

# ソーシャルメディア上の投稿内容とサポート知覚の関連 —投稿者の自尊心に着目して<sup>(1)</sup>—

中山 真<sup>1</sup>、福田 詩織<sup>2</sup>

## 要旨

本研究は、ソーシャルメディア上の投稿内容に着目し、低自尊心者・高自尊心者における投稿内容とソーシャルメディア上のサポート知覚との関連、さらには対面の対人関係への肯定的な変化を検討した。まず、分散分析の結果、自尊心による差異は見られなかったが、表面的な内容の投稿と深い自己開示としての投稿の双方の投稿頻度が高い場合に、最もサポート知覚が高かった。また、パス解析を行い、低自尊心者・高自尊心者ともに、ソーシャルメディア上のサポートが、対面の対人関係の肯定的変化に正の影響を与えていた。ただし、肯定的な変化の度合いは、低自尊心者は高自尊心者よりも弱かった。最後に、これらの結果を踏まえたソーシャルメディアの利用についての示唆を論じた。

## キーワード

ソーシャルメディア, 自尊心, 投稿, 自己開示, サポート知覚

## 1. 問題と目的

### (1) ソーシャルメディアに期待される効果

ソーシャルメディアは 2000 年代以降世界的に普及し、主要なコミュニケーションツールの 1 つとなっている。2015 年 3 月時点で、Facebook のアクティブユーザ数は全世界で 14 億人、Twitter が 3 億人に達している (総務省, 2015)。ソーシャルメディアとは、人のつながり (ソーシャルグラフ) が記録されているサービスであり、その上で、個人メディアのように、つながり合っている一人ひとりが情報発信を行うことができる仕組みである (松村・徳本, 2011)。総務省 (2011) は、ソーシャルメディアでの交流は、既存の知り合いとの絆をより深め、「オフラインコミュニケーションの補完」の効果を発揮するとしている。ソーシャルメディアは、従来の携帯電話を用いたメールや電子掲示板だけでは果たせないような、対人関係へのポジティブな効果を期待されているのである。

### (2) ソーシャルメディアと自己開示

ソーシャルメディア利用の目的として「自分の興味・関心のある情報を伝えたいから」

---

<sup>1</sup> こども教育学部こども教育学科

<sup>2</sup> 無所属

「自分の近況を伝えたいから」（総務省, 2011）などが上位に挙げられ、自己開示が大きな利用目的の一つであることがわかる。自己開示とは、自分がどのような人物であるかを他者に言語的に伝える行為であり（榎本, 1997）、自己開示を行うことでストレスの緩和や気分状態の改善に役立つ（福岡, 2008）。また、自己開示の仕方には個人差があり、自尊心がその要因の一つである。特に、否定的内容についての開示は自尊心が低いほど抵抗感を持つ（亀田, 2003）。これは、自尊心が低い者ほど受容されているという感覚が低く、社会不安を持ち、内向的である（Leary & Baumeister, 2000）という特徴や、自尊心の低さと正の相関が見られるソーシャルスキルの欠如（齊藤・岡安, 2014）によるものと考えられる。

しかしこれらは対面での自己開示についての知見であり、ソーシャルメディア上は対面とは異なる結果も考えられる。ソーシャルメディアなどの CMC (Computer-Mediated Communication) は、コミュニケーションの非対面性や匿名性、距離的な制約の解放、社会的な制約の解放など、FTF (Face-to-Face) でのコミュニケーションとは異なる多くの特徴をもつ（宮田, 1993）。ソーシャルメディアは実名で使用されることも多いため、匿名性は低いとしても、CMC は非対面状況における非同期的なコミュニケーションであり、相手のメッセージに対して即時的な反応を必要としないため、自分の伝えたい内容をまとめて表現することができる（川上・川浦・池田・古川, 1993）。

CMC における対人関係形成に関する仮説には、rich-get-richer 仮説と social-compensation 仮説の2種類が存在する。rich-get-richer 仮説とは、すでに大きな社会的ネットワークを有し、社会的スキルを持っている人が、CMC からも利益を得るとする仮説である（Kraut, Kiesler, Boneva, Cummings, Helgeson, & Crawford, 2002）。一方、social-compensation 仮説は、FTF での社会的ネットワークの欠如を CMC での対人関係が補償（compensation）するため、CMC は社会不安を持つ人や孤立した人により有益であるとする仮説である（McKenna & Bargh, 1999）。電子メールや電子掲示板、チャットなどを対象とした従来の CMC 研究では、rich-get-richer 仮説を支持する結果の方が多いが（Valkenburg & Peter, 2011）、Facebook などのソーシャルメディアを対象とした先行研究では、social-compensation 仮説が支持されている例が見られる（e. g., Ellison, Steinfield, & Lampe, 2007; Lee, 2009）。これらのことから、対面での自己開示が困難な低自尊心者も、ソーシャルメディア上では自己開示を行うことが考えられる。

### (3) 自己開示によるサポート知覚の促進

自己開示は精神的健康との関連が指摘されてきた（e.g., Jourard, 1971）。そのメカニズムとして、福岡（2008）では、自己開示は社会的スキルとともに、ソーシャル・サポート知覚に影響を及ぼし、全般的な心理的適応に寄与することが示されている。ソーシャル・サポートは、ある人を取り巻く重要な他者から得られる有形・無形の援助（久田, 1987）と定義され、心理的ストレスの緩和に役立つポジティブな対人関係である。ソーシャル・サポー

ト研究にはさまざまなアプローチがあり、ソーシャルネットワーク、実行されたサポート、知覚されたサポートに分類される (Barrera, 1986)。ソーシャルネットワークとは、個人のネットワーク全体やその中の特定の関係が有するさまざまな要素 (人数など) によって特徴づけられ、実行されたサポートとは、サポート行動が実際に行われた程度であり、知覚されたサポート (以下、サポート知覚とする) とは、サポートが必要なときの入手可能性を意味する (橋本, 2005)。ソーシャルメディア上での自己開示による、ソーシャル・サポートへの影響を検討する場合、どのサポートに焦点を当てるのが問題となる。援助を要請するような投稿 (自己開示) に対して、実際にサポートがどの程度行われたのかを検討するのであれば、実行されたサポートを捉える必要があるだろう。一方で、投稿する内容は援助を要請するようなものばかりでなく、むしろ日常の他愛もない内容であることも多いだろう。その場合、普段の投稿とそれに対する反応から、サポートの入手可能性を投稿者がどのように認知しているか、すなわちサポート知覚を捉える方法もある。本研究の目的は後者に当てはまるため、サポート知覚をソーシャル・サポートの指標とする。なお、サポート研究では、サポート知覚を指標とする研究が数多く行われ、知見が蓄積されており (稲葉・浦・南, 1987; 豊松・小村・高木, 1998)、本研究はソーシャルメディアという現代のコミュニケーションを加え、これを拡張するものである。自己開示とサポートの関係については、友人や家族に対する自己開示が、サポート知覚を促進することから (福岡, 2009; 城, 2012)、ソーシャルメディア上での自己開示も同様にサポート知覚を促進するものと想定される。また、自尊心とサポート知覚の関連については、自尊心の低い者は高い者よりも、サポート知覚のレベルが低いという報告があり (Dunkel-Schetter & Bennett, 1990)、ソーシャルメディア上でも同様の関連が推測される。

#### (4) 自己開示の適切さ

自己開示が必ずしも他者からのサポータティブな反応を引き出すわけではない。その要因の一つとして、自己開示の適切さが挙げられる。対面の自己開示については、適切な自己開示とそうでない自己開示が存在する (榎本, 1997)。例えば、Chaikin & Derlega (1974a; 1974b) は、深い自己開示は親密な人に対して行うことが適切であり、親密でない人に深い自己開示をすることは不適切であることを示した。ソーシャルメディアは、知人とコミュニケーションをとるために利用されることが多い (総務省, 2011) ことから、ソーシャルメディアに登録されている友人には親密な友人だけでなく、さほど親密でない人も含まれる。知り合って間もない友人のような、登録されている友人全体に深い自己開示を行うことは、適切な自己開示とはいいがたい。また、深い自己開示は受け手への信頼や親密さの表れとなる場合もあるが、ソーシャルメディアを通じた不特定多数への自己開示は、信頼や親密さの表れと感じにくい (Forest & Wood, 2012)。ソーシャルメディア上の不特定多数に向けて深い自己開示を行ってしまうと、他者からのサポータティブな反応が抑制され、それが媒

介要因となり、開示者のサポート知覚の低下を招くことが考えられる。

以上のことから、ソーシャルメディア上での投稿内容と投稿者の自尊心およびサポート知覚の関連について、以下の仮説のもとに検討する。また、本研究ではソーシャルメディア上の不特定多数への投稿を扱うため、ソーシャルメディアの種類として、不特定多数の友人に対して投稿する場面の多い、Facebook, Twitter, mixi を扱う。

**仮説 1a** 自尊心が低い者は、自尊心が高い者に比べて、ソーシャルメディア上でのサポート知覚が低い。

**仮説 1b** ソーシャルメディア上での深い自己開示としての投稿頻度が高い者は、深い自己開示の投稿頻度が低い者に比べて、サポート知覚が低い。

## (5) ソーシャルメディア上でのサポート知覚の効果

ソーシャルメディアの利用により、CMC でのコミュニケーションが活発に行われ、またそこで得られるサポートは、どの程度の効果と言えるのだろうか。Ellison, Steinfield, & Lampe (2007) は、Facebook を活発に利用している学生ほど社会関係資本 (social capital) が高く、この傾向は生活満足感や自尊心の低い学生において顕著に表れた。社会関係資本とは、協調的行動を容易にすることにより社会の効率を改善しうる信頼、規範、ネットワークのような社会的組織の特徴 (Putnam, 1993) を指す。また、Facebook の利用が社会関係資本を上昇させるという因果関係の存在がパネル調査によって報告されている (Steinfield, Ellison, & Lampe, 2008)。そして、日本のソーシャルメディア mixi の利用を対象にした寺島・三浦 (2013) でも、社交性が低い個人において、mixi の活発な利用が社会関係資本を醸成しているという、Ellison et al.(2007) と部分的に一致した結果が得られている。なお、寺島・三浦 (2013) では、社交性の低い個人が mixi を熱心に使うことによる効果は、既存の友人とのオンライン上での親密な関係形成にとどまると考察しているが、一方で、投稿に対する他者からの反応や評価によってソーシャルメディアの利用が動機づけられ、社会関係資本の醸成につながる可能性を指摘している。これらのことを踏まえ、以下の仮説を設けて、ソーシャルメディアの利用によって生じる、対面での対人関係の肯定的変化に対する知覚を検討する。

**仮説 2** 高自尊心者に比べ、低自尊心者の対面での対人関係の肯定的変化に対する知覚は、ソーシャルメディア上でのサポート知覚とより強い正の関連が見られる。

## 2. 方法

### (1) 調査協力者と手続き

愛知県内の大学または短期大学に通う学生 253 名 (男性 176 名, 女性 77 名, 平均年齢

19.23 歳,  $SD=1.14$ ) に対して, 2012 年 6 月下旬, 質問紙調査を実施した。なお, 調査を実施する際の倫理的配慮として, 参加は任意であり, 参加をしない場合にも不利益は一切生じないこと, 無記名回答式であり, 分析では全体の回答を集計するため, 個別の回答に焦点を当てるような分析は行われなことを質問紙の表紙に記載し, 口頭でも説明を行った。

## (2) 質問紙

**ソーシャルメディア利用状況** まず, 回答者がソーシャルメディアを利用しているかについて回答を求めた。次に, 回答者が最も利用しているソーシャルメディアについて, (1) Facebook, (2) Twitter, (3) mixi, (4) その他, (5) 利用していない, の中から選択させた。以後の質問では, この質問項目で最も利用しているソーシャルメディアとして選択した 1 種類について, 回答を求めている。

**ソーシャルメディアにおける投稿内容ごとの投稿頻度** 自己開示の深さについても検討するため, 悩みなどの深い自己開示としての投稿, および趣味などの表面的な内容の投稿の双方について回答を求めた。深い自己開示としての投稿については, 福岡 (2008) から, ソーシャルメディア上でやり取りが行われやすいと考えられる 6 項目「気分的に落ち込んだこと」「困ってしまうこと」「いらいらしたこと」「頭を悩ませること」「不安になったこと」を用いた。表面的な内容の投稿については, 丹羽・丸野 (2010) における浅い内容の自己開示に, 中村 (1983) における趣味の話題を加えた 8 項目「食べ物の話題」「音楽の話題」「本の話」「映画の話」「服の話」「趣味の話」「休日の出来事」「最近の楽しかったこと」を用いた。計 14 項目について, あなたは以下のことをどのくらい発言 (近況, 日記, ツイートなど) しますかという教示により, 「1. 全くない」から「5. とてもよくある」の 5 件法で記入を求めた。

**ソーシャルメディア上のサポート知覚** ソーシャルメディア上で, 友人からどの程度サポートを受けられると知覚しているかについて回答を求めた。Facebook 上のサポートを測定するには, 対人関係のサポート評価リストである Interpersonal Support Evaluation List (ISEL; Cohen & Hoberman, 1983) から選出した項目を Facebook に合うように変更して用いており (e.g., Kim & Lee, 2011; Manago, Taylor, & Greenfield, 2012), 本研究においてもその方法とした。ISEL 尺度を参考に作られたサポート尺度である吉山 (2002), および福岡 (2007) をソーシャルメディアに合うように変更した 10 項目 (例: 「知りたいことについて, SNS 上で情報をくれる」「SNS 上であなたの気分をなごませたり, くつろがせてくれる」など) とし, SNS 上のあなたの友人・知人について, 以下のことはどのくらいあてはまりますか, という教示により, 「1. あてはまらない」から「5. あてはまる」の 5 件法で記入を求めた。

**対面の対人関係の肯定的変化の知覚** ソーシャルメディアを利用することで, 対面での他者との関係の変化をどのように感じているか回答を求めた。尺度は, 藤・吉田 (2010) に

における「現実生活における社会性」を用いた。この尺度は、「現実生活での友人関係に満足するようになった」「現実生活での人間関係が広がった」「友人とうまく付き合えるようになった」の3項目である。SNSを利用することによって、以下のような日常生活の変化をどの程度感じていますか、という教示により、「1. あてはまらない」から「5. あてはまる」の5件法で記入を求めた。

**自尊心** 山本・松井・山成 (1982) の自尊感情尺度を用いた。「少なくとも人並みには、価値のある人間である」などの10項目について、回答者自身にあてはまるかどうか、「1. あてはまらない」から「5. あてはまる」の5件法で記入を求めた。

### 3. 結果

#### (1) ソーシャルメディア利用状況

ソーシャルメディア利用者は253名中163名(利用率64.4%)であった。最も利用しているソーシャルメディアとして、Facebook, Twitter, mixiを選択した回答のみを対象とし、さらに欠損値のあったデータを除外した。その結果、124名(男性86名, 女性38名)が最終的な分析対象となった。最も利用しているソーシャルメディアの種類についての内訳をTable 1に示す。

Table 1 最も利用しているソーシャルメディアの内訳

	全体	Facebook	Twitter	mixi
人数 (人)	124	16	42	66
割合 (%)	—	12.9	33.9	53.2

#### (2) 尺度の検討

**ソーシャルメディアにおける投稿内容ごとの投稿頻度** 探索的因子分析(重み付き最小2乗法, Promax回転)を行った結果、2因子が抽出された。2因子双方に負荷量の高い3項目を削除し、再度因子分析を行った(Table 2)。第1因子に負荷の高い項目は、「頭を悩ませること」「不安になったこと」などであった。したがって、この因子を、“深い自己開示としての投稿”と命名した。第2因子に負荷の高い項目は、「休日の出来事」「音楽の話題」「趣味の話題」などであった。したがって、この因子を、“表面的な内容の投稿”と命名した<sup>(2)</sup>。また、検証的因子分析を行ったところ、2因子でのモデルの適合度は、 $\chi^2 = 120.52$  ( $df = 43, p < .000$ ), GFI = .90, AGFI = .84, RMSEA = .09, AIC = 166.52であった。1因子のモデル( $\chi^2 = 320.85$  ( $df = 44, p < .000$ ), GFI = .72, AGFI = .58, RMSEA = .18, AIC = 364.85)と比較して、適合度が高かったため、2因子を採用した。Cronbachの $\alpha$ 係数は、“深い自己開示としての投稿”が.94, “表面的な内容の投稿”が.77であった。それぞれの平均値をその得点とした。得点範囲は1点から5点であり、得点が高いほど投稿頻度

が高いことを示す。深い自己開示としての投稿 ( $t(122) = 1.37, ns$ ), 表面的な内容の投稿 ( $t(119) = 0.70, ns$ ) とともに有意な性差は見られなかった。

**Table 2** ソーシャルメディア上の投稿内容における因子分析結果

	I	II	$h^2$
I 深い自己開示としての投稿			
13 頭を悩ませること	<b>.92</b>	-.06	.78
14 不安になったこと	<b>.88</b>	-.02	.75
12 いらいらしたこと	<b>.84</b>	.01	.72
11 困ってしまうこと	<b>.82</b>	.08	.75
10 気分的に落ち込んだこと	<b>.74</b>	.14	.67
II 表面的な内容の投稿			
2 音楽の話題	-.07	<b>.72</b>	.46
6 趣味の話題	-.06	<b>.64</b>	.36
1 食べ物の話題	.11	<b>.62</b>	.47
4 映画の話題	-.04	<b>.59</b>	.33
3 本の話	-.08	<b>.59</b>	.30
5 服の話題	.18	<b>.49</b>	.37
因子寄与	3.65	2.32	
因子間相関		.57	

**ソーシャルメディア上のサポート知覚** 探索的因子分析(重み付き最小2乗法)を行った結果, 固有値の減衰状況 5.41, 0.98, 0.73 から1因子が抽出された。また, 検証的因子分析を行ったところ, モデルの適合度は,  $\chi^2 = 252.98$  ( $df = 44, p < .000$ ),  $GFI = .80$ ,  $AGFI = .76$ ,  $RMSEA = .15$ ,  $AIC = 274.98$  であった。適合度が低かったため, 探索的因子分析(重み付き最小2乗法, Promax 回転)を2因子に設定してやり直し, 一方の因子のみに.40以上の負荷のある項目のみ採用した (Table 3)。この2因子のモデルで検証的因子分析を行ったところ,  $\chi^2 = 119.99$  ( $df = 34, p < .000$ ),  $GFI = .90$ ,  $AGFI = .84$ ,  $RMSEA = .11$ ,  $AIC = 161.99$ , と適合度が高くなったため, 2因子の尺度としてこれ以降の分析を行うこととした。因子名は, 項目の内容から, 第1因子は“情緒的サポート” ( $\alpha = .83$ ), 第2因子は“道具的サポート” ( $\alpha = .83$ )とした。平均値を得点とし, 得点範囲は1点から5点であり, 得点が高いほどサポートを知覚したことを示す。性差を確認したところ, 有意差が見られ ( $t(122) = 2.18, p < .05$ ), 男性 ( $M = 2.72, SD = 0.93$ ) よりも女性 ( $M = 3.14, SD = 1.11$ ) の知覚されたサポートが高かった。

**Table 3** ソーシャルメディア上のサポート知覚における因子分析結果

	I	II	$h^2$
<b>I 情緒的サポート</b>			
2 さびしいときに、コメントやメッセージをくれて気分を 紛らわせてくれる	<b>.82</b>	-.09	.60
1 ことあるごとに、SNS 上でやり取りする	<b>.72</b>	.02	.55
4 あなたのことを、SNS 上で高く評価してくれる	<b>.70</b>	.07	.59
5 心配事や不安があるときに、親身にメッセージをくれる	<b>.60</b>	.24	.64
<b>II 道具的サポート</b>			
8 困ったことやわからないことがあるとき、SNS 上で相談に のってくれる	-.05	<b>.92</b>	.79
9 私の問題を解決することを助けてくれる	.00	<b>.87</b>	.77
3 知りたいことについて、SNS 上で情報をくれる	.16	<b>.51</b>	.51
	因子寄与	3.16	3.09
	因子間相関		.67

**対面の対人関係の肯定的変化の知覚** 原典の尺度項目をそのまま使用したため、因子分析は行わず、全3項目での Cronbach の  $\alpha$  係数は.87であった。平均値を得点とし、得点範囲は、1点から5点であり、得点が高いほど対面の対人関係の良好な変化を知覚したことを示す。性差を確認したところ、有意差が見られ ( $t(122) = 3.21, p < .01$ )、男性 ( $M = 2.86, SD = 1.09$ ) よりも女性 ( $M = 3.54, SD = 1.04$ ) で高かった。

**自尊心** 原典の尺度項目をそのまま使用したため、因子分析は行わず、全10項目での Cronbach の  $\alpha$  係数は .81 であった。平均値を得点とした。得点範囲は1点から5点であり、得点が高いほど自尊心が高いことを示す。有意な性差は見られなかった ( $t(122) = 1.03, ns$ )。また、本研究では分析対象としなかったソーシャルメディアの非利用者 ( $n = 88$ ) と比較したが、有意差は見られなかった ( $t(210) = 0.64, ns$ )。

### (3) 自尊心および内容別投稿頻度とサポート知覚の関連

まず、仮説 1a、自尊心とサポート知覚の関連を検討するため、相関係数を算出した。その結果、情緒的サポート ( $r = .11, ns$ )、道具的サポート ( $r = -.00, ns$ ) とともに有意な相関は見られなかった。なお、自尊心と投稿頻度との間にも有意な相関は見られなかった (表面的な内容の投稿  $r = -.00, ns$ ; 深い自己開示としての投稿  $r = -.09, ns$ )。

次に、仮説 1b、投稿内容別の投稿頻度とサポート知覚の関連を検討するため、表面的な内容の投稿および深い自己開示としての投稿、性別 (ダミー変数) を独立変数、情緒的サポートまたは道具的サポートを従属変数とする重回帰分析を行った (Table 4)。その結果、



表面的な内容の投稿、深い自己開示としての投稿ともに、情緒的サポートを従属変数とした場合も ( $\beta = .45, p < .001; \beta = .29, p < .001$ ), 道具的サポートを従属変数とした場合も ( $\beta = .34, p < .001; \beta = .30, p < .001$ ), 正の効果が示された。

**Table 4** サポート知覚を従属変数とした重回帰分析

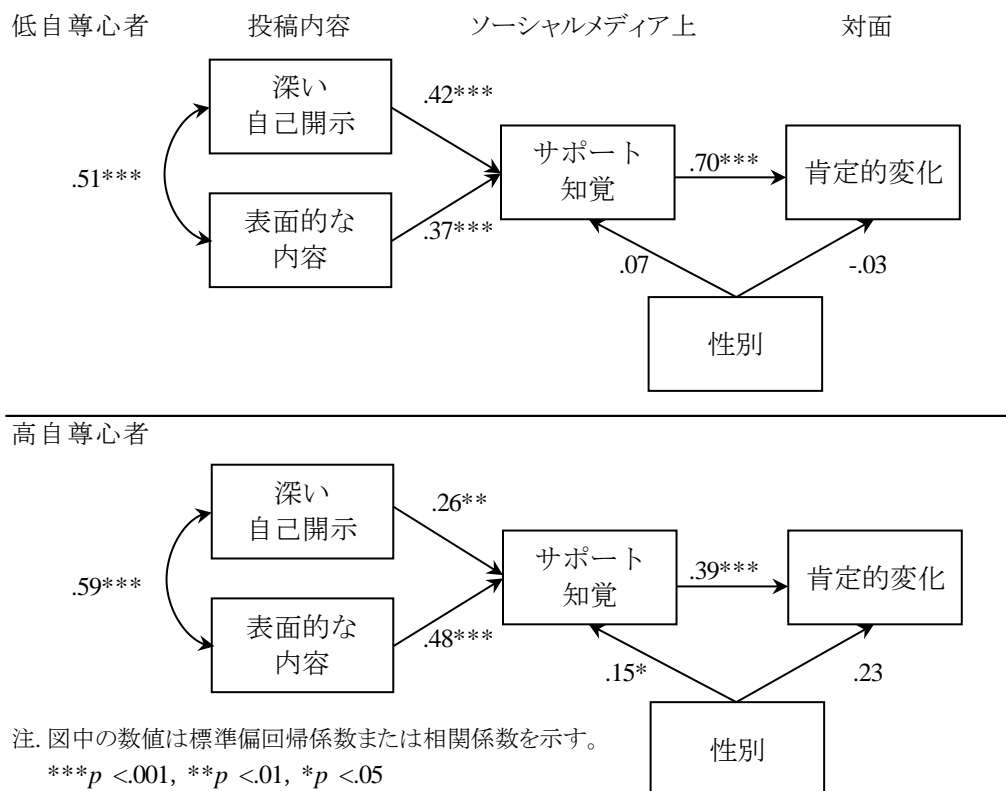
	情緒的サポート	道具的サポート
	$\beta$	$\beta$
表面的な内容	.45 ***	.34 ***
深い自己開示	.29 ***	.30 ***
性別 (ダミー変数)	.15 **	.04
$R^2$	.48 ***	.32 ***

注. \*\*\* $p < .001$ , \*\* $p < .01$

#### (4) ソーシャルメディア上の投稿によるサポート知覚が対面の対人関係の肯定的変化の知覚に及ぼす影響

仮説2を検討するため、ソーシャルメディア上での投稿によるサポート知覚が、対面の対人関係の肯定的変化の知覚とどのように関連するかについて、自尊心の高低別に検討した<sup>(3)</sup>。自尊心の高低で多母集団同時分析を行った結果、モデルの適合度は、 $\chi^2 = 18.45$  ( $df = 8, p = .02$ ),  $GFI = .97$ ,  $AGFI = .87$ ,  $RMSEA = .08$  であり、ほぼ十分な値が得られた (Figure 1)。

低自尊心者では、深い自己開示としての投稿と表面的な内容の投稿の両方からサポート知覚に対して正の関連 (深い自己開示:  $\beta = .42, p < .001$ ; 表面的:  $\beta = .38, p < .001$ ) が見られた。また、サポート知覚から対面の対人関係の肯定的変化の知覚に対して正の関連 ( $\beta = .70, p < .001$ ) が見られた。一方、高自尊心者でも、深い自己開示としての投稿と表面的な内容の投稿の両方からサポート知覚に対して正の関連 (深い自己開示:  $\beta = .26, p < .01$ ; 表面的:  $\beta = .49, p < .001$ ) が見られ、サポート知覚から対面の対人関係の肯定的変化の知覚に対して正の関連 ( $\beta = .39, p < .001$ ) が見られた。このサポート知覚から対面の対人関係の肯定的変化の知覚に対してのパス係数について、低自尊心者と高自尊心者とを比較したところ、検定統計量は  $2.96$  ( $p < .001$ ) であり、有意に低自尊心者の場合の方が高い値であった。



**Figure 1** 投稿内容がソーシャルメディア上のサポート知覚および対面の対人関係の変化の知覚に及ぼす影響

#### 4. 考察

##### (1) ソーシャルメディアにおける投稿とサポート知覚

自尊心とサポート知覚の相関分析を行ったが、自尊心によるサポート知覚の違いを示すような結果は得られなかった。したがって、仮説 1a は支持されなかった。一方で、投稿内容別の投稿頻度とサポート知覚の関連については、表面的な内容の投稿、深い自己開示としての投稿とともに、サポート知覚に正の効果が見られた。したがって、仮説 1b は支持された。投稿頻度が少なければ、他者からの反応が得られる機会が少なくなり、サポート知覚も得られないのだろう。そして、サポート知覚を得るためには、必ずしも深い自己開示としての投稿ではなく、趣味の話題など表面的な内容の投稿でも構わないし、また、ソーシャルメディア上で深い自己開示をして、かえってサポート的な反応が得られなくなるというわけでもなさそうである。

なお、投稿内容別の投稿頻度の違いについて、低自尊心者と高自尊心者で有意な差は見られなかった。これは、低自尊心者が高自尊心者よりもネガティブな自己開示としての投稿を行うという Forest & Wood (2012) の知見とは異なる。この理由として、彼女らの研究は投稿された内容のポジティブさ／ネガティブさを、投稿者とは異なる他者が評定していたのに対し、本研究では投稿者自身がその内容を判断して回答したことが挙げられる。つ

まり、投稿者本人と読み手とでは、投稿内容に対する評価が一致していない可能性も考えられる。

## (2) ソーシャルメディアと対面の対人関係

パス解析の結果から、低自尊心者・高自尊心者ともに、ソーシャルメディア上のサポート知覚から対面の対人関係の肯定的変化の知覚に正の影響を及ぼしていたが、低自尊心の方が高自尊心者よりもパス係数は大きく、仮説2は支持された。ソーシャルメディア上での投稿によってサポートが得られ、また対面の対人関係に良好な変化をもたらすことについては、自尊心の高低を問わず知覚されるが、その恩恵は特に低自尊心者で大きいと言える。高自尊心者については、ソーシャルメディアで自分が投稿したことに対する反応よりも、他者の投稿に対して自分が行った反応など、本研究で測定しなかったソーシャルメディア上のやりとりの影響も考えられるだろう。

## (3) 本研究の限界と今後の課題

本研究では、自己開示の深さがわかる項目を投稿内容として選定し、その項目についてのみ回答を求めた。しかし、選定した項目には自己開示の深さという側面の他に、投稿内容のポジティブ／ネガティブという側面が含まれており、これが読み手のサポートの実行を左右する可能性が考えられる。また、2つの因子間に中程度の相関も見られた。そして、選定した項目以外にも様々な内容の投稿が行われている。これらのことから、投稿内容のポジティブ／ネガティブを考慮した項目設定や、投稿内容についての自由記述や実際に行われた投稿内容から項目設定することも検討されるべきかもしれない。

また、本研究では、利用者が最も利用するソーシャルメディアでの投稿を対象とするため、Facebook, Twitter, mixi をまとめて分析した。各メディアは性質が異なるため、メディアごとの違いを考慮した検討も必要になるだろう。加えて、親しい友人や決まったメンバー間でグループを作成し、グループ内でコミュニケーションをとる LINE のような他の性質を持つメディアや、そこ生じる新たな問題 (e.g., ソーシャルメディア疲れ) についての検討も必要である。

## 注

- (1) 本論文は第2著者が平成24年度名古屋大学大学院教育発達科学研究科に提出した修士論文の一部を加筆・修正したものである。
- (2) 中程度の因子間相関が見られるが、尺度項目の引用元の一つである、丹羽・丸野 (2010) の自己開示尺度でも、自己開示の深さの異なる4つの因子間に最大.87の相関が見られた。そのため、2つの因子をそのまま分析にも使用することとした。
- (3) モデルが複雑化するのを避けるため、ここではサポート知覚の指標として、情緒的サ

ポートおよび道具的サポートを合算した値を使用した。

## 引用文献

- Barrera, M., Jr. (1986). Distinctions between social support concepts, measures, and models. *American Journal of Community Psychology, 14*, 413-445.
- Chaikin, A. L., & Derlega, V. J. (1974a). Liking for the norm-breaker in self-disclosure. *Journal of Personality, 42*, 117-129.
- Chaikin, A. L., & Derlega, V. J. (1974b). Variables affecting the appropriateness of self-disclosure. *Journal of Counselling & Clinical psychology, 42*, 588-593.
- Cohen, S. & Hoberman, H. M. (1983). Positive Events and Social Supports as Buffers of Life Change Stress. *Journal of Applied Social Psychology, 13*, 99-125.
- Dunkel-Schetter, C., & Bennett, T. (1990). Differentiating the Cognitive and Behavioral Aspects of Social Support. In B. R. Sarason, I. G. Sarason, & G. R. Pierce (Eds.), *Social Support: An Interactional View* (pp. 267-296). New York: Wiley.
- Ellison, N. B., Steinfield, C., & Lampe, C. (2007). The Benefits of Facebook “Friends:” Social Capital and College Students’ Use of Online Social Network Sites. *Journal of Computer-Mediated Communication, 12*, 1143-1168.
- 榎本博明 (1997). 自己開示の心理学的研究 北大路書房
- Forest, A. L., & Wood, J. V. (2012). When Social Networking Is Not Working: Individuals With Low Self-Esteem Recognize but Do Not Reap the Benefits of Self-Disclosure on Facebook. *Psychological Science, 23*, 295-302.
- 藤 桂・吉田富士雄 (2010). オンラインゲーム上の対人関係が現実生活の社会性および攻撃性に及ぼす影響 心理学研究, 80, 494-503.
- 福岡欣治 (2007). 大学新入生のソーシャル・サポートと心理的適応 —自己充實的達成動機の媒介的影響— 静岡文化芸術大学紀要, 8, 69-77.
- 福岡欣治 (2008). 日常ストレス状況での友人への自己開示とソーシャル・サポート (4) —開示に対する友人の受容的反応とサポートが気分状態に及ぼす効果— 静岡文化芸術大学紀要, 9, 15-24.
- 福岡欣治 (2009). 社会的スキル, 自己開示, ソーシャル・サポートと大学生の孤独感—知覚されたサポートと実行されたサポートの関連に注目して— 日本パーソナリティ心理学学会論文集, 18, 34-35.
- 橋本 剛 (2005). ストレスと対人関係 ナカニシヤ出版
- 久田 満 (1987). ソーシャル・サポート研究の動向と今後の課題 看護研究, 20, 170-179.
- 稲葉昭英・浦 光博・南 隆男 (1987). 「ソーシャル・サポート」研究の現状と課題 哲學, 85, 109-149.

- 城 佳子 (2012). 大学生の自己開示・ソーシャルサポートが被受容感に及ぼす影響の検討—被開示スキルとの関連を通して— 文教大学人間科学部人間科学研究, 34, 63-72.
- Jourard S. M. (1971). *The transparent self*. New York: Litton Educational Publishing.
- 亀田佐和子 (2003). 否定的内容の自己開示と自尊感情および開示抵抗感の関連性 早稲田大学大学院教育学研究科紀要 別冊, 10, 157-168.
- Katz, J., Beach, S. R. H., & Joiner, T. E., Jr. (1998). When does partner devaluation predict emotional distress? Prospective moderating effects of reassurance-seeking and self-esteem. *Personal Relationships*, 5, 409-421.
- 川上善郎・川浦康至・池田謙一・古川良治 (1993). 電子ネットワーキングの社会心理 誠信書房
- Kim, J., & Lee, J. E. R. (2011). The Facebook Paths to Happiness: Effects of the Number of Facebook Friends and Self-Presentation on Subjective Well-Being. *Cyberpsychology Behavior, and Social Networking*, 14, 359-364.
- Kraut, R., Kiesler, S., Boneva, B., Cummings, J., Helgeson, V., & Crawford, A. (2002). Internet Paradox Revisited. *Journal of Social Issues*, 58, 49-74.
- Leary, M. R., & Baumeister, R. F. (2000). The nature and function of self-esteem: Sociometer theory. *Advances in Experimental Social Psychology*, 32, 1-62.
- Lee, S. J. (2009). Online Communication and Adolescent Social Ties: Who benefits more from Internet use? *Journal of Computer-Mediated Communication*, 14, 509-531.
- Manago, A. M., Taylor, T., & Greenfield, P. M. (2012). Me and my 400 friends: The anatomy of college students' Facebook networks, their communication patterns, and well-being. *Developmental Psychology*, 48, 369-380.
- McKenna, K. Y. A., Bargh, J. A. (1999). Causes and Consequences of Social Interaction on the Internet: A Conceptual Framework. *Media Psychology*, 1, 249-269.
- 松村太郎・徳本昌大 (2011). ソーシャルメディア早わかり 中経出版
- 宮田加久子 (1993). 電子メディア社会 誠信書房
- 中村陽吉 (1983). 自己開示尺度 中村陽吉 (編) 対人場面の心理 東京大学出版会, pp.235-238.
- 丹羽 空・丸野俊一 (2010). 自己開示の深さを測定する尺度の開発 パーソナリティ研究, 18, 196-209.
- Putnam, R. D. (1993). *Making democracy work*. (河田潤一訳 (2001). 哲学する民主主義 NTT 出版)
- 齊藤和貴・岡安孝弘 (2014). 大学生のソーシャルスキルと自尊感情がレジリエンスに及ぼす影響 健康心理学研究, 27, 12-19.
- 総務省 (2011). 平成 23 年版情報通信白書

総務省 (2015). 平成 27 年版情報通信白書

Steinfeld, C., Ellison, N. B., & Lampe, C. (2008). Social Capital, self-esteem, and use of online social network sites : A longitudinal analysis. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 29, 434-445.

寺島 圭・三浦麻子 (2013). SNS 利用はオフライン／オンライン社会関係資本を醸成するか—大学生の mixi 利用を事例に— 関西学院大学心理科学研究, 39, 59-67.

豊松展史・小村緩岳・高木敬雄 (1998). 知覚されたソーシャル・サポート 広島修大論集 人文編, 38, 295-336.

Valkenburg. P. M., & Peter. J., (2011). Online Communication Among Adolescents: An Integrated Model of Its Attraction, Opportunities, and Risks. *Journal of Adolescent Health*, 48, 121-127.

山本真理子・松井 豊・山成由紀子 (1982). 認知された自己の諸側面の構造 教育心理学研究, 30, 64-68.

吉山尚裕 (2002). 自尊感情と友人とのネットワーク : 女子学生を対象にして 大分県立芸術文化短期大学研究紀要, 40, 11-19.

こども教育学部こども教育学科 nakayamam@suzuka-jc.ac.jp

# **The Relationship Between Social Media Posting and Perceived Support**

## **— Focusing Sender's Self-esteem—**

**Makoto NAKAYAMA, Shiori FUKUDA**

### **Abstract**

This study investigated the relationship between posts on social media, perceived support and positive change in face-to-face (FTF) relationships among high self-esteem individuals (HSEs) and low self-esteem individuals (LSEs). First, the results of the ANOVA showed no effect of self-esteem, both high-frequency superficial posts and deeper self-disclosure posts related higher perceived support on social media. Then, the results of the path analysis showed support on social media positively affected FTF relationships in both LSEs and HSEs. But the degree of positive change in LSEs was lower than HSEs. At last, on the basis of these results, we discussed the suggestion for using the social media.

### **Keyword**

social media, self-esteem, posting, self-disclosure, perceived support

