

한국형 소외에 대한 두려움 척도의 타당화 연구-대학생을 중심으로

Study on the Validation of the Korean Version of the Fear of Missing Out (K-FoMO) Scale for Korean College Students

주은선, 전소연, 심솔지
덕성여자대학교 심리학과

Eunsun Joo(esjoo77@gmail.com), Soyeon Jeon(jsy00325@gmail.com),
Solji Shim(soljishim87@gmail.com)

요약

본 연구에서는 Przybylski 등(2013)이 개발한 소외에 대한 두려움 척도(Fear of Missing Out Scale, FoMO Scale)를 국내 문화에 적합하게 변안하여 타당화 작업을 진행하였다. 탐색적 요인분석과 문항내용 분석을 통해 3요인으로 구성하였으며, 확인적 요인 분석에서는 세 가지 모형을 구성하여 모델의 적합도를 비교 검증하였다. 분석 결과, 총 3요인 모형, 8개 문항의 구조가 가장 적합한 것으로 나타났다. 한국 문화의 특성적 맥락과 이론적 근거를 통해 추출한 하위요인은 ‘소속 욕구’, ‘외적 동기’, ‘상대적 박탈감’이다. 본 척도와 각 하위 요인별 신뢰도 수준은 양호하였다. FoMO는 삶의 만족도와 긍정정서 및 부정정서, SNS 중독 경향성과 유의한 상관을 보여 공존타당도를 충족하였다. 감사성향과는 낮은 상관을 보여 변별타당도를 충족시켰다. 마지막으로, 연구의 제한점과 향후 연구를 위한 제안을 하였다.

■ 중심어 : | 소외에 대한 두려움 | FoMO | 타당화 |

Abstract

This study, the Fear of Missing Out Scale (FoMO Scale) developed by Przybylski et al. (2013) was adapted and validated to the Korean culture. 3-factors were constructed through EFA and item content analysis. In the CFA, 3 models were constructed to verify the fit of the model. Compared the goodness of fit, 3-factors model with 8 items proved to be the most appropriate. Sub-factors extracted through the characteristic context and rationale of Korean culture are ‘belonging needs’, ‘extrinsic motivation’, and ‘relative deprivation’. K-FoMO scale and the reliability level of each sub-factor were good. Convergent validity was assessed by significant correlation the K-FoMO scores with life satisfaction, positive emotions, negative emotions, and SNS addiction proneness. Discriminant validity was assessed by low correlation with gratitude. At the end, limitation and suggestions for the future research were discussed.

■ keyword : | Fear of Missing Out | FoMO | Validation |

I. 서론

아리스토텔레스는 인간을 “사회적 동물”이라고 하면

서 소속감의 중요성을 역설하였다. 특정한 집단에 속하게 되면 집단에 속한 것만으로 타인에게 자신의 가치를 인정받고 집단 구성원 간의 유대감을 느낄 수 있다. 집

접수일자 : 2017년 11월 22일
수정일자 : 2018년 01월 04일

심사완료일 : 2018년 01월 24일
교신저자 : 주은선, e-mail : esjoo77@gmail.com

단 안에서의 경험을 할 수 있는 기회를 공유하게 되면 특별한 경험을 할 수 있다는 성취감, 안정감을 느낄 수 있게 된다. 또한 기술이 발전함에 따라서 편리하게 대인관계를 맺을 수 있는 수단은 증가하고 있다. 소셜 미디어가 가장 큰 예시가 될 수 있다. 그러나 소셜 미디어를 통한 관계 맺기의 욕구가 충족되더라도 여전히 외로움이나 불안을 호소하는 사람들은 많다[1][2]. 이러한 상태를 설명할 수 있는 현상 중 하나는 바로 소외에 대한 두려움(Fear of Missing Out, FoMO)이다. FoMO는 소외당할 것 같은 기분 때문에 타인의 상황이나 정보에 민감해지는 불안함이 만연해진 상태를 나타낸다[3]. 원래 FoMO는 소비자가 항상 부족함과 조급함을 느끼게 하여 희소성의 가치를 부여하는 마케팅 방법으로 Dan Herman이 2000년에 제안한 개념으로 FoMO의 심각성을 주목하면서 논의가 이뤄지기 시작하였다[3]. 소속감 같은 사회적 욕구의 만족을 위해 FoMO는 존재하며, 소셜 미디어 사용량의 증가와 인터넷 사용의 증폭과 높은 연관성을 가진다[3][4-7]. FoMO를 경험하면 타인들의 행동이나 상태를 자신이 따라잡지 못하고 좋은 기회를 놓친다는 불안함, 소외감, 박탈감, 부적절함·무능함·자존감의 저하, 사회적인 경험에서 빠지는 것에 대한 압박적 걱정 등 부정적인 정서를 느끼게 된다[8][9].

FoMO와 관련이 있는 이론으로는 자기결정성 이론과 사회비교 이론이 있다[3][10]. FoMO에 대해 척도 개발을 한 Przybylski[3]는 FoMO를 자기결정성 이론에 따라 설명하였다. 자기결정성 이론에서는 행동에 대한 개인의 동기에 초점을 두고, 내적 동기와 외적 동기를 구분한다[11]. 자기결정성 이론에서는 개인의 행동의 원인이 자기결정적일수록 내적 동기가 유발된다[12]. 개인의 자기결정성에 영향을 미치는 기본 심리 욕구는 자율성, 유능성, 관계성으로 이 욕구들은 내적 동기의 증진에 있어서 매우 중요하다[13]. FoMO는 개인의 심리 욕구의 만족이 결핍된 상태에서 발생한다. 기본 심리 욕구가 좌절될수록 FoMO가 높아지는 경향이 있고[3][8], 미디어를 활용해 불만족스러운 욕구를 보상하려는 경향이 있다[14]. 특히 FoMO와 관계성은 강한 연관성을 보이는데, 관계에서 배제당하는 것에 대한 두려움은 사람들이 개인적인 욕구를 충족하기보다 집단의 경험

에 참여하는 것에 더 많은 시간을 보내도록 동기를 부여할 수 있다. 이 과정에서 아주 큰 규모의 사회적 집단 내에서 행동과 생각이 같아야 한다는 압박의 결과로 통제된 동기를 가질 수 있고, FoMO는 외적 동기의 압박으로 나타날 수 있다[15].

사회비교이론은 인간에게는 자신의 의견이나 능력을 평가하려는 욕구가 있고 자신을 평가할만한 측정법이 없을 때 타인과 비교하게 된다는 가정을 한다. 사회비교를 통해 본인의 욕구가 좌절될 때, 부정적 정서를 느끼게 된다[16]. 다른 사람들과 자신을 사회적으로 비교하는 과정을 거치며 FoMO가 발생할 수 있는데[17], 소셜 미디어는 다른 사람들의 인생의 경험을 실시간으로 목격하게 하며 FoMO를 촉진시킬 수 있다. 또한 사회비교이론은 개인주의 문화와 집단주의 문화에서 각각 차이가 있다고 본다. 집단주의 문화에서는 자신에 대한 타인의 사회적 평가에 민감하고, 중요한 판단 근거로 여긴다[18]. 집단주의 문화에서는 타인과 조화롭게 지내기를 장려하고 혼자 튀는 것을 경계하는 경향이 있다[19]. 이처럼 집단주의의 문화에서는 개개인의 개성보다 집단의 특성이 부각되기 때문에 소셜 미디어를 통해 자신이 집단의 대다수와 비슷하다고 느끼지 못할 경우 소외감을 느낄 가능성이 더욱 높아질 수 있다[10].

국내에서 FoMO를 언급한 연구들은 FoMO를 주로 소셜 미디어의 역기능으로 언급하는 정도로 다루었고, 주로 소셜 미디어에 초점을 두었다. 소셜 미디어 콘텐츠에 대한 연구[20], SNS 중독 경향성 등 역기능적 측면을 살핀 연구[10][21][22]가 주를 이룬다. 그러나 국외에서 FoMO에 관한 연구들은 매우 다양한 영역을 다루고 있다. FoMO와 우울, 마음챙김, 신체적 증상 관계를 본 연구[6], 불안, 우울, 소셜 미디어와의 관계를 본 연구[7], FoMO와 소셜 미디어 참여도, 학업 동기간 관련성을 본 연구[8], 인터넷 소통장애(ICD)의 발달적 측면에서 소셜 미디어 상에서의 FoMO와 정신병리적 증상을 본 연구[23], 스마트폰 사용 문제, FoMO, 우울, 불안과의 관계를 본 연구[24], FoMO와 알코올 사용, 알코올과 관련된 문제행동들 사이의 관계를 본 연구[25], FoMO와 신경생물학적 상관관계를 본 연구[26] 등이 있다. FoMO는 소셜 미디어와 관련된 내용 뿐 아니라 집

단 상황이나 관계에서 겪을 수 있는 심리적인 측면까지 다루기 때문에 FoMO에 대한 연구가 필요하다. 또한 해외 연구에서 젊은 연령에서 FoMO를 많이 경험하고, 특히 대학생 집단이 FoMO를 경험하면서 학습 동기, 정서, 행동 상의 문제를 겪을 수 있다는 보고가 있었다[8]. 이에 비추어 볼 때, 국내 대학생 집단은 FoMO를 어느 정도로 경험하는지 살펴보고자 한다.

현재 FoMO의 연구에서 많이 사용되는 척도는 Przybylski 등[3]이 10개 문항으로 구성된 소외에 대한 두려움(Fear of Missing Out Scale, FoMO)으로, 본 연구에서 번안 수정 및 타당화를 진행하였다. 이 척도는 집단 상황에서 소외되는 것에 대한 두려움을 측정한다. 영국에서 영어권 국가의 1013명의 성인을 대상으로 연구를 진행했는데, FoMO를 언급한 문헌들의 분석을 통해 예비문항 32개를 선정하고, 확인적 요인분석 과정에서 최대우도법을 사용해 적합하지 않은 문항을 제거해 25문항을 남겼다. 문항반응이론을 이용해 각 문항별 정보곡선을 산출해 최종적으로 정보량이 많은 10개 문항을 채택해 FoMO 척도를 제작하였다. 각 문항은 5점 리커트 척도로 평정되고, 점수가 높을수록 FoMO를 경험하는 수준이 높은 것으로 나타난다. Przybylski 등[3]은 FoMO를 단일한 요인으로 보고 공통된 특성을 측정하기 위해 문항반응이론을 선택하였으나, 본 연구에서는 응답자 특성에 의해 문항의 특성이 달라질 수 있음을 고려하여 고전검사 이론을 토대로 통계분석을 실시하였다. 한편 문화권별로 FoMO의 요인 구조가 달랐는데, 영어권 국가 연구[3]와 터키[27]의 연구에서는 FoMO가 단일요인으로 나타났고, 아랍권의 연구[28]에서는 FoMO가 2요인으로 나타났다. 또한 성별에 따른 차이가 보고되기도 하였다. 영어권 국가[3]에서는 젊은 남성일수록 FoMO를 더 많이 경험한다고 나타났다. 반면 터키[28]에서는 성별에 따른 차이가 나지 않는다고 보았다. 이를 살펴보면 문화권에 따라 FoMO를 경험하는 정도에서 차이가 있을 것이라고 가정할 수 있다.

따라서 본 연구에서는 FoMO 척도를 다음과 같은 면에 초점을 두어 번안 및 타당화하고자 하였다. 첫째, 본 연구에서는 Przybylski 등[3]의 FoMO 척도를 국내 실정에 맞게 번안 및 수정하고자 하였다. 문화권에 따라

FoMO를 경험하는 것의 차이가 날 수 있기 때문에 한국에서 FoMO가 어떤 구성요인을 갖는지 알아보고자 한다. 둘째, 한국형 FoMO의 특성을 밝히고자 하였다. 집단주의 문화권에 속한 우리나라에서의 FoMO의 내용과 요인 등은 개인주의 특성을 지닌 서양권 국가에서의 연구결과와 달리 나타날 수 있다는 것을 예상할 수 있다. 또한 소셜 미디어 이용에 따른 영향만을 탐색하기보다, FoMO의 영향으로 심리적, 신체적 건강 같은 구체적인 측면의 탐색을 기대할 수 있다[6]. 셋째, FoMO 척도의 신뢰도와 타당도를 검증하고자 하였다. FoMO 척도와 기존 선행 연구들에서 FoMO 척도와 관련이 있는 것으로 밝혀진 심리적 변인들(삶의 만족도, 정적정서·부적정서, SNS 중독 경향성), 상관이 없는 변인(감사성향)과의 상관을 통해 공존타당도와 변별타당도를 검증한다. 넷째, FoMO를 경험하는 데 성별의 차이가 나타나는지 살펴보고자 한다.

II. 방법

1. 연구대상 및 절차

본 연구에서는 한국형 FoMO 척도의 개발과 타당화를 위해 요인분석 및 타당도 검증을 순차적으로 진행하였다. 이를 위해 먼저, 예비 FoMO 척도 개발이 이루어졌다.

1단계에서는 기존의 Przybylski 등[3]의 FoMO 척도의 문항을 번안하였다. 척도를 번안하기 전 원척도 개발자인 Przybylski로부터 한국어 번안 및 타당화 작업에 대한 허가를 받았다. 번안과정은 첫째, 연구자 2명이 1차적으로 한국어로 번역하는 작업을 하였다. 이 내용을 다시 영어와 한국어를 모두 사용하는 이중 언어자 2명이 각각 영어로 역 번역하였다. 둘째, 영어로 역번역된 내용을 다시 영어와 한국어를 모두 사용하는 다른 이중 언어자 2명이 한국어로 번역하였다. 셋째, 문항을 한국어·영어로 번역한 내용들을 심리학과 교수 1명이 10개의 FoMO 척도 문항의 번역 내용을 검토한 뒤 최종 번안 문항을 수정하고 확정하였다.

2단계에서는 1차 예비 조사 단계로서 내용타당도 검

증을 통해 선정된 한국형 FoMO 척도의 문항에 대한 적절성을 알아보았다. 한국형 FoMO 척도의 예비 문항과 문항 이해도를 알아보기 위한 ‘애매하거나 이해가 되지 않는 문항들이 있는가?’라는 개방형 질문 1개를 추가하였다. 2017년 8월 19일~8월 31일까지 수도권에 소재한 대학에 재학 중인 대학생들 128명을 대상으로 자료 분석을 실시하였다. 성별로는 여학생 67명(52.3%), 남학생 61명(47.7%)이었고, 학년별 분포는 1학년 22명(17.2%), 2학년 36명(28.1%), 3학년 31명(24.2%), 4학년 39명(30.5%)이었다. 연령별 분포는 19~21세 34명(26.6%), 22~24세 63명(49.2%), 25~27세 26명(20.3%), 28세 이상 5명(4%)이었다. 소셜 미디어 사용 여부 분포는 사용 89명(69.5%), 사용 안함 39명(30.5%)이었다. FoMO를 국내에서 어떻게 이해가 될지 알아보기 위하여 문항 이해도에 대한 질문을 추가하여 응답자들의 답변을 토대로 문항들을 수정하는 과정을 거쳤다.

3단계에서는 1차 예비조사에서 문항에 대한 이해도가 낮게 보고된 문항들을 중심으로 구조화된 설문과 인터뷰를 진행하였다. 2017년 9월 5일~9월 13일까지 수도권에 거주하는 중·고등학생 10명을 대상으로 진행되었다. 이후 수정된 문항들의 내용타당도를 살펴보기 위해 연구자 2인을 포함한 심리학과 교수 1인, 박사 과정생 1인, 석사 과정생 5인이 참여하여 수정된 문항들이 내용에 적합한지에 대해 논의하였다.

4단계에서는 2차 예비조사로서 내용타당도 검증은 통해 선정된 한국형 FoMO 척도의 문항에 대한 적절성과 요인의 구조를 알아보기 위해 인구학적 특성 분석 및 문항분석, 탐색적 요인분석을 실시하였다. 2017년 9월 17일~9월 20일까지 수도권에 소재한 대학에 재학 중인 대학생 115명을 대상으로 질문지에 응답하도록 하였으며, 이 중 불성실하게 응답한 1명의 응답은 결측값으로 처리하여 총 대학생 114명을 대상으로 자료 분석을 실시하였다. 성별로는 여학생 57명(49.6%), 남학생 57명(49.6%)이었고, 학년별 분포는 1학년 40명(34.8%), 2학년 23명(20%), 3학년 23명(20%), 4학년 28명(24.3%)이었다. 연령별 분포는 19~21세 46명(40%), 22~24세 37명(32.2%), 25~27세 27명(23.5%), 28세 이상 4명(3.5%)

이었다. 소셜 미디어 사용 여부는 사용 95명(82.65%), 사용 안함 19명(16.5%)이었다.

5단계는 한국형 FoMO 척도 타당화를 위한 본 연구로 확인적 요인분석 및 공인타당도 검증을 실시하였다. 공인타당도 검증은 한국판 삶의 만족도 척도[29] 및 한국판 정적정서·부적정서 척도의 수정판(K-PANAS-R)[30], 대학생용 SNS 중독경향성 척도[31], 감사성향 척도[32]와의 상관성을 살펴보고자 하였다. 2017년 9월 26일~10월 15일까지 수도권 내에 소재한 대학교에 재학 중인 대학생들을 대상으로 528명(남= 189명, 여= 329명)의 자료를 수집하였으며, 탐색 분석 과정을 통해 각 문항에 응답한 내용 중 잘못 코딩된 데이터(결측값)로 파악된 26명(남학생 9명, 여학생 17명)의 데이터를 제거하여 총 492명의 데이터를 분석에 사용하였다. 성별로는 여학생 311명(63.2%), 남학생 181명(36.8%)이었고, 학년별 분포는 1학년 109명(22.2%), 2학년 115명(23.4%), 3학년 159명(32.3%), 4학년 96명(19.5%)이었다. 연령별 분포는 19~21세 156명(31.7%), 22~24세 231명(43.3%), 25~27세 101명(20.5%), 28세 이상 22명(4.5%)이었다. 소셜 미디어 사용 여부는 사용 395명(80.3%), 사용 안함 97명(19.7%)이었다.

2. 측정도구

2.1 한국판 삶의 만족도 척도

Diener 등[33]이 개발하고, 조명환, 차경호[29]가 한국판으로 번안한 삶의 만족도 척도를 사용하였다. 이 척도는 개인이 자신의 전반적인 삶에 얼마나 만족하고 있는지를 측정하는 척도로, 총 5문항으로 이루어져 있다. ‘전혀 그렇지 않다(1점)’에서 ‘매우 그렇다(7점)’까지의 7점 Likert식 척도이다. 점수범위는 5점부터 35점까지이며, 점수가 높을수록 만족도가 높다는 것을 의미한다. Diener 등[33]의 연구에서 이 척도의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .87이었다. 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .85였다.

2.2 한국판 정적정서·부적정서 척도 개정판

Watson 등[34]에 의해 개발된 정서척도(Positive Affect Negative Affect Scale, PANAS)는 정서를 정적

정서와 부정 정서로 나누어 바라보고 있다. 기존의 한국판 PANAS[35]의 문항 번역을 재검토하고, 재타당화 과정을 거쳐 수정된 PANAS를 박홍석, 이정미[30]가 제안하였다. 현재를 포함한 지난 일주일 동안 자신이 느끼는 기분의 정도를 보고하는 총 20문항으로 이뤄진 척도는 정적 정서 10문항과 부정 정서 10문항의 2요인 구조로 구성되었다. '전혀 느끼지 않는다'(1점)에서 '매우 자주 느낀다'(5점)까지의 5점 likert 척도이다. 전체 문항의 내적 일치도(Cronbach's α) .81로 양호하였다. 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .74였다.

2.3 대학생용 SNS 중독경향성 척도

정소영과 김중남[31]이 개발한 척도로 소셜 미디어(SNS) 과다 이용자들의 중독경향성 수준을 측정하기 위한 척도를 사용하였다. 총 24개 4개 요인으로 일상생활 장애 및 조절실패, 몰입 및 내성, 부정 정서의 회피, 가상세계지향성 및 금단이다. '전혀 그렇지 않다(1점)'에서 '매우 그렇다(4점)'까지의 4점 Likert식 척도이다. 척도의 전체 내적 일치도(Cronbach's α)는 .92였다. 본 연구에서의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .95였다.

2.4 한국판 감사성향 척도

개인의 감사 성향을 측정하기 위해 McCullough 등[36]이 개발하고, 권선중, 김교현, 이홍석[32]이 번안하여 타당화한 한국판 감사 질문지(Gratitude Questionnaire-6, GQ-6)를 사용하였다. 이 척도는 단일요인으로 7점 likert 척도로 되어있다. 권선중 등[32]의 연구에서 내적 일치도(Cronbach's α)는 .85였고, 본 연구에서의 내적 일치도(cronbach's α)는 .90이었다.

3. 자료 분석

SPSS 21.0 통계 프로그램을 사용하여 문항 분석 및 탐색적 요인분석, 신뢰도 분석을 실시하였다. 대학생을 대상으로 실시한 1차 예비조사(N=128)를 토대로 문항의 적합성을 알아보기 위한 문항분석을 실시하였다. 개별 문항의 양호도를 알아보기 위하여 문항의 평균과 표준편차를 검토하고 문항과 총점 간 상관, 문항제거 시 신뢰도 계수를 살펴보았다. 예비 2차 조사(N=114)에서

는 문항분석 후 탐색적 요인분석을 실시하여 한국형 FoMO 척도의 요인구조를 파악하였다. 요인분석은 공통요인분석의 주축요인추축의 방법으로 요인 추출을 하였으며, 추출된 요인을 쿼티맥스(QuartMax) 회전 방식을 사용해 회전시켰다. 본 연구에서는 각 문항들이 어떤 요인에 의해 대표될 수 있는지를 알기 위한 목적이었고, 일반적인 요인을 대상으로 진행되었기 때문에 쿼티맥스(QuartMax) 회전 방식을 채택하였다[37]. 탐색적 요인분석 후 추가로 문항 내용 분석을 실시하였다. 척도의 내적 근거를 검증하기 위한 확인적 요인분석은 AMOS 18.0 통계 프로그램을 사용하였다. 요인별로 개념신뢰도(CR)와 평균분산추출(AVE)을 산출하였다. 확인적 요인분석에서 표준화계수 .40 이상, CR .70 이상, AVE .50 이상을 기준으로 검증결과를 해석하였다[38]. 최종 척도의 신뢰도 검증을 위해 Cronbach's α 계수를 산출하였으며, 상관분석을 통해 다른 변인과의 관계에 기초한 공인타당도 검증을 위해 한국형 FoMO 척도와 원저자가 척도 개발에 사용한 FoMO 관련 변인들(삶의 만족도, 정적정서 및 부정정서)과 SNS중독경향성, 감사성향척도와와의 상관성을 보았다. 또한 추가적으로 남녀 표본의 FoMO척도의 동질성을 검증하기 위해 독립 t검증을 실시하였다.

III. 결과

1. 예비 1차 조사

예비척도에 대한 요인분석에 들어가기에 앞서 문항들의 적절성을 확인하기 위한 문항분석을 실시(N=128)하였다. 문항분석 과정은 다음의 두 가지 과정으로 이루어졌다. 첫 번째, 각 문항의 평균과 표준편차를 산출하여 평균이 극단적인 값을 갖거나 표준편차의 값이 작은 문항들을 검토하였다. 평균 1 미만 6.5 초과, 표준편차 .7 이하인[39] 문항을 양호도 평가의 기준으로 삼았다. 두 번째로, 문항 간 상관, 문항-총점 간 상관과 문항제거 시 내적 일치도를 산출하여 검토하였다. 문항 간 상관은 .7 이하, 문항-총점 간 상관은 .3 이상인 문항을 문항의 양호도 평가의 기준으로 삼았다[40].

위의 기준으로 문항들을 검토해본 결과 문항 평균과 표준편차를 살펴보았을 때 문항의 평균값이 1 미만이면서 6.5를 초과하는 값과 표준편차가 .7 이상인 문항 [39]은 없는 것으로 나타나, 극단값은 발견되지 않았다. 전체 문항의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .86으로 제거 시 내적 일치도가 높아지는 문항은 없는 것으로 나타났다. 하지만 문항 간 상관을 살펴보았을 때 1번 문항과 2번 문항 간의 상관이 높게 나타나($r=0.85$) 거의 같은 것을 측정하는 것으로 보였고 예비 1차 조사에 FoMO 척도 설문에 추가로 넣은 개방형 질문에 대한 응답들을 토대로 문항수정이 필요하다고 판단하였다. 따라서 1차 예비조사 후, 중·고등학생 10명을 대상으로 1차 예비조사 때의 문항 내용을 토대로 '문항이 어떻게 이해되는지', '어떻게 바꾸면 좋을지' 등의 질문을 바탕으로 문항을 수정하였다.

중·고등학생들의 응답을 토대로 수정된 문항들을 연구자 2인을 포함한 심리학과 교수 1인, 박사 과정생 1인, 석사 과정생 5인의 논의를 통해 최종 문항을 확정하였다.

2. 예비 2차 조사

2.1 문항 분석

수정된 문항을 토대로 예비 2차 조사를 실시하여 다시 문항분석을 실시($N=114$)하였다. 2차 조사도 1차 조사와 같은 기준으로 문항 평균과 표준편차를 살펴보고, 그 결과 극단값은 나타나지 않았다. 또한 전체 문항의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .82로 제거 시 내적 일치도가 높아지는 문항은 없는 것으로 나타났다. 문항-총점 간 상관 역시 모든 문항이 .4 이상으로 양호하였다. 1차 예비조사 때 .8 이상의 상관을 보였던 1번과 2번 문항의 경우, 문항 내용 수정과 1번과 5번($r=.65$)으로 문항의 순서를 바꾸자 조건이 충족하는 것으로 나타났다.

2.2 탐색적 요인분석

문항분석을 통해 확인된 문항분석을 통해 확인된 예비척도 10문항에 대해 탐색적 요인분석을 실시하여 예비척도의 요인구조가 어떻게 나타나는지를 살펴보았

다.

먼저, 탐색적 요인분석에 앞서 자료가 요인분석에 적합한지 알아보기 위하여 KMO와 Bartlett의 구형성 검정을 실시하였다. KMO값은 .7 이상이면 양호하다고 보는데[41], 1차 예비조사에서 .78으로 나와서 요인분석에 적합한 것으로 나타났다. Bartlett의 유의도 검증 역시 유의한 수준($\chi^2=361.148$, $df=45$, $p<.001$)으로 나타나 요인분석이 가능할 만큼 변인들 간에 충분한 상관을 보여주는 자료임이 입증되었다.

이어, 한국형 FoMO 척도의 구성 요인을 확인하기 위해 총 10문항에 대한 탐색적 요인분석을 실시하였다. 탐색적 요인분석 결과는 [표 1]에 제시하였다. 공통성은 추출된 요인에 의해 설명되는 비율로 공통성이 .4 미만이면 요인분석에서 제거를 고려해야해야한다. 따라서 공통성이 .4 미만인 2번 문항(.21), 8번 문항(.32)을 제거 후 다시 실시하였다.

Przybylski 등[3]은 FoMO를 단일 요인으로 지지하였으나, 본 연구에서는 단일요인은 전체의 32.15%의 낮은 설명력을 가졌다. 또한 스크리도표에서 2~3요인을 넘어 가면서 요인 간 고유치 차이가 현저히 줄어들었기 때문에 본 연구에서는 단일요인보다는 2~3개의 요인이 적절하다고 판단하였다. 따라서 고유치(Eigenvalue)를 1로 설정하고 요인분석을 실시하였고, 그 결과 2요인으로 추출되었다.

표 1. 탐색적 요인분석 결과($N=114$)

| 문항 | 요인1 | 요인2 |
|--------------------------------------------------------|-------|-------|
| 9. 나는 약속된 모임에 빠지게 되면 불안하다 | .818 | -.021 |
| 7. 나는 친구들과 갑자기 잡힌 약속에 가지 못하면 신경이 쓰인다. | .748 | -.159 |
| 3. 나는 친구들의 소식을 접하지 못할 때 불안하다. | .625 | .254 |
| 4. 나는 내 친구들이 나를 빼놓고 재밌는 시간을 보낼까봐 걱정된다. | .596 | .121 |
| 6. 나는 주변을 신경 쓰는데 시간을 많이 보내는 것 같아 걱정된다. | .579 | .388 |
| 10. 나는 휴일에도 친구들이 무엇을 하고 있는지 계속 확인한다(예: 친구들의 SNS상태업데이트) | .396 | .042 |
| 5. 나는 친구를 제외한 다른 사람들이 나보다 더 나은 경험을 할까봐 두렵다. | .342 | .772 |
| 1. 나는 내 친구들이 나보다 좀 더 나은 경험을 할까봐 두렵다. | .303 | .673 |
| 고유값 | 3.52 | 1.33 |
| 설명분산 | 33.42 | 16.33 |
| 누적분산 | 33.43 | 49.76 |

그러나 문항의 내용적 분석에 따르면, 3, 4, 6, 10번 문항들과 7, 9번의 문항을 따로 보는 것이 적절하다고 판단하였다. 3, 4, 6, 10문항들은 집단 안에서의 연결감을 지속적으로 느끼기 위해 내집단·외집단에 대한 정보에 민감하게 반응하며 나타나는 상태를 포함한다. 반면에, 7번, 9번 문항들은 ‘약속’이라는 특정한 사회적 상황이 정해진 상태에서 그 집단에서 소속되고자 하는 욕구를 반영하는 내용이라는 점이 다르다. 또한 7번, 9번 문항은 다른 문항과 달리 상관($r=.67$)이 높게 나타났는데, ‘약속’이라는 상황이 제시됨으로써 문항을 이해하는 데 영향을 끼쳤을 것으로 보인다.

결과적으로 한국형 FoMO 척도는 최종 8개 문항의 3요인으로 선정하였고 이들의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .81로 나타났다. 첫 번째 요인은 ‘소속 욕구’로 명명하였다. 그 이유는 ‘약속된 모임에 빠지게 되면 불안하다’, ‘약속에 가지 못하면 신경이 쓰인다’와 같이 사회적으로 소속되고자 하는 것들을 나타내는 내용들로 구성되어 있기 때문이다. 두 번째 요인은 ‘외적 동기’로 명명하였다. 이는 ‘주변을 신경 쓰는데’, ‘친구들의 소식을 접하지 못할 때’와 같이 사회적인 관계에서 배제당하는 것에 대한 두려움이 사람들이 개인적인 욕구를 충족하는 것보다 집단의 경험에 참여하는 것에 더 많은 시간을 결정할 수 있도록 하는 외적 동기와 관련된 것들로 구성되어 있다. 세 번째 요인은 ‘상대적 박탈감’으로 명명하였다. ‘좀 더 나은 경험을 할까봐 두렵다’와 같이 다른 대상과 비교하여 자신은 실제로 잃은 것은 없지만 다른 대상이 보다 많은 것을 가지고 있을 때, 상대적으로 무엇을 잃은 것 같은 기분을 느끼는 상대적 박탈감과 관련된 문항들로 구성되어 있다.

다음으로 한국형 FoMO 척도의 하위 요인 간 상관관계를 알아보았다. FoMO를 측정하는 3개 하위 요인들은 전체적으로 .24에서 .59의 상관을 보였다. 소속욕구, 통제된 동기, 상대적 박탈감 모두 내적으로 정적 상관을 보이고 있어 FoMO의 하위 요인으로써 서로 적절히 관련되어 있음을 알 수 있다. 또한 각각의 내적 일치도(Cronbach's α)는 소속욕구 .72, 외적 동기 .69, 상대적 박탈감 .77이었다.

3. 본 조사

3.1 확인적 요인분석 결과

FoMO 척도의 요인구조의 적합성을 검증하기 위하여 본 연구에서는 3요인으로 구성된 연구모형 이외에 경쟁모형인 1요인 모형, 2요인 모형을 제시해 적합도를 비교해 보고자 하였다. 어떤 모형의 구조가 가장 적절한 구조인지 확인하기 위해 확인적 요인분석($N=492$)을 실시하였다. 확인적 요인분석은 모형에 대해 적합도 정보를 제공함으로써 요인의 모형이 경험적 자료를 보다 잘 설명하는지 알려준다. 첫 번째 모형은 원 척도 저자의 모형으로써 단일요인 모형으로 10문항 모두 전체 FoMO 척도 한 개에 부하되는 모형이다. 두 번째 모형은 탐색적 요인분석에서 2요인으로 총 8문항, 각 6문항, 2문항으로 산출된 모형이다. 세 번째 연구모형은, FoMO 이론을 바탕으로 내용적으로 상정한 3요인 모형으로, 총 8개 문항이 2문항, 4문항, 2문항으로 구성되어 있다. 3개의 모형들 간 적합도 지수를 비교한 결과는 [표 2]와 같다.

표 2. 모형의 적합도 지수($N=492$)

| 모형 | χ^2 | df | TLI | CFI | RMSEA [90% CI] | AIC |
|-------------|----------|----|------|------|-------------------|---------|
| 경쟁 모형 (1요인) | 415,367 | 35 | .590 | .681 | .149 (.136, .162) | 475,367 |
| 경쟁 모형 (2요인) | 193,374 | 13 | .700 | .814 | .168 (.148, .189) | 237,374 |
| 연구 모형 (3요인) | 52,326 | 17 | .945 | .966 | .065 (.045, .086) | 106,326 |

본 연구에서는 비교적 표본크기에 영향을 받지 않고, 모형의 간명성을 고려하는 TLI[42]와 RMSEA[43] 등을 이용하여 모형의 적합도를 평가하였다. 또한 모형의 간명성을 고려하지는 않지만 표본크기에 영향을 받지 않고 모형오류를 측정하는 CFI[44]를 적합도 지수로 사용하였다. TLI는 대략 .90 이상이면 모델의 적합도가 좋은 것으로 간주되고, 모델의 간명성을 고려하는 RMSEA는 RMSEA<.05이면 좋은 적합도, RMSEA<.08이면 괜찮은 적합도, RMSEA<.10이면 보

통 적합도, RMSEA>.10이면 나쁜 적합도를 나타내는 것을[45] 기준으로 해석하였다.

3개의 모형 중 연구모형(3요인)이 가장 적합한 것으로 나타났다. 적합도 지수 TLI는 .945, CFI는 .945로 .90보다 높았으며, RMSEA는 .065로 .08보다 낮아서 비교적 괜찮은 적합도를 보였다. 또한 3요인 모형의 AIC가 1106.326로 2요인 모형이나 1요인 모형보다 현저하게 낮아 세 모형 가운데 가장 양호한 모형으로 판명되었다. 문항의 표준화 계수 또한 .419 - .810의 비교적 안정적인 값을 보였다. 따라서 모든 각 하위요인의 문항들이 하위 요인을 측정하기에 적합한 측정 변인인 것으로 볼 수 있다.

3.2 신뢰도 검증 결과

신뢰도를 살펴보기 위해 FoMO 척도와 각 하위요인의 내적 일치도를 확인하였다. 예비조사와 본 조사에서 유사한 결과가 나타나 FoMO 척도 측정의 안정성을 확인하였다. 예비조사에서의 전체 척도 8개 문항의 내적 일치도(Cronbach's α)는 .81이며, 하위요인별로는 소속 욕구 2문항 .80, 외적 동기 4문항 .69, 상대적 박탈감 2문항 .78로 나타났다. 본 연구 조사에서의 총 8개 문항의 내적일치도(Cronbach's α)는 .77이며, 하위요인별로는 소속욕구 2문항 .71, 외적 동기 4문항 .69, 상대적 박탈감 2문항 .77로 나타났다.

3.3 타당도 검증 결과

각 하위 요인의 타당한지를 살펴보기 위해 먼저, 수렴타당도를 검증하였다. 문항의 모든 표준화 계수가 .40 이상이며, 소속 욕구의 CR은 .64로 수용 가능한 신뢰도인 .70에 근접하였고 AVE도 .47로 관정기준인 .50에 근접하였다. 상대적 박탈감의 CR은 .73으로 기준보다 높았으며, AVE도 .57로 기준보다 높았다. 외적 동기는 CR은 .64로 기준에 근접하였으나, AVE는 .32로 기준에 다소 미흡한 것으로 나타나 부분 수렴 타당도를 확보하였다. 그 다음으로 각 요인이 독립된 형태의 구성개념 인지를 나타내는 판별타당도를 검증하였다. 또한 각 요인의 상관계수의 제곱보다 AVE가 높게 나타났으며, 상관계수 $\pm 2 \times$ 표준오차가 1을 포함하지 않아 판별타당도

를 입증하였다. 따라서 타당도 검증결과, FoMO 척도의 요인별 단일차원성이 지지되어 구조에 기초한 근거와 수렴근거가 양호하게 나타났다. 요인별 타당도 검증 결과는 [표 3]에 제시하였다.

표 3. 타당도 검증 결과(N=492)

| 요인 | 문항 | 비표준화 계수 | 표준 오차 | t | 표준화 계수 | CR | AVE | α |
|---------|----|---------|-------|--------|--------|-----|-----|----------|
| 소속 욕구 | 7 | 1.000 | | | .798 | .64 | .47 | .72 |
| | 9 | .855 | .094 | 9.085 | .699 | | | |
| 외적 동기 | 3 | 1.000 | | | .613 | .64 | .32 | .69 |
| | 4 | 1.327 | .112 | 11.860 | .753 | | | |
| | 6 | 1.153 | .110 | 10.446 | .611 | | | |
| | 10 | .748 | .097 | 7.732 | .419 | | | |
| 상대적 박탈감 | 1 | 1.000 | | | .810 | .73 | .57 | .77 |
| | 5 | .979 | .076 | 12.852 | .778 | | | |

한국형 FoMO 척도의 외적타당성을 확보하기 위해 공인타당도 검증을 실시하였다. 공인타당도 검증 변인으로 원 척도 개발에서 공인타당도를 보기 위해 사용하였던 척도(삶의 만족도, 정적정서·부적정서)들을 한국형으로 타당화한 것으로 사용하였다. 또한 본 연구에서는 SNS 중독 경향성 척도를 추가하여 FoMO와의 관련성을 파악하고자 하였다. FoMO와 관련이 없는 변인인 감사 성향을 추가해 변별타당도를 보고자 하였다. 외적 타당도 검증 결과는 [표 4]와 같다.

FoMO는 삶의 만족도($r=-.269, p<.001$), 정적정서($r=-.239, p<.001$)와 부적 상관을 나타내었고, 부적정서($r=.432, p<.001$), SNS 중독경향성($r=.533, p<.001$)과 정적 상관을 나타내었다. 이는 FoMO가 높은 개인은 삶의 만족도와 정적정서가 낮으며, 부적정서와 SNS 중독경향성이 높다는 것을 알 수 있다. 반면에 판별타당도를 측정하기 위한 감사성향($r=.015, p=.005$)과는 유의한 상관이 나타나지 않았다. 이처럼 FoMO가 관련 있는 변인들인 삶의 만족도, 정적정서·부적정서, SNS 중독경향성과의 유의한 상관을 보인 것과 무관한 변인이라고 생각되는 감사성향과의 상관이 유의하지 않은 것은 FoMO 척도의 타당성을 보여주는 증거이다.

표 4. 외적타당도 검증 결과(N=492)

| | FoMO | 삶의 만족도 | 정적 정서 | 부적 정서 | SNS 중독 경향성 | 감사 성향 |
|------------|---------|---------|---------|---------|------------|-------|
| FoMO | 1 | | | | | |
| 삶의 만족도 | -.269** | 1 | | | | |
| 정적 정서 | -.239** | .556** | 1 | | | |
| 부적 정서 | .432** | -.364** | -.252** | 1 | | |
| SNS 중독 경향성 | .533** | -.107* | -.144** | .306** | 1 | |
| 감사 성향 | -.070 | .478** | .393** | -.123** | .015 | 1 |

3.4 성별차이 검증 결과

각 문항별, 총점 간 성별 차이에 대해 알아보기 위해 독립표본 t검정을 실시하였다. 성별 차이 검증 결과는 [표 5]에 제시되었다. 총점 간(t=4.042, p<.001) 성별 차이가 유의하게 나타났다. 각 문항별로 성별차이를 검증해 본 결과, 2차 예비조사(N=114)에서 성별 차이는 1번 문항(t=2.170, p=.032), 6번 문항(t=2.285, p=.024)가 유의하였고, 4번 문항(t=1.954, p=.053)으로 차이가 유의하였다. 또한 본 조사(N=492)에서는 예비 2차 조사와 같이 1번 문항(t=6.602, p<.001), 6번 문항(t=4.584, p<.001), 4번 문항(t=3.522, p<.001)에서 성별 차이가 유의하였고, 추가로 5번 문항(t=5.226, p<.001)에서도 차이가 유의하게 나타났다.

표 5. 성별차이 검증 결과(N=492)

| 문항 | 남(N=181) | | 여(N=311) | | t | p |
|----|----------|------|----------|------|--------|-------|
| | M | SD | M | SD | | |
| 1 | 2.21 | 1.09 | 2.87 | 1.07 | 6.602 | 0.000 |
| 3 | 2.34 | 1.02 | 2.47 | 1.05 | 1.327 | 0.185 |
| 4 | 2.18 | 1.08 | 2.54 | 1.14 | 3.522 | 0.000 |
| 5 | 2.03 | 1.01 | 2.57 | 1.17 | 5.427 | 0.000 |
| 6 | 2.30 | 1.19 | 2.81 | 1.18 | 4.584 | 0.000 |
| 7 | 2.88 | 1.19 | 2.74 | 1.23 | -1.223 | 0.222 |
| 9 | 2.83 | 1.22 | 2.69 | 1.17 | -1.269 | 0.205 |
| 10 | 1.93 | 1.09 | 2.07 | 1.17 | 1.369 | 0.172 |

IV. 논의

본 연구는 소외에 대한 두려움을 측정하기 위해 개발된 Przybylski 등[3]의 FoMO 척도를 한국어로 번안한 후 선행연구와 이론을 토대로 국내의 사회문화적 특성에 적합한 요인 구조 및 문항을 가진 한국형 소외에 대한 두려움(K-FoMO) 척도를 제안하고자 하였다. 또한 기존의 소셜 미디어 척도와 구분되는 심리적 특성을 구체적으로 밝혀보고자 했다.

첫째, 본 연구에서는 Przybylski 등[3]이 제안한 FoMO 척도의 1요인 모형과 다르게 3요인 모형이 구성되었다. 탐색적 요인분석의 단계에서 한국형 FoMO 척도가 2요인으로 추출되었으나, 선행연구 및 이론을 통한 문항내용 분석을 실시하였을 때 7번과 9번 문항들이 3, 4, 6, 10번 문항과 함께 한 요인으로 묶이는 것은 적절하지 않았다. 이 문항들이 넓은 의미에서는 관계성의 욕구와 관련되어 있지만, 7, 9번이 상관이 높게 나타났으며 3, 4, 6, 10번 문항과 내용 상 차이를 보였다. 7, 9번 문항에 포함된 ‘약속’이라는 상황은 맥락 문화인 서양에서는 단어를 맥락과는 별개로 맥락-독립적이고 분석적으로 지각하는 반면, 고맥락 문화인 동양에서는 단어를 맥락과의 관계에 초점을 두는 맥락-의존적으로 지각하기 때문에[46], ‘약속’이라는 상황이 정해져 있는 것이 다른 문항들과의 차이를 보였을 것이다. 따라서 탐색적 요인분석에서는 3, 4, 6, 10번 문항과 7, 9번 문항이 모두 하나의 요인으로 제시되었으나, 이론과 문화 특성을 고려하였을 때 요인을 따로 보는 것이 적절하다고 판단하였다. 또한 본 연구에서는 2번 문항 ‘나는 친구들과 사이에서 통하는 말들을 이해하는 것이 중요하다’와, 8번 문항 ‘나는 즐거운 시간을 보내는 것을 온라인으로 공유하는 것이 중요하다(예: 상태업데이트)’를 제거하였다. 두 문항이 총점간의 상관이 .47, .47로 .4 이상이지만 다른 문항들과 상관이 낮아(.01~.39), 다른 문항들과의 공통성이 낮게 나왔기 때문이다. 2번 문항은 ‘그렇다’, 8번 문항은 ‘매우 그렇지 않다’로 일관적으로 대답하는 경향이 많으며, 2, 8번 문항의 내용이 다른 문항들과 달리 FoMO보다는 단순하게 사회적인 상황에서 공유하는 것에 대해 다루고 있어 FoMO 이외의 것을 측

정한다고 판단하였다. 탐색적 요인분석 방법은 전적으로 수집된 자료에 의존하여 요인분석을 실시하기 때문에 기존의 이론이나 선행연구들과 연계되지 못하고 경험적 자료에 국한된 단편적인 정보만을 제공한다는 한계점을 지니고 있기 때문에[47], 추가적으로 문항내용 분석을 실시하였다. 그 후, 다양한 모형들에 대한 통계적인 비교평가를 통하여 최적 모델을 구할 수 있다는 장점이 있는[48] 확인적 요인분석을 통해 각 모형들 간 적합도 지수를 비교한 결과 3요인 모형이 가장 양호하였고, 이를 한국형 FoMO 척도의 8개 문항의 모형으로 채택하였다. 아랍권 연구[28]에서도 FoMO 척도가 2요인으로 보고되었는데, 각 문화권별로 FoMO 척도의 내용을 달리 인식하며 요인이 다른 형태로 구성될 수 있음이 시사된다.

둘째, 본 연구에서는 집단주의 문화권인 개인이 사회적으로 비교하게 되며 경험할 수 있는 바에 따라 한국 문화의 맥락에서 FoMO의 각 문항들의 내용을 요인별로 분류하였다. 하위요인 1은 ‘소속 욕구’이다. 이명희 등[49]은 집단주의 문화권인 한국에서는 상황 의존적이고 관계중심적인 인간관이 자기개념에 영향을 미친다고 하였다. 관계성의 욕구가 한국에서 특히 중시되며, 집단에서 자신이 소외되면 인정받을 기회가 사라지는 것에 대해 극도의 두려움을 느낄 수 있다. 하위요인 2는 ‘외적 동기’이다. 집단주의 문화권에 속하는 우리나라에서는 타인과의 조화를 중시할 수 있다[19]. 집단의 가치를 중심으로 구성원들 사이에서 관계에 대한 압박을 받는 상황에서 사회적 관계에서 벗어날 때 개인은 소외에 대한 두려움을 민감하게 인식할 것이다. 하위요인 3은 ‘상대적 박탈감’이다. 사회비교 성향이 높을수록 상대적 박탈감이 높아질 수 있다[50]. 특히 타인의 인식에 민감한 한국의 사회적 분위기는 타인과의 비교를 자연스럽게 할 수 있게 하면서[51], 상대적 박탈감을 부추길 수 있다. 이렇게 한국형 FoMO 척도는 한국 문화의 맥락에서 각 요인별로 구분되는 내용을 가지고 있었다. 또한 단순히 소셜 미디어 상의 행동뿐만 아니라 개인이 경험하는 관계에서의 심리적인 양상을 다각도로 발견할 수 있었다. 정보에서 소외되고 동조에 대한 압력을 받는 것은 소셜 미디어 이용자의 동기와 몰입 간의 관계를

조절하는 것처럼[52] 소외되는 상황에서 벗어나고 타인과 다르지 않기 위해 개인은 FoMO를 선택할 수 있다.

셋째, 한국형 FoMO 척도의 신뢰도와 타당도를 검증한 결과 한국형 FoMO 척도의 내적 일치도와 하위 요인들의 내적 일치도는 모두 양호한 수준으로 나타났다. 또한 한국형 FoMO 척도와 다른 척도(삶의 만족도, 정적정서·부정정서, SNS 중독 경향성, 감사성향)와의 상관관계를 통해 공존타당도, 변별타당도를 살펴보았다. Przybylski 등[3]의 연구에서와 유사하게 FoMO의 정도가 높을수록 삶의 만족도는 낮은 부적 상관이 나타났고, 부적 정서와는 정적 상관이 나타났다. 또한 FoMO는 정적 정서와 부적 상관을 보였다. 그리고 원 저자의 연구와 마찬가지로 본 연구에서도 FoMO는 SNS 중독 경향성과 정적 상관을 보였다. 마지막으로 FoMO와 감사성향과의 변별 정도를 알아보기 위해 상관분석을 실시한 결과 매우 낮은 상관계수가 산출되어 변별 타당도 역시 확보되었다.

넷째, 한국형 FoMO 척도의 타당화 연구에서 독특하게 발견된 점은 총점과 각 문항의 응답에서 성별의 차이가 나타난 것이다. 본 조사 결과 남학생들보다 여학생들의 총점이 더 높게 나타나, 소외에 대한 두려움을 남성들보다 여성들이 더 많이 느낀다고 예측해 볼 수 있다. 외국에서 진행된 선행 연구[3][28]와는 다른 결과이다. 소외에 대한 두려움을 경험하는 데 있어서, 각 집단의 문화적 특성은 성별 간 차이의 결과가 달라지는데 영향을 미칠 것으로 예상된다. 또한 각 문항의 응답에 있어서 주목할 부분들이 관찰되었다. 데이터 탐색을 사용하여 문항별 반응에 대해 알아보았는데, 예비 2차 조사와 본 조사에서 1번·4번·6번 문항이 여학생이 남학생보다 높은 점수로 응답한 것으로 나타났다. 이 문항들은 모두 소속에 대한 욕구와 그에 대한 불안을 다루는 내용들로, 여성들의 소속감을 중시하는 측면이 남성들에 비해 상대적으로 높게 나타났다고 볼 수 있다.

마지막으로 본 연구의 제한점과 후속 연구에 대한 제언을 하면 다음과 같다. 첫째, 참여한 표본 집단이 대학생 집단으로 한정되어 있어서 일반화에 한계가 있다. 그러나 대학생도 일반인의 일부에 해당되므로 제한적 사용이라는 조건을 단다면 일반인에게도 활용이 가능

할 것으로 생각된다. 또한 다양한 집단을 대상으로 한국형 FoMO 척도에 대한 타당화 연구가 추후에 지속되어야 할 것으로 보인다. 둘째, 한국형 FoMO 척도의 총 점과 각 문항들의 점수에서, 성별에 따른 차이가 나타났다. 이는 성별에 따라 문항 내용에 대한 반응에 차이가 있다는 점을 고려해야 함을 시사한다. 따라서 추후에는 성별에 따라 차이가 나타난 문항에 대한 배점을 달리하는 등의 차이를 둘 필요가 있다. 셋째, 후속 연구에서는 한국형 FoMO 척도의 각 요인들의 특성을 반영할 수 있는 문항들을 추가로 개발하는 과정이 필요하다. 원 척도의 FoMO 척도의 문항수가 10개였고 본 연구에서는 추가로 2문항이 제거되어 총 8개의 적은 수로 척도가 구성되었다. 그로 인해 총 문항 개수가 적어서 그 영향으로 CR이나 AVE 등 타당성을 대표하는 지표들이 저하되었을 가능성도 염두에 두어야 한다. 그리고 우리 문화에 적합한 척도를 개발하기 위해서는 이우경 [53]의 제안처럼 FoMO라는 구성개념을 잘 반영하면서도 사회문화적 배경에서 이해가 쉬운 질문들을 추가하여, 문항들 간 경쟁력을 높이고 설명량과 상관이 낮은 문항들은 삭제하는 과정이 포함되어야 할 것이다. 마지막으로, FoMO와 대인관계, 정서 등의 차원과 관련된 심리학적 변인들과의 관계를 다양한 방법의 연구를 통하여 탐색하는 것이 추후에 필요하다. 다양한 심리학적 변인들과 FoMO와의 관련성이 밝혀진다면 이들에 대한 보다 현실적인 접근의 모색이 가능할 것으로 예상된다.

참 고 문 헌

- [1] 서원진, 김미리혜, 김정호, Chad Ebesutani, 조인성, “외로움과 SNS중독경향성의 관계,” 한국심리학회지: 여성, 제20권, 제4호, pp.497-512, 2015.
- [2] 최선욱, *디지털 미디어와 소외*, 커뮤니케이션북스, 2016.
- [3] A. K. Przybylski, K. Murayama, C. R. DeHaan, and V. Gladwell, “Motivational, emotional, and behavioral correlates of fear of missing out,” *Computers in Human Behavior*, Vol.29, No.4, pp.1841-1848, 2013.
- [4] N. A. Cheever, L. D. Rosen, L. M. Carrier, and A. Chavez, “Out of sight and not out of mind: The impact of restricting wireless mobile device use on anxiety levels among low, moderate, and high users,” *Computers in Human Behavior*, Vol.37, pp.290-297, 2014.
- [5] J. M. Hormes, B. Kearns, and C. A. Timko, “Craving Facebook? Behavioral addiction to online social networking and its association with emotion regulation deficits,” *Addiction*, Vol.109, No.12, pp.2079-2088, 2014.
- [6] Z. G. Baker, H. Krieger, and A. S. LeRoy, “Fear of missing out: Relationships with depression, mindfulness, and physical symptoms,” *Translational Issues in Psychological Science*, Vol.2, No.3, pp.275-282, 2016.
- [7] U. Oberst, E. Wegmann, B. Stodt, M. Brand, and A. Chamarro, “Negative consequences from heavy social networking in adolescents: The mediating role of fear of missing out,” *Journal of Adolescence*, Vol.55, pp.51-60, 2017.
- [8] D. Alt, “College students’ academic motivation, media engagement and fear of missing out,” *Computers in Human Behavior*, Vol.49, pp.111-119, 2015.
- [9] J. P. Abel, C. L. Buff, and S. A. Burr, “Social media and the fear of missing out: Scale development and assessment,” *Journal of Business & Economics Research (Online)*, Vol.14, No.1, pp.33-44, 2016.
- [10] 박지수, *대학생의 성인애착과 SNS중독경향성의 관계: 기본 심리적 욕구 만족과 소외에 대한 두려움의 매개효과*, 연세대학교 대학원, 석사학위논문, 2017.
- [11] E. L. Deci and R. M. Ryan, “Self-determination theory: A macrotheory of human motivation, development, and health,” *Canadian Psychology/Psychologie Canadienne*, Vol.49, No.3,

- pp.182-185, 2008.
- [12] E. L. Deci and R. M. Ryan, "The general causality orientations scale: Self-determination in personality," *Journal of research in Personality*, Vol.19, No.2, pp.109-134, 1985.
- [13] E. L. Deci and R. M. Ryan, "Overview of self-determination theory: An organismic dialectical perspective," *Handbook of self-determination research*, pp.3-33, 2002.
- [14] R. M. Ryan, C. S. Rigby, and A. Przybylski, "The motivational pull of video games: A self-determination theory approach," *Motivation and Emotion*, Vol.30, No.4, pp.344-360, 2006.
- [15] L. Conlin, A. C. Billings, and L. Averset, "Time-shifting vs. appointment viewing: The role of fear of missing out within TV consumption behaviors," *Comunicación y Sociedad*, Vol.29, No.4, pp.151-164, 2016.
- [16] 한덕웅, "사회비교의 목표 설정과 성공/실패 경험에 따른 비교 대상의 선택," *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 제13권, 제2호, pp.311-329, 1999.
- [17] B. McKay and K. McKay, (2013, October 21), Fighting FOMO: 4 Questions That Will Crush the Fear of Missing Out. Retrieved Nov 2017, from *Art of Manliness* <https://www.artofmanliness.com/2013/10/21/fighting-fomo-4-questions-that-will-crush-the-fear-of-missing-out/>
- [18] 김명진, *EBS 다큐멘터리 동과 서*, 예담, 2008.
- [19] 최윤희, *문화 간 커뮤니케이션*, 커뮤니케이션북스, 2013.
- [20] 김선정, 김태용, "SNS 콘텐츠의 감성이 사용자의 감정상태에 미치는 영향: 페이스북 뉴스피드를 중심으로," *사이버 커뮤니케이션 학보*, 제29권, 제1호, pp.5-47, 2012.
- [21] 차유빈, "SNS의 역기능을 통한 우울감 확산의 방향성과 확대성," *연세상담코칭연구*, 제3권, pp.287-308, 2015.
- [22] 이상호, 고아라, "소셜미디어 중독의 영향 요인 연구," *한국언론학보*, 제57권, 제6호, pp.176-210, 2013.
- [23] E. Wegmann, U. Oberst, B. Stodt, and M. Brand, "Online-specific fear of missing out and Internet-use expectancies contribute to symptoms of Internet-communication disorder," *Addictive Behaviors Reports*, Vol.5, pp.33-42, 2017.
- [24] J. D. Elhai, J. C. Levine, R. D. Dvorak, and B. J. Hall, "Fear of missing out, need for touch, anxiety and depression are related to problematic smartphone use," *Computers in Human Behavior*, Vol.63, pp.509-516, 2016.
- [25] B. C. Riordan, J. A. Flett, J. A. Hunter, D. Scarf, and T. S. Conner, "Fear of missing out (FoMO): The relationship between FoMO, alcohol use, and alcohol-related consequences in college students," *Ann Neurosc Psychol*, Vol.2, pp.2-7, 2015.
- [26] C. Lai, D. Altavilla, A. Ronconi, and P. Aceto, "Fear of missing out (FOMO) is associated with activation of the right middle temporal gyrus during inclusion social cue," *Computers in Human Behavior*, Vol.61, pp.516-521, 2016.
- [27] M. E. Gökler, R. Aydın, E. Ünal, and S. Metintaş, "Determining validity and reliability of Turkish version of Fear of Missing out Scale," *Anatolian Journal of Psychiatry*, Vol.17, pp.53-59, 2016.
- [28] J. Al-Menayes, "The fear of missing out scale: Validation of the Arabic version and correlation with social media addiction," *International Journal of Applied Psychology*, Vol.6, No.2, pp.41-46, 2016.
- [29] 조명환, 차경호, *삶의 질에 대한 국가간 비교*, 집문당, 1998.
- [30] 박홍석, 이정미, "정적정서 부적정서 척도(PANAS)

- 의 타당화," 한국심리학회지: 일반, 제35권, 제4호, pp.617-641, 2016.
- [31] 정소영, 김종남, "대학생용 SNS 중독경향성 척도 개발 및 타당화 연구," 한국심리학회지: 건강, 제19권, 제1호, pp.147-166, 2014.
- [32] 권선중, 김교현, 이홍석, "한국판 감사 성향 척도(K-GQ-6)의 신뢰도 및 타당도," 한국심리학회지: 건강, 제11권, 제1호, pp.177-190, 2006.
- [33] E. D. Diener, R. A. Emmons, R. J. Larsen, and S. Griffin, "The satisfaction with life scale," *Journal of personality assessment*, Vol.49, No.1, pp.71-75, 1985.
- [34] D. Watson, L. A. Clark, and A. Tellegen, "Development and validation of brief measures of positives and negative affect: the PANAS scales," *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol.54, No.6, pp.1063-1070, 1988.
- [35] 이현희, 김은정, 이민규, "한국판 정적 정서 및 부정적 정서 척도(Positive Affect and Negative Affect Schedule; PANAS)의 타당화 연구," 한국심리학회지: 임상, 제22권, 제4호, pp.935-946, 2003.
- [36] M. E. McCullough, R. A. Emmons, and J. Tsang, "The grateful disposition: A conceptual and empirical topography," *Journal of personality & Social Psychology*, Vol.82, No.1, pp.112-127, 2002.
- [37] 이영준, *요인분석의 이해*, 도서출판 석정, 2002.
- [38] J. F. Hair, W. C. Black, B. J. Babin, R. E. Anderson, and R. L. Tatham, *Multivariate data analysis(6th ed)*, Upper Saddle River, 2006.
- [39] 탁진국, *심리검사: 개발과 평가 방법의 이해(2판)*, 학지사, 2007.
- [40] 유성경, 손난희, 김창대, 홍세희, 권경인, 한영주, 윤정숙, 윤정순, "상담일반: 상담자의 타당화 수준 평가 척도 개발 및 타당화," *상담학연구*, 제10권, 제4호, pp.1873-1889, 2009.
- [41] 김계수, *구조방정식 모형 분석*, 한나래아카데미, 2010.
- [42] P. M. Bentler and D. G. Bonnett, "Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures," *Psychological Bulletin*, Vol.88, pp.588-606, 1980.
- [43] J. H. Steiger and J. C. Lind, "Statistically-based tests for the number of common factors," Handout for a presentation delivered at the meeting of the Psychometric Society, Iowa City, IA, 1980, May.
- [44] P. M. Bentler, "Comparative fit indexes in structural models," *Psychological bulletin*, Vol.107, No.2, pp.238-246, 1990.
- [45] 홍세희, "구조 방정식 모형의 합도 지수 선정기준과 그 근거," 한국심리학회지: 임상, 제19권, pp.161-177, 2000.
- [46] 정미애, "한국 대학생들의 지각처리 방식과 의사소통 방식에 나타나는 맥락민감성," *언어연구*, 제32권, 제2호, pp.295-314, 2016.
- [47] 이미숙, "한국판 CES-D 척도(the Center for Epidemiologic Studies-Depression Scale)의 요인구조분석에 대한 재검토," *보건과 사회과학*, 제12권, pp.43-62, 2002.
- [48] A. E. Hurley, T. A. Scandura, C. A. Schriesheim, M. T. Brannick, A. Seers, R. J. Vandenberg, and L. J. Williams, "Exploratory and confirmatory factor analysis: Guidelines, issues, and alternatives," *Journal of organizational behavior*, pp.667-683, 1997.
- [49] 이명희, 김아영, "자기결정성이론에 근거한 한국형 기본 심리 욕구 척도 개발 및 타당화," 한국심리학회지: 사회 및 성격, 제22권, 제4호, pp.157-174, 2008.
- [50] 양혜승, "상대적 박탈감은 언제 발생하는가?," *한국방송학보*, 제29권, 제6호, pp.137-171, 2015.
- [51] 정소라, 현명호, "SNS 이용자의 상황비교 경험과 우울의 관계에서 열등감의 매개효과 및 자기개념 명확성의 중재효과," 한국심리학회지: 건강, 제20권, 제4호, pp.703-717, 2015.

[52] 배지우, 박정열, “소셜미디어 이용 동기가 이용자 몰입에 미치는 영향,” 한국콘텐츠학회논문지, 제15권, 1호, pp.462-474, 2015.

[53] 이우경, “한국판 비집착 척도의 신뢰도 및 타당도 연구,” 한국콘텐츠학회논문지, 제16권, 제12호, pp.644-654, 2016.

저 자 소 개

주 은 선(Eunsun Joo)

정회원



- 1997년 : 미 Chicago대(박사)
- 1993년 : 미 Chicago대(석사)
- 1998년 ~ 현재 : 덕성여자대학교 심리학과 교수

<관심분야> : 상담과 문화, 상담자 발달, 인간중심과 포커싱

전 소 연(Soyeon Jeon)

준회원



- 2016년 3월 ~ 현재 : 덕성여자대학교 일반대학원 심리학과 석사과정

<관심분야> : 상담과 문화, 인간중심과 포커싱, 청소년

심 솔 지(Solji Shim)

준회원



- 2016년 3월 ~ 현재 : 덕성여자대학교 일반대학원 심리학과 석사과정

<관심분야> : 상담과 문화, 인간중심상담과 포커싱, 외상 후 성장