

大学生のスマートフォン依存傾向に関する探索的研究(3)

－依存自覚・使用時間自己評定の規定因に関するモデルの検討－

橋本 憲尚

[抄 録]

Differences on smartphone addiction tendency of university students between 1st and 4th graders, and between those who had started using smartphones by middle school days (started-earlier users) and who started after high school days (started-later users) were examined by structural equation modeling. 484 participants answered a self-report questionnaire including Young20 plus 9 items for smartphone use and items for consciousness of dependence and using time. The factor analysis on the scores of items for addiction tendency brought 4 types of addiction tendency score: each composed of the sum score for the items corresponding to each abstracted factor (“uncontrolled using”, “absorption to smartphone world”, “using while other action”, “necessity of life”). For each sample, 5 types of causal model and the derivatives with 4 types of addiction tendency score as exogenous variables, and consciousness of dependency score and/or self-reported score of using time as endogenous variables were examined. The adopted models for 1st graders and started-earlier users tell that high level of consciousness of dependency may lead to high self-reported score of using time, high self-reported score of using time may result in low level of consciousness of dependency, and self-reported score of using time has almost no factor to influence itself strongly. These results were interpreted from the stand point of the smart phone development and the changes of people’s using style.

キーワード： smartphone addiction tendency (スマホ依存傾向),
 university students (大学生), consciousness of dependence (依存自覚),
 self-reported using time (自己報告された使用時間),
 structural equation modeling (共分散構造分析)

研究の背景

近年、青少年の“インターネット（以下ネット）使用”⁽¹⁾による弊害が注目され、国内行政機関の様々なレベルで実態調査が行われてきた。厚生労働省研究班による2017年度調査結果によると、“ネットの病的使用”⁽²⁾と判定された児童生徒の比率は2012年度調査結果のほぼ2倍（中学男子4.4%→10.6%・女子7.7%→18.9%、高校男子7.6%→13.2%・女子11.2%→18.9%）に上ったという（THE SANKEI NEWS, 2018）。直近では、竹内（2021）が大阪府教育委員会の協力を得て、府下の小学生～高校生に対して2019年（合計約2万人）→2020年（同約2万7千人）に同様の方法で大規模な調査を行っている。その結果、“ネットの病的使用”と判定された児童生徒の比率は、小学生で男子11.9%→14.7%・女子8.4%→12.7%、中学生で男子13.7%→15.9%・女子16.9%→21.7%、高校生で男子15.6%→27.5%・女子21.9%→29.4%と漸増していることがわかった。⁽³⁾

竹内（2021）は、特に上記の高校生の比率の2年間の“異例の伸び”（p24）に着目し、コロナ禍における休校や学校行事・部活動・私生活等での対面活動の制限の影響が顕著であったと推察している。しかしながら、事の本質は、こうした望ましくない年次変化の背景にあるスマホの急速な普及による携帯開始の低年齢化にあるのではなかろうか。総務省による年次統計のまとめによると、13～19歳のスマホ保有率は、2013年には64.8%であったのが、2017年には79.5%まで上昇した（総務省, 2018）。筆者による大学生を対象とする2018年度調査結果では、中学生以前からスマホを使用していたと回答した学生の比率は4年生（2011年度中学3年生）16.9%、1年生（2014年度中学3年生）52.3%と顕著な上昇が見られた（ $\chi^2(1)=32.66, p<.001$ ）（橋本, 2020）。コロナ禍がなくとも、“ネットの病的使用”率の漸増は予想された結果であったであろう。このように、スマホ使用の低年齢化とともに“ネットの病的使用”も低年齢化し始めている懸念は拭えない。

なぜ、スマホは人々を“依存”へと導くのだろうか。ひとつには、スマホの多様な機能性よるところがあるだろう。アプリさえインストールしておけば、カレントなニュースを読む、お気に入りの映画・アニメ、音楽、スポーツ実況を視聴する、友だちからのメッセージをチェックし返信する、自分で撮った写真を投稿する、ネット仲間とゲームを楽しむ等、ありとあらゆる情報行動がスマホ一台で賅ってしまう。現在のところ、従来なら複数のメディアが担ってきた機能が融合・集約されているデバイス（志岐, 2017）と言えようが、5G通信が普及すればスマホでしか体験できないバーチャルな世界が提供されるのではなかろうか。

もうひとつ、そのパソコンを上回る携帯性に由来する心理的影響を見逃してはなるまい。通学・通勤の移動時間や仕事や家事の合間の休憩時間に、食事をしながらテレビを見ながら、スマホは「スキマ時間」に「ながら使用」することができる（樋口, 2018）。いつでもどこでもわずかな合間にでも様々な情報取得・発信が可能であることは、自分の居場所にかかわら

ず常に「世界と繋がっている」という安心感を生む一方、手にしていなければ置いて行かれる・機会を失うという不安をも引き起こす。また、SNSを通してつながった友だちからのメッセージは、不特定多数の人々に発信されているとしても、自分だけに向けられたものと受け止められやすい。受信・発信した写真や動画のストックやオンラインゲームの成績は、まさに自分自身のアイデア・価値観を映し出す足跡となる。このように、スマホを通してみる情報世界は、「オンライン上にいるもう一人の私」(天野, 2019, p39) という感覚をもたらすのである。

研究目的

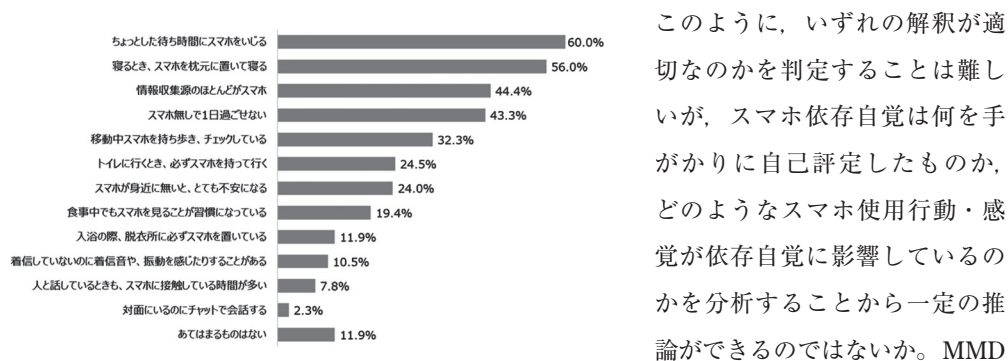
中学・高校生在学中は、学校の時間割や校則、保護者や教師の介入が鬱陶しく感じられても、それゆえに生徒たちの生活規律はある程度保たれているかもしれない。大学へと進学すれば、一人暮らしを始める学生に限らず、授業への出席だけでなくサークルやボランティア・アルバイトなど活動の場や時間は自由に決めることができる。だが一方、そうした環境の変化への適応や生活リズムの管理は自己責任となる。環境変化への適応と自己管理の狭間で、ネットへの接続を無意識のうちに繰り返すうちにスマホを手離せなくなる危険性は、高校生までとは比較にならないほど大きくなると考えられる。

大学生の“スマホ依存”予防支援ニーズは今後高まっていくものと想定されるが、学生自身がスマホに“依存している”という自覚がなくては支援の契機を得ることが難しい。社会人になってからスマホに触れるようになった世代からすると“無秩序な使い方”をしていても、さほど長時間無意味に使用しているとは思っていないとすると、自己制御はおろか他者からの支援を要請することもままならない。さて、近年の若者に“スマホ依存自覚”はどの程度広がっているのだろうか。MMD研究所は、スマホ使用についてのネット調査を実施し幅広い年代(10～60代)の男性・女性から回答を得て、2013年以降ほぼ例年約560名の回答集計を公表している。スマホ依存自覚を問う質問に対する「かなり依存している」という10・20代の回答率の年次推移を示すと、2016年：10代21.6%・20代26.4%，2019年：10代21.3%・20代27.7%，2021年：10代27.7%・20代22.4%である。スマホ使用が一般化した近年では、若者世代の「かなり依存している」という自覚は20・30%で推移していることがわかる(MMD研究所, 2016, 2019, 2021)⁽⁴⁾。

ところで、こうした依存自覚の程度は何を反映しているのだろうか。筆者による2018年度の大学生を対象とした調査では、1年生よりも4年生の方がやや($p<.05$)依存自覚の程度が高かった(橋本, 2020)。これは学生が入学以後の学生生活を経てより“無秩序な使い方”をしてきた結果を表しているのだろうか、あるいは年々“スマホ依存に無自覚”になりつつあることを示唆するものであろうか。前者の解釈は、自覚はそのままスマホ依存傾向を反映したものだという前提の上に成り立っており、後者は、自覚はどれだけ慎重に自己のスマホ使

用を制御しているかを示すものだとすることを前提にしている。

鄭・野島(2008)の調査結果によると、標本全体的には依存自覚の程度が高いほど依存傾向が高い傾向が認められるが、依存傾向中位群でのみ依存自覚の程度による依存傾向得点の明確な有意差がみられた、つまり両者の相関が強かったという。前述の筆者による調査では、標本全体的にはスマホ依存自覚の程度は依存傾向と有意な相関がみられたが、4年生・携帯開始後期(高校以降に携帯開始)群(.632・.602)に比べ、1年生・携帯開始後期(中学以前に携帯開始)群(.444・.448)では相関が低かった(橋本, 2020)。つまり、全般的には自覚はそのままスマホ依存傾向を反映したものと言えそうだが、依存傾向の程度や年齢・携帯開始期によっては当てはまらない可能性がある。



このように、いずれの解釈が適切なのかを判定することは難しいが、スマホ依存自覚は何を手がかりに自己評定したものか、どのようなスマホ使用行動・感覚が依存自覚に影響しているのかを分析することから一定の推論ができるのではないかと推察される。

MMD研究所の2021年調査(MMD研究所, 2021)では、依存自覚の質問に続き、自覚の手がかりとなるスマホの使用行動・感覚について選択肢のなかから該当するものを選ぶことを求めている⁽⁵⁾。上図は、左欄に示す12項目の選択率を示している。このように依存自覚の根拠として意識されている程度は項目によってまちまちであり、誰もが意識しているものとあまり意識していないものがあることがわかる。しかしながら、このような項目が表す使用行動・感覚が依存自覚の程度にどれくらい影響を及ぼしているのかは推察できない。筆者による検索の限り、現在のところ、国内における調査研究では依存自覚の手がかりとなる要因についての分析はほとんど行われていない。数少ないものの一つとして、短期大学1年生を対象に行われた梶田たち(2019)の調査研究がある。それによると、依存自覚(彼らの記述では「依存意識」)の程度による有意差が見られた依存傾向質問項目は、「スマホの優先と長時間使用」に関するものに集中していたという。

筆者は、主観的な使用時間の自己評定も依存自覚に影響を及ぼす主要因と考え(橋本, 2020, 注(4)参照)、依存自覚を内生変数・使用時間自己評定と依存傾向下位項目を外生変数とした因果モデル、使用時間自己評定を内生変数・依存傾向下位項目を外生変数とした因果モデルを組み合わせた逐次モデル(本稿 Figure 1 モデル II a)を想定し、前述の大学生を対象とした調査データにパス解析(重回帰分析)を実施し、依存自覚の手がかりとなっている要因について精査を試みた⁽⁶⁾。その結果、使用時間自己評定の影響は、4年生や携帯後期群

では有意に認められたものの、1年生や携帯早期群では認められなかった。また、依存自覚に影響する依存傾向低位項目は、学年・携帯開始群によって異なることが見いだされた。

本研究の目的は、このような依存自覚の手がかりと推察される要因についての学年・携帯開始期による差異を因果モデルの形で示すことにある。データ標本ごとにモデル提示することにより、スマホ普及による依存自覚形成のしくみの経年変化が明確になることが期待される。なお、モデルの適合度評価の精度を高めるために、前回の研究報告(橋本, 2020)で使用した2018年度調査データに、同一の手続きで収集した2019年度調査データを加えて分析を行う。分析についてもほぼ同一の方法を用いるが、因果モデル採択にあたって共分散構造分析を導入する。

共分散構造分析の主眼となるのは以下の2点である。

(a) 依存自覚の程度と使用時間自己評定との関連分析

前研究では、使用時間自己評定は依存自覚に影響を及ぼす要因と考えたが、論理的には逆向きの関連も想定することができる。つまり、スマホ使用時間の評定が長いことを手がかりに依存自覚の程度が高いと判断されることがある一方、依存自覚の程度が高いから使用時間は長いであろうという推定が行われる可能性も否定できない。したがって、共分散構造分析による因果モデル採択にあたって、依存自覚と使用時間との間に双方向のパスを設定したモデルも適合度評価対象として設定する。

(b) 依存自覚の程度・使用時間自己評定に影響する依存傾向低位項目の特定

前研究結果同様、学年や携帯開始群によって依存自覚に影響する依存傾向低位項目が異なることが予想される。特に、前研究での携帯開始後期群において示唆されたように、依存自覚に直接影響を及ぼす項目と使用時間を媒介に間接的に影響を及ぼす項目とが峻別される可能性もある。したがって、依存自覚だけでなく使用時間への影響についても精査する必要がある。

調 査 方 法

質問項目：IAT全20項目の和訳された質問文⁽⁷⁾をスマホに置き換えたもの、およびモバイルメディアとしてのスマホ固有の使用に関する内容と判断された項目群の計29項目 (Table 1-1 参照・すべて5件法で回答)をスマホ依存傾向測定項目として採用した。その他、使用アプリケーションの種類(7選択肢・複数回答可・その他の記載可)・1日の合計使用時間(7時間までの1時間刻みとそれ以上の8選択肢)および依存自覚の程度(5件法)についての質問を行った (Table 1-2 参照)。学年と性別の記載後、依存傾向測定項目・その他の項目の順に回答を求める版と、その逆順に回答を求める版の2種類の冊子を作成し、学年ごとにほぼ半数ずつランダムに配布した。これは、回答順の影響を回避するための手続きである。

手続き：各学年の必修授業(1年生：2018年10月9日・2020年1月21日、4年生：2019年

1月31日・2020年1月31日) 開始直前もしくは休憩時間前に、質問回答用紙(A4版裏表印刷2枚を綴じたもの、鏡文1頁・質問項目3頁)を配布して集団式調査を行った。調査趣旨の説明とスマホ所持・使用経験の確認(出席者全員が該当)のうえ、スマホ質問項目に対して無記名での回答を了解した学生のみを調査対象とした。回答開始10分後用紙を回収し、調査終了後に各項目の回答有無をチェックした。1項目でも回答が欠落していたり、前記29項目の

Table 1-1 本調査に使用されたスマホ依存傾向測定項目
(橋本, 2020, p74より転載)

1.	気がつくと思っていたより、長い時間スマートフォンをしていることがありましたか。
2.	スマートフォンを使用する時間を増やすために、家庭での仕事や役割をおろそかにすることができますか。
3.	家族や友人と過ごすよりも、スマートフォンを選ぶことがありますか。
4.	スマートフォンで新しい仲間を作ることができますか。
5.	スマートフォンを使用している時間が長くと、周りの人から文句を言われたことがありますか。
6.	スマートフォンを使用している時間が長くて、学校の成績や学業に支障をきたすことがありますか。
7.	他にやらなければならないことがあっても、まず先にSNSをチェックすることができますか。
8.	スマートフォンのために、課題や勉強の能率が下がったことはありますか。
9.	人にスマートフォンで何をしているのか聞かれたとき、防衛的になったり隠そうとしたりしたことがどれくらいありますか。
10.	日々の生活の心配事から心をそらすため、スマートフォンで心を静めることができますか。
11.	次にスマートフォンを使用するときのことを考えている自分に気が付くことができますか。
12.	スマートフォンの無い生活は、退屈でむなしく、つまらないと思いますか。
13.	スマートフォンを使用している最中に誰かに邪魔をされると、イライラしたり、怒ったりすることができますか。
14.	睡眠時間を削って、深夜までスマートフォンを使用することができますか。
15.	スマートフォンを使用していない時でも、スマートフォンのことばかり考えていることはありますか。
16.	スマートフォンを使用しているとき、「あと数分だけ」と言っている自分に気が付くことができますか。
17.	スマートフォンを使用する時間を減らそうとしても、できないことはありますか。
18.	スマートフォンを使用していた時間の長さを隠そうとすることができますか。
19.	誰かと外出するより、スマートフォンを選ぶことができますか。
20.	スマートフォンを使用していないと、憂鬱になったりイライラしたりしても、再開すると嫌な気持ちが消えてしまうことができますか。
21.	ちょっとした待ち時間にスマートフォンを使用することができますか。
22.	寝るときにスマートフォンを枕元に置いて寝ることができますか。
23.	ほとんどの情報(ニュースなど)をスマートフォンから得ていますか。
24.	ちょっとした外出の時も、必ずスマートフォンを携帯していますか。
25.	スマートフォンなしで一日を過ごせないことができますか。
26.	トイレに行くとき、スマートフォンを持っていくことができますか。
27.	食事中にスマートフォンを使用することができますか。
28.	入浴の際、スマートフォンを持っていくことができますか。
29.	人と話しているときも、スマートフォンに触れている時間が長いことができますか。

※ 項目1～20は、Young20をスマホ用に書き改めたもの。

項目21～29は、スマホ固有の使い方と判断された内容に関するもの。

上記全て5件法(全くない・あまりない・ときどきある・よくある・いつもある)で回答を求めた。

Table 1-2 本調査に使用された他項目
(橋本, 2020, p75 より転載)

A. スマートフォンをいつ頃から持ち始めましたか。(例：高校1年生) ()
B. スマートフォンで何をしていますか。(複数回答可) LINE Twitter Instagram YouTube インターネットゲーム 電子漫画 音楽アプリ その他 ()
C. スマートフォンに依存しているという自覚はありますか。 全くない あまりない どちらともいえない(わからない) ややある かなりある
D. スマートフォンの一日の合計の使用時間はどのくらいですか。 0～1時間 1～2時間 2～3時間 3～4時間 4～5時間 5～6時間 6～7時間 7時間以上

※ 項目B-Dについては、当てはまる選択肢に丸をつける。

すべて同一選択肢回答であったりしたケースは無効とし、以下の分析の対象からはずした。
調査回答者：佛教大学教育学部2018・2019年度1年生と4年生の合計520名から回答があったが、回答チェックの結果、1年生217(男子学生104・女子学生113)、4年生267(同148・119)、合計484ケースの有効回答が得られた⁽⁸⁾。以下、この母集団を回答者全体と称する。

結 果

(1) 学年・携帯開始期による群構成

有効回答者1年生217名のうち男子104・女子113名、4年生267名ではそれぞれ148・119名で、両学年に男女比率の差はなかった($\chi^2(1)=2.70$, n.s.)。携帯開始期については、Table 1-2の項目Aに対して中学生までと回答した者を早期群、高校生以降と回答した者を後期群と区別した。各群の構成は、早期群168名(1年生109・4年生59名；男子81・女子87名)、後期群316名(1年生108・4年生208名；男子171・女子145名)であった。両群の間には、学年比率($\chi^2(1)=41.81$, $p<.001$)には有意差があったが、男女比率($\chi^2(1)=1.53$, n.s.)にはなかった。なお、Table 2にスマホ携帯開始期別の人数分布を学年・男女別に示す。この分布の差異についてKolmogorov-Smirnovの検定(IBM SPSS Statistics ver.26利用)を行ったところ、学年差は男子(検定量2.232, $p<.001$)・女子(同1.799, $p<.01$)ともに有意であった。つまり、4年生に比べ1年生の方が、男女ともにより早い年齢期からスマホを携帯し始めていたことが明らかになった。ただし、男女差は1年生・4年生ともに有意ではなかった。

(2) スマホ依存傾向測定項目の因子分析

① 項目分析

スマホ依存傾向測定の全29項目について、5件法で得られた回答を「全くない」1点～「いつもある」5点と得点化し、得点分布の確認と平均値・中央値の算出を行った。全ての項目

Table 2 調査参加者のスマホ携帯開始期別の人数分布

学年 / 性別	携帯開始期								
	大学生	高3	高2	高1	中3	中2	中1	小学生	
1年生	男子	0	1	4	45	18	13	17	6
	女子	0	1	4	53	15	18	21	1
	合計	0	2	8	98	33	31	38	7
4年生	男子	7	11	11	92	19	5	2	1
	女子	4	3	8	72	18	8	6	0
	合計	11	14	19	164	37	13	8	1
合計	男子	7	12	15	137	37	18	19	7
	女子	4	4	12	125	33	26	27	1
	合計	11	16	27	262	70	44	46	8

で分布は1-5の全範囲にわたっていたが、低得点あるいは高得点域への著しい偏りがみられる(床あるいは天井効果が疑われる)項目が散見された。最終的に行う共分散構造分析の有効性をも鑑み、中央値が1あるいは5、もしくは平均値が2以下あるいは4以上の8項目を除外し、残り21項目を以下の因子分析 (IBM SPSS Statistics ver.26 利用) の対象とした。

② 因子数決定のための因子分析

最尤法により最初の因子抽出を行ったところ、初期の固有値1以上の因子が4つ見いだされた。また、初期の固有値における、これら4因子が説明可能な分散の合計は全体の50.98%であった。なお、この分析での標本妥当性測度は0.91、球面性の検定では0.1%以下の水準で有意 ($\chi^2(210)=3092.91$) であった。この因子分析の手続きについては、小塩 (2012) を参照した。

③ 因子決定のための因子分析

上記の分析結果を踏まえ、4因子構造を仮定して最尤法による因子抽出、プロマックス法による因子軸回転を反復実行した。そのつど、標本妥当性・球面性、各項目の因子抽出後の共通性、パターン行列表に記された各項目の因子負荷量をチェックした。前研究の分析(橋本, 2020, p75-76 参照) に倣い因子負荷量0.35未満の項目を除外してゆき、各因子の特徴を明確にとらえた解釈が可能となるよう試みた。この手続きを3回反復して得られた最終的な因子分析結果をTable 3に示す。因子抽出後の負荷量平方和における、これら4因子で説明可能な割合は全分散の58.86%であった。この最終分析における標本妥当性測度は0.87 (0.7以上有効と設定)、球面性の検定では0.1%以下の水準で有意 ($\chi^2(91)=1860.57$) であった。第I因子への負荷量が高い5項目はスマホ使用による悪影響や使用のこだわりを表すことから、この因子を「使用不制御」因子と命名した。第II因子への負荷量が高い5項目は、スマホ使用によって現実世界から離れようとする行為を意味するので、この因子を「スマホ世界への没入」とした。同様に、第III因子は会話や食事と同時使用という意味で「ながら使用」、第IV

Table 3 スマホ依存傾向測定項目の因子分析結果
(プロマックス回転後の因子パターン)

	I	II	III	IV
使用による効率低下	.891	-.087	.004	-.144
長時間使用による支障	.725	.055	-.002	-.168
使用時間の優先確保	.567	-.021	.016	.134
使用時間の削減困難	.552	.020	.009	.226
使用中止抵抗	.480	.029	-.008	.162
使用内容の隠匿	.054	.723	-.036	-.164
仲間づくり	-.118	.557	-.060	.042
使用時の他者排除	-.036	.461	.166	.103
心配を紛らわす	.253	.455	-.001	.055
使用時の自分を考える	.193	.388	-.006	.087
会話中に接触	-.050	.024	1.034	-.069
食事中使用	.150	-.125	.402	.186
無しでは退屈	-.118	.102	-.017	.737
無しでは過ごせない	.016	-.101	.016	.598

因子相関				
	I	II	III	IV
I	—	.659	.373	.566
II		—	.432	.592
III			—	.424
IV				—

因子はスマホが手元になくてはならないという感覚を表すことから「マストアイテム感」と命名した。また、因子相関行列に示されているように、第Ⅰ・Ⅱ・Ⅳ因子間では中程度の相関、第Ⅲ因子と他因子では緩やかな相関が確認された。

④ 下位項目群の内的整合性

本研究はスマホ依存の厳密な尺度構成を目指すものではないが、便宜的に Table 3 に示された 14 項目を最終的なスマホ依存傾向測定項目リスト、各因子に高い負荷量をもつ項目を下位項目とし、リストの内的整合性を検討するために各下位項目の信頼性分析を行った。信頼性を表す Cronbach の α 係数の値は、「使用不制御」.796 「スマホ世界への没入」.716 「ながら使用」.624 「マストアイテム感」.600 であり、「使用不制御」以外では十分に高い数値（理想的には 0.8 以上とされる）は得られなかったが、今回の調査データにおいては下位項目としてのまとまりがあると判断した。以下、それぞれの下位項目の合計得点をもってスマホ依存傾向の下位項目得点とする。

Table 4-1 学年・携帯開始期別の依存傾向得点の平均値・標準偏差と分散分析の結果 (F 値)

学年 携帯開始期	全体	1年生		4年生		主効果		交互作用
		早期	後期	早期	後期	学年	開始期	
使用不制御	2.70 (0.78)	2.80 (0.79)	2.76 (0.71)	2.72 (0.77)	2.62 (0.80)	1.96	0.86	0.13
スマホ世界への没入	2.30 (0.68)	2.37 (0.62)	2.26 (0.68)	2.27 (0.70)	2.28 (0.71)	0.24	0.47	0.69
ながら使用	2.59 (0.86)	2.58 (0.78)	2.48 (0.91)	2.84 (0.82)	2.58 (0.87)	4.39*	4.32*	0.91
マストアイテム感	3.20 (1.02)	3.20 (0.99)	3.07 (1.09)	3.26 (0.90)	3.25 (1.03)	1.34	0.54	0.32
依存傾向総点	10.79 (2.45)	10.95 (2.36)	10.57 (2.50)	11.09 (2.15)	10.73 (2.55)	0.40	2.30	0.00

上段：平均値 下段括弧内：標準偏差 * p<.05,

(3) スマホ依存傾向・依存自覚・使用時間の学年・携帯開始期による差異

① スマホ依存傾向得点上の差異

Table 4-1 には、4つの下位項目得点（「使用不制御」「スマホ世界への没入」「ながら使用」「マストアイテム感」）それぞれに負荷量が高かった項目得点の回答者個人ごとの平均値、依存傾向総点（4つの下位項目得点の合計）の平均値と標準偏差（括弧内）を回答者全体、学年群別・携帯開始期群別に示す。各指標における学年および携帯開始期による差異を検討するために、それぞれの使用を従属変数、学年と携帯開始期を独立変数とする2×2の分散分析を実施した（IBM SPSS Statistics ver.26 利用）。その結果、依存傾向総点においては、学年および携帯開始期の主効果も交互作用も認められなかった。下位項目別の分析結果によると、「ながら使用」得点においてのみ学年および携帯開始期の有意な主効果（いずれも p<.05）が認められた。4年生（平均/標準偏差:2.64/0.86）の方が1年生（同 2.53/0.85）より、早期群（同 2.66/0.80）の方が後期群（同 2.55/0.88）より得点が高かった。他の下位項目得点については、有意な主効果も交互作用も見いだされなかった。

② スマホ依存自覚・使用時間自己評定得点上の差異

スマホ依存自覚の質問において5件法で得られた回答を「全くない」1点～「いつもある」5点、1日の合計使用時間の質問に対する回答を「0-1時間」1点～「7時間以上」8点とそれぞれ得点化した。Table 4-2 には、それぞれの得点の平均値と標準偏差（括弧内）を調査回答者全体、各学年の携帯開始早期群・後期群ごとに示す。依存自覚もしくは使用時間の得点を従属変数とし、学年と携帯開始期を独立変数とする2×2の分散分析を実施した（IBM SPSS Statistics ver.26 利用）。依存自覚においては、学年による強い主効果（p<.01）が認められた。4年生（平均/標準偏差:3.78/1.02）の方が1年生（同 3.57/1.03）より依存自覚が強いことが明らかとなった。他方、使用時間については有意な主効果・交互作用は見られなかった。

Table 4-2 学年と携帯開始期別の依存自覚・使用時間得点の
平均値・標準偏差と分散分析の結果 (F 値)

学 年 携帯開始期	全体	1年生		4年生		主効果		交互作用
		早期	後期	早期	後期	学年	開始期	
依存自覚	3.68 (1.03)	3.61 (1.03)	3.54 (1.05)	3.97 (0.81)	3.72 (1.06)	7.05**	2.33	0.74
使用時間	4.49 (1.73)	4.50 (1.70)	4.27 (1.77)	4.69 (1.65)	4.53 (1.76)	1.68	1.34	0.04

上段：平均値 下段括弧内：標準偏差, ** p<.01

(4) 依存自覚・使用時間への影響要因の学年・携帯開始期による差異

本研究の目的は、スマホ依存自覚や使用時間自己評定が何を手がかりに形成されるのか、その判断に影響を与える要因に学年・携帯開始期による差異はないのかを明らかにすることである。ここではモデルの採択に先んじて、前研究結果（橋本，2020, p81-83 参照）との参考比較のため、「使用不制御」「スマホ世界への没入」「ながら使用」「マストアイテム感」それぞれの下位項目得点が依存自覚得点に直接的に影響を及ぼす因果の流れに加えて、使用時間の自己評定得点を介して間接的に影響する流れを想定した因果モデル（Figure 1, モデルⅡa）を想定したパス解析の結果を記す。Table 5 には、依存自覚得点を従属変数・4つの下位項目得点と使用時間自己評定点を従属変数とした重回帰分析、使用時間自己評定点を従属変数・4つの下位項目得点を従属変数とした重回帰分析（いずれも強制投入法，IBM SPSS Statistics ver.26 利用）の結果を記す。なお、学年間・携帯開始期群間ごとにパラメーター対比較（Amos ver.26 多母集団分析を利用：小塩，2012 参照）を行うことにより、パス係数の大きさの差異を検討する。

Table 5 の最下段に示されているとおり、すべての標本において従属変数が依存自覚・使用時間いずれの場合においても、0.1% 未満の水準で有意な決定係数が得られた。したがって、想定されたモデルは本調査で得られたデータを分析するのに適合していると判断した。

まず、依存自覚へのパス係数について検討する。回答者全体（Table 5 の最左欄参照）において有意であると認められたのは、「使用不制御」（p<.001）「ながら使用」（p<.001）「マストアイテム感」（p<.01）および「使用時間」（p<.001）からのパスであった。パス係数の大きさから判断すると、「スマホ世界への没入」からの影響はほとんど見られなかったと言えよう。ただし、前記4つの項目からの影響について学年・携帯開始期別にみると、早期群においては、他標本とは異なる傾向が確認された。有意水準1% 未満で有意なパスを取り上げると、1年生、4年生、および後期群では「使用不制御」「ながら使用」「使用時間」、早期群では「ながら使用」「マストアイテム感」であった。項目別に整理すると、「ながら使用」はすべての標本において、「使用不制御」「使用時間」は早期群を除く他の3標本において、「マストアイテム感」は早期群においてのみ有意な影響を及ぼしていることがわかった。携帯開始前期群と後期群との間

Table 5 学年と携帯開始期別の依存自覚への
依存傾向低位項目・使用時間の影響に関するパス係数 β と決定係数 R^2

		全体	学年		携帯開始期	
			1年生	4年生	早期群	後期群
β 依存自覚	← 使用不制御	.302***	.378***	.282***	.209*	.346***
	← スマホ世界への没入	-.051	-.084	-.039	-.112	-.026
	← ながら使用	.207***	.248***	.160**	.359***	.148**
	← マストアイテム感	.116**	.077	.144*	.229**	.051
	← 使用時間	.226***	.167**	.264***	.096	.295***
使用時間	← 使用不制御	.123*	.201**	.066	.161	.114
	← スマホ世界への没入	.113*	-.073	.255***	.030	.155**
	← ながら使用	.164***	.175**	.161**	.109	.192***
	← マストアイテム感	.240***	.332***	.157**	.237**	.226***
R^2	依存自覚	.345***	.366***	.342***	.335***	.380***
	使用時間	.223***	.225***	.229***	.154***	.260***

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

では、多くの項目についてパス係数の大きさに有意差が認められた。「ながら使用」(統計量の絶対値 2.44, $p < .01$) と「マストアイテム感」(同 2.06, $p < .05$) については早期群の方が後期群より影響が大きく、逆に「使用時間」(同 2.44, $p < .01$) については後期群の方が早期群より影響が大きいことが示された。

次に、使用時間へのパス係数について検討する。回答者全体 (Table 5 の最左欄参照) においては、4つの依存傾向低位項目からのパス係数すべてが有意であった。とりわけ、「ながら使用」「マストアイテム感」(いずれも $p < .001$) の影響が強いことが示された。しかし、「マストアイテム感」以外の項目については、その影響の程度に学年・携帯開始期による差異が見られた。前述の依存自覚の場合と同様に有意水準 1% 未満で有意なパスに着目すると、1年生では「使用不制御」「ながら使用」、4年生・後期群では「スマホ世界への没入」「ながら使用」からのパスが該当した。「スマホ世界への没入」の影響については、4年生の方が1年生よりかなり大きいことが示された (統計量の絶対値 3.15, $p < .001$)。一方、早期群ではそれに該当するパスがなかった。

(5) 依存自覚・使用時間への影響要因を示すモデルの採択

最後に、各標本データの説明に適合する因果モデルの採択経過を報告する。Table 5 に示した分析結果は、すべてのパスが最終的には依存自覚へと至る逐次モデルを前提にしている。しかしながら、この前提を外した方が得られたデータをよりうまく説明できる可能性は否めない。依存自覚と使用時間との関連は後者が前者に影響するだけでなく前者が後者に影響する、あるいは相互に影響しあう、相互に関連はないと仮定してみることも必要であろう。そ

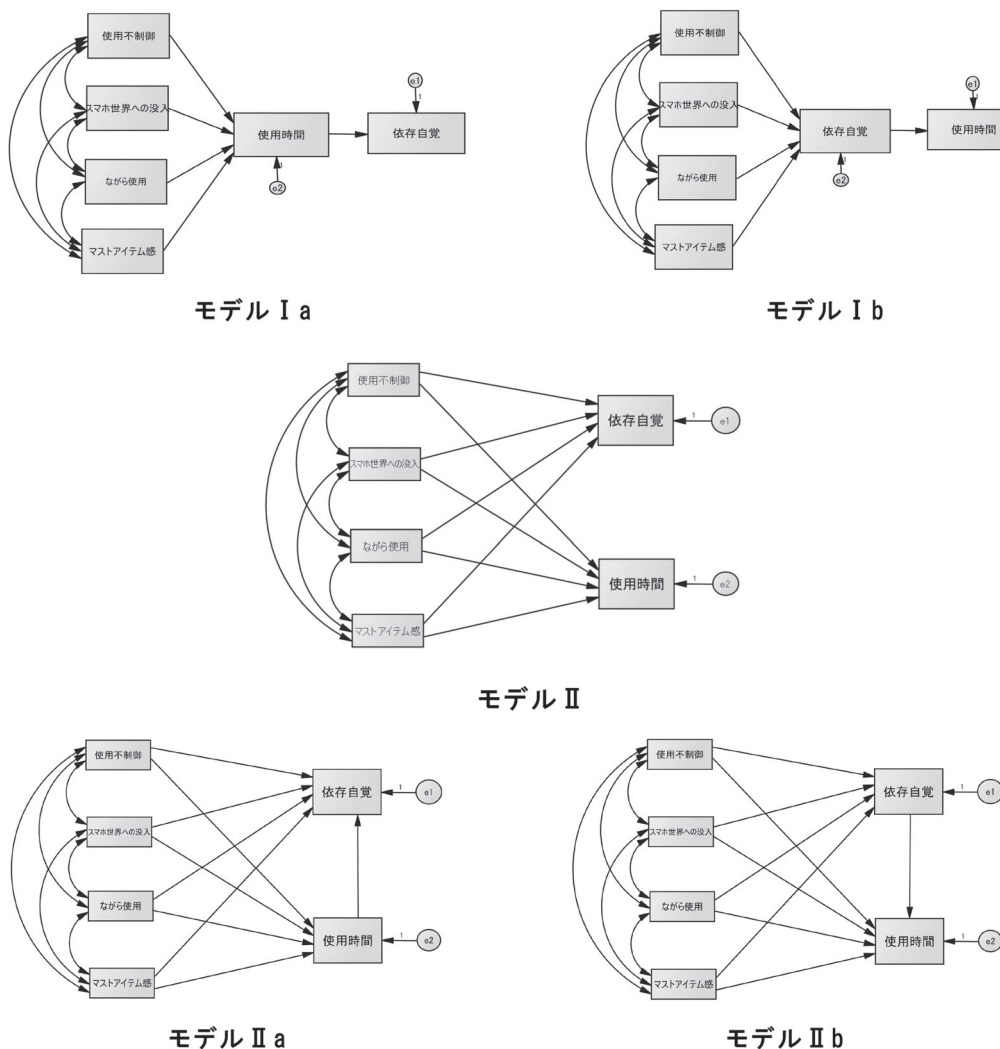


Figure 1 モデル採択における 5 タイプの原型モデル

ここで、この採択の手続きでは、依存傾向下位項目を外生変数、依存自覚・使用時間を内生変数としながらも因果の流れが異なる以下の 5 タイプの逐次モデル (Figure 1 参照) を原型として、1 年生・4 年生、携帯開始早期群・後期群の標本ごとに共分散構造分析を反復実施して (Amos ver.26 を利用: 小塩, 2012 参照) モデルを改訂していった。モデルの適合度の評価に際しては、CMIN, GFI (AGFI), NFI (CFI), RMSEA, AIC の各指標を考慮した (小塩, 2012, p268 参照)。

モデル I a: 依存傾向から使用時間を媒介に依存自覚へ

モデル I b: 依存傾向から依存自覚を媒介に使用時間へ

モデル II: 依存傾向から使用時間・依存自覚それぞれへ

モデル II a: モデル II に使用時間から依存自覚へパスを加えたモデル (Table 5 で検討)

モデル II b: モデル II に依存自覚から使用時間へパスを加えたモデル

モデル採択の初めの段階では、データに対するモデルの適合度を高めるために、原型モデルの分析において有意水準 5% 未満で有意でなかったパスを削除した改訂モデルについて改めて分析を行った。次の段階では、モデル II を除く各タイプの改訂モデルにおいて依存自覚と使用時間の間に双方向パスを設定した非逐次モデルについて分析を行った⁽⁹⁾。この 2 段階の手続きを 5% 未満で有意でないパスがなくなるまで実施した。そして、まず、こうして得られた各モデルの適合度指標において CMIN の値が小さく χ^2 値が有意でなく、GFI・AGFI・CFI が 0.90 以上かつ RMSEA が 0.05 以下のものを選択した。次に、先に選択されたモデル間の比較で AIC が最も低いモデルを採択した。1 年生・4 年生、携帯開始早期群・後期群の標本ごとに、前記の手続きを経て最終採択されたモデルを Figure 2 に表す。また、Table 6 には、採択されたモデルについて共分散構造分析を行った結果得られたパス係数（標準化推定値）とモデル適合指標値を示す。

学年ごとの標本データに最も適合したモデルは、モデル II a・II b と類似したタイプであった。4 年生モデルの依存自覚と使用時間の間には、使用時間から依存自覚に向けて大きなプラス係数をもったパスが認められ、前者の自己評定が長いほど後者の程度が高くなることが示された。これに対し、1 年生標本について採択されたモデルは、依存自覚・使用時間の間に双方向のパスを設定した非逐次モデルであった。このモデルでの依存自覚と使用時間の間

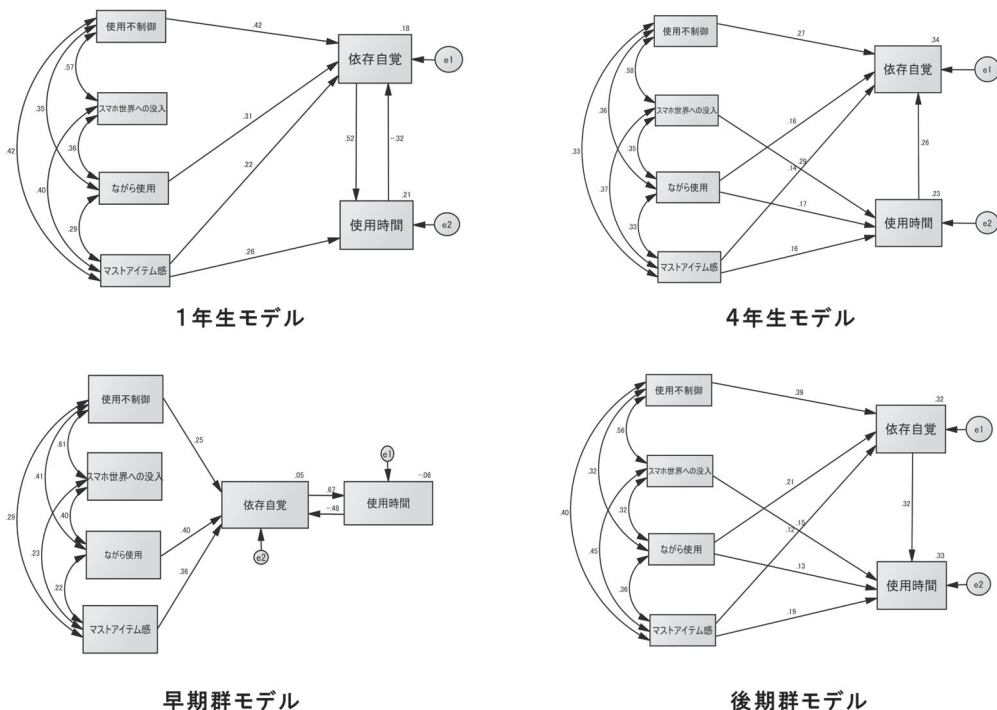


Figure 2 各データ標本において最終採択されたモデル

Table 6 各データ標本における最終採択モデルにおける
パス係数 β と決定係数 R^2 およびモデル適合指標

		1年生モデル	4年生モデル	早期群モデル	後期群モデル
β 依存自覚	← 使用不制御	.422***	.265***	.252**	.388***
	← スマホ世界への没入	—	—	—	—
	← ながら使用	.314***	.157**	.404***	.207***
	← マストアイテム感	.218*	.139*	.361***	.122*
	← 使用時間	-.317*	.257**	-.478**	—
使用時間	← 使用不制御	—	—	—	—
	← スマホ世界への没入	—	.287***	—	.146**
	← ながら使用	—	.171**	—	.127*
	← マストアイテム感	.256***	.163**	—	.187***
	← 依存自覚	.522***	—	.674***	.317***
R^2	依存自覚	.183	.338	.051	.316
	使用時間	.205	.226	-.065	.329
	CMIN	2.650	1.299	4.587	.120
	GFI (AGFI)	.996 (.682)	.998 (.983)	.991 (.953)	1.00 (.999)
	NFI (CFI)	.992 (1.00)	.997 (1.00)	.980 (.997)	1.00 (1.00)
	RMEA	.000	.000	.030	.000
	AIC	38.650	39.299	38.357	38.120

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

(Amos ver.26 による共分散構造分析では決定係数 (R^2) の検定出力は行われないので記していない。)

の関連に特徴的なのは、使用時間から依存自覚への有意なパス係数がマイナスの値を示していることである。つまり、自己評定された使用時間が長いほど依存自覚の程度が低くなることが示された。他方、依存自覚から使用時間へのパスは大きなプラス係数を示していることから、依存自覚の程度が高いほど使用時間の自己評定は長くなることが読み取れる。また、依存傾向下位項目からの依存自覚へのパスに着目すると、いずれの学年モデルにおいても「使用不制御」「ながら使用」の強い影響 ($p < .01$) と「マストアイテム感」の影響 ($p < .05$) がみられた。同様に、使用時間へのパスについては、両学年モデルとも「マストアイテム感」の強い影響 ($p < .01$) が認められ、4年生モデルでは加えて「スマホ世界への没入」「ながら使用」の強い影響 ($p < .01$) も見られた。

携帯開始期ごとの標本については、後期群ではモデル II b、早期群ではモデル I b と異なるタイプのモデルが採択された。後期群モデルは4年生モデルと類似はしているが、依存自覚と使用時間との間のパスの向きが異なる。1年生同様、依存自覚が高いほど使用時間が長くなるという強い影響 ($p < .01$) が見られた。これに対し、早期群モデルは、1年生同様、依存自覚・使用時間の間に双方向のパスを設定した非逐次モデルであり、使用時間から依存自覚へのパス係数はマイナス値を、後者から前者へのパスはプラスの値を示している。つまり、自己評定された使用時間が長いほど依存自覚の程度が低くなり、依存自覚の程度が高いほど

使用時間の自己評定は長くなるという強い影響 ($p<.01$) が見いだされた。また、依存傾向下位項目からの依存自覚へのパスに着目すると、後期群・早期群ともに「使用不制御」「ながら使用」の強い影響 ($p<.01$) に加えて「マストアイテム感」の影響 (後期群 $p<.05$, 早期群 $p<.01$) も認められた。後期群の使用時間へのパスをみると、「スマホ世界への没入」「マストアイテム感」の強い影響 ($p<.01$) と「ながら使用」の影響 ($p<.05$) が見られた。もちろん、早期群では依存傾向下位項目からの使用時間への影響は見られなかった。

考 察

まず、本研究結果について注目すべき点は、前回報告の結果 (橋本, 2020, Table 4-2 参照) 同様、1年生より4年生の方が依存自覚の程度が高く、使用開始早期群と後期群の間には有意差がなかったことである。また、使用時間の自己評定については学年・使用開始期による差が見られなかった (以上, Table 4-2 参照)。こうした傾向の原因を推察すべく、依存自覚・使用時間に影響を及ぼす項目について、モデル II a (Figure 1 参照) にもとづくパス解析の結果 (Table 5) を参照しよう。

前研究での分析結果同様、依存自覚・使用時間に影響を及ぼしている項目は、学年・使用開始期により異なることが見いだされた。まず、依存自覚への影響を取り上げると、「ながら使用」の影響はどの標本においても認められた一方、「スマホ世界への没入」は全く認められなかった。つまり、他にやるべき行動と重ねて使うことは「依存している」ことであっても、スマホに釘付けという状況は「依存している」とは思っていないのかもしれない。もう1点、使用開始早期群では他の標本とは異なる結果が得られたことに言及しておかねばなるまい。過去の“ネット依存”の研究では、「使用時間」の長さや「使用不制御」の感覚が依存傾向に結びつくと考えられてきた (例えば、澤井・福岡, 2018) が、これらの依存自覚への影響は使用開始早期群では明確には認められず、はっきりとした影響が認められたのは「ながら使用」「マストアイテム感」であった。

次に、使用時間への影響についてみると、「マストアイテム感」の影響はどの標本においても明確に認められ、「ながら使用」は早期群を除いた3標本で強い影響がみられた。他方、「使用不制御」については1年生を除き認められなかった。興味深いのは依存自覚に対して全く影響がみられなかった「スマホ世界への没入」が、4年生・後期群において強く影響を及ぼしていることである。これらの標本では使用時間の依存自覚への影響が強いことを勘案すると、「スマホ世界への没入」は使用時間を媒介に間接的に依存自覚に影響を及ぼしている可能性がある。前回研究の分析結果では、こうした間接的な影響は後期群において「マストアイテム感」や「ながら使用」について示唆されたが、現在のところ、こうした結果の相違の原因を説明することはできない。

さて、前述の考察はモデルⅡ a、つまり、すべてのパスが最終的には依存自覚へと至る逐次モデルを前提にしている。しかし、モデル採択にあたっては使用時間が依存自覚に影響するだけでなく、後者が前者に影響する・両者相互に影響する・両者に相互関連なしの可能性を検討するために、モデルⅡ aを含めた5タイプの逐次モデル (Figure 1 参照) とタイプⅡを除いて依存自覚・使用時間の間に双方向のパスを想定した非逐次モデルの適合度の比較検討を行った。実際、今回の分析では、標本によってはモデルⅡ a以外のモデルの方がよりデータに適合しているという結果が得られた。

標本ごとのモデル採択結果 (Table 6 参照) を、依存自覚と使用時間との関連について要約すると以下の2点になる。まず一つには、依存自覚の方が使用時間に強い正の影響を与えることと仮定した方がデータにより適合する場合 (後期群を除く3標本が該当) があったこと。こうした結果は、1日のスマホの使用時間はどれくらいかを問われたときに、もはや時間単位では感覚的に把握しきれない状態にあることを反映しているのかもしれない。そこで、何となくの依存自覚 (感覚) にもとづいて、これくらい使っているのではないかと推測して回答した学生が多かったのではないだろうか。もう一つは、使用時間から依存自覚へのパス係数がマイナス、つまり使用時間が長ければ依存自覚が低くなるという採択モデルがあったこと。こうした結果は想定できなかったが、これに該当するのが1年生・早期群であったことは大変興味深い。最近のスマホ機能の拡充により、スポーツ観戦・映画やアニメ視聴・ゲームの自動操作などがいつでもどこでも可能になった。年齢的に早くからスマホを使っている学生たちの間では、こうした使い方が常態化していることが考えられる。このようなネットに繋がらばなしの状態での使用を繰り返していると、手をもって操作するわけではないので長時間使用していてもスマホに依存しているという自覚は生まれにくいのではないだろうか。

今度は、標本ごとに採択された依存自覚・使用時間に影響を及ぼしている項目に着目しよう。依存自覚への影響を及ぼしている依存傾向低位項目は、すべての標本において「使用不制御」「ながら使用」「マストアイテム感」の3つで、「スマホ世界への没入」については直接的な影響が認められなかった。一般的な大学生の間では、スマホに釘付けで周囲に構わないという状況は「依存している」とは捉えられていないと考えられる。また、使用時間への影響についてみると、4年生・使用開始後期群と1年生・早期群との間で傾向がはっきり分かれた。前者では、使用時間の自己評定には「スマホ世界への没入」「ながら使用」「マストアイテム感」の3つが影響していることが示された。使用時間の自己評定に影響する項目としては、「使用不制御」や「スマホ世界への没入」といった所謂「ハマっている」行動・感覚を意味する要因が想定されやすいが、意外にも「ながら使用」や「マストアイテム感」といったスマホの携帯性に由来する要因の影響も強いことが明らかとなった。他方、後者では1年生で「マストアイテム感」の影響が認められたに過ぎない。年齢的に早い時期からスマホを使ってきた学生にとっては、使用時間を推し量る具体的・直接的な手がかりがほとんどない状態になっ

ているようだ。このことから、前述のように何となく依存自覚にもとづいて使用時間が推測されていると考えられる。

なお、今後の研究に向けては、現在の大学生の使用実態に適合した“スマホ依存傾向尺度”の開発が喫緊の課題であろう。因子分析の結果、今回も前回同様の4因子構造が確認されたが、これらの因子を構成する項目だけで大学生の依存傾向を十分に捉えられているとは考えられない。そもそも主な質問項目として採用したIATは1998年に公表された“ネット依存”自己評定尺度である(Young, 1988)。確かに病理学的な知見から“症状”の分析を踏まえているという点で、現在でも有用性は高いと考えられる。しかしながら、前述したようなスマホの多様な機能性・密着した携帯性ゆえに生じうる“依存傾向”を示す行動・感覚を十分に押さえていると言いはし難い。本調査では捉えられなかった手がかりが、依存自覚の程度や使用時間の自己評定に影響している可能性は十分にある。

最後に、本調査標本において4年生よりも1年生の方がより早い年齢からスマホを携帯し始めたことが示された(Table 2 参照)ように、今後ますます使用開始の低年齢化は進むことが予想される。大学生の“スマホ依存”を予防する観点から、綿密で大規模な意識調査の実施の必要性は論を俟たない。

[注]

- (1) “ネット利用”と表記している資料も散見されるが、“利用”は明確な目的意識をもった行動というニュアンスが強い。ネットやスマホは明確な目的がなく「何となくだらだらと」「暇つぶしに」使うケースが常態化していることから、本稿では“使用”で統一する。
- (2) “病的使用(利用)”という用語は調査結果表記にあたって使われることが多く、薬物使用とは違ってネット使用に関しては“依存”の基準が確立していないことを考慮したものである。“ゲーム障害(症)”については、2022年より使用予定であるICD-11(世界保健機関WHO公表の国際疾病分類第11版)に診断基準が記載された(中山・樋口, 2020)。しかし、“ネット依存”“スマホ依存”については、現在においてもICDにもDSM(アメリカ精神医学会発刊の精神疾患診断・統計マニュアル)にも記載がない。本稿では論文全体の統一感と平易な理解を得るために、あえて“依存(傾向)”を採用する。なお、“ネット依存”の概念及び依存指標の問題については、橋本(2020, p69-72)を参照されたい。
- (3) ここで取り上げた厚労省研究班や竹内による調査では、以下の8つの質問項目に対して「当てはまる・当てはまらない」の2択回答を求め、5項目以上当てはまる場合は“病的使用”と判定している。①インターネットに夢中になっていると感じるか・②満足を得るためにネットを使う時間を長くしなければ、と感じるか・③使用時間を減らしたり、やめようとしたがうまくいかないことがたびたびあったか・④ネット使用をやめようとした時、落ち込みやイライラを感じるか・⑤意図したより長時間オンラインの状態であるか・⑥ネットのために大切な人間関係を危うくしたことがあったか・⑦熱中を隠すため、家族や先生に嘘をついたことがあるか・⑧嫌な気持ちや不安、落ち込みから逃げるためにネットを使うか。(竹内, 2021, p23)

スクリーニングを目的としての大規模調査を行う上では、簡便な判定方法を採用するのは致し方がないのかもしれない。しかしながら、肯定・否定の2択回答を求め肯定回答項目数をもって依存・

非依存を判定する基準に従えば、“依存傾向”を過大評価してしまう危険性が否定できない。2 択回答を求められると、通常、回答者は行動経験の有無を問われているものと捉えるだろう。つまり、1 回でも経験があれば肯定回答を行う可能性が高い(Joinson, 2003)。“依存”という行動現象の特質は、特定の行動が習慣化され固着してしまうところにある。したがって、本来は行動経験の頻度の段階評定を求めるべきであろう。

- (4) 「あなたはスマホに依存していると思いますか。」に対して、「かなり依存している・やや依存している・依存していない・わからない」から一つ選択を求めている。10代とは15・19歳、20代とは20・29歳で、有効回答（その他の質問にも全て回答）数はそれぞれ90・120であった。なお、ここで記した2021年度の回答率は、公表されている男女別（有効回答は同数）の比率を平均したものである。
- (5) ここでの問いは、「スマホに依存していると回答した方にお聞きします。あなたがスマホに依存していると思う使用用途をすべて教えてください。」である。
- (6) ここでいう使用時間とは、「スマホの一日の合計の使用時間はどのくらいですか。」という質問に対して、0～1時間、…6～7時間、7時間以上の8段階評定を求めた結果を言う。また、依存傾向要因とは、依存傾向を測定する質問項目に対する5段階評定結果を因子分析したうえで、抽出された因子への負荷量の高い項目の得点合計を指す。こうした調査分析方法は、今回の調査報告でも踏襲されている。
- (7) Young (1998) 邦訳 p48-51 に「インターネット中毒度テスト」として記されている質問20項目である。
- (8) 年度別の各学年の男子・女子学生の有効回答数を以下に記す。2018年度：1年生107（男子44・女子63）、4年生136（同77・59）；2019年度：1年生110（男子60・女子50）、4年生131（同71・60）
- (9) Amos ver.26による共分散構造分析におけるモデル内のパス数の制約のため、非逐次モデルを原型モデルとして設定することはできず、パス数を削減した改訂モデルから導入せざるを得なかった。

〔引用文献〕

- 天野 彬 (2019). SNS 変遷史「いいね！」でつながる社会のゆくえ イースト新書.
- 橋本憲尚 (2020). 大学生のスマートフォン依存傾向に関する探索的研究 (1) —学年と携帯開始期による差異の検討— 佛教大学教育学部論集, 31, 67-89.
- 樋口 進 (2018). スマホゲーム依存症 内外出版社.
- Joinson, A.N. (2003). *Understanding the Psychology of Internet Behaviour: Virtual Worlds, Real Lives* Macmillan. (三浦麻子・畦地真太郎・田中敦 (訳) インターネットにおける行動と心理—バーチャルと現実のはざま— 北大路書房, 2005)
- 梶田鈴子・中島千優・岩見穂香 (2019). 短期大学生のスマートフォンの使用状態と依存意識に関する一考察 中村学園大学・中村学園大学短期大学部研究紀要, (51), 187-197.
- MMD 研究所 (2016). 調査データ：10～30代の2割以上がスマホに「かなり依存している」と自覚している https://mmdlabo.jp/investigation/detail_1563.html. 2021. 11. 8. アクセス
- MMD 研究所 (2019). 調査データ：スマホ依存の自覚は21.2%. 最も多かった年代は30代で29.8%. 歩きスマホへの危険意識は96.6% https://mmdlabo.jp/investigation/detail_1817.html. 2021. 11. 8. アクセス
- MMD 研究所 (2021). 調査データ：スマホ依存の自覚は17.6%. 紛失して困るのは「財布」が54.5%. 「スマートフォン」は45.5%で昨年より3.4%増. 歩きスマホへの危険意識は93.4% https://mmdlabo.jp/investigation/detail_2003.html. 2021. 11. 8. アクセス
- 中山秀紀・樋口 進 (2020). エビデンスに基づく療育・支援 子どものこころと脳の発達, 11 (1), 11-16.

- 小塩真司 (2012). 研究事例で学ぶ SPSS と Amos による心理・調査データ解析 東京書籍.
- 澤井智哉・福岡欣治 (2018). 大学生のインターネット利用動機とインターネット依存傾向の関係—自己制御および孤独感との交互作用を含めて— 川崎医療福祉学会誌, 28 (1), 77-87.
- 志岐裕子 (2017). デバイスの融合とモバイルメディア 李光鎬・渋谷明子 (編著) メディア・オーディエンスの社会心理学 (pp.358-384) 新曜社.
- 総務省 (2018). 中学生のインターネットの利用状況と依存傾向に関する調査 (調査結果全体版)
- 竹内和雄 (2021). コロナ前後で子どものネット利用はどう変わったか—2万人調査から分かったこと 月刊保団連, 1353, 22-27.
- 鄭 艶花・野島一彦 (2008). 大学生の<インターネット依存傾向プロセス>と<インターネット依存傾向自覚>に関する実証的研究 九州大学心理学研究, 9, 111-117.
- THE SANKEI NEWS (2018). ネット依存の中高校生 93 万人 厚労省研究班が公表 学校欠席などの恐れ <https://www.sankei.com/life/news/lif180310029-n1>. 2019. 11. 1. アクセス
- Young, K.S. (1998). Caught in the net: how to recognize the signs of Internet addiction and a winning strategy for recovery. Wiley. (小田嶋由美子 (訳) インターネット中毒—まじめな警告です毎日新聞社, 1998)

[付記]

2018 年度および 2019 年度 1 年生・4 年生 教育学科学生諸氏には調査協力を得た。また、教育学科 篠原正典教授からは、統計解析ソフト Amos の使い方と共分散構造分析結果によるモデルの評価についてアドバイスを賜った。ここに紙面を借りて御礼申し上げる次第である。

(はしもと のりひさ 教育学科)

2021 年 11 月 15 日受理