

인터넷, 게임, 스마트폰 과사용 선별 질문지의 청소년 대상 타당화 연구

박 경 우

장 혜 인[†]

전 홍 진

성균관대학교 심리학과
박사과정

부교수

성균관대학교 의과대학
삼성서울병원 정신건강의학과 교수

본 연구에서는 디지털 미디어 과사용 여부를 측정하는 인터넷(IOS-Q), 게임(GOS-Q), 스마트폰(SOS-Q) 과사용 선별 질문지를 대규모 일반 청소년 집단을 대상으로 타당화하여, 선별검사 장면에서 활용할 수 있는 유용한 검사 도구를 제시하고자 하였다. 이를 위해 총 9,336명의 중학생(남 4,796명, 여 4,540명)을 두 개 집단으로 구분하고 확인적 요인분석과 탐색적 요인분석을 각각 실시하였으며, 타 지역에서 모집된 초등학생 4,536명(남 2,260명, 여 2,276명) 및 중학생 6,551명(남 3,013명, 여 3,538명)을 대상으로 한 번 더 확인적 요인분석을 실시하였다. 세 척도 모두 네 개 하위요인으로 구분되었으며 IOS-Q는 17문항, GOS-Q는 19문항, SOS-Q는 18문항을 포함하였다. IOS-Q와 GOS-Q의 하위요인은 심리적 의존, 문제를 인식함에도 조절실패, 위험한 사용, 다른 영역에의 흥미 감소로 명명되었고, SOS-Q의 경우 위험하고 강박적인 사용, 문제를 인식함에도 조절실패, 다른 영역에의 흥미 감소, 금단/내성으로 명명되었다. 이들은 모두 행동중독이나 충동조절장애의 주요 특징들을 잘 반영하는 것으로 보이며, 내적 합치도 역시 .880 - .915로 우수한 편이었다. 이어서 고위험군을 선별하기 위한 절단점을 탐색하고자 잠재프로파일분석과 ROC 분석을 실시하였고, IOS-Q 30.5점, GOS-Q 31.5점, SOS-Q는 36.5점이 최적 절단점으로 제안되었다. 끝으로 연구 의의와 한계점을 논하고 후속연구를 제안하였다.

주요어 : 인터넷, 게임, 스마트폰, 과사용, 과의존, 중독

[†] 교신저자(Corresponding Author) : 장혜인, 성균관대학교 심리학과 부교수, (03063) 서울특별시 종로구 성균관로 25-2, Tel: 02-760-0490, E-mail: hichang@skku.edu

정보통신기술의 급속한 발전 이래 현대인은 범람하는 디지털 미디어 홍수 속에 살고 있다 해도 과언이 아니다(Blaszczynski, 2006). 미디어 사용의 보편화는 정신건강 분야에서 '부정적인 결과에도 불구하고 지속되거나 반복되는 미디어 사용'이라는 새로운 문제를 부상시켰으며(Caretti & Craparo, 2009; Rahayu, Nugroho, Ferdiana, & Setyohadi, 2020), 이는 학자에 따라 행동중독의 하나로 분류되거나(예, 게임중독) 과사용, 과의존, 과몰입 등의 용어로 일컬어지고 있다(신성만, 고영삼, 송용수, 오준성, & 박명준, 2017). 정보통신기술 보급률이 OECD 최고 수준인 한국은 이러한 문제가 특히 중요하게 다뤄지는 국가이다(한국콘텐츠진흥원, 2019; OECD, 2021). 대표적으로 게임장애에 대한 학제간 논의와 연구가 활발히 이어져 왔고(송용수, 이승모, & 신성만, 2019; 한국콘텐츠진흥원, 2018) 이 외에 인터넷 또는 스마트폰 사용과 관련한 연구도 꾸준히 발표되고 있다(김희선 & 유금란, 2017; 박상규 & 조희선, 2018; 임숙희 & 신현지, 2020). 해외연구 동향을 살펴봤을 때 사이버 공간에서의 성행동이나 도박 등에 대해서도 점차 많은 연구가 수행될 것으로 보인다(박효정 & 강숙정, 2013; Griffiths, 2012; Griffiths & Parke, 2008; Grubbs et al., 2020). 미디어가 발달하고 다양화될수록 이와 같은 문제를 호소하는 사례는 늘어날 수 있으며, 개인의 신체 및 정신건강, 일상생활 기능뿐 아니라 사회 안전이나 경제 측면에서도 심각한 피해를 초래할 것으로 우려된다(윤정숙, 2015; 이해국, 김현수, & 이태진, 2011; Achab et al., 2011; Festl, Scharkow, & Quandt, 2013; Gentile et al., 2011; Griffiths, 2010; Hou, Xiong, Jiang, Song, & Wang, 2019).

청소년은 이러한 문제에 특히 취약한 집단

으로 분류되고 있다. 여기에는 다양한 이유가 있겠지만, 전자기기가 익숙한 포래문화를 공유하고 있기에 접근성이 높은 반면 자기조절 능력은 충분히 발달하지 않은 시기라는 점이 주된 영향요인으로 고려된다(Cheng & Li, 2014; Cooper, 1998; Kawabe, Horiuchi, Ochi, Oka, & Ueno, 2016; Yip & Potenza, 2018; Zondervan-Zwijenburg et al., 2020). 실제로 청소년의 인터넷 이용률은 99.9%로 대다수가 인터넷에 접속하며(한국정보화진흥원, 2020), 스마트폰 과사용 위험군도 30.2%에 이르는 것으로 조사된 바 있다(한국정보화진흥원, 2019). 온라인 게임은 대표적인 여가 수단으로 정착하여(조민식, 2012; Blaszczynski, 2006; Lee, Yi, Walker, & Spence, 2017), 전체 청소년의 91.5%가 게임을 이용하며 하루 4시간 이상을 게임에 쏟는 학생도 5.1%에 이르는 실정이다(한국콘텐츠진흥원, 2020a, 2020b). 장기간 지속된 COVID-19 팬데믹에 따른 생활양식 변화도 학생들의 건강 한 포래 관계를 방해하고 미디어 노출시간을 증가시킴으로써 과사용 위험을 높이고 있으며(유소연, 2020; 한국콘텐츠진흥원, 2020b; App Annie, 2020; Dhir, Chen, & Nieminen, 2015; Frölich et al., 2016; Hussain, Griffiths, & Baguley, 2012), 우울, 불안 등의 기분 증상을 심화하여 미디어 사용에 간접적인 영향을 미칠 가능성 역시 시사되고 있다(Ettman et al., 2020; Huang & Zhao, 2020). 이와 같은 위험신호에도 불구하고 국내 청소년에 대한 위험군 선별 및 조기 개입 노력은 여전히 부족한 수준이다.

현재까지 미디어 과사용 수준을 평가하는 여러 자기보고식 척도가 개발되었으나, 국제적으로 널리 사용되는 표준화된 도구는 확보되지 않은 상태이다(King et al., 2020; King, Haagsma, Delfabbro, Gradisar, & Griffiths, 2013).

국내에서 많이 사용되는 척도는 Kimberly S. Young(1998)이 DSM-IV 병적도박 진단기준을 참조하여 만든 인터넷 중독 척도(Young 척도), 한국정보화진흥원(2006, 2011a, 2011b)에서 개발한 인터넷중독 자가진단 척도(K 척도) 및 게임중독 자가진단 척도(G 척도), 스마트폰중독 자가진단 척도(S척도) 등이 있으며, 이 외에도 최근 십수 년간 많은 척도가 발표되었다(강희양 & 박창호, 2012; 권재환, 2005; 김교현, 최훈석, 권선중, & 용정순, 2009; 김동일, 정여주, 이은아, 김동민, & 조영미, 2008; 김용주, 신웅섭, & 고재원, 2007; 이종환, 임종민, 손한백, 곽호완, & 장문선, 2016; 이형초 & 안창일, 2002). 다만 이중 상당수는 개발 후 오랜 시간이 지났기에 최신이론을 반영하지 못하며, 위험군을 선별하기 위한 절단점(cut-off point)을 제시하지 않았거나, 제시하더라도 단순히 점수분포에서의 상위집단을 위험군으로 분류했다는 점에서 한계를 지닌다. 최신 연구 흐름을 바탕으로 개발되고 구조적 면담에 기초한 절단점이 제시된 척도로 Lemmens 등(2015)에 의해 개발하고 조성훈과 권정혜(2017)가 번안 및 타당화한 한국판 인터넷 게임장애 척도(Korean Version of Internet Gaming Disorder Scale, K-IGDS)가 있으나, 이는 게임이라는 단일 유형의 과사용을 평가하는 검사라는 점에서 아쉬움이 남는다. 선행연구 결과들은 여러 유형의 미디어 사용 문제가 밀접한 관련을 지니고 있을 뿐 아니라, 동반되어 나타날 경우 위험성을 상호 증가시킬 수 있음을 시사하고 있다(Kawabe et al., 2016; Paik, Cho, Chun, Jeong, & Kim, 2017). 이를 고려했을 때, 청소년 미디어 과사용 문제에 효과적으로 대응하기 위해서는 일련의 평가 도구집을 활용한 종합적 접근 방식을 취하여 대표적인 미디어 유

형들의 사용습관을 함께 살펴보고, 유형별로 위험군을 식별하는 동시에 각 피검자의 고유한 양상(예, 특정 유형에서만 과사용 경향을 보이는지, 여러 유형에서 복합적으로 문제가 나타나는지 등)을 살펴보는 편이 유리할 것으로 여겨진다.

상기한 이유로 연구자들은 보건복지부 정신건강기술개발사업에서 지원하여 삼성서울병원이 개발한 ‘인터넷·게임·스마트폰 중독의 포괄적 진단평가 도구(전흥진, 2018)’에 주목하였다. 이는 인터넷과 게임, 스마트폰의 문제적 사용에 대한 최신이론과 조작적 정의를 바탕으로 다수의 유관 분야 전문가가 협력하여 도출한 ‘진단기준’과 ‘자기보고식 선별도구’, 면담 장면에서 활용할 수 있는 ‘진단 도구’로 구성되어 있다. 이 가운데 선별도구는 미디어 과사용이 의심되는 개인에게 실시하여 위험군 여부와 심각도를 평가하려는 목적으로 구성되었고, 단일 검사집 내에서 여러 유형의 미디어 사용습관을 나누어 평가하고 쉽게 비교해볼 수 있다는 강점을 지닌다. 청소년들도 이해하기 쉬운 간결한 단어와 문장으로 구성되어 연령에 무관하게 적용할 수 있다는 점, I Will 센터를 통해 실제 문제를 경험하는 인원을 표집하여 임상군 특성이 개발 과정에 반영되었다는 점도 강점으로 볼 수 있다. 과사용 선별 질문지(overuse screening questionnaire)라는 이름으로 인터넷(IOS-Q; Lee et al., 2018)과 게임(GOS-Q; Baek et al., 2020), 스마트폰(SOS-Q; Lee et al., 2017) 척도에 대한 타당화가 각각 이루어졌으며, 척도별로 하위요인 및 위험군 식별 절단점을 제시하여 임상적 유용성이 확보되었다.

다만, 위 척도들을 청소년 대상 선별검사에 활용하기에는 몇몇 제한점이 존재한다. 우선,

선행연구는 참가자 전원을 I Will 센터에서 모집한 까닭에(Baek et al., 2020; Lee et al., 2017; Lee et al., 2018), 여기에서 제안된 요인구조와 절단점을 지역사회 일반군에도 그대로 적용할 수 있을지 아직 검증되지 않았다. 더구나 연령에 따라 미디어 사용 양상에 차이가 나타남을 고려하면(최명선, 최태산, & 안재영, 2007; 한국정보화진흥원, 2020; 한국콘텐츠진흥원, 2020a; Choi, Choi, & An, 2007; Homer, Hayward, Frye, & Plass, 2012; Mentzoni et al., 2011), 평균 연령 20대 초반의 선행연구 참가자들은 일반군 청소년과의 이질성이 더욱 높을 수 있다(IOS-Q $M_{age}=22.12$, $SD=7.56$; GOS-Q $M_{age}=22.36$, $SD=7.65$; SOS-Q $M_{age}=22.12$, $SD=7.56$). 또한, 세 척도의 문항 수는 각각 28~30개로, 대단위 선별검사에서 이를 모두 평가하면 시간적, 경제적 비용이 상당할 뿐 아니라 통제력이 충분히 형성되지 않은 발달시기적 특성상(Zondervan-Zwijenburg et al., 2020) 불성실한 응답의 비중이 증가할 위험도 시사된다. 관련하여 Lee 등(2018)은 요인분석을 통해 검사집(전홍진, 2018)에 수록된 28문항 IOS-Q에서 11개의 문항을 제거한 17문항본을 제안하였으나, GOS-Q와 SOS-Q은 이러한 문항 제거 작업이 이뤄지지 않았다(Baek et al., 2020; Lee et al., 2017).

이 같은 한계를 보완하고 청소년에게 사용할 수 있는 신뢰롭고 타당한 척도를 제안하고자, 본 연구는 대규모 중학생 표본을 대상으로 인터넷·게임·스마트폰 과사용 선별 질문지를 실시하고 성인을 대상으로 확인된 기존 요인구조에 대한 확인적 요인분석(confirmatory factor analysis; CFA)을 수행하였다. 이후 탐색적 요인분석(exploratory factor analysis; EFA)을 수행하여 지역사회 청소년에게 적합한 요인구조를

탐색하고 요인별 의미를 살펴보았으며, 공통성이 지나치게 낮은 문항, 요인부하량이 낮거나 중복되는 문항은 검토를 거쳐 제거한 뒤 확인적 요인분석을 다시 수행하여 적합도를 검증하였다. 또한, 초등학생을 포함한 타 지역의 대규모 표본을 대상으로 하여 추가로 확인적 요인분석을 실시하였고 이를 통해서 여러 지역의 청소년 집단에서 요인구조 적합도가 일정 수준으로 유지되는지 확인하였다. 끝으로, 상기 표본에 대해 잠재프로파일분석(latent profile analysis; LPA)을 수행하여 요인 점수 양상에 따른 이질적 하위집단을 분류하고, 이를 토대로 각각의 미디어 유형에서 과사용 위험군을 식별하는 새로운 절단점을 탐색해보고자 하였다.

방 법

연구대상 및 절차

본 연구의 대상은 두 집단으로 구분되었다. 표본 1은 국내 A 지역 중학교 2학년 학생들로, 인터넷, 게임, 스마트폰 과사용 여부를 확인하고 희망 학생에게 전문적 개입을 제공하려는 공공사업의 일환으로 자료가 수집되었다. 학생들은 담임교사로부터 서면 배부된 설문지에 응답하도록 요청받았고, 간단한 설명문을 읽고 동의서를 작성한 후 설문에 참여하였다. 응답 내용의 비밀을 보장하기 위하여 완성된 설문지는 교사가 확인하지 않고 외부 검사자에게 바로 전달하도록 했으며, 설문지를 제출한 10,382명 중 연구목적의 활용에 동의하지 않았거나 불성실하게 응답한 1,046명을 제외하고 9,336명의 자료를 최종 분석에 활용하였다.

분석에 포함된 학생의 성비는 남학생 4,796명(51.4%), 여학생 4,540명(48.6%)이었으며, 도시 지역 거주 학생이 9,012명(96.5%), 비도시 지역 거주 학생이 324명(3.5%)으로 확인되었다. 전체 참가자를 무작위 난수를 통해 인원수가 동일한 두 집단(표본 1a, 1b)으로 구분하여 기존 척도에 대한 확인적 요인분석과 새로운 요인 구조의 타당화를 각각 수행하였고, 그에 앞서 독립표본 t검정으로 양 집단의 성비, $t=.17$, $p=.868$, 및 도시 거주 비율, $t=-1.47$, $p=.142$, 에 유의한 차이가 없음을 확인하였다.

표본 2는 약 10개월 후 국내 B 지역에서 수행된 유사한 공공사업의 참여 학생들이었다. 초등학교 5학년부터 중학교 2학년까지로 연령 범위가 확장되었고, 표본 1과 동일하게 설문지를 제출한 12,100명 가운데 연구목적의 활용에 동의하지 않았거나 응답이 불성실한 1,013명을 제외한 11,087명의 자료를 분석에 활용하였다. 분석에 투입된 학생은 초등학교 6학년 4,535명(40.9%), 중학교 2학년이 6,549명(59.1%)으로 다수를 차지하였으며, 이 외에 초등학교 5학년 1명, 중학교 1학년 2명이 포함되었다. 성비는 초등학생의 경우 남학생 2,260명(49.8%), 여학생 2,276명(50.2%)이었고, 중학생은 남학생 3,013명(46.0%), 여학생 3,538명(54.0%)이었다. 표본 2의 학생들은 전원이 도시 지역에 거주하였다.

측정 도구

인터넷 과사용 선별 질문지(Internet Overuse Screening Questionnaire: IOS-Q)

인터넷 과사용 선별 질문지(IOS-Q)는 Lee 등(2018)이 타당화하였다. 이들은 ‘인터넷·게임·스마트폰 중독의 포괄적 진단평가 도구(전

홍진, 2018)’에 수록된 28문항을 바탕으로 탐색적 요인분석을 수행하여 통제력 상실(loss of control), 몰두(preoccupation), 갈망(craving), 다른 영역에 대한 태만(neglect of other areas)의 4개 하위요인을 구분하였으며, 요인부하량이 낮거나 여러 요인에 분산된 문항을 제거하여 최종 17문항을 선정하였다. 그러나 게임 및 스마트폰 과사용 선별 질문지는 타당화 과정에서 문항이 선별되지 않았고(Baek et al., 2020; Lee et al., 2017) 상기하였듯 일반군 청소년 집단을 대상으로 새롭게 타당화할 필요성이 시사되는 바, 본 연구는 검사집에 수록되었던 28문항을 탐색적 요인분석에 그대로 투입하였다. IOS-Q는 1점(“전혀 그렇지 않다”)부터 4점(“항상 그렇다”)까지의 4점 Likert 척도로, 문항 총합이 40.5점을 넘으면 위험군으로 분류된다(17문항본의 경우 25.5점). 진단평가 검사집에 제시된 28문항 IOS-Q의 내적합치도(Cronbach’s α)는 .92였다(전홍진, 2018).

게임 과사용 선별 질문지(Game Overuse Screening Questionnaire: GOS-Q)

게임 과사용 선별 질문지(GOS-Q)는 Baek과 동료 연구자들(2020)이 타당화하였다. 이는 1점(“전혀 그렇지 않다”)에서 4점(“항상 그렇다”)까지의 4점 Likert 척도로, 총 30문항으로 구성되어 있다. 문항 총합이 38.5점을 넘을 경우 위험군으로 분류된다. Baek 등(2020)은 요인분석을 통해 6개 하위요인을 구분하고, 각각을 몰두(preoccupation), 내성(tolerance), 대인관계 손상(impaired interpersonal domain), 직업 또는 학업 손상(impairment in occupational or academic domain), 통제력 상실(loss of control), 다른 영역에 대한 흥미 상실(loss of interests in other areas)로 명명하였다. 이들이 확인한 GOS-Q의

내적합치도(Cronbach's α)는 .96이었다.

스마트폰 과사용 선별 질문지(Smartphone Overuse Screening Questionnaire: SOS-Q)

스마트폰 과사용 선별 질문지(SOS-Q)는 Lee 등(2017)이 타당화하였다. SOS-Q는 다른 두 척도와 같은 4점 Likert 척도로 전체 28문항으로 구성되었으며, 총합 49.0점을 넘을 경우 위험군으로 분류된다. Lee 등(2017)은 요인분석 결과를 바탕으로 6요인 모형이 적합함을 확인하였고, 각 요인을 몰두(preoccupation)와 통제력 상실(loss of control), 갈망(craving), 통찰(insight), 과사용(overuse), 다른 영역에 대한 태만(neglect of other areas)으로 명명하였다. 이들의 연구에서 확인된 SOS-Q의 내적합치도(Cronbach's α)는 .95였다.

분석방법

먼저, 표본 1a의 IOS-Q, GOS-Q, SOS-Q 응답 자료를 바탕으로 기존 요인 모형에 대한 확인적 요인분석을 실시하였다. 분석은 Mplus 6.0을 활용하여 수행하였고, 적합도 평가에는 χ^2 검증과 CFI(comparative fit index), SRMR(standardized root mean residual), RMSEA(root mean square error of approximation) 지수를 사용하였다. CFI는 .90 이상일 때 양호한 것으로 해석하였으며, SRMR과 RMSEA는 .08 이하일 때 양호한 적합도, .05 이하면 좋은 적합도로 해석하였다(우종필, 2012; Hu & Bentler, 1999; MacCallum et al., 1996).

다음으로, 청소년에게 적합한 대안 모형을 살펴보고자 표본 1b를 대상으로 IBM SPSS Statistics 28.0을 이용한 탐색적 요인분석을 실시하였다. 이를 위하여 KMO 및 Bartlett 검정

을 통해 자료의 적절성을 확인한 후 주축 요인 분해법(principal axis factoring)을 이용하여 요인을 추출하였다. 요인 회전방식은 요인 간 상관관계를 가정하여 사각회전 오블리민(oblimin) 방식을 채택하였다. 요인 수를 결정하는 과정에서는 고유값(eigenvalue) 1 이상을 요구하는 Kaiser 기준(Kaiser, 1960) 및 Scree 도표(Cattell, 1966) 외에 SPSS R-Menu를 활용하여 개수별 GFI를 산출하고, RMSR(root mean square residual) 지수에 바탕한 비교 데이터(comparison data; CD) 분석(Ruscio & Roche, 2012) 및 최소평균 편상관(minimum average partial; MAP) 분석(Velicer, 1976)도 실시하여 참고자료로 삼았다(조은성 & 하용수, 2017; Courtney & Gordon, 2013). 구조행렬에서 어느 요인에도 부하량이 높지 않거나(.30 이하) 패턴행렬에서 요인부하량이 분산되는 문항(예, 둘 이상 요인에 .30 이상)은 검토를 거쳐 제거하였다(장승민, 2015; Fabrigar, Wegener, MacCallum, & Strahan, 1999). 끝으로, 이렇게 얻은 요인 모형에 대해 Mplus 6.0으로 확인적 요인분석을 실시하여 적합도를 검증하고 신뢰도 분석 또한 수행하였다.

이어서, 표본 2를 대상으로 확인적 요인분석을 다시 한번 수행하여 새로 도출된 IOS-Q, GOS-Q, SOS-Q의 요인 모형이 다른 지역에 거주하는, 넓은 연령대 학생을 대상으로도 적정 수준의 적합도를 유지하는지 살펴보았다. 마찬가지로 χ^2 검증과 함께 CFI, SRMR, RMSEA 지수로 평가하였고 기준 또한 동일하였다. 신뢰도 분석도 한 번 더 수행하였으며, 표집 과정에서의 제약으로 다른 검사 도구와의 공인 타당도를 확인할 수 없었던 점을 보완하고자 이번 연구에서 측정된 세 개의 과사용 척도 점수 간의 상관관계를 분석하였다. 아울러 각 척도의 왜도와 첨도를 바탕으로 분포의 정규

성을 살펴보았는데, 왜도는 절대값 2 미만, 첨도는 7 미만일 경우에 정규분포를 이루고 있다고 해석하였다(Kim, 2013).

다음 단계에서는 표본 2로부터 얻은 각 척도의 요인별 점수를 바탕으로 잠재프로파일 분석을 수행하여 이질적 잠재계층이 구분되는지 살펴보았으며, 여기에도 Mplus 6.0을 사용하였다. 잠재계층 개수 결정에는 분류 정확성을 나타내는 Entropy 지수와 통계적 유의도 검증법인 LMR(Lo-Mendell-Rubin test) 및 BLRT(bootstrap likelihood ratio test), 적합도 지수인 AIC(Akaike's information criterion)와 BIC(Baysian information Criterion)를 사용하였다. Entropy는 1에 가까울수록 분류 정확도가 높음을 의미하며, .80 이상일 때 잠재계층이 매우 잘 분류된 것으로 해석하였다. LMR, BLRT에서 낮은 확률값(probability value)은 계층을 k개로 분류한 모형이 k-1개로 분류한 모형보다 적합함을 의미하는 것으로 해석하였고, AIC와 BIC는 수치가 작을수록 적합도가 높은 것으로 보았다(Lanza, Flaherty, & Collins, 2003; Tein, Coxe, & Cham, 2013; Tofighi & Enders, 2008). 끝으로 이렇게 도출된 잠재계층 정보에 기초하여 고위험군을 분류하는 절단점을 산출하고자 ROC(receiver operator characteristic) 분석을 실시하였으며, 이때 최적 절단점은 실제로 고위험군에 속하는

학생을 고위험군으로 분류할 확률(즉, 민감도)과 고위험군이 아닌 학생을 고위험군으로 분류하지 않을 확률(즉, 특이도)의 합이 최대가 되는 지점을 기준으로 선택하였다.

결 과

기존 요인구조에 대한 확인적 요인분석

기존에 타당화된 IOS-Q(17문항분)와 GOS-Q, SOS-Q 요인 모형(Baek et al., 2020; Lee et al., 2017; Lee et al., 2018)에 대하여 확인적 요인분석을 실시한 결과를 표 1에 요약하였다.

선행연구에서 제안된 세 척도의 요인구조는 본 연구에 투입된 중학생 표본 대상의 χ^2 검정에서 모두 기각되었다. χ^2 의 경우 표본 크기에 영향을 받으며, 본 연구처럼 대규모 표본을 대상으로 할 때는 정확성이 저하될 가능성이 있다(우종필, 2012). 그러나 IOS-Q와 GOS-Q는 나머지 적합도 지수들에서도 기준을 충족하지 못하는 것으로 확인되었다(IOS-Q CFI=.795, SRMR=.060, RMSEA=.091; GOS-Q CFI=.788, SRMR=.066, RMSEA=.082). SOS-Q는 RMSEA가 .067로 비교적 양호한 수준이었으나, CFI와 SRMR이 각각 .870, .053으로 확인되어 적합한

표 1. 기존 요인구조의 적합도 지수

척도	χ^2	p	df	CFI	SRMR	RMSEA(90% CI)
IOS-Q	4477.33	.00	113	.795	.060	.091(.089~.093)
GOS-Q	12575.08	.00	389	.788	.066	.082(.081~.083)
SOS-Q	7455.12	.00	335	.870	.053	.067(.066~.069)

CFI=Comparative Fit Index; SRMR=Standardized Root Mean Residual; RMSEA=Root Mean Square Error of Approximation; CI=Confidence Interval.

모형이라고 보기에는 미흡하였다. 즉, 확인적 요인분석 결과는 IOS-Q, GOS-Q, SOS-Q 모두 지역사회 청소년을 대상으로 사용하기에 앞서 요인구조를 다시 탐색해야 할 필요가 있음을 지지하였다.

탐색적 요인분석: IOS-Q

연구 자료가 요인분석을 수행하기에 적합한 지 확인하고자 먼저 KMO(Kaiser-Meyer-Olkin) 및 Bartlett 검정을 실시하였다. KMO 지수는 .943으로 적절하였고 Bartlett 검정에서 도출된 $\chi^2(378)$ 도 39924.874($p < .001$)로 유의하여 요인분석의 적절성을 입증하였다. 이를 바탕으로 우선 요인 개수를 지정하지 않은 채 주축 요인 분해법과 사각회전 오블리민 방식을 사용하여 요인분석을 실시하였다. 고유치(eigenvalue)가 1 이상인 요인은 5개로, scree 도표에서도 6요인부터 고유치 변화량이 미미하였다. CD와 MAP 분석에서는 각각 6개, 3개 요인이 제안되었으며 GFI는 5요인 이상을 지지하였다. 6요인 모형의 경우 일부 요인에 너무 적은 수의 문항이 적재되고 이관상 동일 범주(위험한 사용)로 묶일 수 있는 문항들이 분산되는 경향을 보여, 본 연구에서는 5요인 모형을 가정하고 분석을 진행하였다.

1차 분석에서 이들 요인의 설명 변량은 전체의 49.19% 수준이었고 공통성이 낮은 문항(원칙도 3, 5, 9, 11, 12, 13, 14, 15, 17, 18, 19, 23, 24, 25번)이 다수 포함되어 있었다. 이에 해당 문항을 연구자가 개별적으로 검토한 후, 공통성 값이 지나치게 낮거나(.30 이하) 해석상의 이점이 적은 것으로 판단되는 9개 문항(5, 11, 13, 14, 15, 17, 18, 19, 25번)을 선별하여 제거하였다. 선행연구(Lee et al., 2018)는 중

독 전문가 50인이 각 문항의 적절성과 중요성을 평가한 결과를 논문에 함께 제시하였으며 이 또한 문항 선별 과정에서 주요 참조자료로 활용할 수 있었다.

2차 분석에서는 요인부하량이 모호하게 분산된 문항들을 검토하고 두 문항(12, 23번)을 추가로 제거하였다. 아울러 마지막 요인에 적재된 문항이 2개뿐이고 요인 간 상관을 고려했을 때 다른 요인과 묶일 여지도 높게 시사되어, 요인 수를 4개로 축소한 후 다시 분석하였다. 최종 모형에서 도출된 4요인의 누적 분산비율은 57.28%였고 전체 문항의 요인부하량이 양호한 것으로 나타났다. 일부 문항(6, 9, 16, 20, 24번)의 공통성이 다소 낮았으나, 내용을 검토한 결과 척도의 임상적 유용성 측면에서 그대로 유지하는 편이 유리할 것으로 판단하였다.

정리하면, 중학생 표본을 대상으로 하였을 때 IOS-Q는 4개 하위요인으로 구분되는 17문항 척도로 재구성되었다. 3개 하위요인은 중독/과사용의 중요한 특징인 '문제를 인식함에도 조절실패', '위험한 사용', '다른 영역에 흥미 감소'를 반영하는 것으로 보이며(American Psychiatric Association, 2013), 그에 따라 명명하였다. 나머지 한 요인에는 '몰두(1, 2번)'와 '내성(6번)', '금단(7, 8번)', '(게임을 통한) 부정정서의 회피나 완화(9번)'에 관한 문항이 함께 포함되었고, 본 연구에서는 이들 항목이 인터넷에 대한 '심리적 의존'을 반영하는 것으로 판단하고 그대로 명명하였다. 요인별 문항과 패턴행렬 요인부하량, 공통성 수준은 표 2에 제시하였다.

표 2. IOS-Q 요인별 문항과 부하량, 공통성

원척도 번호	수정척도 번호	내용	부하량	공통성
심리적 의존				
7	6	인터넷을 못 하면 짜증이나 화가 난다.	.737	.488
8	7	인터넷을 못 하면 불안하거나 초조해진다.	.720	.436
6	5	더 많은 시간 동안 인터넷을 사용해야 예전만큼 만족하게 된다.	.520	.373
2	2	다시 인터넷에 접속할 때를 몹시 기다린다.	.510	.413
1	1	다른 일을 하면서도 인터넷 생각이 자주 난다.	.439	.400
9	8	안 좋은 기분(예, 화, 짜증, 불안, 죄의식 등)이 들 때 인터넷을 하면 기분이 나아진다.	.324	.254
문제를 인식함에도 조절실패				
27	16	지금의 인터넷 사용습관을 바꾸고 싶다.	-.858	.620
28	17	내가 인터넷을 너무 많이 한다고 생각한다.	-.857	.748
26	15	내가 인터넷 중독이라고 생각한다.	-.643	.573
10	9	인터넷 사용을 줄이려 하지만 잘 안 된다.	-.493	.360
위험한 사용				
3	3	밤새도록 잠을 자지 않고 인터넷을 한다.	.712	.441
4	4	인터넷 사용으로 피곤해서 수업 또는 업무 시간에 졸리다.	.704	.503
16	10	몸이 아픈데도 불구하고 인터넷을 계속한다(예를 들면, 수면 부족, 눈의 피로, 시력저하, 두통, 손이나 허리 통증)	.440	.390
20	11	해야 할 일(예, 업무, 숙제, 가사일 등)을 안 하고 인터넷을 한다.	.357	.360
다른 영역에의 흥미 감소				
22	13	가족들과 시간을 보내는 것보다 인터넷이 더 좋다.	.684	.465
21	12	친구들과 만나서 어울리는 것보다 인터넷을 하는 것이 더 좋다.	.659	.415
24	14	인터넷을 하는 것을 빼면 다른 것은 재미가 없다.	.411	.314

탐색적 요인분석: GOS-Q

GOS-Q도 동일한 방식으로 탐색적 요인분석을 진행하였다. 우선 KMO 및 Bartlett 검정을 먼저 수행하였으며, KMO 지수는 .956으로 양호하고 Bartlett 검정도 $\chi^2(435)$ 이 60188.293 ($p < .001$)으로 유의하여 요인분석의 적절성이

입증되었다. 1차 분석 결과 확인된 고유치 1 이상의 요인은 6개였고, Scree 도표와 MAP 분석에서도 6요인 모형이 제안되었다. GFI는 7 요인 이상을 지지하였으며 CD는 11요인 모형을 제안했으나, 본 연구에서는 요인별 문항 수, 부하량, 해석 가능성을 고려하여 선행연구 (Baek et al., 2020)와 마찬가지로 6요인 모형을

우선 가정하였다.

1차 분석에서 이들 요인이 설명하는 변량은 전체의 57.50%였다. 9개 문항(원척도의 7, 8, 12, 14, 18, 19, 20, 23, 25번)의 공통성 수준이 낮았으며, 이에 선행연구에서 제시한 전문가

평가를 참조하여 개별적으로 검토한 후 지나치게 낮은 공통성을 보이거나(.30 이하) 상대적 중요성이 낮아 보이는 문항을 척도에서 제거하였다(7, 12, 18, 23, 25번).

2차 분석에서는 요인부하량이 모호하게 분

표 3. GOS-Q 요인별 문항과 부하량, 공통성

원척도 번호	수정척도 번호	내용	부하량	공통성
심리적 의존				
2	2	다시 게임에 접속할 때를 몹시 기다린다.	.796	.591
1	1	게임을 하지 않을 때도 게임에 대한 생각이 자꾸 떠오른다.	.746	.593
6	6	더 높은 레벨이 되거나 더 많은 아이템을 가져야 만족하게 된다.	.571	.364
9	8	안 좋은 기분(예, 화, 짜증, 불안, 죄의식 등)이 들 때 게임을 하면 기분이 나아진다.	.509	.365
8	7	게임을 못 하면 나도 모르게 짜증이 나고 불안하다.	.411	.309
5	5	예전만큼 만족하려면 더 많은 시간 동안 게임을 해야 한다.	.374	.377
문제를 인식함에도 조절실패				
29	18	지금의 게임 사용습관을 바꾸고 싶다.	-.879	.659
30	19	내가 게임을 너무 많이 한다고 생각한다.	-.876	.776
28	17	내가 게임 중독이라고 생각한다.	-.733	.681
10	9	게임 하는 시간을 줄이려고 하지만 잘 안 된다.	-.609	.594
15	10	다른 사람의 도움 없이는 스스로 게임을 줄일 수 없을 것 같다.	-.449	.402
위험한 사용				
4	4	게임 때문에 피곤해서 수업 또는 업무 시간에 졸린다.	.709	.545
3	3	밤새도록 잠을 자지 않고 게임을 한다.	.698	.447
16	11	몸이 아픈데도 불구하고 게임을 계속한다(예를 들면, 수면부족, 눈의 피로, 시력저하, 두통, 손이나 허리통증).	.502	.438
20	12	식사를 거르거나 식사를 하면서 게임을 한다.	.431	.327
21	13	해야 할 일(예, 업무, 숙제, 가사일 등)을 안 하고 게임을 한다.	.368	.400
다른 영역에의 흥미 감소				
22	14	친구들을 만나서 어울리는 것보다 게임을 하는 것이 더 좋다.	.677	.476
24	15	가족들과 시간을 보내는 것보다 게임을 하는 것이 더 좋다.	.674	.499
27	16	게임 하는 것을 빼면 다른 것에는 재미가 없다.	.422	.398

산되는 3개 문항(11, 13, 19번)을 추가로 제거 하였으며 요인구조에 대해서도 다시 검토하였다. 요인 3은 게임과 관련한 가족 다툼을 측정하는 문항(17, 26번)으로 구성되었는데, 문항 수가 적은데다 인터넷게임장애의 제안된 진단 기준(American Psychiatric Association, 2013)과도 직접 연결되지 않는 점을 고려하여 삭제하였다. 또한, 요인 4는 1개 문항(14번, “학교나 학원, 직장 또는 가야할 곳을 안 가고 게임을 한다”)만을 포함하였으며 내용상 ‘위험한 사용’을 측정하는 다른 문항들(3, 4, 16, 20, 21번)과 함께 묶일 수 있을 것으로 판단되었다. 따라서 본 연구에서는 GOS-Q에 4요인 모형이 더 적합할 것으로 보고 요인 수를 조정하였다.

이를 적용한 3차 분석에서 14번 문항은 예상대로 분류되었으나 공통성이 매우 낮게 나타나(193) 최종 척도에서는 제거하는 것으로 결정되었다. 이렇게 도출된 4개 요인의 누적 분산비율은 59.91%였으며 19문항 모두 요인부하량에 큰 문제를 보이지 않았다. 일부 문항(6, 8, 9, 20, 27번)에서 공통성이 다소 낮게 나타났으나 이들은 게임장애의 핵심적 진단 특징들을 반영하는 문항으로, 제거하지 않고 그대로 포함하였다.

최종 척도에서의 하위요인 구성은 IOS-Q와 대체로 유사하였다. 요인 2~4는 ‘문제를 인식함에도 조절실패’, ‘위험한 사용’, ‘다른 영역에 대한 흥미 감소’의 고유한 측면을 각각 반영하고 있는 것으로 보이며 그에 따라 명명하였다. 반면 요인 1의 경우 ‘몰두(1, 2번)’, ‘금단(8번)’, ‘내성(5, 6번)’, ‘부정정서의 회피나 완화(9번)와 관련한 문항을 함께 포함하며, 본 연구자들은 해당 요인을 ‘심리적 의존’으로 명명하였다(표 3).

탐색적 요인분석: SOS-Q

SOS-Q 또한 동일하게 탐색적 요인분석을 실시하였다. KMO 지수는 .956이었고, Bartlett 검정도 $\chi^2(378)$ 이 54611.930($p < .001$)으로 유의하여 요인분석에 적절한 자료임이 입증되었다. 고유치 1 이상을 기준으로 5개 요인이 추출되었고, scree 도표에서도 6요인부터 고유치 변화량이 미미하였다. GFI는 6요인 이상을 지지하였으며 MAP와 CD 분석 결과는 각각 4개, 6개 요인을 제안하였다. 그러나 요인 수를 5개나 6개로 설정하여 분석하면 일부 요인에 포함되는 문항 수가 2~3개로 적은데다 그나마도 다른 요인에 부하량이 분산되는 경향이 나타났다. 이론적인 측면에서도 해석상 이점이 없을 것으로 판단되어, 본 연구는 앞의 두 척도와 마찬가지로 4요인 모형을 가정하고 분석을 진행하였다.

1차 분석에서 4개 요인이 설명하는 누적 분산비율은 51.81%였다. 8개 문항(원척도의 3, 4, 13, 17, 19, 20, 22, 24번)의 공통성 수준이 낮았고 요인부하량이 모호하게 분산되는 문항들(5, 6, 10, 18, 20번)도 확인된 바, 선행연구(Lee et al., 2017)에서 제시된 유관분야 전문가들의 문항별 평가를 참조하여 각각의 문항을 검토 및 선별하였다. 이를 통해 5개 문항(5, 13, 17, 19, 20번)을 척도에서 제거하고 다시 한번 분석하여 1, 4, 12, 14, 24번을 추가로 제거하였다. 최종 단계에서 4요인으로 구분되는 18문항이 선정되었으며 이들 4개 요인은 전체 변량의 60.57%를 설명하는 것으로 나타났다.

SOS-Q의 요인구조는 다른 척도와 유사했으나 일부 차이가 있었다. 본 척도에서도 ‘문제를 인식함에도 조절실패’, ‘다른 영역에의 흥미 감소’를 반영하는 2개 요인이 식별되었다. 그러나 중독/과사용과 관련한 심리 내적 증상

표 4. SOS-Q 요인별 문항과 부하량, 공통성

원척도 번호	수정척도 번호	내용	부하량	공통성
위험하고 강박적인 사용				
3	2	잠을 자지 않고 밤새도록 스마트폰을 한다.	.775	.555
2	1	잠시라도 시간이 나면 스마트폰을 사용한다.	.704	.555
21	12	해야 할 일(예, 업무, 숙제 등)을 하지 않고 스마트폰을 한다.	.625	.546
16	10	스마트폰을 지속적으로 사용해서 신체적 문제가 생김에도 불구하고 계속한다. (예를 들면, 수면부족, 눈의 피로, 시력저하, 두통, 손이나 어깨 통증)	.597	.523
18	11	스마트폰을 하다 보면 얼마나 시간이 지났는지 모른다.	.498	.539
10	7	안 좋은 기분(예, 화, 짜증, 불안, 죄의식 등)이 들 때 이러한 기분에서 벗어나기 위해 스마트폰을 한다.	.438	.401
문제를 인식함에도 조절실패				
27	17	지금의 스마트폰 사용습관을 바꾸고 싶다.	-.933	.747
28	18	내가 스마트폰을 너무 많이 한다고 생각한다.	-.860	.785
26	16	내가 스마트폰 중독이라고 생각한다.	-.809	.731
11	8	스마트폰 사용을 줄이려고 하지만 잘 안 된다.	-.725	.680
15	9	다른 사람의 도움 없이는 스스로 스마트폰을 줄일 수 없을 것 같다.	-.597	.546
다른 영역에서의 흥미 감소				
22	13	친구들을 만나서 어울리는 것보다 스마트폰을 하는 것이 더 좋다.	.821	.666
23	14	가족들과 시간을 보내는 것보다 스마트폰을 하는 것이 더 좋다.	.784	.666
25	15	스마트폰 하는 것을 빼면 다른 것에는 재미가 없다.	.622	.555
금단/내성				
8	5	스마트폰이 주위에 없으면 나도 모르게 불안하다.	-.799	.658
7	4	스마트폰을 못 하면 짜증이 나거나 불안해진다.	-.858	.665
9	6	스마트폰을 하지 못하면 새로운 게시물, 메시지, 게임 알람 등이 있을까봐 불안하다.	-.712	.578
6	3	예전만큼 만족하려면 더 많은 시간 동안 스마트폰을 사용해야 한다.	-.539	.507

을 포괄하였던 ‘심리적 의존’ 요인 대신 ‘금단과 내성’을 반영하는 문항이 하나의 요인으로 묶였으며, ‘몰두’ 및 ‘부정정서의 회피나 완화’에 관한 문항은 ‘위험한 사용’에 대한 문

항과 단일 요인을 구성하여 ‘위험하고 강박적인 사용’으로 명명하였다. 요인별 문항과 패턴 행렬 요인부하량, 공통성 수준은 표 4에 제시하였다.

새롭게 도출된 요인구조에 대한 확인적 요인 분석 및 신뢰도 분석

위에서 도출된 요인구조에 대하여 확인적 요인분석을 실시한 다음 그 결과를 표 5에 요약하였다. 3개 척도 모두 χ^2 검정은 기각되었다. 그러나 상기하였듯 χ^2 은 표본 크기에 영향을 받는 특성이 있기에, 본 연구처럼 대규모 표본을 대상으로 할 경우에는 정확성이 낮을 수 있다(우종필, 2012). 이에 다른 적합도 지수를 살펴본 결과 IOS-Q는 CFI가 .921, SRMR는 .047, RMSEA는 .062로 좋거나 양호한 수준의 적합도를 나타내었고, GOS-Q(CFI=.942, SRMR=.039, RMSEA=.056) 및 SOS-Q(CFI=.934, SRMR=.046, RMSEA=.061)의 적합도 지수 또한 양호하였다. 즉, 표본 1b의 중학생 집단을 대상으로 했을 때, 세 척도 모두 새로운 요인구조가 적합한 것으로 확인되었다.

이어진 신뢰도 분석 결과에서 IOS-Q 전체 척도(.897)의 내적 합치도(Cronbach's α)는 높은 편이었고 하위요인 역시 문제가 없는 것으로 확인되었다. 구체적으로, '심리적 의존'(.779), '문제를 인식함에도 조절실패'(.748), '위험한 사용'(.722)의 신뢰도가 양호하였고 '다른 영역에의 흥미 감소'(.698)는 상대적으로 낮았으나 수용할 만한 수준이었다. GOS-Q는 '문제를 인

식함에도 조절실패'(.877), '심리적 의존'(.797), '위험한 사용'(.775), '다른 영역에의 흥미 감소'(.703)의 네 개 하위요인 모두 양호한 내적 합치도를 나타내었고, 전체 척도의 내적 합치도 역시 .910으로 우수한 수준이었다. 마지막으로 SOS-Q의 신뢰도를 살펴본 결과, 전체 척도(.911)와 더불어 '위험하고 강박적인 사용'(.804), '문제를 인식함에도 조절실패'(.847), '다른 영역에의 흥미 감소'(.717), '금단/내성'(.749)의 네 개 하위요인 모두 양호한 수준의 내적 합치도를 보였다.

다른 표본집단을 대상으로 한 확인적 요인 분석 및 신뢰도 분석

표본 2를 대상으로 확인적 요인분석을 한번 더 수행한 후 표 6에 결과를 요약하였다. 표본 1b와 마찬가지로 χ^2 검정은 전체 척도에서 기각되었으나, CFI와 SRMR, RMSEA의 경우 IOS-Q(CFI=.937, SRMR=.040, RMSEA=.055)와 GOS-Q(CFI=.943, SRMR=.039, RMSEA=.057), SOS-Q(CFI=.905, SRMR=.062, RMSEA=.077) 모두에서 양호한 수준으로 나타났다. 즉, 본 연구에서 도출된 요인구조는 다른 지역에서 수집된, 초등학생과 중학생이 섞인 표본에 대해서도 적정 수준의 적합도가 유지되는 것으로

표 5. 새로운 요인구조의 적합도 지수

척도	χ^2	p	df	CFI	SRMR	RMSEA(90% CI)
IOS-Q	2167.88	.00	113	.921	.047	.062(.060~.065)
GOS-Q	2273.79	.00	146	.942	.039	.056(.054~.058)
SOS-Q	2392.38	.00	129	.934	.046	.061(.059~.063)

CFI=Comparative Fit Index; SRMR=Standardized Root Mean Residual; RMSEA=Root Mean Square Error of Approximation; CI=Confidence Interval.

표 6. 다른 표본집단에 대한 적합도 지수

척도	χ^2	<i>p</i>	<i>df</i>	CFI	SRMR	RMSEA(90% CI)
IOS-Q	3920.21	.00	113	.937	.040	.055(.054~.057)
GOS-Q	5412.09	.00	146	.943	.039	.057(.056~.058)
SOS-Q	8561.45	.00	129	.905	.062	.077(.075~.078)

CFI=Comparative Fit Index; SRMR=Standardized Root Mean Residual; RMSEA=Root Mean Square Error of Approximation; CI=Confidence Interval.

확인되었다.

신뢰도 분석 결과, IOS-Q 전체 척도(.880), '심리적 의존'(.764), '문제를 인식함에도 조절 실패'(.837) 요인은 양호한 내적 합치도를 나타내었다. '위험한 사용'(.667), '다른 영역에의 흥미 감소'(.635) 요인의 내적 합치도 역시 수용할 만한 수준이었다. GOS-Q의 경우 전체 척도(.915) 및 하위요인(순서대로 .813, .887, .750, .700)의 내적 합치도가 양호하였고, SOS-Q 전체 척도(.911)와 하위요인(순서대로 .804, .847, .717, .749) 또한 마찬가지였다.

척도 및 하위요인 간의 상관관계와 기술통계 분석

최소한의 공인타당도 검증을 위하여, 마찬가지로 표본 2에 대해 IOS-Q, GOS-Q, SOS-Q 전체 척도 및 하위요인 간의 상관관계를 분석하고 그 결과를 표 7에 제시하였다. 세 척도는 상호 간에 유의한 정적 상관을 가지는 것으로 나타났다. 구체적으로, IOS-Q는 GOS-Q와 .727, SOS-Q와 .857의 높은 상관계수를 보였으며 GOS-Q와 SOS-Q의 상관계수 또한 .683으로 높은 편이었다. 모든 하위요인 조합에서도 .287부터 .815까지의 정적 상관이 확인되었다. 특히 IOS-Q와 GOS-Q가 공유하는 '심리적 의

존' 요인, 세 척도가 함께 공유하는 '문제를 인식함에도 조절실패', '다른 영역에의 흥미 감소' 요인은 상호 간에 .652~.815 사이의 높은 상관계수를 보여, 연구자들이 의도한 대로 미디어 과사용의 유사한 측면을 측정하고 있을 가능성이 지지되었다.

각 척도 및 하위요인의 평균과 표준편차, 왜도 및 첨도 정보 또한 표 7에 함께 제시하였다. 일부 하위요인 왜도, 첨도 값이 기준을 벗어나기는 했으나, IOS-Q, GOS-Q, SOS-Q 전체 척도의 분포는 정규성을 충족하는 것으로 확인되었다.

위험군 선별 절단점 탐색

표본 2에서 얻어진 세 개 척도의 표준화된 요인 점수를 바탕으로 잠재프로파일분석(Latent Profile Analysis)을 실시하였다. 먼저 IOS-Q의 적절한 잠재계층 수를 2~6개 범위에서 살펴본 결과 entropy는 모두 .80 이상이었고 BLRT 지수도 계층 수와 관계없이 유의한 수준이었다. AIC와 BIC는 계층 수가 증가할수록 감소하였으며 LMR 지수는 2, 4, 5계층 모형에서 유의하였다(표 8). 4계층과 5계층 모형을 비교했을 때 5계층 모형이 조금 더 높은 적합도를 보였으나 차이가 크지 않았고, 모형의 간명성이나

표 7. 척도 및 하위요인 간의 상관관계와 기술통계 분석

변인	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1. IOS-Q 전체	-														
2. IOS-Q 심리적 의존	.847 ^{***}	-													
3. IOS-Q 문제를 인식함에도 조절실패	.828 ^{***}	.528 ^{***}	-												
4. IOS-Q 위험한 사용	.795 ^{***}	.562 ^{***}	.546 ^{***}	-											
5. IOS-Q 다른 영역에의 흥미 감소	.663 ^{***}	.546 ^{***}	.349 ^{***}	.471 ^{***}	-										
6. GOS-Q 전체	.727 ^{***}	.616 ^{***}	.605 ^{***}	.550 ^{***}	.516 ^{***}	-									
7. GOS-Q 심리적 의존	.619 ^{***}	.652 ^{***}	.411 ^{***}	.436 ^{***}	.465 ^{***}	.873 ^{***}	-								
8. GOS-Q 문제를 인식함에도 조절실패	.619 ^{***}	.435 ^{***}	.698 ^{***}	.399 ^{***}	.309 ^{***}	.867 ^{***}	.602 ^{***}	-							
9. GOS-Q 위험한 사용	.629 ^{***}	.485 ^{***}	.452 ^{***}	.660 ^{***}	.433 ^{***}	.826 ^{***}	.631 ^{***}	.618 ^{***}	-						
10. GOS-Q 다른 영역에의 흥미 감소	.528 ^{***}	.470 ^{***}	.287 ^{***}	.372 ^{***}	.709 ^{***}	.695 ^{***}	.611 ^{***}	.433 ^{***}	.551 ^{***}	-					
11. SOS-Q 전체	.857 ^{***}	.693 ^{***}	.747 ^{***}	.683 ^{***}	.546 ^{***}	.683 ^{***}	.563 ^{***}	.602 ^{***}	.589 ^{***}	.490 ^{***}	-				
12. SOS-Q 위험하고 강박적인 사용	.785 ^{***}	.606 ^{***}	.668 ^{***}	.720 ^{***}	.457 ^{***}	.593 ^{***}	.482 ^{***}	.499 ^{***}	.581 ^{***}	.388 ^{***}	.926 ^{***}	-			
13. SOS-Q 문제를 인식함에도 조절실패	.765 ^{***}	.564 ^{***}	.815 ^{***}	.531 ^{***}	.375 ^{***}	.631 ^{***}	.467 ^{***}	.681 ^{***}	.475 ^{***}	.338 ^{***}	.897 ^{***}	.756 ^{***}	-		
14. SOS-Q 다른 영역에의 흥미 감소	.597 ^{***}	.525 ^{***}	.330 ^{***}	.446 ^{***}	.766 ^{***}	.541 ^{***}	.479 ^{***}	.328 ^{***}	.458 ^{***}	.742 ^{***}	.650 ^{***}	.520 ^{***}	.437 ^{***}	-	
15. SOS-Q 금단/내성	.650 ^{***}	.662 ^{***}	.430 ^{***}	.515 ^{***}	.455 ^{***}	.496 ^{***}	.503 ^{***}	.331 ^{***}	.436 ^{***}	.409 ^{***}	.764 ^{***}	.637 ^{***}	.534 ^{***}	.546 ^{***}	-
평균	24.01	8.27	6.64	5.44	3.67	23.68	7.64	6.74	5.90	3.41	24.67	8.77	7.64	3.46	4.80
표준편차	6.21	2.31	2.60	1.67	1.16	6.51	2.39	2.78	1.61	0.97	7.06	2.83	2.97	1.03	1.44
왜도	1.38	1.63	1.01	1.61	2.35	2.04	2.00	1.98	2.66	3.23	1.62	1.41	1.36	3.09	2.65
첨도	3.03	4.23	0.60	3.60	7.14	5.41	4.92	4.04	9.51	13.43	3.45	2.40	1.67	12.54	9.28

주. * $p < .001$; IOS-Q=인터넷 과사용 선별 질문지; GOS-Q=게임 과사용 선별 질문지; SOS-Q=스마트폰 과사용 선별 질문지.

표 8. IOS-Q에 대한 잠재프로파일분석 결과

계층 수	AIC	BIC	entropy	LMR	BLRT	계층별 비율 (%)					
						1	2	3	4	5	6
2	113693.217	113788.293	.907	$p < .001$	$p < .001$	15.0	85.0				
3	110042.415	110174.058	.853	$p = .323$	$p < .001$	3.9	25.0	71.1			
4	106980.484	107148.695	.898	$p = .001$	$p < .001$	2.4	14.1	14.4	69.1		
5	104925.390	105130.169	.891	$p = .010$	$p < .001$	2.4	3.6	11.8	17.7	64.5	
6	103059.760	103301.106	.911	$p = .230$	$p < .001$	0.6	2.4	4.5	9.9	17.3	65.4

AIC=Akaike Information Criterion; BIC=Bayesian Information Criterion; LMR=Lo-Mendell-Rubin Adjusted Likelihood Ratio Test; BLRT=Bootstrapped Log-likelihood Ratio Test.

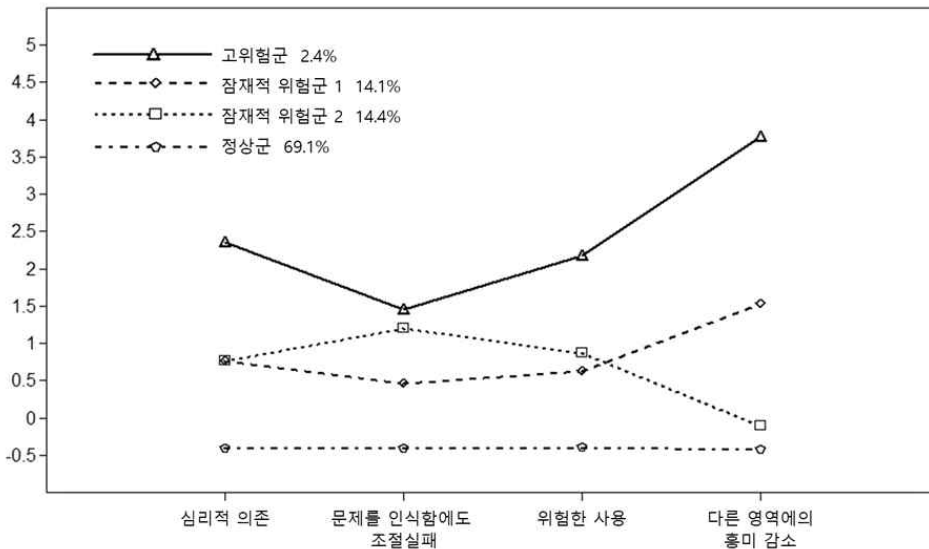


그림 1. IOS-Q 잠재프로파일 그래프

해석 가능성 측면에서 4계층 모형(그림 1)이 이점을 지니는 것으로 판단되었다. 본 연구는 고점수군을 명확하게 분류하고 최적 절단점을 탐색하는 것을 목표로하였으므로, 4계층 모형을 채택하고 분석을 진행하였다. 한편, 선행연구(한국정보화진흥원, 2019)는 청소년 집단에서 3.8%가량의 고점수군을 식별하여 ‘고위험군’으로 명명하고, 26.4%에 해당하는 중간 점수군

을 ‘잠재적 위험군’으로 명명한 다음 두 집단을 묶어 ‘위험군’으로 분류한 바 있다. 이를 참조하여 본 연구도 고점수군(전체의 2.4%)을 ‘인터넷 과사용 고위험군’으로 명명하고, 비슷한 점수대에서 패턴 차이가 있는 두 개 중위 집단(전체의 28.5%)을 ‘잠재적 위험군’으로 명명하였다.

다른 척도도 비슷한 형태로 계층이 분류

표 9. GOS-Q에 대한 잠재프로파일분석 결과

계층 수	AIC	BIC	entropy	LMR	BLRT	계층별 비율 (%)					
						1	2	3	4	5	6
2	107115.867	107210.943	.955	$p < .001$	$p < .001$	13.0	87.0				
3	101426.415	101558.059	.928	$p < .001$	$p < .001$	5.0	16.1	78.9			
4	97176.491	97344.702	.962	$p = .007$	$p < .001$	1.5	9.0	10.4	79.1		
5	95087.355	95292.133	.947	$p = .668$	$p < .001$	2.6	3.0	6.2	12.3	76.0	
6	91968.223	92209.569	.943	$p = .120$	$p < .001$	0.9	2.8	4.0	5.6	13.0	73.7

AIC=Akaike Information Criterion; BIC=Bayesian Information Criterion; LMR=Lo-Mendell-Rubin Adjusted Likelihood Ratio Test; BLRT=Bootstrapped Log-likelihood Ratio Test.

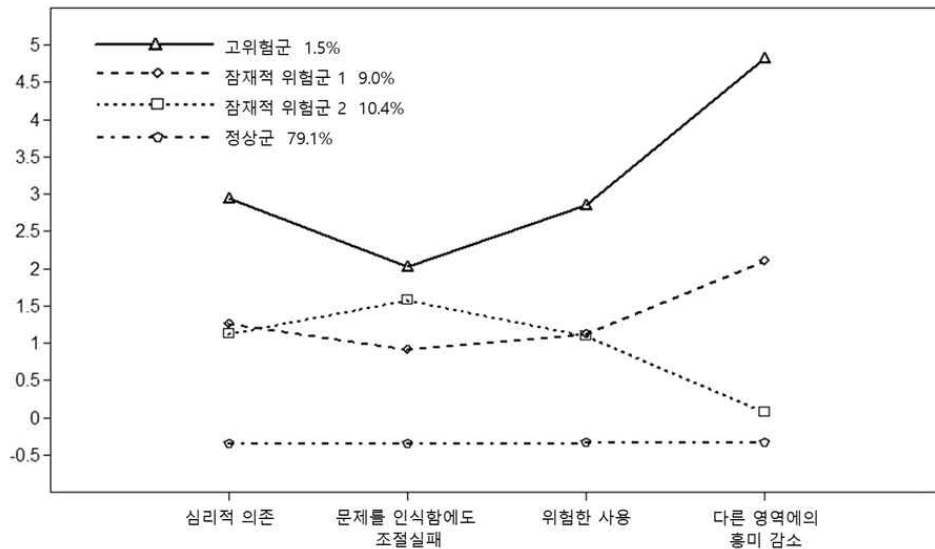


그림 2. GOS-Q 잠재프로파일 그래프

되었다. GOS-Q는 2~6계층 모형 전체에서 entropy가 .90을 넘어 분류의 질에 큰 차이가 없었으며 BLRT 또한 모든 모형에서 유의하게 나타났다. 모형이 복잡해질수록 AIC와 BIC 값은 감소하였으나, 5계층까지 증가시킬 경우에는 LMR이 유의하지 않았다(표 9). 이에 IOS-Q와 같이 4계층 모형(그림 2)이 적합한 것으로 판단되어 이를 채택하고 전체의 1.5%에 해당

하는 고점수군을 ‘게임 과사용 고위험군’으로, 두 개의 중위집단(전체의 19.4%)을 ‘잠재적 위험군’으로 명명하였다. SOS-Q 역시 2~6계층 모형 모두에서 entropy가 .80 이상으로 양호하였고 BLRT도 전체 모형에서 유의하였다. LMR 지수는 유의확률 .05 수준에서 5계층 모형까지 유의한 것으로 나타났다(표 10). 그러나 4계층과 5계층 모형의 적합도 수준에 큰 차이

표 10. SOS-Q에 대한 잠재프로파일분석 결과

계층 수	AIC	BIC	entropy	LMR	BLRT	계층별 비율 (%)					
						1	2	3	4	5	6
2	108888.847	108983.923	.942	$p < .001$	$p < .001$	14.2	85.8				
3	103182.009	103313.653	.897	$p = .004$	$p < .001$	5.7	21.0	73.3			
4	98789.485	98957.696	.945	$p = .002$	$p < .001$	1.5	10.3	13.8	74.3		
5	95780.272	95985.051	.937	$p = .033$	$p < .001$	1.5	2.7	8.8	17.3	69.7	
6	93317.128	93558.474	.919	$p = .058$	$p < .001$	1.0	3.5	4.6	6.3	19.8	64.7

AIC=Akaike Information Criterion; BIC=Bayesian Information Criterion; LMR=Lo-Mendell-Rubin Adjusted Likelihood Ratio Test; BLRT=Bootstrapped Log-likelihood Ratio Test.

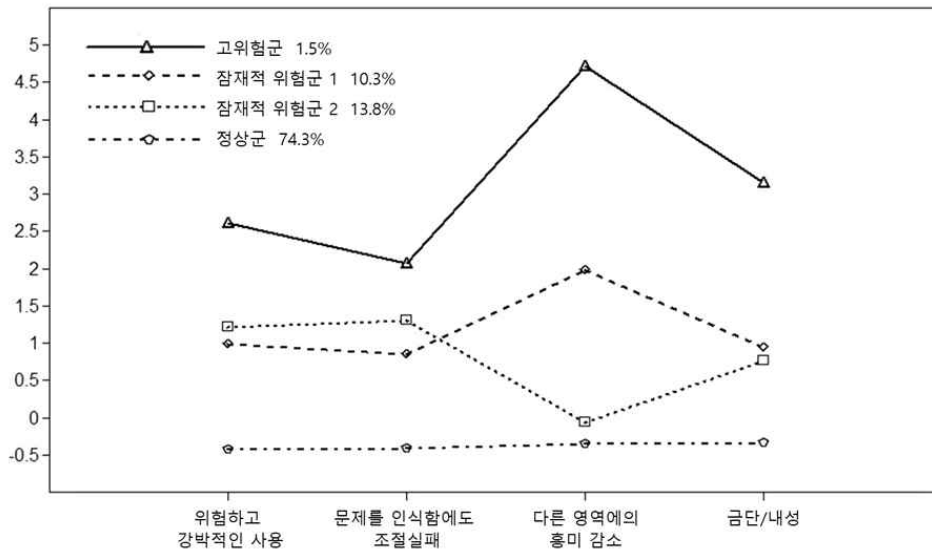


그림 3. SOS-Q 잠재프로파일 그래프

가 없었으며, 그래프를 살펴보았을 때 4계층 모형(그림 3)이 간명할 뿐만 아니라 위험군 유형도 명확하게 분류되는 것으로 여겨져 채택하였다. 다른 척도와 마찬가지로 고점수군(전체의 1.5%)을 ‘스마트폰 과사용 고위험군’으로 명명하였고 두 개의 중위집단(전체의 24.1%)을 ‘잠재적 위험군’으로 명명하였다.

다음으로, 이렇게 식별된 고위험군을 준거

로 척도별 ROC 분석을 수행하여 최적의 절단점(cut-off score)를 탐색하였다. ROC 곡선을 참조하여 각각의 점수값이 고위험군을 분류해내는 민감도(sensitivity)와 특이도(specificity)를 평가하였으며, 양성예측도(positive predictive value; PPV) 및 음성예측도(negative predictive value; NPV)도 함께 살펴보았다. 그 결과 IOS-Q는 30.5점이 고위험군 변별의 가장 유용한 절단

표 11. IOS-Q의 고위험군 절단점

cut-off	true positive	true negative	false positive	false negative	sensitivity	specificity	PPV	NPV
26.5	269	7949	2866	3	98.9%	73.5%	8.6%	100.0%
27.5	269	8426	2389	3	98.9%	77.9%	10.1%	100.0%
28.5	264	8895	1920	8	97.1%	82.2%	12.1%	99.9%
29.5	260	9225	1590	12	95.6%	85.3%	14.1%	99.9%
30.5	253	9507	1308	19	93.0%	87.9%	16.2%	99.8%
31.5	242	9771	1044	30	89.0%	90.3%	18.8%	99.7%
32.5	234	9975	840	38	86.0%	92.2%	21.8%	99.6%
33.5	233	10166	649	39	85.7%	94.0%	26.4%	99.6%
34.5	229	10336	479	43	84.2%	95.6%	32.3%	99.6%

PPV=Positive Predictive Value; NPV=Negative Predictive Value.

표 12. GOS-Q의 고위험군 절단점

cut-off	true positive	true negative	false positive	false negative	sensitivity	specificity	PPV	NPV
27.5	170	8853	2063	1	99.4%	81.1%	7.6%	100.0%
28.5	170	9134	1782	1	99.4%	83.7%	8.7%	100.0%
29.5	169	9364	1552	2	98.8%	85.8%	9.8%	100.0%
30.5	168	9561	1355	3	98.2%	87.6%	11.0%	100.0%
31.5	165	9764	1152	6	96.5%	89.4%	12.5%	99.9%
32.5	161	9931	985	10	94.2%	91.0%	14.0%	99.9%
33.5	159	10077	839	12	93.0%	92.3%	15.9%	99.9%
34.5	155	10209	707	16	90.6%	93.5%	18.0%	99.8%
35.5	151	10322	594	20	88.3%	94.6%	20.3%	99.8%

PPV=Positive Predictive Value; NPV=Negative Predictive Value.

점으로 제안되었고, 여기에 해당하는 민감도와 특이도는 각각 93.0%와 87.9%였다(표 11). GOS-Q는 31.5점이 절단점으로 제안되었으며 민감도 96.5%, 특이도는 89.4%로 나타났다(표

12). 마지막으로 SOS-Q에 대하여 제안된 최적 절단점은 36.5점으로 민감도 92.4%, 특이도는 94.5% 수준이었다(표 13).

모든 척도에서 절단점의 민감도와 특이도는

표 13. SOS-Q의 고위험군 절단점

cut-off	true positive	true negative	false positive	false negative	sensitivity	specificity	PPV	NPV
32.5	165	9619	1297	6	96.5%	88.1%	11.3%	99.9%
33.5	163	9804	1112	8	95.3%	89.8%	12.8%	99.9%
34.5	161	9970	946	10	94.2%	91.3%	14.5%	99.9%
35.5	159	10118	798	12	93.0%	92.7%	16.6%	99.9%
36.5	158	10316	600	13	92.4%	94.5%	20.8%	99.9%
37.5	153	10421	495	18	89.5%	95.5%	23.6%	99.8%
38.5	151	10509	407	20	88.3%	96.3%	27.1%	99.8%
39.5	149	10569	347	22	87.1%	96.8%	30.0%	99.8%
40.5	142	10642	274	29	83.0%	97.5%	34.1%	99.7%

PPV=Positive Predictive Value; NPV=Negative Predictive Value.

표 14. 잠재적 위험군을 준거로 했을 때의 ROC 분석 결과

척도	cut-off	sensitivity	specificity	PPV	NPV
IOS-Q	26.5	87.0%	98.0%	95.1%	94.3%
GOS-Q	27.5	89.4%	98.2%	93.0%	97.2%
SOS-Q	28.5	88.9%	100.0%	99.9%	96.3%

PPV=Positive Predictive Value; NPV=Negative Predictive Value.

양호한 편이었으나, 양성예측도(PPV)는 12.5~20.8% 수준으로 높지 않았다. 이는 해당 절단점을 토대로 양성(positive)으로 판정되는 사례가 실제 양성일 확률로, 낮은 PPV는 절단점을 상회하는 사례 가운데 상당수가 고위험군이 아닐 수 있음을 의미한다. 절단점의 문제보다는 지역사회 표본 특성상 고위험군의 비율이 낮아(1.5~2.4%) 위양성(false positive) 사례가 차지하는 비중이 높기 때문으로 추정된다. 관련하여 본 연구에서는 척도들의 임상적 유용성을 확인하고자 잠재적 위험군을 준거로 한 ROC 분석도 추가로 수행하였다. 앞서 도출된

고위험군 절단점을 그대로 잠재적 위험군에 적용할 시 전체 척도의 특이도와 PPV가 100%로 확인되었다. 즉, 절단점을 상회하는 모든 사례는 고위험군 또는 잠재적 위험군에 해당하였으며, 정상군에 속한 인원은 포함되지 않았음을 알 수 있다. 이에 본 연구에서 도출한 절단점은 고위험군의 1차 선별을 위한 최적 기준인 동시에 잠재적 위험군을 선별하는 보수적 기준이 될 것으로 보인다. 한편, 민감도와 특이도를 토대로 추천되는 잠재적 위험군의 최적 절단점은 IOS-Q 26.5점(민감도 87.0%, 특이도 98.0%), GOS-Q 27.5점(민감도 89.4%,

특이도 98.2%), SOS-Q는 28.5점(민감도 88.9%, 특이도 100.0%)이었으며(표 14), 이 또한 상황에 따라 적절히 활용될 수 있을 것이다.

논 의

본 연구는 청소년 미디어 과사용 선별검사에서 활용할 수 있는 보다 신뢰롭고 타당한 척도를 확보하고자, 인터넷·게임·스마트폰 중독의 포괄적 진단평가 도구(전흥진, 2018)에 수록된 인터넷(IOS-Q; Lee et al., 2018), 게임(GOS-Q; Baek et al., 2020), 스마트폰(SOS-Q; Lee et al., 2017) 과사용 선별 질문지를 지역사회 초등학교 및 중학생을 대상으로 새롭게 타당화하였다. 이들 질문지는 단일 검사집(battery)으로 인터넷, 게임, 스마트폰 과사용에서 나타나는 여러 인지적, 행동적 증상을 포괄적으로 평가한다는 장점이 있으나, 평균연령 20대 초반의 치료기관 방문자들을 대상으로 타당화되었기에 임상 장면의 1차 선별도구로는 유용하더라도 일반 청소년 집단에 적용하기에는 근거가 부족하였기 때문이다. 청소년기에 만연하게 나타나는 미디어 사용 문제는 심화될 경우 다양한 개인적, 사회적 손실을 유발하며 다른 정신과적 문제 위험도 증가시키는 바(윤정숙, 2015; 이해국 등, 2011; Achab et al., 2011; Festl et al., 2013; Gentile et al., 2011; Griffiths, 2010; Hou et al., 2019), 그 피해를 최소화하려면 조기에 위험군을 선별하고 개입하는 것이 매우 중요하다. 미디어 사용습관을 정확히 평가하는 척도를 개발하고 개선해 나가는 작업은 이러한 노력의 첫걸음이라 할 수 있다.

이를 위해 본 연구에서는 먼저 확인적 요인

분석을 통해 선행연구에서 제안된 요인구조가 IOS-Q, GOS-Q, SOS-Q 모두에서 일반군 청소년 자료를 잘 설명하지 못하는 것을 확인하였고, 이후 탐색적 요인분석을 통해 청소년에게 적합한 요인구조를 살펴본 후 이론적, 경험적 근거를 기반으로 문항을 선별하였다. 그 결과 IOS-Q는 4개 하위요인으로 이루어진 17문항 척도로 재구성되었으며 하위요인은 '심리적 의존', '문제를 인식함에도 조절실패', '위험한 사용', '다른 영역에의 흥미 감소'로 명명되었다. GOS-Q는 19문항으로 재구성되었고 IOS-Q와 요인의 개수 및 명칭이 동일하였다. 마지막으로 SOS-Q는 4요인 18문항 척도로 재구성되었으며, 하위요인은 '위험하고 강박적인 사용', '문제를 인식함에도 조절실패', '다른 영역에의 흥미 감소', '금단/내성'으로 명명되었다. 청소년에게 적합한 요인구조를 도출하는 과정에서 공통성이나 요인부하량 기준에 미달하는 문항이 제거되었고 척도별 요인구조에 일부 차이가 나타났지만, 재구성된 척도들은 인터넷게임장애의 제안된 진단 준거(American Psychiatric Association, 2013)와 행동중독/충동조절장애의 주요 특징(Grant, Potenza, Weinstein, & Gorelick, 2010; Grant, Schreiber, & Odlaug, 2011; Griffiths, 2005; King et al., 2013)들을 대체로 잘 반영하는 것으로 보인다. 아울러 세 척도는 다른 지역에서 수집된 두 개의 표본 자료를 대상으로 한 확인적 요인분석 결과에서 양호한 적합도를 유지하였고, 내적합치도(Cronbach's α) 역시 각 척도(IOS-Q=.880~.897; GOS-Q=.910~.915; SOS-Q=.911) 및 하위 요인(.635~.887) 모두에서 수용할 만한 수준으로 나타났다.

새롭게 타당화된 IOS-Q와 GOS-Q, SOS-Q의 요인구조를 자세히 살펴보면, 우선 세 척도는

공통적으로 ‘문제를 인식함에도 조절실패’, ‘다른 영역에의 흥미 감소’라는 하위요인을 가지고 있었다. ‘문제를 인식함에도 조절실패’ 요인은 ‘문제를 인식함에도 대상 행동을 지속하고’, ‘이를 통제하는 데 반복적으로 실패하는’ 두 측면을 포괄하고 있으며(American Psychiatric Association, 2013), 다른 영역에의 흥미 감소는 ‘가상세계 지향성’과 연결되는 개념으로 볼 수 있다(Jin & Shin, 2016; Kim et al., 2012; 김동일 등, 2012; 진미령 & 신성만, 2016). 선행연구에서도 ‘문제를 인식함에도 조절실패’ 요인과 유사한 ‘통제력 손상’ 요인이 식별되었으나, 세부 문항에서 차이가 나타났다. 예를 들어 “OO 하는 시간을 줄이려고 하지만 잘 안 된다.”라는 문항은 기존의 SOS-Q(Lee et al., 2017)에서 본 연구처럼 조절문제를 보여주는 지표로 포함되었지만 IOS-Q(Lee et al., 2018)에서는 갈망, GOS-Q(Baek et al., 2020)에서는 몰두 요인에 포함된 바 있다. 마찬가지로 본 연구에서는 ‘문제를 인식함에도 조절실패’ 요인에 포함된 “지금의 OO 사용습관을 바꾸고 싶다.”는 기존의 IOS-Q와 GOS-Q에서 갈망 요인에 포함되었던 문항이다. 선행연구들은 상기하였듯 성인과 청소년이 함께 포함된 치료기관 방문자를 대상으로 하였기에 지역사회 청소년 집단과 특성상 차이가 있을 수 가능성이 고려되며, 이러한 차이가 요인구조에도 반영되었을 수 있다.

한편, 다른 영역에의 흥미 감소 요인에 포함된 문항들은 기존 IOS-Q와 SOS-Q에서 부정적 결과 경험에 대한 문항과 묶여 다른 영역에의 태만 요인을 구성하였다. GOS-Q에서는 별도의 요인으로 구분되었으나, 요인부하량이 분산된 문항들을 제외하면 한 문항(“OO하는 것을 빼면 다른 것에는 재미가 없다.”)만을 포

함한다는 한계가 있었다. 본 연구에서는 해당 문항에 가족 및 친구와의 교류에 대한 흥미 저하를 질문하는 문항이 합쳐져 단일 요인을 구성하였고, 이러한 결과는 가상세계에 몰두 하면서 다른 영역에 무관심한 태도를 보이는 것이 청소년의 미디어 사용 양상을 설명하는 독립된 지표로 중요성이 높음을 시사한다. 이상의 두 요인은 Young 척도의 ‘통제 부족’ 및 ‘사회생활 무시’(Widyanto & McMurran, 2004; Young, 1998), 최훈석 등이 개발한 성인용 게임중독 진단척도의 ‘조절손상’과 ‘일상생활 무시’(최훈석, 용정순, & 김교현, 2013), 한국판 인터넷게임장애 척도의 ‘지속(persistence)’, ‘대체(displacement)’ 요인과 유사한 문항으로 구성되어(조성훈 & 권정혜 2017; Lemmens et al., 2015), 신뢰도와 타당도가 검증된 다른 척도들과의 일관성 역시 양호한 것으로 평가된다.

‘심리적 의존’ 및 ‘위험한 사용’의 경우 IOS-Q와 GOS-Q의 공통 요인이었다. 심리적 의존은 내성(예, “더 많은 시간 동안 OO을 사용해야 예전만큼 만족하게 된다.”) 및 금단(예, “OO을 못 하면 짜증이나 화가 난다.”)을 측정하는 문항과 몰두(예, “OO을 하지 않을 때도 OO에 대한 생각이 자꾸 떠오른다.”), 부정정서의 회피나 완화(예, “안 좋은 기분이 들 때 OO을 하면 기분이 나아진다.”)와 관련한 문항을 포괄한다. 해당 문항들은 기존의 IOS-Q와 GOS-Q에서 몰두, 갈망, 내성, 통제력 상실 요인에 분산되었고, 미디어 과사용을 평가하는 다른 척도 역시 이들을 개별 요인(예, 내성, 금단, 몰두)으로 구분하는 경우가 많았다(조성훈 & 권정혜 2017; 최훈석 등, 2013; Lemmens et al., 2015; Widyanto & McMurran, 2004; Young, 1998). 그러나 이상의 척도들은 모두 성인 또는 성인과 청소년이 혼합된 집단을 대

상으로 타당화가 이루어졌다는 점에서 청소년만으로 구성된 본 연구 표본과 차이가 있었다. 새로운 척도에서 이들 문항이 높은 상관을 보이며 단일 요인으로 묶인 것은 병적 미디어 사용에서도 물질사용장애처럼 일련의 심리적 의존증상이 함께 발달할 수 있다는 선행연구 관점을 지지하며(Fortson, Scotti, Chen, Malone, & Del Ben, 2007; Tejero Salguero & Morán, 2002), 이러한 양상이 청소년에게서 두드러질 가능성을 시사한다. 청소년은 발달시기적으로 자기통제력이 부족할 뿐 아니라 이전 세대에 비하여 다양한 일상 영역에 디지털 미디어가 관여하는 바(조민식, 2012; 한국정보화진흥원, 2019, 2020; Zondervan-Zwijenburg et al., 2020), 이에 대한 의존증도 다른 연령대보다 뚜렷히 나타날 여지가 있다. 또한, 이유와는 별개로 이번에 확인된 간결한 요인구조는 위험군 선별이라는 주된 용도를 고려했을 때 경제성과 활용 가능성의 측면에서 이점을 가질 것으로 기대된다.

다음으로, 위험한 사용 요인은 신체 건강 및 일상기능의 저하를 수반한 인터넷/게임 사용 여부를 질문하는 문항(예, 해야 할 일을 하지 않고 OO을 한다.)들로 구성되었다. 부정적인 결과 경험은 금단, 내성과 함께 병적인 인터넷 사용의 핵심 증상으로 꼽히며(National Information Society Agency, 2011a) DSM-5에 제안된 인터넷게임장애 진단기준에서도 하나의 준거로 다뤄지는 바(American Psychiatric Association, 2013), 본 연구에서 관련 문항이 독립된 요인으로 묶인 것은 척도의 임상적 유용성 향상에 기여할 것으로 생각된다. IOS-Q와 GOS-Q의 위험한 사용은 Young 척도 하위요인 중 ‘과업 무시’(Widyanto & McMurran, 2004; Young, 1998), 성인용 게임중독 진단척도의 ‘부

작용에도 계속 사용’(Choi et al., 2013), 한국판 인터넷게임장애 척도의 ‘문제(problem)’ 및 ‘갈등(conflict)’ 요인(조성훈 & 권정혜 2017; Lemmens et al., 2015)과 문항 면에서 유사함이 확인되었다.

SOS-Q에서는 앞서 IOS-Q와 GOS-Q의 심리적 의존 요인에 포함되었던 문항 중 ‘금단/내성에 관한 문항들이 하나의 요인을 구성하였고, 몰두 및 부정정서의 회피/완화와 관련한 문항은 위험한 사용에 대한 문항과 함께 ‘위험하고 강박적인 사용’이라는 별도 요인을 구성하였다. 전체적인 문항이 비슷함에도 불구하고 SOS-Q-A에서만 인지적 몰두나 부정정서로부터 벗어나려는 동기가 행동 증상에 해당하는 문항들과 함께 묶인 것은, 대표적인 미디어 플랫폼(media platform)으로서 스마트폰이 지닌 특성 때문일 수 있다(Chan-Olmsted & Xiao, 2019). 스마트폰의 용도는 인터넷을 포괄하며, 소셜 커뮤니케이션, 게임, 음악, 영상 등 많은 콘텐츠를 이용하는 기반이 된다. 특히 청소년에게 스마트폰은 일상생활을 위한 필수적이고 보편적인 도구로써 간편성과 이동성, 즉시성을 바탕으로 다양하고 폭넓은 용도에 활용되고 있다(김동일 등, 2012; 한국정보화진흥원, 2019). 이 때문에 스마트폰 과사용 문제가 있는 청소년들은 다른 유형의 미디어 과사용을 나타내는 청소년들에 비해 촉발 단서(cue)에 더욱 빈번하게 노출될 뿐 아니라 여러 이유나 목적으로 스마트폰이 필요한 상황에 놓일 여지가 있고, 이는 결과적으로 스마트폰 사용에 대한 심리적 요구가 실제 사용과 쉽게 연결되게끔 하는 원인이 될 것으로 보인다(김은영 & 임신일, 2014; 손연주 & 현명호, 2020; Wegmann, Ostendorf, & Brand, 2018). 즉, 인터넷이나 게임과 비교했을 때 스마트폰에 대한

인지적 몰두나 동기가 높은 청소년은 부정적 결과가 예상됨에도 이를 행동으로 옮길 가능성이 상대적으로 크며, 이것이 위험하고 강박적인 사용 양상을 반영하는 일종의 증후군을 형성하였을 수 있다는 것이다.

본 연구의 청소년 자료를 토대로 새롭게 도출된 IOS-Q와 GOS-Q, SOS-Q의 요인 점수는 초등학교 고학년과 중학생을 대상으로 한 잠재프로파일분석(LPA)을 통해 표본 내에서 유사한 점수 패턴을 보이는 이질적 하위계층들을 탐색하는 데 사용되었다. LPA를 통한 계층 분류는 단순 총점에 기반한 방식에 비해 각 계층의 고유하고 핵심적인 특성을 잘 반영한다는 장점이 있어 치료 효과성을 극대화할 수 있는 표적 집단의 식별수단으로 널리 사용되고 있다(Lanza & Rhoades, 2013). 분석 결과 모든 척도에서 고위험군과 정상군, 그리고 두 개의 잠재적 위험군(중위집단)이 분류되었고, 척도에 따라 고위험군 비율이 1.5~2.4%, 잠재적 위험군 19.4~28.5%, 정상군은 69.1~76.1%로 나타났다. 이를 청소년을 대상으로 한 국내 조사결과와 비교해보면, 인터넷 과사용의 경우 조현섭(2019)의 연구에서 고위험군 2.4%, 잠재적 위험군 10.7%로 분류되어 고위험군 비율은 동일하나 잠재적 위험군 비율이 본 연구의 28.5%에 비해 상당히 낮은 수준이었다. 한국콘텐츠진흥원(2020a) 2019 게임 과몰입 종합 실태조사에서는 청소년의 2.9%가 문제군(과몰입군 및 과몰입위험군)으로 분류되어 GOS-Q 고위험군(1.5%) 비율보다 조금 높았다. 해당 조사에서 정상군으로 분류한 게임선용군(게임을 통해 긍정적인 심리적, 행동적 보상을 얻으나 특별한 문제는 없는 집단)의 경우 전체의 20.5%로 이를 합산하면 본 연구의 고위험군 및 잠재적 위험군 총 비율(20.9%)과 비슷하

였으나, 이들을 과사용 위험도가 비슷한 집단으로 볼 수 있을지에 대해서는 추가 논의가 필요할 것으로 보인다. 한국정보화진흥원(2019)이 조사한 스마트폰 과사용 고위험군(3.8%) 및 잠재적 위험군(26.4%) 비율은 SOS-Q의 고위험군(1.5%), 잠재적 위험군(24.1%) 비율보다 높았으며, Cha와 Seo(2018)의 연구에서 확인된 중학생 스마트폰 중독 위험군 비율(30.9%)도 본 연구의 고위험군 및 잠재적 위험군 총 비율(25.6%)보다 조금 더 높은 수준이었다.

이와 같은 차이는 검사 도구의 불일치에 기인한 것으로 보인다. 사용하는 척도에 따라서 위험군 비율도 조금씩 달라지는 경향이 확인되며(Cheng & Li, 2014; Fam, 2018; King et al., 2020), 이는 진단 준거에 대한 합의가 이뤄지고 그에 따른 검사 도구가 개발 및 개선되는 과정에서 점차 해결될 수 있다. 앞서 언급하였듯 IOS-Q, GOS-Q, SOS-Q는 개발 과정에서 다수 전문가 집단의 논의를 통해 미디어 과사용(중독)의 조작적 정의를 도출하였고, 기존 척도들을 비교하고 유관분야 전문 상담사와 치료기관 내담자 면담을 거쳐 문항을 선별하였다는 점, 50인 이상의 중독 전문가가 선별된 문항을 검토 및 수정하였다는 점에서 우수성을 갖추었다(전홍진, 2018). 본 연구는 대규모의 지역사회 청소년 표본을 대상으로 이를 새롭게 타당화하여 후속연구에서 참조할 수 있는 보다 신뢰로운 기준점을 제시하였다는 합의가 있다.

또한, LPA 결과에서 잠재적 위험군으로 분류된 두 개 중위집단은 전체 척도에서 비슷한 양상으로 나타났는데, 이 또한 중요한 의미를 담고 있을 수 있다. 구체적으로, 이들 중위집단은 '다른 영역에의 흥미 감소'에서의 점수가 두드러지게 높은 집단과, 해당 요인의 점수는

낮지만 나머지 요인 점수는 다른 중위집단보다 높거나 비슷한 집단으로 구분되었다. 후자가 대체로 더 많은 요인에서 높은 점수를 보였으나, 고위험군과 요인 점수 패턴이 비슷한 것은 오히려 전자였다. 이는 미디어 과사용 문제 발달 경로에서의 개인차로 인한 결과일 수 있으며, 전술하였듯 청소년의 미디어 사용 습관을 살펴봄에 있어서 다른 영역에 대한 흥미 감소 여부에 주목할 필요성을 강조한다. 김병년(2013)은 스마트폰 중독의 하위요인 가운데 가상세계 지향성이 청소년의 사회성 발달에 부정적인 영향을 미침을 확인한 바 있다. 현실을 멀리하고 가상세계에서 즐거움을 찾으려는 경향이 사회성과 사교성의 발달 기회를 제약하고, 그 결과 가상현실에 더욱 몰두하게 되는 악순환이 일어날 가능성이 고려된다.

한편, ROC 분석을 통해 살펴본 고위험군 분류의 최적 절단점은 IOS-Q 30.5점, GOS-Q 31.5점, SOS-Q 36.5점이었으며 잠재적 위험군을 준거로 했을 때의 최적 절단점은 순서대로 26.5점, 27.5점, 28.5점으로 확인되었다. 각각의 절단점은 검사 상황과 목적에 따라 유연하게 선택하여 활용할 수 있을 것으로 생각된다. 예를 들어 고위험군 선별 및 조기개입의 목적으로 검사를 수행할 때는 앞의 절단점을 적용하는 편이 효과적이겠지만, 예방적 관점에서 미디어 사용습관 점검이 필요한 청소년들을 넓게 식별하는 것이 목적이라면 후자가 더욱 적절할 수 있는 것이다. 다만 어떤 용도로 활용하든 본 척도 결과만으로는 임상적 진단을 내리기에 불충분하며, 정확한 판단을 위해서는 공인된 전문가의 구조화된 심층 면담이 병행되어야 함을 유의해야 하겠다.

본 연구의 한계 및 후속연구 제언은 다음과 같다. 첫째, 초등학교 6학년 및 중학교 2학년

학생을 중심으로 한 청소년 표본을 대상으로 하였기에 고등학생 등 전체 청소년에 대한 대표성이 부족하다. 이는 미디어 과사용과 관련한 지역 사업을 통해 자료를 획득하여 대상 설정에 제약이 있었기 때문이다. 후속연구에서 고등학생을 포함한 보다 넓은 연령대로 표본 범위를 확장하여 요인구조를 교차 타당화한다면 미디어 과사용 청소년의 조기선별 및 개입 장면에서 더욱 유용한 도구가 될 것으로 기대된다. 둘째, IOS-Q와 GOS-Q, SOS-Q가 상호 간에 높은 상관을 가진다는 것을 확인하는 하였으나, 미디어 과사용을 측정하는 다른 척도와 의 공인타당도는 분석하지 못하였다. 원칙도를 타당화한 선행연구(Baek et al., 2020; Lee et al., 2017; Lee et al., 2018)에서 Young (1998)의 인터넷중독 척도, 한국정보화진흥원(2011a, 2011b)의 K 척도 및 S 척도와 높은 상관을 확인한 바 있다. 그러나 문항을 재선별한 만큼 후속연구에서 이를 다시 검증할 필요가 있을 것이다. 아울러 미디어 과사용이 다양한 정신과적 문제와 공병된다는 연구 결과들을 고려했을 때(박중규 & 배성만, 2012; 이경선, 이지연, & 장진이, 2013; 황수민, 이성애, & 한덕현, 2013), 우울 및 불안, 대인관계 두려움 등의 요인을 함께 측정한다면 본 연구에서 식별한 잠재계층들(예, 상이한 증상 패턴을 보이는 2개 중위집단)의 특성을 더욱 세밀하게 파악하고 척도의 임상적 유용성을 향상할 수 있을 것으로 기대된다.

몇몇 한계에도 불구하고 본 연구는 미디어 과사용의 포괄적 선별검사 도구로 유관분야 전문가가 협력하여 개발한 척도 3종(IOS-Q, GOS-Q, SOS-Q)을 지역사회 일반 청소년 집단에 타당화한 최초의 시도라는 의의가 크다. 분석 과정에서 통계 절차와 검토를 거쳐 전체

문항 수를 86개에서 54개로 조정하는 것은 주의 집중력이 충분히 발달하지 않은 청소년을 대상으로 한 대규모 선별검사에서 수검자의 피로도를 낮추고 비용을 절감할 수 있는 중요한 장점이 될 것으로 보인다. 또 다른 성과는 미디어 사용이 크게 증가하는 시기인 청소년기에 적합한 요인구조를 탐색하고(이형초, 2013; 조현섭, 2019; Homer et al., 2012) 요인 점수 양상에 따라 잠재계층을 분류한 후 고위험군 선별을 위한 최적 절단점을 제시하였다는 것이다. 이번에 확인된 잠재계층 프로파일은 복잡한 청소년기 미디어 사용 양상을 이해하고 과사용으로 이어지는 발달 경로를 탐색하는데 중요한 참조자료로 활용될 수 있다. 아울러 고위험군 절단점은 전문적인 면담이 요구되는 학생들을 일차적으로 분류할 수 있도록 하여 개입의 효율성을 높일 뿐만 아니라 미디어 과사용의 역학 연구를 돕는다는 점에서도 가치를 지닌다(Ko et al., 2009). COVID-19 팬데믹을 기점으로 청소년의 미디어 노출 빈도가 크게 늘고 앞으로도 언택트(untact) 문화가 보편화될 것으로 여겨지는 현 상황에서, 새롭게 타당화한 IOS-Q와 GOS-Q, SOS-Q가 심각한 개인적/사회적 피해를 초래할 수 있는 청소년기 디지털 미디어 과사용 문제의 예방 및 조기개입에 적절히 활용되기를 기대한다.

참고문헌

- 강희양, 박창호 (2012). 스마트폰 중독 척도의 개발. 한국심리학회지: 일반, 31(2), 563-580.
- 권재환 (2005). 심리적·환경적 변인과 인터넷 게임중독 간 관계: 대인관계기술의 매개효과 검증. 전남대학교 박사학위논문.
- 김교현, 최훈석, 권선중, 용정순 (2009). 한국형 아동/청소년 게임 중독 척도의 개발 및 타당화. 한국심리학회지: 건강, 14(3), 511-529.
- 김동일, 이윤희, 이주영, 김명찬, 금창민, 남지은, 강은비, 정여주 (2012). 미디어 이용 대체 보완과 중독: 청소년과 성인의 인터넷 및 스마트폰 사용 형태를 중심으로. *Korea Journal of Youth Counseling*, 20(1), 71-88.
- 김동일, 정여주, 이은아, 김동민, 조영미 (2008). 아동, 청소년상담: 간략형 청소년 인터넷 중독 자가진단 척도 개발과 타당화. 상담학연구, 9(4), 1703-1722.
- 김동일, 정여주, 이주영, 김명찬, 이윤희, 강은비, 금창민, 남지은 (2012). 성인용 간략형 스마트폰 중독 자가진단 척도 개발. 상담학연구, 13(2), 629-644.
- 김병년 (2013). 청소년의 스마트폰 중독이 사회성 발달에 미치는 영향. 한국콘텐츠학회 논문지, 13(4), 208-217.
- 김용주, 신용섭, 고재원 (2007). 병사용 인터넷 중독 경향성 진단도구 개발. 한국심리학회지: 일반, 26(2), 307-328.
- 김은영, 임신일 (2014). 청소년이 인식한 스마트폰 사용 유발요인에 대한 개념화 연구. 청소년학연구, 21(8), 567-588.
- 김희선, 유금란 (2017). 청소년의 인터넷 중독에 관한 메타 경로 분석: 생태체계적 관점을 중심으로. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 29(3), 659-687.
- 박상규, 조혜선 (2018). 행복 및 우울과 스마트폰 중독 간의 관계. 한국심리학회지: 건강, 23(4), 1095-1102.
- 박종규, 배성만 (2012). 인터넷 사용동기, 부모-

- 자녀 의사소통 및 심리, 정서적 문제가 초기 성인기 집단의 인터넷 중독에 미치는 영향. *한국심리학회지: 일반*, 31(2), 419-434.
- 박효정, 강숙정 (2013). 대학생의 사이버섹스 중독: 그 현황과 성지식, 성태도와의 상관관계. *한국보건간호학회지*, 27(3), 608-618.
- 손연주, 현명호 (2020). 스마트폰 중독 경향성 집단의 스마트폰 관련 자극에 대한 접근 편향. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 39(1), 45-52.
- 송용수, 이승모, 신성만 (2019). ICD-11의 게임 이용 장애 (gaming disorder) 등재에 대한 논의: 심리사회적 함의를 중심으로. *한국심리학회지: 중독*, 4(1), 31-44.
- 신성만, 고영삼, 송용수, 오준성, 박명준 (2017). 인터넷 중독 용어 사용 및 대체 용어 개발을 위한 델파이 연구. *한국심리학회지: 중독*, 2(2), 15-29.
- 우종필 (2012). 구조방정식모델 개념과 이해. 서울: 한나래출판사.
- 유소연 (2020년 8월 5일). 친구 사귀 수가 없어요... 코로나 외톨이 'M세대'. *조선일보*. 2020년 12월 25일 검색, https://www.chosun.com/site/data/html_dir/2020/08/05/2020080500095.html
- 윤정숙 (2015). 성범죄자 집단에 나타난 성범죄 유발요인의 음란물 이용에 대한 예측. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 29(3), 1-22.
- 이경선, 이지연, 장진이 (2013). 부모와의 애착과 중독적인 인터넷 사용의 관계: 친밀한 관계에 대한 두려움의 매개효과. *한국심리학회지: 일반*, 32(1), 91-106.
- 이종환, 임종민, 손한백, 곽호완, 장문선 (2016). 행동중독 준거기반 스마트폰 중독 척도의 개발 및 타당화 연구. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 28(2), 425-443.
- 이해국, 김현수, 이태진 (2011). 온라인게임 섀다운제 도입에 따른 비용편익분석연구. 서울: 여성가족부.
- 이형초 (2013). 청소년 인터넷중독 문제 현황과 과제. *한국심리학회 학술대회 자료집*, 2013(1), 126-126.
- 이형초, 안창일 (2002). 인터넷게임 중독의 진단척도 개발. *한국심리학회지: 건강*, 7(2), 211-239.
- 임숙희, 신현지 (2020). 우울, 불안 및 외로움의 변화가 스마트폰 중독의 변화과정에 미치는 영향. *한국심리학회지: 건강*, 25(1), 273-286.
- 장승민 (2015). 리커트 척도 개발을 위한 탐색적 요인분석의 사용. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 34(4), 1079-1100.
- 전홍진 (2018). 인터넷·게임·스마트폰 중독의 포괄적 진단평가 도구. 서울: 성균관대학교 삼성서울병원.
- 조민식 (2012). 인터넷과 청소년 일상문화의 변형: 청소년 온라인 게임문화를 중심으로. *청소년문화포럼*, 30, 84-99.
- 조성훈, 권정혜 (2017). 한국판 인터넷 게임장애 척도의 타당화: 성인을 대상으로. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 36(1), 104-117.
- 조은성, 하용수 (2017). 탐색적 요인분석에서 요인의 수 결정하기. *삼품학연구*, 35, 27-40.
- 조현섭 (2019). 청소년 인터넷·스마트폰·인터넷게임중독 실태 분석 연구. *청소년학연구*, 26(10), 291-310.
- 진미령, 신성만 (2016). 애착외상, 자아존중감, 우울, 자기통제력이 청소년의 스마트폰

- 중독에 미치는 영향: '도피이론 (Escape Theory)' 모형을 중심으로. 한국심리학회지: 중독, 1(1), 31-53.
- 최명선, 최태산, 안재영 (2007). 가정의 사회적 물리적, 심리적 환경 변인과 청소년 인터넷 게임중독성향간의 관계. 한국가족복지학, 12(2), 5-27.
- 최훈석, 용정순, 김교현 (2013). 한국형 성인용 게임중독 척도개발 및 타당화. 한국심리학회지: 건강, 18(4), 709-726.
- 한국정보화진흥원 (2006). 청소년용 인터넷게임 중독 척도 및 해석. 2021년 1월 5일 검색, https://www.iapc.or.kr/mediaView.do?idx=28&article_id=IC CART_0000000000299&type=A1#this
- 한국정보화진흥원 (2011a). 인터넷중독 진단척도 고도화(3차) 연구. 서울: 한국정보화진흥원.
- 한국정보화진흥원 (2011b). 스마트폰중독 진단 척도 개발 연구. 서울: 한국정보화진흥원.
- 한국정보화진흥원 (2012). 2011년 인터넷중독 실태조사. 서울: 한국정보화진흥원.
- 한국정보화진흥원 (2019). 2019년 스마트폰 과의존 실태조사. 대구: 한국정보화진흥원.
- 한국정보화진흥원 (2020). 2019 인터넷이용실태조사. 대구: 한국정보화진흥원.
- 한국콘텐츠진흥원 (2018). 게임과몰입 연구에 대한 메타분석 연구. 한국콘텐츠진흥원.
- 한국콘텐츠진흥원 (2020a). 2019 게임 과몰입 종합 실태조사. 전남: 한국콘텐츠진흥원.
- 한국콘텐츠진흥원 (2020b). 2020 게임이용자 실태조사. 전남: 한국콘텐츠진흥원.
- 황수민, 이성애, 한덕현 (2013). 청소년 인터넷 중독 임상집단에서 공병질환에 따른 심리적 특성: 우울, 충동성을 중심으로. 한국심리학회지: 일반, 32(4), 989-1002.
- Achab, S., Nicolier, M., Mauny, F., Monnin, J., Trojak, B., Vandell, P., Sechter, D., Gorwood, P., & Haffen, E. (2011). Massively multiplayer online role-playing games: comparing characteristics of addict vsnon-addict online recruited gamers in a French adult population. *BMC psychiatry*, 11(1), 144.
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (DSM-5®)*. American Psychiatric Pub.
- App Annie. (2020). 2020년 모바일 현황 보고서. Retrieved from <https://www.appannie.com/kr/insights/market-data/state-of-mobile-2020/>
- Baek, I. C., Kim, J. H., Joung, Y. S., Lee, H. W., Park, S. B., Park, E. J., Ju, S. J., Kim, D. J., & Jeon, H. J. (2020). Development and validation study of Game Overuse Screening Questionnaire. *Psychiatry Research*, 290, 113165.
- Blaszczynski, A. (2006). Internet use: In search of an addiction. *international Journal of mental Health and addiction*, 4(1), 7-9.
- Caretti, V., & Craparo, G. (2009). Psychopathological issues of technological addiction: new diagnostic criteria for addiction. *Annual Review of Cybertherapy and Telemedicine*, 7, 277-280.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate behavioral research*, 1(2), 245-276.
- Cha, S. S., & Seo, B. K. (2018). Smartphone use and smartphone addiction in middle school students in Korea: Prevalence, social

- networking service, and game use. *Health psychology open*, 5(1), 2055102918755046.
- Chan-Olmsted, S., & Xiao, M. (2019). Factors affecting smartphone dependency of media consumers. *International Journal of Mobile Communications*, 17(3), 353-375.
- Cheng, C., & Li, A. Y. L. (2014). Internet addiction prevalence and quality of (real) life: A meta-analysis of 31 nations across seven world regions. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 17(12), 755-760.
- Cooper, A. (1998). Sexuality and the Internet: Surfing into the new millennium. *CyberPsychology & Behavior*, 1(2), 187-193.
- Courtney, M., & Gordon, R. (2013). Determining the number of factors to retain in EFA: using the SPSS R-menu v2.0 to make more judicious estimations. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 18(1), 8.
- Dhir, A., Chen, S., & Nieminen, M. (2015). Predicting adolescent Internet addiction: The roles of demographics, technology accessibility, unwillingness to communicate and sought Internet gratifications. *Computers in Human Behavior*, 51, 24-33.
- Ettman, C. K., Abdalla, S. M., Cohen, G. H., Sampson, L., Vivier, P. M., & Galea, S. (2020). Prevalence of depression symptoms in US adults before and during the COVID-19 pandemic. *JAMA network open*, 3(9), e2019686-e2019686.
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological methods*, 4(3), 272.
- Fam, J. Y. (2018). Prevalence of internet gaming disorder in adolescents: A meta analysis across three decades. *Scandinavian journal of psychology*, 59(5), 524-531.
- Festl, R., Scharnow, M., & Quandt, T. (2013). Problematic computer game use among adolescents, younger and older adults. *Addiction*, 108(3), 592-599.
- Fortson, B. L., Scotti, J. R., Chen, Y. C., Malone, J., & Del Ben, K. S. (2007). Internet use, abuse, and dependence among students at a southeastern regional university. *Journal of American College Health*, 56(2), 137-144.
- Frölich, J., Lehmkuhl, G., Orawa, H., Bromba, M., Wolf, K., & Görtz-Dorten, A. (2016). Computer game misuse and addiction of adolescents in a clinically referred study sample. *Computers in Human Behavior*, 55, 9-15.
- Gentile, D. A., Choo, H., Liau, A., Sim, T., Li, D., Fung, D., & Khoo, A. (2011). Pathological video game use among youths: a two-year longitudinal study. *Pediatrics*, 127(2), e319-e329.
- Grant, J. E., Potenza, M. N., Weinstein, A., & Gorelick, D. A. (2010). Introduction to behavioral addictions. *The American journal of drug and alcohol abuse*, 36(5), 233-241.
- Grant, J. E., Schreiber, L., & Odlaug, B. L. (2011). Impulse control disorders: updated review of clinical characteristics and pharmacological management. *Frontiers in psychiatry*, 2, 1.
- Griffiths, M. (2005). A 'components' model of

- addiction within a biopsychosocial framework. *Journal of Substance use*, 10(4), 191-197.
- Griffiths, M. D. (2010). The role of context in online gaming excess and addiction: Some case study evidence. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 8(1), 119-125.
- Griffiths, M. D. (2012). Internet sex addiction: A review of empirical research. *Addiction Research & Theory*, 20(2), 111-124.
- Griffiths, M. D., & Parke, A. (2008). *Internet Gambling. In Encyclopedia of Internet Technologies and Applications (pp. 228-234)*. IGI Global.
- Grubbs, J. B., Grant, J. T., Lee, B. N., Hoagland, K. C., Davidson, P., Reid, R. C., & Kraus, S. W. (2020). Sexual addiction 25 years on: a systematic and methodological review of empirical literature and an agenda for future research. *Clinical Psychology Review*, 82, 101925.
- Homer, B. D., Hayward, E. O., Frye, J., & Plass, J. L. (2012). Gender and player characteristics in video game play of preadolescents. *Computers in Human Behavior*, 28(5), 1782-1789.
- Hou, Y., Xiong, D., Jiang, T., Song, L., & Wang, Q. (2019). Social media addiction: Its impact, mediation, and intervention. *Cyberpsychology: Journal of psychosocial research on cyberspace*, 13(1).
- Huang, Y., & Zhao, N. (2020). Generalized anxiety disorder, depressive symptoms and sleep quality during COVID-19 outbreak in China: a web-based cross-sectional survey. *Psychiatry research*, 288, 112954.
- Hussain, Z., Griffiths, M. D., & Baguley, T. (2012). Online gaming addiction: Classification, prediction and associated risk factors. *Addiction Research & Theory*, 20(5), 359-371.
- Hwang, S. M., Lee, S. A., & Han, D. H. (2013). The psychological features by comorbidity in adolescent internet addiction groups: Focusing on depression and impulse. *Korean Journal of Psychology: General*, 33(4), 989-1002.
- Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and psychological measurement*, 20(1), 141-151.
- Kawabe, K., Horiuchi, F., Ochi, M., Oka, Y., & Ueno, S. I. (2016). Internet addiction: Prevalence and relation with mental states in adolescents. *Psychiatry and clinical neurosciences*, 70(9), 405-412.
- Kim, H. Y. (2013). Statistical notes for clinical researchers: assessing normal distribution (2) using skewness and kurtosis. *Restorative Dentistry & Endodontics*, 38(1), 52-54.
- King, D. L., Chamberlain, S. R., Carragher, N., Billieux, J., Stein, D., Mueller, K., et al. (2020). Screening and assessment tools for gaming disorder: A comprehensive systematic review. *Clinical Psychology Review*, 77, 101831.
- King, D. L., Haagsma, M. C., Delfabbro, P. H., Gradisar, M., & Griffiths, M. D. (2013). Toward a consensus definition of pathological video-gaming: A systematic review of psychometric assessment tools. *Clinical psychology review*, 33(3), 331-342.
- Ko, C. H., Yen, J. Y., Chen, S. H., Yang, M. J., Lin, H. C., & Yen, C. F. (2009). Proposed diagnostic criteria and the screening and diagnosing tool of Internet addiction in college students. *Comprehensive Psychiatry*, 50(4), 378-384.
- Lanza, S. T., Flaherty, B. P., & Collins, L. M.

- (2003). Latent class and latent transition analysis. *Handbook of psychology*, 663-685.
- Lanza, S. T., & Rhoades, B. L. (2013). Latent class analysis: an alternative perspective on subgroup analysis in prevention and treatment. *Prevention Science*, 14(2), 157-168.
- Lee, E. Y., Yi, K. J., Walker, G. J., & Spence, J. C. (2017). Preferred leisure type, value orientations, and psychological well-being among East Asian youth. *Leisure Sciences*, 39(4), 355-375.
- Lee, H. K., Kim, J. H., Fava, M., Mischoulon, D., Park, J. H., Shim, E. J., Lee, E. H., Lee, J. H., & Jeon, H. J. (2017). Development and validation study of the Smartphone Overuse Screening Questionnaire. *Psychiatry research*, 257, 352-357.
- Lee, H. K., Lee, H. W., Han, J. H., Park, S. B., Ju, S. J., Choi, K. W., Lee, J. H., & Jeon, H. J. (2018). Development and validation study of the internet overuse screening questionnaire. *Psychiatry investigation*, 15(4), 361.
- Lemmens, J. S., Valkenburg, P. M., & Gentile, D. A. (2015). The Internet gaming disorder scale. *Psychological assessment*, 27(2), 567.
- Mentzoni, R. A., Brunborg, G. S., Molde, H., Myrseth, H., Skouvrøe, K. J. M., Hetland, J., & Pallesen, S. (2011). Problematic video game use: estimated prevalence and associations with mental and physical health. *Cyberpsychology, behavior, and social networking*, 14(10), 591-596.
- OECD. (2021). *Internet access* (indicator). OECE. doi: 10.1787/69c2b997-en
- Paik, S. H., Cho, H., Chun, J. W., Jeong, J. E., & Kim, D. J. (2017). Gaming device usage patterns predict internet gaming disorder: Comparison across different gaming device usage patterns. *International journal of environmental research and public health*, 14(12), 1512.
- Park, J. K., & Bae, S. M. (2012). The effects of internet use motivation, parent-child communication and psychological/emotional problem on internet addiction for early adults. *Korean Journal of Psychology: General*, 31(2), 419-434.
- Rahayu, F. S., Nugroho, L. E., Ferdiana, R., & Setyohadi, D. B. (2020). Research Trend on the Use of IT in Digital Addiction: An Investigation Using a Systematic Literature Review. *Future Internet*, 12(10), 174.
- Ruscio, J., & Roche, B. (2012). Determining the number of factors to retain in an exploratory factor analysis using comparison data of known factorial structure. *Psychological assessment*, 24(2), 282.
- Tein, J. Y., Cox, S., & Cham, H. (2013). Statistical power to detect the correct number of classes in latent profile analysis. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 20(4), 640-657.
- Tejero Salguero, R. A., & Morán, R. M. B. (2002). Measuring problem video game playing in adolescents. *Addiction*, 97(12), 1601-1606.
- Tofghi, D., & Enders, C. K. (2008). Identifying the correct number of classes in growth mixture models. *Advances in latent variable*

- mixture models*, 2007(1), 317.
- Velicer, W. F. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41(3), 321-327.
- Wegmann, E., Ostendorf, S., & Brand, M. (2018). Is it beneficial to use Internet-communication for escaping from boredom? Boredom proneness interacts with cue-induced craving and avoidance expectancies in explaining symptoms of Internet-communication disorder. *PloS one*, 13(4), e0195742.
- Widyanto, L., & McMurrin, M. (2004). The psychometric properties of the internet addiction test. *Cyberpsychology & behavior*, 7(4), 443-450.
- Yip, S. W., & Potenza, M. N. (2018). Application of Research Domain Criteria to childhood and adolescent impulsive and addictive disorders: Implications for treatment. *Clinical psychology review*, 64, 41-56.
- Young, K. S. (1998). *Caught in the Net: How to recognize the signs of Internet addiction and a winning strategy for recovery*. New York: John Wiley.
- Zondervan-Zwijnenburg, M. A. J., Richards, J. S., Kevenaar, S. T., Becht, A. I., Hooijink, H. J. A., Oldehinkel, A. J., Branje, S., Meeus, W., & Boomsma, D. I. (2020). Robust longitudinal multi-cohort results: The development of self-control during adolescence. *Developmental cognitive neuroscience*, 45, 100817.

원고접수일 : 2021. 08. 10.

수정원고접수일 : 2021. 12. 09.

최종게재결정일 : 2021. 12. 13.

Validation of the Internet, Game, and Smartphone Overuse Screening Questionnaires on Adolescent Sample

Kyeongwoo Park¹⁾

Hyein Chang²⁾

Hong Jin Jeon³⁾

¹⁾Ph.D. student, Department of Psychology, Sungkyunkwan University

²⁾Associate Professor, Department of Psychology, Sungkyunkwan University

³⁾Professor, Department of Psychiatry, Samsung Medical Center, Sungkyunkwan University School of Medicine

This study was conducted to examine the reliability and validity of the internet (IOS-Q), Game (GOS-Q), and Smartphone (SOS-Q) Overuse Screening Questionnaires in a large community sample of adolescents. To achieve this goal, data from 9,336 middle school students (male: 4,796, female: 4,540) was divided into two groups and analyzed by conducting confirmatory factor analysis and exploratory factor analysis, respectively. We conducted another confirmatory factor analysis on a separate sample of data from 4,536 elementary school students (male: 2,260 male, female: 2,276) and 6,551 middle school students (male: 3,013, female: 3,538) from other populations. As a result of factor analysis, IOS-Q was consisted of 17 items, GOS-Q was consisted of 19 items, and SOS-Q was consisted of 18 items. The IOS-Q and GOS-Q factors were psychological dependence, failure to control use despite recognizing problems, dangerous use, and reduced interest in other areas while the SOS-Q factors were dangerous and obsessive use, failure to control use despite recognizing problems, reduced interest in other areas, and withdrawal/tolerance. Each factor reflected the major facets of behavioral addiction or impulse control disorder, and the questionnaires had good internal consistencies of .880 - .915. Latent profile and ROC analyses were conducted to determine cutoff points for screening high-risk groups. Lastly, theoretical and practical implications as well as the limitations of this study were discussed.

Key words : internet, game, smartphone, overuse, dependence, addiction