

自己観や文化差における信念更新の楽観主義バイアスによる影響 The Optimism Bias in Belief Updating: Effects of Self-Constraint and Cultural Differences

青木 直人[†], 田村 琉依[†], 中村 紘子[†], 高橋 達二[†]
Naoto Aoki, Rui Tamura, Hiroko Nakamura, Tatsuji Takahashi

[†] 東京電機大学
Tokyo Denki University
24rmd01@ms.dendai.ac.jp

概要

人は他者からの情報や統計的データに基づいて信念を更新することがあるが、その際自分にとって望ましい情報は取り入れ、望ましくない情報は無視する傾向がある。この信念更新の偏りは「楽観主義バイアス」と呼ばれる。本研究では、楽観主義バイアスの発生を検証するとともに、相互協調的・相互独立な自己観がこのバイアスに与える影響について検討した。実験の結果、楽観主義バイアスの存在は確認されたが自己観の傾向はその発生に有意な影響を及ぼさないことが示された。

キーワード: 信念更新, 楽観主義バイアス, 独立的自己観, 協調的自己観, 楽観性尺度, 抑うつ性尺度

1. はじめに

人は生活を営む上で色々な物事に対して、予定の見積もりを連続的に行っている。例えば、自分自身が健康な場合、自分が風邪に罹患する確率は低く見積もる。この場合、多くの人は、Negative な出来事(風邪をひく)の確率を低く見積もる一方、Positive な出来事(外出するなど)の確率は高く見積もる傾向にある。これは、Negative な出来事に関しては、自分自身には発生しないという Positive illusion があるからである (Jefferson et al., 2017)。

この確率推定は、新たな情報を見ると値が変化する。これは信念更新と呼ばれる。信念更新では、自分にとって望ましい情報と望ましくない情報とでは、信念更新の変化の量に非対称性があることが報告されている (Sharot et al., 2011; 青木他, 2024)。

Sharot et al. (2011) は信念更新タスクを用いて、人々が望ましい情報 (Good News: 予想よりもリスクが低いという情報) に対してはより大きく信念を更新する一方、望ましくない情報 (Bad News: 予想よりもリスクが高いという情報) に対してはより小さく更新する非対称性を発見した。この非対称な信念更新パターンは非現実的な楽観主義バイアスとして知られる (Shepperd et al., 2013)(本稿では、単に楽観主義バイア

スと呼ぶ)。

楽観主義バイアスは、人間の心理的適応において重要な役割を果たしている。適度な楽観性はストレス軽減や動機維持に寄与する一方で、過度な楽観性はリスク認知の低下を招き、災害時の備えや病気の予防対策を怠る原因となる懸念がある (Paton, 2003)。

この楽観主義バイアスの発生は、過去の文献から様々な検討がされているが、安定した現象なのかや、どのような要因が関わるかは議論が続いている。現象の安定性についての議論は、人間の思考モデルを数値的に記述したものではなく、実験手続き上で発生した統計的な人工物である可能性があると主張しているものもある。例えば、文化的背景を考慮した研究はさまざまな検討がされており、特に、アジア地域における楽観主義バイアスは、少ないまたは小さいと報告されている (Joshi & Carter, 2013; Kappes et al., 2025; Rose et al., 2008)。特に日本人参加者においては、楽観主義バイアスが発生しない、ないしは発生するが値がかなり小さいと報告されている (青木他, 2024; Yoshimura & Hashimoto, 2020)。

本研究では、自分自身に関する楽観主義バイアスに影響する文化的要因や個人差要因を明らかにすることを試みる。Sharot et al. (2011) が開発した信念更新法は、人々が将来の出来事に関する確率情報を取り入れる過程で認知的バイアスを測定する画期的な方法である。この手法により、人々は将来の否定的出来事に関して「Good News」を「Bad News」より積極的に取り入れる傾向が明らかになった。しかし近年、Shah et al. (2016) はこの現象が方法論的問題による統計的アーティファクトである可能性を指摘した。彼らは確率スケールの有界性 (0-100%) とベイズ推論の観点から、完全に合理的な意思決定者でも同様の非対称性が生じ得ることを理論的に示した。この方法論的問題を克服した青木他 (2024) による日本人参加者での Garrett & Sharot (2017) の追試では、推定ベースレート (eBR) の測定が不十分であり、刺激セットのベース

レート分布に偏りがあるなど、結果の解釈を制限する複数の方法論的課題が残されている。これらの課題を克服した、信念更新のガイドライン (Sharot & Garrett, 2022) に従って実験を行い、楽観主義バイアスの実在性を厳密に検証する。また、楽観主義バイアスに影響する文化・個人差要因として、相互独立的・協調的自己観 (高田他, 1996) を指標とし楽観主義バイアスと文化的自己観の関連を詳細に検討する。

2. 実験

実験概要：本研究では、Sharot & Garrett (2022) のガイドラインに厳密に準拠した信念更新タスクを実施した。実験は、デモグラフィック情報の収集、実験参加同意の確認、信念更新タスクの実施、および事後質問紙の回答で構成し、Qualtrics を用いてオンライン実験として実施した。

参加者：参加者は、クラウドソーシングサイト CrowdWorks を通じて 200 名を募集した。以下の除外基準を適用した結果、最終的に 130 名 (女性 74 名, 男性 56 名, 平均年齢 41.38 歳, SD = 10.28) を分析対象とした：(1) 年齢が 20 歳未満, (2) 性別が男性・女性以外, (3) 調査への真面目な回答を自己申告していない, (4) 日本語が母語でない, (5) 回答時間が $Q_1 - 1.5 \times IQR$ 未満または $Q_3 + 1.5 \times IQR$ を超過, (6) 注意チェック質問 (IMC; 三浦・小林 (2018)) に不正解。参加者には謝礼として 660 円を支払った。平均回答時間は 33.72 分 (SD = 7.67) であった。

実験手続き：信念更新タスクは、以下の 5 段階で構成された。

- (1) E1: 参加者が特定のライフイベントを今後 4 週間で体験する確率を 3-77% の範囲で推定
 - (2) eBR: 同じイベントを一般的な人が体験する確率 (ベースレート) を同様の範囲で推定
 - (3) BR: 実際のライフイベントの確率を提示
 - (4) Valence Rating: イベントに対する情動価を 5 段階 (1=非常にネガティブ, 5=非常にポジティブ) で評価
 - (5) E2: 統計値を参考に個人的体験確率を再推定
- 信念更新タスク終了後、以下の質問項目を順次提示した：抑うつ傾向測定 (CES-D; 島他 (1985)), 楽観性測定 (LOT-R; 坂本・田中 (2002)), 認知的熟慮性測定 (CRT; 三浦・小林 (2018)), 自己観測定 (高田他, 1996), ベースレート想起課題 (BR Recall), および注意チェック (IMC)。本実験においては、BR Recall および IMC を除く全ての条件に対して、被験者間での順序の偏りを防ぐ目的でカウンターバランスが行われた。

刺激材料：信念更新タスクにおけるライフイベント

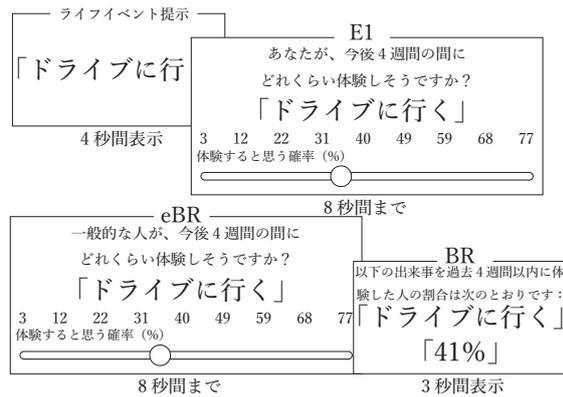


図 1 信念更新タスクにおける参加者の画面

表 1 情報の望ましさの分類

情報の望ましさ	$E1 < BR$	$E1 > BR$
Positive	Good News	Bad News
Negative	Bad News	Good News

の数は、40 個となっており、青木他 (2024) で使用したライフイベントを使用した。情動価の中性判断を最小化するため、Positive と強く判定された上位 20 項目と Negative と強く判定された上位 20 項目の計 40 項目を使用した。また、ベースレート (BR) は、平均が 40 付近の正規分布を仮定する ($M = 36.6, SD = 9.72$)。よう調整し、参加者が推定する確率の幅は、3% から 77% の範囲内とした。

信念更新の定義式：データ前処理において、情動価を Neutral (評定値 3) と判断した 559 試行 (全試行の 10.75%) を分析から除外した。一人当たりの除外試行数は平均 5.70 項目 (SD = 5.69) であった。

信念更新の値 (アップデート値) は、Shah et al. (2016) による以下の (1) 式に基づいて定義する。

$$\text{Update Score} = \begin{cases} E1 - E2 & \text{if } E1 > BR \\ E2 - E1 & \text{if } E1 < BR \end{cases} \quad (1)$$

例えば、参加者が「ドライブに行く」というライフイベントについて、最初の推定値 (E1) を 10 とし、2 回目の推定値 (E2) を 20 とする。その際に、BR が 20 である場合には、BR が E1 よりも上回っているため、アップデート値は、 $E2 - E1 = 20 - 10 = 10$ となる。またこの場合、情報の望ましさの分類が表 1 により、決定される。さきほどの例では、「ドライブに行く」というイベントが Positive であるならば、Good News となり、Negative であるならば、Bad News となる。

3. 実験結果

3.1 楽観主義バイアスの分析結果

図 2 に情動価と情報の望ましさの各条件における、

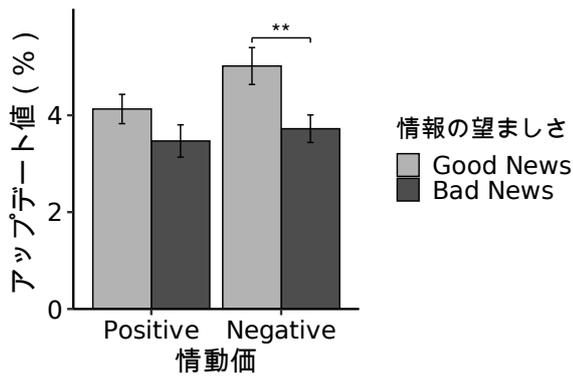


図2 アップデート値の変化量(エラーバーはSEMを示す)* $p < .10$, ** $p < .05$, *** $p < .01$

信念のアップデート値を示す。Positive と感じるライフイベントにおいて楽観主義バイアスは確認されなかったが ($M_G = 4.13, M_B = 3.47, t(2266) = 1.47, p = .142, d = .062$), Negative と感じるライフイベントにおいての楽観主義バイアスが確認された ($M_G = 5.02, M_B = 3.72, t(2283) = 2.78, p < .050, d = .118$).

また, Garrett & Sharot (2017) や Shah et al. (2016) の実験 3B, 4 と同様の分析手法を用い, アップデート値を従属変数とし, 情動価 (Positive/Negative) と情報の望ましさ (Good News / Bad News) を独立変数, 推定誤差 ($|E1 - BR|$) を共変量とする 2×2 反復測定分散分析を実施した。その結果, 情報の望ましさの主効果のみが有意であった ($F(1, 483) = 8.75, p < .050, \eta^2 = .020$)。情動価の主効果 ($F(1, 483) = 0.57, p = .450, \eta^2 = .002$), 推定誤差 ($F(1, 483) = 0.32, p = .571, \eta^2 = .001$), 情動価と情報の望ましさの交互作用 ($F(1, 483) = 0.02, p = .884, \eta^2 = .000$) では有意でなかった。有意であった情報の望ましさの主効果に関して, Tukey の HSD 検定をしたところ, アップデート値における Bad News 条件の平均値が, Good News 条件より 1.52 低いことが分かった。

各情動価における E1 の平均値は, 両群において有意であった ($M_P = 36.42, M_N = 33.74, t(4639) = -4.11, p < .010, d = .120$)。各情動価における E2 の平均値は, 両群において有意であった ($M_P = 36.97, M_N = 33.71, t(4639) = -5.31, p < .010, d = .16$)。各情動価におけるアップデート値の平均値は, 両群において有意ではなかった ($M_P = 3.82, M_N = 4.28, t(4551) = 1.43, p = .153, d = .042$)。

3.2 重回帰分析の分析結果

楽観主義バイアスに影響する個人差要因を検討するため, 信念更新量を従属変数とする重回帰分析を実施した。独立変数として, 性別, 年齢, CES-D, LOT-R, CRT, 相互独立的・協調自己観 (相互独立性の因子を

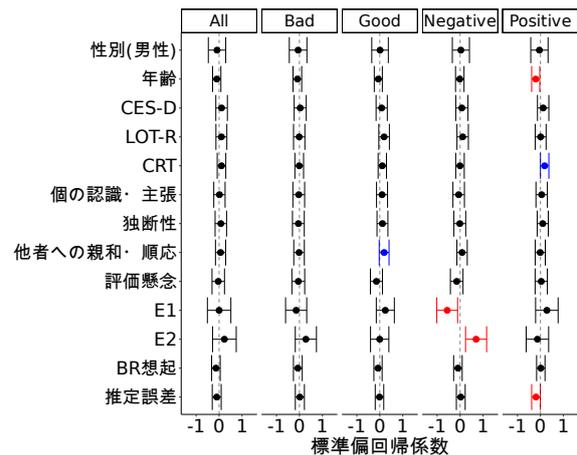


図3 アップデート値を従属変数とした重回帰分析の各データの偏回帰係数(エラーバーはSEを示す。), 赤色は有意, 青色は有意傾向であることを示す。

「個の認識・主張」, 「独断性」とされ, 相互協調性の因子を「他者への親和・順応」, 「評価懸念」とされる。以降, 独立自己観 1, 2, 協調自己観 1, 2 と呼ぶ, E1, E2, BR 想起 ($|BR \text{ Recall} - BR|$), 推定誤差を投入した。

性別以外の, すべての変数は分析前に標準化を行った。全てのデータ, Positive だけのデータ, Negative だけのデータ, Good News だけのデータ, Bad News だけのデータで重回帰分析を行った。それぞれのモデルの偏回帰係数は図3に示す。

どの条件においても, 自己観の変数はどれも有意ではなかった。Good News におけるデータにおいて, 協調自己観 1 のみ有意傾向を示した ($\beta = .19, SE = .11, t = 1.73, p = .087$)。信念更新量に有意な影響を及ぼした独立変数として, Positive データでは, 年齢 ($\beta = -.21, SE = .09, t = -2.31, p < .050$), 推定誤差 ($\beta = -.19, SE = .10, t = -2.03, p < .050$) であり, Negative データでは, E1 ($\beta = -.56, SE = .23, t = -2.44, p < .050$), E2 ($\beta = .70, SE = .23, t = 2.97, p < .050$) があつた。

4. 考察

本研究では, Sharot & Garrett (2022) のガイドラインに厳密に準拠した信念更新タスクを用いて, 日本人参加者における楽観主義バイアスの存在を検証した。その結果, 楽観主義バイアスの発生は確認されたものの, 自己観の影響は確認できなかった。

楽観主義バイアスは, 日本人においても引き続き発生することは確認できたが, アップデート値の変化量が小さいことが示された。本研究では, 参加者の BR 想起は $9.02 (SD = 7.88)\%$ であり, 基準となる確率を正確に覚えているとはいえないことが, 結果に影響を与えた可能性がある。この BR 想起精度を高めるため

に, Burton et al. (2022)が行っているような, 実験手順の変更の試みでその影響の確認が重要となる。

本研究の主要な発見の一つは, 文化的自己観が楽観主義バイアスに与える影響が極めて限定的であったことである。相互独立的・協調的自己観の4つの下位尺度は, いずれも全体的な信念更新パターンに有意な影響を示さなかった。この結果は, 信念更新が個人の文化的認知スタイルよりも, むしろより基本的な認知処理メカニズムに依存することを示唆している。ただし, Good News データにおける協調自己観1のみ有意な傾向が示された。これは, 自分が望ましいと思う情報に対しては, 相互協調的な態度(他者によって, 態度を変化させるなど)が自身の楽観主義バイアスに関与している可能性が示唆される。一方で, 「評価懸念」は負の関連を示し($\beta = -.15$), 他者からの評価を過度に気にすることが, かえって適応的な信念更新を阻害する可能性が示唆された。これは, 評価懸念が情報処理における認知的負荷を増加させ, 合理的判断を妨げるといふ先行研究の知見と一致している。

5. むすびに

本研究では, Sharot & Garrett (2022)のガイドラインに準拠した厳密な方法論により, 日本人参加者における楽観主義バイアスの存在を確認した。しかし, その効果量は小さく, 文化的自己観の影響も限定的であった。これらの結果は, 楽観主義バイアスが普遍的現象である一方で, その発現には文化的背景や個人差要因が複雑に関与することを示している。今後は, より多様な文化的文脈や意思決定場面における検証を通じて, この重要な認知現象の理解を深化させることが求められる。

文献

Burton, J. W., Harris, A. J. L., Shah, P. & Hahn, U. (2022). Optimism where there is none: Asymmetric belief updating observed with valence-neutral life events. *Cognition*, 218:104939.

Garrett, N. & Sharot, T. (2017). Optimistic update bias holds firm: Three tests of robustness following Shah et al. *Consciousness and Cognition*, 50:12–22.

Jefferson, A., Bortolotti, L. & Kuzmanovic, B. (2017). What is unrealistic optimism? *Consciousness and Cognition*, 50:3–11.

Joshi, M. S. & Carter, W. (2013). Unrealistic Optimism: East and West? *Frontiers in Psychology*, 4.

Kappes, A., Yan, X., Crockett, M. J. & Ma, Y. (2025).

Cultural Differences in Vicarious Optimism. *Personality and Social Psychology Bulletin*.

Paton, D. (2003). Disaster preparedness: A social-cognitive perspective. *Disaster Prevention and Management: An International Journal*, 12(3):210–216.

Rose, J. P., Endo, Y., Windschitl, P. D. & Suls, J. (2008). Cultural Differences in Unrealistic Optimism and Pessimism: The Role of Egocentrism and Direct Versus Indirect Comparison Measures. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 34(9):1236–1248.

Shah, P., Harris, A. J. L., Bird, G., Catmur, C. & Hahn, U. (2016). A pessimistic view of optimistic belief updating. *Cognitive Psychology*, 90:71–127.

Sharot, T. & Garrett, N. (2022). A guideline and cautionary Note: How to use the belief update task correctly. *Methods in Psychology*, 6:100091.

Sharot, T., Korn, C. W. & Dolan, R. J. (2011). How unrealistic optimism is maintained in the face of reality. *Nature Neuroscience*, 14(11):1475–1479.

Shepperd, J. A., Klein, W. M. P., Waters, E. A. & Weinstein, N. D. (2013). Taking Stock of Unrealistic Optimism. *Perspectives on Psychological Science: A Journal of the Association for Psychological Science*, 8(4):395–411.

Yoshimura, S. & Hashimoto, Y. (2020). The effect of induced optimism on the optimistic update bias. *BMC Psychology*, 8(1):28.

高田 利武・大本 美千恵・清家 美紀(1996). 相互独立的-相互協調的自己観尺度(改訂版)の作成. *奈良大学紀要*, (24):157–173.

坂本 真士・田中 江里子(2002). 改訂版楽観性尺度(the revised Life Orientation Test)の日本語版の検討. *健康心理学研究*, 15(1):59–63.

三浦 麻子・小林 哲郎(2018). オンライン調査における努力の最小限化が回答行動に及ぼす影響. *行動計量学*, 45(1):1–11.

青木直人・高橋達二・中村 紘子(2024). 信念更新における楽観主義バイアスへの抑うつ傾向の影響. *日本認知科学会大会発表論文集(CD-ROM)*, 41st:482–485.

島 悟・鹿野 達男・北村 俊則・浅井 昌弘(1985). 新しい抑うつ性自己評価尺度について. *精神医学*, 27(6):717–723.