

若者のソーシャルメディア利用と 精神的健康についての再検討

坂本 匠海 中村 雅子

ソーシャルメディア (SNS) の利用によって、精神的幸福度が低下するソーシャルメディア・パラドクスについては先行研究でも結果が一致していない。本研究では調整変数として社会的比較についても考慮し、SNS 利用と主観的幸福感および抑うつとの関連を再検討した。15 歳から 29 歳の男女を対象に実施したオンライン調査に基づく分析では、予想に反して SNS 利用時間尺度と抑うつに必ずしも明確な関係はみられなかった。一方で SNS 利用時間と知覚された SNS 上でのソーシャルサポート量には正の相関があり、またソーシャルサポート量は主観的幸福感とは正の、抑うつとは負の相関がみられた。これらの結果から、SNS 利用は主観的幸福感や抑うつに直接的な影響を与えないが、ソーシャルサポートを増加させるという媒介的な役割を果たし、むしろ主観的幸福感を上昇させ、抑うつを低減する効果があると考えられた。これらの結果からソーシャルメディア・パラドクスは今回は確認できず、ソーシャルメディア利用を通じてソーシャルサポートを獲得することが、むしろ精神的健康に大きく寄与することが明らかになった。

キーワード：ソーシャルメディア (SNS)、精神的健康、主観的幸福感、抑うつ、ソーシャルサポート、社会的比較

1. 問題意識

近年はソーシャルネットワーキングサービス (SNS) の普及が著しく、特に若者を中心に多くの人々に利用されている。しかし、SNS は必ずしもユーザを幸福にするとは限らない。後述するように、Kraut ら (1998) による研究では、インターネットを利用することで結果的に抑うつや孤独感が増大するというインターネット・パラドクスの存在が示唆された。河井 (2014) による研究では、SNS の利用においても同様の現象が生じるというソーシャルメディア・パラドクスの存在の可能性が示されている。

本研究では、SNS の利用率が高い若者を調査対象として、若者の利用率が高い 3 つの SNS (LINE, X (旧 Twitter), Instagram) に焦点を当てた。なお、本研究においてはソーシャルメディアと SNS を区別せず、同義として扱うこととする。

2. 先行研究

2.1 ソーシャルメディアの利用実態

総務省の調査^(注1)によると、主なソーシャルメディア

の利用率は LINE では 9 割を超え、X および Instagram, Tiktok も利用者を増やしている。

LINE は全世代において、一貫して利用率が高いが、10 代及び 20 代に焦点を当てると、LINE に次いで Instagram, X の利用率が高い。

2.2 インターネット・パラドクス

Kraut ら (1998) では 1995 年から 2 年間に渡って、169 名のインターネット利用、社会的関与、心理的幸福度を追跡調査し、結果として、インターネットを利用することで当時の一般的な期待に反して、抑うつや孤独感が強まるという、インターネット・パラドクスの存在が示唆された。なお、安藤ら (2005) は日本で行われたインターネット・パラドクスの研究についてポジティブな効果を報告する研究もあり「見解は一致していない (安藤ら, 2005, p. 69) としている。

2010 年代半ば以降はスマートフォン等の急激な普及に伴って、とくに SNS の利用が急速に増大してきた。このことを踏まえて河井 (2014) は Kraut ら (1998) と同様の手続きを用いて、ソーシャルメディア・パラドクスについて検討した。その結果、SNS の新規利用者では、よく投稿をすることが一時的に友人関係満足度にポジティブな影響を及ぼすが、全体でみると SNS をよく投稿するほど友人関係満足度や孤独感についてネガティブな影響を及ぼす傾向が示された。

一方、森本 (2020) は河井 (2014) の研究結果を踏

SAKAMOTO Takumi

東京都市大学メディア情報学部社会メディア学科 2023 年度
4 年生

NAKAMURA Masako

東京都市大学メディア情報学部社会メディア学科教授

まえ、パネル調査を用いて交差遅延効果モデルに基づいて同様の検討を行った。調査対象としたSNSは「LINE」、 「Facebook」、 「Twitter」、 「Mixi」、 「Mobage」、 「GREE」、 「Instagram」、 「その他のSNS」である。結果としてはソーシャルメディア・パラドクスの存在は確認できず、むしろ、精神的健康度の低さがSNSの利用時間を減少させることを明らかにした。この結果について森本は「先行研究が行われた当時と比べて格段にSNSが普及し、多くの人が身近な人と繋がる道具としてSNSを利用していることがあげられるかもしれない（森本, 2020, p. 12）」と考察している。

2.3 ソーシャルサポート

インターネット利用の中でもとくに双方向コミュニケーションであるSNSについて考える上では、そこから得られるソーシャルサポートの影響も考えられる。

嶋 (1992) は、ソーシャルサポートについて、コミュニティ心理学者、Caplan, Gの概念化を踏まえて、家族や友人、隣人など、ある個人を取り巻く様々な人々からの有形・無形の援助を指すものとしている。片受・大貫 (2014) は677名の大規模サンプルを用いて大学生向けのソーシャルサポート尺度を作成し、信頼性・妥当性を検討している。

従来のソーシャルサポート研究では、家族や友人、隣人といった対面でのサポートを想定していたが、近年ではインターネットを介したソーシャルサポートについても研究が進められている。例えば中山ら (2019) は、SNS上で受けているサポートの知覚が、対面の対人関係の肯定的変化に正の影響を与えていることを明らかにしている。

このように、SNSにおいてもSNS特有のソーシャルサポートが存在しており、利用者に何らかの影響を与えている可能性が高いと考えた。

2.4 精神的健康の指標

本調査では、精神的健康度を測る尺度の1つとして主観的幸福感を用いた。主観的幸福感尺度は数多く存在するが、WHOが作成した心の健康自己評価質問紙を基に、伊藤ら (2003) が作成し信頼性及び妥当性が確認された尺度を参考にした。伊藤ら (2003) は、関東圏内にある三つの大学・短大の学生520名 (女性388名、男性132名、平均年齢19.3歳) に対して、1998年6月に調査を行った。大学生向けのため、元の尺度のうち5領域15項目を抽出して実施している。具体的には「あなたは人生が面白いと思いますか」「自分の人生には意味がないと感じていますか」などの15項目に対してそれぞれ4件法で回答を求め、心理的健康度を測っている。

心の健康度を測るもう1つ尺度として、河井 (2014)

と森本 (2020) の先行研究に従い、Zung (1965) の Self-rating Depression Scale (SDS) を用いた。SDSは、「気が沈んで、憂うつだ」「いつもよりいらいらする」などの20項目から構成される尺度であり、「いつも」から「めったにない」までの4件法で回答を求め、心理的健康度を測っている。

2.5 社会的比較

社会的比較とは、フェスティング (Festinger, 1954) が提唱した理論であり、自身と他者を比較することを意味する。SNS上における社会的比較に関する研究も行われており、叶 (2019) によってTwitter (当時) をよく利用する者ほど社会的比較の機会が増加し、友人関係満足度が低下するという結果が示されている。

泉水ら (2022) によるSNSの利用に伴う社会的比較と妬みに関する研究では、他者と自身の能力を比較する傾向が強いほど、強いストレス反応と、自尊感情および主観的幸福感の低下をもたらすことが明らかにされている。

3. 目的

3.1 目的

ソーシャルメディア・パラドクスは、先行研究によって結果が異なっている。河井 (2014) による研究では存在が示唆されたが、森本 (2020) による研究では存在が確認できなかった。この結果について森本も言及しているように、SNSを取り巻く環境の著しい変化が要因の一つとして挙げられる。そこで本研究では現時点における再検討を行うとともに、SNS利用と精神的幸福との関連をより詳細に分析して、ユーザの特徴に基づくSNSとのより良い付き合い方を提案することを目的とする。

本研究では精神的健康度の指標として主観的幸福感と抑うつを取り上げ、先行研究から以下の4つの仮説を立てた。

3.2 作業仮説

以下の4点を作業仮説とした。

仮説1: SNS使用量が増加すればするほど、SNS上で受けられる (知覚された) ソーシャルサポート量が増加する。

SNSを利用することで、そうでなければ得られなかった何らかの手助けを得ることができる。例えば他者の投稿から情報を得たり、自身が直面している困難を投稿することで他者からアドバイスを得たりすることができる。このようなサポートを得る機会は、利用時間に比例して増加するだろう。

仮説2: SNS上で受けるソーシャルサポート量が多いほど、主観的幸福感が増加し、抑うつを低減できる。

中山ら (2019) は、SNS上で受けているソーシャル

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るとしている。ソーシャルサポートは対面でのみならず、SNS上でも精神的健康に正の影響を与えることが予想される。ゆえに、本研究でもSNS上でソーシャルサポートを得ることで、主観的幸福感の増加や抑うつへの低減といった肯定的な影響をもたらす可能性が高いと考えられる。

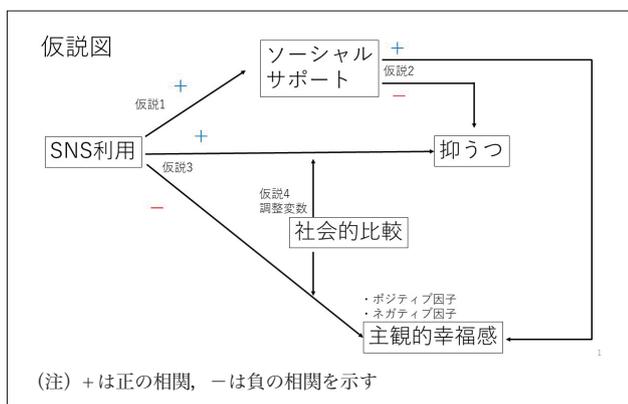
仮説3：SNSを使えば使うほど、抑うつが強まり、主観的幸福感が低下する。

仮説1と仮説2のみからは仮説3は導かれない。しかし、先行研究によってソーシャルメディア・パラドクスの存在が示唆されていることから、SNSを利用することで生じる悪影響が良い影響を上回っている可能性がある。また、以下に示す仮説4のような調整変数による影響の可能性が考えられる。

仮説4：仮説3に対しては社会的比較傾向が調整変数として作用しており、比較傾向が高い場合に、SNS利用が主観的幸福感の低下や抑うつの増加をより強める。

叶 (2019) や泉水ら (2022) の研究からは、他者と自身の能力を比較する傾向が強いほど、強いストレス反応と自尊感情及び主観的幸福感の低下をもたらすことが明らかにされている。いずれの研究結果からも、SNS上でも社会的比較をすることがユーザに負の影響をもたらすことが示唆される。ゆえに、ユーザの社会的比較の傾向が抑うつに作用している可能性が考えられる。

以上の仮説をまとめたのが以下の図である (図1)。



4. 方法と調査の概要

4.1 対象者へのアプローチ

株式会社クロスマーケティングのオンラインセルフアンケートツール「QiQUMO」を利用し、同社のモニターパネルの15歳から19歳の男女各50名及び20代の男女各50名の計200名を指定してオンライン質問紙調査を行った。

4.2 調査内容

質問項目は「LINE」「X (旧 Twitter)」「Instagram」の3つのSNSごとの利用時間、利用目的、他者の投稿を閲覧する頻度、投稿する頻度、およびSNS上で受けるソーシャルサポート量、主観的幸福感、SNS上における社会的比較傾向、抑うつについてなどである。

調査対象とした3つのSNSは、総務省によるメディア利用に関するアンケート調査結果を参考に、若者の利用率の高さに焦点を当てて選定した。TikTokも10代に限っては利用率が高いが、20代の利用率がInstagramとTwitterには及ばないことから、本研究では調査対象外とした。また、同調査のSNSの利用時間についての結果を参考に、妥当と思われる利用時間の回答尺度を独自に作成した。「30分未満」から「180分以上」までの30分刻みの項目に「利用していない」を加えた7段階尺度で質問した。同様にSNSごとの利用目的について、7項目を2件法で、また3つのSNSごとの投稿頻度及び閲覧頻度を、それぞれ5件法で質問した。

ソーシャルサポートの尺度については、片受ら (2014) によって既存の大学生用ソーシャルサポート尺度を再検討して作成された尺度を、一部改変して利用した。先行研究内にて示された3因子を想定しつつ、質問数の関係でその一部を削減し、またSNSを通じて得られるソーシャルサポートへ適するように文言を一部改変している。12項目、4件法で回答を求めた。

主観的幸福感の尺度については、伊藤ら (2003) によって作成され、妥当性・信頼性の確認された青年期から成人期までに適用できる主観的幸福感尺度を、一部改変して利用した。9項目、4件法で回答を求めた。

抑うつの尺度については、河井 (2014) と森本 (2020) の先行研究に従い、Zung (1965) の Self-Rating Depression Scale (SDS) を用いた。本調査では、SDSの日本語訳として福田 (1973) の自己評価式抑うつ性尺度を利用している。「気分が沈んで、ゆううつだ」などの20項目から構成される尺度であり、「いつも」から「めったにない」までの4件法で回答を求めた。

社会的比較の尺度については、叶 (2019) のTwitterの利用における社会的比較と友人関係満足度に係る研究で用いられた尺度の一部を利用した。6項目、4件法で回答を求めた。

なお、オンラインモニター調査では、努力の最小限化 (Satisfice) の発生率が高くなることが事前に予測されたことから、質問文をしっかりと読んで回答しているかどうかを確認するため、三浦ら (2015) の研究を参考に、教示文にて必ず選択すべき選択肢を指定した質問を1項目設定した。具体的には「確認のため、この質問は全員「あまり当てはまらない」を選んで下さい」というチェ

ック項目を加えた。

5. 結果

5.1 調査の概要

実査は2023年9月27日から28日にかけての約22時間で目標数（200名）の回答を得た。チェック項目で教示文と異なる選択肢を選択した回答者を無効票とした（49票が該当）。これに加え、4件法及び5件法の全ての質問項目に対して同一の選択肢を選択した1名を無効票とし、最終的な有効回答数は150名となった。有効回答者の平均年齢は21.06歳であり、51.3%が学生であった。回答者の職業は学生に次いで会社勤務（一般社員）の割合が高かった。

5.2 主な結果

(1) SNS利用率

各SNSの利用率については、直近の総務省調査等と概ね近似する結果となった。なお、以下の分析ではIBM SPSS Statistics ver. 26.0を用いている。

表1 本調査における若者のSNS利用率

	10代 (N=79)	20代 (N=71)
LINE	91.1%	81.7%
Twitter	69.6%	67.6%
Instagram	73.4%	70.4%

(2) 因子分析結果

質問項目のうち、ソーシャルサポート量、主観的幸福感、社会的比較について、最尤法（プロマックス回転）による探索的因子分析を行った。結果として、ソーシャルサポート量は1因子のみが抽出されたため単純加算尺度とした。先行研究で3因子が得られていたが今回1因子のみとなった理由としては、今回、オンラインから得られるソーシャルサポートに限定して質問したこと、および質問項目数の問題でもととの尺度項目にあるすべての項目を質問することができず抜粋となったことが考えられる。

主観的幸福感については、逆に参考にした先行研究では1次元尺度として扱われていたが、結果的に2因子が抽出された。第1因子をポジティブ因子、第二因子をネガティブ因子と命名した。ポジティブ因子は人生に対するポジティブな気持ち、ネガティブ因子は人生に対するネガティブな気持ちの項目でそれぞれパターン行列得点が高い。内容的にも適切な因子が抽出されたと考え、それぞれ因子得点を算出して、2つの尺度として扱った。因子間相関は $r=0.303$ である（第2因子までの初期固有値の説明率は68.7%）。

表2 主観的幸福感の因子分析結果

	ポジティブ因子	ネガティブ因子
人生が面白いと思う	.089	-.077
過去と比較して現在の生活は幸せである	.892	.006
ここ数年やってきたことを全体的に見て、幸せを感じている	.784	-.130
今の調子でやっていけば、これから起きることにでも対応できる自信がある	.751	.014
自分の人生には意味がないと感じている	-.047	.710
非常に強い幸福感を感じる瞬間がある	.731	.029
ささいなことでも気分が良くなる	.695	.037
自分の人生は悪い出来事の方が多いと思う	.088	1.023
他の人の幸せを心から祝福できる	.582	.132

社会的比較についても参考にした先行研究では1次元尺度とされていたが、結果として2因子が抽出された。ただしこの尺度については因子間相関が高い（ $r=.573$ ）ため、参考にした先行研究に従って1因子として扱い、単純加算尺度を用いることとした。

各変数間の相関を表3に示した。なお、SNSの利用目的と他の変数の間には顕著な関連は見られなかった。

(3) 仮説についての結果

1) SNS利用時間とソーシャルサポート量の関係

3つのSNSの合計利用時間と知覚されたSNS上のソーシャルサポート量の相関係数は $r=.326^{**}$ であり、有意な正の相関がみられ、仮説1が支持された。

また、ソーシャルサポートと各SNSの閲覧頻度・投稿頻度の間には、LINEの閲覧頻度以外には有意な相関がみられた。全体としては、どのSNSでも閲覧頻度よりも投稿頻度の方がソーシャルサポートとの相関が強く、特にInstagramの投稿頻度が高い相関（ $r=.492^{**}$ ）を示している。

2) ソーシャルサポート量と主観的幸福感、抑うつとの関係

主観的幸福感のうち、ポジティブ因子とソーシャルサポートの相関係数は $r=.525^{***}$ であり、強い正の相関がみられた。これは、ソーシャルサポートを得るほど幸福感が強まる傾向を示している。一方、ソーシャルサポートと主観的幸福感（ネガティブ因子）の間には有意な相関はみられなかった。これらの結果から、ソーシャルサポートは幸福感を増すことはある一方で、悲観的な気持ちを改善する働きはないという非対称的な関係が見られた。

ソーシャルサポートと抑うつの相関係数は $r=-.233^{*}$ であり、有意な負の相関がみられた。ソーシャルサポートを得ることで抑うつを低減できる可能性がある。以上の結果から、仮説2が概ね支持された。

3) SNSの合計利用時間と主観的幸福感、抑うつとの関係

表3 変数間の相関

	SNS合計 利用時間	LINE閲覧 頻度	LINE投稿 頻度	X閲覧頻度	X投稿頻度	Insta-gram 閲覧頻度	Insta-gram 投稿頻度	ソーシャル サポート	社会的比較	主観的幸 福感 (ポジティブ)	主観的幸 福感 (ネガティブ)	抑うつ
SNS 合計利用時間	1											
LINE閲覧頻度	.115	1										
LINE投稿頻度	.106	.459**	1									
X閲覧頻度	.170	-.118	.005	1								
X投稿頻度	.269**	.102	.208*	.448**	1							
Instagram 閲覧頻度	.065	.032	-.012	.364**	.133	1						
Instagram 投稿頻度	.211*	.050	.294**	.165	.387**	.419**	1					
ソーシャル サポート	.326**	.084	.217*	.274**	.353**	.235*	.492**					
社会的比較	.200*	.008	-.026	.169	.084	.265**	.250**	.586**				
主観的幸福感 (ポジティブ因子)	.122	.149	.128	.105	.094	.326**	.418**	.525***	.162*	1		
主観的幸福感 (ネガティブ因子)	.149	-.035	.044	.155	.170	-.072	.015	.159	.242**	-.308**	1	
抑うつ	.055	-.113	-.054	-.046	.064	-.199*	-.162	-.233*	.131	-.642**	.443**	1

***p<.001, **p<.01, *p<.05

SNS合計利用時間と主観的幸福感や抑うつの間にはいずれも有意な関連は見られなかった。したがって仮説3は支持されなかった。

ただし個別のSNS利用の中で、Instagramの閲覧、投稿頻度と主観的幸福感（ポジティブ因子）の間には正の相関が、またInstagram閲覧頻度と抑うつの間には負の相関が見られた。

4) SNS利用時間の精神的健康への影響に対する調整変数としての社会的比較の効果

社会的比較の質問項目群はSNS上に限らない一般的な表現の文言から構成されているが、主観的幸福感（ポジティブ因子）、主観的幸福感（ネガティブ因子）のいずれとも正の有意な相関が見られた。抑うつとの間には有意な相関は見られなかった。

さらに社会的比較尺度の得点で回答者を二分したとこ

ろ、得点が高い群（n=68）ではXの利用時間と主観的幸福感（ポジティブ因子）の間に負の、また抑うつとの間に正の有意な相関が見られた。一方、Instagramの投稿頻度については主観的幸福感との間に有意な正の相関が見られた。

得点が低い群（n=69）では、主観的幸福感（ポジティブ因子）についてのみ、SNS合計利用時間、X利用時間、Instagram閲覧・投稿頻度との間に正の有意な相関が見られた（表4）。これらの結果から、仮説4が部分的に支持された。

(3) 重回帰分析による検討

主観的幸福感（ポジティブ因子、ネガティブ因子）および抑うつをそれぞれ目的変数として、ソーシャルサポート、SNS合計利用時間、社会的比較、およびSNS合計利用時間と社会的比較の交互作用項を説明変数とした

表4 社会的比較の高低で見た精神的健康度とSNS利用時間の相関

	SNS合計 利用時間	LINE 利用時間	X 利用時間	Instagram 利用時間	LINE 閲覧頻度	LINE 投稿頻度	X 閲覧頻度	X 投稿頻度	Insta-Gram 閲覧頻度	Insta-gram 投稿頻度
社会的比較得点 高群(n=68)										
主観的幸福感 (ポジティブ因子)	-.094	-.014	-.280*	.046	.166	.164	-.083	-.068	.139	.362**
主観的幸福感 (ネガティブ因子)	.182	.180	.190	.062	.086	.136	.151	.254	.027	-.030
抑うつ	.157	.068	.305*	.017	-.044	-.052	.030	.130	-.214	-.239
社会的比較得点 低群(n=69)										
主観的幸福感 (ポジティブ因子)	.279*	.191	.263*	.194	.141	.115	.262	.255	.467**	.472**
主観的幸福感 (ネガティブ因子)	.094	.102	.141	-.011	-.139	-.003	.118	.071	-.232	-.078
抑うつ	-.072	-.160	.015	-.044	-.174	-.038	-.153	-.019	-.263	-.230

***p<.001, **p<.01, *p<.05

表5 重回帰分析結果

従属変数	独立変数	標準化係数
主観的幸福感 (ポジティブ因子) 調整済みR ² =.298*** (n=150)	SNS合計利用時間	.224
	ソーシャルサポート	.702***
	社会的比較	-.417*
	交互作用項	.314
従属変数	独立変数	標準化係数
主観的幸福感 (ネガティブ因子) 調整済みR ² =.045* (n=150)	SNS合計利用時間	.241
	ソーシャルサポート	.007
	社会的比較	.130
	交互作用項	.152
従属変数	独立変数	標準化係数
抑うつ 調整済みR ² =.163*** (n=150)	SNS合計利用時間	-.073
	ソーシャルサポート	-.540***
	社会的比較	.557**
	交互作用項	-.244

***p<.001, **p<.01, *p<.05

重回帰分析を行った。なお、性別、年齢も投入した分析も行ったが効果が見られなかったため、ここでは上記の変数を用いた結果を示した。

主観的幸福感（ポジティブ因子）についてはソーシャルサポートの主効果の寄与が大きく、社会的比較についてはマイナスの主効果が有意だった。SNS合計利用時間や社会的比較との交互作用については有意ではなかった。

主観的幸福感（ネガティブ因子）については有意な変数はなく、分析全体の調整済みR²=.045であり、投入した変数群による説明力もモデル全体として低かった。

抑うつについてはソーシャルサポートの主効果がマイナス、社会的比較の主効果がプラスの値でそれぞれ有意だった。

3つの分析を通じて、SNS合計利用時間および交互作用項は有意ではなく、この分析では仮説4は支持されなかった。

6. 考察

相関分析と重回帰分析の結果から、SNSの利用時間は主観的幸福感や抑うつに大きな影響を与えないが、ソーシャルサポートを増加させるという媒介的な役割を果たし、結果的に主観的幸福感（ポジティブ因子）を高め、抑うつを低減する効果がある可能性が示唆された。

結果としてソーシャルメディア・パラドクスは確認できず、SNSの利用を通じてソーシャルサポートを獲得することがむしろ精神的健康に寄与することが明らかになった。なおSNSの利用目的や社会的比較のような調整変数として働くと予想された変数の効果は確認できなかった。

またソーシャルサポート量と各SNSの閲覧・投稿頻

度の相関（図表3）からは、いずれのSNSでもソーシャルサポート量は閲覧頻度より投稿頻度の方が相関が高い。このことから自ら積極的に情報発信することでソーシャルサポートを得やすくなり、結果として精神的健康に繋がるという可能性が示唆された。

今回の結果からは、SNSとの付き合い方についての提言として、ソーシャルサポートを得るためにはむしろSNSを積極的に利用することが望ましいと考えられる。

また社会的比較傾向との関連については、比較傾向自体が精神的健康を低下させるが、個別のSNS利用との関連を見ると、比較傾向が高い者についてはXの利用が主観的幸福感（ポジティブ因子）や抑うつという側面でマイナスに作用する可能性がある。一方で比較傾向が低い者では、むしろSNS利用、中でもInstagramの閲覧・投稿頻度が主観的幸福感（ポジティブ因子）にプラスに働いていることが示唆された。自身の心理的な特性に応じた利用へのアドバイスにも繋がる結果が得られたと考える。

ただし今回の調査はサンプル数が150名と少なかったことから、今後、より大規模な調査に基づく詳細な分析が必要である。

注

注1 各年の総務省情報通信政策研究所『情報通信メディアの利用時間と情報行動に関する調査』による。
https://www.soumu.go.jp/iicp/research/results/media_usage-time.html（最終確認日2024年2月3日）

引用文献

安藤玲子, 高比良美詠子, & 坂元章. (2005). インターネット使用が中学生の孤独感・ソーシャルサポートに与える影響. パーソナリティ研究, 14 (1), 69-79.

Festinger, L. (1954). A theory of social comparison processes. Human relations, 7 (2), 117-140.

福田一彦. (1973). 自己評価式抑うつ性尺度の研究. 精神誌, 75, 673-679.

伊藤裕子, 相良順子, 池田政子, & 川浦康至. (2003). 主観的幸福感尺度の作成と信頼性・妥当性の検討. 心理学研究, 74 (3), 276-281.

片受靖, & 大貫尚子. (2014). 大学生用ソーシャルサポート尺度の作成と信頼性・妥当性の検討. 立正大心理研年報, 5, 37.

河井大介. (2014). ソーシャルメディア・パラドクス: ソーシャルメディア利用は友人関係を抑制し精神的健康を悪化させるか. 社会情報学, 3 (1),

31-46.

- Kraut, R., Patterson, M., Lundmark, V., Kiesler, S., Mukhopadhyay, T., & Scherlis, W. (1998) . Internet paradox: A social technology that reduces social involvement and psychological well-being?. *American psychologist*, 53 (9) , 1017.
- 三浦麻子・小林哲郎. (2015). オンライン調査モニタの Satisfice に関する実験的研究. *社会心理学研究*, 31 (1) , 1-12.
- 森本幸子. (2020) . ソーシャルメディア・パラドクスの再検討-使用目的や状況に注目して-. *電気通信普及財団研究調査助成報告書第35号 (2020年度)* , 1-13.
- 中山真, & 福田詩織. (2019) . 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 (1) . *鈴鹿大学・鈴鹿大学短期大学部紀要 人文科学・社会科学編*, 2, 157-171.
- 泉水紀彦, & 桑原千明. (2022) . 大学生における SNS 利用実態と精神的健康との関連の検討:社会的比較と妬みに着目して. *埼玉学園大学紀要. 人間学部篇*, 22, 235-248.
- 嶋信宏. (1992) . 大学生におけるソーシャルサポートの日常生活ストレスに対する効果. *社会心理学研究*, 7 (1) , 45-53.
- 叶少瑜. (2019) . 大学生の Twitter 使用における社会的比較と友人関係満足度との関係. *社会情報学*, 8 (2) , 111-124
- Zung, W. W. (1965) . A self-rating depression scale. *Archives of general psychiatry*, 12 (1) , 63-70.