

대학생 사회불안 척도 개발과 타당화*

최 명 희

김 진 숙†

경북대학교

본 연구는 한국 문화를 반영한 대학생 사회불안 척도를 개발하여 척도의 신뢰도와 타당도를 검증하는 데 목적이 있다. 전국 대학생을 대상으로 예비 연구($n=495$)를 실시하여 사회불안의 구성요인을 확인하고, 이어 본 연구($n=881$)를 통해 척도의 타당화 분석을 하였다. 절차에 따른 연구 결과는 다음과 같다. 대학생 사회불안 척도(SASCS)는 수행상황 요인(11개 문항으로 공식적 말하기와 공연 포함)과 일상적 사회상황 요인(11개 문항으로 대인 간 상호작용과 타인의 관찰이 있는 가운데 행동하게 되는 비공식적 상황 포함) 2개로 구성되었다. 본 연구 개발 척도에 반영된 대학생 사회불안의 한국 문화적 특성은 수행상황에 두드러진 신체화 반응, 일상적 사회상황에서의 대인 간 온라인 소통 선호와 가해염려형 불안, 어른을 중심으로 한 권위자에 대한 불안 반응 등이다. 이러한 결과를 바탕으로 본 연구에서 개발한 사회불안 척도의 의의와 한계점 및 결과가 갖는 함의를 논의하였다.

주요어 : 대학생, 사회불안, 수행불안, 대인불안, 척도, 신뢰도, 타당도

* 본 연구는 최명희(2018)의 경북대학교 박사학위논문 ‘대학생 사회불안 척도 개발과 타당화’ 중 일부를 발췌, 수정한 내용임.

† 교신저자 : 김진숙, 경북대학교 교육학과, 대구시 북구 대학로 80 사범대학 신관 405호

Tel: 053-950-5813, E-mail: flow@knu.ac.kr

사회불안(social anxiety)은 불안의 한 유형으로 대인관계나 발표, 수업 등의 수행상황에서 타인의 시선과 부정적 평가를 두려워하는 정서적 반응이다. 동시에 사회불안은 인지적, 행동적 반응과 신체적 증상을 동반한다. 증상이 6개월 이상 지속되고 일상생활을 정상적으로 영위하기 어려운 경우, DSM-5(American Psychology Association; 이하 APA, 2013)에서는 사회공포증(social phobia)으로 진단하는데, 연구자에 따라 사회공포증을 사회불안장애(social disorder)로 지칭하기도 한다.

우리나라 성인의 경우 미국에 비해 임상적으로 사회불안장애 진단을 받는 비율이 낮다. 미국에서는 성인 인구 12.1% 정도가 평생에 한번은 경험할 정도로 사회불안장애가 흔하며(Rucico et al., 2008) 평생 유병률이 높다(Walker et al., 2008). 반면 우리나라 18세 이상 일반인의 사회불안장애 평생 유병률은 1.6%(보건복지부, 2016)로 미국에 비해 현격히 낮은 수준이다. 이 같은 유병률의 차이는 우리나라에는 미국과 달리 개인주의 문화에 집단주의적 문화가 여전히 혼재하기(박선영, 2016) 때문인 것으로 추정된다. DSM-5에 따르면 집단주의 성향이 강한 문화권에서는 사회불안장애 유병률이 실제보다 낮게 나타날 수 있으며, 특정 문화권에서는 부끄러움이 예의바름으로 인정될 수 있음을 밝히고 있다. 특히 집단주의 문화권에서는 불안으로 대인 간 거리를 유지하고(Perry et al., 2013), 위축되거나 얼굴이 붉어지는 등의 신체증상(Clark & Well, 1995)을 부끄러움이나 겸양으로 여길 수 있다. 상대적으로 개인주의적 사회에서는 사회불안의 증상이 경미해도 병적으로 인식하여 임상적 진단을 받는 경향을 보인다. 즉 개인보다 타인 위주의 사회에서는 증상이 심해야 병으로 인식하

고 사회불안으로 진단받는 특성이 있다. 따라서 서구에 비해 진단의 역치가 높고 증상의 정도에 비해 진단으로 나타나는 유병률이 낮다(김현수, 양재원, 2017)는 점에서 우리나라는 집단주의 문화의 영향을 받는 것으로 볼 수 있다.

이처럼 우리 문화권에서 나타나는 사회불안 진단의 역치가 상대적으로 높은 경향은 사회불안의 발견을 늦추어 적절한 치료시기를 놓칠 위험성을 내포한다. 실제로 사회불안이 있는 사람은 가족과 친구 등 가까운 사람들과의 상호작용에서는 증상을 나타내지 않거나(Capps, 2015), 자신의 증상에 대한 창피함과 부끄러움으로 가족에게조차 거리를 두거나 증상을 숨길 수도 있어(김은정, 2016) 사회불안이 조기에 발견되기 어려울 수 있다. 특히 사회불안장애는 다소 늦은 청소년기에 시작되는 경향이 우세하다(Capps, 2015). 따라서 입시 등의 학업성취 문제가 중요시되는 우리나라에서는 청소년기에 이미 시작된 사회불안이 증상으로 주목받지 못한 채 대학생 시기에 이를 수 있다. 뿐만 아니라, 이때는 부모에게서 불가피하게 독립하거나 대인관계의 폭이 급격히 넓어져 혼란과 스트레스를 경험하기 쉬운 환경이므로(강재연, 장재홍, 2017), 시기적으로 사회불안 증상을 당연히 겪는 스트레스로 오인할 가능성이 높다. 이처럼 사회불안이 적절한 시기에 발견되지 못하고 지속될 경우 대학생의 현실적인 부적응을 초래한다. 특히 사회불안장애가 유발하는 학업적 성취 저하, 학교 부적응, 취업률과 직업적 생산성 저하, 낮은 사회·경제적 지위와 이혼 등(APA, 2013)의 문제는 학교생활에서 직업세계와 결혼 등으로 진입을 앞둔 대학생의 현재와 미래의 삶을 위협할 수 있다.

한편 사회불안장애는 치료가 필요할 정도의 사회불안을 임상적으로 진단한 것이다(박기환, 2007). 숙명적으로 타인과 어울려 살 수밖에 없는 인간에게 사회불안은 흔히 경험할 수 있는 현상이지만, 노출되지 않는 가운데 증상이 지속되고 심화되면 사회불안장애로 이어질 수 있다. 즉 사회불안은 증상의 정도에 따른 차이로서 사회불안장애와 연속선상에서 이해할 필요가 있다(문혜신, 2001). 따라서 사회불안 증상의 정도를 포괄하여 사회불안장애의 진단 외에 경미한 증상을 측정할 수 있으면, 사회불안이 사회불안장애로 이행되지 않도록 할 수 있을 것이다. 환언하면 사회불안에 취약한 대학생을 대상으로 사회불안 증상의 정도를 적절한 시기에 평가하는 것은 그들 삶의 위험성을 진단하고 예방하는 데 필수적이다.

현재까지 개발된 대학생 대상 사회불안 평가도구는 대부분 해외에서 개발된 것으로, 국내에서는 보편적으로 국외 척도를 타당화하여 사용하고 있다. 사회적 상황의 전반적인 회피와 불안을 측정하는 도구(Social Avoidance and Distress Scale: SADS, Fear of Negative Evaluation: FNE)는 Watson과 Friends(1969)가 개발하였으며, FNE 단축형 척도(Leary, 1983) 개발로 이어졌다. 국내에서는 이정윤과 최정훈(1997)이 SADS와 Leary(1983)의 단축형 도구 FNE를 타당화하였다. 이어 역채점 문항에 관한 논의를 바탕으로 FNEⅡ의 타당화(홍영근, 문지혜, 조현재, 2011)가 이어졌다. 또한 DSM-III(1980)의 진단 기준을 기반으로 개발된(Turner et al., 1989) 사회공포증과 불안 검사(Social Phobia and Anxiety Inventory: SPAI)는 사회공포증과 광장공포증 2요인으로 구성되었으며 한국판으로도 타당화되었다(김남재, 2004). 또한 Vente 등(2014)이 SPAI의 사회공포증 척도만 사용하여 18문항

단축형을 출판하였는데, 한국판으로는 14문항 단축형으로 타당화되었다(홍영근, 2014).

한편 Glass 등(1982)은 사회불안의 인지적 특성에 주목하여 사회적 상호작용 상황에서 나타나는 자동적 사고를 측정하는 도구인 Social Interaction Self-Statement Test(이하 SISST)를 개발하여 6학년에서 12학년 청소년을 대상으로 타당화하였다. 국내에서는 한국판 사회적 상호작용에 대한 자기진술 검사(한국판 SISST)로, 대학생을 대상으로 타당화되었다(조용래, 김정, 원호택, 1997).

또한 사회불안이 나타나는 상황에 주목하여 요인을 구분하고 측정하는 도구(Mattick & Clarke, 1998; Leary, 1983; Liebowitz, 1987)도 개발되었다. 상황 구분은 연구자마다 상이하나, 수행상황을 분리한 공통점을 보인다. 구체적으로 Leary(1983)는 수행상황을 발표상황에 초점을 두어 대인 간 상황과 요인구분을 한 Interaction and Audience Anxiousness Scales(이하 IAAS)를 개발하였다. IAAS는 인지와 정서적 측면에 초점을 두고 행동적 반응은 배제하였다. 국내에서는 김남재(1995)가 대인 간 상황 문항만을 타당화하였다. 이어서 수행상황을 ‘그룹에 보고서 제공하기’, ‘공공장소에서 식사하기’ 등 11개로 규정하여 사회적 상호작용 상황 11개를 함께 포함한 Liebowitz Social Anxiety Scale(이하 LSAS)이 개발되었다(Liebowitz, 1987). LSAS는 임상가가 환자와 면담을 진행하면서 환자의 상황별 사회불안과 회피를 측정한다. 이어 LSAS는 자기보고식 검사도구(Oakman et al., 2003)로 타당화되었다. 국내에서도 LSAS는 자기보고식 및 임상가 평정용 도구(강진화, 이정애, 오강섭, 임세원, 2013; 유은승, 안창일, 박기환, 2007)로 타당화되었다. 또한 Mattick과 Clarke(1998)는 수행과 활동 등의 특정상황에서

타인에게 관찰되는 두려움을 일반적인 사회적 상호작용 상황과 분리하여 2개의 척도로 개발하였다. 이 척도는 임상집단 인터뷰를 바탕으로 대학원생을 포함하여 The Social Phobia Scale(이하 SPS)과 The Social Interaction Anxiety Scale(이하 SIAS)로 개발되었다. SPS는 관찰을 인식하게 되는 특정상황에서의 두려움을, SIAS는 일반적인 사회적 상호작용의 두려움을 측정한다. 이 도구는 김향숙(2001)이 변안하여 대학생을 대상으로 타당화하였으며, 김소정과 윤혜영 및 권정혜(2013)는 성인 및 사회불안장애환자를 대상으로 타당화하였다.

이처럼 기존에 개발되고 타당화된 척도들은 증상과 상황 등의 구성개념을 바탕으로 한 것으로, 대부분 DSM III~IV까지의 사회불안 진단 기준을 반영하고 있다. 하지만 DSM-5(2013)의 진단 기준은 대중 앞에서 말하거나 수행하는 데 따른 공포를 수행 단독형 불안으로 제시한다는 점에서 이전과는 두드러진 차이를 보이며, 사회적 관계나 관찰 상황과는 차별화된 진단이 필요함을 강조하고 있다. 더구나 수행 단독형 불안을 보이더라도 다른 사회적 상황에서는 불안을 나타내지 않을 수 있다. 이 때문에 수행 단독형 불안은 독립된 구성개념으로 측정할 필요가 있다. 즉, 발표 및 토의 토론 등의 활동을 많이 하게 되는 대학생의 수업 형태를 고려할 때 수행 단독형 불안을 측정하여 높은 불안을 느끼는 대학생에게 상담적 개입을 할 수 있다면 그들의 안정적인 학교생활 적응과 학업성취를 도울 수 있을 것이다.

이러한 관점에서 볼 때, 현재까지 개발된 사회불안 측정도구는 대학생의 학교생활에 가장 밀접한 수행상황을 단독으로 다루고 있지 않다. 또한 상호작용 상황에서도 주로 불안과

회피반응을 중심으로 측정하기에 인지, 정서, 행동, 신체반응을 통합적으로 알기 어려워 상담적 개입에 적절한 정보를 제공하지 못할 수 있다. 사회불안이 있는 사람들은 자기보호적인 표현 방식이 개인마다 다르다(Capps, 2015). 즉 상황에 대한 인지적인 증상과 위축 행동, 부정적 평가를 피하고자 하는 안전행동 및 각각의 신체반응까지 다양하게 나타난다(Biedel, Turner, & Dancu, 1985). 특히 신체화 반응이 비교적 강한 우리 문화권(강지연, 주은선, 2014)에서 신체 반응은 사회불안을 판단하는 지표로 빼놓을 수 없는 요소이다.

문화특수 증후군으로서 동양문화권에서 발견되는 가해염려형 사회공포증에 대한 가정(APA, 1994) 역시 사회불안의 특성으로 측정되어야 할 부분이다. 아시아권 이외의 지역에서도 관찰된다는 보고가 있지만(APA, 2013), 타인을 불편하게 하거나 불쾌감을 유발할 두려움을 나타내는 가해염려형 사회공포증은 여전히 문화와 관련된 쟁점이다. 뿐만 아니라 서양과 달리 잠재적으로 평가와 연관된 불안이 작용하여 권위자에게 보고하는 상황에서 사회불안을 느낀다는 점에서 사회불안 유발 대상에 대한 고찰 또한 필요하다. 특히 위계와 권위를 중시하는 한국 문화권에서는 권위적 대상과의 상호작용에서 불안을 경험할 가능성이 높다(강진화 외, 2013). 따라서 우리나라 대학생들에게 불안을 동반하는 권위의 대상을 밝힐 필요가 있다.

아울러 급변하는 현대사회의 양상은 대인관계의 변화를 초래하고 있어, 사회불안의 평가에 이러한 특성의 반영이 필요하다. 가장 두드러진 변화는 온라인 의사소통의 급증으로, 이로 인해 사회불안이 높은 사람들이 오프라인의 대인관계를 회피할 수 있다. 실제로 온

라인 의사소통의 급증과 스마트 모바일 사용의 확대(Kim & Kang, 2017) 간접적 의사소통 매체인 SNS(Social Network Site)로 대인관계를 유지하는 비율이 늘어나는 추세이다(Lee & Sung, 2013). 이에 따라 대인불안이 높은 사람들은 면대면 대신 SNS를 선택하여 그들의 높은 관계 욕구를 충족하려는 경향을 보인다(고은영, 최윤영, 최민영, 박성화, 서영석, 2014). 대인불안이 있는 사람들에게 SNS는 비교적 안전한 매체로 인식되지만, 온라인과 오프라인에서의 자기를 불일치하는 것으로 느낄 위험성이 있다. 이는 사회불안이 있는 사람들이 부정적인 자기개념을 보이는 데에 따른 결과이다(High & Caplan, 2009). 따라서 대학생의 사회불안은 매체 환경을 함께 고려하여 평가할 때 그들의 사회불안에 대한 실질적인 이해와 치료적 접근이 이루어질 수 있다.

본 연구에서는 전술한 필요성에 따라, DSM-5의 진단기준을 바탕으로 한 사회불안 평가도구를 개발하고자 한다. 즉 오늘날 우리나라 대학생이 처한 사회문화적 환경을 고려하고, 수행상황을 일반적 사회적 상황과 구분하여 사회공포증으로 이행되기 전 사회불안을 평가하여 예방적 개입이 가능한 도구를 개발하고자 하였다. 이로써 상담자는 대학생의 수행 단독형 불안을 측정하여 증상을 조기에 발견할 수 있을 것이다. 또한 본 연구에서 개발한 도구는 수행 단독형 외 대인관계와 관찰되는 상황에서의 불안까지 종합적으로 측정하여 자료를 제공함으로써, 사회불안 증상의 상담적 개입을 가능하게 할 것이다. 덧붙여 대학생 대상 사회불안 연구의 기초자료를 제공할 수 있을 것이다. 따라서 본 연구에서는 다음과 같은 연구문제로 척도를 개발하고 타당화하고자 하였다. 첫째, 대학생 사회불안 척도의

구성요인은 무엇인가? 둘째, 대학생 사회불안 척도의 신뢰도와 타당도는 어떠한가?

방 법

연구대상

사회불안 척도를 개발하기 위해 연구대상을 표 1과 같이 모집하여 면담과 개방형 질문지 조사, 예비연구와 본 연구를 실시하였다. 연구대상은 4년제 대학과 전문대학에 재학중인 남녀 대학생이며, 제주도를 제외한 전지역 목적 표집으로 참여자를 모집하였다.

연구도구

한국판 사회적 회피 및 걱정/부정적평가 두려움 척도(K-SAD, K-FNE)

이 척도는 본 연구 개발 척도의 수렴타당도 검증을 위하여 사용하였다. SAD는 Watson과 Friends(1969)가 개발한 것이고, FNE는 Leary(1983)가 단축형으로 개발한 것을 한국판으로 타당화한(이정윤, 최정훈, 1997) 것이다. 두 척도는 사회불안을 측정하기 위해 동시에 사용하며, 사회불안장애 환자와 대학생을 대상으로 조사하여 한국판으로 타당화하였다.

K-SAD와 K-FNE는 3요인 40문항이며, 1(전혀 그렇지 않다)~5(매우 그렇다)점으로 응답하도록 되어 있다. 요인별 문항수와 문항 내용은 다음과 같다. 첫 번째 요인인 ‘사회적 상황에 대한 회피’는 ‘사람들과 어울려야 하는 약속이면 대체로 다 지킨다.’의 15문항으로 총 16문항으로 구성되어 있다. 두 번째 ‘다수의 사람과 어울리는 심리적 불편감’ 요인은 ‘사람

표 1. 척도개발 절차별 연구 대상 현황

구분	면담 조사	개방형 질문지 조사	예비 조사	본 조사			교차타당도 표본
				1차 검사	재검사		
성	남성	3	20	198	410	125	40
	여성	2	81	294	462	211	148
	계	5	101	495	881	341	192
학교 종류	4년제대	5	53	414	717	296	97
	전문대	·	48	81	164	45	95
	계	5	101	495	881	341	192
연령	18~26	5	101	484	861	334	189
	27~29	·	·	9	9	3	·
	30세 이상	·	·	2	1	·	·
	계	5	101	495	881	341	192
지역	수도권	·	42	167	333	50	48
	충청권	·	·	6	95	32	·
	강원권	·	·	·	10	·	·
	전라권	·	·	·	89	54	·
	경상권	5	59	322	354	205	144
	계	5	101	495	881	341	192
조사 방법	면접	설문지	인터넷(67) 설문지(428)	설문지			

주. 1. 미응답 인원은 표기하지 않음. 2. 제시된 인원은 통계분석에 사용된 최종 인원임.

을 잘 알게 되기 전까지는 같이 있는 것이 긴장된다.’를 포함한 총 12문항으로 이루어져 있다. 세 번째 요인은 ‘부정적 평가에 대한 두려움’이며 ‘내가 어떤 인상을 주는지에 대해 대개 걱정된다.’를 포함한 12문항으로 구성되어 있다. 본 연구에서 보인 신뢰도는 사회적 상황에 대한 회피 .918, 다수의 사람과 어울리는 심리적 불편감, 사회적 상황에 대한 회피와 다수의 사람과 어울리는 심리적 불편감을 합

한 K-SAD .925, 부정적 평가의 두려움 .900, 전체 .945이었다.

한국판 사회적 상호작용 불안 척도/사회공포증 척도(K-SIAS, K-SPS)

이 척도는 Mattick과 Clarke(1998)가 대학생의 사회불안을 상황적 요인으로 측정하도록 개발한 도구이다. 본 연구의 일상적 사회상황 요인의 특성을 가장 잘 반영하는 척도로서 공인

타당도 검증에 활용하였다. K-SIAS와 K-SPS는 사회적 상호작용 상황(SIAS)과 특정상황 불안(PS)을 측정하는 원척도를 Carleton 등(2009)이 단축형 14문항으로 개발한 것을 대학생 및 일반 집단을 대상으로 김소정 등(2013)이 한국판으로 타당화한 것이다. 3요인 구성이며, 응답은 0(전혀 그렇지 않다)~4(매우 그렇다)점이다. 제1요인은 '사회적 상호작용 불안'이며, '여러 사람들과 어울리는 것이 불편하다.'를 포함하여 총 5문항으로 구성되어 있다. 제2요인은 '엘리베이터에 있을 때, 다른 사람들이 나를 쳐다보지 않을까 긴장된다.'를 포함한 총 6문항으로 이루어져 있다. '주의를 끄는 것에 대한 두려움'을 측정하는 제3요인은 '다른 사람의 관심을 끄는 행동을 하게 될까 걱정한다.'를 포함하여 3문항으로 구성되어 있다. 본 연구에서 사회적 상황은 .926, 명시적 평가에 대한 두려움 요인은 .868, 주의를 끄는 것에 대한 두려움 .837, 전체 .926의 신뢰도를 보였다.

한국판 발표불안 사고 검사(K-SATI)

이 척도는 본 연구 개발 대학생 사회불안 척도의 수행상황 요인의 공인타당도 확인에 사용하였다. 수행상황은 정기적으로 수행되는 발표나 공연, 수업 상호작용과 토의 토론 등의 공식적 말하기와 행동을 포괄하는 개념이다. K-SATI는 조용래(2004)가 2요인 23문항으로 구성된 원척도(Cho, Smits, & Telch, 2004) 발표불안 사고검사(Speech Anxiety Thoughts Inventory)를 우리나라 일반 대학생을 대상으로 타당화하였다. 이 척도는 1(사실이라고 전혀 믿지 않는다)~5(완전히 사실이라고 믿는다)점으로 평정하는 자기보고식 검사이다. '수행부족에 대한 예언'을 측정하는 1요인은 '내가 하

는 말이 어리석게 들릴 거야.'를 포함하여 13문항으로 구성되어 있다. 2요인 '청중의 부정적 평가에 대한 공포'는 '내가 발표를 못한다면 청중들이 나를 부정적으로 기억할 거야.'를 포함하여 10문항으로 이루어져 있다. 본 연구에서의 신뢰도는 수행부족에 대한 예언 .954, 청중의 부정적 평가 요인 .923, 전체 .964이었다.

한국판 가해염려를 동반한 사회공포증 척도(K-TKS-17)

이 척도는 본 연구 개발 대학생 사회불안 척도의 일상적 사회상황 요인과의 상관관계 확인과 공인타당도를 확인하기 위해 사용하였다. 가해염려 동반 사회공포증상을 측정하는 도구(Taijin Kyofusho Scale: TKS)는 국외에서 31문항으로 개발되었다(Kleinknecht et al., 1997). 한국판은 조용래와 김은정(2005)이 대학생을 대상으로 단축형 17문항으로 타당화하였다. 단일요인으로 문항은 '내가 무심결에 다른 사람의 감정을 상하게 할까봐 두렵다'와 같다. 1(전혀 그렇지 않다)~7(전적으로 그렇다)점 척도로 본 연구 신뢰도는 .939였다.

연구절차

구성요인 도출과 예비문항 개발

대학생 사회불안 척도의 구성요인 도출과 예비문항 개발을 위하여 문헌고찰과 면담 조사, 개방형 질문의 과정을 거쳤다. 문헌고찰에서 사회불안을 느끼는 상황별 요인구분이 상담적 개입에 효과적이라는 선행연구(김소정, 윤혜영, 권정혜, 2013)에 근거하여 사회불안을 느끼는 상황과 증상을 동시에 파악하기 위해 남녀 대학생 5명을 대상으로 면담을 진행하였

다. 면담에서는 피면담자가 사회불안을 느끼는 대상과 상황을 중심으로 질문하였으며, 피면담자의 인지, 정서, 행동, 신체반응을 추출하고자 하였다. 면담질문은 사회불안의 이론고찰을 근거로 생성하였다. 특히 우리나라 대학생 사회불안의 문화적 특성을 파악하기 위해 신체 반응과, 상호작용을 할 때 불안을 느끼는 대상을 탐색하는 질문을 포함하였다. 또한 목적표집으로 대상자에게 동의를 구하여 진행한 면담은 유사한 대답이 나올 때까지 실시하고 녹음과 전사과정을 거쳤다.

이러 면담 대상자 수의 양적 한계를 보완하기 위하여 수도권과 경상권에 거주하는 대학생 101명을 대상으로 개방형 질문지 조사를 하였다. 개방형 질문지 내용은 ‘권위적으로 느껴지는 대상’, ‘낯선 사람과 만나서 이야기하는 등의 구체적인 상황’과 ‘그 상황에서 하게 되는 생각과 행동, 느낌, 몸의 변화 및 이처럼 반응하게 되는 이유’를 응답하도록 하였다. 또한 ‘남들 앞에서 음식을 먹거나 사람들이 모여 있는 곳을 걸어 지나가야 하거나 복잡한 엘리베이터에 혼자 타게 되는 등 많은 사람 앞에서 혼자 무엇을 하게 되는 상황’ ‘수업시간이나 발표, 무대공연, 행사 발표 등의 상황’을 떠올려 해당 상황에서의 생각과 느낌, 행동이나 몸의 변화 등을 기록하도록 하였고, 추가적으로 이와 유사한 반응이 일어나는 다른 상황도 답하도록 하였다. 개방형 질문지에서는 응답자 반응 전사 내용을 줄분석하여 얻은 자료를 사회불안을 느끼는 대상과 상황으로 분류하였다. 사회불안을 느끼는 대상은 다시 구체적인 대상과 반응 이유, 대면 반응으로 범주화하였다. 또한 사회불안을 느끼는 상황은 구체적인 상황과 반응, 이유로 범주화하였다. 범주화는 문헌고찰과 대학생의 응답에

따른 것으로, 사회불안을 유발하는 대상에 대한 응답과 상황에 따른 반응의 유사성에 근거하였다. 이에 따라 문헌고찰에서 살펴본 사회불안의 구성요소와 면담 자료 분석 결과와 비교 검토하여 대학생 사회불안의 구성요인을 정의하였다. 이 과정은 척도 개발과 질적 연구 경험이 풍부한 상담심리학 전공교수의 검증을 거쳐 객관성을 확보하였다.

이어서 예비문항을 작성하였다. 문항은 문헌조사에서 도출한 163문항, 면담조사와 개방형 질문지 조사에서 추출하여 작성한 56문항, 기존 사회불안 척도 문항을 참고하여 만든 20문항을 추가하였으며, 연구자가 이들 문항을 검토하여 145문항을 삭제하고 총 93개의 문항을 남겼다. 이 과정에서 면담과 개방형 질문지 조사에서 드러난 권위적 대상과 신체반응의 양상, 타인에게 피해를 줄까 과도하게 반응하는 가해염려형 사회공포증의 양상을 한국 문화적 특성으로 확인하고 작성하였다. 예컨대 권위자와 신체반응을 탐색하는 문항은 ‘수업시간에 교수님께서 부르시면 식은땀이 난다.’, ‘회의 중에 내 의견을 말하려면 몹시 떨린다.’이다. 가해염려형 사회공포증의 양상을 묻기 위해 ‘복잡한 엘리베이터에서 내 몸에서 나는 냄새로 남들이 기분나빠할 것이다.’ 등과 같은 문항을 작성하였다. 또한 개방형 질문지에서 나타난 ‘엘리베이터나 사람들이 모인 곳에서는 핸드폰을 보거나 바닥을 보고 걷는다’와 같은 회피 반응은 온라인 문화가 발달된 현대 대학생의 소통 환경에서도 나타날 수 있을 것으로 판단하여 ‘만나서 대화하는 것보다 온라인 상으로 소통하는 것이 편하다.’, ‘예약이나 주문을 해야 할 때 전화통화가 거부하여 되도록 앱을 찾아 활용한다.’와 같은 문항으로 구성하였다. 이같은 문항구성에서는 측정 영

역 포괄성, 명료성, 이해도 등을 고려하였다 (엄명용, 조성우, 2005). 다음 단계로 93개 문항에 대해 내용 타당도 검증을 거쳤다. 검증에는 임상전문가 1인, 대학상담센터 상담전문가 1인, 척도개발 유경험 박사 1인, 기업상담가 1인이 참여하였으며, 척도개발 및 상담분야 연구 경험이 풍부한 상담심리학 전공교수와 최종 논의를 거쳤다. 이를 통해 문항을 일부 수정하고 4개 문항을 추가하여 최종 97개 문항을 확정하였으며, 문항의 합문법성을 국어 전문가에게, 내용 이해에 대한 확인은 대학생 1인에게 의뢰하였다. 내용 타당도 검증에 참가한 전문가 집단 구성은 사회불안장애의 가능성과 특성을 고려하여 임상 전문가를, 연구대상인 대학생의 특성을 검증하기 위하여 대학 상담센터 전문가와 기업상담가를, 문항 개발 요건과 구성의 타당성을 확인하기 위해 척도개발 유경험자를 위촉하였다. 문항 수정에서는 상황을 구체적으로 담고 있지 않은 경우, 문항에 구체적인 상황을 삽입하였다. 예컨대, ‘남들이 나를 지켜보는 것이 두렵다.’는 ‘사람들이 모인 곳에서는 남들이 나를 지켜볼 것 같아 두렵다.’로 상황을 구체화하였다. 또한 ‘공연이나 발표’ 상황으로 서술되어 있던 기초문항은 ‘발표나 공연할 때’로 어순을 바꾸어 수정하였는데, 대학생들이 보편적으로 접하는 상황이 공연보다 발표가 일반적이라는 전문가의 의견에 따른 것이다. 또한 특정 상황에 문항이 집중되어 있어 문항을 수정한 경우도 있다. ‘공연이나 조별 발표를 망치지 않기 위해 반드시 미리 연습한다.’는 상황을 바꾸어 ‘수업시간에는 떨어져 질문을 하지 못한다.’로 교체하였다. 이처럼 문항 각각에 대한 전문가 의견을 바탕으로 문항을 수정하거나 추가하여 예비문항 97개를 확정하였다.

예비연구

예비문항 개발 후, 수도권, 충청권, 경상권의 대학생 538명에게 예비조사를 실시하고, 완료된 설문 중 불성실한 응답지를 제외하고 495명의 자료를 분석대상으로 선정하였다. 자료분석에서 적절한 문항을 선정하기 위하여 문항의 평균과 표준편차 등의 기초통계량을 산출하였다. 또한 문항의 하위 요인 간 상관관을 확인한 후 문항 총점 간 상관계수로 문항의 변별도를 확인하였다. 이때 요인 간 관련성이 적절한 수준 이상인 문항을 수용하기 위해 첨도와 왜도, 문항 총점 간 상관 수준을 정하여 확인하였다. 그리고 문항내적일치도 계수를 산출하여 첨도와 하위요인별 신뢰도와 문항제거 시 신뢰도 계수를 높게 하는 문항을 확인하였다. 이어 탐색적 요인분석으로 개발된 척도의 요인구조를 알아보았다.

본 연구

예비조사를 통해 확정된 사회불안 척도의 타당성 검증을 위해 수도권과 강원권 및 충청권, 전라권, 경상권의 대학생 939명에게 최종 확정된 문항 설문을 실시하고, 이 중 불성실한 응답을 한 설문지를 제외하여 881명의 자료를 분석하였다. 문항의 양호도와 신뢰도를 저해하는 문항은 예비조사와 동일한 절차로 확인하였다. 이어서 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 실시하였고, 척도의 수렴타당도는 표준화 추정값과 측정 오차를 활용하여 개념신뢰도(Construct Reliability, CR)를 구한 결과로 확인하였다. 이어 요인 간 상관계수의 제곱값(r^2)을 평균분산추출값(Average Variance Extracted, AVE)과 비교하여 척도의 판별 타당도를 확인하였다. 공인타당도 확인을 위해서는 본 연구 개발 척도와 이미 타당한 것으로

입증된 사회불안 척도와 의 상관 계수를 산출하여 확인하고 요인별로 검증하였다. 본 연구에서 확인한 척도의 일반화 가능성을 알아보기 위해 표본을 달리한 대학생 192명에게 설문 실시하여 교차타당도를 검증하였다. 또한 본조사 2주 후 341명에게 동일한 설문을 실시하여 이전 검사점수와의 상관관계를 확인하여 척도의 검사-재검사 신뢰도를 산출하였다. 자료분석에는 SPSS 22.0, Mplus 7.0을 사용하였다. 이상 절차는 척도개발 선행연구(김윤희, 2017)와 이론서(엄명용, 조성우, 2005)를 기반으로 하였다.

연구결과

구성요인 도출과 예비문항 개발

문헌고찰을 통해 사회불안은 수행상황과 일상적 사회상황에서 인지, 정서, 행동, 신체반응이 나타나는 증상임을 확인하였다. 그리고 면담과 개방형 질문지 응답을 통해 사회불안을 느끼는 대상과 사회불안 상황 및 반응을 구체화하였다. 사회불안을 느끼는 대상에 대한 응답은 개방형 질문지($n=101$)에서 수업 중 조별과제로 만나는 ‘낮선 사람’ 43건, ‘교수님’ 29건, ‘선배’ 13건, ‘동기’ 6건 등이었다. ‘낮선 사람’에 대한 반응은 ‘어색함에 아무 말이나 한다.’, ‘할 얘기를 고민한다.’, ‘심장이 빨리 뒹다’, ‘시선이 부산스럽다.’, ‘얼굴이 붉어진다.’ ‘몸에 열이 난다’ 등의 신체 반응이 대부분이었으며, 반응 양상은 응답자별로 다양하였다. ‘교수님’에 대한 반응은 ‘긴장한다.’, ‘숙이고 들어간다.’, ‘말을 걸기 어렵다.’, ‘복종해야 할 것 같다.’, ‘공손하게 행동한다.’였다. 선

배와 동기에게는 ‘눈을 마주치기 어렵다.’, ‘피한다.’의 반응을 나타냈다. 이러한 반응은 면담의 내용과 유사하나 면담에서는 ‘선배’에 대한 반응이 없었던 점만 차이가 있었다. 개방형 질문지에서 도출한 상황 중심의 사회불안 구성요인은 수행상황과 일상적 사회상황 2요인이었다. 이어서 문헌고찰과 개방형 질문지 분석결과 및 내용타당도 검증을 토대로 대학생 사회불안의 구성요인을 조작적으로 정의하였다. 수행상황의 조작적 정의는 타인의 평가와 관찰이 예상되는 가운데 정기적으로 수행되는 발표나 공연 및 수업 상호작용, 토의·토론 등의 공식적인 말하기와 행동 상황이다. 일상적 사회상황은 친구나 권위자, 이성 및 낯선 사람과의 상호작용과, 대중교통 이용이나 혼자 밥먹기 등 타인의 관찰이 있는 비공식적인 사회상황으로 정의하였다.

다음으로 문헌고찰과 개방형 질문지 반응을 참고하여 예비문항을 구성하였다. 앞서 기술한 1, 2차 내용타당도 검증 과정을 거친 후 일상적 사회상황 60문항과 수행상황 37문항을 선정하여 97개의 예비문항을 확정하였다. 확정된 문항 수는 일상적 사회상황에서 신체, 정서 반응 22문항, 인지와 행동 반응을 측정하는 19문항이 각각 포함되었다. 수행상황은 신체, 정서 반응 측정 15문항, 인지, 행동 반응 측정 각 11문항을 포함하였다.

문항 분석 및 요인 탐색

양호한 문항을 선정하기 위해 문항 평균과 표준편차를 산출하여 문항분석을 실시하였다. 본 연구에서 개발한 척도는 0(전혀 그렇지 않다)~3(늘 그렇다)점까지 응답하는 4점 척도이므로 문항의 평균이 0과 3점의 양극단에

가깝다면 변별력이 낮은 것으로 판단하였다 (McCoach et al., 2013). 예비조사 결과 0의 극단에 가까운 값을 보인 문항 5개를 삭제한 후, 평균과 표준편차를 비교하여 응답의 변별도가 떨어지는 것으로 판단한 문항 4개를 제거하였다. 또한 왜도 3이상과 첨도 10이상의 문항 11개를 제거하였다. 이 과정에서 중복 제거되는 문항들이 있어 삭제된 문항은 모두 11개였다.

전체 척도의 문항 간 상관계수를 검토하여 .20이하인 문항들은 상관관계를 예측하기 어렵기에(Kline, 1986), 하위구인별 문항-총점 간 상관계수를 구하여 .30이 되는지를 확인하여 해당 구인측정에 양호한 문항인지(McCoach et al., 2013)를 판단하였다. 이상과 같은 과정을 거쳐 문항의 양호도가 현저히 떨어지는 13개 문항을 제거하고 탐색적 요인 분석을 실시하였다.

탐색적 요인 분석에는 97개 문항 중 13개를 제외한 84개 문항이 사용되었다. 표준적합도 KMO가 .962로 .90 이상의 양호한 결과를 보였다. 또한 Bartlett의 구형성검정 수치($\chi^2 = 8570.589$, $df = 406$, $p < .001$)도 통계적으로 유의한 것으로 나타나, 요인분석을 위한 문항의 선정이 상당히 양호한 것으로 판단하였다 (Tabachnick et al., 2001). 고유치 1 이상 요인 및 스크리 도표를 고려하여 요인구조 해석과 명확성 등을 파악한 결과 2요인으로 요인을 추출하였다. 본 연구에서는 스크리 도표상 3요인에서 급격히 완만해지는 형태를 볼 수 있으나, 이론적 배경을 근거로 2요인으로 판단하였다.

요인추출은 주축 요인 추출법(Principal Axis Factoring)으로 하였으며 사각회전 방법을 사용하였다. 구조 계수 행렬(factor pattern matrix)을 고려하여 분석 단계에서 요인 적재량이 .30

이하인 경우 문항 선정에서 일차 배제하고, .40이상을 양호한 수준(송지준, 2009)으로 판단하여 최종 수행상황 요인 13문항, 일상적 사회상황 요인 16문항으로 총 29문항을 우선 선택하였다. 이 단계에서 요인 구분과 문항 확정을 위하여 요인수를 지정하지 않고 분석하는 과정 외에, 요인 수를 지정한 분석을 수차례 수행하여, 상황 요인 구분이 최적화되도록 하였다. 2요인의 누적변량은 52.874로, 설명된 총 변량을 의미한다. 문항 선정에서 요인 부하량 판단 기준은 .40이상으로 하였으며 기준은 구조행렬을 사용하였다. 이때 변수와 요인의 상관 확인을 위해 패턴행렬의 요인 부하량도 함께 검토하였다.

본 조사 문항은 예비문항에서 선정된 2요인 29문항 외에, 요인 부하량이 .30 수준에 미달하지만, 사회불안에 대한 이론적 설명력이 있는 것으로 판단한 11개 문항을 추가하여 40문항을 확정하였다. 추가한 11개 문항은 수행상황 요인에 1개, 일상적 사회상황 요인에 해당하는 문항 10개이다. 추가한 문항 11개 중 6개 문항은 예비조사에서 탈락한 문항으로, 문화적 특성과 면담 조사에서 일관된 반응을 보인 점, 특히 교수를 권위자로 인식하여 나타난 반응이 수행상황 요인에서는 높은 부하량을 보인 점, 문헌 고찰에서 안전행동이 두드러진 점을 고려한 것이다. 추가 11개 문항 중 5개 문항은 예비문항에서 탈락하였으나, 교차된 요인 적재값을 보인 문항을 중심으로 선정하였으며, 요인 특성에 맞게 문항을 수정하여 추가하였다. 문항 수정은 Carleton 등(2009)의 SAD, SPS 단축형을 참고로 하였다. 예컨대 예비문항에서 사용된 ‘남들 앞에서는 되도록 주목받지 않기 위해 가만히 있다.’는 ‘어디에서든 되도록 다른 사람의 관심을 끄는 행동을

하고 싶지 않다.’로 시선의 부담으로 인한 행동 양식과 관련된 사고를 측정하는 것으로 수정하였다.

추가 문항을 포함한 총 40문항의 문항선정 양호도를 확인하기 위해 KMO검증을 한 결과 .962, Bartlett의 구형성검정 수치($\chi^2=12127.633$, $df=780$, $p<.001$)가 통계적으로 유의함을 확인하고 요인분석을 실시하였다. 요인분석은 2요인과 3요인을 각각 가정하여 실시하였다. 2요인은 수행상황과 일상적 사회상황 요인으로, 사회불안에 대한 문헌 고찰을 바탕으로 가정하였다. 또 3요인은 수행상황과 일상적 사회상황, 관찰상황 요인으로, DSM-5에서 음식을 먹거나 음료를 마시는 등 타인에게 관찰되는 상황을 일상적인 상호작용과 분리하여 제시함에 따른 것이다. 요인분석을 실시한 결과 요인 부하량의 교차 양상이 두드러진 3요인에 비해 2요인이 좀 더 적합한 양상을 보여 2요인으로 확정하였다. 따라서 수행상황과 일상적 사회상황 2요인 40문항을 확정하여 본조사를 실행하고 타당도 검증을 하였다.

본 조사 40문항의 결과를 바탕으로 예비연구와 동일한 절차로 문항 평균과 표준편차, 왜도와 첨도를 구하고, 문항-총점 간 상관 및 문항-하위요인 간 상관을 분석하여 문항의 양호도를 확인하였다. 본 척도는 임상집단이 아닌 일반 대학생을 대상으로 하는 0~3점 척도로, 문항 평균은 0.14~1.41이었다. 기술통계에서 한 문항(줄을 서면 나만 눈에 떨 것 같아 긴장된다)은 표준편차 0.448, 왜도 3이상, 첨도 10이상으로 탐색적 요인분석에서 제외하였다. 문항 간 상관은 .80 이상과 .10 미만에 해당하는 문항이 없어 양호한 것으로 보았다(엄명용, 조성우, 2005).

이에 따라 39문항으로 요인분석을 실시하였

다. 먼저, 요인분석을 위한 자료의 적합성을 확인하기 위해 KMO값과 Bartlett 구형성검정치를 산출한 결과, KMO는 .966, Bartlett의 구형성검정치가($\chi^2=19094.529$, $df=780$, $p<.001$) 양호함을 확인하였다. 이어 요인분석은 예비조사 분석과 동일하게 요인추출을 위해 사각회전 방법을 사용하였다. 요인수 지정 없이 분석하여 고유치 1이상의 요인을 추출한 결과는 그림 1의 스크리 도표와 같이 2~3요인 설정이 가능하였다. 이에 문헌고찰을 토대로 예비조사 분석에서와 같이 3요인, 즉 수행상황, 일상적 상호작용, 관찰상황으로 구분될 것으로 가정하고 부하량을 검토한 결과 3요인은 문항 부하량의 교차가 두드러졌다. 예를 들어 ‘다른 사람들이 다 앉아 있는 곳에 들어가려면 남들 시선에 긴장된다.’와 같이 관찰상황에 해당하는 문항과 ‘모임에서 주변 사람들이 나 때문에 떠분하거나 어색했을까봐 걱정한다.’ 등의 일상적 상호작용에 해당하는 문항의 부하량이 가정한 요인으로 일관되게 구분되지 않고 혼재되어 나타났다. 반면 수행상황 요인은 두드러진 요인 부하량을 보였다. 이에 수행상황과 일상적 사회상황 2요인으로 요인구분을 확정

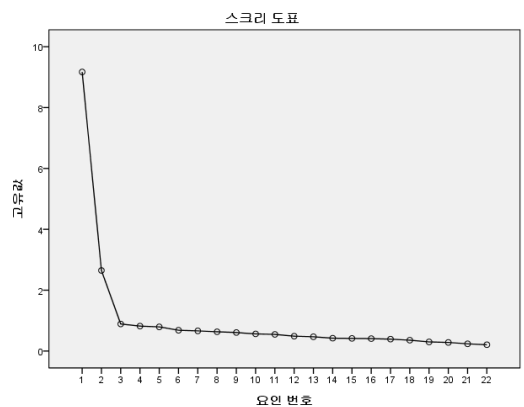


그림 1. 본 조사 Scree 도표

표 2. 사회불안 척도 최종 문항 패턴 행렬

	요인		문항	M	SD
	1	2			
ps1	.928	-.133	발표나 공연을 할 때 몸이 얼어붙는 것 같다.	1.19	0.913
ps10	.852	-.010	발표나 공연을 할 때 긴장되어 머릿속이 하얘진다.	0.92	0.908
pa9	.852	-.015	발표나 공연을 할 때 몸이 몹시 떨린다.	1.04	0.945
pa3	.840	-.059	발표나 공연할 생각을 하면 미리부터 걱정된다.	1.41	0.962
ps4	.806	-.028	발표할 때 긴장되어 입이 마른다.	1.06	0.892
pb14	.747	-.008	나는 되도록 발표하는 상황을 피한다.	1.12	1
pa8	.738	.110	발표나 공연을 할 때 사람들의 시선에 압도당하는 느낌이다.	0.78	0.874
ps13	.722	-.021	발표나 공연을 할 때 얼굴이 붉어지거나 심장이 빨리 뛰는 등의 이상 증상이 있다.	1	0.963
pa5	.717	.075	발표나 공연을 할 때 사람들의 눈을 쳐다보기 어렵다.	0.90	0.949
ps6	.678	.112	토의(토론) 중에 내 의견을 말하려면 몹시 떨린다.	0.89	0.899
ps2	.634	.095	수업시간에 교수님께서 이름만 부르셔도 얼어붙는다.	0.67	0.806
sc16	-.079	.691	나의 눈빛이나 외모는 남들의 기분을 상하게 할 것이다.	0.24	0.563
sc11	-.052	.684	친구와 이야기할 때 내 생각을 말하면 나를 안 좋아할 것이다.	0.20	0.517
sa8	-.020	.684	평상시 만나는 사람들이 나를 인정해주지 않을 것 같아 걱정된다.	0.43	0.725
sc15	-.049	.663	물건교환이나 반품을 요청하면 담당자가 나를 나쁘게 볼 것 같다.	0.34	0.643
sa23	.055	.653	사람들이 모인 곳에서는 남들이 나를 지켜볼 것 같아 두렵다.	0.27	0.617
sc14	.015	.608	학교 동기생과 관계가 틀어지면 나의 학교생활은 끝장이다.	0.42	0.738
sc10	.148	.602	누구든 내가 말실수하면 나를 부정적으로 평가할 것이다.	0.74	0.842
sb12	.063	.560	나보다 지식이 많은 사람 앞에서는 되도록 말하지 않는다.	0.62	0.776
sc13	-.059	.491	어른의 눈을 마주보면 버릇없다 생각할 것이다.	0.20	0.508
sb18	.069	.424	복잡한 엘리베이터에서 남에게 피해를 줄까봐 몸을 움츠린다.	0.44	0.756
sb2	.192	.364	만나서 대화하는 것보다 온라인상으로 소통하는 것이 편하다.	0.55	0.828
고유치	9.169	2.649			
설명변량	41.679	12.039			
누적변량	41.679	53.718			

주. 요인 1. 수행상황 요인 2. 일상적 사회상황 요인

하였다. 요인분석 결과 최종 도출한 문항은 요인별 11개, 총 22문항이며 문항의 내용과 평균과 표준편차는 표 2와 같다. 1요인의 고

유치는 9.169, 설명변량은 41.679였고, 2요인은 고유치 2.649, 설명변량 12.039였으며, 누적분산은 53.718이었다. 요인부하량은 요인 간 상

관이 큰 사회과학의 특성을 고려하고 변수와 요인의 관련을 해석하는 정확도를 높이기 위해(탁진국, 2009) 패턴행렬과 구조행렬을 모두 참고하였다. 표 2에서는 패턴행렬로 결과를 제시하였으며, 문항의 최종 선택은 구조행렬에서 .40이상의 요인부하량을 보인 문항을 선택하였다. 일상적 사회상황의 마지막 문항 sb2(만나서 대화하는 것보다 온라인상으로 소통하는 것이 편하다)는 패턴행렬에서 요인 계수 .364이나, 구조행렬에서는 .470으로 나타났다.

사회불안 척도 타당도 검증

확인적 요인분석으로 사회불안 척도의 이론적인 모형구조의 타당성을 평가하였다. 이를 위해 연구모형과 경쟁모형을 설정하였다. 연구모형과 경쟁모형은 각각 사회불안 유발 상황과 사회불안 반응 중심으로 구분하였는데, 이것은 사회불안의 개입을 위한 모형의 적합성을 검증하기 위한 것이다. 즉, 연구모형은 대학생 사회불안을 상황별로 수행상황과 일상적 사회상황으로 구분한 2요인 구조로 설정하였다. 경쟁모형은 사회불안의 증상을 중심으로 인지, 행동, 정서, 신체적 반응으로 구분한 4요인 구조로 설정하여 연구모형의 적합도와 비교하였다. 경쟁모형은 선행연구 고찰에서 제시한 사회불안의 인지 모델(Clark & Wells, 1995)을 기반으로 한다. 본 연구에서는 선행연구 고찰을 통하여 불안을 유발하는 사회적

상황을 요인으로 구분하는 모형을 선택하였으나, 사회불안 반응의 특성 또한 요인 설정의 근거가 될 수 있어 이를 확인하고자 하였다.

연구모형 1과 2를 검증한 결과, 연구모형 1의 적합도가 우수하여 수용 가능한 것으로 나타났다. 2요인인 연구모형 1의 적합도는 χ^2 값이 통계적으로 유의하여($p < .05$) 모형이 모집단 데이터에 적합하지 않은 것으로 해석되었다. 그러나 Chi-square는 모형 채택의 충분조건이 아니므로 CFI와 TLI 지수 .90 이상, RMSEA가 .050, SRMR은 .05보다 작은 .041로 나타난 것을 확인하고 모형이 양호한 것으로 판단하였다.

한편 본 연구의 상황 중심 요인 구조의 타당성을 확인하기 위하여 사회불안의 반응을 위주로 한 인지, 행동, 정서, 신체 증상 반응 4요인 구조로 구성된 연구모형 2를 검증하였다. 그 결과, χ^2 는 1437.675이며, 자유도는 203, CFI, TLI, SRMR 모두 상황 2요인으로 구분한 모형 1과 비교할 때 적합도가 현저히 낮은 수준으로 나타났다. 따라서 탐색적 요인 분석에서 도출한 모형 1이 타당한 요인 구조로서 자료를 정확하게 설명할 만한 것으로 수용하였다. 모형적합도 지수는 표 3과 같고 모형 분석 결과는 그림 2에서 제시하였다.

수렴타당도

사회불안 척도의 수렴타당도를 검증하기 위해 표준화 추정값과 측정 오차를 활용하여 개념신뢰도(CR)를 구한 결과, 수행상황 요인 .95,

표 3. 연구모형과 경쟁모형의 적합도 지수(n=881)

구분	χ^2	df	TLI	CFI	SRMR	RMSEA(90% 신뢰구간)
연구모형1(2요인)	668.338	208	.950	.955	.041	.050(.046-.054)
연구모형2(4요인)	1437.675	203	.862	.879	.079	.083(.079-.087)

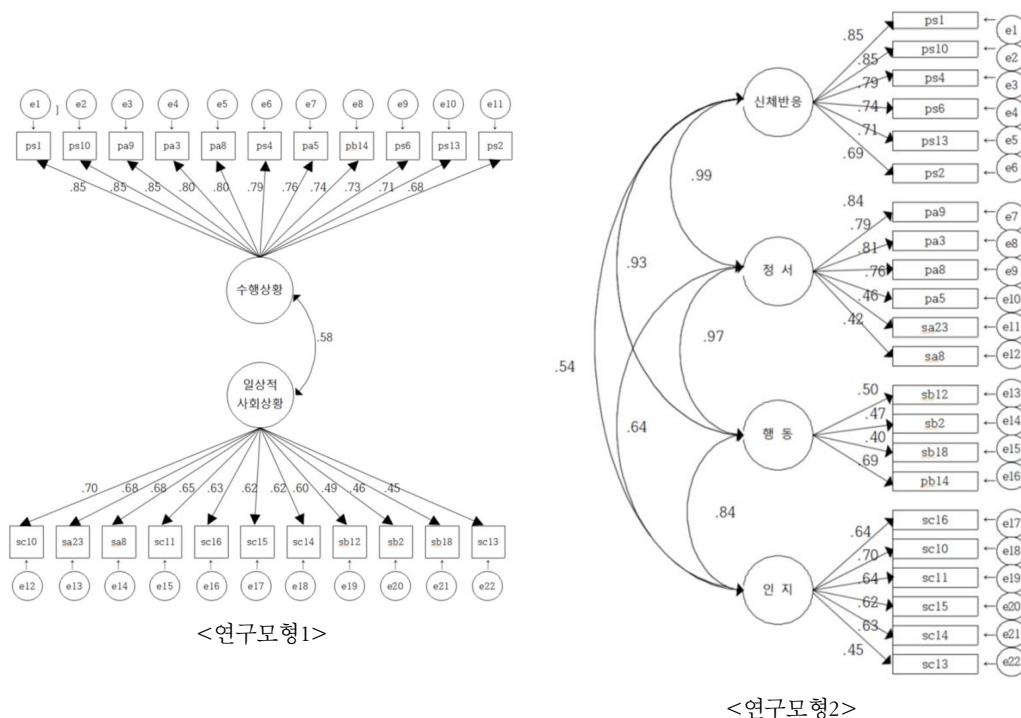


그림 2. 확인적 요인 분석 모형

일상적 사회상황 요인 .93으로 .70 이상의 타당성 기준(Hair et al., 2006)을 충족하였다. 이어서 본 연구에서 개발한 척도와 구성개념이 유사한 검사도구인 K-SAD, K-FNE(이정윤, 최정훈, 1997)의 상관관계를 산출하여 수렴 타당도를 확인하였다. 그 결과, K-SAD, K-FNE와 본 연구 개발 척도와의 전체 상관은 $.650(p < .01)$ 이었고, 1요인은 $.591(p < .01)$, 2요인 $.552(p < .01)$ 로 모두 통계적으로 유의한 정적 상관을 보여 수렴타당도를 확보하였다.

판별타당도

판별타당도는 요인 간 상관계수의 제곱값(r^2)을 평균분산추출값(AVE)과 비교하여 확인하였다. 본 연구에서 개발한 척도의 요인 간 상관계수는 $.542(p < .01)$ 이며 결정계수(r^2)는 $.294$

로, 1요인 평균분산추출값 $.650$ 과 2요인 $.545$ 와 비교하여 작은 값으로 확인되어 요인 간 판별 타당도가 확보된 것으로 보았다.

공인타당도

이미 타당도가 입증된 검사를 준거로 본 검사의 공인타당도를 확인하였다. 특히, 본 연구에서 개발한 척도의 수행상황 요인에 대해 DSM-5에서 제시하는 수행 단독형 불안의 특성을 확인하기 위하여 발표불안 사고검사(K-STAI)(조용래, 2004)를 사용하였다. 그리고 일상적 사회상황 요인은 사회적 상호작용 불안 및 사회공포증 척도(K-SIAS, K-SPS)(Carleton et al., 2009)와의 상관관계를 각 요인별로 확인하였다. 추가적으로 일상적 사회상황 요인이 가해염려형 척도(K-TKS-17)(조용래, 김은정,

표 4. 사회불안 척도 요인 간 상관관계

척도	요인(명)	1(수행상황)	2(일상적 사회상황)	전체
K-STAI		.742**		.794**
K-SIAS, K-SPS			.588**	.640**
K-TKS-17		.444**	.626**	.578**

주. ** $p < .01$

2005)와 상관관계가 있는지를 분석하였다. 그 결과 각 요인은 표 4와 같이 공인된 척도와 모두 유의한($p < .01$) 정적상관을 보였다. 이로써 본 연구에서 개발한 사회불안 척도가 이미 타당도가 입증된 검사 도구와의 상관이 충분하여 공인타당도가 있는 것으로 판단하였다.

교차타당도

본 조사 결과를 바탕으로 확인적 요인분석을 실행한 결과가 표본을 달리하여도 일반화가 가능한지를 확인하기 위하여 교차타당도를 분석하였다. 본 조사 설문과는 다른 집단에서 자료 103부를 추가로 수집하여 확인적 요인분석을 하고 모형적합도 지수를 구하였다. 그 결과 교차타당화 모형의 $\chi^2=362.416$, CFI=.934, TLI=.927 SRMR=.058, RMSEA=.062 (.051-.073)로 나타났다. 따라서 본 조사의 RMSEA=.050(.046-.054) 모형만큼 양호도가 높지는 않으나 .08 미만은 수용 가능한 모델이므로(Browne & Cudeck, 1992) 교차타당도가 확보된 것으로 판단하였다.

신뢰도 분석

본 연구에서 개발한 척도 문항의 신뢰도를 확인하기 위하여 구성요인별 신뢰도, 전체 신뢰도(Cronbach α)를 산출하고, 문항 제거 시

신뢰도를 구하였다. 또한 본 검사 2주 후에 재검사를 실시하여 검사-재검사 신뢰도를 산출하였다. 본 척도의 전체 신뢰도는 .932($p < .01$)였고, 수행상황 요인은 .944($p < .01$), 일상적 사회상황 요인은 .853($p < .01$)이었다. 재검사와 본 조사의 결과 간 상관은 모두 .01 수준에서 통계적으로 유의한 정적상관을 보였다. 따라서 전체 및 요인 신뢰도가 확보되었으며, 개발된 문항 중 각 요인 신뢰도를 저해하는 문항은 없었다. 또한 검사-재검사 간 상관계수는 .70 이상으로 본 연구에서 개발한 사회불안 척도가 시간 경과에도 안정적으로 사용될 수 있는 도구임을 확인하였다.

논 의

본 연구에서는 DSM-5(2013)에서 제안한 사회불안의 특성에 따라 한국 대학생의 생활 현실을 반영한 사회불안 척도를 개발하고 타당도를 검증하고자 하였다. 연구를 통해 확정된 사회불안의 구성요인은 상황에 따른 2요인으로 수행상황과 일상적 사회상황이다. 요인구분 근거와 문항 특성을 바탕으로 결과를 논의하면 다음과 같다.

첫째, 본 연구의 대학생 사회불안 척도는 2요인 구조이다. 요인 1인 수행상황은 발표나

공연, 수업시간, 토의·토론의 공식적 상황이고, 요인 2인 일상적 사회상황은 대인 간 상호작용 및 주시상황 등 일상적 사회상황이다. 본 연구 결과를 국내 연구와 비교해 보면, 대학생 대상 사회불안 연구(신혜린, 2012)에서 요인 구분 근거의 유사점을 발견할 수 있다. 신혜린(2012)의 연구에서는 발표불안 요인과 사회적 상호작용 불안 및 타인 주시 불안 3개 요인이 도출되었으나, 사회불안의 하위유형 불안반응 차이를 밝히기 위한 고 불안 집단 군집분석에서는 본 연구와 유사한 구조로 2개 군집이 도출되었다. 해당 군집은 발표 불안과 전반적 사회불안 집단이다. 전반적 사회불안 집단은 타인주시와 사회적 상호작용 불안 집단이 묶인 결과이다. 이것은 본 연구의 수행상황이 독립된 요인으로 타당함과 동시에, 타인주시와 사회적 상호작용이 본 연구의 일상적 사회상황 요인으로 포함되어, 상호 동질적임을 추정할 수 있다. 이어 국외 연구에서 본 연구와 유사한 2요인 구조를 비교하여 살펴보면, 독일 여성을 대상으로 한 대규모 표집 연구(Vriends et al., 2006)에서도 사회불안 2요인을 도출하였다. 이 연구에서는 사회불안 진단을 위해 인터뷰에 참가한 18세에서 24세 여성 1,877명을 표본으로 분석하였다. 그 결과 공적인 말하기 불안과 이 외 다른 사회불안으로 2개 요인을 추출하였다. 본 연구의 수행상황 요인은 수업상황과 토의·토론 등 발표상황 이외 공식적인 상황을 포괄하는 구조로서, Vriends 등(2006)의 연구에서 추출한 ‘공적인 말하기 상황’ 요인과 유사하다. 즉, 본 연구에서 추출한 2요인 구조는 Vriends 등(2006)의 2요인 구조와 동일하며, 수행상황 요인이 분리된 점 또한 유사하다. 따라서 Vriends 등(2006)의 연구가 사회불안이 높거나 사회불안장애

진단이 고려되는 대상을 다루었다는 점에서, DSM-5(APA, 2013)에서 제시한 수행 단독형 사회불안이 일반 대학생 집단에서도 나타날 수 있는 것으로 볼 수 있다.

둘째, 요인별 문항 특성을 논의하면 다음과 같다. 먼저 수행상황 요인의 문항은 11개 중 6개가 신체반응으로 그 비율이 높다. 최초 문항개발에서 포함된 인지 및 행동 반응 문항이 상당수 삭제되고, 이 같이 신체반응 문항이 집중적으로 남은 결과는 선행연구(신혜린, 2012; Norton et al., 1997)와 유사하여, 일상적 사회상황에 비해 신체화 증상에 주목할 필요성을 드러낸다. 특히 언어적 표출이 거부감을 일으킬 수 있는 한국 사회문화에서 신체화가 두드러질 수 있다(권석만, 1996)는 점에서 본 연구의 결과는 문화적 특성을 반영하는 것으로 볼 수 있다. 수행상황 요인 문항에는 입마름, 얼어붙음, 떨림, 심박수의 증가와 홍조 등의 신체반응과 증상 지각이 다수 포함되어 있다. 이것은 국내 대학생의 사회불안 반응 연구(신혜린, 2012)에서 전반적 사회불안 집단보다 발표불안 집단에서 생리적 반응 수준이 높게 나타난 결과와 유사하다. 또한 여타의 상황과 달리 수행상황의 불안이 신체반응과 과각성에 대한 두려움을 예측 요인으로 한다는 국외 연구(Norton et al., 1997)의 결과와도 맥을 같이 한다. 이에 대해 신체반응이 인지적 과정 없이 자율신경계를 통해 자동적으로 일어날 수 있음을 보인 연구 결과(LeDoux, 1996)로 그 단서를 찾을 수 있다. 즉 선행 경험에서 위협 자극으로 처리된 사회적 상황이 편도(amygdala)를 활성화하면서 신체반응을 자동적으로 유발한다는 것이다. 결국 수행상황은 자율신경계 신체 반응이 왜곡된 인지도식에 선행한다는 점(허재홍, 2005)에서 역기능적 신념의 활성화로

신체, 인지적 증상과 행동 특성이 함께 나타난다고 제시한 사회불안의 인지모델(Clark & Wells, 1995)과 양상을 달리한다. 따라서 수행상황 불안의 개입에는 인지 도식 활성화 이전의 현상에 주목할 필요성을 제기할 수 있다.

한편, 수행상황 요인과 달리, 일상적 사회상황 요인에서는 신체반응 문항이 배제되었다. 이 요인은 역기능적 신념과 주의초점의 변화로 인한 부정적 자기개념(김은정, 2016; 송인섭, 2013)을 나타내는 문항으로 구성된 결과를 보였다. 이것은 신체적 반응이 중심이 된 수행상황 요인과는 다른 결과로 사회불안장애의 인지적 모형(Clark & Wells, 1995)을 지지하는 것으로 볼 수 있다. 예컨대 ‘평상시 만나는 사람들이 나를 인정해주지 않을 것 같아 걱정된다.’ 등의 문항은 인정과 거부에 대한 역기능적 신념을 나타낸다. 역기능적 신념의 활성화는 타인의 반응과 평가를 객관적인 정보로 확인하기보다 주의초점을 변화시켜 자기를 세밀히 관찰하고 사회적 상황에 유능하지 못한 자기로 처리한다. 이러한 반응은 낮은 자존감에서 비롯되는 것으로 볼 수 있다(송인섭, 2013). 자아존중감과 관련 있는 자아개념은 다차원적이며 자기에 대한 평가뿐 아니라 중요한 타인이 인식하는 자기에 의해 형성된다. 따라서 타인이 나를 나쁘게 인식할 것이라는 확신이 부정적인 자기개념으로 반복 귀결되는 것으로 추정된다. 또한 일상적 사회상황의 문항은 낮은 자존감과 타인의 부정적 평가를 예상하는 문항을 담고 있어 대인 간 친밀성 욕구가 강하지만(Capps, 2015) 실제로 사회적 수행이 자연스럽지 못하여 사회적 행동을 회피하게 되는 사회불안장애의 특성을 반영하고 있다. 뿐만 아니라 수행상황과 달리 일상적 사회상황 요인에서 전술한 인지적 증상과 ‘나보다 지식

이 많은 사람 앞에서는 되도록 말하지 않는다’와 같은 회피행동이 나타나는 것은 사회불안장애 하위유형 중 일반적(generalized) 사회불안 유형의 임상적 특징(박기환, 2007)과 유사하다. 일반적 사회불안 유형은 발표와 같은 특정 영역에서만 사회불안을 보이는 비일반적(specific) 유형과 구분된다. 이와 같은 점에서, 본 연구의 대상이 일반 대학생임을 고려할 때 일상적 사회상황 요인의 문항이 보이는 양상은 사회불안장애의 특성을 반영한다고 볼 수 있다. 따라서 선행 연구(문혜신, 2001; Leary & Kowalski, 1995)에서 밝힌 바와 같이 사회불안은 사회불안장애와 연속선상에서 증상 수준의 차이를 보인다는 것을 간접적으로 확인할 수 있다.

마지막으로 본 연구 개발 척도는 권위자에 대한 인식과 태도, 가해염려형 특성, 온라인 의사소통 방식 등 우리나라의 사회문화적 특성을 반영한 것으로 볼 수 있다. 먼저 권위자에 대한 태도로서 선배, 나보다 지식이 많은 사람 외에 ‘말 한마디로 학교생활을 망칠 수 있는’ 학교 동기생과의 상호작용에 대한 반응이 .60이상의 요인 계수를 보이며 유의하였다. 특히 수행상황 요인에서 수업 중 교수에 반응하는 신체증상은 .70 이상의 높은 요인 계수를 보였다. 이와 달리 서구에서 개발된 사회불안 측정 도구에는 ‘지식이 많은 선배’, ‘교수’, ‘학교 동기생’ 등 구체적인 대상을 지정한 문항을 찾아보기 어렵다. 상황별 사회불안 측정에 사용되는 Liebowitz(1987) 척도의 문항에서도 ‘권위 있는 사람과 이야기하기’로 표현되어 있을 뿐이다. 한국판 도구인 K-SAD(이정운, 최정훈, 1997)에서는 ‘윗사람이 나와 이야기하기를 원하면 거리낌 없이 응한다.’ 등 소수의 문항으로 대인 간 불안을 측정하였지만, 대상

이 구체화되어 있지 않고 해당 문항의 요인 계수가 .30~.40대 수준으로 본 연구의 문항보다 요인부하량이 상대적으로 낮은 수준이다. 이러한 결과는 뒷사람의 절대적인 권위가 존재하는 가운데, 사회불안이 있는 학생에게 동기생을 포함한 대학생활 구성원과의 상호작용이 위협적으로 인식되고 있을 가능성을 추론할 수 있다. 또한 일상적 사회상황 요인에서 가해염려형 특성을 나타내는 문항 ‘나의 눈빛이나 외모는 남들의 기분을 상하게 할 것이다.’가 요인 계수 .691로 높은 부하량을 보였으며, 일상적 사회상황 요인과 가해염려형 척도는 .626의 높은 상관계수를 보였다. 덧붙여 ‘만나서 대화하는 것보다 온라인상으로 소통하는 것이 편하다’는 문항은 면대면보다 SNS 소통을 선택하는 근래 대학생의 의사소통 패턴을 반영하는 것으로 면대면을 피하는 회피 행동을 시사한다.

뿐만 아니라, 본 연구에서는 예비 조사와 본 조사를 거쳐 문항을 확정하는 과정에서 서구에서 개발되고 검증된 척도의 문항이 대거 탈락하는 결과를 보여 본 연구에서 개발한 척도의 한국 문화적 특성을 확인할 수 있다. 최종 문항에 반영된 외국 연구 개발 문항은 ‘평상시 만나는 사람들이 나를 인정해주지 않을 것 같아 걱정된다.’(K-FNE) 등 세 개의 문항에 불과하였다. 이것은 기존 개발척도가 현재 우리나라 일반 대학생의 사회불안을 측정하는데 한계가 있음을 시사한다. 즉 본 연구에서 개발한 사회불안 척도는 한국문화권의 특성이 반영된 사회불안 척도라는 점에서 선행 연구와 차별적이다.

본 연구에서는 대학생의 사회불안 측정을 위해 개발한 문항을 예비 조사와 본 조사를 거치면서 최종 22문항 2요인으로 확정하였다.

최종 문항의 확정을 위해 신뢰도 분석과 함께 확인적 요인분석으로 수렴타당도와 공인타당도, 판별타당도를 확인하였다. 이를 논의하면 다음과 같다.

첫째, 대학생 사회불안 측정 도구는 수행상황 요인과 일상적 사회상황 요인으로 구성되었다. 이러한 구성요인은 사회불안의 적절한 치료적 개입을 위하여 상황 요인으로 사회불안을 측정하는 것이 타당하다는 선행 연구의 결과와 일치한다(김소정 외, 2013; 신혜린, 2012; Liebowitz, 1987; Rapee et al., 1988). 상황 요인 구분의 타당성은 연구모형의 검증으로도 확인되었다. 상황요인 구분 모형의 타당성을 검증하기 위하여 인지·정서·행동 및 신체 반응 등 사회불안의 증상 중심 요인 구분 모형을 경쟁모형으로 하여 적합도를 확인하였다. 그 결과 상황요인 구분 모형이 적합한 것을 확인하였다.

또한 각 요인이 측정하는 상황은 판별 타당도가 확인되어 독립적인 구인 개념으로 측정이 가능함을 확인하였다. 특히 서구에서 개발되어 국내 타당화된 사회불안 척도에서 수행 상황을 독립적으로 측정하고 있지 않은 점을 보완하여, 하나의 요인으로 구분한 점이 선행 연구와 차별화되는 점이다. 따라서 수행상황 불안을 측정하는 요인을 하나의 척도로 하여, 수행 단독형 불안(APA, 2013)을 측정하고 해석하는 데 유용하다.

본 연구에서 개발한 척도는 통계적 검증의 측면에서도 대학생의 사회불안을 측정하는 데 타당한 도구이다. 탐색적 요인 분석에서 산출된 각 요인별 문항의 요인 계수는 수행상황 요인이 .855~.686, 일상적 사회상황 요인은 .684~.459로 .450을 상회하는 높은 부하량이다. 이는 확인적 요인분석에서 양호한 모형적

합도로 뒷받침된다. 본 연구에서 채택된 2요인 연구모형의 적합도 지수는 국내에서 두루 활용되고 있는 SIAS, SPS(Mattick & Clarke, 1998)를 한국 일반 성인을 대상으로 분석하여 얻은 모형적합도 지수(김소정 외, 2013)보다 양호한 결과를 보였다. 단축형으로 개발되어 국내 일반인을 대상으로 활용하기에 가장 적합한 것으로 검증된 Carleton 등의 단축형 척도(2009)는 3요인 모형으로 TLI가 .88, CFI가 .90으로 본 연구보다 적합도가 낮다. 즉, 본 연구에서 개발한 사회불안 척도는 기존 개발 척도보다 양호한 모형적합도를 보임으로써, 일반 대학생을 대상으로 사회불안을 측정하기에 타당한 도구로 볼 수 있다.

둘째, 사회불안 척도의 수렴타당도를 확인하기 위해 사회불안 검사도구로 본 검사와 구성 개념이 유사한 K-SAD·K-FNE(이정운, 최정훈, 1997)를 투입하여 본 척도와 하위변인 상관까지 유의한 것을 확인하였다. 즉, 본 척도가 사회불안 측정에 타당함을 확인한 것이다. 추가로 본 연구에서 개발한 척도의 하위요인별 특성과 유사한 공인 척도와의 상관관계를 확인하여, 공인타당도가 있음을 밝혔다. 본 연구의 수행상황 요인은 발표불안사고 검사로 널리 쓰이고 있는 K-SATI(조용래, 2004)와, 일상적 사회상황 요인은 K-SIAS·K-SPS(김소정 외, 2013)와 높은 상관을 보였다. 특히 문화적 쟁점을 반영하여 개발 타당화된 가해염려형 사회불안 검사 K-TKS-17(조용래, 김은정, 2005)은 본 척도 일상적 사회상황 요인과 높은 상관관계를 보였다. 이와 같은 본 연구의 결과는 사회·문화적 변인인 체면, 눈치 등이 가해염려형 사회불안과 유의한 상관을 보이고 사회불안 척도와도 상관이 확인된 연구결과(송지연, 박기환, 2009)와 유사하게, 사

회불안이 한국 문화적 특성을 반영하고 있음을 밝힌 것이다. 이로써 본 연구에서 개발한 사회불안 척도는 수렴타당도와 공인타당도가 확인된 양호한 도구임과 동시에 문화적 특성을 반영한 도구임을 확인하였다.

셋째, 본 연구에서 개발한 척도는 신뢰도가 양호하여 사회불안을 안정적으로 측정하는 도구로 사용할 수 있음을 확인하였다. 본 척도의 신뢰도는 SIAS·SPS(Mattick & Clarke, 1998)와 SAD·FNE(Watson & Friends, 1969)보다 높고, Glass 등(1982)의 사회적 상호작용에 대한 자기진술 검사(SISST)의 신뢰도와 같은 수준이다. 뿐만 아니라, 검사 2주 후 재검사를 실시하여 분석한 검사-재검사 신뢰도에서 전체 척도의 시기별 검사 간에도 상관이 높았다. 기존 개발된 사회불안 척도에서 검사-재검사 신뢰도를 시기별 검사 간 상관계수로 확인한 경우가 없어 비교하기는 어려우나, 상관계수가 높아 본 연구에서 개발한 사회불안 척도는 시기별로도 안정성이 확인된 것으로 볼 수 있다.

전술한 내용을 바탕으로 본 연구의 시사점을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 사회불안이 사회불안장애와 연속선상에 있다는 점(문혜신, 2001; Leary & Kowalski, 1995)에서 사회불안장애에 한정된 연구보다 일반 대학생을 대상으로 사회불안 증상을 예방적 차원에서 측정하고 개입하려는 노력이 필요하다. 특히 사회불안은 불안 하나의 증상만이 아니라 다른 심리적 장애를 동반할 수 있다는 점(노승혜, 조현주, 2017)에서 그 개입은 중요하다. 따라서 본 연구에서 개발한 척도의 요인별 평균을 상회하는 경우와 1요인과 2요인 모두에서 평균 이상의 반응을 보이는 경우는 우울 등의 동반 증상을 확인하거나 사회불안장애로의 이행을 고려한 상담적 개입이 필요할 수 있다. 둘째,

수행상황 불안은 일상적 사회상황 불안과는 달리 인지 및 행동 모델의 적합성이 떨어지는 것을 확인하였다. 이것은 요인별, 하위유형별 사회불안의 치료적 개입 방법을 달리할 필요성을 시사한다. 즉 사회불안의 개입에 대중화된 인지 행동 치료 외에 수행상황 단독형 불안을 다룰 수 있는 연구가 수행되어야 한다. 현재 연구되고 있는 사회불안 관련 프로그램은 CBT를 중심으로 한 인지행동치료가 대부분이다. 따라서 생리적 반응을 자각하고 조절하도록 돕는 바이오피드백(이봉건, 2006)이나 만성적 생리적 반응을 보이는 신체형 장애에 효과를 보인 마음챙김 프로그램(MBSR)(장현갑, 김정모, 배제홍, 2007)과 같은 개입으로 생리적 반응의 수준을 낮추거나, 또는 불안 정서 자체를 다루는 접근과 그 효과를 검증하는 연구가 필요하다.

하지만 본 연구에서는 사회불안장애를 사회불안 집단과 분리하여 비교 검증하지 못한 한계가 있다. 이 때문에 사회불안장애를 진단할 수 있는 절단점을 제시하기가 어려웠다. 따라서 향후 연구에서는 본 연구에서 개발한 척도를 사용하여 사회불안장애 집단에 대한 타당화와 증상의 정도를 파악할 수 있는 기준점을 산출할 필요가 있다.

이러한 한계점에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 의의가 있다. 첫째, 본 연구는 일반대학생을 대상으로 하여 사회불안이 사회불안장애와 연속선상에서 이해될 수 있음을 확인하였다. 둘째, 한국의 문화적 특성을 반영하여 개발된 최초의 사회불안 척도라는 의의가 있다. 또한 외국에서 개발된 검사와는 달리, 신체 증상 및 가해 염려 동반 사회불안 증상과 권위자에 대한 불안 반응의 특성, 온라인 소통을 선호하는 세대 특성을 반영하는 한국형

사회불안 척도라는 점에서 의의가 있다. 따라서 본 척도는 이후 우리나라 대학생의 사회불안 상담 개입을 위한 진단과 연구에 안정적으로 사용할 수 있는 도구이다. 셋째, DSM-5판에서 제시한 수행 단독형 요인이 본 연구에서도 하나의 요인으로 분리되어 한국 대학생에게도 적용될 수 있음을 확인한 의의가 있다.

참고문헌

- 강재연, 장재홍 (2017). 마음챙김-자기자비 집단프로그램의 효과: 자기비판 성향을 지닌 대학생을 대상으로. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 29(2), 335-356.
- 강지연, 주은선 (2014). 사무직 여성의 직무스트레스와 부정적 정서가 신체화에 미치는 영향. *한국심리학회지: 여성*, 19(1), 31-54.
- 강진화, 이정애, 오강섭, 임세원 (2013). 한국판 Liebowitz 사회불안 척도. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 32(2), 291-312.
- 고은영, 최윤영, 최민영, 박성화, 서영석 (2014). 외로움, 대인 민감 및 페이스북 중독 간의 관계. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 26(3), 713-738.
- 권석만 (1996). 임상심리학에서의 비교문화적 연구. *한국심리학회 세미나 자료*, 1, 105-133.
- 김남재 (1995). 대인불안의 측정에 대한 연구. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 14(1), 73-81.
- 김남재 (2004). 한국판 사회공포증과 불안 검사의 타당화 연구. *한국심리학회지: 임상*, 23(4), 1011-1027.

- 김소정, 윤희영, 권정혜 (2013). 한국판 사회적 상호작용 불안척도 (K-SIAS)와 한국판 사회공포증 척도(K-SPS)의 단축형 타당화 연구. *인지행동치료*, 13(3), 511-535.
- 김윤희 (2017). 공감척도 개발 및 타당화. 경북대학교 박사학위 논문.
- 김은정 (2016). 사회불안장애. 서울: 학지사.
- 김향숙 (2001). 사회공포증 하위유형의 기억 편향. 서울대학교 석사학위 논문.
- 김현수, 양재원 (2017). 사회불안장애의 근거기반치료. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 36(4), 470-493.
- 노승혜, 조현주 (2017). 사회불안 유형이 우울에 미치는 영향: 고통 감내력과 회피대처의 매개효과. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 29(2), 429-449.
- 문혜신 (2001). 또래의 괴롭힘이 청소년기 사회불안에 영향을 미치는 기제. 연세대학교 박사학위논문.
- 박기환 (2007). 사회공포증 하위유형에 따른 임상적 특징 및 치료효과 비교. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 26(1), 93-106.
- 박선영 (2016). 한국사회 증상으로서의 집단주의와 개인주의. *라깡과 현대정신 분석*, 18(2), 40-77.
- 보건복지부 (2016). 정신질환실태역학조사 최종보고서. <http://www.mohw.go.kr>.
- 송인섭 (2013). 자아개념. 서울: 학지사.
- 송지연, 박기환 (2009). 가해염려형 사회불안에 영향을 미치는 사회문화적 변인. *한국심리학회지: 건강*, 14(2), 329-343.
- 송지준 (2009). Amos 통계분석방법. 서울: 21세기사.
- 신혜린 (2012). 사회적 불안 상황을 중심으로 한 사회불안 하위유형의 불안 반응 차이 연구. 연세대학교 박사학위 논문.
- 엄명용, 조성우 (2005). 사회복지실천과 척도 개발: 표준화된 척도를 중심으로. 서울: 학지사.
- 유은승, 안창일, 박기환 (2007). 한국판 Liebowitz 사회불안척도(LSAS)의 요인구조 및 진단적 유용성. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 26(1), 251-270.
- 이봉건 (2006). 바이오피드백이 가미된 이완 및 호흡조절에 의한 스트레스 감소. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 25(3), 603-622.
- 이정운, 최정훈 (1997). 한국판 사회공포증 척도(K-SAD, K-FNE)의 신뢰도 및 타당도 연구. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 16(2), 251-264.
- 장현갑, 김정모, 배재홍 (2007). 한국형 마음챙김 명상에 기반한 스트레스 감소 프로그램의 개발과 SCL-90-R로 본 효과성 검증. *한국심리학회지: 건강*, 12(4), 833-850.
- 조용래 (2004). 한국판 발표불안 사고 검사의 신뢰도와 타당도. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 23(4), 1109-1125.
- 조용래, 김은정 (2005). 가해염려를 동반한 사회공포증. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 24(2), 397-411.
- 조용래, 김은정, 원호택 (1997). 대인불안에 대한 인지적 평가(II). *Korean Journal of Clinical Psychology*, 16(2), 233-249.
- 탁진국 (2009). 심리검사. 서울: 학지사.
- 허재홍 (2005). 자율신경계 신체반응, 인지과정이 사회불안에 미치는 영향. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 17(4), 983-1002.
- 홍영근 (2014). 사회공포증과 불안검사-14

- (SPAI-14) 개발 및 타당화 연구. 정서·행동장애연구, 30(3), 227-245.
- 홍영근, 문지혜, 조현재 (2011). 한국판-부정적 평가에 대한 두려움 척도Ⅱ 타당화 연구. 한국심리학회지: 일반, 30(1), 117-134.
- American Psychiatric Association. (1994). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders(4th ed.)*. Washington, DC: American Psychiatric Publishing.
- American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders(5th ed.)*. Arlington, VA: American Psychiatric Publishing.
- Beidel, D. C., & Turner, S. M., & Dancu, C. V. (1985). Physiological, cognitive and behavioral aspects of social anxiety. *Behavior Research and Therapy*, 23, 107-119.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods and Research*, 21(2), 230-258.
- Capps, D. (2015). 사회공포증: 만남의 두려움에서 벗어나기 [Social phobia: Alleviating anxiety in an age of self-promotion.](김태형 옮김, 이상익 감수). 대전: 엘도론(원전은 2010년에 출판).
- Carleton, R. N., Collimore, K. C., Asmundson, G. J. G., McCabe, R. E., Rowa, K., & Antony, M. M. (2009). Refining and validating the Social Interaction Anxiety Scale and the Social Phobia Scale. *Depression and Anxiety*, 26, 71-81.
- Cho, Y., Smits, J. A., & Telch, M. J. (2004). The Speech Anxiety Thoughts Inventory: Scale development and preliminary psychometric data. *Behaviour Research and Therapy*, 42(1), 13-25.
- Clark, D. M., & Wells, A. (1995). A *cognitive model of social phobia*. In R. G. Heimberg, M. R. Liebowitz, D. A. Hope, & F. R. Schneier (Eds.), *Social phobia: Diagnosis, assessment, and treatment(pp.69-93)*. New York: The Guilford Press.
- Glass, C. R., Merluzzi, T. V., Biever, J. L., & Larsen, K. H. (1982). Cognitive assessment of social anxiety: Development and validation of a self-statement questionnaire. *Cognitive Therapy and Research*, 6(1), 37-55.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2006). *Multivariate data analysis* (6th ed.). Upper Saddle River, NJ: Pearson Education.
- High, A. C., & Caplan, S. E. (2009). Social anxiety and computer-mediated communication during initial interactions: Implications for the hyperpersonal perspective. *Computers in Human Behaviour*, 25(2), 475-482.
- Kim, J. L. H., & Kang, J. (2017). The effect of loneliness on SNS addiction: Moderating effect of interpersonal relations orientation and its gender difference. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 36(2), 154-164.
- Kleinknecht, E. E., Kleinknecht, R. A., Dinnel, D. L., Hiruma, N., & Harada, N. (1997). Cultural factors in social anxiety: A comparison of social phobia symptoms and taijin kyofusho. *Journal of Anxiety Disorders*, 11(2), 157-177.
- Kline, P. (1986). *A handbook of test construction: Introduction to psychometric design*. London: Routledge.

- Leary, M. R. (1983). Social anxiousness: The construct and its measurement. *Journal of Personality Assessment*, 47(1), 66-75.
- Leary, M. R., & Kowalski, R. M. (1995). *The self-presentation model of social phobia*. In R. G. Heimberg, M. R. Liebowitz, D. A. Hope & F. R. Schneider (Eds.), *Social phobia: Diagnosis, assessment, and treatment* (pp. 94-112). New York: Guilford Press.
- LeDoux, J. (1996). *The emotional brain: The mysterious underpinnings of emotional life*. New York: Simon & Schuster.
- Lee, J. E., & Sung, D. K. (2013). A cross-cultural study between Korea and America on the use of social network service and the change of inter-personal relationship: Focusing on self-schemata, self-disclosure and social anxiety. *Journal of Social Science*, 24, 257-281.
- Liebowitz, M. R. (1987). Social phobia. *Modern Problems of Pharmacopsychiatry*, 22, 141-173.
- Mattick, R. P., & Clarke, J. C. (1998). Development and validation of measures of social phobia scrutiny fear and social interaction anxiety. *Behaviour Research and Therapy*, 36(4), 455-470.
- McCoach, D. B., Gable, R. K., & Madura, J. P. (2013). *Instrument development in the affective domain*. NY: Springer.
- Norton, G. R., Cox, B. J., Hewitt, P. L., & McLeod, L. (1997). Personality factors associated with generalized and non-generalized social anxiety. *Personality and Individual Differences*, 22(5), 655-660.
- Oakman, J., Van Ameringen, M., Mancini, C., & Farvolden, P. (2003). A confirmatory factor analysis of a self-report version of the Liebowitz Social Anxiety Scale. *Journal of Clinical Psychology*, 59(1), 149-161.
- Perry, A., Rubinsten, O., Peled, L., & Shamay-Tsoory, S. G. (2013). Don't stand so close to me: A behavioral and ERP study of preferred interpersonal distance. *Neuroimage*, 83, 761-769.
- Rapee, R. M., Sanderson, W. C., & Barlow, D. H. (1988). Social phobia features across the DSM-III-R anxiety disorders. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 10(3), 287-299.
- Ruscio, A. M., Brown, T. A., Chiu, W. T., Sareen, J., Stein, M. B., & Kessler, R. C. (2008). Social fears and social phobia in the USA: Results from the National Comorbidity Survey Replication. *Psychological Medicine*, 38, 15-28.
- Tabachnick, B. G., Fidell, L. S., & Osterlind, S. J. (2001). *Using multivariate statistics* (6th ed.) New York: Pearson Education.
- Turner, S. M., Stanley, M. A., Beidel, D. C., & Bond, L. (1989). The Social Phobia and Anxiety Inventory: Construct validity. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 11(3), 221-234.
- Vente, W. D., Mandanszic, M., Voncken, M. J., Beidel, D. C., & Bogels, S. M. (2014). The SPAI-18, a brief version of the Social Phobia and Anxiety Inventory: Reliability and validity in clinically referred and non-referred samples. *Journal of Anxiety Disorders*, 28(2), 140-147.
- Vriends, N., Becker, E. S., Meyer, A., Michael, T., & Margraf, J. (2006). Subtypes of social

- phobia: Are they of any use? *Journal of Anxiety Disorders*, 21, 59-75.
- Walker, J. R., Ediger, J. P., Graff, L. A., Greenfeld, J. M., Clara, I., Lix, L., & Bernstein, C. N. (2008). The Manitoba IBD cohort study: A population-based study of the prevalence of lifetime and 12-month anxiety and mood disorders. *The American Journal of Gastroenterology*, 103(8), 1989-1998.
- Watson, D., & Friend, R. (1969). Measurement of social-evaluative anxiety. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 33(4), 448-457.
- 원 고 접 수 일 : 2018. 12. 18
수정원고접수일 : 2019. 02. 07
게 재 결 정 일 : 2019. 03. 12

Development and Validation of Social Anxiety Scale for College Students

Myeong-Hui Choe

Jinsook Kim

Kyungpook National University

The aim of this study was to develop a social anxiety scale for college students reflective of Korean culture, and to assess its reliability and validity. A nationwide pilot test with college students ($n=495$) was conducted to identify social anxiety components, followed by the main study ($n=881$) to validate the scale. The results are as follows: the Social Anxiety Scale for College Students (SASCS) is composed of (1) the performance situations subscale (11 items including public speaking and performance) and (2) the routine social situations subscale (11 items including interpersonal interactions and situations during which one is being observed by others). The Korean cultural characteristics represented in the SASCS include somatic symptoms in performance situations, a preference for online communication, anxiety related to offending others, and anxious responses toward authority figures during routine social situations. Based on the findings, implications, limitations, and directions for future research are discussed.

Key words : college student, social anxiety, performance anxiety, interpersonal anxiety, scale, reliability, validity