

# 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

## The influence of depressive tendencies on optimistic bias in belief updating

青木 直人<sup>†</sup>, 高橋 達二<sup>†</sup>, 中村 紘子<sup>†‡</sup>

Naoto Aoki, Tatsuji Takahashi, Hiroko Nakamura

<sup>†</sup> 東京電機大学, <sup>‡</sup> 日本学術振興会

Tokyo Denki University, Japan Society for the Promotion of Science

24rmd01@ms.dendai.ac.jp

### 概要

人は将来の予測において、ポジティブな出来事がより起こりやすいという楽観主義バイアスを示すことが知られている。Garrett & Sharot (2014) は、ポジティブな情報をもとに信念更新を行いやすいという、信念更新の非対称性によって楽観主義が維持される。しかし、信念更新の非対称性の再現については疑問も呈されている。本研究は Garrett & Sharot (2017) の追試を行い、信念更新における非対称性が、日本人参加者でも生じるかを検討する。

**キーワード：**信念更新, ベイズ更新, 楽観主義バイアス, 抑うつ傾向

### 1. はじめに

楽観主義バイアスとは、個人が自身の将来に関して非現実的に肯定的な期待を持つ傾向を指す。この現象と密接に関連するのが、positive belief updating (肯定的信念更新) である。Sharot (2011) は、個人が新しい情報を受け取った際の信念更新過程に非対称性があり、人々は自身にとって望ましい情報 (例：ある病気にかかるリスクが予想より低いという情報) に対しては信念を大きく更新する一方、望ましくない情報に対しては更新が比較的小さいことを明らかにした。この positive belief updating は、楽観主義バイアスの維持・強化に寄与する重要なメカニズムと考えられている。Garrett & Sharot (2014) はこのプロセスにより、人々が現実的な情報に直面しても楽観的な見方を維持できると示唆している。

信念更新の非対称性に関しては、これまで様々な研究が行われ、その再現性が議論されてきた。Shah らは、楽観的な信念更新が喫煙者やスポーツファンなどの特殊なケースでのみ発生すると主張している (Shah et al., 2016)。また、ベイズ的な信念更新モデルに基づく Shah らの主張によれば、尤度比が1に近い場合、信念更新はポジティブ・ネガティブどちらの方向にも偏りが生じず、ベイズ的な規範と一致するとしている。

一方、Eil & Rao は、ベイズ的な信念更新が悪い知らせでは発生しにくく、良い知らせでは発生しやすいことを示している (Eil & Rao, 2011)。さらに、Garrett & Sharot は、ポジティブなライフイベントでは悲観的なバイアス、ネガティブなライフイベントでは楽観的なバイアスが生じるという信念更新の非対称性を明らかにし、こうした結果はベイズ的なエージェントでは説明できないと主張している (Garrett & Sharot, 2017)。また、Yoshimura & Hashimoto の研究では、日本人被験者を対象に信念更新課題を実施し、楽観主義訓練が軽度のディスフォリア参加者でポジティブな更新バイアスを促進させることを示した (Yoshimura & Hashimoto, 2020)。

本研究では、Garrett & Sharot (2017) の追試を行い、楽観主義バイアスによる信念更新の非対称性を検討する。特に、先行研究で示されたポジティブなライフイベントに対しては大きく信念を更新し、ネガティブなライフイベントに対してはあまり信念を更新しないという現象の再現性を確認する。

### 2. 実験

本研究では、Garrett らが実施した実験デザインを基に、信念更新課題で用いる刺激構築のための予備調査と、信念更新タスクを実施した。

#### 2.1 刺激構築のための予備調査

予備調査では、信念更新課題で用いるためのライフイベントを選定するため、出来事のポジティブ・ネガティブさ、および、どの程度生じやすいかを参加者に評定するよう求めた。500名の参加者をそれぞれ250名ずつの2群に分割し、各群に対して異なるライフイベント50個を参加者に提示し、それぞれの群においてライフイベントの評価を求めた。

##### 2.1.1 参加者

予備調査は Qualtrics で作成し、CrowdWorks 上で実験参加者を募集した、500名の参加者である。対象者は、日本語を母語とする参加者とした。参加者の平

図1 予備調査での教示画面

図2 ファーストセッションでの教示画面

均年齢は 42.89 歳 (SD = 9.56) であり、女性 193 名、男性 217 名、その他 2 名である。CES-D が 44 以上である参加者と IMC をクリアしていない参加者と回答時間が非常に長い参加者を除いたサンプルとなり、合計 88 名を除いた最終的なサンプルサイズは 412 名である。参加者の平均 CES-D 値は、15.22 (SD = 10.05) となった。

### 2.1.2 材料と手続き

先行研究をもとに作成した 100 種類のライフイベントのうち、50 種類をランダムな順序で 3 秒間、参加者に提示した (図 1)。その後、参加者には、過去 4 週間以内にライフイベント (例: 温泉に行く) が実際に発生したか否かを回答するよう求めた。また、ライフイベントに対する感情評価として、ポジティブとネガティブの評価を 5 件法で実施した。参加者が調査に慣れてもらうために、2 つの例 (温泉に行く、小指をぶつける) について練習試行を行った後、本試行を 50 試行行った。次に、抑うつ性自己評価尺度 (CES-D; 鳥他 (1985)) および改訂版楽観性尺度 (LOT-R; 坂本・田中 (2002)) の回答を求めた。CES-D および LOT-R の順序は参加者によって逆転した。最後に、教示文を精読しない努力の最小限化を検出するための方法 (IMC: Instructional Manipulation Check; 三浦・小林 (2018)) を実施した。

### 2.1.3 ライフイベント選択

過去 4 週間以内にそのライフイベントが自分に起こったと回答した参加者の割合を算出し、ライフイベントの生起確率をベースレートとした。信念更新タスクで使用するライフイベントを予備調査で得られたライフイベントから選定する。分析で使用するライフイベントの選定基準は、ポジティブまたはネガティブが 60 % 以上かつベースレートが 20 % 以上 60 % 以下のライフイベントを選択している。これらの基準により、100 種類あるライフイベントから 54 種類を選定

した。

## 2.2 信念更新タスク

信念更新タスクでは、ライフイベントが自分にどれだけ生じそうかの評価を求めた後、そのイベントのベースレートを提示し、その後で、再度ライフイベントがどれだけ生じそうかの評価を求めた。

### 2.2.1 参加者

信念更新タスクは予備調査と同様に、Qualtrics で作成し、CrowdWorks 上で実験参加者を募集した、250 名の参加者である。予備調査と同様の処理をし、最終的なサンプルサイズは 199 人となった。参加者の平均年齢は 41.99 歳 (SD = 11.09) であり、女性 109 名、男性 90 名である。予備調査と本タスクで得られた基本属性のそれぞれの検定を行った。このとき、性別の検定のみ、その他の 2 名を除いた。基本属性はすべてにおいて、 $p > .05$  であった。参加者の平均 CES-D 値は、15.23 (SD = 11.15) となった。

### 2.2.2 材料と手続き

信念更新タスクでは、参加者に対して 54 種類のライフイベントをランダムな順で提示し、次の 4 週間でライフイベントが自身にどれくらい発生するかを、5% から 95% 以内の範囲で回答するよう求めた。

ファーストセッションでは、最初に 54 個のライフイベントの中からランダムに選ばれたライフイベントが、4 秒間画面に提示される。次に、参加者が今後 4 週間以内に、ライフイベントが自身に対して実際に起こりそうかどうかの確率 (5% ~ 95% の範囲内) を 8 秒以内に回答するよう求めた (図 2)。その後、ライフイベントのベースレートを 3 秒間提示し、ライフイベントに対してのポジティブ-ネガティブの感情評価を予備調査と同様に 5 件法で提示した。

セカンドセッションでは、ファーストセッションと同様の 54 種類のライフイベントの中から、ランダム

表1 良い知らせと悪い知らせの分類 (情報の価値)

イベントタイプ	最初の推定値 < ベースレート	最初の推定値 > ベースレート
ポジティブ	良い知らせ	悪い知らせ
ネガティブ	悪い知らせ	良い知らせ

に選ばれたライフイベントが画面に提示された。その後、改めて、今後4週間以内に、ライフイベントが実際に起こりそうかどうかの確率(5%~95%の範囲内)を回答するよう求めた。

最後に、CES-D および LOT-R, IMC の回答を求めた。CES-D および LOT-R の順序は参加者によって逆転した。

### 2.2.3 結果

参加者のファーストセッションでの確率評価(最初の推定値)と感情評価によって、良い知らせと悪い知らせの分類分けを行った。その際、ポジティブと評価されたライフイベントでは、最初の推定値がベースレートよりも高い場合は、ベースレートの情報は悪い知らせとなり、低い場合はベースレートの情報は良い知らせとなる。ネガティブと評価されたライフイベントでは、最初の推定値がベースレートよりも高い場合は、ベースレートは良い知らせとなり、低い場合はベースレートが悪い知らせとなる(表1)。最初の推定値がベースレートと同じ場合であるとき、ライフイベントがニュートラルである場合は、分析から除外した。一人当たりのニュートラルと答えた平均値は9.58(SD = 8.98)となった。

更新の変化量(更新のスコア)は、参加者の最初の推定値がベースレートよりも高い場合は、最初の推定値から2回目の推定値を引いた値であり、最初の推定値がベースレートよりも低い場合は、2回目の推定値から最初の推定値を引いた値である(1)式; Garrett & Sharot (2014))。イベントタイプと情報の価値のそれぞれの条件における、更新スコアを示した(図3)。

$$\text{Update Score} = \begin{cases} \text{First Estimate} - \text{Second Estimate} & \text{if First Estimate} > \text{Base Rate} \\ \text{Second Estimate} - \text{First Estimate} & \text{if First Estimate} < \text{Base Rate} \end{cases} \quad (1)$$

信念更新の非対称性を検討するため、更新スコアを従属変数とし、イベントタイプと情報の価値を独立変数とする、2要因反復測定デザインのアノVAを実施した。アノVAの結果、ライフイベントのタイプ別の主効果は有意ではなく( $F(1, 582) = 0.12, p = .729$ )。また、イベントタイプと情報の価値との交互作用効果も有意ではなかった( $F(1, 582) = 0.09, p = .770$ )。一方、情報の価値の主効果は有意であり( $F(1, 582) =$

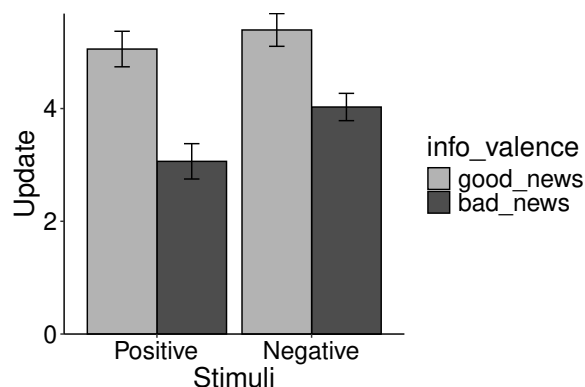


図3 更新スコアの変化量(エラーバーはSEMを示す)

10.46,  $p = .001$ ), 下位検定の結果、ポジティブな情報はネガティブな情報よりも更新スコアが大きかった。

### 3. 考察

本研究の結果は、Garrett & Sharot (2017) の知見を支持するものとなった。情報の価値(良い知らせか悪い知らせか)の主効果が有意であり、イベントタイプとの交互作用が見られなかったことは、ライフイベントの性質(ポジティブ・ネガティブ)に関わらず、ポジティブな情報に基づいてより大きな信念更新が行われることを示している。これは、人間の認知プロセスにおける楽観主義バイアスの頑健性を示すものと言える。

本研究では、ベースレートの記憶に関するタスクを実施しなかったが、今後の研究では、ベースレートの記憶を確認するタスクを含めることで、信念更新プロセスにおける記憶の役割をより詳細に検討できる可能性がある。

本研究の参加者は比較的高いCES-Dスコア(平均約15)を示したにもかかわらず、楽観主義バイアスが観察された。これは、うつ病患者では楽観主義バイアスが小さいとするKorn et al. (2014)の報告とは矛盾する結果であった。本研究の結果は抑うつ傾向と楽観主義バイアスの関係がより複雑である可能性を示唆している。

### 4. おわりに

本研究は、Garrett & Sharot (2017) の知見を日本人サンプルにおいても再現し、信念更新における楽観主義バイアスが文化を超えて機能している可能性を示した。ただし、本研究で観察された抑うつ傾向と楽観主義バイアスの関係は、Korn et al. (2014) の知見との整合性において課題を提起しており、抑うつと楽観主義バイアスの関係がより複雑である可能性を示唆

している。今後の研究では、抑うつ程度や質的な違い、また臨床的なうつ病と非臨床的な抑うつ傾向の差異など、より詳細な要因を考慮に入れた検討が必要であろう。さらに、本研究の知見は、計算論的モデリングやシミュレーション研究への応用可能性も示唆している。例えば、バンディット課題では、ポジティブな結果からより効率的に学習する傾向があるという (Lefebvre et al., 2022), 本研究で観察された楽観主義バイアスと類似した現象が見られる。人間の信念更新プロセスをより精緻にモデル化することで、最適化だけでなく、人間らしい「バイアス」を組み込んだ意思決定モデルの開発など、より自然な人工知能システムの設計につながる可能性がある。

## 文 献

- Eil, D. & Rao, J. M. (2011). The Good News-Bad News Effect: Asymmetric Processing of Objective Information about Yourself. *American Economic Journal: Microeconomics*, 3(2):114–138.
- Garrett, N. & Sharot, T. (2014). How Robust Is the Optimistic Update Bias for Estimating Self-Risk and Population Base Rates? *PLOS ONE*, 9(6):e98848. Publisher: Public Library of Science.
- Garrett, N. & Sharot, T. (2017). Optimistic update bias holds firm: Three tests of robustness following Shah et al. *Consciousness and Cognition*, 50:12–22.
- Korn, C. W., Sharot, T., Walter, H., Heekeren, H. R. & Dolan, R. J. (2014). Depression is related to an absence of optimistically biased belief updating about future life events. *Psychological Medicine*, 44(3):579–592.
- Lefebvre, G., Summerfield, C. & Bogacz, R. (2022). A Normative Account of Confirmation Bias During Reinforcement Learning. *Neural Computation*, 34(2):307–337.
- 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. (2011). The optimism bias. *Current Biology*, 21(23):R941–R945.
- Yoshimura, S. & Hashimoto, Y. (2020). The effect of induced optimism on the optimistic update bias. *BMC Psychology*, 8(1):28.
- 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.
- 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. Publisher: 株式会社医学書院.