

自閉症傾向と視覚過敏に関連はあるのか？

松本 純奈
小島 治幸

金沢大学大学院 人間社会環境研究科
金沢大学 人間社会研究域

羞明や眩しさなどは、健常者であっても視覚的不快感をもたらす、眩しさに似た感覚によって読字を困難にするケースが報告されている。また、自閉スペクトラム症 (ASD) 者にも同様の症状が見られ、カラーフィルムをかけて本を読む人たちもいる。しかしこのような視覚的不快感に関するメカニズムは明らかになっていない。そのため、本研究では、ASD 傾向と感覚過敏傾向に着目し、ASD 傾向尺度、感覚プロファイル検査ならびに視覚コントラスト閾を測定するとともに、視覚的不快感テストによって空間周波数パターンに対する不快感について検討した。その結果、ASD 傾向、感覚プロファイル値、コントラスト閾、視覚的不快感テストのどの変数間にも有意な相関は見られなかった。しかし、空間周波数に対する視覚的不快感の高さは、視覚刺激に対応した空間周波数のコントラスト閾が関連している傾向が示された。

Keywords: visual discomfort, Autism Spectrum Disorder, visual hypersensitivity, contrast threshold.

問題・目的

強い日差しや明るすぎる照明は、健常者であっても頭痛やめまいなどの不快感を引き起こすことがある。また、眩しさ感覚を特徴とする疾患の1つに、自閉スペクトラム症 (ASD) が挙げられる。ASD 者は異常な感覚特性を持つことが知られており、蛍光灯のようなチカチカした照明に不快さを感じる、文字が視界の端でチラつくといった視覚過敏症状を訴えることがある (Parmar et al., 2021)。このように ASD 者は、感度が鋭いために、多くの人々が不快に感じない程度の光に対しても過敏症状が現れていることが考えられる。

これまでの矩形波格子パターンに対する不快感についての研究では、中程度の空間周波数における矩形波格子パターンが最も視覚的不快感を誘発することが報告されている (Wilkins et al., 1984)。このことは、コントラスト閾との関連によって説明されている。人間の視覚特性の1つであるコントラスト閾は、中程度の空間周波数で最も低くなるため、コントラスト検出における感度は最高点となる (Campbell & Robson, 1968)。そのため、感度の高い空間周波数帯域を刺激することで神経応答が過剰となり、不快感を生起させると考えられている (Wilkins, 2016)。

そこで本研究では ASD 傾向、視覚過敏傾向、コントラスト閾が視覚的不快感に与える影響について調査した。これまでの矩形波格子パターンを用いた研究では、検討された空間周波数が少ないため、本研究では6つの周波数パターンを用意した。また、先行研究は英語圏での研究であり、横書きを使用する人を対象としているため、縦書き文化のある日本人を対象とし、縦書きの不快感についても調査した。

方法

実験参加者 日本語を母語とする大学生・大学院生 25 名 (男性 13 名, 女性 12 名, 年齢: $M = 21.4$ 歳, $SD = 1.76$ 歳) が参加した。参加者全員に精神疾患や眼科的疾患の既往歴はなく、視力も正常であった。

質問紙 ASD 傾向は、自閉スペクトラム指数日本語版: AQ (若林・東條, 2004) を用いて測定した。視覚過敏傾向は、日本版 感覚プロファイル: SP (萩原ら, 2015) の視覚に関する9項目を使用し測定した。

刺激 視覚的不快感テストに使用した視覚刺激は、Pattern Glare Test (Wilkins & Evans, 2001) を参考に作成した。刺激は視覚 13° の矩形波格子パターンからなる円図形であり、空間周波数は0.5, 1, 3, 5, 7, 10cpdの6種類であった。縞の方向は、縦横どちらも使用した。パターンを紙に印刷したものをボードに貼り付け、刺激ボードを作成し、60cmの視距離で実験を実施した。

コントラスト閾の測定に使用した視覚刺激は、視角 2° のガボール刺激であった。空間周波数は視覚的不快感が強まる中空間周波数帯域の5cpdと、ASD者は高空間周波数のコントラスト閾が健常者と異なることが知られているため、高空間周波数帯域の10cpdの2種類を測定した。視覚刺激はEIZOの27インチLCDモニターに提示し、PsychoPy 2023.2.3で制御した。

手続き 参加者は、2種類の質問紙と視覚的不快感の測定、及びコントラスト閾の測定を行った。測定の順番はカウンターバランスをとった。

視覚的不快感の測定では、パターンを5秒間見つけた後、見え方や感じたことについて「色」「線の歪み」「頭痛」「居心地の悪さ」などの質問12項目に7件法 (全く感じなかった~はっきり感じた) で回答した。空間周波数 (6種) × 縞の方向 (2種) の12試行を行った。提示順はランダムであった。

コントラスト閾の測定は暗室で行われ、暗順応を行った後測定を開始した。参加者は、200msの刺激の提示後、見えたか否かを強制二肢選択で回答した。

結果

参加者のASD傾向、視覚過敏傾向をFigure 1に示す。ASD傾向を測定するAQ (1-50点) のカットオフ値は33点であり、本研究の参加者全員がカットオフ以下で平均が19.9点 (SD = 5.34) であった。視覚過敏傾向を評価するSP (9-45点) には、カットスコアが設定されており、本研究参加者の平均値24.6点 (SD = 5.82) は「非常に高い」群に相当する。これは、典型発達者の上位約2%以内の得点であり、本研究参加者は、ASD傾向は低いが見覚過敏傾向は高いサンプルであったといえる。また、ASD傾向と視覚過敏傾向の間に相関はなかった ($r(23) = -0.007, p = 0.97$, Figure 1)。

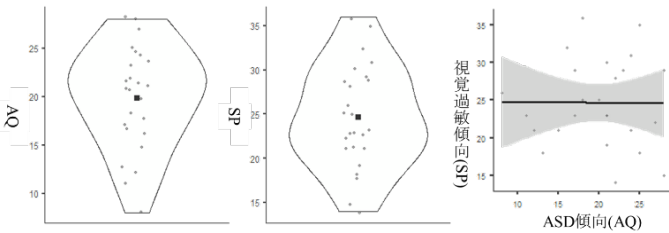


Figure 1. 全参加者の ASD 傾向、視覚過敏傾向の得点と相関分析の結果。■は平均値を示す。

ASD傾向、視覚過敏傾向、コントラスト閾、視覚的不快感の関係を検討するため、それぞれに相関分析を行った。その結果、ASD傾向×コントラスト閾、視覚的不快感の間に有意な相関はなかった。また、視覚過敏傾向×コントラスト閾、視覚的不快感間にも有意な相関は認められなかった。しかし、一部の視覚的不快感×コントラスト閾に相関傾向が認められた (Figure 2)。

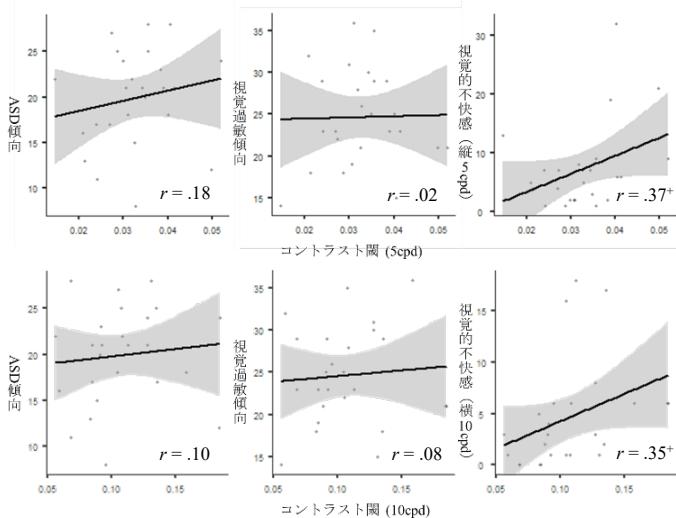


Figure 2. 相関分析の結果 (+ $p < .10$)。

また、ASD傾向、視覚過敏傾向、コントラスト閾が視覚的不快感に与える影響について検討するため、ASD傾向、視覚過敏傾向、コントラスト閾を説明変数とし、各空間周波数における視覚的不快感を目的変数とした重回帰分析を行った。2つのコントラスト閾の間に相関が見られたため、多重共線性を回避するため、コントラスト閾は1つずつ説明変数に投入した。

その結果、空間周波数5cpdの縦縞パターンに対する視覚的不快感は、5cpdのコントラスト閾が有意傾向を示した ($B = 335.66, p = .06$)。また、空間周波数10cpdの横縞パターンに対する視覚的不快感は、10cpdのコントラスト閾が有意傾向を示した ($B = 55.41, p = .08$)。

考察

本研究は、ASD傾向、視覚過敏傾向、コントラスト閾が空間周波数に対する視覚的不快感に与える影響について検討した。その結果、コントラスト閾が高い人は、そのコントラスト閾と同じ空間周波数を持つ視覚刺激に対する不快感が高い傾向にあることが示された。このことは、視覚的不快感が高い群は低い群と比べてコントラスト閾が高いというConlon et al. (2001)の結果と一致しており、低次な視覚処理機能の低下が不快感に影響していると考えられる。

また、視覚的不快感とASD傾向、視覚過敏傾向には関連がないことが示唆された。本研究における視覚的不快感とは縞模様や文字に対する不快感である。そのため、ASD者が持つ視覚過敏症状を適切に測定できなかった可能性がある。ASD者にも文字に対する不快感は報告されているが (Parmar et al., 2021)、眩しさや羞明などの視覚過敏症状と文字に対する不快感は異なるメカニズムを持っている可能性が考えられる。

引用文献

- Campbell, F. W., & Robson, J. G. (1968). Application of Fourier analysis to the visibility of gratings. *The Journal of physiology*, 197(3), 551.
- Conlon, E., Lovegrove, W., Barker, S., & Chekaluk, E. (2001). Visual discomfort: The influence of spatial frequency. *Perception*, 30(5), 571-581
- Evans, B. J. W., & Stevenson, S. J. (2001). The Pattern Glare Test: a review and determination of normative values. *Ophthalmic and Physiological Optics*, 28(4), 295-309
- Parmar, K. R., Porter, C. S., Dickinson, C. M., Pelham, J., Baimbridge, P., & Gowen, E. (2021). Visual sensory experiences from the viewpoint of autistic adults. *Frontiers in Psychology*, 12, 633037.
- 辻井 正次 (監修) 萩原 拓・岩永 竜一郎・伊藤 大幸・谷 伊織 (作成) (2015). 日本版 感覚プロファイル ユーザーマニュアル 日本文化科学社
- 若林 明雄・東條 吉邦 (2004). 自閉症スペクトラム指数 (AQ) 日本語版の標準化 高機能臨床群と健常成人による検討. *心理学研究*, 75(1), 78-84.
- Wilkins, A. J. (2016). A physiological basis for visual discomfort: Application in lighting design. *The Society of Light and Lighting*, 48, 44-54.
- Wilkins, A. J., Nimmo-Smith, I., Tait, A., Mcmanus, C., Sala, S. D., Tilley, A., Arnold, K., Barrie, M., & Scott, S. (1984). A neurological basis for visual discomfort. *Brain*, 107, 989-1017.

認知症高齢者と介護者の相互行為における注意の組織化 —食事介助場面における事例分析—

細馬宏通

早稲田大学文学学術院

While various associations between dementia and attention at the neural level have been pointed out for different symptoms, many actual cases still need to be analyzed to determine how these associations manifest themselves as problems in the nursing care setting. In this study, we conducted an interaction analysis of how attention is organized between caregivers and patients in presenting and directing objects in meal care and meal preparation situations. The results revealed that when the caregiver performs some action, it is important to show the beginning of the upcoming action in the user's field of vision and to adjust the timing of the next action according to the preferences expressed by the user's posture and mouth-closing behavior. In addition, it became clear that when the caregiver prompts the user for the next action, it is possible to elicit the user's spontaneous action by guiding the user's gaze not only with words of instruction and pointing, but also by moving the object or moving toward the object.

Keywords: dementia, attention, caregiving, gaze, gesture

問題・目的

認知症と注意との関係については、症状別に神経レベルでのさまざまな関連が指摘されてきた(Bondi et al. 2017)。とりわけアルツハイマー型認知症においては、分配型注意を必要とする二重課題の遂行や、注意のコントロールを必要とするワーキング・メモリ課題の遂行において、困難が生じることが知られている(Parasuraman et al. 1992)。これらの注意の問題は、介護現場のさまざまな場面で具体的な事例となって顕在化する。たとえば、食事場面において、さまざまな器が目の前にあるときに、そのいずれに注意を向け、どれを操作して食べるかということ、健常者はほとんど意識することがないが、分配型注意に問題を抱える認知症高齢者にとっては、どこに注意を向けどの器を選ぶかが難しい問題となり、ときには食事行動自体が止まってしまう。認知症高齢者の注意のあり方は一人一人異なり、また訪問介護サービスにおいては、利用者の生活環境も食事のルーティーンもそれぞれ異なっている。そのため、介護の現場では、利用者と介護者との間で、利用者と食事環境に即した食事方法を行う必要があり、実際に多様な介護方法が編み出されている(細馬 2016, 2017)。このような現場の知見を明らかにするには、単に利用者の注意能力を測定するだけでなく、介護場面における利用者と介護者の相互行動を細かく観察することが必要である。そこで本研究では、ある介護者と利用者との食事介助場面を事例とし、対象の呈示や指示において、介護者と利用者間で注意がどのように組織化されるかについて相互行為分析を行い、介護行動を可能にしているいくつかの行動の特徴を抽出し、言語化する。

分析対象と方法

分析対象は、中部地方のある認知症対応型共同生活介護施設(グループホーム)で記録した、ある日の食事介助場面における介護者Pと利用者Aとの相互行為である。利用者Aはアルツハイマー型認知症であり、

毎食事のほとんどを介護者とともにやっている。Aの主な発声は「ん、ん」という、喉を鳴らしてうめくような声であり、ときどき相手のことばの一部を繰り返したり、「はい」「このへんに」といった短いフレーズを発することもあるが、それらは断片的で、理解が難しい。

分析にあたっては、「閉口」行動(川野・岡本・宇良・矢富 1997)を手がかりとした。閉口は食事介助場面ではしばしば観察され、食べ物を差し出すときに利用者が口を固く閉じたり、後方にのけぞる行動である。予備観察の段階では、利用者Aの食事介助では、Aがしばしばこの閉口を行うため、介助が停滞し、ときには40分以上食事に時間がかかることがわかっていった。一方、介護者Pによる介助では、食事は10分程度で済み、閉口も少なかった。このことから、PとAの間には、他の介護者とは異なる介助のルーティーンが達成されているのではないかと推測された。この介助の過程をビデオ撮影しELAN (Brugman & Russel 2004)によって、行動の微細な構造をマイクロ分析した。

食事介助場面における介護者と利用者の相互行為

この日の利用者Pと介護者Aとの夕食では、副菜4、ご飯1、湯飲み1が1つの膳に配置されていた。所用時間は約9分で、Pによる閉口はほとんど観察されず、Aの差し出された箸と小椀は26回中1回しか閉口に会わなかった。

介護者Pの介助では、ご飯を持った小椀と箸がAの口元に食事を運ぶときのメインの食器になっていた。Pはまず、小椀に副菜をとり、うつむきかげんのAにその中身が見えるように、少し傾けて見せる(図1 S1)。それから小椀を口元に近づけるのだが、すぐに口元に急ぐとは限らず、20cmほどの距離まで持ち上げてから、ちょっと一時停止してAの様子を見ることがある。一時停止はコンマ数秒から数秒の長さにあふ。Aの表情に特に変化がなければ、Pはそのまま小椀を口元に近づけ、口元で椀を傾け、箸で食事を口の

中にかきいれる。このやり方では、Aは自分のこれから食べようとする器の中身を確認することができ、一方PはAの反応を見ながらかき入れる量を調節できる。

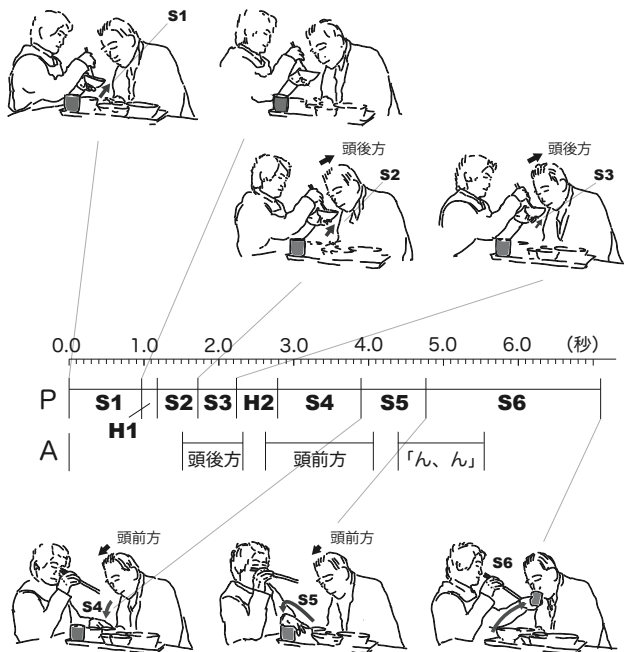


Figure 1. Meal assistance scene with caregiver P and patient A.

閉口行動が起こった場合のP, Aの相互行為

対象となった介助場面中、唯一、閉口の起こった場面について、Aがどのように閉口を行い、それがどのように解消され、次の行動が相互に決定されたかを記述した。

Pは碗の中身を箸でかきまぜてから、咀嚼を続けているAの口元に碗を少し近づける(図1:S1)。途中で0.2秒ほど止めるが、Aの姿勢に変化はない(H1)。さらに口元に近づけかけたとき(S2)、Aは少しだけ頭を後方にのけぞらせ始める。そのわずか0.2秒弱後にAは碗を近づける速度を遅くし始め(S3)、Aののけぞりも弱くなる。結局Pは碗を止め(H2)、Aののけぞりもわずか数センチで止まる。Pは0.5秒碗を止めたあと、碗をさっと卓上に置き(S4)、空いた左手は傍らの湯飲みに向かう(S5)。この途中で、Aは「ん、ん」と二度発話し、その間にPは湯飲みを取ってAの口元に近づける。

以上の一連の動きの中で、PとAは微細なやりとりを行っていることがわかった。まずPは、碗を近づける際、短いポーズを入れることで(P1)、Aが反応できる間を作っている。その直後、Aは少しだけ頭をのけぞらせる。これは、Aが閉口を行うときに行う初期動作と同じもので、もしPがこのまま碗を近づけ続けたなら、さらにAはのけぞったことだろう。しかし、Pはすぐに碗の速度を緩めて(S3)止め(H2)、Aののけぞりもすぐに止まった。

さらに、Pは、碗を置き、今度は湯飲みへを手にとった。Aの発話「ん、ん」は、Pが湯飲みを手を取る前後のタイミングで行われている。そして、口元に来

た湯飲みからお茶を飲むことで、「ん、ん」の発話は事後的に、一種の承認として機能していたことがわかる。

以上のように、PとAとのやりとりの中で唯一起こりかけた閉口行動では、二人の緻密なやりとりによってが行われることで、わずかに数センチという最小限のものに抑えられた。

一方で、閉口行動が初期段階で止まり、Aの頭部が再び前傾に戻ってきたことも注目に値する。もし利用者の閉口行動に対して、介護者がさらに口元に食事を近づけたなら、利用者の身体は食卓に対してのけぞることになってしまい、次の食事に向かうための前傾姿勢が失われてしまう。Pの介助は、閉口行動を最小限に留めることで、この問題を回避している。

考察

利用者Aと介護者Pは、閉口行動を解消するにあたって、閉口行動の初期段階を、単なる相互行為の失敗として顕在化させるのではなく、むしろその後の相互行為のリソースとして用い、Pがある行動(おかず入りの碗を差し出すこと)を別の行動(湯飲みのお茶を差し出すこと)へと変化させるきっかけとして用いていた。また、閉口行動とその消滅の過程は、介護者か利用者かのどちらか一方によってのみなされるのではなく、両者の微細な時間単位での調整によって達成されていた。図2で、S2からS3にかけて、Aの閉口行動の出現とともに、Pは碗を近づける速度を緩めており、一方、Aの閉口行動もそれにあわせて緩み、碗が止まったのとほとんど同時に止まっている。そして、PがS4で碗を遠ざけると、Aの頭部もすぐに前傾に戻ってくる。これらはいずれもコンマ秒単位で実現されている。PとAは、お互いの注意対象を絞り込む際、単に常に間違いのない意思疎通を行っているのではなく、お互いの間違いに対して短い時間単位で緻密な反応を交わし合い、他の方策を見つけることのできる関係を発達させているといえるだろう。

引用文献

- Bondi, M. W., Edmonds, E. C., & Salmon, D. P. 2017 Alzheimer's disease: past, present, and future. *Journal of the International Neuropsychological Society*, 23(9-10), 818-831.
- Brugman, H., Russel, A. 2004 Annotating Multimedia/ Multi-modal resources with ELAN. In: Proceedings of LREC 2004, Fourth International Conference on Language Resources and Evaluation.
- 細馬宏通 2016 介護するからだ.医学書院.
- 川野健治・岡本依子・宇良千秋・矢富直美 1997 特別養護老人ホームでの食事介助とその成立要件.人間科学研究, 10(1), 75-86.
- Parasuraman, R., Greenwood, P. M., Haxby, J. V., & Grady, C. L. 1992 Visuospatial attention in dementia of the Alzheimer type. *Brain*, 115(3), 711-733.

ヴィジランスの減衰に係る課題目標馴化説の再検証

植田 航平
山田 祐樹

九州大学大学院人間環境学府
九州大学基幹教育院

環境に対して警戒し、適切に反応できる状態をヴィジランスと言い、一般に、その成績は経時的に低下することが知られている。この現象に関する数ある理論的仮説のうちの一つが、課題目標馴化説である。これは、認知制御システムが課題目標の表象に対して馴化する可能性を論じ、これをヴィジランス減衰の原因とする仮説である。しかし、仮説を提唱したオリジナルの研究・実験に対して、複数の追試研究が実施され、再現されない結果が得られたと報告されている。ただし、これらの追試研究、そしてオリジナルの研究のすべてに、それぞれ改善されるべき点が見受けられたため、本研究ではそれらを修正したうえで実験し、課題目標馴化説の再検討を行った。その結果、課題目標馴化説に基づいて新たに設定した条件では他条件に比べてヴィジランス減衰が穏やかであった。この結果は、課題目標馴化説を部分的に支持するものであり、仮説について引き続きの検討が必要であると考えられる。なお、本研究は、第一著者が2023年度に九州大学大学院人間環境学府に提出した修士論文の内容の一部を報告するものである。

Keywords: vigilance, sustained attention, goal habituation, task switching, response code.

問題・目的

環境に対して警戒し、適切に反応できる状態は、一般に時間経過とともに悪化することが知られている（ヴィジランスの減衰）。しかし、そのメカニズムに関する理論的仮説については、これまで複数提案されており、未だ確定的な見解は現れていない。数ある仮説の一つに、課題を実行している認知制御システム自体の馴化に着目した課題目標馴化説 (Ariga & Lleras, 2011) がある。この説明を裏付けるように、課題の途中に一時的なタスクの切り替えを行うことでメインの課題目標に対して脱馴化させると、成績が低下しにくくなることが示されている。

これに対し、Helton & Russell (2012) および Ross et al. (2014) は、Ariga & Lleras (2011) の概念的追試を行ったうえで再現に失敗しており、課題目標馴化説を退けている。ただし、彼らの研究はそれぞれ、用いた課題や分析手法が元研究と乖離していたため、それが再現失敗に繋がった可能性も残っている。よって、これらの追試研究だけを根拠に、課題目標馴化説を棄却することはできず、後続の研究が必要であると考えられる。

また、オリジナルの Ariga & Lleras (2011) の研究についても、一時的なタスク切り替えとそれに伴う課題目標（の表象）の切り替えを本当に実現できているのか保証しきれない実験手続きとなっており、実験操作に不十分な点が残されているという課題がある。これは、課題目標馴化説を立証し、頑健なものとするうえでの根幹に関わる点であり、修正した実験を行って再検証すべきだと言えるだろう。

上記に基づき、本研究は以下の2つの目的の下で実施された。まず、高検定力かつ高精度な統計的推定による概念的追試の実施を行うことである。事前登録し

た3ステップのサンプルサイズ設計により、最低サンプルサイズを決定した。そのうえで、オンライン実験によって大規模にサンプルを確保した。もう一つの目的は、Ariga & Lleras (2011) の実験デザインに新条件を追加することにより、課題目標馴化説についてより踏み込んだ理論的検討を行うことである。実験参加者の課題目標を確実に切り替えるために、メインの持続的注意課題とサブ課題とで反応する指と押下するキーを変える反応コード切替条件を新たに設定した。反応コードとは、外部情報の認知から行為形成までの一連の流れとして提案されている情報処理モデル（レビューとして、加藤他, 2018）の中で形成されるものである。課題を切り替える際に、同じ行為、すなわち同じ反応コードのままであると、連続して呈示刺激が流れていく持続的注意課題の過程において、一時的に課題が切り替わったことに参加者が気づけず、惰性でキー押下反応をしてしまっているなどの可能性を排除できない。そこで、反応コード切替条件では、課題を切り替える際に要求する行為も同時に変化させることにより、より明示的に課題目標の切り替えを行うことを目指した。

方法

参加者 Yahoo!クラウドソーシングを用いて参加者を募集し、事前に策定した除外基準に合致した参加者と、やむを得ないデータの不具合があった参加者のデータを整理した結果、479名を対象に分析を行った（女性132名、男性340名、その他・無回答7名、平均48.0歳）。

実験課題 本研究では、ヴィジランスの減衰を検討するためのメイン課題として、持続的注意反応課題 (SART: Robertson et al., 1997) を用いた。画面に1-9の数字が呈示され、3以外の数字が呈示されたときはFキーを押下し、3が呈示されたときは反応を抑制することを参加者に教示した。また、課題目標を一時的に切り替えるためのサブ課題として、記憶再認課題を設定し

た。メイン課題を行う前の、本試行の一番初めにアルファベット4文字を記銘し、後述するブロック間で呈示されるアルファベット1文字が記銘した4文字の中に含まれているものであればキー押下反応をするよう教示した。ここで、サブ課題における以下の実験操作によって、3つの実験条件を設定した。まず、サブ課題を全く行わず、最初から最後までSARTを続けるのが切替無し群である。次に、サブ課題を行い、その際メイン課題と同じFキーの押下で回答するのがタスク切替群であって、これは Ariga & Lleras (2011) の実験操作と同じものである。そして、タスク切替群と同じ流れで、しかしサブ課題ではJキーで回答するのが反応コード切替群である。

実験デザインと仮説・予測

実験では、独立変数として、タスク切り替えの操作(切替無し群・タスク切替群・反応コード切替群)を設定した。また、従属変数として、SARTの感度(A')および同課題の反応時間を対数変換したものをを用いた。また、これらの従属変数は、SARTを4ブロック(1ブロック辺り153試行、約5分間)連続して実施することで、経時的な検討を行った。よって、実験は、3(切替要因・参加者間) × 4(ブロック要因・参加者内)の混合計画で行われた。

仮説は以下の二つである。まず、一時的なタスク切替は課題目標を瞬間的に非活性化し、ヴィジランスの減衰を防ぐと仮説を立てた。そして単に課題を切り替えるよりも、反応コードを同時に切り替えることで、より効果的にヴィジランスの減衰を防ぐことができると仮説を立てた。これらに伴う予測として、SARTの成績(A'は高いほど良く、反応時間は短い方が良い)は、時間経過に伴って切替無し群、タスク切替群、反応コード切替群の順により大きく低下すると考えた。

結果

本稿では、紙面の都合上、感度の分析結果のみを報告する。切替要因の各実験条件における時間経過に伴う感度指標の変化を検討するため、切替要因およびブロック要因の2要因混合分散分析を実施した。その結果、ブロック要因の主効果($F(2.29, 1083.9) = 13.58, p < .001, \eta^2 = .008, 95\%CI [.003, .014]$)、および切替要因とブロック要因の交互作用($F(4.57, 1083.9) = 2.42, p = .039, \eta^2 = .003, 95\%CI [.001, .006]$)がそれぞれ有意であった。交互作用について単純主効果の検定を行った結果、切替無し条件において、第1ブロックは第4ブロックよりも感度が良く($t(179) = 2.52, adj. p = .038$)、第2ブロックは第3ブロック($t(179) = 2.51, adj. p = .039$)および第4ブロック($t(179) = 3.26, adj. p = .008$)よりも感度が良かった。また、タスク切替条件において、第1ブロックは第3ブロック($t(146) = 3.00, adj. p = .010$)および第4ブロックよりも感度が良く($t(146) = 3.40, adj. p = .003$)、第2ブロックは第3ブロック($t(146) = 3.28, adj. p = .004$)および第4ブロック($t(146) = 3.57, adj. p = .003$)よりも感度が良かった。一方、反応コード切替条件においては、ブロック間に有意な単純主効果は見られなかった

($F(2.56, 380.7) = 1.74, p = .167, \eta^2 = .003, 95\%CI (.000, .009]$)。

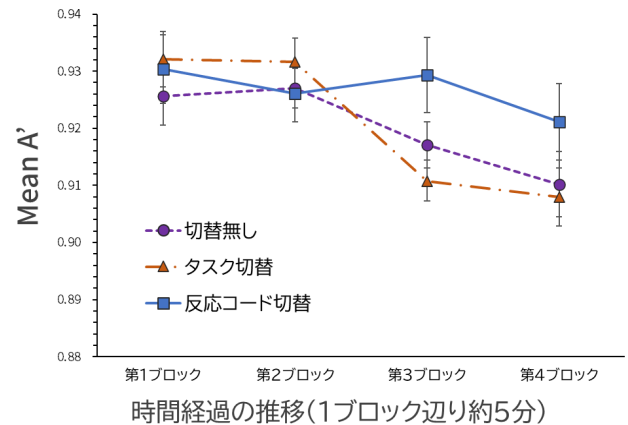


Fig 1. 各実験群における、時間経過に伴う A' の推移。誤差棒は、差分調整型参加者内 95%信頼区間 (Baguley, 2012) を表す。

考察

感度の結果から、反応コード切替群では成績の有意な低下が見受けられなかった一方で、タスク切替群 (Ariga & Lleras (2011) の操作と同じ条件) および切替無し群では時間経過に伴って感度が低下した。よって、本研究は課題目標馴化説を部分的に支持しことになるが、今後はタスク切替と反応コード切替の関係性を検討し、その背景メカニズムの解明を目指す。

Appendix

本研究は事前登録を行ったうえで実践された。登録内容の詳細は、リンク先 (<https://doi.org/10.17605/OSF.IO/7S9PF>) から参照できる。

引用文献

- Ariga, A. & Lleras, A. (2011). Brief and rare mental “breaks” keep you focused: Deactivation and reactivation of task goals preempt vigilance decrements. *Cognition*, 118(3), 439-443.
- Baguley, T. (2012). Calculating and graphing within-subject confidence intervals for ANOVA. *Behavior research methods*, 44, 158-175.
- 加藤 雄一郎・遠藤 博史・木塚 朝博 (2008). 刺激-反応整合性が脳内運動プログラムに及ぼす影響 バイオメカニズム, 19, 35-46.
- Helton, W. S., & Russell, P. N. (2012). Brief mental breaks and content-free cues may not keep you focused. *Experimental brain research*, 219, 37-46.
- Robertson, I. H., Manly, T., Andrade, J., Baddeley, B. T., & Yiend, J. (1997). Oops!': performance correlates of everyday attentional failures in traumatic brain injured and normal subjects. *Neuropsychologia*, 35(6), 747-758.
- Ross, H. A., Russell, P. N., & Helton, W. S. (2014). Effects of breaks and goal switches on the vigilance decrement. *Experimental brain research*, 232, 1729-1737.

前頭前野の GABA とグルタミン酸の濃度は持続的注意に影響する

近藤 洋史
寺島 裕貴
木原 健
河内山 隆紀
島田 育廣
河原 純一郎

中京大学 心理学部
NTT コミュニケーション科学基礎研究所 人間情報研究部
産業技術総合研究所 人間情報インタラクション研究部門
ATR-Promotions 脳活動イメージングセンタ
情報通信研究機構 脳情報通信融合研究センター
北海道大学大学院 文学研究院

日常生活において、注意水準は時々刻々と変動する。しかし、持続的注意の機序は未だ解明されていない。本研究では、心理課題と脳機能計測を組み合わせ、持続的注意に影響する要因を検討した。持続的注意課題 (gradCPT) における反応時間の変化を注意のゆらぎの指標とした。視聴覚 gradCPT では、提示される情景あるいは音声が出現と消失を繰り返した。参加者は、Go 試行ではボタン押しにて反応し、No-go 試行では反応しないように教示された。磁気共鳴分光法を用いて、左半球の前頭前野における GABA とグルタミン酸の濃度を測定したところ、左記の神経代謝物は課題成績と相関していた。これらの結果は、興奮と抑制の神経バランスが持続的注意の水準と脳活動に関与していることを示唆する。

Keywords: sustained attention; continuous performance task; prefrontal cortex; GABA, Glx

問題・目的

注意を持続させる能力は、パソコンを使って作業をしたり、講義を聴講したりするような適応的な行動に重要である。しかし、多くの研究では視覚的探索や注意の瞬きといった一過性の注意に関する時空間特性の解明に注力してきた。もちろん、人為的な過誤に着目した研究はあるが、長い期間で稀に生じる失敗を指標とするため、その成績を定量的に評価することが困難であった。

そこで、持続的注意課題 (gradual onset continuous performance task: gradCPT) が開発された (Esterman et al. 2013)。この課題では頻繁に提示されるGo試行のなかに、反応抑制を求めるNo-go試行が埋め込まれていた。参加者の持続的注意を効果的に計測できるように、異なる視覚刺激の出現と消失が繰り返された。これによって、課題成績の指標となる誤警報率だけでなく、反応時間の変動から注意のゆらぎを算出することが可能となった。さらに、実験刺激を音声に変更した聴覚 gradCPTが開発された (Terashima et al., 2021)。同一の参加者に視聴覚 gradCPTを実施したところ、課題間の誤警報率で有意な正の相関が得られ、個人内での注意のゆらぎも類似していた。この結果は、感覚様式に依存しない、持続的注意の共通原理が存在することを示唆する。

本研究では磁気共鳴分光法 (magnetic resonance spectroscopy: MRS) を用いて、興奮と抑制の観点から持続的注意と神経代謝物との関係を検討した (Kondo et al., 2023)。血液酸素化レベル依存性 (BOLD) の信号

変化が興奮性あるいは抑制性の脳活動のどちらに由来するかを判断することは難しい (Kondo et al., 2018)。安静時におけるグルタミン-グルタミン酸 (Glx) と γ-アミノ酪酸 (GABA) の濃度を計測することで、それらの水準が持続的注意の個人差にどのように関与しているかを吟味した。

方法

参加者 事前の検出力分析にもとづき、29名 (男性15名、女性14名、年齢: $M \pm SD = 25.5 \pm 4.4$ 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ボタン押しで素早く反応し (Go 試行)、山の風景であればボタン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600試行 (8分間) 提示された。

視覚 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300試行 (8分間) 提示された。

脳機能計測 MRスペクトルに対する概日リズムの影響を最小化するため、実験時間を午後1時から2時30

分までに固定した。3-T MRIスキャナー (MAGNETOM Prisma, Siemens) を用いて、参加者の脳機能計測をおこなった。

左半球の前頭前野 (prefrontal cortex: PFC) と楔前部 (precuneus: PCu) に配置した、 $20 \times 20 \times 20 \text{ mm}^3$ のボクセルからMRSデータを取得した。データ取得に際しては MEGA-PRESS 撮像技術を用いた。MATLAB R2020 (MathWorks) と Gannet 3.0 ソフトウェア (Edden et al., 2014) を組み合わせて分析をおこなった。

結果

課題成績は、聴覚gradCPTよりも視覚gradCPTのほうが良かった ($t_s > 2.60, p_s < 0.01$) (Table 1)。課題間で刺激の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0.03と類似していた ($r = 0.30, p = 0.09$)。この時定数は、Go/No-go課題において注意の欠如が15–40秒ごとに生じるという知見と合致する。

Table 1. Auditory and visual gradCPT performance

Measure	Auditory gradCPT		Visual gradCPT	
	Mean	SD	Mean	SD
Hit (%)	74.1	14.6	96.4	0.5
False alarm (%)	23.8	11.7	18.8	10.3
Sensitivity (d')	1.56	0.65	3.11	0.84
RT (ms)	1558	144	625	63
Frequency (Hz)	0.032	0.008	0.032	0.009

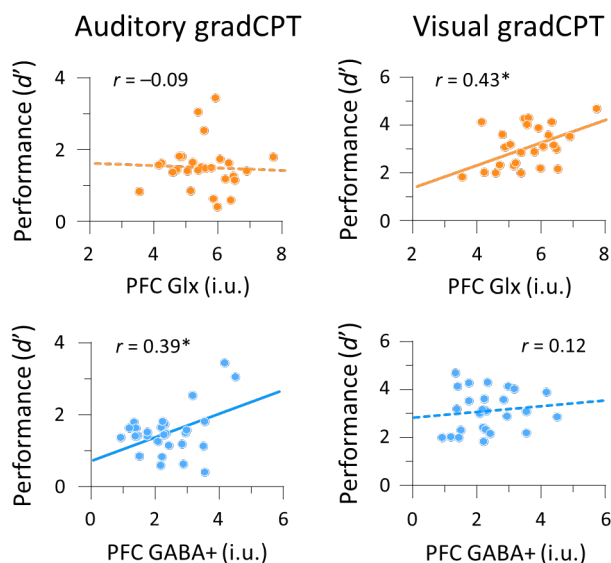


Figure 1. Scatterplots for the relationship between gradCPT performance and neurometabolite measures. i.u.: institutional unit.

左PFC Glxレベルと視覚gradCPTの d' の間に正の相関が認められた ($r = 0.43, p = 0.028$) (Fig. 1, top panels)。対照的に、左PFC GABAレベルは聴覚gradCPTの d' と正の相関を有していた ($r = 0.39, p = 0.039$) (Fig. 1, bottom panels)。

考察

我々の結果は、視聴覚の持続的注意に対して神経代謝物の関与が異なることを示した。難易度の低い視覚gradCPTでは課題関連情報の処理効率を高めるためにGlxが重要であるのに対して、難易度の高い聴覚gradCPTでは課題非関連情報を抑制するためにGABAが重要になると推測された。しかし、デフォルトモード・ネットワークを構成するPCuにおけるGlxあるいはGABAは持続的注意の成績に寄与していなかった。

他のMRS研究では、左PFC GABAレベルの高い参加者は注意の瞬きの程度が小さい、すなわち注意欠如の低減が認められている (Kihara et al., 2016)。選択的注意と持続的注意は必ずしも同一の機序ではないと説明されることもある。しかし、PFCにおける神経伝達物質のバランスが持続的注意および選択的注意の双方に関与している可能性が示された。

引用文献

Edden, R. A. E., Puts, N. A. J., Harris, A. D., Barker, P. B., & Evans, C. J. (2014). Gannet: a batchprocessing tool for the quantitative analysis of gamma-aminobutyric acid-edited MR spectroscopy spectra. *Journal of Magnetic Resonance Imaging*, 40, 1445-1452.

Esterman, M., Noonan, S. K., Rosenberg, M., & Degutis, J. (2013). In the zone or zoning out? Tracking behavioral and neural fluctuations during sustained attention. *Cerebral Cortex*, 23, 2712-2723.

Kihara, K., Kondo, H. M., & Kawahara, J. I. (2016). Differential contributions of GABA concentration in frontal and parietal regions to individual differences in attentional blink. *Journal of Neuroscience*, 36, 8895-8901.

Kondo, H. M., Pressnitzer, D., Shimada, Y., Kochiyama, T., & Kashino, M. (2018). Inhibition-excitation balance in the parietal cortex modulates volitional control for auditory and visual multistability. *Scientific Reports*, 8, 14548.

Kondo, H. M., Terashima, H., Kihara, K., Kochiyama, T., Shimada, Y., & Kawahara, J. I. (2023). Prefrontal GABA and glutamate-glutamine levels affect sustained attention. *Cerebral Cortex*, 33, 10441-10452.

Terashima, H., Kihara, K., Kawahara, J. I., & Kondo, H. M. (2021). Common principles underlie the fluctuation of auditory and visual sustained attention. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 74, 705-715.

抑うつ傾向と未来思考時の視点の関連

戸村 友香
小林 正法
伊藤 友一

山形大学人文社会科学部人間文化コース

山形大学人文社会科学部人間文化コース

関西学院大学文学部総合心理科学科

Visual perspective during autobiographical memory recall and episodic future thinking is associated with psychiatric disorders, such that people with depression are less likely to imagine positive future thoughts from a first-person perspective than healthy people. The aim of Experiment 1 was to examine the relationship between the visual perspective when imagining positive future events and dysphoric tendencies. Experiment 2 was conducted to replicate the findings of Experiment 1 and to examine the influence of emotional valence of future events on the relationship between visual perspective and dysphoria. The results showed no significant correlation between dysphoric tendency and visual perspective, regardless of the valence of future events. However, in both experiments, dysphoric tendency was associated with certain aspects other than visual perspective, such as plausibility, only for positive future thinking. Accordingly, our results suggest that dysphoric tendency may not be related to the visual perspective of future thinking, but may relate to other aspects, such as vividness.

Keywords: visual perspective, episodic future thinking, depression

問題・目的

自伝的記憶の想起や将来起こりうる出来事の想像（エピソード的未来思考）において、想起時/想像時の視覚的視点は特徴の1つである。この視覚的視点は精神疾患（傾向）との関連が示唆されており、例えば、Hallford et al. (2020) は、健常者群比べて、うつ病群はポジティブな未来の想像時に一人称視点で行う傾向が少ないことを示している。しかし、抑うつ傾向においてもポジティブな未来思考想像時の一人称視点の減少が見られるかどうかというアナログ研究はこれまで行われておらず、視覚的視点がうつ病の予測要因になるかどうかは明らかではなかった。そこで、本研究では、ポジティブな未来の出来事の想像時における一人称視点の減少が、抑うつ傾向においても生じるかどうかを検討することとした。Hallford et al. (2020) と同様に、抑うつ傾向がポジティブな未来における一人称視点傾向と負に関連するという仮説を立てた。

実験 1

方法

参加者 募集の結果、集まった284名に対して除外を行い、245名（男性119名、女性117名、無回答9名；平均年齢41.88歳($SD = 9.18$)を分析対象とした。

質問紙 抑うつ傾向の測定にPHQ-9 (Patient Health Questionnaire-9) を用いた(Kroenke et al., 2001)。

課題 ポジティブな未来思考を調べるために、Episodic Future Thinking-Test (EFT-T; Hallford et al., 2019a) を用いた。Hallford et al. (2020) と同様にポジティブな手がかり語5個をとって、幸福な、有能な、美しい、容易な、希望に満ちた、を用いた。

手続き OSFに方法や分析方法を事前登録した上で実験をオンラインで実施した。最初にPHQ-9への回答

を求めた後、EFT-Tを実施した。EFT-Tでは、参加者には各手がかり語を1語ずつ呈示し、手がかり語から、未来に起こりうる出来事をできるだけ詳細に想像するよう求めた。想像後、想像した出来事について①鮮明度、②心的イメージの使用、③視覚的視点、④発生可能性、⑤重要性、⑥時間的距離について回答を求めた。視覚的視点は「-100：三人称視点」から「100：一人称視点」でスライダーで測定した。時間的距離は6件法、その他は5件法で測定した。

結果・考察

PHQ-9得点と未来思考の各指標との相関分析を行った。その結果、PHQ-9得点と視覚的視点の間には有意な相関はなかった($r(238) = -.028, p = .665$)。一方で、PHQ-9得点と、鮮明度 ($r(238) = -.320, p < .001$)、心的イメージの使用 ($r(238) = -.254, p < .001$)、発生可能性 ($r(238) = -.296, p < .001$) との間には有意な負の相関がみられた。次に、未来思考の各指標を説明変数、PHQ-9得点を目的変数とする重回帰分析を行ったところ($R^2 = .130, p < .001$)、鮮明度($b = -2.878, p = .13$)と発生可能性($b = -1.312, p = .011$)のみPHQ-9得点と有意な負の関連があった。

実験1の結果、抑うつ傾向と視覚的視点の間には有意な相関はなかった。一方で、鮮明度と出来事の発生可能性に有意な負の相関があった。よって、抑うつ傾向が高い人ほどポジティブな未来の出来事の鮮明度が低く、その出来事が発生する可能性は低いと考えていることがわかった。

実験 2

実験2ではポジティブな手がかり語に加え、ネガティブな手がかり語を用いて同様の実験を行った。ポジティブな未来とネガティブな未来思考の両方において、抑うつ傾向と視覚的視点が関連しないという仮説を立て

で実験を行った。その他の変数に関しても実験1と同様の結果が見られると予測した。

方法

参加者 募集の結果、集まった参加者286名のうち230名（男性94名、女性128名、無回答8名；平均年齢42.36歳（ $SD = 10.53$ ）を最終的な分析対象とした。

手続き OSFに方法や分析方法を事前登録した上で実験をオンラインで実施した。手がかり語をポジティブな手がかり語3語（幸せな、美しい、希望に満ちた）、ネガティブな手がかり語3語（喪失、失敗、ストレス）に変更した点以外は実験1と同様であった。

結果・考察

ポジティブな未来思考において、PHQ-9得点と未来思考の各指標との相関分析を行った。その結果、PHQ-9得点と視覚的視点の間には有意な相関はなかった（ $r(226) = .088, p = .185$ ）。一方で、PHQ-9得点は発生可能性との間でのみ有意な負の相関があった（ $r(226) = -.175, p = .008$ ）。次に、未来思考の各変数を説明変数、PHQ-9得点を目的変数とする重回帰分析を行ったところ（ $R^2 = .083, p = .004$ ）、PHQ-9得点は、発生可能性との間に有意な負の関連がみられ（ $b = -1.685, p = .004$ ）、重要性と間には有意な正の関連がみられた（ $b = 1.141, p = .011$ ）。ネガティブな未来思考においても、PHQ-9得点と未来思考の各指標の相関分析を行った。その結果、PHQ-9得点と視覚的視点の間に有意な相関はなかった（ $r(224) = .088, p = .187$ ）。一方で、PHQ-9得点と心的イメージの使用の間には有意な正の相関があった（ $r(224) = .133, p = .047$ ）。未来思考の各指標を説明変数、PHQ-9得点を目的変数とする重回帰分析を行ったが、有意なモデルが得られなかった（ $R^2 = .036, p = .231$ ）。

実験2の結果、ポジティブな未来思考とネガティブな未来思考の両方において、抑うつ傾向と視覚的視点の間には関連がないことが示唆された。ポジティブな未来思考では、抑うつ傾向は発生可能性の低さと関連していたが、これは実験1と同様の結果であった。ネガティブな未来思考においては、抑うつ傾向と心的イメージの使用との間でのみ関連が見られていた。

総合考察

本研究ではHallford et al. (2020)で示された、うつ病患者によるポジティブな未来思考の想像時の一人称視点の減少が、抑うつ傾向においても見られるのかどうかを検討した。そのため、ポジティブな未来思考やネガティブな未来思考において、抑うつ傾向が一人称視点の減少との関連するのかわかるとEFT-Tを用いて調べた。

実験1と実験2を通して、想像する出来事がポジティブかネガティブかに関わらず、抑うつ傾向は想像時の視覚的視点とほとんど関連していなかった。この結

果は、うつ病群でポジティブな未来の想像時に一人称視点で行う傾向が少ないことを示したHallford et al.

(2020)や本研究の予測とは一致しない結果であった。うつ病患者において三人称視点を用いることは、現在のネガティブな自己概念とポジティブな記憶や未来思考との心理的な距離を保とうとする一種の防衛機能であると考えられているが(Conway & Pleydell-Pearce, 2000)、このような防衛機能は抑うつ傾向においては見られないのかもしれない。また、抑うつ傾向とポジティブ未来思考の一人称視点の減少が関連しないという本研究結果から、うつ病群で見られるポジティブな未来思考時の一人称視点の減少は、うつ病の予測因子ではないことが示唆される。一方で抑うつ傾向とポジティブな事象の発生可能性の負の関連が一貫してみられたことから、これがうつ病の予測因子となり得る可能性がある。また実験2において、抑うつ傾向はネガティブな未来思考とは心的イメージの使用以外の指標と関連がなかったため、抑うつ傾向はポジティブな未来思考における特異的な処理と関わること(Gamble et al., 2019)が改めて支持されたと言える。

結論

出来事感情価に関わらず、抑うつ傾向と未来思考の視覚的視点との間には関連は見られなかった。

引用文献

- Conway, M. A., & Pleydell-Pearce, C. W. (2000). The construction of autobiographical memories in the self-memory system. *Psychological Review, 107*, 261–288.
- Gamble, B., Moreau, D., Tippett, L. J. & Addis, D. R. (2019). Specificity of Future Thinking in Depression: A Meta-Analysis. *Perspectives on Psychological Science, 14*, 816–834.
- Hallford, D. J., Takano, K., Raes, F., & Austin, D. W. (2019). Psychometric Evaluation of an Episodic Future Thinking Variant of the Autobiographical Memory Test (Episodic Future Thinking -Test; EFT-T). *European Journal of Psychological Assessment, 36*(4), 658–669.
- Hallford, D. J., Barry, T. J., Austin, D. W., Raes, F., Takano, K., & Klein, B. (2020). Impairments in episodic future thinking for positive events and anticipatory pleasure in major depression. *Journal of Affective Disorders, 260*, 536–543.
- Kroenke, K., Spitzer, R. L., & Williams, J. B. (2001). The PHQ-9: validity of a brief depression severity measure. *Journal of General Internal Medicine, 16*, 606–613.

物体画像の視認性が記憶における視聴覚相互作用に及ぼす影響

牧島 海渡

北海道大学文学院人間科学専攻

宇野 究人

東京大学大学院情報理工学系研究科

日高 聡太

上智大学総合人間科学部

複数の感覚モダリティへの情報入力間での相互作用は知覚・認知処理だけでなく記憶処理においても生じることが報告されており、感覚情報間の意味的一致性が要因の一つとされている。また、感覚間相互作用は感覚情報の強度が弱いほど、強く生じることが明らかになっている。本研究では、視覚物体記憶における感覚間相互作用が視覚画像の視認性が低い場合に増強されるのかを検討した。参加者は記銘時に自然音または無意味音を伴い呈示された視覚画像の再認判断を行った。その結果、意味的一致性をもつ自然音を伴った画像の再認正答率は無意味音を伴った場合よりも高いことが示された。重要なことに、この効果は記銘時の視覚画像の視認性が低いときにより強く生じた。一方、意味的に不一致な自然音を伴った場合には記憶の促進効果は見られなかった。これらの結果から、記憶における視聴覚相互作用は記銘時の視覚情報の視認性の低下により増強されることが示された。

Keywords: memory, audiovisual interaction, semantic congruency.

問題・目的

ヒトは複数の感覚器官に入力された情報を互いに関連付けることで、単一感覚情報よりも頑健な知覚・認知表象を形成する。低次の知覚処理において、感覚間相互作用は個々の感覚モダリティにおける入力強度が弱い場合においてより強く生じることが示されている（逆効力の法則；Stein et al., 2009）。

感覚間相互作用は記憶処理段階においても生じることが報告されている。Marian et al. (2021) は、物体画像（例：犬の画像）の記銘時に意味的に一致する音（例：犬の鳴き声）をともに呈示した場合、無意味音（ブープ音）を呈示した場合と比べて、後の視覚再認成績が高まることを示した。他方、意味的一致音を伴うことによる視覚再認成績の向上が見られないという知見も報告されている（Pecher & Zeelenberg, 2022）。逆効力の法則に基づくと、これまでの記憶における視聴覚相互作用に関する研究では視覚物体画像が明瞭であった（すなわち、感覚入力の強度が高かった）ため、音による影響が生じにくかった可能性がある。

そこで本研究では、記銘段階における視覚物体画像の視認性を低下させることによって、記憶における視聴覚相互作用（すなわち、意味的一致音の呈示による再認成績の向上）がより強く生じるのか検討した。

方法

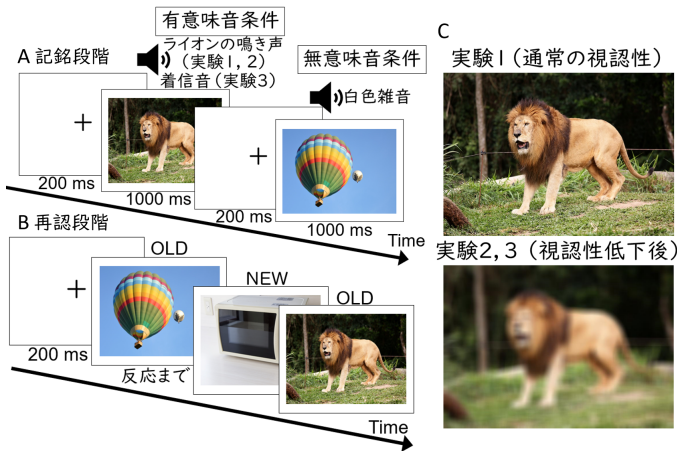
参加者 実験1に25名（女性8名，年齢： $M = 20.68$ 歳， $SD = 1.95$ 歳），実験2に26名（女性19名，年齢： $M = 20.96$ 歳， $SD = 2.21$ 歳；1名は手続きの不備により分析から除外），実験3に25名（女性20名，年齢： $M = 20.96$ 歳， $SD = 1.46$ 歳）が参加した。2つ以上の実験に参加した参加者は存在しなかった。

刺激 視覚刺激は140枚の物体画像であった。聴覚刺激は35個の環境音（有意味音）および白色雑音（無意味音）であった。刺激は事前に設定された8種類の物体カテゴリー（動物、家庭用品など）に該当するものを選定した。記銘段階における各条件の視聴覚刺激および再認段階で新たに呈示される画像は実験間で同一であった。

手続き 実験は記銘段階、計算段階、再認段階から構成された。記銘段階において、参加者は音を無視しながら、画面上に1枚ずつ呈示される物体画像を覚えるように教示された。200 msの注視点の後、画像が1000 ms呈示された。有意味音条件では、画像とともに意味的に一致する音（実験1および2）または不一致な音（実験3）を呈示した（Fig. 1A）。無意味音条件では、白色雑音を呈示した。聴覚刺激は1000 msの間呈示された。リハーサルを妨げるために5分間の計算課題を行った後、再認段階を実施した。参加者は、記銘段階で呈示された画像および新たに呈示される画像（計140枚）が記銘段階において呈示されていたかどうかを回答した（Fig. 1B）。画像は1枚ずつランダムな順番で呈示され、参加者が回答するまで呈示され続けた。

実験1の記銘段階では、未加工の画像を呈示した（Fig. 1C上）。実験2および3の記銘段階では画像の高空間周波数成分を除去した「ぼけ」のある画像を視認性の低下した視覚刺激として呈示した（Fig. 1C下）。全ての実験において、再認段階では未加工の画像を呈示した。

Figure 1. 実験手続きの模式図および各実験の記銘段階の画像例



結果

再認段階の1試行目に課題内容の確認を行った参加者の当該試行を除外した上で、有意味音条件と無意味音条件の再認正答率（記銘段階で呈示された画像を再認できた割合）を算出した。また、仮説検証のために、各実験における条件間の再認正答率の差分値を有意味音による成績の向上の度合いの指標として算出した。

各実験において、条件ごとの再認正答率に対して、対応のある片側t検定を実施した。その結果、実験1と2において、有意味音条件の再認正答率は無意味音条件よりも有意に高かった（Fig. 2A&B; 実験1: $t(24) = 1.79, p = .04, d_z = 0.36$; 実験2: $t(24) = 5.43, p < .001, d_z = 1.09$ ）。実験3では条件間に有意差は見られなかった（ $t(24) = 0.91, p = .19, d_z = 0.18$ ）。条件間の再認正答率の差分値について、実験1と2および実験2と3の間で差があるかを検討するため対応のない両側t検定を行った結果、実験2における条件間の差分値は実験1（ $t(48) = 2.56, p = .01, \text{Cohen's } d = 0.72$ ）および3（ $t(48) = 3.13, p = .003, \text{Cohen's } d = 0.89$ ）よりも有意に大きかった（Fig. 2C）。

実験間で参加者の反応傾向に差異があったかを検討するために、各実験の再認段階で新たに呈示された画像に対する再認正答率に対して対応のない分散分析を行った。その結果、実験間で新規画像に対する再認正

答率に有意差は見られなかった（ $F(2, 72) = 1.36, p = .26, \eta^2 = .04$ ）。

考察

本研究では、記銘時の物体画像の視認性を低下させることで、記憶における視聴覚相互作用が強まるか否かを検討した。実験1において、記銘時に意味的一致音が呈示された画像に対する再認正答率は無意味音を伴った画像よりも高いことが示され、Marian et al.

(2021)の知見は再現された。重要なことに、この視聴覚相互作用による記憶課題成績の促進効果は、記銘時に視認性が低下した物体画像を呈示した実験2では実験1より強く生じることが明らかになった。さらに、実験3の結果から、実験1と2で見られた視聴覚相互作用効果は、有意味音を呈示したことによる反応・判断バイアス（記銘段階で呈示された有意味音と意味的に一致する画像を「見た」と反応する傾向）や、実験間で画像セットを固定したことで画像の記憶しやすさが影響した可能性では説明できないことが示された。

以上の知見は、記銘時の感覚情報の入力強度に応じて感覚間相互作用の度合いが変化するという逆効果の法則が、記憶における感覚間相互作用においても働くという可能性を新たに示すものである。

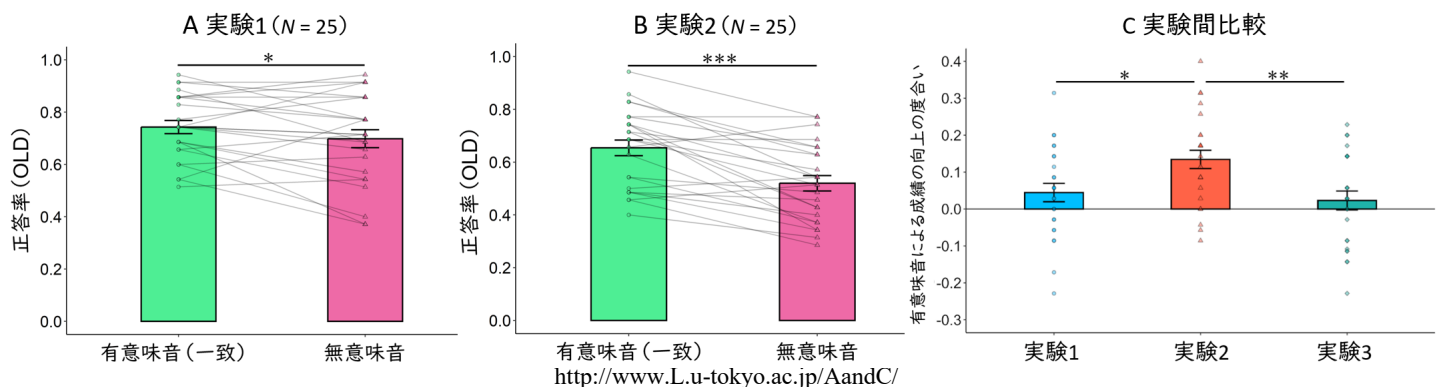
引用文献

Marian, V., Hayakawa, S., & Schroeder, S. R. (2021). Cross-modal interaction between auditory and visual input impacts memory retrieval. *Frontiers in Neuroscience, 15*, 661477. <https://doi.org/10.3389/fnins.2021.661477>

Pecher, D. and Zeelenberg, R. (2022). Does multisensory study benefit memory for pictures and sounds? *Cognition, 226*, 105181. <https://doi.org/10.1016/j.cognition.2022.105181>

Stein, B. E., Stanford, T. R., Ramachandran, R., Perrault, T. J., & Rowland, B. A. (2009). Challenges in quantifying multisensory integration: alternative criteria, models, and inverse effectiveness. *Experimental Brain Research, 198*(2-3), 113–126. <https://doi.org/10.1007/s00221-009-1880-8>

Figure 2. 各条件における old 刺激への再認正答率および実験ごとの条件間の再認正答率の差分値 (* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$, エラーバーは標準誤差)



視聴覚入力間の空間一致性は時間ずれへの急速再校正に影響しない

宇野 究人
日高 聡太

東京大学大学院情報理工学系研究科
上智大学総合人間科学部

非同期な光と音が一定順序で連続呈示されると、時間ずれを補填するように同時性知覚の変化が生じる（時間的再校正）。この再校正は光と音のペアを一回観察するだけでも生じる（急速再校正）。これまで、長期順応に伴う再校正が順応段階での光と音の空間一致性に影響を受けることが示されていた。そこで本研究では、急速再校正も同様に光と音の空間一致性に影響を受けるかどうか検討した。参加者は、「光-音-光」あるいは「音-光-音」の刺激系列を観察後、一対の光と音に対する同時性判断を行う、という試行を繰り返した。順応段階では、同一位置から光と音のペアが、異なる位置から残りの光あるいは音が呈示された。その結果、同時性判断は順応時に同一位置から発された光と音のペア内の順序には依存せず、最初の一対の光と音の提示順序に従い変化した。この結果は、急速再校正が空間一致性に依存せず、一対の視聴覚入力がなされた時点で生じる可能性を示している。

Keywords: temporal recalibration, rapid recalibration, multisensory perception, timing perception

問題・目的

複数のモダリティの入力間の同時性知覚は、直近の経験に応じて脳内で柔軟に調整される。特に、非同期な視聴覚刺激（光と音）が一定順序で数分間連続呈示されると、時間ずれを補填するように同時性知覚の変化が生じる（時間的再校正[1, 2]）。また、非同期な光と音のペアを一回観察するだけでも同時性知覚が変化することも示されている（急速再校正[3]）。

これまで多くの研究において、多感覚入力の時空間的な一致性が多感覚統合の基本的な手がかりとなることが示されてきた[4]。このことと整合して、長期（数分間）の順応に基づく再校正は、順応フェーズでの光と音の空間一致性によって影響を受けることが示されている[5]。しかし、急速再校正も同様に刺激間の空間一致性による影響を受けるかは明らかでない。そこで本研究では、まず急速再校正が本研究の実験環境で再現可能であることを確認した上で、順応フェーズでの光と音の空間一致性が急速再校正に影響する可能性について検討した。なお、全ての実験はOSFに事前登録した上で実施した。

実験1A, 1B

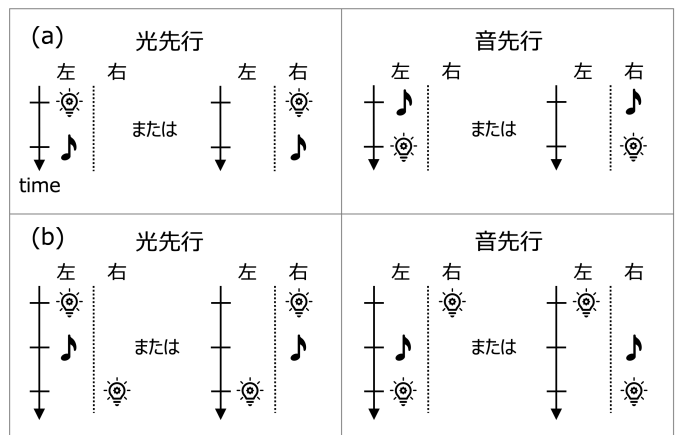
方法 24名の参加者が実験1Aと1Bの両方に参加した（女性18名、男性5名、未回答1名、年齢： $M = 19.5$ 歳、 $SD = 1.2$ 歳）。実験順は参加者間でカウンターバランスをとった。サンプルサイズは先行研究で報告された効果量（ $d_z = 0.93$ ）を $\alpha = .05$ 、 $1 - \beta = .95$ で検出できるように設計し、除外基準を適用後の有効なデータ数が規定の人数に達するまでデータを収集した。

実験は暗室で行われ、参加者から見て左右それぞれに1つずつ置かれたLEDライトとスピーカーから光と音が刺激として呈示された。

各試行は順応フェーズと同時性判断課題（SJ課題）から構成されていた。順応フェーズでは、参加者は光と音からなる刺激系列を観察し、その中に通常（赤い光と500 Hzの純音）とは異なる刺激（青い光あるいは1000 Hzの純音）が含まれていたか否かを回答した。SJ課題は順応フェーズの回答の直後に行われ、参加者は様々な時間ずれ（SOA）で呈示される光と音が主観的に同時と感じられたか否かを回答した。順応フェーズの刺激系列の順序や空間位置を操作することで、後続のSJ課題での判断が変化するかを検討した。

実験1Aの順応フェーズでは、光と音が1つずつ、200 msの間隔で同じ位置から呈示された。光が先行する条件と音が先行する条件が設けられた。実験1Bでは、「光-音-光」の順に3つの刺激が200 msの間隔で呈示された。左右のうち一方の位置からはいずれかの光と音のペアが、もう一方からは残りの光が呈示された。従って、同一位置の光と音のペアにおいて光先行と音先行の条件が設けられた（Figure 1）。

Figure 1. 実験1A (a), 1B (b)における順応条件の模式図



Note: 各刺激間の時間ずれ（SOA）は全て200 msであった。

結果・考察 各参加者について、SJ課題におけるSOAごとの同時判断率を求め、4パラメータからなる釣鐘型の心理物理関数でフィッティングし、光と音が最も同時であると判断される点（主観的同時点、PSS）を算出した（Table 1）。条件間でPSSの値が異なるか検討したところ、実験1Aでは光先行条件のPSSが音先行条件よりも有意に大きな値となり ($t(23) = 7.16, p < .001, d_z = 1.46, BF_{10} = 59711.72$)、急速再校正の再現性が確認された。一方で、実験1Bでは同一位置での刺激順序の効果は有意ではなく ($t(23) = 0.38, p = .708, d_z = 0.08, BF_{10} = 0.23$)、空間一致性による効果は確認されなかった。

実験1BのPSSはいずれの条件でも実験1Aの光先行条件のPSSに近い値を示したことから、「光-音-光」系列の最初の光と音の順序に基づく急速再校正が（空間一致性に依らず）生じていた可能性が考えられた。この可能性を検証するため、実験2では「光-音-光」に加えて「音-光-音」の刺激系列も順応フェーズの条件に加え、空間一致性に依らず最初の2つの刺激の順序によってPSSが変化するか調べた。

Table 1. 実験1の各条件におけるPSSの平均（単位：ms）

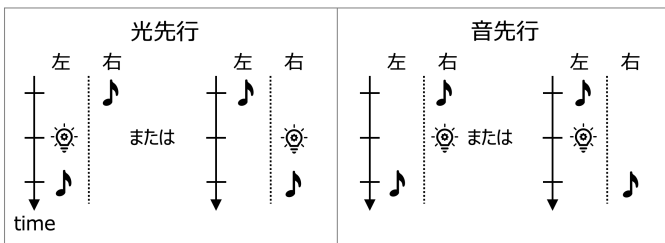
	光先行	音先行
実験1A	74.1 (8.4)	23.3 (7.7)
実験1B	61.0 (0.8)	63.7 (9.7)

Note: 括弧内の値は標準誤差を示す。

実験2

方法 実験1に参加していない24名（女性13名、男性11名、年齢： $M = 22.5$ 歳、 $SD = 3.9$ 歳）が実験に参加した。実験2の手続きは基本的に実験1Bと同様であった。ただし、「同一位置での刺激順序」に加えて「系列の種類」も新たに独立変数として操作され、実験1Bで用いられた「光-音-光」系列に加えて「音-光-音」の系列（Figure 2）が存在した。

Figure 2. 実験2の「音-光-音」系列の順応条件の模式図



Note: 各刺激間の時間ずれ（SOA）は全て200msであった。

結果・考察 各条件のPSSをTable 2に示す。算出されたPSSについて2要因の反復測定分散分析を行った結果、系列の種類の主効果が有意であり ($F(1, 23) = 9.43, p = .005, \eta_p^2 = .291, BF_{10} = 8.24$)、「光-音-光」系列の方が「音-光-音」よりもPSSが大きな値となった。この結果は、最初の光と音の順序に基づく急速再

校正が空間一致性に依らずに生じるという仮説と一致する。一方、同一位置での刺激順序の主効果 ($F(1, 23) = 0.01, p = .935, \eta_p^2 < .001, BF_{10} = 0.38$) は有意でなく、実験1Bと同様に空間一致性の効果は確認されなかった。有意な交互作用も見られなかった ($F(1, 23) = 3.23, p = .085, \eta_p^2 = .123, BF_{10} = 1.03$)。

Table 2. 実験2の各条件におけるPSSの平均（単位：ms）

	光先行	音先行
光-音-光	52.3 (9.0)	45.9 (7.7)
音-光-音	30.2 (6.7)	36.0 (6.8)

Note: 括弧内の値は標準誤差を示す。

総合考察

実験1Bおよび実験2において、同一位置での刺激順序の影響は確認できなかった。実験1Aで急速再校正自体は再現されたことから、実験手続き上の問題とは考えにくい。従って、急速再校正は順応フェーズにおける光と音の空間一致性には影響を受けない可能性が新たに示された。本研究で示された急速再校正に関する知見は、長期順応に基づく再校正が空間一致性によって影響を受けるという知見[5]とは一致せず、これら二つの再校正が異なるメカニズムに依拠する可能性を示すものである。

加えて実験2では、3つの光と音を連続呈示した場合に、空間一致性に依らず最初の2つの刺激の順序に応じた急速再校正が生じる可能性が示された。従って、急速再校正においては、複数の光と音のペアが想定される状況で空間一致性は再校正の手がかりとはならず、一対の視聴覚入力にのみ依存する（成立した）時点で直ちに同時性知覚の再校正が行われると考えられる。

参考文献

- [1] Fujisaki, W., Shimojo, S., Kashino, M., & Nishida, S. Y. (2004). Recalibration of audiovisual simultaneity. *Nature Neuroscience*, 7, 773–778.
- [2] Vroomen, J., Keetels, M., De Gelder, B., & Bertelson, P. (2004). Recalibration of temporal order perception by exposure to audio-visual asynchrony. *Cognitive Brain Research*, 22, 32–35.
- [3] Van der Burg, E., Alais, D., & Cass, J. (2013). Rapid recalibration to audiovisual asynchrony. *Journal of Neuroscience*, 33, 14633–14637.
- [4] Stein, B. E. (Ed.). (2012). *The new handbook of multisensory processing*. Cambridge, MA: MIT Press.
- [5] Yarrow, K., Roseboom, W., & Arnold, D. H. (2011). Spatial grouping resolves ambiguity to drive temporal recalibration. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 37, 1657–1661.

視触覚間の物体形状の一致性に基づく 視覚的注意の非自発的シフト

中島 亮一
宇野 究人

京都大学大学院情報学研究科

東京大学大学院情報理工学系研究科

視触覚相互作用の研究において、「球形を握ると球形の画像の検出が早くなる」のように、多感覚間の物体表象の一致性が目標指向的な注意制御に影響すると報告されている。しかし、多感覚間の物体表象の一致性が非自発的な視覚的注意のシフトを引き起こすかは明らかではない。そこで本研究では、手で握った物体（触覚刺激）と同形状の視覚刺激へ注意が不随意に向けられるかを検討した。実験では、参加者は、特定の形状の物体を左手で握りながら、画面上の注視点の上下いずれかに出現する矢印の向きを素早く右手で回答した。矢印が呈示される2箇所には、課題非関連の2種類の物体画像（握った物体と形状が同じ異なる物体画像）がそれぞれ先行呈示された。実験の結果、矢印の向き判断は、握った物体と同形状の画像が呈示された位置に矢印が出現した場合に逆位置よりも早かった。つまり、多感覚間の一致性が視覚的注意の非自発的シフトを励起すると考えられる。

Keywords: Visual attention, Involuntary attentional shift, Cross-modal interaction, Object recognition

問題・目的

人間の感覚器官は外界から絶えず大量の感覚情報を受け取っているが、人間は注意機能によって、その中から必要な情報を選択して処理している。ある空間位置に注意を向けると、その位置に呈示された刺激への反応が促進されることが知られているが、これはある感覚モダリティ内だけではなく、感覚モダリティを超えて生じることもある（Spence, 2010）。例えば、触覚手がかりによって示された位置に呈示された視覚刺激への反応は促進される。

さらに、複数の感覚モダリティからの入力間に意味概念の一致性があることによっても反応促進が起こることが報告されている（Iordanescu et al., 2008; List et al., 2014）。例えば、「丸い物体を握ると球形の標的刺激を見つけるのが早くなる」のように、視覚物体の探索課題において触覚からの入力と視覚ターゲットが物体表象を共有している場合には探索にかかる時間が短縮する（List et al., 2014）。このことは、感覚間の意味概念の一致性が自発的な（目標指向型の）注意制御に影響する可能性を示している。

一方で、非自発的な注意シフトが感覚間の意味概念の一致性に影響を受けるか（すなわち、探索対象ではない視覚刺激においても他のモダリティとの意味的一致性による効果が生じるのか）は未解明であった。そこで本研究では、「丸い物体を握ると球形の刺激を探していなくても、球形の位置に注意が向けられやすくなる」のように、視触覚間の物体形状の一致性によって非自発的な注意シフトが生じるかを検討した。具体的には、画面の上下に球と立方体の画像を呈示し、その後いずれかの位置に標的刺激（矢印）を呈示した。もし意味概念の一致性による非自発的な注意シフトが生じるなら、球形の物体を保持している時には、球画像位置に呈示された標的刺激への反応（矢印の向きの判断）が早くなると予想される。

実験

方法

実験参加者 実験1には36名が参加した（中程度の効果量 $f = 0.25$ を95%で検出可能なサンプルサイズを設計）。実験2には27名が参加した（実験1における球保持時の画像種類の単純主効果の効果量 $f = 0.40$ を95%以上で検出可能なサンプルサイズ）。実験3には36名が参加した（実験1と同数）。実験参加者は全員右利きであった。

実験刺激・装置・手続き 参加者は、暗室内で画面から57 cm離れた位置から画面を観察した（観察距離はアゴ台により固定）。実験はWindowsのPCで制御し、27インチの液晶ディスプレイに視覚刺激を呈示した。画面上に呈示される刺激は、木製の球と立方体の画像（ $2.5^\circ \times 2.5^\circ$ ）、標的刺激として左右いずれかを向いた矢印（ $0.9^\circ \times 1.3^\circ$ ）であった。反応にはテンキーパッドを使用した。

参加者の右手は反応に用いるキーの上に置かれ、左手は参加者から見えないように、机の上の非接触の覆いの中に手のひらが上になるように置かれた。

実験1では、木製の球（直径4.5 cm）を左手に保持する条件と、何も持たない条件を設けた。各試行ではまず画面中央に注視点呈示され、参加者は注視点呈示されたらすぐに左手を握るよう教示された。1000 ms後、注視点から視角5.0度上下の位置に、球と立方体の画像が呈示された。どちらの画像が上下いずれかに呈示されるかは試行ごとにランダムであった。300 ms後に画像は消え、同時にいずれかの画像の位置に矢印が1つ呈示された。参加者の課題は、矢印の向きを素早く正確に判断し、右手で対応するキーを押して回答することであった。先行呈示される画像は矢印の位置を予測するものではないため、無視するよう教示された。

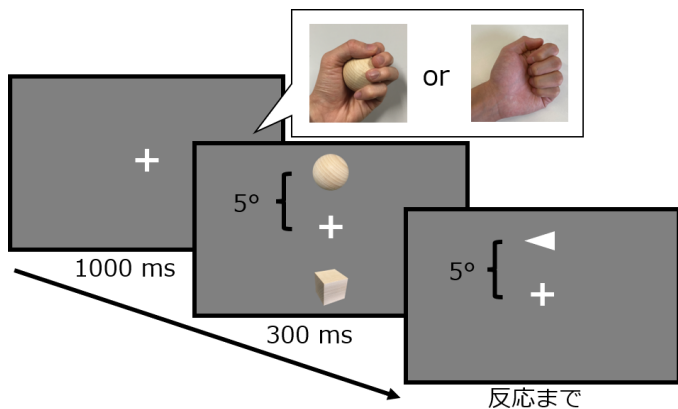


Figure 1 実験 1 の画面・触覚刺激の例

実験 2 では、先行画像の呈示時間を長くしても球の一致性効果が生じるか検討するため、先行画像の呈示時間が 300 ms の条件と 1000 ms の条件を設け、実験 1 と同様の実験を行った。実験 2 では、参加者はすべての試行で触覚刺激として球を保持した。

実験 1、2 の結果が球以外の形状の物体を保持した場合でも観察されるかを検討するため、実験 3 では球または木製の立方体(一辺が 3.0 cm)を保持する条件を設け、実験 1 と同様の実験を行った。先行画像の呈示時間は 300 ms で固定した。

結果と考察

実験結果(反応時間)をTable 1にまとめて示す。

実験 1 触覚刺激(球/なし)×矢印の位置に先行呈示された画像(球/立方体)の各条件につき、正答試行の平均反応時間を参加者ごとに算出した。その際、平均±3SDの範囲外の試行は分析から除外した。2 要因分散分析の結果、要因間の交互作用のみ有意であった($F(1, 35) = 5.05, p = .031, \eta_p^2 = .126$)。球を保持していると、球画像の位置に矢印が呈示された場合には立方体画像の位置に呈示された場合よりも反応時間が短くなった($F(1, 35) = 5.59, p = .02, \eta_p^2 = .138$)。触覚刺激を保持していない場合には画像種類間での反応時間の有意な差異は見られなかったため($F(1, 35) < 0.01, p = .953, \eta_p^2 < .001$)、画像間の顕著性が大きく異なっていたとは考えにくい。よって、球を握ることで課題非関連の球画像へ注意が非自発的にシフトし、後続の矢印の処理が促進されたと考えられる。

実験2 画像呈示時間(300 ms/1000 ms)×矢印の位置に先行呈示された画像(球/立方体)の2要因分散分析の結果、呈示時間の主効果($F(1, 26) = 4.76, p = .038, \eta_p^2 = .155$)および画像種類の主効果($F(1, 26) = 5.15, p = .032, \eta_p^2 = .165$)が有意であり、交互作用は有意ではなかった($F(1, 26) = 0.34, p = .564, \eta_p^2 = .013$)。つまり、画像呈示時間によらず視覚と触覚の一致性効果が見られた。また、画像呈示時間が長いほど反応時間も長かった。

実験3 触覚刺激(球/立方体)×矢印の位置に先行呈示された画像(球/立方体)の2要因分散分析の結果、触覚刺激の主効果($F(1, 35) = 4.91, p = .033, \eta_p^2 = .123$)および交互作用($F(1, 35) = 4.89, p = .034, \eta_p^2 = .123$)が有意であった。立方体を保持していると、立方体画像の位置に

矢印が呈示された場合には球画像の位置に呈示された場合よりも反応時間が有意に短かった($F(1, 35) = 4.84, p = .035, \eta_p^2 = .122$)。一方、実験1、2とは異なり、球を保持している場合において画像種類の有意な影響は見られなかった($F(1, 35) = 2.19, p = .148, \eta_p^2 = .059$)。この効果は同一課題内で保持する他の触覚刺激との関係性に依存する可能性があり(例えば、顕著な触覚刺激の影響のみが観察される)、今後詳細に検討する必要がある。

総合考察

本研究の結果は、視触覚間の物体形状の一致性によって非自発的な注意シフトが生じる可能性を示している。視覚探索課題を用いた研究では、標的刺激と触覚刺激が一致したときのみ注意シフト、つまり自発的な注意シフトのみが生じると報告されていた(List et al., 2014)。これは本研究結果とは整合しないように見えるが、先行研究では標的刺激の探索という目標指向型の注意制御プロセスによって非自発的な注意シフトが抑制されていたと考えれば、矛盾はしない(Maezawa et al., 2022)。本研究では、ドット・プローブ法に類似した課題を用いて自発的な注意制御を行う段階と非自発的な注意シフトが生じうる段階を分離し、後者における意味概念の一致性に基づく多感覚相互作用を明らかにした。視覚的注意の制御には、他のモダリティからの感覚入力との間に存在する意味概念の一致性に基づく処理が関与すると考えられる。

	先行呈示画像	
	球	立方体
実験 1: 触覚刺激		
球	432 ± 8	440 ± 10
なし	432 ± 7	432 ± 8
実験 2: 先行画像呈示時間		
300ms	453 ± 9	468 ± 13
1000ms	464 ± 9	476 ± 13
実験 3: 触覚刺激		
球	423 ± 6	427 ± 7
立方体	426 ± 7	418 ± 6

Table 1. 反応時間の結果: 平均±標準誤差、単位はms。

引用文献

Iordanescu, L., Guzman-Martinez, E., Grabowecky, M., & Suzuki, S. (2008). Characteristic sounds facilitate visual search. *Psychonomic Bulletin & Review*, 15, 548-554.

List, A., Iordanescu, L., Grabowecky, M., & Suzuki, S. (2014). Haptic guidance of overt visual attention. *Attention, Perception, & Psychophysics*, 76, 2221-2228.

Maezawa, T., Kiyosawa, M., & Kawahara, J. I. (2022). Auditory enhancement of visual searches for event scenes. *Attention, Perception, & Psychophysics*, 84, 427-441.

Spence, C. (2010). Crossmodal spatial attention. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1191, 182-200.

身体化された物体の心的回転は観察者の身体の向きに左右されない——空間的身体化説への反証——

武藤 拓之

大阪公立大学大学院現代システム科学研究科

人の身体に似せられた物体(身体化物体)は、抽象物体よりも素早く心的回転できる(身体優位性効果)。空間的身体化説によれば、身体化物体は内的な座標系を持つため、そこに観察者自身の身体軸を投影する視点変換方略を利用できることが身体優位性効果の一因である。この仮説を検証するために、本研究は身体化物体の心的回転を行う際の観察者の姿勢(身体の向き)を実験的に操作した。視点変換の研究では、投影対象の向きと一致する方向に観察者の身体を傾けると視点変換の所要時間が短縮するという姿勢一致性効果が知られている。したがって、もし身体化物体の心的回転に身体軸の投影が関与しているのであれば、観察者の姿勢が身体化物体の向きと一致した条件では不一致条件よりも反応時間が短縮すると予想される。ところが、事前登録した実験(N=36)の結果、姿勢一致効果は反応時間の切片と傾きのどちらに対しても認められなかった。この結果は空間的身体化説への反証として解釈できる。

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

問題・目的

人の身体に似せられた物体(身体化物体)は、抽象物体よりも素早く心的回転できる(身体優位性効果)。そのメカニズムとしてAmorim et al. (2006)が提案した候補のひとつに空間的身体化説(spatial embodiment account)がある。この説によれば、身体化物体は内的な座標系(i.e., 上-下, 前-後, 左-右)を持つため、そこに観察者自身の身体軸を投影する視点変換方略を利用できることが身体優位性効果の一因である。実際、心的な視点変換は多くの場面において心的な物体変換よりも効率的であることが知られている(e.g., Wraga et al., 2000)。

空間的身体化説を検証するために、本研究は身体化物体の心的回転を行う際の観察者の姿勢(身体の向き)を実験的に操作した。視点変換が要求される視空間的視点取得課題を用いた研究では、視点を投影する対象の向きと一致する方向に観察者の身体を傾けることで反応時間が短縮するという姿勢一致性効果が知られている(e.g., Kessler & Thomson, 2010)。したがって、もし身体化物体の心的回転に身体軸の投影が関与しているのであれば、観察者の姿勢が身体化物体の向きと一致した条件では不一致条件よりも反応時間が短縮すると予想される。

方法

本研究は大阪公立大学大学院現代システム科学研究科研究倫理委員会の承認を得て実施した。本研究のプロトコルはOSFに事前登録した(<https://osf.io/7zrpf>)。

サンプルサイズ設計 姿勢と角度差を参加者内要因として操作したこれまでの視空間的視点取得研究において、角度×姿勢の交互作用の効果量 η_p^2 はおよそ.473から.603の範囲であったが、身体化物体の心的回転における姿勢一致効果の大きさは未知であったため、本研究では最小関心効果量を保守的に $\eta_p^2 = .35$ と見積もった。G*Power 3.1.9.7による検定力分析の結果、 $\eta_p^2 = .35$ を $\alpha = .05$, $1 - \beta = .95$ で検出するために必要なサ

ンプルサイズは31と計算されたため、カウンターバランス要因を考慮しつつ、余裕を持って目標サンプルサイズを36とした。

参加者 大阪公立大学または大阪府立大学の大学生・大学院生36名(女性20名・男性16名)をSONA Systemでリクルートした(参加報酬はコースクレジットまたは謝金1,000円)。参加者の年齢は18—35歳であり、平均年齢は21.2歳であった。

刺激と装置 武藤(2023)が使用したのと同じ身体化物体の画像を刺激として用いた(Figure 1)。観察者と物体の水平方向の角度差(視点差)が45度または135度の正立画像を標準刺激として画面中央に提示し、その上部に、その標準刺激またはその鏡像を観察者の前額平行面で0度・±80度・±160度回転させた比較刺激を提示した。刺激は24.5インチのLCDモニター(1,920 × 1,080 px)に提示された。観察距離が57 cmとなるように顎台を使用した。参加者は回転椅子に座り、反応用のテンキーを膝の上に置いた。参加者の頭部を顎台に載せた状態で椅子を左右いずれかに90度回転させることで、観察距離を一定化しつつ参加者の姿勢を操作した。

Figure 1

本研究で使用した標準刺激
観察者との視点差: 45度 観察者との視点差: 135度

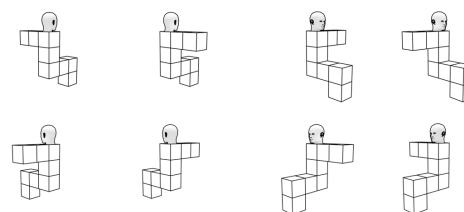
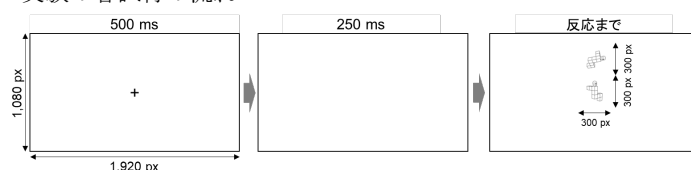


Figure 2

実験の各試行の流れ



手続き 実験の各試行では、注視点が500 ms提示された後で250 msのブランクを挟んで刺激画像が提示された (Figure 2)。参加者の課題は、提示された2物体が同一である場合には右手の人差し指でテンキーの8を、異なる場合には左手の人差し指でテンキーの2を、なるべく速く正確に押すことであった。

試行数は80試行×8ブロックの計640試行であった。姿勢はブロックごとに交互に操作し、順序は参加者間でカウンターバランスした。各ブロックでは、観察者との視点差 (2) × 水平方向の回転方向 (2) × 比較刺激の前額平行面の回転角度 (5) × 標準刺激の伸びている腕 (2) × 比較刺激の伸びている腕 (2) の組み合わせから成る80試行がランダムな順序で提示された。

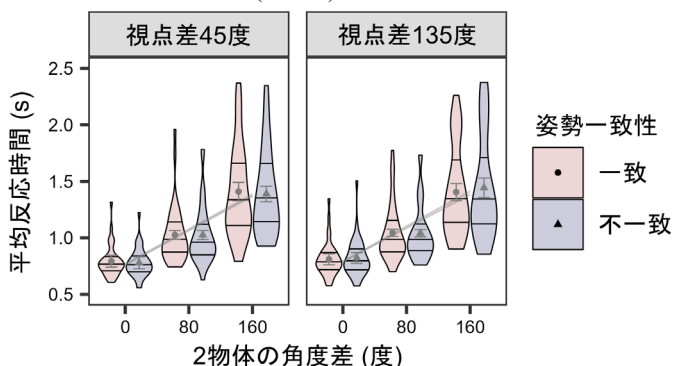
結果

従来の心的回転研究に倣い、同じペアが提示された試行のみを分析対象とした。また、誤答試行 (4.8%) および反応時間がセルごとに中央値+3×MADよりも長かった試行 (5.4%) は分析から除外した。参加者の姿勢が身体化物体の水平方向の回転方向と同じであった試行を一致条件、異なっていた試行を不一致条件として姿勢一致性を定義した。

参加者×姿勢一致性×観察者との視点差×2物体の角度差の組み合わせごとに計算した平均反応時間に対して、Chi-Mullerのεで自由度を補正した2 (姿勢一致性) × 2 (観察者との視点差) × 3 (2物体の角度差) の反復測定分散分析を実施した (Figure 3)。分析の結果、2物体の角度差の主効果は有意であったが ($F(1.2, 41.96) = 117.95, p < .001, \eta_p^2 = .771, BF_{01} = 7.34 \times 10^{19}$)、姿勢一致性 ($F(1, 35) = 0.83, p = .831, \eta_p^2 = .001, BF_{01} = 0.11$) と視点差 ($F(1, 35) = 2.28, p = .140, \eta_p^2 = .061, BF_{01} = 0.54$) の主効果は有意ではなかった。また、交互作用はいずれも有意でなかった ($p > .087, \eta_p^2 < .082, BF_{01} < 0.49$)。

続いて、2物体の角度差を説明変数とする単回帰モデルを参加者×姿勢一致性×観察者との視点差の組み合わせごとに最小二乗法で当てはめて反応時間の傾きを計算した。傾きに対する2 (姿勢一致性) × 2 (観察者との視点差) の反復測定分散分析の結果、姿勢一致性

Figure 3
条件ごとの平均反応時間 (N = 36)



注) エラーバーは Baguley (2012) の方法による参加者内 95%信頼区間。実線は条件ごとに角度差で回帰した回帰直線。バイオリンプロットはカーネル密度と四分位数を示す。

の主効果 ($F(1, 35) = 0.26, p = .263, \eta_p^2 = .008, BF_{01} = 0.23$) と視点差の主効果 ($F(1, 35) = 0.01, p = .921, \eta_p^2 < .001, BF_{01} = 0.22$) はいずれも有意ではなく、交互作用も非有意であった ($F(1, 35) = 0.72, p = .402, \eta_p^2 = .020, BF_{01} = 0.36$)。

最後に、2物体の角度差が0度のときの反応時間 (i.e., 切片) に対する2 (姿勢一致性) × 2 (観察者との視点差) の反復測定分散分析を行った結果、反応時間は視点差が45度のときよりも135度のときの方が有意に長かったが ($F(1, 35) = 10.12, p = .003, \eta_p^2 = .224, BF_{01} = 13.0$)、姿勢一致性の主効果は有意ではなく ($F(1, 35) = 0.03, p = .868, \eta_p^2 < .001, BF_{01} = 0.24$)、交互作用も認められなかった ($F(1, 35) = 3.86, p = .058, \eta_p^2 = .099, BF_{01} = 1.43$)。

考察

本研究は、身体化物体の心的回転課題において観察者の身体の向きと身体化物体の向きの一致性が反応時間に及ぼす影響を検証した。実験の結果、姿勢の一致・不一致による心的回転のパフォーマンスの差は認められなかった。この結果は、観察者の身体軸と物体の内的な軸の角度差が小さいほどパフォーマンスが向上するという空間的身体化説の予測とは一致しない。

空間的身体化説への反証として、オンライン実験を用いた武藤 (2023) は、観察者と身体化物体の視点差が大きいほど心的回転の反応時間の傾きが小さくなるという、空間的身体化説とは正反対の結果を示した。一方、本研究では反応時間の傾きに対する視点差の効果は見られなかったが、2物体の角度差が0度のときに視点差が大きいほど反応時間が増加するという、空間的身体化説と矛盾しない結果が得られた。これを踏まえて事後の探索的分析を行ったところ、80度条件と160度条件の反応時間に対しては視点差の主効果は有意ではなかったため ($p > .334, BF_{01} < 0.25$)、本研究で見られた視点差効果は心的回転が不要な0度条件に特異的な現象であることが示唆された。したがって、本研究の結果は心的回転自体に対する身体優位性効果の説明としての空間的身体化説の証拠とはみなせない。

以上より、本研究の結果は空間的身体化説への反証とみなすことができる。したがって、心的回転における身体優位性効果は、刺激への熟知性、利用可能な空間的手がかりの数、身体に対する全体処理、内的な自動模倣といった他の要因やプロセスに起因すると考えられる。

引用文献

- Amorim, M.-A., Isableu, B., & Jarraya, M. (2006). Embodied spatial transformations: "body analogy" for the mental rotation of objects. *Journal of Experimental Psychology: General*, 135(3), 327–347. <https://doi.org/10.1037/0096-3445.135.3.327>
- Baguley, T. (2012). Calculating and graphing within-subject confidence intervals for ANOVA. *Behavior Research Methods*, 44(1), 158–175. <https://doi.org/10.3758/s13428-011-0123-7>
- Kessler, K., & Thomson, L. A. (2010). The embodied nature of spatial perspective taking: Embodied transformation versus sensorimotor interference. *Cognition*, 114(1), 72–88. <https://doi.org/10.1016/j.cognition.2009.08.015>
- 武藤 拓之 (2023). 心的回転における身体優位性効果は身体軸の投影では説明できない——事前登録したオンライン実験による空間的身体化説への反証—— 日本基礎心理学会第42回大会 (豊橋) .
- Wraga, M., Creem, S. H., & Proffitt, D. R. (2000). Updating displays after imagined object and viewer rotations. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 26(1), 151–168. <https://doi.org/10.1037/0278-7393.26.1.151>

順応によって変化した顔表象の可視化

嶺本 和沙
上田 祥行

京都大学人と社会の未来研究院
京都大学人と社会の未来研究院

It is known that face perception is distorted by adaptation under the influence of prior stimuli, but no study has directly shown how the perception is distorted. The aim of this study was to visualize participants' distorted face representations by adaptation using a reverse correlation image classification method (Mangini & Biederman, 2004). Participants adapted to either a high or low attractiveness face and then memorized a base face created by averaging the high and low attractiveness faces. Then, two images with the same pattern of light and dark inverted noise (e.g., white pixels turning black) added to the base face were presented, and participants chose the one that was closer to the face they memorized. After averaging the added noise based on the participant's choice, it was visualized that the same face was represented as more attractive after adaptation to the low attractiveness face, compared to after adaptation to the high attractiveness face. This study is the first to actually show how face perception is distorted by adaptation.

Keywords: adaptation, aftereffect, facial representation, attractiveness, reverse correlation image classification.

問題・目的

顔が持つ様々な情報 (e.g., identity, 表情, 魅力等) の認知は先行呈示される顔の影響を受けて変容することが知られている。この現象は順応と呼ばれ、私たちの認知が外界の環境に合わせて変化していることを示している (レビューとして Minemoto & Ueda, 2022)。これまでの顔の順応研究の手続きでは、順応刺激の呈示されない統制条件や順応刺激の持つ特徴に応じて、同じ刺激に対する評定 (e.g., 魅力度) や認知カテゴリ (e.g., 喜びに見えるか見えないか) がどのように変化するかを検討していた。しかしながら、この方法は順応の影響を間接的に観察しており、参加者の判断によって結果が歪められる可能性が排除できない。

本研究はより直接的に順応の影響を示すために、逆相関法 (RCIC; reverse correlation image classification; Mangini & Biederman, 2004) を用いて、順応によって変容した参加者の顔表象を可視化することを目的とした。RCICでは、ベースとなる顔に同じパターンで明暗が逆転したノイズを加えた2枚の画像を対呈示し、参加者は、観察した顔表象の特徴 (e.g., 魅力的な顔) により合致した方の画像を繰り返し選択するよう教示される。その後、参加者の選択に基づいて付加されたノイズを平均することで、参加者の持つ顔表象を可視化することができる。

方法

参加者 20名 (女性 10名, 平均 21.15歳, SD = 1.85)
刺激 KRC 表情画像データベース (Ueda et al., 2019) より、最も魅力度評定が高い女性 (高魅力顔) と低い女性 (低魅力顔) の中性表情を使用した。また、ベース顔として高魅力顔と低魅力顔の平均顔を、モーフィングにより作成した。画像はいずれも髪や輪郭の特徴を除くために楕円形に切り取られ、特徴的な要素 (e.g., ほくろ) は画像加工により除去された。

手続き 実験は3日に渡って行われた。1日目と2日目は連続した日に実施され、3日目は、1日目の1週間後に実施された。実験開始はすべての日で同じ時間とした¹⁾。1, 2日目はいずれも順応条件が実施され、高魅力顔か低魅力顔のどちらかが1日目に順応刺激として使用され、2日目は1日目に使用されなかった顔が順応刺激として使用された。順応刺激の順番は参加者間でカウンターバランスした。3日目は順応刺激が呈示されない統制条件が実施された。

順応条件 最初に順応刺激 (高魅力顔か低魅力顔) が5分間呈示され、呈示終了10秒前にアラームが鳴った。参加者は順応刺激に対して、「判断や記憶などを行う必要はないが、見るのが大事な過程なので故意に目をそらしたりつぶったりしない」ように教示された。その後ベース顔が20秒呈示され、参加者は「この顔は後の課題で使用するためしっかりと覚える」ように



Figure 1. (左) ベース顔, (中・右) 選択課題で対呈示された刺激例

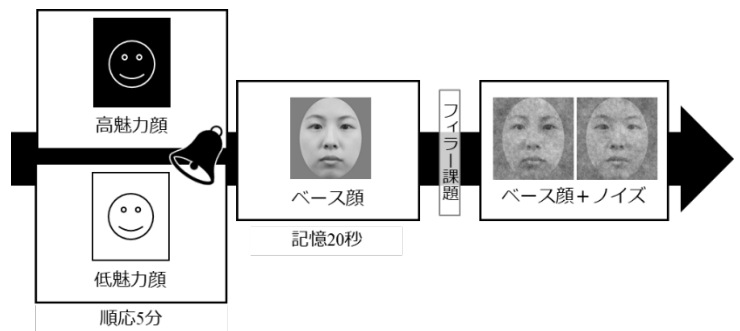


Figure 2. 順応条件の流れ

教示された。5 分間のフィラー課題（ナンバープレース）を実施した後、ベース顔に RCIC 用のノイズを加えた 2 枚の画像（Figure 1）を左右に対呈し、参加者は記憶したベース顔により近い画像をキー押しで選択するように教示された。RCIC 用の画像は 450 ペアが呈示され、参加者は 100 試行ごとに休憩をとることができた。実験の流れを Figure 2 に示す。

統制条件 最初に順応刺激を呈示しなかった以外は、順応条件と同じ手続きであった。

3 日目の統制条件の実験が終了した後、参加者は個人特性に関する質問紙（日本語版 Ten Item Personality Inventory, 日本語版 Appearance Schemas Inventory, 日本語版 Rosenberg Self Esteem Scale）に回答した。

結果

高魅力顔順応条件・低魅力顔順応条件・統制条件それぞれについて、各参加者の表象が可視化された画像を平均した画像を Figure. 3 に示す。

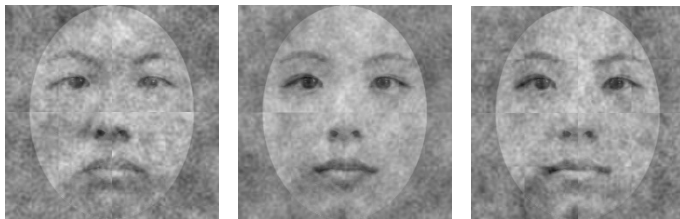


Figure 3. 参加者が選択した画像のノイズを平均し、ベース顔に重ねたもの。（左）高魅力顔順応条件、（中）低魅力顔順応条件、（右）統制条件

低魅力顔の順応後は、高魅力顔の順応後に比べて、同じ顔であってもより魅力的な顔として表象されることが可視化された。

考察

本研究では、順応による顔知覚の変化を直接的に観察するために、RCIC を用いて高魅力顔・低魅力顔に順応した後、および順応しなかった場合の顔表象を可視化した。RCIC によって得られた顔表象画像の傾向は、魅力度の順応について、同じ刺激に対して魅力的に見えるか否かの二肢強制選択課題を用いて検討した先行研究（Ying et al., 2019）と同じ傾向を示しており、RCIC が順応による顔知覚の変化を直接的に可視化する手法として適切であることを示すことができた。

今後 RCIC により得られた顔表象画像について、RCIC に参加しなかった新たな参加者によって魅力度評定を行い、統計的な分析を行う予定である。さらに、顔の順応の影響が高魅力顔と低魅力顔で異なるのかを検討するために、統制条件と、高魅力顔順応条件・低魅力顔順応条件の評定値それぞれを比較する。本研究で用いたベース顔は、高魅力顔と低魅力顔の平均であるため、物理的な特徴の差分は等しい。高魅力顔順応

と低魅力顔順応による影響が物理的な特徴の差分に依存していれば統制条件からの評定値のずれは同程度になるが、物理的な距離以外の影響があるならば、非対称な結果が得られると考えられる。また、実験参加者の個人特性とこれらのばらつきの間に関係性があるかどうかについても探索的に検討する。

結論

本研究は、RCIC を用いて、順応によって変化する顔表象を画像として可視化した。顔の知覚がどのように変容するのかを実際に示した初めての研究である。

脚注

¹実験者や参加者の突然のスケジュール変更により 3 名がこの日程から逸脱したが、いずれも 1 日目と 2 日目の間には 24 時間以上、2 日目と 3 日目の間は 6 日間以上あけて実施した。

引用文献

- Han, S., Shen, J., Wang, X., Guo, Z., Liu, S., Gan, Y., Xu, Q., & Zhang, L. 2023. The impact of repeated exposure on facial attractiveness: The role of cognition and emotion. *Current Psychology*, 42, 25379–25390
- Mangini, M. C., & Biederman, I. 2004. Making the ineffable explicit: Estimating the information employed for face classifications. *Cognitive Science*, 28, 209–226.
- Minemoto, K., & Ueda, Y. 2022. Face identity and facial expression representations with adaptation paradigms: New directions for potential applications. *Frontiers in Psychology*, 13, 988497.
- Ueda, Y., Nuno, M., & Yoshikawa, S. 2019. Development and Validation of the Kokoro Research Center (KRC) Facial Expression Database. *Psychologia*, 61, 221–240.
- Ying, H., Burns, E., Lin, X., & Xu, H. 2019. Ensemble statistics shape face adaptation and the cheerleader effect. *Journal of Experimental Psychology: General*, 148, 421–436.

空間周波数帯域間での人間らしさの知覚の不一致は不気味さを喚起するか¹

伊藤 資浩
鈴木 敦命

中京大学心理学部心理学科

東京大学大学院人文社会系研究科

人間の特徴と機械的特徴を併せ持つロボットの顔は人間らしさの知覚に不一致を生じさせ、観察者に不気味な印象を与えることがある。しかし、そのような人間らしさの知覚の不一致はあらゆる顔で生じうるのか、また、それが顔に対する不気味な印象に関連するのかは不明である。そこで、本研究では、異なる空間周波数帯域の特徴を抽出したロボットと人間の顔画像を用いて、人間らしさに関する知覚の不一致と不気味さの関連を検証した。その結果、特定の空間周波数帯域の情報だけを含む顔画像は元の顔画像よりも人間らしいと知覚されやすかった。重要なことに、この知覚的不一致は、元画像の顔に対して感じる不気味さと正の相関があった。視覚系が顔を含むオブジェクト処理において空間周波数分析を行うという指摘を踏まえると、本研究で観測された知覚の不一致は、実生活のあらゆる顔で生じうるものであり、不気味な印象を与える普遍的な要因となることが示唆される。

Keywords: uncanny valley, face perception, spatial frequency, perceived humanness, perceptual mismatch.

問題・目的

不気味の谷現象とは、ロボットの外見が人間に近づくほど好感度は向上するが、外見の類似性がある地点に達すると好感度が急落する現象である（森, 1970）。不気味の谷のメカニズムについて、多くの仮説が提案されており、その一つに知覚的不一致仮説がある（Kätsyri et al., 2015）。この仮説は、人間らしさについて相反する印象を与える特徴（例えば、人間的な皮膚と機械的な目; MacDorman & Chattopadhyay, 2016）を併せ持つロボットが不気味さを喚起させると予測する。しかし、知覚的不一致仮説の検証は特殊な画像処理を施したロボットの画像を用いて行われてきた。したがって、人間らしさの知覚の不一致が現実世界に存在する様々なロボットによって喚起される不気味さと関連があるかどうかは不明である。

そこで、本研究は、顔知覚と空間周波数（spatial frequency; SF）の関係性に注目し、知覚的不一致仮説の拡張を試みた。具体的には、社会的相互作用のために開発された現実のロボットや人間の顔画像について、異なる SF 帯域の情報を抽出した画像（low-SF [LSF], middle-SF [MSF], high-SF [HSF] 画像）を用いて、人間らしさに関する知覚の不一致と不気味さの関連を検証した。本研究における知覚的不一致は、元画像、LSF, MSF, そして HSF 画像間の人間らしさの差の絶対値として定義した。人間の視覚システムは、視覚情報の符号化の際に SF 分析することが知られており、各 SF 帯域の情報処理は異なる時間特性や神経基盤を有する（Jeantet et al., 2019）。そのため、SF に基づく顔情報の分析と統合の間に人間らしさに

関する異なる印象が生じ、その不一致が不気味さを喚起させると予測した。すなわち、知覚的不一致と元画像の好感度との間に負の相関がある（不気味さとの間に正の相関がある）と予測した。

方法

参加者 200名の成人がCrowdWorks経由で実験に参加した。除外基準を適用した175名（評価次元 [人間らしさ, 好感度; 参加者間要因] と評価画像 [元画像, LSF画像, MSF画像, HSF画像; 参加者間要因] の計8条件について、各19–24名）を分析対象とした。

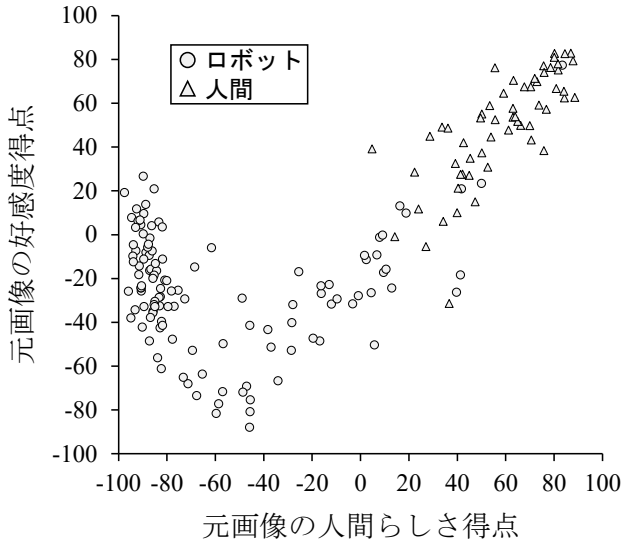
刺激 Mathur et al. (2020) が用いた社会的相互作用のために開発された実在する122枚のロボットと60枚の人間の顔画像データベースから元画像を選択した。そして、各画像の顔幅を測定し、SFフィルタ処理を施した。カットオフ値は5 (LSF画像), 8–13 (MSF画像), 20 (HSF画像) cycles/face widthとした。

手続き ランダムに割り振られた実験条件に基づいて、刺激画像が画面中央に呈示された。人間らしさの評価は、-100「機械的/モノ」から100「人間」までの視覚的アナログスケール (VAS) で行われた。好感度の評価は-100「不気味である」から100「不気味でない」までのVASで行われた。刺激画像のうち、固定された4枚（機械的ロボット, アンドロイド, 女性の人間, 男性の人間）は練習試行として最初に呈示された。残りの178枚の画像評価を分析対象とし、刺激はランダムな順序で呈示された。

結果

元画像の人間らしさと好感度をプロットした散布図がFigure 1である。その結果、不気味の谷 (U字型の関係) が生じた。

Figure 1 元画像の人間らしさと好感度の関係



重要なことに、各フィルタ処理後画像の人間らしさの評価から元画像の人間らしさの評価の差分を算出したところ、各フィルタ処理後画像は概して元画像よりも人間らしいと知覚されやすかった。具体的には、元画像の人間らしさに対するそれぞれの差分は上に凸の非線形関係が認められた (Figure 2)。

最後に、元画像と各フィルタ処理後画像間での人間らしさの評価の差分 (絶対値) を知覚的不一致に関する指標として算出し、元画像の好感度との関連を検討した (Figure 3)。ピアソンの相関係数を算出したところ、知覚不一致指数は元画像の好感度と負の相関を示した (LSF画像: $r = -.15$, $p_{adj} = .124$, MSF画像: $r = -.29$, $p_{adj} < .001$, HSF画像: $r = -.31$, $p_{adj} < .001$)。

考察

本研究は、異なるSF帯域のフィルタ処理後画像を用いて、不気味の谷現象における知覚的不一致仮説の拡張を試みた。重要なことに、元画像と各フィルタ処理後画像の間での人間らしさの知覚の違いは元画像の顔の好感度と負の相関 (不気味さと正の相関) があり、知覚的不一致と不気味さの関連が支持された。

Figure 2 人間らしさの評価の差分

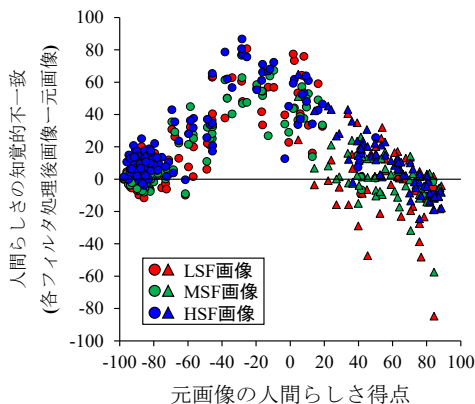
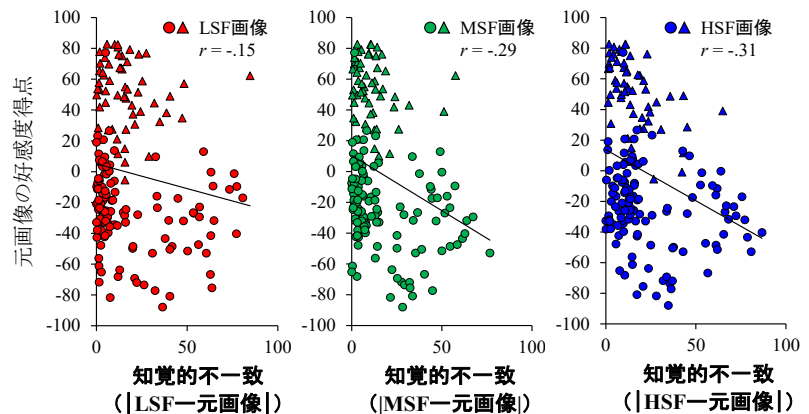


Figure 3 知覚的不一致指数と元画像の好感度の相関関係



注) 丸プロットはロボット、三角プロットは人間の顔画像を示す。

知覚的不一致仮説を支持する従来の研究の多くは、人間的特徴と機械的特徴の両方を併せ持つ特殊な顔画像が用いられてきた。これに対して、本研究では社会的相互作用のために開発された実際のロボットや通常の人間の画像を用いた。そして、知覚的不一致を異なるSF情報を持つ顔の間で知覚される人間らしさの不一致として定義した。我々の視覚システムが顔やオブジェクトの知覚において、SF分析を行う指摘を踏まえると (Jeantet et al., 2019), こうした人間らしさの知覚の不一致はあらゆる顔に対して実生活でも生じ得るものであり、不気味な印象を引き起こす普遍的な要因となることが示唆された。

結論

本研究は、あらゆる顔について自然に起きうる人間らしさの知覚の不一致と不気味の谷現象との関係を明らかにした。これは知覚的不一致仮説のより広範な適用可能性を示すものである。

脚注

¹本研究は日本基礎心理学会第41回大会の発表内容を含む。本稿提出時点 (2024/2/16) において、本研究結果は学術誌 *Perception* で査読中である。

引用文献

Jeantet, C., Laprevote, V., Schwan, R., Schwitzer, T., Maillard, L., Lighizzolo-Alnot, J., & Caharel, S. (2019). Time course of spatial frequency integration in face perception: An ERP study. *International Journal of Psychophysiology*, *143*, 105–115.

Kätsyri, J., Förger, K., Mäkiräinen, M., & Takala, T. (2015). A review of empirical evidence on different uncanny valley hypotheses: Support for perceptual mismatch as one road to the valley of eeriness. *Frontiers in psychology*, *6*, 390.

MacDorman, K. F., & Chattopadhyay, D. (2016). Reducing consistency in human realism increases the uncanny valley effect; increasing category uncertainty does not. *Cognition*, *146*, 190–205.

Mathur, M. B., Reichling, D. B., Lunardini, F., Geminiani, A., Antonietti, A., Ruijten, P. A., ... & Aczel, B. (2020). Uncanny but not confusing: Multisite study of perceptual category confusion in the Uncanny Valley. *Computers in Human Behavior*, *103*, 21–30.

森 政弘 (1970). 不気味の谷 *Energy*, *7*(4), 33–35.

顔表情から読み取られる快感情と物理的・概念的な上空間情報の結びつき

澤田 玲子
中島 亮一
熊田 孝恒

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

上位置に呈示された快表情は素早く応答されることが報告されている。しかし、上位置への呈示によって快感情の認識が早められたのか、快感情によって上位置の顔認識が早められたのかは十分検討されていない。また、感情と結びついた空間情報は物理的位置なのか、空間に関する概念を含むのかも検討されていない。そこで本研究では、快・不快表情と上・下位置に呈示された文字または上・下を意味する図形を逐次呈示し、感情価または上下空間に関する判断の反応時間を比較した。その結果、上概念を示す図形に続く快表情が素早く認識され、快表情後の上位置に呈示された文字または図形による上方向情報が素早く認識された。つまり、上空間情報によって快感情認識が、快感情によって上空間に関する認識が早められるという双方向の影響が見られた。また、表情から読み取られる感情と結びついた空間情報には物理的位置だけでなく空間概念を含むことが示唆された。

Keywords: facial expression, emotional valence, vertical space, spatial metaphor

問題・目的

「気分が上がる」などのような感情表現で見られる空間のメタファーは、快感情に対して上向きの方角性を与えることでその感情の概念の理解を促していると考えられている。このような感情と空間の結びつきは、言語表現のみでなく、顔表情を含めた非言語刺激の感情認識においても見られる。例えば、複数の顔表情刺激からひとつ異なる顔表情刺激を探索するとき、下位置に比べ上位置に呈示された喜び表情がより素早く検出される(Damjanovic & Santiago, 2016)。また、下位置に比べ上位置に呈示されたときに喜び表情から感情が素早く認識される(Lynott & Coventry, 2014)。

しかし、快感情と上空間の相互関係、つまり上空間によって快感情認識が早められるのか、快感情によって上空間の顔認識が早められるのか、は十分明らかではない。そこで本研究では、感情情報と空間情報を逐次呈示し、表情の快感情認識に対する上空間情報の影響(実験1)と上空間関連情報の認識に対する快感情表情の影響(実験2)を調べた。同様の課題を用いた先行研究によると、不快感情に比べて快感情は後続の上空間認識を早めることが報告されている(例えば、Amorim & Pinheiro, 2019)。一方、感情価認識に対する上下空間情報の影響の有無について、結果は一致していない(Ansorge et al., 2013; Meier & Robinson, 2004)が、別の課題を用いた研究では、上向きの運動は記憶想起や気分ポジティブバイアスを生じさせることが示されている(例えば、Casasanto & Dijkstra, 2010)。これらの先行研究を踏まえ、本研究では快感情と上空間が相互に影響するという仮説を立てた。さらに、快感情と結びついた空間情報は物理的に上位置であることなのか、上空間に関する概念も含むのかを調べるために、空間情報刺激として、上下位置に呈示される文字と上下概念を示す図形を用いて実験を行った。

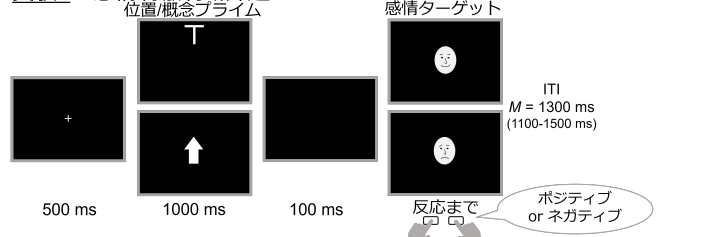
方法

刺激

感情刺激 不快-快感情の組み合わせに、悲しみ-喜びと怒り-喜びセットを選んだ。各セットに対し、KRC顔表情データベース(Ueda et al., 2019)から男女5名ずつの顔写真を選び、髪の毛等を除いたグレースケール画像を用意した。
空間刺激 上下位置刺激として、画面の上・下位置に呈示されるTまたはF(位置条件)を、上下概念刺激として、上・下向きの矢印と三角形(それぞれ矢印条件、三角形条件)、上・下位置に線分のある円(スリット条件)を用いた。

手続き 実験1では、空間刺激をプライム、感情刺激をターゲットとして呈示し(Fig 1上)、参加者には顔表情の感情価判断を求めた。実験2では、感情刺激をプライム、空間刺激をターゲットとして呈示し(Fig 1下)、参加者には上・下位置に呈示された文字の判断、あるいは図形が示す上・下の判断を求めた。両実験で、感情刺激と位置条件を除く空間刺激を画面中央に呈示した。

実験1 感情刺激判断課題



実験2 空間刺激判断課題

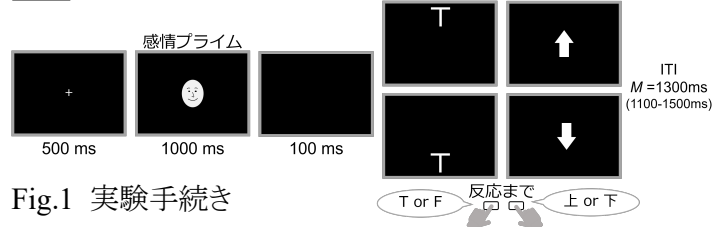


Fig.1 実験手続き

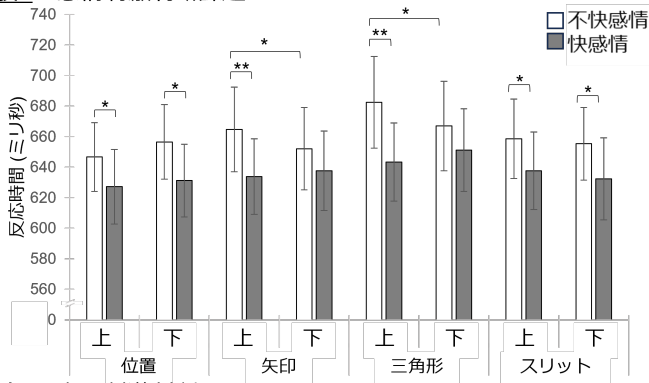
分析 課題に80%以上正答した右利きの参加者(実験1: $N = 35$, 実験2: $N = 37$)の反応時間に対し, 条件(位置/矢印/三角形/スリット)・セット(悲しみ-喜び/怒り-喜び)・空間(上/下)・感情価(不快/快)の4要因分散分析を行った。快感情と上空間情報が相互に影響するという仮説に基づき, 実験1・2ともに, 空間×感情価の交互作用があることを予測した。

結果

実験1 3要因(条件×空間×感情価)交互作用が見られた, $F = 4.02, p = .009, \eta_p^2 = .11$ 。空間×感情価について調べるために, 条件ごとに3要因分散分析を行った結果, 矢印・三角条件ではともに, 感情価の主効果と空間×感情価の交互作用がみられた, $F_s > 6.52, ps < .015, \eta_p^2s > .16$ 。下位検定の結果, 両条件とも上プライム後の顔表情ターゲットの読み取りにおいて, 不快感情より快感情の判断が速かった, $F_s > 11.20, ps < .002, \eta_p^2s > .25$ 。また, 不快感情ターゲットの判断は下プライム後より上プライム後の方が遅かった, $F_s > 5.79, ps < .022, \eta_p^2s > .15$ 。一方, 位置・スリット条件では感情価の主効果のみが見られ, $F_s > 4.99, ps < .032, \eta_p^2s > .13$, 空間×感情価の交互作用は見られなかった, $F_s < 1.51, ps > .23, \eta_p^2s < .04$ (Fig 2上)。

実験2 条件と感情価の主効果, $F_s > 5.88, ps < .020, \eta_p^2s > .14$, 空間×感情価の交互作用, $F = 8.96, p = .005, \eta_p^2 = .20$, が見られた。下位検定の結果, 不快感情に比べて快感情を表す顔表情プライムに続く上空間ターゲットの判断がより速かった, $F = 12.90, p = .001, \eta_p^2 = .26$ (Fig 2下)。

実験1 感情刺激判断課題



実験2 空間刺激判断課題

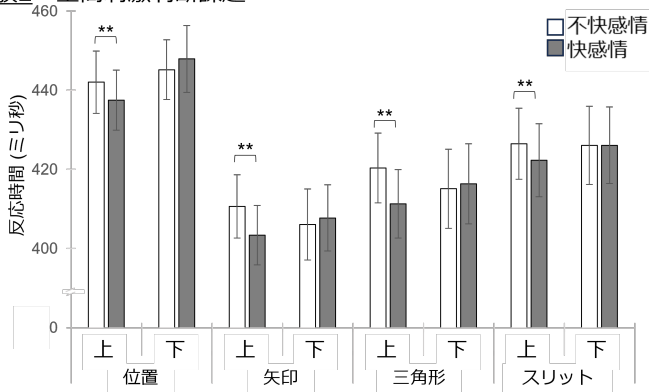


Fig 2. 各実験における反応時間

考察

本研究では, 快感情と上空間の結びつきが表情の感情価判断と上下関連刺激判断に及ぼす影響をそれぞれ調べた。実験 1 では, 矢印や三角形によって示された上空間概念が顔表情の感情価認識に影響を及ぼすことが示された。一方, スリット条件でこのような結果は見られなかった。実験後の簡易インタビューによると, 参加者は矢印や三角形からは上下情報を認識していたが, スリット図形は他の物体(例えば, 時計, 測り)と認識しており, 上下位置に線分があることは空間や方向に関する上下情報を認識させるのに十分ではなかった。このため, プライム刺激から空間概念が認識されることが, 感情価認識に対する影響において重要であることが示唆された。また, 位置情報による感情価認識への影響も見られなかったが, これは, プライム刺激とターゲット刺激の相対的位置(例えば, 上位置に呈示されたプライムに続く顔ターゲットは相対的に下位置への呈示と知覚される)によって, 感情価認識に対するプライムの効果が相殺された可能性が考えられる。実験 2 の結果は, 単語や音声などを用いた多くの先行研究と一致して, 不快感情に比べて快感情は後続の上空間情報の認識を早めることを示した。また, ターゲット条件間でプライムの効果に違いが見られなかったことから, 顔から読み取られる感情価が物理的位置と空間概念の両方の上情報認識に影響を及ぼすことが示唆された。

以上より, 顔表情の感情価は上空間の認識に, 上空間情報は顔表情からの感情価の読み取りに相互に影響を及ぼすことがわかった。また, 表情から読み取られる感情と結びつく空間情報には, 物理的位置だけでなく図形によって示される空間概念が含まれることが示唆された。

引用文献

Amorim, M., & Pinheiro, A. P. (2019). Is the sunny side up and the dark side down? Effects of stimulus type and valence on a spatial detection task. *Cogn Emot*, 33(2), 346-360.

Ansorge, U., Khalid, S., & König, P. (2013). Space-valence priming with subliminal and supraliminal words. *Front Psychol*, 4:81.

Casasanto, D., & Dijkstra, K. (2010). Motor action and emotional memory. *Cognition*, 115(1), 179-185.

Damjanovic, L., & Santiago, J. (2016). Contrasting vertical and horizontal representations of affect in emotional visual search. *Psychon Bull Rev*, 23(1), 62-73.

Lynott, D., & Coventry, K. (2014). On the ups and downs of emotion: testing between conceptual-metaphor and polarity accounts of emotional valence-spatial location interactions. *Psychon Bull Rev*, 21(1), 218-226.

Meier, B. P., & Robinson, M. D. (2004). Why the sunny side is up: association between affect and vertical position. *Psychol Sci*, 15(4), 243-247.

Ueda, Y., Nunoi, M., & Yoshikawa, S. (2019). Development and validation of the Kokoro Research Center (KRC) facial expression database *Psychologia*, 61(4), 221-240.

視点切替えにおける 180 度ルール違反がシーン理解に及ぼす影響

前澤 知輝
原澤 賢充
小峯 一晃

NHK 放送技術研究所
NHK 放送技術研究所
NHK 放送技術研究所

映像において複数のシーンが時空間的に切替わる際には、場面遷移時の認知的負荷を減らすための映像表現が用いられている。180 度ルールはその 1 つであり、映像における被写体の行為（会話、運動等）に対して仮想の線を引き、常にその同側で撮影を行う表現技法として知られている。本研究では、180 度ルール違反の影響軽減を目的として、視点切替え操作によるシーン理解促進効果を検討した。課題では、車が道路を走る二つの映像（5 s）を順次に切替え、二台の車の運動方向の異同判断を参加者に求めた。映像切替わり前後のカメラ位置として、180 度ルールに従う、従わないの 2 条件を設けた。また、映像視点が即時に切替わる統制条件に対して、車の出現に先行してシーンが切替えられる先行切替条件及び、切替前後のカメラ移動が連続的になされることで連続的な視点変化を行った連続切替条件を設けた。これらの切替え操作は、符号化に基づく反応や、シーン間で変化した視点を心的に揃える空間更新過程（視点合わせ過程）に係る計算コストを軽減する目的があり、実際に処理の促進が起きていた。いずれの切替え条件でもルール違反による反応の遅延が生じたが、遅延の長さ（影響の程度）は変化しなかった。この結果は、180 度ルール違反の影響は視点合わせ過程と独立したメカニズムに由来し、切替え操作の影響を受けなかった可能性を示唆する。

Keywords: 180 度ルール, 映像理解, 視点切替え, 空間更新

目的

映像制作において、一連のシーンを分割し、場面毎に視点（構図）を割り当てるカット割りが利用されている。カット割りでは台本に基づいて視点を切替えるため、内容、演出、台詞などの映像の特性を強調する役割をもつ（Smith et al., 2012）。しかし、頻繁な視点変化によってシーンの連続性が損なわれ、場面や物語に対する視聴者理解を阻害してしまう可能性がある。そこで、シーンの連続性を向上させるために、180 度ルールを例とした表現技法が活用されている。

180 度ルールは、映像における被写体の行為（会話、運動など）に対して仮想の線を引き、常にその同側で撮影を行う表現技法として知られる。180 度ルールに違反して視点が変化した場合、被写体の位置関係や運動方向が画面上で反転してしまうため（図 1）、切替え前後の映像の統合過程が阻害されると考えられる。例えば、変化した視点をシーン間で心的に揃える空間更新過程（視点合わせ過程; Mou et al., 2004）が干渉を受ける可能性が考えられている。その結果、画面内の物体に対する空間記憶や（Levin, 2012）場面に対する連続性判断が損なわれる他（Baker & Levin, 2015）、被写体の運動方向などに関する比較判断成績が低下することがわかっている（Huff & Schwan, 2012）。

本研究では、180 度ルール違反の実験的検証（実験 1）及びその影響軽減（実験 2, 3）を目的とし、カメラの切替りパターンについて、ルールを違反する場合としない場合の反応時間を比較することで、シーンの比較判断に要する時間コストを求めた。

方法

被験者：正常な視力をもつ合計 102 名の成人（平均 25.4 歳、男性 49 名、女性 53 名）が参加し、参加人数が均等になるよう各実験群に無作為に割り当てられた。

実験 1 の手続き：Unity を用いて映像を生成し、LCD（ASUS, 280Hz, 27 inch）上に HD サイズの解像度（1,280×720 px）で呈示した。映像空間において、道路の周辺を 90 度ずつ円状に取り囲むようにカメラが配置された（図 1）。映像（5 s）の一つは、被写体（車）がカメラの撮影範囲内に進入し、範囲外に出るまでの様子を映していた。視点を変えて同様の映像（5 s）が作成された。道路と被写体は、道路の方角や映像の順番の区別のために色分けされていた。

二つの映像は注視点（500 ms）の呈示後、順番に再生された。視点の切替りパターンには、180 度ルール違反がある場合（対側）とない場合（同側）が含まれていた。参加者は、被写体の運動方向が映像の切替り

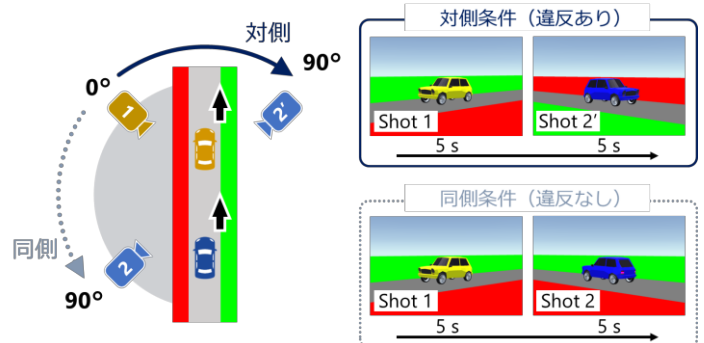


図 1. 実験刺激と試行例

前後で同じか異なるかをキー押しで回答した。被写体が画面内に出現してから参加者が反応するまでの時間を反応時間として記録した。

実験2, 3の手続き：映像の前半と後半を接続する部分(図2)を除き、実験1と同様の刺激と手続きが用いられた。視点が即時に切替わる条件(実験1, 統制条件)に対して、シーン切替えが車の出現より先に起こる条件(実験2, 先行切替操作)と、カメラが運動し連続的に視点が変化する場合(実験3, 連続切替操作)が用いられた。これらの切替え操作は、符号化に基づく反応(参加者が刺激と正解の対応関係を覚えてしまう可能性)や、シーン間で変化した視点を心的に揃える過程(視点合わせ過程)に係る計算コストの軽減を意図して導入された。

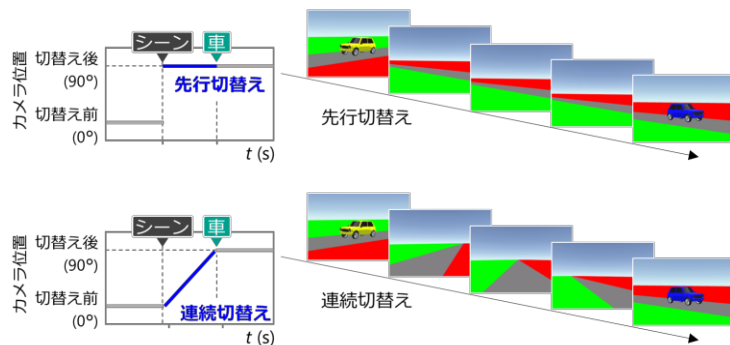


図2. 視点切替え操作

結果

実験1：反応時間について、200 ms未満または5,000 ms超過のデータを分析から除外した。反応時間を従属変数とし、Shifted Log-Normal分布を適用した一般化線形混合モデルによる分析を行った。モデルでは切替えパターン(対側/同側)を固定効果に、参加者による変動を切片に対する変量効果に仮定し、ベイズ推定を行った。その結果、固定効果の95%確信区間は0を含まず($b = 0.12, SE = 0.01, 95\%CI[0.09, 0.15]$)、180度ルール違反による反応遅延を示した(図3)。

実験2：反応時間について実験1と同様の分析を行った。その結果、固定効果の95%確信区間は0を含まず($b = 0.16, SE = 0.05, 95\%CI[0.06, 0.25]$)、180度ルール違反によって反応時間が長くなることを示した。

実験3：同様に、固定効果の95%確信区間は0を含まず($b = 0.10, SE = 0.04, 95\%CI[0.03, 0.18]$)、ルール違反によって反応時間が長くなることを示した。

反応遅延に関する実験間の比較：実験2, 3における視点切替え操作(先行切替/連続切替)によって180度ルール違反の影響が軽減されたかを分析した。反応時間を従属変数とする一般化線形混合モデルについて、切替えパターン(対側/同側)と切替え操作(統制/先行/連続)を固定効果に、参加者による変動を切片に対する変量効果に仮定した。また、二つの固定効果について、交互作用を仮定しモデルに含めた。

その結果、切替えパターンの95%確信区間は0を含まず($b = 0.11, SE = 0.04, 95\%CI[0.03, 0.20]$)、180度ルール違反による影響を示した。同様に、切替え操作

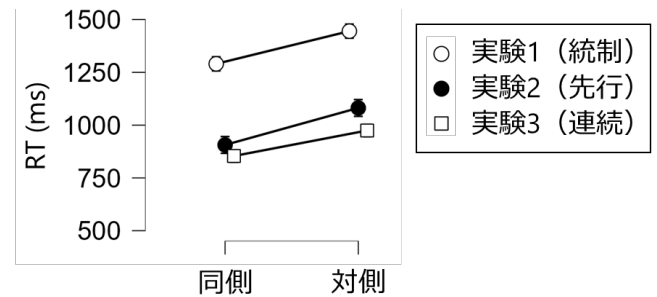


図3. 視点切替え操作毎の反応遅延

の95%確信区間は0を含んでおらず、実験間で水準反応時間に差が認められた。具体的には、実験1(統制)に比べ、切替え操作がある場合(実験2, 3)ではシーン理解に対する反応が促進されていた($b = -0.45, SE = 0.11, 95\%CI[-0.65, -0.24]$; $b = -0.50, SE = 0.11, 95\%CI[-0.71, -0.30]$)。また、実験2(先行)と実験3(連続)との間に水準反応時間の差は認められなかった($b = -0.05, SE = 0.10, 95\%CI[-0.15, -0.26]$)。

一方で、交互作用はいずれも認められなかった($b = 0.04, SE = 0.06, 95\%CI[-0.08, 0.16]$; $b = -0.01, SE = 0.06, 95\%CI[-0.13, 0.10]$)。この結果は、実験2, 3で切替え操作が加えられても、実験1(統制)と比べて反応遅延の長さに変化が生じていないことを示している。

考察

本研究では、180度ルール違反の影響を、空間更新に係る計算コストの増加として仮定した。実験2, 3で行った視点切替え操作は、更新に要する時間的余裕を増加し(先行切替)、かつ心的な視点合わせを補助するため(連続切替)、このコスト増加を打ち消す効果が期待された。実際に、反応時間水準はこれらの視点切替え操作によって向上したことがわかった。しかし、交互作用の分析から、180度ルール違反の影響(反応遅延)は切替え操作によって弱めることができないことが明らかになった。この結果は、180度ルール違反の影響は空間更新とは独立したメカニズムに由来することを示唆しており、そのため切替え操作の影響を受けなかったと考えられる。

参考文献

- Baker, L. J., & Levin, D. T. (2015). The role of relational triggers in event perception. *Cognition*, 136, 14–29.
- Huff, M., & Schwan, S. (2012). Do not cross the line: Heuristic spatial updating in dynamic scenes. *Psychonomic Bulletin & Review*, 19(6), 1065–1072.
- Levin, D. T. (2010). Spatial representations of the sets of familiar and unfamiliar television programs. *Media Psychology*, 13(1), 54–76.
- Mou, W., McNamara, T. P., Valiquette, C. M., & Rump, B. (2004). Allocentric and Egocentric Updating of Spatial Memories. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 30(1), 142–157.
- Smith, T. J., Levin, D., & Cutting, J. E. (2012). A window on reality: Perceiving edited moving images. *Current Directions in Psychological Science*, 21(2), 107–113.

大域的-局所的オプティックフローの相互作用による視線誘導効果

畑 美緒

早稲田大学人間科学研究科

加藤 麻樹

早稲田大学人間科学学術院

三嶋 博之

早稲田大学人間科学学術院

We examined the effects of global optic flow (GOF) resulting from observer movement and local optic flow (LOF) resulting from object movement on visual search. In Experiment 1 (n=20), one variable was the presence of GOF, and in Experiment 2 (n=21), one was the speed of GOF. In Experiment 1, the LOF was a diffuse ring shape, and in Experiment 2, the LOF was a point cloud that mimicked a spherically expanding skin texture. Reaction time data for the visual search task and eye movement data were measured. Experimental results showed that the gaze was guided to the center of the GOF, and this effect was enhanced when the speed of the GOF was fast. The GOF-LOF interaction showed that the gaze was guided to the LOF when the LOF occurred while the gaze was guided to the GOF, but the faster GOF led the gaze to the LOF more than the slower GOF. It means that the LOF's gaze-guiding effect remained after a fast GOF compared to a non-velocity GOF.

Keywords: optic flow, visual search, perception.

問題・目的

ヒトや、視覚器官を有する動物が行為を制御するために必要な「動き」の視覚情報として、法則的な包囲光の流動であるoptic flow (Gibson, 1966; 以下OF)がある。OFのうち、特に観察者自身の移動で生じる大域的な流動をglobal optic flow (以下GOF)、観察者以外の対象の移動で生じる局所的な流動をlocal optic flow (以下LOF)と呼ぶ。これらのOFは、視覚を有する動物にとってアフォーダンスを持っており、動物はそれらを知覚することによって自身の行動を制御し環境に適応していると考えられる (Gibson, 1966)。

ヒトにおいては、点群から成る規則的なOFが、行為者の注意を誘導することが知られている (Higuchi et al., 2019; von Mühlénen & Lleras, 2007)。このように単一のGOFがその中心に視線を誘導するものと解釈できる一方で、複数のOF、たとえばLOFとGOFが同時に存在する場合、異なった誘導が認められる可能性がある。動物にとって慣れ親しんだGOFへの視線誘導は、対象が生成するLOFへの視線誘導や、視覚探索活動に何らかのかたちで干渉すると考えられる。

本研究は、OFによる視線誘導においてこれまで検討されていない、LOFが存在する条件下でGOFが与える影響に注目し、ディスプレイ上に点群からなるGOFとLOFを呈示することで、視覚探索課題における両者の相互作用を明らかにすることを目的とする。

実験

本研究は実験1 (n = 20)・実験2 (n = 21) から構成された。実験1の内容は著者らの知見に基づいている (畑他, 2023)。

実験環境は、顎台で参加者の頭部を支持し、大型ディスプレイモニターで映像刺激を提示した。映像刺激に

対して、参加者はTargetの弁別を行い応答した。映像刺激は、画面中央の同一円周上に等間隔で8箇所配置されたプレースホルダーのいずれか一つに、特定のタイミングで数字(6または9)が呈示された (Figure 1)。

映像刺激内のGOFは、共通して前方に直進している情報を参加者に特定させる画面の中央を拡大の焦点とするGOFであったが、実験1ではGOFの有無(ただし、無条件では背景に点群は表示されなかった)、実験2ではGOFの速度の違いを変数とした。LOFは、実験1では拡散していく円形の輪郭をかたどったリング状の点群であったが、実験2では拡散していく球状の肌理を模した点群であった (Figure 1)。

要因はGOFの有無(速度)、LOFが消失してからTargetが出現するまでの時間差、LOFとTargetの出現する位置関係の3要因で、計測項目は、Targetが出現してから応答するまでの反応時間及び、視線計測装置で計測した視線運動データであった。

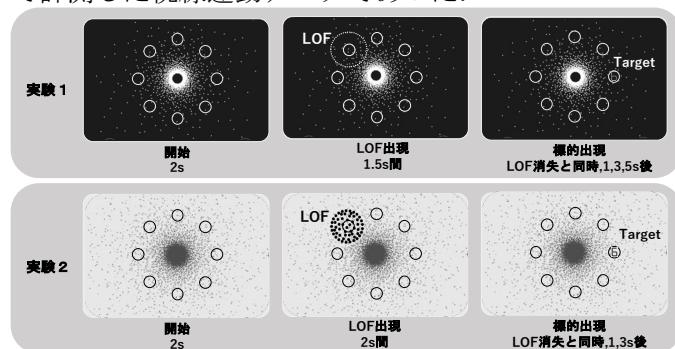


Figure 1. Trial sequences in Experiments.

反応時間データ結果

反応時間に対して3要因の分散分析を行った結果、実験1では、LOFとTargetの呈示位置が一致している

場合反応時間が長く、画面中央を挟んで反対の対角位置にある場合反応時間が短かった (Figure 2).

実験2では、GOFの速度が速い条件において実験1と同様の傾向が見られ、速度が遅い場合は、時間が経つにつれ反応時間が長くなった (Figure 3). ここで、実験1・2ともにGOFの要因の主効果がなかったことから、本研究の条件下においては、画面中央に視線を誘導するGOFが存在していてもLOFによる視線誘導が生じ、かつ、GOFの存在は視覚探索の時間を大きく遅延させることはなかった.

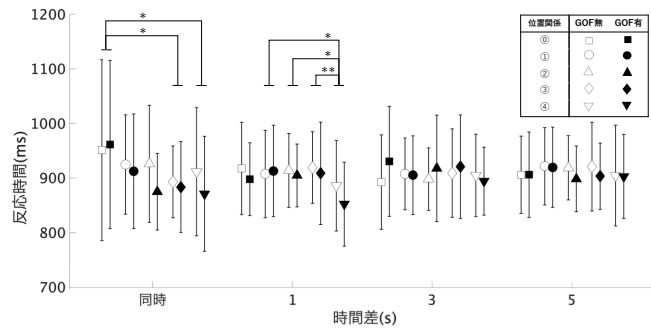


Figure 2. The reaction time in Experiment 1 as a function of the LOF-Target duration. Error bars indicate standard deviation. Asterisks indicate significant differences at $*p < .05$ and $**p < .001$.

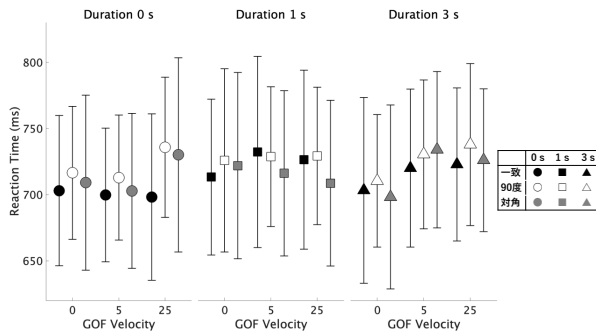


Figure 3. The reaction time in Experiment 2 as a function of LOF-Target duration. Error bars indicate standard deviation.

視線運動データ結果

GOFが視線運動に及ぼす効果を分析するために、実験1 (n = 18)・実験2 (n = 19)の視線運動データを利用し、画面を中心部、その外側を周辺部と定義し、エリアごとに視線データの有無を判定し、各参加者内で累積した。GOFの有無・速度を要因として、中心部と周辺部の視線の個数をクロス集計し、階層ベイズロジスティック回帰分析を行った。

実験1において、MCMCサンプリングによる事後分布の推定で収束を確認し ($\hat{R} < 1.02$), GOF有無の効果に関する係数の平均値が0.62, 95% Bayesian CI [0.61, 0.63]で、0から十分に離れていることからGOFの効果があり、GOF有条件の方がGOF無条件と比べ、視線が中央部に集まっていることが確認された (Figure 4).

一方実験2では、収束を確認し ($\hat{R} < 1.01$), 速度0条件を基準としたとき、速度5条件の効果の係数の平均値は0.249, 95% Bayesian CI [0.246, 0.253]であり、速度25条件の効果の係数の平均値は0.048, 95% Bayesian CI [0.045, 0.052]であった。GOFの速度条件によって異

なった効果があることが確認され、それぞれの係数の信頼区間が重なっていないことから、速度5条件、速度25条件、速度0条件という順に視線が中央部に集まっていることが確認された (Figure 5).

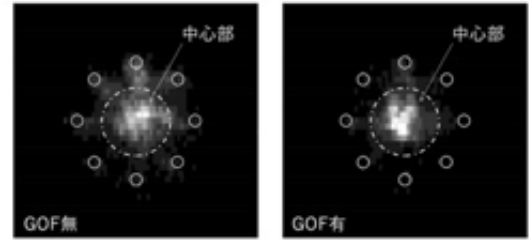


Figure 4. The gaze heatmap of Experiment 1 as a function of the presence of GOF.

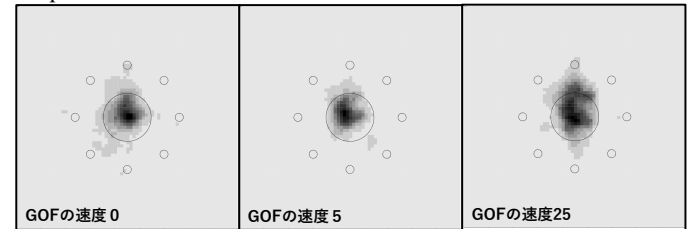


Figure 5. The gaze heatmap of Experiment 1 as a function of the speed of GOF.

考察

GOF・LOFそれぞれの影響について、中央に固定されたGOFの中央に視線が誘導されることが確認され、GOFの速度が速くなるとよりGOFの拡大する中央だけではなくその周辺に視線が誘導される可能性が示された。また、ランダムに現れるLOFの視線誘導効果が確認され、LOFの輪郭のみの場合はその輪郭・その外側に視線が誘導される可能性が、LOFの輪郭の中に肌理が存在する場合はその内側に視線が誘導される可能性が示唆された。

GOF・LOFの相互作用について、GOFに視線が誘導されている状態でLOFが発生するとLOFに視線誘導される可能性が示唆された。一方、速度の速いGOFとLOFが呈示された場合、速度のないGOFと比べて、LOFの視線誘導効果の残存があった。よって、GOFの速度が相対的に速くなるとLOFの視線誘導効果が高まるといえるかもしれない。

謝辞

本研究は科研費 (研究種目名: 基盤研究(C), 課題番号: 19K03373) の支援を受けた。ここに感謝の意を表す。

引用文献

- Gibson, J.J. (1966). *The Senses Considered as Perceptual Systems*. Houghton Mifflin Company.
- Gibson, J. J. (1979). *The ecological approach to visual perception*. Houghton Mifflin Company.
- Higuchi, Y., Inoue, S., Endo, T., & Kumada, T. (2019). Task-irrelevant optic flow guides attention in visual search. *Attention, Perception, & Psychophysics*, *81*, 1327-1345.
- von Mülhelen, A., & Lleras, A. (2007). No-Onset Looming Motion Guides Spatial Attention. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, *33*, 1297-1310.
- 畑 美緒・加藤 麻樹・三嶋 博之 (2023). 探索における大域的オブディックフローと局的オブディックフローの相互作用. *認知科学*, *30*(3), 1-7.

多項処理木モデリングによる道徳的ジレンマ判断における文化差の検討

上田 祥行

京都大学人と社会の未来研究院

孫 懐韜

京都大学大学院人間・環境学研究科

齋木 潤

京都大学大学院人間・環境学研究科

Moral dilemmas refer to conflicts that arise in decision making when ethical principles that are intuitively considered right conflict, and have been widely discussed using the trolley problem. Different cultures have different actions that are considered to be right, which leads to differences in the decision making of moral dilemmas (Awad et al., 2020). However, it is not clear what cognitive processing lead to cultural differences. In this study, we used multinomial processing tree modeling proposed by Gawronski et al. (2017) to examine the effects of cognitive processing regarding utilitarianism, deontologism, and general inaction preference on decision making in moral dilemmas among participants living in Japan, China, and the U.S. Data from 2,166 individuals were analyzed. Results showed that in the U.S., the influence of deontology was stronger than in China and Japan when considering the appropriateness of actions. In China, there was also a stronger tendency to avoid inaction in dilemma situations. Such a method should be used to clarify the cognitive processing that leads to action choices in moral dilemma situations.

Keywords: moral dilemma, utilitarianism, norm, inaction preference, cultural differences.

問題・目的

道徳的ジレンマとは、直観的に正しいと考えられる倫理原則が衝突するときに行動選択で生じる葛藤を指す。よく知られている道徳的ジレンマの例として、以下のFoot (1967) が提案したトロッコ問題がある。

暴走するトロッコを放置すると線路の上の5名が死んでしまうが、レバーを切り替えると暴走トロッコは別の線路に移り、5名の命は助かる。しかし、切り替えた線路の先の1名が死んでしまう。このような状況で、レバーを切り替えることと切り替えないこと、どちらが倫理的に正しい選択か？

この問題に対し、何が道徳的に許容される選択かは功利主義(または結果主義)と義務論の2つの代表的な考え方がある。功利主義は、最大多数の最大幸福という観点から結果に焦点を当て、1人の死は5人の死よりも明らかに費用対効果が高いので、レバーを引くのが正しいと考える。一方、義務論では、道徳的行動は合理性と義務によって駆動されると考え、5人の命は助かるとしても死ぬに値しない1人を殺すべきではないと考える。Awad et al. (2020) は、トロッコ問題で選ばれる選択の文化差を検討し、アメリカでは日本や中国に比べて、多数を助けるための犠牲を許容する傾向(つまり、功利主義的思考)が強いことを示した。しかし、このような状況では何らかの行動をすることを忌避する傾向(一般的不作為)があり、トロッコ問題でレバーの切り替えを尋ねただけでは、これらの交絡を防ぐことができない。

そこで本研究では、Gawronski et al. (2017) が提案した、参加者の選択から功利主義的傾向・義務論的傾向・一般的不作為傾向の3つを切り分ける多項処理木モデリングを使って、道徳的ジレンマ状況における判断の文化差を規定する認知処理について検討した。

方法

参加者

クラウドソーシングを通じて実験参加者を募集し、日本在住の700名(男性399名、女性296名、平均年齢41.6歳(標準偏差9.8歳))、アメリカ在住の775名(男性445名、女性313名、平均年齢38.3歳(標準偏差12.5歳))、中国在住の691名(男性206名、女性484名、平均年齢35.2歳(標準偏差6.8歳))が実験に参加した。参加者はいずれも半年以上、居住国以外での海外生活を送った経験はなかった。

刺激

Gawronski et al. (2017) が作成した6つの状況における4種類の道徳的ジレンマのシナリオを使用した。参加者は24種類のシナリオについて、行動を行うことは容認できるか(appropriateness)、自分がシナリオの人物の立場であればその行動を行うか(action)の2つの観点から「容認する」あるいは「行動する」かを回答した。シナリオは日本語と中国語に翻訳され、翻訳者と別の人物がバックトランスレーションすることによってその同一性が確認された。日本在住の参加者は日本語で、アメリカ在住の参加者は英語で、中国在住の参加者は中国語でシナリオが呈示された。

多項処理木モデリング

Figure 1 に Gawronski et al. (2017) が提案した多項処理木モデリングを記載する。ある道徳的ジレンマ状況において、功利主義的な考え方に従って判断した場合、義務論的な考え方に従って判断した場合、一般的不作為の考え方に従って判断した場合に生じる選択が記載されている。このモデルに従って、功利主義的に判断する確率(C)、義務論的に判断する確率(N)、一般的不作為による判断の確率(I)を計算した。計算はmultiTree (Moshagen, 2010) を用いて行われた。

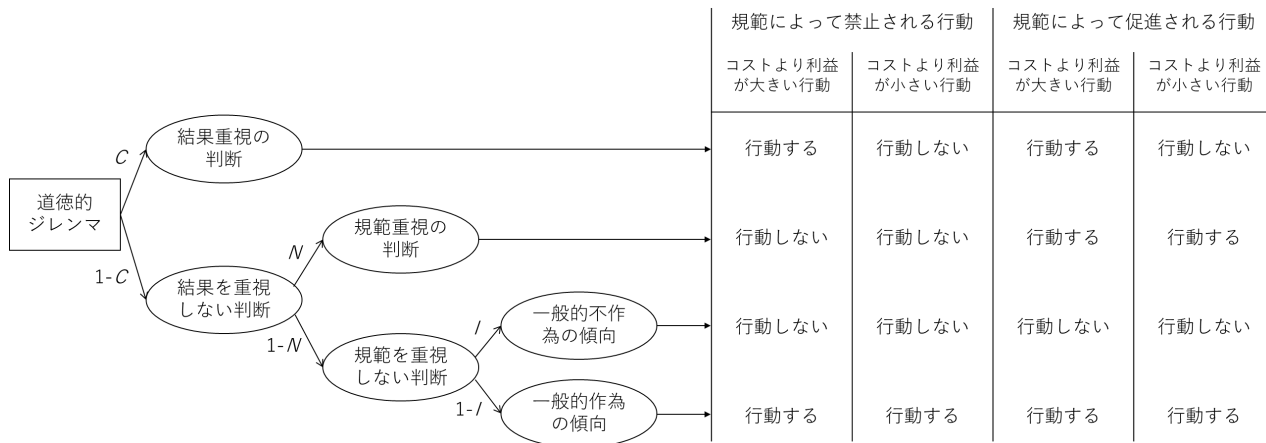


Figure 1. Multinomial processing tree and their predictions to action in moral dilemmas. Modified from Figure 1 in Gawronski et al. (2017).

結果

24種類のシナリオに対する参加者の回答から、 $C \cdot N \cdot I$ のパラメータを推定し、それらを参加者間で平均したものを Figure 2 に示す。

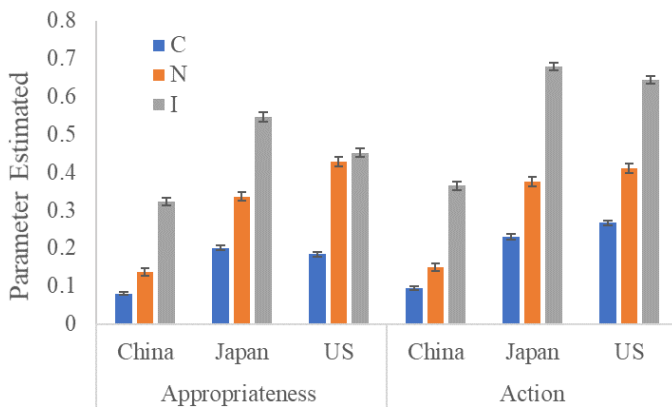


Figure 2. Estimated parameters of sensitivity to consequences (C), norms (N), and general preference for inaction (I).

いずれの文化においても、功利主義的思考よりも義務論的思考の影響が強いことが示された。一方で、アメリカでは倫理的に容認できるかの判断をする場合には義務論的思考の影響が強いが、実際に行動するか判断では、功利主義的思考の影響が強まった。このような傾向は、日本や中国では見られなかった。

アメリカの参加者では、倫理的に容認できるかの判断をする場合に比べて、実際に行動するかを判断する場合では一般的不作為の影響が強くなった。このことは Gawronski et al. (2017) の結果と一致する。しかし、日本や中国の参加者では、倫理的に容認できるかの判断をする場合でも実際に行動するかを判断する場合でも一般的不作為の影響が常に大きく、ほとんど違いがなかった。このことは、日本や中国の参加者は道徳的ジレンマの倫理的容認判断を、自分なら行動するかどうかを基準として行っていた可能性を示唆する。

また、中国の参加者は、日本やアメリカの参加者と比べて、一般的不作為の影響が小さかった。このこと

は、道徳的ジレンマにおいて、中国の参加者は行動することを是とし、実際に行動しやすいことを意味しており、Awad et al. (2020) の中国の人々はトロッコ問題においてレバーを切り替える行動をしにくいという結果とは異なるものだった。トロッコ問題では、通常起こりえない状況が想定されているのに対し、本研究のシナリオは現実で起こり得るような状況での判断であったため、本研究の結果は、必ずしも東アジアの人々が西洋の人々に比べて道徳的ジレンマにおいて行動を忌避するわけではないことを示唆している。

考察

本研究では、多項処理木モデリングを用いて、道徳的ジレンマにおける意思決定について、功利主義的思考と義務論的思考、一般的不作為の思考がどのように影響しているのかを、日本・アメリカ・中国の参加者を対象に検討した。その結果、道徳的ジレンマにおける意思決定の功利主義的思考および義務論的思考に文化間の違いがあることがわかった。これまでの研究では一般的不作為の思考が交絡している可能性があったが、本研究は多項処理木モデリングを用いることによってこの点を克服できた点に意義がある。

今後、功利主義的思考や義務論的思考の影響について、個人差が文化以外の要因で説明できる可能性を検討する。本研究では、マインド知覚 (Gray et al, 2010) の課題も行っており、他者やモノに心があると感じるかどうかの傾向と道徳的ジレンマにおける判断が関連している可能性を検討する。

引用文献

- Awad, E., et al. (2020). Universals and variations in moral decisions made in 42 countries by 70,000 participants. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 117(5), 2332–2337.
- Gawronski, B., et al. 2017 Consequences, Norms, and Generalized Inaction in Moral Dilemmas: The CNI Model of Moral Decision-Making. *Journal of Personality and Social Psychology*, 113(3), 343–376.

数量判断における物体の色の影響

李琦¹

京都大学人と社会の未来研究院

郭婷

Department of Foreign Language, Ningbo University of Technology

菊野 雄一郎

京都ノートルダム女子大学現代人間学部

横澤 一彦

筑波学院大学経営情報学部

数量判断能力において、大量の情報を扱う場合、判断の効率や精度が低下することが知られている。しかし、数量判断の効率や精度を変容させる要因について、ほとんど研究されていなかった。特に、日常の状況で起こりうる、数量を判断したい対象の視覚的特徴（色や形など）が数量判断にどのように影響するかは分かっていなかった。本研究では、円形の数え上げ課題及び短時間表示される円形の数推定課題を用い、数量判断における物体の色の効果を検討した。さらに、色の空間的配置を操作し、色の効果がクラスター配置（空間的秩序あり）とランダム配置（空間的秩序なし）で異なるかを検討した。数え上げ課題の結果、クラスター配置では、多色提示が数量判断の効率と精度の両方を向上させたが、ランダム配置では多色提示が数量判断の効率を低下させ、精度には影響しなかった。この結果は、物体の空間的情報が数え上げに重要な役割を果たす一方で、非空間的特徴の情報量が増えると、認知処理負荷が増加し、数え上げの効率が低下する可能性を示唆する。また、数推定課題の結果、クラスター配置とランダム配置のいずれの場合でも、多色提示による推定値の増大が見られた。この結果は、色の数が多いと、物体の個数をより多く見積もるバイアスがかかる可能性を示唆する。

Keywords: counting, estimating, numerosity, visual attention, color information, spatial information

問題・目的

人間の数量判断能力には、時間をかけて正確な数量を数え上げる能力と、短時間で大まかな数量を推定する能力がある。数え上げる際には、個々の対象に注意を逐次的に向けるが必要があり、焦点的注意の働きに大きく依存する。一方、数推定の場合、対象が存在する範囲全体に注意を広げる必要があり、分散的注意の機能と密接に関係している (Chong & Evans, 2011)。また、数量判断能力において、大量の情報を扱う場合、判断には時間がかかり、正確さも低下することが知られている (Trick & Pylyshyn, 1994)。

日常生活において、効率的且つ正確に数量を把握しなければならない場面は多く存在するが、数量判断がどのような状況で改善されるかという視点の研究は少ない。特に、日常の状況で起こりうる、数量を判断したい対象の視覚的特徴（色や形など）が数量判断にどのように影響するかは分かっていなかった。物体の色が数量判断に与える影響についてシステムティックに調べることは、人間の数量判断の基礎的な特性を理解する上で重要であり、数量判断処理と注意処理の相互作用を理解するための手掛かりとなる。

そこで本研究では、円形の数え上げ課題及び円形の数推定課題を用い、物体の色が数量判断に与える影響を検討した。さらに、空間的情報が数量判断に深く関与していることが知られており (Li, Nakashima, & Yokosawa, 2018)、数量判断における色の効果が色の空間的配置に影響されるかどうかも検討した。

方法

実験参加者 数え上げ課題と数推定課題にそれぞれ30名の大学生が参加した。

刺激 数量判断画面には、直径が 0.6° の円形が $12.5^\circ \times 12.5^\circ$ の範囲内に呈示された。これらの円形は、見えない 8×8 のグリッド上にランダムに配置され、各円形の位置にはランダムに小さなずれ (0.8° 以内) が加えられた。刺激の色は、8つの識別しやすい色 (赤、緑、青、黄、マゼンタ、シアン、黒、白) からランダムに選ばれた。刺激の数量には、5種類のターゲット数量 (13、20、27、34、41) と16種類のフィラー数量 (12、14、17、19、21、23、26、28、30、33、35、38、40、42、45、47) が含まれた。

実験計画 独立変数は、参加者内要因として、色の空間的配置 (クラスター/ランダム)、色 (1色/4色/8色)、及び数量 (13/20/27/34/41) であった。数え上げ課題では、反応時間と正答率が、数推定課題では、推定スコア (推定値-実際値) が従属変数として用いられた。

手続 数え上げ課題では、500msの注視点の後、刺激画面が提示された。刺激画面は参加者が特定のキーを押すまで提示された。参加者は数え上げを終えたら特定のキーを押し口頭で回答した。実験者はその回答を記録した。数推定課題では、500msの注視点の後、刺激画面が300ms間提示された。その後、ランダムドットからなるマスク刺激が500ms間提示され、100msのブランク画面の後に回答画面が提示された。参加者は口頭で推定値を回答し、実験者はその回答を記録した。

結果

数え上げ課題

反応時間 三要因分散分析を行ったところ、配置 \times 色 \times 数量の交互作用 ($F(8, 232) = 2.73, p = .007$) が有意であった。配置要因の水準別に色 \times 数量の単純交互作用の検定を行った結果、クラスター配置において、色 \times 数量の単純交互作用が有意であった ($F(8, 232) =$

2.95, $p = .004$)。下位検定によると、数量41の場合では、多色条件の反応時間は単色条件より有意に短かった (both $ps < .05$)。一方、ランダム配置において、色の主効果が有意であった ($F(2, 58) = 6.94, p = .002$)。色×数量の単純交互作用が有意ではなかった。多重比較によると、多色条件の数え上げ時間は単色条件より有意に長かった (both $ps < .05$)。

正答率 三要因分散分析を行ったところ、配置×色×数量の交互作用 ($F(8, 232) = 4.00, p < .001$) が有意であった。配置要因の水準別に色×数量の単純交互作用の検定を行った結果、クラスター配置において、色×数量の単純交互作用があった ($F(8, 232) = 2.53, p = .012$)。下位検定によると、数量41の場合では、多色条件の正答率が単色条件より有意に高かった (both $ps < .01$)。一方、ランダム配置において、色の主効果、または色×数量の単純交互作用のどちらも有意ではなかった。多色提示がランダム配置における数え上げの精度に影響を与えなかった。

数推定課題

推定スコア 三要因分散分析を行ったところ、色の主効果が有意であった ($F(2, 58) = 4.74, p = .012$)。また、すべての要因間の交互作用が有意ではなかったため、色の効果が他の要因に影響されないことが示された。下位検定によると、8色条件は1色条件に比べ、推定スコアが有意に大きかった ($p = .039$)。4色条件と1色条件の間には差が見られなかった。8色条件は1色条件に比べ、より多くの数量感を引き起こすことが示された。

考察

数え上げ課題及び数推定課題の両方において、物体の色が課題成績に影響することが観察されたが、その影響のパターンは異なる。数え上げ課題では、色の効果が色の空間的配置に影響される一方、数推定課題では、色の効果が色の空間的配置に依存しないことが明らかになった。これらの結果は、数え上げと数推定の処理プロセスが異なる注意の配分システムに関与する考え方 (Chong & Evans, 2011) を支持する。

また、数え上げ課題において、多色提示がクラスター配置の場合のみ、数量判断の効率及び精度を促進する効果が見られた。この結果は物体の空間的情報が数え上げ処理に重要な役割を果たすことを示唆する。一方、ランダム配置の場合、多色提示が数量判断の効率に妨害的な効果を与えたが、精度には影響がなかった。これは、物体の色が増えると、個々の物体を処理する時間が長くなることを示した。非空間的情報の量が増加すると、数量判断の処理負荷が増加する可能性があることが示唆される。

さらに、数推定課題において、クラスター配置とランダム配置の両方において、8色提示は1色提示よりも物体の個数を多く見積もる現象が観察された。4色提示と1色提示の間には差がなかったため、多色提示による推定バイアスの境界が示された。色が4色以下の場合、注意の処理容量 (約4つ程度) を超えないため、

画面上の正確な色の数を瞬時に知覚し、色の数量の知覚が物体の数量知覚に影響せず、数量判断を行うことができる。しかし、色の数が4色を超えると、画面上の色の数を瞬時に把握できなくなり、「色の数が多い」という知覚情報が物体の数量知覚にバイアスをもたらす、単色提示よりも多く見積もる可能性がある。

最後に、数量判断における区切り枠の効果を検討した先行研究 (Li, Nakashima, & Yokosawa, 2018) と対比させて議論する。先行研究では、物体が存在する領域を区切り枠で分割することで、数量判断の成績が上昇することが報告されていたが、本研究のクラスター配置では、物体が分布している領域が色で分割されるため、先行研究の区切り枠の操作に類似している。本研究の数え上げ課題の結果は区切り枠の研究と一致し、物体の提示領域が空間的に分割されると数え上げの効率と精度が上昇することを支持し、区切り枠による画面分割と色による画面分割が共通したメカニズムで数え上げ処理に作用する可能性を示唆する。一方、数推定課題に関しては、先行研究と同様、物体の個数が多い条件 (34, 41) では過小評価、物体の個数が少ない条件 (13, 20, 27) では過大評価が見られた。しかし、先行研究で過大評価と過小評価のいずれの場合でも区切り枠による促進効果が見られたが、本研究では推定値の増大が観察され、過小評価の場合は促進効果を意味し、過大評価の場合は妨害効果を示している。従って、区切り枠による画面分割と色による画面分割が推定処理の異なる側面に影響を与える可能性を示唆しており、さらなる検討が必要である。

結論

物体の色が数量判断に影響を与えることが明らかになった。さらに、数量判断の種類によって、色の空間的配置が色の効果に影響する場合としない場合があることが示された。これらの結果は、数量判断の処理プロセスの複雑性を強調し、数量判断における空間的情報と非空間的情報の役割を理解することで、数量判断のメカニズムに関するより深い理解が得られる可能性を示唆する。

引用文献

- Chong, S. C., & Evans, K. K. (2011). Distributed versus focused attention (count vs estimate). *WIREs Cognitive Science*, 2, 634-638.
- Li, Q., Nakashima, R., Yokosawa, K. (2018). Task-irrelevant spatial dividers facilitate counting and numerosity estimation. *Scientific Reports*, 8: 15620, 1-9.
- Trick, L. M., & Pylyshyn, Z. W. (1994). Why are small and large numbers enumerated differently? A limited-capacity preattentive stage in vision. *Psychological Review*, 101, 80-102.

共感覚者におけるクロスモーダルな意味処理の特異性に関する検討

原島 小也可
浅野 倫子

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

ある情報入力により、一般的ではない感覚・認知処理が喚起される共感覚という現象がある。共感覚は概念処理が深く関与する現象であることが指摘されており、また、一般的なクロスモーダル学習過程のモデルとして機能する可能性も議論されている。したがって、共感覚や人間一般のクロスモーダル学習の機序に関する議論を進展させるためには、共感覚者における意味処理の特異性について検討することが重要であると考えられる。本実験では、共感覚者と非共感覚者に対し、様々なオブジェクト (e.g., 犬) の音に続けて画像を呈示し、音と画像の意味的一致性を判断する課題を行った。その結果、共感覚者では反応時間における一致効果が有意に減少しており、この結果は励起感覚の影響では説明が難しいことが明らかになった。このことから、共感覚者では視聴覚情報処理における意味情報の影響が弱い可能性が示された。

Keywords: synesthesia, crossmodal semantic processing.

問題・目的

共感覚とは、ある情報 (誘因刺激) が入力されることによって、一般的ではない感覚・認知処理 (励起感覚) が喚起される現象である。文字や単語に色を感じる色字共感覚や、音に色を感じる色聴共感覚など、共感覚の種類は多岐にわたる。共感覚の機序には高次の意味概念処理が関連する可能性が指摘されている。

Chiou & Rich (2014) は、事物の概念情報 (「ハブ」) から関連する感覚情報が活性化される (「スポーク」が伸びる) 際に、共感覚者には通常と異なる結合 (励起感覚の活性化) があるという概念媒介仮説を提唱した。また、共感覚が、オブジェクトの多感覚的属性とアモーダルな概念の統合を形成する一般的なクロスモーダル学習過程のモデルとして機能する可能性も議論されている (Newell & Mitchell, 2016)。そのため、共感覚者におけるクロスモーダルな意味処理の特異性について検討することは、共感覚や人間一般のクロスモーダル学習の機序に関する議論を進展させるために重要であると考えられる。

Goodhew et al. (2015) は単語を用いた意味プライミング課題を行い、非共感覚者に比べて共感覚者で意味プライミング効果が増大することを報告し、共感覚者は特異な意味処理特性を持つ可能性を指摘した。しかし、共感覚者の一部は色字共感覚者だったため、プライム単語とターゲット単語間の共感覚色の一致性が結果に交絡し、純粋に意味プライミング効果を取り出せていなかった可能性があった。本研究では、色字共感覚者に対し文字ではなく音と画像を用いた意味的一致性判断課題を実施し、共感覚色の影響を排除して共感覚者における意味処理の特異性を再検討した。

方法

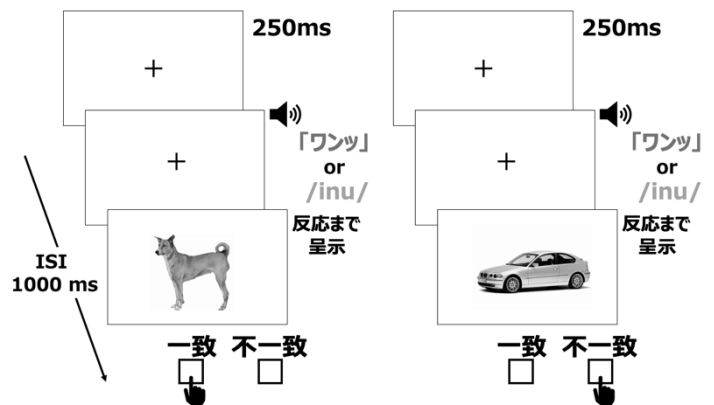
参加者 色字共感覚者18名と非共感覚者18名が参加した。全員に対し、色字共感覚の保有の有無を確認す

るための客観式判別テスト (Eagleman et al., 2006) を実施した。その結果、基準を満たさなかった共感覚者1名と、聴覚障害の保有等を報告した共感覚者1名および非共感覚者2名のデータをすべての分析から除外した。共感覚者の一部は色聴共感覚など色字以外の共感覚も保有していた。

刺激 Lupyan & Thompson-Schill (2012) に準拠し、10種類のオブジェクト (e.g., 犬) の音と画像を用いた。すべての試行で音が先に、画像が後に呈示された (Figure 1)。音には環境音 (e.g., 犬の鳴き声) と音声 (e.g., /inu/) の2条件があった。画像は1オブジェクトにつき5種類の無彩色画像を用いた。

手続き 意味的一致性判断課題では、参加者は、継続的に呈示される音と画像が意味的に一致しているか否かを、左右の2択のキー押しで、できるだけ速く正確に判断した。キーの割り当てはカウンターバランスをとった。画像呈示から意味的一致性を判断するまでの反応時間を計測した。環境音条件と音声条件はランダムに呈示され、各200試行あった (一致条件と不一致条件は半数ずつ)。

Figure 1. 意味的一致性判断課題 (左が一致条件, 右が不一致条件)。



結果

意味的一致性判断課題について、他の画像に比べて正答率が著しく低かった画像1つのデータを分析から除外した。反応時間について、参加者ごとに正答かつ平均反応時間 $\pm 3SD$ の範囲内の試行を分析対象とした。反応時間を従属変数、群（非共感覚者/共感覚者）、音の種類（環境音/音声）、音と画像の一致性（不一致/一致）を独立変数とする三要因混合分散分析を行った結果、重要なことに、群と一致性の交互作用が有意で ($F(1, 30) = 5.7, p = .02, \eta_p^2 = .16$)、音と画像の一致性の効果が非共感覚者 ($p < .001, \eta_p^2 = .56$) よりも共感覚者 ($p = .004, \eta_p^2 = .44$) の方が有意に小さかった。このことを純粋に解釈すると、共感覚者では意味的一致性の効果（不一致条件と一致条件の反応時間の差）が小さく、すなわち意味処理が減弱していると考えられる。意味的一致性の効果の大きさの平均値は、環境音条件でも音声条件でも共感覚者の方が小さかった（環境音条件: 共感覚者15.4 ms ($N = 16, SD = 23.5$ ms), 非共感覚者35.6 ms ($N = 16, SD = 34.4$ ms), 群間のCohen's $d = .69$; 音声条件: 共感覚者15.6 ms ($N = 16, SD = 19.8$ ms), 非共感覚者43.0 ms ($N = 16, SD = 38.8$ ms), Cohen's $d = .89$)。

共感覚者で意味的一致性の効果が小さかった理由として、意想外なことに共感覚者の一部は無彩色画像に色を感じたと報告したため、画像にも音にも共感覚色を感じた共感覚者の場合、音と画像に感じた色的一致・不一致が結果に交絡した可能性が考えられた。この可能性を検討するため、先の要件に該当する共感覚者6名を除外した上で、意味的一致性効果の大きさが参加者群間で異なるか検討した。なお、この分析は、サンプルサイズの減少を考慮し、効果量の大きさに基づいて検討した。先述のとおり、除外前の段階では、環境音と音声いずれの音の種類でも中～大程度の効果量が確認されていた。除外後には、効果量は小さくなったものの、環境音で中程度、音声で大程度の効果量が確認された（環境音条件: 共感覚者22.2 ms ($N = 10, SD = 15.8$ ms), Cohen's $d = .47$; 音声条件: 共感覚者17.6 ms ($N = 10, SD = 20.3$ ms), Cohen's $d = .77$)。したがって、音と画像に感じる色の一貫性が意味的一貫性の判断に多少の影響を及ぼした可能性は考えられるものの、このことが主に共感覚者における意味処理の減弱を説明するとは考えにくい。

共感覚者で意味的一貫性の効果が小さかった別の理由として、共感覚者の一部は色聴共感覚を保有していたため、このような共感覚者では音による励起感覚の活性化が意味処理を阻害した可能性が考えられた。この可能性を検討するため、音に共感覚色を感じた共感覚者7名を除外し、意味的一貫性効果の大きさが参加者群間で異なるか検討した。その結果、除外後には、除外前と比べて効果量は小さくなったものの、環境音で中程度、音声で大程度の効果量が確認された（環境音条件: 共感覚者23.2 ms ($N = 9, SD = 18.9$ ms), Cohen's $d = .42$; 音声条件: 共感覚者16.8 ms ($N = 9, SD = 9.6$ ms), Cohen's $d = .78$)。したがって、色聴

共感覚者が存在していたことが共感覚者における意味処理の減弱を説明する主要因であるとは考えにくい。

考察

共感覚者と非共感覚者に対し、音と画像を用いた意味的一貫性判断課題を行ったところ、共感覚者において音と画像の一貫性の効果が有意に小さかった。追加の分析により、この結果は、音と画像に感じる色の一貫性や色聴共感覚の影響では説明できない可能性が高いことが明らかになった。したがって、共感覚者において、共感覚色による影響が生じうるのとは独立に、視聴覚情報の処理における意味情報の影響が減弱している可能性が示唆された。

本研究で実施した意味的一貫性判断課題は、音による視覚的イメージの活性化と、活性化されたイメージと呈示された画像の照合という2段階の処理が必要であり (Lupyan & Thompson-Schill, 2012)、本研究の結果からは、共感覚者においてどちらの（もしくは両方とも）処理に特異性があつたのか明らかにすることはできない。したがって、今回の結果をより詳しく検討するためには、例えば音を課題非関連刺激とするプライミング課題を行うなどして、共感覚者において“「ハブ」と「スポーク」 (Chiou & Rich, 2014)”の結びつき方や活性化の様相に差異があるかを再検討する必要があると考えられる。

結論

共感覚者と非共感覚者に対し、音と画像を用いた意味的一貫性判断課題を行ったところ、励起感覚による影響とは独立に、共感覚者において意味処理が減弱している可能性が示された。

引用文献

- Chiou, R., & Rich, A. N. (2014). The role of conceptual knowledge in understanding synaesthesia: Evaluating contemporary findings from a "hub-and-spokes" perspective. *Frontiers in Psychology*, 5, 105.
- Eagleman, D. M., Kagan, A. D., Nelson, S. S., Sagaram, D., & Sarma, A. K. (2007). A standardized test battery for the study of synesthesia. *Journal of Neuroscience Methods*, 159(1), 139–145.
- Goodhew, S. C., Freire, M. R., & Edwards, M. (2015). Enhanced semantic priming in synesthetes independent of sensory binding. *Consciousness and Cognition*, 33, 443–456.
- Lupyan, G., & Thompson-Schill, S. L. (2012). The evocative power of words: activation of concepts by verbal and nonverbal means. *Journal of experimental psychology. General*, 141(1), 170–186.
- Newell, F. N., & Mitchell, K. J. (2016). Multisensory integration and cross-modal learning in synaesthesia: A unifying model. *Neuropsychologia*, 88, 140–150.

感覚間協応による発声音声の音響特徴変調

鈴木悠介
永井聖剛

立命館大学大学院人間科学研究科/日本学術振興会
立命館大学総合心理学部

発声に影響する視覚情報の検討は、発声に関連する顔や身体運動に限定されており、単純な視覚特徴が発声に影響するかは不明であった。鈴木・山崎・永井 (2021)は、ピッチと運動方向との感覚間協応に着目し、視覚運動と対応したピッチでの発声は反応時間短縮だけでなく、音響特徴の変調がみられることを示した。本研究では、視覚運動だけでなく、空間位置・空間方向・明度・空間周波数特徴であっても同様の音響特徴変調がみられるかを検討した。結果、運動方向に限らず、空間位置・明度特徴に対しても、発声キューとなる視覚刺激の特徴と対応したピッチ発声は素早く行われるだけでなく、低負荷かつ流暢であることがその音響特徴から示された。

Keywords: crossmodal correspondence, vocal pitch, voice quality.

問題・目的

従来の発声研究では、聴覚情報および体性感覚情報の検討に重点が置かれており、視覚情報の検討は発声に関連する顔や身体運動に限定されており、空間位置や輝度といった単純な視覚特徴が発声に与える影響は不明であった。これに対し、いくつかの研究では、感覚間協応を通じて、単純な視覚特徴が発声に影響することを示している。鈴木・永井 (2020)は、キューとなる高/低空間位置の視覚刺激が高/低ピッチ発声の反応時間を短縮することを示した。視覚情報による発声の促進は、時間的側面だけでなく、発声される音声の質にも影響する。Parise & Pavani (2011)は、丸い、または明るい視覚刺激に対する発声は、尖った、または暗い視覚刺激に対する発声と比べて、音圧・フォルマントが高い発声であることを示した。また鈴木・山崎・永井 (2021)は、反応時間の解析に加えて、多様な音響特徴の解析から、上/下方向に運動する視覚刺激に対する高/低ピッチ発声は反応時間が短いだけでなく、発声音圧の増加、フォルマントの低下、CPPS

(cepstral peak prominence smoothed) の増加などの音響特徴変調がみられることを示した。これは、対応した発声素早く、低負荷で流暢に行われたことを示す。これらは、いくつかの視覚特徴が、感覚間協応を通じて、特定の音響特徴をプライムし、その音響特徴を伴った発声を促進することを示唆する。

本研究では、鈴木・山崎・永井 (2021)が報告した運動方向とピッチとの対応の再分析を含め、ピッチと空間位置、空間方向、運動方向、明度、空間周波数との対応に焦点を当て、同様に音響特徴変調がみられ、視覚刺激と対応した発声時間が時間的かつ質的に促進されるかを検討した。促進がみられた場合、反応時間

(RT) の短縮やエラー率の低下、音圧の増加、フォルマント (F1, F2) の低下、CPPSの増加がみられると予測される。さらに本研究では、先行研究で使用された音響特徴に加え、ジッター、シマー、HNR

(Harmonics-to-Noise Ratio) の分析を行い、より多角的に声質への影響を検討した。

方法

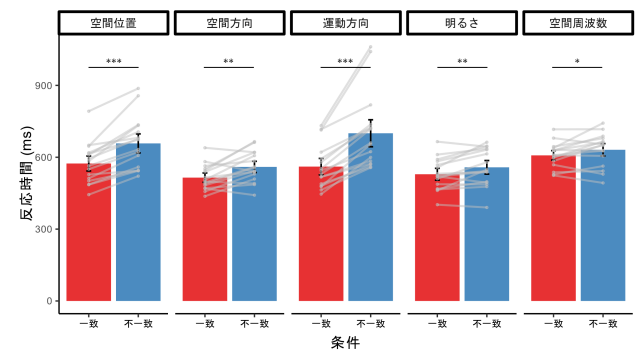
本研究では各実験において有効データが16名分となるように募集し、88名の大学生・大学院生 ($M_{age} = 19.818$, range: 18-40, male: 32) が参加した。各実験では、対となる特徴を持った視覚刺激が提示された (高/低空間位置, 上/下空間方向, 上/下運動方向, 高/低明度, 高/低空間周波数)。参加者はキューとなる視覚刺激に対して、できる限り速くかつ正確に、高ピッチまたは低ピッチで、/a:/と発声することが求められた。実験は本試行24試行を1ブロックとして、合計4ブロック (96試行) 行った。各ブロックは、刺激特徴と発声ピッチとに協応関係がある一致条件と、反対に協応関係がない不一致条件のどちらかで実施され、その実施順序は参加者間でカウンターバランスをとった。

結果

分析に先立って、エラー試行、RTが100 ms以下の尚早反応試行および平均から3標準偏差以上離れている外れ値試行を除いた。残ったデータのRT、エラー率、および音響特徴 (F1, F2, 音圧, CPPS) に対し、視覚特徴の高/低×発声ピッチ高/低の2要因分散分析を行った。本研究では、一致/不一致の差に焦点をあてるため、特に交互作用に着目した。

Figure 1

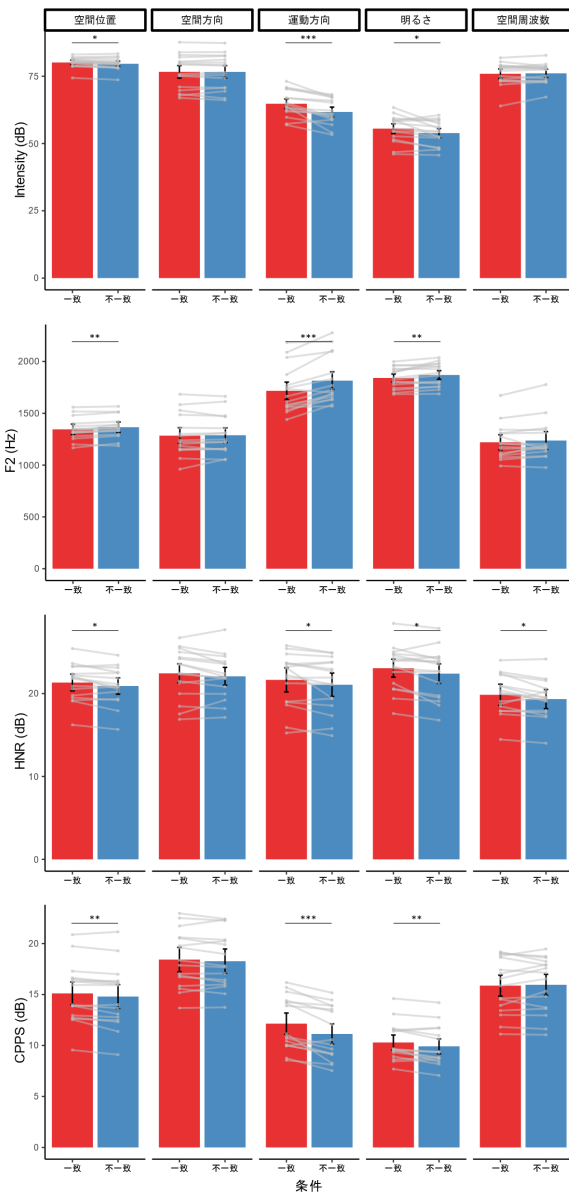
各対応における反応時間



はじめに反応時間に関して、どの対応においても交互作用がみられ (all $ps < .05$) , 一致条件の反応時間が不一致条件の反応時間よりも短いことが分かった. 各音響特徴に関して、反応時間と同様に、分散分析を行った. ここでは、特に条件差が強くみられた発声音圧・第二フォルマント (F2) ・HNR・CPPS について報告する. この4つの音響特徴に関して、空間位置・運動方向・明度とピッチとの対応において、交互作用がみられた ($ps < .05$) . 一致条件において、不一致条件よりも、発声音圧・HNR・CPPS が高く、F2 が低いことが分かった. また空間周波数とピッチとの対応において、HNR のみ交互作用がみられ ($p = .023$) , 一致条件において、不一致条件よりも、HNR が高いことが分かった.

Figure 2

各対応における音圧・F2・HNR・CPPS



考察

対応した発声にかかる反応時間が、そうでない場合に比べて、短いことから、刺激と運動において各対応が生じ、視覚特徴が対応した音響特徴 (ピッチ) をプライムすることで、発声が促進されたことが示唆される. また音響特徴結果から、対応した発声は発聲音圧・HNR・CPPS が高く、F2 が低いことが示された. 発聲音圧は発声者の自信と (Kimble & Seidel, 1991) , F2 や HNR は負荷と (Boyer et al., 2018; Hansen & Patil, 2007) , CPPS は音声の流暢性と関連していることから (Awan et al., 2010) , 対応のある発声は自信があり、実行が低負荷で、流暢であることを示唆する. この知見は、鈴木・山崎・永井 (2021) と共通し、視覚刺激と対応した発声が時間的かつ質的に促進されることを示す.

ただし、この傾向は空間方向-ピッチおよび空間周波数-ピッチの対応ではみられず、視覚特徴が空間位置・運動方向・明度であった場合にみられた. 空間方向では内発的注意が、空間周波数では言語的媒介が対応の生起に必要と考えられ、これらの内因的処理が対応の影響に違いをもたらした可能性がある (Di Stefano & Spence, 2023) .

謝辞

本研究は JSPS 科研費 (20K03486, 22KJ3032) の助成を受けた.

引用文献

- Awan, S. N., Roy, N., Jetté, M. E., Meltzner, G. S., & Hillman, R. E. (2010). *Clinical linguistics & phonetics*, 24(9), 742–758.
<https://doi.org/10.3109/02699206.2010.492446>
- Boyer, S., Paubel, P. V., Ruiz, R., Yagoubi, R. E., & Daurat, A. (2018). *Journal of Speech, Language, and Hearing Research*, 61(11), 2722–2734.
https://doi.org/10.1044/2018_JSLHR-S-18-0066
- Di Stefano, N., & Spence, C. (2023). *Review of Philosophy and Psychology*, 1–30. <https://doi.org/10.1007/s13164-023-00692-y>
- Hansen, J. H., & Patil, S. (2007). *Speaker classification I: Fundamentals, features, and methods*, 108–137.
https://doi.org/10.1007/978-3-540-74200-5_6
- Kimble, C. E., & Seidel, S. D. (1991). *Journal of Nonverbal Behavior*, 15(2), 99–105. <https://doi.org/10.1007/BF00998265>
- Parise, C. V., & Pavani, F. (2011). *Experimental Brain Research*, 214, 373–380. <https://doi.org/10.1007/s00221-011-2836-3>
- 鈴木悠介・永井聖剛 (2020). 認知科学, 27(3), 409–415.
<https://doi.org/10.11225/cs.2020.033>
- 鈴木悠介・山崎大暉・永井聖剛 (2021). 基礎心理学会第40回大会発表.

認知バイアス—その神経機序理解と臨床応用

袴田優子

富山大学学術研究部医学系
臨床心理学・認知神経科学講座

Cognitive bias, information processing biased towards emotional stimuli, increases the risk of developing and exacerbating anxiety and depression. Recent converging evidence indicates the efficacy of cognitive bias modification (CBM) for stress-related mental disorders. However, it remains unknown how cognitive bias arises in the brain and how CBM improves stress-related symptoms. In this talk, I review the previous works, including our randomized controlled trials using fMRI, and discuss the neurobiological mechanisms underlying cognitive bias and cognitive bias modification.

Keywords: cognitive bias, attention, memory, depression, anxiety

はじめに—認知バイアス

認知バイアス (cognitive bias) は、情動刺激に遭遇した際に生じる認知の偏りをいう¹。認知バイアスは、さまざまな認知領域で見出されている。たとえば、多数の刺激のなかでも情動的にネガティブな刺激に過度の注意を向ける「注意バイアス」、ネガティブな刺激をより多く記憶・想起したり出来事の文脈情報の想起に困難を示したりする「記憶バイアス」、また両義的な情報に対してネガティブな解釈を付与する「解釈バイアス」などが存在する² (Mathews and MacLeod, 2005; Williams et al., 1997)。

認知バイアスは、うつ病や不安障害、心的外傷後ストレス障害 (PTSD) 等のストレスに関連する精神障害の発症や維持・増悪に関与すると考えられてきた (Beck and Clark, 1997; Mathews and MacLeod, 2005)。近年のメタ解析は、実験心理学的手法により測定された認知バイアスが、ストレス関連精神障害の患者や、これらの障害に対して高い発症リスクを有する健常者において顕著に認められることを実証している (Bar-Haim et al., 2007; Mitte, 2008; Peckham et al., 2010; Phillips et al., 2010)。

また認知バイアスは、種々のバイオマーカーと関連することが知られる。注意バイアスを例に挙げれば、視床下部-下垂体-副腎 (hypothalamic-pituitary-adrenal axis: HPA) 系 (Hakamata et al., 2013; Kalafatakis et al., 2018)、免疫炎症系 (Boyle et al., 2017)、中枢神経系、とくに背外側前頭前皮質 (Clarke et al., 2014) や視床枕を含む注意制御ネットワーク (Hakamata et al., 2018; Hakamata et al., 2016) 等との関連が報告されている。

現在、米国国立衛生研究所が中心となり、精神疾患を観察可能な行動および神経生物学的な測定単位に基づいて客観的に分類・診断しようとする動き (Research Domain Criteria: RDoC) が進んでいるが (Insel et al., 2010)、認知バイアスはこの RDoC の一要素を構成し、研究および臨床上の重要性が指摘されている。ゆえに認知バイアスの発生機序の理解や、その臨床応用に注目が集まっている。

認知バイアス緩和アプローチ

認知バイアスは、不安や抑うつをはじめとするストレス関連精神症状と密接に関連することが複数のメタ解析によって確認されている (Bar-Haim et al., 2007; Barry et al., 2021; Liu et al., 2013; Mitte, 2008; Peckham et al., 2010; Phillips et al., 2010; Van Vreeswijk and De Wilde, 2004)。逆説的に考えれば、認知バイアスを緩和することにより、不安や抑うつ症状を軽減できる可能性がある。このような発想から誕生した新しい心理介入法が「認知バイアス緩和アプローチ (cognitive bias modification: CBM)」である。

CBMは、認知バイアスを測定するための実験課題を基に、ネガティブではなくニュートラル (もしくはポジティブ) な刺激に対する情報処理を促進させることを目的として作成されたコンピュータ・プログラムである。CBMの中でも注意バイアスの緩和を目的とする「注意バイアス緩和アプローチ attentional bias modification: ABM」は最も早く誕生したが、これは注意バイアスを測定する実験課題を基に作成されたのが始まりである (MacLeod, 1995)。ABMの土台として最もよく使用されているのは「ドットプロブ課題」 (MacLeod et al., 1986) である。通常のドットプロブ課題では、視線固定 (+) に続いて、スクリーンの上下に、ネガティブ刺激およびニュートラル刺激 (例では単語刺激) のペアが同時に提示された後、これらの刺激が存在したいずれかの位置 (例ではスクリーンの上下) に、ランダムにプロブ (例では:) が出現する。回答者は: に気づき次第、出来るだけ速く: が現れた位置 (上か下か) についてボタンを押して回答するように求められる (Figure 1a)。

一方、ドットプロブ課題を改変して作成された ABM (Figure 1b) では、常にニュートラルな刺激の後にプロブを呈示することで、ネガティブ刺激に対する注意処理を抑制し、ニュートラルな刺激に対する注意の促進を図る。この単純だが反復的な学習を通して、回答者はネガティブ刺激と同時に存在するニュートラル刺激に対して、前意識の段階でより迅速に注意を向けることができるようになる。

本発表では、これまでに報告されている CBM の有効性に関する研究知見について概観し、今後の研究における課題と方向性について議論する。

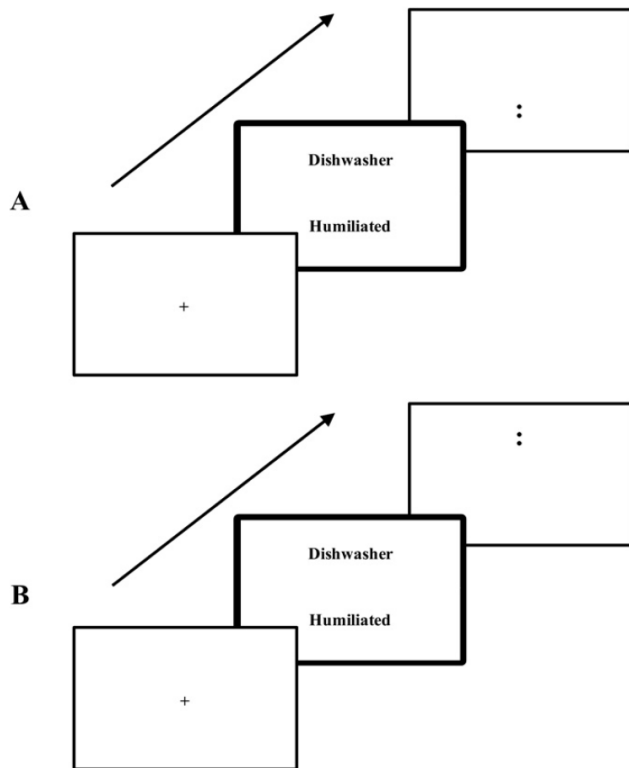


Figure 1. Two stimuli differing in emotional valence (threat or nonthreat) are presented at the same time usually for 500 msec and then followed by a probe (i.e., colon). In the classic dot probe task to measure an attention bias, a probe appears shortly after either of the locations that the two stimuli were presented, with the same frequencies (i.e., 50%, trials A and B are equally mixed). By contrast, in the modified dot probe task (i.e., Attention Bias Modification Treatment), a probe always appears in the location of neutral stimulus (i.e., 100%, only B trials).

(Hakamata et al., 2010 より抜粋)

注意バイアス及びその緩和アプローチの神経機序

続いて、注意バイアスおよびその緩和アプローチである ABM の神経機序に関する研究知見を紹介する。

注意バイアスの発生に関する理論的説明として、ネガティブな情動刺激に対する選択的注意の促進および注意の解放困難 (Beck and Clark, 1997; Eysenck et al., 2007; Mathews and MacLeod, 2005; Mogg and Bradley, 1998)、また背景には刺激に対する情動的な重要性の過大評価および注意制御力の乏しさ (Cisler and Koster, 2010; Mogg and Bradley, 2016) が指摘されてきた。

情動刺激は情報処理の初期段階で、非情動刺激と比べて、本人の明確な意識を伴わずに極めて迅速に検出されることが指摘されているが (LeDoux, 2007)、この神経機序として、視覚情報入力後、皮質を介さずに上丘から視床枕を介して扁桃体に直接至る皮質下経路 (subcortical pathway) の関与が指摘されてきた (Tamietto and de Gelder, 2010)。注意バイアスは当事者の意識を伴わずに自動的に生起することが指摘されており (Hedger et al., 2016; Mogg and Bradley, 2016)、この皮質下経路との関連性が示唆される。

発表者らは、機能的核磁気共鳴画像法 (fMRI) を用いて注意バイアスと関連する脳活動および有効結合 (effective connectivity) を調べるとともに、日本人を対象に ABM のランダム化比較対照試験 (randomized controlled trial: RCT) を行い、ABM の前後で介入アウトカムの改善に伴って脳機能結合 (functional connectivity) および Graph 理論に基づくネットワーク測度が変化するかを調べた。そして注意バイアスおよび ABM の神経機序において、視床枕と注意制御に関与する前頭-頭頂ネットワークが重要な役割を果たすことを見出している (Hakamata et al., 2018; Hakamata et al., 2016) (Figure 2)。

ここでは、発表者らの研究知見、そして先行の基礎および臨床研究知見を踏まえながら、注意バイアスおよび ABM の神経機序について議論する。

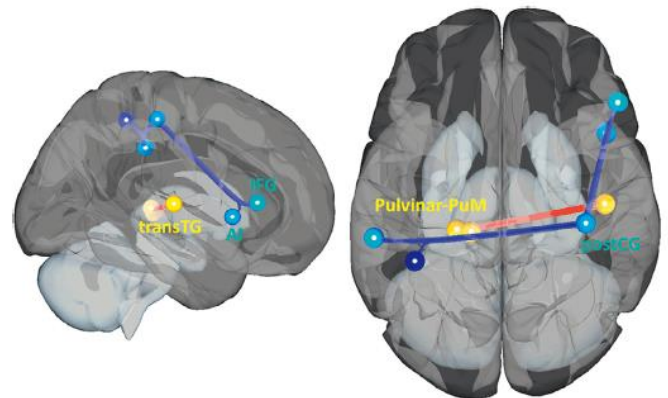


Figure 2. Significantly increased and decreased functional connectivity (FC) from pre- to post-training in the ABM group than the control group. Orange sphere: nodes showing increased FC from pre- to post-training in the ABM group as compared to the control group. Orange line: strengthened FC between nodes. Blue sphere: nodes decreased FC. Blue line: diminished FC between nodes. All significant at FDR-corrected $p < 0.05$ (2-sided).

(Hakamata et al., 2018 より抜粋)

記憶バイアス及びその緩和アプローチの神経機序

さらに近年発表者らが着目している「記憶バイアス」の神経基盤について検討した研究を紹介する。

記憶は、記録 (または符号化)、保持 (または貯蔵)、想起 (または検索: 再生や再認を含む) の段階から構成され、想起意識の有無に応じて顕在記憶と潜在記憶の 2 種類に大別される。これまでの記憶バイアス研究では、主に短期間での顕在および潜在記憶の想起について、一般的な再生・再認課題、「語彙判断課題」 (Meyer and Schvaneveldt, 1971) や「単語完成課題」 (Warrington and Weiskrantz, 1970) 等を用いた測定が行われてきた。また、より長期間にわたる記憶の想起については「自伝的記憶検査」 (Williams and Broadbent, 1986) がよく用いられている³。

記憶バイアスに関する先行メタ解析では、抑うつと潜在記憶バイアスとの関連 (Phillips et al., 2010) が報告される一方、不安については顕在性にせよ潜在性にせよ記憶バイアスとの関連は支持されていない

(Mitte, 2008)。しかし近年の研究知見を取り込んだ包括的なレビューは、潜在的な意味連合は不安と抑うつ双方に関連する可能性を指摘している (Teachman et al., 2019)。

これを支持するように、発表者らによる最近の研究は、潜在記憶バイアスは不安および抑うつ双方と関連していたこと、また顕在記憶バイアスはネガティブな情報が自己関連性を持つと判断された場合にのみ抑うつと関連することを見出している (例: 「無能」といったネガティブな単語は回答者が自己に関係があると判断した場合にのみ、より多く想起される)。

加えて発表者らは、潜在記憶バイアスが、扁桃体外側基底核—前帯状皮質膝下部との間の安静時機能結合およびストレスホルモン・コルチゾールとノルアドレナリンの主要代謝産物である3-メトキシ4-ヒドロキシフェニルグリコール (MHPG) との相互作用によって説明されることを世界で初めて見出している (Hakamata et al., 2022) (Figure 3)。

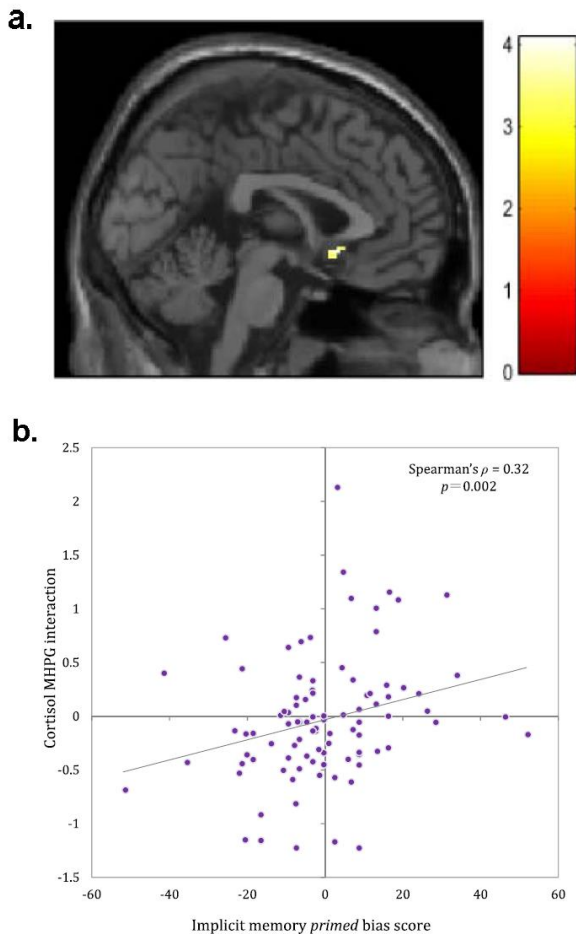


Figure 3. BLA-sgACC functional connectivity and cortisol-MHPG interaction associated with implicit memory bias scores.

a. sgACC. MNI coordinate: 0, 16, -8, 120mm³, $t = 4.08$, FWE-corrected $p = 0.02$. Color bar indicates t values. **b.** Scatter plot of cortisol-MHPG interaction. Abbreviation: BLA, basolateral amygdala; sgACC, subgenual anterior cingulate cortex; MHPG, 3-Methoxy-4-hydroxyphenylglycol.

(Hakamata et al., 2022 より抜粋)

また自伝的記憶に生じる「概括的な記憶 (overgeneral memory: OGM)」は、個人の体験した出来事が具体的な時空間文脈情報なしに想起される (例: 「悲しい」という手がかり語から個人の記憶を想起するように促した場合、「Aさんはいつも私のことを悪く言う」といったように、具体性を欠いたかたちで想起される) 傾向をいう (Williams et al., 1997; Williams et al., 2007)、発表者らはこの OGM が幼少期トラウマおよび海馬および扁桃体の安静時機能結合と関連したことを見出している (Hakamata et al., 2021) (Figure 4)。この知見は、OGM がうつ病や PTSD で顕著にみられ (Liu et al., 2013; Ono et al., 2016; Van Vreeswijk and De Wilde, 2004)、海馬や前頭前皮質の脳活動と関連すること (Young et al., 2015; Young et al., 2012)、また特にネガティブな手がかり語に対する自伝的記憶の具体性減少と扁桃体—内側前頭前皮質間の機能結合と関連すること (Young et al., 2016) を示した先行研究知見とも調和している。

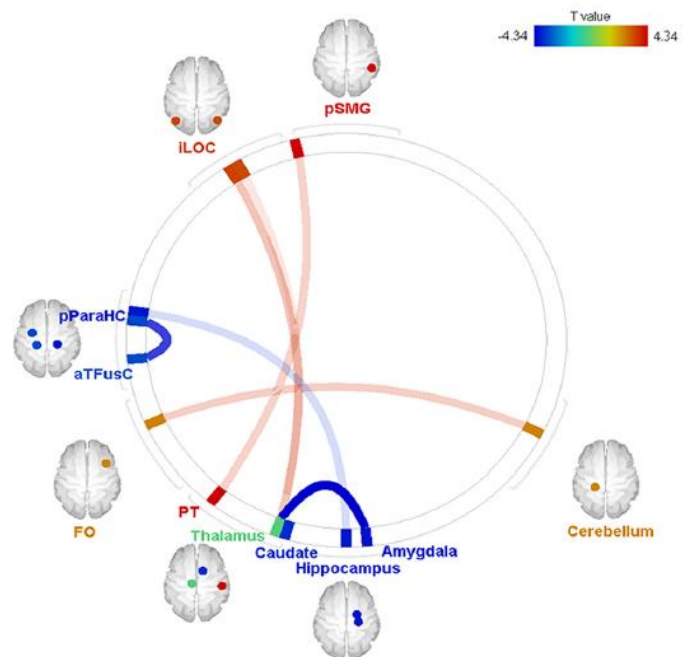


Figure 4. Neural correlates of OGM. The thickness and color of bundles are proportionate to the T value. Red, region with increased FC; Blue, region with decreased FC; Green, region with both increased and decreased FC. Abbreviations: OGM, overgeneral (autobiographical) memory; FC, functional connectivity; pSMG, posterior part of supramarginal gyrus; iLOC, inferior part of occipital cortex; aParaHC, anterior division of parahippocampal cortex; pParaHC, posterior division of parahippocampal cortex; aTFusC, anterior part of temporal fusiform cortex; FO, frontal operculum; PT, planum temporale. All significant at FWE-corrected $p < 0.05$.

(Hakamata et al., 2021 より抜粋)

これらの知見は、記憶バイアスの神経基盤として、海馬や扁桃体、前帯状皮質膝下部を包含する腹内側前頭前皮質 (vmPFC) が重要な役割を果たす可能性を示唆している。うつ病や PTSD 患者においては、扁桃体や海馬、vmPFC の機能および構造異常が見つまっている (Gray et al., 2020; Hiser and Koenigs, 2018; Kühn

and Gallinat, 2013)。海馬は文脈情報の符号化と検索に役割を果たしており (Eichenbaum, 2013; Ekstrom and Ranganath, 2018)、扁桃体と vmPFC はネガティブな情動の生成と調節において重要であることが指摘されている (Hiser and Koenigs, 2018)。また大規模神経画像メタ解析では、vmPFC と扁桃体間の機能連絡は、ネガティブな刺激に対する選択的注意に役割を果たすことも報告されている (Chiba et al., 2021)。さらに扁桃体—vmPFC 間の連絡は、想起される記憶内容にも影響を及ぼすことが指摘される (Salzman and Adolphs, 2021)。したがって、扁桃体—海馬—vmPFC 間の神経結合は、ネガティブな刺激に対する注意と記憶の促進、また文脈記憶の減弱の双方に関与する可能性がある。

ここでは、ネガティブな刺激に対する注意の偏りと記憶バイアスの時間的変容との関係、またこの関係に対する扁桃体—海馬—vmPFC 間の機能結合とストレスホルモンの関与について検討した発表者らの最近の実験データを紹介し、記憶バイアスの神経生物学的機序について統合的な考察を試みる。

また最後に、最近終了した「記憶バイアスの緩和アプローチ cognitive bias modification-memory: CBM-M」の RCT により得られた知見にも触れる。

<謝辞>

本稿で紹介した研究は、科学研究費補助金・若手 A および基盤 B、上原記念生命科学財団の研究助成を受けて実施されました。本稿に関連して申告すべき利益相反はありません。

脚注

¹ 認知バイアスは、元来は認知心理学や社会心理学などの分野で提唱された概念である。本発表では、特に抑うつや不安と関連する狭義の認知バイアスに焦点を当てる。

² 抑うつや不安における認知バイアス研究では、主にネガティブな認知の促進について検討されてきたが、ポジティブな認知の抑制という側面も存在する。

³ OGM は、記憶バイアスの一つとして捉えられているが (Mathews and MacLeod, 2005)、手がかり語として用いられる単語の情動価にかかわらず生じることも報告される (Barry et al., 2021; Hallford et al., 2022)。情動的な手がかり語に対して顕著に生じると指摘する研究もある (Ono et al., 2016)。

引用文献

Bar-Haim, Y., Lamy, D., Pergamin, L., et al., 2007. Threat-related attentional bias in anxious and nonanxious individuals: a meta-analytic study. *Psychol Bull* 133, 1-24.
Barry, T.J., Hallford, D.J., Takano, K., 2021. Autobiographical memory impairments as a transdiagnostic feature of mental illness: A meta-analytic review of investigations into autobiographical

memory specificity and overgenerality among people with psychiatric diagnoses. *Psychol Bull* 147, 1054-1074.

- Beck, A., Clark, D., 1997. An information processing model of anxiety: automatic and strategic processes. *Behav Res Ther* 35, 49-58.
- Boyle, C.C., Ganz, P.A., Van Dyk, K.M., Bower, J.E., 2017. Inflammation and attentional bias in breast cancer survivors. *Brain Behav Immun* 66, 85-88.
- Chiba, T., Ide, K., Taylor, J.E., et al., 2021. A reciprocal inhibition model of alternations between under-/overemotional modulatory states in patients with PTSD. *Mol Psychiatry* 26, 5023-5039.
- Cisler, J.M., Koster, E.H., 2010. Mechanisms of attentional biases towards threat in anxiety disorders: An integrative review. *Clin Psychol Rev* 30, 203-216.
- Clarke, P.J., Browning, M., Hammond, G., et al., 2014. The causal role of the dorsolateral prefrontal cortex in the modification of attentional bias: evidence from transcranial direct current stimulation. *Biol Psychiatry* 76, 946-952.
- Eichenbaum, H., 2013. Memory on time. *Trends Cogn Sci* 17, 81-88.
- Ekstrom, A.D., Ranganath, C., 2018. Space, time, and episodic memory: The hippocampus is all over the cognitive map. *Hippocampus* 28, 680-687.
- Eysenck, M.W., Derakshan, N., Santos, R., Calvo, M.G., 2007. Anxiety and cognitive performance: attentional control theory. *Emotion* 7, 336-353.
- Gray, J.P., Müller, V.I., Eickhoff, S.B., Fox, P.T., 2020. Multimodal Abnormalities of Brain Structure and Function in Major Depressive Disorder: A Meta-Analysis of Neuroimaging Studies. *Am J Psychiatry* 177, 422-434.
- Hakamata, Y., Izawa, S., Sato, E., et al., 2013. Higher cortisol levels at diurnal trough predict greater attentional bias towards threat in healthy young adults. *J Affect Disord* 151, 775-779.
- Hakamata, Y., Lissek, S., Bar-Haim, Y., et al., 2010. Attention Bias Modification Treatment: A Meta-Analysis Toward the Establishment of Novel Treatment for Anxiety. *Biol Psychiatry* 68, 982-990.
- Hakamata, Y., Mizukami, S., Izawa, S., et al., 2021. Childhood trauma affects autobiographical memory deficits through basal cortisol and prefrontal-extrastriate functional connectivity. *Psychoneuroendocrinology* 127, 105172.
- Hakamata, Y., Mizukami, S., Izawa, S., et al., 2022. Implicit and explicit emotional memory recall in anxiety and depression: Role of basolateral amygdala and cortisol-norepinephrine interaction. *Psychoneuroendocrinology* 136, 105598.
- Hakamata, Y., Mizukami, S., Komi, S., et al., 2018. Attentional bias modification alters intrinsic functional network of attentional control: A randomized controlled trial. *J Affect Disord* 238, 472-481.

- Hakamata, Y., Sato, E., Komi, S., et al., 2016. The functional activity and effective connectivity of pulvinar are modulated by individual differences in threat-related attentional bias. *Sci Rep* 6, 34777.
- Hallford, D.J., Rusanov, D., Yeow, J.J.E., Barry, T.J., 2022. Reduced specificity and increased overgenerality of autobiographical memory persist as cognitive vulnerabilities in remitted major depression: A meta-analysis. *Clin Psychol Psychother* 29, 1515-1529.
- Hedger, N., Gray, K.L., Garner, M., Adams, W.J., 2016. Are visual threats prioritized without awareness? A critical review and meta-analysis involving 3 behavioral paradigms and 2696 observers. *Psychol Bull* 142, 934-968.
- Hiser, J., Koenigs, M., 2018. The Multifaceted Role of the Ventromedial Prefrontal Cortex in Emotion, Decision Making, Social Cognition, and Psychopathology. *Biol Psychiatry* 83, 638-647.
- Insel, T., Cuthbert, B., Garvey, M., et al., 2010. Research domain criteria (RDoC): toward a new classification framework for research on mental disorders. *Am J Psychiatry* 167, 748-751.
- Kühn, S., Gallinat, J., 2013. Gray matter correlates of posttraumatic stress disorder: a quantitative meta-analysis. *Biol Psychiatry* 73, 70-74.
- Kalafatakis, K., Russell, G.M., Harmer, C.J., et al., 2018. Ultradian rhythmicity of plasma cortisol is necessary for normal emotional and cognitive responses in man. *Proc Natl Acad Sci U S A* 115, E4091-E4100.
- LeDoux, J., 2007. The amygdala. *Curr Biol* 17, R868-874.
- Liu, X., Li, L., Xiao, J., et al., 2013. Abnormalities of autobiographical memory of patients with depressive disorders: a meta-analysis. *Psychol Psychother* 86, 353-373.
- MacLeod, C., 1995. Training selective attention: a cognitive-experimental technique for reducing anxiety vulnerability? *World Congress of Behavioral and Cognitive Therapies Abstracts*, 118.
- MacLeod, C., Mathews, A., Tata, P., 1986. Attentional bias in emotional disorders. *J Abnorm Psychol* 95, 15-20.
- Mathews, A., MacLeod, C., 2005. Cognitive vulnerability to emotional disorders. *Annu Rev Clin Psychol* 1, 167-195.
- Meyer, D.E., Schvaneveldt, R.W., 1971. Facilitation in recognizing pairs of words: evidence of a dependence between retrieval operations. *J Exp Psychol* 90, 227-234.
- Mitte, K., 2008. Memory bias for threatening information in anxiety and anxiety disorders: a meta-analytic review. *Psychol Bull* 134, 886-911.
- Mogg, K., Bradley, B., 1998. A cognitive-motivational analysis of anxiety. *Behav Res Ther* 36, 809-848.
- Mogg, K., Bradley, B., 2016. Anxiety and attention to threat: Cognitive mechanisms and treatment with attention bias modification. *Behav Res Ther* 87, 76-108.
- Ono, M., Devilly, G.J., Shum, D.H., 2016. A meta-analytic review of overgeneral memory: The role of trauma history, mood, and the presence of posttraumatic stress disorder. *Psychol Trauma* 8, 157-164.
- Peckham, A.D., McHugh, R.K., Otto, M.W., 2010. A meta-analysis of the magnitude of biased attention in depression. *Depress Anxiety* 27, 1135-1142.
- Phillips, W.J., Hine, D.W., Thorsteinsson, E.B., 2010. Implicit cognition and depression: a meta-analysis. *Clin Psychol Rev* 30, 691-709.
- Salzman, C., Adolphs, R., 2021. Emotion, in: Kandel, E., Koester, J., Mack, S., Siegelbaum, S. (Eds.), *Principles of Neural Science*, 6th ed. McGraw Hill / Medical, NY, New York., pp. 1045-1064.
- Tamietto, M., de Gelder, B., 2010. Neural bases of the non-conscious perception of emotional signals. *Nat Rev Neurosci* 11, 697-709.
- Teachman, B.A., Clerkin, E.M., Cunningham, W.A., et al., 2019. Implicit Cognition and Psychopathology: Looking Back and Looking Forward. *Annu Rev Clin Psychol* 15, 123-148.
- Van Vreeswijk, M.F., De Wilde, E.J., 2004. Autobiographical memory specificity, psychopathology, depressed mood and the use of the Autobiographical Memory Test: a meta-analysis. *Behav Res Ther* 42, 731-743.
- Warrington, E.K., Weiskrantz, L., 1970. Amnesic syndrome: consolidation or retrieval? *Nature* 228, 628-630.
- Williams, J., Watts, F., MacLeod, C., Mathews, A., 1997. *Cognitive psychology and emotional disorders*. Wiley., New York.
- Williams, J.M., Barnhofer, T., Crane, C., et al., 2007. Autobiographical memory specificity and emotional disorder. *Psychol Bull* 133, 122-148.
- Williams, J.M., Broadbent, K., 1986. Autobiographical memory in suicide attempters. *J Abnorm Psychol* 95, 144-149.
- Young, K.D., Bellgowan, P.S., Bodurka, J., Drevets, W.C., 2015. Functional neuroimaging correlates of autobiographical memory deficits in subjects at risk for depression. *Brain Sci* 5, 144-164.
- Young, K.D., Erickson, K., Nugent, A.C., et al., 2012. Functional anatomy of autobiographical memory recall deficits in depression. *Psychol Med* 42, 345-357.
- Young, K.D., Siegle, G.J., Bodurka, J., Drevets, W.C., 2016. Amygdala Activity During Autobiographical Memory Recall in Depressed and Vulnerable Individuals: Association With Symptom Severity and Autobiographical Overgenerality. *Am J Psychiatry* 173, 78-89.