

インターネット上の匿名他者のコメントによる社会的影響

—Yahoo! ニュースと YouTube のコメント機能に着目した実験的検討—

研究代表者
共同研究者

井川 純一
中西 大輔

東北学院大学大学院人間情報学研究科 教授
広島修道大学健康科学部 教授

1 研究背景

本研究で着目するコメント機能は、配信者（記者や動画投稿者など）が Web 上にアップロードしたコンテンツに対して、ユーザーが意見や感想などのリアクションを返す機能である。インターネットの双方向性によってこれまでのテレビや紙媒体を通じた受動的な情報収集だけでなく、ユーザーは情報の提供にも積極的に参加することができるようになった（Chung, & Yoo, 2008）。その中でもコメント機能は、自身でコンテンツを作成しなくても、他者が用意したコンテンツに対して反応するだけで、他のユーザーに対して付加的な情報を発信、拡散できる機能であり、動画投稿サイトやオンラインニュースサイト等において活発に使用されている。

消費者研究においては、オンラインショッピングにおけるコメントや口コミがそれを目にしたユーザーの製品やブランドに対する態度を変容させることが示されている（*e. g.*, Riegner, 2007）。また、オンラインニュースを対象とした調査においても投稿されたコメントが他のユーザーの態度に影響を与えることも明らかになっている（Lee, & Jang, 2010）。以上の結果は、ネット上のコメント機能がユーザーの態度変容に一定の影響を及ぼしている可能性を示唆している。Suler（2004）によれば、オンライン空間においては、人々は対面での行動とは異なり、よりオープンに自分を表現するようになる。Online Disinhibition Effect と名付けられたこの現象は、他者にポジティブな影響を与える良性的脱抑制と、ヘイトやネガティブ情報の拡散などの悪性的脱抑制に分類される。コメント機能においては、興味のある記事や、面白い動画を閲覧した際の称賛コメントなどが前者、炎上や過激な言動、アジェーションなどが後者に当たるだろう。同じ内容のコンテンツであっても、それに対してユーザーから付けられたコメントが良性的脱抑制と悪性的脱抑制かによって他のユーザーへの影響も異なってくることも知られている。例えば、予め操作（ポジティブ、ネガティブ）した講師への口コミをネット上で参照させ、その後同一の講義動画を視聴させた実験においても、匿名のコメントが動画への評価に影響を与えていることも示されている（Edwards, Edwards, Qing, & Wahl, 2007）。この結果からは、ユーザーによる自由なコメントの投稿やその閲覧が常に有益な効果をもたらすとは限らないことがわかる。一方、日本においてはコメントの影響力に関する研究はこれまであまり行われてこなかった。

そこで、本研究では匿名コメントがユーザーに与える影響について社会心理学的観点から検討した。研究 1 においては、コメントを投稿、閲覧するユーザーの心理プロセスについて着目した 4 つの Web 調査（研究 1-1 から 1-4）、研究 2 では、ユーザーがコメントからどの程度影響を受けるのかに着目した 4 つの Web 実験（研究 2-1 から 2-4）を行った。これまでの対面型コミュニケーション（FTF: Face To Face Communication）で明らかとなっている知見を元に CMC（Computer-Mediated Communication）における社会的影響について明らかにすることが目的である。なお、すべての調査及び実験は予め東北学院大学人間対象研究審査の審査及び承認を受けて行った。

2 【研究 1】コメント機能を利用するユーザーの心理

2-1 研究 1-1 オンラインのコメント機能に関する尺度作成の試み: YouTube ユーザーを対象とした探索的検討

（1）調査の概要

インターネット上のコメント機能は、動画投稿サイトやニュースサイト等において多くのユーザーによって活発に利用されている。一方、我が国におけるこれらのコメント機能の利用実態は明らかになっていない。

そこで研究 1-1 では、若者に多く利用されている YouTube を題材として、コメント機能に関連した尺度の開発を行った。まず、予備調査においてコメント動機尺度、非コメント理由尺度、コメント閲覧動機尺度、コメント非閲覧理由尺度原案を作成し、大学生 228 名を対象とした本調査において尺度と利用実態との関係について検討した。コメント機能の利用状況を確認したところ、コメント投稿者 30 名に対し非コメント者は 198 名、コメント閲覧者 198 名に対し非閲覧者は 30 名であり、ユーザーの多くがコメント機能を閲覧のためだけに利用していることが明らかとなった。十分なサンプルサイズの得られた非コメント理由及びコメント閲覧動機尺度について探索的因子分析を行った結果、非コメント理由尺度では、匿名性、自信のなさ、批判忌避、コメント主嫌悪、無駄、コメント閲覧動機尺度では、知識探求、魅力再発見、娯楽、自己査定、効率的情報収集のそれぞれ 5 因子が抽出された。それぞれの因子得点とコメント閲覧頻度及びコメント機能への満足度との関係について検討したところ、コメント閲覧者は魅力再発見、娯楽のためにコメントを閲覧する傾向が明らかとなった。また、知識探求のためにコメントを利用している場合には、YouTube のコメント機能への満足度が低くなっていた。今後、作成した尺度を発展させ、ニュースサイトやその他のプラットフォームにおけるコメントの利用状況について明らかにすることが期待される。

(2) 目的

研究 1-1 ではネット上のコメント機能に関する尺度（コメント動機尺度、コメント閲覧動機尺度、非コメント理由尺度、コメント非閲覧理由尺度）の開発を目的とした調査を行った。

(3) 方法

予備調査 YouTube 視聴歴のある大学生、大学院生合計 17 名をコメント経験者、コメント未経験者、コメント閲覧者、コメント非閲覧者の 4 グループに分類し、ブレインストーミング法を用いて、それぞれの動機、理由に関して箇条書きで記載を求めた。収集したデータは、他グループメンバーによって意味的にまとまりのある項目に分類集約した。その後、これらの分類を参考にしながら著者 2 名による集中討議によって質問項目原案を作成し、原案は大学生 5 名によって大学生にとってわかりやすい文章となるように再校正された。

手続き 調査は東北地方の私立大学に所属する調査参加者は 2023 年 5 月に以下の質問票に Web 上でアクセスし回答した（調査回答時間は 10 分程度）。調査参加者（228 名（男性 133 名、女性 94 名、その他・答えたくない 1 名、平均 19.17 歳）は、個人属性に関連する質問に回答後に、分岐質問（コメントありなし / コメント閲覧ありなし）の回答に応じて以下の 2 つの尺度に回答した。

質問票 性別、年齢及び 1 週間に YouTube を視聴する時間（週間視聴時間）、視聴デバイス（1: PC, 2: iPhone, 3: iPad, 4: Android スマホ, 5: Android タブレット, 6: その他）、コメント機能に対する満足度（「1: 非常に不満」「2: やや不満」「3: どちらでもない」「4: やや満足」「5: 非常に満足」の 5 件法）、アカウント登録の有無について回答を求めた。

コメントに関連する尺度 上述の分岐質問に回答に応じて、コメント者には、コメント動機尺度（29 項目）、非コメント者には、非コメント理由尺度（25 項目）、コメント閲覧者には、コメント閲覧動機尺度（22 項目）、コメント非閲覧者には、非閲覧理由尺度（22 項目）に回答してもらった。それぞれ「YouTube の動画にコメントを（する / しない、閲覧する / 閲覧しない）理由についての以下の文章を読み、あなたがどの程度当てはまるかどうかを回答してください。」と教示し、「1: 全く当てはまらない」「2: あまり当てはまらない」「3: どちらでもない」「4: やや当てはまる」「5: 非常に当てはまる」の 5 件法で回答を求めた。なお、すべての質問項目の呈示順序はランダム化している。

(4) 主要な結果と考察

ユーザーはなぜコメントを投稿しないのか？ YouTube ユーザーを対象とした本調査においては、コメントについて、「たまにある」もしくは「よくある」と回答したコメント者は、全体の 13.16%に留まっていた。この結果からは、ユーザーにとってコンテンツにコメントをすることには心理的ハードルが高いことがわかる。非コメント理由尺度の探索的因子分析を行った結果、ユーザーがコメントを残さない理由として、匿名性、自信のなさ、批判忌避、無駄、コメント主嫌悪などの因子が抽出された。匿名性、自信のなさ、無駄などは、単項目でコメント機能を使用しない理由を収集した Springer et al. (2015) と類似していた一方で、批判忌避、コメント主嫌悪などについては本研究で新たに抽出された因子であり、コメント者とコメント閲覧者に分類してコメント機能を利用しない理由を検討した結果、非コメント理由を精緻に測定できる尺度が開発できたといえる。

コメント機能への満足度を従属変数とした重回帰分析においては、匿名性が満足度を高める一方、批判忌

避やコメント主嫌悪は満足度を減少させることが明らかとなった。この結果は、時間の無駄という感覚や、コメントの質への不満が満足度を下げている **Springer et al. (2015)** とは異なっており、**YouTube** においてコメントをしない層は、コメントをすることに批判のリスクを感じると同時に、気軽にコメントする層に対して嫌悪感を抱いていることがわかる。これらの違いがプラットフォームによる違いなのか、欧米と日本との文化的差異なのかについては今後の研究の蓄積が期待される。

ユーザーはなぜコメントを閲覧するのか？ 次に、コメントを閲覧する人数を確認したところ、コメントを閲覧することが「たまにある」もしくは「よくある」としたコメント閲覧者が多数認められた (86.84%)。コメントやコメント主に対する嫌悪感が満足度を下げながらも、コメントを閲覧してしまうというある種矛盾した行動が示されていることがわかる。コメント閲覧動機尺度の探索的因子分析によって抽出された因子のうち、知識探求、魅力再発見、効率的情報収集は **Springer et al. (2015)** における認知的次元をより精緻に測定したものであると言える。また、社会的交流や個人的アイデンティティの次元は自己査定として、コメント閲覧者にとってより自然な形で抽出されたと考えられる。一方、効率的情報収集は、先行研究においては想定されていなかった因子であり、オンラインニュースに対するコメントのみを対象とした先行研究よりも、コメント閲覧動機を幅広く測定できる尺度が開発できた。

コメント機能への満足度を従属変数とした重回帰分析においては、知識探求を動機とする場合にはコメント機能への満足度が下がり、逆に魅力再発見を動機とする場合には満足度が上がることがわかる。この結果は、オンラインニュースを対象とした先行研究とは異なっており、**YouTube** のコメント機能は新たな知識というよりもむしろ、コンテンツの他の魅力や他者の意見を把握するために利用されている可能性を示唆する。この結果は、魅力再発見及び娯楽などの動機がコメント閲覧頻度を高めていることとも整合的であろう。

研究 1-1 についてはすでに刊行済である。その他の情報も含め詳細は当該論文を参照のこと。

2-2 研究 1-2 オンラインのコメント機能の利用動機に関する研究: **YouTube** 及び **Yahoo!ニュース** ユーザーを対象とした探索的検討

(1) 調査の概要

研究 1-1 で作成した尺度を用いて、クラウドワークス社の登録ワーカーを対象とした調査を行った。**YouTube** ($N=879$) 及び **Yahoo!ニュース** ユーザー ($N=870$) を対象に、コメント機能の利用状況を 4 つの尺度 (コメント投稿・閲覧動機、非投稿・閲覧理由) を用いて調査した結果、両プラットフォームに共通して、コメント投稿者が非常に少ない一方で、多数のユーザーがコメントを閲覧していること、コメント投稿者は、他のユーザーに自らの意見をアピールするため、閲覧者は他者の意見の確認やひまつぶしのためにコメント機能を利用する頻度が大きくなった。また、コメント投稿者への嫌悪やコメントへの苛立ちがコメント機能への満足度を下げ、投稿や閲覧を妨げていることなども明らかとなった。プラットフォーム間の比較を行ったところ、コメント動機においては、**Yahoo!ニュース** のほうが、あらしや匿名性、**YouTube** では、他のユーザーとのつながりが大きくなり、閲覧動機においては、**Yahoo!ニュース** のほうがコメント投稿者への嫌悪、批判忌避、コメントに対する苛立ちの得点が高くなった。コンテンツの特徴に応じてコメント機能の利用状況も異なっていることが示唆された。

(3) 目的

研究 1-2 の目的は、研究 1-1 で作成したコメント機能 (投稿・閲覧) の利用動機尺度及び非利用理由に関する 4 つの尺度の妥当性を確認し、これらの利用動機が投稿・閲覧頻度にどのような影響を与えているかを検討することであった。また、それらの尺度とコメント機能への満足度の関係についても検討することで、ユーザーがコメントを利用するもしくは利用しない理由についても探索的に検討した。

(4) 方法

手続き 調査は 2023 年 5 月に Web 調査法 (オンラインクラウドソーシングサイトクラウドワークス (Crowd Works) において「**Yahoo!ニュース** を読んでいる人」及び「**YouTube** 動画を視聴している人」それぞれ 900 名を募集) で行った。調査参加者はまず年齢、性別等の基本属性、プラットフォームの利用状況に関する以下の質問項目に回答した。その後、後述する分岐質問に応じてコメント投稿及び閲覧頻度、コメント投稿動機尺度、非投稿理由尺度、コメント閲覧動機尺度、非閲覧理由尺度の質問項目に回答した。最終的な分析対象者は、**Yahoo! ニュース** 870 名、**YouTube** 879 名であった。

分岐質問 「あなたは、(**YouTube** / **Yahoo!ニュース**) を (視聴して / 読んで) (それに対しコメントすること / コメントを閲覧すること) がありますか?」と尋ね、「1: 一度もない」、「2: ほとんどない」、

「3: たまにある」, 「4: よくある」の4件法で尋ねた。1及び2を非投稿者, 非閲覧者とし, 3及び4をコメント投稿者, コメント閲覧者とした。コメント投稿者には, コメント投稿頻度(「あなたがコメントする確率はどのくらいでしょうか?(視聴した動画 / 読んだ記事)の0%から100%で回答してください」), コメント閲覧者には, コメント閲覧頻度(あなたがコメントを読む確率はどのくらいでしょうか?(視聴した動画 / 読んだ記事)の0%から100%で回答してください」と質問し回答を求めた。

コメント機能に関連する尺度 分岐質問に応じてコメント投稿者は, コメント投稿動機尺度(29項目), 非投稿者は, 非投稿理由尺度(25項目), コメント閲覧者は, コメント閲覧動機尺度(22項目), 非閲覧者は, 非閲覧理由尺度(22項目)合計2つの尺度に誘導された。それぞれ「(YouTubeの動画 / Yahoo!ニュースの記事にコメントを(する / しない, 閲覧する / 閲覧しない)理由についての以下の文章を読み, あなたがどの程度当てはまるかどうかを回答してください。」と教示し, 「1: 全く当てはまらない」「2: あまり当てはまらない」「3: どちらでもない」「4: やや当てはまる」「5: 非常に当てはまる」の5件法で回答を求めた。なお, すべての質問項目の呈示順序はランダム化している。

(5) 主要な結果1(コメント投稿者の動機)

Yahoo! ニュースのコメント者58名, YouTubeのコメント者153名に対する調査の結果, 平均コメント頻度は前者が15.08($SD=19.72$)%, YouTubeで18.37(19.70)%であった。尺度の探索的因子分析の結果, コメント動機尺度は, 「自分なりの解釈を他のユーザーに伝えたいから」などの質問項目からなるユーザーつながり, 「(動画投稿者 / ニュース記者)と仲良くなりたいから」などからなる配信者つながり($\alpha=.88$), 「(動画 / 記事)にイライラするから」なるクレーム($\alpha=.89$), 「コメントを書いたのが誰かばれないから」からなる匿名性($\alpha=.88$)が抽出された。非コメント動機尺度は, 「批判されるのが嫌だから」からなる批判忌避($\alpha=.86$), 「ネット上に履歴を残したくないから」からなる個人情報($\alpha=.82$), 「自分の意見に自信がないから」からなる自信なし($\alpha=.74$), 「コメントしている人を見ると不愉快だから」からなるコメント嫌悪($\alpha=.81$), 「コメントするメリットがないから」からなる無駄($\alpha=.75$)が抽出された。上述の尺度得点についてコンテンツ間の比較を行ったところ, コメント動機はクレーム, 匿名性でYahoo! ニュースの方が大きく, 配信者つながりはYouTubeの方が有意に大きくなった。非コメントにおいては, 批判忌避, コメント嫌悪, 無駄においてYahoo!の方が有意に大きくなった。Yahoo!利用者はクレームのためにコメントを行い, YouTube利用者は, 配信者とのつながりを求めていることがうかがえる。また, コメントをしない理由を確認したところ, Yahoo!においてコメント機能に対してネガティブな印象を持たれがちであることが明らかとなった。

(6) 主要な結果2(コメント閲覧者の動機)

Yahoo! ニュースのコメント閲覧者693名, YouTubeのコメント閲覧者755名に対する調査の結果, 平均閲覧頻度はYahoo!ニュースが52.45($SD=28.44$)%, YouTubeで50.42(29.41)%であった。尺度の探索的因子分析を行なったところ, コメント閲覧動機尺度は, 「自分の知識の幅を広げたいから」などの質問項目からなる魅力再発見($\alpha=.84$), 「他の人も自分と同じ感想を思っているか確認したいから」などからなる自己査定($\alpha=.86$), 「他の人の解釈や考察を知りたいから」からなる他者意見($\alpha=.76$), 「コメントを読めば, 効率的に(動画 / 記事)の内容がわかるから」からなる効率的知識($\alpha=.85$), 「暇つぶしになるから」からなる娯楽($\alpha=.68$)が抽出された。非閲覧尺度は, 「不快なコメントを見たくないから」からなる不快($\alpha=.89$), 「コメントを読むのは時間の無駄だから」からなる無駄($\alpha=.83$), 「自分の意見に自信がないから」からなる自信なし($\alpha=.74$), 「コメント機能の使い方が良くわからないから」からなるインターフェース($\alpha=.81$)が抽出された。コンテンツの差を比較を行ったところ, コメント閲覧動機の魅力再発見, 効率的知識でYouTube, 他者意見ではYahoo! ニュースで有意に大きくなった。調査1-3の結果からは利用者の多くがコメントを閲覧していることが浮き彫りとなった。コメント閲覧頻度との関係を確認したところ, 両コンテンツともに, 他者の意見を知ったり娯楽のためにコメントを閲覧している一方で, 現在のコメント機能はそれらのニーズを満たしていないことが示唆された。

(7) 考察

研究1-2においては, 研究1-1で作成したコメント機能の利用動機(コメント投稿・コメント閲覧動機)及びコメント機能を利用しない理由(非投稿・非閲覧理由)に関する尺度について複数のプラットフォームにおいて十分なサンプルサイズを用いて検討することができた。これらの尺度は本研究で対象としているオンラインニュースや動画以外にも, 漫画や映画, オンラインショッピングの口コミなど様々な場面で応用可能である。今後多くのプラットフォームを対象とした調査の蓄積が期待される。

コメント機能の利用状況を確認したところ、両プラットフォームともにコメント投稿者は非常に少ないものの、多数のユーザーがコメントを閲覧していること、コメント投稿者は、他のユーザーに自らの意見を伝えたいという動機が強く、コメント閲覧者は他者の意見の確認及び、ひまつぶしのためにコメントを閲覧する傾向が認められた。この結果からも一部の「他のユーザーに自らの意見を伝えたい」人のコメントを多くのユーザーが「他者の意見を参照するため」に利用しているという構造が浮き彫りとなった。一方、「あらし」や「気持ち吐き出し」などのネガティブな動機はコメント者の投稿頻度を高めていなかった。この結果は、一部の過激なユーザーを対象とした先行研究とは一致しない。一般のユーザーは想定よりもコメント機能をポジティブな動機で利用していると言えるのかもしれない。

コメント機能を利用しない理由についてコメント機能への満足度を踏まえて検討したところ、コメント投稿者に対する嫌悪感、コメントへの苛立ち、批判への恐怖が影響していることが示唆された。CMC では、ユーザー同士の不平等が小さくなり (Dubrovsky, Kiesler, & Sethna, 1991), 組織や社会の境界を越えたコミュニケーションが多くなる (Sproull, & Kiesler, 1986) というメリットも存在するため、多くのプラットフォームにおいては、コメント機能の健全な利用に向けてさまざまな試行錯誤が行われている。例えば、近年 Yahoo!ニュースにおいては、投稿された不適切なコメント AI を用いて削除するなど、より健全なコメントの利用を促そうとしている (news Hack, 2023)。また、YouTube においては、コメント機能のオンオフ等のカスタマイズが可能であると同時に、Bad ボタンの数字が表示されなくなっている。このように、適切なインターフェースを模索することで、人々がより積極的かつ健康的にコメント機能を利用できる状況が構築できれば、一部の過激なコメントが目立たなくなり、より有益なコメント機能の利用が可能になるだろう。

研究 1-2 の結果は、2023 年 9 月 7 日に開催された 2023 年社会心理学会において発表し、2024 年度 10 月刊行の学術雑誌において発表予定である。その他の情報も含め詳細は当該論文を参照のこと。

2-3 研究 1-3 人はなぜコメントを投稿するのか: Yahoo!ニュースと YouTube における投稿者の個人特性に着目して

(1) 調査の概要

コメントを投稿するユーザーとしないユーザーの個人特性の差異について明らかにするために、認知的次元、感情娯楽的次元、社会統合的次元、個人的アイデンティティ次元の 4 つの動機について着目した調査を行った。Yahoo!ニュース及び You Tube の 2 つのコンテンツを対象とし、コメントを読むユーザーと読まないユーザーの合計 4 種類の Web 調査フォーマットを作成し、それぞれ 250 人ずつ合計 1,000 人を募集し、867 人を分析の対象とした。コメント行動と個人特性の関係を検討するために、コメント投稿者か否かをターゲットとしたロジスティック回帰分析、コメント頻度を従属変数とした重回帰分析を行った結果、性別と社会的考慮、自己高揚呈示、社会志向性との交互作用が認められた。以上の結果からは、世の中をより良くしたい、自己の能力をアピールしたいという動機が女性のコメント行動のトリガーになっている一方で、自信のなさやコメントを抑制していることがわかる。また、ネガティブな特性である自己愛傾向、攻撃性、攻撃的ユーモアとコメント行動には関連が認められなかった。この結果はネガティブな動機によるコメント行動が想定よりも少ないことが示唆している。

(2) 目的

研究 1-3 ではドイツにおける定量的調査 (Springer, Engelmann, & Christian, 2015) で示された認知的、感情娯楽的、社会統合的、個人的アイデンティティの 4 つの次元のコメント投稿動機に影響を与える個人特性に着目した検討を行った。なお、ユーザーの多くはコメントをしたことがない層であることを踏まえ、コメント投稿をするかしないか及びコメント投稿者のコメント投稿頻度の 2 点に着目した。

(3) 方法

手続き クラウドワークス上で「Yahoo! ニュース/ YouTube を週に 30 分以上 (読み / 視聴) 記事にコメントすることがある人 (コメントしたことがない人)」を募集し、合計 4 つの Web 調査 (それぞれ 250 名) を行った。

質問項目 研究 1-3 で着目した個人特性は以下の尺度で測定した。

(a) 満たされない自己 (藤・湯川, 2005, 23 項目) のうち、目標喪失感「例: 自分はいったい何がしたいのかよくわからない」、自己愛傾向「例: 私は、本当は周りの人たちが思うよりずっと有能な人間である」、高い理想追求「例: 私は、高望みをするほうだ」、自分らしさ希求「例: 思いっきり自分の力が発揮できる機会が欲しい」。5 件法。

- (b) 自己呈示内在化 (吉田・浦, 2003) のうち, 自己高揚呈示規範 11 項目。「例: 初対面の相手であっても, 好印象を持たれるために, 自分の良いところをアピールする」5 件法。
- (c) 仮想的有能感 (速水他, 2004, 11 項目) 「例: 自分の周りには気のきかない人が多い」5 件法。
- (d) 日本版 Buss-Perry 攻撃性質問紙 (安藤他, 1999) のうち言語的攻撃 5 項目。「例: 意見が対立したときは, 議論しないと気がすまない」5 件法。
- (e) 攻撃的ユーモア志向尺度 (上野, 1993, 8 項目) 「例: 笑いには多少毒があったほうがおもしろい」5 件法。
- (f) 社会考慮 (斎藤, 1999, 13 項目) 「例: 自分が暮らす社会全体のことについて考えることがある」5 件法。
- (g) 親和動機尺度 (岡島, 1988) のうちポジティブな刺激 12 項目。「例: いろいろな人と一緒にいて, その人たちについて知ることは興味深い」5 件法。
- (h) 個人志向性社会志向性 PN 尺度 (伊藤, 1993) のうち, 社会志向性 P 尺度 9 項目。「例: 社会のルールに従って生きていると思う」5 件法。

(4) 主要な結果

コメント投稿者と非コメント者の比較 コメント投稿者と非コメント者の個人特性を比較するため, コメント投稿者か非コメント者かをターゲットとしたロジスティック回帰分析を行った ($N=867$)。Step 1 で個人属性及び個人特性, Step 2 で個人属性で差の認められた性別と個人特性の交互作用を投入したところ, 説明率が有意に上昇したため ($\Delta R^2=.04, p<.05$), Step 2 を採用した (Table 1)。年齢, 性別, 週間利用時間についてオッズ比を確認したところ, 年齢が低いほど, 女性よりも男性, 使用時間が長いほどコメント投稿者となる確率が高くなっていることわかる。交互作用の認められた目標喪失感 (満), 自己高揚提示, 社会考慮と性差の交互作用について確認したところ, 男性においては, これらの個人特性はコメント投稿者か非コメント者かを予測する要因とはならなかったが, 女性の場合には, 社会的指向性, 目標喪失感が高いほど非コメント者である確率が高く, 社会考慮や自己高揚提示が高いほどコメント投稿者である確率が高くなっていた。

コメント投稿頻度と個人特性 コメント投稿頻度と個人特性の関係について検討するため, コメント投稿頻度を従属変数とした重回帰分析を行った ($N=437$)。Step 1 で個人属性及び個人特性, Step 2 で個人属性で差の認められた性別と個人特性の交互作用を投入したところ, 説明率が有意に上昇したため ($\Delta R^2=.06, p<.01$), Step 2 を採用した (Table 1)。ロジスティック回帰分析と同様に年齢が低いほどコメント投稿頻度が高くなったが利用時間においては有意な標準偏回帰係数は認められなかった。交互作用の認められた仮想的有能感, 社会志向性と交互作用を確認したところ男性の場合には社会志向性が高いほど, 女性の場合には仮想的有能感が高いほどコメント投稿頻度が上昇する傾向が示された。

(5) 考察

コメント投稿者か否かをターゲットとしたロジスティック回帰分析においては, 男性において認められない個人特性の効果が女性において認められる交互作用が認められた。交互作用項の単純傾斜を確認したところ, 社会考慮, 自己高揚提示が高いほどコメント投稿者である割合が高く, 逆に社会志向性, 目標喪失感が高いほどコメント投稿者である割合が低かった。この結果からは, 世の中をより良くしたい, 自己の能力をアピールしたいという特性が女性のコメントのトリガーになっていること, 逆に自分に対する自信のなさや社会とバランスを取りたいと思う女性ほどコメント投稿を行わないことがわかる。

コメント投稿者のコメント投稿頻度に着目した重回帰分析においては, 女性では差がないものの, 男性は社会志向性が高いほどコメント投稿頻度が高くなる交互作用が認められた。女性においては, コメント投稿者になることを抑制していた社会志向性が男性においては投稿頻度を高めている理由として, 男性における社会志向性は女性のそれとは異なり, コメントを控えるのではなく, ルールを守りたいが上に他者に対する影響力を行使しようとしていると言えるのかもしれない。また, 仮想的有能感が高い女性ほどコメント投稿頻度が高くなる結果が認められた。自らに対する能力の過信や他者に対するいらだちで構成される仮想的有能感, 本研究において着目したネガティブな特性がコメント行動に関連する唯一の結果であり, その他自己愛傾向 (満), 自分らしさ希求 (満), 高い理想追求 (満), Buss-Berry 攻撃性 (言語的), 攻撃的ユーモアについては関連が認められなかった。上述の個人特性は, 先行研究において繰り返し述べられてきたコメント投稿者の攻撃性やアイデンティティシフトの観点から検討に加えたものであり, 本研究で得られた結果は先行研究とは一致していない。コメント投稿者に関する過去の先行研究の多くは繰り返し攻撃的な言動をする一部のコメント投稿者やネガティブなコメントに着目したものであり, それらのコメントは延べ数として多くなり, 印象にも残りやすい。一方, 個人ベースで検討した場合には, ネガティブな目的のためにコメントされる

ことは想定よりも少ないのかもしれない。

以上の結果は、その他の情報も含め 2024 年 3 月 1 日に開催された電子情報通信学会 ヒューマンコミュニケーション基礎（HCS）研究会で発表した。詳細は発表論集を参照のこと。

Table 1 コメント機能の利用状況と個人特性の関係

独立変数	ロジスティック回帰 (0: コメントなし, 1: コメントあり)					重回帰分析 (コメント頻度)		
	近似標準化係数	95%CL	オッズ比	95%CL	VIF	β	95%CL	VIF
プラットフォーム (0: Yahoo!, 1: YouTube)	.04 [.04, .11]		1.15	[0.86, 1.54]	1.08	-.03 [-.12, .07]		1.12
週間使用時間	.13 [.13, .21]		1.02 **	[1.01, 1.03]	1.07	-.05 [-.15, .04]		1.05
年齢	-.08 [-.08, -.01]		.98 *	[0.97, 1]	1.13	-.16 ** [-.26, -.06]		1.20
性別 (0: 男性, 1: 女性)	-.16 [-.16, -.07]		.55 **	[0.4, 0.76]	1.26	.10 [-.01, .20]		1.37
目標喪失感 (満)	-.08 [-.08, .01]		.84	[0.68, 1.03]	1.45	.11 [-.01, .22]		1.56
自己愛傾向 (満)	-.03 [-.03, .06]		.92	[0.73, 1.15]	1.55	.05 [-.06, .17]		1.55
自分らしさ希求 (満)	.04 [.04, .13]		1.11	[0.85, 1.45]	1.69	-.10 [-.22, .03]		1.81
高い理想追求 (満)	.01 [.01, .09]		1.01	[0.83, 1.24]	1.34	-.03 [-.14, .08]		1.42
自己高揚提示	.06 [.06, .15]		1.25	[0.88, 1.78]	1.51	-.01 [-.12, .11]		1.54
仮想的有能感	.05 [.05, .14]		1.14	[0.89, 1.46]	1.53	.08 [-.03, .19]		1.49
BussPerry攻撃性 (言語的)	-.02 [-.02, .08]		.96	[0.76, 1.21]	1.53	.09 [-.02, .20]		1.47
攻撃的ユーモア	-.07 [-.07, .02]		.85	[0.69, 1.04]	1.33	-.01 [-.12, .10]		1.51
社会的考慮	.08 [.08, .17]		1.21	[0.95, 1.55]	1.64	-.03 [-.15, .09]		1.79
親和動機	.07 [.07, .16]		1.16	[0.93, 1.45]	1.80	.07 [-.05, .19]		1.73
社会志向性	-.02 [-.02, .09]		.95	[0.69, 1.31]	2.34	.07 [-.07, .21]		2.35
性別×目標喪失感 (満)	-.09 [-.09, .00]		.65 *	[0.43, 0.99]	1.42	-.07 [-.19, .04]		1.55
性別×自己愛傾向 (満)	.05 [.05, .14]		1.27	[0.8, 2.00]	1.54	.00 [-.11, .11]		1.54
性別×自分らしさ希求 (満)	.01 [.01, .11]		1.07	[0.63, 1.84]	1.68	-.04 [-.16, .08]		1.78
性別×高い理想追求 (満)	.00 [.00, .09]		1.02	[0.68, 1.52]	1.32	-.03 [-.14, .08]		1.39
性別×自己高揚提示	.13 [.13, .21]		2.68 **	[1.34, 5.37]	1.48	.11 [.01, .22]		1.52
性別×仮想的有能感	.02 [.02, .11]		1.11	[0.68, 1.81]	1.50	.17 ** [.06, .28]		1.47
性別×BussPerry攻撃性 (言語的)	-.07 [-.07, .02]		.71	[0.45, 1.12]	1.45	-.05 [-.16, .05]		1.39
性別×攻撃的ユーモア	-.04 [-.04, .04]		.81	[0.54, 1.22]	1.19	.08 [-.03, .18]		1.36
性別×社会的考慮	.12 [.12, .22]		1.84 *	[1.13, 3.01]	1.61	.08 [-.04, .20]		1.78
性別×親和動機	.01 [.01, .10]		1.04	[0.67, 1.61]	1.75	-.03 [-.15, .09]		1.72
性別×社会志向性	-.16 [-.16, -.05]		.40 **	[0.21, 0.75]	2.28	-.14 * [-.28, -.00]		2.32
R^2	.11 **		.11 **			.13 **		

** $p < .01$, * $p < .05$, Step1は省略。

2-3 研究 1-4 人はなぜコメントを閲覧するのか: Yahoo!ニュースと YouTube における投稿者の個人特性に着目して

(1) 調査の概要

コメントを閲覧するユーザーの個人特性について明らかにするために、認知的次元、感情娯楽的次元、社会統合的次元、個人的アイデンティティ次元の 4 つの動機に着目した調査を行った。Yahoo!ニュース及び YouTube の 2 つのコンテンツを対象とし、コメントを閲覧するユーザーと閲覧しないユーザーの合計 4 種類の Web 調査フォーマットを作成し、それぞれ 250 人ずつを募集し 859 人を分析の対象とした。コメント閲覧行動と個人特性の関係を検討するために、コメント閲覧者か否かをターゲットとしたロジスティック回帰分析を行った結果、認知欲求において有意な標準偏回帰係数が認められた。また、コメント閲覧頻度を従属変数とした重回帰分析においては、批判的思考のうち、探求心で有意な標準偏回帰係数が認められた。一方、社会

的比較や社会志向性、公的自己意識など他者の視線に関連する個人特性では有意な標準偏回帰係数が認められなかった。以上の結果からはユーザーが悪性の脱抑制によるネガティブなコメントを歓迎していないことが示唆された。

(2) 目的

研究 1-3 ではドイツにおける定量的調査 (Springer, Engelmann, & Christian, 2015) で示された認知的、感情娯乐的、社会統合的、個人的アイデンティティの 4 つの次元のコメント投稿動機に影響を与える個人特性に着目した検討を行った。なお、ユーザーの多くはコメントをしたことがない層であることを踏まえ、コメント投稿をするかしないか及びコメント投稿者のコメント投稿頻度の 2 点に着目した。

(4) 方法

手続き クラウドワークス上で「Yahoo! ニュース/ YouTube を週に 30 分以上 (読み / 視聴) 記事につけられたコメントを閲覧することがある人 (閲覧したことがない人)」を募集し、合計 4 つの Web 調査 (それぞれ 250 名) を行った。

質問項目 研究 1-4 で着目した個人特性は以下の尺度を用いて測定した。

(a) 自意識尺度のうち公的自己意識 (11 項目, 菅原, 1984) 「例: 自分が他人にどう思われているのか気になる」7 件法。

(b) 自己認識欲求尺度のうち自己認識欲求 (14 項目, 上瀬, 1992) 「例: 他の人と比べて、自分の知的能力はどのくらいあるのか知りたい」5 件法。

(c) 認知欲求尺度 (15 項目, 神山・藤原, 1991) 「例: あまり考えなくてもよい課題よりも、頭を使う困難な課題の方が好きだ。」7 件法。

(d) 批判的態度志向尺度の探究心 (10 項目, 平山・楠見, 2004) 「例: 生涯にわたり新しいことを学びつづけたと思う」5 件法。

(e) 攻撃的ユーモア志向尺度 (8 項目, 上野, 1993) 「例: 笑いには多少毒があったほうがおもしろい」5 件法。

(f) 日本語版 Trait Schadenfreude Scale (10 項目, 加藤・藤森, 2021) 「例: 他の人が悪い成績をとるのを見ると楽しい。」9 件法。

(g) 個人志向性, 社会志向性 PN 尺度の社会志向性 (16 項目, 伊藤, 1993) 「例: 周りとの調和を重んじている」5 件法。

(h) 社会的比較尺度 (11 項目, 大久保, 2015) 「例: 自分のやり方が他人と比べてどうなっているのか、かなり注意を払っている。」7 件法。

(5) 主要な結果

コメント投稿者と非コメント者の比較 コメント閲覧者と非閲覧者の個人特性を比較するため、コメント閲覧者か非閲覧者かをターゲットとしたロジスティック回帰分析を行った ($N=858$)。個人特性についてオッズ比を確認したところ、年齢が低いほどコメント閲覧者となる確率が高くなっていることわかる。また、認知欲求高いほどコメント閲覧者である確率が高くなっていた (Table 2)。

コメント投稿頻度と個人特性 コメント閲覧頻度と個人特性の関係について検討するため、コメント閲覧頻度を従属変数とした重回帰分析を行った ($N=448$)。ロジスティック回帰分析と同様に年齢が低いほどコメント閲覧度が高くなり、女性よりも男性のほうが閲覧頻度が高くなった。また、探究心において有意な正の標準偏回帰係数が認められた (Table 2)。

(6) 考察

コメント閲覧者か否かをターゲットとしたロジスティック回帰分析においては、認知欲求の高さがコメント閲覧者を予測した。また、コメント閲覧者の閲覧頻度に着目した重回帰分析においては、批判的思考のうち、探究心の高さが閲覧頻度を高めていた。Springer, Engelmann, & Christian, 2015) で示された動機のうち、閲覧頻度と関連していたのは認知的動機でのみであった。感情娯乐的動機である攻撃的ユーモア、シャーデンフロイデが閲覧頻度と関連していないことから、ユーザーが悪性の脱抑制によるネガティブなコメ

ントを歓迎していないことがわかる。また、親和動機、社会志向性、社会的比較が閲覧頻度と関連していないことから社会統合的な観点でコメントを閲覧してないこともわかる。これらはコメント投稿に関する研究1-3とは異なる結果であり、コメント閲覧者とコメント投稿者の意図が大きく異なることが明らかとなった。

以上の結果は、2024年7月23日に開催予定の33rd International Congress of Psychologyで発表（予定）後、加筆修正を行い速やかに公刊予定である。

Table 2 コメント閲覧状況と個人特性の関係

独立変数	ロジスティック回帰 (0: 閲覧なし, 1: 閲覧あり)				重回帰分析 (コメント閲覧率)		
	近似標準化 係数	95%CL	オッズ比	VIF	β	95%CL	VIF
プラットフォーム (0:Yahoo, 1:YouTube)	-.02	[-.09, .94]	.94 [-.09, .06]	1.05	-.05	[-.14, .04]	1.06
年齢	-.11 **	[-.19, -.04]	.98 [-.19, -.04]	1.11	-.20 **	[-.30, -.11]	1.09
性別 (0:男性, 1:女性)	-.03	[-.11, .05]	.90 [-.11, .05]	1.19	.14 **	[.05, .24]	1.22
週間使用時間	.04	[-.04, .11]	1.01 [-.04, .11]	1.08	-.02	[-.11, .08]	1.09
認知欲求	.11 *	[.00, .22]	1.27 [.00, .22]	2.09	-.02	[-.15, .10]	2.15
論理的思考への自覚 (批)	-.01	[-.12, .11]	.98 [-.12, .11]	2.37	-.12	[-.26, .02]	2.48
探究心(批)	-.10	[-.22, .02]	.77 [-.22, .02]	2.61	.18 *	[.03, .33]	2.85
客観性(批)	.03	[-.07, .13]	1.09 [-.07, .13]	1.98	-.03	[-.16, .11]	2.28
攻撃的ユーモア	.08	[-.02, .17]	1.22 [-.02, .17]	1.69	-.05	[-.16, .07]	1.78
悪性シャーデンフロイデ	.08	[-.02, .19]	1.10 [-.02, .19]	1.93	.07	[-.05, .19]	1.98
良性シャーデンフロイデ	-.10	[-.21, .01]	.89 [-.21, .01]	2.11	-.09	[-.22, .04]	2.12
社会志向性	.03	[-.09, .14]	1.08 [-.09, .14]	2.40	.05	[-.10, .19]	2.58
能力比較 (社会的比較)	-.06	[-.18, .05]	.90 [-.18, .05]	2.44	.03	[-.10, .16]	2.26
意見比較 (社会的比較)	-.10	[-.21, .01]	.83 [-.21, .01]	2.19	.04	[-.09, .17]	2.18
公的自意識	.01	[-.09, .11]	1.01 [-.09, .11]	1.83	-.03	[-.15, .08]	1.83
自己認識機欲求	.04	[-.06, .14]	1.09 [-.06, .14]	1.73	.02	[-.10, .14]	1.80
親和動機	.01	[-.09, .12]	1.03 [-.09, .12]	2.02	.03	[-.10, .15]	2.14
R^2	.04 *		.04	1.68	.14 **		

** $p < .01$, * $p < .05$, Step1は省略。(批)は批判的思考を示す

3 【研究 2】 ニュースサイトにおけるコメントの影響力

研究2では、他者の投稿したコメントがオンラインニュースに付置された状況を、CMCにおける社会的影響と捉え、その影響について4つのWeb実験を用いて検討した。研究2-1及び研究2-2は中立記事を刺激とした印象形成実験、研究2-3は賛否の分かれるテーマ記事を刺激とした態度形成実験、研究2-4は既存の態度からの変容を確認する態度変容実験であった。

3-1 研究2のリサーチクエスチョン

(1) コメントの論調は記事への印象に影響を与えるか？

FTFにおける過去の説得研究では、個人の態度に影響を及ぼす要因としてメッセージの信憑性が最も重要であるとされてきた (Petty & Wegner, 1998)。メッセージの送り手が目の前に存在する対面コミュニケーションにおいては、その真偽にかかわらず発信者の信頼性や専門性は類推できる。一方、オンラインコメントなどの匿名のCMCにおいては投稿者の属性が明らかでないと同時に、非言語的な情報も存在しないため、そのコメントが個人の態度に強い影響を及ぼすとは考えにくい。一方、これまでのCMC研究においては、匿

名コメントのようなパブリックコミュニケーションがユーザーに多大な影響を及ぼしていることが明らかになっている (Wojcieszak & Mutz, 2009)。例えば、講義への評価にオンライン匿名コメントが与える影響を検討した Edwards et al (2007) では、実験的に操作した肯定・否定コメントが、教授の魅力や信頼性、学習意欲などに大きな差異を生じさせていることが示されている。この点については、オーバーヘッド効果（漏れ聞き効果, Walster, & Festinger, 1962）が影響している可能性がある。オンラインニュースにつけられたコメントを利害のない第三者の意見と捉えれば説得に対する心理的リアクタンス (Brehm, 1956) が生じにくく、逆に印象や態度の形成、変容には強い効果を持つかもしれない。

（2）コメントにつけられたリアクション（Good・bad 数）は記事への印象に影響を与えるか？

不確実性が高い状況では、人々は他者の行動を指針として利用することが多くなる (Festinger, 1954)。この社会的比較の観点からは Good や Bad などによるリアクションが社会的証明として機能し、他者の行動や選択が多数派を形成していると認識された場合には、個人の印象や態度にも影響を及ぼす可能性が示唆される。CMC の特徴として、テキストベースの意見交換だけではなく、それらの意見に対するさらなるコメントの付与や Good! など Bad などのリアクションが容易であることが挙げられ、コメントを投稿しない人々であってもこれらの機能を利用していることが知られている。SNS をはじめとする多くのプラットフォームやオンラインニュースサイト、YouTube においてもこれらの GoodBad 機能が採用されていることからこのリアクションの数が社会的証明として機能しているかどうかについても検討する必要がある。

（3）感情的なコメントは記事への印象や態度に影響を与えるか？

対面コミュニケーションにおける他者からの情報には、言語的か否かにかかわらず何らかの感情情報が含まれることが多い。CMC におけるテキスト情報においても、人が記載した内容である以上なんらかの感情情報が付与される、もしくは読み取れることもあるだろう。Chaldini (2014) の説得研究では、感情的訴えによって人々が情報を受け取ると、そのメッセージや送り手に対してより好意的な態度を取りやすくなる現象が知られている。感情的訴えは、受け手の感情的な反応を引き起こすことで、説得力を高め、理性的な判断を補完または時にはそれを上回る力を持つことがあるためである。また、送り手の感情が受け手の感情に伝搬し、知覚される情動感染 (Hatfield, Cacioppo, Rapson 1993) との関係も予測される。説得における肯定的感情および否定的感情の影響に関する研究においては、肯定的感情を惹起された被験者は、説得力の高低にかかわらず好意的な態度を示した (Bless et al., 1990)。逆に、否定的な感情（例えば、恐怖や怒り）を喚起するメッセージは、緊急性や危機感を感じさせ、行動を促す効果がある場合もあり、過度な感情が反感を買うリスクもある。以上の点からもコメントに付与された感情の強さも印象や態度の形成、変容に効果を持つ可能性がある。

（4）コメントを注視するか否かは記事への印象や態度に影響を与えるか？

対人コミュニケーションに限らず、ヒトの認知システムが無意識に情報を獲得していることは、さまざまな分野で一般的な仮定となっている (Lewicki, Hill, & Czyzewska, 1992)。オンラインにおける無意識レベルの影響については、これまでバナー広告と消費者の態度に関する研究が蓄積されてきた。例えば、ブランド認識に関する研究では、無意識であってもユーザーがバナー広告にさらされると、ユーザーはそのブランドをより肯定的に評価するか可能性が高くなる (Yoo, 2008)。無意識の感情的反応は、後にその広告やブランドをどのように記憶するかにも影響を与えていることも示唆されている (Otamendi, & Sutil Martín, 2020)。以上の結果からもオンラインニュースにおけるコメントにおいてもユーザーがそれを意識するかしないかに関わらず印象や態度形成に影響を与えるだろうと考えられる。

3-2 研究 2-1 オンラインニュースサイトにおけるコメントが印象形成に及ぼす影響（論調と社会的証明に着目して）

（1）実験の概要

研究 2-1 において着目したのは、コメントの論調（肯定・否定・中立）及び社会的証明（Good・Bad ボタンで操作）の影響であった。肯定コメントはポジティブ、否定コメントはネガティブな印象を形成し、その影響は否定コメントのほうが強く（仮説 1）、Good 数が表示されることで、肯定コメントのポジティブ、否定コメントのネガティブな印象が強くなる（仮説 2）の 2 点についてクラウドワークスに登録するモニター会員 1,600 名を対象とした Web 実験で検討した。重回帰分析の結果、仮説どおり肯定コメント及び否定コメント共に印象形成に影響を与え、否定コメントのほうがその影響が大きくなることが明らかとなった。一方、社会的証明（Good 数呈示）の効果は認められず、オンラインニュースにおいては、SNS と同様の結果が認めら

れなかった。

(2) 方法

実験刺激の作成 元々の態度が関連しない中立的ドメインとして、レストラン、スイーツ、旅行の 3 つを設定し、ChatGPT 4.0 を用いてそれぞれの紹介記事原案（合計 9 つ）及び肯定、否定、中立コメントの原案を作成した。その後それぞれ 5 件法で予備調査を繰り返し、中立コメント（肯定・否定が絶対値で 1 以下）、肯定・否定コメントはそれぞれの得点が 3.8 以上となるコメントを 2 つずつ作成した。記事は国内外のオンラインニュースサイトを参考に作成し、使用した画像やアイコンは著作権フリーの素材及び ChatGPT 4.0 を用いて作成した。

手続き クラウドワークスに登録するモニター会員 1,600 名（男性 593 名、女性 999 名、その他 8 名、*Mage* (*SD*) = 40.87 (10.82)) を対象とした。参加者は Web 上で以下の実験刺激を呈示され、記事に対する質問項目に回答した。実験刺激は、レストラン、スイーツ、旅行の紹介記事それぞれ 1 つずつをランダム化して呈示した。記事の下部にはコメントを 2 つ配置した（論調条件：肯定 *N*=534、中立 *N*=533、否定 *N*=533）。また、社会的証明条件（あり *N*=801、なし *N*=799）のあり群には Good 356, Bad 36, Good 184, Bad 20 をそれぞれのコメントに追加、なし群には記号のみで数字情報は追加していない。

印象の測定 記事を読んだ際の感情、記事への信頼度、記事で紹介されている場所にどの程度行きたいかを測定するため、感情（6 項目）、記事への認知（3 項目）、行動（3 項目）の指標を用いた（5 件法）。

認知欲求尺度（15 項目、神山・藤原、1991） コメントからの影響されやすさの個人特性をコントロールするため、認知欲求尺度（15 項目、神山・藤原、1991）を用いた（ $\alpha=.90$ ）。Lee & Jang (2010) の実験では、分析的傾向の低い参加者においてのみ、他者のコメントに有意な影響が認められている。以上の結果からは、「努力を要する認知活動に従事したり、それを楽しむ内発的な傾向（Cacioppo & Petty, 1982）」がある場合には、コメントからの影響を受けにくいだろうと考えられる。

(3) 主要な結果

コメントが印象形成にどのような影響を及ぼすかを検討するために、シナリオごとの得点を平均し、感情、認知、行動得点を算出し（ $\alpha>.74$ ）、それらを従属変数とした重回帰分析を行った（Table 3）。従属変数は論調条件（肯定とそれ以外、否定とそれ以外のダミー変数）、社会的証明条件（なし・あり）、認知欲求及びそれらの交互作用性別、年齢、オンラインニュース視聴時間であった（男性・女性以外の性別は欠損値としている）。まず、認知欲求に着目したところ、記事への認知において有意な負の標準偏回帰係数が認められた。この結果は、認知欲求が低いほど記事を鵜呑みしやすいことを示しており、先行研究とも整合的である。一方、交互作用が認められなかったことから、コメントの影響は認知欲求の高低によって差がないことがわかる。次に論調の影響について検討したところ、否定コメントでは、すべての指標で有意な負の標準偏回帰係数が認められた一方で、肯定コメントでは感情及び認知のみで有意な正の標準偏回帰係数が認められた。以上の結果から、仮説 1 は支持された。また、社会的証明及び交互作用については有意な標準偏回帰係数は認められなかった。この結果から仮説 2 は指示されなかった。

(4) 考察

コメントが記事の印象に与える影響に着目した研究 2-1 では、仮説どおり、肯定コメント及び否定コメント共に印象形成に影響を与え、否定コメントのほうがその影響が大きくなることが明らかとなった。一方、仮説 2 で想定した社会的証明（いいね! 数呈示）の効果は認められなかった。また、認知欲求の影響について検討したところ、どの印象指標においても交互作用が認められなかったことから、認知欲求の高低にかかわらず論調からの影響を受けていることがわかる。この結果は、分析的傾向の低い参加者においてのみ、他者のコメントに有意な影響が認められた Lee & Jang (2010) の結果とは異なる。実験 1 において使用した中立刺激は、個人の態度を問う内容ではなく、これらの結果が認められなかった可能性がある。一方、認知得点において、負の標準偏回帰係数が認められたことは、欲求が高い人はそもそも記事を鵜呑みにしないということを示しており、個人の認知欲求は印象形成にも関連することが示唆された。

研究 2-1 の結果は 2024 年 8 月 31 日—9 月 1 日に開催される日本社会心理学会第 65 回大会において発表予定である。その後修正加筆を加えて速やかに刊行予定である。

Table 3 コメントの論拠と社会的証明が記事の印象に及ぼす影響

	感情得点	95%CL	認知得点	95%CL	行動得点	95%CL
性別 (0: 男性, 1:女性)	.12 **	[.07, .16]	.03	[-.02, .08]	.12 **	[.07, .17]
年齢	.05 *	[.01, .10]	-.02	[-.06, .03]	-.07 **	[-.12, -.02]
週間利用時間	.03	[-.01, .07]	-.01	[-.05, .04]	.00	[-.04, .05]
認知欲求	.02	[-.02, .06]	-.10 **	[-.14, -.05]	.04	[-.01, .09]
肯定or Not (論調ダミー)	.07 **	[.04, .12]	.09 **	[.04, .15]	.04	[-.01, .10]
否定or Not (論調ダミー)	-.42 **	[-.47, -.37]	-.27 **	[-.33, -.22]	-.15 **	[-.21, -.10]
社会的証明 (0: あり, 1: なし)	-.02	[-.06, .03]	.04	[-.01, .08]	-.01	[-.06, .04]
否定or Not×社会的証明	.01	[-.04, .06]	-.02	[-.07, .04]	-.03	[-.09, .03]
肯定or Not×社会的証明	-.02	[-.07, .03]	-.02	[-.07, .03]	-.04	[-.09, .02]
否定or Not×認知欲求	.01	[-.04, .06]	.03	[-.03, .08]	.03	[-.02, .09]
肯定or Not×認知欲求	-.02	[-.07, .03]	-.02	[-.08, .03]	.02	[-.04, .07]
R^2	.23 **		.12 **		.06 **	

** $p < .01$

3-3 研究 2-2 オンラインニュースサイトにおけるコメントが印象形成に及ぼす影響（コメントの感情価とコメントへの意識に着目して）

（1）実験の概要

研究 2-2 では、研究 2-1 で明らかとなった肯定、否定コメント（論調条件）に追加して、コメントに含まれる感情の大きさ（感情価条件）及びユーザーのコメントへの意識レベル（意識条件）に着目した実験を行った。コメントの感情価は、肯定コメントのポジティブ、否定コメントのネガティブな印象形成を強化する（仮説 1）及びコメントを注視しなかった場合でも論調の印象形成が認められる（仮説 2）について 1,337 名を対象とした Web 実験で検討した。重回帰分析の結果、肯定コメントにおいては感情価の影響は認められなかった一方で、否定コメントにおいては感情価がコメントを強化していることが明らかとなった。否定コメントは肯定と比較して情報価値が高いためネガティビティバイアスが顕著に生じたと考えられる。また、特にコメントを意識しなくても注視した場合と同様の影響を受けたことから、無意識化におけるコメント影響が示唆される。ユーザーの多くが「なんとなく」コメントを見ている状況で、コメントに注意しなくても唱導効果が認められたことはコメントの影響力の大きさを示している。

（2）方法

実験刺激の作成 実験 2-1 で利用した肯定・否定コメントに加え、そのコメントを感情的にしたものを実験 1 と同様の手続きで作成し、予備調査によって確認した。肯定・否定コメントはそれぞれの得点が 3.8 以上、感情的コメントはすべて 4.0 以上の得点となるコメントを 2 つずつ採用した。

手続き クラウドワークスに登録するモニター会員 1,398 名（男性 523 名、女性 807 名、その他 7 名、 $Mage (SD) = 42.31 (10.90)$ 歳）を対象とした。参加者は Web 上で以下の実験刺激を呈示され、記事に対する質問項目に回答した。実験刺激は、レストラン、旅行の紹介記事をランダム化して呈示した。なお、研究 1 の結果に基づいてすべての社会的証明（Good, Bad 数）は呈示した。論調条件は（否定 $N=668$, 肯定 $N=669$ ）、感情条件（低 $N=669$, 高 $N=668$ ）、意識レベル条件（低 $N=649$, 高 $N=688$ ）は、高群に対しては、「以上のオンライン記事をコメントまで丁寧に読んでから次ページからの質問に回答してください。よく読んでない場合には、もう一度の記事とコメントを両方丁寧に読んでから次のページに移動してください。以上の記事を丁寧に読みましたか?」と呈示し、「はい」を選択しないと進めないように設定した。低群には「次に進む」ボタンのみを配置した。印象の測定及び認知欲求尺度は研究 2-1 と同様であった。

（3）主要な結果

コメントが印象形成にどのような影響を及ぼすかを検討するために、感情得点、認知得点、行動得点を従属変数、論調（否定・肯定）、感情価（小・大）、意識（低・高）、認知欲求及びそれらの交互作用を従属変数とした重回帰分析を行った（Table 4）。その他の統制要因としては、性別（その他は欠損値に）、年齢、住居、オ

ンラインニュース視聴時間を投入している。まず、論調の影響について確認したところ、すべての指標で正の標準偏回帰係数が認められた。次に感情価の影響について検討したところ、どの指標においても負の標準偏回帰係数が認められた。交互作用の確認された感情得点及び行動得点について確認したところ、両者ともに肯定コメントにおいては感情価の影響は認められないものの、否定コメントにおいては有意な負の傾斜が認められていた。最後に意識の影響について検討したところ、認知得点においては有意な標準偏回帰係数が認められなかったものの、感情得点及び行動得点においてコメントとの交互作用が認められた。交互作用の確認したところ、意識レベルの高低に関わらずコメントの唱導効果が認められるものの意識したほうがその影響が強くなるパターンが示された。

Table 4 コメントの感情価と注視の有無記事の印象に及ぼす影響

	感情得点	95%CL	認知得点	95%CL	行動得点	95%CL
性別 (0:男性 1:女性)	.06 *	[.01, .10]	-.01	[-.06, .05]	.06 *	[.00, .11]
年齢	.04	[.00, .09]	-.02	[-.07, .03]	-.05	[-.10, .01]
週間利用時間	-.01	[-.05, .04]	-.02	[-.08, .03]	.01	[-.04, .06]
認知欲求	.09 **	[.04, .13]	.00	[-.05, .05]	.13 **	[.08, .18]
論調 (0:否定, 1:肯定)	.49 **	[.45, .53]	.28 **	[.23, .33]	.17 **	[.12, .22]
感情価 (0:小, 1:大)	-.18 **	[-.23, -.14]	-.12 **	[-.17, -.07]	-.07 **	[-.12, -.02]
意識 (0:低, 1:高)	-.03	[-.08, .01]	.02	[-.03, .07]	-.07 *	[-.12, -.01]
感情価×論調	.17 **	[.12, .21]	.01	[-.04, .07]	.05	[.00, .10]
意識×論調	.05 *	[.01, .10]	.02	[-.03, .07]	.06 *	[.01, .11]
感情価×意識	.01	[-.04, .05]	.02	[-.03, .07]	.02	[-.03, .07]
R^2	.32 **		.10 **		.07 **	

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

(5) 考察

研究 2-1 と同様にコメントの論調が記事の印象に影響を与えることが明らかとなった。感情価と論調の交互作用について検討したところ、否定的コメントの場合にはその影響が強くなったが、その効果は肯定的コメントにおいては認められなかった（仮説 1 一部支持）。ネガティブな感情価の影響が強くなることはネガティブバイアスから予測されることも整合的である。次に意識と論調の交互作用を検討したところ、意識レベルの高低にかかわらず、論調の効果が認められた（仮説 2 支持）。コメント意識したほうがその影響が強くなるものの、意識しなくても同じパタンの結果が示されたことは、先行研究の知見とも一致しており、ユーザーは特別に意識しなくてもコメントの影響を受けていることが示唆される。

研究 2-2 の結果は 2024 年 8 月 31 日－9 月 1 日に開催される日本社会心理学会第 65 回大会において発表予定である。その後修正加筆を加えて速やかに刊行予定である。

3-3 研究 2-3 オンラインニュースサイトにおけるコメントが態度形成及び維持に及ぼす影響

(1) 実験の概要

研究 2-2 までの結果からは、オンラインニュースにおける匿名他者のコメントの影響力が示唆される。一方、上述の研究はあくまで、参加者にとって重要性が低く、過去に考えたことのないレストランや旅などの中立記事を対象とした印象形成実験であり、コメントがユーザーの態度にまで影響を与えているかについては明らかとなっていない。そこで研究 2-3 及び 2-4 においては、先行研究で認められたコメントの論調（賛成・否定）及び感情価（弱・強）をベースとした検討を行った。研究 2-3 で着目したのは態度形成とその維持であった。既存の態度が想定されるテーマと、新規性のあるテーマそれぞれ 2 つずつの実験刺激を作成し、コメントの論調（賛成・否定）及び感情価（弱・強）が個人の態度に与える影響を確認したところ、どのテーマ

においても論調が態度に及ぼしていることが示唆された一方で感情価は態度に影響を及ぼさなかった。また、新規性のあるシナリオにおいては、コメントによって唱導された態度が1週間後も持続していることが明らかとなった。

(2) 方法

実験刺激の作成 賛否の分かれる態度として、レストラン、スイーツ、旅行の3つを設定し、ChatGPT 4.0を用いて野生動物の積極的駆除（以下、動物駆除）、紛争解決の手段としての軍事介入（以下、紛争解決）、ネット監視システムの拡大（以下、ネット監視）、社会保障制度の拡大（以下、社保拡大）、AI 裁判官の導入（以下、AI 裁判官）、ディープフェイクの芸術応用（以下、DF 応用）、出産前の遺伝子操作（以下、遺伝子操作）、人口制限政策（以下、人口制限）の拡大の8つの記事を作成し、それぞれのテーマに対する肯定・否定コメント、感情的肯定・否定コメントをそれぞれ2つ作成した。3回の予備調査においてそれぞれの記事の中立性、コメントの感情価を確認し、研究3-1においては、既存の態度が想定されるテーマを動物駆除及び社保拡大、新規性のあるテーマとして、DF 応用及び人口制限を設定した。

調査参加者 調査はCrowd Worksに登録するモニター会員に対し行い、T1では1,000人、T2では590人の回答を得た。回答時間が著しく短いもの（200秒以下）、1つ設定したDQS質問に誤ったものの削除し、T1:969人（男性432、女性535、その他3、*Age* (*SD*)=40.30歳（11.33）歳）。T2: 550名（男性258、女性290、その他2、43.85（10.79）歳）を分析の対象とした。

手続き T1調査は2024年1月初旬から4日間、T2調査はT1開始の1週間後から4日間の間行った。参加者は以下の個人特性に関連する質問項目の回答後、呈示順序がランダム化された4つの記事を呈示され、記事のテーマに対する態度（5件法、得点が高いほど賛成）及びコミットメントについて回答し、最後に認知欲求尺度に回答した（T1のみ）。

記事刺激 記事刺激は予備調査で作成した4つのテーマ記事（動物駆除、社保拡大、DF 応用、人口制限）及びコメントであり、国内外の主要なオンラインニュースを参考に作成し、その記事の下部にはコメントを2つ配置した（論調条件: 肯定 $N=489$, 否定 $N=480$, 感情価条件: 低 $N=489$, 高 $N=480$ ）。また、Good356, bad36, Good184, bad20をそれぞれのコメントに追加した。なお、形成された態度の維持状況について検討するT2においてはコメント情報を削除している。

質問項目 研究2-2と同様の個人特性、認知欲求に加えて、以下の態度及びコミットメントを収集した。なお、T2時点においては、T1からT2の回答経過時間についても記録している。

記事のテーマに対する態度の測定 「例: 紛争解決のために軍事介入を行うこと」に対するあなたの個人的意見を教えてくださいと教示し、「非常に反対」、「どちらでもない」、「非常に賛成」の5件法で回答を求めた。

コミットメント 記事へのコミットメントの度合いについて測定するため「記事のテーマについて以下の質問に教えてください。」と教示し、1) この記事の内容について今まで何度も考えたことがある。2) この記事を読む前から重要な問題だと思っていた。3) この記事に関連した問題について人と話したことがある。について「全く当てはまらない」「当てはまらない」「どちらでもない」「当てはまる」「非常に当てはまる」の5件法で求めた

(3) 主要な結果

態度形成 コメントが態度形成にどのような影響を及ぼすかを検討するために、それぞれのシナリオに対する態度を従属変数、論調（否定・肯定）、感情価（小・大）、認知欲求、コミットメント及びそれらの交互作用を従属変数とした重回帰分析を行った（Table 5）。その他の統制要因としては、性別（その他は欠損値に）、年齢、オンラインニュース視聴時間を投入している。まず、論調の影響について確認したところ、すべてのテーマで正の標準偏回帰係数が認められた。次に感情価の影響について検討したところ、動物駆除シナリオのみにおいて負の標準偏回帰係数が認められた。認知欲求と感情（社保拡大）、認知欲求と論拠（人口制限）の交互作用について確認したところ、両者ともに認知欲求が高い場合に認められなかったそれぞれの効果が、認知欲求が低い場合には認められるパターンが示された。

態度維持 次に上述した効果がT2においても持続しているかを検討するために、T2における態度を従属変数、T1における独立変数に経過時間（T1時点回答からの経過時間）を追加した重回帰分析を行った（Table 6）。性別や年齢などの個人属性及び認知欲求やコミットメントの標準偏回帰係数はほぼ同様のパターンであった。T1において有意な係数が認められた論拠については、新規性の高いDF 応用と人口制限では維持されていたが、既存態度が想定される動物駆除及び社保拡大については認められていなかった。また、動物

駆除における感情価のネガティブ効果も T2 においては認められなかった。

Table 5 態度形成にコメントが与える影響

変数名	動物駆除	95%CL	VIF	社保拡大	95%CL	VIF	DF応用	95%CL	VIF	人口制限	95%CL	VIF
週間利用時間	.02	[-.04, .09]	1.01	.02	[-.05, .08]	1.01	.02	[-.04, .08]	1.01	-.03	[-.09, .03]	1.01
年齢	-.05	[-.11, .01]	1.06	.13 **	[.06, .19]	1.07	-.14 **	[-.20, -.08]	1.03	-.08 *	[-.14, -.02]	1.03
性別 (0: 男性, 1: 女性)	-.16 **	[-.22, -.09]	1.05	.01	[-.06, .07]	1.03	-.12 **	[-.18, -.06]	1.04	-.05	[-.12, .01]	1.04
論調 (0: 否定, 1: 賛成)	.07 *	[.00, .13]	1.01	.19 **	[.12, .25]	1.00	.24 **	[.18, .30]	1.01	.16 **	[.10, .22]	1.00
感情価 (0: なし, 1: あり)	-.07 *	[-.14, -.01]	1.01	-.02	[-.09, .04]	1.00	.06	[.00, .12]	1.00	-.05	[-.11, .01]	1.00
認知欲求	-.13 **	[-.19, -.06]	1.06	-.05	[-.11, .02]	1.09	.04	[-.02, .11]	1.05	-.06	[-.12, .00]	1.07
コミットメント	.09 **	[.02, .15]	1.10	.06	[-.01, .12]	1.14	-.05	[-.11, .01]	1.06	.25 **	[-.18, .31]	1.08
論調×感情	.03	[-.03, .09]	1.01	.02	[-.04, .08]	1.01	.03	[-.03, .09]	1.01	-.03	[-.09, .03]	1.01
論調×認知欲求	.01	[-.05, .08]	1.05	.03	[-.03, .01]	1.08	.04	[-.02, .10]	1.05	-.07 *	[-.13, -.01]	1.07
論調×コミットメント	.02	[-.04, .08]	1.06	-.01	[-.07, .06]	1.09	-.02	[-.08, .05]	1.04	-.05	[-.11, .02]	1.07
感情×認知欲求	-.03	[-.09, .04]	1.05	-.07 *	[-.14, -.01]	1.09	.01	[-.05, .07]	1.04	.01	[-.06, .07]	1.07
感情×コミットメント	-.04	[-.10, .03]	1.05	-.03	[-.09, .04]	1.09	.00	[-.06, .07]	1.04	.00	[-.06, .06]	1.07
R^2	.05 **			.07 **			.10 **			.10 **		

Table 6 態度維持にコメントが与える影響

変数名	動物駆除	95%CL	VIF	社保拡大	95%CL	VIF	DF応用	95%CL	VIF	人口制限	95%CL	VIF
T1-T2間隔	.01	[-.08, .09]	1.04	-.06	[-.15, .02]	1.04	-.09 *	[-.17, -.01]	1.03	-.06	[-.15, .02]	1.03
週間利用時間	.01	[-.08, .09]	1.02	.02	[-.06, .11]	1.03	.05	[-.03, .13]	1.02	-.05	[-.13, .03]	1.02
年齢	-.05	[-.13, .04]	1.03	.16 **	[.08, .24]	1.05	-.12 **	[-.20, -.03]	1.03	-.07	[-.15, .01]	1.03
性別 (0: 男性, 1: 女性)	-.15 **	[-.23, -.06]	1.07	-.07	[-.15, .01]	1.05	-.12 **	[-.20, -.03]	1.06	-.05	[-.14, .03]	1.05
論調 (0: 否定, 1: 賛成)	-.02	[-.10, .06]	1.01	.08 +	[.00, .16]	1.01	.10 *	[.02, .18]	1.02	.08 *	[.00, .16]	1.01
感情価 (0: なし, 1: あり)	.01	[-.08, .09]	1.01	-.01	[-.09, .07]	1.01	.05	[-.03, .14]	1.02	-.06	[-.14, .02]	1.01
認知欲求	-.16 **	[-.25, -.07]	1.11	.04	[-.05, .12]	1.11	.03	[-.06, .11]	1.08	-.02	[-.11, .06]	1.15
コミットメント	.15 **	[.06, .24]	1.11	.10 *	[.01, .18]	1.12	.01	[-.07, .10]	1.05	.26 **	[-.17, .34]	1.13
論調×感情	-.05	[-.13, .04]	1.01	.03	[-.05, .11]	1.01	.00	[-.09, .08]	1.02	-.04	[-.12, .04]	1.01
論調×認知欲求	.08	[.00, .17]	1.08	.00	[-.09, .08]	1.09	.04	[-.04, .13]	1.05	-.05	[-.13, .04]	1.14
論調×コミットメント	.01	[-.08, .09]	1.08	.03	[-.06, .11]	1.09	.06	[-.02, .15]	1.06	-.05	[-.13, .04]	1.13
感情×認知欲求	.04	[-.04, .12]	1.10	-.11 *	[-.20, -.03]	1.10	-.07 +	[-.16, .01]	1.06	.03	[-.05, .12]	1.14
感情×コミットメント	-.03	[-.12, .05]	1.09	-.02	[-.10, .07]	1.09	-.02	[-.11, .06]	1.04	-.03	[-.11, .06]	1.14
R^2	.06 **			.07 **			.06 **			.09 **		

(4) 考察

研究 2-3 では賛否の分かれる態度においても印象形成実験と同様にコメントの論調に個人の態度が唱導されていることが明らかとなった。一方、印象形成実験で認められた否定コメントにおける感情価による論拠の唱導効果は追認されず、むしろ感情価が追加されることで唱導効果が減少していることが明らかとなった。賛否の分かれる態度においては怒りや嫌悪などのネガティブな感情価は逆にコメントの信頼性を損なう可能性が考えられる。また、T1 において形成された態度が維持されているかを検討したところ、T1 において有意な係数が認められた論拠の効果は、新規性の高い DF 応用と人口制限では維持されていたが、既有態度が想定される動物駆除及び社保拡大については認められていなかった。コミットメントが高い場合、説得によって生み出された一時的な認知的不協和が時間とともに元の態度に戻ることでその不協和が解消されることが示されている説得研究の結果 (Petty と Cacioppo, 1986) とも整合的である。また、動物駆除において示された感情価のネガティブな効果も T2 においては認められなかった。感情的にコメントにおけるリアクタンスの影響が維持されないことが示唆される。

3-4 研究 2-4 オンラインニュースサイトにおけるコメントが態度変容に及ぼす影響（コメントの感情価とコメントへの注）

（1）実験の概要

研究 2-3 までの結果からは、印象形成実験と同様に賛否の分かれる態度においてもコメントの論調によって個人の態度が唱導されていることが明らかとなった。一方、上述の研究では個人の元々の態度が測定されていないため、元々の態度がどの程度変容するかは明らかとなっていない。そこで研究 3-4 においては、あらかじめ個人の態度及びその態度への自信を測定した上で、賛否の分かれるテーマの中立記事及びコメント刺激を呈示し、個人の態度変容にコメントが及ぼす影響について検討した。個人の態度の変化を従属変数とし、コメントの論調（賛成・否定）及び感情価（弱・強）の影響を確認したところ、どのテーマでも既有態度が否定であるほど態度変化が少ないものの、コメントの論調が態度変容に及ぼしていることが示唆された。

（2）方法

調査参加者 調査は Crowd Works に登録するモニター会員 850 人に対し行った。回答時間が著しく短いもの（200 秒以下）、1 つ設定した DQS 質問に誤ったもの 86 件を削除し、764 人（男性 370 名、女性 390 名、その他 4 名、 $Mage(SD)=42.12(8.06)$ 歳）を対象とした。

手続き 本調査は 2024 年 1 月 16 日から 4 日間行った。参加者は以下の個人特性に関連する質問項目後、4 つのテーマに対する既存の態度及びその態度に対する自信について回答したのち、呈示順序がランダム化された 4 つの記事及びコメントを読み、記事のテーマに対する態度及び自信について再び回答し、最後に認知欲求尺度に回答した。研究 2-4 で追加した記事のテーマに対する自信の測定では、「上で答えたあなたの個人的意見についてについてどの程度自信がありますか?」と教示し、「全く自信がない」、「どちらでもない」、「非常に自信がある」の 5 件法で回答を求めた。

記事刺激 記事刺激は研究 2-3 の予備調査で作成した 4 つのテーマ記事（紛争解決、ネット監視、遺伝子操作、AI 裁判官）及びコメントであり、その記事の下部にはコメントを 2 つ配置した（論調条件：否定 $N=379$ 、肯定 $N=385$ 、感情価条件：低 $N=380$ 、高 $N=384$ ）。また、Good356, bad 36, Good184, bad 20 をそれぞれのコメントに追加した。

（3）主要な結果

コメントが態度変容に及ぼす影響について検討するために、それぞれのシナリオに対する態度及び自信の変化を従属変数、個人特性、認知欲求、コミットメント、コメントの論調（0: 否定, 1: 賛成）、感情価（0: なし, 1: あり）、既有態度及びそれらの交互作用を従属変数とした重回帰分析を行った（Table 7）。まず、態度の変化について検討したところ、すべてのシナリオにおいて論調で有意な正の標準偏回帰係数が認められた。個人の態度を統制しても研究 2-3 と同様にコメントの論調に意見が唱導されていることが明らかとなった。また、既有態度においてはすべてのシナリオで有意な負の標準偏回帰係数が認められた一方で、論調とコメントの交互作用は認められなかった。この結果は、元々の態度が否定的な場合に態度が変化しにくい、論調コメントの唱導効果は既有態度によって差がないことを示している。

また、自信の変化について検討したところ、紛争解決シナリオ及び AI 裁判官シナリオで論調と既有態度の交互作用が認められた。単純傾斜を検討したところ、既有態度と逆のコメントを閲覧した場合には、自己の態度に対する自信が減少していることが示された。

（4）考察

事前にテーマへの態度及び自信を測定し、その変化を検討した研究 2-4 でもコメントの論調に個人の態度が唱導されていることが追認された。一方、印象形成実験で認められた否定コメントにおける感情価による論調の唱導効果は確認されなかった。研究 2-3, 2-3 の結果は 2024 年 9 月 6 日–9 月 8 日に開催される日本心理学会第 88 回大会において発表予定であり、その後修正加筆を加えて速やかに刊行予定である。

研究 2 では、他者の投稿したコメントがオンラインニュースに付置された状況を、CMC における社会的影響と捉え、その影響について 4 つの Web 実験を用いて検討した。研究 2-1 及び研究 2-2 は中立記事を刺激とした印象形成実験、研究 2-3 は賛否の分かれるテーマ記事を刺激とした態度形成実験、研究 2-4 は既存の態度からの変容を確認する態度変容実験であった。4 つの実験からは一貫してコメントの論調が個人の態度に及ぼす影響が確認された一方で、コメントの感情価の影響は限定的であった。また、研究 2-2 で示されたように意識レベルの高低に関わらず論調の唱導効果が認められたこと、研究 2-3, 2-4 で示されたように態度形成、態度維持、態度変容のすべてのプロセスでコメントの影響が認められたことからコメントの影響力の大き

さがうかがわれる。今後、他のプラットフォームやコメントの種類の精査を加えた研究の蓄積が期待される。

Table 7 態度及び自信の変容にコメントが与える影響

態度変化	紛争解決	95%CL	VIF	ネット監視	95%CL	VIF	遺伝子操作	95%CL	VIF	AI裁判官	95%CL	VIF
週間利用時間	.04	[-.03, .11]	1.03	-.02	[-.09, .04]	1.02	-.01	[-.07, 0.06]	1.03	.05	[-.01, .12]	1.03
年齢	-.05	[-.12, .02]	1.05	-.10 **	[-.16, -.03]	1.03	-.04	[.10, 0.03]	1.05	-.07 *	[-.14, .00]	1.06
性別 (0: 男性, 1: 女性)	-.04	[-.11, .03]	1.10	.00	[-.07, .06]	1.06	-.04	[-.11, 0.03]	1.09	-.08 *	[-.15, -.01]	1.06
論調 (0: 否定, 1: 賛成)	.14 **	[.07, .21]	1.02	.10 **	[.04, .17]	1.02	.14 **	[.07, 0.21]	1.02	.14 **	[.07, .21]	1.02
感情価 (0: なし, 1: あり)	.03	[-.04, .10]	1.01	.00	[-.06, .07]	1.01	.01	[-.06, 0.08]	1.01	-.01	[-.07, .06]	1.01
認知欲求	.00	[-.08, .07]	1.10	-.07	[-.13, .00]	1.09	-.01	[-.08, 0.06]	1.10	-.07 *	[-.14, .00]	1.05
コミットメント	.01	[-.06, .08]	1.13	.12 **	[.06, .19]	1.10	.05	[-.02, 0.12]	1.14	.06	[-.01, .13]	1.19
既有態度	-.27 **	[-.34, -.20]	1.07	-.38 **	[-.44, -.31]	1.01	-.36 **	[-.43, -.29]	1.11	-.38 **	[-.45, -.31]	1.16
論調×感情	.02	[-.05, .09]	1.01	.02	[-.04, .09]	1.01	-.02	[-.09, 0.05]	1.01	-.06	[-.13, .00]	1.01
論調×認知欲求	.00	[-.07, .07]	1.11	.02	[-.05, .09]	1.10	.02	[-.05, 0.09]	1.11	-.03	[-.10, .04]	1.06
論調×コミットメント	-.10 **	[-.17, -.03]	1.10	-.03	[-.10, .04]	1.08	-.04	[-.11, 0.03]	1.12	.00	[-.07, .07]	1.16
感情×認知欲求	.02	[-.05, .09]	1.11	.03	[-.03, .10]	1.09	.05	[-.02, 0.11]	1.09	.01	[-.06, .08]	1.05
感情×コミットメント	.00	[-.07, .08]	1.11	.01	[-.06, .08]	1.08	.03	[-.04, 0.09]	1.09	.04	[-.02, .11]	1.06
既有態度×論調	.00	[-.07, .07]	1.01	.05	[-.02, .11]	1.01	-.06	[-.13, 0]	1.05	-.02	[-.09, .05]	1.12
R^2	.10 **			.19 **			.15 **			.17 **		
自信変化	紛争解決	95%CL	VIF	ネット監視	95%CL	VIF	遺伝子操作	95%CL	VIF	AI裁判官	95%CL	VIF
週間利用時間	-.03	[-.10, .04]	1.03	-.03	[-.10, .04]	1.02	.00	[-.08, 0.07]	1.03	-.05	[-.12, .03]	1.03
年齢	.07	[.00, .14]	1.05	.04	[-.03, .11]	1.03	.03	[-.04, 0.1]	1.05	.01	[-.06, .08]	1.06
性別 (0: 男性, 1: 女性)	-.01	[-.08, .06]	1.10	-.04	[-.11, .03]	1.06	-.02	[-.09, 0.05]	1.09	-.02	[-.09, .06]	1.06
論調 (0: 否定, 1: 賛成)	.00	[-.08, .07]	1.02	.03	[-.04, .10]	1.02	-.15 **	[-.22, -.08]	1.02	-.06	[-.13, .01]	1.02
感情価 (0: なし, 1: あり)	-.02	[-.09, .05]	1.01	-.01	[-.08, .06]	1.01	-.03	[-.10, 0.04]	1.01	.00	[-.08, .07]	1.01
認知欲求	-.06	[-.13, .02]	1.10	.06	[-.02, .13]	1.09	-.04	[-.11, 0.03]	1.10	.01	[-.06, .08]	1.05
コミットメント	-.05	[-.13, .02]	1.13	-.07	[-.14, .01]	1.10	.02	[-.05, 0.1]	1.14	.01	[-.07, .09]	1.19
既有態度	-.01	[-.09, .06]	1.07	-.11 **	[-.18, -.03]	1.01	.12 **	[.05, 0.2]	1.11	-.08	[-.15, .00]	1.16
論調×感情	.00	[-.07, .07]	1.01	-.02	[-.09, .05]	1.01	-.06	[-.13, 0.01]	1.01	.04	[-.03, .11]	1.01
論調×認知欲求	.01	[-.06, .09]	1.11	.03	[-.05, .10]	1.10	-.03	[-.10, 0.05]	1.11	.04	[-.03, .11]	1.06
論調×コミットメント	.04	[-.04, .11]	1.10	-.02	[-.09, .06]	1.08	.08 *	[.01, 0.15]	1.12	-.03	[-.10, .05]	1.16
感情×認知欲求	.00	[-.07, .08]	1.11	.02	[-.05, .10]	1.09	-.02	[-.09, 0.06]	1.09	-.03	[-.10, .04]	1.05
感情×コミットメント	-.01	[-.08, .06]	1.11	-.06	[-.14, .01]	1.08	.07	[.00, 0.14]	1.09	.01	[-.06, .09]	1.06
既有態度×論調	.15 **	[.08, .22]	1.01	.05	[-.02, .13]	1.01	.07	[.00, 0.14]	1.05	.15 **	[-.08, .23]	1.12
R^2	.04 **			.03			.07 **			.04 *		

【参考文献】

- Bless, H., Böhner, G., Schwarz, N., & Strack, F. (1990). Mood and persuasion: A cognitive response analysis. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 16(2), 331–345.
- Cacioppo, J. T., & Petty, R. E. (1982). The need for cognition. *Journal of Personality and Social Psychology*, 42(1), 116–131. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.42.1.116>
- Chalдини, R. B. (2014). *Influence: The psychology of persuasion* (Revised edition). HarperCollins.
- Chung, D. S., & Yoo, C. Y. (2008). Audience motivations for using interactive features: Distinguishing use of different types of interactivity on an online newspaper. *Mass Communication and Society*, 11(4), 375–397.
- Dubrovsky, V., Kiesler, S., & Sethna, B. (1991). The Equalization Phenomenon: Status Effects in Computer-Mediated and Face-to-Face Decision-Making Groups. *Human-Computer Interaction*, 6(2), 119–146.

- Edwards, C., Edwards, A., Qing, Q., & Wahl, S. T. (2007). The influence of computer-mediated word-of-mouth communication on student perceptions of instructors and attitudes toward learning course content. *Communication Education*, 56(3), 255–277.
- 藤桂・湯川進太郎 (2005). 満たされない自己が敵意的認知と怒り感情に及ぼす影響. *カウンセリング研究* 38(1), 22–32.
- Hatfield, E., Forbes, M., & Rapson, R. L. (1993). Emotional Contagion. *Current Directions in Psychological Science*, 2(3), 96–99.
- 平山るみ・楠見孝 (2004). 批判的思考態度が結論導出プロセスに及ぼす影響—証拠評価と結論生成課題を用いての検討— *教育心理学研究*, 52, 186–198.
- 伊藤美奈子 (1993). 個人志向性・社会志向性尺度の作成及び信頼性・妥当性の検討. *心理学研究*, 64(2), 115–122.
- 速水敏彦・木野和代・高木邦子 (2004). 仮想的有能感の構成概念妥当性の検討. *名古屋大学大学院教育発達科学研究科紀要 心理発達科学*, 51, 1–8.
- 加藤伸弥・藤森和美 (2021). 日本語版 Trait Schadenfreude Scale (J-TSS) 作成の試みと信頼性妥当性の検討. *パーソナリティ研究*, 30(2), 70–79.
- 神山貴弥・藤原武弘 (1991). 認知欲求尺度に関する基礎的研究. *社会心理学研究*, 6(3), 184–192.
- Lee, E. J., & Jang, Y. J. (2010). What do others' reactions to news on internet portal sites tell us? effects of presentation format and readers' need for cognition on reality perception. *Communication Research*, 37(6), 825–846.
- Lewicki, P., Hill, T., & Czyzewska, M. (1992). Nonconscious acquisition of information. *American Psychologist*, 47(6), 796–801.
- newsHACK (2023). AI を軸に振り返る「Yahoo!ニュース コメント」健全化の取り組み～ユーザーが安心して利用できる言論空間のために～https://news.yahoo.co.jp/newshack/inside/news_comment2023.html
- Otamendi, F. J., & Sutil Martín, D. L. (2020). The Emotional Effectiveness of Advertisement. *Frontiers in Psychology*, 11(September).
- 岡島京子 (1988). 親和動機測定尺度 の作 成. *教育心理学会第 30 回大会 発表論文集*, 864–865.
- 大久保暢俊・下田 俊介・鈴木 公啓 (2015). 会的比較傾向と自己意識特性の関係. *東洋大学人間科学総合研究所紀要*, 17, 137–143.
- Petty, R. E., & Wegener, D. T. (1998). Attitude change: Multiple roles for persuasion variables. *The Handbook of Social Psychology*, January 1998, 323–390.
- 上野行良 (1993). ユーモアに対する態度と攻撃性及び愛他性との関係. *心理学研究*, 64, 247–254.
- Riegner, C. (2007). Word of mouth on the web: The impact of web 2.0 on consumer purchase decisions. *Journal of Advertising Research*, 47(4), 436–447.
- Springer, N., Engelmann, I., & Pfaffinger, C. (2015). User comments: motives and inhibitors to write and read. *Information Communication and Society*, 18(7), 798–815.
- Sproull, L., & Kiesler, S. (1986). Reducing Social Context Cues: Electronic Mail in Organizational Communication. *Management Science*, 32(11), 1492–1512.
- 斎藤和志 (1999). 社会的迷惑行為と社会を考慮すること 愛知淑徳大学論集 24, 67–77).
- Wojcieszak, M. E., & Mutz, D. C. (2009). Online groups and political discourse: Do online discussion spaces facilitate exposure to political disagreement? *Journal of Communication*, 59(1), 40–56.
- Yoo, C. Y. (2008). Unconscious processing of web advertising: Effects on implicit memory, attitude toward the brand, and consideration set. *Journal of Interactive Marketing*, 22(2), 2–18.
- 吉田綾乃・浦光博 (2003). 自己卑下呈示を通じた直接的・間接的な適応促進効果の検討. *実験社会心理学研究*, 42(2), 120–123.

〈発 表 資 料〉

題 名	掲載誌・学会名等	発表年月
インターネット上のコメント機能に関する研究 (1) 人はなぜコメントするのか	日本社会心理学会第 64 回大会	2023 年 9 月 7 日
インターネット上のコメント機能に関する研究 (2) 人はなぜコメントを読むのか	日本社会心理学会第 64 回大会	2023 年 9 月 7 日
人はなぜコメントするのか? ～Yahoo!ニュースと YouTube における投稿者の個人特性に着目して～	ヒューマンコミュニケーション基礎研究会 (HCS)	2024-03-02
User characteristics influencing the frequency of viewing comments on news and video websites	The 32th International Congress of Psychology	2024-07-23 (予定)
ニュースサイトにおけるコメントの影響力 (1) コメントの論調と社会的証明に着目して	日本社会心理学会第 65 回大会	2024-09-1 (予定)
ニュースサイトにおけるコメントの影響力 (2) コメントの感情価とコメントへの注視に着目して	日本社会心理学会第 65 回大会	2024-09-1 (予定)
オンラインのコメント機能に関する尺度作成の試み—YouTube ユーザーを対象とした探索的検討—	東北学院大学教養学部論集, 193	2023-09
オンラインのコメント機能の利用動機に関する研究—YouTube 及び Yahoo!ニュースユーザーを対象とした探索的検討—	健康科学研究	2024-9 (刊行予定)