実験の結果、行動結果の遅延時間が注意に与える影響はその予測性によって異なることが示された。試行間で遅延時間が一定な場合 (実験 2) は、行動直後に出現した手がかりが最も強く注意を捕捉した。一方、遅延時間がランダムなとき (実験 1) は、行動直後の注意促進が減弱した。実験 1A・1B のように狭い範囲で刺激の提示タイミングがばらつく状況において、ヒトはその全体的な分布を学習し、相対的に早いタイミングでの刺激生起を予測しづらくなる (Nobre, 2001)。最初から予測可能であった実験 2 ではそのような課題依存の期待が生じなかったと考えられる。これらの結果は、行動の直後に結果が生じることを期待する事前信念と、課題経験に基づくトップダウンな期待を反映したものと解釈できる。本研究から、行動によって「何が起こるか」の予測だけではなく、行動結果が「いつ生じるのか」の予測も注意を駆動し、行動結果のモニタリングを促進しうることが明らかになった。

## 引用文献

- Kumar, N., Manjaly, J. A., & Sunny, M. M. (2015). The relationship between action-effect monitoring and attention capture. *J. Exp. Psychol. Gen.*, *144*(1), 18–23.
- Nobre, A. C. (2001) Orienting attention in time. *Neuropsychologia*, *39*, 1317–1328.

# 信号検出理論による Subjective Inflation と Attentional Boosting の統一的説明

大久保らな  
西田眞也  
三好清文

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

注意と意識の関係について、古くから知られる現象として、“Attentional Boosting”がある。これは、注意を向けた刺激は注意を向けなかった刺激と比較してより強く感じられるというものであり、例えば、注意を向けた刺激のコントラストや彩度がより高く感じられる。一方で、注意を向けられていない刺激が、より検出されやすくなる現象である“Subjective Inflation”も近年報告されている。両現象はどちらも注意による意識的知覚の変調を取り扱っているが、統一的な説明はなされてこなかった。本研究では、信号検出理論に基づくシミュレーションを行い、この問題に取り組んだ。その結果、注意が内部信号の平均と分散の双方を変調すると仮定すると、両現象が同時に生じうることを示した。検出課題では、非注意条件での分散増大が弱刺激の検出確率を高めるが、比較判断では平均値の差が注意の効果を支配するのである。

Keywords: attention, subjective inflation, simulation models, signal detection theory.

## 問題・目的

注意と意識の関係は長きにわたって議論されてきた。関連して古くから知られる現象として、Attentional Boostingがある。これは、注意を向けた刺激は注意を向けなかった刺激と比較してより強く感じられるというものであり、例えば、注意を向けた刺激のコントラストや彩度がより高く感じられる(Carrasco et al. 2004; Fuller & Carrasco, 2006)。一方で、注意を向けられていない刺激が、より検出されやすくなる現象である Subjective Inflation も近年報告されている(Rahnev et al., 2011; Okubo et al., 2026)。両現象はどちらも注意による意識的知覚の変調を取り扱っているが、統一的な説明はなされてこなかった。

## シミュレーション

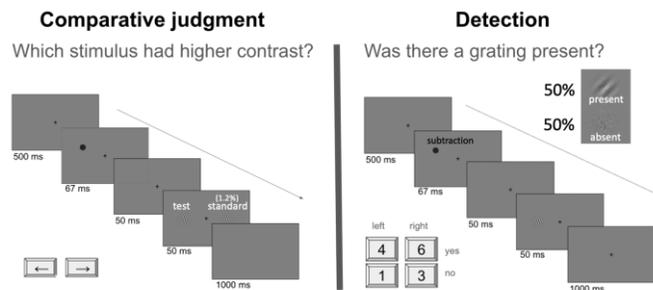


Figure 1. Simulated experiments

本研究では、信号検出理論 (SDT) の枠組みを用いて、Attentional Boosting と Subjective Inflation という、一見矛盾する現象が同一の感覚表象の下で同時に発生し得るかを検証した。具体的には、2つの刺激間の比較判断 (Attentional Boosting に関連) と刺激の Yes/No 検出 (Subjective Inflation に関連) について (Figure 1), SDT シミュレーションを実施した。各コントラスト・注意条件ごとの信号分布を定義するパラメータとして、信号強度の平均値 ( $\mu$ , 内部信号の平均), 信号の標準偏差 ( $\sigma$ , 内部ノイズの大きさ) をおいた。重要な仮定として、注意 (cued, no-cued, anti-cued の3水準) がこの平均値と分散の両方を調節した。具体的には、注意は平均値を増加させ、分散を減少させると仮定した。この時、刺激の強度と注意の操作は二つの課題において同一であるため (Figure 1), 二課題の遂行に際し参加者は共通の信号分布を参照すると考えた (Figure 2)。

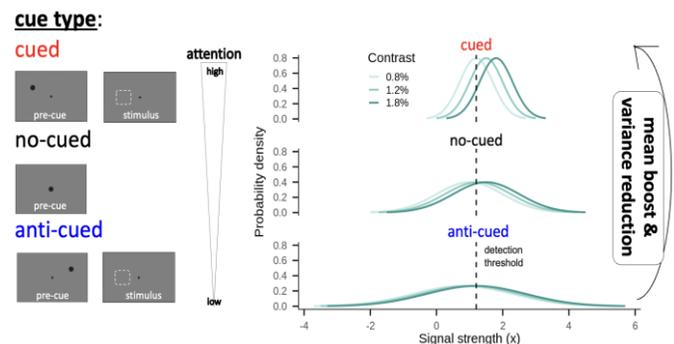


Figure 2. Proposed model

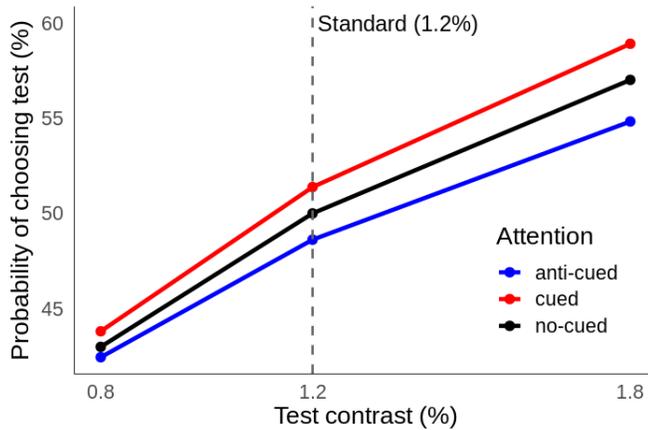


Figure 3. Simulated results for comparative judgment

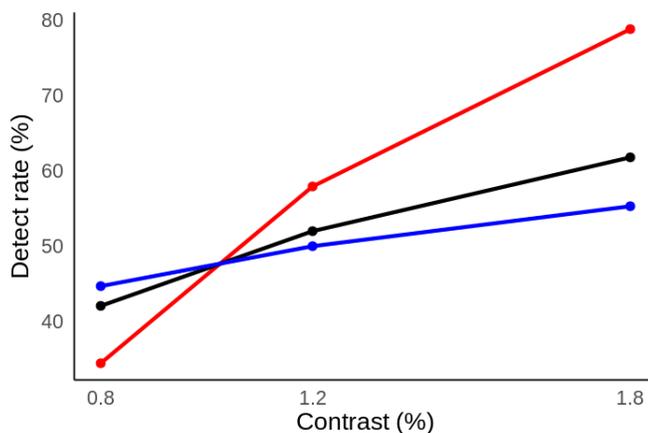


Figure 4. Simulated results for detection

結果として、comparative judgmentに関しては、注意条件と非注意条件の間の平均値の差によって、unidirectionalなAttentional boostingが観測された (Figure 3)。detectionに関しては、注意条件と非注意条件の間の分散の違いが、刺激強度と相互作用することによって、bidirectionalなSubjective Inflationの効果が観測された (Figure 4)。

## 考察

Yes/No 検出課題では、非注意条件における分散の増加が、弱い刺激が閾値を超える信号を生成する確率を高め、Subjective Inflationのメカニズム的な説明を提供した。対照的に、分散の比較判断への影響は限定的で、注意時の信号分布が非注意時の信号分布に比べて平均が高くなることで、典型的な Attentional boostingの効果が生じたと考えられる。

## 結論

我々は、「注意を向けた刺激は平均強度が高く分散が低い形で符号化され、注意を向けなかった刺激は平均強度が低く分散が高い形で表象される」と仮定した。重要なのは、この共通の感覚表象が、各課題の要求と相互作用することで、Subjective Inflationと Attentional boostingの両現象を同時に説明した点である。我々の計算論的視点は、古典的な注意理論と現代の意識研究を結びつけるものである。我々の提案するメカニズムは、視覚系が特定の位置の処理を優先しつつ、注意を向けなかった領域でも刺激の可視性を維持することで、異なる注意の状態の中でも安定した世界の見えが保たれる可能性を示唆するものである。

## 引用文献

- Carrasco, M., Ling, S., & Read, S. (2004). Attention alters appearance. *Nature neuroscience*, 7(3), 308-313.
- Fuller, S., & Carrasco, M. (2006). Exogenous attention and color perception: Performance and appearance of saturation and hue. *Vision research*, 46(23), 4032-4047.
- Okubo, L., Miyoshi, K., Yokosawa, K., & Nishida, S. Y. (2026). Inattentional noise leads to subjective color uniformity across the visual field. *Cognition*, 266, 106293.
- Rahnev, D., Maniscalco, B., Graves, T., Huang, E., De Lange, F. P., & Lau, H. (2011). Attention induces conservative subjective biases in visual perception. *Nature neuroscience*, 14(12), 1513-1515.

# 持続的注意の時間的ゆらぎと誤警報との関連性

北野 愛結	中京大学 心理学部
大西 星流	中京大学 心理学部
小椋 羽奈	中京大学 心理学部
長沖 ひなの	中京大学 心理学部
寺島 裕貴	NTT コミュニケーション科学基礎研究所 人間情報研究部
近藤 洋史	中京大学 心理学部

<https://hk-lab.github.io/>

持続的注意は、長時間にわたって注意を維持する認知機能であり、時間とともにゆらぎがある。本研究では、gradCPTを用いて、課題遂行時の注意水準の変動を反映する指標であるVTC (variance time course) の特徴を明らかにし、そのゆらぎが誤警報 (false alarm: FA) の発生とどのように関連するかを検討した。FAの発生を、a) 直前試行のVTC上昇、b) Go試行の連続、c) 課題進行 (疲労) の3つを要因から検討した。信号検出理論に基づいて反応基準を分類し、モダリティ間のVTC平均、課題全体のVTC変動とFA頻度、およびFA/CR前後のVTC変動を解析した。さらに、VTC等を説明変数とするロジスティック回帰分析によってFAに寄与する要因を推定した結果、課題進行に伴うVTCの増大は認められず、Go試行連続後のNo-go試行でFAが増加する傾向が示された。

Keywords: sustained attention; continuous performance task; variance time course; false alarm

## 背景と目的

持続的注意とは、長時間にわたって注意を維持する認知機能である。この精度を評価するために、持続的注意課題 (gradual onset continuous performance task: gradCPT) が開発された (Esterman et al. 2013)。参加者は頻繁に提示されるGo試行に反応し、頻度の低いNo-go試行に対しては反応を抑制する。突然の刺激提示による注意の促進の影響を軽減するために、刺激は徐々に変化し提示される。さらに、モダリティ間の比較を可能にする聴覚gradCPTが開発された (Terashima et al., 2021)。モダリティ間で刺激の性質や提示タイミングに違いがあるにもかかわらず、両課題のgradCPT成績と注意のゆらぎは個人内で類似していた。この結果は、持続的注意にはモダリティに依存しない、共通原理が存在することを示唆する (Corriveau et al., 2025)。

gradCPTでは、持続的注意の状態を捉える指標として、反応時間 (RT) の連続的な変動を定量化したvariance time course (VTC) が広く用いられてきた。VTCは各試行のRTを標準化して絶対値化し、ガウス分布で平滑化した系列であり、値が小さい区間は相対的に安定した反応、値が大きい区間は不安定な反応を示す。

持続的注意反応課題 (sustained attention to response task: SART) を用いた研究では、FAの直前にRTが短縮することが報告されており (Robertson et al., 1997)、注意が過度に自動化された状態に陥ることで抑制失敗が生じると考えられている。また、Go試行の比率を操作した研究では、Go試行の頻度が高いほどRTが短縮し、No-go試行でのFA-Go試行の比率を操作した研究

では、Go試行の頻度が高いほどRTが短縮し、No-go試行でのFAが増加することが示されている (Wilson et al., 2016)。

本研究では、gradCPTを用いて、課題遂行中のVTCの特徴を明らかにし、FAの発生とどのように関連するかを検討することによって、持続的注意の時間的ゆらぎを明らかにすることを目的とした。(a) 直前の試行におけるVTCの上昇によって、直後の試行でFAが発生する (b) Go試行が続くと、その後のNo-go試行でFAが発生しやすくなる (c) 課題が後半になるにつれて疲労が生じ、それによってFAが誘発される、という3つの仮説を立てた。

## 方法

**参加者** 事前の検出力分析にもとづき、46名 (男性16名、女性30名、年齢:  $M \pm SD = 21.0 \pm 0.7$ 歳) が実験に参加した。

**心理課題** 刺激の制御と反応の記録には Presentation ソフトウェア (Neurobehavioral Systems) を用いた。

視覚gradCPTでは、画面中央に円形の白黒風景画像がランダムに連続提示された。画像は街 (出現率90%、10種類) と山 (出現率10%、10種類) であった。画像が街の風景であればキー押しで素早く反応し (Go 試行)、山の風景であればキー押しを抑制するよう求めた (No-go 試行)。刺激は800 msの時間間隔で、合計500試行 (400秒間) 提示された。

聴覚gradCPTでは、男声 (出現率90%、10種類) と女声 (出現率10%、10種類) の音声であった。男声であれば反応し、女声であれば反応を抑制するよう求めた。

刺激は1600 msの間隔で、合計250試行 (400秒間) 提示された。

**分析** gradCPT課題のRTを刺激提示開始から反応までの時間として定義し、設定された時間窓の中でおこなわれた反応をhit / miss / FA / CRに分類した。参加者ごとに $d'$ とRT中央値を算出し、RTを試行内で標準化した $|zRT|$ を半値幅7秒のガウス関数で平滑化してVTCを求めた。FA / CRを基準にVTCを平均化するETAで変動の前後変化を可視化し、FA予測のため、直前試行のVTC (VTC lag-1), Go試行の連続長 (Go-streak length), 課題進行を表す作業遂行時間 (time-on-task: ToT) を説明変数とするロジスティック回帰を実施した。分析には、R (ver. 4.5.1; <https://www.r-project.org/>) を用いた。

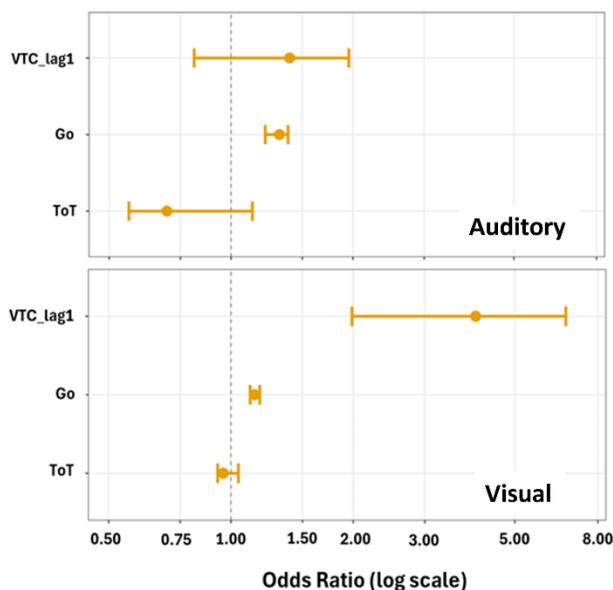
## 結果

課題成績は、聴覚gradCPTよりも視覚gradCPTのほうが良かった ( $z = 5.47, p < .001$ ; Table 1)。課題間で刺激の性質や提示間隔が異なっていたにもかかわらず、注意のゆらぎのピーク周波数は0.025と類似していた。

**Table 1.** Auditory and visual gradCPT performance

Measure	Auditory gradCPT		Visual gradCPT		Difference	
	M	SD	M	SD	$z$ (Wilcoxon)	$p$
Sensitivity ( $d'$ )	1.73	0.68	3.06	0.63	5.47	< .001
Frequency (Hz)	0.025	0.013	0.025	0.013	0.14	0.89

**Figure 1.** Odds ratios (ORs) for false alarms (FAs) on No-go trials in auditory (top) and visual (bottom) tasks. Error bars represent 95% CIs. Vertical dashed line indicates OR = 1.



FA発生の要因を予測するためのロジスティック回帰分析の結果 (Figure 1), 直前試行におけるVTCの上昇は、視覚条件ではFA生起を有意に説明する予測因子となった (OR = 4.01, 95% CI [1.99, 6.67])。加えて、Go試行の連続長は聴覚・視覚のいずれにおいてもFAの生起と関連していた。一方で、作業遂行時間については両モダリティとも推定の信頼区間が1を含み、FAとの関連はほとんど示されなかった。

## 考察

本研究の目的は、gradCPT課題遂行時における課題成績および心理指標の分析によって、持続的注意の時間的なゆらぎを明らかにすることであった。FAの発生に影響する要因を検討した結果、Go試行の連続長は、両モダリティで有意にFAの増加と関連した。すなわち、Go応答の繰り返しが反応の自動化を助長し、抑制制御を一時的に弱めることを示唆する。

一方で、両モダリティにおいて、課題進行に伴うVTCの一貫した上昇は認められなかった。この結果から、時間経過による疲労の影響は比較的小さいと考えられる。また、課題に対する構えの変化や覚醒水準の低下といった要因も想定されるものの、実際には課題への適応や学習効果により注意制御が強まる側面が示唆された。したがって、FAは個人ごとの注意の散漫や、内的状態の変動にも影響を受けて発生していると考えられる。

## 引用文献

- Corriveau, Ke, Terashima, Kondo, & Rosenberg (2025). Functional brain networks predicting sustained attention are not specific to perceptual modality. *Network Neuroscience*, 9(1), 303-325.
- Esterman, Noonan, Rosenberg, & Degutis (2013). In the zone or zoning out? Tracking behavioral and neural fluctuations during sustained attention. *Cerebral Cortex*, 23, 2712-2723.
- Robertson, Manly, Andrade, Baddeley, & Yiend (1997). 'Oops!': Performance correlates of everyday attentional failures in traumatic brain injured and normal subjects. *Neuropsychologia*, 35(6), 747-758.
- Terashima, Kihara, Kawahara, & Kondo (2021). Common principles underlie the fluctuation of auditory and visual sustained attention. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 74, 705-715.
- Wilson, Finkbeiner, de Joux, Russell, & Helton (2016). Go-stimuli proportion influences response strategy in a sustained attention to response task. *Experimental Brain Research*, 234, 2989-2998.

# 視覚探索課題における課題エンゲージメントの 視線指標による予測

大江 龍太郎

大阪大学大学院人間科学研究科

木村 司

大阪大学大学院人間科学研究科

篠原 一光

大阪大学大学院人間科学研究科

Changes in task engagement, which reflects the participant's attitude toward task execution, are considered a cause of vigilance decrement in sustained attention tasks. Aiming to develop a measurement method for task engagement that does not interfere with task performance, this study investigated whether gaze metrics during a visual search task could predict questionnaire scores for task engagement. Thirty individuals participated in the experiment. Since the relationship between gaze metrics and task engagement was expected to vary depending on search strategies, participants were post-hoc classified into a global scanning group ( $n=9$ ) and a central fixation group ( $n=8$ ) for Lasso regression analysis. The results showed high model fit ( $R^2 = .557 \sim .739$ ) for the global scanning group. Specifically, the frequencies of blinks and fixations, along with total fixation time, showed a positive relationship with task engagement, while total blink and saccade durations exhibited a negative relationship. This study suggests that objective and continuous engagement prediction using gaze metrics is possible by taking search strategies into account.

Keywords: task engagement, visual search, vigilance, eye-tracking, lasso regression.

## 問題・目的

持続的注意を必要とするビジランス状況では、時間が経過するに従って課題の成績が悪くなるビジランス低下が生じる。ビジランス低下が生じる原因として、課題に向けられる注意資源が減少していくことが考えられる (Thomson et al., 2015)。

課題に向けられる注意資源の主観的な指標として、課題エンゲージメントがある。課題エンゲージメントは課題に向けられる積極的でポジティブな態度として定義され、感情的(課題に対するポジティブな感情の程度)、行動的(課題に対して積極的に取り組もうとする意図の程度)、状态的(課題に対してどれだけ没頭して取り組んでいたかの程度)、認知的エンゲージメント(課題に対して工夫して取り組もうとしていたかの程度)の4つの下位概念から構成されている (外山, 2018)。

課題エンゲージメントの測定においては質問紙が用いられてきたが、質問紙に回答するためには課題を中断する必要がある。課題エンゲージメントの時間的変化の検証には、中断を伴わずリアルタイムに測定可能な指標である視線指標が有用であると考えられる。

本研究の目的は、視線追従により得られる固視、サッケード、瞬目、および固視位置のばらつき(エントロピー)によって、課題エンゲージメントを予測するモデルを作成することであった。

## 方法

30名(女:20名, 男:10名;平均22.0歳 ( $SD = 3.36$ ))の大学生・大学院生が実験に参加した。

視線追従にはGazepoint 3 (GP3HD V2)を使用し、60 Hzの時間解像度で注視位置を取得した。実験課題は

モニター(視距離45 cm)に提示され、参加者の頭の位置はあご乗せ台に固定された。

視線から計測する課題エンゲージメントとして、感情的、行動的、状态的、認知的エンゲージメントを測定できる17項目のエンゲージメント尺度(外山, 2018)を使用した。また尺度の4つの下位尺度から1つずつ項目を抜き出してプローブを作成した。いずれも、Visual Analogue Scale (VAS) による回答を求めた。

実験課題は5x9のグリッド上に表示された45個の色付きの円から、予め指定されたターゲット色を発見し、スペースキーを押すことであった。円の色は滑らかな変化と2秒間の固定を繰り返し、ターゲット色はランダムな位置に1分間に4回の頻度で提示された。

課題エンゲージメントを操作するために、フィードバック音とスコア表示を行った。フィードバック音は参加者のキー押しに対して提示され、正解音と誤答音の2種類を提示した。ターゲットが表示されてから反応までの速度に応じてスコアが加算され、スコア表示はプローブ回答の直後に行われた。課題エンゲージメントの操作を行う条件を介入条件、行わない条件を統制条件とした。

課題は5分間を1ブロックとして各条件で4ブロック(20分間)、合計8ブロック行われた。ブロック終了毎にプローブ回答を求め、4ブロック終了後には尺度回答を求めた。条件の実施順序は参加者間でカウンタバランスをとり、条件間には5分間の休憩を設けた。本番試行の前に2ブロックの練習課題を実施し、課題および尺度回答の手順に慣れさせた。

## 測定指標

**成績指標** ターゲットが提示されてからキー押し反応までの時間を反応時間、全ターゲットのうち反応が

あった割合を正答率、ターゲットが提示されていない時のキー押しの回数を誤反応数とした。

**質問紙指標** 4種類の各エンゲージメント項目の平均を得点とした。プローブについては、回答をそのまま得点とした。いずれも得点は0から1の範囲であった。

**視線指標** 40度/秒を超える視線移動をサッケード区間の移動であるとし、そうでない区間の視線移動を固視区間とした。その後、距離1度未満のサッケード区間を固視の一部とし、また、60 ms未満の固視をサッケードの一部とすることで視線移動を固視とサッケードに分類した。ブロック内の固視回数(固視回数)、固視1回あたりの持続時間(固視平均時間)、ブロック内の固視時間の合計(固視総時間)を求めた。同様にサッケード平均時間、サッケード総時間、サッケード平均速度、サッケード平均振幅、瞬目回数、瞬目平均時間、瞬目総時間を求めた。固視位置のばらつきを指標を得るために、刺激提示範囲を24個に分割し、刺激提示範囲外と合わせた25エリアを定義した。各エリアに含まれる固視の数を $n_i$ 、全ての固視の個数を $N$ とし、以下の式によってエントロピー $H$ を計算した。

$$H = \log N - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{25} n_i \log n_i \quad (1)$$

エントロピーはブロック内の固視全体から求められるブロック内エントロピーと、3秒間の固視から計算された値の平均3秒間エントロピーを指標とした。

## 結果

成績指標に対して、GLMMモデルのベイズ推定を行った結果、誤反応数がブロック進行に伴って増加する傾向( $\beta_{Block} = 0.025 [0.007, 0.044]$ )が見られた。質問紙指標においては、尺度とプローブともに全ての課題エンゲージメントの下位尺度において、介入による増加( $\beta > 0$ )が見られ、プローブではブロック進行に伴う低下( $\beta < 0$ )が見られた。

視線指標によって課題エンゲージメントの値を予測するモデルを構築するためにLasso回帰分析を行った。説明変数を全ての視線指標、予測変数を尺度とプローブの4種のエンゲージメントの各値として計算を行った。参加者全体で予測を行ったところ、尺度( $R^2 = .133 \sim .362$ )とプローブ( $R^2 = .109 \sim .357$ )の両方で適合度が低かった。探索方略によって視線指標と課題エンゲージメントの関係が異なると考えられるため、参加者を画面全体走査群(9名)と中央注視群(8名)に事後的に分類し、再度分析を行った。結果、画面全体走査群の尺度得点について高いモデル適合度( $R^2 = .557 \sim .739$ )が得られた。得られたモデルの係数パラメータをFigure 1に示す。4種の課題エンゲージメントは瞬目の回数および瞬目平均時間と正の、ブロック内エントロピーと負の関係を示した。

## 考察

ブロック進行による誤反応数の増加から、本実験で用いた20分間の視覚探索課題はビジランス低下をもた

らしたと考えられ、課題エンゲージメントの低下も同時に見られた。

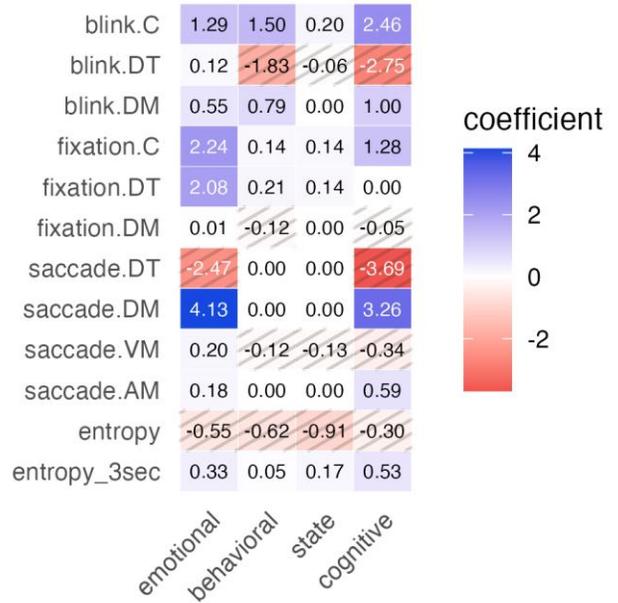
中央注視群で予測モデルの適合度が低くなった原因として、視線運動が少なく課題エンゲージメントの増減による影響が反映されなかったことが考えられる。

モデルの係数について、瞬目回数と瞬目平均時間の増加が得点の増加と関係しており、課題エンゲージメントが高くなると、自発的瞬目による視覚情報のリセットがより頻繁に行われるようになったことを示唆している。またブロック内エントロピーの低下が得点の増加と関係していたが、課題エンゲージメントが高い場合には、画面内の固定された複数の場所を順に見るような効率化された方略をとり、固視位置のばらつきが減少することで、エントロピーの値が小さくなったと考えられる。

総じて、広範囲を逐次的に探索する方略が取られる場合において、視線指標を用いたリアルタイムでの課題エンゲージメント計測の可能性が示された。

Figure 1

Gaze-based engagement prediction models for the global search strategy group. Heatmap displays standardized Lasso coefficients for four engagement dimensions. Cells with diagonal lines (hatching) denote coefficients that are less than zero. (C=count, DT=duration total, DM=duration mean)



## 引用文献

Thomson, D., R., Benser, D., & Smilek, D. (2015). A Resource-Control Account of sustained Attention: Evidence from Mind-Wandering and Vigilance Paradigms. *Perspectives on Psychological Science*, 10, 82-96. <https://doi.org/10.1177/1745691614556681>

外山 (2018). 課題遂行におけるエンゲージメントがパフォーマンスに及ぼす影響. *筑波大学心理学研究*, 56, 13-20.

# 徐々に輝度変化するAR妨害刺激が変化の見落としに与える影響 —両眼・単眼提示の比較—

伝保 昭彦<sup>1</sup>

東京工科大学コンピュータサイエンス学部

The presentation of an augmented reality (AR) image may interfere with the detection of changes in the real world. To mitigate change blindness, this study investigated a method that gradually changed the luminance of the AR image. The results indicated that change blindness occurred more frequently when the change in the real world and disappearance of the AR image occurred simultaneously.

Keywords: change blindness, augmented reality, monocular presentation

## 問題・目的

近年、現実空間に情報を重ねて提示する技術である拡張現実 (Augmented reality: AR) が広まっている。現実空間にARとして提示される像 (AR像) により、ディスプレイなどに視線を移動させることなく、作業に必要な情報を取得できるなどの利点がある。一方で、現実空間内に情報を提示するという性質上、AR像自体が現実空間に存在する重要な情報の取得を妨害する可能性がある。

このような妨害となる刺激によって視野内に存在する刺激の観察が困難になる現象として、「変化の見落とし」が知られている。変化の見落としを発生させる代表的な方法であるフリッカー法では、元画像Aとその一部を修正した画像A'を交互に提示する。その際、AとA'の間にブランクなどの妨害となる刺激を提示すると、変化した位置の検出が困難になることが知られている。

ARの使用時においては、AR像がフリッカー法における妨害刺激として働き、結果として現実世界で発生した歩行者の飛び出しなどの重要な情報を見落とし危険性が高まる可能性がある。このことについて、Kitamura et al. (2019)では、グレーの均一なAR像をフリッカー法における妨害刺激として両眼または単眼に提示し、どのように変化の見落としが発生するのかを検討した。その結果、両眼提示条件では変化の見落としが発生するが、単眼条件では発生しないことが示された。一方、伝保・篠原 (2020)では妨害刺激であるAR像を多様な色彩とエッジを持つ刺激であるモンドリアン刺激に変更し、同様の課題を行った。その結果、両眼提示条件よりも単眼提示条件の方が変化の見落としは起こりにくいものの、単眼条件においても変化の見落としが発生することが示された。これは、モンドリアン刺激は視覚的注意を引きやすく、単眼条件であっても、妨害刺激として機能したためであると考えられる。

以上のことから、AR使用時に発生する変化の見落としは、AR像の特徴に影響を受けることが示唆されており、ARの安全な利用のために、変化の見落としが発生しにくい提示方法が求められている。

そこで、本研究ではより視覚的注意を引きにくい提示方法として、徐々に輝度が上昇する方式のAR像の

提示方法において同様の変化の見落とし課題を行った。変化の見落としは妨害刺激に視覚的注意が引き付けられることで、変化位置に注意が向けられなくなるため発生すると考えられる。そのため、緩やかに輝度を上昇させながら妨害刺激が提示される場合は比較的視覚的注意を引きにくいと期待される。

## 方法

### 実験参加者

実験参加者は24名 (平均年齢24.92歳,  $SD = 2.70$ ) であった。本実験ではAR像の観察条件 (2水準: 両眼条件、単眼条件) を実験参加者間要因とし、さらにAR像を提示しない統制条件 (提示なし条件) を設けたため、それぞれの条件では8名であった。また、単眼条件に割り振られた実験参加者の内、1名が石原式色覚検査表II国際版38表の検査により、三色型の色覚ではないことが判明したため、分析では除外した。

### 刺激

生物を含まない36枚の自然風景の元画像およびその一部を修正した画像の36対の画像ペアを使用した。本実験ではAR像の輝度の変化速度 (4水準: 250 ms, 500 ms, 750 ms, 1000 ms) を実験参加者内要因としたため、それぞれの水準に対して、9対の画像ペアが使用された。どの水準にどの画像ペアが割り当てられるかは実験参加者ごとにカウンタバランスを取った。

### 手続き

初めに画面中央に「Ready?」の文字が提示された。実験参加者がテンキーの5を押すと、元画像と修正画像が1000 msごとに交互に提示された。実験参加者は変化位置を検出したら可能な限り早く、正確にキー押しで反応した。反応がないまま60秒経過した場合は、画像の提示は終了した。画像が切り替わる瞬間に、妨害刺激としてAR像が提示された。AR像は輝度が徐々に上昇し、250 ms, 500 ms, 750 ms, 1000 msのいずれかの時間をかけて最大の輝度となり、最大の輝度となっ

た時点で消失した。AR像は両眼または単眼に提示された。提示なし条件においては、AR像自体が提示されなかった。実験参加者がキー押しで反応するか、60秒経過した後、画面が切り替わり、元画像が提示された。実験参加者は変化があったと思う場所をマウスクリックによって報告した。その後、変化したものや場所の顕著性、予測性、AR像自体の認知性について、7段階評価で回答した。以降は実験終了まで同様の手続きを繰り返した。

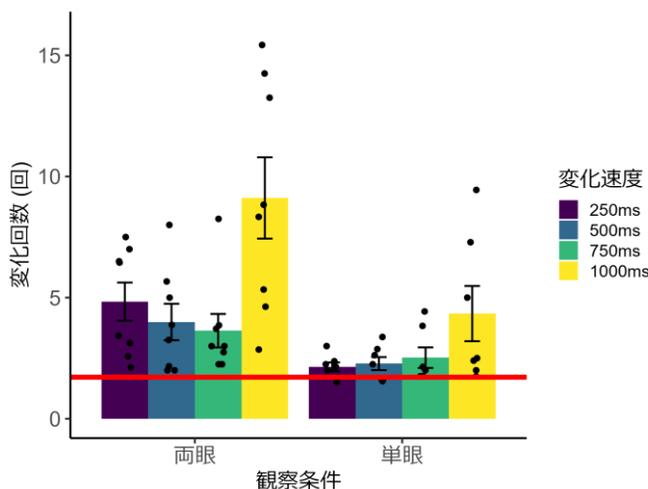
### 実験計画

AR像の観察条件（実験参加者間2水準：両眼・単眼）×輝度の変化速度（実験参加者内4水準：250 ms, 500 ms, 750 ms, 1000 ms）の2要因の混合計画であった。統制条件としてAR像が提示されない条件を設けた。実験参加者は両眼・単眼・提示なしのいずれかの条件に割り振られ、一人当たり36試行を行った。

### 結果

画像が提示され始めてから実験参加者がキー押しするまでの反応時間を、変化を検出するまでに画像が変化した回数に変換した上で、各観察条件・輝度の変化速度条件ごとに2標準偏差を超える変化回数の試行を除いて平均値を算出した。各観察条件および輝度の変化速度条件の変化回数について、Figure 1に示した。観察条件と変化速度の2要因混合計画の分散分析を行ったところ、観察条件と輝度の変化速度条件の主効果はいずれも有意となった（それぞれ $F(1, 13) = 16.431, p = .001, \eta_p^2 = .558; F(1.71, 22.23) = 7.518, p = .005, \eta_p^2 = .366$ ）。二つの要因の交互作用は有意ではなかった (*n.s.*)。単眼条件の方が両眼条件よりも変化を見つけるまでに必要な変化回数は少なかった。

Figure 1  
各観察条件・輝度の変化速度における変化回数



注) エラーバーは標準誤差を示す。  
赤線は提示なし条件の平均変化回数を示す。

輝度の変化速度条件の主効果が有意であったため、Holm法による多重比較を行ったところ、どの水準間でも差は有意とはならなかった (*n.s.*)。

観察条件・輝度の変化速度条件ごとに変化の見落としが発生していたかどうかを検討するため、条件ごとに分けて、提示なし条件の変化回数と *t* 検定により比較した。8回の *t* 検定を行ったため、Holm法により有意水準を調整した。その結果、両眼条件で輝度変化の速度条件が1000 msおよび250 msのときに、提示なし条件の方が有意に変化回数は少ないことが示された ( $ps < .05$ )。したがって、この2条件において変化の見落としが発生したと考えられる。

### 考察

本研究においては、単眼条件では提示なし条件との間の差が有意ではなかったことから、AR像を単眼に提示した場合は変化の見落としを低減させることができることが示された。一方で、両眼条件においては輝度変化の速度が250 msと1000 msのときに変化の見落としが発生した。250 msの条件においてはAR像の輝度変化が速く、注意を引きやすかったため、妨害刺激としてより強力に働いた結果、変化の見落としが発生したと考えられる。一方、1000 msの条件では、輝度変化が緩やかであったにもかかわらず、顕著に変化の見落としが発生した。1000 msの条件においてはAR像が消失する瞬間と、変化が発生する瞬間が同時であった。そのため、AR像の出現ではなく、消失によって発生する急激な輝度変化により注意が引かれ、結果として変化の見落としが発生したと考えられる。

### 結論

本研究では、緩やかに輝度が変化するARを使用することによって、単眼提示であれば変化の見落としを低減させることができることが示唆された。一方で、両眼提示の場合は、輝度の変化速度が速い場合や、AR像の消失のタイミングと変化の発生のタイミングが同時の場合は、変化の見落としが発生することが示された。したがって、AR像を提示する際に変化の見落としを避けるためには、一定以上に緩やかな速度で、なおかつ消失の際にも緩やかに変化させることが望ましいと考えられる。

### 参考文献

伝保 昭彦・篠原 一光 (2020). 妨害刺激の特徴が拡張現実使用時の変化の見落としに与える影響 成蹊大学理工学研究報告, 57(1・2), 13-19.

Kitamura, A., Kinoshita, Y., & Shinohara, K. (2019). Monocular Presentation Attenuates Change Blindness During the Use of Augmented Reality. *Frontiers in Psychology, 10*(1688), 1–12. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.01688>

# 穴を含む表面 (hole-bearing surface) の形状知覚に関する直接的検討

大岩 礼奈  
武藤 拓之

大阪公立大学現代システム科学域

大阪公立大学大学院現代システム科学研究科

穴は独立した存在ではなく、常に表面との関係に基づいて知覚される。従来の研究は穴自体の形状知覚に焦点を当ててきたが、穴を含む表面の形状がどのように知覚されているのかは不明である。そこで本研究は、穴を含む表面について、(1)外側輪郭の内側領域と内側輪郭の内側領域のそれぞれが形をもつ対象として知覚されるのか、(2)外側輪郭と内側輪郭に挟まれた領域が一つの形として知覚されるのかを検討した。これらの可能性を直接的に検討するために、外側輪郭 (円・正方形) と内側輪郭 (花形・星形) が異なる図形に対して相応しい名称 (ブーバ・キキ) を選択させる実験を行い、選択率と反応時間 (RT) を分析した。その結果、命名は内側輪郭が定義する穴の形状に基づいて行われたが、各輪郭が定義する内側領域の音象徴的特徴が不一致な条件で RT が増加した。この結果は、穴を含む表面では外側輪郭の内側領域と内側輪郭の内側領域がともに形状をもつ対象として知覚されている可能性を示唆している。

Keywords: hole-bearing surface, shape perception, sound symbolism

## 問題・目的

穴は独立した存在ではなく、常に表面との関係に基づいて知覚される。しかし、先行研究の多くが穴自体の形状知覚に焦点を当てており、穴を含む表面全体がどのような表象構造で知覚されているのかは十分に検討されていない。Kim(2020)は、同形の穴と物体でブーバキキ効果の大きさ(選択率)に差が見られないことを報告し、穴を定義する輪郭の内側領域の形状に対するアクセスが自動的であることを示したが、外側輪郭と内側輪郭の情報がどのように形状知覚に寄与しているのかは依然として明らかになっていない。

そこで本研究は、内側輪郭と外側輪郭によって定義された穴を含む表面について、外側輪郭の内側領域と内側輪郭の内側領域のそれぞれが形をもつ対象として知覚されるのか(共同表象仮説)、あるいは外側輪郭と内側輪郭に挟まれた領域が一つの形として知覚されるのか(単一表象仮説)を検討した。具体的には、仮定する表象仮説によって音象徴的特徴の一致性が異なるよう2本の輪郭線を独立に操作した穴を含む表面に対するブーバキキ命名課題を実施し、命名反応の選択率およびRTを分析した。

## 実験1a・1b

(1)穴を含む表面の内側輪郭が意図した音象徴的特徴を持っているか、(2)穴を含む表面が単独呈示されたときに命名が穴の形状に基づくのか、を検討した。

## 方法

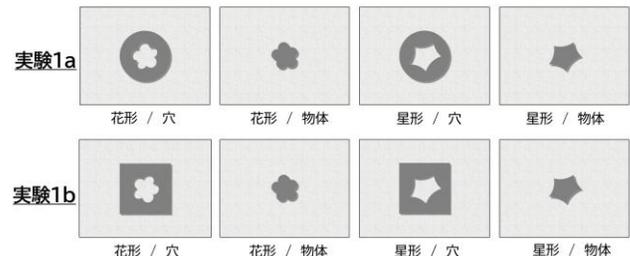
本研究のプロトコルはOSFに事前登録した(実験1a; <https://osf.io/96cm2>, 実験1b; <https://osf.io/zsr8w>)。

**参加者**  $\eta_p^2 = .25$  を  $\alpha = .05$ ,  $1 - \beta = .95$  で検出するために必要な  $N = 41$  を目標サンプルサイズとし、除外を見越してその約3倍の120名をCrowdWorksで募集した。除外基準を適用した結果、最終サンプルサ

イズは実験1aは  $N = 119$  (女性54名,  $M = 41.7$  歳), 実験1bは  $N = 113$  (女性55名,  $M = 38.6$  歳) だった。

**刺激** 形状(花形・星形)と提示条件(穴・物体)の組み合わせごとに58枚の刺激を作成した(Figure 1)。実験1aでは穴条件の外側輪郭を円、実験1bでは正方形とした。

Figure 1. 実験1で使用した刺激の例



**手続き** 実験はlab.jsを使ってオンラインで実施した。刺激の物理サイズを統制するため、参加者はMuto(2025)の手続きに基づくキャリブレーションを行った後、実験課題に取り組んだ。参加者の課題は、提示された物体の名称として「ブーバ」と「キキ」のいずれかが相応しいかを判断し、できるだけ速くキー押しで回答することであった(計220試行、順序はランダム)。はじめの20試行は練習試行であり、残りの200試行を本試行とした。また、提示された刺激が直前の試行と「同じ」か「異なる」かを判断するキャッチ質問18問をランダムに挿入した(練習試行2問、本試行16問)。

## 結果と考察

タイムアウト試行・RTが200ms未満の試行をデータから除外した後、参加者毎に各刺激条件におけるキキの選択率と平均RTを算出した。

**キキの選択率** 形状(花形・星形)×提示条件(穴・物体)の反復測定ANOVAを行ったところ(Figure 2), 実験1a・1bのどちらにおいても形状の主効果が有意であり(1a;  $p < .001$ ,  $\eta_p^2 = .143$ , 1b;  $p < .001$ ,  $\eta_p^2 = .182$ ), 星形条件に対するキキの選択率は花形条件より有意に高かった。星形/物体および花形/物体に対するキキの選択率

はそれぞれチャンスと有意差があり(星形; 1a:  $p < .001$ ,  $d = 0.48$ , 1b:  $p < .001$ ,  $d = 0.54$ , 花形; 1a:  $p < .001$ ,  $d = -0.39$ , 1b:  $p < .001$ ,  $d = -0.38$ ), 穴を含む表面の内側輪郭は意図した音象徴的特徴を持つことが確認された。穴を含む表面への命名については, 実験1a・1bの花形/穴(1a:  $p < .001$ ,  $d = -0.41$ , 1b:  $p < .001$ ,  $d = -0.46$ )および実験1bの星形/穴 ( $p < .001$ ,  $d = 0.40$ )は穴の形状に基づいて行われた。実験1aの星形/穴に対するキキの選択率はチャンスとの有意差は見られなかったが( $p = .16$ ,  $d = 0.13$ ), これは穴の形状表象の不在ではなく, 共同表象仮説下での音象徴的特徴の不一致やキキと星形との音象徴的対応の弱さによるものと考えられる。

**反応時間** 典型的な反応を示した参加者(実験1a;  $N = 57$ , 実験1b;  $N = 71$ )の平均RTについて, 形状(花形・星形)×提示条件(穴・物体)の反復測定ANOVAを行った(Figure 3)。実験1a・1bのどちらにおいても提示条件の主効果が有意であり(1a:  $p < .001$ ,  $\eta_p^2 = .441$ , 1b:  $p < .001$ ,  $\eta_p^2 = .546$ ), 穴条件への命名は物体条件よりもRTが有意に長かった。

Figure 2. 条件毎のキキの選択率およびその95%信頼区間

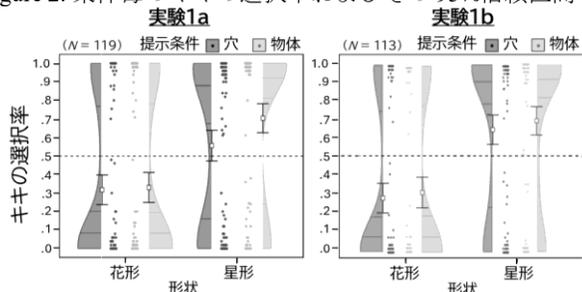
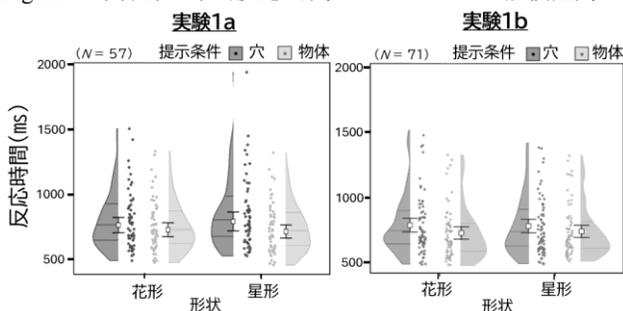


Figure 3. 条件毎の平均反応時間およびその95%信頼区間



## 実験2

仮定する表象仮説によって音象徴的特徴の一致性が異なる4種類の穴を含む表面に対する命名課題を実施し, RTを比較することで共同表象仮説と単一表象仮説のいずれが支持されるかを直接的に検討した。

### 方法

プロトコルはOSFに事前登録した(<https://osf.io/x9w8y>)。

**参加者** 実験1と同様, CrowdWorksで120名の参加者を募集した。除外基準を適用した結果, 最終的なサンプルサイズは $N = 93$ (女性46名,  $M = 38.6$ 歳)となった。

**刺激と手続き** 実験2では, 実験1aおよび実験1bで用いた穴条件の刺激画像を提示した(Figure 4)。それ以外は実験1と同様であった。

Figure 4. 実験2で使用した刺激の例

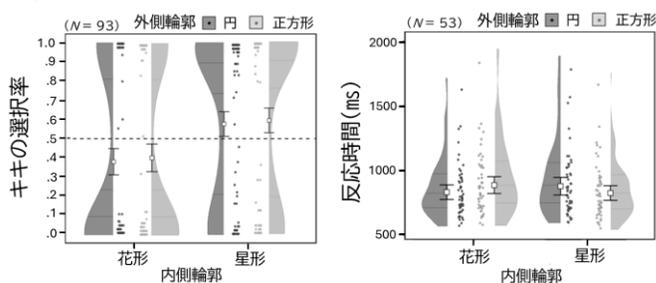


## 結果と考察

**キキの選択率** 内側輪郭(花形・星形)×外側輪郭(穴・物体)の反復測定ANOVAを行ったところ(Figure 5), 内側輪郭の主効果が有意であり( $p = .006$ ,  $\eta_p^2 = .080$ ), 星形の内側輪郭に対するキキの選択率は花形の内側輪郭よりも有意に高かった。一方, 外側輪郭の主効果( $p = .40$ ,  $\eta_p^2 = .008$ ), および内側輪郭×外側輪郭の交互作用( $p = .75$ ,  $\eta_p^2 = .001$ )は有意でなかった。この結果は, 命名が穴の形状に基づいて行われたことを示す。

**反応時間** 典型的な反応を示した参加者( $N = 53$ )の平均RTについて, 内側輪郭(花形・星形)×外側輪郭(穴・物体)の反復測定ANOVAを行ったところ(Figure 5), 内側輪郭×外側輪郭の交互作用が有意であった( $p < .001$ ,  $\eta_p^2 = .227$ )。下位検定の結果, 共同表象仮説下で音象徴的特徴が一致する花形/円条件への命名は, 不一致の花形/正方形条件よりもRTが有意に短かったことが確認された( $p = .05$ ,  $d_z = 0.51$ )。

Figure 5. 実験2における条件毎のキキの選択率と平均反応時間



## 総合考察

本研究は, 2本の異なる輪郭線によって定義された穴を含む表面の表象構造について, 共同表象仮説と単一表象仮説のいずれが支持されるかをブーバキキ命名課題によって検討した。実験の結果, 命名は主に穴の形状(内側輪郭の内側形状)に基づいており(実験1・2), 同じ命名であっても共同表象仮説を仮定した際の音象徴一致刺激において命名反応が促進された(実験2)。

以上の結果は, 共同表象仮説を支持するものであり, 外側輪郭の内側領域と内側輪郭の内側領域のそれぞれの形状が表象されている可能性が示された。これは, 穴と物体の形状が同等に記憶できるのは穴と穴を含む表面の両方が表象されるためであるとしたPalmer (1999)の理論的提案と整合的であり, 本研究はこの提案に対して実証的な証拠を初めて示したといえる。

## 引用文献

- Kim, S. H. (2020). Bouba and Kiki inside objects: Sound-shape correspondence for objects with a hole. *Cognition*, 195, 104132.
- Muto, H. (2025). A ruler-based technique to rigorously control the size of visual stimuli for online psychological experiments. *The Japanese Journal of Cognitive Psychology*, 23(1), 57–66.
- Palmer, S. E. (1999). *Vision science: Photons to phenomenology*. MIT Press.

# 実車運転における操作・眼球運動の共変動に基づく 注意・認知の探索的分析

山下 純平  
鈴木 雄太  
中西 史佳  
山高 大乘  
寺島 裕貴  
丸谷 和史

NTT コミュニケーション科学基礎研究所

NTT コミュニケーション科学基礎研究所

株式会社デンソー

株式会社デンソー

NTT コミュニケーション科学基礎研究所

NTT コミュニケーション科学基礎研究所

自然運転では視覚環境と運動要求が刻々と変化し、それに応じてドライバの注意・認知状態も変動するため、走行中の状態推定は安全上きわめて重要である。従来研究の多くは、実験者が事前に定義した状態が眼球指標に現れるパターンを検証し、推定手法を構築してきた。これに対し我々は、実環境で自発的に生起する注意・認知と眼球指標の関係を、データ駆動的かつ探索的に抽出することを目指している。本研究では、都市部の実路走行から得た眼球特徴量と車両状態の時系列に独立成分分析（ICA）を適用し、先行知見の再現と同時に、従来の説明では捉えにくい特徴の抽出可能性を検討した。その結果、ワークロード上昇に結び付けられてきた変数群の結合が独立成分として抽出された。当該成分は輝度補正後の瞳孔径および速度・ステアの不安定性に同方向の負荷を示し、先行知見と整合した。一方、サッカードの固視に対する時間比にも正の負荷を示しており、直線路で副課題により負荷を高めた条件で報告される、中央固視の増大現象とは対照的であった。実交通で多くを占める認知的負荷は、むしろ活発な状況認識や、それを支える眼球運動を伴う可能性がある。実環境における注意・認知変動の定量化と、リアルタイムなドライバ状態モニタリングの実現に向けて考察する。

Keywords: eye tracking, pupillometry, naturalistic driving, driver monitoring

## 問題・目的

視覚環境・運動要求が動的に変化する環境では、注意・認知状態も刻々と変動する。こうした状態の推定は、とりわけ自動車運転などにおいて安全上きわめて重要である。これまで、瞳孔径やサッカードなどの眼球指標による推定可能性が示唆されている。

先行研究の多くは、実験者が事前に定義した認知・注意ラベルと眼球指標を対応づけて推定を試みてきた。たとえば、直線路で副課題を課して誘発したメンタル・ワークロードや、時間経過に伴い増大する疲労と瞳孔指標の関係が検討されている（Marquart et al., 2015）。また、路面曲率を空間的注意のパラメータとし、サッカードの変化を分析した研究もある（Authié & Mestre, 2011）。しかし、より生態学的妥当性の高い、実交通で観察される眼球指標と注意・認知状態の結合構造を、事前の枠組みに依らず探索的に明らかにした研究は少ない。

そこで我々は、自然運転における眼球運動と車両状態の潜在的結合を明らかにし、教師なし手法により注意・認知状態を抽出することを目指す。本研究では、市街地の自然運転データを用い、先行知見の再現を確認しつつ、既存の説明では捉えにくい特徴の抽出可能性も検討した。先行研究によれば、輝度補正後の瞳孔径はワークロードとともに増大し、その影響は約20秒

の時間スケールで顕在化する（Yamashita et al., 2024）。また、ワークロードの増大に伴い運転の不安定性が高まることが報告されている（Papantoniou et al., 2017）。これらを踏まえ、約20秒の窓で集約した眼球特徴量（輝度補正後瞳孔径を含む）と車両状態変数から時系列行列を構築し、独立成分分析（ICA）を適用した。結果として、先行知見に照らしてワークロードに整合的な結合成分が再現されたほか、当該成分に紐づいた眼球運動特性に関する新規な所見が見られた。

## 方法

### 参加者：

週1回以上の運転習慣を有する11名（男性10名、女性1名；22-60歳）。

### 手続き：

参加者は日常同様に運転するよう求められ、同乗の実験者はコース指示のため最小限のナビゲーションのみ行った。走行中、参加者は眼鏡型イトラッカー（Tobii Glasses 3, 100 Hz）を装着し、計測車両で所定の都市ルートを約1時間走行した。

### コース：

市街地を周回するコース（約35 km, 10区間；左折6回, 右折5回）。なお、停車・低速（車速<10 km/h）区間を除く平均車速は38.7 km/hであった。

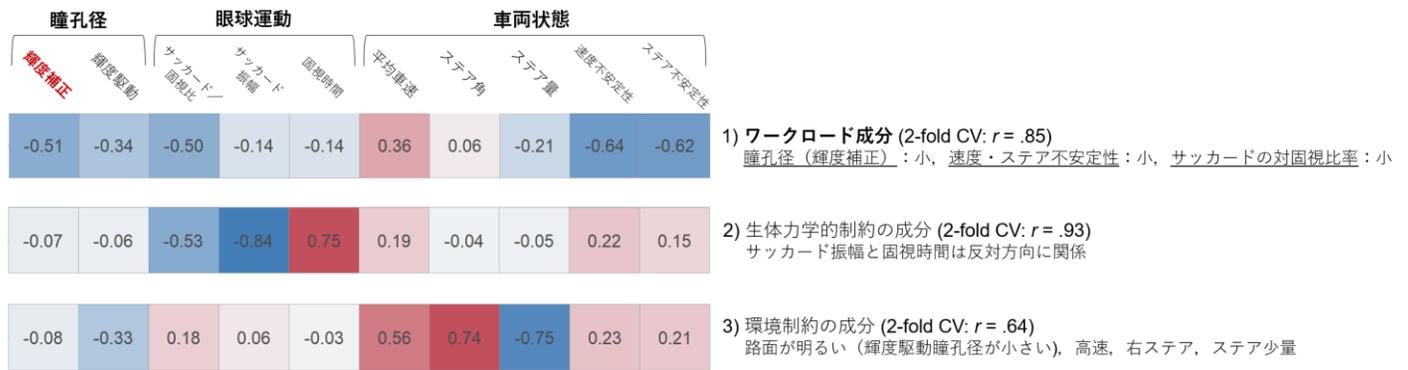


図1. 瞳孔指標・眼球運動指標・車両状況変数にわたる3つの潜在成分について、ICAの混合重みを示したカラーマップ  
色スケールは大きさと符号を表す (赤=正; 青=負)

### 計測:

車速・ステア角を車載CANバスから100 Hzで取得した。固定ゲインの車内固定カメラ画像からシーン輝度を近似した。

### 前処理・分析:

20秒窓ごとに10種類の特徴量を算出し (合計2,011窓; 総走行時間11時間10分20秒), 各参加者の平均を差し引いて個人内中心化した。瞳孔径・視線・ステア角の外れ値 ( $1.5 \times IQR$ ; 四分位範囲) を除去し, 有効窓は98.1% (1,972/2,011) であった。

### 時系列行列:

眼球特徴量5次元と車両状態変数5次元 (計10変数) から構成された。シーン輝度近似を用いて瞳孔径の輝度駆動成分, 輝度補正後成分の2変数を定義した。視線座標はSavitzky-Golayフィルタで平滑化後, REMoDNaV (Dar et al., 2021) で固視・サッカードを近似的に分類し, 各窓でサッカード/固視比, サッカード振幅, 固視時間中央値の3変数を算出した。運転指標として平均車速, 平均ステア角, ステア量 (絶対角度和), 速度・ステアの不安定性 (一次差分の二乗和) を算出した (5変数)。

## 結果

### 行列特性:

特徴量間の絶対相関は概ね小さく (平均 $|r|=0.10$ , 最大 $|r|=0.45$ ), 行列の条件数は $\kappa=2.22$ と良好であった。Q-Qプロットにより非ガウス性を確認し, 固有値に基づき3成分を採択した。

### ICA:

ICAにより解釈可能な3成分が得られた (図1)。第1成分は, 輝度補正後の瞳孔径と速度・ステアの不安定性に共通して負荷を示すワークロード様パターンであった。なお, 平均車速およびステア量への負荷は比較的小さく, コースの大きな変化を伴わずとも制御安定性と結び付くことも示唆された。新たに, サッカード/固視比にも正の負荷が認められた。残る2成分は, 眼球運動の生体力学的制約と, コース (環境制約) を主に反映する成分として解釈された。

### 再現性:

成分の安定性を評価するため, 参加者を5名と6名に分ける全462通りの分割でICAを実行し, 混合行列の

列を絶対相関が最大となるよう対応付けて比較した。対応列間の平均 $|r|$ は成分1-3でそれぞれ0.85, 0.93, 0.64であり, 第1・第2成分は高い再現性, 第3成分は中等度の再現性を示した。

## 考察

自然運転データにおける眼球指標と車両状態の個人内共変動をICAで分解した結果, ワークロードとして解釈可能で, 参加者分割に対して安定な成分を抽出できた。同成分は, 輝度補正後の瞳孔径と速度・ステアの不安定性に同方向の負荷を示し, ワークロード上昇時の生理・行動指標の結合パターンを再現していた。一方で, サッカードの対固視比にも正の負荷がみられ, これは直線路で副課題により負荷を高めた条件で報告される中央固視の増大 (Marquart et al., 2015) とは対照的であった。このことは, 実交通に由来するワークロード増大は, 状況把握のための視野探索を促しており, むしろ活発な眼球運動を伴う可能性を示唆する。今後は, 成分の一般化可能性の検証および, リアルタイム推定可能性の検討を進め, 実環境におけるドライバ状態モニタリングの実現に向けて取り組む。

## 参考文献

- Authié, C. N., & Mestre, D. R. (2011). Optokinetic nystagmus is elicited by curvilinear optic flow during high speed curve driving. doi:10.1016/j.visres.2011.06.010.
- Dar, A. H. et al. (2021). REMoDNaV: robust eye-movement classification for dynamic stimulation. doi:10.3758/s13428-020-01428-x.
- Marquart, G. et al. (2015). Review of eye-related measures of drivers' mental workload. doi:10.1016/j.promfg.2015.07.783.
- Papantoniou, P. et al. (2017). Review of driving performance parameters critical for distracted driving research. doi:10.1016/j.trpro.2017.05.148.
- Yamashita, J. et al. (2024). Pupil Trend Reflects Suboptimal Alertness Maintenance over 10 s in Vigilance and Working Memory Performance: An Exploratory Study. doi:10.1523/ENEURO.0250-24.2024.

# 文字アスペクト比が visual span と読み速度に及ぼす影響

北名 美雨

広島大学人間社会科学研究科

梁 葉飛

広島大学人間社会科学研究科

氏間 和仁

広島大学人間社会科学研究科

本研究は、文字サイズ 2.0°において、文字アスペクト比 (AR) の圧縮が visual span, 眼球運動指標, 読み速度に与える影響を検討した。晴眼者 12 名を対象に、AR 3 水準 (1.0, 0.5, 0.25) で visual span 測定および黙読課題を実施した。その結果、AR 0.5 条件で visual span が有意に拡大し順行サッケード長の伸長や停留外時間の短縮が確認された。しかし停留時間の延長により、読み速度には有意差が認められなかった。本研究は「高さで可読性を確保し、幅で情報量を最大化する」という新たな視座を提示した。

Keywords: visual span, reading speed, aspect ratio

## 問題と目的

弱視者への読み支援として文字の拡大が広く用いられているが、文字を拡大すると視界内に収まる文字数が減少するという「拡大のパラドックス」が存在する。北名 (2026) は、ひらがなにおいて文字サイズを段階的に変化させた際の visual span (一度に認識可能な文字範囲) を測定し、文字サイズ 1.0°~2.0°付近で visual span が減少に転じる「拡大限界点」を特定した。この限界点を超えて拡大を続けると、視認性向上の利益よりも視界内情報量減少の損失が上回り、読み速度が低下する可能性がある。

しかし、弱視者の多くは視力低下を補償するために拡大限界点を越えた文字サイズを必要とする。従来の拡大支援は文字の高さと幅を等比率で拡大するため、拡大のパラドックスを回避できない。そこで本研究では、文字の高さを維持したまま幅のみを圧縮する文字アスペクト比 (Aspect Ratio; AR) の操作に着目した。ARとは文字の高さに対する幅の比率であり、AR圧縮により個々の文字の識別性を保ちつつ視界内の文字密度を高めることで、拡大限界点以降においても visual span を拡張できる可能性がある。ただし、過度な幅の圧縮は文字認識の負荷を増大させるリスクを伴うため、情報密度増加の利益と認識負荷増大のコストのバランスを検証する必要がある。

本研究は、拡大限界点以降の文字サイズにおいて AR を段階的に操作し、visual span, 眼球運動指標, および読み速度に与える影響を検討することで、最適な AR 条件を特定することを目的とする。

## 方法

### 1. 参加者・実験デザイン

日本語を母語とし両眼矯正視力 0.8 以上の大学生 12 名が参加した。独立変数は AR (3 水準: 1.0, 0.5, 0.25) および測定セッション (2 水準: visual span 測定前, visual span 測定後) であった。従属変数は SVS, VSP, および黙読課題における読み速度と眼球運動指標 (平均停留時間, 停留数, 順行サッケード長, 逆行数, 停留外時間) であった。

### 2. 課題・実験刺激・手続き

#### 2.1. visual span 測定課題

刺激にはひらがなのトリグラム (3 文字無意味綴り) を用いた。文字高さは 2.0° に固定し、AR を 1.0, 0.5, 0.25 の 3 水準に変倍処理した。手続きとして、参加者は画面中央の固視点を注視した状態でトリグラムが 100ms 呈示され、見えた文字を左から順に音読した。AR 圧縮により視界内に収まる文字数が増加することを考慮し、呈示位置は AR 条件ごとに設定した。AR 1.0 条件では固視点を中心に -7 から +7 の 15 位置、AR 0.5 条件では -13 から +13 の 27 位置、AR 0.25 条件では -25 から +25 の 51 位置とし、各位置 5 回ずつ呈示した。

#### 2.2. 黙読課題

刺激には文字数 20 文字、漢字含有率 40% の短文を用いた。手続きとして、画面左側に注視点を呈示した後に文章刺激が呈示され、参加者は黙読を行い、読み終わった直後に反応キーを押した。読了後には内容に関するクイズに回答し不正解試行は分析から除外した。各条件 5 試行を行い、読み時間から読み速度を算出した。

### 3. 分析方法

SVS および VSP については、AR (3 水準) を要因とするフリードマン検定を実施し、主効果が有意であった場合は多重比較を行った。読み速度および眼球運動指標については、ART による 2 要因分散分析 (AR × 測定セッション) を実施した。また、visual span が眼球運動指標を予測するかを検討するため、線形混合モデル (LMM) を用いた分析を行った。有意水準は 5% とした。

### 4. visual span の計算方法

Visual span は SVS (Spatial Visual Span) と VSP (Visual Span Profile) の 2 種類を算出した。

#### 4.1. SVS (Spatial Visual Span) の測定と算出

SVS は正答率にフィットした分割ガウス関数と正答率 80% の 2 つの交点間の距離とした。

#### 4.2. VSP (Visual Span Profile) の測定と算出

VSP は各 position での正答率を式 (1) にて伝達情報量 (bits) に変換した値にフィットさせた分割ガウス関数の position -6 から +6 の範囲を積分した値とした。

伝達情報量 (bits)

$$= -0.036996 + 4.6761 \times \text{文字の正答率} \dots \text{式 (1)}$$

## 結果

### 1. Visual span

SVSについてフリードマン検定を行った結果、ARの主効果は有意であった ( $\chi^2(2) = 6.50, p = .039$ )。多重比較の結果、AR 0.5はAR 1.0よりも有意に大きかった ( $p = .009$ )。一方、AR 0.25とAR 1.0の間 ( $p = .233$ )、およびAR 0.5とAR 0.25の間 ( $p = .695$ )には有意差は認められなかった (Fig. 1)。

VSPについても同様にフリードマン検定を行った結果、ARの主効果は有意であった ( $\chi^2(2) = 18.00, p < .001$ )。多重比較の結果AR 0.5はAR 1.0よりも有意に大きく ( $p = .007$ )、AR 0.25もAR 1.0よりも有意に大きかった ( $p = .007$ )。AR 0.5とAR 0.25の間には有意差は認められなかった ( $p = .530$ ) (Fig. 2)。

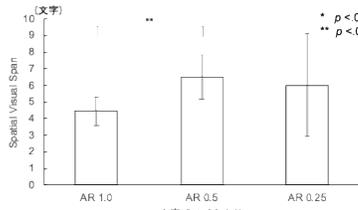


Fig. 1 各ARにおけるSVS

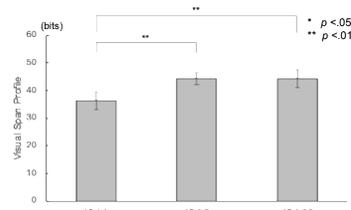


Fig. 2 各ARにおけるVSP

### 2. 読み速度

読み速度についてARTによる2要因分散分析を行った結果、ARの主効果 ( $F(2, 55) = 0.80, p = .455$ )、測定セッションの主効果 ( $F(1, 55) = 0.00, p = .963$ )、および交互作用 ( $F(2, 55) = 0.40, p = .671$ ) はいずれも有意ではなかった。

### 3. 眼球運動指標

平均停留時間についてはARの主効果が有意であり ( $F(2, 55) = 44.07, p < .001, \eta^2_p = .62$ )、AR 1.0と比較してAR 0.5およびAR 0.25は有意に長かった。また、AR 0.5とAR 0.25の間にも有意差が認められ、AR 0.25の方が長かった。停留数 ( $F(2, 55) = 2.81, p = .069$ ) および逆行数 ( $F(2, 55) = 1.72, p = .19$ ) はARの主効果が有意ではなかった。順行サッケード長についてはARの主効果が有意であり ( $F(2, 55) = 9.97, p < .001, \eta^2_p = .27$ )、AR 0.25はAR 0.5よりも有意に大きかった ( $p = .015$ )。停留外時間についてもARの主効果が有意であり ( $F(2, 55) = 13.68, p < .001, \eta^2_p = .33$ )、AR圧縮に伴い有意に短縮した。

### 4. visual span と眼球運動の関連性

LMMを用いた分析の結果、VSPの拡大は順行サッケード長を有意に伸長させ ( $\beta = 0.031, p < .001$ )、停留数を有意に減少させた ( $\beta = -0.15, p = .007$ )。また、SVSおよびVSPの拡大は平均停留時間を有意に延長させた (SVS:  $\beta = 4.55, p = .020$ ; VSP:  $\beta = 3.31, p < .001$ )。停留外時間もvisual spanの拡大に伴い有意に短縮した (SVS:  $\beta = -40.48, p = .002$ ; VSP:  $\beta = -21.75, p < .001$ )。一方、逆行数に対してはSVSおよびVSPのいずれも有意な予測効果を示さなかった。

## 考察

本研究の結果、ARを縮小して文字幅を圧縮することで、SVSおよびVSPが有意に増大することが確認された。この結果は、文字の高さを維持したまま文字幅を狭めることで、視界内により多くの文字情報を収めることが可能になることを実証するものである。特にAR 0.5条件ではSVS・VSPの両方が有意に拡大しており、視界内情報量の増加と文字認識の質のバランスが最も良好な条件であると考えられる。一方、AR 0.25条件ではAR 1.0との比較においてSVSの有意差が消失しており、過度な圧縮による文字認識負荷の増大が示唆された。

visual spanの拡大にもかかわらず、読み速度には有意な向上が見られなかった。LMMの結果から、VSPの増大が順行サッケード長を有意に伸長させ、停留数の減少および停留外時間の短縮を予測することが示された。これは、AR圧縮によって眼球移動の空間的効率化がもたらされたことを意味する。しかし同時に、SVSおよびVSPの増大が平均停留時間を有意に延長させることも示された。この停留時間の延長には、文字認識の難易度上昇と1回の停留で処理すべき情報量の増加という二つの要因が複合的に関与していると考えられる。結論としてAR縮小は「停留数の減少による効率化」という利益をもたらしたが、「1回あたりの停留時間の延長」というコストを招き、これらが相殺し合った結果、読み速度には有意差が生じなかったと考えられる。

## 結論

本研究は、拡大限界点以降の文字サイズにおいて、AR 0.5条件がvisual span拡張に最適であることを明らかにした。AR圧縮により視界内の情報密度が高まり、順行サッケード長の伸長や停留外時間の短縮といった眼球運動の空間的効率化がもたらされた。しかし、停留時間の延長というコストが生じたため、読み速度の有意な向上には至らなかった。本研究は「文字の高さで可読性を確保し、幅の圧縮で情報量を最大化する」という新たな視座を提示した。AR圧縮は視野狭窄のある読者への支援や拡大教科書の面積効率改善に応用可能であり、今後は弱視者を対象とした臨床的検証が課題である。

## 引用文献

- 北名美雨 (2026) 文字サイズと文字アスペクト比が読み速度と visual span に及ぼす影響. 広島大学大学院人間社会科学部研究科修士論文. (未公開)
- Legge, G. E., Mansfield, J. S., & Chung, S. T. L. (2001). Linking letter recognition to reading speed in central and peripheral vision. *Vision Research*, 41(6), 725-743.

# 錯視を用いたアルファ周波数推定とその応用可能性の検討 —スマートフォンによる大規模調査—

宇野 究人  
中山 遼平  
天野 薫

東京大学大学院情報理工学系研究科

東京大学大学院情報理工学系研究科

東京大学大学院情報理工学系研究科

8–13 Hz の脳波律動であるアルファ波は覚醒度や注意状態など多様な脳状態を反映することが知られており、アルファ波の状態を簡易的に推定できれば多方面での応用が期待される。本発表では、ジター錯視の知覚周波数がアルファ周波数と一致するという先行研究 (Minami & Amano, 2017) に基づき考案された、ジター錯視の周波数をスマートフォンによる心理実験で測定し個人のピークアルファ周波数を推定する技術を紹介する。まず、アプリで測定したジター周波数と脳波計測で得られたアルファ周波数の相関関係が確認された。その上で、自然環境下で計測されたジター周波数がアルファ周波数に関する既知の諸特性 (例: 気分評定や眠気との関連) を再現することや、ヨガを行ったことによる気分評定の変化に伴いジター周波数が共変することが示された。以上より、スマートフォンによる錯視計測が、日常場面で脳波計を装着せず神経律動を推定する手法として有用である可能性が示唆された。

Keywords: Alpha frequency, EEG, Jitter illusion, Smartphone

## 問題・目的

脳活動における 8–13 Hz の周期成分であるアルファ波は、覚醒度や注意状態など多様な脳状態を反映する。特にアルファ波のピーク周波数は個人によって異なるだけでなく、個人内でも変動することが知られており、この変動が様々な脳状態や認知機能と関連することが示唆されている (Mierau et al., 2017, for a review)。したがって、アルファ周波数を日常場面で簡便に推定できれば、多方面での応用が期待される。しかし、心拍などの生体データは日常的に計測可能になりつつある一方で、脳波計測は一般ユーザー向けの携帯型 EEG システムが販売されているものの広く普及しているとは言い難く、アルファ周波数を日常的に推定することは依然として困難である。

そこで我々は、アルファ波を反映すると考えられている錯視現象である「ジター錯視」を利用し、錯視の見えをスマートフォン上で計測することで日常的にアルファ周波数を推定する手法を開発した。ジター錯視とは、特定方向に運動する赤い図形内に等輝度の緑のバーが埋め込まれていると、そのバーが振動して見える現象である (Arnold & Johnston, 2003)。ジター錯視の知覚周波数 (以下、ジター周波数) はアルファ周波数と個人内・個人間の双方で正の相関を示し、さらに tACS によりアルファ周波数を変調するとジター周波数も変化する。このことから、ジター錯視はアルファリズムに基づく視覚運動情報の統合処理と関連すると考えられている (Minami & Amano, 2017)。

本研究では、スマートフォンを用いてジター周波数を簡便に測定するアプリケーションを開発し、本手法で得られるジター周波数がアルファ周波数と対応するかを実験室実験で検証した。加えて、日常場面で計測

されたジター周波数が、アルファ周波数に関する既知の諸特性を再現するかを検討した。

## スマートフォンによる錯視測定手続き

Figure 1 は、スマートフォンアプリによるジター周波数測定の手順を示す。アプリでは、注意事項の確認、輝度調整、物理的に呈示される揺れの速さ (周波数) の弁別練習を行った後、ジター周波数の測定 (本課題) を実施し、その後に錯視強度の報告及びアンケート調査 (後述) への回答を求めた。1 回の測定に要する時間は約 5 分であった。

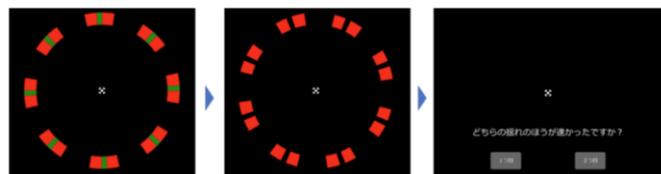


Figure 1. ジター周波数測定の流れ

ジター周波数測定は 30 試行 (階段法; 上昇/下降の 2 系列 × 15 試行) から構成された。各試行では、2 種類の回転図形パターンを連続して各 3 秒間呈示した。一方では、図形中央に物理的な振動を伴わない緑色バーを呈示し、錯視としての振動が知覚される条件とした。もう一方では、物理的に振動する黒色バーを呈示した (この条件では錯視は生じない)。刺激呈示後に回答画面を呈示し、参加者はどちらのバーの振動が速い (周波数が高い) と感じられたかを 2 択で回答した。参加者の回答に基づき、次試行における黒色バーの振動周波数を更新した。各系列で得られた最終周波数の平均を、ジター周波数の指標とした。なお、階

段系列に反転が生じなかった場合、あるいは錯視強度が低いと報告された場合は、解析対象から除外した。

## アルファ周波数との対応関係の検証

スマートフォンで測定したジター周波数が、実験室内の統制環境で実施した心理物理実験（恒常法）により測定されたジター周波数、ならびに安静時脳波計測から算出されたピークアルファ周波数と相関するかを検証した。22名の有効データを対象に解析した結果、これら3指標の間にはいずれも有意な正の相関が認められた ( $\text{all } rs > .43, ps < .04$ )。以上より、ジター周波数とアルファ周波数が対応するという知見 (Minami & Amano, 2017) が再現されたとともに、スマートフォンによる簡易なジター周波数測定であってもピークアルファ周波数を捉えられる可能性が新たに示された。

## 日常場面でのジター周波数計測

アルファ周波数の変動が、日常場面で測定されたジター周波数に反映されるかを検討するため、スマートフォンアプリを用いた約3ヶ月間の縦断調査を実施した（応用脳科学コンソーシアム Well-living for Well-being 研究会による大規模調査への参画）。参加者には、任意の時間に1日2回程度（可能であればそれ以上）アプリを用いてジター周波数測定を行うよう求めた。最終的に、55名から得られた3411回の測定データを分析に用いた。

**アンケート調査との関連** アルファ周波数は一般に覚醒度と正の相関を示す (Mierau et al., 2017)。この知見を踏まえ、アプリ測定後に取得した疲労・覚醒主観評価指標 (Roken Arousal Scale; 高橋ら, 1996) の各下位尺度得点と、日常場面で測定したジター周波数との関連を検討した。各下位尺度得点を従属変数、ジター周波数を説明変数とする階層ベイズ回帰モデルを尺度ごとに構築し解析を行った結果、「全般的活性」ではジター周波数の回帰係数の事後分布が正の値に偏り (95%信用区間: [0.03, 0.15])、「眠気」では負の値に偏った ([-0.11, -0.02])。すなわち、アルファ周波数に関する既知の現象と整合することが示された。

加えて、ジター周波数がポジティブ・ネガティブ情動の主観報告にも関連するかを同時に検討した。日本語版 PANAS (佐藤・安田, 2001) の各下位尺度得点を従属変数、ジター周波数を説明変数とする解析の結果、「ポジティブ情動」ではジター周波数の回帰係数が正の値に偏り ([0.01, 0.13])、ジター周波数が高いほど得点が高い傾向が示された。一方、「ネガティブ情動」ではジター周波数による明確な効果は認められなかった ([-0.03, 0.05])。

ポジティブ情動とジター周波数の関連については、ホットヨガを用いた介入研究による検証も進めている。これまでに、ホットヨガの介入前後でポジティブ情動とジター周波数がいずれも増加し、さらに両者の増加幅が相関する可能性を示す予備的データを得ている (LAVA International, Inc. との共同研究)。

**年齢との関連** アルファ周波数は一般に加齢に伴い低下する (Mierau et al., 2017)。しかし本研究においては、各参加者 (23–59歳) の平均ジター周波数と年齢の間に相関関係は認められなかった ( $r = .03$ )。

**日内変動** アルファ周波数には夕方頃に最大となる日内周期が存在することが示唆されており (Gundel & Hilbig, 1983)、てんかん患者の皮質脳波を用いた本研究室の研究においても同様の傾向が示されている (未発表)。そこで、ジター周波数にも個人内の日内変動が存在するかを検討するため、日内周期を仮定した階層コサイナーモデルを当てはめた。その結果、ジター周波数は正午付近にピークをもつ周期性を示した (最大位相の95%信用区間: [9.9, 15.3] h; 振幅: [0.08, 0.30] Hz; モデルの詳細は割愛)。アルファ周波数のピーク時刻は先行研究とは厳密に一致しないものの、日内周期に相当する変動が観察された。

## 総合考察

スマートフォンによるジター錯視の周波数計測により、ピークアルファ周波数と対応する指標を日常場面でも取得できる可能性が示された。年齢との関連が明確に示されなかった点については、本研究の参加者に60代以上の高齢者層が含まれていなかったことが一因として考えられるため、今後はより高齢者層を対象としたジター周波数計測を計画している。

脳波計を装着せずにアルファ波の状態を日常環境でモニタリングするには、観測可能な行動・生理データから脳内状態を推定する逆問題を解く必要があり、現時点ではその実現には至っていない。ジター周波数に基づく本手法は、この課題に対する新たな技術基盤となる可能性がある。

## 引用文献

- Arnold, D. H., & Johnston, A. (2003). Motion-induced spatial conflict. *Nature*, 425(6954), 181–184.
- Gundel, A., & Hilbig, A. (1983). Orcadian acrophases of powers and frequencies in the waking EEG. *International Journal of Neuroscience*, 22, 125–133.
- Mierau, A., Klimesch, W., & Lefebvre, J. (2017). State-dependent alpha peak frequency shifts: Experimental evidence, potential mechanisms and functional implications. *Neuroscience*, 360, 146–154.
- Minami, S., & Amano, K. (2017). Illusory jitter perceived at the frequency of alpha oscillations. *Current Biology*, 27, 2344–2351.
- 佐藤 徳, 安田 朝子 (2001). 日本語版 PANAS の作成. 性格心理学研究, 9, 138–139.
- 高橋 誠・北島 洋樹・本城 由美子 (1996). 精神的作業負担チェックリストの作成とそれによる眠気とリラックス状態の関係構造の検討. 労働科学, 72, 89–100.

# 自閉スペクトラム症傾向における視覚過敏と視覚感度の関連

松本 純奈  
小島 治幸

広島大学人間社会科学研究所  
金沢大学人文系

自閉スペクトラム症 (ASD) では感覚過敏が多く報告されているが、質問紙調査や事例研究が中心であり、メカニズム解明には至っていない。本研究では定型発達者を対象に、感覚感度を主観的指標 (視覚過敏傾向、全般的感覚過敏傾向、感覚処理感受性、視覚的不快感) と客観的指標 (コントラスト感度、臨界ちらつき周波数、及びそれらのスロープと 95%信頼区間幅) から評価し、ASD 傾向 (AQ 尺度値) との関連を検討した。その結果、ASD 傾向は視覚過敏傾向及び感覚処理感受性とは正の相関を示したが、全般的感覚過敏傾向や視覚的不快感、さらに客観的指標とは相関がなかった。これらの結果から、ASD に特徴的な感覚過敏は、刺激に対する感度の問題ではなく、刺激の意味づけや受け取り方といった高次の処理が影響している可能性がある。さらに、主観的指標と ASD 傾向との相関には質問項目による違いがあったことから感覚過敏症状の評価は刺激の認知的解釈にかかわる脳内基盤の違いを反映していた可能性がある。

Keywords: ASD traits, visual hypersensitivity, contrast sensitivity, critical flicker fusion

## 問題・目的

自閉スペクトラム症 (ASD) の主要症状の一つである感覚過敏は、痛みや強い不快感を伴い、日常生活に支障をきたすことがある。これまでの研究はインタビューや質問紙など主観的報告に基づくものが多く、そのメカニズムは十分に解明されていない。視覚の客観的指標であるコントラスト感度は光の空間的検出能力を示し、ASDとの関連が調べられてきたが、その知見は一貫していない (Perna et al., 2023)。また、これらの研究の多くは局所処理との関連に焦点を当てており、視覚過敏との関係はほとんど検討されていない。さらに、光の時間的検出能力を評価する臨界ちらつき周波数も感覚感度の指標となるが、ASDや視覚過敏と関連した研究は少ない。加えて、ASDに関連した特性は診断の有無を問わず広く人々に影響するにも関わらず、研究対象は診断済みのASD児者に偏っている。

本研究では、定型発達者を対象に、ASD傾向と主観的感覚指標、及び客観的感覚指標の関連、ならびに主観的・客観的感覚指標間の関連を検討することを目的とする。主観的感覚指標は、4種類の質問紙によって評価し、客観的感覚指標には空間的・時間的知覚感度を用いる。また、感度との関連が、実験精度や刺激変化への鋭敏さの影響による可能性を考慮するため、感度に加え、感度の信頼区間幅とスロープも算出する。

## 方法

### 参加者

大学生及び大学院生の43名 (男性13名、平均年齢  $19.6 \pm 1.8$  歳) が実験に参加した。そのうち、全計測を完了した40名を解析対象とした。

### ASD 傾向

自閉スペクトラム指数日本語版 (AQ) で評価した。

### 主観的感覚指標

視覚過敏傾向 (SPv\_hyper) は、日本版 感覚プロフィールの視覚過敏に関する7項目を用い、全般的感覚過敏傾向 (GSQ\_hyper) は、Glasgow Sensory Questionnaire 日本語版の7感覚の過敏性を評価する21項目を用いた。感覚処理感受性 (HSP\_hyper) は、Highly Sensitive Person Scale 日本版の低感覚域因子・易興奮性因子を使用した。視覚的不快感 (PGT) は、パターンングレアテスト (Evans & Stevenson, 2008) により測定した。0.5, 2.5, 5, 10, 20cpdの横縞正弦波格子を画面中央に1つ提示し、「色・線の歪み・線のぼやけ・ゆらぎ・ちらつき・薄れ・影・不快感」の8項目について、「全く感じなかった~はっきり感じた」の7件法で回答を求めた。各回答を0-6点に換算し、合計得点を使用した。

### 客観的感覚指標

コントラスト感度は、6種類の空間周波数 (0.5, 2.5, 5, 10, 16, 20cpd) の無彩色ガボール刺激で測定した。画面の中央に注視点の提示後、左右いずれかに刺激を200ms提示し、提示位置を強制二肢選択で回答させた。空間周波数ごとに、正答率を心理物理関数にあてはめ、75%正答率に対応するコントラスト閾値を推定し、その95%信頼区間をデルタ法で算出した。得られた閾値、及び信頼区間の上下限を逆数に変換し、感度 (CS) 及び、感度に対する95%信頼区間を求め、その差を信頼区間幅 (CS\_CI) とした。また、心理物理関数の係数をスロープ (CS\_SL) として用いた。

臨界ちらつき周波数は、10cpdの無彩色ガボール刺激を用い、各参加者の10cpdコントラスト閾値+5%のコントラストで画面中央に4秒間提示した。刺激は6種類の周波数 (1.5, 10, 15, 20, 30Hz) で明滅し、明滅の有無を強制二肢選択で回答させた。各時間周波数で明滅が知覚された割合を心理物理関数にあてはめ、50%に対応する時間周波数を閾値 (CFF) とした。さらにCFFの95%信頼区間はデルタ法により算出し、その上下限

の差を信頼区間幅 (CFF\_CI) とした。また、心理物理関数の係数をスロープ (CFF\_SL) として用いた。

## 結果

ASD傾向と感覚感度の関連を検討するため、スピアマンの順位相関による分析を行った。AQと主観的感覚指標との間では、SPv\_hyper ( $r_s(38) = .48, p < .01$ )、及びHSP\_hyper ( $r_s(38) = .47, p < .01$ )において、有意な正の相関が認められた。しかし、GSQ\_hyper ( $r_s(38) = .30, p = .06$ )、及び全てのPGT ( $r_s(38) < .10, p > .54$ )には、AQとの間に有意な相関は認められなかった。

一方、AQと客観的感覚指標との間に有意な相関関係は認められなかった。全周波数におけるコントラスト感度 (CS, CS\_CI, CS\_SL) はいずれもAQと有意な相関を示さず ( $r_s < .25, p > .15$ )、また臨界ちらつき周波数 (CFF, CFF\_CI, CFF\_SL) とAQの間にも有意な相関は認められなかった ( $r_s < .24, p > .28$ )。

感覚感度の主観指標と客観指標の関連を同様に分析した結果、有意な相関が複数示された (Table 1, 2, 3)。

Table 1. 主観指標とCS及びCFFの相関係数 ( $r_s$ )

	CS (cpd)						CFF
	0.5	2.5	5	10	16	20	
SPv_hyper	.03	-.12	-.14	-.29	-.04	-.15	-.33
GSQ_hyper	.02	-.21	-.14	-.15	.17	.08	-.16
HSP_hyper	.14	.00	-.07	-.13	.10	-.14	-.29
PGT (cpd)	0.5	.07	-.17	-.04	.05	.51*	.34
	2.5	-.20	-.53**	-.40*	-.28	.21	.05
	5	.06	-.35*	-.22	-.18	.19	.12
	10	.05	-.11	-.07	-.06	.24	-.05
20	.00	-.17	-.06	-.16	.26	.05	-.17

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$

Table 2. 主観指標とCS\_CI及びCFF\_CIの相関係数 ( $r_s$ )

	CS_CI (cpd)						CFF_CI
	0.5	2.5	5	10	16	20	
SPv_hyper	.07	-.08	-.11	-.21	-.01	-.25	.00
GSQ_hyper	.00	-.21	-.09	-.09	.03	-.01	.13
HSP_hyper	.10	.05	.02	-.05	.01	-.15	-.08
PGT (cpd)	0.5	-.11	.04	.00	.12	.59*	.37
	2.5	-.12	-.43*	-.23	-.25	.29	.04
	5	-.03	-.26	-.11	-.12	.26	.07
	10	.10	-.06	.03	-.01	.38	.02
20	-.06	-.06	.07	-.09	.31	.05	-.04

\* $p < .05$

Table 3. 主観指標とCS\_SL及びCFF\_SLの相関係数 ( $r_s$ )

	CS_SL (cpd)						CFF_SL
	0.5	2.5	5	10	16	20	
SPv_hyper	.09	-.13	-.12	-.30	-.12	.03	.12
GSQ_hyper	.14	-.22	-.19	-.16	.11	.31	.28
HSP_hyper	.17	-.09	-.12	-.22	-.03	-.03	.06
PGT (cpd)	0.5	.22	-.23	-.02	.02	.27	.31
	2.5	-.17	-.48**	-.41*	-.24	-.03	.11
	5	.05	-.33*	-.23	-.18	.08	.21
	10	-.08	-.17	-.07	-.12	-.02	-.20
20	.00	-.21	-.12	-.22	-.01	.01	.13

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$

## 考察

本研究では、ASD傾向と感覚過敏の関連について、視覚の主観的・客観的感覚指標から検討した。その結果、ASD傾向は主観的指標とは正の相関を示したが、客観的指標とは関連を示さなかった。これらの結果は、ASDにみられる視覚過敏が低次の感覚処理とは独立しており、刺激に対する評価の仕方といった高次処理に依存することを示唆する。一方、主観的感覚指標の中でも、全般的感覚過敏と視覚的不快感は、ASD傾向と関連しなかった。全般的感覚過敏の評価に用いたGlasgow Sensory Questionnaireは、診断を受けたASD者の経験によって構成された尺度であるため (Robertson & Simmons, 2013)、定型発達者には適合度が低かった可能性がある。また、視覚過敏の症状は、明るさ、反復模様、点滅刺激、高視覚負荷環境に分類可能であることが示されている (Price et al., 2025)。本研究で測定した視覚的不快感は、反復模様に対する不快感であったが、ASD傾向と関連がみられた視覚過敏傾向や感覚処理感受性は、主として明るさや高視覚負荷環境に関する項目で構成されており、症状の神経基盤の違いによる影響が考えられる。

この解釈は、主観的・客観的感覚指標間の相関分析の結果とも整合的である。コントラスト感度は、視覚過敏傾向、全般的感覚過敏傾向、感覚処理感受性とは関連しなかったが、中空間周波数に対する視覚的不快感とは関連した。スロープ分析より、この関連は感度だけでなく刺激変化への鋭敏さを反映した可能性がある。信頼区間幅と関連した指標は、閾値推定のばらつきの影響も考えられ、慎重な解釈が必要である。

## 引用文献

- Evans, B. J., & Stevenson, S. J. (2008). The Pattern Glare Test: a review and determination of normative values. *Ophthalmic & physiological optics*, 28(4), 295–309. <https://doi.org/10.1111/j.1475-1313.2008.00578.x>
- Perna, J., Bellato, A., Ganapathy, P. S., Solmi, M., Zampieri, A., Faraone, S. V., & Cortese, S. (2023). Association between Autism Spectrum Disorder (ASD) and vision problems. A systematic review and meta-analysis. *Molecular psychiatry*, 28(12), 5011–5023. <https://doi.org/10.1038/s41380-023-02143-7>
- Price, A., Sumner, P., & Powell, G. (2025). Understanding the subtypes of visual hypersensitivity: Four coherent factors and their measurement with the Cardiff Hypersensitivity Scale (CHYPS). *Vision research*, 233, 108610. <https://doi.org/10.1016/j.visres.2025.108610>
- Robertson, A. E., & Simmons, D. R. (2013). The relationship between sensory sensitivity and autistic traits in the general population. *Journal of autism and developmental disorders*, 43(4), 775–784. <https://doi.org/10.1007/s10803-012-1608-7>

# 色に基づくアンサンブルサブセット選択課題における単色注目方略の寄与の検討

田中 優衣  
武藤 拓之

大阪府立大学現代システム科学域

大阪公立大学大学院現代システム科学研究科

人の視覚系は、複数の物体で構成された刺激配列に対して、各要素を個別に処理することなく、全体の要約的特徴を迅速に知覚できる。これはアンサンブル知覚と呼ばれ、刺激配列の中から色など特定の特徵にもとづいて要素を選択するアンサンブルサブセット選択が可能である。本研究では、2色の三角形刺激を用いたアンサンブルサブセット選択課題により、1色のみ注目する方略の有用性を検討した。実験1では教示により遂行方略を操作した結果、単色方略はチャンスレベルを上回ったが、アンサンブル知覚によるサブセット選択の方が有意に正答率が高かった。実験2ではディストラクター配列を操作し、単色方略が有利・中立・不利となる3条件を設定した。その結果、有利条件で正答率が最も高かった一方、中立条件と不利条件の間に有意差は認められなかった。これらの結果は、刺激配列に応じて課題遂行方略が柔軟に切り替えられる可能性を示唆する。

Keywords: visual perception, ensemble perception, visual attention.

## 問題・目的

視覚系は、複数の物体から構成される刺激配列に対し、個々の要素を詳細に分析することなく要約統計量を抽出できる。この能力はアンサンブル知覚と呼ばれる。近年では、配列内の特定の特徵を共有する要素群（サブセット）のみを選択し、その要約統計量を算出するアンサンブルサブセット選択が可能であることが示されている。Khvostov et al. (2024) は2色の結合で定義された標的においても平均方位判断が可能であることを示したが、標的のうち1色のみ注目する方略（単色注目方略）でも課題に正答できる設計であったため、真に特徴の結合に基づくサブセット選択が行われているかは明確でなかった。

そこで本研究では、2色の結合によって定義された三角形刺激を用いたアンサンブルサブセット選択課題を実施し、単色注目方略の有効性を検討した（実験1）。続く実験2では、ディストラクター配列の方位分布を操作することで、単色注目方略に対する有利・中立・不利条件を設定し、その正答率を比較した。

## 方法

本研究のプロトコルはOSFに事前登録した（実験1; <https://osf.io/ej5sw>, 実験2; <https://osf.io/wdfe8>）。

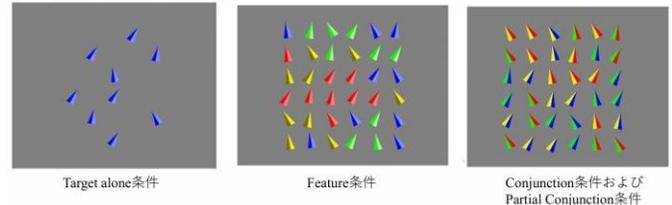
### 【実験1】

**サンプルサイズ設計** G\*Power 3.1.9.7を用いて検出力分析を行ったところ、 $\alpha = .05$ ,  $1 - \beta = .95$ のもとで対応のある  $t$  検定において中程度の効果量（Cohen's  $d_z = 0.5$ ）を検出するのに必要なサンプルサイズは54であった。除外基準により一部の参加者データ除外される可能性を考慮し、70名の参加者を募集した。

**参加者** 視力または矯正視力が正常かつ正常色覚を有する日本人の成人70名をクラウドワークスで募集し、除外基準に抵触しない67名のデータを分析した（30-50歳、女性20名）。

**刺激と手続き** 実験は参加者自身のPCを用いてオンライン上で実施された。全ての刺激は灰色の背景上の中央部12 cm × 12 cmの領域内に提示された（Figure 1）。三角形は角の二等分線を境に左右で異なる色を持ち、Target alone条件およびFeature条件では赤・青・緑・黄の各色につき明度差のある同系色ペアで構成された4種類の三角形を使用した。Conjunction条件およびPartial Conjunction条件では異なる2色（緑-赤、黄-赤、黄-青、緑-青）からなる三角形を用いた。

Figure 1. 実験1における刺激画像の例



各試行では、異なる色の組み合わせによる4つのサブセット（各9個、計36個）を提示し、そのうち1つを標的とした。4つのサブセットのうち2つは平均方位が14.4°、残りは-14.4°となるようにした（内訳はTable 1）。参加者の課題は、標的として教示された三角形の平均方位の傾きが時計回りか反時計回りかをキー押しで回答することであった（Figure 2）。

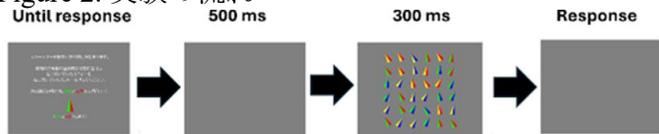
Target alone条件・Feature条件・Conjunction条件では「緑色と赤色の三角形」のように標的刺激を文字と画像で提示した。Partial Conjunction条件ではConjunction条件と同様の刺激配列を提示したが、参加者には「赤色を含む三角形」のように標的のうち1色のみを

標的として教示した。したがって、Partial Conjunction 条件において Conjunction 条件と同様の方法で計算した Partial Conjunction 条件の正答率は、Conjunction 条件において単色注目方略を用いたときの成績とみなすことができる。

Table 1. 各サブセットに含まれる刺激の数の内訳

サブセット	30°	10°	-10°	-30°	平均方位
A	5	2	1	1	14.4°
B	1	1	2	5	-14.4°

Figure 2. 実験の流れ



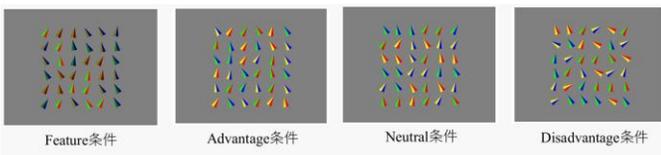
### 【実験2】

**サンプルサイズ設計** pwrANOVA Rパッケージ (Muto, 2025) を用いて事前に検出力分析を行ったところ、 $\alpha = .025$ ,  $1 - \beta = .95$  のもとで対応のあるt検定において中程度の効果量 (Cohen's  $d_z = 0.5$ ) を検出するために必要なサンプルサイズは63名であった。除外基準によるデータ除外の可能性を考慮し、70名を募集した。

**参加者** 実験1の条件に加え、実験1に参加していない70名をクラウドワークスで募集し、除外基準に抵触しない67名のデータを分析した (30-50歳、女性24名)。

**刺激と手続き** 実験1と同様のアンサンブルサブセット選択課題を実施した。Figure 3に刺激画像の例を示す。実験2では2色の三角形刺激のみを用いた。Advantage条件では、標的と一方の色を共有したサブセット (同色サブセット) の1つが標的と同方向の平均方位をもつように設した。Neutral条件では、同色サブセットはいずれも標的と逆方向の平均方位をもつようにした。Disadvantage条件では、同色サブセットの1つを除く2つのサブセットが標的と逆方向かつ2倍の角度の平均方位をもつように設計し、単色注目方略を用いると不利になるよう操作した。Feature条件では、ディストラクターとして暗色刺激を用いた。

Figure 3. 実験2における刺激画像の例



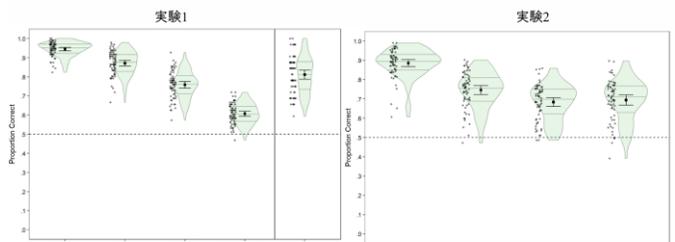
## 結果

実験1および実験2について、各条件の正答率をFigure 4に示す。

**実験1** 正答率はすべての条件で有意にチャンスレベルを上回った ( $p < .001$ ,  $BF_{10} > 10^{21}$ )。Partial Conjunction 条件における教示通りの正答率を除く4条件の正

答率を比較するために1要因反復測定分散分析を行ったところ、条件の主効果が有意であった ( $F(2.84, 187.28) = 688.11$ ,  $p < .001$ ,  $\eta_p^2 = .913$ ,  $BF = 2.70 \times 10^{11}$ )。多重比較の結果、Target alone 条件は Feature 条件よりも有意に正答率が高く ( $t(66) = 10.53$ ,  $p < .001$ ,  $d_z = 1.29$ ,  $BF = 7.07 \times 10^{12}$ )、Feature 条件は Conjunction 条件よりも高かった ( $t(66) = 14.60$ ,  $p < .001$ ,  $d_z = 1.78$ ,  $BF = 1.83 \times 10^{19}$ )。また、Conjunction 条件と Partial Conjunction 条件との比較においては、結合条件の方が正答率が有意に高かった ( $t(66) = 16.75$ ,  $p < .001$ ,  $d_z = 2.05$ ,  $BF = 2.00 \times 10^{22}$ )。

Figure 4. 実験の結果 (エラーバーは95%信頼区間)



**実験2** 正答率はすべての条件で有意にチャンスレベルを上回った ( $p < .001$ ,  $BF_{10} > 10^{19}$ )。4条件の正答率を比較するために1要因反復測定分散分析を行ったところ、条件の主効果が有意であった ( $F(2.81, 187.27) = 226.04$ ,  $p < .001$ ,  $\eta_p^2 = .43$ ,  $BF = 5.33 \times 10^{59}$ )。多重比較の結果、Feature 条件は他の3条件よりも正答率が有意に高かった ( $p < .001$ ,  $BF_{10} > 10^{24}$ )。Neutral 条件と Advantage 条件の正答率を比較では、Advantage 条件の正答率は Neutral 条件よりも有意に高かった ( $t(66) = 8.20$ ,  $p < .001$ ,  $d_z = 1.00$ ,  $BF_{10} = 7.88 \times 10^8$ )。一方、Neutral 条件と Disadvantage 条件の間には有意差は認められなかった ( $t(66) = -1.20$ ,  $p = .235$ ,  $d_z = -0.15$ ,  $BF_{10} = 0.27$ )。

## 考察

実験1では、先行研究の結果を再現するとともに、単色注目方略においてもチャンスレベルを上回る正答が可能であることを示した。しかしながら、単色注目方略のみでは Conjunction 条件の成績を十分に説明できないことが明らかとなった。実験2でも実験1の結果は概ね再現されたが、Neutral 条件と Disadvantage 条件の間に有意差は認められなかった。この結果は、Disadvantage 条件においてディストラクターの顕著性が高く、単色注目方略の不利性が十分に操作されなかった可能性を示唆する。

## 参考文献

- Khvostov, A., et al. (2024). Guidance of visual attention by a color - conjunction template. *Attention, Perception, & Psychophysics*, 86(3), 1060-1076. <https://doi.org/10.3758/s13414-024-02850-5>
- Muto, H. (2025). coglyphr: An R package to compute glyph centers of gravity from image data [Preprint]. *Jxiv*. <https://doi.org/10.51094/jxiv.1531>

# 単語埋め込み空間の異方性が社会的バイアス測定に与える影響: WEAT の妥当性に関する予備的検討

小野 晟太郎

京都大学大学院人間・環境学学研究所

齋木 潤

京都大学大学院人間・環境学学研究所

近年、単語埋め込みモデルに内在する社会的バイアスを測定する手法として、Word Embedding Association Test (WEAT) が注目されている。WEAT は、IAT の原理を応用し、単語間の意味的類似度からバイアスを定量化する手法である。WEAT を用いたこれまでの研究は、多くの言語モデルに社会的バイアスが内在することを報告してきた。しかし、単語埋め込み空間にはベクトルが特定の狭い領域に偏って分布する「異方性」と呼ばれる現象が知られており、この空間的歪みがバイアス測定に影響を与える可能性がある。本研究では、提案する白色化変換による空間の異方性の補正前後で WEAT スコアを比較した。結果として、異方性補正後に人種バイアスのスコアが大幅に減少した。この知見は、WEAT で検出されるバイアスの一部が意味的連合ではなく空間の幾何学的アーティファクトを反映している可能性を示唆する。

Keywords: word embedding, WEAT, implicit social bias

## 問題・目的

単語埋め込みは、単語を高次元の連続ベクトル空間に写像することで、単語間の意味的関係を数値的に表現する自然言語処理の基盤技術である。GloVe

(Pennington et al., 2014) に代表される単語埋め込みモデルは、大規模テキストコーパスにおける単語の共起パターンを学習することで、意味的に類似した単語が空間内で近傍に配置されるような表現を学習する。

近年、このような大規模言語コーパスで学習された単語埋め込みが、人間と類似した社会的バイアスを獲得することが報告されている。Caliskan et al. (2017)

は、社会心理学における Implicit Association Test (IAT) の原理を単語埋め込み空間に適用した Word Embedding Association Test (WEAT) を開発した。

WEAT は、ターゲット概念 (例: 花, 昆虫) を表す語と属性概念 (例: 快, 不快) を表す語の間の埋め込みベクトルの類似度の差異から、バイアスの強度を定量化する手法である。彼らは、GloVe のような代表的な単語埋め込みモデルにおいて、ジェンダー、人種などの社会的バイアスが存在することを示した。この発見は、言語モデルが学習データに含まれる社会的偏見を内在化することを示す重要な知見として広く注目を集めた。WEAT は現在、言語モデルの公平性評価のみならず実社会に存在する潜在的偏見の予測指標としても活用されている (Caliskan et al., 2022)。

一方で、単語埋め込み空間にはベクトルが特定の狭い領域に偏って分布する「異方性」と呼ばれる現象が報告されている (Mu & Viswanath, 2018)。異方性の高い空間では、意味的に無関連な単語ペア間でもコサイン類似度が高くなる傾向があり (Ethayarajh, 2019)、この空間的歪みが WEAT によるバイアス測定に影響を与える可能性がある。

本研究では、白色化変換による異方性の補正が WEAT スコアに及ぼす影響を検討し、検出されるバイアスの妥当性を評価することを目的とする。

## 方法

**WEAT** WEAT は、2組のターゲット語セット ( $X, Y$ ) と2組の属性語セット ( $A, B$ ) 間の相対的な連合強度を測定する。まず、単語  $w$  と属性セット  $A, B$  との連合強度  $s(w, A, B)$  は以下のように定義される:

$$s(w, A, B) = \text{mean}_{a \in A} \cos(w, a) - \text{mean}_{b \in B} \cos(w, b) \quad (1)$$

ここで  $\cos(w, a)$  は単語  $w$  と  $a$  の埋め込みベクトル間のコサイン類似度を表す。次に、ターゲット語セット  $X$  と  $Y$  の連合強度の差異を表す検定統計量  $S(X, Y, A, B)$  を以下のように定義する:

$$S(X, Y, A, B) = \sum_{x \in X} s(x, A, B) - \sum_{y \in Y} s(y, A, B) \quad (2)$$

$S(X, Y, A, B)$  が正の値をとる場合、 $X$  は  $Y$  と比較して属性セット  $A$  とより強く連合していることを示す。統計的優位性は permutation test によって評価する。また WEAT では、バイアスの強度を表す指標として効果量  $d$  を使用する。効果量  $d$  は、両ターゲット集合における平均連合強度の差を、全ターゲット語の連合強度の標準偏差で標準化した値として以下のように定義される:

$$d = \frac{\text{mean}_{x \in X} s(x, A, B) - \text{mean}_{y \in Y} s(y, A, B)}{\text{std}_{w \in X \cup Y} s(w, A, B)} \quad (3)$$

この効果量の解釈は Cohen (1988) の基準に従い、 $|d| \approx 0.2$  は小さな効果、 $|d| \approx 0.5$  は中程度の効果、 $|d| > 0.8$  は大きな効果とみなされる。WEAT では、この効果量  $d$  をターゲット概念と属性概念間の連合の非対称性、すなわちバイアスの強度を表す指標として使用する。

**白色化変換による異方性補正** 異方性を補正するため、共分散行列の固有値分解に基づくZCA (Zero-phase Component Analysis) 白色化を単語埋め込み空間に適用した。埋め込みベクトル集合の共分散行列を $\Sigma$ とし、その固有値分解を $\Sigma = V\Lambda V^T$ とする。ここで $V$ は固有ベクトルを列に持つ直交行列、 $\Lambda$ は固有値を対角成分に持つ対角行列である。ZCA白色化変換行列 $W$ は以下のように定義される：

$$W = V\Lambda^{-\frac{1}{2}}V^T \quad (4)$$

各埋め込みベクトル $x$ は $x' = Wx$ へ変換される。この操作により、変換後のベクトル集合の共分散行列は単位行列となり、次元間の無相関化と各次元の分散の均一化が達成される。結果として、特定の支配的主成分がコサイン類似度に及ぼす影響が抑制され、より等方的な空間が得られる。ZCA白色化は、変換後ベクトルと元ベクトル間のユークリッド距離を最小化する性質を持ち、元の座標系における幾何学的構造を保持する点で、意味的情報の保存が求められる単語埋め込みの処理に適している。

**手続き** 単語埋め込みモデルとして、先行研究 (Caliskan et al., 2017) との比較可能性を考慮し、300次元のGloVeベクトルを採用した。共分散行列と白色化行列の推定には、WikiText-103データセットに含まれる語彙のうちGloVeに収録されている5万語の埋め込みベクトルを使用した。推定された白色化行列をWEATの刺激語の埋め込みベクトルに適用し、白色化された空間におけるバイアスを測定した。測定対象のバイアスは、IATおよびWEATの先行研究で標準的に用いられている以下の3種類とした：①花-昆虫 vs. 快-不快、②楽器-兵器 vs. 快-不快、③ヨーロッパ系アメリカ人名-アフリカ系アメリカ人名 vs. 快-不快。①②は文化を超えて普遍的に観察される感情価に基づくバイアスであり、WEATの妥当性検証のためのベースライン条件として機能する。③は人種バイアスを評価する際に用いられ、本研究の主要な検討対象である。

## 結果

Table 1に白色化前後のWEATスコアを示す。白色化前の結果は先行研究 (Caliskan et al., 2017) をほぼ再現し、3条件すべてにおいて有意なバイアスが検出された。花-昆虫バイアス ( $d = 1.434, p < .001$ ) および楽器-兵器バイアス ( $d = 1.699, p < .001$ ) は大きな効果量を示し、人種バイアス ( $d = 1.068, p < .001$ ) も大きな効果量が観察された。

白色化後においても、花-昆虫バイアス ( $d = 1.456, p < .001$ ) および楽器-兵器バイアス ( $d = 1.419, p < .001$ ) は有意であり、効果量も大きいままであった。楽器-兵器バイアスでは効果量が約16%減少したものの、バイアスの検出という点では白色化前と同様の結果が得られた。一方、人種バイアスについては、白色化後に効果量が大幅に減少し ( $d = 0.244$ )、統計的有意性も消失した ( $p > .05$ )。

## 考察

本研究では、単語埋め込み空間の異方性がWEATによるバイアス測定に及ぼす影響を検討した。白色化による異方性補正後、楽器-兵器バイアスの効果量が減少し、人種バイアスが消失したことは、従来のWEATで測定されたバイアスの一部が異方性に由来する幾何学的アーティファクトを含むこと、またそれによってバイアスが過大評価されている可能性を示唆する。

また白色化前後で花-昆虫および楽器-兵器バイアスは維持された一方で、人種バイアスが消失した点は注目に値する。この知見は、人間で観測される人種バイアスが、単語埋め込みモデルの学習だけでは捉えきれない、純粋な意味的類似性を超えた社会的文脈に依存して生起している可能性を示唆している。今後は、人間の行動データとの対応分析を通じて、埋め込み空間で測定されるバイアスと人間の潜在的態度との関係を検討する必要がある。

Table 1  
WEAT effect sizes ( $d$ ) and  $p$ -values before (Raw) and after (White) whitening

Targets / Attributes	Raw ( $d$ )	Raw ( $p$ )	White ( $d$ )	White ( $p$ )
Flowers -Insects / Pleasant-Unpleasant	1.434	0.0001	1.456	0.0001
Instruments-Weapons / Pleasant-Unpleasant	1.699	0.0001	1.419	0.0001
European-African / Pleasant-Unpleasant	1.068	0.0002	0.244	0.3311

## 引用文献

- Caliskan, A., Bryson, J. J., & Narayanan, A. (2017). Semantics derived automatically from language corpora contain human-like biases. *Science*, 356(6334), 183–186.
- Caliskan, A., Ajay, P. P., Charlesworth, T., Wolfe, R., & Banaji, M. R. (2022). Gender bias in word embeddings: A comprehensive analysis and reflections. *Proceedings of the 2022 ACM Conference on Fairness, Accountability, and Transparency*, 2109–2120.
- Ethayarajh, K. (2019). How contextual are contextualized word representations? *Proceedings of the 2019 Conference on Empirical Methods in Natural Language Processing*, 55–65.
- Mu, J., & Viswanath, P. (2018). All-but-the-top: Simple and effective postprocessing for word representations. *International Conference on Learning Representations*.
- Pennington, J., Socher, R., & Manning, C. D. (2014). GloVe: Global vectors for word representation. *Proceedings of the 2014 Conference on Empirical Methods in Natural Language Processing*, 1532–1543.

# 課題切り替え頻度が無関連刺激の抑制に及ぼす影響

蔵富 恵

岐阜聖徳学園大学 教育学部

状況の変化に応じて課題を切り替える認知的柔軟性と、無関連な刺激を排除し課題に集中する認知的安定性は、従来トレードオフの関係と考えられてきたが、それぞれが独立している可能性も指摘されている。しかし、両者を同時に測定することの困難さもあり、十分な検討はされてこなかった。そこで本研究では、柔軟性を反映するタスクスイッチ遂行中に呈示される課題無関連刺激の魅力評定を求めることにより、柔軟性の変動に伴う安定性の変化を検討した。これまでの研究では、無関連刺激を抑制するほどその魅力が低くなることが示されている。そこで、タスクスイッチ頻度を操作に伴って、無関連刺激への魅力が変動するのかに着目した。実験の結果、柔軟性の高低に応じて、無関連刺激の魅力は変動せず、柔軟性と安定性は独立した関係性であることが示唆された。

Keywords: cognitive flexibility, cognitive control, control dilemma, task switch, distractor devaluation.

## 問題・目的

適応的な行動を行うためには、状況の変化に応じて課題を切り替える認知的柔軟性と、無関連な刺激を排除し課題に集中する認知的安定性が必要である。認知的柔軟性は、課題目標を切り替える必要があるタスクスイッチパラダイムによる検討が行われ、課題を切り替えるときの方が課題を反復するときよりも反応が遅延するスイッチコストに反映される。そして、課題切り替え頻度が高いときにはそれが低いときに比べて、認知的柔軟性が高まり、スイッチコストが減少する。また、認知的安定性は、課題無関連情報を排除しながらターゲット刺激を同定する刺激-反応適合性パラダイムによる検討が行われ、競合が生じるときに、それが生じないときに比べて反応が遅延する干渉効果に反映される。この干渉効果は、競合頻度が高いときにはそれが低いときに比べて減少する。このように、認知的柔軟性も認知的安定性も、課題文脈によって変動することが示されている。

これらの認知的柔軟性と認知的安定性がどのように協調して機能するのか議論が続いている。従来、両者の関係性は、トレードオフであると考えられてきた

(Goschke, 2013)。例えば、認知的柔軟性が高いときには、認知的安定性が低くなる。しかし、近年では、必ずしもトレードオフの関係ではなく、独立して働いている可能性も示されている (Egner, 2023)。例えば、Geddert & Egner (2022) は、それぞれの課題文脈操作に特異的に変動することを明らかにし、認知的柔軟性と認知的安定性は独立して機能することを示唆した。具体的には、タスクスイッチパラダイムにおいて、課題切り替え頻度と反応一致性頻度を操作した。反応一致性とは、課題目標が異なっても、ターゲット刺激に対する反応が一致するか否かである。これらの課題文脈の操作により、課題切り替え頻度の操作は、スイッチコストのみの変動を示し、反応一致性頻度の操作は、反応一致性効果のみの変動を示した。一方、課題切り替え頻度 (反応一致性頻度) の操作は、反応一致性効果 (スイッチコスト) への変動を示さな

かった。これらの結果は、認知的安定性と認知的柔軟性が独立していることを反映している。

このように、認知的柔軟性と認知的安定性は独立している可能性は示されている。しかし、これらがトレードオフの関係であることを示唆する研究 (Qiao et al., 2023) もあり、一貫した結果が得られていない。

この差異は、実験パラダイムなどの違いに起因する可能性がある。そこで本研究では、先行研究とは異なるアプローチとして、課題無関連刺激の抑制に伴うタスクスイッチパラダイムを用いる。Geddert & Egner

(2022) は反応一致性を認知的安定性の指標として用いたが、本研究では抑制による評価変動という異なる側面から認知的安定性を測定する。具体的には、ターゲット刺激の周辺 (実験1) あるいはそれに重なるよう (実験2) に課題無関連刺激を呈示する。そして、課題切り替え頻度を操作し、課題終了後に課題無関連刺激への評定を求めた。抑制された刺激の評価は低下することから (Fenske & Raymond, 2006)、認知的安定性が高まっているほど、無関連刺激の評価がより低下することが考えられる。そのため、もし認知的柔軟性と認知的安定性がトレードオフの関係であれば、認知的柔軟性が高まっているときには、無関連刺激の評価が高くなることが予測される。一方、認知的柔軟性と認知的安定性が独立しているのであれば、課題切り替え頻度 (認知的柔軟性の操作) にかかわらず、無関連刺激への評価は変わらないことが予測される。

## 方法

### 【実験1】

**被験者** 21名の大学生 ( $M = 20.1$ 歳,  $SD = 1.29$ )。  
**刺激** 赤色か青色で塗られた5を除く1~9の数字をターゲット刺激とした。課題無関連刺激は、白色の

図1. 刺激呈示例 (左側: 実験1, 右側: 実験2)



＊, &, #, @, %のいずれかをブロック毎にランダムに使用した。ターゲット刺激は画面の中央に呈示され、その上下左右に囲むように同一の課題無関連刺激を呈示した(図1)。

**手続き** 凝視点(500 ms)呈示後、ターゲット刺激および課題無関連刺激が反応するまで呈示された。その後、フィードバックがあり、ブランク画面を挟んで次の試行が始まった。被験者の課題は、ターゲット刺激の色が赤色であれば奇偶判断、青色であれば大小判断が求められた。

1ブロック65試行とし、課題切り替え高頻度ブロックでは、課題切り替えの頻度が75%、課題反復の頻度が25%とし、課題切り替え低頻度ブロックではこれらの頻度が逆に割り当てられた。そして、各ブロック終了後、課題無関連刺激の魅力評定が求められた。

**【実験2】**

**被験者** 50名の成人 ( $M=37.1$ 歳,  $SD=5.99$ )。

**刺激** ターゲット刺激は実験1と同様であった。課題無関連刺激は白黒の画像を用いて、ターゲット刺激に重ねるように呈示した。

**手続き** 各ブロック終了後に課題無関連刺激だけではなく、新奇の画像についても評定を求めたことを除き、実験1と同様の手続きであった。

**結果**

**【実験1】**

**スイッチコスト** 正答に要した平均反応時間 $\pm 3SD$ の反応について、課題切り替え頻度(高頻度, 低頻度)  $\times$  試行タイプ(切り替え, 反復)の分散分析を行った。その結果、交互作用がみられ ( $F(1, 20) = 11.141, p = .003, \eta_p^2 = .018$ )、高頻度の方が低頻度よりもスイッチコストが減少した。

**評定値** 課題無関連刺激の評定値について、課題切り替え頻度を独立変数とする対応のあるt検定を行ったところ、課題切り替え頻度による評定値の変動は見られなかった ( $t(20) = 1.553, p = .136, d = 0.339$ )。

**【実験2】**

誤答率の著しく低かった8名を除外し、残りの42名を分析対象とした。

**スイッチコスト** 実験1と同様に分散分析を行ったところ、交互作用がみられ ( $F(1, 41) = 152.685, p < .001, \eta_p^2 = .0868$ )、図2に示すように、高頻度の方が低頻度よりも、スイッチコストが減少した。

**評定値** 課題無関連刺激の評定値を従属変数として、課題切り替え頻度  $\times$  画像(抑制刺激, 新奇刺激)の分散分析を行った。その結果、交互作用は見られず ( $F(1, 41) = 0.022, p = .088, \eta_p^2 = .000$ )、図3に示すように、課題切り替え頻度による評定値の変動は見られなかった。

**考察**

本研究では、認知的柔軟性の変動に伴って、認知的安定性のトレードオフが見られるのかを検討した。そのため、認知的柔軟性と認知的柔軟性がトレードオフ

の関係であるならば、タスクスイッチにおける課題切り替え頻度が高い事態に、課題無関連刺激への評定が高くなることが予測された。実験の結果、課題切り替え頻度に伴って、無関連刺激への評定は変わらないことが明らかとなった。これは、認知的柔軟性と認知的安定性の関係性が必ずしもトレードオフの関係ではなく、独立している可能性を示唆している。

**引用文献**

Egner (2023). Principles of cognitive control over task focus and task switching. *Nature Reviews Psychology*, 2, 702-714.

Fenske & Raymond (2006). Affective influences of selective attention. *Current Directions in Psychological Science*, 15, 312-316.

Gedder & Egner (2022). No need to choose: Independent regulation of cognitive stability and flexibility challenges the stability-flexibility trade-off. *Journal of Experimental Psychology: General*, 151, 3009-3027.

Goschke, T. (2013). Volition in action: Intentions, control dilemmas, and the dynamic regulation of cognitive control. In W. Prinz, M. Beisert, & A. Herwig (Eds.), *Action science: Foundations of an emerging discipline* (pp. 409-434). MIT Press.

図2. 課題切り替え頻度毎の反応時間(実験2)

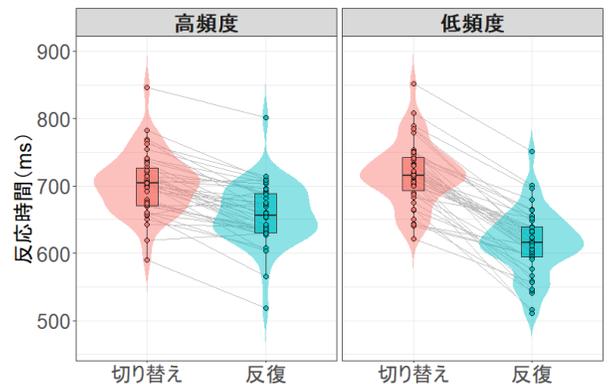
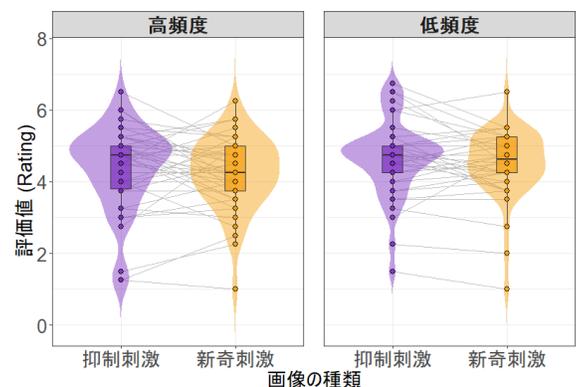


図3. 画像に対する評定値(実験2)



# 認知過程における情報の分散と統合の反復モデル

## A Recurrent Model of Informational Dispersion and Integration in Cognitive Processes

川津茂生

無所属

This presentation aims to provide a more precise formulation of a previously proposed theory in which the subject, or first-person perspective, is generated through repeated processes of informational dispersion and integration. Drawing on the framework of dynamical systems theory, these processes are reinterpreted using the concept of attractors in parallel distributed processing (PDP) models. While conventional PDP models describe cognition in terms of convergence toward specific attractor states corresponding to stable outputs, such an account remains insufficient to explain how meaningful judgment or subject-related cognition is constituted. To address this limitation, this study introduces the concept of a meta-attractor, defined as a higher-order stable structure that governs and stabilizes the overall dynamics of repeated dispersion–integration cycles rather than any particular output state. The meta-attractor does not correspond to a determinate representational content but provides a persistent structural orientation that allows successive integrations to function as unified, subject-related judgments. From a dynamical perspective, this form of stability concerns not convergence to state points, but the stabilization of the structure of the state space and its transition patterns. By formulating the generation of subjectivity in terms of meta-attractors, this approach offers a non-substantialist account of the first-person perspective that is compatible with both dynamical systems theory and transcendental philosophical traditions. The proposed framework further suggests that disruptions of subjectivity observed in psychopathology may be understood not as anomalies, but as alterations in higher-order dynamical stability.

Keywords: dynamical systems, parallel distributed processing, attractor, meta-attractor, first-person perspective

### 問題・目的

脳内の神経回路における並列分散処理 (Parallel Distributed Processing: PDP) は、外部から入力された情報が分散的に処理され、その結果が統合されることで安定した出力を生成する過程として理解できる。本発表の目的は、この分散と統合の反復過程を、単なる計算モデルとしてではなく、主語および主観の生成原理として再定式化することである。

本研究では、分散処理を述語的過程、統合処理を主語的統合として捉え、情報統合の過程を文生成になぞらえて理解する。この分散＝述語的処理と統合＝主語的処理が反復されることで、主語は固定的実体ではなく、更新され続ける構造として成立し、やがて主観として機能すると考えられる。この枠組みを、力学系のアトラクター概念を用いて厳密化することが本発表の主眼である。

### 理論的枠組

一般的なPDPモデルにおいても、学習および推論過程は力学系として記述可能であり、反復的な状態更新によって安定した出力が形成される (Kelso, 1995)。この安定状態は、力学系におけるアトラクター、すなわち固定点や準安定点として理解できる。文字認識やパターン分類では、多様な入力が同一の内部表現へ収束するが、この収束点がアトラクターに相当する (Rumelhart & McClelland, 1986)。

しかし、本発表で問題とするのは、個別の認識結果としてのアトラクターそのものではない。重要な

は、それらが「意味ある認識」や「主語を伴う判断」として成立する条件である。この条件を捉えるため、本研究では、(川津, 2025) の議論に基づき、個々のアトラクターを統御する高次の安定構造としてメタアトラクターを導入する。メタアトラクターとは、特定の出力に対応するものではなく、分散と統合の反復過程全体を安定化させる構造である。

### 主語・主観の位置づけ

メタアトラクターは、個別の認識内容を決定するものではなく、認知過程全体に一定の方向づけを与える高次の安定構造として機能する。比喩的に言えば、それは各航海の目的地ではなく、すべての航海において参照される北極星のような存在である。個々の認識や判断は変化しても、それらが主語的統合として成立し続ける枠組みが安定して保たれる。力学系的には、これは状態点への収束ではなく、状態空間の構造や遷移様式が安定化するというタイプの安定性である。したがって、メタアトラクターは、力学系理論の範囲内で十分に想定可能な高次構造であり、主語を実体化することなく、その生成条件を記述する概念装置として機能する。

なお、このようなメタアトラクターは、通常のアトラクターのように特定の目標表象や正解状態への収束として形成されるものではない。むしろそれは、個体が環境との相互作用を反復し、生存や活動を維持してきた履歴の中から、分散と統合の過程そのものを安定化させる方向性として事後的に生成されると考えられる。この意味でメタアトラクターは、特定の認識内容を規定するのではなく、個体に固有の認知的統一様式を

与えるヒューリスティックな高次構造として位置づけられる。

## 人称構造と一人称の生成

分散的な情報処理は、外部から到来する情報を受容する過程であり、述語的かつ二人称的性格をもつ。これに対し、主語的統合は、それらの情報を一つの視点のもとに束ねる過程である。しかし、単発の統合が直ちに一人称を成立させるわけではない。

一人称は、分散と統合の反復全体が安定化するとき生成される。すなわち、反復的統合を持続的に可能にするアンカーあるいは重心として、メタアトラクター的構造が形成され、そこに一人称が析出する。この構造は特定の「私」という内容を与えるものではなく、あらゆる認識や判断が「私において」行われるための条件として機能する。

この観点から、精神病理は、一人称生成を支えるメタアトラクターの形成や維持が不安定化する事態として理解できる。これは病理を例外的破綻としてではなく、生成条件の変調として捉え直す視座を与える。

## 結論

本発表では、情報の分散と統合の反復によって主語＝主観が生成されるという従来の理論を、力学系のアトラクター概念を用いて再定式化した。とりわけ、個別の出力安定点ではなく、それらを統御するメタアトラクターを導入することで、一人称生成の力学的条件を明確にした。

この枠組みにより、一般人称理論の情報理論的適用は具体的なモデルとして提示され、一人称の主観は、情報内容ではなく、分散と統合の反復を安定化させる

高次構造の析出として理解される。本研究は、哲学的超越論と認知科学・精神医学を接続するための理論的基盤を与えるものである。

【追記：超越論的主観との関係】 本研究で導入したメタアトラクターは、特定の表象や出力を規定する実体ではなく、認知過程における分散と統合の反復全体を安定化させる条件構造として定義される。この点でそれは、判断や経験の可能条件として機能しつつ、自身は対象化されないという意味において、哲学における超越論的主観の位置づけと極めて近い。すなわちメタアトラクターは、「何が与えられるか」を決定するのではなく、「いかに与えられ続けるか」という様式を統御する高次の安定性として理解される。したがって、本枠組みは主観を実体化することなく、主観生成の条件を力学系的に記述する道を開くものであり、精神病理において観察される一人称の不安定化や崩壊を、例外ではなく生成条件の変調として捉える理論的基盤を与える。

## 引用文献

川津 茂生 (2025). 『生活と言語：「知の言語的統合」を求めて』北樹出版.

Kelso, J. A. S. (1995). *Dynamic patterns: The self-organization of brain and behavior*. Cambridge, MA: MIT Press.

Rumelhart, D. E., & McClelland, J. L. (1986). *Parallel distributed processing: Explorations in the microstructure of cognition*. Cambridge, MA: MIT Press.

# ほくろと顔の魅力に関する信念とその知覚

伊藤 資浩  
反田 智之  
河原 純一郎

中京大学心理学部心理学科  
福山大学人間文化学部心理学科  
北海道大学大学院文学研究院

泣きぼくろが魅力を高めるという信念は、文化圏を問わず広く共有されている。本研究は、ほくろが顔の魅力の知覚に及ぼす影響を検討した。研究1では、ほくろが顔の魅力高めるとする信念の有無と魅力的なほくろの位置を回答させた。その結果、回答者の84%がほくろは魅力を高めるとし、その位置は外眼角近傍が最も多く、次いで口角近傍であった。研究2では、それらのほくろの有無を操作し、魅力評価を行ったが、ほくろによる魅力向上は認められなかった。研究3では、研究2の結果とメタ認知の整合性を検討した。その結果、研究2の結果と乖離があり、実際の知覚よりメタ認知で過大評価された。研究4・5では、観察者がほくろに気づいていない可能性を考慮し、ほくろの存在を顕在的に示したが、魅力に及ぼす影響は認められなかった。以上の結果から、一般的信念とは対照的に、顔の魅力評価におけるほくろの寄与は、主要な要因に比べて極めて小さいことが示された。

Keywords: facial mole, physical attractiveness, face perception, metacognition.

## 問題・目的

ほくろは英語では「Beauty spot」や「Beauty mark」と呼ばれることがあり、この観念は文化圏を問わず広く共有されている。ただし、ほくろが顔の魅力の知覚に及ぼす影響は一貫性がない。顔のさまざまな位置にほくろを配置した顔と、ほくろの無い顔の魅力度を比較したところ、ほくろの無い顔に比べて、ほくろの有る顔ではいずれも魅力度の評価は低かった (Springer et al., 2007)。一方で、「泣きぼくろの有る顔は魅力的」という教示を事前に与え、そのスキーマを活性化させた場合、ほくろ無しより泣きぼくろの有る顔で魅力は高かった (北神他, 2018)。

上述の研究の解釈を留保すべき点として、ほくろの無い顔の呈示頻度が低かった (12.5%) ため、それらは希少性が高いと捉えられた可能性がある (e.g., Janif et al., 2014)。また、泣きぼくろに関するスキーマのように、事前の教示が結果を不一致にさせている可能性がある。そこで、本研究では、魅力的に見えるほくろの位置を特定し (研究1)、その位置にあるほくろが顔の魅力の知覚に及ぼす影響について、ほくろの無い顔・有る顔を同数評価し、かつ、ほくろに関する事前の教示を操作した事態において、魅力評価を行った (研究2・4・5)。研究3では研究2の結果と、ほくろと魅力に関するメタ認知が一貫しているかを検討した。

## 研究1

研究1では、ほくろによって顔の魅力が高まるという信念がどの程度あるのか、そして、魅力的なほくろの位置を測定した。

### 方法

**参加者** 205名の学生が参加した。

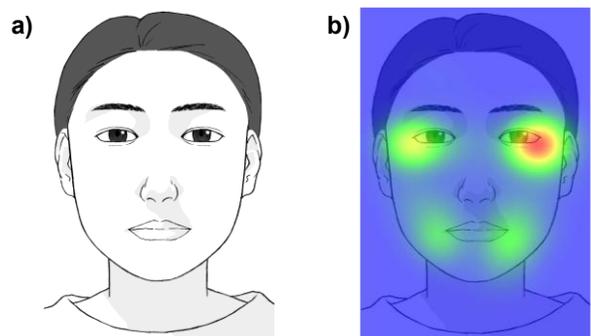
**手続き** 参加者は特定の位置にあるほくろが顔の魅力を高めるとするかを強制二肢選択法 (Yes/No) で回

答させた。Yesと回答した場合のみ、魅力的であると思うほくろの位置を標準的な女性顔の線画上 (Figure 1a) でプロットさせた。その際、複数回答が可能であったが、複数のほくろの組み合わせではなく、単独のほくろを前提として回答させた。

### 結果・考察

84% (172/205名) の参加者が、特定の位置にあるほくろは魅力的であるという信念を有していた。そのほくろの位置をプロットした結果をFigure 1bに示す。計282件の回答があり、左右の外眼角近傍、次いで口角近傍が魅力的であると評価された。

Figure 1  
魅力的なほくろの位置のヒートマップ (研究1)



注) 本画像は権利上の理由により、元画像を基に作成した成人女性の線画である。

## 研究2

本研究では、外眼角と口角の近傍に有るほくろが顔の魅力の知覚に及ぼす影響について、ほくろの無い顔・有る顔を同数評価し、かつ、ほくろに関する事前の教示を与えない事態において、魅力評価を行った。

### 方法

**参加者** 新たに40名の学生が参加した。

**刺激** 独自の顔データベースをもとに、若年女性顔を低・中・高魅力群(各8枚)に分類した。元々あるほくろは除去し、左右それぞれの外眼角と口角の近傍にほくろのように見える点を画像編集ソフトで描画した。すなわち、各画像について、ほくろ無し顔1枚とほくろ有り顔4枚(左側の目元/口元, 右側の目元/口元)が用意された。

**要因計画** ほくろ(無し, 目元, 口元)と元々の魅力(低, 中, 高)の2要因参加者内計画であった。顔画像ごとのほくろの有無と、左右の位置はランダム化された。

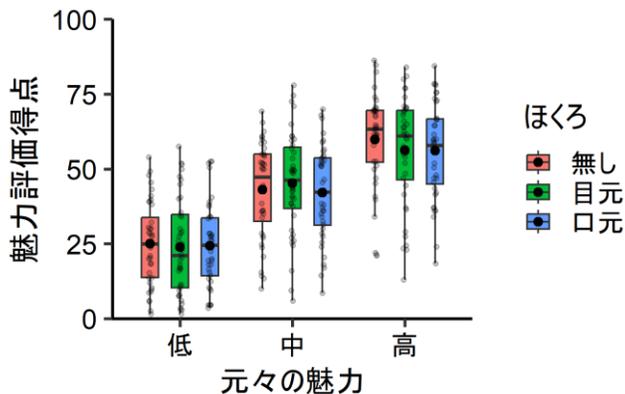
**手続き** 画面中央に表示される顔画像の見た目を1(非魅力的)から100(魅力的)で回答させた。

### 結果・考察

本研究結果をFigure 2に示す。要因計画に基づく分散分析の結果、ほくろの主効果( $F(2, 78) = 1.10, p = .337, \eta_p^2 = .03$ ), および、交互作用( $F(4, 156) = 1.18, p = .323, \eta_p^2 = .03$ )は認められなかった。ほくろ有り無し顔画像の呈示頻度が均等、かつ、ほくろに関する教示がないために、ほくろに十分な注意が向かなかったと考えられる。この点について、スペースの都合上、詳細は割愛するが、男性顔での追試における事後質問では、ほくろに言及した参加者は約10%にとどまった。

Figure 2

ほくろと元々の魅力ごとの平均魅力得点(研究2)



## 研究3

研究3では研究2の結果と、ほくろと魅力に関するメタ認知が一貫しているかを検討した。

### 方法

**参加者** 新たに40名の学生が参加した。

**手続き** 参加者は顔にほくろ(目元または口元)が有る女性を想像し、その顔の魅力度がほくろ無し顔の魅力度と比べてどの程度であるか、1-100の範囲で回答した。具体的には、ほくろ無し顔の平均魅力得点(実験1の結果)が描画されたグラフが呈示され、参加者はその結果と比較する形で、各ほくろ有り顔の魅力得点を予想し、棒グラフを描画することで回答した。

### 結果・考察

得られた予測値から研究2のほくろ無し顔の平均得点を引いた差分をほくろ魅力効果として算出した。元々の魅力群の主効果があり( $F(2, 78) = 10.76, p < .001$ ,

$\eta_p^2 = .22$ ), ほくろ魅力効果は元々の魅力の程度が高まるほど高かった。また、ほくろの位置の主効果があり( $F(1, 39) = 9.40, p = .004, \eta_p^2 = .19$ ), 目元にほくろが有る顔は口元にほくろが有る顔より、ほくろ魅力効果が高かった。この結果は、研究1との整合性があり、特に目元にあるほくろ(泣きほくろ)が魅力を向上させるという信念が反映されたと考えられる。ただし、研究2とは乖離し、実際の知覚よりメタ認知でほくろの効果を過大評価することを示している。

## 研究4・5

研究2では、ほくろに注意が向いていなかった可能性があった。そこで、研究4・5では、ほくろの存在とほくろと魅力に関する一般的な信念について教示した事態において、魅力評価を行った。

### 方法

**参加者** 新たに各40名の学生が参加した。

**刺激・要因計画・手続き** 研究2の方法を踏襲した。ただし、評価の直前にほくろの存在を明かし、北神他(2018)を参考に、「ほくろのある顔は魅力的」という教示を行った。研究5では、ほくろの位置を目元に限定して追試を行った。

### 結果・考察

**研究4** 交互作用は認められなかったが( $F(4, 156) = 0.59, p = .669, \eta_p^2 = .01$ ), ほくろの主効果(無し, 目元, 口元の比較)が認められた( $F(2, 78) = 3.54, p = .034, \eta_p^2 = .08$ )。しかし、多重比較において、 $p$ 値を補正すると、いずれの条件間でも有意差は認められなかった( $ps > .076, ds < 0.14$ )。

**研究5** ほくろの主効果(無しと目元の比較;  $F(1, 39) = 0.26, p = .612, \eta_p^2 = .01$ ), および、交互作用は認められなかった( $F(2, 78) = 2.14, p = .124, \eta_p^2 = .05$ )。以上より、ほくろと魅力に関する事前の教示があっても、ほくろによる魅力の向上が一貫して認められなかった。

## 総合考察

本研究の一連の結果は、ほくろが顔の魅力を高めるという一般的信念が広く共有されている一方で、実際の顔の魅力評価への寄与は極めて限定的であることを示している。特に、ほくろの効果はメタ認知的予測では確認されたが、知覚的評価では再現されなかった。この結果は、高次の文化的信念やスキーマが視覚的重みづけに直接的な影響を及ぼすとは限らないことを示唆する。すなわち、魅力評価は主として顔全体の構造的特徴に依存し、ほくろのような微小な局所的特徴の影響は相対的に弱いことが明らかとなった。

## 参考文献

- Janif et al. (2014). *Biol. Lett.*, 10(4), 20130958. <https://doi.org/10.1098/rsbl.2013.0958>
- 北神他 (2018). 日本心理学会第 82 回大会, 558.
- Springer et al. (2007). *Ann. Plast. Surg.*, 59(2), 156-162. <https://doi.org/10.1097/01.sap.0000252041.66540.ec>

# 神経振動が顔認知の系列依存性に与える影響

村井祐基

情報通信研究機構 脳情報通信融合研究センター

外界を安定的に知覚するため、視覚系は現在の感覚入力と事前の履歴情報を統合して外界の状況を最適推定する。系列依存性はその現象的証左の1つで、刺激に関する知覚や判断が直前の知覚体験に引きずられる現象である。本研究では、顔認知の系列依存性に焦点を当て、異なる周波数帯の神経振動が感覚情報の符号化や情報統合の重み付けに関与しているという仮説を脳波計測で検証した。実験では連続的にモーブした顔画像を短時間呈示し、調整法で知覚を報告させながら脳波を記録した。結果として、顔呈示400ms程前の $\theta$ 波・ $\beta$ 波位相に応じて系列依存性が周期的に変動した。低周波・高周波の神経振動位相が、刺激呈示時点での感覚サンプリングを規定する準備状態や、履歴表象の重み付けに関与することを示唆している。

Keywords: face perception, serial dependence, EEG, oscillation

## 問題・目的

顔の知覚・認知はさまざまな社会生活場面で重要な機能だが、網膜上に投影される顔の像は目の動きや瞬き、遮蔽、照明の変化など様々な要因によって不安定である。にも関わらず顔の見えに支障をきたさないのは、視覚系が様々な事前情報を拘束条件として用い知覚を安定化しているからである。系列依存性はこのような安定化メカニズムの一つで、現在の知覚・判断が直前の知覚体験へ引きずられる現象であり、顔認知においてもアイデンティティ・表情・魅力度など様々な顔特徴において報告されている(e.g., Liberman et al., 2014; Taubert & Alais, 2016; Taubert et al., 2016)。

一方、系列依存性の強さは同じ観察者内でも変動する。近年、この変動には「感覚入力を優先する状態/事前情報を活用する状態」という内部状態のゆるやかな切り替わりが関与していることが示唆されているが(Weilnhammer et al., 2024)、試行レベルの変動を説明する枠組みに欠けてきた。本研究では、より短い時間スケールで働くメカニズムとして、刺激呈示前の脳波位相に着目する。神経振動の位相はこれから呈示される刺激に対する感覚サンプリングの精度や注意の状態、事前情報への重み付けを制御することが報告されている(Busch et al., 2009; Mathewson et al., 2009; Sherman et al., 2016)。そこで本研究では、顔認知課題中に脳波信号を記録し、刺激呈示前の脳波位相によって事前情報への重み付けの変化を通じて系列依存性が体系的に変化するか検証することを目的とした。

## 方法

**参加者** 38名の参加者が実験に参加した(女性10名, 男性28名, 年齢: 20-31歳)。うち1名を行動データ, 1名を計測上の問題により分析対象から除外した。

**刺激・課題** 実験課題の模式図を図1に示す。顔刺激はEkmanの3人の女性中立表情から連続モーブで作成

した60種類の円環状刺激を用い、髪などの外形手がかりを除くため楕円でトリミングした。

各試行では、まずランダムな標的顔を500ms呈示し、直後に残効を抑制するためノイズマスクを500ms呈示した。その後調整用顔刺激が現れ、参加者は矢印キーで顔を連続的に変化させ、テスト顔と同じ顔に調整した。試行間隔は2-3秒でランダム化し、1ブロックあたり50試行を計10ブロック実施した。

**脳波計測・解析** 行動実験を遂行している際の脳波を32ch脳波計で計測した(actiCHamp Plus, Brain Products社)。解析はEEGLAB(Delorme & Makeig, 2004)及びカスタムコードを使用した。前処理としてダウンサンプリング、ハイパス、ラインノイズ除去、リファレンス、ICAによる眼球運動成分等の除去といった標準的な処理を行った後、Wavelet解析におけるエッジ効果を排除するため2~1sと広い時間窓でエポック化した。位相は3-40HzをMorlet Waveletで算出し、各周波数・各時点における位相を $15^\circ$ 刻みで分類した。各ビンにおいて系列依存性の効果量を算出し、位相と系列依存性の間の関係性をCircular-linear correlationで定量化した。この相関係数が有意であるか検証するため、各参加者内で位相ラベルをシャッフルしたうえで相関係数を1000回計算し、観測された相関係数をz値化した。時間×周波数の多重比較はクラスタベースの補正を実施した。

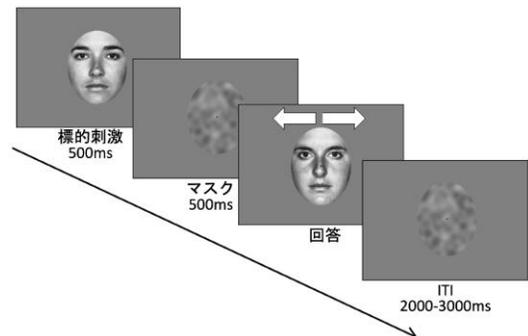


図1. 試行の流れ。

## 結果

**顔認知の系列依存性** 代表的な参加者の例を図2に示す。系列依存性を定量化するために、現在試行における回答誤差を直前試行と現在試行の顔のモーフ度の差の関数として図示した。本来課題は現在試行の顔刺激のみに基づいて行われるべきであり、もし過去の情報が現在の課題遂行に何の影響もなければ、フラットな関数形状になるべきである。ところが、先行研究と同じく、現在試行の回答が直前試行の顔の側に引きずられる、典型的な系列依存性が観察された。Von Mises関数の一次導関数をフィットし、その半振幅を効果量として定義すると、群レベルで有意な系列依存性が観察された( $t(35)=8.95, p < .001, d_z=1.49$ )。

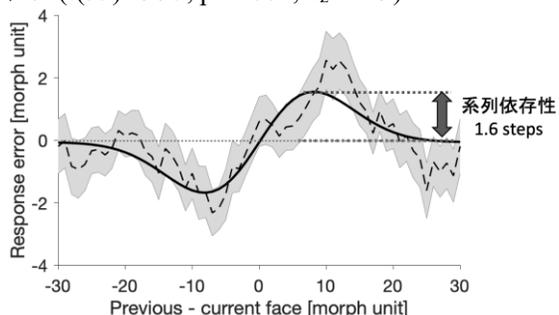


図2. 代表的な参加者の結果. 回答誤差(縦軸)が直前試行と現在試行の顔の差(横軸)に依存して変動する。

**刺激前位相による行動指標の変化** 次に、系列依存性の効果が刺激呈示前の脳波位相に応じて系統的に変化するかどうかを調べた。系列依存性と位相の関係は刺激呈示前の特定の時間帯に有意に現れ、しかも周波数帯域の異なる2つのクラスタとして観察された。第一に、刺激呈示の430ms程前にシータ～アルファ帯域(6-9Hz)で、また375msほど前に低ベータ帯域(14-17Hz)で位相依存クラスタが現れた。チャンネルごとの相関係数を見たところ、前者のクラスタは頭頂・側頭、後者のクラスタでは前頭・後頭で高い相関係数が観察された。例として、後頭チャンネルにおける位相と系列依存性の関係性を図3に示す。このように、特定のタイミング・周波数・部位において、振動位相によって系統的に系列依存性の効果量に変化する事がわかる。以上の結果から、少なくとも異なる2種類の振動位相に同期して系列依存性が変動することが示唆される。

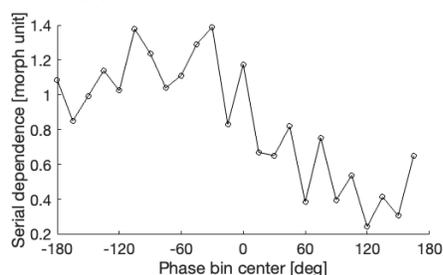


図3. 位相と系列依存性の関係(-375ms, 15Hz, P4).

## 考察

本研究では、顔認知における系列依存性が、刺激呈示前の脳波位相によって系統的に変動することを示した。特にシータ～アルファ帯と低ベータ帯という2つの振動帯域がタイミング的にも頭皮上の分布的にも異なる特性を示した点は重要である。このことは、複数の振動成分が異なる機能を担いながら履歴情報の活用を変調している可能性を示唆する。

本研究の特色の一つは、刺激直前ではなく400ms程前のタイミングで位相依存性が強く観察された点にある。シータ～アルファ帯は刺激呈示に先立つ注意や感覚情報取り込みのゲインのゆらぎ、ベータ帯は予測符号化やフィードバックへの関与(Ranieri et al., 2025)が示唆されており、感覚情報の符号化と事前情報の統合という異なる機能との関連性において系列依存性を変調した可能性がある。個人差との関連や周波数帯域間の二重解離について更なる検討が必要である。

## 引用文献

- Busch, N. A., Dubois, J., & VanRullen, R. (2009). The phase of ongoing EEG oscillations predicts visual perception. *Journal of Neuroscience*, 29(24), 7869–7876.
- Liberman, A., Fischer, J., & Whitney, D. (2014). Serial dependence in the perception of faces. *Current Biology*, 24(21), 2569–2574.
- Mathewson, K. E., Gratton, G., Fabiani, M., Beck, D. M., & Ro, T. (2009). To see or not to see: Prestimulus alpha phase predicts visual awareness. *Journal of Neuroscience*, 29(9), 2725–2732.
- Ranieri, G., Burr, D. C., Bell, J., & Morrone, M. C. (2025). Serial dependence in face-gender classification revealed in low-beta frequency EEG. *BMC Biology*, 23(1), 203.
- Sherman, M. T., Kanai, R., Seth, A. K., & VanRullen, R. (2016). Rhythmic influence of top-down perceptual priors in the phase of prestimulus occipital alpha oscillations. *Journal of Cognitive Neuroscience*, 28(9), 1318–1330.
- Taubert, J., & Alais, D. (2016). Serial dependence in face attractiveness judgements tolerates rotations around the yaw axis but not the roll axis. *Visual Cognition*, 24(2), 103–114.
- Taubert, J., Alais, D., & Burr, D. (2016). Different coding strategies for the perception of stable and changeable facial attributes. *Scientific Reports*, 6, Article 32239.
- Weilhammer, V., Murai, Y., & Whitney, D. (2024). Dynamic predictive templates in perception. *Current Biology*, 34(18), 4301–4306.e2.

# 音声ピッチから類推される発話者の顔表象の画像化 —Classification Image を用いて—

鈴木悠介  
山崎大暉  
永井聖剛

立命館大学 OIC 総合研究機構  
京都大学大学院文学研究科  
立命館大学総合心理学部

人は声から発話者の人物像を推測するが、その際にどのような顔が想像されるのか、その詳細は明らかでない。本研究では Classification Image を用いて、高低ピッチ音声から想像される顔表象を画像化し、その顔が喚起する社会的印象を検討した。基本周波数またはフォルマント周波数を操作した高低ピッチ音声から生成された顔画像を比較した結果、具体的な音響特徴によらず、高い声は女性的で信頼しやすい顔を、低い声は男性的で支配的な顔を想像させることが示され、この傾向は参加者間で一貫していた。さらに想像された顔は、支配性と信頼性という二つの社会的評価軸に沿って評価されており、声からの印象はまず支配性に影響し、そこから信頼性の評価へと波及する可能性が示唆された。声から想像される顔は、発話者の実際の顔の復元というより、音声ピッチと結び付いたステレオタイプにより形成されると考えられる。

Keywords: Classification Image, voice-face matching, voice pitch, fundamental frequency, formant frequency.

## 問題・目的

声は顔と同様に、発話者のアイデンティティや身体情報など様々な人物情報を伝達する。実際、声と顔は共通の神経生理的基盤を持ち、音声処理領域と顔処理領域は直接的な情報共有を行っていることが示唆されている (von Kriegstein et al., 2005)。しかし、声のみから発話者を同定することは容易ではなく、その照合精度はチャンスレベル程度に留まる (Kamachi et al., 2003)。それにもかかわらず、聴き手は声から発話者の容貌を想像することができる。では、聴き手は声の情報を手がかりにどのような顔表象を形成しているのだろうか。

音声知覚において音声ピッチ情報は最も顕著な特徴であり、発話者の多様な情報を伝達する (Aung & Puts, 2020)。一般に音声ピッチ印象は、基本周波数 (Fo) に依存するが、フォルマント周波数 (Fn) によっても規定される (Puts et al., 2006)。すなわち、Foの低下も、Fnの低下も「低い声」というピッチ印象をもたらす。しかし、各々が伝達する情報は異なる可能性がある。Fnは声道長という解剖学的構造に規定され、発話者の身体・顔形態を比較的正確に反映する。対して、Foは形態特徴との相関が弱く、むしろ威嚇など社会的支配性の誇張のための社会的信号として機能すると考えられる (Pisanski et al., 2014)。一方で、聴き手はこれら音響特徴を混同し、FoまたはFnの低下をとともに、「低い声」として知覚し、男性的で支配的というステレオタイプを形成しやすいことも示されている (Ohala, 1994)。

したがって、高/低く聞こえる声 (高低ピッチ音声) から想像される顔表象が、主にFnから得られる顔形態情報に基づいて形成されているのか、それともFoとFnの区別なく寄与する、音声ピッチ印象と紐づいたステレオタイプに基づいているのか、その形成メ

カニズムは明らかではない。そこで本研究では、Classification Image (Dotsch & Todorov, 2012) を用いて、FoとFnを独立に操作した声から想像される顔の視覚的表象をそれぞれ画像化し、比較を行った。

## 実験1: 音声から想像される顔の画像化

**方法** 大学生および大学院生68名 (実験1A:  $M_{age} = 20.882$ , 女性: 19名, 男性: 15名; 実験1B:  $M_{age} = 21.176$ , 女性: 30名, 男性: 4名) が実験に参加した。参加者は、Fo操作群 (実験1A) またはFn操作群 (実験1B) のいずれかに割り当てられた。

男性8名の平均顔をベースイメージ、平均声/a:/をベース音声とした。ベース音声に対し、 $\pm 3$ 半音のFo変調 (Fo操作) または、スペクトル包絡を周波数軸上で1.2/0.8倍に伸長/短縮 (Fn操作) することで、高/低ピッチ音声刺激を作成した。

課題の各試行では、注視点の提示とともに高または低ピッチ音声再生され、続いて極性反転したノイズパターンがベースイメージに重畳された2枚の顔画像が左右に提示された。参加者は、提示された音声の発話者によりふさわしいと感じた方の顔画像を選択するよう求められた。高/低ピッチ音声の提示試行はそれぞれ320試行あり、全体で640試行であった。高/低ピッチ音声試行毎に、選択された顔画像群を平均し、高/低FoまたはFn CIとした。また各群の全参加者にわたって平均することでFo/Fn Group CIを作成した。

**結果・考察** Figure 1A に高/低Fo Group CIおよびFn Group CIを示した。参加者ごとに生成されたCIのクラスター分析の結果、操作した音響特徴にかかわらず、CI画像は高低音声ピッチに基づき、明確に異なるカテゴリーを形成した ( $\chi^2 = 97.978, p < .001$ , Cramer's  $V = .470$ )。また顔特徴に対する線形混合モデルを用いた解析の結果、低ピッチCIは、高ピッチCIと比べ、下顎幅が広く ( $F(1, 86) = 26.092, p_{adj}$

< .001,  $R_p^2 = .185$ ), 口角が下がっている ( $F(1, 85) = 30.019, p_{adj} < .001, R_p^2 = .422$ ) が示された。これらの結果は、参加者が音響特徴の違いによらず、音声ピッチ印象に関連したステレオタイプの顔表象を形成している可能性を示唆する。

## 実験2: CI画像の社会的印象評価

**方法** 参加者はクラウドワークスで募集され、212名が実験に参加し、155名 ( $M_{age} = 26.290$ , 女性: 73名, 男性: 79名, 他性別: 3名) を解析対象とした。

参加者は、実験1で作成された高/低FoおよびFn CI (合計136枚) について、顔から推測される声のピッチ、性別、年齢、信頼性、支配性、魅力のいずれか一つをVisual Analogue Scale (0-100) で評価した。各CI画像は2回提示され、合計278試行 (CI画像136枚×2回 + 注意チェック6試行) 実施した。ただし、同一のCI画像が連続して提示されることを防ぐため、全試行を2つのブロックに分割した。各ブロックはCI画像の全評価試行と注意チェック3試行を含み、その提示順はブロック内でランダム化された。

**結果・考察** Figure 1Bに各評価項目における平均評価値を示した。評価結果から、声から想像される顔の社会的印象は、操作した音響特徴によらず、音声ピッチ印象によって一貫して決定づけられることが示された (各評価項目:  $p_s < .05$ )。具体的には、高ピッチ音声からは女性的で信頼性の高い顔が、低ピッチ音声からは男性的で支配的な顔が形成された。またCI画像および評価者間の評価一致度 (ICC) を分析したところ、性別や年齢等の身体的特性に加え、支配性において、評価者の個人差を越えて、CI画像間で高い共通性が確認された。これは、音声ピッチ印象と支配性を結びつけるステレオタイプ (周波数コード: Ohala, 1994) が、顔表象の形成に影響することを示唆する。

さらに評価得点に対する探索的因子分析およびパス解析から、声から想像される顔の評価構造は、既存の声および顔の評価モデル (Oosterhof & Todorov, 2008) と同様に、支配性と信頼性の二軸に集約された。加えてパス解析では、音声ピッチ印象が直接的に支配性印象を形成し、信頼性および魅力印象は、支配性印象を媒介して、間接的に形成されるモデルが支持された ( $\chi^2(2) = 7.290, p = .026, CFI = .990, TLI = .949, SRMR = .019$ )。つまり、高低ピッチ音声から想像される顔は、単に音声の印象が顔表象へ転移し形成されるのではなく、周波数コードに基づく支配性印象が主

導的な役割を果たし、関連して他の社会的印象が構成されている可能性がある。

## 全体考察

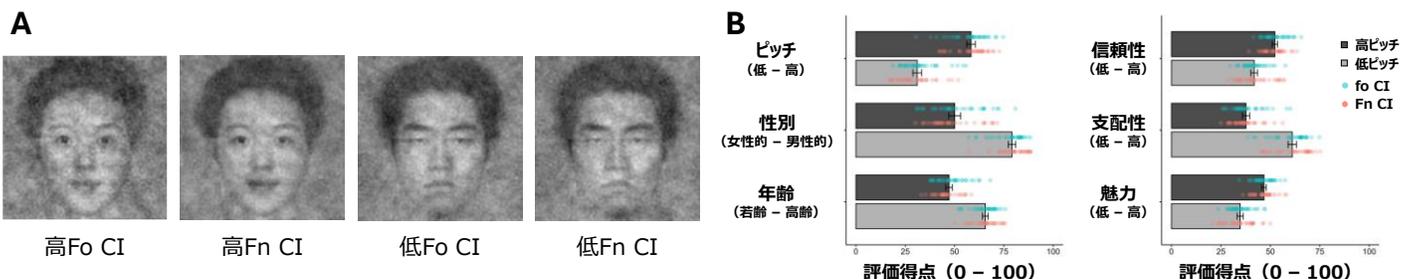
本研究では、Classification Imageを用いて、高低ピッチ音声から想像される顔表象を画像化し、その社会的印象を検討した。その結果、音響特徴の違いにかかわらず、低ピッチCIは、高ピッチCIと比較して、下顎幅が広く口角が下がるといった顔特徴を有し、より男性的かつ支配的な社会的印象を喚起することが示された。さらに、支配性評価はCI画像間で高い一致を示し、個人差を超えて集団レベルで共有されていた。これらの結果は、音響特徴から得られる形態情報よりも、音声ピッチに基づくステレオタイプが顔表象に反映されたことを示唆する。加えて、声から想像される顔表象の印象構造の分析から、支配性と信頼性の二軸からなる既存の二因子モデルと整合する構造が確認された。特に、音声ピッチはまず支配性印象の形成に寄与し、信頼性印象は支配性印象を媒介して間接的に形成する可能性が示唆された。

本研究は、声から想像される顔表象が、個別の音響特徴よりも音声ピッチによって一貫して形成されることを示した。聴き手は、形態特徴を正確に反映する音響特徴 (Fn) とそうでない特徴 (Fo) を区別せず、声の低さと支配性を対応づけるステレオタイプを優先して顔表象を構築していたと考えられる。本研究の結果から、声に基づく顔表象の形成は、発話者の実際の顔形態特徴を忠実に復元するのではなく、脅威や支配性の要因を重みづけ、発話者の安全性や信頼性を方向づける適応的なプロセスである可能性が指摘される。

## 引用文献

- Aung, T., & Puts, D. (2020). *Curr. Opin. Psychol.*, 33, 154-161.  
 Dotsch, R., & Todorov, A. (2012). *Soc. Psychol. Person. Sci.*, 3, 562-571.  
 Kamachi, M. et al. (2003). *Curr. Biol.*, 13, 1709-1714.  
 Ohala, J. J. (1994). In *Sound symbolism* (eds Hinton et al.), 325-347, CUP.  
 Oosterhof, N. N., & Todorov, A. (2008). *Proc. Natl. Acad. Sci.*, 105, 11087-11092.  
 Pisanski, K. et al. (2014). *Anim. Behav.*, 95, 89-99.  
 Puts, D. A. et al. (2006). *Evol. Hum. Behav.*, 27, 283-296.  
 von Kriegstein, K. et al. (2005). *J. Cogn. Neurosci.*, 17, 367-376.

Figure 1. 高低 Fo および Fn 音声から想像される顔画像 (Group CI) と、社会的印象評価の平均得点



# ASMRにおける快・不快反応の規定要因：音響特徴と文脈情報

寶崎 大悟  
近藤 洋史

中京大学大学院心理学研究科  
中京大学心理学部

<http://hk-lab.github.io>

本研究では、自律感覚絶頂反応 (ASMR) 刺激に対する快・不快反応に影響する要因を検討した。実験1では、参加者間計画で視覚、聴覚、視聴覚一致、視聴覚不一致の4条件の快・不快反応を比較した。その結果、聴覚条件で不快感が強くなり、視聴覚一致条件では反応の個人差が大きくなった。また、聴覚条件でのみ音響特徴量の変化が快・不快反応と関係していることが分かった。実験2では参加者内計画で聴覚条件と視聴覚条件を比較した。その結果、条件間の有意差は認められなかったが、個人差が大きいことがわかった。これらの結果から、ASMR刺激がもたらす快・不快反応は低次の音響特徴だけでなく、視覚的な文脈という高次の認知処理の影響を受ける可能性が示唆された。

Keywords: autonomous sensory meridian response, acoustic feature, contextual information

## 問題・目的

自律感覚絶頂反応 (autonomous sensory meridian response; ASMR) は特定の視聴覚刺激によって首筋などにゾクゾクとした皮膚感覚が生じる現象である (Barratt & Davis, 2015)。一般に、ASMRは心地よい情動反応を惹起させると考えられているが、ASMR刺激のひとつである咀嚼音では、約半数のASMR反応者が不快感を示すという調査報告がある (McErlean & Banissy, 2017)。そこで本研究では、咀嚼音ASMR刺激に対する快・不快反応に関係する要因を検討するために、2つの実験を実施した。

実験1では、低次の物理情報と高次の文脈情報という2つの観点から検証した。刺激提示条件として、咀嚼音ASMR刺激の聴覚情報と視覚情報の組み合わせパターンを4種類作成した。刺激提示条件は、聴覚情報のみのauditory (Aud) 条件、一致した視聴覚情報を用いるaudiovisual-congruent (AV-C) 条件、不一致の視聴覚情報を提示するaudiovisual-incongruent (AV-I) 条件、および視覚情報のみのvisual (Vis) 条件の4種類であった。実験1では、各刺激提示条件によって惹起される快・不快反応の参加者間比較をおこなった。また、視覚的な文脈情報の有無と音響特徴量の関係を調べるため、4条件のうちAud条件とAV-C条件に焦点を当てた音響特徴解析をおこなった。実験2では、Aud刺激およびAV-C条件を用いた快・不快反応の参加者内比較をおこなった。

## 方法

**参加者** 実験1は96名 (男性34名, 女性62名, 年齢: Mean  $\pm$  SD = 21.2  $\pm$  2.5歳), 実験2は34名 (男性9名, 女性25名, 年齢: Mean  $\pm$  SD = 20.7  $\pm$  2.5歳) が参加した。

**実験課題** 実験では、咀嚼音ASMR刺激に対する主観的な快・不快反応を取得した。主観的な快・不快反応は、不快から心地よいまでの3件法 (実験1) あるいは5件法 (実験2) で継続的に取得した。実験1では参加者間計画を用いて、4つの刺激提示条件ごとに主観的な快・不快反応を取得した。実験2では、実験1の結果

からAud条件とAV-C条件を抽出し、参加者内計画で快・不快反応を測定した。実験1および実験2で用いた刺激は、8種類の咀嚼音ASMR動画であり、刺激の合計提示時間は4分間であった (8種類  $\times$  30秒)。刺激の音圧は54 dBから66 dBの範囲内であった。参加者は、視距離約57 cmで空間解像度1280 $\times$ 720ピクセル (視角16.0 $^{\circ}$  $\times$ 9.0 $^{\circ}$ ) の刺激を視聴した。

**音響特徴解析** 音響特徴量の解析は、ASMRのゾクゾク感に関わる音響特徴量を算出した先行研究に準拠しておこなった (Koumura et al., 2021)。算出した音響特徴量は、音の大きさに関与する振幅、音色のまとまりに関与する帯域幅、音色の明るさに関与する重心周波数、瞬間的な音の粗さに関与する瞬時ラフネスの4種類であった。次に、算出された音響特徴量と実験1で取得した快・不快反応の関係を調べるために、相関分析をおこなった。それぞれの時系列データに対し、-10秒から10秒までの時間遅れ (lag) を0.1秒刻みで設定して相互相関分析をおこない、スピーアマンの順位相関係数を算出した。次に、相関係数が最大となる時間遅れ (peak lag) を算出し、円環シフト置換法による帰無分布を構成し、相関係数の有意性を評価した。正のpeak lagは、音響特徴量に変化した後、快・不快反応の変化が生じたことを示している。

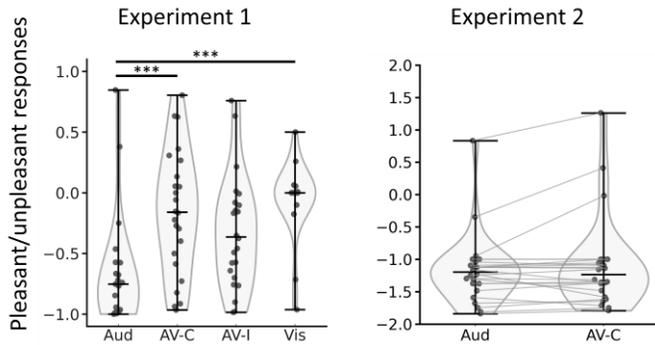
**データ分析** 快・不快反応の条件間比較には、線形混合モデル (LMM) を用いた。両実験で、快・不快評価 (Rating) を従属変数、条件 (Cond) を固定効果とし、参加者 (Part) および刺激 (Stim) をランダム切片としたモデルを構築した。本研究で用いたモデル式は以下の通りであった。

$$Rating \sim Cond + (1|Part) + (1|Stim) \quad (1)$$

## 結果

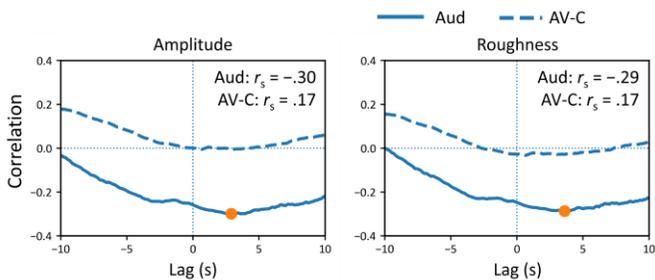
**快・不快反応** 実験1および実験2の条件間比較を Figure 1に示す。(1) のモデル式に基づいたLMMの結果、実験1ではAud条件はAV-C条件およびVis条件よりも不快な反応が表出していた (AV-C:  $\beta = 0.49$ , 95% CI [0.23, 0.76], Vis:  $\beta = 0.60$ , 95% CI [0.32, 0.86])。また、実験2ではAud条件よりもAV-C条件の方が大きな不快

感が報告されたが、どちらの条件も不快な反応が多く示された ( $\beta = 0.08, 95\% \text{ CI} [-0.03, 0.20]$ )。



**Figure 1.** Pleasant-unpleasant rating by condition. Experiment 1 used a between-participants design, whereas Experiment 2 used a within-participants design. \*\*\* $p < .001$ .

**音響特徴解析** 音響特徴量の変化と快・不快反応の相関関係について、Figure 2に示す。相関分析の結果、Aud条件において、振幅と瞬時ラフネスの2つの音響特徴量の変化が、快・不快反応と有意な負の相関関係にあることがわかった。振幅と瞬時ラフネスには正の peak lagが生じており、これは2つの音響特徴量に変化したあとに快・不快反応の変化が生じていたことを示している (振幅:  $r_s = -.30, p = .03, \text{lag} = 2.9 \text{ s}$ , 瞬時ラフネス:  $r_s = -.29, p = .05, \text{lag} = 3.6 \text{ s}$ )。一方、AV-C条件では4つの音響特徴量の変化と快・不快反応の間に有意な相関は認められなかった。



**Figure 2.** Time-lagged correlations between pleasant-unpleasant responses and acoustic features. Dots colored in orange indicate peak lags.

## 考察

本研究では、咀嚼音ASMR刺激に対する快・不快反応に関係する要因を、低次情報である刺激の音響特徴量と高次な文脈情報から検討した。実験1の結果、Aud条件では他の3つの条件よりも不快な反応が表出した。また、音響特徴解析によって、振幅と瞬時ラフネスという2つの特徴量の変化がAud条件における快・不快反応と関連していることが示された。一方、

AV-C条件では特徴量との変化との間に有意な相関は認められなかった。実験2では、条件の差はわずかであった。これは、主観報告の尺度スケールが実験1と異なっていたことが影響した可能性がある。

振幅は音の大きさに関連する特徴量であり、値が大きいほど音源が耳の近くにあるように感じられる (Koumura et al., 2021)。瞬時ラフネスは音響的な粗さを表現する特徴量であり、音源の危険性を判断する手がかりとして機能する (Arnal et al., 2015)。音源が不明な音は交感神経系を活性化させ、不快感を増大させる (Zimmer & Richter, 2023)。これらの知見を統合すると、Aud条件における不快な反応は、音源が不明な粗い音を耳元で感じたために生じたと考えられる。

対照的に、AV-C条件では視覚情報の追加によって音源と意味の両方が明確化された。そのため、視覚情報が音源の同定や意味づけを促進し、刺激の曖昧さを低減させた結果、評価が変化しと考えられる。すなわち、AV-C条件では視覚情報が音源に意味を与え、快・不快反応が認知的評価によって主に決定されたため、音響特徴との相関が弱まったと考えられる。ASMRによって生じるゾクゾク感や快方向の情動反応は、刺激が持つ音響特徴の影響を受けることが知られている (Terashima et al., 2024)。本研究では、咀嚼音ASMR刺激によって生じる不快な反応も音響特徴の影響を受けることを示した。また、視聴覚統合によって高次な認知処理がおこなわれることで、快・不快反応に変化が生じることを示した。本研究は、音響特徴解析と文脈操作の観点から、咀嚼音ASMR刺激に対する快・不快反応が視覚的な文脈情報の影響を受けることを示す証拠を提供する。

## 引用文献

- Arnal & Flinker (2015). Human screams occupy a privileged niche in the communication soundscape. *Curr. Biol.* 25(15), 2051–2056.
- Barratt & Davis (2015). Autonomous sensory meridian response (ASMR): A flow-like mental state. *PeerJ.* 3, e851.
- Koumura, Nakatani, & Kondo (2021). Dark, loud, and compact sounds induce frisson. *Q. J. Exp. Psychol.* 74(6), 1140–1152.
- McErlean & Banissy (2017). Assessing individual variation in personality and empathy traits in self-reported autonomous sensory meridian response. *Multisens. Res.* 30, 601–613.
- Terashima, Tada, & Kondo (2024). Predicting tingling sensations induced by autonomous sensory meridian response (ASMR) videos based on sound texture statistics: A comparison to pleasant feelings. *Philos. Trans. R. Soc. B: Biol. Sci.* 379(1908), 20230254.
- Zimmer & Richter (2023). Novelty detection and orienting: effects on skin conductance and heart rate. *Psychol. Res.* 87(4), 1101–1113.

# 音の出現と消失がその後の視覚刺激の主観的持続時間に及ぼす非対称的影響

古澤 剛

慶應義塾大学大学院社会学研究科

川畑 秀明

慶應義塾大学大学院社会学研究科

映画では音の出現や消失が重要な演出として用いられるが、それらが時間知覚に及ぼす影響の差は十分に検討されていない。本研究では、音のオンセット/オフセット、および刺激間への動画提示が、後続の視覚刺激の主観的持続時間に及ぼす影響を検討した。3つの実験において単純な視覚図形を用いた二肢強制選択課題を実施し、主観的等価点 (PSE) と精度指標 (DL, WF) を算出した。その結果、動画提示は一貫して PSE を低下させ、後続刺激が主観的に長く知覚された一方、WF を増大させ精度を低下させた。音のオンセットは主観的持続時間を延長する傾向を示したが、精度への影響は認められなかった。また、音のオフセットによる短縮効果は混合要因計画では明確には再現されず、効果が不安定である可能性が示唆された。以上より、刺激間に挿入される出来事は後続刺激の時間知覚を変化させるが、その影響はモダリティと刺激特性によって異なることが示された。

Keywords: Time perception, Silence, Sound onset and offset, Event segmentation, Audiovisual processing

## 問題・目的

映画において音は重要な演出手法であり、心理学研究でも音楽や環境音が生理反応や視覚的注意に影響を与えることが報告されている (e.g., Bradley & Lang, 2000; Vroomen & de Gelder, 2000)。また音は提示されるだけでなく、消失させること自体も表現手法として用いられる。しかし、「音の出現」と「音の消失」が同一の心理的効果を持つかは明らかでない。

古澤・川畑 (2025) は、白色雑音が連続提示される状況において、標準刺激と比較刺激の間に雑音を消失させる条件 (オフセット) と消失させない条件を比較し、無音後に提示された視覚刺激が主観的に短く知覚されることを示した。一方で、時間知覚の精度指標には影響がみられず、音量の増減操作でも同様の効果は生じなかった。これらの結果は、無音効果が単純な注意資源の増減によるものではなく、完全な音のオフセットが連続する知覚経験にイベント境界を形成し、後続刺激の時間知覚に系統的バイアスをもたらす可能性を示唆した。

では、背景音が存在しない状態から生じる音のオンセットも、視覚刺激の主観的持続時間に影響を与えるのだろうか。また、刺激間に情報を挿入する操作であっても、聴覚刺激 (音) と視覚刺激 (動画) では、イベント構造の形成が異なる可能性がある。そこで本研究では、音のオンセット/オフセットおよび動画提示の有無を操作した3つの実験を行い、後続視覚刺激の主観的持続時間への影響を検討した。先行研究に基づき、音のオフセットはイベント境界として機能し、後続刺激の主観的持続時間を短縮すると予想した。一方、音のオンセットおよび動画提示は、連続するイベントの統合を促し、主観的持続時間を延長させる可能性がある。

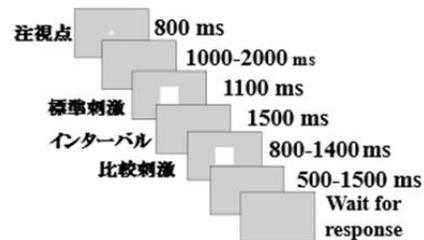
## 方法

**刺激** 標準刺激および比較刺激として白色の正方形 (一辺320 px) を提示した。標準刺激と比較刺激の間のインターバル (1,500 ms) には、自然風景・街並みを撮影したニュートラル映像20本のうち1本を提示した (実験1・2で共通)。聴覚刺激として白色雑音 (約 64 dB) を用い、背景音として連続提示した。無音条件ではインターバル中のみ雑音を消失させ、有音継続条件では提示を継続した。

**1 試行の流れ** 各試行は注視点 (800 ms)、ジッター1 (1,000–2,000 ms)、標準刺激 (1,100 ms)、インターバル (1,500 ms)、比較刺激 (800–1,400 ms)、ジッター2 (500–1,500 ms)、および二肢強制選択課題 (どちらが長い) から構成された (Figure1)。回答キーは参加者間でカウンターバランスした。キャッチトライアルを含め、誤答者は除外した。

Figure 1

1試行の流れ



**分析** 分析では条件ごとにロジスティック回帰を適用し、主観的等価点 (PSE) を推定した。さらに弁別閾 (DL) およびウェーバー比 (WF) を算出し、時間知覚の精度指標とした。キャッチトライアルで誤答した参加者、および推定PSEが比較刺激の範囲 (800–1,400 ms) を逸脱した参加者は分析から除外した。

## 結果と考察

### 実験1 (音消失要因 × 動画提示要因)

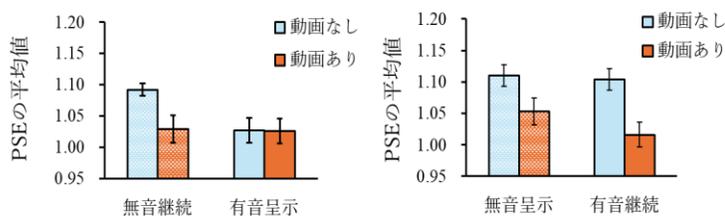
実験1では大学生28名が参加し、除外後、最終的に22名のデータを分析対象とした。PSEについて2要因被験者内分散分析を行った結果、動画要因に有意な主効果が認められた ( $F(1, 21) = 9.850, p = .005, \eta^2 = .319$ ) (Figure2)。すなわち、インターバル中に動画が提示された場合、後続の視覚刺激は主観的に長く知覚された。またWFについて、動画あり条件は動画なし条件よりも有意に大きかった ( $t(21) = 2.260, p = .035, d = 0.131$ )。この結果は、インターバル中に動画が提示されることで比較判断の精度が低下した可能性を示唆する。動画刺激は視覚的に情報量が多く、注意資源を強く占有するため、その後の時間判断が不確かになった可能性が考えられる。

### 実験2 (音出現要因 × 動画提示要因)

実験2では大学生28名が参加し、除外後、最終的に21名のデータを分析対象とした。PSEについて2要因被験者内分散分析を行った結果、音要因の主効果 ( $F(1, 20) = 10.048, p = .005, \eta^2 = .335$ ) および音×動画の交互作用が有意であった ( $F(1, 20) = 12.294, p = .002, \eta^2 = .381$ ) (Figure2)。事後比較の結果、動画なし無音継続条件のPSEは、動画なし有音提示条件および動画あり無音継続条件よりも有意に大きかった ( $t(20) = 3.863, p = .006$ ;  $t(20) = 3.258, p = .020$ )。またWFについて、動画要因に有意な主効果が認められた ( $F(1, 20) = 6.444, p = .020, \eta^2 = .244$ )。この結果は、実験1と同様に、動画提示が時間判断の精度を低下させた可能性を示唆する。

Figure 2

実験1 (左) と実験2 (右) におけるPSEの平均値

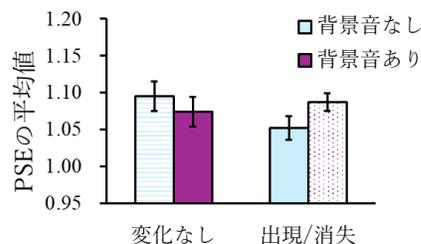


### 実験3 (音変化要因 × 背景音要因)

実験3では大学生23名が参加し、除外後、最終的に20名のデータを分析対象とした。PSEについて2要因被験者内分散分析を行った結果、有意な交互作用が認められた ( $F(1, 19) = 8.506, p = .009, \eta^2 = .309$ ) (Figure3)。

Figure 3

実験3におけるPSEの平均値



下位検定の結果、背景音なし条件において有音提示条件のPSEが無音継続条件よりも小さい傾向が認められた ( $t(19) = 2.896, p = .056$ )。これは、インターバル中に音が出現した場合、後続の視覚刺激が主観的に長く知覚される傾向を示す。

一方、時間知覚の精度指標については、DLおよびWFのいずれにおいても条件間で有意差は認められなかった。したがって、本実験における音の操作は、精度の低下を伴わずにPSEの変化をもたらす可能性が示唆された。

## 結論

本研究では、音の出現 (オンセット) およびインターバル中の動画提示が、その後提示される視覚刺激の主観的持続時間を延長することが示された。一方で、動画提示は時間知覚の精度 (WF) を低下させたのに対し、音の変化は精度指標に影響を及ぼさなかった。この差は、動画が視覚モダリティ内で連続的な情報を提供し、注意資源を強く占有することで比較判断を不確かにした可能性を示唆する。これに対して音の変化は、後続の視覚刺激と異なるモダリティで提示されるため、時間判断にバイアスを与えつつも視覚刺激の弁別精度を直接的には損なわなかったと考えられる。

また、先行研究で報告された音の消失 (オフセット) による主観的持続時間の短縮効果は、本研究のように動画要因を含む混合デザインでは明確には再現されなかった。これは、課題全体の文脈や条件構造の変化によって、オフセットがイベント境界として機能する程度が弱まった可能性を示唆する。すなわち、音のオンセットは強い感覚的イベントとして比較判断に一貫した影響を与える一方、オフセットは刺激入力欠落であるため境界手がかりとしての機能が状況に依存しやすく、効果が相対的に不安定である可能性が考えられる。

以上より、音の出現と消失は同じ「音の変化」であっても対称的な効果を示さず、特に音の出現および動画提示は後続刺激の時間知覚を延長するが、その影響の性質はモダリティおよび刺激特性によって異なることが明らかとなった。

## 引用文献

Bradley, M. M., & Lang, P. J. (2000). Affective reactions to acoustic stimuli. *Psychophysiology*, 37(2), 204–215.

Vroomen, J., & de Gelder, B. (2000). Sound enhances visual perception: cross-modal effects of auditory organization on vision. *Journal of experimental psychology. Human perception and performance*, 26(5), 1583–1590.

古澤 剛・川畑 秀明 (2025). 映画における無音の効果の検討 — 無音は後続の視覚刺激の主観的持続時間を短縮する — [学会発表]. 日本認知心理学会第23回大会, 京都大学, 京都.

# 視触覚統合に基づく各身体部位の所有感およびその部位数と全身所有感の関係

門脇 廉太郎

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

身体全体を自分のものと感じる感覚(全身所有感)が生起・増加するメカニズムや、全身所有感と身体部位の所有感(部位所有感)との関係を、視触覚統合による人型アバターへの所有感の錯覚を利用して明らかにする目的で実験を行った。被験者は HMD を装着して前方に立つアバターが身体部位を刺激される様子を背後から観察し、同時に現実空間で自己の同じ身体部位に触覚刺激を受けた。刺激部位(背中、右腕、右腕と右脚)と刺激タイミング(アバターの刺激と実際の触覚刺激が時間的に同期 or 非同期)を被験者内で操作した。アバターへの身体所有感を客観指標(自己定位課題における定位のドリフト量)と主観指標(質問紙)により測定した。結果、客観指標では、全身所有感が生起するには2部位以上を同期刺激する必要があると示唆された。しかし主観指標では、1部位を同期刺激すれば全身所有感が生起することを示す結果となり、指標間で乖離があった。全身所有感のメカニズムや部位所有感との関係の解明にはさらなる検討を要する。

Keywords: sense of ownership, full-body ownership, body part ownership, sense of embodiment, virtual reality

## 問題・目的

「これは自分の身体である」と感じる感覚を身体所有感と呼ぶ。身体所有感に密接に関わる要因の一つとして、視触覚統合がある。視触覚統合とは、視覚情報と触覚情報が統合的に処理されることであり、両情報の入力時間が時間的に同期した際に生じやすい。統合されて同一の原因から情報が入力されていると判断された結果、見えている身体または身体を模した物体に所有感を覚える。

身体所有感には、部位所有感と全身所有感の2つがある。全身所有感について、その詳しい生起・増加メカニズムや、部位所有感との関係は明らかになっていない。O'Kane and Ehrsson(2021)は、マネキンに対して身体所有感錯覚を起こさせる実験を行った。1部位に対して視覚刺激と触覚刺激が同期して与えられると(1部位に部位所有感が生じると)全身所有感が生起し、それ以上刺激部位を増やしても全身所有感は増加しないことを質問紙の結果から示した。しかし、各部位が全身所有感に与える影響の違い(部位特異性)を考慮せず部位数だけで議論しており、加えて客観指標では主張を支持する結果は得られていなかった。

本研究では、刺激部位を変更し、自己定位課題という客観的な課題を用いることで、全身所有感の生起・増加メカニズムや、全身所有感と部位所有感の関係をより精密に検討することを目指した。部位数に関して、「同期刺激を行う部位数を増やすと全身所有感は増加する」という仮説を立てた。部位そのものに関して、「部位特異性が存在する(全身所有感に与える影響が各部位で異なる)」という仮説を立てた。

## 方法

独立変数として、刺激タイミング(同期(S)、非同期(A)の2水準)、刺激部位(背中、右腕、右腕・右脚(2か

所同時)の3水準)を被験者内要因として設定した。自己定位課題における定位のドリフト量(後述)と、質問紙における評定値を従属変数とした。被験者は、実験を6ブロック行った。各ブロックには、同期-背中条件(以下S背中)、同期-右腕条件(S右腕)、同期-右腕・右脚条件(S右腕・右脚)、非同期-背中条件(A背中)、非同期-右腕条件(A右腕)、非同期-右腕・右脚条件(A右腕・右脚)の6条件のうちいずれかが適用された。

**被験者** 大学生16人が実験に参加し、実験の目的に気づいた1人を除いて15人を分析に含めた。

**実験環境と刺激** VR空間(図1A)：灰色の壁に囲まれた部屋を構築し、被験者視点の2m先に、背を向けて立つアバターを表示した。被験者は、先端が球(直径8cm)になっている棒がアバターの身体部位を30回叩く様子を観察した。棒がアバターを叩くペースは約2秒に1回だった。

現実空間(図1B)：被験者は広い部屋で立った状態でHMDを装着した。VR空間上のアバターと同様の姿勢を取り、VR空間でアバターが叩かれているのと同様の位置を、先端が球になっている棒で優しく30回叩かれた。刺激タイミングについて、同期条件ではアバターが叩かれているのと同時に叩かれ、非同期条件ではアバターが叩かれた1秒後に叩かれた。

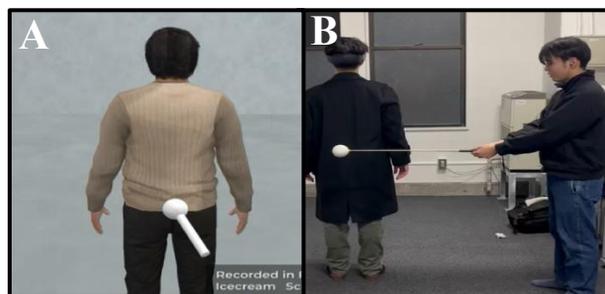


図1. 実験環境と刺激。(B)左が被験者で右が実験者。

**手続き** 全6つのブロック間に3分間程度の休憩を設け、ブロックの順番についてはカウンターバランスをとった。各ブロックでは、刺激フェーズ、自己定位課題、質問紙の回答が順番に行われた。

**刺激フェーズ** 被験者は立った状態でHMDを装着し、正面を向いてアバターが30回刺激される様子を観察した。現実空間では自分の身体を30回刺激された。刺激が終了するとHMDの画面は暗転した。

**自己定位課題** 画面暗転の後、被験者は目を閉じてその場で足踏みし、そのまま実験者の指示で2m後ろに下がった。そこから視覚に頼らず自身の感覚を頼りに元いた位置まで歩いて戻った。元いた位置と被験者が戻った位置の垂直距離(ドリフト量)を客観的指標とした。元いた位置より前に歩いた場合は正の値、元いた位置に到達しなかった場合は負の値として計測した。刺激フェーズで前方のアバターに全身所有感を感じているほど自己位置感覚が前方に移動し、前に歩くことが予想されるため、ドリフト量が大きいほど全身所有感を感じていると解釈できる。課題は

Lenggenhager et al. (2007) を参考にした。

**質問紙の回答** 全身所有感や各部位(右腕、胴体など)への所有感を感じたかを問う質問に対し、7を「強く同意する」、1を「全く同意しない」とする7件法で回答した。

## 結果

**自己定位課題** 途中で計測方法を変更したため、4人を除外し、11人を分析に含めた。ドリフト量の平均を図2に示した。ドリフト量を従属変数として、被験者内2要因の分散分析を行った。その結果、刺激タイミングの主効果 ( $F(1,10) = 2.47, p = .15, \eta_p^2 = 0.20$ )、刺激部位の主効果 ( $F(2,20) = 1.78, p = .20, \eta_p^2 = 0.15$ ) は有意ではなかった。交互作用では有意傾向がみられた ( $F(2,20) = 2.72, p = .09, \eta_p^2 = 0.21$ )。単純主効果検定の結果、S右腕・右脚の方がA右腕・右腕よりもドリフト量が有意に大きかった ( $F(1,10) = 7.35, p = .02, \eta_p^2 = 0.42$ )。また同期条件において、刺激部位の単純主効果の有意傾向が見られた ( $F(2,20) = 2.75, p = .09, \eta_p^2 = 0.22$ ) ため、Shaffer法による多重比較を行ったところ、S右腕・右脚の方がS右腕よりもドリフト量が有意に大きかった ( $t(10) = 4.02, p < .01$ )。

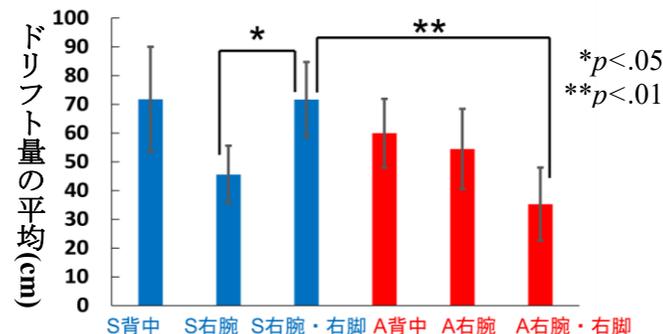


図2. ドリフト量の平均。エラーバーは標準誤差。

**質問紙** 15人を分析に含めた。O’Kane and Ehrsson (2021)に形式を合わせるため、全身所有感の1~7の評

定を-3~3に変換した。その平均を図3に示す。被験者内2要因の分散分析の結果、同期条件の方が非同期条件よりも優位に評定値が高かった ( $F(1,14) = 5.50, p = .03, \eta_p^2 = 0.28$ )。刺激部位の主効果 ( $F(2,28) = 1.23, p = .31, \eta_p^2 = 0.08$ )、 ( $F(2,28) = 1.03, p = .37, \eta_p^2 = 0.06$ ) は有意ではなかった。

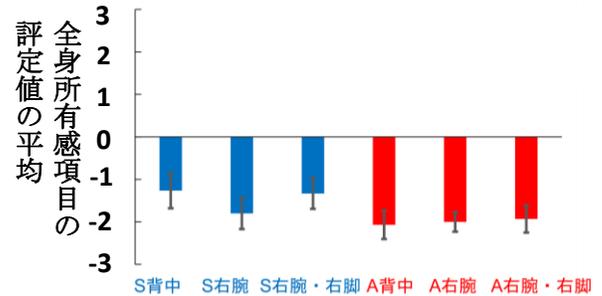


図3. 全身所有感項目の評定値の平均。エラーバーは標準誤差。

## 考察

**仮説「同期刺激を行う部位数を増やすと全身所有感は増加する」について** 自己定位課題では、S右腕とA右腕の間に差がなく、S右腕・右脚とA右腕・右脚の間に差があったため、全身所有感の生起には2つ以上の部位を同期刺激する必要があることが示唆された。ただし、S背中とA背中の条件間に、本来期待される差が見られなかったことには注意が必要である。一方質問紙では、同期と非同同期間の差はあったが、S右腕とS右腕・右脚間の差はなかったため、1部位の同期刺激で全身所有感は生起し、部位を増やしても全身所有感が増加しないことが示唆された。つまり本仮説は質問紙の結果からは支持されなかった。O’Kane and Ehrsson (2021)の「同期刺激を行う部位数を増やしても全身所有感が増加しない」という主張と比較すると、本研究の質問紙の結果はこれを支持したが、自己定位課題の結果は支持しなかった。

**仮説「部位特異性が存在する」について** 自己定位課題では、S背中とS右腕の間に差はなかったがグラフからその傾向がみてとれ、実験手法の改善により仮説が支持される可能性がある。一方、質問紙ではS背中とS右腕の間に差はなく、部位特異性はないことが示唆された。

本実験の問題として、サンプルサイズの小さが挙げられる。また、触覚刺激方法や客観指標の取り方にも改善の余地があり、今後の更なる検討を要する。

## 引用文献

Lenggenhager, B., Tadi, T., Metzinger, T., & Blanke, O. (2007). Video ergo sum: Manipulating bodily self-consciousness. *Science*, 317(5841), 1096–1099. <https://doi.org/10.1126/science.1143439>

O’Kane, S. H., & Ehrsson, H. H. (2021). The contribution of stimulating multiple body parts simultaneously to the illusion of owning an entire artificial body. *PLoS ONE*, 16(1), e0233243. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0233243>

# 自然画像統計量への暴露によって起こる知覚学習

柴田 和久

理化学研究所脳神経科学研究センター

Keywords: perceptual learning, natural scene statistics, unsupervised learning, attention.

## 問題・目的

ヒトは複雑な感覚刺激に絶えず晒されている。そのなかで、物体の輪郭や運動といった頻出の視覚的特徴は、多くの場合行動や意思決定にとって重要である。視覚システムは、教師なし学習にもとづいて、これらの頻出視覚特徴に対する感度を高めていると考えられてきた。教師なし学習は、教示や報酬、教師信号なしで起こる学習であり、さまざまな機械学習モデルに利用されるだけでなく、言語獲得 (Saffran et al., 1996) や統計学習 (Fiser & Aslin, 2001) を支えている。これらの知見は、教師なし学習はヒトの学習において中心的な役割を果たしていることを示唆している。

本研究は、教師なし学習が知覚学習の原理となるかを問う。知覚学習とは、視覚的な経験にもとづいて起こる、方位や運動といった基礎的な特徴に対する視覚能力の長期的な向上を指す。知覚学習の成立にはトップダウン処理やフィードバックが不可欠であるという先行研究があり (Gold et al., 2008; Zhang et al., 2010)、これは知覚学習が教師なし学習というヒトの一般的な学習様式に反する可能性を示唆している。一方、別の先行研究からは、メインの課題が行われている際に背景に提示される課題に無関係な視覚特徴への暴露によって、知覚学習が起こることが示されている (Seitz & Watanabe, 2003; Watanabe et al., 2001)。本稿ではこの特徴を、課題無関連特徴と呼ぶ。

重要な点として、この課題無関連特徴に対する知覚学習の成立は、文脈に依存する。課題無関連特徴がメイン課題と同時に提示され、かつ閾下または閾値周辺有的时候に、知覚学習が起こるのである (Chang et al., 2014; Seitz & Watanabe, 2003; Tsushima et al., 2008; Watanabe et al., 2001)。この文脈依存性は、重要な問いにつながる。教師なし学習は知覚学習の原理なのか、それとも知覚学習の一部を説明するに過ぎないのか、という問いである。

この問いを実験的に検証するため、われわれは人工画像と自然風景画像を用い、課題無関連特徴に対する知覚学習の有無を調べた。これまでほとんどの知覚学習研究では、ガボールパッチやランダムドットといった単純な構造の人工刺激が用いられてきた (Sasaki et al., 2010; Shibata et al., 2014)。一方、自然風景画像は人工画像が持つ局所的かつ単純な構造に加え、より大域的かつ複雑な構造を持つ。人工画像と自然風景画像の差異および課題無関連特徴の知覚学習は閾上の人工刺激では起こらないという知見をもとに、本研究では特に、閾上の自然風景画像に対して、課題無関連特徴の知覚学習が起こるかどうかが検証した。

## 結果

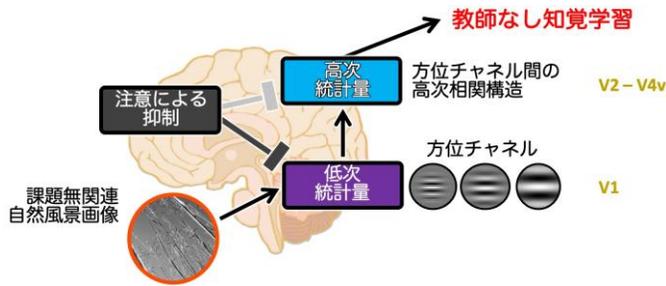
	自然風景画像	高次統計量画像	尖度・歪度一致画像	人工画像
方位	✓	✓	✓	✓
空間周波数	✓	✓	✓	✓
尖度・歪度	✓	✓	✓	
高次統計量	✓	✓		

図 1 本研究で用いられた画像と視覚特徴量

一連の行動実験から、以下が明らかになった。参加者がメインの課題を遂行しつつ、背景で閾上かつ課題無関連な自然風景画像 (図1) へ繰り返し暴露 (1日1時間、10日間) されると、方位や空間周波数といった単純な視覚特徴に対する知覚学習が見られた。一方、同じ手続きで人工画像 (図1) を用いた場合は、課題無関連特徴に対する知覚学習が起こらなかった。メインの課題なしで、画像を眺めることが許された条件では、自然風景画像と人工画像のいずれを用いた場合でも、知覚学習が起こった。

参加者にメイン課題を課した場合、自然風景画像を用いた場合にのみ視覚知覚学習が起こったのは、自然風景画像に対してのみ教師なし学習が適用されるということなのだろうか? この問いを検証するため、自然風景画像と人工画像のどのような違いが、課題無関連特徴に対する視覚知覚学習の有無を決定づけているのかを調べた。複数の実験の結果から、自然風景画像の持つ高次の統計量 (Portilla & Simoncelli, 2000) が、課題無関連特徴に対する視覚知覚学習を可能にしていることがわかった。また、この高次統計量から学習対象である低次の統計量が再構成可能なこと、高次統計量は注意による抑制を受けにくいことがわかった。

さらなる行動実験と機能的磁気共鳴画像法 (fMRI) 実験から、人工画像と自然風景画像に対する視覚知覚学習における脳メカニズムが示唆された (図2)。いずれの画像においても、頭頂-前頭注意ネットワークは課題無関連の画像に同様の抑制信号を送る。自然風景画像に含まれる高次統計量に対する情報処理は、視覚野内で比較的ゆっくり進むため、トップダウンの注意抑制がもっとも強い時間帯ではまだ情報が処理されておらず、それゆえに抑制をすり抜けてしまう。一方、人工画像が含む低次かつ単純な視覚特徴は視覚野において比較的素早く処理されるため、注意抑制の影響を強く受けてしまい、結果として人工画像が持つ課題無関連特徴に対する視覚知覚学習が阻害される。



## 考察

教師なし学習は、脳 (Fiser & Aslin, 2001; Saffran et al., 1996; Seitz & Watanabe, 2003; Watanabe et al., 2001) や計算モデル (Doya, 1999; von der Malsburg, 1973, 2021) における主要な学習原理のひとつである。一方、注意による抑制が原因で、閾上の課題無関連特徴からは知覚学習が起こらないと考えられてきた (Chang et al., 2014; Sasaki et al., 2010; Tsushima et al., 2008)。これらの知見は、脳の学習原理である教師なし学習は知覚学習には当てはまらないのではないかという論争につながった。

本研究では、暴露に用いられた画像が閾上でも、自然風景画像であれば知覚学習が起こることが示された。閾上の人工画像ではこのような学習は起こらない。特に重要なのは、自然風景画像に含まれる高次統計量である。この高次統計量は低次統計量の情報を含み、かつ注意の抑制を受けにくい。そのため課題無関連でも知覚学習をもたらすのである。このような結果の背後には、視覚野における高次統計量の処理に時間がかかり、それゆえに注意の抑制をすり抜けるというメカニズムがあると考えられる。

本研究から得られた知見は、教師なし学習は知覚学習の原理たりえること、しかし教師なし学習は注意抑制の影響を受けることを示す。

## 引用文献

- Chang, L.-H., Shibata, K., Andersen, G. J., Sasaki, Y., & Watanabe, T. (2014). Age-related declines of stability in visual perceptual learning. *Current Biology: CB*, *24*(24), 2926–2929.
- Doya, K. (1999). What are the computations of the cerebellum, the basal ganglia and the cerebral cortex? *PERGAMON Neural Networks*, *12*, 961–974.
- Fiser, J., & Aslin, R. N. (2001). Unsupervised statistical learning of higher-order spatial structures from visual scenes. *Psychological Science*, *12*(6), 499–504.
- Gold, J. I., Law, C.-T., Connolly, P., & Bennur, S. (2008). The relative influences of priors and sensory evidence on an oculomotor decision variable during perceptual learning. *Journal of Neurophysiology*, *100*(5), 2653–2668.

- Portilla, J., & Simoncelli, E. P. (2000). A Parametric Texture Model Based on Joint Statistics of Complex Wavelet Coefficients. *International Journal of Computer Vision*, *40*(1), 49–70.
- Saffran, J. R., Aslin, R. N., & Newport, E. L. (1996). Statistical learning by 8-month-old infants. *Science (New York, N.Y.)*, *274*(5294), 1926–1928.
- Sasaki, Y., Nanez, J. E., & Watanabe, T. (2010). Advances in visual perceptual learning and plasticity. *Nature Reviews. Neuroscience*, *11*(1), 53–60.
- Seitz, A. R., & Watanabe, T. (2003). Psychophysics: Is subliminal learning really passive? *Nature*, *422*(6927), 36.
- Shibata, K., Sagi, D., & Watanabe, T. (2014). Two-stage model in perceptual learning: toward a unified theory: Two-stage model in perceptual learning. *Annals of the New York Academy of Sciences*, *1316*(1), 18–28.
- Tsushima, Y., Seitz, A. R., & Watanabe, T. (2008). Task-irrelevant learning occurs only when the irrelevant feature is weak. *Current Biology: CB*, *18*(12), R516–7.
- von der Malsburg, C. (1973). Self-organization of orientation sensitive cells in the striate cortex. *Kybernetik*, *14*(2), 85–100.
- von der Malsburg, C. (2021). Toward understanding the neural code of the brain. *Biological Cybernetics*, *115*(5), 439–449.
- Watanabe, T., Náñez, J. E., & Sasaki, Y. (2001). Perceptual learning without perception. *Nature*, *413*(6858), 844–848.
- Zhang, J.-Y., Zhang, G.-L., Xiao, L.-Q., Klein, S. A., Levi, D. M., & Yu, C. (2010). Rule-based learning explains visual perceptual learning and its specificity and transfer. *The Journal of Neuroscience: The Official Journal of the Society for Neuroscience*, *30*(37), 12323–12328.