

補足情報（SUPPLEMENTAL INFORMATION）

欲しい情報を AI から即得られる時代に「情報ノイズ」に触れる価値

～書籍ダイジェストサービスの継続閲覧と、認知的柔軟性・コミュニケーション自信・ワークパフォーマンス改善との関連を確認～

※本資料は報道発表に付随する技術的補足資料であり、査読済み学術論文ではありません。結果は探索的実証研究として解釈してください。

【背景】

現代のインターネット環境において、アルゴリズムを用いた行動履歴に基づく情報の最適化は一般化しています。利用者が効率的かつ快適に情報にアクセス可能になった一方、この環境は「フィルターバブル」や「エコーチェンバー」といった現象を誘発し、情報の多様性を著しく制限するリスクが指摘されています¹。その結果、個人の情報環境から専門外の知識や想定外の視点といった異質な情報が排除され、既存の興味・関心の枠内に認知が閉塞するリスクが高まっています²。このような情報の偏りは、短期的には情報処理の効率性を高めるものの、長期的には多角的な視点から物事を捉えることを妨げる要因になり得るとされています^{3,4}。

さらに、情報の偏りは異なる集団間のコミュニケーション不足を生み出し、社会的な対立を先鋭化させることが懸念されています⁵。こうした分極化された環境は、組織内における知識や情報の共有を阻害し、イノベーションを妨げるなど、企業経営においても看過できない悪影響を及ぼします⁶。

こうした課題に対し、本研究では、あえて自身の専門や関心領域から外れた情報に恒常的に接触する体験の価値に着目します。文芸評論家の三宅（2024）⁷は、直近の仕事や問題解決に直接結びつかない知識を「ノイズ」と定義し、効率性や自己啓発的な行動ばかりを求める現代の労働環境が、人々の心からこのノイズを受け止めるキャパシティを奪っていると指摘しました。

本研究では、三宅の議論を拡張し、個人の既存の興味や専門領域の外部に位置し、一見すると業務上の即効性や効率性を持たない異質な情報を「情報ノイズ」と定義しました。一般に、未知の領域や関心のない情報への接触は、認知的な負荷や違和感を伴うため、効率性を重視する情報探索行動においては忌避されやすい傾向にあります。しかし、SERENDIP によってこうした情報に継続的に接触することが、固定化された情報環境に対する認知・態度・行動指標とどのように関連するかは十分に明らかではありません。本研究では、その関連を探索的に検証しました。

【実験内容】

仮説

SERENDIP の利用が個人にもたらす認知的な変化が、組織の外部および内部への主体的なアプローチへと発展していくプロセスに着目し、以下の仮説を定めました（Figure S1）。

1. 視野の広さ

SERENDIP を通じて多角的な世界や価値観に偶発的に接触することで、自身の既知・未知の境界に対する認識が明確になり、社会や組織における自己の立ち位置や知識の限界に対する自覚が高まると仮定しました。

2. 専門外を含む情報態度、知的好奇心と学習志向

未知の情報や他者への心理的ハードルが低下し、他者を受容・理解しようとする姿勢が形成されると仮定しました。また、広範な知識の必要性の自覚が、知的好奇心や学習志向と関連すると想定しました。

3. 周囲や社会との接続

これらの認知・態度の変化が、組織外では他部門・他社との連携行動、組織内では既存の枠組みを再検討する変革志向や知識共有と関連すると仮定しました。

4. 総合的アウトカム

さらに、こうした組織内外への主体的な行動が、自己報告によるワークパフォーマンスやワークエンゲイジメントと関連すると仮定しました。

SERENDIP 効果実証実験 <仮説構造>

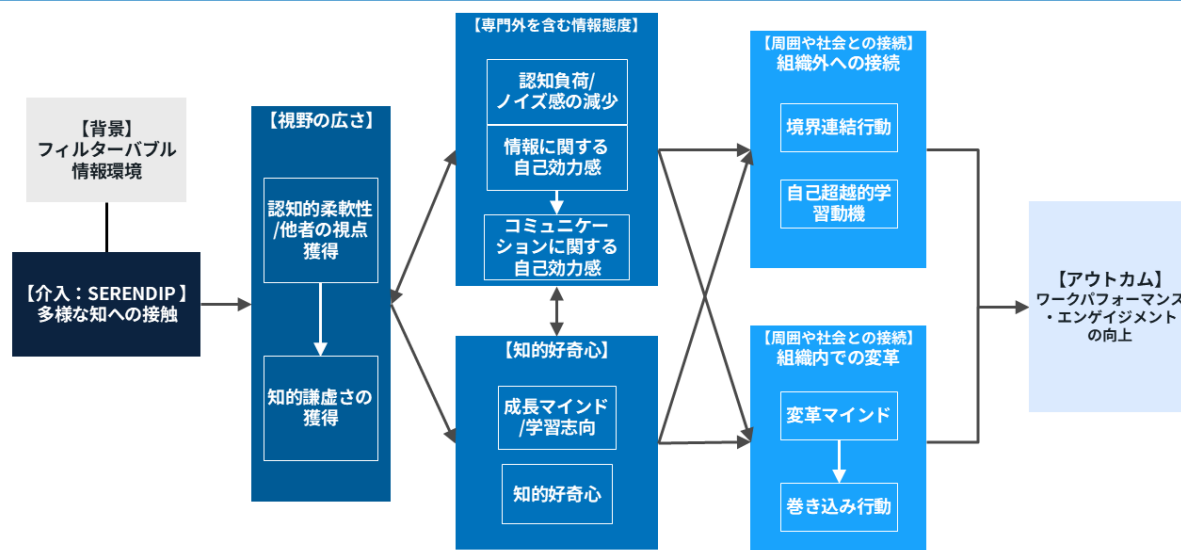


Figure S1 仮説構造

実験方法

本研究では、SERENDIP がもたらす認知的・行動的变化を検証するため、以下の概要にて実証実験を実施しました（Table S1, Figure S2）。

Table S1 実施概要

項目	実施内容
実施期間	2026 年 3 月 12 日～4 月 8 日（4 週間）
実験対象	公募に応じた当社従業員は 35 名（女性 15 名、男性 20 名）
最終解析対象	アンケートの有効回答者 25 名（男性 12 名、女性 13 名）
検証方法	実験開始前、2 週間後、4 週間後の計 3 時点でオンラインアンケート調査

参加者に対し、SERENDIP のアカウントを付与し、以下の標準的な環境において配信される記事をノルマや強制なしで、自発的に自由閲覧できる状態を設定しました。

- 配信頻度：平日に週 4 回程度、日中に定期配信
- コンテンツ特性：単なる網羅的な要約ではなく、書籍の総論を押さえつつ、新規性や読みどころを抽出したダイジェスト形式
- 選書範囲：ビジネス書に留まらず、産業、社会課題、サイエンス、テクノロジー、リベラルアーツなど広範なジャンルを網羅。未邦訳の海外書籍の日本語ダイジェストも含む

- 記事分量：1本あたりの読了時間はおよそ10分以内

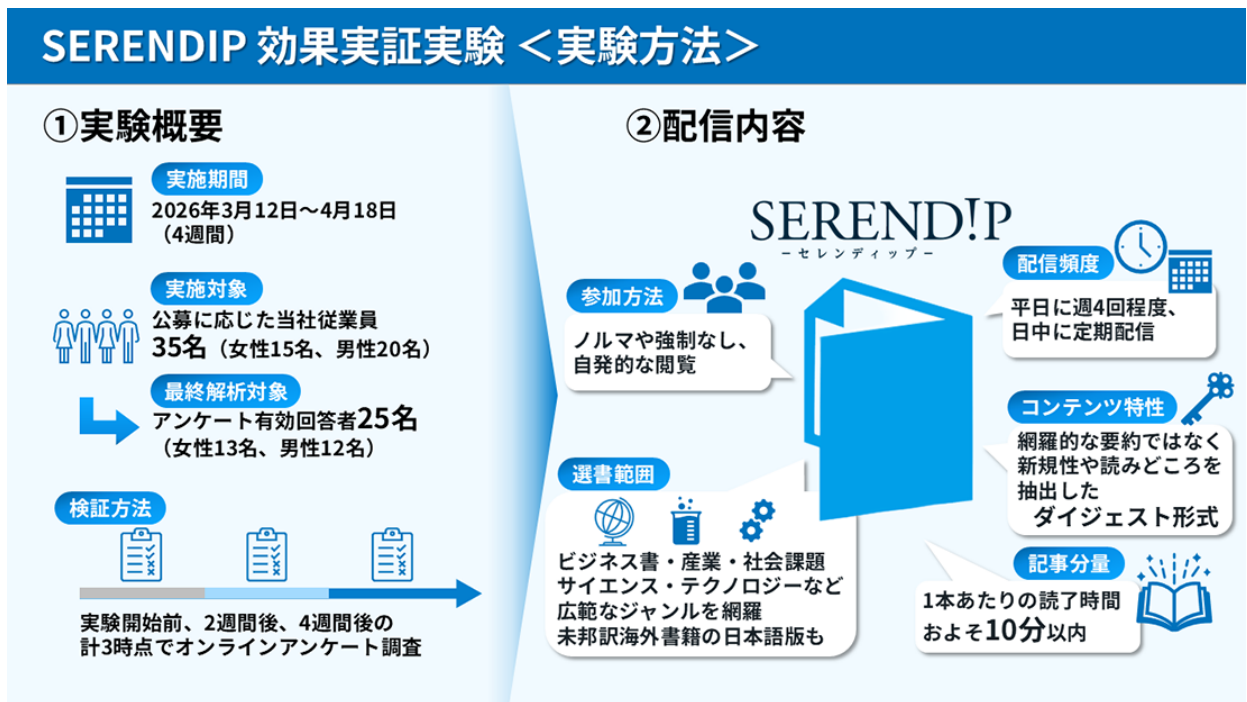


Figure S2 実験方法

評価方法

SERENDIP の利用状況と、それによって生じる意識・行動変化を多角的に測定・解析するため、以下の評価指標を設定しました。

- サービスの利用状況・基本属性
 - 利用データ：期間中の閲覧記事数
 - 基本属性：年齢階級、性別、職種、月平均の読書量、普段利用している主な情報収集源
- 意識・行動変化 (Table S2)

Table S2 意識・行動変化に関する測定領域

測定領域	主な指標・項目例
視野の広さ ^{9,10,11}	認知的柔軟性、他者視点、知的謙虚さ
知的好奇心と学習志向 ^{12,13,14,15,16}	知的好奇心、成長マインド、学習意欲
専門外を含む情報態度 ^{17,18,19}	情報探索態度、心理的対人・対情報ハードルの低下
周囲や社会との接続 ^{20,21,22,23}	社会への視線、境界連結行動、変革マインド、周囲への働きかけ、組織変革志向
総合的アウトカム ^{24,25}	エンゲイジメント、ワークパフォーマンス

統計解析

3 時点の縦断解析は、ベースライン、2 週間後、4 週間後のすべてで有効回答が得られた 25 名を対象としました。各項目の時間変化は 1 要因の反復測定分散分析で評価し、時点間の事後比較には Tukey-Kramer 法を用いました。総閲覧記事数および連続的な個人特性とベースラインから 4 週間後までの変化量との関連は Spearman の順位相関係数で評価しました。閲覧数との相関解析は、ベースラインと 4 週間後の両時点で利用可能なデータが得られた 28 名を対象としました。P 値は可能な限り実測値を示しました。本研究では複数の尺度項目を探索的に評価しており、尺度横断の多重比較補正は行っていません。そのため、各 P 値は仮説生成的な結果として解釈する必要があります。

【結果】

実験による全体的変化

視野の広さ：認知的柔軟性に関連する自己報告項目のうち、「選択肢の認識」では時間に伴う得点上昇が認められました。これは、多分野の知見への接触と認知的柔軟性に関する自己評価の変化が同時に観察されたことを示します。

- 選択肢の認識 (Figure S3a)：時間要因の主効果が有意でした ($F(2, 48) = 5.26, P = 0.0086$)。各時点の平均値は $BL = 5.17 \rightarrow W2 = 5.30 \rightarrow W4 = 5.68$ と上昇し、Tukey-Kramer 法による事後比較の結果、BL から W4 にかけて有意なスコアの上昇 ($P = 0.0173$) が確認されました。
- 柔軟性についての自己効力感 (Figure S3b)：時間要因の主効果が認められました ($F(2, 48) = 3.36, P = 0.0431$)。平均値は $BL = 4.57 \rightarrow W2 = 4.70 \rightarrow W4 = 5.04$ でした。Tukey-Kramer 法による事後比較では、W2 と W4 の差は統計的に有意ではありませんでした ($P = 0.0737$)。

知的好奇心と学習志向：知的好奇心や成長マインドセットの全体的な向上は確認されませんでした。

専門外を含む情報態度：情報探索に関する自己効力感、および初対面・異なる文化的背景を持つ他者とのコミュニケーションに関する自己報告得点に時間に伴う変化が認められました。

- 情報の必要性の定義 (Figure S3c)：時間要因の主効果が有意でした ($F(2, 48) = 3.68, P = 0.0325$)。平均値は $BL = 4.54 \rightarrow W2 = 4.93 \rightarrow W4 = 5.04$ と変化しました。
- 成果とプロセスの評価 (Figure S3d)：時間要因の主効果が有意 ($F(2, 48) = 4.37, P = 0.0180$)。平均値は $BL = 4.34 \rightarrow W2 = 4.80 \rightarrow W4 = 4.86$ と上昇。事後比較において BL から $W4$ で有意なスコアの上昇 ($P = 0.0335$) が確認されました。
- 初対面コミュニケーション自信 (Figure S3e)：時間要因の主効果が有意でした ($F(2, 48) = 5.50, P = 0.0071$)。平均値は $BL = 3.94 \rightarrow W2 = 4.00 \rightarrow W4 = 4.29$ と上昇し、事後比較において BL から $W4$ にかけて有意なスコアの上昇 ($P = 0.0087$) が確認されました。
- 異文化コミュニケーション自信 (Figure S3f)：時間要因の主効果が有意でした ($F(2, 48) = 4.02, P = 0.0242$)。平均値は $BL = 4.26 \rightarrow W2 = 4.37 \rightarrow W4 = 4.79$ と上昇し、事後比較において BL から $W4$ にかけて有意なスコアの上昇 ($P = 0.0446$) が確認されました。

周囲や社会との接続：変革マインドおよび知識共有に関する自己報告得点に時間に伴う上昇が認められました。これらの同時変化は、認知面の変化と組織内行動に関する指標が関連して変化する可能性と整合的ですが、本研究では両者の媒介関係や因果関係は検証していません。

- アイデア促進 (Figure S3g)：時間要因の主効果が有意でした ($F(2, 48) = 3.19, P = 0.0499$)。平均値は $BL = 4.03 \rightarrow W2 = 4.23 \rightarrow W4 = 4.50$ と上昇しました。
- アイデア実現 (Figure S3h)：時間要因の主効果が有意でした ($F(2, 48) = 6.75, P = 0.0026$)。平均値は $BL = 3.83 \rightarrow W2 = 4.00 \rightarrow W4 = 4.50$ と上昇し、事後比較の結果、 BL から $W4$ への上昇 ($P = 0.0081$)、および $W2$ から $W4$ への上昇 ($P = 0.0415$) のいずれも有意であることが確認されました。
- 知識共有 (Figure S3i)：時間要因の主効果が有意でした ($F(2, 48) = 3.29, P = 0.0457$)。平均値は $BL = 4.91 \rightarrow W2 = 5.03 \rightarrow W4 = 5.46$ と上昇しました。

総合的アウトカム：ワークエンゲイジメントの活力には記述的な上昇がみられたものの、対象者全体における自己報告ワークパフォーマンスの一律な向上は確認されませんでした。

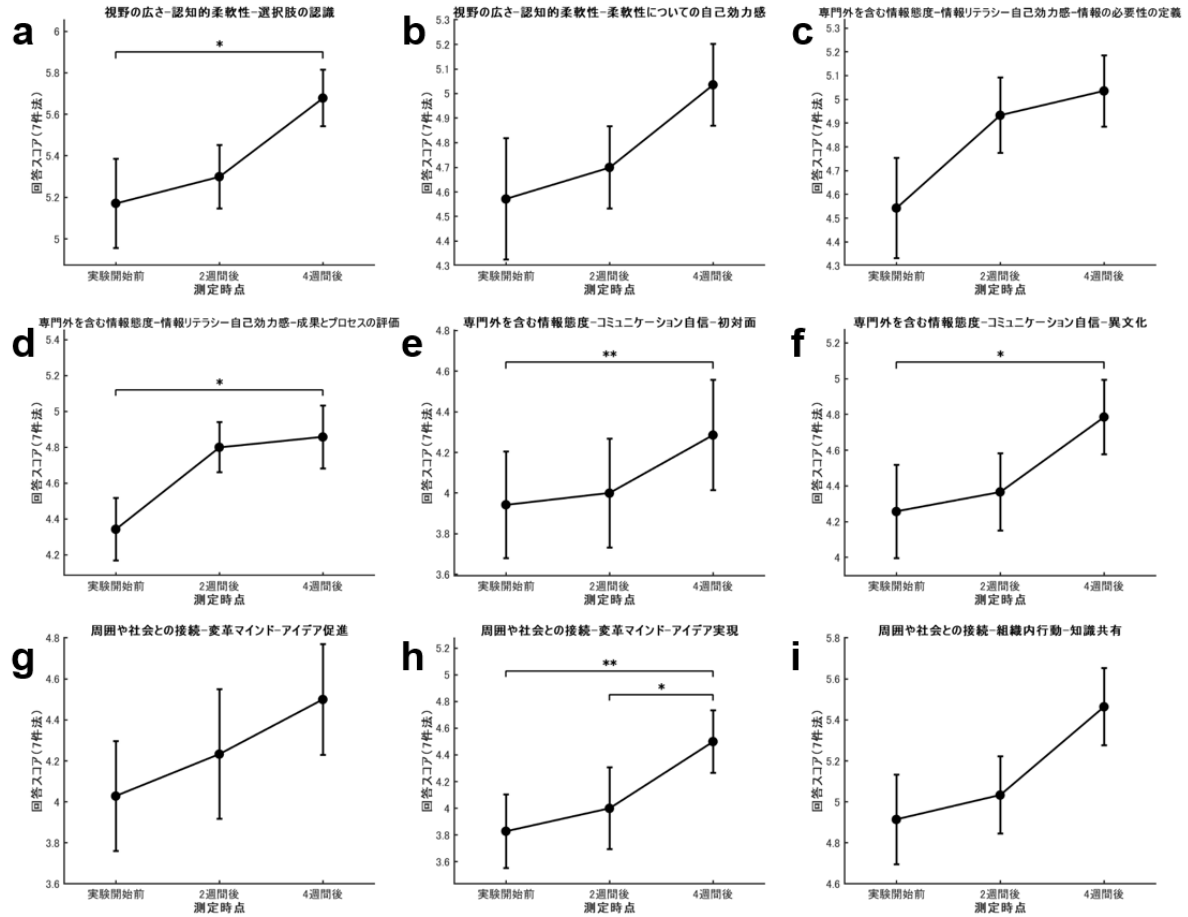


Figure S3 | SERENDIP 利用 4 週間における認知・態度・行動指標の縦断的变化

参加者 25 名を対象に、SERENDIP 利用前（ベースライン）、利用 2 週間後、利用 4 週間後の 3 時点で質問紙調査を実施した。各パネルは、7 件法尺度に基づく平均値（点）と標準誤差（s.e.m.; エラーバー）を示す。

- a. 認知的柔軟性尺度「選択肢の認識」（「どんな状況においても自分には多くの行動の選択肢がある」）：BL = 5.17 → W2 = 5.30 → W4 = 5.68、 $P < 0.01$ 。
- b. 認知的柔軟性尺度「柔軟性についての自己効力感」（「新たな行動に挑戦するために必要なだけの自信を持っている」）：BL = 4.57 → W2 = 4.70 → W4 = 5.04、 $P < 0.05$ 。
- c. 情報リテラシー自己効力感「情報の必要性の定義」（「業務において必要な情報が何であるかを定義することができる」）：BL = 4.54 → W2 = 4.93 → W4 = 5.04、 $P < 0.05$ 。
- d. 情報リテラシー自己効力感「成果とプロセスの評価」（「業務において自分の情報探索プロセスとその成果の質を評価することができる」）：BL = 4.34 → W2 = 4.80 → W4 = 4.86、 $P < 0.05$ 。
- e. 初対面コミュニケーション自信（「新しく知り合った人との会話中、私はとてもリラックスしている」）：BL = 3.94 → W2 = 4.00 → W4 = 4.29、 $P < 0.01$ 。
- f. 異文化コミュニケーション自信（「異なる専門や文化を持つ人との会話でも、たいていとても落ち着きリラックスしている」）：BL = 4.26 → W2 = 4.37 → W4 = 4.79、 $P < 0.05$ 。
- g. 変革マインド「アイデア促進」（「組織のメンバーに革新的なアイデアへの熱意を抱かせようとしている」）：BL = 4.03 → W2 = 4.23 → W4 = 4.50、 $P < 0.05$ 。
- h. 変革マインド「アイデア実現」（「革新的なアイデアを職場環境に体系的に導入しようとしている」）：BL = 3.83 → W2 = 4.00 → W4 = 4.50、 $P < 0.01$ 。
- i. 組織内行動「知識共有」（「有益だと思った情報は、チーム内で紹介するようにしている」）：BL = 4.91 → W2 = 5.03 → W4 = 5.46、 $P < 0.05$ 。

反復測定分散分析では a-i の各指標で時間要因の主効果を評価した。Tukey-Kramer 法による事後比較で BL-W4 間の有意差が確認された指標は a, d, e, f, h であった。

* $P < 0.05$ 、** $P < 0.01$ 。尺度横断の多重比較補正は未実施（探索的解析）。

個人特性と尺度変化量との関連（探索的解析）

対象者の初期特性と尺度変化量との関連を探索的に検討しました。情報源として書籍を利用している群では、非利用群と比べて好奇心に関する変化量が大きい項目がみられました。また、普段の読書量は、仕事への熱意、没頭、自己評価ワークパフォーマンスの変化量と正に関連していました。一方、普段の読書量と実験期間中の記事閲覧数との間には有意な相関は認められませんでした。これらは個人特性と変化量との関連を示す探索的所見であり、正式なモデレーション分析による交互作用効果を示すものではありません。

また、年齢階級が低い参加者ほど、知識共有および組織志向に関する変化量が大きい関連が認められました。

情報源としての書籍の利用有無：利用群 9 名、非利用群 19 名

- 歓喜的探索 (Figure S4a) : $P = 0.0201$ (利用群 = 0.556, 非利用群 = -0.263)
- 欠乏的感受性 (Figure S4b) : $P = 0.0118$ (利用群 = 1.33, 非利用群 = -0.316)
- 社会的好奇心 (Figure S4c) : $P = 0.0420$ (利用群 = 0.556, 非利用群 = -0.0526)

月平均の読書量

- 熱意 (Figure S4d) : 有意な正の相関 ($\rho = 0.421, P = 0.0287$)
- 没頭 (Figure S4e) : 有意な正の相関 ($\rho = 0.437, P = 0.0227$)
- 自己評価ワークパフォーマンス (Figure S4f) : 有意な正の相関 ($\rho = 0.515, P = 0.00598$)

年齢階級

- 知識共有 (Figure S4g) : 有意な負の相関 ($\rho = -0.378, P = 0.0474$)
- 組織志向 (Figure S4h) : 有意な負の相関 ($\rho = -0.504, P = 0.00620$)

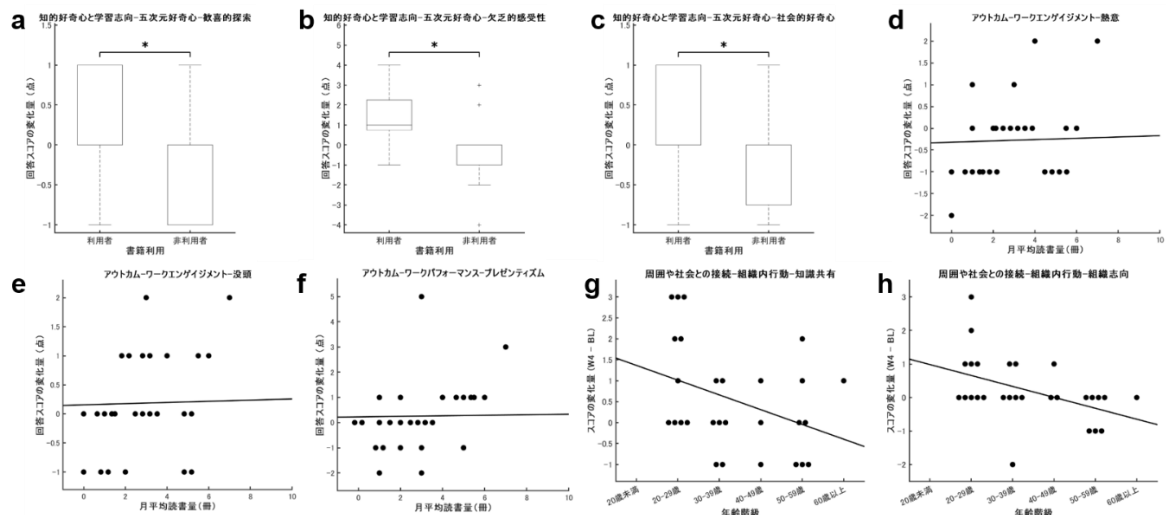


Figure S4 | 個人特性と尺度変化量との関連（探索的解析）

- 情報源としての書籍利用者における好奇心「歓喜的探索」の変化（「馴染みのない分野を学ぶことは楽しい」）
 - 情報源としての書籍利用者における好奇心「欠乏的探索」の変化（「答えがわからないと休まらないため、ひとつの問題に何時間も費やすことがある」）
 - 情報源としての書籍利用者における好奇心「社会的的好奇心」の変化（「人々がなぜそのように行動するのかを考えることを好む」）
- a-c では書籍利用群と非利用群の変化量に群間差が観察された（exact P は本文参照）。これらは探索的な群間比較である。
- 月平均の読書量とアウトカム「熱意」の関連（「仕事に熱心に取り組んでいる」）
 - 月平均の読書量とアウトカム「没頭」の関連（「つい夢中になって仕事をしている」）
 - 月平均の読書量とアウトカム「プレゼンティズム」の関連（「過去2週間(14日間)の間の勤務日におけるあなたの総合的なパフォーマンスは優れている」）

d-f では月平均の読書量と各変化量との正の Spearman 順位相関が観察された（exact P は本文参照）。g, h では年齢階級と組織内行動の変化量との負の相関が観察された。

これらは個人特性と変化量との探索的関連であり、交互作用項を用いた正式なモデレーション分析ではない。尺度横断の多重比較補正は未実施。

閲覧数との相関関係

尺度変化量と記事の総閲覧数との相関分析では、総閲覧記事数が多い参加者ほど、専門外情報の認知負荷の変化量が低く、知識共有および自己評価ワークパフォーマンスの変化量が高い関連が認められました。これらは閲覧量と尺度変化量の観察的な関連であり、閲覧数を増やすことによる因果効果を示すものではありません。

- 専門外情報の認知負荷（Figure S5a）：有意な負の相関が確認されました（ $\rho = -0.527, P = 0.0040$ ）
- 知識共有（Figure S5b）：有意な正の相関が確認されました（ $\rho = 0.424, P = 0.0247$ ）。

- 自己評価ワークパフォーマンス（Figure S5c）：有意な正の相関が確認されました（ $\rho = 0.484$, $P = 0.0090$ ）。

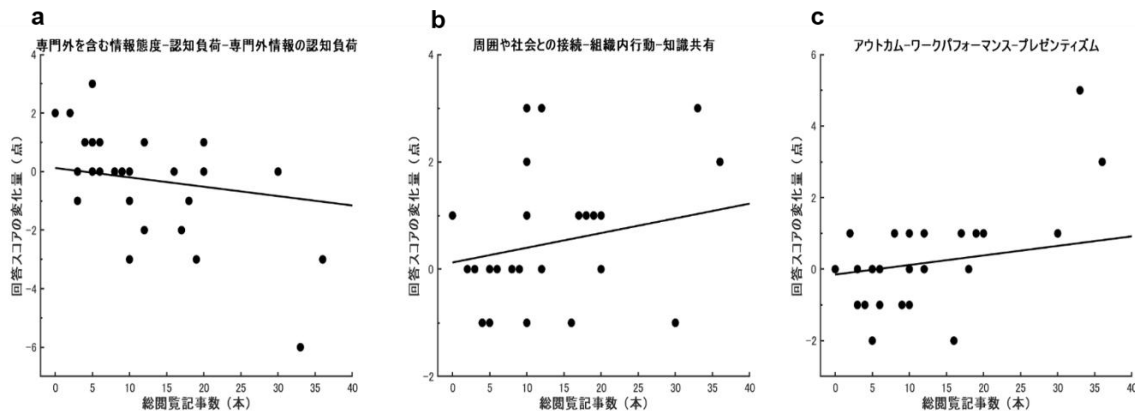


Figure S5 | SERENDIP の総閲覧記事数と 4 週間の尺度変化量との関連

参加者ごとの総閲覧記事数（本）と、SERENDIP 利用前（BL）から利用 4 週間後（W4）までの各指標の変化量（W4 - BL）との関連を示す（ $n = 28$ ）。各点は参加者 1 名を表す。実線は可視化のための最小二乗回帰直線であり、統計的推論は両側 Spearman 順位相関に基づく。

- a. 専門外情報の認知負荷： $\rho = -0.527$, $P = 0.0040$ 。閲覧数が多いほど認知負荷の変化量が低い関連が認められた。
- b. 知識共有： $\rho = 0.424$, $P = 0.0247$ 。
- c. 自己評価ワークパフォーマンス： $\rho = 0.484$, $P = 0.0090$ 。閲覧数が多いほど変化量が高い関連が認められた。これらは閲覧量と尺度変化量との観察的な関連であり、閲覧量を増やすことによる因果効果を示すものではない。尺度横断の多重比較補正は未実施（探索的解析）。

費用と自己報告ワークパフォーマンス変化の記述的比較（参考）

総閲覧記事数と自己報告ワークパフォーマンスの変化量との観察的関連から、SERENDIP の月間平均配信数である 17 本を閲覧した場合の変化量を参考値として外挿し、既存の介入施策で報告された値と記述的に並べました（Table S3）。17 本閲覧時のモデル上の予測変化量は尺度幅の約 7.6%に相当しますが、これは観察データに基づく外挿であり、17 本の閲覧によってワークパフォーマンスが 7.6%改善するという因果効果を意味しません。また、比較対象は研究デザイン、対象集団、評価尺度、費用の算定範囲が異なるため、正式な ROI 比較として解釈することはできません。

Table S3 費用と報告されたパフォーマンス関連指標の記述的比較（参考）

施策アプローチ	主な介入内容	一人当たりの月額	報告された改善率・予測変化（参考）	費用当たり改善率（参考指標）
SERENDIP （月間配信 17 本を閲覧した場合）	平日週 4 回、1 本 10 分のダイジェスト	1,000 円	単回帰モデルによる予測値：尺度幅の約 7.6% 効果量 $d = 0.318$	7.1
SERENDIP （本実験の対象者集団）	記事を自発的に閲覧	1,000 円	対象者集団の記述値：尺度幅の約 2.9% 効果量 $d = 0.120$	2.9
不眠症に対するデジタル認知行動療法 ²⁶	不眠症患者を対象に、6 週間にわたり週 1 回 20 分の講習、個別プログラムを実行	約 10,000 円	約 15.4%改善 効果量 $d = 0.64$	1.54
マインドフルネス認知療法 ²⁷²⁸	8 週間にわたり週 1 回 2 時間のセッション、毎日 30～60 分の瞑想を実行	約 10,800 円	約 11.4%改善 効果量 $d = 0.57$	1.06
企業 B の健康経営施策 ²⁹		約 525 円	約 1.5%改善	2.86
企業 C の健康経営施策 ³⁰	健康診断、健康リテラシー教育、運動・	約 1,150 円	約 1.0%改善	0.87
企業 D の健康経営施策 ³¹	食生活・睡眠改善などの施策	約 1,490 円	約 2.8%改善	1.88
企業 E の健康経営施策 ³²		約 2,090 円	約 0.4%改善	0.19

注：本表は異なる研究・施策の公表値を記述的に並べた参考比較です。対象集団、アウトカム尺度、研究デザイン、費用の定義が異なるため、施策間の優劣や正式な投資対効果（ROI）を示すものではありません。

結果を踏まえた探索的概念モデル

事前に設定した仮説モデルと得られた探索的結果を対照し、今後検証すべき概念的な関係を整理しました（Figure S6）。

対象者全体では、「視野の広さ」「専門外を含む情報態度」「組織内での変革」に含まれる複数の自己報告指標で時間に伴う得点上昇が観察されました。一方、「知的好奇心」「組織外への接続」「総合的アウトカム」では、対象者全体として一貫した変化は確認されませんでした。

総閲覧記事数との関連を検討すると、閲覧数が多い参加者ほど、専門外情報への認知負荷の低下、知識共有、自己報告ワークパフォーマンスの変化量が大きい関連が認められました。これらの所見は継続的な利用量と認知・行動指標の変化が関連する可能性を示しますが、閲覧量の因果効果を示すものではありません。

また、書籍利用の有無、普段の読書量、年齢階級と一部の尺度変化量との関連が探索的に認められました。これらの個人差については、より大きなサンプルを用いた事前仮説に基づく検証が必要です。

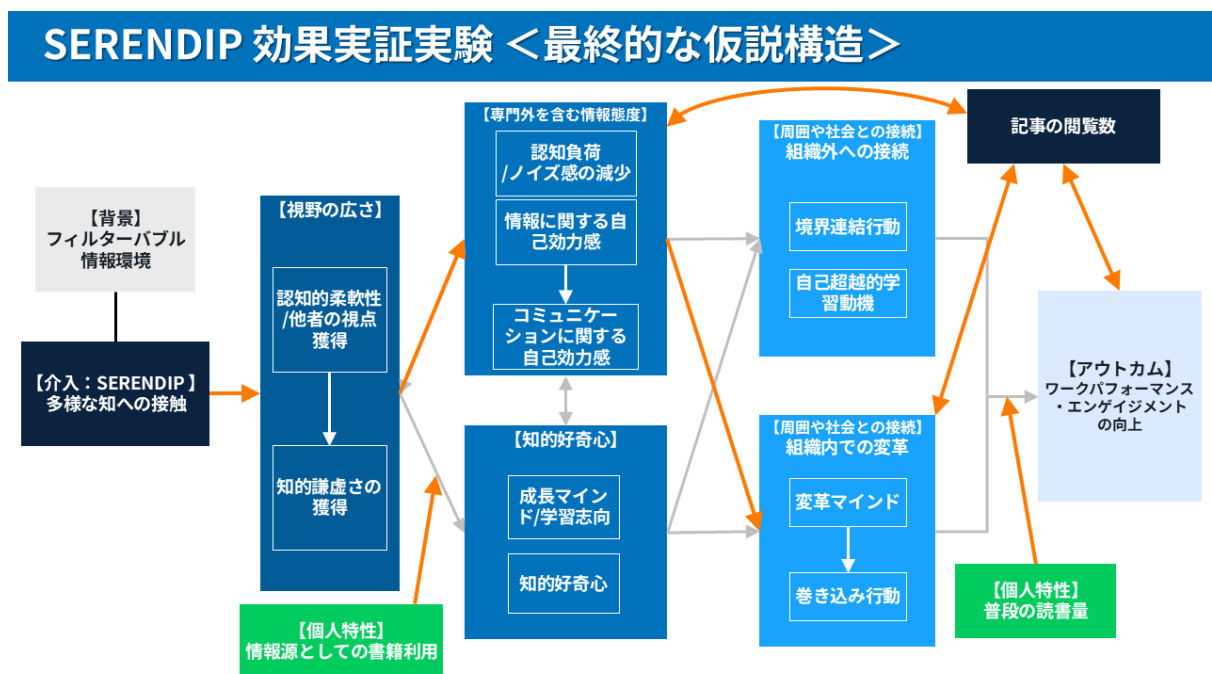


Figure S6 結果を踏まえた探索的概念モデル（矢印は今後検証すべき仮説的關係を示し、媒介効果または因果関係を統計的に検証したものではない）

研究の限界

本研究は単一企業の従業員を対象とした小規模な単群の前後比較であり、無作為化された対照群を設けていません。また、主要なアウトカムは自己報告尺度であり、参加者は公募による自己選択サンプルです。閲覧記事数は無作為に割り付けられていないため、閲覧量と尺度変化量の相関から因果関係を推論することはできません。さらに、複数の尺度項目を探索的に検定しており、尺度横断の多重比較補正は実施していません。追跡期間も4週間と短いため、結果の再現性、持続性、他組織への一般化可能性については、より大規模な対照研究で検証する必要があります。

参考文献

1. Eg, R., Tønnesen, Ö. D., & Tennfjord, M. K. (2023). A scoping review of personalized user experiences on social media: The interplay between algorithms and human factors. *Computers in Human Behavior Reports*, 9, 100253.
2. Head, A. J., Fister, B., & MacMillan, M. (2020). Information Literacy in the Age of Algorithms: Student Experiences with News and Information, and the Need for Change. *Project Information Literacy*.
3. Gigerenzer, G., & Brighton, H. (2009). Homo heuristics: Why biased minds make better inferences. *Topics in Cognitive Science*, 1(1), 107–143.
4. Fischer, P., & Greitemeyer, T. (2010). A new look at selective-exposure effects: An integrative model. *Current Directions in Psychological Science*, 19(6), 384–389.
5. Geschke, D., Lorenz, J., & Holtz, P. (2019). The triple-filter bubble: Using agent-based modelling to test a meta-theoretical framework for the emergence of filter bubbles and echo chambers. *British Journal of Social Psychology*, 58(1), 129–149.
6. Zhao, S., Jiang, Y., Peng, X., & Hong, J. (2021). Knowledge sharing direction and innovation performance in organizations: do absorptive capacity and individual creativity matter? *European Journal of Innovation Management*, 24(2), 371–394.
7. 三宅香帆. (2024). 『なぜ働いていると本が読めなくなるのか』 集英社.
8. Sweeny, K., Melnyk, D., Miller, W., & Shepperd, J. A. (2010). Information avoidance: Who, what, when, and why. *Review of General Psychology*, 14(4), 340–353.
9. Martin, M. M., & Rubin, R. B. (1995). A new measure of cognitive flexibility. *Psychological Reports*, 76(2), 623–626.
10. 日道俊之, 小山内秀和, 後藤崇志, 藤田弥世, 河村悠太, & 野村理朗. (2017). 日本語版対人反応性指標の作成. *心理学研究*, 88(1), 61–71.
11. Krumrei-Mancuso, E. J., & Rouse, S. V. (2016). The development and validation of the comprehensive intellectual humility scale. *Journal of Personality Assessment*, 98(2), 209–221.
12. Kashdan, T. B., Disabato, D. J., Goodman, F. R., & McKnight, P. E. (2020). The Five-Dimensional Curiosity Scale Revised (5DCR): Briefer subscales while separating overt and covert social curiosity. *Personality and Individual Differences*, 157, 109836.
13. Litman, J. A., & Spielberger, C. D. (2003). Measuring epistemic curiosity and its diversive and specific components. *Journal of Personality Assessment*, 80(1), 75–86.
14. Sigmundsson, H., & Haga, M. (2024). Growth mindset scale: Aspects of reliability and validity of a new 8-item scale assessing growth mindset. *New Ideas in Psychology*, 75, 101112.

15. VandeWalle, D. (1997). Development and validation of a work domain goal orientation instrument. *Educational and Psychological Measurement*, 57(6), 995–1015.
16. Denovan, A., & Dagnall, N. (2019). Development and evaluation of the chronic time pressure inventory. *Frontiers in Psychology*, 10, 2717.
17. Kurbanoglu, S. S., Akkoyunlu, B., & Umay, A. (2006). Developing the information literacy self-efficacy scale. *Journal of Documentation*, 62(6), 730–743.
18. McCroskey, J. C. (2005). *An introduction to rhetorical communication* (9th ed.). Prentice Hall.
19. Neuliep, J. W., & McCroskey, J. C. (1997). The development of intercultural and interethnic communication apprehension scales. *Communication Research Reports*, 14(2), 145–156.
20. Steger, M. F., Dik, B. J., & Duffy, R. D. (2012). Measuring meaningful work: The work and meaning inventory (WAMI). *Journal of Career Assessment*, 20(3), 322–338.
21. Yeager, D. S., Henderson, M. D., Paunesku, D., Walton, G. M., D'Mello, S., Spitzer, B. J., & Duckworth, A. L. (2014). Boring but important: a self-transcendent purpose for learning fosters academic self-regulation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 107(4), 559–580.
22. Marrone, J. A., Tesluk, P. E., & Carson, J. B. (2007). A multilevel investigation of antecedents and consequences of team member boundary-spanning behavior. *Academy of Management Journal*, 50(6), 1423–1439.
23. Janssen, O. (2000). Job demands, perceptions of effort-reward fairness and innovative work behaviour. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 73(3), 287–302.
24. Schaufeli, W. B., Bakker, A. B., & Salanova, M. (2006). The measurement of work engagement with a short questionnaire: A cross-national study. *Educational and Psychological Measurement*, 66(4), 701–716.
25. World Health Organization. (2013). WHO Health and Work Performance Questionnaire (Japanese version) (K. Miyaki, Trans.). Harvard Medical School, Department of Health Care Policy.
26. Bostock, S., Luik, A. I., & Espie, C. A. (2016). Sleep and productivity benefits of digital cognitive behavioral therapy for insomnia: a randomized controlled trial conducted in the workplace environment. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 58(7), 683–689.
27. Kosugi, T., Ninomiya, A., Nagaoka, M., Hashimoto, Z., Sawada, K., Park, S., et al. (2021). Effectiveness of mindfulness-based cognitive therapy for improving subjective and eudaimonic well-being in healthy individuals: a randomized controlled trial. *Frontiers in Psychology*, 12, 700916.
28. Nagaoka, M., Koreki, A., Kosugi, T., Ninomiya, A., Mimura, M., & Sado, M. (2023). Economic evaluation alongside a randomized controlled trial of mindfulness-based cognitive therapy in healthy adults. *Psychology Research and Behavior Management*, 16, 2767–2785.
29. 株式会社ベネフィット・ワン. (2025). 健康経営への取り組み. <https://corp.benefit-one.co.jp/sustainability/kenkokeiei/>
30. メディケア生命保険株式会社. (2025). 健康経営への取り組み. <https://medicarelife.com/company/data/kenko/>
31. ネットワンシステムズ株式会社. (2026). 健康経営方針・推進体制について. <https://www.netone.co.jp/sustainability/esg/social/health-management/>
32. 株式会社エムティーアイ. (2025). エムティーアイの健康経営の取り組み. https://www.mti.co.jp/?page_id=21557