

# 逆ジオラマ効果:幾何学模様が付された立体物のサイズは、写真では過大視される

大谷 智子  
丸谷 和史

明治大学総合数理学部

NTT コミュニケーション科学基礎研究所

写真の被写体に対して、私たちはサイズ推定を誤ることがある(例:ジオラマ効果)。本研究では、表面にハイコントラストな幾何学的錯視パターンや迷彩模様が付されたブロック型玩具でできた立体を写真で見ると、その大きさが過大評価される「逆ジオラマ効果」について報告する。実験では、準備した5種の立体(高さ7~10cm)のそれぞれの写真を刺激として準備した。参加者は、各写真を観察し、物体の高さを推定した。結果、立体によって逆ジオラマ効果の大きさに差はみられたものの、いずれの立体の推定サイズも実寸よりも大きく報告された(約2~3倍)。このような逆ジオラマ効果は、被写体が日常的に目にする物体である場合にはほとんど起こらなかった。また、立体表面のパターンがない場合には、逆ジオラマ効果が大きく減少した。これらの結果は、逆ジオラマ効果が、物体の親密度やテクスチャのコントラストの影響を受けることを示している。

Keywords: size perception, illusion

## 問題・目的

本報告では、写真に写っている錯視的な物体を、第三者が実際の大きさよりも大きく感じる効果(以下、「逆ジオラマ効果」と呼ぶ)について検討する。人間の主観的なサイズの知覚は物理的な測定値と異なりうる(Kilpatrick & Ittelson, 1953; Oyama, 1960; Epstein *et al.*, 1961; Woods *et al.*, 2008; Konkle & Oliva, 2011; Snow *et al.*, 2014; Gabay *et al.*, 2016; Julian *et al.*, 2017)。これらのサイズ推定のエラーには、知覚的なものに加えて、見るべき物体の知識、ハプティクス、認知的文脈、記憶など、比較的高次のレベルでの処理の影響も知られている(Woods *et al.*, 2008; Konkle & Oliva, 2011; Snow *et al.*, 2014; Gabay *et al.*, 2016; Julian *et al.*, 2017)。

また、写真上の被写体の大きさを推定する際にもこのサイズ推定のエラーは起こる。例えば、ジオラマ効果と呼ばれる錯覚では、写真の中の実際のシーンやアイテムが、あたかもジオラマのように、物理的な世界よりも小さく知覚される(Fitzpatrick *et al.*, 1982)。ジオラマ効果は、視点の高さ、写真のぼかし、彩度、特定の色、全体の輝度、質感、奥行き手がかりの欠如、知覚的枠組み、不快感、文化的・社会的背景など、複数の要因により生起すると考えられている(Oyama, 1960; Konkle & Oliva, 2011)。

逆ジオラマ効果は、筆者らが行ったワークショップ(WS)に関連して発見された錯覚現象である。このワークショップでは、参加者が、表面に高コントラストの幾何学模様を貼付したブロック玩具(大谷・渡邊・丸谷, 2010)で3次元物体(以下、錯視立体)を作成し、最も効果的な視点から写真を撮影した。この写真を見た複数の第三者から、「写真で見たときに、実

際のブロックよりも大きいと思った」という報告があった。この報告は、写真に写っている錯覚立体の大きさに対して、過大視が起こる可能性を示している。私たちは、この過大視現象を逆ジオラマ効果と呼ぶことにした。本報告では、この逆ジオラマ効果について基本的な現象の測定を行った。

## 逆ジオラマ効果の確認

本研究の目的は、錯覚立体の写真で観察される拡大効果を実験により確認することである。実験では、過去のワークショップで作成された、16個のブロックから作成された5つの物体の写真を使用した。実験参加者は、錯視に関する専門的な知識を持たず、このブロックを使ったWSに参加したことのない美術大学の学生であった。

実験は大学の教室で実施した。教室前方中央には大型スクリーン、教室後方の天井からは左右に吊るされたモニターが備えられていた。これらの提示装置全てに同じ写真刺激を提示した。

実験の前に、参加者には、提示された写真のサイズが一樣であっても、物体ごとに作られたブロックの実際の高さは不揃いであるという説明を行った。実験が開始されると、それぞれの写真刺激が継時的に10秒間ずつ提示された。参加者は自分の席から近い位置に表示された画像を観察した。参加者の課題は、各刺激の見かけの大きさを推定し、筆記により推定サイズを報告することであった。

## 実験1:各物体の実寸に対する見かけの高さの比率

実験に参加した111名のデータ（欠損値を含む集計値）をもとに、各刺激について、実際のサイズに対する見かけの高さの比率を算出した（Figure 1）。結果、報告された錯視物体の高さは、実際の高さの0.21倍から31.25倍であった。報告された高さの中央値は、実際の高さの2.40倍であった [ $F(1,101) = 66.16, p < 0.01$ ]。これらの結果は、被写体を構成している錯視ブロックに関する知識がない第三者にも、逆ジオラマ効果が観察されたことを示している。

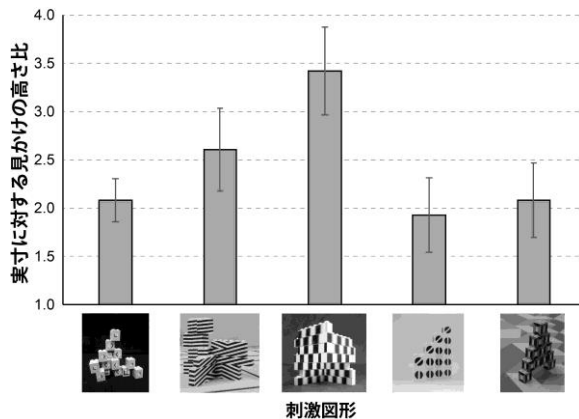


Figure 1. Ratio of the apparent height to the actual size of the illusory object in the photograph. The error bars indicate the standard error.

静止像に対する見かけの大きさ知覚には、網膜像に映っている視対象のサイズや、視対象までの距離の知覚が関係している（Kilpatrick & Ittelson, 1953; Epstein *et al.*, 1961）。オブジェクトへの距離の手がかりがない場合、見慣れない物体の大きさの判断は、奥行き距離の判断とは独立して無関係である（Fitzpatrick *et al.*, 1982）。錯視ブロックを用いた立体は、参加者にとって日常的に見慣れないものである。そのため、写真に写っている錯視立体の大きさを推定する際には、網膜像のサイズや被写体までの距離を参考にしなかったと考えられる。視対象に慣れていないことが、逆ジオラマ効果の原因となっている可能性がある。

## 実験 2：身近な物体に対する大きさ推定

次に、実験2では、日常的に見慣れている物体の推定サイズを調べた。工業製品（ペン、ペンチ、スツール、パイロン、本棚、ホワイトボード）が被写体となっている写真を用い、見かけの高さの数値を推定する実験を行った。刺激の提示方法および実験場所は、実験1と同様とした。

各実験刺激について、欠損値のない107名の中央値から、見かけの高さと実際の高さの比を算出した。結果、工業製品の実際の高さと見かけの高さにはほとんど差がみられなかった。工業製品の刺激間のサイズ推定値には、統計的に有意な差があった [ $F(5, 530) = 112.68, p < .05$ ]。見かけの高さの比率の平均値は0.94～1.67の範囲であった。この実験で観察された最大の比率（パイロン1.67）は、実験1で観察された最小の効果量（1.93）よりも小さかった。対応のない検定

の結果、実験1の見かけの高さの比率は実験2の比率よりも有意に高かった [ $t(559.61) = 13.02, p < 0.001$ ]。

これらの結果は、被写体が見慣れない錯視立体よりも、見慣れた工業製品であるほうが、高さをより正確に推定できることを示唆している。

## まとめ

本発表では、写真の中の錯覚対象物の大きさを実際の大きさよりも大きく感じる「逆ジオラマ効果」について報告した。刺激によって見かけの高さの比率が異なる。錯覚対象物の大きさの推定は、身近な商品の場合よりも不確実性が高い傾向があることがわかった。今後は、錯覚を起こさないパターンの物体の写真でも拡大効果の有無を検討することが可能である。

## 謝辞

本研究の一部はJSPS科研費19K21607の助成を受けた。

## 引用文献

- Epstein, W., Park, J., and Casey, A. (1961). The current status of the size-distance hypotheses. *Psychological Bulletin*, 58(6), 491-514.
- Fitzpatrick, V., Pasnak, R., and Tyer, Z. E. (1982). The effect of familiar size at familiar distances. *Perception*, 11(1), 85-91.
- Gabay, S., Kalanthroff, E., Henik, A., and Gronau, N. (2016). Conceptual size representation in ventral visual cortex. *Neuropsychologia*, 29(81), 198-206.
- Julian, J. Ryan, J., Epstein, R. A. (2017). Coding of Object Size and Object Category in Human Visual Cortex. *Cerebral Cortex*, 27(6), 3095-3109.
- Kilpatrick, F. P., and Ittelson, W. H. (1953). The size-distance invariant hypothesis. *Psychological Review*, 60, 223-231.
- Konkle, T., and Oliva, A. (2011). Canonical visual size for real-world objects. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 37(1), 23-37.
- 大谷智子・渡邊淳司・丸谷和史(2010). ブロック立体デザインにおける錯視パターンの使用 認知科学, 17(3), 580-588.
- Oyama, T. (1960). Figure-ground dominance as a function of sector angle, brightness, hue, and orientation. *Journal of Experimental Psychology*, 60, 299-305.
- Snow, J. C., Skiba, R. M., Coleman, T. L., and Berryhill, M. E. (2014). Real-world objects are more memorable than photographs of objects. *Frontiers in Human Neuroscience*. 8(837), 2-11.
- Woods, A. T., Moore, A., Newell, F. (2008). Canonical Views in Haptic Object Perception. *Perception*, 37(12), 1867-1878.

# 連続呈示顔の変形効果に影響する顔部位の検討

鈴木 萌々香  
氏家 悠太  
高橋 康介

中京大学大学院心理学研究科  
日本学術振興会、立命館大学 OIC 総合研究機構  
立命館大学総合心理学部

複数の顔写真が周辺視野に次々に呈示されると不気味さや歪みを感じる(FFDE)。倒立画像を使用した場合は FFDE が弱くなることから、顔の全体処理が FFDE の生起に関与すると考えられる。一方、目の位置がそろっている場合に FFDE が強くなることが報告されており、FFDE の生起における目の重要性も主張されてきた。本研究では FFDE における顔の全体処理の重要性および顔部位の相対的な寄与を明らかにするため、顔全体呈示、上半分呈示、目のみ呈示、目非呈示、輪郭非呈示の 5 条件の FFDE 刺激を用いて、顔の各部位の呈示・非呈示を操作することにより、FFDE の強さがどのように変化するのかを検討した。実験では 250 ms ごとに顔写真を切り替えながら FFDE 刺激を 10 秒間呈示し、刺激観察中に歪み知覚が生じたらボタンを押すこと、刺激呈示後に歪みと不気味さの主観的強度を 7 段階で回答することを求めた。実験の結果、呈示する顔部位により歪みや不気味さの主観的強度が異なり、顔全体呈示 > 輪郭非呈示 > 上半分呈示 > 目非呈示 > 目のみ呈示の順となった。また刺激観察中に歪みを知覚するまでの潜時も呈示する顔部位により異なっていたが、主観的強度の順序とは乖離が見られた。以上の結果から顔の全体処理が FFDE の生起に関与すること、また FFDE の強度と潜時には異なる決定要因が存在することが示唆された。

Keywords: FFDE, 顔認知, 周辺視, 主観評定, 時間特性

## 問題・目的

人の顔が周辺視の同じ位置に次々に呈示されると顔の形状や色が歪んで見え、不気味さを感じる (Flashed Face Distortion Effect: FFDE, Tangen et al., 2011)。呈示される顔写真の目の位置がずれると FFDE の効果が弱まり、目の位置がそろっている場合は FFDE が強まることから FFDE には目に対する情報処理が重要であると考えられる (Tangen et al., 2011)。一方、上下反転した顔が連続で呈示された場合には FFDE の効果が弱まるという倒立効果が生じることから、顔の全体処理も FFDE の生起に関わると考えられている (Utz & Carbon, 2015)。しかし、これまで FFDE に関する実証研究は限られており、FFDE の生起プロセス、特に FFDE における目の重要性や各顔パーツが FFDE に与える影響について直接的な検討は行われていない。また、これまで行われてきた FFDE に関する研究では主に歪みの強さに関しての評定が行われてきたが、本研究では FFDE に関して歪みの評定を求めただけでなく客観的な指標を導入するために時間特性を使用した。以上の背景から、本研究では顔全体および目に対する情報処理が FFDE に与える影響を直接的に検討すること目的とし、顔刺激の中で呈示する顔部位と輪郭の有無を操作して FFDE の主観的強度と時間特性を計測した。

## 方法

クラウドソーシングにより 100 名の実験参加者がパソコンでオンライン実験に参加した。AI で生成した 48 種類の顔写真を加工し、それぞれの顔写真について顔部位の有無が異なる 5 条件の顔刺激を作成して実験刺激として用いた (図1)。



図 1. 実験で使用した刺激の例。左から顔全体呈示、上半分呈示、目非呈示、目のみ呈示、輪郭非呈示条件。

実験では画面中央の固視点の両側に同じ条件の刺激を 250 ms 毎に切り替えながら 10 秒間で 40 枚を呈示した。40 枚の刺激は各条件の 48 枚の画像うちから無作為に選ばれ、ランダムな順序で呈示された。実験参加者は刺激呈示中に固視点に注視を保ちながら顔写真に注意を向け、顔刺激の色や形に違和感を感じている間はスペースキーを押し続けることを求められた。刺激呈示後に顔刺激の歪みと不気味さについて 7 段階での評定を求めた。5 条件を 4 回ずつランダムな順序で、20 試行を実施した。本実験の内容は Open Science Framework 上に事前登録を行った (<https://osf.io/uwqfs>)。

## 結果

歪み評定と不気味さ評定全 40 回のうち 90% 以上同じ回答をした 2 名を除く 98 名 (平均年齢 46.8、SD 10.8) を分析対象とした。歪み評定と不気味さ評定 (図 2 左) に関してそれぞれ 1 要因分散分析を行った結果、主効果が認められた (歪み:  $F(4, 388) = 27.36, p < .001, \eta_p^2 = 0.22$ , 不気味さ:  $F(4, 388) = 29.31, p < .001, \eta_p^2 = 0.23$ )。多重比較の結果、歪みは顔全体呈示 = 輪郭非呈示 = 上半分呈示 > 目非呈示 = 目のみ呈示の順であった。不気味さは顔全体呈示 > 輪郭非呈示 = 上半分呈示 > 目非呈示 = 目のみ呈示の順であった。刺激呈示中に歪みを感

じてボタンを押していた時間の合計である累積時間と、刺激呈示開始から歪みを感じてボタンを押すまでの潜時(ボタンを押さなかった条件がある30名を除く68名を対象)についても主効果は有意であった(図2、累積時間： $F(4, 388) = 58.03, p < .001, \eta_p^2 = 0.20$ 、潜時： $F(4, 268) = 16.76, p < .001, \eta_p^2 = 0.20$ )。多重比較の結果、累積時間は顔全体呈示>輪郭非呈示≒上半分呈示>目非呈示≒目のみ呈示の順であった。潜時は顔全体呈示、上半分呈示、輪郭非呈示、目のみ呈示、目非呈示の順で短かった。

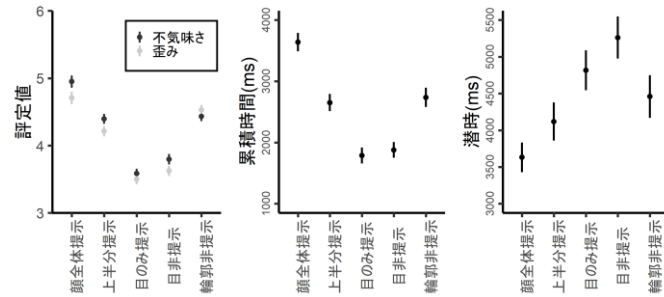


図2. 実験の結果。左: 歪み・不気味さ評価。中: 累積時間。右: 潜時。エラーバーは標準誤差を示す。

条件ごとに各従属変数の相関を見るためマルチレベル相関分析を行った(図3)。その結果、歪みと不気味さには強い正の相関が見られた( $r = 0.84$ )一方で、潜時と主観評価の間は非常に弱い負の相関であった(歪み: $r = -0.15$ ; 不気味さ: $r = -0.16$ )。累積時間と主観評価の間には中程度の相関がみられた(歪み: $r = 0.38$ ; 不気味さ: $r = 0.41$ )。

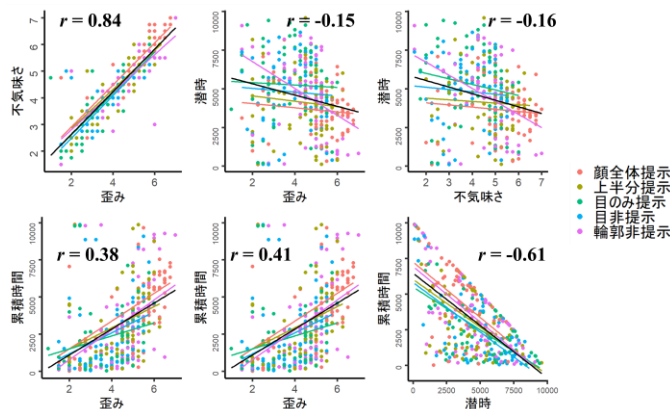


図3. 各従属変数間のマルチレベル相関分析の結果。左上: 歪みと不気味さ。中上: 潜時と歪み。右上: 潜時と不気味さ。左下: 累積時間と歪み。中下: 累積時間と不気味さ。右下: 累積時間と潜時。図中の数値は相関係数を示す。

## 考察

本研究の結果から、顔全体呈示条件は他の条件よりも強くFFDEが生じる傾向があり、顔全体の情報処理によりFFDEが促進されることが示唆された。これは顔の全体処理がFFDEに関与するという先行研究(Utz & Carbon, 2015)と一致する。一方で目の効果について

では、目のみ条件でFFDEの効果が弱かったことから、目の呈示のみでは強力なFFDEを引き起こすためには不十分であり、他の顔部位とともに呈示されることで強いFFDEが生じることが示された。但し目のみを呈示しない場合には、口や鼻など顔下半分全体を隠すよりも更にFFDEの効果は弱まったことから、目は相対的には他の顔部位よりもFFDEへの寄与が大きいことが示唆された。人が顔を知覚する際に目の周辺部に注目をする傾向がある(Henderson et al., 2005)ことが明らかになっている。目非呈示条件では、目の周辺部が隠されていたため顔としての処理が妨害されることでFFDEが低下した可能性がある。目のみ呈示条件では、目の周辺部以外の顔部位が非呈示であったため全体処理が妨害されたためFFDEが低下したと考えられる。

FFDEの主観的強度と時間特性、特に歪みやささ(潜時)には乖離が見られる可能性がある。すなわち、輪郭非呈示条件では顔全体条件に比べて歪みにくい、主観評価は同程度の強さである一方、目のみ呈示条件では目非呈示条件に比べて歪みやささいが主観的には同程度の弱い歪みしか知覚されなかった。FFDEにおける歪みやささいと歪みや不気味さの主観的強度の関係については今後さらに検討すべき課題である。

輪郭の効果については、顔全体条件と比較して主観評価の値は同程度に高いが潜時は長かったことから、FFDEの生起過程、特に強度よりも生じにくさに関与している可能性が示唆された。但し輪郭なし条件(図1右)は静止画でも不気味さが強い、FFDEとは別の不気味さや歪みの知覚を反映している可能性もある。輪郭の効果については連続呈示ではなく単体での不気味さや歪みを評価し、その結果と比較して検討する必要があると考えられる。

## 結論

本研究ではFFDEにおける顔の全体処理および顔部位の相対的な寄与を検討した結果、顔の全体処理がFFDEの強度に対する重要な要因である一方、FFDEにおける目の呈示の重要性も示唆された。

## 謝辞

本研究はJSPS科研費(17H06342, 19J00722, 19K20650, 20KK0054)の助成を受けた。本研究は2021年度第19回認知心理学会で発表した内容を含む。

## 引用文献

- Henderson, J. M., Williams, C. C., & Falk, R. J. (2005). Eye movements are functional during face learning. *Memory & cognition*, 33(1), 98-106.
- Tangen, J. M., Murphy, S. C., & Thompson, M. B. (2011). Flashed face distortion effect: Grotesque faces from relative spaces. *Perception*, 40(5), 628-630.
- Utz, S., & Carbon, C. C. (2015). Is the Flashed Face Distortion Effect expertise-based?—a systematic experimental investigation. *Journal of Vision*, 15(12), 147-147.



# 抑うつ状態が視覚刺激に対する脳波反応に及ぼす影響

岡本 大輝

東海大学情報通信学部

横山 実桜

東京工業大学環境社会理工学院

Li Pengcheng

東京工業大学環境社会理工学院

八木 透

東京工業大学環境社会理工学院

中谷 裕教

東海大学情報通信学部

本研究は、抑うつ状態の程度が画像提示に対する脳波反応、つまり事象関連電位(ERP)に与える影響について検証することを目的とした。Beck の抑うつ認知モデルによると、抑うつ状態の程度はスキーマに反映されており、外部からの刺激に対する認知の歪みが発生する。また認知の歪みによりスキーマの歪みもさらに強化され、そのことが抑うつ状態を助長し、抑うつ症状の発症や長期的な罹患をもたらす。国際情動写真集から選んだ画像 180 枚を被験者に提示し、脳波を計測した。その結果、頭頂域において外部刺激提示後約 150ms から 400ms 間に、ERP の振幅と被験者の抑うつ状態の程度に相関がみられ、抑うつ状態の程度が大きくなるほど ERP の振幅は連続的に小さくなった。

Keywords: depressive state, schema, event-related potential (ERP), IAPS

## 問題・目的

今日、抑うつ状態を指標する方法はBDI-IIなどを用いたアンケートテストしかなく、回答者の答え方によっては抑うつ状態を正確に診断することができない可能性がある。しかし、視覚刺激時のERPに違いがあれば脳波が指標になり、抑うつ状態をより客観的に診断できるのではないかと考えられる。

また、新型コロナウイルスが蔓延したことにより、うつ病が原因の自殺者数が10年ぶりに増加した。新型コロナウイルス感染者拡大で、生活や環境の変化によるストレスや不安が、心理的に負担を抱えたのではないかと考えられる。うつ病による自殺の防止にもつながると考える。

## 方法

**参加者** 大学生または大学院生 46名(男性 30名, 女性 16名, 19~25歳)が実験に参加した。そのうち、実験時での回答内容が著しく他被験者と異なる、またはデータに不備があった3名を除いた、43名のデータを解析に使用した。

**刺激** 国際情動写真集(IAPS)から快-不快を表す Valence の値に基づいて選択した画像を視覚刺激に用いた。Valence 値が低い画像(不快な印象を受けるネガティブな画像群)、中位の画像(特に強い感情誘発のないニュートラルな画像群)、高い画像(快な印象を受けるポジティブな画像群)をそれぞれ 60枚(計 180枚)の画像を選択し実験に使用した。

**手続き** 全被験者には実験前に、うつ病の診断を受けていないこと、抗精神病薬による治療を行って

いないこと、見当識障害や精神機能障害などの認知機能の低下がないこと、視覚障害がないこと、妊娠していないこと、閉所恐怖症でないこと、てんかん発作の経験がないこと、ピカピカした光を見て気持ちが悪くなった経験がないことを確認し、該当しない人に実験を行った。さらに BDI-IIテストを実施し、被験者の抑うつ状態を評価した。

脳波計測実験は休憩をはさんだ2つのセッションに分け、それぞれのセッションで選んだ各画像群 30枚ずつ(計 90枚/1セッション)をランダムな順番で表示した。初めにモニターのスクリーンの中心に視線を誘導するための「+」マークが 1500ms 間表示され、その後画像が 1枚表示され、実験参加者はその画像が何の画像であるかを認識すると共に、快-不快印象評価ができる瞬間に、キーボードの Shift キーを押すことで評価画面に切り替わり、画像によって得た快-不快の印象を9段階で評価してもらい、キーボードの 1~9の数字キーを押すことで記録した。なお、画像が表示されてから 3000ms 以内にできるだけ早く Shift キーを押してもらうようにし、3000ms 経過後は自動で次の評価画面に切り替わるようにした。脳波データの解析には MATLAB を使用し、主に MATLAB のツールボックスである EEGLAB, ERPLAB を使用した。

結果

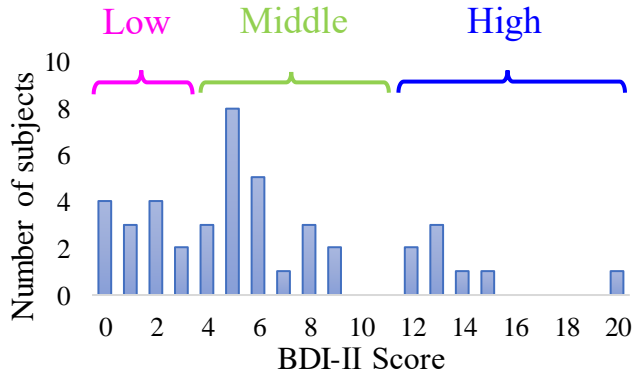


図1 BDI-IIの点数分布

抑うつ状態の程度を示す BDI-II の点数の分布を 図 1 に示す。全被験者を BDI-II の点数に応じて、0~3 点を Low グループ、4~9 点を Middle グループ、12~20 点を High グループと分類した。

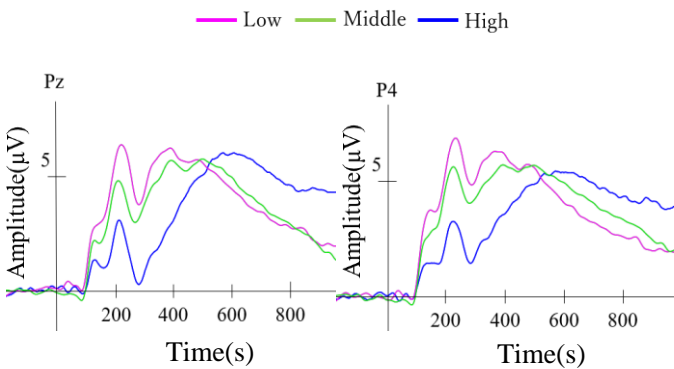


図2 ERP 画像(左:Pz 右:p4)

抑うつ状態の High, Middle, Low グループごとに、脳波データを加算平均した ERP を抽出した。グループ間の差異が大きい頭頂葉(Pz, P4)の電極で記録した ERP の波形を図 2 に示した。視覚刺激後約 300ms に現れる正のピークは P300 と呼ばれ、刺激に対する評価、判断、選択的注意に関与しているとされている。P300 付近では抑うつ状態が高いほど脳波の振幅が低くなっていることがわかる。

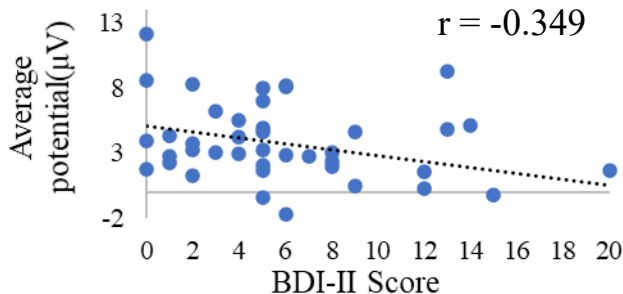


図3 BDI-IIの点数と平均振幅 (Pz:200-300ms)

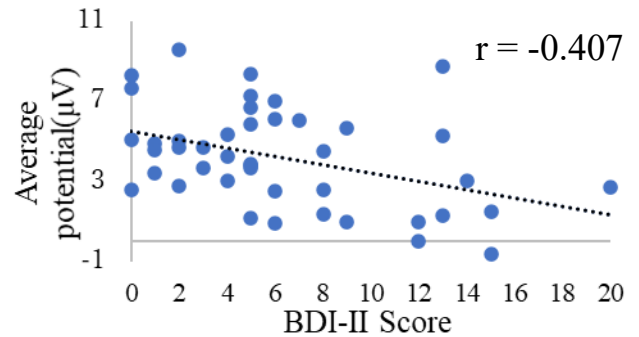


図4 BDI-IIの点数と平均振幅 (P4:150-250ms)

また抑うつ状態の ERP 波形への影響を統計的に評価するため、分散分析を行った。有意差が特に大きく認められた時間幅(Pz:200-300ms, P4:150-250ms)での ERP 振幅と BDI-II の点数との関係を表したグラフを図 3 と図 4 に示す。抑うつ状態の程度が大きいほど平均振幅が小さくなるという負の相関がみられた。(p < 0.05)

考察

ERP 画像の結果において Pz, P4 電極では約 150-400ms という時間帯で、High, Middle, Low グループによって異なることが示された。また、抑うつ状態の大きさと ERP 電位には負の相関があることが示されたことより、抑うつ状態の程度が高い人は誘発される脳波反応が小さいと考えられる。P300 は刺激に対する選択的注意に関与しており、刺激に対しての注意機能が低下すると振幅が小さくなる。本実験では抑うつ状態の程度が高いほど平均振幅が小さくなるという結果を得ることができ、抑うつ状態の程度が高いほど刺激に対しての注意機能が低下すると考えられる。

結論

抑うつ状態の人、抑うつ状態でない人が画像を見たときの脳波反応つまり事象関連電位(ERP)に違いがあった。具体的には、頭頂葉において外部刺激提示後約 150ms から 400ms で、ERP 振幅と被験者の抑うつ状態の程度に相関が見られ、抑うつ状態の程度が大きくなるほど ERP 振幅は連続的に小さくなった。

引用文献

入野野宏(2013)P300 応用 認知科学の立場から、臨床神経生理学,41 巻,2 号,86- 92

Rossignol, M., Philippot, P., Douilliez, C., Crommelinck, M., & Campanella, S (2005): The perception of fearful and Positive facial expression is modulated by anxiety: An event-related potential study. Neuroscience Letters, Volume377, Issues2, 115-120

# Wisdom of crowds and collective decision-making in a survival situation with complex information integration (複雑な情報統合における群衆の知恵と集団意思決定)

**Daisuke Hamada**

Kwansei Gakuin University

**Masataka Nakayama**

Kokoro Research Center, Kyoto University

**Jun Saiki**

Graduate School of Human and Environmental Studies, Kyoto University

This study investigates the performance and process of the wisdom of crowds through a survival situation task involving complex information integration and additionally compares with weighted subjective confidence and collective decision-making. The findings demonstrate the effective performance of the wisdom of crowds and collective decision-making and an effect of weighted confidence in interaction between group size and sensitivity of confidence weighting. This suggests that the wisdom of crowds can be applied and generalized to complex real-life situations. Weighted confidence based on large group size is compatible with a system that can collect a large number of opinions. Thus, this study expands the potential application of the wisdom of crowds to real-life problems involving complex information integration.

Keywords: group decision-making, collective decision-making, wisdom of crowds, rank order, subjective confidence.

## Introduction

The wisdom of crowds is a phenomenon in which aggregation of many independent estimates without consensus often perform as well as, or better than, the majority of the individual decisions themselves (Surowiecki, 2004). Collective decision-making is a process whereby the members of a group decide on a course of action based on consensus (Montes de Oca et al., 2011). Recent research has shown that collective decision-making outperforms the wisdom of crowds (Navajas et al., 2018). Additionally, many studies have shown that metacognitive knowledge of subjective confidence is useful for improving aggregation performance. However, because most of these studies have employed relatively simple problems; for example, involving general knowledge and estimating values and quantities of objects, it remains unclear whether their findings can be generalized to real-life situations involving complex information integration.

This study explores the performance and process of the wisdom of crowds and collective decision-making by applying the wisdom of crowds with weighted confidence to a survival situation task commonly used in studies of collective decision-making. Furthermore, we also investigate whether the effect of confidence depends on group size and sensitivity of confidence weighting, using a simulation method. In contrast to previous studies, the study's results showed that confidence did not improve the performance of the wisdom of crowds. Therefore, to explore a condition that improves the performance, the study used a simulation to compare confidence-weighted aggregation performances with change in group size and sensitivity of confidence weighting.

## Methods

### Participants

The study participants were 119 undergraduates (100 women and 19 men; mean age =  $19.4 \pm 4.5$  years). Participants were randomly assigned to either a group of four persons or five persons. Of the total 25 groups in each group size condition, six were four-person groups and 19 were five-person groups.

### The survival situation task

This study employed the NASA task that asked participants to imagine a survival situation in which a spaceship crash-lands on the moon (Hall & Watson, 1970). A survivor must travel to meet the mothership, 200 miles away, and salvage 15 items from the crash, such as water, a stellar map, and a box of matches. Participants are asked to rank the 15 items in order of their relative value and utility for survival. Correct rank orders are decided by experts from the Crew Equipment Research section of the NASA manned spacecraft center in Houston, Texas, USA.

### Procedure

The experiment contained two main parts: individual decision-making and group decision-making. In the individual decision-making phase, participants were asked to rank the objects individually and evaluate their confidence in each ranking. In the group decision-making phase, all groups were instructed to employ the method of group consensus as described by Hall and Watson (1970).

### Analyses

First, error scores indicating task performance, standard Borda count aggregations, and confidence-weighted Borda count aggregations (CW-Borda) were calculated. An error score is given by the sum of the absolute differences

between the ranks assigned to the items by the NASA experts and by the participants. Lower error scores indicate better performance and adequacy in terms of reasonable judgments. The individual and group rank orders were used to calculate error scores. Standard Borda and CW-Borda were calculated for each of the 25 groups in the present study, aggregating the rank orders of four- or five-group members. In the basic Borda count method (Marden, 2014). To weight Borda count by confidence, the softmax function was used. The softmax function outputs a vector that represents the probability distributions of a list of potential outcomes. When calculating the weight value for group members on one item with a three-person group; for example, when a sensitivity of confidence weighting ( $k$  parameter) is 1, the softmax function turns confidences (logits) [1, 3, 5] into weights (probabilities) [0.02, 0.12, 0.87], which adds to 1. In the present study, the  $k$  parameter with 1 as a default was considered in analyses regarding the four NASA task indices, and the  $k$  parameter was varied from 0 to 5 in steps of 0.5 for the analyses of the simulation. In each group size (from 1 to 50), individual rank orders were randomly selected, and CW-Borda and standard Borda count aggregations were computed. This procedure was repeated 10,000 times, and a mean was computed for each group size and sensitivity of confidence weighting.

## Results and Discussion

As shown in Fig. 1, ANOVA revealed a significant main effect for condition ( $F(3, 72) = 15.72, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.40$ ). Post hoc comparisons using the Holm test indicated that error scores for group decisions ( $M = 36.88, \pm 2.06$ ), standard Borda ( $M = 39.96, \pm 1.46$ ), and CW-Borda ( $M = 41.12, \pm 1.58$ ) were significantly lower than individual decisions ( $M = 46.99, \pm 1.05, p < 0.01$ ). However, CW-Borda did not significantly differ from standard Borda. Contrary to the prediction, the average error score for CW-Borda was even higher than that for standard Borda. The results in our study showed no effect of confidence on aggregation performance, which is inconsistent with previous research. Therefore, the present study employed a simulation method to investigate whether the effect of confidence depended on group size and sensitivity of confidence weighting. The simulation analysis showed that differences in CW-Borda error scores grew larger as group size and sensitivity of confidence weighting increased. As shown in Fig. 2, the relationship between  $k$  value and error score showed a U shape with the best  $k$  values (red points) around 0 to 2. As the group size gets larger, the best  $k$  values and the depth of the U shape both increases. This indicates that the advantage of CW-Borda performance over the standard Borda performance ( $k$  value was zero) emerges by interaction between group size and sensitivity of confidence weighting. The large group size with an intermediate sensitivity (around 1 to 2) produces the best CW-Borda performance. The findings revealed that the wisdom of crowds performed similarly to collective

decision-making, and that the effect of weighting confidence on aggregation depended on group size and sensitivity of confidence weighting. These results suggest that the wisdom of crowds is applicable to complex problem-solving tasks requiring expert knowledge.

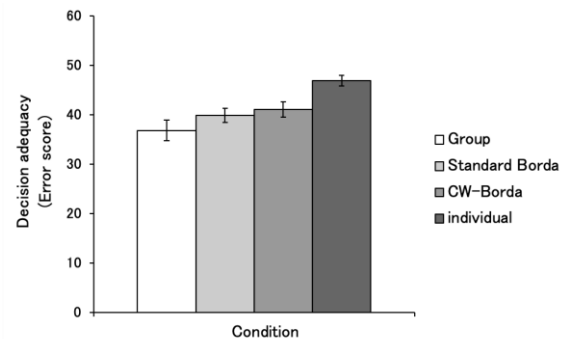


Figure 1. Error scores for each of conditions. Error bars represent standard errors. Lower error scores indicate better performance

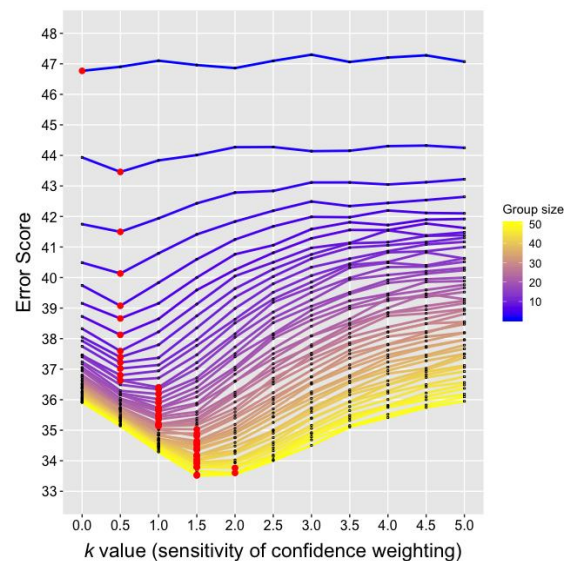


Figure 2. Simulation of confidence-weighted (CW)-Borda count aggregations as a function of group size and sensitivity parameter  $k$  of confidence weighting. Lower error scores indicate better performance. Higher  $k$  values indicate higher sensitivity of confidence weighting. Colors associated with lines indicate a degree of group size; yellow shows large group size and blue shows small group size. The red points indicate best  $k$  values of minimum error score for each group size.

## Reference

- Surowiecki, J. (2004). *The wisdom of crowds*. New York: Anchor.
- Navajas, J., Niella, T., Garbulsky, G., Bahrami, B., & Sigman, M. (2018). Aggregated knowledge from a small number of debates outperforms the wisdom of large crowds. *Nature Human Behaviour*, 2(2), 126–132.



# 相対的な位置関係の手がかりが探索を促進する

前澤 知輝

北海道大学大学院文学院 / 日本学術振興会

河原 純一郎

北海道大学大学院文学院

特徴や物体に基づいて標的を探索する場面では、先行手がかりが選択的な注意定位を助ける。しかし、具体的に「標的は何かの上にある」という言葉の手がかりは、探索対象(“何か”という物)を特定せず、相対位置(上)だけを示すため、探索場面に複数の候補を持つことになる。この手がかりの有効性を検討した。バーチャルリアリティ(VR)の居間空間において、ある物体の表面/上方/下方のどこかに出現する標的種類(蝶/クモ)の弁別課題を実施した。探索前に、統制音(純音)か、物体と標的との位置関係を示す音声を呈示したが(例: それに乗っている/その下にいる/その上にいる)、“その何か”の物体の具体的種類は特定しなかった。その結果、統制条件と比較して標的が物体下方に出現する条件で、「その下にいる」手がかりが探索を促進した。標的が物体表面や上方に現れる場合における反応時間の促進効果は認められなかった。この傾向は別の VR 環境においても再現され、関係ベースの手がかりの有効性が一貫して下方に偏ることがわかった。

Keywords: 先行手がかり, 視覚探索, 位置関係, VR

## 問題・目的

視覚探索において、物体や特徴、空間などに関わる先行手がかりが、選択的な注意定位を助ける(e.g., Wolfe, 2020; Woodman et al., 2013)。多くの課題事態では、手がかりによって注意が自発的または非自発的に誘導される位置に標的が出現する。例えば、空間ベースの探索において、観察者は手がかり(e.g., 矢印)が示す方向に注意を向ける事で、妨害刺激を排除しながら、その位置に出現する標的を検出できる。

現実場面では、先行手がかりは他者に標的位置を伝える場合に利用できる。手がかりの効果は画面内の探索候補を絞り込める場合に向上する(Egeth et al., 1984)ため、複雑な奥行き構造を持つ現実環境でも、指差しや指示棒などによる直接的な手がかり指示は他者の注意定位を素早く誘導できる。しかし、実際の位置指示は言語コミュニケーションによって代用される場合が多い。特に標的位置を記述にくい場合、他の物体との位置関係で表現される事がある(e.g., それに乗っている/その上にある/その下にある)。この際、位置の参照となるその“何か”の物体の具体的種類が会話の文脈などで補われず、特定されない場合に、手がかりは無数の候補を示す事になるため、位置指示の意図に反して他者の注意を誘導できない可能性が考えられる。本研究では、このような位置関係ベース手がかりの有効性を、仮想空間を利用して評価した。

## 方法

**被験者** 正常な視力をもつ合計102名(男性56名, 女性46名)の大学生・大学院生が参加した。

**刺激** Unity 2020.3.4f1 を用いてVR映像を生成し、刺激をHMD(VIVE Pro Eye)とヘッドフォンで呈示した。VR環境として、居室(実験1, 2)とオフィス(実験3)の2種の仮想空間を作成した(図1左)。探索標的として蝶とクモの視覚オブジェクト(約6 cm)を用いた。仮想空間上には、これらの探索標的に対して特定の位置関

係(接触/上方/下方)を持つ参照物体(e.g., 机, 椅子など)を配置した。標的位置は、参照物体との接触位置に対して上方と下方が等距離になるようにした(図1右)。

参照物体と標的の位置関係を示す手がかりとして、合成音声(約800 ms; それに乗っている/その下にいる/その上にいる)と統制音として純音(500 Hz, 800 ms)を作成した。手がかりはそれぞれ標的が対象物体と接触しているか、上方または下方にある事を意味した。

**実験1, 2** 15個の参照物体を用いた。探索課題では、参加者は注視点(1,000 ms)の呈示後、探索事前に標的出現を除いたシーンだけを観察した(3,000 ms)。画面暗転(2,500 ms)における手がかりまたは純音再生の後、標的を探索し、その種類(蝶/クモ)を回答した。10秒以内に回答が得られない場合は不正解試行とした。

標的はいずれかの参照物体との相対的位置(接触/上方/下方)のどこかに出現した。50%の試行では標的出現位置を示す手がかりが再生され(妥当性100%)、残りの試行では純音が再生された。手がかりの妥当性と音声

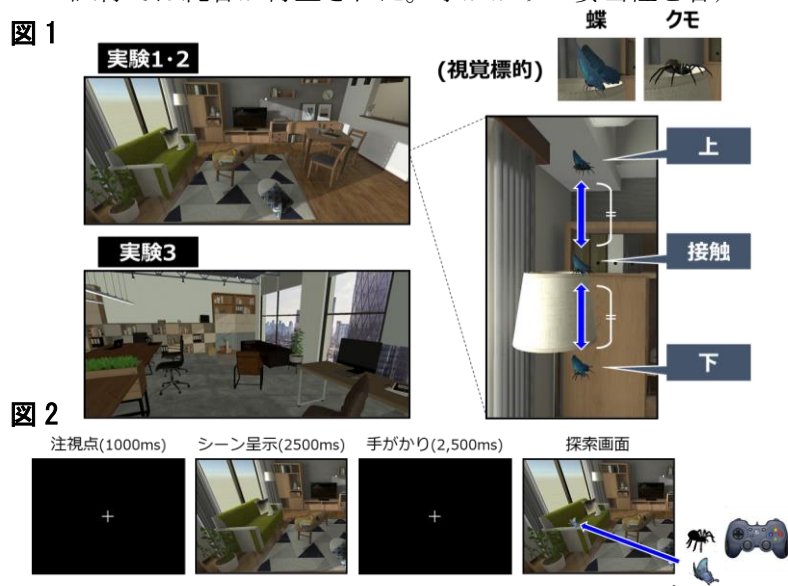


図1. VR環境の例 / 図2. 刺激と試行例 (ゲームパッドで回答 (10秒経過または反応まで))

の意味は課題事前に参加者に教示した。

参加者は座位姿勢で課題を行った。毎試行、参照物体が視野中心となるようカメラ視点がYaw角に対して回転され、そこから同角に対して $-10^\circ$ から $10^\circ$ の間の乱数値分だけ角度にずれを加えられた。また、カメラ位置は0から0.10 cm間で前後左右方向に毎試行無作為に変化した。実験1において、手がかり効果が下方条件でのみ観察できたことから、映像視点より低い標的位置で探索促進が起こる可能性を検討するため、実験2では映像視点を実際の頭部位置より0.80 m高くした。

**実験3** 手続きは実験1と同じであったが、同じ位置における標的の繰り返し呈示(i.e., 短期学習の効果)を低減するため、30個の参照物体を用い、Yaw角に対する視点のずれを $-20^\circ$ から $20^\circ$ の間とした。正答率水準の低減のため、回答制限時間を5.5秒(実験1,2の反応時間の2SDに近似)とした。反応時間を主な指標とした。

## 結果

**実験1** 手がかり条件(あり/なし)と標的位置(接触/上方/下方)の反復測定分散分析を行った。交互作用( $p = .035$ )が認められ、標的位置が下方の時にのみ( $ps > .318$ )手がかりの効果が現れた(図3;  $F(1,33) = 4.57, p = .040, \eta_G = .027$ )。手がかりの効果が無い場合、上方標的に対する反応が早かった( $ts > 4.49, ps < .001$ )。

**実験2** 交互作用( $p = .081$ )は認められず、標的位置の主効果が認められた( $F(2,66) = 52.56, p < .001, \eta_G = .144$ )。手がかりの効果が無い場合、上方標的に対する反応が早かった( $ts > 6.10, ps < .001$ )。

**実験3** 交互作用( $p = .007$ )が認められ、標的位置が下方の時にのみ( $ps > .318$ )手がかりの効果がみられた

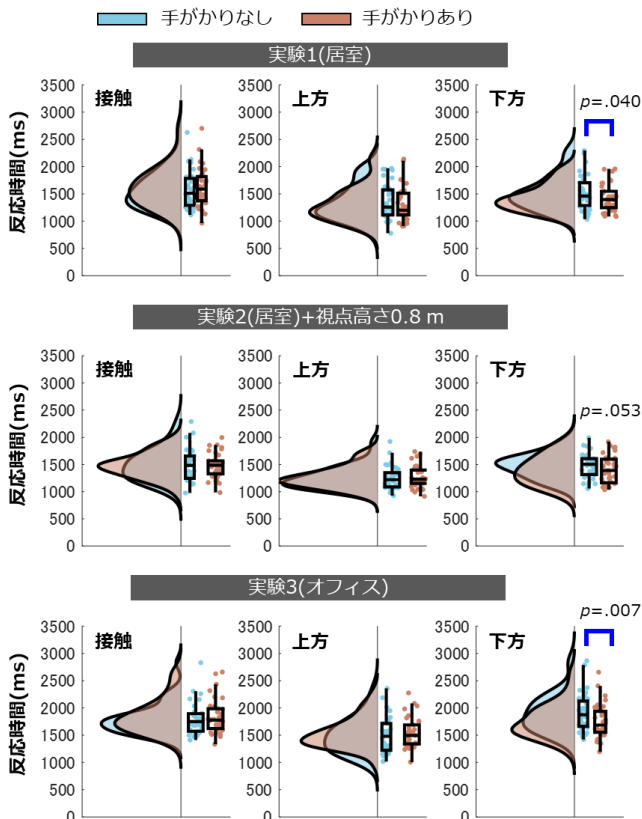


図3. 手がかりおよび位置条件における反応時間

( $F(1,33) = 8.36, p = .007, \eta_G = .059$ )。手がかりの効果が無い場合、上方に対する反応が早かった( $ts > 4.80, ps < .001$ )。また、正答率の分析では手がかりの主効果が認められ( $F(2,66) = 5.01, p = .032, \eta_G = .008$ )、手がかりがある場合の誤回答は少なかった。

## 考察

実験1と実験3で一貫して、参照物体の下方に位置する標的への反応時間の促進効果が示された。すなわち、「その下にいる」手がかりが、その“何か”の物体の具体的種類が特定されていなくても、探索を促進した。

下方への手がかり効果が生じたというバイアスは、関係ベースの注意における空間的異方性を反映している可能性がある。そこで実験2では、カメラ視点の高さを操作し、参照物体と標的位置が視野下側にある条件を設けた(図4の点線)。単純に手がかりの効果が視点に対する標的の絶対的空間的位置だけに依存するならば、接触または上方条件でも手がかりの効果が検出されるはずであった。しかし、そのような効果は生じなかった。さらに、図4に示したように、下方条件の標的位置は必ずしも他条件より鉛直方向下位置には配置していない。これらのことから、手がかりの効果は絶対的な空間配置ではなく、参照物体と標的との相対的な位置関係に対して異方性を示していると考えられる。

下方バイアスは次のようなメカニズムで説明できる可能性がある。手がかりの有無に関わらず、探索物体となる候補の物体に注意を定位した後、その上方/下方に注意をシフトさせている。このため接触条件では手がかりの効果が生じにくい。また、上方条件は他条件と比べて、背景が単純であり、標的のポップアウトが起こりやすい可能性がある(最も反応時間が早い)。参照物体から下方に注意をシフトさせる際に手がかりが有効にはたらく。これらの可能性を検討するために、視線計測や背景ノイズの統制等が必要となる。

## 引用文献

- Egeth, H. E., Virzi, R. A., & Garbart, H. (1984). Searching for conjunctively defined targets. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 10(1), 32–39. <https://doi.org/10.1037/0096-1523.10.1.32>
- Wolfe, J. M. (2020). Visual search: How do we find what we are looking for? *Annual Review of Vision Science*, 6(1), 539–562. <https://doi.org/10.1146/annurev-vision-091718-015048>
- Woodman, G. F., Carlisle, N. B., & Reinhart, R. M. G. (2013). Where do we store the memory representations that guide attention? *Journal of Vision*, 13(3), Article 1. <https://doi.org/10.1167/13.3.1>

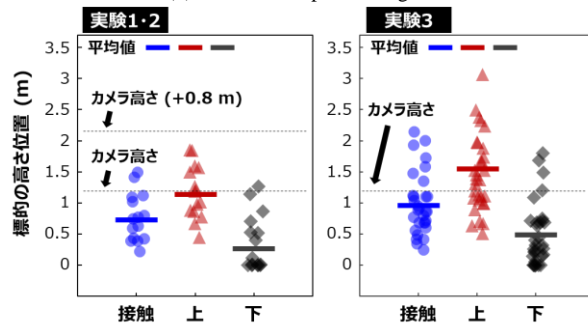


図4. カメラ視点高さに対する標的位置

# 積極的抑制か探索後抑制かは手がかりの有効性に依存する

反田 智之  
河原 純一郎

北海道大学大学院文学院  
北海道大学大学院文学院

我々は手がかりを基に抑制テンプレートで非標的特徴を抑制できる。しかし、抑制時に非標的特徴に一旦注意が向くか(探索後抑制) 否かは(積極的抑制) 議論があり、抑制方略は手がかりの有効性に依存する可能性がある。本研究は手がかり有効性を操作し、抑制方略が有効性に依拠して異なる可能性を検討した。被験者は手がかりと標的の色特徴が一致、不一致、および手がかり特徴が探索画面に非呈示の3条件で探索し、標的線分の向きを回答した。手がかり有効性は探索画面の特徴の種類数により高・低の2水準を設けた。被験者の視線を計測した。探索試行で、抑制テンプレート効果は有効性が高いときのみ見られた。抑制条件において、有効性が高いときは手がかり特徴に注視が向けられず、有効性が低いときは、手がかりに注視が向けられた後に避けられた。これは、手がかり有効性が高い場合に積極的抑制、低い場合に探索後抑制方略を取ることを示唆する。

Keywords: 注意, 視覚探索, 抑制, ネガティブテンプレート, 視線計測

## 問題・目的

我々は限られた認知資源の中で、様々な物体で溢れる環境から標的を探索する必要がある。その際には、視覚注意が現在の標的特徴に対して重みづけを行い、視覚探索を手助けする (Wolf, 2021)。例えば、ワーキングメモリの表象に対して注意のテンプレートを形成することで探索が早まる。例えば、標的の特徴だけでなく妨害刺激の特徴に対する抑制テンプレートによって抑制を行い、探索を早めることが知られている (Arita et al., 2012; Tanda & Kawahara, 2019)。

抑制テンプレート課題では、被験者は事前に呈示された特徴手がかりを基に探索を行う。Arita et al. (2012) では、被験者は間隙をもつ複数の円のうち、特定の方向に間隙のあるものの向きを回答した。事前手がかりには、促進、抑制、統制の3条件があり、それぞれ標的特徴、非標的特徴、後続の探索画面に非呈示特徴を示す。統制条件と比べて促進、抑制条件で反応時間は短縮した。これをテンプレートの効果という。

しかし、抑制時に抑制すべき特徴に一旦注意が向くか否かについて二つの解釈がある。一方は注意が向かないと仮定する積極的抑制仮説 (Arita et al., 2012) であり、他方は向くと仮定する探索後抑制仮説 (Moher & Egeth, 2012) である。Zhang et al. (2020) はプローブ課題では抑制特徴に注意が向かないことを示し、積極的抑制仮説を支持した。しかし、Beck et al. (2018) は抑制特徴が一旦注視された後に注視が避けられることを視線計測によって示し、探索後抑制仮説を支持した。

この他に、手がかりの有効性により抑制方略が異なる可能性が示唆されている。積極的抑制は認知コストがかかるため (Geng, 2014)、抑制手がかり有効性が高い場合に積極的抑制方略を取り、その有効性が低い場合に探索後抑制方略をとる可能性がある (Zhang et al., 2020)。実際、積極的抑制仮説を支持した研究での手がかり有効性は(セットサイズ, 12; 抑制特徴刺激数, 6, Zhang et al., 2020)であり探索後抑制仮説を支持した研究(セットサイズ, 16; 抑制特徴刺激数, 最大4, Beck et al., 2018)と比較して高かった。このことは、抑制テン

プレートにおける抑制方略が手がかり有効性に依存することを示唆する。

そこで本研究は、抑制テンプレートにおける抑制方略が手がかりの有効性によって異なる可能性を検討した。手がかり有効性は、探索画面における特徴の種類数により被験者間で操作した。被験者の視線を計測し、抑制特徴へ注意を向けているかを観察した。

もし、手がかり有効性によって抑制方略が異なるのであれば、有効性が高い条件で積極的抑制が生じ、探索中に抑制すべき特徴への注視は生じないだろう。手がかり有効性が低い条件は探索後抑制となり、まず抑制すべき特徴への注視が生じ、その後注視が避けられることが予測される。

## 方法

**被験者:** 北海道大学の学生 24名 (各条件12名)

**デザイン:** 2 (有効性高・低, 被験者間) × 3 (一致・不一致・統制条件, 被験者内)

**装置:** 眼球運動の測定には Tobii pro spectrum (150 Hz, Tobii社) を使用した。顔の固定に顎台を使用した。

**刺激:** 赤, 青, 緑, 黄, 橙, マゼンタの6種類の円の内部に白色の線分を呈示した。標的は垂直あるいは水平な線分で傾いた線分であった。12個の刺激が円環状に呈示された。高条件では探索画面に2種類の円が6個ずつ、低条件で4種類の円が3個ずつ呈示された。

**手続き:** 初めに注視点を500ms呈示し、次に手がかりとして6種類の円の中から1種類を呈示した。その後再び注視点を900 ms呈示した後、探索画面を呈示した (Figure 1)。促進条件と抑制条件において、探索画面には手がかりで呈示された色の刺激と、それ以外の特徴から無作為に1種類あるいは3種類の色の刺激が呈示された。統制条件において、2種類あるいは4種類の色の刺激が無作為に呈示された。探索画面は回答するまで、もしくは5,000 ms経過するまで呈示された。被験者は、標的線分の向きをできるだけ早くかつ正確に回答するよう教示された。練習後、視線計測装置のキャリブレーションを行い、本試行を開始した。



## 結果

探索画面呈示時に、視線計測エラーが25%を超えた被験者を分析から除外し、高条件は10名、低条件は9名を分析の対象とした。

**反応時間:** Figure 2に反応時間を示す。各手がかり条件の反応時間について1要因分散分析を行ったところ、両条件ともに手がかりの主効果が有意であった(高条件,  $F(2, 18) = 60.42, p < .001, \eta_p^2 = .87$ ; 低条件,  $F(2, 20) = 88.12, p < .001, \eta_p^2 = .90$ )。高条件では、促進条件で最も反応時間が短く ( $ts(9) > 7.98, ps < .001, ds > 1.54$ ), 統制条件で最も長かった ( $ts(9) > 3.36, ps < .009, ds > 0.78$ )。しかし、低条件では、促進条件で最も反応時間が短く ( $ts(10) > 9.46, ps < .001, ds > 2.31$ ), 抑制条件で最も反応時間が長かった ( $ts(10) > 4.29, ps < .002, ds > 0.41$ )。

**視線計測:** 各刺激呈示位置を関心領域に設定し、この領域内に50 msの間視線が停留したものを注視と定義した。

促進、抑制条件それぞれで、1試行内で各刺激が1回だけ注視されると仮定し、1から最大12回の注視順で第n注視に手がかり特徴が偶然注視される確率と、実際に注視された確率の対数オッズ比を分析した。偶然確率は各被験者の試行毎に求めた。被験者が注視した刺激数は試行毎で異なるため、各条件の全被験者の注視回数が5回を超えた注視順のみを分析の対象とした。

有効性条件毎に、注視順を要因とし、促進条件と抑制条件の各注視順におけるオッズ比を水準とし、1要因の分散分析を行った。促進条件、抑制条件ともに、高・低条件の両方で注視順の主効果が見られた(促進条件: 高条件,  $F(3,27) = 16.61, p < .001, \eta_p^2 = .65$ ; 低条件,  $F(2,16) = 14.19, p < .001, \eta_p^2 = .64$ ; 抑制条件: 高条件,  $F(4,36) = 7.30, p < .001, \eta_p^2 = .45$ ; 低条件,  $F(5,40) = 5.27, p < .001, \eta_p^2 = .40$ )。続いて、各オッズ比が0と有意に異なるかを検討するため、Bonferroni補正した1標本t検定を、各注視順のオッズ比に対して行った。正の値は手がかり特徴が注視されやすいことを示す (Figure 3)。高・低条件ともに、促進条件では全ての注視順でオッズ比が0より有意に高く、手がかり特徴が注視されやすかった (高条件,  $ts(9) > 9.98, ps < .001, ds > 3.15$ ; 低条件,  $ts(8) > 11.01, ps < .001, ds > 3.68$ )。抑制条件では、高条件で第2注視以降はオッズ比が0より有意に低く、注視

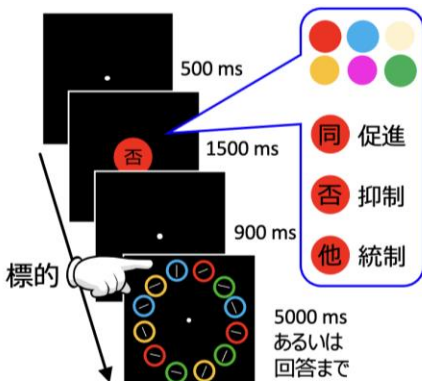


Figure 1. 1試行の呈示時間、刺激例を示す。有効性低条件における抑制条件の試行例。

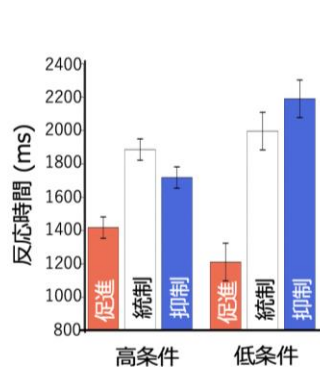


Figure 2. 各条件の平均反応時間。エラーバーは95%信頼区間を示す。

が避けられやすかった ( $ts(9) < -4.32, ps < .01, ds < -1.37$ )。低条件では1注視目のみ有意差が見られ、オッズ比は0より高かった ( $t(8) = 6.73, p < .001, d = 2.24$ )。

## 考察

抑制条件において、手がかり有効性が高い条件では手がかり特徴が注視されづらく、低い条件では第1注視で注視されやすかった。高条件の結果は積極的抑制仮説と一致し、低条件の結果は探索後抑制仮説と一致する。また低条件では、抑制テンプレートの効果が見られなかった。しかし手がかり特徴への注視が見られたため、手がかりを用いなかったのではなく、手がかりを用いた有効な探索ができなかったと考えられる。

## 結論

抑制テンプレートを用いるとき、手がかり有効性が高い場合は積極的抑制となり、低い場合は探索後抑制となることを示唆する。

## 参考文献

- Arita, J. T., Carlisle, N. B., & Woodman, G. F. (2012). Templates for rejection: configuring attention to ignore task-irrelevant features. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 38, 580-584.
- Beck, V. M., Luck, S. J., & Hollingworth, A. (2018). Whatever you do, don't look at the...: Evaluating guidance by an exclusionary attentional template. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 44, 645-662.
- Geng, J. J. (2014). Attentional mechanisms of distractor suppression. *Current Directions in Psychological Science*, 23, 147-153.
- Wolfe, J. M. (2021). Guided Search 6.0: An updated model of visual search. *Psychonomic Bulletin & Review*, 28, 1060-1092.
- Zhang, Z., Gapelin, N., & Carlisle, N. B. (2020). Probing early attention following negative and positive templates. *Attention, Perception, & Psychophysics*, 82, 1166-1175.

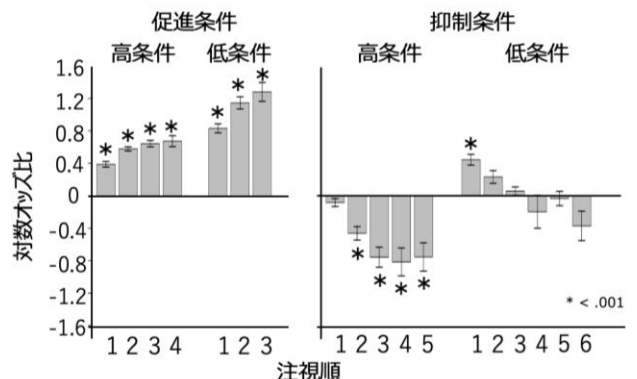


Figure 3. 注視順毎の対数オッズ比。エラーバーは標準誤差を示す。



# 視覚的採集課題を用いた視覚情報探索の最適化に関する検討

小林 穂波<sup>1</sup>

松井 大

小川 洋和

関西学院大学大学院文学研究科

日本学術振興会

北海道大学 人間知・脳・AI 研究教育センター

日本学術振興会

関西学院大学文学部

視覚情報の探索について最適化の過程を調べるため、動物の採集行動研究を参考にした視覚的採集課題 (visual foraging) を用いて、画面上に呈示される図形刺激の中から、ある特徴を持つ刺激をクリックして得点する実験を実施した。最適な学習を妨害するブロッキングの操作をおこなって、標的刺激の特徴の学習によって視覚情報採集中の注意が制御できるかを検討し、最適な探索ができない場合の探索方略を調べた。また、数理最適化問題を用いて、実際にどのような経路で探索しているのかを検討した。標的刺激の特徴についてブロッキングが起り、適切な刺激をクリックできなかった。その結果、現在探索している環境から早く離脱して次の環境へ移動する方略を取りやすかった。さらに、ブロッキングしない統制群に比べて最適経路をとれなくなった。視覚情報の探索について、動物の採集行動と同様に経路最適化問題としてアプローチできる可能性を示唆している。

Keywords: search, visual foraging, optimal behavior.

## 問題・目的

これまでの視覚探索研究は、標的刺激を探すまでにかかった時間などの探索が終了した後の指標に限定されており、実際にどのような過程で探索が行われるのかは明らかにされてこなかった。

最適な探索経路の軌跡は巡回セールスマン問題 (traveling salesman problem) として扱うことができる。この最適化問題は、空間上の複数の地点をすべて訪れる経路のうち、すべての地点を1度ずつ通る場合の最短経路を調べるものである。動物が空間の探索を行うとき、あらかじめ空間の構造がわかっている場合には、巡回セールスマン問題で与えられる最適経路に近い経路を通って探索することが知られている (Cramer & Gallistel, 1997)。

本研究の目的は、人が最適経路で視覚探索を行うのかを調べることであり、そこで、動物の探索と採集行動の研究を参考に視覚的採集課題 (visual foraging) を用いて実験を実施した。

さらに、最適化に至る過程を検討するため、最適経路の学習を阻害する手続きとして、ブロッキング (blocking; Kamin, 1969) を導入した。実際に、動物が餌の採集を行うとき、餌を予測する手がかりを最初に学習すると、その後の別の手がかりの学習を阻害するブロッキングが起ることが知られている (Chen & Spetch, 2001)。標的刺激を探すための手がかりの学習が阻害された際の行動を検討することで、探索中の行動方略と、最適方略からのどのように逸脱しているかが明らかになると考えられる。

## 方法

2つの実験を実施した。実験1には23名、実験2には20名の大学生が参加した。

**実験1** 参加者の課題は、画面上に呈示される図形刺激をクリックしてポイントを獲得することであった。クリックするとポイントが得られる標的刺激と、減点される妨害刺激を呈示した。画面上の刺激数は、40・44・48個のいずれかで、そのうち8個または9個が標的刺激になっていた。標的刺激と妨害刺激を見分ける刺激特徴を探し、できるだけ多くのポイントを得るよう教示した。

参加者のおよそ半数 (12名) をブロッキング群、半数 (11名) を統制群に割り当てた。ブロッキング群の実験は3つのセッションで構成されていた。各セッションの制限時間は10分であった。制限時間内では、1つの画面で十分にポイントを獲得したと参加者が思った時点で、次の画面に移動できるようになっていた。次の画面でも同様の刺激が呈示された。画面間の移動には8秒かかった。移動回数は制限しなかった。

各セッションで標的刺激の手がかりとなる刺激特徴が異なり、それぞれ①刺激の色・②刺激の色と傾き・③刺激の傾きであった (Figure 1)。刺激が赤色に近いほど、また、刺激の傾きが水平に近いほど、多くのポイントがもらえるように設定した。刺激の色と傾きがどちらも手がかりになる第2のセッションでは、色と傾きがどちらも手がかりとして同じ情報を持つようにした。つまり、より赤い刺激は傾きがより水平に近くなっていた。統制群は第2・第3セッションのみを実施した。

**実験2** 参加者の半数 (10名) をブロッキング群、半数 (10名) を統制群に割り当てた。画面間の移動回数を16回に制限した。17回目に移動しようとした場合には、

制限時間以内であってもセッションを終了した。それ以外は実験1と同様の手続きで実施した。

## 結果

**探索の最適性と経路の分析** 最適な探索方略から逸脱している程度と、逸脱している際の方略について検討するため、2つの分析を実施した。

まず、もし効率的な探索ができるならば、不必要な妨害刺激を1つもクリックすることなく探索できると考えられる。一方で、効率的な探索ができていない場合は、妨害刺激を複数個クリックすると考えられる。そこで、効率的な探索ができていないかどうかをベルヌーイ分布、非効率的な探索をしている場合の妨害刺激のクリック数をポアソン分布としてモデリングし、不必要な妨害刺激をクリックせずに探索を終える確率と、妨害刺激をクリックした場合の平均クリック数をゼロ過剰ポアソン分布のパラメータを推定することで算出した。実験1では、妨害刺激を1度もクリックしない確率がブロッキング後に低くなり、妨害刺激をクリックした画面における平均クリック数を示すパラメータの値も大きくなった (Fig. 2上)。統制群では、ブロッキング前後でこのような違いはなかった。実験2では、妨害刺激を1度もクリックしない確率は実験1と同様、ブロッキング後に低くなった (Fig. 2下)。一方で、妨害刺激をクリックした画面における平均クリック数パラメータの値は、ブロッキング群・統制群どちらも第3セッションのほうが第2セッションよりも大きくなった。

次に、探索方略について検討するため、実際の探索経路が最適経路から逸脱している程度を調べ、その逸脱度と獲得ポイントの関係性を調べた (Fig. 3)。第3セッションの前半と後半に分けると、統制群は前半と比べて後半には最適経路からの逸脱度が減少し獲得ポイントは増加しているのに対し、ブロッキング群では後半にも課題成績が向上しないことがわかった。

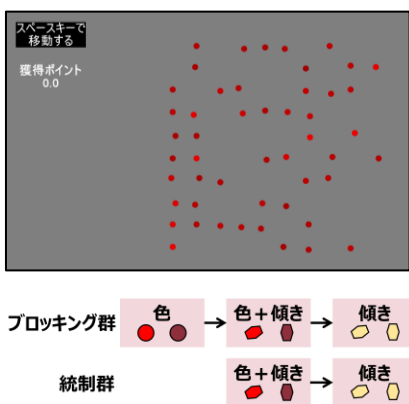


Fig. 1. 実験で用いた探索画面の例と各セッションにおける標的特徴。

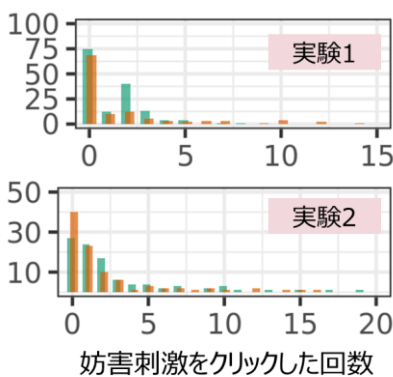


Fig. 2. 各探索画面で妨害刺激をクリックした回数のヒストグラム。

## 考察

実験1の結果から、画面間の遷移回数に制限がないときには、すぐに画面から抜け出して次の画面に移動する方略を取っていることが読み取れる。これによって学習機会を逸してしまい、ブロッキングされた参加者の課題成績は改善しない。遷移回数に制限がある実験2では、ブロッキング群でも統制群でも、余分に長く1つの画面に滞在することになり、結果的に妨害刺激をクリックしてしまう不適切な行動が増える。一方で、長く滞在することは環境の構造を学習する機会にもなる。実際、実験2では、統制群とブロッキング群を比較しても妨害刺激の平均クリック数に違いがなく、ブロッキング群でもある程度はブロッキングされた標的特徴の学習ができていない可能性が示唆される。

## 結論

視覚的採集課題を用いた実験から、探索における最適性への接近・逸脱と学習方略が明らかになってきた。遷移回数制限の有無によって探索方略と学習方略が変わることが、実験1・2の結果から示唆された。また、最適性からの逸脱という視点からのアプローチは視覚的な情報の探索以外にも適用できるものであり、探索という幅広い営みを一つの枠組みでとらえることができる可能性を示している。

## 引用文献

- Cramer, A. E., & Gallistel, C. R. (1997). Vervet monkeys as travelling salesmen. *Nature*, 387(6632), 464–464. <https://doi.org/10.1038/387464a0>.
- Kamin, L. J. (1969). *Predictability, surprise, attention, and conditioning*. In B. A. Cambell & R. M. Church (Eds.), *Punishment and aversive behavior* (pp. 279–296) New York, NY: Appleton-Century-Crofts.

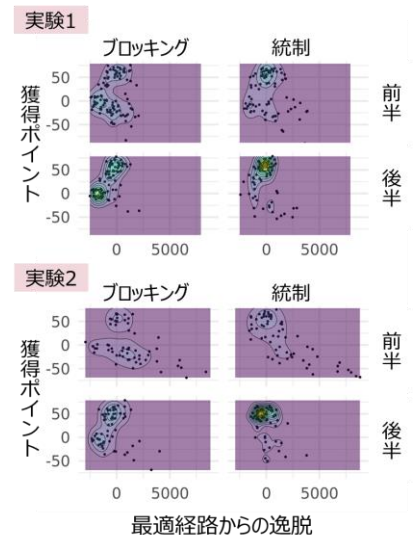


Fig. 3. 最適経路からの逸脱と獲得ポイントの散布図。

# RSVP 系列におけるディストラクタの挿入がアイテムとその順序の記憶に及ぼす影響

高瀬 愛理

筑波大学大学院人間総合科学研究科  
国立研究開発法人産業技術総合研究所  
国立研究開発法人産業技術総合研究所  
人間拡張研究センター  
筑波大学大学院

大山 潤爾

We had revealed that the presentation duration required to recall items in the correct order is longer than the presentation duration required to recall items in the RSVP stream. We hypothesized that the order information was stored after the item information (Hypothesis 1) or that the information processing of the item and the order was concurrent but, the duration required to store the order information was longer (Hypothesis 2). We examined the effect of a distractor inserted in the place of the item presentation from 0 to 60 ms before the item presentation duration offset on the memory for items and order in young participants ( $N = 15$ , 19-26 years old), based on the presentation duration at which they required to recognize items in the correct order with 75% recall accuracy. The experimental results supported Hypothesis 2, suggesting that the effect of the distractor would depend on its characteristics but would affect both items and order equally. We compared the result with previous research on attentional blinks and order deficits.

Keywords: RSVP, distractor, attentional blink, order deficit.

## 問題・目的

人が視覚的情報を認識し記憶するための、最適な情報の提示時間が議論されてきた (Ohyama et al., 2015)。この点について、逐次的に提示された情報を自由な順序で再生するために必要な提示時間は、正しい順序で再生するために必要な時間よりも短いことが明らかとなった (高瀬・大山, 2016)。

この結果から、ターゲット自体の情報の後に順序情報を記憶している (仮説1)、または、ターゲットと順序の情報処理は同時並行であるが順序の記憶に必要な時間のほうが長い (仮説2) と考えられた。そこで本研究では、順序を含めて75%の正答率で系列再生できる提示時間を基準として、ターゲットの提示オフセット前の0から60ミリ秒間のターゲット提示に代えてディストラクタを挿入し、ターゲットと順序の記憶に及ぼす影響を調べた。

本研究では、2つの実験を行った。1つ目に、RSVP系列における系列再生課題を実施し、正しく系列再生するために必要なターゲット提示時間を参加者ごとに求め、その時間を基準として、ターゲットとディストラクタの提示時間を操作し、系列再生成績に及ぼす影響を検討した。ディストラクタの干渉効果を検討するためにディストラクタの種類を3水準で操作した。2つ目に、統制条件としてディストラクタを提示しない条件としてブランク課題を実施した。

## 実験1：ディストラクタ課題

**目的** ターゲットの直後に提示するディストラクタの種類を操作することで、ターゲットの順序の記憶にディストラクタの種類が影響を与えるか否かを検討する。

**参加者** 15名 (男性9名, 女性6名, 年齢:  $M = 21.13$  歳,  $SD = 2.03$ ) が実験に参加した。

**装置** 実験は暗室で行われ、22インチのカラーCRT モニタ (リフレッシュレート 100 Hz) に刺激が 57.5 cm の視距離で提示された。

**刺激** すべての刺激は視角 $1.69 \times 1.69$ 度内に提示された。RSVP系列は一桁の数字ターゲット (0~9) が黒の背景に白色のMSゴシック体で構成された。マスク刺激は、0-9の数字を重ねて作成された。

**ターゲット提示時間測定課題** ディストラクタ課題におけるターゲット提示時間の基準として75%正答率で順序を記憶するのに必要な提示時間を求めるため、参加者ごとの系列再生成績を検討した。各試行では、初めに十字の注視点が提示され、キーを押下すると、マスク刺激、RSVP系列、マスク刺激が提示された。その後0-9までの数字を水平に配置した回答画面を提示し、参加者らはRSVP系列におけるターゲットを画面上のマウス操作により系列再生した。ターゲットの提示時間は10-400ミリ秒内で操作された。参加者ごとに、ターゲットの提示時間と系列再生の正答率との間にlogistic関数をフィッティングし、正答率が75%となる提示時間 (75% CT) を求めた。

**手続き** RSVP系列におけるターゲットの直後にディストラクタを一定の提示時間で操作したこと以外はターゲット提示時間測定課題と同様であった。

**ディストラクタ条件** 0-9の数字を同じ位置に重ねたdigits\_layer条件、試行内でランダムに選択された英字が提示されるrand\_alphabet条件、試行間でランダムに英字が選択されるが、および試行内では同一の英字が提示されるsame\_alphabet条件の3条件であった。

**提示時間条件** ターゲット提示時間とディストラクタ提示時間が同一SOA内で操作された。具体的には、(ターゲット提示時間, ディストラクタ提示時間) = (75%CT-0, 0), (75%CT-20, 20), (75%CT-40,

40), (75%CT-60, 60) の4条件であった(単位: ミリ秒)。

## 実験2: ブランク課題

**目的** ターゲットの直後にブランクを呈示し、ディストラクタ課題との比較を行うことで、ディストラクタの有無がアイテムの順序の記憶に影響を与えるかを検討する。

**参加者, 装置, 刺激** 実験1と同様であった。

**手続き** ディストラクタに代えてブランクを呈示した(blank条件)点とその呈示時間以外はディストラクタ課題と同様であった。

**条件** 75%CTに対して0から60ミリ秒間のターゲット呈示に代えて、ブランクを挿入した。アイテム呈示時間とブランク呈示時間の組み合わせは16条件であった。このうち、ディストラクタ課題と同一のターゲット呈示時間およびブランク呈示時間の組み合わせ4条件を分析に用いた。

## 結果

ディストラクタ課題およびブランク課題において、系列再生成績におけるディストラクタ要因(4条件: blank, digits\_layer, rand\_alphabet, same\_alphabet)と呈示時間の組み合わせ要因(4条件: (ターゲット呈示時間, ディストラクタおよびブランク呈示時間) = (75%CT-0, 0), (75%CT-20, 20), (75%CT-40, 40), (75%CT-60, 60))要因の2要因参加者内分散分析を行った。その結果、ディストラクタ要因と呈示時間要因との間で有意な交互作用が認められた( $F(9, 126) = 6.82, p < .001, \eta_p^2 = .328$ )。単純主効果検定を行ったところ、ディストラクタ要因における(75%CT-20, 20), (75%CT-40, 40), (75%CT-60, 60)条件で有意な主効果が認められた(順に,  $p = .044, p < .001, p < .001$ )。Holm法による多重比較を行ったところ、(75%CT-40, 40)条件において、rand\_alphabet条件とsame\_alphabet条件のほうがblank条件およびdigits\_layer条件よりも系列再生成績が有意に低く、この傾向は(75%CT-60, 60)条件でも同様であった。さらに、呈示時間の組み合わせ要因におけるrand\_alphabet, same\_alphabet条件で有意な単純主効果が認められた(順に,  $p < .001, p < .001$ )。Figure 1にディストラクタ要因それぞれにおける呈示時間条件ごとの系列再生成績を示した。

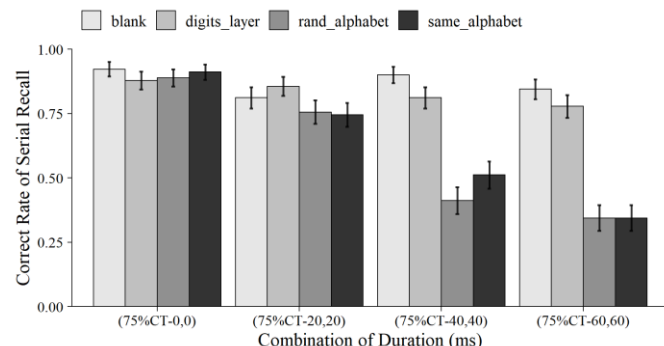


Figure 1. Correct rate of serial recall at the target duration and at each of the duration of the blank and three different distractors.

## 考察

本研究では、RSVP系列におけるターゲットの順序の記憶について、ディストラクタが与える影響について検討した。結果は仮説2を支持し、ディストラクタの影響はその特徴に依存するが、ターゲットと順序の双方に同等に影響すると示唆された。ディストラクタとして英字を呈示した場合は呈示時間によって系列再生成績が低下したが、ブランクや数字を重ねた刺激をディストラクタにした場合は系列再生成績が呈示時間によって有意に変化することはなかった。したがって、ディストラクタの意味性がターゲットの順序の記憶に干渉する可能性が示唆された一方で、ターゲットの直後にブランクや無意味なディストラクタが呈示される場合はターゲットの順序の記憶に必ずしも干渉するとは言い切れない可能性があった。これまで、RSVP系列におけるターゲットの順序を正しく再生できない現象として順序錯誤効果(坪見・苧阪, 2012; Holcombe et al., 2001)が報告されてきたが、ターゲットの順序の記憶が直列的であるのか並列的であるのかははっきりとしていなかった。本研究では、ターゲットの呈示時間が短くなった場合においてもブランクや無意味なディストラクタ条件において有意差が見られなかったことから、ターゲットの順序の記憶のためには必ずしもターゲットが呈示されている必要はなく、順序の情報の処理のための時間が必要であったのかもしれない。

## 結論

RSVP系列におけるターゲットの順序の情報処理は同時並行であるが、順序の記憶に必要な時間の方が長い可能性があった。また、ターゲットの順序の記憶はディストラクタの有意性の影響を受ける可能性を示した。

## 参考文献

- Holcombe, A. O., Treisman, A., & Kanwisher, N. (2001). The midstream order deficit. *Perception, & Psychophysics*, 63, 322–329.
- Ohyama, J., Itoh, N., Kurakata, K., & Sagawa, K. (2015). Time reduction design method for cognitive assist technology. In J. Zhou, & G. Salvendy (Eds.), *Human aspects of IT for the aged population. Design for aging* (pp. 94–103). Cham, Switzerland: Springer International Publishing.
- 高瀬愛理・大山潤爾(2016). 超高速逐次視覚呈示における刺激系列の記憶順序逆転効果 日本認知心理学会第14回大会発表論文集, 99.
- 坪見博之・苧阪直行(2012). 視覚的注意の時間処理制約が順序知覚におよぼす影響 心理学研究, 83, 450-460.



# 時間的に連続する事象間の共通性が 視覚統計学習に与える影響

中川 令実  
小川 洋和

関西学院大学 文学部

関西学院大学 文学部

本研究では、視覚的規則性の学習が課題切り替えによってどのように変化するかについて検討した。学習フェーズでは、参加者は呈示されたシーン画像に対して、シーンカテゴリ判断課題またはシーン内に人がいるかどうかを判断する課題を、試行ごとにランダムに切り替えながら行った。このとき刺激系列は、常に連続して出現する2枚ずつの画像ペアから構成されていた。テストフェーズでは学習フェーズにおいて呈示されていたターゲットペアと呈示されなかったフォイルペアについて二択の強制選択課題を行わせ、刺激系列が学習されているかどうかを検討した。その結果、画像間で多くの特徴を共有するペアにおいて、より強く統計学習が生じた。さらに課題切り替えや反応生成のタイミングを変えることで、抽出される特徴が変化した。本研究の結果は、連続する事象間における特徴の共通性が視覚統計学習のパフォーマンスを変化させることを示している。

Keywords: visual statistical learning, task switching.

## 問題・目的

繰り返し呈示される視覚的な事象間の順序の規則性(例: AB, EF, GH, CD, EF, AB...)を観察すると、この規則性が意識的に認識することなく学習される。このような学習は視覚統計学習 (visual statistical learning) とよばれる。この学習はさまざまな要因に影響を受けることが知られており、例えば規則性をもつ刺激系列に対して課題切り替え (task switching) を行うことで、課題や反応を切り替える必要があった規則性において学習パフォーマンスが低くなることが報告されている (Vickery et al., 2018)。しかし、この研究では顔とシーンの2種のカテゴリの刺激を用いていたため、課題の切り替えと刺激カテゴリの効果が交絡している点が問題である (Rogers et al., 2021)。

本研究では、単一の画像カテゴリを用いることでカテゴリの効果を統制した上で、課題切り替えが視覚統計学習に与える影響について検討した(実験1)。さらに、課題切り替えのタイミングが刺激の出現と同時にない場合(実験2)や反応生成の干渉が起こらない場合(実験3)に、視覚統計学習のパフォーマンスにどのような変化がみられるかについて検討した。

## 方法

### 実験1

**参加者** 32名の大学生(女性26名, 男性6名)が実験に参加した。

**刺激** シーンカテゴリ(自然・人工)×人の有無(あり・なし)の特徴をもつシーン画像を8枚ずつ計32枚用いた。

**手続き** 実験は学習フェーズとテストフェーズから構成されていた。学習フェーズでは、まず白色の枠が呈示された。その後、枠の色が赤もしくは青に変化し、

同時に枠の中に1枚の画像が呈示された。参加者は枠の色に応じて、シーンカテゴリが自然か人工かを判断する課題、またはシーン内に人がいるかどうかを判断する課題を試行ごとにランダムに切り替えながら行い、キー押しで回答した。画像呈示後には正誤についてのフィードバックが与えられた。すべての画像は学習フェーズ中に20回出現し総試行数は640試行であった。各画像に割り当てられる課題は20回の繰り返しで常に一定であった。このとき刺激系列に関して、次のような規則を設けられていた。32枚の刺激画像は2枚ずつ16個のペアにされていた。ペアにされた画像は必ず連続する試行順序で出現し、ペア内の順序も常に一定であった(画像Aの試行の次は常に画像Bの試行)。学習フェーズ後に参加者は試行系列の規則性について知らされ、テストフェーズの二択の強制選択課題に取り組んだ。学習フェーズにおいて呈示されたターゲットペアと、画像としては出現したが組み合わせにはされていなかったフォイルペアがランダムな順序で対呈示され、ターゲットペアを選択することが求められた。すべてのペアは4回出現し、全64試行であった。

### 実験2

**参加者** 32名の大学生(女性17名, 男性15名)が実験に参加した。

**手続き** 学習フェーズにおいて、始めの枠は白色ではなく課題を指示する色で呈示され、課題の手がかりが与えられた。これにより参加者は刺激呈示前から課題切り替えを行うことが可能であった。それ以外は実験1と同様の刺激と手続きで行った。

### 実験3

**参加者** 38名の大学生(女性27名, 男性11名)が実験に参加した。

**刺激** シーンカテゴリ(自然・人工的)×人の有無(あり・なし)の特徴をもつシーン画像を16枚ずつ計64枚用いた。

**手続き** 学習フェーズにおける反応キーは毎試行ランダムであった。参加者は画像呈示終了後に、画面に呈示される反応キーの指示にしたがって回答した。すべての画像は学習フェーズ中に15回出現し総試行数は960試行であった。テストフェーズでは、すべてのペアが3回出現し、全96試行であった。それ以外は実験1と同様の手続きで行った。

## 結果

ターゲットペアについて、ペアにされた2枚の刺激の学習フェーズ中の課題(同じ・異なる)×ペア2枚目の刺激の課題関連特徴(同じ・異なる)×ペア2枚目の刺激の課題非関連特徴(同じ・異なる)の8条件に分類した。各条件について、テストフェーズで得られた再認率の信頼区間を算出した。信頼区間の下限値が再認率のチャンスレベルである0.5を超えていれば、その条件で統計学習が生起したと解釈した。

**実験1** 課題、課題関連特徴、課題非関連特徴のすべてが同じであるペア、および課題関連特徴が同じであり課題と課題非関連特徴が異なるペアにおいて、統計学習が生起した。

**実験2** ペアで課題が同じである場合に、課題関連特徴、課題非関連特徴のいずれかが一致すると、統計学習が生起した。

**実験3** 課題および課題非関連特徴の異同に関わらず、課題関連特徴がペアで一致している場合にのみ、統計学習が生起した。

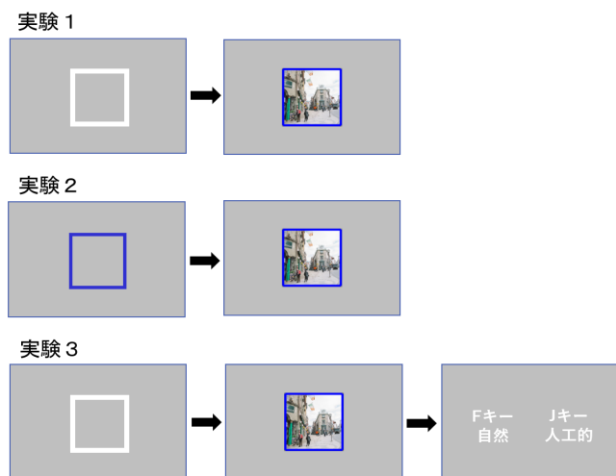


Figure 1. 1試行の流れ

## 考察

すべての実験において、課題、課題関連特徴、課題非関連特徴が共通するペアでは統計学習が生起した。このことから、ペアにされた刺激について両者で特徴の共通性が高いほど、視覚統計学習が生起しやすくなったと考えられる。刺激呈示中の反応を求められなかった実験3では、課題関連特徴が一致する場合にのみ統計学習がみられた。これは、刺激観察中に2つの課題の反応キーについての情報を保持する必要がないために、指示された課題に関する情報のみを抽出していたためと考えられる。一方、実験1や実験2では指示されていない課題についても意識を向ける必要があったため、課題非関連特徴も処理されていたと解釈できる。

## 結論

課題切り替えによって視覚統計学習のパフォーマンスは変化した。これは連続する事象間で共通する特徴があると、連続する2つの事象は1つのまとまりとして認識されやすくなることを示している。さらに、刺激がもつ複数の特徴から、意識が向けられた特徴を処理し、統計学習にまで影響を及ぼすことが示された。

## 参考文献

Rogers, L. L., Park, S. H., & Vickery, T. J. (2021). Visual statistical learning is modulated by arbitrary and natural categories. *Psychonomic Bulletin & Review*, 28, 1281–1288.

Vickery, T. J., Park, S. H., Gupta, J., & Berryhill, M. E. (2018). Tasks determine what is learned in visual statistical learning. *Psychonomic Bulletin & Review*, 25, 1847–1854.

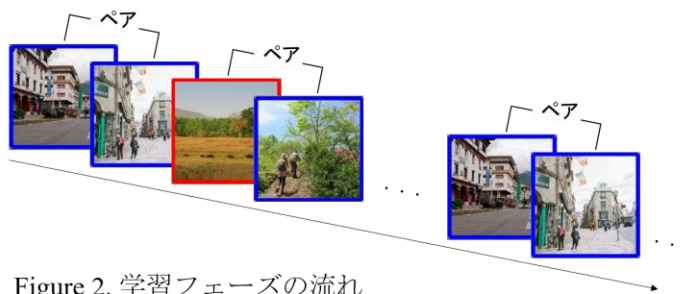


Figure 2. 学習フェーズの流れ

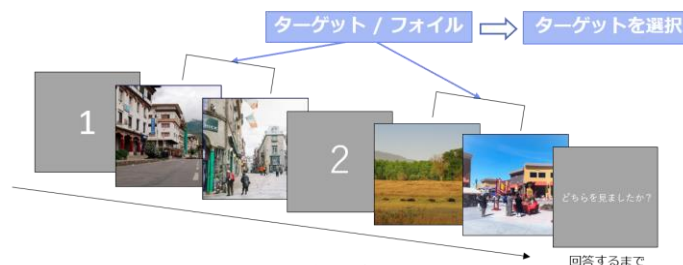


Figure 3. テストフェーズの流れ

# 共同視覚探索における他者の標的刺激に関する記憶

坂田 千文  
上田 祥行  
森口 佑介

京都大学文学研究科  
京都大学こころの未来研究センター  
京都大学文学研究科

When object layouts are repeated during a visual search task, a target position is associatively learned with a configuration of distractors (i.e., context), and it facilitates search (called the contextual cueing effect). In this study, we asked pairs of participants to simultaneously search for different targets from the same search display and examined whether a partner's target accumulated in memory, and afterwards it was searched faster in learned layouts. Experiment 1 was composed of the learning phase and the transfer phase. In the learning phase, pairs were presented with exemplars of three target categories (i.e., bird, shoe, and tricycle) among familiar objects. Each participant searched for one target category. Followingly, in the transfer phase, one of a pair searched for category that nobody had searched for, while the other searched for category that the partner had searched for. Experiment 2 was conducted in which, the transfer phase was replaced with a surprise test to assess recognition memory for appearance of the target exemplars. Experiment 1 revealed that the contextual cueing effect in the learning and transfer phases, and the effect in the transfer phase was independent of which category they searched. Experiment 2 showed that a partner's targets were recognized better than nobody's targets. Results suggest that a partner's target was not just one out of many others and that its appearance was accumulated more in memory, but its location was unlikely to be associated with a context to a sufficient extent to enhance search efficiency.

Keywords: joint action, shared attention, statistical learning, contextual cueing, joint visual search.

## 問題・目的

他者と同じ風景を見ながら別々の物を探索するとき、他者が探しているものはどの程度注意を引き、どの程度記憶に残るだろうか？他者と一緒にPC画面を見ながら別々の物体に対して並行して行為を起こす場面において、他者が何に行為を起こすかを表象するようになることが知られている (e.g., Sebanz et al., 2006)。このことから、他者の標的刺激が他の妨害刺激よりも注意を引き、記憶に影響を与える可能性が考えられる。

視覚探索課題において、標的刺激と複数の妨害刺激の配置が繰り返されると、標的刺激の位置と妨害刺激の配置 (i.e., 文脈) が連合して記憶され、探索時間が短縮する。これは文脈手がかり効果と呼ばれる (Chun & Jiang, 1998)。Conci and Müller (2012) は、標的刺激 (左または右向きのT) を探索する課題で、妨害刺激 (L) の中に、後に標的刺激になると参加者に教示した刺激 (上または下向きのT) を混ぜて呈示した。すると標的刺激を変更した後でも、文脈手がかり効果は変更前と変わらずに見られた。このように、妨害刺激の中でも特に注意を引く刺激は文脈と連合して記憶されると考えられる。本研究ではこのパラダイムを用いて、他者の標的刺激が注意を引き、記憶され、その記憶が後の探索で使われるかを検討した。

## 方法

**実験1**：84人の大学生が2人1組で一緒に参加した。刺激には日常物体 (Konkle, Brady, Alvarez, & Oliva, 2010) が用いられた。各試行では、13個の妨害刺激と3種類の標的カテゴリ (i.e., 鳥、三輪車、靴) から1個ずつの計16個がモニタ上に2.5秒間呈示された (図1)。参加者は

課題の冒頭で3種類の標的カテゴリの中から異なるカテゴリを割り当てられた。標的カテゴリを探し、その左右向きに従ってできるだけ速くかつ正確にキー押しで反応した。Repeated試行では、全刺激の位置とidentityが保持されて呈示された。Control試行では、標的刺激の位置とidentityのみが保持され、妨害刺激はランダムに呈示された。16試行からなるブロックを25ブロック、学習フェイズとして行った。

その後、ペアの一方は学習フェイズでどちらも探さなかった標的カテゴリを探索するように教示され (Nobody's-target 群)、もう一方はパートナーの探索した標的カテゴリを探索するように教示された (Partner's-target 群)。これらの試行をテストフェイズとして、10ブロック行った。

**実験2**：24人の大学生が2人1組で参加した。実験1と同様の学習フェイズを行った後に、呈示された物体に対する再認テストを行った。再認テストでは、1つずつ呈示される刺激が、学習フェイズで出てきたものかどうかをキー押しで回答した。

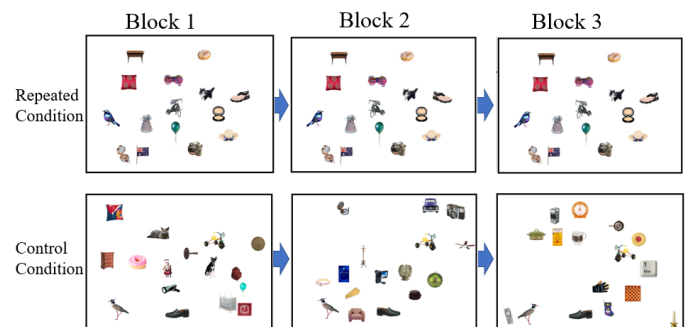


図1. 上段は Repeated 試行の探索画面の例、下段は Control 試行の探索画面の例。

## 結果

**実験1:** 反応時間が0.2秒以下であった試行のデータを除外し、参加者が正答した試行のみを分析対象とした。5ブロックの平均値を1エポックとして算出した。学習フェイズで記憶した文脈の中で他者の探索刺激も連合して記憶しているかを調べるために、学習フェイズの最後のエポックで文脈手がかり効果の見られなかった参加者（各群12人）を分析対象から除外した。分析対象とした反応時間データを図2に示す。

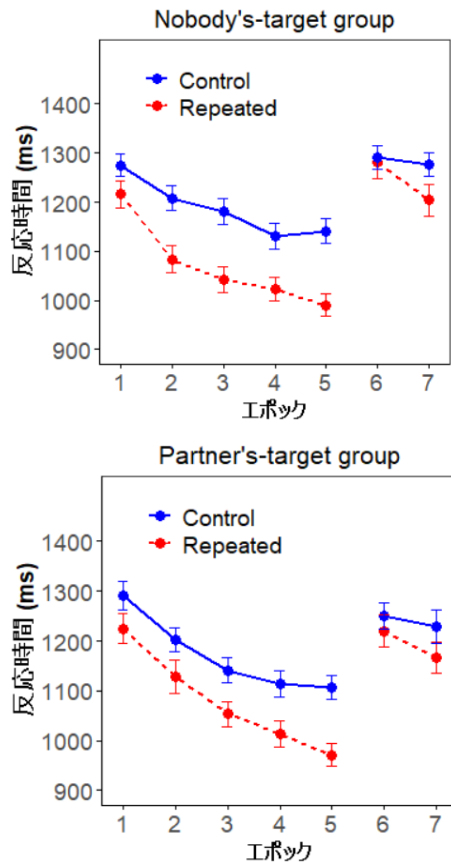


図2. 平均反応時間のグラフ。エラーバーは標準誤差。

学習フェイズの文脈手がかり効果について検討するため、学習フェイズの反応時間を従属変数とした分散分析（群×反復×エポック）を行った。その結果、群と反復の交互作用も3要因の交互作用も有意でないことが確認された。テストフェイズにおける反応時間を同様に分析すると、反復とエポックの交互作用が見られた ( $F(1, 58) = 12.653, p < .001, \eta_p^2 = .179$ )。下位検定の結果、変更直後の6エポック目では、学習フェイズの物体の配置系列を反復することによる効果はなかった。その後の7エポック目において反復の効果が見られた。しかし、この効果と群との交互作用は見られなかった。

**実験2:** 学習フェイズの反応時間について、実験1と同様の分析を行った結果、反復とエポックの交互作用が有意であり ( $F(4,96) = 4.392, p = .003, \eta_p^2 = .155$ )、文

脈手がかり効果が見られた。記憶テストの成績 ( $d'$ ) を算出したところ、標的カテゴリの種類による有意な主効果が見られ ( $F(2,48) = 41.074, p < .001, \eta_p^2 = .631$ ) た。下位検定の結果、誰も探索しなかった標的刺激に比べて、自分の探索した標的刺激とパートナーの探索した標的刺激は成績が高かった。

表1. 記憶の再認テストにおける各刺激種類に対する成績 ( $d'$ )。

刺激種類	平均値	標準誤差
自分の標的刺激	1.75	0.14
パートナーの標的刺激	0.66	0.13
誰も探索しなかった標的刺激	0.24	0.11

## 考察

実験1の結果、テストフェイズの冒頭で、探索した標的刺激がそれまでの学習フェイズで他者が探索したものか否かに関わらず文脈手がかり効果は見られなかった。Conci and Müller (2012) では参加者は新たな標的刺激となる妨害刺激を始めに知らされており、かつその視覚的特徴が標的刺激と似ていた。本研究では、変更することが知らされない状況で、刺激同士の視覚的特徴が異なっていた。そのような妨害刺激については、他者が探索していたものであっても、探索を速めるような連合記憶は形成されなかったと考えられる。

一方で実験2では、他者の標的刺激は他の妨害刺激よりもよく記憶されたことが分かった。他者の標的刺激はただの妨害刺激と比べて、より多くの注意が向けられていた可能性が考えられる。

## 結論

本研究では、他者と同じ場で異なる刺激を探索する際に、他者の標的刺激が他の妨害刺激よりも注意を引き、記憶され、その記憶が後の探索で使われるかを検討した。その結果、他者の標的刺激が周りの妨害刺激と連合して記憶されることで探索を速めるという証拠は見られなかったが、他者の標的刺激の見た目については他の妨害刺激よりも記憶されたことが分かった。他者の標的刺激は注意を引き、その見た目は記憶されるが、その位置は、探索を速めるような周りの妨害刺激との連合記憶の形成に至りにくいと考えられる。

## 引用文献

- Chun, M. M., & Jiang, Y. 1998 Contextual cueing: Implicit learning and memory of visual context guides spatial attention. *Cognitive Psychology*, 36, 28-71.
- Conci, M., & Müller, H. J. 2012 Contextual learning of multiple target locations in visual search. *Visual Cognition*, 20, 746-770.
- Sebanz, N., Bekkering, H., & Knoblich, G. 2006 Joint action: bodies and minds moving together. *Trends in cognitive sciences*, 10, 70-76.



# 脅威知覚と誤反応の生起についての検討

光松秀倫

名古屋大学大学院情報学研究科

画面のマウスカーソルを移動させてターゲットに当てる課題において、移動途中に存在する多数の矢印刺激のすべてがカーソル方向を向く条件では、他方向を向く条件よりも移動速度が低下することが報告されている。これは、脅威刺激(矢印)に対するフリーズ反応と解釈された。本実験では、移動途中の矢印(接触しないよう教示)を単独提示したところ、マウス反応の遅延だけでなく、カーソルが目的方向に反して矢印方向に逆走する現象を発見した。矢印方向に自動的に反応する誤反応が、脅威知覚でなく矢印の注意制御だけで説明できるかを検証するため、カーソル或いはターゲット位置に対するキー押し課題を導入し、キーの空間配置はカーソルとターゲットの空間位置関係(それぞれ左下と右下)に対応させた。矢印の向きを操作した結果、矢印方向に一致するキー押しの誤反応は生じなかったため、逆走は注意制御ではなく脅威知覚に起因することが示唆された。

Keywords: animation, arrow, mouse, motion, attention

## 問題・目的

画面のマウスカーソルを移動させてターゲットに当てる課題において、移動途中に存在する多数の矢印刺激のすべてがカーソル方向を向く条件では、他方向を向く条件よりも移動速度が低下することが報告されている(Buren et al.,2016)。Buren et al.(2016)は、マウスカーソルを操作して、標的に向かう課題(カーソル到達課題)において、画面中の矢印(課題非関連刺激)がカーソルに向けられると他の方向に向けられる条件に比べて課題遂行時間が長くなることが報告された。この遅延効果は、脅威刺激に対するフリーズ反応と説明された。

Buren et al.(2016)の実験では矢印が13個提示された。しかし遅延効果を得るのに多数の矢印が必要かどうかについては検証されていない。本研究では、矢印の項目数を操作し、少ない矢印でマウス反応の遅延効果が生じるかどうかを検証した。

## 実験1

実験1では、カーソル到達課題において、矢印刺激の項目数を1~3として操作した。

### 方法

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

矢印の向きには2条件(円に向く0度、円と正反対の180度)があった。

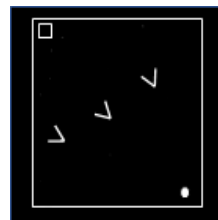


図1. 刺激の概略(0度条件、項目数3の例)

**課題** 課題は刺激の円(カーソル)の位置をマウスで操作し、四角(ゴール)に当てることであった。円が矢印と外枠に接触せずに、できるだけ速く当てることが求められた。接触した場合は、その試行が中止された。矢印の方位と運動方向は無関係であることは事前に知らされた。試行が終わると黒い背景が5秒間提示され、次の試行の刺激が提示された。

**デザイン** 実験参加者は、矢印の項目数の3条件と2つの方位条件のすべてに参加した。各条件は32回繰り返し、合計試行数は196であった。条件の提示順序はランダムであった。本番前に15試行の練習を行った。実験参加者は21名であった。

### 結果

マウス移動時間を図2に示す。項目数1条件では、0度条件が180度条件よりも長くなった、 $t(21)=2.81$ ,  $p<0.05$ 。項目数2と項目数3条件においては、角度条件に有意差はなかった( $p>0.5$ )。

図3にカーソルが目的地に反して逆走し、外枠に衝突した試行の比率を示す。項目数1条件では、0度条件が180度条件よりも長くなった、 $t(21)=2.89, p<0.01$ 。項目数2と項目数3条件においては、角度条件に有意差はなかった( $p>0.5$ )。

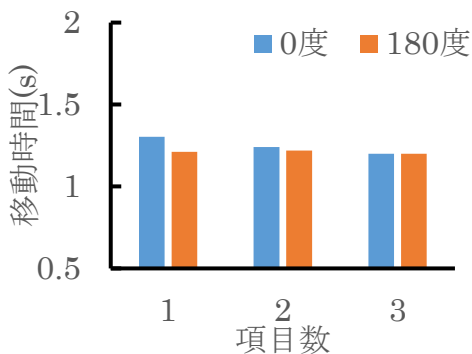


図2. マウス移動時間

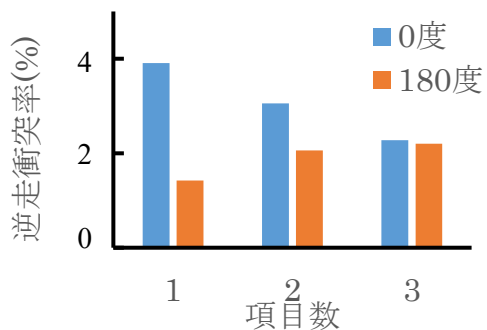


図3. カーソルが外枠に衝突した試行の比率

### 考察

遅延効果は、矢印の単独提示で確認された。また単に反応が遅いだけでなく、逆走する現象を発見した。これは矢印を脅威として知覚したことを示唆した。

### 実験2

実験1において矢印方向に自動的に移動した誤反応が、脅威知覚でなく矢印の注意制御だけで説明できるかを検証するため、カーソル或いはターゲット位置に対するキー押し課題を導入し、キーの空間配置はカーソルとターゲットの空間位置関係(それぞれ左下と右下)に対応させた。

### 方法

矢印の項目数は1で方位は3条件(0度,90度,180度)あつ

た。課題は、白い円の位置に対して、180度正反対のキーを押すことであった。すなわち、白円が左上、左下、右上、右下に提示された時は、それぞれ「/」「:」「Z」「A」キーを押した。

### 結果

誤答率を図4に示す。90度条件に比べて、180度条件の誤答率が低くなった、 $t(18)=2.12, p<0.05$ 。

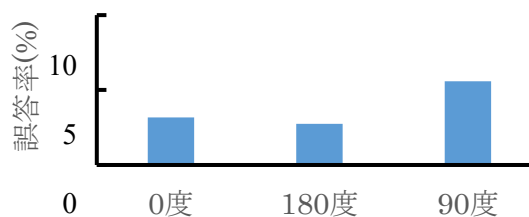


図4. 矢印の方位と誤答率の関係

### 考察

0度条件の誤答率が180度条件より高くないことから、円に対する注意だけでは、同方向の行為(誤答反応)は発生しないことを示唆した。すなわち、実験1の逆走衝突は、注意が原因ではなく、脅威知覚が原因であると考えられた。90度条件で誤答率が高かった。その内訳として、矢印方向と矢印の反対方向に誤答した割合は同程度だった(それぞれ2.3%と2.19%)ので、矢印方向に行為が発生やすかった訳ではない。別の説明として、矢印が注意を90度に誘導すると、正答に必要な0度と180度に注意が向くのが妨害されたため、誤答が多くなったと考えられた。

### 引用文献

van Buren, B., Uddenberg, S., and Scholl, B. J. (2016). The automaticity of perceiving animacy: Goal-directed motion in simple shapes influences visuomotor behavior even when task-irrelevant. *Psychonomic bulletin & review*, 23, 797-802.

# 視聴覚入力の時間的統合における感覚間協応の役割

宇野 究人  
横澤 一彦

東京大学大学院人文社会系研究科 / 日本学術振興会  
東京大学大学院人文社会系研究科

視覚刺激と聴覚刺激が呈示されると、統合されて同時に発せられたように知覚されるか、あるいは分離されて時間ずれがあるように知覚される。このとき、刺激特性間の潜在的な連合関係（感覚間協応）が視聴覚統合の強さ（成立度合）に影響する可能性が先行研究で示されている。本研究では、視聴覚統合に伴い視覚刺激の知覚タイミングが聴覚刺激の方向へシフトするという「時間的腹話術効果」に焦点を当て、上記の可能性について検討した。まず、「小さい視覚刺激ほど高い音と結びつきやすい」という協応は時間的腹話術効果に影響しないことが示された。さらに、先行研究では「高い位置から呈示された視覚刺激ほど高い音と結びつきやすい」という協応の効果が示唆されていたが、これは視覚的注意のシフトを媒介した擬似的な効果である可能性が示された。以上の結果は、感覚間協応が視聴覚の時間的統合に影響するという知見の見直しの必要性を提起するものである。

Keywords: multisensory integration, crossmodal correspondence, timing perception.

## 問題・目的

時間ずれのある視聴覚入力が脳内で統合されると、相対的に時間解像度の低い視覚刺激の知覚タイミングが解像度の高い聴覚刺激の方向へとシフトすることが知られている（時間的腹話術効果 [1]）。時間的腹話術効果は2つの視覚刺激の時間順序判断課題（TOJ課題）を用いて測定することができる [1]。1つ目の視覚刺激の呈示前と2つ目の呈示後にそれぞれ聴覚刺激が呈示された場合には、2組の視聴覚刺激ペアが同期呈示された場合と比べて視覚弁別感度が向上する。この感度の向上は、時間的腹話術効果により2つの視覚刺激間の知覚上の時間ずれが大きくなることで生じると考えられている。

これまで多感覚相互作用の分野では、異種感覚モダリティの属性・次元間の潜在的な連合関係（感覚間協応）が多感覚統合に与える影響について広く関心が向けられてきた [2]。その中で、TOJ課題における視聴覚ペア間の協応関係を操作することで、感覚間協応が時間的腹話術効果に与える影響に関する検討がなされてきた [3, 4]。これらの研究では、「小さい視覚刺激ほど高い音と結びつきやすい」という協応（「大きさ-ピッチ」協応）は視覚弁別感度に影響しないのに対し [3]、「高い位置から呈示された視覚刺激ほど高い音と結びつきやすい」という協応（「位置-ピッチ」協応）は影響する [4] ことが示されている。以上の結果は、協応の種類によって時間的腹話術効果への影響が異なる可能性を示すものであるが、その理由についてはまだ明らかにされていなかった。

「位置-ピッチ」協応に基づく視覚弁別感度の調整は時間的腹話術効果の変化を反映していると考えられていたが ([4], Figure 1a), 別の説明として視覚的注意のシフトが媒介している可能性が考えられた (Figure 1b)。視覚的注意の空間位置は、先行呈示された音のピッチの高低と整合する方向へシフトすることが知られている [5]。このことを踏まえると、1つ目の視覚刺激の前に呈示された聴覚刺激のピッチに従い視覚的

注意のシフトが生じ、注意の向けられた位置に呈示された視覚刺激の処理が促進されたことで視覚弁別感度の変化が生じた可能性が考えられた。そこで本研究では、2種類の協応関係がTOJ課題における視覚弁別感度に与える影響について注意の効果を操作しながら調べ、2つの仮説の妥当性について比較検討した。

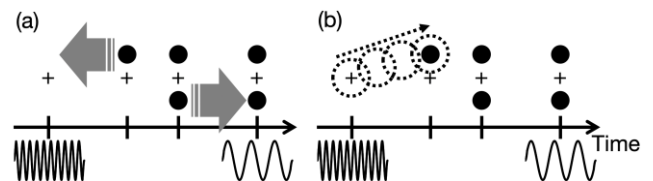


Figure 1. 「位置-ピッチ」協応が TOJ 課題における視覚弁別感度の変化に与える影響を説明する 2つの仮説の模式図。

## 実験1A

**目的** 「位置-ピッチ」協応がTOJ課題における視覚弁別感度に影響するという先行研究 [4] の知見が再試可能であるか検討した。

**方法** 17名の参加者（女性5名、男性12名、年齢： $M = 21.9$ 歳、 $SD = 1.6$ 歳）が実験に参加した。基準により1名のデータは分析から除外された。

実験は暗室で行われ、視覚刺激はCRTモニター、聴覚刺激はヘッドフォンから呈示された。参加者は様々な時間ずれ (SOA) で注視点の上下に呈示される2つの視覚刺激（大きさの同じ2つの灰色の円）の呈示順序を回答した。実験内では2つの視聴覚ペアの同期性が操作され、1つ目の視覚刺激の100ms前と2つ目の100ms後にそれぞれ聴覚刺激が呈示される非同期条件と、各視聴覚ペアが同時に呈示される同期条件が設けられた。加えて、感覚間協応への整合性も操作され、各視聴覚ペアが「位置-ピッチ」協応に整合している場合と不整合な場合があった。

**結果・考察** 参加者の各SOAにおける反応に対して心理測定関数を当てはめ、2つの視覚刺激の丁度可知差異 (JND) を条件ごとに算出した (Table 1)。整合性・

同期性を独立変数とする分散分析の結果、整合性の主効果 ( $F(1, 15) = 5.41, p = .035, \eta^2_p = .27$ ) および交互作用 ( $F(1, 15) = 5.00, p = .041, \eta^2_p = .25$ ) が有意であり、協応への整合性により同期性に基づく視覚弁別感度の変化が調整されたことが示された。この結果は先行研究 [4] と一貫するものである。

## 実験1B

**目的** 「大きさ-ピッチ」協応がTOJ課題における視覚弁別感度に影響するという先行研究 [3] の知見が追試可能であるか検討した。

**方法** 実験 1A と同じ 17 名が実験に参加した。基準により 1 名のデータは分析から除外された。

参加者は注視点の左右に呈示される 2 つの視覚刺激 (大きさの異なる 2 つの円) の呈示順序を回答した。実験 1A と同様に 2 つの視聴覚ペアの同期性・整合性が操作され、各視聴覚ペアが「大きさ-ピッチ」協応に整合している場合と不整合な場合があった。

**結果・考察** JND を従属変数、整合性・同期性を独立変数とする分散分析の結果、同期性の主効果は有意であったものの ( $F(1, 15) = 15.59, p = .001, \eta^2_p = .51$ ) 交互作用は非有意であり ( $F(1, 15) = 0.24, p = .635, \eta^2_p = .02$ )、協応への整合性による視覚弁別感度の変化の調整効果は示されなかった。この結果は先行研究 [3] と一貫するものである。

## 実験2

**目的・方法** 実験1Aおよび先行研究 [4] で見られた「位置-ピッチ」協応に基づく視覚弁別感度の調整効果が、注意シフトの影響を統制しても見られるのか調べることが目的であった。そのため、1つ目の視聴覚ペアは常に同期した状態で2つ目のペアの同期性のみを操作し、その他は実験1Aと同条件の実験を行った。実験1に未参加の17名の参加者 (女性10名, 男性7名, 年齢:  $M = 21.8$ 歳,  $SD = 2.3$ 歳) が実験に参加し、基準により1名のデータは分析から除外された。

**結果・考察** JND を従属変数、整合性・同期性を独立変数とする分散分析の結果、整合性の主効果 ( $F(1, 15) = 7.82, p = .014, \eta^2_p = .34$ )、同期性の主効果 ( $F(1, 15) = 8.57, p = .010, \eta^2_p = .36$ ) は有意であったものの、実験1Aと異なり交互作用は非有意であった ( $F(1, 15) < 0.01, p = .955, \eta^2_p < .01$ )。この結果は、時間的腹話術効果が生じていても、先行呈示される聴覚刺激による視覚的注意のシフトを統制すると協応に基づく視覚弁別感度の調整が生じなくなることを示唆している。

Table 1. 各実験における JND (単位: ms) .

実験番号	整合	整合	不整合	不整合
	同期	非同期	同期	非同期
1A	24.6 (2.1)	20.9 (2.2)	24.5 (2.2)	24.6 (2.1)
1B	30.9 (2.4)	25.4 (1.6)	31.4 (2.4)	26.7 (1.7)
2	19.4 (1.8)	16.3 (1.2)	22.0 (2.0)	18.9 (1.2)
3	19.4 (1.4)	17.2 (1.7)	20.8 (1.7)	26.0 (2.8)

Note: 平均値 (標準誤差)

## 実験3

**目的・方法** 2つ目の視聴覚ペアは常に同期した状態で1つ目のペアの同期性のみを操作し、その他は実験1Aと同条件の実験を行った。2つ目の視聴覚ペアを同期させると時間的腹話術効果は生じなくなる [1] ため、時間的腹話術効果を統制して注意シフトの効果のみを調べることができる。実験1, 2に未参加の17名の参加者 (女性6名, 男性11名, 年齢:  $M = 23.1$ 歳,  $SD = 2.9$ 歳) が実験に参加した。

**結果・考察** JND を従属変数、整合性・同期性を独立変数とする分散分析の結果、整合性の主効果 ( $F(1, 16) = 7.02, p = .018, \eta^2_p = .31$ ) および交互作用 ( $F(1, 16) = 5.87, p = .028, \eta^2_p = .27$ ) が有意であった。この結果は実験1Aと一貫しており、協応に基づく視覚弁別感度の調整効果が、時間的腹話術効果が生じない状況下でも生じる可能性を示している。

## 総合考察

実験1A, 2, 3の結果は、非同期条件で1つ目の聴覚刺激が視覚刺激に先行して呈示される場合に限り、「位置-ピッチ」協応への整合性が同期性に基づく視覚弁別感度の変化を調整することを示唆している。これは先行呈示される聴覚刺激のピッチに基づく視覚的注意のシフト [5] が視覚弁別感度に影響するという仮説 (Figure 1b) を支持するものであり、「位置-ピッチ」協応が時間的腹話術効果に影響するという従来の知見 ([4], Figure 1a) とは整合しない。加えて、実験1Bでは先行研究 [3] の概念的追試に成功し、「大きさ-ピッチ」協応は時間的腹話術効果に影響しないという知見が支持された。以上の結果は、「位置-ピッチ」協応、大きさ-ピッチ」協応のいずれも時間的腹話術効果に影響していないことを示唆しており、感覚間協応が視聴覚統合に広く影響するという従来の考え [2] の見直しの必要性を提起するものである。

## 引用文献

- [1] Morein-Zamir, S., Soto-Faraco, S., & Kingstone, A. (2003). Auditory capture of vision: Examining temporal ventriloquism. *Cognitive Brain Research*, 17, 154–163.
- [2] Spence, C. (2011). Crossmodal correspondences: A tutorial review. *Attention, Perception, & Psychophysics*, 73, 971–995.
- [3] Keetels, M., & Vroomen, J. (2011). No effect of synesthetic congruency on temporal ventriloquism. *Attention, Perception, & Psychophysics*, 73, 209–218.
- [4] Orchard-Mills, E., Van der Burg, E., & Alais, D. (2016). Crossmodal correspondence between auditory pitch and visual elevation affects temporal ventriloquism. *Perception*, 45, 409–424.
- [5] Mossbridge, J. A., Grabowecy, M., & Suzuki, S. (2011). Changes in auditory frequency guide visual-spatial attention. *Cognition*, 121, 133–139.



# 絵画美の無意識的な処理過程： 連続フラッシュ抑制と視線計測を用いた検討

津田 裕之  
足立 静  
川畑 秀明

慶應義塾大学グローバルリサーチインスティテュート  
慶應義塾大学文学部  
慶應義塾大学文学部

視覚入力の大半は意識に上らず無意識的に処理される。色や方位のような低次視覚特徴だけでなく、魅力や美しさなどの高次性質も無意識的に処理されるのかが、近年の論争となっている。本研究は、美しい肖像画がそうでない肖像画よりも素早く意識化されるか否かを、連続フラッシュ抑制法を用いた2つの実験から検討した。その結果、肖像画の位置の弁別実験では美しい肖像画の方がそうでない肖像画よりも反応時間が早かった。他方で、肖像画の男女の弁別実験では美しさの効果は見られなかった。しかしながら、男女弁別実験において、意識報告が行われるよりも前の時点から、美しい刺激の存在する場所に視線がより長い時間滞留していたことが、課題遂行時の視線計測から明らかになった。以上の結果は、美しさが無意識的に処理されることを支持するとともに、その過程が眼球運動にも反映される可能性を示唆する。

Keywords: experimental aesthetics, unconscious processing, continuous flash suppression, portrait paintings.

## 問題・目的

人がどのように美しさを感じるかという問題について心理学や神経科学の研究が近年盛んになっている。他方で、美しさの心的処理における無意識的な側面に焦点を当てた研究はまだ少ない。

視覚刺激に対する意識的知覚を抑制する手法である連続フラッシュ抑制 (CFS) を用いた研究から、西洋絵画の美しさが無意識的に処理されている可能性を示唆する研究が報告されている (Shang et al., 2018)。しかし、この研究には適切な統制条件が欠けていたことなど方法上の問題があり、絵画の美しさが無意識的に処理されるかは現在もはっきりしない。

本研究は、肖像画刺激を用いた CFS パラダイムの実験により、刺激が無意識状態から意識的に報告できるようになるまでの時間の早さが絵の美しさの度合いによって異なるかを検討した。加えて、意識的な報告に至るまでの過程における情報処理のダイナミクスを、課題遂行時の視線を計測することで検討した。

## 方法

**参加者** 2つの実験に各26名の大学生が参加した。

**刺激・装置** 96枚の肖像画画像を刺激に用いた。CFSのマスク刺激としてカラーのモンドリアン刺激が10Hzで呈示された。実験はヘッドマウントディスプレイ (HTC VIVE Pro Eye) を用いて行われた。

**手続き** CFS条件では被験者の非利き目に肖像画が、利き目にマスク刺激が呈示された。肖像画は透明状態から1秒かけてフェードインし、その後は被験者の反応があるまで呈示された。統制条件では両眼にマスク刺激とターゲット刺激が重ねて呈示された。

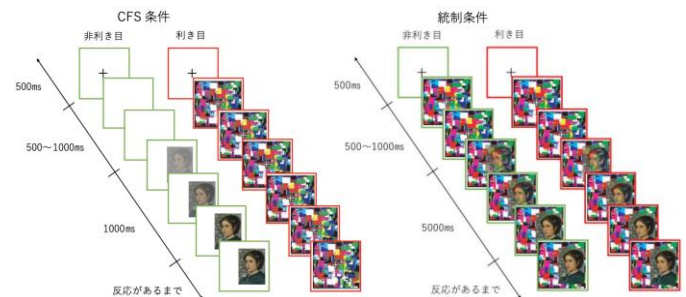


Fig. 1 試行の流れ

肖像画が意識的に見えたらその呈示位置または性別を回答する。

男女弁別実験では被験者は肖像画に描かれた人物の性別 (男か女か) を回答した。位置弁別実験では被験者は肖像画の呈示位置 (画面の左側か右側か) を回答した。両実験とも肖像画は画面の右側または左側に呈示され、呈示位置は試行ごとにランダムであった。

実験の後、被験者は96枚の肖像画について、絵としての美しさ・描かれた人物の魅力・絵に対する感情覚醒度・絵の抽象度・絵の熟知度を8段階で評定する課題を行なった。

**RTの分析方法** 回答を行うまでの反応時間 (RT) が試行ごとに計測された。誤回答の試行 (平均して4.9%が該当) はRTの分析から除外された。一般化線形混合モデル (逆ガウス分布と恒等リンク) を用い、固定効果に呈示条件 (CFS/統制) と絵に対する評定 (低い=美しさ評定が1~4/高い=美しさ評定が5~8) を、変量効果に被験者ごとのランダム切片を指定した。**視線の分析方法** Dwell Sequence 分析 (Glaholt, 2011) を用いた。画面の右または左側に視線が留まっていた時間の長さを計算し、実験条件が視線滞留時間に与える影響を一般線形モデルによって検討した。

## 結果

**RTの結果** Figure 2にRTの結果を示す。男女弁別においては呈示条件の主効果が見られ、CFS条件の方が統制条件よりもRTが短かった。美しさの効果や交互作用は有意ではなかった。位置弁別においても、呈示条件の主効果があり、そして美しさの効果は有意ではなかった。他方で、呈示条件と美しさの交互作用が見られ、CFS条件において美しい絵に対するRTが美しくない絵よりも短かった（効果量 = 92 ms,  $p < 0.001$ ）。

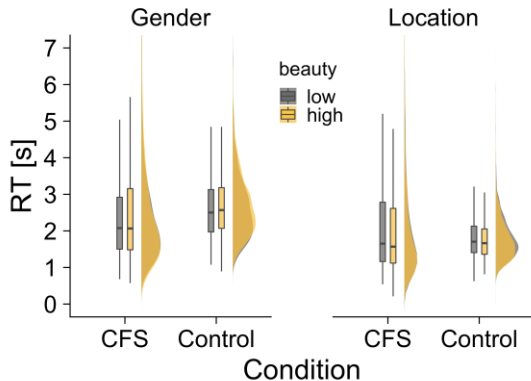


Fig. 2 反応時間

男女弁別実験(左)と位置弁別実験(右)における反応時間の分布と箱ひげ図。灰色は各被験者にとって美しさが低いと評定された絵が呈示された試行、黄色は美しさが高いと評定された試行。位置弁別実験のCFS条件において、美しい絵に対するRTが短かった。

**視線の結果** Figure 3に視線分析の結果を示す。肖像画の存在する領域（図中の黄色）と存在しない領域（灰色）に視線が留まっていた時間の長さを、Dwell（特定の領域内に視線が継続して留まっていた区間で、サッカドよりも大きな単位）ごとに計算した。試行内の最後のDwellを0番のDwellとし、それに先行する各Dwellをそれぞれ-1, -2, -3番目とした。

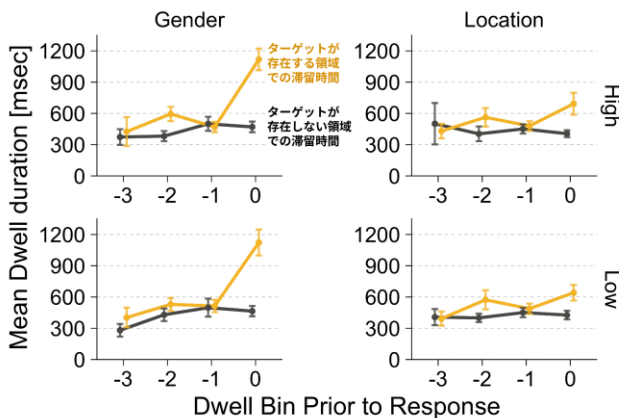


Fig. 3 視線の滞留時間分析

男女弁別実験(左)と位置弁別実験(右)における、CFS条件での視線の滞留時間の平均値と95% CI。上側は美しさの高い絵が呈示された試行、下側は美しさの低い画像が呈示された試行。黄色は肖像画が呈示されている位置に対する視線滞留時間、灰色は肖像画が呈示されていない位置に対する視線滞留時間。

両実験とも、肖像画の美しさによらず、最終（0番）Dwellにおいて視線滞留時間が刺激の存在する側で長くなっていた。これは、刺激の存在がすでに意識化され、刺激を見ながらその位置を確認したり、肖像画の性別判断を行ったりしていたことに対応すると考えられる。重要な結果として、男女弁別実験の、美しい刺激が呈示された条件において、刺激の存在しない位置よりも刺激の存在する位置への視線の滞留時間が長いという結果が、-2番目のDwellにおいて見られた（効果量 = 207 ms,  $p < 0.01$ ）。

**低次元要因による説明の排除** 最後に画像解析を用いた分析を行なった。絵の美しさが反応時間や視線の滞留時間に及ぼした効果は、実際には美しさのような高次の性質ではなく、画像自体が持つ低次元特徴の違いに起因していた可能性が考えられる。そこで実験で用いた各画像について様々な画像特徴（CIELAB色空間の色値の分散・輝度値の分布・スペクトル勾配・スペクトル勾配の逸脱度・左右対称性）を画像処理によって計算した。その結果、RTや美しさ評定はどの画像特徴とも相関していなかった。

## 考察

位置弁別実験での、美しい絵画の方が意識的に報告されるのが早いという結果は、同じく位置弁別課題を用いて絵画の美しさや顔の魅力の効果を扱ったCFS実験の先行研究（Nakamura & Kawabata, 2018; Shang et al., 2018）と同様の結果である。

意識的に知覚されていなくても刺激の存在位置へと視線が向かうことがガボール刺激を用いたCFS実験から報告されている（Rothkirch et al., 2012）。本研究の男女弁別実験の結果から、美しい絵画に対しても視線の無意識的な誘引が起こる可能性が示唆された。

以上から、本研究は美が無意識的に処理される説を支持し、既存研究を補完する新たな証拠を提供する。

## 参考文献

- Glaholt, M.G., & Reingold, E.M. (2011). Eye Movement monitoring as a process tracing methodology in decision making research. *Journal of Neuroscience, Psychology, and Economics*, 4(2), 125–146.
- Nakamura, K., & Kawabata, H. (2018). Preferential access to awareness of attractive faces in a breaking continuous flash suppression paradigm. *Consciousness and Cognition*, 65, 71–82.
- Rothkirch, M., Stein, T., Sekutowicz, M., & Sterzer, P. (2012). A direct oculomotor correlate of unconscious visual processing. *Current Biology*, 22(13).
- Shang, J., Liu, Z., Chen, W., & Fu, X. (2018). Influence of aesthetics on unconscious processing of western paintings. *Acta Psychologica Sinica*, 50(7), 693–702.