

個人の嘘をつくことに対する認識が利己的誤りに与える影響

黒川 優美子（京都光華女子大学 健康科学部, yu-kurokawa@mail.koka.ac.jp）

山本 恭子（神戸学院大学 心理学部, yamamoto@psy.kobegakuin.ac.jp）

秋山 学（神戸女子大学 心理学部, m-akiyama@suma.kobe-wu.ac.jp）

Impact of individuals' cognition of lying on self-serving mistakes

Yumiko Kurokawa (Faculty of Health Sciences, Kyoto Koka Women's University, Japan)

Kyoko Yamamoto (Faculty of Psychology, Kobe Gakuin University, Japan)

Manabu Akiyama (Faculty of Psychology, Kobe Women's University, Japan)

Abstract

This study examines how individuals' cognitions of lying influence their self-serving mistakes—errors that benefit the individual while preserving a moral self-image. In a dice reporting task, participants ($N = 123$) were exposed to varying levels of ambiguity (low, medium, high) and two incentive conditions (gain vs. loss). They were asked to report the value of a target die, with financial rewards tied to their responses. Participants' cognitions of lying were assessed using a scale developed by Tabata (2020), which comprises three subscales: negative perceptions of lying, belief in the improbability of lying ability, and genetic determinism of lying ability. The results indicate that greater ambiguity increases the frequency of errors, especially in the gain condition, where reporting a false value is financially advantageous. Participants who believed that lying could be improved or who held less negative cognitions of lying were more likely to adjust their responses strategically to minimize losses. Unlike previous studies (Kurokawa et al., 2023), this study administered the lying cognition scale before the experiment to mitigate potential bias arising from participants' awareness of the study's intent. This methodological refinement enhances the validity and suggests that self-serving mistakes and lying may exist on a continuum. These findings underscore the role of personal cognition in ethical decision-making and offer insights into dishonest behavior in economic and social contexts. Future research should consider implicit measures of lying cognitions to reduce participants' awareness and further examine the relationship between deception and self-serving justifications.

Key words

self-serving mistakes, deception, cognition of lying, ambiguity, justification

1. 目的

私たちは道徳的な人間でありたいと願いつつも、自己利益を追求したい、あるいは不利益を回避したいという欲求の間で葛藤を経験することがある (Hochman, Glockner, Fiedler, & Ayal, 2016; Steinel, Valtchev, Gross, Celse, Max, & Shalvi, 2022)。このような葛藤状況では、正しい選択が不明確で解釈の余地がある場合、情報が不完全である曖昧な状況を利用し、自身の行為を正当化してしまうことがある。例えば、もらうべき額よりも多いお釣りを受け取ってしまった場合、それが自己利益となる場合には申告せずに自分のものにしてしまうことがある (Köbis, Verschuere, Bereby-Meyer, Rand, & Shalvi, 2019)。これは、受け取り過ぎたお釣りを自分のものにするという行為が軽微であり、正直な自己像を損なわずに自己利益のために誤った行為を正当化できるためである (Mazar, Amir, & Ariely, 2008; Pittarello, Leib, Gordon-Hecker, & Shalvi, 2015)。このような曖昧な状況では、誤ることで自己利益を得たとしても、それを正当化しやすくなる。このような現象を利己的正当化 (self-serving justification) と呼ぶ (Shalvi, Gino, Barkan, & Ayal, 2015)。

そして本研究では、このような利己的正当化により自己利益を得る方向に誤った行為を行うことを利己的誤り (self-serving mistake) と呼ぶ。つまり、自己正当化の心理過程が行動レベルで表出した形態が利己的誤りである。利己的誤りは、本人の意図の有無にかかわらず、結果的に自己利益に結びつく誤りを含むものであり、意図的・非意図的の別を問わない。

利己的誤りを検討するために、これまでサイコロ課題が使用されている (Pittarello et al., 2015)。この課題は、横一列に並んだ複数のサイコロの中から、先に呈示された注視点に最も近いサイコロの目 (以下、標的とする) を報告するという課題である。さらにこの課題では、注視点と標的の位置を操作することで、参加者が報告すべき正しい標的を曖昧にしている。具体的には、注視点が標的に重なる低曖昧条件 (図1の注視点 a)、一部重なる中曖昧条件 (注視点 b)、全く重ならない高曖昧条件 (注視点 c) の3条件で曖昧性が操作されている。

この課題では、標的の隣の目が標的よりも高い目となる利益条件、低い目となる不利益条件を設けている。これらの条件は、参加者に利己的誤りを誘発するため設けられている。参加者は、報告したサイコロの目に応じて報酬が与えられるようになっており、利益条件では、誤って標的の隣の目を報告する方が利益となり、不利益条件では、誤って標的の隣の目を報告すると不利益となる。

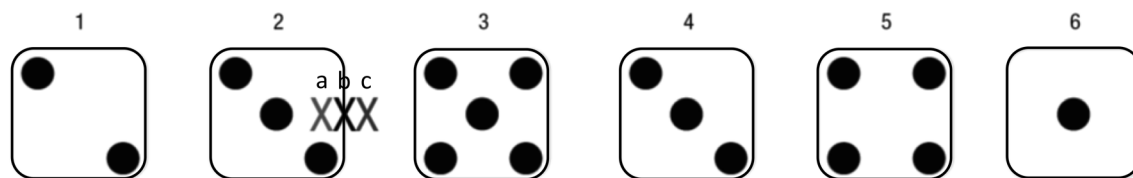


図1：課題におけるサイコロの位置と注視点の位置

注：Pittarello et al. (2015) を改変。

つまり、利益条件において参加者は、誤って標的の隣のサイコロの目を報告するように動機づけられる。結果として、注視点が高曖昧であるほど、また高曖昧かつ利益条件で誤り回数が増加した (Pittarello et al., 2015)。

この課題を用いて黒川・山本・秋山 (2023) は、誤り回数だけでなく逸脱ポイントの検討を行った。逸脱ポイントは、標的と報告されたサイコロの目の差異を示し、例えば標的が「3」のときに「5」を報告すると「+2」となる。これにより、参加者が実際よりも多く報酬を得たことが示される。これらの誤り回数と逸脱ポイントを併せて検討することで、純粋な誤りと利己的誤りを区別することができる。例えば、誤り回数が利益条件と不利益条件で差がない場合でも、利益条件で逸脱ポイントが多ければ利己的誤りと判断できる。また、黒川他 (2023) は個人特性との関連も検討し、「嘘をつくことに対する認識尺度 (太幡, 2020; 以下、嘘認識尺度とする)」の下位尺度である「嘘をつくことに対する否定的認識 (以下、否定的認識とする)」、「嘘をつく上手さの上達可能性の認識 (以下、上達可能性の認識とする)」、「嘘をつく上手さの遺伝規定性 (以下、遺伝規定性の認識とする)」から検討を行った。結果として、Pittarello et al. (2015) と同様に注視点が高曖昧であるほど誤り回数が増加していたが、逸脱ポイントについては、誤りが利益になる条件において増加した。また、嘘認識尺度の影響については、嘘は上達しないと考える人は誤り回数が多かったが、逸脱ポイントがマイナスであったため単なる誤りと考えられた。一方、嘘は上達すると考える人や嘘に肯定的な人は、損失を回避するために正確に回答する傾向が示唆された。この結果から、嘘をつく上手さは上達可能であると考えられる人や、嘘に対して否定的でない態度を持つ人は、嘘を自己利益のために柔軟に活用できる可能性がある。これにより、損失回避の場面では、あえて誤った報告を避け、正確に回答するという適応的な行動がとりやすくなると考えられる。なお、遺伝規定性の認識は、信頼性係数が低く、分析対象から除外されていた。

このように、誤り回数では曖昧性が、逸脱ポイントでは利益が影響することが示されたことから、本研究においても誤り回数だけではなく、逸脱ポイントも用いて検討を行う。また、意図性の高い嘘を測定する尺度であっても、利己的誤りに影響する可能性が示唆されたことから、嘘認識尺度を用いることは意義があると考えられる。しかし、黒川他 (2023) では、課題終了後に嘘認識尺度を回答させたため、参加者が実験の意図を知った可能性

がある。そこで本研究では、実験前に嘘認識尺度を回答させ、1週間後に実験を実施することで、回答が結果に影響を与えないように配慮する。

以上のことから、本研究では、サイコロ課題を用いて利己的誤りの検討を行うとともに、太幡 (2020) の嘘認識尺度を用いて、嘘に対する認識が利己的誤りにも影響するのかを検討する。なお、本研究では以下の仮説を立てる。まず、これまでの結果から、本研究においても誤り回数において曖昧性の (仮説 1)、逸脱ポイントにおいて利益の効果が見られるであろう (仮説 2)。具体的には、低曖昧条件、中曖昧条件、高曖昧条件の順に誤り回数が増加し、利益条件よりも不利益条件で逸脱ポイントが増加すると予測する。本研究では、嘘は上達すると考える人や、嘘をつくことに否定的でない人は、誤りが損失をもたらす条件において、損失を回避するために正確に回答するであろうと予測した (仮説 3)。具体的には、誤り回数が高くなりやすい高曖昧かつ不利益条件において、嘘をつくことに否定的でない人、または上達可能性を高く見積もる人ほど、正確な報告を行うと考える。

このような仮説は、黒川他 (2023) においても示唆されていたが、同研究では嘘認識尺度を課題後に測定したため、参加者が尺度回答時に課題の意図に影響された可能性が残っていた。本研究では、尺度の測定時期を課題実施の1週間前に設定することで、黒川他 (2023) における課題意識の影響を排除し、仮説の検証精度を高めることを試みる。これにより、嘘をつくことに対する否定的認識をより純粋に測定できるため、否定的な態度を持つ個人ほど損失条件下で誤りを抑制し、より正確に回答するという行動傾向が明瞭に観察されることが期待される。

なお、嘘認識尺度の下位尺度の1つである遺伝規定性の認識については、黒川他 (2023) において信頼性係数が低いことが示され、分析対象に含まれていなかった。このため、本研究においては遺伝規定性の認識について明確な仮説は立てず、ひとまず探索的に検討を行うこととした。

2. 方法

2.1 実験参加者

本研究の実験参加者は123名 (男性52名、女性71名、平均年齢40.2歳、 $SD = 10.79$) であり、株式会社リサーチパネルが管理する調査対象者パネルの登録者である20歳以上を対象とした。なお、実験は第1著者の実験時の所

属機関において倫理審査委員会の承認を得て実施した（承認番号 SP22-15）。

2.2 質問項目

本研究では、嘘認識尺度（太幡, 2020）と日本語版 Ten Item Personality Inventory（以下、TIPI-J とする；小塩・阿部・カトローニ, 2012）を使用した。嘘認識尺度は 14 項目（否定的認識 7 項目、上達可能性の認識 4 項目、遺伝規定性の認識 3 項目）、TIPI-J は 10 項目（外向性 2 項目、協調性 2 項目、勤勉性 2 項目、神経症傾向 2 項目、開放性 2 項目）で構成され、参加者は 7 件法（「1. 全くそう思わない」～「4. どちらでもない」～「7. 非常にそう思う」）で回答した。TIPI-J は、嘘認識尺度を意識させないために使用したことから、分析の対象としなかった。

2.3 課題

本研究では、PsychoPy（Peirce, Gray, Simpson, MacAskill, Höchenberger, Sogo, Kastman, & Lindeløv, 2019）で作成した課題を課題実施用 WEB サイトである Pavlovia⁽¹⁾ で実施した。課題では、まず注視点（X）を 1 秒間呈示し、注視点が消えてからサイコロを 2 秒間呈示した（図 2）。そして、注視点の位置にあったサイコロの目を報告させた。なお、注視点の位置を試行ごとに操作することで曖昧性を変化させた。課題は 196 試行（実験 96 試行、フィラー 100 試行）を 4 ブロック（1 ブロックあたり実験 24 試行、フィラー 25 試行）に分け、各ブロック後に 1 分間の休憩を設けた。実験試行では標的を常に「3」にし、フィラー試行では画面上に表示されるサイコロの目を多様化するため、「3」以外の目を標的とした。なお、本研究で用いたサイコロの刺激は Pittarello et al.（2015）が公表している刺激と同じものを使用し、1 ブロック（実験 24 試行）中、1、2、4、5 のサイコロの目を標的の右隣にランダムに 6 回提示した。これにより、逸脱ポイントにおいて利益条件・不利益条件間の点数差の偏りを最小限に抑えることを意図した。また、課題後には操作チェックとして、参加者に「Q1. 実験中にこの実験が嘘に関する実験である、と思いましたか？」、「Q2. 事前に回答した質問と今回の実験が関

係している、と思いましたか？」、「Q3. この実験でご自身の報告したサイコロの目が監視されている、と思いましたか？」、「Q4. 表示されたサイコロの目はランダムであった、と思いましたか？」の 4 つの質問に 7 件法（「1. 全くそう思わない」～「4. どちらでもない」～「7. 非常にそう思う」）で回答させ、実験終了とした。

2.4 実験計画

曖昧要因は標的と注視点の位置関係から設定した。注視点の位置が標的に最も近い場合を低曖昧条件（図 1 の注視点 a）、次に近い場合を中曖昧条件（注視点 b）、そして最も遠い場合を高曖昧条件とした（注視点 c）。また、誘因要因は、標的の右隣のサイコロの目が標的より高い目の場合を利益条件、低い目の場合を不利益条件とした。

2.5 手続き

2.5.1 事前調査

本研究では実験前に株式会社リサーチパネルで 1000 名（男性 500 名、女性 500 名、平均年齢 40.3 歳、 $SD = 11.14$ ）に質問項目を回答させた。回答時間が長すぎる 78 名（7 分以上⁽²⁾）、回答が全て「1」あるいは「4」あるいは「7」となっていた 58 名を除外し、864 名が対象となった。これら 864 名の参加者のうち 300 名程度を実験に誘導するため、864 名から 300 名程度を抽出することとした。この際、嘘認識尺度の平均値（ $M = 4.1$, $SD = 0.61$ ）から $+1SD$ 以上を高群（114 名）、 $-1SD$ 以下を低群（99 名）、その中間を中群（651 名）とし、それぞれから実験に誘導する参加者が合計 300 名程度になるように抽出した。なお、中群の人数が多いため、651 名から 75 名をランダムに抽出し、計 288 名に実験の案内を行った。

2.5.2 実験

株式会社リサーチパネルから 288 名に実験の案内を行い、123 名が参加した。参加者は、Pavlovia に誘導されてから実験の説明を受け、同意後に課題を実施した。課題前には性別と年齢を入力させ、今回の課題が認知課題であることと手続きが記載された画面を読ませた後、練習 3

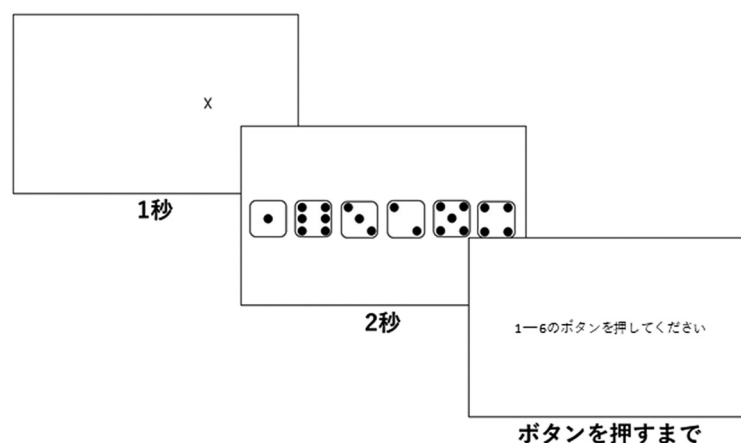


図 2：課題の流れ

試行を行わせた。その後、注視点に最も近いサイコロの目を報告し、報告したサイコロの目を10倍にした得点(例:「1」の目であれば10点)が与えられることを教示した。課題終了後、参加者には課題の本当の目的等が書かれた画面を読ませてデブリーフィングを行った。そして、参加者には獲得したポイントに応じて株式会社リサーチパネルよりポイントの付与が行われた。

2.6 データ分析

分析では、課題の実験試行で標的の隣の目を報告した合計回数を誤り回数とし、標的の目と報告された目の差である逸脱ポイントは、個人が最終的に獲得したポイントの平均総数を用いた。不利益条件では、標的よりも低い目を報告した場合の数値であるため逸脱ポイントが負の値となるが、正の値である利益条件と比較するため絶対値に変換して使用した。なお、Pittarello et al. (2015) や黒川他 (2023) に従い、標的の隣の目以外を報告した場合は分析対象外とした。

また、課題後に回答させた Q1 については、サイコロ課題を認知課題であると参加者に教示するといったデセプションの効果を確認するものであった。このため、Q1 の回答が 5 以上であった参加者は分析に含まないこととした。Q1 の回答が 5 以上であった参加者は 47 名であり、この参加者を除いた 76 名を分析対象とした。⁽³⁾

なお、分析には HAD (清水, 2016) を使用した。

3. 結果

3.1 嘘認識と下位尺度

まず、事前調査で得られた嘘認識尺度の高中低群が、下位尺度である、否定的認識、上達可能性の認識、遺伝規定性の認識に対応するか否かを検討した。つまり、嘘認識高群の人々が、否定的認識、上達可能性の認識、遺伝規定性の認識も高くなるか否かである。

このため、下位尺度である否定的認識、上達可能性の認識、遺伝規定性の認識ごとに嘘認識要因(高中低;参加者間)の1要因の参加者間分散分析を行った。結果として、否定的認識、上達可能性の認識、遺伝規定性の認識の平均得点は、嘘認識尺度の低群、中群、高群の順に高くなることが示された(否定: $ps < .001$; 上達: 低群-中群と中群-高群 $ps < .01$, 低群-高群 $p < .001$; 遺伝: 低群-中群と中群-高群 $ps < .05$, 低群-高群 $p < .001$)。このため、嘘認識尺度ではなく、下位尺度ごとに分析をおこなっても問題ないと考えられた。精緻な分析を行うため、以下の分析からは下位尺度ごとに分析を行った。

3.2 下位尺度の群分け

下位尺度を用いて分析するにあたり、それぞれの信頼性係数を算出した。この結果、否定的認識では $\alpha = .923$ 、上達可能性の認識では $\alpha = .862$ 、遺伝規定性の認識では $\alpha = .742$ となっていた。遺伝規定性の認識は、 α 係数が .80 を下回っているものの、概ね高い値であるとし、分析に含めた。

次に分析対象である 76 名について、否定的認識の平均値 ($M = 4.28$, $SD = 1.36$) から $+1SD$ 以上を否定高群 (14 名)、 $-1SD$ 以下を否定低群 (15 名)、その中間を否定中群 (47 名) に分類した。次に、上達可能性の認識の平均値 ($M = 3.99$, $SD = 1.23$) から、 $+1SD$ 以上を上達高群 (8 名)、 $-1SD$ 以下を上達低群 (12 名)、その中間を上達中群 (56 名) に分類した。最後に、遺伝規定性の認識の平均値 ($M = 3.77$, $SD = 1.27$) から、 $+1SD$ 以上を遺伝高群 (13 名)、 $-1SD$ 以下を遺伝低群 (7 名)、その中間を遺伝中群 (56 名) に分類した。

3.3 否定的認識

曖昧要因(低曖昧・中曖昧・高曖昧)×誘因要因(利益・不利益)×否定的認識(高・中・低)の3要因で誤り回

表 1：否定的認識別の曖昧要因と誘因要因に対する誤り回数と逸脱ポイントの平均値

誤り回数	低曖昧		中曖昧		高曖昧	
	正誘因	負誘因	正誘因	負誘因	正誘因	負誘因
否定低	2.60 (3.96)	1.27 (2.60)	3.27 (4.57)	2.07 (3.51)	5.87 (4.70)	3.33 (4.32)
否定中	0.98 (1.48)	0.66 (1.27)	1.28 (1.90)	1.28 (2.00)	3.26 (2.85)	3.47 (3.28)
否定高	1.29 (2.37)	0.43 (0.94)	1.50 (2.85)	1.57 (2.68)	2.57 (3.25)	2.86 (2.85)
逸脱ポイント	低曖昧		中曖昧		高曖昧	
	正誘因	負誘因	正誘因	負誘因	正誘因	負誘因
否定低	4.07 (6.10)	1.73 (3.83)	5.13 (7.05)	3.07 (5.50)	9.00 (7.05)	5.13 (6.71)
否定中	1.49 (2.30)	1.04 (2.14)	1.94 (2.89)	1.89 (3.07)	4.87 (4.32)	5.30 (5.09)
否定高	2.00 (3.84)	0.57 (1.28)	2.36 (4.53)	2.64 (4.29)	3.86 (5.17)	4.29 (4.30)

注：括弧内は標準偏差を示す。

数と逸脱ポイントの混合分散分析を行った（表 1）。

3.3.1 誤り回数

誤り回数では曖昧要因の主効果が有意であった（ $F(2, 146) = 44.50, p < .001, \eta^2 = .38$ ）。多重比較（Holm 法）の結果、低曖昧条件より中曖昧条件、低曖昧条件よりも高曖昧条件、中曖昧条件よりも高曖昧条件で誤りが多く見られた（ $ps < .001$ ）。また、誘因要因の主効果も有意であり（ $F(1, 73) = 5.65, p = .02, \eta^2 = .07$ ）、不利益条件より利益条件で誤りが多く見られた。否定的認識×曖昧要因×誘因の二次の交互作用も有意であったため（ $F(4, 146) = 2.98, p = .022, \eta^2 = .08$ ）、単純・単純主効果検定を行った。その結果、否定低群×低曖昧条件かつ中曖昧条件かつ高曖昧条件で誘因要因の単純・単純主効果が有意であった（それぞれ $F(1, 219) = 4.88, p = .028, \eta^2 = .26$; $F(1, 219) = 3.95, p = .048, \eta^2 = .22$; $F(1, 219) = 17.61, p < .001, \eta^2 = .56$ ）。結果として、否定低群の低曖昧、中曖昧、高曖昧条件のそれぞれで、不利益条件よりも利益条件において誤り回数が高かった。

3.3.2 逸脱ポイント

逸脱ポイントにおいても曖昧要因の主効果が有意であった（ $F(2, 146) = 42.34, p < .001, \eta^2 = .37$ ）。多重比較（Holm 法）の結果、低曖昧条件より中曖昧条件、低曖昧条件よりも高曖昧条件、中曖昧条件よりも高曖昧条件で誤りが多く見られた（ $ps < .001$ ）。また、誘因要因の主効果も有意であり（ $F(1, 73) = 5.94, p = .017, \eta^2 = .08$ ）、不利益条件より利益条件で逸脱ポイントが多く見られた。否定的認識×曖昧要因×誘因の二次の交互作用も有意であったため（ $F(4, 146) = 2.72, p = .037, \eta^2 = .07$ ）、単純・単純主効果検定を行った。その結果、否定低群×低曖昧条件かつ中曖昧条件かつ高曖昧条件で誘因要因の単純・単純主効果が有意であった（それぞれ $F(1, 219) = 6.21, p = .013, \eta^2 = .31$; $F(1, 219) = 4.87, p = .028, \eta^2 = .26$; $F(1,$

219) = 17.05, $p < .001, \eta^2 = .55$ ）。結果として、否定低群の低曖昧、中曖昧、高曖昧条件のそれぞれで、不利益条件よりも利益条件において逸脱ポイントが高かった。

3.4 上達可能性の認識

曖昧要因（低曖昧・中曖昧・高曖昧）×誘因要因（利益・不利益）×上達可能性の認識（高・中・低）の 3 要因で誤り回数と逸脱ポイントの混合分散分析を行った（表 2）。

3.4.1 誤り回数

誤り回数では曖昧要因の主効果が有意であった（ $F(2, 146) = 31.27, p < .001, \eta^2 = .30$ ）。このため、曖昧要因に関して多重比較（Holm 法）を行った結果、低曖昧条件よりも中曖昧条件、低曖昧条件よりも高曖昧条件、中曖昧条件よりも高曖昧条件で誤り回数が多かった（低—中 $p = .003$; 低—高, 中—高 $ps < .001$ ）。また、誘因要因の主効果も有意であり（ $F(1, 73) = 4.45, p = .038, \eta^2 = .06$ ）、不利益条件よりも利益条件で誤り回数が多かった。一方で、一次の交互作用（上達可能性の認識×曖昧要因 $F(4, 146) = 0.84, p = .464, \eta^2 = .02$; 上達可能性の認識×誘因要因 $F(2, 73) = 1.99, p = .144, \eta^2 = .05$; 曖昧要因×誘因要因 $F(2, 146) = 1.67, p = .196, \eta^2 = .02$ ）と二次の交互作用は有意ではなかった（ $F(4, 146) = 0.60, p = .635, \eta^2 = .02$ ）。

3.4.2 逸脱ポイント

逸脱ポイントにおいても曖昧要因の主効果が有意であった（ $F(2, 146) = 28.29, p < .001, \eta^2 = .28$ ）。このため、曖昧要因に関して多重比較（Holm 法）を行った結果、低曖昧条件よりも中曖昧条件、低曖昧条件よりも高曖昧条件、中曖昧条件よりも高曖昧条件で逸脱ポイントが多かった（低—中 $p = .002$; 低—高, 中—高 $ps < .001$ ）。また、誘因要因の主効果も有意であり（ $F(1, 73) = 4.43, p = .039, \eta^2 = .06$ ）、不利益条件よりも利益条件で逸脱ポイントが多

表 2：上達可能性の認識別の曖昧要因と誘因要因に対する誤り回数と逸脱ポイントの平均値

誤り回数	低曖昧		中曖昧		高曖昧	
	正誘因	負誘因	正誘因	負誘因	正誘因	負誘因
上達低	1.83 (3.69)	0.33 (0.49)	2.00 (4.51)	0.83 (1.53)	4.75 (4.49)	3.08 (3.65)
上達中	1.09 (1.90)	0.75 (1.72)	1.52 (2.29)	1.46 (2.48)	3.41 (3.18)	3.36 (3.39)
上達高	2.50 (2.88)	1.25 (1.58)	2.63 (3.54)	2.63 (3.34)	3.63 (4.21)	3.50 (3.55)
逸脱ポイント	低曖昧		中曖昧		高曖昧	
	正誘因	負誘因	正誘因	負誘因	正誘因	負誘因
上達低	3.00 (5.80)	0.42 (0.67)	3.17 (6.75)	1.25 (2.26)	7.17 (6.73)	4.75 (5.48)
上達中	1.64 (2.89)	1.11 (2.64)	2.30 (3.60)	2.20 (3.84)	5.16 (4.88)	5.13 (5.33)
上達高	3.88 (4.70)	2.00 (2.56)	4.25 (5.60)	4.25 (5.37)	5.38 (6.50)	5.25 (5.09)

注：括弧内は標準偏差を示す。

かった。一方で、一次の交互作用（上達可能性の認識 × 曖昧要因 $F(4, 146) = 1.04, p = .377, \eta^2 = .03$; 上達可能性の認識 × 誘因要因 $F(2, 73) = 2.09, p = .131, \eta^2 = .05$; 曖昧要因 × 誘因要因 $F(2, 146) = 1.95, p = .151, \eta^2 = .03$ ）と二次の交互作用は有意ではなかった（ $F(4, 146) = 0.46, p = .743, \eta^2 = .01$ ）。

3.5 遺伝規定性の認識

曖昧要因（低曖昧・中曖昧・高曖昧）× 誘因要因（利益・不利益）× 遺伝規定性の認識（高・中・低）の3要因で誤り回数と逸脱ポイントの混合分散分析を行った（表3）。

3.5.1 誤り回数

誤り回数では曖昧要因の主効果が有意であった（ $F(2, 146) = 36.00, p < .001, \eta^2 = .33$ ）。このため、曖昧要因に関して多重比較（Holm法）を行った結果、低曖昧条件よりも中曖昧条件、低曖昧条件よりも高曖昧条件、中曖昧条件よりも高曖昧条件で誤り回数が多かった（低—中 $p = .036$; 低—高, 中—高 $ps < .001$ ）。一方で、誘因要因の主効果（ $F(1, 73) = 0.66, p = .421, \eta^2 = .01$ ）、一次の交互作用（遺伝規定性の認識 × 曖昧要因 $F(4, 146) = 1.32, p = .273, \eta^2 = .03$; 遺伝規定性の認識 × 誘因要因 $F(2, 73) = 1.27, p = .288, \eta^2 = .03$; 曖昧要因 × 誘因要因 $F(2, 146) = 0.56, p = .543, \eta^2 = .01$ ）、そして二次の交互作用は有意ではなかった（ $F(4, 146) = 0.20, p = .911, \eta^2 = .01$ ）。

3.5.2 逸脱ポイント

逸脱ポイントにおいても曖昧要因の主効果が有意であった（ $F(2, 146) = 31.61, p < .001, \eta^2 = .30$ ）。このため、曖昧要因に関して多重比較（Holm法）を行った結果、低曖昧条件よりも中曖昧条件、低曖昧条件よりも高曖昧条件、中曖昧条件よりも高曖昧条件で逸脱ポイントが多かった（低—中 $p = .031$; 低—高, 中—高 $ps < .001$ ）。一方で、

誘因要因の主効果（ $F(1, 73) = 0.67, p = .42, \eta^2 = .01$ ）、一次の交互作用（遺伝規定性の認識 × 曖昧要因 $F(4, 146) = 0.85, p = .46, \eta^2 = .02$; 遺伝規定性の認識 × 誘因要因 $F(2, 73) = 1.40, p = .25, \eta^2 = .04$; 曖昧要因 × 誘因要因 $F(2, 146) = 0.61, p = .53, \eta^2 = .01$ ）、そして二次の交互作用は有意ではなかった（ $F(4, 146) = 0.24, p = .90, \eta^2 = .01$ ）。

4. 考察

本研究では、これまで利己的誤りを検討する課題として用いられてきたサイコロ課題を使い、利己的誤りを検討した。また、黒川他（2023）ではデブリーフィング後に嘘認識尺度を回答させたが、本研究では実験前に事前調査として嘘認識尺度を回答させた。

本研究では、誤り回数において曖昧性の効果が（仮説1）、逸脱ポイントにおいて誘因の効果がみられるであろうと予測した（仮説2）。具体的には、低曖昧条件、中曖昧条件、高曖昧条件の順に誤り回数が増加し、利益条件よりも不利益条件で逸脱ポイントが増加すると予測した。結果として、誤り回数では曖昧要因の効果が否定的認識と上達可能性の認識の両方で見られたため、仮説1は支持された。逸脱ポイントにおいても、誘因要因の効果が否定的認識と上達可能性の認識の両方で見られたため、仮説2も支持された。

さらに、黒川他（2023）のように誤り回数においては、嘘は上達すると考える人や嘘をつくことに否定的でない人は、損失を回避するために正確に回答すると予測した（仮説3）。具体的には、誤り回数の高曖昧条件かつ不利益条件において、嘘をつくことに否定的でない人あるいは上達すると考える人ほど、そうでない人よりも損失を回避するため正確に報告すると予測した。結果として仮説3は支持されなかった。本研究では、否定的認識の低い人において、誤ることで不利益になる状況よりも利益になる状況で有意に誤り回数や逸脱ポイントが増えた。この

表3：遺伝規定性の認識別の曖昧要因と誘因要因に対する誤り回数と逸脱ポイントの平均値

誤り回数	低曖昧		中曖昧		高曖昧	
	正誘因	負誘因	正誘因	負誘因	正誘因	負誘因
遺伝低	1.00 (1.41)	0.29 (0.49)	0.71 (1.11)	0.00 (0.00)	2.71 (2.14)	2.00 (1.91)
遺伝中	1.32 (2.46)	0.55 (1.35)	1.73 (2.89)	1.32 (2.04)	3.46 (3.43)	3.04 (3.09)
遺伝高	1.69 (2.35)	1.77 (2.39)	2.15 (3.34)	3.00 (3.89)	4.92 (4.25)	5.31 (4.59)
逸脱ポイント	低曖昧		中曖昧		高曖昧	
	正誘因	負誘因	正誘因	負誘因	正誘因	負誘因
遺伝低	1.71 (2.87)	0.43 (0.79)	1.29 (1.89)	0.00 (0.00)	4.14 (3.53)	3.14 (3.08)
遺伝中	2.04 (3.82)	0.79 (2.08)	2.64 (4.45)	1.96 (3.07)	5.29 (5.27)	4.70 (4.91)
遺伝高	2.54 (3.82)	2.77 (3.65)	3.38 (5.30)	4.77 (6.27)	7.15 (6.38)	7.77 (6.38)

注：括弧内は標準偏差を示す。

結果は上達可能性の認識や遺伝規定性の認識では見られず、否定的認識特有の結果であった。

以上のように本研究では、黒川他（2023）と異なる結果となった。この要因として、本研究では嘘認識尺度を実験前に収集したこと、そして嘘に関する実験ではないと認識していた参加者のみを扱った点が挙げられる。このため本研究で収集されたデータは、研究計画と測定方法の改善により、黒川他（2023）と比較してより高い妥当性を持つと考える。実際、この結果は太幡（2020）の結果とも一致している。太幡（2020）は、参加者に昨日ついた嘘の回数を回答させ、その回数と嘘認識尺度の関連を検討した。結果として、否定的認識が低いほど嘘の回数が多くなったが、同様の結果は上達可能性の認識や遺伝規定性の認識には見られなかった。太幡（2020）では嘘を用いているものの、本研究で用いた利己的誤りの結果とも一致することから、嘘と利己的誤りは全く異なった概念というわけではなく、連続線上にある、あるいは嘘と利己的誤りには関連する要因が存在すると考えられる。しかし、これらは可能性に過ぎず、今後の研究で検討する必要がある。

最後に、遺伝規定性の認識については、曖昧要因の主効果のみがみられた。曖昧要因の効果については、否定的認識や上達可能性の認識においても表れており、個人特性を超えて頑健に示されることが分かった。一方で、誘因要因については、遺伝規定性の認識においてのみ効果がみられなかった。遺伝規定性の認識は、嘘を上手につけるか否かに対する「期待の高めにくさに関する因子（太幡，2020）」とされており、誘因要因のような嘘の上手さによって利益を得るか否かが変化する要因に対しては、効果が見られにくかったことが考えられる。このため、遺伝規定性の認識の取り扱いについては慎重にする必要がある。

本研究の課題を以下に述べる。本研究では、太幡（2020）の嘘認識尺度を使用したため、参加者が実験の意図を意識した可能性がある。このため、今後は参加者に実験の意図を気づかせない潜在的態度を測定可能な指標が必要であるとえられる。例えば、Gollwitzer, Martel, Heinecke, & Bargh (2024) の研究では、パターンの歪んだ幾何学図形に対する嫌悪感と社会規範に対する態度の関連を調査しており、嫌悪感が高いと規範違反に対する否定的感情も高くなることが示された。このように、一見すると測定の意図が不明瞭な幾何学図形を用いることが1つの手法としてえられる。

注

⁽¹⁾ Pavlovia は、ウェブ上で心理学など行動科学の実験・調査データを収集するために構築されたサーバーサービスである (Grootswagers, 2020; 十河, 2019)。

⁽²⁾ 参加者の平均回答時間を算出した。この結果、平均回答時間は 9.3 分 ($SD = 86.31$) であり、標準偏差の範囲が広いこと、四分位範囲から外れ値を検討することと

した。具体的には、上限を $Q3 + 1.5 \times$ 四分位範囲、下限を $Q1 - 1.5 \times$ 四分位範囲とした。その結果、上限が 6 分、下限が -2 分となったため、平均回答時間が 6 分以下の参加者のみを分析対象とし、この範囲から外れている参加者は外れ値とみなし分析から除外した。

⁽³⁾ Q2 から Q4 については直接結果に影響するような内容ではなく、確認として参加者に回答させたため、分析には含まなかった。

謝辞

本研究は 2022 年度行吉学園教育・研究助成費の助成と、JSPS 科研費 (No. JP24K16804) の助成を受けたものである。なお、第三著者の現所属は、流通科学大学 人間社会学部である。

引用文献

- Gollwitzer, A., Martel, C., Heinecke, A., & Bargh, J. A. (2024). Deviancy aversion and social norms. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 50 (4), pp. 516-532.
- Grootswagers, T. (2020). A primer on running human behavioral experiments online. *Behavior Research Methods*, 52, pp. 2283-2286.
- Hochman, G. U. Y., Glöckner, A., Fiedler, S., & Ayat, S. (2016). "I can see it in your eyes": Biased processing and increased arousal in dishonest responses. *Journal of Behavioral Decision Making*, 29 (2-3), pp. 322-335.
- Köbis, N. C., Verschuere, B., Bereby-Meyer, Y., Rand, D., & Shalvi, S. (2019). Intuitive honesty versus dishonesty: Meta-analytic evidence. *Perspectives on Psychological Science*, 14 (5), pp. 778-796.
- 黒川優美子・山本恭子・秋山学 (2023). 嘘をつくことに対する認識が不正行為に及ぼす影響. 神戸学院大学心理学研究, 6 (1), pp. 29-37.
- Mazar, N., Amir, O., & Ariely, D. (2008). The dishonesty of honest people: A theory of self-concept maintenance. *Journal of Marketing Research*, 45, pp. 633-644.
- 小塩真司・阿部晋吾・カトローニピノ (2012). 日本語版 Ten Item Personality Inventory (TIPI-J) 作成の試み. パーソナリティ研究, 21 (1), pp. 40-52.
- Peirce, J., Gray, J. R., Simpson, S., MacAskill, M., Höchenberger, R., Sogo, H., Kastman, E., & Lindeløv, J. K. (2019). PsychoPy2: Experiments in behavior made easy. *Behavior Research Methods*, 51, pp. 195-203.
- Pittarello, A., Leib, M., Gordon-Hecker, T., & Shalvi, S. (2015). Justifications shape ethical blind spots. *Psychological Science*, 26 (6), pp. 794-804.
- 清水裕士 (2016). フリーの統計分析ソフト HAD—機能の紹介と統計学習・教育、研究実践における利用方法の提案—。メディア・情報・コミュニケーション研究, 1, pp. 59-73.
- 十河宏行 (2019). PsychoPy の新機能. 基礎心理学研究, 38 (1), pp. 59-73.

- Shalvi, S., Gino, F., Barkan, R., & Ayal, S. (2015). Self-serving justifications: Doing wrong and feeling moral. *Current Directions in Psychological Science*, 24 (2), pp. 125-130.
- Steinel, W., Valtcheva, K., Gross, J., Celse, J., Max, S., & Shalvi, S. (2022). (Dis)honesty in the face of uncertain gains or losses. *Journal of Economic Psychology*, 90, pp. 1-13.
- 太幡直也 (2020). 嘘をつくことに対する認識尺度の作成. *心理学研究*, 91 (1), pp. 31-43.

受稿日：2025 年 2 月 28 日

受理日：2025 年 5 月 7 日

発行日：2025 年 6 月 30 日

Copyright © 2025 Society for Human Environmental Studies



This article is licensed under a Creative Commons [Attribution-Non-Commercial-NoDerivatives 4.0 International] license.



<https://doi.org/10.4189/shes.23.83>