

Web 上におけるくちコミの量と質が情報過負荷の発生と購買意思決定に及ぼす影響

前田 洋光・吉岡 千咲

要 約

必要以上の情報が提示され、負担が過大にかかり購買意思決定に負の影響を及ぼす現象を情報過負荷と呼ぶ。本研究では、Web 上のくちコミの量と質が情報過負荷の発生とその後の購買意思決定に及ぼす影響を、質問紙による意識データに加え、アイトラッキングによる行動データから議論した。本実験は60名を対象に、くちコミの質(感想・詳細)2条件×くちコミの量(少・中・多)3条件を操作する参加者間計画で行われた。実験参加者には、シナリオで提示された場面を想定しながら、架空の購買場面として実験用サイトを自由に閲覧してもらい、その際、アイカメラを用いて視線を測定した。実験の結果、特にくちコミの提示数が多いことで情報過負荷が生じ、その結果購買意欲の低下がもたらされる負のルートも見出された反面、総注視回数を増加させることで情報の効果的な取得をもたらし、購買意欲を高める正のルートも検出された。これら相反する2つのルートを中心に、Web 上におけるくちコミの量と質が及ぼす影響について総合的に議論がなされた。

キーワード：情報過負荷、Web 上のくちコミ、購買意思決定、アイトラッカー、消費者行動

Key Words: information overload, eWOM, purchasing decisions, eye tracker, consumer behavior

目 的

情報過負荷に関する諸研究

一般に、消費者は選択肢のより多い状況に魅力を感じると考えられている。しかし、多すぎる選択肢はかえって消費者の選択満足度の低下や選択行動の放棄を起こすと一連の研究で示されている(e.g., Iyenger & Lepper, 2000)。

Iyenger & Lepper (2000)では、高級ジャムを販売する際、試食できる数が6種類(少数選択肢)であるか、24種類(多数選択肢)であるかによって、その後の消費行動にどのような差異があるか検討している。実験の結果、まず、試食をした人の割合は、6種類群(約40%)よりも24種類群(約60%)の方が高くなった。この結果は、選択肢の多い方が注目を集めていることを示唆し、選択肢の多い状況を好むという一般的信念と一致している。しかし、試食後に実際に購買した人の割合は、6種類群は30%に対し、24種類群では、わずか3%であった。この購買行動は、試食に対する満足度に起因すると考えられる。すなわち、選択肢数が多いほど、試食に対

する満足度が低下して購買行動が抑制されることが明らかにされたといえよう。この現象が生起する背景の1つは、情報過負荷、あるいは認知的過負荷が挙げられる。つまり、あまりにもたくさんの選択肢を提示されることで、選択に伴う労力が増し、選択への動機づけが低下するということである。

ただし、この情報過負荷そのものは新しい概念ではなく、これまでの消費者行動研究でも数多くの知見が蓄積されている。例えば Staelin & Payne (1976)は、選択肢数と属性情報数が情報収集率に及ぼす影響を検討している。その結果、選択肢数および属性情報数の増加により、利用可能な情報量は増加するが、実際に収集される情報量の割合は減少することを示している。また、Jacoby, Speller, & Kohn (1974)は、選択肢数と属性数による情報量が意思決定の正確性に及ぼす影響を検討した結果、情報量が中程度の水準において正確性が最も高まることを明らかにしている。すなわち、過剰な情報量は、意思決定の質を損ねると指摘されよう。加えて、情報過負荷は、情報処理速度の鈍化(e.g., Jacoby, 1977)や、モチベーションの低下(e.g., Herbig & Kramer, 1994; Malhotra, 1984)など、購買意思決定に種々のネガティブな影響を及ぼすことがたびたび指摘されている。

さらに、情報過負荷は選択肢数以外でも起り得る。Schneider (1987)は、情報過負荷は必ずしも情報量が多いことによって引き起こされるのではなく、情報の性質によっても引き起こされるとしている。例えば Keller & Staelin (1987)は、情報量とともに、情報の質(この研究では、各情報の重要性)を組み合わせて、意思決定の正確性に及ぼす影響を検討した。その結果、情報量の増加に加え、情報の質の向上により、意思決定の正確性が低下したことが示された。

本研究の主眼

近年では、ネットショッピングが普及し、消費者は購買場面でレビュー(くちコミ)を重視する傾向にある。インターネット上のくちコミが消費者の購買意思決定やブランド態度に対する態度形成に大きな影響を及ぼすため、マーケティングの観点でもくちコミの重要性は高い(e.g., Chevalier & Mayzlin, 2006; Dellarocas, 2003; Trusov, Bucklin, & Pauwels, 2009)。しかし、購買意思決定において重要な情報であるが、情報過負荷の観点から考えると、多すぎるレビュー数はかえって意思決定に負の影響を招くおそれがある。

インターネット上のレビューの量と質が情報過負荷に及ぼす影響を検討した研究では、Park & Lee (2008)が挙げられる。この研究では、2(レビューの質:主観的な内容(単なる感想条件)・属性情報を含む内容(詳細条件))×3(レビュー数:少・中・多)×2(商品への関与度:低・高)の3要因実験計画で、ポータブル・マルチメディアプレイヤーの購買場面を想定させるシナリオ実験をおこなった。その結果、製品に対してより深く情報処理しようとする「高関与」である場合に限り、処理に負担がかかる「詳細」なレビューでは、レビューの提示数が多いときに「レビューに対する知覚される情報量(perceived informativeness)」および「購買意欲(purchasing intention)」が低下する反面、レビューの提示数が中程度のときに、これらの指標がもっとも高

く評価されるという、逆U字型の関係がみられた。同様に、ホテルを対象にシナリオ実験をおこなった Furner & Zinko (2017)においても、レビュー数が多すぎると、購買意欲や信頼性の低下をもたらすことが示されている。すなわち、Web上のくちコミにおいても、情報の量と質いかんでは、情報過負荷が発生するといえよう。

ただし、Park & Lee (2008)や Furner & Zinko (2017)では、意識データのみで検討されており、どのようなプロセスで情報過負荷が生じたのかに関して、十分に説明できない。そこで本研究では、従来の意識データに加え、実験参加者が Web ページを閲覧する行動に対してアイトラッキングを測定することで、どのような行動データがどのように購買意欲等を規定するのかを検討する。具体的には、どの程度の量のくちコミを閲覧したのかという「くちコミへの総注視時間」「総注視回数」「閲覧するくちコミ数」に加え、どの程度くちコミ情報を処理したのかという「くちコミ1つあたりの注視時間」「ポジティブなくちコミ1つあたりの注視時間」「ネガティブなくちコミ1つあたりの注視時間」「情報処理率(全くちコミ数に対していくつ処理したのかの割合)」を算出し、情報過負荷を説明する。くちコミ提示数が増加すると、処理する対象が増えるため、くちコミへの注視時間や注視回数も増加すると考えられる。一方で、くちコミ提示数の増加は、より深く情報処理を行おうとすることが負担につながるため、くちコミ1つあたりの注視時間や情報処理率が減少すると想定される。

また、Park & Lee (2008)では、ポジティブな内容のレビューのみ提示した検討であることから、外的妥当性を高めるため、ネガティブな内容も含めて検討する。

以上のことから本研究では、くちコミ情報をより深く処理しようとする高関与な場面を設定した上で、Park & Lee (2008)をもとに、くちコミの量(少・中・多)と質(詳細・感想)を操作し、意識データと行動データを指標に、購買意欲やブランド態度への影響を検討する。

仮説1 (意識データ) : くちコミの効果や購買意欲を指標にした場合、「感想」くちコミでは、情報処理が容易であるため、提示数が増えることで高まるであろう。しかし、処理に労力のかかる「詳細」くちコミの場合では、情報過負荷が発生し、提示数が多すぎるとくちコミの効果や購買意欲は低減し、中程度のときに最も高まるであろう。

仮説2 (行動データ) : くちコミの質に関わらず、くちコミの提示数が増加すると、より多くの情報を処理しようとするため、くちコミへの総注視時間や総注視回数、閲覧したくちコミ数は増加するだろう。しかし、より情報処理に負荷がかかる「詳細」くちコミの提示数が増加すると、情報処理をする動機づけが低減するため、くちコミ1つあたりの注視時間および情報処理率は低下するだろう。

方 法

実験期間・実験参加者

2019年6月17日～7月19日にかけて、京都橘大学の実験室で実験を行った。

実験参加者の募集は主に京都橘大学の講義後に行い、承諾を得た2～4回生60名(男性13名、女性47名；平均年齢=20.07歳、SD=1.04歳)を対象に実験を行った。ただし全実験参加者中11名は、使用機器のトラブルにより視線の解析が不可能であったため、行動データを用いた分析は49名(男性9名、女性40名)であった。

シナリオと実験デザイン

本実験では、対象製品に対して高関与に設定するため、お世話になった先輩へギフトを贈るというシナリオを用いてワイヤレスイヤホンの購買場面を想定してもらった。シナリオを高関与状況に設定した理由は、Park & Lee (2008)において、高関与条件のみに情報過負荷の発生が確認されたためである。また、一般に他者にギフトを贈るという行為は、関与の下位概念である「購買関与」を高めるため(前田, 2012)、高関与状況のシナリオとして適切であると判断した。ワイヤレスイヤホンを対象製品に選定した理由は、音質や着け心地など、様々な属性があるため、くちコミの重要度が高いことに加え、シナリオ内の状況下で、ギフトとして違和感がないと判断したためである。

本研究では、Park & Lee (2008)に倣い、くちコミの質(感想条件・詳細条件)とくちコミの量(少(3個)・中(9個)・多(20個))を操作する2×3の条件設定を行った。「感想条件」は主観的な内容とした一方、「詳細条件」は使用データを含む客観的な属性情報を提示した。くちコミのポジティブとネガティブの提示割合は、少(2:1)・中(6:3)・多(14:6)とした。参加者をランダムに10名ずつ6条件に割り振った。

装置・材料・実験環境

アイカメラ アイカメラによる視線の測定には、DITECTの「ViewTracker II」を使用した。視線の解析には、同社のソフトウェア「QG Plus」を使用した。

e コマース・サイト 実際に実験で使用したサイトはFigure 1にした通りである。「Akiki」の左右分離型ワイヤレスイヤホンを対象製品とし、Amazonで実在するワイヤレスイヤホンの



Figure 1 実験に使用したサイト

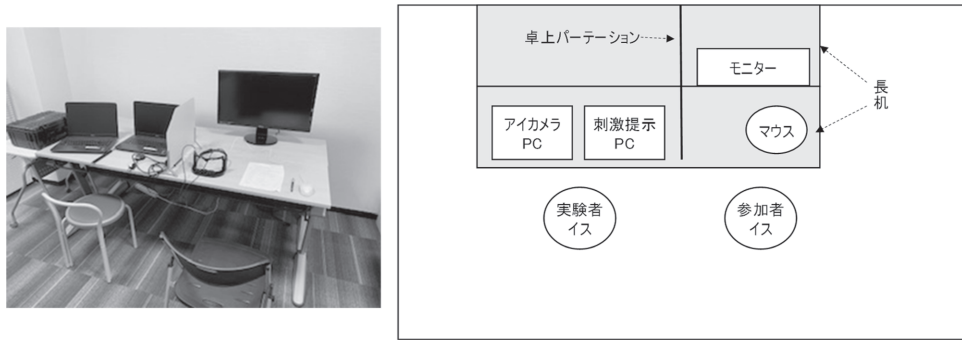


Figure 2 実際の実験室の写真(左)と実験室の図(右)

ページを参考に作成した。サイトは、はじめにワイヤレスイヤホンの説明と関連商品が掲載されており、下までスクロールしていくと、くちコミが見られる構成であった。くちコミは条件ごとに提示数を変えて掲載した。製品説明は既存のものをそのまま Amazon から引用し、くちコミ欄のみ自身で作成したものに書き換えた。くちコミは、実在するものを参考に自身で作成した。文章量の影響が出ないように文字数を100文字、フォントサイズを9ポイントに統一した。

実験環境 実験は、Figure 2に示した環境の実験室で、1名ずつ行った。実験参加者から約80cm離れた位置に27インチのモニターを設置した。モニターは、アイカメラのキャリブレーションと、場面想定用のシナリオ、およびeコマース・サイトの提示のために使用した。実験参加者の左側に、実験者がアイカメラや刺激を操作するためのパソコン2台を設置した。実験者用パソコンが実験参加者の視界に入らないように、卓上パーテーションで仕切った。

実験手続き

実験についての説明 実験参加者を実験室に案内し、モニターの置いてある席に座るように指示した。はじめに、「ネットショッピングを閲覧する際の情報処理の仕方と購買意思決定への影響を検討するための実験」の実験目的や実験方法等について説明をおこない、実験参加同意書へサインを求めた。

アイカメラの設定とキャリブレーション 続いて、実験参加者にアイカメラを装着してもらい、設定を行った。実験参加者の瞳をカメラの枠内におさめ、景観レンズにモニターがおさまるように調節を行った後、カメラのピントと明るさの調節を行った。アイカメラの調節後、キャリブレーション(瞳カメラの瞳孔中心座標値と景色カメラ上の注視点を対応づける作業)を行った。

eコマース・サイトの提示と視線データの計測 次に、実験参加者に対する注意事項として、「(eコマース・サイトの)閲覧時間は5分間を目安にしていますが、ご自身のペースで見ていただければ大丈夫です。パソコンの操作について、マウスでのスクロール操作のみ行ってください。ただしサイト上の文章を読む際、スクロール操作は行わず動作を止めて読むようにしてください。サイトには全体的な商品説明とくちコミ情報が掲載されています。くちコミを参考に

しながら買うかどうか考えてください。」と教示した。

教示後、モニターに音声付きスライドでシナリオを提示して、購買場面を想定してもらうように求めた。その後、eコマース・サイトの一部(Figure 1の左図)をスライド提示するとともに、口頭で「あなたは Amazon サイトでこの商品がいいと思っています。価格も予算内で、防水効果が高く、長時間充電がもち、ペアリング操作が簡単でランニングに最適な商品でした。しかし、実際どうか分からないのでくちコミを見て決定することにしました。」と教示し、その後閲覧してもらうeコマース・サイト内でくちコミに注意が向くように強調した。

以上の教示を終えると、オフセット補正機能(キャリブレーション後に生じたずれを補正する機能)によりアイカメラの再調整をおこなった。その後、eコマース・サイト内を実験参加者モニターに提示し、「それではサイトを見てください。このサイトは、下までスクロールしていくとくちコミが掲載されています。サイトは何度スクロールしてもらっても構いません。ただし、文章を読む際はスクロールせず読んでください。それでは、始めてください。」の合図の後、視線の計測を開始した。実験参加者がサイトを閲覧し終えた合図を受け、アイカメラをはずし、サイト上のくちコミおよび商品について問うた質問紙に回答してもらった。

意識データの測定(質問紙) 質問紙は、まず、「くちコミ態度」「ブランド態度」「購買意欲」「操作チェック」について質問した。「くちコミ態度」は、Park & Lee (2008)で使用された「提示されたくちコミは商品を理解するのに役立った」に加え、独自に作成した「提示されたくちコミは有益であった」「提示されたくちコミは説得力があった」「くちコミを読む時間は十分だった」「くちコミを読む時間は短かった」「くちコミを読むことは面倒だった」「くちコミを読むことは難しかった」「くちコミを読むことは負担が大きかった」の8項目で測定した。「ブランド態度」については、「この商品を友人に勧めたい」「この商品は良い商品である」「この商品は満足できる商品である」「この商品は信頼できる」の4項目で測定した。「購買意欲」は、「この商品を買いたい」「今後この商品を見つけたら買ってみたい」の2項目で測定した。操作チェックについては、くちコミの量に対して「くちコミの提示数は多かった」の項目、くちコミの質に対して「提示されたくちコミの内容は主観的な内容であった」の項目で測定した。以上の16項目すべてを、「1. 全くそう思わない」から「7. 非常にそう思う」の7段階で回答を求めた。

次に、フェイス項目として性別、年齢、学年、学科について質問した。さらに、場面想定に対して「初めに提示されたシナリオの状況を想定することが出来たか」を「1. 出来なかった」から「5. 完全に出来た」の5段階で回答を求めた。以上に加え、個人差変数として、「オンラインショッピングをどのくらい閲覧するか(閲覧度)」「オンラインショッピングをどのくらい利用をするか(利用度)」をそれぞれ「週に数回(3~5日程度)」「週に1~2日程度」「月に2~3日程度」「月に1日程度」「数か月に1日程度」「それ未満」「使用しない」の7段階で回答を求めた。また、「オンラインショッピングを利用する際にどの程度くちコミを重視するか」について「1. 全く重視しない」から「5. 非常に重視する」の5段階、「ワイヤレ

スイヤホンにどの程度関心があるか」について「1. 全く関心がない」から「5. 非常に関心がある」の5段階で回答を求めた。最後に「ワイヤレスイヤホンをどの場面で使用するか(当てはまるもの全て)」について、「休息時」「通学」「運動(ランニングやトレーニング等)」「勉強や趣味」「家事」「使用していない」「その他」の7つの選択肢で回答を求めた。

デブリーフィング 質問紙回収後、デブリーフィングを行い、本実験で使用したサイトおよびくちコミは架空のものであることを十分に説明して実験は終了した。

視線データの行動データ化

視線の解析は、まず、くちコミごとにゾーンを切り取り、ゾーン内で1000msec以上視線がとどまっていた場合に当該くちコミを処理していたと判断した。この手順により、反復を含めていくつのくちコミを処理したのか、また、それぞれ何秒の注視時間であったのかを計測した。以上の手順によって、「くちコミへの総注視時間(注視時間の合計)」「くちコミへの総注視回数(のべ回数)」「閲覧くちコミ数(重複を除いた注視回数)」を算出した。これらをもとに、「くちコミ1つあたりの注視時間(くちコミの総注視時間を閲覧したくちコミ数で除したもの)」「情報処理率(閲覧したくちコミ数を全くちコミ数で除したもの)」「ポジティブなくちコミ1つあたりの注視時間」「ネガティブなくちコミ1つあたりの注視時間」を求めた。

結 果

操作チェック

提示したくちコミの質(詳細・感想)と量(少・中・多)の操作が適切であるか検討するために、「くちコミの量」と「くちコミの質」を独立変数に、「くちコミの提示数が多かった」と「くちコミは主観的な内容であった」の質問紙項目を従属変数に設定し、2要因の分散分析を行った。その結果、「提示されたくちコミは主観的な内容であった」の項目に対して、「くちコミの質」の主効果が5%水準で有意であり($F(1, 54) = 4.95, p < .05, \eta^2 = .08$)、「感想条件」($M = 5.20, SD = 1.24$)が、「詳細条件」($M = 4.47, SD = 1.36$)よりも有意に提示されたくちコミを主観的な内容だと認識していることが示された。同様に、「くちコミの提示数が多かった」の項目に対して、「くちコミの量」の主効果が0.1%水準で有意であり($F(2, 54) = 18.85, p < .001, \eta^2 = .41$)、「多条件」($M = 4.00, SD = 1.41$)が、「中条件」($M = 2.50, SD = .76$)および「少条件」($M = 1.95, SD = .95$)よりも有意に提示数が多いと認識していることが示された。この結果から、くちコミの量と質の操作は概ね適切であったと判断した。

意識データによる検討

くちコミ態度およびブランド態度ならびに購買意欲の構造の検討 まず、「くちコミ態度」についての8項目に対して、主成分分析を行った。固有値の減衰状況(284, 175, 118, 80…)より、

Table 1 くちコミ態度の構造と記述統計量

	平均	SD	第1主成分	第2主成分	第3主成分	h ²
負担						
くちコミを読むことは面倒だった	2.64	1.28	.91	.05	-.21	.73
くちコミを読むことは負担が大きかった	2.24	1.18	.84	.04	.08	.75
くちコミを読むことは難しかった	1.97	1.02	.75	-.09	.13	.68
効果						
提示されたくちコミは有益であった	5.37	.81	-.05	.88	-.07	.83
提示されたくちコミは商品を理解するのに役立った	5.51	.90	.03	.87	-.06	.77
提示されたくちコミは説得力があった	4.63	1.19	.05	.72	.19	.49
時間的切迫						
くちコミを読む時間は短かった	2.61	1.51	-.16	.05	.94	.79
くちコミを読む時間は十分だった	6.36	.83	-.18	-.01	-.78	.72
主成分間相関						
第2主成分			-.18			
第3主成分			.34	-.24		
α 係数			.78	.72	.60	

Table 2 ブランド態度の構造と記述統計量

	平均	SD	負荷量
この商品は良い商品である	5.27	.78	.90
この商品は満足できる商品である	5.24	.77	.89
この商品は信頼できる	4.78	1.16	.88
この商品を友人に勧めたい	4.24	1.30	.71
α 係数			.83

主成分数を3と決定し、プロマックス回転を施した(Table 1)。なお、この3主成分による累積寄与率は、72.1%であった。

第1主成分は、「くちコミを読むことは面倒だった」「くちコミを読むことは負担が大きかった」など、くちコミを読むことへのコストを示しているため「負担」と命名した。第2主成分は、「提示されたくちコミは有益であった」をはじめ、商品理解に及ぼすくちコミの効用を表しているため「効果」と命名した。第3主成分は、くちコミを読むための時間意識に関する項目で構成されていることから、「時間的切迫」と命名した。Cronbachの α 係数は、 $\alpha=.60\sim.78$ であり、十分な内的整合性が確認された。

続いてブランド態度4項目の一次元性を確認するために、主成分分析を行った。その結果、いずれの項目も第一主成分に対して高い負荷量を示し、また、Cronbachの α 係数も十分な値を示したため、一次元であると判断した(Table 2)。

購買意欲を測定した「この商品を買いたい」「今後この商品を見つけたら買ってみよう」の2項目に対して、Pearsonの相関係数を算出した結果、強い正の相関が得られたため($r=.660$,

Table 3 くちコミの質と量がくちコミ態度・ブランド態度・購買意欲に及ぼす影響(分散分析による検討)

		感想		詳細		F	η^2	下位検定
		M	SD	M	SD			
負担	少	6.20	(3.88)	5.70	(2.50)	質 .01	.00	多>少
	中	6.30	(2.11)	7.10	(2.38)	量 2.33 †	.08	
	多	8.00	(3.39)	7.90	(2.88)	質×量 .26	.01	
効果	少	13.90	(2.96)	15.10	(2.33)	質 .08	.00	中>少
	中	16.90	(1.91)	16.40	(1.78)	量 4.81 *	.15	
	多	16.00	(1.66)	14.80	(2.25)	質×量 1.54	.06	
時間的切迫	少	4.30	(2.00)	3.80	(1.32)	質 2.60	.05	
	中	3.70	(1.83)	4.80	(2.66)	量 .16	.01	
	多	3.44	(2.24)	5.40	(1.90)	質×量 1.85	.07	
ブランド態度	少	19.70	(3.74)	19.10	(4.61)	質 4.33 *	.08	感想>詳細
	中	19.80	(2.44)	18.40	(3.34)	量 .56	.02	
	多	21.89	(2.15)	18.50	(2.88)	質×量 .91	.03	
購買意欲	少	9.40	(2.32)	9.30	(3.02)	質 .78	.02	
	中	9.10	(2.08)	8.80	(2.86)	量 .23	.01	
	多	10.11	(1.69)	8.80	(2.57)	質×量 .33	.01	

注) † $p<.10$, * $p<.05$

$p<.001$)、購買意欲はこの2項目で構成されることとした。

以上の手続きによって構造化された各要因それぞれの尺度得点を算出し、以降の分析で使用するものとした。

分散分析による検討 くちコミの量と質が購買意欲等に及ぼす影響を検討するため、前記の尺度得点を従属変数とする2要因の分散分析を行った(Table 3)。

Table 3より、くちコミ態度の中で、「負担」に関しては「くちコミの量」の主効果が有意傾向であり、「多条件」($M=7.94$, $SD=3.05$)が、「少条件」($M=5.95$, $SD=3.18$)よりも高く感じる事が認められた。その一方、「効果」に関しては、同じく「くちコミの量」の主効果が有意であったものの、下位検定の結果、「中条件」($M=16.65$, $SD=1.81$)が、「少条件」($M=14.50$, $SD=2.67$)よりも高いことが示された。「時間的切迫」に関しては、主効果・交互作用とも有意な影響はみられなかった。すなわち、くちコミの量が増加すると「負担」は高まるが、「効果」については中程度であるときに最もポジティブであることが示された。

「ブランド態度」に関しては、「くちコミの質」の主効果が認められ、「感想」($M=20.41$, $SD=2.96$)の方が、「詳細」($M=18.67$, $SD=3.57$)よりも高く評価することが認められた。「購買意欲」に関しては、条件間で有意な差が認められなかった。

行動データによる検討

次に、アイトラッキングデータを従属変数として、前記と同様に、くちコミの量と質が及ぼ

Table 4 くちコミの質と量が行動データに及ぼす影響(分散分析による検討)

		感想		詳細		質	F	η_p^2	下位検定
		M	SD	M	SD				
総注視時間(秒)	少	13.92	(11.97)	23.91	(11.87)	質	1.44	.03	
	中	45.62	(29.95)	39.73	(24.25)	量	9.63***	.31	多>中>少
	多	53.81	(51.04)	81.94	(44.99)	質×量	1.13	.05	
総注視回数(回)	少	4.60	(1.43)	4.63	(1.77)	質	.53	.01	
	中	9.44	(.88)	11.00	(5.37)	量	111.60***	.84	多>中>少
	多	19.20	(.84)	19.33	(2.69)	質×量	.42	.02	
閲覧くちコミ数(個)	少	2.90	(.32)	3.00	(.00)	質	.02	.00	
	中	9.00	(.00)	8.25	(1.49)	量	313.44***	.94	多>中>少
	多	18.20	(3.49)	18.67	(2.69)	質×量	.52	.02	
情報処理率	少	.97	(.11)	1.00	(.00)	質	.07	.00	
	中	1.00	(.00)	.92	(.17)	量	1.09	.05	
	多	.91	(.17)	.93	(.13)	質×量	1.34	.06	
くちコミ1つあたりの注視時間(秒)	少	4.65	(3.98)	7.97	(3.96)	質	2.38	.05	
	中	5.07	(3.33)	4.65	(2.48)	量	2.54 [†]	.11	少>多
	多	2.89	(2.62)	4.41	(2.39)	質×量	1.43	.06	
ポジティブなくちコミ1つあたりの注視時間(秒)	少	4.46	(3.85)	6.54	(3.22)	質	1.04	.02	
	中	4.69	(3.15)	4.13	(2.05)	量	2.22 [†]	.09	少>多
	多	2.71	(2.45)	3.81	(1.80)	質×量	.90	.04	
ネガティブなくちコミ1つあたりの注視時間(秒)	少	2.52	(2.36)	5.42	(2.90)	質	3.08 [†]	.07	詳細>感想
	中	5.83	(3.94)	5.70	(3.72)	量	1.32	.06	
	多	3.30	(3.01)	5.66	(3.75)	質×量	.98	.04	

注) [†] $p < .10$, *** $p < .001$

す影響を2要因分散分析により検討した。

Table 4 に示すように、「総注視時間」「総注視回数」「閲覧くちコミ数」に関しては、当然ながらくちコミの量が多くなるにつれ、高くなることが明らかとなった。しかしながら、全くくちコミ数に対する閲覧くちコミ数である「情報処理率」に関しては、どの条件も90%以上であり、有意な差が見出されなかった。

その一方、「くちコミ1つあたりの注視時間」「ポジティブくちコミの注視時間」では、くちコミの量の主効果が有意であり、いずれも「少条件」と比べて「多条件」条件において、要する時間が低減していることが認められた。しかし、「ネガティブくちコミの注視時間」では、くちコミの量には差が見られず、代わってくちコミの質の主効果が有意であり、感想条件 ($M=3.92$, $SD=3.39$) よりも詳細条件 ($M=5.60$, $SD=3.35$) の方が長く注視することが明らかとなった。

情報の量と質が購買意欲に影響を及ぼすプロセスについての検討

本研究の目的は、情報の量と質が購買意欲に及ぼす影響を、意識データ・行動データの双方から明らかにすることであった。そこで、くちコミの量と質が、最終的な指標である購買意欲

に影響を及ぼすプロセスを検討すべく、意識データと行動データを合わせたパス解析を実施した。

初期モデルは、基点として操作チェック項目である「くちコミの提示数が多かった」と「提示されたくちコミは主観的な内容であった」を取り上げ、最終的な従属変数は、「購買意欲」に設定することとした。これらを繋ぐ媒介変数は、要因間の相関係数(Table 5)をもとに構築した。以上をもとに設定した初期モデルは、Figure 3に示した通りである。このモデルについて推定を行った結果、適合度は $\chi^2(34) = 31.55, p = .59, GFI = .89, AGFI = .82, CFI = 1.00, RMSEA = .00$ となり、採択しうる値が算出された。

しかしながら、「提示されたくちコミの内容は主観的な内容であった」と「負担」間および「情報処理率」と「購買意欲」間に有意なパスが導入されなかったため、モデルに修正を加えた。まず、消費者のネットショッピングの経験が豊富な場合には情報過負荷の発生が緩和されるという知見(Chen, Shang, & Kao, 2009)もみられることから、個人差変数として「ネットショッ

Table 5 各要因の相関係数

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1 くちコミの提示数は多かった	—	-.07	.45	.11	.04	.11	.26	.38	.64	.73	-.18	-.29	.07
2 提示されたくちコミは主観的な内容であった	-.07	—	-.21	.09	.09	.15	-.02	-.01	.02	.07	.02	-.08	-.19
3 負担	.45	-.21	—	-.17	.30	-.10	.18	.22	.25	.28	-.15	-.03	-.09
4 効果	.11	.09	-.17	—	-.13	.58	.31	.16	.16	.13	-.14	-.03	.26
5 時間的切迫	.04	.09	.30	-.13	—	-.04	-.10	.09	-.04	.04	-.21	.02	.03
6 ブランド態度	.11	.15	-.10	.58	-.04	—	.72	.06	.08	.08	.02	-.02	.06
7 購買意欲	.26	-.02	.18	.31	-.10	.72	—	.18	.07	.10	.15	.12	-.12
8 総注視時間	.38	-.01	.22	.16	.09	.06	.18	—	.63	.62	.10	.44	-.05
9 総注視回数	.64	.02	.25	.16	-.04	.08	.07	.63	—	.93	.00	-.16	-.04
10 閲覧くちコミ数	.73	.07	.28	.13	.04	.08	.10	.62	.93	—	.02	-.24	-.04
11 情報処理率	-.18	.02	-.15	-.14	-.21	.02	.15	.10	.00	.02	—	.25	-.03
12 くちコミ1つあたりの注視時間	-.29	-.08	-.03	-.03	.02	-.02	.12	.44	-.16	-.24	.25	—	.10
13 ネットショッピング利用度	.07	-.19	-.09	.26	.03	.06	-.12	-.05	-.04	-.04	-.03	.10	—

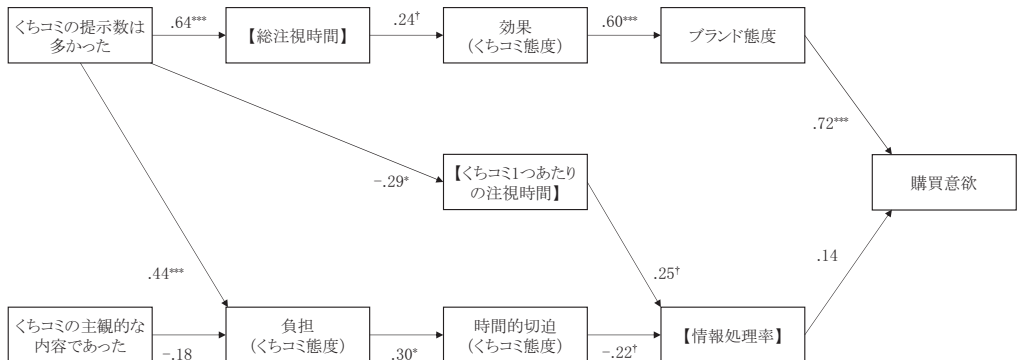


Figure 3 情報の量と質が購買意欲に影響を及ぼすプロセス(初期モデル)

注) † $p < .10$, * $p < .05$, *** $p < .001$

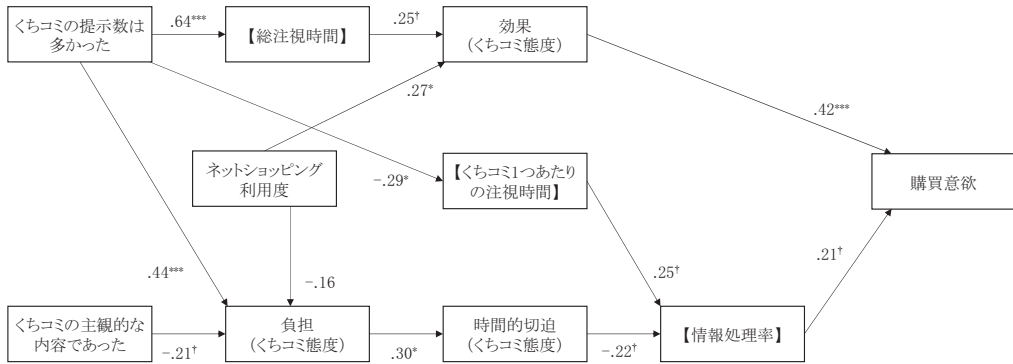


Figure 4 情報の量と質が購買意欲に影響を及ぼすプロセス (採択モデル)

注) † $p < .10$, * $p < .05$, *** $p < .001$

「ネットショッピング利用度」をピックアップし、くちコミ態度の「負担」および「効果」にパスを導入した。また、「ブランド態度」と「購買意欲」間の関連がかなり強いいため、モデルの安定を図るため「ブランド態度」を除外することとし、「効果」から「購買意欲」へ直接パスを導入した。以上をもとに再度モデルを推定した結果、より高い適合度が得られたため($\chi^2(33) = 29.39, p = .65, GFI = .91, AGFI = .84, CFI = 1.00, RMSEA = .00$)、本研究の採択モデルとした(Figure 4)。

Figure 4 から、くちコミ提示数の多さがもたらす影響過程には2つのルートが確認された。1つ目のルートは、提示数が多いことで総注視回数を増加させ、多くの情報を得られたことが効果的に作用した結果、購買意欲を高めることを示した正のルートである。2つ目のルートは、提示数が多いことが負担につながり、時間的切迫感から情報処理率が低下した結果、もしくは、1つあたりの注視時間が低下したことによって情報処理率が低下した結果、購買意欲を低減させることを示した負のルートである。さらに、くちコミの質が主観的であると、負担を和らげ、情報処理率を増加させた結果、購買意欲を高めることが示された。

考 察

本研究では Park & Lee (2008) をもとに、レビューの質と量が情報過負荷の発生と購買意思決定に及ぼす影響を検討したものである。先行研究では、質問紙による意識データのみの検討であったため、アイカメラによる行動データを含めて検討した。

まず質問紙による意識データの結果では、くちコミの量が増加すると、くちコミ情報を処理するための負担は高まる一方、「効果」については中程度であるときに最もポジティブであることが示された。すなわち、くちコミの数が多すぎた場合には効果が低減しているため、本研究においても情報過負荷が認められた。ただし、本研究では、情報処理により負担がかかる「詳細」なくちコミのみにこの傾向がみられると仮説をたてていたが、その点に関しては支持されず、質に関わらず、レビュー数が多ければ情報過負荷は生じうるといえよう。

その一方、ブランド態度を指標にした場合では、Park & Lee (2008) とは異なり、くちコミ

の量による効果がみられず、代わってくちコミの質のみの影響がみられ、「詳細条件」よりも「感想条件」で高まることが示された。その理由の一因として、本研究で用いたシナリオの問題が挙げられる。すなわち、本研究ではギフトを贈る場面を想定したため、そのような状況での製品選択は、自己の好みよりも、他者が使用したときの感想が重視される。よって、くちコミの内容が製品属性を中心とした客観的事実であるよりも、使用感を簡潔に述べられている方が、より他者が使用したときの情報として適切であり、ポジティブな製品評価に繋がった可能性が考えられる。

次に、アイトラッキングによる行動データでは、くちコミの量が多くなるにつれて、当然ながら「総注視時間」「総注視回数」「閲覧くちコミ数」も増加する一方、「情報処理率」に関しては全体的に高い水準であり、差が見られなかった。提示されたくちコミの多くが注視されたのは、本実験の教示において、くちコミをしっかりと処理するように強調したためであろう。ただし、「くちコミ1つあたりの注視時間」「ポジティブくちコミの注視時間」においては、くちコミの数が増えることによって減少することが認められた。すなわち、数が増えると個々のくちコミに対する処理水準が低くなることを示しており、これが情報過負荷の生じる原因であると考えられる。本研究では、以上の傾向は負荷のかかる「詳細」条件にのみ生じると仮定していたが、くちコミの質の影響はみられなかったため、仮説2は部分的に支持されたと判断されよう。

しかしながら、「ネガティブくちコミの注視時間」では、くちコミの量による差異は認められず、くちコミの質において「詳細条件」の方が「感想条件」よりも増加する傾向がみられた。これについて、例えばPark & Lee (2008)によると、消費者は、肯定的レビューは量に重点を置くのに対し、否定的レビューは質に焦点を当てる傾向が強いと主張している。すなわち、ネガティブなくちコミの場合では、より負荷のかかる「詳細」な情報でも深く情報処理しようとするため、「感想」条件よりも時間を要したと考えられる。

最後に、「情報の量と質が購買意欲に及ぼす影響」に関するパス解析の結果から、提示数の多さが購買意欲に及ぼす影響に関して、2つのルートが見出された。1つ目のルートは、提示数の多さが購買意欲に正の影響を与えるルートである。すなわち、提示数が多いことによって、より多くの情報を得るべく「総注視時間」が増加することで、くちコミ情報をより多く獲得し、結果的に購買意欲が高まるというものである。2つ目のルートは、先行研究と同様に、提示数の多さが購買意欲に負の影響を与えるルートである。すなわち、提示数の多さが負担や時間的切迫感を高めることにより、あるいは、1つあたりの注視時間を減少させることにより、情報処理率の低下を招き、購買意欲を低下させるというものである。これは、情報過負荷によって購買意欲が低減するプロセスと換言できよう。この2つのルートを見出せたことは、レビュー数の多さは、有効な情報量の増加というポジティブ面と、情報過負荷というネガティブ面の、相反する2つの作用をもたらすことを意味する。前述した、意識データを指標にした分散分析の結果では、購買意欲に対して提示数の多さは影響していなかったが、その理由として、“く

ちコミへの総注視時間や総注視回数を増加させるといった提示数のポジティブな効果”と、“負担を高めることでくちコミ1つあたりの注視時間を減少させるといったネガティブな効果”の2つの効果が相殺したためであると考えられる。

本研究の意義と今後の課題

本研究では、情報の量と質が意識データと行動データを介して購買意欲にどのように作用しているのかを明らかにすることを目的としていた。アイトラッキングを含めてモデル化したことで、例えば、くちコミへの総注視時間がくちコミ効果を高めることや、くちコミ1つあたりの注視時間の減少が最終的に購買意欲を低減させることなど、種々の意識データがなぜ変容するのか、客観的に捉えることができたのは、本研究の成果といえよう。その上で、情報量の多さがもたらす正負の相反するルートを示すことができた点は、マーケティング戦略上でも重要な知見であり、大きな意義があろう。

ただし、その一方でいくつかの課題も残されている。まず、この正負のルートについてのさらなる検討が必要であろう。具体的に、どのような場合にポジティブルートが生じやすいのか、逆にネガティブルートを辿りやすいのかに関する要因を深掘りすることで、どのようなときに情報過負荷が発生しやすいのか、あるいは、情報量が多くても情報過負荷が生じにくいときはどのようなときかを明らかにすることが求められる。

また、今回はくちコミの質と量を操作し、購買意欲への影響を検討したが、情報過負荷が消費者に与える影響として指摘されているのは、購買意欲以外にも選択後の満足度が挙げられる(e.g., Iyenger & Lepper, 2000)。そのため、購買前だけでなく購買後の満足度を指標にした検討も合わせて必要であろう。

以上に挙げた課題を含め、情報過負荷に関する更なる検討を推進していき、マーケティング戦略への適用など、実践可能性を模索していくことが求められよう。

引用文献

- Chen, Y., Shang, R., & Kao, C. (2009). The effects of information overload on consumers' subjective state towards buying decision in the internet shopping environment. *Electronic Commerce Research & Applications*, 8, 48-58.
- Chevalier, J. A. & Mayzlin, D. (2006). The effect of word of mouth on sales: Online book reviews. *Journal of Marketing Research*, 43, 345-354.
- Dellarocas, C. (2003). The digitization of word-of-mouth: promise and challenge of online feedback mechanisms. *Management Science*, 49, 1407-1424.
- Furner, C. P. & Zinko, R. A. (2017). The influence of information overload on the development of trust and purchase intention based on online product reviews in a mobile vs. web environment: An empirical investigation. *Electronic Markets*, 27, 211-224.
- Herbig, P. A. & Kramer, H. (1994). The effect of information overload on the innovation choice. *Journal of Consumer Marketing*, 11, 45-54.
- Iyengar, S. S. & Lepper, M. R. (2000). When choice is demotivating: Can one desire too much of a good

- thing? *Journal of Personality and Social Psychology*, 79, 995-1006.
- Jacoby, J. (1977). Information load and decision quality: Some contested issues. *Journal of Marketing Research*, 14, 569-573.
- Jacoby, J., Speller, D. E., & Kohn, C. A. (1974). Brand choice behavior as a function of information load. *Journal of Marketing Research*, 11, 63-69.
- Keller, K. L. & Staelin, R. (1987). Effects of quality and quantity of information on decision effectiveness. *Journal of Consumer Research*, 14, 200-213.
- 前田洋光 (2012). 消費者の関与 杉本徹雄(編著) 新・消費者理解のための心理学 9章 福村出版 pp.137-149.
- Malhotra, N. K. (1984). Reflections on the information overload paradigm in consumer decision making. *Journal of Consumer Research*, 10, 436-440.
- Park, D. H. & Lee, J. (2008). eWOM overload and its effect on consumer behavioral intention depending on consumer involvement. *Electronic Commerce Research and Applications*, 7, 386-398.
- Schneider, S. C. (1987). Information overload: Causes and consequences. *Human Systems Management*, 7, 143-153.
- Staelin, R. & Payne, J. W. (1976). Studies of the information seeking behavior of consumers. In J. S. Carroll & J. W. Payne (eds.) *Cognition and Social Behavior*, Lawrence Erlbaum Associates.
- Trusov, M., Bucklin, R. E., & Pauwels, K. (2009). Effects of word-of-mouth versus traditional marketing: Findings from an internet social networking site. *Journal of Marketing*, 73, 90-102.