自己主体感の個人差が主語省略文理解時の 視点取得に及ぼす影響¹

新国 佳祐 新潟青陵大学 里 麻奈美 沖縄国際大学 邑本 俊亮 東北大学

Individual differences in sense of agency and perspective adoption in comprehending Japanese null-subject sentences

Keiyu Niikuni (Niigata Seiryō University), Manami Sato (Okinawa International University),
and Toshiaki Muramoto (Tohoku University)

When comprehending (Japanese) null-subject sentences, people mentally simulate the linguistically depicted events without adopting a particular point-of-view (i.e., perspective) (Sato & Bergen, 2013). The present study examined whether a sense of agency (SoA), measured by the Sense of Agency Scale (Asai et al., 2009), predicts individual preferences in perspective adoption associated with the null-subject sentence comprehension. In the experiment with the sentence-picture verification task, participants read null-subject sentences and decided whether the depicted action had been mentioned in the preceding sentence. The results showed that participants with relatively stable SoA verified the action pictures (e.g., cutting an apple) significantly faster when the event was depicted from an observer's perspective than when depicted from an agent's perspective. On the other hand, participants with relatively unstable SoA showed no preference for the pictured perspectives. We concluded that the instability of SoA may result in ambiguous attribution of an action, reflected as the absence of a preferred perspective when comprehenders simulate the described event. The reason why individuals with stable SoA prefer an observer's perspective was also discussed.

Key words: sentence comprehension, null subject, perspective adoption, sense of agency, Japanese.

The Japanese Journal of Psychology

2021, Vol. 92, No. 2, pp. 89-99

J-STAGE Advanced published date: March 31, 2021, <https://doi.org/10.4992/jjpsy.92.19045>

言語理解には、その内容が示唆する視覚情報や運動情報を含む事象の自動的なメンタルシミュレーション²が伴う (Barsalou, 1999, 2008; Zwaan, 1999)。例えば、人は言語を理解する過程において、言語が明示的ではなく暗示的に表す対象物の色 (Connell, 2007; Richter & Zwaan, 2009)、解像度 (Yaxley & Zwaan, 2007)、形態や方向を含む視覚情報 (Pecher, van Dantzig, Zwaan, & Zeelenberg, 2009; Stanfield & Zwaan, 2001; Zwaan, Stanfield, & Yaxley, 2002)、対象物と関わる際の手の形

や行為を含む運動情報 (Bub, Masson, & Cree, 2008; Kaschak et al. 2005; Tucker & Ellis, 2001)などを自動的に心内に思い描く (シミュレートする) ことが報告されている。

また、このメンタルシミュレーションには、対象物やそれと関わる身体部位の詳細だけではなく、出来事がどの地点から捉えられているのかという空間的側面を持つ「視点」に関する情報が含まれることも明らかになっている。例えば、Borghi, Glenberg, & Kaschak (2004) は、“You are driving a car.” という文を読んだ場合には「ハンドル」(車の内側にある要素) への概念アクセスが、“You are fueling a car.” という文を読んだ場合には「タイヤ」(車の外側にある要素) への概念アクセスが速くなることを報告している。この結果は、文が描写する内容によって、事象をシミュレートする際の視点が「車の内側」もしくは「車の外側」に固定されることを示しており、文理解中のメンタルシ

Correspondence concerning this article should be sent to: Keiyu Niikuni, Department of Clinical Psychology, Niigata Seiryō University, Suido-cho, Chuo-ku, Niigata 951-8121, Japan. (E-mail: keiyu@n-seiryō.ac.jp)

¹ 本研究はJSPS 科研費 JP19H01263 の助成を受けて実施された。

² 本研究では「メンタルシミュレーション」という用語を、言語が表す内容や出来事を現実のものとして頭の中で思い描く行為という意味で用いる。

ミュレーションの過程にはそのような特定の視点の取得が含まれることを示唆している。

さらに、文理解中のメンタルシミュレーションにおける視点の取得には、行為動詞の主語となる代名詞が重要な役割を果たすことが指摘されている。例えば、一人称・二人称代名詞は行為を行う「行為者視点」(Figure 1a) から、三人称代名詞は他者の行為を見る「観察者視点」(Figure 1b) から事象をシミュレートさせる働きがある (英語: Brunyé, Ditman, Mahoney, Augustyn, & Taylor, 2009, 日本語: Sato & Bergen, 2013)。ところが、日本語では、例えば「今、りんごを切っているところです。」のように、しばしば文中の主語が省略される。このような文を理解してその意味内容をシミュレートする際、母語話者は (たとえ省略された主語が文脈から明確な場合であっても) 特定の視点の取得を行わないことが明らかにされている (Sato & Bergen, 2013)。

Sato & Bergen (2013) は、参加者に、「(あなたは／彼は) 今りんごを切っているところです。」のようなターゲット文を読ませ、続けて Figure 1a (行為者視点条件) または Figure 1b (観察者視点条件) のような写真刺激を呈示し、文と写真の示す内容が一致しているかどうかを判断させる文-写真一致課題実験を行っている³。この実験では、写真刺激への一致／不一致判断にかかる時間 (以下、反応時間とする) を指標とし、例えば観察者視点条件よりも行為者視点条件で反応時間が短かった場合、写真刺激呈示の前段階で行為者視点を選好的に取得されていた、すなわち、先行する文の理解時に行為者視点からのメンタルシミュレーションが行われていたものと判断された (Brunyé, et al., 2009; Mannaert, Dijkstra & Zwaan, 2019; Zwaan, et

al., 2002 など参照)。実験の結果、まず、「あなたは今りんごを切っているところです。」のように、文中の主語が二人称代名詞で明示された場合、観察者視点条件よりも行為者視点条件で反応時間が短かった。一方、「彼は今りんごを切っているところです。」のように、文中の主語が三人称代名詞で明示された場合、行為者視点条件よりも観察者視点条件で反応時間が短かった (以上, Experiment 1)。さらに、重要な結果として、「今りんごを切っているところです。」のように、文中に主語が明示されなかった場合 (主語省略文)、行為者視点条件と観察者視点条件の間に反応時間の差は生じなかった (Experiment 2)。以上の結果から Sato & Bergen (2013) は、主語代名詞が文理解に際してのメンタルシミュレーションにおいて取得される視点を決定する一方で、文中の主語が省略された場合、特定の視点の取得は行われないと結論づけている。類似の主張は Beveridge & Pickering (2013) が提案する空間接地仮説 (Spatial Grounding Hypothesis) においてもみられ、そこでは事象内容を構成する要素 (行為者・被行為者) がどのような位置関係にあるかなどの空間情報が不十分な場合、特定の視点取得されずに文理解が行われるとされている。

確かに、主語省略文と視点の異なる写真の一致課題において特定の視点への選好性がみられないことは、主語省略文理解に伴う行為事象のメンタルシミュレーションにおいて、我々は行為者・観察者いずれの視点の取得をも行っていないことを示唆する。一方で、Sato & Bergen (2013) の結果は、視点取得の個人差という観点から解釈することも可能である。すなわち、主語省略文理解の際、(a) 行為者視点を選好的に取得しやすい個人と、(b) 観察者視点を選好的に取得しやすい個人、(c) 特定の視点への選好性を見せない (行為者／観察者どちらか一方の視点を選好しない) 個人⁴ が一定のバランスのもと混在しており、ゆえに参加者全体で見た場合、写真の視点条件の間に反応時間差が現れなかったという解釈である。実際、Brunyé, Ditman, Giles, Holmes, & Taylor (2016) は、Sato & Bergen (2013) と類似のパラダイムによる実験を行い、共感的没入傾向 (empathic engagement) の高い個人ほど、文中の主語が一人称代名詞 (“I”) または二人称代名詞 (“You”) として明示された場合に行為者視点を取得しやすいことを報告している。また、Hartung, Hagoort, & Willems (2017) は、(単一の文ではなく) ある程度の長さの物語文の理解においては、取得される視点は文章中に明示される代名詞でなく、個人の好みにより依存することを指摘している。主語が (代名詞に

Figure 1. Examples of stimulus pictures used in Sato & Bergen (2013).

³ この実験では、実際は、例えば「(あなたは／彼は) 今りんごを切っているところです。」という文 (ターゲット文) が呈示される前には、「あなたは／健吾はお菓子屋さんです。あなたは／彼はアップルパイを作っています。」という先行文脈が呈示されていた。先行文脈の主語は、ターゲット文の主語が明示されている場合にはそれと必ず一致しており (Experiment 1)、ターゲット文が主語省略文の場合は先行文脈の主語が実験要因の一つとして操作された (Experiment 2)。詳しくは、Sato & Bergen (2013) を参照されたい。

⁴ 特定の視点への選好性を見せない場合には、さらに細かく考えると、(a) 行為者・観察者いずれの視点も取得しない場合と、(b) 行為者・観察者両方の視点を同時に取得する場合の二通りが想定されるが、この点については考察にて言及する。

よって) 明示される場合でさえ、言語理解時に取得されやすい視点は個人によって異なることを示唆する以上の知見を踏まえるならば、主語省略文理解においてもまた、行為事象のメンタルシミュレーションに際して取得されやすい視점에個人差が存在すると考えることは自然のように思える。そして、もしこの解釈が正しいとするならば、主語省略文理解時の視点取得(行為者/観察者)の選好性を規定する何らかの個人間要因が存在する可能性がある。Brunyé et al. (2016)の結果から、そのような要因の一つとして共感的没入傾向が考えられるが、Brunyé et al. (2016)の定義する共感的没入傾向とは、フィクション/ノンフィクションの本を読む頻度や、本を読む際に泣くことがあるかどうかなどの、読書に関する八つの質問項目の因子分析により抽出された因子の一つであり、領域固有的かつアドホック的な構成概念であることは否定できない。そこで、本研究では、より包括的な心理的構成概念として広く受け入れられている主体感(sense of agency)を取りあげ、主体感の個人差によって、主語省略文理解時の視点取得の選好性がどのように予測されるかを実験的に検討することを目的とする。

主体感(あるいは、運動主体感または自己主体感)は、自身の行為(action)と、それによって起こる結果を自分自身がコントロールしているという感覚(Haggard, 2017; Moore, 2016)として定義される。通常我々は、例えば自身で(自発的に)りんごを切するという行為を行ったならば、りんごを切ったのは間違いなく自分自身であり、同時に、りんごが切れたという結果も紛れもなく自身の行為が引き起こしたものとして理解できる。ところが、精神疾患等により主体感に異常を来した場合、その行為は自分自身のものでなく、他の何者かによって強いられるものと考えられることがあるという(Haggard & Chambon, 2012)。つまり、主体感に問題が生じると、自己の行為と他者の行為の心的な区別が不明確になると言える。主体感の異常と関連が深いと考えられる代表的な精神疾患としては統合失調症が挙げられ(浅井・高野・杉森・丹野, 2009)、実際多くの研究により統合失調症患者における主体感の異常が報告されている(例えば、Voss et al., 2010; レビューとして、Moore, 2016)。さらに、近年では、健常者においても主体感には個人差が存在し、それが統合失調型パーソナリティを含む様々な心的個人特性と関連することが示されている(統合失調型パーソナリティ: Asai & Tanno, 2007, 2008, ナルシズム: Hascalovitz & Obhi, 2015; Render & Jansen, 2019; Tapal, Oren, Dar, & Eitam, 2017, 被催眠性: Polito, Barnier, & Woody, 2013, 自己モニタリング特性: 浅井他, 2009, 強迫性障害傾向: Oren, Friedmann, & Dar, 2016; Tapal et al., 2017, 自己効力感, 統制の所在など: Tapal et al., 2017)。

ここで、Sato & Bergen (2013)の知見を振り返ると、

「あなたは/彼は今りんごを切っているところです。」のように主語が明示された場合、参加者は行為者/観察者のいずれかの視点に明確な選好性を示した。言い換えれば、主語が明示される限りにおいて、我々は文中に示される行為を自己のもの、あるいは他者のものと明確に区別して事象のメンタルシミュレーションを行うと考えられる。一方、特定の視点への選好性がみられない状況とは、自己の行為と他者の行為を明確に区別していない状態とも考えることができ、この状態は、行為の主体を正しく区別しない(できない)主体感の異常性が高い状態と類似している。ゆえに、仮に主語省略文理解に際して、(a) 行為者視点を選好する個人、(b) 観察者視点を選好する個人、(c) 特定の視点を選好しない個人が混在するとして、(c)の傾向を持つ人には、主体感が比較的不安定な者が多いことが一つの可能性として考えられる。その場合、逆に主体感が比較的安定している個人は、主語が省略されている場合においてさえ、文中に示される行為を自己、あるいは他者のものとして明確に区別してメンタルシミュレーションを行うものと考えられる。これらの予測が支持されるとして、主体感の安定性が高い個人が、主語省略文理解時に行為者/観察者のいずれの視点の取得を好むかについては現時点で明確な予測は難しいが、もしいずれかの視点に対する選好性が確認されたならば、本研究は、先行研究では得られていない(主語省略)文理解におけるメンタルシミュレーションの過程に関する新たな示唆を提供できると考える。

以上より、本研究では次のような予測のもと、Sato & Bergen (2013)に基づいた文-写真一致課題と、主体感の個人差の測定を行う実験を実施する。まず、主体感の安定性によって、主語省略文理解時に取得される視点(行為者/観察者)の選好性が異なると考えられることから、写真刺激への反応時間に現れる行為者視点条件と観察者視点条件との差のパターンは、主体感の安定性の個人差によって異なると予測する(予測1)。具体的には、主体感の安定性が比較的低い参加者には、行為者視点条件と観察者視点条件の間の反応時間の差が現れない一方で、主体感の安定性が高い参加者は、行為者視点条件と観察者視点条件の間に反応時間の差が生じると予測する(予測2)。

方 法

参加者

日本語を母語とする大学生・大学院生62名(男性43名、女性19名)が実験に参加した。参加者の平均年齢は21.2($SD=3.2$)歳であり、全員が正常な視力を有していた。すべての参加者から実験の開始前に口頭および書面によりインフォームド・コンセントを取得し、実験の終了後には実験参加に対する謝礼を支

払った。実験は、東北大学大学院情報科学研究科人間対象研究倫理審査委員会の審査と承認を受けた後に実施された。

材 料

文-写真一致課題の刺激写真として、Sato & Bergen (2013) で用いられたターゲット写真 24 ペアを、著者の了解を得て使用した。各ペアは、ある行為事象（例えば、「りんごを切る」）を行為者の視点から撮影した写真（Figure 1a）と、その行為の観察者の視点から撮影した写真（Figure 1b）から成っていた。また、フィラーの写真刺激として、行為者視点写真 12 枚、観察者視点写真 12 枚を用意した。さらに、ターゲット写真の各ペアについて、写真の状況を正しく描写する日本語文（例：「今、りんごを切っているところです。」）を作成した。一方、フィラー写真については、例えば紙を丸めている場面の写真に対して、「今、紙をちぎっているところです。」のように、写真の状況を正しく描写していない文を作成した。その際、(a) 描写される行為が一致していない、(b) 描写される行為の対象が一致していない、(c) 描写される行為も対象も一致していない、のいずれかの理由により写真と文の描写を不一致にさせた。上記の例は (a) の例である。

主体感を測定する尺度としては、浅井他 (2009) によって作成された Sense of Agency Scale（以下、SOAS とする）を使用した。これは、「声が大きと言われることがある」などの項目に対して、「全く当てはまらない（1 点）」から「当てはまる（4 点）」の 4 件法で回答を求める質問紙尺度であり、3 因子構造を持つ。第一因子は「精神的活動における主体の誤帰属」であり、「自分の考えだと思っていたことが、実は他人のアイデアであったことがある」など 7 項目が含まれる。第二因子は「身体的活動における自己身体の制御不能性」であり、「自分の身体を思うように動かせないと感じることもある」など 6 項目が含まれる。第三因子は「社会的活動における自己の主張性」であり、「周りに協調するよりも自分の主張を通すことがある」など 4 項目が含まれる。分析には、全 17 項目の合計得点（以下、全項目 SOAS 得点とする）、および三つの下位尺度ごとの合計得点を使用した。いずれの下位尺度についても、得点が高いほど主体感が不安定であることを示す（浅井他, 2009）。

装 置

文-写真一致課題の刺激は、すべて 17 インチの CRT モニタ（Eizo 社製 FlexScan T561、リフレッシュレート 85Hz、解像度 1280 × 1024 ピクセル）上に提示した。実験制御用 PC には、Apple 社製 MacBook Pro（15 インチモデル、16GB RAM、2.5GHz CPU、2GB GPU）を、内蔵のディスプレイには映像を表示

せず、外部接続の CRT モニタにのみ映像を表示した状態で使用した。参加者の反応の取得には USB キーボード（ダイヤテック社製 Filco Majestouch 2）を使用し、Python 言語（ver. 2.7.12）と PsychoPy パッケージ（Peirce, 2007）を用いて実験の制御を行った。

手続き

実験は防音室内で個別に行われ、すべての参加者が、文-写真一致課題を遂行した後に質問紙への回答を行った。

文-写真一致課題では、参加者はモニタから 70cm 程度の距離に着席して課題を遂行した。一つの試行（Figure S1⁵ 参照）ではまず、画面中央に注視点（+）が 3 秒間呈示された後、刺激文が 3 秒間呈示された。その後、刺激文は消去され、1.5 秒間の注視点に後続して刺激写真が画面中央に呈示された。呈示された写真に対して参加者は、映し出されている状況が先に呈示された文の内容と一致しているかどうかを判断し、一致している場合はキーボード上の J のキーを、一致していない場合は F のキーを、可能な限り素早くかつ正確に押すよう教示され、写真刺激に対する反応時間（写真が呈示されてからキーが押されるまでの時間）と押されたキーが PC に記録された。先述のように、ターゲットの刺激セットはすべて（写真の視点にかかわらず）一致反応が正反応であり、フィラーの刺激セットは不一致反応が正反応であった。以上を 1 試行とし、参加者はこれを練習試行 16 試行、本試行 48 試行（ターゲット試行 24、フィラー試行 24）遂行した。練習試行では誤反応に対するフィードバックが与えられたが、本試行ではフィードバックは一切与えられなかった。本試行では、24 試行終了時に短い休憩を挟んだ。

条件操作として、24 のターゲットの刺激セットのうち、半数については刺激写真を行為者視点のものとし（行為者視点条件）、もう半数については刺激写真を観察者視点のものとした（観察者視点条件）。これらの刺激セットへの条件割り当ては、割り当てられる条件を入れ替えた刺激リストを二つ作成することによりカウンターバランスをとった。各リストには 24 のフィラー刺激セットを加えて呈示順序をランダム化し、参加者をいずれかのリストにランダムに割り当てた。

要因計画

本研究では、文-写真一致課題における写真の視点（行為者／観察者、参加者内要因）、および SOAS 尺度得点（連続変量、参加者間要因）を独立変数として扱った。従属変数は、文-写真一致課題における刺激

⁵ Figure S1 は、J-STAGE 上に本論文の電子付録として公開されている。

Table 1
Descriptive Statistics of (a) the Sentence-Picture Verification Task and (b) the Sense of Agency Scale (SOAS).

	<i>M</i>	<i>SD</i>
a. Reaction Time (ms)		
Perspective Condition: Agent	679.7	180.4
Perspective Condition: Observer	661.5	130.5
b. Overall Scale Score	41.19	6.33
Factor 1 Subscale Score	14.83	3.81
Factor 2 Subscale Score	16.84	3.12
Factor 3 Subscale Score	9.52	2.26

Note. By-participant means and *SDs* are presented for the reaction times.

写真に対する反応時間であった。なお、後述のように、独立変数の SOAS 尺度得点は、全項目の合計得点の場合と、因子 1—因子 3 各下位尺度得点の場合で分けて分析を行った。

結 果

統計分析に先立ち、従属変数である文-写真一致課題における反応時間データのスクリーニングを行った。なお、以降の分析に用いるのはターゲットの刺激セットが呈示された試行のデータのみである (Sato & Bergen, 2013)。まず、2,000ms 以上の反応時間がみられた試行 (1.4%)、および誤反応がみられた試行 (4.1%) のデータを分析から除外した。さらに、参加者ごとに、当該参加者の平均反応時間 +2.5*SD* を超える、または平均反応時間 -2.5*SD* を下回る反応時間がみられた試行のデータ (2.3%) を分析から除外した。誤答率に関しては、後述の反応時間の分析に準じて、正誤を従属変数とした一般化線形混合モデルによる分析を行ったが、全項目 SOAS 得点、SOAS 下位尺度得点 (因子 1—3) のいずれを独立変数にした場合においても、有意な主効果および交互作用は得られなかった ($p_s > .10$)⁶。

Table 1a に、スクリーニング後の反応時間の条件ごとの平均値を示す。また、Table 1b には、全項目 SOAS 得点の平均値、および SOAS 下位尺度 (因子 1—3) ごとの得点の平均値を示す。

統計分析

文-写真一致課題におけるターゲット写真刺激への反応時間を従属変数として、参加者と刺激セットをランダム効果とする線形混合効果モデル分析 (Baayen,

⁶ 課題を通して一貫して一致反応を行った参加者がいなかったことを確かめるため、フィラー試行の正答率も別途算出した。その結果、正答率が最も低い参加者でも 83.3% ($M = 95.5\%$, $SD = 4.5\%$) であり、一貫して一致反応を行った参加者は見受けられないと判断した。

Table 2
The Results of the Statistical Analysis Taking (a) the Overall SOAS Score and (b-d) the Factor 1-3 (F1-3) Subscale Scores as Independent Variables.

	β	<i>SE</i>	<i>t</i>	<i>p</i>
a. (Intercept)	676.34	25.36	26.67	< .001
Perspective	-22.98	13.93	-1.65	.113
SOAS	-21.00	19.09	-1.10	.276
Perspective $\times$ SOAS	25.59	10.13	2.53	.014
b. (Intercept)	676.31	25.43	26.59	< .001
Perspective	-23.13	14.04	-1.65	.113
SOAS F1	-12.85	19.56	-0.66	.514
Perspective $\times$ SOAS F1	22.40	10.47	2.14	.037
c. (Intercept)	676.12	25.37	26.65	< .001
Perspective	-22.61	14.26	-1.59	.126
SOAS F2	-19.74	18.96	-1.04	.302
Perspective $\times$ SOAS F2	14.48	10.40	1.39	.169
d. (Intercept)	676.04	25.52	26.49	< .001
Perspective	-22.43	14.21	-1.58	.128
SOAS F3	-6.66	19.14	-0.35	.729
Perspective $\times$ SOAS F3	15.23	10.40	1.46	.149

Davidson, & Bates, 2008) を行った。固定効果は写真の視点 (行為者/観察者) および SOAS の尺度得点 (連続変量) とし、2 変数の交互作用効果もモデルに含めた。写真の視点は、行為者視点条件 = -0.5、観察者視点条件 = 0.5 にコーディングし (deviation coding)、SOAS 尺度得点は z 得点へと変換した。ランダム効果に関しては、参加者および刺激セットについてのランダム切片とランダムスロープをすべて仮定した最大モデルをつねに採用した (Barr, Levy, Scheepers, & Tily, 2013)。分析には、プログラミング言語 R (R Core Team, 2019) および lmerTest パッケージ (Kuznetsova, Brockhoff, & Christensen, 2017)、lme4 パッケージ (Bates, Maechler, Bolker, & Walker, 2015) を用いた。

全項目 SOAS 得点を独立変数とした場合

先述のように、SOAS の項目は三つの因子に関する下位尺度に分類されるが、浅井他 (2009) によれば、下位因子同士はいずれも正の相関を示すこと、および尺度全体としても、主体感と類似性の高い心理特性と考えられる自己モニタリング特性との相関がみられることなどから、全項目 SOAS 得点も主体感の測定指標として妥当であると考えられる。ゆえに、まずは固定効果である SOAS 尺度得点を全項目 SOAS 得点として線形混合効果モデル分析を行った。Table 2a にその結果を示す。また、Figure 2a に、採用した回帰モデ

ルから計算される平均反応時間の予測値を示す。予測値の算出には、R の effects パッケージ (Fox & Weisberg, 2019) を用いた。

Table 2a から分かるように、写真の視点 $\times$ SOAS 得点の交互作用が有意 ($p < .05$) であったため、写真の視点ごとの SOAS 得点の単純主効果 (単純傾斜) の検定を行った。この単純主効果の検討は、新井・Roland (2016, p.224) に従い、写真の視点 [行為者, 観察者] を [1, 0] および [0, 1] にコーディングし直し、最終モデルによる推定を (ランダム効果構造は変更せず) 再度実施することにより行った。分析の結果、行為者視点条件 ($\beta = -8.21$, $SE = 17.20$, $t = -0.48$, $p = .635$), 観察者視点条件 ($\beta = -33.79$, $SE = 22.00$, $t = -1.54$, $p = .130$) のいずれにおいても、SOAS 得点の単純主効果は有意ではなかった。また、SOAS 得点を $-SD$ 分、および $+SD$ 分ずらして再度最終モデルによる推定を実施することにより、SOAS 得点の高低別の写真の視点の単純主効果の検定を行った。その結果、SOAS 低群 ($-SD$) における写真の視点の単純主効果が有意 ($\beta = -48.56$, $SE = 17.32$, $t = -2.80$, $p = .008$) であった一方で、SOAS 高群 ($+SD$) では写真の視点の単純主効果は有意ではなかった ($\beta = 2.61$, $SE = 17.13$, $t = 0.15$, $p = .880$)。

以上の分析から、SOAS 全項目で見た場合、尺度得

点が低い、すなわち主体感が比較的安定している参加者は、行為者視点条件よりも観察者視点条件で反応時間が短い一方で、尺度得点が高い、すなわち主体感が不安定な参加者には、そのような反応時間の条件差はみられないことが明らかとなった。

SOAS 下位尺度得点を独立変数とした場合

次に、SOAS を構成する下位尺度 (因子 1–3) をそれぞれ独立変数 (固定効果) とする線形混合効果モデル分析を実施した。

因子 1 Table 2b, および Figure 2b に、SOAS の因子 1 (精神的活動における主体の誤帰属) の下位尺度得点を固定効果とした場合の統計分析結果を示す。

Table 2b から分かるように、写真の視点 $\times$ SOAS (因子 1) 得点の交互作用が有意 ($p < .05$) であったため、単純主効果の検定を行った。その結果、行為者視点条件 ($\beta = -24.06$, $SE = 22.65$, $t = -1.06$, $p = .293$), 観察者視点条件 ($\beta = -1.65$, $SE = 17.53$, $t = -0.09$, $p = .925$) のいずれにおいても、SOAS 因子 1 得点の単純主効果は有意ではなかった。一方、写真の視点の単純主効果は、SOAS 因子 1 高群では有意でなかったが ($\beta = -0.72$, $SE = 17.36$, $t = -0.04$, $p = .967$), SOAS 因子 1 低群では有意であった ($\beta = -45.53$, $SE = 17.68$, $t = -2.58$, $p = .014$)。

Figure 2. Predicted reaction times for each perspective condition (a) by overall SOAS scores ($-SD/+SD$) and (b–d) by SOAS F1–3 subscale scores. Error bars show $\pm SEM$. Note that higher SOAS scores indicate a more unstable sense of agency (see Asai et al., 2009).

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

因子 2 Table 2c, および Figure 2c に, SOAS の因子 2 (身体的活動における自己身体の制御不能性) の下位尺度得点を固定効果とした場合の統計分析結果を示す。

Table 2c から分かるように, 因子 2 の得点を独立変数とした場合には, 写真の視点の主効果, SOAS (因子 2) 得点の主効果, および 2 要因間の交互作用のいずれも有意ではなかった ($ps > .10$)。

因子 3 Table 2d, および Figure 2d に, SOAS の因子 3 (社会的活動における自己の主張性) の下位尺度得点を固定効果とした場合の統計分析結果を示す。

Table 2d から分かるように, 因子 3 の得点を独立変数とした場合にも, 写真の視点の主効果, SOAS (因子 3) 得点の主効果, および 2 要因間の交互作用のいずれも有意ではなかった ($ps > .10$)。

以上より, SOAS を下位尺度別で見た場合, 因子 1 において, 全項目得点の場合と同様の結果が得られたことが分かる。一方で, 因子 2 および因子 3 については, それらと同様の傾向 (反応時間が, SOAS 得点低群では行為者視点 > 観察者視点, SOAS 得点高群では行為者視点 = 観察者視点; Figure 2c, d) はみられるものの, 統計的に有意な写真の視点 × SOAS 得点の交互作用効果は得られなかった。

考 察

本研究では, 主体感の安定性によって, 主語省略文理解時に取得される視点 (行為者/観察者) の選好性が (どのように) 異なるかどうかを, Sato & Bergen (2013) に基づく文-写真一致課題, および浅井他 (2009) の SOAS を用いて検討した。実験の結果, 全項目 SOAS 得点を独立変数とした場合, 文-写真一致課題における写真への反応時間に関して, 有意な SOAS 得点 × 写真の視点の交互作用効果が得られた。この結果は, 「写真刺激への反応時間に現れる行為者視点条件と観察者視点条件との差のパターンは, 主体感の安定性の個人差によって異なる」という予測 (予測 1) と整合しており, 主体感の安定性によって, 主語省略文理解時に取得される視点の選好性が異なることを示唆している。さらに, この交互作用効果を詳細に検討したところ, SOAS 得点が高い参加者には写真の視点による反応時間の違いがみられない一方で, SOAS 得点が高い参加者は行為者視点の写真よりも観察者視点の写真への反応時間が短くなることが明らかとなった。これらの結果は, 本研究の予測 2 と一致しており, 主体感が比較的不安定な個人には, 主語省略文理解に際する事象のメンタルシミュレーションにおいて, 行為者・観察者どちらかの視点を選好する傾向はみられないことを示している。一方, 主体感が比較的安定している個人が選好しやすいのは, 行為者視点でなく観察者視点であることが明らかとなった。

なお, Table 1 から分かるように, 写真への反応時間に関して, 参加者全体で見ると行為者視点条件よりも観察者視点条件で反応時間が短い傾向にあるが ($\beta = -22.98$), 全体での写真の視点の主効果は有意ではない ($p = .113$)。また, 結果には示していないが, SOAS 得点を固定効果に含めないモデルにおいても, 写真の視点の効果は有意ではなかった ($p = .129$)。この結果は, 同じく行為者視点写真よりも観察者視点写真への反応時間が短いものの, 条件差の有意性を認めていない Sato & Bergen (2013) の結果とほぼ一致している。ここで, 脚注 3 においても示したように, Sato & Bergen (2013) の実験では, 主語省略文の前に先行文脈が呈示されており, 参加者にとって省略された主語が指す対象は明らかであった。対して, 本研究では先行文脈の呈示は行わなかったため, 参加者は省略された主語の指す対象を自由に解釈することができた。そのような実験パラダイムの違いはあってもなお, Sato & Bergen (2013) と同様に, 参加者全体としては刺激写真への反応に関して行為者/観察者いずれかの視点への選好性は現れないことが確認された。そして, 本研究のこの結果だけに着目するならば, 参加者全体で見た場合には, 主語省略文の理解に際する行為事象のメンタルシミュレーションの過程において, 特定の視点の取得はやはり行われていないように見える。ところが, 上述のように, 主体感の個人差を調整変数として見た場合, 主体感の安定性が比較的低い参加者は特定の視点への選好性は見せない一方で, 主体感の安定性が比較的高い参加者は観察者視点への明確な選好性を見せた。この結果は, 言語理解に際する視点取得の選好性には個人差が存在するという Brunyé et al. (2016) や Hartung et al. (2017) の主張と整合的であると同時に, 現実の身体運動の自他区別を行う上で重要と考えられる主体感という要因が, 言語理解中の行為事象のメンタルシミュレーションといういわば「仮想的な」身体運動の自他区別とも関連していることを示す新たな知見である。

一方で, 注意すべきであるのは, 全体での SOAS 得点の主効果, および写真の視点条件別の SOAS 得点の単純主効果が, 全項目 SOAS 得点, および因子 1 下位尺度得点のいずれを固定効果とする分析においても有意ではなかった点である。Sato & Bergen (2013) は, 写真の視点による反応時間の差がみられなかった結果について, 行為者・観察者いずれの視点の取得も行われないことによるものと解釈している (Beveridge & Pickering, 2013 も参照)。もし, 本研究における SOAS 高群も同様に, 行為者・観察者いずれの視点の取得も行っていないと仮定すると, 少なくとも観察者視点条件においては, 反応時間が SOAS 高群よりも SOAS 低群で短くなることが予測されるが, 実際には上述のように, SOAS 得点の (単純) 主効果の有意性は得ら

れていない。つまり、本研究の結果には、主体感の安定性が低い個人が、主語省略文の理解に際して、行為者・観察者いずれの視点も取得していないという解釈と、行為者・観察者両方の視点を同時に取得している (Hartung et al., 2017) という解釈の二通りがありうるということになる (脚注 4 を参照)。このことは、主体感の安定性の低さが、むしろ行為者・観察者両方の視点を同時に取得する柔軟なメンタルシミュレーションにつながっている可能性を示しており、一般的に指摘されるような主体感の不安定性と認知処理 (例えば、自己モニタリング: 浅井他, 2009) の不確実性ないし非効率性とのつながりが、言語理解におけるメンタルシミュレーションには必ずしも当てはまらない可能性があることを示唆している。主語省略文の理解に際して、主体感の安定性の低い個人が、行為者／観察者いずれの視点の取得も行っていないのか、それとも行為者・観察者両方の視点の取得を行っているのかを明らかにすることは、今後の重要な課題として残ったものの、いずれにせよ (a) そのような個人は特定の視点への選好性は見せない一方で、(b) 主体感の安定性の高い個人は観察者視点への選好性を示す事実は確かめられたことから、以下、それらの結果が得られた理由について考察する。

まず、(a) については、先述のように、主体感の異常性が高い個人にみられるような、自己の行為と他者の行為の混同が関与しているように思われる。浅井・丹野 (2010) によれば、主体感の不安定性が高いと考えられる統合失調症患者は、自身の行為の主体を正しく自己に帰属するための自己モニタリング機能に問題が生じており、その結果として、幻聴が生じたり、自己の行為が他者に制御されている感覚を持ったりするという (Frith, 1987, 1992)。また、Daprati et al. (1997) は、同じく統合失調症患者は、他者の運動を自身の運動として誤帰属する傾向にあることを報告している。これらの知見に鑑みると、主体感の不安定性は、ある行為に対して、その主体の帰属先 (自己／他者) が曖昧になる状態を引き起こすと考えられ、そのような状態が文理解に際する行為事象のメンタルシミュレーションの過程にも反映されると仮定すると、主体感の不安定な個人は主語の省略された行為の主体を曖昧なまま、すなわち行為者／観察者のいずれの視点も取得せずに、あるいは両方の視点を同時に取得しつつ事象のメンタルシミュレーションを行うと予測できる。この説明の一つの裏付けとなるのが、SOAS を下位尺度ごとに見た場合、因子 1 (精神的活動における主体の誤帰属) のみが写真の視点との有意な交互作用を示した点である。SOAS では、浅井他 (2009) の提案する各下位因子名が示すように、行為主体の誤帰属傾向は因子 1 に分類される下位項目によって弁別的に測定されることが考えられる。したがって、因子 1 の下位尺度得

点のみが文-写真一致課題における視点の選好性を有意に予測したという結果は、主体感の不安定性に伴う行為主体の誤帰属傾向が、視点取得における選好性の欠如と関連しているという上記の説明の妥当性を高めていると言える。

一方で、主体感の安定性が比較的高い個人は、ある行為に対してその主体を明確に自己、あるいは他者に帰属するため、主体帰属の曖昧性は生じないものと考えられる。本研究の結果から、そのような個人は、主語省略文理解に伴う事象のメンタルシミュレーションにおいては、一貫して行為の主体を他者に帰属させる、すなわち観察者の視点を取得するような一種の方略を持っているようである。ここで、Sato & Bergen (2013) の研究結果について振り返ると、彼女らの実験においても、主語省略文理解において統計的には有意ではない程度の観察者視点選好が確認されている。Sato & Bergen (2013, p. 372) はこの結果について、日本語が「なる」言語 (Become-language: 池上, 1981) と呼ばれるタイプの言語であることに起因する可能性を指摘している。池上 (1981) によれば、日本語は、本来は状態の変化を表す「なる」という動詞 (例: 赤くなる) が、所有者や場所の変化を表す動詞としても転用される (例: 私のものになる) 点で、物事の変化を捉える際、出来事全体に焦点を当てる指向性を持つという。対照的に、「する」言語 (Do-language) に分類される英語は、本来場所の変化を表す動詞 (例えば, go や come) が、所有者や状態の変化を表す場合にも転用される (例: John went crazy.) 点で、物事の変化を捉える際、その変化の主体 (動作主) に焦点を当てる指向性を持つという。このような言語の類型の特徴が、母語話者の思考様式をも形作っていると仮定すると⁷、日本語母語話者は行為事象を言語的に理解する際、その出来事全体を客観的に捉えようとするため、観察者視点からメンタルシミュレーションを行いやすいと考えることができる。そしてそのような傾向が、行為の主体帰属を明確に行う個人に如実に現れると考えれば、本研究の結果は Sato & Bergen (2013) の結果とも整合的に解釈することが可能である。同時に、この解釈の妥当性は、日本語と同様主語が省略可能であり、かつ英語と同類型の「する」言語の母語話者を対象とした追実験により確認することができると考えられる。ただし、以上の考察は、主体感の安定性が高い個人のメンタルシミュレーションの様式がいわばデフォルトであるという考えに基づくものではない。先述のように、SOAS 得点高群は SOAS 得点低群とほぼ同速度で刺激写真への反応が可能であったこと、および特定の視点

⁷ この仮定と類似の事実として、事態の把握や記憶、因果的推論などを行う際、東洋人は状況に、西洋人は特定の人物に焦点を当てる傾向が多く報告されている (Menon, Morris, Chiu, & Hong, 1999; Morris, Nisbett, & Peng, 1995; Nisbett & Masuda, 2003)。

Table 3
The Participants of Asai et al. (2011, 2016) and their Mean (*SD*) SOAS Scores.

	<i>N</i>	<i>M age</i>	Overall	F1	F2	F3
Asai et al. (2011)	836	19.1	41.4 (6.7)	15.6 (3.9)	16.5 (3.1)	9.3 (2.3)
Asai et al. (2016)	106	30.7	40.1 (6.0)	14.8 (3.6)	15.6 (3.0)	9.6 (1.9)

の取得は言語理解に必要な要素ではないという先行研究（例えば、Brunyé et al., 2016）の主張を踏まえるならば、主体感の安定性が高い個人は、本来必要でない観察者への視点の固定をあえて行う特殊性の高い認知処理を行っているともみなすことも可能であろう。

さて、本研究ではここまで、SOAS 得点の相対的な高低に基づき、参加者を主体感の安定性が低い個人／高い個人に分類しながら議論を進めてきた。ところが、もし本研究における参加者が、例えば母集団の中でも主体感の安定性が比較的高い人たちに偏っていたとしたら、これまで「主体感の安定性が比較的低い」個人として言及していた参加者は、実際は母集団においては平均的な主体感の安定性を持つ個人である可能性もある（また、その逆もありうる）。そのような可能性について検証するため、本研究と同様に健常な日本人を対象に SOAS を用いた Asai, Sugimori, & Tanno (2011) および Asai, Kanayama, Imaizumi, Koyama, & Kaganai (2016) の結果と、本研究における参加者の SOAS の尺度得点 (Table 1) とを比較した。Table 3 に上記二つの先行研究の結果を示すが、Table 3 と Table 1 とを比較して分かるように、尺度得点の平均値および標準偏差に 3 研究間でほとんど違いはみられない。ゆえに、本研究の参加者が主体感の安定性が全体的に高い、または低い、偏ったサンプルであるとは考えにくく、むしろごく平均的なサンプルとみなすことができるだろう。ここで、Asai (2016) は、健常な参加間でみられる統合失調症傾向の個人差と、自己の引き起こす運動と他者の引き起こす運動との区別可能性との関連を検討しており、統合失調症傾向が強い参加者ほど自己の運動と他者の運動を区別しにくいことを報告している。以上を踏まえて考えると、本研究で対象とした（健常な）参加者の中にも自己行為／他者行為の混同傾向を示す程度に安定性の低い主体感を持つ個人は存在し、そのような個人が主語省略文理解中に特定の視点への選好性を見せなかったとする本研究の結論の妥当性は高いと考える。

以上のように、本研究は、(a) 行為情報を含む主語省略文の理解に伴うメンタルシミュレーションにおいて、特定の視点（行為者／観察者）を選好しない個人と、観察者の視点を取得しやすい個人が混在している、(b) 主体感の安定性がそのような視点取得の個人差の予測因子の一つとなるという、いずれも先行研究では示されていなかった、言語理解に伴う行為事象のメンタルシミュレーションの過程に関する新たな知見を提

供した。

最後に、本研究と Sato & Bergen (2013) との実験パラダイムの違いに関連する今後の検討課題について指摘しておきたい。先述のように、本研究における文－写真一致課題では主語省略文を単独で提示したが、Sato & Bergen (2013) では、主語省略文に先行して、省略された主語が誰を指すのかを特定する文脈情報が提示されていた。Sato & Bergen (2013) の結果が示しているのは、省略された主語が誰を指すのかが明らかであってもなお、主語が言語的に明示されていなければ行為事象のメンタルシミュレーションにおいては特定の視点の取得は行われないということであるが、主語省略文理解の過程においては、参加者は文脈情報をもとに心内で省略された主語を補っていた可能性が高い。一方、本研究の実験パラダイムにおいては、参加者が、省略された主語を心内で補いつつ文理解を進めたのか、それとも省略された主語を補うことはせず、動詞と目的語の情報によってのみ文理解を進めたのかが判別できない。ゆえに、本研究の参加者と Sato & Bergen (2013) の参加者とでは主語省略文の理解過程に違いがある可能性が考えられるため、Sato & Bergen (2013) の実験で視点の選好性がみられなかった理由もまた、視点取得の選好性が異なる参加者が混在していたことにあると判断することには慎重になる必要がある。この点について明確にするため、文脈情報により省略された主語が特定可能である実験状況においてもなお、本研究で得られた知見が再現できるかどうかを確かめることは今後の重要な課題であると考えられる。

利益相反

本論文に関して、開示すべき利益相反関連事項はない。

引用文献

- 新井 学・Roland, D. (2016). 言語理解研究における眼球運動データ及び読み時間データの統計分析統計数理, 64, 201-231.
- Asai, T. (2016). Self is “other”, other is “self”: Poor self-other discriminability explains schizotypal twisted agency judgment. *Psychiatry Research*, 246, 593-600.
- Asai, T., Kanayama, N., Imaizumi, S., Koyama, S., & Kaganai, S. (2016). Development of Embodied Sense of Self Scale (ESSS): Exploring everyday experiences in-

- duced by anomalous self-representation. *Frontiers in Psychology*, 7, 1005. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.01005>
- Asai, T., Sugimori, E., & Tanno, Y. (2011). A psychometric approach to the relationship between hand-foot preference and auditory hallucinations in the general population: Atypical cerebral lateralization may cause an abnormal sense of agency. *Psychiatry Research*, 189, 220–227.
- 浅井 智久・高野 慶輔・杉森 絵里子・丹野 義彦 (2009). 自己主体感を測定する尺度の開発と因子構造の探索. *心理学研究*, 80, 414–421.
- Asai, T., & Tanno, Y. (2007). The relationship between the sense of self-agency and schizotypal personality traits. *Journal of Motor Behavior*, 39, 162–168.
- Asai, T., & Tanno, Y. (2008). Highly schizotypal students have a weaker sense of self-agency. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 62, 115–119.
- 浅井 智久・丹野 義彦 (2010). 声の中の自己と他者——幻聴の自己モニタリング仮説——. *心理学研究*, 81, 247–261.
- Baayen, R. H., Davidson, D. J., & Bates, D. M. (2008). Mixed-effects modeling with crossed random effects for subjects and items. *Journal of Memory and Language*, 59, 390–412.
- Barr, D. J., Levy, R., Scheepers, C., & Tily, H. J. (2013). Random effects structure for confirmatory hypothesis testing: Keep it maximal. *Journal of Memory and Language*, 68, 255–278.
- Barsalou, L. W. (1999). Perceptual symbol systems. *Behavioral & Brain Sciences*, 22, 577–660.
- Barsalou, L. W. (2008). Grounded cognition. *Annual Review of Psychology*, 59, 617–645.
- Bates, D., Maechler, M., Bolker, B., & Walker, S. (2015). Fitting Linear Mixed-Effects Models Using lme4. *Journal of Statistical Software*, 67, 1–48.
- Beveridge, M., & Pickering, M. (2013). Perspective taking in language: Integrating the spatial and action domains. *Frontiers in Human Neuroscience*, 7, 577. <https://doi.org/10.3389/fnhum.2013.00577>
- Borghi, A. M., Glenberg, A. M., & Kaschak, M. P. (2004). Putting words in perspective. *Memory and Cognition*, 32, 863–873.
- Brunyé, T. T., Ditman, T., Giles, G. E., Holmes, A., & Taylor, H. A. (2016). Mentally simulating narrative perspective is not universal or necessary for language comprehension. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 42, 1592–1605.
- Brunyé, T. T., Ditman, T., Mahoney, C. R., Augustyn, J. S., & Taylor, H. A. (2009). When you and I share perspectives: Pronouns modulate perspective-taking during narrative comprehension. *Psychological Science*, 20, 27–32.
- Bub, D. N., Masson, M. E. J., & Cree, G. S. (2008). Evocation of functional and volumetric gestural knowledge by objects and words. *Cognition*, 106, 27–58.
- Connell, L. (2007). Representing object colour in language comprehension. *Cognition*, 102, 476–485.
- Daprati, E., Franck, N., Georgieff, N., Proust, J., Pacherie, E., Dalery, J., & Jeannerod, M. (1997). Looking for the agent: An investigation into consciousness of action and self-consciousness in schizophrenic patients. *Cognition*, 65, 71–86.
- Fox, J., & Weisberg, S. (2019). *An R companion to applied regression* (3rd ed.). Thousand Oaks, CA: SAGE.
- Frith, C. D. (1987). The positive and negative symptoms of schizophrenia reflect impairments in the perception and initiation of action. *Psychological Medicine*, 17, 631–648.
- Frith, C. D. (1992). *The cognitive neuropsychology of schizophrenia*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Haggard, P. (2017). Sense of agency in the human brain. *Nature Reviews Neuroscience*, 18, 197–208.
- Haggard, P., & Chambon, V. (2012). Sense of agency. *Current Biology*, 22, R390–R392.
- Hartung, F., Hagoort, P., & Willems, R. M. (2017). Readers select a comprehension mode independent of pronoun: Evidence from fMRI during narrative comprehension. *Brain and Language*, 170, 29–38.
- Hascalovitz, A. C., & Obhi, S. S. (2015). Personality and intentional binding: An exploratory study using the narcissistic personality inventory. *Frontiers in Human Neuroscience*, 9, 13. <https://doi.org/10.3389/fnhum.2015.00013>
- 池上 嘉彦 (1981). 「する」と「なる」の言語学. 大修館書店
- Kaschak, M. P., Madden, C. J., Theriault, D. J., Yaxley, R. H., Aveyard, M., Blanchard, A. A., & Zwaan, R. A. (2005). Perception of motion affects language processing. *Cognition*, 94, B79–B89.
- Kuznetsova, A., Brockhoff, P. B., & Christensen, R. H. B. (2017). lmerTest package: Tests in linear mixed effects models. *Journal of Statistical Software*, 82, 1–26.
- Mannaert, L. N., Dijkstra, K., & Zwaan, R. A. (2019). How are mental simulations updated across sentences? *Memory & Cognition*, 47, 1201–1214.
- Menon, T., Morris, M. W., Chiu, C., & Hong, Y. (1999). Culture and the construal of agency: Attribution to individual versus group dispositions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 76, 701–717.
- Moore, J. W. (2016). What is the sense of agency and why does it matter? *Frontiers in Psychology*, 7, 1272. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.01272>
- Morris, M. W., Nisbett, R. E., & Peng, K. (1995). Causal Attribution Across Domains and Cultures. In D. Sperber & D. Premack (Eds.), *Causal cognition: A multidisciplinary debate* (Symposia of the Fyssen Foundation) (pp. 577–614). New York: Oxford University Press.
- Nisbett, R. E., & Masuda, T. (2003). Culture and point of view. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 100, 11163–11175.
- Oren, E., Friedmann, N., & Dar, R. (2016). Things happen: Individuals with high obsessive-compulsive tendencies omit agency in their spoken language. *Consciousness and Cognition*, 42, 125–134.

- Pecher, D., van Dantzig, S., Zwaan, R. A., & Zeelenberg, R. (2009). Language comprehenders retain implied shape and orientation of objects. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 62, 1108–1114.
- Peirce, J. W. (2007). PsychoPy: Psychophysics software in Python. *Journal of Neuroscience Methods*, 162, 8–13.
- Polito, V., Barnier, A. J., & Woody, E. Z. (2013). Developing the Sense of Agency Rating Scale (SOARS): An empirical measure of agency disruption in hypnosis. *Consciousness and Cognition*, 22, 684–696.
- R Core Team (2019). *R: A language and environment for statistical computing*. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing. Retrieved from <https://www.R-project.org/> (February 6, 2020)
- Render, A., & Jansen, P. (2019). Dopamine and sense of agency: Determinants in personality and substance use. *PLOS ONE*, 14(3), e0214069. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0214069>
- Richter, T., & Zwaan, R. A. (2009). Processing of color words activates color representations. *Cognition*, 111, 383–389.
- Sato, M., & Bergen, B. K. (2013). The case of the missing pronouns: Does mentally simulated perspective play a functional role in the comprehension of person? *Cognition*, 127, 361–374.
- Stanfield, R. A., & Zwaan, R. A. (2001). The effect of implied orientation derived from verbal context on picture recognition. *Psychological Science*, 12, 153–156.
- Tapal, A., Oren, E., Dar, R., & Eitam, B. (2017). The Sense of Agency Scale: A measure of consciously perceived control over one's mind, body, and the immediate environment. *Frontiers in Psychology*, 8, 1552. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01552>
- Tucker, M., & Ellis, R. (2001). The potentiation of grasp types during visual object categorization. *Visual Cognition*, 8, 769–800.
- Voss, M., Moore, J., Hauser, M., Gallinat, J., Heinz, A., & Haggard, P. (2010). Awareness of action in schizophrenia: A specific deficit in predicting action consequences. *Brain*, 133, 3104–3112.
- Yaxley, R. H., & Zwaan, R. A. (2007). Simulating visibility during language comprehension. *Cognition*, 105, 229–236.
- Zwaan, R. A. (1999). Embodied cognition, perceptual symbols, and situation models. *Discourse Processes*, 28, 81–88.
- Zwaan, R. A., Stanfield, R. A., & Yaxley, R. H. (2002). Language comprehenders mentally represent the shapes of objects. *Psychological Science*, 13, 168–171.

—— 2020. 2. 6 受稿, 2020. 11. 28 受理 ——