

大学生版スマートフォン依存傾向尺度作成の試み

松島公望¹⁾ 石川亮太郎¹⁾ 林 明明²⁾ 橋本和幸³⁾
毛利伊吹⁴⁾ 中村裕子¹⁾ 石垣琢磨¹⁾ 宮下一博⁵⁾

¹⁾東京大学大学院・総合文化研究科

²⁾国立精神・神経医療研究センター・精神保健研究所・成人精神保健研究部

³⁾了徳寺大学・教養部 ⁴⁾上智大学・総合人間科学部 ⁵⁾千葉大学・教育学部

An attempt to develop a smartphone dependency scale for use with Japanese university students

MATSUSHIMA Kobo¹⁾ ISHIKAWA Ryotaro¹⁾ LIN Mingming²⁾
HASHIMOTO Kazuyuki³⁾ MOHRI Ibuki⁴⁾ NAKAMURA Yuuko¹⁾
ISHIGAKI Takuma¹⁾ MIYASHITA Kazuhiro⁵⁾

¹⁾Graduate School of Arts and Sciences, The University of Tokyo, Japan

²⁾Department of Adult Mental Health, National Institute of Mental Health, National Center of Neurology and Psychiatry, Japan

³⁾Center of Liberal Arts Education, Ryotokuji University, Japan

⁴⁾Faculty of Human Sciences, Sophia University, Japan ⁵⁾Faculty of Education, Chiba University, Japan

本研究は大学生版スマートフォン依存傾向尺度を作成し、その信頼性と妥当性を検討した。大学生を対象に調査を行い、当該尺度の尺度構成、妥当性、内的整合性(325名)および再検査信頼性(30名)を検討した。因子分析により尺度構成を検討した結果、スマートフォン依存傾向尺度は14項目4因子構造となった($a = .475 \sim .791$)。再検査信頼性は $r = .746 \sim .843$ であり、当該尺度の信頼性が示された。当該尺度の妥当性を検討した結果、a) 全ての下位尺度および合計得点はインターネット依存における「禁断状態」と有意な正の相関がある、b) スマートフォン依存尺度の下位尺度である「自己像の揺らぎ」は、特性不安や精神的健康の悪さと有意な正の相関がある、c) スマートフォン依存傾向は利用時間と有意な正の相関があることが示された。さらに、男性よりも女性の方が依存傾向が高いことが示され、当該尺度の信頼性・妥当性が確認された。

This study developed a smartphone dependency scale (SDS) for use with Japanese university students, and confirmed its validity and reliability. Thus, two investigations were conducted with 325 students to confirm the scale's psychometric properties, and with 30 students to assess the test-retest reliability. As results, the SDS was constructed as four factor structures ($a = .475$ to $.791$). The reliability of the SDS was also confirmed (test-retest reliability $= .746 \sim .843$). The following confirmed the scale's validity: the total score on the SDS and scores for its subscales were significantly correlated with withdrawal in the context of Internet addiction; one of the subscales of SDS (instability of self-image) was significantly correlated with trait anxiety and poor mental health; and the total score on the SDS and scores for its subscales significantly correlated with spending time on the smartphone. Moreover, SDS scores among female sample were significantly higher than male. The scale's validity and reliability were thus confirmed.

キーワード：スマートフォン依存傾向 (smartphone dependency) 尺度構成 (scaling) 妥当性 (validity) 信頼性 (reliability)

問 題

インターネットは、我々の日常生活を構築する上で欠かせないツールとなっている。その一方で、インターネットの負の側面として、インターネット依存 (Internet Addiction) という問題が報告されるようになった (Griffiths, 1998; Young, 1996)。インターネット依存とは「寝食を忘れて

インターネットにのめり込んだり、インターネットへの接続が止められないと感じられたりなど、インターネットに精神的に依存した状態」として説明されている (小林他, 2001; 鄭, 2008)。インターネット依存傾向は、特性不安 (Zboralski et al., 2009)、抑うつや不安 (Reed & Reay, 2015)、さらには精神的健康の悪さとも関連している (e.g., Berner, Santander, Contreras & Gómez, 2014; 鄭, 2008)。インターネット依存傾向を測定する様々な尺度も開発されてきた (菱山, 2009; Young, 1998a; 瀧,

連絡先著者：松島公望 kobo@yf6.so-net.ne.jp

2013; 鄭, 2007)。例えば, 鄭 (2007) は日本独自の大学生向けインターネット依存傾向測定尺度を作成し, 大学生を対象にした質問紙調査を行った。その結果, インターネット依存傾向尺度は, ①禁断状態, ②現実との区別支障, ③日常生活・身体的悪影響, ④肯定的メリット, ⑤快適満足感, ⑥仮想的対人関係, ⑦没入という7つの因子から構成されていた (鄭, 2007)。さらに鄭 (2007) は, 当該尺度の妥当性の検討のため, インターネット利用時間との関連について検討した。その結果, インターネットへの依存傾向が高いほど, インターネットの利用時間も多くなると示され, 当該尺度の妥当性が確認された。

さらに近年, インターネットの利用手段は, 従来のパソコンから携帯性の高いスマートフォンへと変わりつつある。平成25年の時点でのスマートフォンの世帯普及率は, 平成24年度と比べ13.1ポイント増の62.6%となり, 急速に普及が進んでいる (総務省, 2014)。スマートフォンは, 電話やメールなどの機能が中心の従来の携帯電話と比べて, SNSやアプリ機能の充実によりインターネットへのアクセスビリティが高い端末である。このようなスマートフォンの普及により, インターネット依存の問題は, パソコンでの利用が中心だった従来と異なり, 時間や場所を選ばないスマートフォンを用いた依存形態へと変化している可能性がある。スマートフォン依存の症状や定義については明確な統一見解はなく, 研究によって様々である。しかし先行研究 (Kwon et al., 2013; Lin et al., 2014; 戸田・西尾・竹下, 2015) をレビューすると, スマートフォン依存とは, 「スマートフォンの過剰使用によって日常生活が侵害されること, さらにスマートフォンを使用できない状態になると不安や焦燥感などの禁断症状が現れる状態である」と考えられる。例えば, 「スマートフォンを何時間も利用してしまい仕事や学業に支障をきたしている」, 「常にスマートフォンを持ち歩いていると不安で落ち着かなくなる」といった状態は, スマートフォン依存に該当するだろう。スマートフォン依存は, インターネット依存との相関があることが示されており, 両者の構成概念には類似点が多いとされている (Kwon et al., 2013)。しかしスマートフォン依存は, 従来のインターネット依存と異なり, 「端末を携帯利用することへの依存」に焦点を当てている点が特徴である (Kwon et al., 2013)。スマートフォンは携帯性能 (ユビキタス性) が極めて高い端末であるため, パソコンでの使用を前提とする従来のインターネット依存よりも, 「如何なる状況においてもスマートフォンを持っていたい; 手元にないと不安になる」といったスマートフォンを携帯することへの依存に陥りやすい。またスマートフォン依存は, 端末を携帯利用するという点において, 携帯メール依存 (Igarashi, Motoyoshi, Takai, & Yoshida, 2008) や携帯電話依存 (戸田・門田・久保・森本, 2004) にも類似するが, スマートフォンは従来の携帯電話以上に様々なアプリやSNS機能を兼ね備えており, 通話機能を備えたパソコンともいえる (戸田他, 2015)。そのため従来の携帯電話依存とは別個にして, スマートフォン依存という問題の調査・研究をすすめていく必要がある。

韓国では, スマートフォン依存尺度 (Smartphone

Addiction Scale; SAS) がいち早く開発された (Kwon et al., 2013)。韓国版スマートフォン依存尺度 (Kwon et al., 2013) は33項目6件法であり, 6つの下位尺度を持つ (日常生活上の支障, ポジティブな期待, 禁断症状, サイバー空間上の人間関係, 過剰な使用, 耐性)。質問項目は, インターネット依存尺度 (Korean self-diagnostic program for Internet addiction; Kim, Chung, Lee, Kim, & Cho, 2008) の項目をスマートフォン依存向けに改変したものや, スマートフォン依存の専門家達が考案したスマートフォン依存独自の質問項目によって構成されている。当該尺度はKorean self-diagnostic program for Internet addiction (Kim et al., 2008) や Kimberly Young Internet addiction test (Chang & Law, 2008) と有意な正の相関があり, 十分な妥当性を持つことが検証されている。

Lin et al. (2014) は, Smartphone Addiction Inventory (SPAII) を作成し, 大学生を対象に信頼性・妥当性を調査した。SPAIIは26項目4件法で構成され, 因子分析の結果, 「強迫行動」, 「機能障害」, 「禁断症状」, 「耐性」の4因子構造が示された。しかしSPAIIの項目は, インターネット依存を測定するChen Internet Addiction Scale (CIAS; Chen, Weng, Su, Wu, & Yang, 2003) や携帯電話の過剰な使用を測定するProblematic Cellular Phone Use Questionnaire (CPU-Q; Yen et al., 2009) の項目を参照・改変することによって作成されており, スマートフォンに焦点を当てたオリジナルの項目を作成しているわけではない。事実Lin et al. (2014) は, スマートフォンはインターネット接続, 携帯性, リアルタイムのコミュニケーションに強みがあるため, スマートフォン依存の症状はインターネット依存や携帯電話使用と異なる可能性があることを指摘している。実際に, SPAIIに含まれるCIASを改変した質問項目には, オリジナルのCIASでの項目とは異なる因子に属していたものがあつた。また調査対象者においても, 男女比に偏りがあり (回答者283名中, 男性260名・女性23名), スマートフォンの利用時間とスマートフォン依存尺度との関連性の検討 (併存的妥当性を検討) がなされていないといった問題が残されている (Lin et al., 2014)。

戸田他 (2015) は携帯電話依存を測定する質問紙 Mobile Phone Dependence Questionnaire (MPDQ; 戸田他, 2004) およびインターネット依存尺度を測定する Internet Addiction Diagnostic Questionnaire (IADQ; Young, 1998b) 等を参考に, 独自のスマートフォン依存尺度 Wakayama Smartphone Dependence Scale (WSDS) を開発した。医学生を対象にした調査の結果, WSDSは因子分析により5因子構造を示した。しかし, 下位尺度間の比較が容易になるなどより有用になるよう, 下位概念の類似性を考慮して下位尺度の項目数が同じとなる3つの下位尺度に再編された。第1因子を「ネットコミュニケーションへの没頭」(リアルな会話よりも, スマホでのコミュニケーションの方が楽しい, など7項目), 第2因子と第5因子を合わせて「スマホの優先と長時間使用」(スマホに熱中するあまり, 学業や仕事に支障をきたすことがある, など7項目), 第3因子と第4因子を合わせて「『ながらスマホ』とマナーの軽視」(他人と

の会話中にスマホを使うことがある、など7項目)とし、21項目4件法の尺度として構成された。3つの下位尺度によるモデルは確認的因子分析の結果良好な適合度を示しており、また高い内的整合性が確認されている。

以上のように本邦初のスマートフォン依存尺度も既に戸田他(2015)によって作成されている。しかし戸田他(2015)の尺度は、携帯電話依存やインターネット依存尺度の項目の変更によって項目収集が行われておりスマートフォン依存に焦点を当てて収集された項目ではないこと、再検査信頼性の検討がされていないこと、さらに先行研究(Kwon et al., 2013; Lin et al., 2014)においてスマートフォン依存の重要な構成概念とされているスマートフォンが使用できない場合の不安や禁断症状を直接説明する因子がないといった問題がある。日本人を対象にスマートフォン依存の研究を行う際には、これらの問題をクリアした尺度を使用するのが望ましい。海外版のスマートフォン依存尺度を翻訳して使用するという発想もあるだろうが、スマートフォンやインターネットの利用方法は各国の文化的背景が影響するという指摘もある(Park & Jun, 2003; Zhang, Amos, & McDowell, 2008)。従って、海外版のスマートフォン依存尺度をそのまま翻訳して使用するよりも、日本人を対象にした調査によって新たな項目を精査し、日本人向けの新たなスマートフォン尺度を開発することが望ましいであろう。

目 的

本研究の目的は、スマートフォン依存傾向を測定するための新たな尺度を作成することである。特に、インターネット依存傾向が比較的高い年代であると報告されている(Young, 1998a; 安岡・佐藤・塩地・中島・井川, 2014)大学生を対象にし、その信頼性・妥当性を検討する。新たなスマートフォン依存傾向尺度の項目作成においては、海外版の翻訳やインターネット依存尺度の項目を組み込むのではなく、日本人の生活様式に合わせた質問項目をKJ法によって採取する。これによって、海外版と日本語版でどの程度の文化差が質問項目から読み取れるのかも検討していく。それらのことを踏まえて、本研究では日本人大学生を対象にした調査を行い、妥当性については以下の内容を検討する。

併存的妥当性の検討: 先行研究によれば、スマートフォン依存尺度はインターネット依存尺度と有意な正の相関がある(Kwon et al., 2013)。そこで本研究では、鄭(2007)のインターネット依存測定尺度の下位尺度である「禁断状態」を用いて、スマートフォン依存傾向尺度とインターネット依存尺度に有意な正の相関があるのかを検討する。鄭(2007)の尺度を取り上げる理由として、「禁断状態」は、鄭(2007)においてインターネット依存測定尺度における因子分析(主因子法)を行った結果、第1因子に抽出されている。すなわち、「禁断状態」はインターネット依存測定尺度の中で最大の分散を説明している。さらに、インターネット依存の下位概念である「禁断状態」は、「依存」という特徴を説明するための重要な構成要素とされている(Griffiths, 1998)。以上の理由から、鄭(2007)の「禁断状態」との相関を検討することにより、スマー

トフォン依存傾向尺度の併存的妥当性を検討する。

構成概念妥当性の検討: スマートフォン依存の概念は、インターネット依存の概念と多くの点で共通する(Kwon et al., 2013)。この指摘に基づき、本研究ではインターネット依存の構成概念を参考にし、本研究におけるスマートフォン依存尺度の構成概念妥当性を検討する。以下にスマートフォン依存尺度の構成概念妥当性を検討するための仮説を述べる。

まず、インターネット依存に関する先行研究と同様に、スマートフォン依存傾向においても不安の特性や状態(Reed & Reay, 2015; Zboralski et al., 2009)および精神的健康(e.g., Berner et al., 2014; 鄭, 2008)との関連があることが想定される。従って、「スマートフォン依存傾向と不安の高さ、精神的健康の悪さは正の相関がある」という仮説[1]を検討する。

次に、インターネット依存に関する先行研究と同様に(鄭, 2007; 鶴田・山本・野嶋, 2014)、スマートフォン依存傾向においても依存傾向の高い人ほど利用時間が長いことが想定される。以上を踏まえ、第2の側面として、「スマートフォン依存傾向が高い人ほど利用時間が長い」という仮説[2]を検討する。

最後に、上記の目的に加え、本研究の副次的目的として、スマートフォン依存傾向における男女差の検討を行う。Kwon et al. (2013)はスマートフォン依存傾向に男女差はみられないことが示されている。しかし一方で、思春期の若者を対象にした研究(Kwon, Kim, Cho, & Yang, 2013)では、男性の方が依存傾向は高いことが示されている。このように男女差についての見解は未だ定まっていない現状があることから、さらなる検討が必要と考えられる。従って本研究は、スマートフォン依存傾向にどのような男女差がみられるのかを探索的に検討する。

方 法

1. 調査対象者および調査時期

(1) 尺度構成、内的整合性、妥当性の検討

当該調査は、インターネット依存傾向が比較的高い年代であると報告されている大学生(安岡他, 2014; Young, 1998a)を対象に行われた。関東圏にある国立のA大学、私立のB大学にて調査を実施した。回収数は345名、有効回答数は336名であった。そのうち「スマートフォンを利用していますか?」との問いに対して「はい」と回答した者は325名、「いいえ」と回答した者は11名であった。今回はスマートフォン依存傾向尺度の開発を目的とすることから、「はい」と回答した325名(男性130名、女性182名、性別不明13名; 平均年齢20.1歳, $SD=1.3$ 歳)を分析対象者とした。調査時期は、2014年12月~2015年1月であった。

(2) 再検査信頼性の検討

関東圏にある国立のC大学にて調査を実施した。回収数は第1回調査、第2回調査共に40名であり、有効回答数も第1回調査、第2回調査共に30名であった。有効回答の30名全てがスマートフォン利用者であった(男性20名、女性10名; 平均年齢19.2歳, $SD=0.8$ 歳)。調査時期は2014年12月であり、第1回調査と第2回調査は2週

間の間隔を空けて実施した。

(3) 質問紙の構成

①スマートフォン依存傾向尺度 尺度作成にあたって、まず心理学専攻の大学生10名に、学生1名につき大学生の友人5名に対して(合計50名)、スマートフォンへの依存傾向と考えられる問題についてインタビュー調査を行った。最初のデータ収集でこの方法をとった理由は、大学生はインターネット依存に陥りやすい年代であることと、スマートフォンやインターネットの利用方法は各国の文化的背景や国民性が影響する(Park & Jun, 2003; Zhang et al., 2008)と考えられていることから、「日本人大学生」の生の意見をできるだけ掬い上げたいと考えたからである。

次に、第7著者と心理学専攻の大学生がKJ法を活用して、インタビュー調査で得られた結果を整理した。大学生より挙げられた問題は30項目程度であった。その結果をもとにKJ法による分類を行った。インターネット依存に関する先行研究(菱山, 2009; Kwon et al., 2013; 総務省情報通信政策研究所, 2014; 瀧, 2013; 鄭, 2007)、特に鄭(2007)のインターネット依存測定尺度の質問項目を参考にし、最終的に23項目を選定した。これらの一連の作業を通して、日本人大学生の生活様式に合わせた項目を採取した。選択肢は、「ほとんど当てはまらない(0)~非常によく当てはまる(4)」の5段階評定とした。本尺度では、選択肢の0点を「まったく当てはまらない」ではなく「ほとんど当てはまらない」とした。その理由は、本尺度はスマートフォン利用者を対象に質問項目を検討したので、「まったく当てはまらない」としてしまうと不自然な項目がいくつも出たことによる。例えば「気になったことはまずスマートフォンで検索する」という項目について「まったく当てはまらない」はスマートフォン利用者には該当しないだろうと大学生からの意見があり「まったく」ではなく「ほとんど」を採用した。

②インターネット依存測定尺度 スマートフォン依存傾向尺度の併存的妥当性を検討するために、鄭(2007)の「インターネット依存測定尺度」における「禁断状態」11項目を使用した。選択肢は、「まったくそうでない(0)~いつもそうである(4)」の5段階評定であった。

③新版STAI状態-特性不安検査(以下、STAI-JYZ) スマートフォン依存傾向尺度の構成概念妥当性を検討するために、STAI-JYZ(肥田野・福原・岩脇・曾我・Spielberger, 2000)を使用した。STAI-JYZは、状態不安尺度(以下、STAI-Sとする)20項目および特性不安尺度(以下、STAI-Tとする)20項目の合計40項目で構成されている。STAI-Sの選択肢は、「全くあてはまらない(1)~非常によくあてはまる(4)」, STAI-Tは、「ほとんどない(1)~ほとんどいつも(4)」と4段階評定であった。

インターネット依存では、状態不安(Reed & Reay, 2015)、特性不安(Zboralski et al., 2009)の両方との相関が報告されている。さらにインターネット依存とスマートフォン依存は先行研究により関連が指摘されているため(Kwon et al., 2013)、スマートフォン依存も特性および状態不安の両方と関連する可能性があることか

ら、本研究は状態不安(STAI-S)と特性不安(STAI-T)の両方を取り上げて検討する。

④日本語版General Health Questionnaire-12(GHQ12) スマートフォン依存傾向尺度の構成概念妥当性を検討するために、精神的健康については、日本語版GHQ12(中川・大坊, 1985; 以下GHQ12)を使用した。GHQ12の選択肢は、設問により異なっているが、全て4段階評定(1点~4点)であった。

⑤フェイスシート(個人の属性項目) フェイスシートでは、性別、年齢、所属学部・学科、学年、スマートフォン利用の有無・利用時間¹⁾・使用目的²⁾の回答を求めた。さらに、再検査信頼性の検討における調査では、2回の調査結果を照合するために、「6桁の暗証番号(学生証番号または好きな数字)」の回答を求めた。

(4) 調査の手続きおよび倫理審査

個別記入方式による質問紙調査を集団で実施した。全ての調査において、教示の際に、調査への回答を拒否する権利があることを伝えた上で調査を実施した。さらに、再検査信頼性の検討における調査では、「6桁の暗証番号」の回答について、データを特定するものであって、個人を特定するものではないことを伝えた上で調査を実施した。調査実施にあたっては、第1著者が所属する大学の倫理審査委員会の倫理審査を受け、承認を得た。

結 果

1. 尺度構成

(1) 項目分析

スマートフォン依存傾向尺度23項目について項目-全体相関分析を行った。その結果、 $r = .350$ 未満であった5項目を削除した。再度、18項目にて項目-全体相関分析を行った結果、18項目全てに有意な相関($r = -.400^3$, $.362 \sim .618$, $p < .01$)が認められた。続いて、18項目の合計得点が上位または下位約25%に属する調査対象者を抽出しGP分析(t 検定)を行ったところ、全ての項目に有意差が認められた($p < .01$)。

(2) 因子分析

スマートフォン依存傾向尺度18項目について、因子抽出基準を固有値1以上として、重みづけのない最小二乗法、プロマックス回転による探索的因子分析を行った。その結果、3つの項目が.350未満の負荷量を示した。これらの3項目を除外して、再度因子分析を行った結果、1つの項目が.350未満の負荷量を示した。この1項目を除外して、3回目の因子分析を行った。その結果、最終的に4因子14項目を採用した(Table 1)。

第1因子は、スマートフォンにおける時間の使い方を問う5項目から構成され、「時間浪費」因子とした。第2因子は、スマートフォンを携帯利用できないことで生じる不安等を問う4項目から構成され、「携帯利用できないことへの不安」因子とした。第3因子は、スマートフォン使用による日常生活への悪影響を問う3項目から構成され、「日常への侵入性」因子とした。第4因子は、スマートフォンを使用することで生じる個人の心理的問題を問う2項目で構成され、「自己像の揺らぎ」因子とした。

因子間相関は.258～.589と中程度の正の相関であった。また、下位尺度間の相関係数は $r = .269 \sim .525$ ($p < .01$)と因子間相関と同程度の正の相関がみられた (Table 1)。

2. 信頼性の検討⁴⁾

(1) 内的整合性の検討

スマートフォン依存傾向尺度の各下位尺度の内的整合性を検討するため、クロンバックの α 係数を求めた。その結果、「時間浪費」 $\alpha = .791$ 、「携帯利用できないことへの不安」 $\alpha = .786$ 、「日常への侵入性」 $\alpha = .731$ 、「自己像の揺らぎ」 $\alpha = .475$ であった (Table 1)。

(2) 再検査信頼性の検討

再検査法により、スマートフォン依存傾向尺度の各下位尺度の再検査信頼性を検討した。その結果、「時間浪費」 $r = .843$ 、「携帯利用できないことへの不安」 $r = .835$ 、「日常への侵入性」 $r = .802$ 、「自己像の揺らぎ」 $r = .746$ において有意な正の相関を示した (全て $p < .01$, $N = 30$)。

3. 妥当性の検討

(1) 併存的妥当性の検討

スマートフォン依存傾向尺度における基準関連妥当性 (併存的妥当性) を検討するために、各下位尺度および合計得点とインターネット依存測定尺度 (鄭, 2007) の「禁断状態」との相関分析を行った。その結果、「時間浪

費」 $r = .341$ 、「携帯利用できないことへの不安」 $r = .610$ 、「日常への侵入性」 $r = .359$ 、「自己像の揺らぎ」 $r = .300$ 、合計得点： $r = .544$ と有意な正の相関を示した (全て $p < .01$, $N = 320$)。

(2) 構成概念妥当性の検討

①スマートフォン依存傾向尺度とSTAI-S, STAI-T, GHQ12との関連 スマートフォン依存傾向尺度の各下位尺度および合計得点, STAI-S, STAI-T, GHQ12の関連を検討するため相関分析を行った (Table 2)。その結果, STAI-S ($N = 312$) では、「自己像の揺らぎ」 $r = .146$ ($p < .01$), STAI-T ($N = 316$) では、「日常への侵入性」 $r = .140$ ($p < .05$), 「自己像の揺らぎ」 $r = .241$ ($p < .01$), 「合計得点」 $r = .128$ ($p < .05$), GHQ12 ($N = 315$) では、「自己像の揺らぎ」 $r = .150$ ($p < .01$) がそれぞれ有意な正の相関を示した。

②スマートフォン依存傾向と利用時間との関連 スマートフォン依存傾向と利用時間との関連を検討するために、各下位尺度および合計得点と利用時間との相関分析を行った (Table 3)。その結果, 「時間浪費」 $r = .268$, 「携帯利用できないことへの不安」 $r = .280$, 「日常への侵入性」 $r = .312$, 「自己像の揺らぎ」 $r = .147$, 「合計得点」 $r = .344$ と有意な正の相関を示した (全て $p < .01$, $N = 314$)。

Table 1 スマートフォン依存傾向尺度14項目の因子パターン行列 (重みづけのない最小二乗法, プロマックス回転)

	因子1	因子2	因子3	因子4
第1因子：時間浪費 ($\alpha = .791$)				
5. スマートフォンを使っていて、時間を無駄にってしまったと感じる。	.744	-.161	.046	.050
15. スマートフォンを使うことで、他のやるべきことをおろそかにしてしまい、後悔する。	.684	-.019	-.035	.342
9. 当初の予定よりも長い時間、スマートフォンを使ってしまう。	.661	.179	-.164	.074
4. 他にすべきことがあるのに、スマートフォンを使ってしまう。	.521	.074	.321	-.084
20. スマートフォンを使うことで、夜寝る時間が遅くなる。	.372	.184	-.039	.126
第2因子：携帯利用できないことへの不安 ($\alpha = .786$)				
23. スマートフォンを手放せないという自覚がある。	.156	.880	-.137	-.119
17. スマートフォンの電池が切れると、不安でたまらなく感じる。	-.194	.656	.076	.239
12. スマートフォンを持ってくるのを忘れると、イライラする。	-.091	.624	.096	.252
7. スマートフォンがなくては、今の生活が成り立たないと実感する。	.078	.579	.024	-.150
第3因子：日常への侵入性 ($\alpha = .731$)				
3. 日常のできごとを、ついスマートフォンでSNSなどを通して発信したくなる。	-.101	-.029	.839	.070
21. 自分の発言や投稿への反応が気になって、つい何度もスマートフォンを開く。	.030	-.021	.685	.130
1. 時間があるとき、気がつくとスマートフォンを使っている。	.239	.246	.395	-.191
第4因子：自己像の揺らぎ ($\alpha = .475$)				
11. スマートフォンを使ったことで、自己嫌悪におちいる。	.316	-.152	.017	.518
16. スマートフォンを使ったSNSでの自分と、そうでないときの自分との間に、性格の違いを感じて困る。	.050	.106	.106	.379
	因子間相関	.439	.536	.265
			.589	.258
				.329
	下位尺度間相関 (322名, ** $p < .01$)	.440**	.522**	.438**
			.525**	.269**
				.345**

4. 男女差の検討

スマートフォン依存傾向尺度における男女差の傾向を検討するためt検定を行った (Table 3)。その結果, 「時間浪費 ($t[310] = -3.33, p < .01$)」「携帯利用できないことへの不安 ($t[310] = -3.51, p < .01$)」「日常への侵入性 ($t[252.19] = -3.19, p < .01$)」「合計得点 ($t[307] = -4.19, p < .01$)」について, 女性が男性よりも有意に得点が高かった。

考 察

本研究では, スマートフォン依存傾向尺度を作成し, その信頼性と妥当性を検討した。項目作成においては, 先行研究のようにインターネット依存尺度の項目を改変して使用するのではなく (戸田他, 2015), 大学生を対象にしたインタビュー調査とKJ法によりスマートフォン依存尺度の項目を作成した。さらに大学生を対象にした調査を行い, 当該尺度の信頼性および妥当性を検討した。また, 先行研究のスマートフォン依存尺度 (戸田他, 2015) では再検査信頼性が検討されていなかったが, 当該研究のスマートフォン依存尺度では, 再検査信頼性の検討を行った。以下にこれらの結果に対する考察を説明していく。

1. スマートフォン依存傾向尺度の尺度構成

スマートフォン依存傾向尺度の尺度構成を検討した結果, 14項目で4つの因子が抽出された (Table 1)。第1~第3因子については「スマートフォン使用に関する事柄 (エピソード)」, 第4因子については「スマートフォンを使用することで生じてくる自己否定感・自己嫌悪等の心理的問題を主とする個人の特性に関わる事柄」であった。また, 第4因子は他の因子と異なり, 「スマートフォンを使用し続けることで生じる変化への評価」が含まれている。さらに, 因子間相関, 下位尺度間相関の結果をみると, おおよそ中程度の正の相関が示された。この結果から, 今回作成されたスマートフォン依存傾向尺度は因子 (下位尺度) ごとに関連しながらも, それぞれの特徴を有していることが示された。第1因子が「スマートフォンの過剰な利用によって日常生活が侵害される」に相当し, 第2因子が「スマートフォンが携帯できない状態になると不安や禁断症状がある」に相当しており, 先行研究 (Kwon et al., 2013; Lin et al., 2014; 戸田他, 2015) によって示されているスマートフォン依存の特徴 (概念) と合致している。

先行研究である戸田他 (2015) やLin et al. (2014) は, 尺度項目の収集方法として, 携帯電話依存・インターネット依存尺度の項目を参照・改変しており, そもそもスマー

Table 2 スマートフォン依存傾向尺度, STAI-S, STAI-T, GHQ12との相関分析結果

	時間浪費	携帯利用できないことへの不安	日常への侵入性	自己像の揺らぎ	合計得点
STAI-S (312名)	-.026	.028	.103	.146**	.055
STAI-T (316名)	.020	.092	.140*	.241**	.128*
GHQ12 (315名)	.041	.027	.058	.150**	.071

** $p < .01$ * $p < .05$

Table 3 スマートフォン依存傾向尺度と利用時間との相関分析結果

	時間浪費	携帯利用できないことへの不安	日常への侵入性	自己像の揺らぎ	合計得点
利用時間 (単位: 時間) (314名)	.268**	.280**	.312**	.147**	.344**

** $p < .01$

Table 4 スマートフォン依存傾向尺度各下位尺度得点, 合計得点の平均値 (標準偏差), 人数, t検定結果

	男性	女性	t値 (自由度)	95%信頼区間	
				下限	上限
時間浪費	11.40 (4.54) 130名	13.05 (4.18) 182名	-3.33** (310)	-2.63	-0.68
携帯利用できないことへの不安	7.51 (3.99) 130名	9.07 (3.77) 182名	-3.51** (310)	-2.43	-0.69
日常への侵入性	6.23 (3.19) 130名	7.34 (2.75) 181名	-3.19** (252.19)	-1.79	-0.42
自己像の揺らぎ	1.88 (1.72) 128名	2.18 (1.71) 182名	-1.51 (308)	-0.69	0.09
合計得点	26.94 (10.47) 128名	31.71 (9.42) 181名	-4.19** (307)	-7.01	-2.53

** $p < .01$

トフォンに焦点を当てて収集された項目によって作成された尺度ではなかった。またKwon et al. (2013)においてもスマートフォン依存の専門家達が考案したスマートフォン依存独自の質問項目を加えているものの、インターネット依存尺度の項目をスマートフォン向けに改変した項目によって構成されていることから、本研究の項目収集のほうが、実際のスマートフォン利用に焦点を当てていることが挙げられる。さらに尺度の項目数においても、Kwon et al. (2013)では33項目、Lin et al. (2014)では26項目、戸田他 (2015)では21項目であり、本研究の4因子14項目の尺度が最も少ないことも挙げられる。

2. 信頼性の検討

本研究では、内的整合性 (α 係数) および再検査信頼性から信頼性を検討した。下位尺度の内的整合性 (α 係数) を検討した結果、「時間浪費」 $\alpha = .791$ 、「携帯利用できないことへの不安」 $\alpha = .786$ 、「日常への侵入性」 $\alpha = .731$ であり、これらの3つの下位尺度に関しては、十分な内的整合性があることが示された。ただし、第4因子「自己像の揺らぎ」については、 α 係数は.475と高い値を示さなかった。その理由として、「自己像の揺らぎ」の項目数が2項目と少なかつたためだと考えられる。そのため「自己像の揺らぎ」に関しては、項目数を増やしていく等の工夫によって、今後さらに改良していく必要があるだろう。

また、各下位尺度の再検査信頼性を検討した結果、「時間浪費」 $r = .843$ 、「携帯利用できないことへの不安」 $r = .835$ 、「日常への侵入性」 $r = .802$ 、「自己像の揺らぎ」 $r = .746$ となり、有意な正の相関がみられ、各下位尺度には十分な再検査信頼性があることが確認された。日本で開発された戸田他 (2015) のスマートフォン依存尺度 Wakayama Smartphone Dependence Scale (WSDS) は、再検査信頼性の検討がされていなかったことから、本研究のスマートフォン依存尺度は十分な再検査信頼性があることが確認された新しいスマートフォン依存尺度といえる。

3. 妥当性の検討

(1) 併存的妥当性の検討

各下位尺度および合計得点の全てにおいて有意な正の相関を示した。特に、「携帯利用できないことへの不安」の質問項目は、鄭 (2007) のインターネット依存測定尺度の「禁断状態」に近い内容(質問項目例: インターネットをしないとイライラして気持ちが落ち着かない)であったが、両者の相関がもっとも高い ($r = .610$, $p < .01$) 結果を示した。また、スマートフォン依存傾向尺度の合計得点と「禁断状態」の相関も $r = .544$ ($p < .01$) であり、中程度の正の相関を示した。以上の結果から、Kwon et al. (2013) と同様に、スマートフォン依存傾向はインターネット依存との間に有意な正の相関を示され、本尺度における併存的妥当性が確認された。

加えて、今回の結果が $r = .300 \sim r = .610$ と中程度の相関に留まっていたことは、スマートフォン依存とインターネット依存は、類似する概念ではあるものの完全に同一の概念ではないということを示唆していたと考えられる。

先述のようにスマートフォン依存とインターネット依存の構成概念は類似すると指摘されているが (Kwon et al. 2013)、両者がほぼ同一の概念であれば高い相関係数がみられただろう。しかし、実際には両者は中程度の相関関係があることが本研究によって示された。それは両概念が、類似する概念であるものの異なる特性を持つ概念であることを意味しているであろう。Lin et al. (2014)においても、スマートフォンはインターネット接続、携帯性、リアルタイムのコミュニケーションに特に強みがあるためという点において、スマートフォン依存はインターネット依存や携帯電話使用と異なる概念であることを指摘している。すなわち、今回の結果からスマートフォン依存はインターネット依存とは異なる依存の問題として取り組んでいく必要性が示唆された。

(2) 構成概念妥当性の検討

①仮説 [1] の検討 「スマートフォン依存傾向と不安の高さ (STAI)、精神的健康の悪さ (GHQ12) は正の相関がある」という仮説を検討した。今回の結果 (Table 2) から2つのことがいえる。1つは、「自己像の揺らぎ」のみSTAI-S, STAI-T, GHQ12の全てに有意な正の相関を示した。「自己像の揺らぎ」とは、「スマートフォンを使用することで生じてくる自己否定感・自己嫌悪を主とする個人の特性に関わる事柄」を意味している。すなわち、不安の高さ、精神的健康の悪さは、スマートフォン依存傾向における「個人の特性(比較的安定した特徴)」に関連があると示唆された。

もう1つは、「自己像の揺らぎ」「日常への侵入性」「スマートフォン依存傾向の合計得点」は、特性不安と有意な正の相関を示した。この結果から、スマートフォン依存傾向は、とりわけ特性不安と関連があるとの見方ができるだろう。また、Zboralski et al. (2009) は、過度のインターネットの使用は特性不安と弱い関連があるとの結果を示しているが、スマートフォン使用についても同様なことがいえるだろう。

「スマートフォン依存傾向と不安の高さ (STAI)、精神的健康の悪さ (GHQ12) は正の相関がある」との仮説については、「自己像の揺らぎ」および「特性不安」との関連から、特に「個人の特性 (比較的安定した特徴)」の側面において支持されたといえる。ただし、それぞれの相関係数は高い値ではないことからその考察には慎重を要す。

②仮説 [2] の検討 「スマートフォン依存傾向が高い人ほど利用時間が多い」という仮説を検討した。相関分析を行った結果、全ての下位尺度および合計得点と利用時間との間に有意な正の相関がみられ (Table 3)、仮説は支持された。スマートフォン依存傾向も、インターネット依存と同様に (鄭, 2007; 鶴田他, 2014)、利用時間と関連があることが示唆された。特にスマートフォンは、パソコン端末以上に携帯性が高く簡便な機器であるがゆえに、利用時間が過剰に多くなる可能性があると考えられる。そしてスマートフォンの利用時間が高まれば、スマートフォン依存へのリスクが高まるといったことに繋がるだろう。またスマートフォンの携帯性・簡便性の高さを考慮すると、依存へのリスクは、パソコン端

末よりも、スマートフォンの方が高いかもしれない。今後は、スマートフォンとパソコン端末では、どちらが依存へと陥るリスクが高いのかを検討する研究が必要と考えられる。

4. 男女差の検討

男女差について検討した結果、全ての下位尺度および合計得点にて、男性よりも女性のほうが有意に高い得点を示した (Table 4)。先行研究 (Kwon et al., 2013) では男女差に有意差はみられなかったものの、スマートフォン依存傾向の平均点は、女性の方が男性よりも高かった (男性の平均点 = 104.52, $SD = 39.69$; 女性の平均点 = 112.67, $SD = 36.42$)。さらなる研究は必要であるが、本研究は、スマートフォン依存傾向は女性の方が男性よりも高い可能性があることを示唆した。女性が男性よりもインターネットや携帯電話に対する依存傾向が高い傾向にある理由として (石川, 2006; 鶴田他, 2014)、女性は男性よりも「つながる安心感 (他者とつながりを保つことで安心すること)」を求める傾向があり、それがインターネット・コミュニケーションの長時間利用や依存に影響することがいわれている (石川, 2006; 鶴田他, 2014)。さらに今回の調査は、併せて「スマートフォンの使用目的」も聴取しているが、女性の回答の70.9% (129名/182名) がLINE, Twitter, SNS等のやりとりや友人との連絡等を挙げていて、男性 (46.2% : 60名/130名) よりも「人とのつながり」を目的としていた。このような調査結果も踏まえると、日本の女子大学生は「人とのつながり」を求めるがゆえに、スマートフォンに依存しやすい傾向があるのではないかと考察された。

5. 本研究におけるまとめおよび限界、今後の展望

本研究では、国内で初めてスマートフォン依存傾向を測定する尺度を作成した。本尺度は14項目と項目数も少ないことから、他の尺度とも併用がしやすく簡便に使用できるという特徴がある。また、本尺度は今回の分析結果で示した通り、信頼性、妥当性共に他の尺度よりも優れている面も少なくない。

ただし、本尺度を作成するにあたり、海外版と日本語版でのどの程度の文化差が質問項目から読み取れるかを検討したが、文化や国民性は違っていても、携帯しながらどこでもインターネットにアクセスできるスマートフォンの機能は変わらないため、スマートフォン依存の構成概念および尺度共に日本と海外ではほとんど大差がないことも示された。これもスマートフォンが有する大きな特徴の一つといえるのではないだろうか。

スマートフォン依存の概念定義に関する限界についても触れておきたい。インターネット依存に関する研究は多数行われているものの、インターネット依存は当初から病理としての定義に抵触しない形で生み出されており、目の前で繰り返されている行動をラベリングするために生まれた概念に過ぎないことが問題視されている (小寺, 2013)。このような概念定義の曖昧さはスマートフォン依存においても同様のことがいえるであろう。本研究では、複数の先行研究を基にスマートフォン依存の

概念定義をまとめたものの、それがスマートフォン依存研究の統一見解というわけではない。スマートフォン依存研究における統一見解となる概念定義を示すためには、今後さらなる研究が必要となる。

最後に、今後の展望について言及する。今回の調査では、大学生におけるスマートフォン利用者は有効回答の96.7%であった。また、学生相談においても、インターネットに関する話題が増えているという報告もある (太田, 2003)。大学生の精神健康を考えるうえで、スマートフォンの利用状況及び依存傾向を調査することは今後さらに重要になると考えられる。

また、今回の尺度は対象を大学生に限定している。スマートフォン利用に関する心理社会的問題は中学・高校生から既に出現していると報告されているため、スマートフォン依存の一次予防やITデバイスへのリテラシー教育を考えると、今後はより低年齢層を対象とした尺度の作成が必要と考えられる。

謝 辞

論文作成にあたり、調査に協力して下さった東京大学教養学部の江川伊織さん、大里賢さん、小原聡一郎さん、川端野乃子さん、近藤大佑さん、島周平さん、鷺見明日香さん、西村史陽さん、星野翔さん、松本知晃さんに心より感謝申し上げます。

引用文献

- Berner, J. E., Santander, J., Contreras, A. M., & Gómez, T. (2014). Description of Internet addiction among Chilean medical students: A cross-sectional study. *Academic Psychiatry*, 38, 11-14.
- Chang, M. K., & Law, S. P. M. (2008). Factor structure for Young's Internet Addiction Test: A confirmatory study. *Computers in Human Behavior*, 24, 2597-2619.
- Chen, S. H., Weng, L. J., Su, Y. J., Wu, H. M., & Yang, P. F. (2003). Development of Chinese Internet Addiction Scale and its psychometric study. *Chinese Journal of Psychology*, 45, 279-294.
- Griffiths, M. (1998). Internet addiction: Does it really exist?. In J. Gackenbach (Ed.), *Psychology and the Internet: Intrapersonal, Interpersonal, and Transpersonal Implications*. New York: Academic Press. pp.61-75.
- 肥田野直・福原真知子・岩脇三良・曾我祥子・Spielberger, C. D. (2000). 新版STAIマニュアル 実務教育出版.
- 菱山和亮 (2009). 項目反応理論を用いたインターネット依存傾向尺度の検討 日本パーソナリティ心理学会大会発表論文集, 18, 64-65.
- Igarashi, T., Motoyoshi, T., Takai, J., & Yoshida, T. (2008). No mobile, no life: Self-perception and text-message dependency among Japanese high school students. *Computers in Human Behavior*, 24, 2311-2324.
- 石川勝博 (2006). 大学生の「ケータイ・コミュニケーション」にみられる男女差 国際基督教大学学報 教育研究, 48, 185-194.

- Kim, D. I., Chung, Y. J., Lee, E. A., Kim, D. M., & Cho, Y. M. (2008). Development of Internet Addiction Proneness Scale-Short Form(KS scale). *The Korea Journal of Counseling*, 9, 1703-1722.
- 小林久美子・坂元章・足立にれか・内藤まゆみ・井出久里恵・坂元桂……米澤宣義(2001). 大学生のインターネット中毒—中毒症状の分布と関連する要因の検討 日本心理学会第65回大会発表論文集, 863-863.
- 小寺敦之 (2013). 「インターネット依存」研究の展開とその問題点 東洋英和女学院大学人文・社会科学論集, 31, 29-46.
- Kwon, M., Kim, D.-J., Cho, H., & Yang, S. (2013). The Smartphone Addiction Scale: Development and validation of a short version for adolescents(SAS-SV). *PloS One*, 8, e83558.
- Kwon, M., Lee, J.-Y., Won, W.-Y., Park, J.-W., Min, J.-A., Hahn, C., ...Kim, D.-J. (2013). Development and validation of a Smartphone Addiction Scale(SAS). *PloS One*, 8, e56936.
- Lin, Y.-H., Chang, L.-R., Lee, Y.-H., Tseng, H.-W., Kuo, T. B. J., & Chen, S.-H. (2014). Development and validation of the Smartphone Addiction Inventory (SPAI). *PloS One*, 9, e98312.
- 中川泰彬・大坊郁夫 (1985). 日本語版GHQ精神健康調査票手引 日本文化科学社.
- 太田裕一 (2003). 学生相談に関する近年の研究動向—2001年度の文献レビュー 学生相談研究, 23, 295-312.
- Park, C., & Jun, J.-K. (2003). A cross-cultural comparison of Internet buying behavior: Effects of Internet usage, perceived risks, and innovativeness. *International Marketing Review*, 20, 534-553.
- Reed, P., & Reay, E. (2015). Relationship between levels of problematic Internet usage and motivation to study in university students. *Higher Education*, 70, 711-723.
- 総務省 (2014). 平成26年版情報通信白書 第2部情報通信の現況・政策の動向, 第3節インターネットの利用動向.
- 総務省情報通信政策研究所 (2014). 高校生のスマートフォン・アプリ利用とネット依存傾向に関する調査報告書 (平成26年7月).
- 瀧一世 (2013). インターネット依存とその測定について 奈良大学大学院研究年報, 18, 83-91.
- 鄭艶花 (2007). 日本の大学生の“インターネット依存傾向測定尺度”作成の試み 心理臨床学研究, 25, 102-107.
- 鄭艶花 (2008). インターネット依存傾向と日常的的精神健康に関する実証的研究 心理臨床学研究, 26, 72-83.
- 戸田雅裕・門田和之・久保和毅・森本兼曩 (2004). 女子大学生を対象とした携帯電話依存傾向に関する調査 日本衛生学雑誌, 59, 383-386.
- 戸田雅裕・西尾信宏・竹下達也 (2015). 新しいスマートフォン依存尺度の開発 日本衛生学雑誌, 70, 259-263.
- 鶴田利郎・山本裕子・野嶋栄一郎 (2014). 高校生向けインターネット依存傾向測定尺度の開発 日本教育工学会論文誌, 37, 491-504.
- 安岡広志・佐藤健・塩地成香・中島みずき・井川正治 (2014). 若年層のインターネットの利用とネット依存傾向について 人間—生活環境系シンポジウム報告集, 38, 253-254.
- Yen, C.-F., Tang, T.-C., Yen, J.-Y., Lin, H.-C., Huang, C.-F., Liu, S.-C., & Ko, C.-H. (2009). Symptoms of problematic cellular phone use, functional impairment and its association with depression among adolescents in Southern Taiwan. *Journal of Adolescence*, 32, 863-873.
- Young, K. S. (1996). Psychology of computer use: XL. Addictive use of the Internet: A case that breaks the stereotype. *Psychological Reports*, 79, 899-902.
- Young, K. S. (1998a). *Caught in the net: How to recognize the signs of Internet addiction—and a winning strategy for recovery*. New York: John Wiley & Sons. (小田嶋由美子 訳 (1998). インターネット中毒—まじめな警告です 毎日新聞社)
- Young, K. S. (1998b). Internet addiction: The emergence of a new clinical disorder. *CyberPsychology and Behavior*, 1, 237-244.
- Zboralski, K., Orzechowska, A., Talarowska, M., Darnoski, A., Janiak, A., Janiak, M., ...Gałeczki, P. (2009). The prevalence of computer and Internet addiction among pupils. *Postępy higieny i medycyny doświadczalnej (Online)*, 63, 8-12.
- Zhang, L., Amos, C., & McDowell, W. C. (2008). Comparative study of Internet addiction between the United States and China. *Cyberpsychological Behaviour*, 11, 727-729.

脚 注

- 1) 利用時間については、「あなたは1日あたりのスマートフォン利用時間はどれくらいですか。(約 時間)」と分単位ではなく時間単位の形で尋ねた。○時間～○時間との回答があった場合には、その中間値をとることとした。
- 2) 使用目的については、「あなたはスマートフォンを、主にどのような目的で使用していますか? 複数ある場合は、最も長時間使用する目的を1つお書きください」と自由記述の形で尋ねた。
- 3) 18項目の段階では、反転項目「スマートフォンが手元にあっても、他の物事に問題なく集中できる」が存在していたために負の相関の結果もあった。
- 4) 信頼性、妥当性の検討における各(下位)尺度の得点化は以下の通りである。スマートフォン依存傾向尺度(0～4点)は、各下位尺度は各因子の項目数を加算した。合計得点は14項目を加算した。インターネット依存測定尺度(鄭, 2007)(0～4点)は、「禁断状態」11項目を加算した。STAI-S(肥田野他, 2000)(1～4点)は状態不安に関する20項目を加算した。STAI-T(1～4点)は特性不安に関する20項目を加算した。GHQ12(中川・大坊, 1985)(1～4点)は12項目を加算した。