

# 複数のオンライン・クチコミにおける疑念効果

青山学院大学 久保田進彦・学習院大学 澁谷寛

## 1. 研究の背景と仮説

### (1) オンライン・クチコミの特性

今日の消費生活において、他者によるクチコミは欠くことのできない情報であり、これには対面 (face-to-face) で提供されるものと、オンライン上で提供されるものがある。情報量、アクセスの容易性、検索性などの面において後者の利便性は前者を圧倒している。

オンライン上のクチコミは対面クチコミとは異なるいくつかの特性を有するが、中でも一度に複数のクチコミに接することが一般的であること、このような複数のクチコミは、通常は対象ブランドに関する肯定的な (正の) クチコミと否定的な (負の) クチコミから構成される場合が多いこと、および何らかの「プラットフォーム」(Xue and Phelps 2004; Schindler and Bickart 2005) に掲載されることが多いこと、などが特徴的である。

これらのうち「プラットフォーム」とは、オンライン・クチコミが集積され、取捨選択や編集が加えられ、見やすいレイアウトに収められたり検索機能などが加えられたりした上で提供される場の総称である。本研究では、プラットフォームの設置・管理・運営などにブランドの当事者企業 (および関係者等) が関与しているものを「プロモーション型」(以後「PR型」と言う)、当該ブランド企業と関連性の低い第三者によって運営されるサイトやSNSなどは「ソーシャル型」(以後「SC型」と言う)と呼ぶことにする。

### (2) 本研究の背景：複数クチコミの正負比率に関する先行研究の矛盾

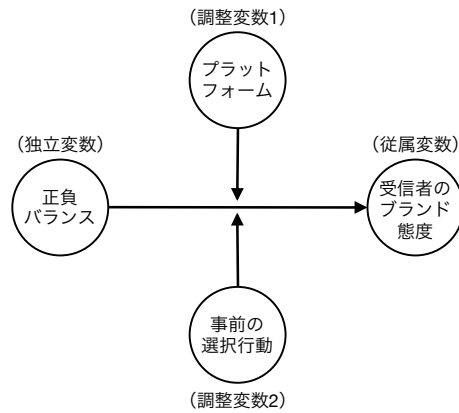
複数クチコミに関するわずかな先行研究では、正のクチコミの比率が高まるほど受信者のブランド態度等に及ぼす正の影響が高まるとする結果 (Gauri et al. 2008) と、正のクチコミの比率が高いことが必ずしも受信者に正の影響を及ぼすわけではないとする結果 (Doh and Hwang 2009; 澁谷 2012) が報告されている。本研究はこの矛盾に着目した。

### (3) 本研究の枠組みと仮説：「疑念効果」

われわれは正負が混在した複数のクチコミから構成されるオンライン上のクチコミが受信者に影響を及ぼす過程で、「疑念効果」とよばれる対面クチコミにはみられない現象が生じると考える。複数クチコミの受信者のブランド評価を従属変数、複数クチコミにおける正負バランスを独立変数とし、ここへ (a) オンライン・クチコミが提供されるプラットフォーム (PR型/SC型)、(b) 消費者のクチコミ参照前の選択行動 (あり/なし) という2つの調整変数が影響を及ぼす (図表1) という構成が、本研究の基本的な枠組みであり、ここにおいて以下に述べる条件下で疑念効果が生じるという仮説を設定した。

独立変数は、上述のように複数クチコミにおける正負のバランスである。一般的には特定のブランドに関する複数クチコミにおいて、正のクチコミの比率が高いほど、従属変数すなわち受信者のブランド評価 (ブランド態度や購買意図など) は高まると考えられる。

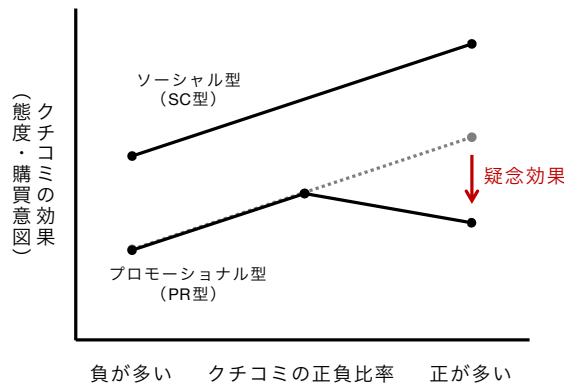
図表 1 本研究の枠組み



(a) プロモーション型プラットフォームにおける疑念効果

ここに第1の調整変数として、(a)のプラットフォームの違いが影響を及ぼすと考えた。すなわち PR 型プラットフォームに掲載されたクチコミは、そこで言及されているブランドを提供する企業自身によって操作されている可能性が高いため、SC 型プラットフォームに掲載されたクチコミと比べて、信頼性が低いと判断する消費者も多いと考えられる。このため、PR 型プラットフォームで提供される複数クチコミに対しては、正のクチコミの比率が高くなりすぎると受信者に疑念効果が生じ、対象ブランドに関する態度への正の影響が抑制されるとわれわれは考える（図表 2）。

図表 2 PR 型プラットフォームにおける疑念効果



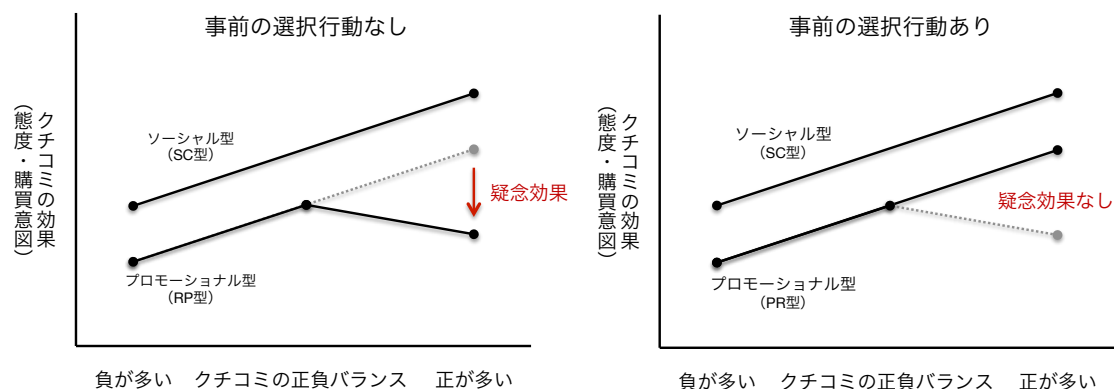
(b) クチコミ参照のタイミングと疑念効果

第2の調整変数は、消費者によるクチコミ参照前の選択行動の有無である。図表3の左側は、消費者がまだほとんど情報収集や評価等を行っていない段階でクチコミを参照するケースであり、同図に示すように PR 型プラットフォームでは疑念効果が生じると考える。すなわち正のクチコミ比率が高くなりすぎると、疑念効果により対象ブランドに関する受信者の態度や購買意図の上昇が抑制される可能性がある。

これに対して、消費者がすでにある程度の情報収集や対象の絞り込みを行った段階でクチコミを参照するケースが図表3の右側である。この場合は正のクチコミ比率が高いほど消費者にとって自己の事前の選択が正当化されることになるため、いわゆる確証バイアス (Schulz-Hardt et al. 2000; Jonas et al, 2001) によって、PR型プラットフォームであっても同図左に示すような疑念効果の発生は抑制されると考える。

本研究では、以上に述べた仮説を実験によって検証した。

図表3 クチコミ参照前の選択行動の有無と疑念効果



## 2. 実験の実施

### (1) 実験デザイン

実験では、実験参加者に提示されるクチコミがSC型とPR型という異なるタイプのプラットフォームに掲載された形をとる2つの条件が設定された。またそれぞれにおいて提示される複数のクチコミには、正の比率が高い条件と正負のクチコミが混在する条件とが設定された。また、実験参加者がクチコミを閲覧する前に、選択行動を行う条件と行わない条件とを設定した。

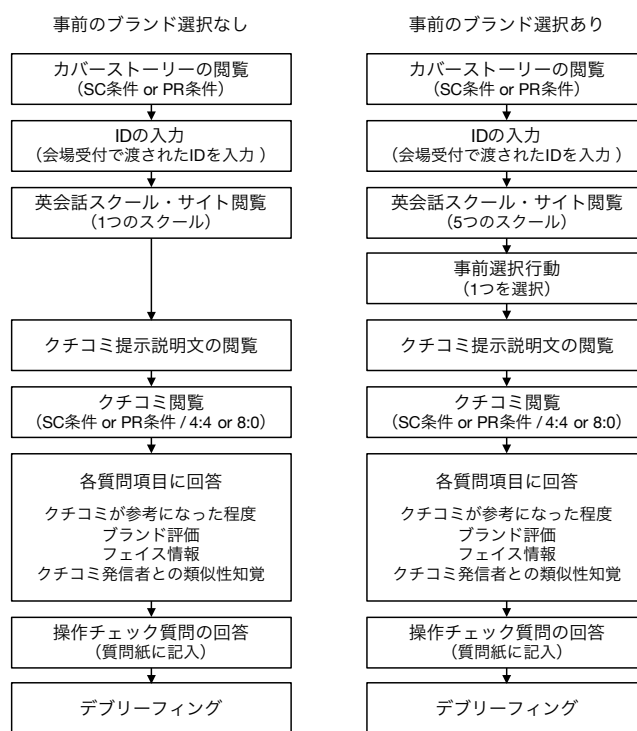
このように本実験は、2 (プラットフォーム要因: SC型/PR型) × 2 (クチコミの正負バランス要因: 正8負0/正4負4) × 2 (事前の選択行動要因: あり/なし) の8条件が設定され、それぞれに実験参加者が無作為に割り当てられた被験者間デザインによって行われた。また実験刺激として架空の英会話スクールのサイトを用いた。以降クチコミの正負バランスにおける正8負0条件を「8:0条件」、正4負4条件を「4:4条件」と呼ぶ。

### (2) 実験手続き

図表4に、参加者から見た本実験の流れを示す。「事前の選択行動あり」条件では、参加者は画面に提示された5つの架空の英会話スクールの情報を閲覧し、受講したい1つのスクールを選択してから、当該スクールに関する複数のクチコミを参照した。これに対して「事前の選択行動なし」条件では、参加者にはランダムに選ばれた1つの英会話スクー

ルが提示され、同スクールに関するクチコミを参照した。その後、どちらの条件においても参加者は、選択または提示されたスクールに関する態度や受講意向、およびいくつかの追加設問に回答し、最後に実験の真の目的や実験刺激に関するデブリーフィングを受けた後で、謝礼を受け取り、解散した。

図表 4 参加者から見た実験の流れ



### 3. 分析結果

#### (1) 操作チェック

##### (a) 操作チェック 1：プラットフォームの操作

プラットフォームの操作の確認のため、実験終了後に、実験中に提示されたクチコミが掲載されていたのが「英会話学校のサイト」または「英会話学校とは無関係のサイト」のどちらであったかを問うた。この設問に対する回答結果は、図表 5 に示す通りである。

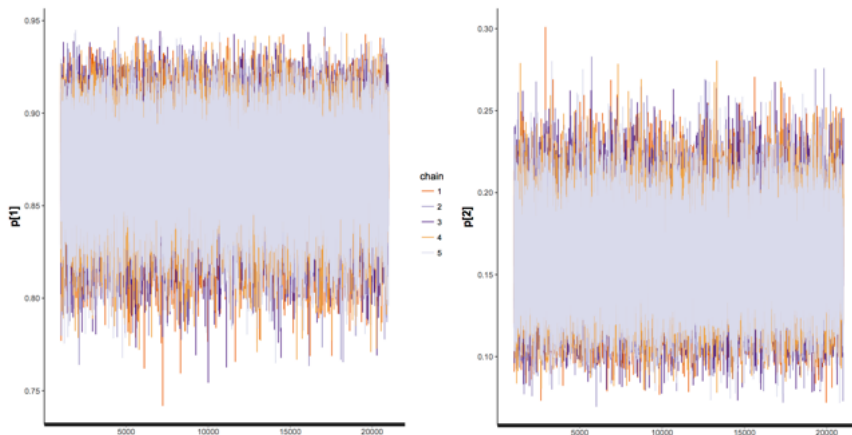
図表 5 操作チェック 1 の回答結果

プラットフォーム	英会話学校のサイト	英会話学校とは関係のないサイト
SC 条件	30 (16%)	163 (84%)
PR 条件	167 (87%)	24 (13%)

図表 5 の結果について、ベイズ推定によって比率の差とオッズ比を推定した。事前分布は、母平均  $\mu \sim U(0 \sim 1000)$ 、母標準偏差  $\sigma \sim U(0, 500)$  の一様分布とした。乱数の発生には HMC 法 (Hamiltonian Monte Carlo Method: ハミルトニアンモンテカルロ法) を用いた。長さ 2,100 の乱数列を 5 つ発生させ、バーンイン期間を 1,000 とし、合計 100,000 個の乱数を発生させることで事後分布を近似した。なお分析のためのソフトウェアには R (ver. 3.3.2) および Stan (ver. 2.12.1) を使用した。また点推定には、事後分布の平均値である EAP (expected a posteriori: 事後期待値) を用いることにした。Rhat < 1.1 であることと、トレースプロットに非定常性がみられなかったことから、収束したことを確認した。

推定の結果、比率の差は 5.6 (95% 確信区間は 4.1 ~ 7.9) であり、オッズ比は 38.3 (95% 確信区間は 21.1 ~ 65.8) であった。オッズ比の値から、PR 条件のグループが「英会話学校のサイト」と回答する傾向は、SC 条件のグループが同様の回答をする傾向よりも約 38 倍大きいと解釈できるため、操作は適切に行われたと判断した。

図表 6 トレースプロット：操作チェック 1  
(左 SC 条件の母比率・右 PR 条件の母比率)



#### (b) 操作チェック 2：正負バランスの操作

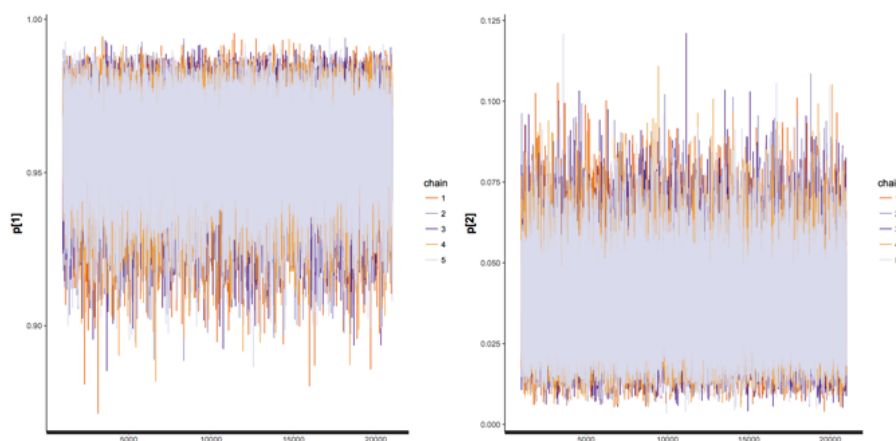
実験中に提示された複数クチコミにおける正負バランスの操作の確認は「ご覧になったクチコミに、評価の低いクチコミはあったと思いますか」という質問によって行った。回答結果は図表 7 に示すとおりであった。

図表 7 操作チェック 2 の回答結果

正負バランス	ほとんどない	少しあった
4:4	6 (3%)	185 (97%)
8:0	187 (96%)	7 (4%)

操作チェック 1 と同様の推定を行い、 $Rhat < 1.1$  であることと、トレースプロット（図表 8）に非定常性がみられなかったことをもって、収束したことを確認した。推定の結果、比率の差は 30.8（95%確信信間は 14.4～55.4）であり、オッズ比は 833.3（95%確信信間は 261.3～2191.7）であった。操作チェック 2 においても、オッズ比が十分に大きかったことから、複数クチコミの正負バランスの操作も適切に行われたと判断した。

図表 8 トレースプロット：操作チェック 2  
（左 正 4 負 4 条件の母比率・右 正 8 負 0 条件の母比率）

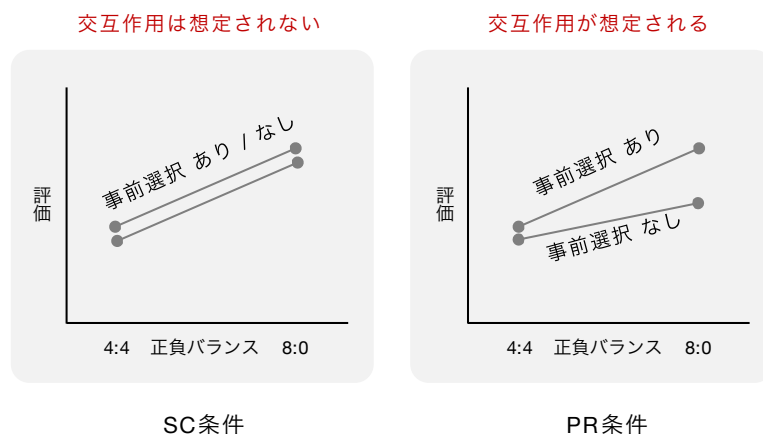


## （2）仮説の検証

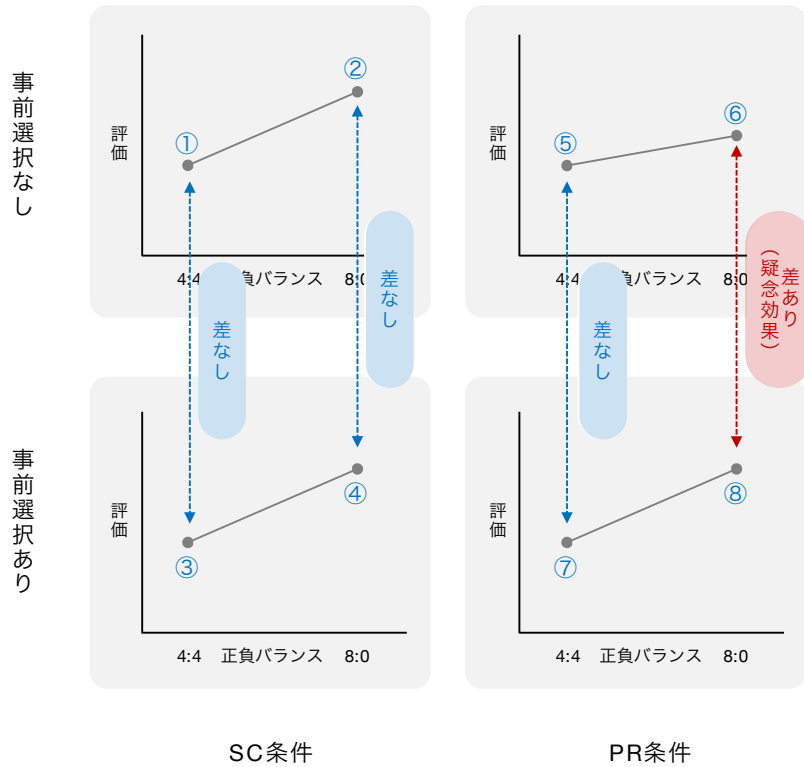
### （a）確認方法

先に述べたように、本研究で提示する「疑念効果」は、プロモーション型プラットフォームにおいて、事前にブランド選択行動をしていない場合にのみ発生すると考えることができる。そこで図表 9 に示すように PR 条件においてのみ、事前選択要因と正負バランス要因との交互作用効果が見られることを確認した上で、さらに図表 10 に示すように PR 条件において「事前選択なし・8:0 条件」(⑥) と「事前選択あり・8:0 条件」(⑧) との間に差が見られることを確認した。

図表 9 疑念効果の確認方法 1



図表 10 疑念効果の確認方法 2

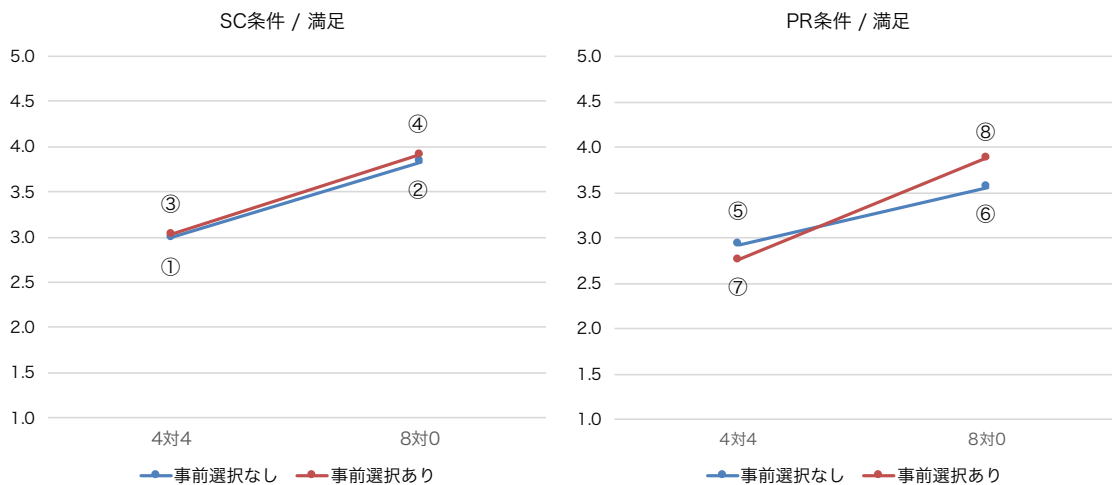


(b) 分析結果

満足の予測に対する影響

満足の予測に対する影響について検討する。まず「確認方法 1」による検証を行う。図表 10 の 8 つの条件 (①～⑧) の平均値 (EAP) を図表 11 に示す。

図表 11 各条件における満足の予測の平均値



また SC 条件と PR 条件それぞれにおける他の 2 要因の主効果および交互作用効果をベイズ推定した結果を図表 12 に示す。上段の SC 条件では正負バランス要因の主効果のみが見られるのに対して、下段の PR 条件では、正負バランス要因の主効果と、正負バランス要因×事前選択要因との交互作用効果が見られる。

図表 12 SC 条件・PR 条件における事前選択要因と正負バランス要因の効果

SC 条件		EAP	p sd.	2.5%	5%	50%	95%	97.5%	d	0 <  μ
全平均		3.45	0.04	3.36	3.38	3.45	3.51	3.53	—	—
事前選択効果		0.03	0.04	-0.05	-0.04	0.03	0.10	0.11	0.06	0.77
正負バランス効果		0.43	0.04	0.35	0.36	0.43	0.50	0.51	0.64	1.00
交互作用効果		0.01	0.04	-0.07	-0.06	0.01	0.08	0.10	0.05	0.62
誤差標準偏差		0.67	0.03	0.62	0.62	0.67	0.72	0.73	—	—
PR 条件		EAP	p sd.	2.5%	5%	50%	95%	97.5%	d	0 <  μ
全平均		3.28	0.05	3.19	3.21	3.28	3.36	3.37	—	—
事前選択効果		0.04	0.05	-0.05	-0.04	0.04	0.11	0.13	0.07	0.81
正負バランス効果		0.44	0.05	0.35	0.36	0.44	0.51	0.53	0.60	1.00
交互作用効果		0.12	0.05	0.03	0.05	0.12	0.20	0.21	0.17	1.00
誤差標準偏差		0.73	0.03	0.67	0.68	0.73	0.79	0.80	—	—

(網掛けは 95% 確信区間に 0 を含んでいない効果)

次に「確認方法 2」による検証を行う。図表 10 に示した 8 条件 (①~⑧) について、それぞれプラットフォームと正負バランスが同じ組み合わせにおいて「事前選択あり」条件と「事前選択なし」条件との間の、満足の予測値の差を推定したものが図表 13 である。

図表 13 事前選択なし/あり条件間の満足の予測の平均値の差

	平均値の差		各確率点における差の推定値					効果量
	EAP	p sd.	2.5%	5%	50%	95%	97.5%	d
①と③ (SC 条件 / 4:4)	0.04	0.12	-0.20	-0.16	0.04	0.23	0.27	0.05
②と④ (SC 条件 / 8:0)	0.09	0.12	-0.15	-0.11	0.09	0.28	0.32	0.13
⑤と⑦ (PR 条件 / 4:4)	0.17	0.13	-0.09	-0.04	0.17	0.38	0.42	0.23
⑥と⑧ (PR 条件 / 8:0)	0.33	0.13	0.07	0.11	0.32	0.54	0.58	0.44

(網掛けは 95% 確信区間に 0 を含んでいないもの)

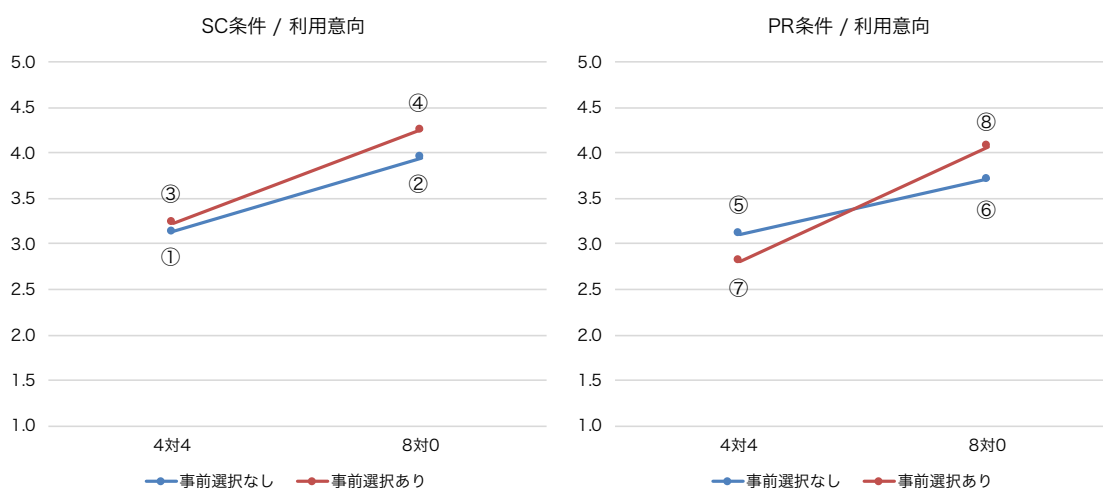
図表 13 より、⑥と⑧の間においてのみ、事前選択あり/なし条件間の満足度の予測の平均値の差が 95% 確信区間に 0 を含まなかった。これより、PR・8:0 条件においてのみ、事前選択あり条件と比べて事前選択なし条件の方が、満足の予測値が低かったことが確認できた。すなわち満足度の予測については、事前の仮説が支持された。



## 利用意向に対する影響

次に英会話スクールの利用意向に対する各要因の影響を検証する。まず「確認方法 1」による検証を行う。図表 10 の 8 条件 (①~⑧) における利用意向の平均値 (EAP) を図表 14 に示す。

図表 14 各条件における利用意向の平均値



また SC 条件と PR 条件それぞれにおける他の 2 要因の主効果および交互作用効果をベイズ推定した結果を図表 15 に示す。先に検討した満足の予測と同様に、上段の SC 条件では正負バランス要因の主効果のみが見られるのに対して、下段の PR 条件では、正負バランス要因の主効果と、正負バランス要因×事前選択要因との交互作用効果が見られる。

図表 15 SC 条件・PR 条件における事前選択要因と正負バランス要因の効果

SC 条件	EAP	p sd.	2.5%	5%	50%	95%	97.5%	d	0 <  μ
全平均	3.64	0.05	3.54	3.55	3.64	3.73	3.75	—	—
事前選択効果	0.10	0.05	-0.01	0.01	0.10	0.19	0.21	0.12	0.97
正負バランス効果	0.46	0.05	0.35	0.37	0.46	0.55	0.56	0.53	1.00
交互作用効果	0.05	0.05	-0.06	-0.04	0.05	0.14	0.16	0.07	0.83
誤差標準偏差	0.87	0.04	0.79	0.80	0.86	0.93	0.95	—	—
PR 条件	EAP	p sd.	2.5%	5%	50%	95%	97.5%	d	0 <  μ
全平均	3.42	0.05	3.32	3.33	3.42	3.51	3.53	—	—
事前選択効果	0.02	0.06	-0.09	-0.07	0.02	0.11	0.12	0.05	0.62
正負バランス効果	0.47	0.06	0.36	0.38	0.47	0.56	0.57	0.53	1.00
交互作用効果	0.16	0.05	0.05	0.07	0.16	0.25	0.27	0.18	1.00
誤差標準偏差	0.88	0.04	0.80	0.81	0.88	0.94	0.96	—	—

(網掛けは 95% 確信区間に 0 を含んでいない効果)

次に「確認方法 2」による検証を行う。図表 10 に示した 8 条件 (①～⑧) について、それぞれプラットフォームと正負バランスが同じ組み合わせにおいて「事前選択あり」条件と「事前選択なし」条件との間の、利用意向の平均値の差の推定結果を図表 16 に示す。図表 16 より、⑥と⑧の間においてのみ、事前選択あり／なし条件間の利用意向の平均値の差が 95% 確信区間に 0 を含んでいない。これより、PR×8:0 条件においてのみ、事前選択あり条件と比べて事前選択なし条件の方が、利用意向が低かったことが確認できた。したがって英会話スクールの利用意向についても、事前の仮説が支持された。

図表 16 事前選択なし／あり条件間の利用意向の平均値の差

	平均値の差		各確率点における差の推定値					効果量 <i>d</i>
	EAP	p sd.	2.5%	5%	50%	95%	97.5%	
①と③ (SC 条件 / 4:4)	0.10	0.15	-0.20	-0.15	0.10	0.35	0.40	0.11
②と④ (SC 条件 / 8:0)	0.30	0.18	0.00	0.05	0.30	0.55	0.60	0.35
⑤と⑦ (PR 条件 / 4:4)	0.29	0.16	-0.01	0.04	0.29	0.54	0.59	0.33
⑥と⑧ (PR 条件 / 8:0)	0.35	0.15	0.05	0.10	0.35	0.61	0.66	0.41

(網掛けは 95% 確信区間に 0 を含んでいないもの)

### (3) 分析結果のまとめ

以上の分析より、従属変数を満足度の予測値とした場合も、利用意向とした場合も、同様の結果が得られた。すなわち「確認方法 1」では、PR 条件においてのみ、事前選択行動と正負バランスの交互作用効果が見られた。また「確認方法 2」では、PR×8:0 条件においてのみ、事前選択あり条件よりも事前選択なし条件の方が、満足の予測値と利用意向のどちらも低かったことが確認された。

これらの分析結果から、1. で述べた本研究の事前の仮説が支持されたと考える。すなわち複数のオンライン・クチコミに関しては、プロモーション型プラットフォームにおいて、事前にブランド選択が行われていない状況で、正の比率が高い複数クチコミに接した場合に疑念効果が生じ、対象ブランドの評価は低下することが示された。

### 参考文献

- Doh, Sun-Jae M. S. and Jang-Sun Hwang (2009), "How Consumers Evaluate eWOM (Electronic Word-of-Mouth) Messages," *Cyber Psychology and Behavior*, 12 (2), 193-197.
- Gauri, Dinesh K., Amit Bhatnagar, and Raghav Rao (2008), "Role of Word of Mouth in Online Store Loyalty," *Communications of the ACM*, 51 (3), 89-91.

- Jonas, Eva, Stefan Schulz-Hardt, Dieter Frey, and Norman Thelen (2001),  
“Confirmation Bias in Sequential Information Search After Preliminary  
Decisions: An Expansion of Dissonance Theoretical Research on Selective  
Exposure to Information,” *Journal of Personality and Social Psychology*, 80  
(1), 557-571.
- Schindler, Robert M. and Barbara Bickart (2005), “Published Word of Mouth:  
Referable, Consumer-Generated Information on the Internet,” In Curtis P.  
Haugtvedt, Karen A. Machleit and Richard F. Yalch (Eds.), *Online Consumer  
Psychology: Understanding and Influencing Consumer Behavior in the Virtual  
World*, Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, 35-61.
- Schulz-Hardt, Stefan, Dieter Frey, Carsten Lüthgens, and Serge Moscovici (2000),  
“Biased Information Search in Group Decision Making,” *Journal of  
Personality and Social Psychology*, 78 (4), 655-669.
- 澁谷覚 (2012), 「ネット上の他者経験による量的影響と質的影響の比較」, 『第 44 回消  
費者行動研究コンファレンス』, 91-92.
- Xue, Fei and Joseph E. Phelps (2004), “Internet-Facilitated Consumer-to-Consumer  
Communication: The Moderating Role of Receiver Characteristics,” *International  
Journal of Internet Marketing and Advertising*, 1 (2), 121-136.

## 謝辞

本研究は、公益財団法人吉田秀雄記念事業財団による平成 27 年～29 年（第 49 次）の  
研究助成を得て実施したものであり、同財団に記して感謝する。

また、この研究成果は平成 29 年 3 月に予定されている同財団への研究成果報告に先だ  
って本ワークショップで報告を行うため、同財団から研究成果の事前公表に関する承諾を  
得ている。