

한국판 청소년용 사회적 선호 척도의 확장 과 교차타당화

이창우* · 이동형**

Ⅰ 알기 쉬운 개요

청소년기는 또래관계의 중요성이 부각되는 시기로, 또래들과 어울리는 것에 소극적 태도를 보이며 스스로 혼자 있으려고 하는 청소년의 경우 다양한 사회정서적 문제를 경험할 위험이 높다. 사회적 위축은 이처럼 개인이 사회적 관계에서 자발적으로 물러나는 행동을 포괄하는 용어로, 본인의 선택과 무관하게 또래에 의해 배제되는 사회적 고립과는 구분되어야 한다. 더욱이 홀로 있는 행동을 선택하는 위축 청소년들의 경우, 그러한 행동의 내적 동기가 다양하여 수줍음형, 비사교형, 회피형 등의 하위유형으로 세분되며 각 유형에 따라 적응 결과도 상당한 차이를 보이므로, 사회적 고립과 사회적 위축의 다양한 형태를 구분하여 측정할 수 있는 심리척도의 개발이 필요하다. 이 연구에서는 중학생의 사회적 고립 및 사회적 위축 하위유형을 측정하는 도구로 개발된 한국판 청소년용 사회적 선호 척도(K-SPS)에 '절제형' 위축을 새로 추가하여 기존의 척도를 확장하였으며, 초등학교 5-6학년, 중학교 1-3학년, 고등학교 1-2학년 총 2,262명(남학생 1,171명, 여학생 1,091명)을 대상으로 설문을 진행하여 척도의 타당성을 확인하였다. 이 연구에서 제시한 K-SPS 확장판은 사회적 고립과 다양한 형태의 사회적 위축을 타당하게 측정하는 자기보고식 척도로 한국 청소년의 사회적 행동 관련 기초 및 응용 연구에 유용하게 활용될 수 있을 것이다.

* 부산대학교 교육학과 박사수료

** 부산대학교 교육학과 교수, 교신저자,
leepsy@pusan.ac.kr

투 고 일 / 2022. 11. 15.

심 사 일 / 2023. 1. 11.

심사완료일 / 2023. 2. 8.

Ⅰ 초록

본 연구의 목적은 사회적 고립과 함께 사회적 위축의 세 가지 하위유형(수줍음, 비사교성, 회피)을 측정하는 중학생 대상의 한국판 청소년용 사회적 선호 척도(K-SPS)에 새로운 사회적 위축 하위유형으로 '절제형 위축'을 추가하고 후기 아동기 및 청소년기 연령대에서 척도를 교차타당화하는 것이다. 이를 위해 기존 K-SPS에 7개의 절제형 위축 문항을 추가한 예비척도를 구성한 후 초등학교 5-6학년, 중학교 1-3학년, 고등학교 1-2학년 총 2,262명(남학생 1,171명, 여학생 1,091명)을 대상으로 설문을 진행하여 결과를 분석하였다. 표본 1($n=739$)에서는 예비척도의 측정모형에 대한 확인적 요인분석을 실시하여 모형의 적합도를 검토하였으며, 경쟁모형과의 비교 분석, 구인 신뢰도 및 타당도 분석을 거쳐 최종적으로 절제형 위축 1개 문항을 제외한 26문항 5요인 모형을 교차타당화를 위한 최적의 측정모형으로 채택하였다. 표본 2($n=1,523$)에서 5요인 모형은 학교급(초·중·고) 및 남녀 집단 각각에서 수용 가능한 적합도를 보이며 새로운 자료에 잘 부합하였다. 이어 다집단 요인분석을 통해 초·중·고 및 남녀 집단 간 측정불변성 가정을 검정하였으며 척도의 모든 요인들이 학교급이나 성별에 관계없이 동일한 의미로 해석된다는 점을 확인하였다. 아울러 절편동일성 수준에서 척도의 측정불변성이 성립함에 따라, 사회적 위축 하위유형의 잠재평균이 집단 간에 유의한 차이를 보이는지 추가적으로 살펴보았다. 연구의 결과는 기존 K-SPS를 5요인 구조로 확장한 한국판 청소년용 사회적 선호 척도 확장판(K-SPS-E)이 사회적 고립 및 사회적 위축의 각 하위유형(수줍음, 비사교성, 회피, 절제형 위축)을 타당하게 구별할 뿐만 아니라, 후기 아동기 및 청소년기 남녀 전반에서 폭넓게 사용될 수 있음을 보여준다.

주제어: 사회적 위축 하위유형, 수줍음, 비사교성, 회피, 절제형 위축, 측정불변성

I. 서 론

청소년기 사회적 관계는 이전 시기에 비해 더욱 광범위하고 다양한 상호작용을 포함하는 형태로 발달하며, 이는 청소년들의 심리적 건강 및 적응에 영향을 미치는 중요한 맥락으로 기능한다. 특히 이들은 또래와의 긍정적이고 친밀한 상호작용을 통해 사회적으로 합의된 기대 및 행동 규준을 내면화하고 사회적 기술을 습득하며 사회적 지지와 정서적 안정감을 경험하면서 전인적으로 발달해간다(곽금주, 2000). 안타깝게도, 장기간에 걸친 코로나19 팬데믹은 청소년들이 원만한 또래관계를 형성하고 유지하는데 어려움을 주었으며, 이러한 제한적인 사회적 관계는 불안 및 우울을 비롯한 여러 유형의 사회정서적 어려움으로 이어질 가능성이 높다(Cohen et al., 2021). 한국청소년상담복지개발원(2021)이 실시한 전국단위 실태조사에서도 국내 청소년 내담자들은 코로나19 이후 주 호소문제로 ‘친구들과 어울리지 못하는 것’에 대한 답답함과 외로움을 들었다.

개인이 사회적 관계망에서 멀어지는 것은 환경의 구조적인 변화나 타인의 일방적인 단절과 같은 외부 요인에 의해 촉발될 수도 있지만 당사자의 자발적인 의사에 따라 선택될 수도 있는데, 이러한 특성을 잘 설명하는 개념이 사회적 위축(social withdrawal)이다. 사회적 위축은 개인이 사회적 상호작용 장면에서 스스로 물러나는 행동을 포괄하는 용어로(Coplan & Rubin, 2010), 아동·청소년기를 중심으로 관련 연구가 꾸준히 증가하고 있다. 사회적으로 위축된 아동 및 청소년들은 제한적인 사회적 관계로 인하여 또래들에 비해 높은 수준의 사회정서적 어려움을 호소할 수 있으며, 실제로 이 시기 사회적 위축이 내재화 문제(예: 사회불안, 외로움, 우울, 낮은 자존감), 또래 문제(예: 거부, 배제), 학교 적응 문제 등과 밀접한 관련이 있다는 결과들이 비교적 일관되게 보고되고 있다(Bowker, Rubin, & Coplan, 2011; Rubin, Coplan, & Bowker, 2009). 더욱이, 성인기 이전의 사회적 위축이 이후 초기 성인기의 부적응적 결과를 예측한다는 견해에 비추어(Bowker, Nelson, Markovic, & Luster, 2014), 이들의 건강한 성장과 발달을 돕기 위해서는 아동기 및 청소년기 사회적 위축의 의미와 기능을 구체적으로 이해할 필요가 있다.

사회적 위축이 사회정서적 기능에 미치는 영향에 대하여 명확한 결론에 도달하기 위해서는 용어에 대한 체계적 개념화와 더불어 이를 타당하게 측정하는 평가도구를 갖추는 것이 필수적이다. 하지만 사회적 위축의 개념적 포괄성은 다른 구인과의 경계를 모호하게 만들며, 이는 개념적 수준뿐 아니라 측정적 수준에서도 혼란을 야기한다. 가령, 고립(isolation), 행동억제(behavioral inhibition), 수줍음(shyness), 불안형 고독(anxious solitude), 수동성(passivity)과 같은 다수의 용어들이 사회적 위축을 내포하는 개념으로 혼용되는 경향이 있으며, 이로

인해 많은 연구들이 다양한 방법론적 접근과 서로 다른 척도를 사용하여 사회적 위축을 측정하였다(Coplan & Rubin, 2010; Rubin et al., 2009). 하지만 사회적 위축을 이해하는 방식은 지난 수십 년에 걸쳐 더욱 체계화되었으며, 특히 사회적 위축을 단일차원이 아닌 다차원적 관점에서 설명해야 한다는 견해가 점차 설득력을 얻고 있다. 예컨대, 또래 장면에서 ‘홀로 있는 행동(behavioral solitude)’ 분류체계를 제시한 Coplan과 Rubin(2010)은 사회적 위축과 능동적 고립의 개념을 일차적으로 구분하였다. 사회적 위축은 본인의 자발적인 선택에 따라 또래와의 상호작용을 철회하고 물러난다는 점에서 또래들에 의해 일방적으로 거부되거나 배제되어 이들과 어울리지 못하고 홀로 시간을 보내게 되는 능동적 고립(혹은 사회적 고립)과 구별된다. 이어 이들은 개인이 위축 행동을 선택하는 까닭을 불안/두려움(fear/wariness) 및 고독 선호로 구분하면서 사회적 위축을 기저 동기에 따라 유형화하였다.

또한, Asendorpf(1990)는 접근 및 회피 동기 체계를 사용하여 사회적 위축을 기저 동기의 측면에서 서로 다른 하위유형으로 구별하여 개념화하였다. 구체적으로, 수줍음(shyness)은 높은 접근 동기와 높은 회피 동기가 충돌하여 내적 갈등을 야기하는 유형으로, 또래 상호작용에 참여하기를 원하지만 사회적 장면에서 일어나는 높은 불안과 두려움으로 인해 이와 같은 동기가 억제되어 스스로 물러나는 특징을 보인다. 이에 반해 비사교성(unsociability)은 낮은 접근 동기와 낮은 회피 동기가 결합한 유형으로, 또래와의 사회적 접촉을 굳이 시작하기보다 홀로 자신만의 시간을 보내는 것에 충분히 만족하지만, 동시에 흥미를 불러일으키는 만남이 있을 경우에는 사회지향적(socially oriented) 활동에 주저하지 않고 참여하는 모습을 보인다. 마지막으로 사회적 회피(social avoidance)는 낮은 접근 동기와 높은 회피 동기가 결합한 유형으로, 홀로 있기를 간절하게 원하며 또래와의 상호작용을 적극적으로 회피하는 특징을 보인다. 이러한 점을 고려하여 Asendorpf는 사회적 회피가 사회적 위축의 여러 유형 중에서 가장 심각한 형태의 사회정서적 문제를 수반할 수 있다는 견해를 밝히기도 하였다(Coplan, Ooi, Xiao, & Rose-Krasnor, 2017; Coplan, Prakash, O'Neil, & Armer, 2004). 위축 행동의 선택에 관여하는 동기는 이처럼 다양한 일면을 가지고 있을 수 있으며, 특히 접근 및 회피 동기 체계는 사회적 위축의 체계적 개념화를 위한 이론적 틀을 제공하였다는 점에서 이 분야에 기여한 바가 크다.

그러나 사회적 위축의 측정에 사용되는 척도들을 살펴보면 사회적 위축의 체계화된 개념을 문항 내용에 명확하게 반영하지 못한 경우가 대부분이다. 가령, Youth Self Report(YSR; 자기보고), Child Behavior Checklist 6-18(CBCL 6-18; 부모평정), Teacher Report Form(TRF; 교사평정)에 포함된 우울/위축 요인(Achenbach & Rescorla, 2001)은 사회적 위축 측정을 위해 빈번하게 활용되지만, 주로 수줍음(예: “수줍거나 소심하다”), 비사교성(예: “다른 사람들과 있는 것보다 혼자 있는 것을 좋아한다”), 위축 행동(예: “말을 하지 않으려 한다”)

을 설명하는 문항들이 단일요인 내에 혼재되어 있다. 또한, Extended Class Play(ECP; Rubin, Wojslawowicz, Rose-Krasnor, Booth-LaForce, & Burgess, 2006)는 사회적 위축의 개념을 고립과 비교적 잘 구분하고 있지만 또래지명법이라는 방법적 특성으로 인해 동기보다는 위축 행동을 포착하는데 용이하며, 특히 사회적 위축을 하위유형으로 구별하여 측정하는 것에 한계를 보일 수 있다. 실제로, ECP가 측정하는 사회적 위축은 주로 불안과 두려움이 내재하는 수줍음 유형(예: “또래들과 이야기할 때 긴장하는 사람”)에 국한된다(Oh et al., 2008). Child Behavior Scale(Ladd & Profilet, 1996), Social and Emotional Competences Evaluation Questionnaire(Coelho, Sousa, & Marchante, 2015), Pupil Evaluation Inventory(Pekarik, Prinz, Liebert, Weintraub, & Neale, 1976) 등도 사회적 위축 측정에 사용되는 경우가 있으나, 수줍음과 비사교성 같은 기저 동기(하위유형)와 외현적 위축행동, 사회적 고립 등을 측정하는 문항들이 구분되지 못하고 단일요인 내에 혼재되어 있어 측정 결과의 타당성을 저해할 우려가 있다.

국내에서도 유사한 측정 문제를 쉽게 찾아볼 수 있다. 가령, 한국아동·청소년패널조사에서는 김선희와 김경연(1998)의 아동·청소년 행동문제 척도에서 수줍음 행동 평가 문항(예: “주위에 사람들이 많으면 어색하다”)을 선별하여 사회적 위축을 측정하였는데(이경상 외, 2011; 하형석 외 2018), 이는 제한된 차원에서만 사회적 위축을 측정하는 것일 수 있다. 한국판으로 표준화된 YSR, CBCL 6-18, TRF(김민영, 김영아, 오경자, 2012; 오경자, 김영아, 2011)의 경우에도 원칙도와 동일하게 위축 행동과 동기를 포괄하고 있으며, 여러 기저 동기 사이에서 나타날 수 있는 차이를 고려하지 않고 있다. 이와 관련하여, Rubin과 Chronis-Tuscano (2021)는 종단연구를 통해 인과성이 설명될 때까지는 위축 행동과 위축 행동의 동기를 동일한 개념으로 취급하지 않아야 한다고 제안한 바 있다. 이들은 사회적 위축 연구의 최근 경향이 행동적 표현에서 기저 동기에 따른 하위유형 연구로 거의 완전하게 전환되었다고 밝혔으며, Chen(2015) 또한 사회적 위축을 하위유형으로 구분하지 않는 경우 부정확한 정보를 제공하는 오류를 범할 수 있음을 지적하였다.

현존하는 척도의 한계를 인식하였던 Coplan과 동료들(2004)은 사회적 위축을 수줍음과 사회적 무관심(혹은 비사교성)으로 구별하는 아동용 사회적 선호 척도(Child Social Preference Scale: CSPS)를 개발하였다. 유치원아(3~5세) 표본에서 타당화 과정을 거친 CSPS는 부모가 자녀를 직접 평가하는 부모평정척도로, 또래와의 상호작용에서 나타나는 사회적 동기, 즉 아동이 자신의 사회적 관계를 어떠한 방식으로 맺어가길 더욱 선호하는지 접근 및 회피 동기 체계를 바탕으로 측정하는 것에 초점을 두고 있다. 그러나 부모평정의 경우 부모와의 접촉 기회가 상대적으로 줄어드는 청소년기에 정보원 편향(informant biases)을 야기할 우려가 있고, 특히 개인의 내적 상태는 자기보고에 의해 가장 잘 평가될 수 있다는 점에서(Barzeva,

Meeus, & Oldehinkel, 2019; Bowker & Raja, 2011), 후기 아동기 및 청소년기 사회적 위축 연구에서는 CSPS를 자기보고식 척도로 전환하려는 노력을 이어왔다. 예컨대, Bowker와 Raja는 인도 청소년(8학년)을 대상으로 CSPS를 자기보고식 척도로 개정하였으며(CSPS-Revised), Nelson(2013)은 CSPS와 CSPS-R 문항들을 수정·보완하여 자기보고식 대학생용 사회적 선호 척도 개정판(Emerging Adult Social Preference Scale-Revised: EASPS-R)을 개발하였다. 국내에서도 김원희, 이동형, 김문재, 남윤주(2016)가 CSPS-R과 EASPS-R의 문항들을 체계적으로 분석하여 재구성한 후, 중학교 1~3학년의 자기보고를 바탕으로 총 20개 문항으로 구성된 한국판 청소년용 사회적 선호 척도(Korean version of Social Preference Scale for Adolescents: K-SPS)를 타당화하였다. CSPS-R, EASPS-R, K-SPS는 사회적 위축 하위유형을 모두 수줍음, 비사교성, 회피로 구분하며, 나아가 별도의 사회적 고립 문항을 두어 동일한 측정모형 내에서 함께 측정함으로써 사회적 고립과 개념적으로 구별되는 구인인 사회적 위축을 더욱 타당하게 평가할 수 있도록 돕는다.

하지만 K-SPS가 사회적 위축 하위유형에 관한 최근 연구성과를 반영하고 유사개념을 구분하여 측정하는 도구로 계속 활용되기 위해서는 기존의 수줍음, 비사교성, 회피 외에도 국내의 특징적인 문화적 맥락을 반영한 새로운 하위유형의 측정을 고려할 필요가 있다. 지금까지 사회적 위축은 여러 문화권에 걸쳐 보편적으로 나타나는 범문화적 특성으로 이해되는 경우가 많았으나(Rubin et al., 2009), 비서구권에서 수행한 연구들을 살펴보면 접근 및 회피 동기 체계로는 설명이 어려운 새로운 유형의 사회적 위축이 존재할 가능성을 확인할 수 있다. 그 대표적인 예가 절제형 위축(regulated withdrawal)으로, 절제형 위축은 공동의 목표와 상호의존을 강조하는 집단주의 맥락에서 주로 보고되고 있다. 절제형 위축 아동·청소년은 또래들에게 수용되기 원하며 가급적 갈등을 피하고 또래들과 조화로운 관계를 유지하기 원하는 것으로 알려져 있다. 따라서, 이들은 설령 사회적 상호작용에 참여하더라도 수동적이고 조용한 역할만을 담당하며 또래의 의견에 순응하면서 자신의 행동과 감정을 과도하게 억누르고 통제하는 모습을 보인다(Özdemir, Cheah, & Coplan, 2015). 한국은 지난 수십 년 동안 개인의 목표와 삶의 질을 강조하는 개인주의적 가치를 빠르게 받아들였으나, 전통적으로 집단주의는 여전히 우리 사회 전반에서 지배적인 문화적 기준으로 기능하고 있다(박선영, 2016). 이에 절제형 위축의 측정은 국내의 문화적 맥락에서 사회적 위축의 기능과 의미를 구체적으로 이해할 수 있는 기회를 제공할 것으로 보인다. 그러나 사회적 위축의 하위유형으로 절제형 위축을 측정할 수 있는 검증된 국내용 척도는 아직 찾아보기 어렵다. 따라서 K-SPS에 절제형 위축 문항을 추가하여 척도의 요인구조를 확장한다면, 집단주의 맥락을 반영하는 새로운 하위유형에 대한 측정을 가능하게 하는 동시에 기존 하위유형의 요인구조를 더욱 체계화하여 K-SPS의 타당도와 활용도를 높일 수 있을 것으로 기대할 수 있다.

하지만 기존 K-SPS가 중학생 1~3학년 표본에서 타당화되었다는 점은 평가대상의 범위를 제약하는 한계점으로 남아있다. 따라서, K-SPS 요인구조를 확장한 척도가 후기 아동기 및 청소년기 연령대에서 폭넓게 사용되려면, 초(고학년)·중·고 학교급 집단 간 측정불변성을 검증하는 교차타당화 과정을 거쳐 적용 가능 범위를 확대할 필요가 있다. 측정불변성(measurement invariance)은 여러 집단에 걸쳐 동일한 요인구조가 나타나는지를 가리키는 용어로, 각 요인이 집단 간에 서로 동질한지 여부를 평가하는 것이다(김수영, 2016; 이형권, 2018). 초(고학년)·중·고 학교급 간 측정불변성이 성립한다는 것은 척도가 측정하는 요인의 의미를 초등학생(고학년), 중학생, 고등학생 모두가 동일하게 해석하고 있음을 뜻한다. 수줍음과 비사교성이 사회정서적 기능에 미치는 영향이 아동·청소년의 연령대에 따라 차이를 보일 수 있다는 주장은 이러한 측정불변성 검증의 필요성을 뒷받침한다(Liu et al., 2017). 사회적 위축 기저 동기에 대한 규범적 신념을 분석한 고등학생 대상 연구에서도 비사교성이 이들 연령대에서는 지극히 정상적인 특성으로 지각되며 수줍음도 비교적 수용 가능한 행동으로 비춰질 수 있다는 견해를 밝히기도 하였다(Wood, Coplan, Hipson, & Bowker, 2021). 이처럼 사회적 위축 하위유형의 적응적 함의가 연령에 따라 달라질 수 있다는 점을 고려한다면, 학교급에 따른 측정불변성 검증을 통한 교차타당화 과정은 척도의 타당성 제고를 위해 매우 중요한 과제일 수 있다. 더욱이 이러한 측정불변성은 사회적 위축의 변화 양상을 평균 수준에서 검토하거나 발달 궤적을 개인 단위에서 분석할 때에도 중요한 전제 조건이 된다(Barzeva et al., 2019).

사회적 위축 하위유형 척도의 측정불변성은 남녀 집단 간에서도 입증되어야 할 필요가 있는데, 이는 사회적 위축의 수준이나 적응적 함의가 성별에 따라 달라질 수 있음을 시사하는 연구결과들이 꾸준히 제시되고 있기 때문이다. 예컨대, 여학생은 다양한 문화권에 걸쳐 남학생에 비해 더 수줍어하는 경향이 있었으며(Doey, Coplan, & Kingsbury, 2014). 수줍어하거나 비사교적인 남학생은 여학생에 비해 또래거부, 또래배제, 괴롭힘, 외로움, 우울 등 여러 부정적인 문제를 비교적 더 많이 경험하는 것으로 보고되었다(Doey et al., 2014; Liu et al., 2014; Rubin et al., 2009). 그러나, Wood 등(2021)의 연구에서 고등학생들은 비사교적인 남학생보다는 비사교적인 여학생에게, 수줍은 여학생보다는 수줍은 남학생에게 허용적인 태도를 보였으며, 성인진입기 대학생 연구에서도 이와 유사한 양상이 확인되었다(Bowker, Ooi, Coplan, & Etkin, 2020). 이처럼 사회적 위축에서 나타나는 성차는 혼재된 양상을 띠는 경우가 적지 않으며, 유병률이나 변인과의 관계, 사회정서적 결과 등을 비롯한 여러 측면에서의 성차를 실증적으로 뒷받침하는 연구들은 여전히 부족한 실정이다(Rubin & Barstead, 2014). 따라서 심리측정적 측면에서 남녀학생이 사회적 위축 하위유형을 개념적으로 동일한 구인으로 해석하여 관련 문항에 응답하였는지 여부는 사회적 위축의 성차 연구의 진전을 위해 해결되어야 할 중요한 이슈로 볼 수 있다. 더욱이 국내와 같은 집단주의 문화

권에서는 사회적 위축의 적응적 함의가 하위유형과 성별에 따라 독특한 패턴을 보일 가능성이 있기 때문에(이창우, 이동형, 신지연, 2021), 성별에 따른 측정불변성 검정은 문화적 맥락에 따른 사회적 위축의 의미를 구체적으로 탐색하는 데에도 중요한 전제 조건이라고 할 수 있다.

이에 본 연구의 목적은 기존 K-SPS에 절제형 위축 문항을 추가하여 척도의 요인구조를 확장하고 초·중·고 학교급 및 남녀 성별 집단 간 측정불변성 검정을 거쳐 척도를 교차타당화함으로써, K-SPS를 K-SPS 확장판(K-SPS-E)으로 재구성하는 것이다. 이를 통해 사회적 고립과 구분되는 기존의 세 가지 사회적 위축의 하위유형(수줍음, 비사교성, 회피)에 더하여 제4의 하위유형인 절제형 위축을 측정하는 국내용 척도를 확보할 뿐 아니라, 초기 청소년(중학생)을 대상으로 타당화되었던 K-SPS를 후기 아동기(초등학교 5, 6학년)에서 중기 청소년기(고등학교 2학년)까지 확대하여 적용할 수 있는 실증적 기반을 마련할 수 있을 것이다. 이에 더하여, 본 연구는 K-SPS-E의 수줍음, 비사교성, 회피, 절제형 위축 평균점수가 잠재변수 수준에서 학교급 및 성별에 따라 유의한 차이를 보이는지 살펴보고자 한다. 잠재평균 차이 검정은 K-SPS-E의 측정불변성 검정 결과를 바탕으로 탐색적인 차원에서 실시하는 것이지만, 또래의 영향력이 증가하고 내외적으로 많은 변화를 마주하는 후기 아동기 및 청소년기 연령대에서 발달 시기와 사회적 위축 기저 동기의 관련성을 면밀하게 살펴보고 여전히 제한적인 사회적 위축 성차 연구에 유용한 정보를 제공할 수 있을 것이다. 본 연구의 구체적인 연구문제는 다음과 같다.

- 연구문제 1. K-SPS-E는 사회적 고립 및 사회적 위축 하위유형(수줍음, 비사교성, 회피, 절제형 위축)을 5요인 구조로 타당하게 구별하는가?
- 연구문제 2. K-SPS-E에서 측정하는 사회적 고립 및 사회적 위축 하위유형은 초·중·고 학교급 집단에 걸쳐 측정불변성을 가지는가?
- 연구문제 3. K-SPS-E에서 측정하는 사회적 고립 및 사회적 위축 하위유형은 남녀 성별 집단에 걸쳐 측정불변성을 가지는가?
- 연구문제 4. K-SPS-E에서 측정하는 사회적 위축 하위유형의 잠재평균은 초·중·고 학교급 및 남녀 성별 집단에 따라 차이를 보이는가?

II. 연구방법

1. 연구대상 및 연구절차

국내 3개 광역시 및 도에 소재한 6개 초등학교 5~6학년 734명, 5개 중학교 1~3학년 706명, 3개 고등학교 1~2학년 824명을 대상으로 설문조사를 실시하였다. 먼저 연구에 참여할 학교를 섭외한 후 담임교사의 협조를 받아 학생들에게 연구목적, 비밀보장, 유의사항 등을 안내하였으며, 학생이 참여 의사를 밝힌 경우 설문지를 배부하고 이를 작성하도록 하였다. 학생들은 학급 단위로 담임교사의 감독하에 자기보고식 설문지에 응답하였으며, 응답을 완료한 직후 설문지는 회수되었다. 회수된 자료 중에서 지나치게 많은 문항에 미응답하는 등(예: 하위척도 문항 70% 이상에 미응답) 신뢰할 수 없다고 판단된 고등학생 대상 설문지 2부를 제외하였으며, 최종적으로 초·중·고등학생 2,262명이 응답한 자료를 통계분석에 포함하였다. 연구에 참여한 학생들의 학교급 및 성별 분포는 표 1과 같다.

표 1
연구대상의 학교급 및 성별 분포

구분		표본 1 (N=739)	표본 2 (N=1,523)	전체 (N=2,262)
학교급	성별			
초등	남	121 (49.59%)	264 (53.88%)	385 (52.45%)
	여	123 (50.41%)	226 (46.12%)	349 (47.55%)
	초등 합계	244 (100.0%)	490 (100.0%)	734 (100.0%)
중등	남	133 (53.63%)	238 (51.97%)	371 (52.55%)
	여	115 (46.37%)	220 (48.03%)	335 (47.45%)
	중등 합계	248 (100.0%)	458 (100.0%)	706 (100.0%)
고등	남	111 (44.94%)	304 (52.87%)	415 (50.49%)
	여	136 (55.06%)	271 (47.13%)	407 (49.51%)
	고등 합계	247 (100.0%)	575 (100.0%)	822 (100.0%)

주. 표본 1에서는 기술통계치, CFA, 구인 신뢰도 및 타당도 분석을, 표본 2에서는 학교급 및 성별 집단 간 측정불변성 검정을 실시함.

2. 측정도구

1) 한국판 청소년용 사회적 선호 척도

한국판 청소년용 사회적 선호 척도(K-SPS)는 초기 청소년의 사회적 위축 하위유형을 측정하는 자기보고식 척도로, 김원희 등(2016)이 아동용 사회적 선호 척도 개정판(CSPS-R; Bowker & Raja, 2011) 및 대학생용 사회적 선호 척도 개정판(EASPS-R; Nelson, 2013)을 바탕으로 제작하여 중학생 1~3학년 표본에서 타당화하였다. K-SPS는 사회적 위축을 기저 동기에 따라 수줍음(6문항), 비사교성(5문항), 회피(4문항)로 구분하며, 이를 통해 중학생이 또래와의 사회적 관계를 어떠한 방식으로 맺어가길 더욱 또는 덜 선호하는지 이해할 수 있게 한다. 또한, 별도의 사회적 고립 문항(5문항)을 두어 개념적으로 사회적 고립과 구별되는 사회적 위축의 여러 기저 동기를 타당하게 측정할 수 있도록 돕는다. 모든 문항은 리커트 척도로 구성되어 1점에서 5점까지의 점수가 주어지며(1: 전혀 그렇지 않다 ~ 5: 매우 그렇다), 점수가 높을수록 사회적 고립 및 각 사회적 위축 하위유형의 수준이 높다는 것을 의미한다(단, 회피 문항은 역채점). 김원희와 동료들은 K-SPS가 측정하는 사회적 고립, 수줍음, 비사교성, 회피 문항의 Cronbach's α 를 각각 .92, .85, .82, .82로 보고하였다.

2) 한국판 청소년용 사회적 선호 척도 확장판 예비척도의 구성

본 연구에서는 K-SPS의 요인구조를 기존 4요인 구조(사회적 고립, 수줍음, 비사교성, 회피)에서 5요인 구조(사회적 고립, 수줍음, 비사교성, 회피, 절제형 위축)로 확장하고 초·중·고 학교급 및 남녀 성별 집단 간 측정불변성 검정을 거쳐 척도를 교차타당화하고자, 먼저 K-SPS에 아동용 사회적 선호 척도 개정판(CSPS-R; Özdemir et al., 2015)의 절제형 위축 문항을 추가하여 자기보고식 한국판 청소년용 사회적 선호 척도 확장판(Korean version of Social Preference Scale for Adolescents-Extended: K-SPS-E) 예비척도(총 27문항)를 구성하였다. Özdemir 등의 CSPS-R은 9-11세 아동을 대상으로 개발한 자기보고식 척도로, 후기 아동기 사회적 위축을 기저 동기에 따라 3개의 서로 다른 하위유형인 수줍음, 비사교성, 절제형 위축으로 구분하여 측정한다. 본 연구에서는 공미정과 이동형(2017)이 중학생을 대상으로 변안하여 사용한 CSPS-R의 절제형 위축 문항(7문항)을 그대로 사용하였다. 집단주의 맥락에서 주로 보고되는 절제형 위축은 또래와의 갈등을 피하고 조화로운 관계를 유지하고자 자신의 행동과 감정을 과도하게 억누르고 통제하는 모습을 보인다. 절제형 위축을 측정하는 모든 문항은 K-SPS 문항과 동일하게 5점 리커트 척도로 구성되어 있으며(1: 전혀 그렇지 않다 ~ 5: 매우

그렇다), 점수가 높을수록 절제형 위축의 수준이 높다는 것을 의미한다. Özdemir 등은 원칙도인 CSPS-R에서 절제형 위축 문항의 Cronbach's α 를 .76으로 보고하였으며, CSPS-R을 변안하여 사용한 공미정과 이동형은 이를 .75로 보고하였다. 아울러, 초등학교 고학년 학생들 10여 명을 대상으로 예비척도에 대한 사전 설문을 실시하고 피드백을 받은 결과, 문항의 내용 중 이해하기 어렵거나 의미 전달이 명확하지 않은 부적절한 문구 및 표현은 없는 것으로 판단하여 문항을 별도로 수정하지 않고 초·중·고 학교급 전체를 대상으로 적용하였다.

3. 자료 분석

먼저, 초·중·고 전체 표본에서 데이터를 무작위로 추출하여 두 개의 서로 다른 표본을 구성하였다. 하위집단의 사례 수 및 표본별 자료 분석 절차를 고려하여 초·중·고 전체 표본의 1/3에 해당하는 사례를 표본 1($n=739$)에, 나머지 2/3에 해당하는 사례를 표본 2($n=1,523$)에 할당하였다. 각 표본의 학교급 및 성별 분포는 표 1과 같다. 일부 문항에서 결측치가 발생한 경우 완전정보 최대우도(full-information maximum likelihood, FIML) 추정법을 이용하여 처리하였다. FIML은 결측치를 삭제하는 일률적 삭제나 쌍별 삭제 방법에 비해 편향되지 않은 추정치를 제공하고 다중대체 방식에 비해 더 작은 표준오차를 가지는 등 여러 측면에서 효율적이고 우수한 것으로 알려져 있다(김수영, 2016).

표본 1에서는 구조방정식 모형 추정에 앞서 K-SPS-E 예비척도 문항의 기술통계치를 산출하고 측정변수의 다변량 정규성 및 다중공선성 문제를 검토하였다. 이어 확인적 요인분석(CFA)을 통해 원칙도의 요인구조를 확장한 K-SPS-E의 5요인 구조가 후기 아동기 및 청소년기 연령대에서 폭넓게 수집한 데이터에 잘 부합하는지 검토하였으며, 나아가 다른 요인구조를 가진 경쟁모형과의 비교 분석을 거쳐 교차타당화를 위한 최적의 측정모형을 채택하였다. 모형의 적합도를 확인하기 위하여 χ^2 검정을 실시하였으며, χ^2 검정이 표본 크기에 민감하고 영가설을 과도하게 기각하는 경향이 있다는 지적에 따라 CFI, TLI, RMSEA, SRMR을 모형의 적합도를 평가하기 위한 지수로 함께 사용하였다. 모형 적합도 지수에서 CFI 및 TLI는 .90 이상, RMSEA 및 SRMR은 .08 이하로 산출될 경우에 수용 가능한 적합도로 간주하였다(Little, 2013). 아울러, K-SPS-E 문항들이 사회적 고립 및 사회적 위축 하위유형의 각 개념을 정확하고 일관되게 측정하는 지표로 기능할 수 있는지 확인하고자 CFA의 추정치를 바탕으로 측정모형의 구인 신뢰도 및 타당도를 검토하였다.

표본 2에서는 측정불변성 검정 이전에 개별집단별로 최적의 모형을 설정해야 한다는 권고에 따라(Brown, 2015), 초·중·고 및 남녀 집단별로 각각 CFA를 실시하여 모형의 적합도를

살펴보고 표본 1에서 채택한 측정모형이 하위집단에서도 여전히 적합한 모형으로 사용될 수 있는지를 확인하였다. 이어 다집단 요인분석을 통해 학교급 및 성별 집단 간 측정불변성을 검정하여 K-SPS-E의 요인구조가 모든 하위집단에서 동일하게 나타나는지를 확인하고 척도를 교차타당화하였다. 측정불변성은 집단 간 측정모형의 주요 모수치를 단계적으로 동일하게 등가제약하는 과정을 통해 검정할 수 있다. 특정 모수치를 제약한 위계적으로 내재된 모형의 적합도가 이전 모형의 적합도에 비해 크게 감소하지 않는다면 더 단순한 형태를 가진 제약모형을 선택하게 된다. 본 연구에서는 형태동일성(configural invariance), 측정단위동일성(metric invariance), 절편동일성(scalar invariance) 검정을 순차적으로 실시하여 최종적으로 절편동일성을 확보하였을 경우 집단 간 측정불변성이 성립하는 것으로 판단하였다(김수영, 2016; Selig, Card, & Little, 2008). 모형의 적합도 변화를 평가하기 위해 χ^2 차이검정 이외에도 CFI 및 RMSEA가 변화하는 정도를 함께 활용하였으며, 이는 χ^2 차이검정이 앞선 χ^2 검정의 한계점을 동일하게 가지고 있다는 점을 고려한 것이다. 이에, 집단의 표본 수를 고려하여 $\Delta CFI \leq .01$ 및 $\Delta RMSEA \leq .015$ 기준을 충족할 경우 모형의 적합도가 앞선 모형에 비해 크게 나빠지지 않은 것으로 판단하였다(Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002). 끝으로, 척도가 형태동일성, 측정단위동일성, 절편동일성을 모두 만족하는 경우 초·중·고 학교급 및 남녀 성별 집단 간 사회적 위축 하위유형별 평균점수의 차이를 잠재변수 수준에서 통계적으로 검정하였다. 본 연구의 모든 주요 통계분석에는 Mplus Version 7.2를 사용하였으며, 기술통계를 비롯한 일부 통계치 산출을 위해 Stata MP 14.2를 함께 활용하였다.

III. 연구결과

1. 예비척도 문항의 다변량 정규성 및 다중공선성

구조방정식 모형 추정을 통해 K-SPS-E의 요인구조를 확인하기에 앞서, 표본 1($n=739$)에서 예비척도 27개 문항의 기술통계치를 산출하고 다변량 정규성 및 다중공선성 문제를 검토하였으며 관련 통계량을 표 2에 제시하였다. 먼저, 측정변수가 최대우도(ML) 추정을 위한 다변량 정규성 가정을 충족하는지 알아보기 위하여 예비척도 문항들의 왜도 및 첨도를 살펴보았다. 모든 문항에서 왜도의 범위는 $-0.69 \sim 2.00$, 첨도의 범위는 $-0.96 \sim 4.02$ 로 절대값이 각각 3과 10을 넘지 않아 각 변수의 단일변량 추정치가 정규분포를 크게 벗어나지 않은 것으로 나타났다(Kline, 2016). 구조방정식 모델링에서 다변량 정규성은 각 변수의 단일변량 정규성을 검토함으로써 확인할 수 있기 때문에(Kline, 2016), 예비척도의 측정변수가 다변량 정규성 가정을 충족하는 것으로

판단하여 이후 자료 분석에서는 일반적인 ML 추정량을 사용하였다. 다음으로, 각 측정변수의 분산팽창지수(VIF)를 검토한 결과 모든 변수에서 10 미만으로 산출되어(1.29~3.53) 정확한 표준오차 추정을 방해할 수 있는 다중공선성 문제는 없는 것으로 판단하였다.

표 2
K-SPS-E의 기술통계치, 다중공선성, 구인 신뢰도 및 타당도 관련 추정치(표본 1, n=739)

요인	문항 번호	기술통계치			VIF	Cronbach's α		문항-요인 총점간상관	비표준화 계수		표준화 계수		CR	AVE
		M(SD)	왜도	첨도		문항계치	요인별		$\lambda(SE)$	$\lambda(SE)$				
사회적 고립 (5문항)	01	1.55(0.84)	1.67	2.76	2.46	.90		.83	1.000(0.000)	.766(.017)***			.915	.683
	04	1.56(0.84)	1.78	3.43	2.94	.89		.85	1.056(0.045)	.808(.015)***				
	08	1.55(0.89)	1.82	3.11	3.21	.89	.91	.87	1.154(0.047)	.840(.013)***				
	11	1.58(0.93)	1.71	2.51	3.53	.89		.87	1.244(0.050)	.868(.011)***				
	12	1.59(0.92)	1.64	2.19	3.14	.89		.87	1.207(0.050)	.845(.012)***				
수줍음 (6문항)	03	2.01(1.15)	0.94	-0.08	2.67	.82		.81	1.000(0.000)	.790(.017)***			.867	.527
	07	1.55(0.92)	1.87	3.10	1.78	.85		.68	0.656(0.036)	.646(.024)***				
	15	2.12(1.20)	0.82	-0.39	2.13	.83	.85	.79	0.997(0.046)	.749(.019)***				
	16	2.70(1.22)	0.13	-0.96	1.43	.86		.66	0.701(0.050)	.523(.029)***				
	19	1.93(1.06)	1.02	0.26	3.02	.81		.85	0.980(0.041)	.842(.014)***				
비사교성 (5문항)	20	1.95(1.12)	1.03	0.14	2.48	.82		.80	0.941(0.045)	.758(.018)***			.843	.530
	05	2.23(1.20)	0.70	-0.44	1.97	.78		.80	1.000(0.000)	.692(.021)***				
	09	1.50(0.85)	1.96	3.84	3.04	.76		.81	0.862(0.042)	.845(.014)***				
	10	1.49(0.85)	2.00	4.02	3.11	.76	.82	.81	0.876(0.042)	.851(.013)***				
	13	1.69(0.99)	1.47	1.53	2.27	.76		.79	0.884(0.048)	.743(.019)***				
회피 ^a (4문항)	17	2.12(1.13)	0.81	-0.13	1.29	.84		.64	0.578(0.053)	.426(.032)***			.802	.505
	02	1.82(0.92)	1.25	1.58	1.50	.78		.72	1.000(0.000)	.586(.028)***				
	06	1.94(1.11)	1.14	0.61	1.92	.73	.79	.80	1.428(0.101)	.698(.024)***				
	14	1.80(0.98)	1.38	1.72	2.06	.71		.82	1.414(0.096)	.775(.020)***				
절제형 위축 (6문항)	18	1.80(0.95)	1.26	1.43	2.06	.72		.80	1.346(0.092)	.768(.021)***			.848	.483
	21	3.27(1.09)	-0.26	-0.44	2.02	.82		.72	1.000(0.000)	.648(.026)***				
	22	2.78(1.10)	0.20	-0.48	2.36	.80		.81	1.225(0.069)	.791(.019)***				
	23	3.37(1.07)	-0.39	-0.36	1.77	.83		.71	0.948(0.065)	.625(.026)***				
	24	3.73(1.03)	-0.69	0.11	1.61	문항 삭제	.84	문항 삭제	문항 삭제	문항 삭제				
	25	2.48(1.16)	0.41	-0.62	1.90	.82		.74	1.132(0.077)	.688(.023)***				
	26	2.88(1.04)	-0.07	-0.31	1.84	.82		.73	0.990(0.067)	.672(.024)***				
27	2.56(1.22)	0.37	-0.80	2.09	.81		.78	1.258(0.081)	.732(.022)***					

주. 절제형 위축 24번 문항은 CFA 결과를 바탕으로 측정모형에서 최종적으로 삭제하였음. 문항의 내용은 부록 1에 별도 제시함.
VIF=분산팽창지수 variance inflation factor; CR=구인 신뢰도 construct reliability; AVE=평균분산추출 average variance extracted.

^a회피를 측정하는 4개의 문항은 모두 역채점 문항으로 구성되었음.

*** $p < .001$

2. 요인구조의 확장: 수줍음, 비사교성, 회피, 절제형 위축의 측정

기존 K-SPS에 절제형 위축 문항을 추가한 K-SPS-E 예비척도(27문항)의 5요인 구조가 후기 아동기 및 청소년기 연령대에서 수집된 자료에 잘 부합하는지 살펴보기 위하여 표본 1을 대상으로 CFA를 실시하였다. 1차 분석에서 χ^2 검정 결과 및 모형 적합도 지수는 $\chi^2(314) = 1367.087$, $p < .001$, RMSEA=.067, 90% CI [.064, .071], CFI=.903, TLI=.892, SRMR=.074로, 특히 TLI 값이 수용 가능한 기준에 다소 미치지 못하는 것으로 나타났다. 수정지수(MI)를 검토한 결과, 절제형 위축 지표인 24번 문항(“다른 아이들이 나를 받아들이도록 하기 위해 그들과 사이좋게 논다.”)을 자유모수로 전환하여 추정하였을 때 사회적 고립을 비롯한 척도의 모든 요인들에 유의한 수준으로 교차적재되었으며($p < .05$), 표준화 요인부하 추정치가 새롭게 추가된 절제형 위축 문항 중에서 가장 낮은 .43으로 유일하게 .50을 넘지 못하였다. 실제로 문항의 내용 중 “사이좋게 논다”는 표현은 설문에 참여한 아동·청소년들에게 비교적 적극적인 형태의 또래 상호작용으로 이해되어 자신의 행동과 감정 표현을 억제하고 또래들에게 순응하는 절제형 위축의 특성을 제대로 반영하지 못하였을 수 있다. 이에 24번 문항에 대한 절제형 위축의 설명력이 비교적 미미하다고 판단하여 척도에서 삭제한 후 잔여 26개 문항에 대한 2차 분석을 실시하였으며, 그 결과를 표 3에 제시하였다. 24번 문항을 제외한 5요인 모형(model 1)의 χ^2 검정 결과 및 모형 적합도 지수는 $\chi^2(289) = 1149.356$, $p < .001$, RMSEA=.063, 90% CI [.060, .067], CFI=.918, TLI=.908, SRMR=.058로 나타나, 해당 모형이 수집된 자료에 전반적으로 잘 부합하는 것으로 판단하였다.

표 3
K-SPS-E 5요인 모형과 경쟁모형의 χ^2 검정 결과 및 모형 적합도 지수(표본 1, $n=739$)

모형 구분	$\chi^2(df)$	CFI	TLI	RMSEA(90% C.I.)	SRMR
Model 1 (5요인 모형)	1149.356(289) ^{***}	.918	.908	.063 [.060, .067]	.058
Model 2 (2요인 모형)	3832.729(298) ^{***}	.664	.634	.127 [.123, .130]	.112
Model 3 (3요인 모형)	2713.320(296) ^{***}	.771	.748	.105 [.102, .109]	.095
Model 4 (4요인 모형)	2102.741(293) ^{***}	.828	.809	.091 [.088, .095]	.081

주. Model 1: 고립, 수줍음, 비사교성, 회피, 절제형 위축; Model 2: 고립, 수줍음+비사교성+회피+절제형 위축; Model 3: 고립, 수줍음+비사교성+회피, 절제형 위축; Model 4: 고립, 수줍음+절제형 위축, 비사교성, 회피.
*** $p < .001$

다음으로, 2요인, 3요인, 4요인 모형을 경쟁모형으로 설정하고 CFA를 실시하여 다른 요인 구조를 가진 모형들과 적합도를 비교하였으며, 그 결과를 표 3에 함께 제시하였다. 2요인 모형인 model 2에서는 Coplan과 Rubin(2010)이 제시한 ‘홀로 있는 행동’ 분류체계에서 사회

적 위축과 고립이 일차적으로 구별된다는 점을 고려하여 수줍음, 비사교성, 회피, 절제형 위축을 하나의 요인으로 묶었으며, 3요인 모형인 model 3에서는 Asendorpf(1990)의 접근 및 회피 동기 체계 내에서 설명할 수 있는 수줍음, 비사교성, 회피를 하나의 요인으로 묶었다. 또한, 4요인 모형인 model 4에서는 수줍음과 절제형 위축을 하나의 요인으로 묶었는데, 이는 척도에 새롭게 추가한 절제형 위축이 수줍음과 높은 상관을 보인다는 점을 고려한 것이다(공미정, 이동형, 2017; 이창우 외, 2021; Özdemir et al., 2015). 경쟁모형의 적합도 지수를 검토한 결과, 모든 경쟁모형에서 CFI 및 TLI가 .90 미만, RMSEA 및 SRMR이 .08을 초과하는 등 모형이 자료에 부합한다는 증거를 찾지 못하였다.

이에, 5요인 구조인 model 1을 최적의 측정모형으로 채택하고 모형의 구인 신뢰도 및 타당도를 분석하였으며 관련 추정치를 표 2에 함께 제시하였다. 먼저 측정모형의 구인 신뢰도를 평가하기 위해 산출한 요인별 내적합치도(Cronbach's α)의 경우 사회적 고립이 .91, 수줍음이 .85, 비사교성이 .82, 회피가 .79, 절제형 위축이 .84로 적절한 수준이었으며, 일부 문항을 삭제하였을 때 해당 요인의 Cronbach's α 값이 증가하는 사례가 있었으나(16, 17번 문항) 그 증가하는 정도가 미미한 것으로 나타났다. 또한, 문항-요인 총점 간 상관계수도 .64~.87의 범위로 분포되어 높은 수준의 상관을 보였다. 아울러, CFA 결과에 따른 구인 신뢰도(construct reliability, CR)를 함께 계산하였는데, 이는 Cronbach's α 의 경우 같은 요인을 구성하는 측정변수의 요인부하량이 모두 동일하다는 가정을 충족하지 못할 때 과소추정될 수 있다는 점을 감안한 것이다(이형권, 2018; Trizano-Hermosilla & Alvarado, 2016). 분석 결과, 척도가 포함하는 모든 요인들의 CR 값은 .80 이상으로 양호한 수준을 보였다. 또한, 절제형 위축을 제외한 모든 요인의 평균분산추출(average variance extracted, AVE) 값도 .50 이상으로 나타나 각 요인이 설명하는 분산이 측정오차에 의한 분산보다 크다는 사실을 확인하였다. 절제형 위축의 AVE가 .483으로 모든 요인 중 유일하게 .50에 미치지 못하는 것이었으나 CR이 수용 가능할 경우(예: $CR \geq .6$) AVE가 .50보다 다소 작더라도 받아들일 수 있다는 견해에 비추어(Fornell & Larcker, 1981) 척도의 모든 요인이 적절한 구인 신뢰도를 가진 것으로 판단하였다.

다음으로, 측정모형의 구인 타당도를 수렴타당도와 판별타당도로 구분하여 살펴보았다. 수렴 타당도의 지표로 측정변수의 표준화 요인부하 추정치를 검토하였으며, 비사교성 1개 문항(17번 문항)을 제외한 모든 문항들이 .50 이상의 값을 가진다는 것을 확인하였다. 해당 문항의 추정치가 다소 낮기는 하였지만 비사교성의 AVE 값이 .50 이상이며, 특히 비사교성 문항들이 높은 수준의 내적 일관성($CR=.843$)을 가진다는 점을 수렴타당도의 증거로 보고(Hair, Black, Babin, & Anderson, 2010) 기존 5개의 비사교성 문항을 그대로 유지하였다. 이어, 두 요인씩 쌍을 지어 각각의 AVE 값과 두 요인의 상관계수 제곱을 비교하는 방법으로 판별타당도를 확인

하였으며, 각 AVE 값이 상관계수 제곱보다 큰 경우에 판별타당도를 확보한 것으로 해석하였다(Hair et al., 2010). 분석 결과, 유일하게 수줍음과 고립과의 관계에서 수줍음의 AVE 값이 상관계수 제곱보다 다소 작았으나, 두 요인의 상관 크기는 .77로 Kline(2016)이 판별타당도를 확인하는 사례로 제시한 .90에 미치지 못하여 수줍음과 고립이 척도 내에서 충분히 구별될 수 있다고 보았다(요인 간 상관계수는 표 4 참조). 요컨대, 기존 K-SPS에 최종적으로 6개의 절제형 위축 문항을 추가하여 요인구조를 확장한 K-SPS-E 5요인 모형(사회적 고립, 수줍음, 비사교성, 회피, 절제형 위축)은 후기 아동기 및 청소년기 연령대에서 수집된 자료에 잘 부합하는 것으로 보인다. 또한, K-SPS-E가 적절한 수준의 구인 신뢰도와 타당도를 갖추고 있으며, 특히 새롭게 포함된 절제형 위축이 기존의 요인들과 변별되어 타당하게 측정될 수 있다는 증거를 확인하였다.

표 4
K-SPS-E 요인 간 상관관계, 요인별 평균 및 표준편차

구분	1	2	3	4	5	M(SD)
1. 사회적 고립	-	.730 ^{***}	.682 ^{***}	.473 ^{***}	.290 ^{***}	1.62(0.78)
2. 수줍음	.770 ^{***}	-	.581 ^{***}	.391 ^{***}	.437 ^{***}	2.04(0.87)
3. 비사교성	.721 ^{***}	.590 ^{***}	-	.810 ^{***}	.164 ^{***}	1.84(0.79)
4. 회피	.406 ^{***}	.343 ^{***}	.704 ^{***}	-	-.010	1.85(0.78)
5. 절제형 위축	.387 ^{***}	.530 ^{***}	.299 ^{***}	.077	-	2.88(0.81)
M(SD)	1.57(0.76)	2.04(0.85)	1.81(0.77)	1.84(0.78)	2.89(0.84)	

주. 요인 간 상관계수는 잠재변수(요인) 간의 공분산 표준화 추정치. 표본 1($n=739$)에 대한 분석 결과는 대각선 하단에, 표본 2($n=1,523$)에 대한 분석 결과는 대각선 상단에 제시하였으며, 아울러 학교급 및 성별 하위집단에 따른 평균과 표준편차 정보(표본 2)를 부록 2에 별도 수록하였음.

^{***} $p < .001$

3. K-SPS-E의 교차타당화: 초·중·고 학교급 간 측정불변성 검정

K-SPS-E의 교차타당화를 위한 초·중·고 학교급 간 측정불변성 검정에 앞서, 표본 1에서 기존 척도의 요인구조를 확장한 5요인 모형이 하위집단에서도 적합한 모형으로 사용될 수 있는지를 살펴보고자 표본 2($n=1,523$)를 초등($n=490$), 중등($n=458$), 고등($n=575$) 집단으로 구분하고 각 집단에 대한 개별 CFA를 실시하였다. χ^2 검정 결과 및 모형 적합도 지수는 초등 표본에서 $\chi^2(289)=863.269$, $p < .001$, RMSEA=.064, 90% CI [.059, .069], CFI=.909, TLI=.898, SRMR=.076, 중등 표본에서 $\chi^2(289)=832.446$, $p < .001$, RMSEA=.064, 90% CI [.059, .069],

CFI=.925, TLI=.916, SRMR=.067, 고등 표본에서 $\chi^2(289)=1029.004, p<.001, RMSEA=.067, 90\% CI [.062, .071], CFI=.911, TLI=.900, SRMR=.059$ 로, 5요인 모형이 초·중·고 학교급에 따라 구분한 집단별 데이터에도 대체로 잘 부합하는 것으로 나타났다. 초등 표본에서 TLI 값이 .90에 다소 미치지 못하는 못하였으나 그 차이가 미미하고 TLI와 CFI는 모두 증분적합도 지수로 상호 높은 상관을 보인다는 점을 고려하여 수용 가능한 결과로 판단하였다.

이에 동일한 5요인 모형을 초·중·고 학교급별 집단 각각에 적합한 측정모형으로 설정하였으며, 이들을 결합한 형태의 다집단 요인분석을 통해 학교급 간 측정불변성을 검정하고 척도를 교차타당화하였다. 이에 따른 분석 결과는 표 5와 같다. 먼저, 측정불변성 검정의 첫 단계인 형태동일성 검정에서는 학교급별로 설정한 측정모형의 모수치를 제약하지 않고 자유롭게 추정하였으며, 모형의 적합도 지수가 CFI 및 TLI 값이 .90 이상, RMSEA 및 SRMR 값이 .07 이하로 나타나 K-SPS-E의 요인-문항 구조가 초·중·고 학교급 집단 모두에서 동일한 형태를 보인다는 것을 확인하였다.

표 5
K-SPS-E의 초·중·고 학교급 및 남녀 성별 집단 간 측정불변성 검정 결과(표본 2, n=1,523)

비교집단	모형	$\chi^2(df)$	CFI	TLI	RMSEA(90% C.I.)	SRMR	모형 비교	$\Delta\chi^2(\Delta df)$	ΔCFI	$\Delta RMSEA$
학교급 집단 (초·중·고)	M1	2724.719(867) ^{***}	.915	.905	.065 [.062, .068]	.067	M1	-	-	-
	M2	2801.243(909) ^{***}	.914	.908	.064 [.061, .067]	.069	M2-M1	76.524(42) ^{***}	-.001	-.001
	M3	2957.480(951) ^{***}	.909	.906	.064 [.062, .067]	.069	M3-M2	156.237(42) ^{***}	-.005	.000
	M4	3019.420(961) ^{***}	.906	.905	.065 [.062, .068]	.088	M4-M3	61.940(10) ^{***}	-.003	.001
성별 집단 (남·여)	M1	2236.895(578) ^{***}	.923	.914	.061 [.059, .064]	.065	M1	-	-	-
	M2	2284.941(599) ^{***}	.922	.915	.061 [.058, .063]	.065	M2-M1	48.046(21) ^{***}	-.001	.000
	M3	2462.942(620) ^{***}	.915	.911	.062 [.060, .065]	.066	M3-M2	178.001(21) ^{***}	-.007	.001
	M4	2477.384(625) ^{***}	.914	.911	.062 [.060, .065]	.069	M4-M3	14.442(5) [*]	-.001	.000

주. M1은 형태동일성 모형, M2는 측정단위동일성 모형, M3는 절편동일성 모형, M4는 요인분산동일성 모형. M4는 측정불변성 검정에 포함되지 않으며 집단 간 동일한 값을 가지는 잠재변수 표준편차를 산출하기 위하여 추정함.

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

학교급 간 형태동일성이 성립함에 따라 측정불변성 검정의 다음 단계인 측정단위동일성을 검정하기 위하여, 앞선 형태동일성 모형에 추가적으로 집단 간 요인부하량이 서로 동일하다는 제약을 더하였다. 모형의 적합도 지수는 CFI 및 TLI 값이 .90 이상, RMSEA 및 SRMR 값이 .07 이하로 나타나 대체로 수용할만한 결과를 보였으나, χ^2 차이검정에서 자유도 증가량 대비 증가한 χ^2 값이

통계적으로 유의하여 측정단위동일성 모형과 형태동일성 모형의 적합도에 차이가 없다는 영가설이 기각되었다($\Delta\chi^2(42)=76.524, p<.001$). 하지만 CFI 및 RMSEA 변화 정도가 두 지수 모두 -.001로 미미하여 $\Delta CFI \leq .01$ 및 $\Delta RMSEA \leq .015$ 기준을 충족하므로 척도의 측정단위동일성이 성립한 것으로 판단하였다. 즉 K-SPS-E의 각 요인은 상응하는 문항에 의해 초·중·고 학교급 집단 모두에서 동일한 방식으로 측정된다고 할 수 있다.

측정단위동일성이 성립함에 따라, 측정불변성 검정의 다음 단계로 측정단위동일성 모형에 추가적으로 측정변수의 절편을 동일하게 제약하는 절편동일성 검정을 실시하였다. 모형의 근사적합도 지수는 수용 가능한 수준이었으나, χ^2 차이검정에서 χ^2 통계량이 유의하게 증가하여 절편동일성 모형과 측정단위동일성 모형이 적합도에서 차이를 보였다($\Delta\chi^2(42)=156.237, p<.001$). 이에 CFI 및 RMSEA 변화율을 함께 살펴본 결과, $\Delta CFI = -.005$ 및 $\Delta RMSEA = .000$ 으로 그 변화 정도가 미미하여 기준을 충족하므로 척도의 절편동일성이 성립한 것으로 판단하였다. 이에 K-SPS-E에서 각 요인의 점수가 집단 간에 동일한 경우 상응하는 문항에서도 동일한 점수를 얻는다는 증거를 확인하였다. 이로써 척도의 형태동일성, 측정단위동일성, 절편동일성이 순차적으로 입증되었으며 이는 K-SPS-E가 초·중·고 학교급 집단 간 측정불변성을 가진다는 점을 의미한다.

4. K-SPS-E의 교차타당화: 남녀 성별 간 측정불변성 검정

K-SPS-E의 교차타당화를 위한 남녀 성별 간 측정불변성 검정에 앞서, 표본 2를 남학생($n=806$)과 여학생($n=717$) 집단으로 구분하고 각 집단에 대한 개별 CFA를 실시하였다. χ^2 검정 결과 및 모형 적합도 지수는 남학생 표본에서 $\chi^2(289)=1199.342, p<.001, RMSEA=.063, 90\% CI [.059, .066], CFI=.919, TLI=.909, SRMR=.073$, 여학생 표본에서 $\chi^2(289)=1037.553, p<.001, RMSEA=.060, 90\% CI [.056, .064], CFI=.928, TLI=.919, SRMR=.053$ 로, 5요인 모형이 성별에 따라 구분한 집단별 데이터에도 대체로 잘 부합하는 것으로 나타났다. 이에 동일한 5요인 모형을 남녀 집단 각각에 적합한 측정모형으로 설정하였으며, 다집단 요인분석을 통해 남녀 성별 간 측정불변성을 검정하고 척도를 교차타당화하였다. 이에 따른 분석 결과를 표 5에 함께 제시하였다. 형태동일성 검정에서는 CFI 및 TLI 값이 .91 이상, RMSEA 및 SRMR 값이 .07 이하로 나타나 수용 가능한 모형 적합도를 보였으며, 이어 측정단위동일성 및 절편동일성 검정에서는 χ^2 통계량이 유의하게 증가하였으나, CFI 및 RMSEA 변화율이 각각 $\Delta CFI \leq .01$ 및 $\Delta RMSEA \leq .015$ 기준을 충족하는 것으로 나타났다. 결과적으로, 척도의 형태동일성, 측정단위동일성, 절편동일성을 순차적으로 입증하였으며 K-SPS-E가 학교급뿐만 아니라 남녀 성별 집단 간에서도 측정불변성을 가진다는 점을 확인하였다.

5. 학교급 및 성별 간 사회적 위축 하위유형 잠재평균 비교

초·중·고 학교급 및 남녀 성별 집단 간 측정불변성이 절편동일성 수준에서 성립함에 따라, K-SPS-E 요인별 평균점수의 집단 간 차이를 잠재변수 수준에서 통계적으로 검정하였다. 앞서 형태동일성 및 측정단위동일성 모형에서는 평균구조를 식별하기 위하여 모든 집단의 요인평균을 0으로 제약하였으나, 집단 간 측정변수의 절편을 동일하게 제약하는 절편동일성 모형에서는 평균구조의 과소식별 문제가 발생하지 않으므로(이형권, 2018; Kline, 2016, 16장 참조), 참조집단의 잠재변수 평균은 0으로 고정하고 비교집단의 잠재변수 평균은 자유롭게 추정함으로써 요인별 잠재평균의 집단 간 차이를 확인하였다.

표 6

K-SPS-E의 초·중·고 학교급 및 남녀 성별 집단 간 잠재평균 차이 검정 결과(표본 2, $n=1,523$)

비교집단	<i>n</i>	사회적 고립		수줍음		비사교성		회피		절제형 위축	
		<i>M(SE)</i>	<i>d</i>	<i>M(SE)</i>	<i>d</i>	<i>M(SE)</i>	<i>d</i>	<i>M(SE)</i>	<i>d</i>	<i>M(SE)</i>	<i>d</i>
초등학생 ^a	490	.000(.000)		.000(.000)		.000(.000)		.000(.000)		.000(.000)	
중학생	458	.022(.053)	.030	.056(.062)	.063	.169(.063)**	.198	.102(.044)*	.170	.012(.053)	.017
고등학생	575	-.145(.047)**	.201	-.014(.058)	.016	.117(.055)*	.137	.148(.041)***	.247	-.271(.051)***	.376
중학생 ^a	458	.000(.000)		.000(.000)		.000(.000)		.000(.000)		.000(.000)	
고등학생	575	-.167(.045)***	.231	-.070(.056)	.079	-.051(.057)	.060	.046(.041)	.077	-.283(.047)***	.393
남학생 ^a	806	.000(.000)		.000(.000)		.000(.000)		.000(.000)		.000(.000)	
여학생	717	-.057(.038)	.080	.039(.048)	.044	.014(.047)	.016	.027(.034)	.045	-.034(.042)	.046

^a잠재평균 비교를 위한 참조집단(reference group).

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

분석에 따른 결과는 표 6과 같다. 아울러, 잠재평균 차이의 효과 크기(Cohen's *d*)를 구체적으로 살펴보기 위하여 절편동일성 모형에서 집단 간 요인분산을 동일하게 제약하는 요인분산동일성 검정을 추가적으로 실시하였으며, 그 결과를 표 5에 함께 제시하였다(M4). 요인분산동일성 모형의 적합도 지수는 학교급 및 남녀 성별 집단 모두에서 대체로 CFI 및 TLI 값이 .90 이상, RMSEA 및 SRMR 값이 .07 이하로 나타나 수용 가능한 수준이었다. 학교급 집단에서 SRMR 값이 .088로 다소 높은 편이었으나, CFI 및 RMSEA 변화율이 미미하고 $\Delta CFI \leq .01$ 및 $\Delta RMSEA \leq .015$ 기준을 충족하므로 모형의 적합도가 앞선 절편동일성 모형에 비해 크게 나빠지지 않은 것으로 판단하였다. 이에 집단 간 동일한 값을 보이는 잠재변수 분산에서 표준편차를 산출하고 잠재평균 차이에 대한 효과 크기를 계산하였다. 효과 크기는 Cohen(1988)의 제안에 따라 *d* 값이 .2인 경우 작은 수준, .5인 경우 중간 수준, .8인 경우 큰 수준으로 해석하였다.

먼저, 학교급 간 K-SPS-E 잠재평균의 차이를 살펴보고자 초등 또는 중등을 참조집단으로 설정하고 초등-중등, 초등-고등, 중등-고등 집단 간 잠재변수의 평균값을 각각 비교하였다. 수줍음이 모든 학교급 간 비교에서 유의한 차이를 보이지 않았던 반면에, 비사교성과 회피는 초등-중등 및 초등-고등 집단 간에 유의한 차이를 보이며 초등 집단이 상대적으로 낮은 평균값을 보고하였다. 효과 크기에서 비사교성의 경우 초등-중등의 차이(.198)가 초등-고등의 차이(.137)보다 더 컸으며, 회피는 초등-고등의 차이(.247)가 초등-중등의 차이(.170)보다 더 컸다. 절제형 위축과 사회적 고립의 경우 초등-고등 및 중등-고등 집단 간에 유의한 차이를 보이며 고등 집단이 상대적으로 낮은 평균값을 보고하였으며, 특히 중등-고등의 차이가 가장 뚜렷하게 나타났다. 효과 크기에서 절제형 위축 점수의 차이는 대체로 중간 수준(.376~.393)을, 사회적 고립 점수의 차이는 낮은 수준을 보였다(.201~.231). 한편, 성별 간 K-SPS-E 잠재평균의 차이를 살펴보기 위하여 남학생을 참조집단으로 설정하고 여학생 집단과 잠재변수 평균값을 비교한 결과, 척도의 모든 요인에서 유의한 성차를 발견할 수 없었다.

IV. 논 의

본 연구의 목적은 초등 5학년부터 고등 2학년까지 총 2,262명을 대상으로 사회적 고립 및 사회적 위축 하위유형(수줍음, 비사교성, 회피, 절제형 위축)을 측정하는 한국판 청소년용 사회적 선호 척도 확장판(K-SPS-E)을 구성하고 후기 아동기 및 청소년기 연령대에서 척도를 교차타당화하는 것이다. 이에 원칙도인 한국판 청소년용 사회적 선호 척도(K-SPS; 김원희 외, 2016)에 '절제형 위축(6개 문항)'을 새로운 하위유형으로 추가하여 기존 측정모형의 요인 구조를 확장하였으며, 초·중·고 학교급 및 남녀 성별 집단 간 측정불변성 검정을 통해 척도의 요인들이 대상의 연령이나 성별에 상관없이 각 집단에서 동일한 개념으로 일관되게 측정될 수 있는지를 평가하였다. 아울러, 척도의 측정불변성이 절편동일성 수준에서 성립함에 따라, 요인별 평균점수의 집단 간 차이를 잠재변수 수준에서 서로 비교하였다. 본 연구의 주요 결과를 차례로 제시하고 논의하면 다음과 같다.

첫째, K-SPS-E에 대한 CFA, 경쟁모형과의 비교, 구인 신뢰도 및 타당도 분석을 실시한 결과, K-SPS-E는 5요인 구조의 다차원 요인모형으로 후기 아동 및 청소년들이 응답한 자료에 잘 부합하며, 사회적 고립 및 사회적 위축 하위유형(수줍음, 비사교성, 회피, 절제형 위축)을 타당하게 구별하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 사회적 고립과 위축의 구분 및 사회적 위축의 기저 동기에 따른 다차원적 개념화(Asendorpf, 1990; Coplan & Rubin, 2010)가 요인구조 상 타당하며, 심리측정적으로 구분되어 측정될 수 있음을 의미한다. 특히, K-SPS-E

에 새롭게 추가된 절제형 위축이 원칙도에 비해 더욱 복잡한 요인구조를 가진 국내 초·중·고등학생 대상의 측정모형에서도 타당하게 구별된다는 결과는 아동 표본에서 기존의 사회적 위축 하위유형에 절제형 위축 개념을 성공적으로 도입한 Özdemir 등(2015)의 연구와 맥을 같이 하며 이 개념의 타당성을 연령대와 문화권을 확대하여 새롭게 확인하였다는 점에서 의의가 있다.

아울러, 본 연구에서 절제형 위축은 다른 하위유형인 수줍음 및 비사교성과 중간 정도의 정적 상관을 보였는데, 이는 중학생 및 고등학생 대상의 다른 국내연구에서 보고한 내용과 대체로 일치하는 결과이다(공미정, 이동형, 2017; 이창우 외, 2021). 집단주의 문화권에서 사회적 위축의 독특한 기저 동기로 언급되는 절제형 위축은 이처럼 다른 하위유형들과 일정한 변량을 공유하면서 개별적인 심리측정적 속성을 가진 구인으로 보이며, 이에 따라 사회적 위축 하위유형 체계 내에서 측정하는 것이 적절할 것으로 판단된다. 다만 예외적으로 본 연구에서 회피와 절제형 위축 간의 상관이 유의하지 않았는데, 이는 사회적 위축 하위유형으로서 회피와 절제형 위축이 서로 개념적 연계성은 있으나 기저 동기 면에서는 여느 다른 두 하위유형 간의 차이보다 극단적인 차이가 있음을 시사하는 결과로 보인다. 그러나 아직 이 두 하위유형과 이들의 적응적 함의에 대한 실증연구가 미미한 상황이므로, 이 두 유형의 차이는 후속 연구를 통해 정교하게 탐색되어야 할 것으로 보인다.

둘째, K-SPS-E에 대한 초·중·고 학교급 집단 간 측정불변성을 검정한 결과 절편동일성 수준에서 만족하였으며, 이를 통해 척도의 측정모형이 모든 학교급에서 동일한 요인구조를 가지며 동일한 방식으로 사회적 고립 및 각 사회적 위축 하위유형을 측정한다는 사실을 확인하였다. 본 연구의 결과는 중학생 및 9~11세 아동을 대상으로 문항을 개발한 원칙도의 연구결과를 확장한 것으로(김원희 외, 2016; Özdemir et al., 2015), K-SPS-E가 국내 초·중·고등학생(초5~고2) 연령대에서 사회적 위축 하위유형을 동일한 개념으로 측정할 수 있는 타당한 평가도구임을 실증적으로 보여주고 있다. 이와 같은 사회적 위축 하위유형 척도의 측정불변성은 국내연구에서는 처음 보고되는 것이며, 국외 연구에서도 사회적 위축 기저 동기(또는 유사구인)를 2요인 이상의 하위유형으로 구분하고 연령별 집단에 걸쳐 측정불변성을 검정한 사례(예: Ladd, Ettekal, & Kochenderfer-Ladd, 2019)는 매우 제한적이다. 아동·청소년기 사회적 위축 하위유형의 의미와 사회정서적 함의에서 발달 시기에 따른 가변성이 나타날 수 있다는 증거(Brook & Schmidt, 2022; Coplan, Ooi, & Baldwin, 2019)가 제시되고 있으며, 이러한 결과를 적절히 해석하기 위해서는 사회적 위축의 하위유형을 측정하는 척도가 모든 연령대에서 동일하게 해석되는 구인을 일관되게 측정하는 속성을 갖출 필요가 있다. 이러한 점에서 초·중·고 학교급 간 측정불변성을 입증하며 다양한 연령대 표본에서 교차타당화 과정을 거친 K-SPS-E는 후기 아동기 및 청소년기 사회적 위축 하위유형을 더욱 안정적으로 측정하는데 기여할 수 있을 것이다.

셋째, K-SPS-E에 대한 남녀 성별 집단 간 측정불변성을 검정한 결과 절편동일성 수준에서 만족하였으며, 이에 따라 척도의 측정모형이 성별 간에 동일한 요인구조를 가지며 동일한 방식으로 각 요인을 측정한다는 사실을 확인하였다. 이러한 결과는 앞서 제시한 학교급에 따른 측정불변성 검정 결과와 마찬가지로 국내에서는 처음 보고되는 것으로, 캐나다 및 중국 등지에서 사회적 위축 기저 동기(또는 관련 구인)의 성별 집단 간 측정불변성을 입증한 아동·청소년 대상 연구들(Brook & Schmidt, 2022; Liu et al., 2014)의 결과와 일치하는 것이다. 국외에서와 마찬가지로 우리나라 아동·청소년들이 K-SPS-E의 문항을 성별에 상관없이 동일한 의미로 해석한다는 본 연구결과는 향후 K-SPS-E가 사회적 위축 성차 연구결과의 타당성과 일반화 가능성을 제고하는 효과적인 국내용 평가도구가 될 수 있음을 시사한다. 특히, 사회적 위축 하위유형의 수준이나 적응적 함의가 성별에 따라 다를 수 있다는 주장이 꾸준히 제기되었지만 상반되는 결과가 혼재하고 있고, 회피나 절제형 위축 같은 일부 하위유형에 대한 성차 논의는 최근어야 등장하고 있는 점, 그리고 일부 해외 연구에서 수줍음 척도에 대한 성인 남녀 간 측정불변성이 확인되지 못한 점 등을 고려할 때(Brook & Schmidt, 2022), 성별에 따른 측정불변성을 입증한 평가도구의 확보는 더욱 의의가 있다고 할 수 있다.

넷째, 학교급에 따른 K-SPS-E의 요인별 잠재평균 수준을 비교하였을 때, 수줍음은 초중고에 걸쳐 큰 차이가 없이 안정된 경향이 있었고, 비사교성은 중학생들이, 회피는 고등학생들이 가장 높은 값을 보였다. 반면, 절제형 위축의 경우 초등과 중등에서는 유의한 차이가 없었으나, 고등학생들은 현저히 낮은 값을 보였다. 이러한 결과는 수줍음이 아동기에서부터 대체로 안정적인 경향이 있으며, 편도체 활성화와 같은 생물학적 요인(Rubin et al., 2009)이나 유전적 또는 초기 환경적 차이에 기인하는 행동억제 체계의 개인차(Asendorpf, 2010)에 의해 영향을 받을 수 있다는 견해를 뒷받침한다. 또한, 사회적 관계를 의도적으로 기피하는 회피는 또래관계를 악화시키고(Bowker & Raja, 2011) 이는 재차 위축 행동의 증가로 이어질 수 있지만, 홀로 있는 것을 선호하는 비사교성은 초기 청소년기에서부터 점차 적응적인 특성으로 지각되어(Coplan et al., 2019) 또래문제를 심각하게 야기하지 않으며 이로 인해 고등학생은 중학생에 비해 비교적 낮은 수준의 사회적 위축을 보고하였을 가능성이 있다. 절제형 위축의 경우에는 학생의 연령이 증가함에 따라 개인의 자율성과 주도성이 강해지면서 구태여 또래들의 의견에 순응하지 않더라도 여전히 이들과 잘 어울릴 수 있게 되어, 특히 고등학생 시기에 이르게 되면, 절제형 위축의 정도가 전반적으로 낮아지는 경향을 보이는 것으로 해석해 볼 수 있다.

다섯째, K-SPS-E에서 사회적 위축 하위유형의 잠재평균은 남녀 성별 집단에 걸쳐 유의한 차이를 보이지 않았다. 이는 중학생 또는 고등학생을 대상으로 수줍음(윤미설, 이동형, 2015), 비사교성(공미정, 이동형, 2017), 절제형 위축(이창우 외, 2021)의 성차를 분석한 국내연구의 보고와 일치하는 결과로, 선행연구들과 달리 초중고 학교급 전체를 대상으로 잠재

변수 수준에서 성차가 유의하지 않음을 확인한 결과라는 점에서 의의가 있다. 이는 또한 아동·청소년의 수줍음, 비사교성, 회피 점수가 남녀에 따라 다르지 않았다고 밝힌 일부 국외 연구결과와도 일치하고 있어(Bowker & Raja, 2011; Chen, Wang, & Cao, 2011), 후기 아동 및 청소년들이 위축 행동을 선택하는 기저 동기에 성별이 미치는 영향은 미미한 것으로 이해할 수 있을 것이다.

본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 사회적 고립과 함께 사회적 위축의 하위유형을 측정하는 기존 K-SPS의 요인구조를 확장함으로써 척도의 측정모형을 정교화하였으며, 특히 최근 논의가 시작된 절제형 위축을 새로운 하위유형으로 추가하여 사회적 위축의 다양한 의미와 기능을 더욱 체계적으로 탐색할 수 있는 타당한 자기보고식 평가도구를 확보하였다. 특히, 절제형 위축의 측정은 집단주의 맥락에서 나타나는 매우 독특한 형태의 사회적 위축을 분명하게 포착하여 국내 아동·청소년의 내적 특성을 고려한 적절한 개입전략 수립에 기여할 수 있을 것이다. 둘째, 새롭게 확장한 K-SPS-E를 다양한 연령대(초등 5~6학년, 중등 1~3학년, 고등 1~2학년) 및 성별 표본에서 교차타당화하여 초·중·고 학교급 남녀 모두를 대상으로 동일한 개념의 사회적 위축을 안정적으로 측정할 수 있는 실증적 기반을 마련하였다. 셋째, 학교급 및 성별에 따른 사회적 위축 하위유형 평균점수의 차이를 잠재변수 수준에서 검정하여 위축 행동의 다채로운 기저 동기들이 개인차 요인, 특히 발달적 측면에서 각기 어떠한 차이를 보일 수 있는지에 대한 추가적인 정보를 제공하였다.

본 연구의 제한점과 향후 연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, K-SPS-E는 사회적 위축 하위유형의 정도를 연속적으로 측정하기 때문에 기저 동기에 따라 개인을 유형화할 수 있는 구체적인 기준을 제시하지는 못한다는 점이다. 이러한 제한점은 기존의 K-SPS 타당화 연구(김원희 외, 2016)에서 이미 제기되었던 것이며, 사람중심접근(person-oriented approach)의 관점에서 사회적 위축 하위유형 집단을 구별한 국외 연구에서도 유형별 분류를 위한 절단점을 제시하기보다는 표본 분포 비율과 같은 인위적인 기준을 적용한 바 있다(Nelson, 2013). 사회적으로 위축된 아동·청소년을 기저 동기에 따라 유형화하는 일은 하위유형의 임상적 특성을 고려한 체계적이고 개별적인 개입전략 수립을 위해 중요한 연구 과제인 만큼, 향후 연구에서는 요인 점수에 기초한 실증적이고 타당한 분류기준을 마련하여(예: 군집분석 및 ROC 분석 활용 등) K-SPS-E의 활용도를 높일 필요가 있다. 둘째, 본 연구에서 보고한 사회적 위축 하위유형의 학교급 간 잠재평균 차이는 연령대별 집단의 특성을 동시에 비교하는 횡단적 설계에 기반하였기 때문에, 발달적 맥락에서 사회적 위축의 안정성이나 변화 정도를 해석하는 데에는 한계가 있다. 하지만 사회적 위축의 수준은 기저 동기 및 연령대에 따라 차이를 보일 수 있기 때문에 (Morneau-Vaillancourt et al., 2021), 향후 사회적 위축의 발달 궤적이나 사회정서적 문제와의 종단적 관련성을 다루는 연구에서는 사회적 위축을 하위유형으로 구분하는 다차원적 관점을

적극 반영할 필요가 있다. 더욱이, 본 연구를 통해 학교급 및 성별 집단 간 측정불변성을 입증한 척도가 확보되었으므로 국내 종단연구에서 이를 적절히 활용한다면 타당한 분석 결과를 토대로 후기 아동기 및 청소년기 사회적 위축의 발달적 함의를 효과적으로 탐색할 수 있을 것이다. 이와 관련하여, K-SPS-E는 사회적 위축을 단일요인으로 측정하는 척도가 아니며, 위축 행동의 기저 동기를 구별하는 다차원 관점의 척도라는 점을 강조하고자 한다. 일부 국내연구에서 사회적 위축 하위유형 척도(예: K-SPS, EASPS-R)의 총점을 간혹 '사회적 위축'으로 조작적 정의하거나, 각 하위유형 점수를 사회적 위축의 측정변수로 사용하는 사례가 있는데(예: 김예림, 박주희, 2021; 김은정, 정문경, 2021), 이는 척도의 개발 취지와 맞지 않을 뿐만 아니라 각 하위유형의 이질적 특성을 무시한 결과 해석으로 이어질 수 있으므로 권장하지 않는다. 서로 다른 사회정서적 함의를 가진 사회적 위축 기저 동기를 구분하여 측정하는 것이 본 척도의 개발 및 교차타당화 취지에 부합하므로, K-SPS-E를 사용하는 연구자들은 하위요인별로 산출한 점수를 독자적인 구인의 측정치로 활용하기를 권한다.

참고문헌

- 공미정, 이동형 (2017). 남녀 중학생의 사회적 위축 하위유형 및 지각된 학급풍토와 괴롭힘 피해의 관계. **한국심리학회지: 학교**, 14(2), 209-234. doi:10.16983/kjisp.2017.14.2.209
- 곽금주 (2000). 또래간 사회적 관계: 부정적 측면에 관한 개관. **한국심리학회지: 발달**, 13(3), 77-89.
- 김민영, 김영아, 오경자 (2012). 한국판 아동·청소년행동평가 척도 교사용 (TRF) 표준화 연구. **한국심리학회지: 학교**, 9(2), 367-391. doi:10.16983/kjisp.2012.9.2.367
- 김선희, 김경연 (1998). 아동 및 청소년의 행동문제 척도 개발. **가정과삶의질연구**, 16(4), 155-166.
- 김수영 (2016). **구조방정식 모형의 기본과 확장**. 서울: 학지사.
- 김예림, 박주희 (2021). 중학생의 사회적 성취목표지향성이 사회적 위축에 미치는 영향과 자기 효능감의 매개효과. **아동학회지**, 42(4), 491-504. doi:10.5723/kjcs.2021.42.4.491
- 김원희, 이동형, 김문재, 남윤주 (2016). 한국판 청소년용 사회적 선호 척도의 타당화. **한국심리학회지: 학교**, 13(2), 327-348. doi:10.16983/kjisp.2016.13.2.327
- 김은정, 정문경 (2021). 대학생의 거부민감성이 사회적 위축을 매개로 사회불안에 미치는 영향. **학습자중심교과교육연구**, 21(9), 733-745. doi:10.22251/jlcci.2021.21.9.733
- 박선영 (2016). 한국사회 증상으로서의 집단주의와 개인주의. **현대정신분석**, 18(2), 40-77. doi:10.18873/jlcp.2016.08.18.2.40
- 오경자, 김영아 (2011). **ASEBA 아동 청소년 행동평가척도 매뉴얼**. 서울: (주)휴노.
- 윤미설, 이동형 (2015). 청소년의 사회적 위축 하위유형에 따른 사회정서적 기능의 차이. **청소년학연구**, 22(9), 301-326.
- 이경상, 백혜정, 이종원, 김지영, 김현주, 한영근 (2011). **한국아동·청소년패널조사2010 II 사업보고서** (연구보고 11-R10). 서울: 한국청소년정책연구원.
- 이창우, 이동형, 신지연 (2021). 남녀 고등학생의 사회적 위축 하위유형에 따른 내재화 문제 및 안녕감의 차이. **청소년상담연구**, 29(2), 67-94. doi:10.35151/kyci.2021.29.2.004
- 이형권 (2018). **Mplus를 이용한 매개효과와 조절효과 및 조절된 매개효과 분석**. 경기도: 신영사.
- 하형석, 이종원, 정은진, 김성은, 한지형, 구본호 (2018). **한국아동·청소년 패널조사IX: 사업 보고서** (연구보고 18-R13). 세종: 한국청소년정책연구원.
- 한국청소년상담복지개발원 (2021). **청소년상담 이슈페이퍼**, 2, 2-11.

- Achenbach, T. M., & Rescorla, L. A. (2001). *Manual for the ASEBA school-age forms & profiles*. Burlington, VT: ASEBA Research Center for Children, Youth, & Families.
- Asendorpf, J. B. (1990). Beyond social withdrawal: Shyness, unsociability, and peer avoidance. *Human Development, 33*(4-5), 250-259.
- Asendorpf, J. B. (2010). Long-term development of shyness: Looking forward and looking backward. In K. H. Rubin & R. J. Coplan (Eds.), *The Development of shyness and social withdrawal* (pp. 157-175). New York, NY: Guilford Press.
- Barzeva, S. A., Meeus, W. H., & Oldehinkel, A. J. (2019). Social withdrawal in adolescence and early adulthood: Measurement issues, normative development, and distinct trajectories. *Journal of Abnormal Child Psychology, 47*(5), 865-879. doi:10.1007/s10802-018-0497-4
- Bowker, J. C., Nelson, L. J., Markovic, A., & Luster, S. (2014). Social withdrawal during adolescence and emerging adulthood. In R. J. Coplan & J. C. Bowker (Eds.), *The Handbook of solitude: Psychological perspectives on social isolation, social withdrawal, and being alone* (pp. 167-183). West Sussex, UK: Wiley Blackwell.
- Bowker, J. C., Ooi, L. L., Coplan, R. J., & Etkin, R. G. (2020). When is it okay to be alone? Gender differences in normative beliefs about social withdrawal in emerging adulthood. *Sex Roles, 82*, 482-492. doi:10.1007/s11199-019-01065-5
- Bowker, J. C., & Raja, R. (2011). Social withdrawal subtypes during early adolescence in India. *Journal of Abnormal Child Psychology, 39*(2), 201-212. doi:10.1007/s10802-010-9461-7
- Bowker, J. C., Rubin, K. H., & Coplan, R. J. (2011). Social withdrawal. In R. J. Levesque (Eds.), *Encyclopedia of adolescence* (pp. 2817-2824). New York, NY: Springer.
- Brook, C. A., & Schmidt, L. A. (2022). Psychometric perspectives on shyness across the lifespan: Measurement invariance and mean-level differences in ages 4-86. *Applied Developmental Science, 26*(1), 1-14. doi:10.1080/10888691.2019.1679023
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). New York, NY: The Guilford Press.

- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14(3), 464-504. doi:10.1080/10705510701301834
- Chen, X. (2015). Culture, types of social withdrawal, and children's beliefs: An integrative perspective. *British Journal of Developmental Psychology*, 33(2), 174-176. doi:10.1111/bjdp.12086
- Chen, X., Wang, L., & Cao, R. (2011). Shyness-sensitivity and unsociability in rural Chinese children: Relations with social, school, and psychological adjustment. *Child Development*, 82(5), 1531-1543. doi:10.1111/j.1467-8624.2011.01616.x
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. doi:10.1207/S15328007SEM0902_5
- Coelho, V. A., Sousa, V., & Marchante, M. (2015). Development and validation of the social and emotional competencies evaluation questionnaire. *Journal of Educational and Developmental Psychology*, 5(1), 139-147. doi:10.5539/jedp.v5n1p139
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). New York, NY: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cohen, Z. P., Cosgrove, K. T., DeVille, D. C., Akeman, E., Singh, M. K., White, E., ... Kirlic, N. (2021). The Impact of COVID-19 on adolescent mental health: Preliminary findings from a longitudinal sample of healthy and at-risk adolescents. *Frontiers in Pediatrics*, 9. doi:10.3389/fped.2021.622608
- Coplan, R. J., Ooi, L. L., & Baldwin, D. (2019). Does it matter when we want to be alone? Exploring developmental timing effects in the implications of unsociability. *New Ideas in Psychology*, 53, 47-57. doi:10.1016/j.newideapsych.2018.01.001
- Coplan, R. J., Ooi, L. L., Xiao, B., & Rose-Krasnor, L. (2017). Assessment and implications of social withdrawal in early childhood: A first look at social avoidance. *Social Development*, 27(1), 125-139. doi.org/10.1111/sode.12258
- Coplan, R. J., Prakash, K., O'Neil, K., & Armer, M. (2004). Do you "want" to play? Distinguishing between conflicted shyness and social disinterest in early childhood. *Developmental Psychology*, 40(2), 244-258. doi:10.1037/0012-1649.40.2.244

- Coplan, R. J., & Rubin, K. H. (2010). Social withdrawal and shyness in childhood: History, theories, definitions, and assessments. In K. H. Rubin & R. J. Coplan (Eds.), *The Development of shyness and social withdrawal* (pp. 3-22). New York, NY: Guilford Press.
- Doey, L., Coplan, R. J., & Kingsbury, M. (2014). Bashful boys and coy girls: A Review of gender differences in childhood shyness. *Sex Roles, 70*, 255-266. doi:10.1007/s11199-013-0317-9
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research, 18*(1), 39-50.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7th ed.). NJ: Prentice Hall.
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). New York, NY: Guilford Press.
- Ladd, G. W., Ettekal, I., & Kochenderfer-Ladd, B. (2019). Longitudinal changes in victimized youth's social anxiety and solitary behavior. *Journal of Abnormal Child Psychology, 47*(7), 1211-1223. doi:10.1007/s10802-018-0467-x
- Ladd, G. W., & Profilet, S. M. (1996). The Child behavior scale: A Teacher-report measure of young children's aggressive, withdrawn, and prosocial behaviors. *Developmental Psychology, 32*(6), 1008.
- Little, T. D. (2013). *Longitudinal structural equation modeling*. New York, NY: The Guilford Press.
- Liu, J., Chen, X., Zhou, Y., Li, D., Fu, R., & Coplan, R. J. (2017). Relations of shyness-sensitivity and unsociability with adjustment in middle childhood and early adolescence in suburban Chinese children. *International Journal of Behavioral Development, 41*(6), 681-687. doi:10.1177/0165025416664195
- Liu, J., Coplan, R. J., Chen, X., Li, D., Ding, X., & Zhou, Y. (2014). Unsociability and shyness in Chinese children: Concurrent and predictive relations with indices of adjustment. *Social Development, 23*(1), 119-136. doi:10.1111/sode.12034
- Morneau-Vaillancourt, G., Andlauer, T. F., Ouellet-Morin, I., Paquin, S., Brendgen, M. R., Vitaro, F., ... Boivin, M. (2021). Polygenic scores differentially

- predict developmental trajectories of subtypes of social withdrawal in childhood. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, *62*(11), 1320-1329. doi.org/10.1111/jcpp.13459
- Nelson, L. J. (2013). Going it alone: Comparing subtypes of withdrawal on indices of adjustment and maladjustment in emerging adulthood. *Social Development*, *22*(3), 522-538. doi:10.1111/j.1467-9507.2012.00671.x
- Oh, W., Rubin, K. H., Bowker, J. C., Booth-LaForce, C., Rose-Krasnor, L., & Laursen, B. (2008). Trajectories of social withdrawal from middle childhood to early adolescence. *Journal of Abnormal Child Psychology*, *36*(4), 553-566. doi:10.1007/s10802-007-9199-z
- Özdemir, S. B., Cheah, C. S. L., & Coplan, R. J. (2015). Conceptualization and assessment of multiple forms of social withdrawal in Turkey. *Social Development*, *24*(1), 142-165. doi:10.1111/sode.12088
- Pekarik, E. G., Prinz, R. J., Liebert, D. E., Weintraub, S., & Neale, J. M. (1976). The Pupil evaluation inventory: A Sociometric technique for assessing children's social behavior. *Journal of Abnormal Child Psychology*, *4*(1), 83-97.
- Rubin, K. H., & Barstead, M. G. (2014). Gender differences in child and adolescent social withdrawal: A Commentary. *Sex Roles*, *70*, 274-284. doi:10.1007/s11199-014-0357-9
- Rubin, K. H., & Chronis-Tuscano, A. (2021). Perspectives on social withdrawal in childhood: Past, present, and prospects. *Child Development Perspectives*, *15*(3), 160-167. doi:10.1111/cdep.12417
- Rubin, K. H., Coplan, R. J., & Bowker, J. C. (2009). Social withdrawal in childhood. *Annual Review of Psychology*, *60*, 141-171. doi:10.1146/annurev.psych.60.110707.163642
- Rubin, K. H., Wojslawowicz, J. C., Rose-Krasnor, L., Booth-LaForce, C., & Burgess, K. B. (2006). The Best friendships of shy/withdrawn children: Prevalence, stability, and relationship quality. *Journal of Abnormal Child Psychology*, *34*(2), 139-153. doi:10.1007/s10802-005-9017-4
- Selig, J. P., Card, N. A., & Little, T. D. (2008). Latent variable structural equation modeling in cross-cultural research: Multigroup and multilevel approaches. In F. J. R. van de Vijver, D. A. van Hemert, & Y. H. Poortinga (Eds.),

Multilevel analysis of individuals and cultures (pp. 93-119). New York, NY: Lawrence Erlbaum Associates.

Trizano-Hermosilla, I., & Alvarado, J. M. (2016). Best alternatives to Cronbach's alpha reliability in realistic conditions: Congeneric and asymmetrical measurements. *Frontiers in Psychology, 7*, 769. doi:10.3389/fpsyg.2016.00769

Wood, K. R., Coplan, R. J., Hipson, W. E., & Bowker, J. C. (2021). Normative beliefs about social withdrawal in adolescence. *Journal of Research on Adolescence, 32*(1), 372-381. doi:10.1111/jora.12617

ABSTRACT

An extension and cross-validation of the social preference scale for Korean adolescents

Lee, Changwoo* · Lee, Donghyung**

The purpose of this study was to extend the factorial structure of the Social Preference Scale for Korean Adolescents(K-SPS) by adding a new subtype, namely, 'regulated withdrawal', and to then cross-validate this scale throughout late childhood and adolescence. The participants were 5th-6th grade($n=734$), 7th-9th grade($n=706$), and 10th-11th grade($n=822$) students (comprising 1,171 boys, and 1,091 girls), in South Korea. Data were obtained from the preliminary scale that included items taken from the K-SPS together with an additional 7 items, which were used for measuring regulated withdrawal. In sample 1, the results from a confirmatory factor analysis(CFA) for the measurement model indicated that the five-factor model with 26 items (with the exception of one single item) tended to fit the data well. This model showed a relatively better fit than competing models, as well as being most acceptable in terms of determining construct validity and reliability. In sample 2, the five-factor model also exhibited a good fit to the new data in each school-level and gender group, respectively. Results from testing for measurement invariance in multiple-group CFA revealed that a set of indicators of the scale measured the same constructs regardless of school-level or gender differences. Given the evidence of scalar invariance, we further explored whether there were any differences in latent mean levels of social withdrawal subtypes among age and gender groups. The findings thus far suggest that K-SPS-Extended not only reasonably distinguishes forms of social withdrawal (shyness, unsociability, avoidance, regulated withdrawal) that are distinct from social isolation, but it also has the potential to be used widely in late childhood and adolescence.

Key Words: social withdrawal subtypes, shyness, unsociability, avoidance, regulated withdrawal, measurement invariance

* Department of Education, Pusan National University

** Department of Education, Pusan National University, Corresponding author

부록 1

한국판 청소년용 사회적 선호 척도 확장판(K-SPS-E) 문항

사회적 고립 (5문항)	01. 다른 아이들과 놀고 싶지만, 다른 아이들이 나와 노는 것을 좋아하지 않는다.
	04. 다른 아이들과 함께 시간을 더 보내고 싶어도 다른 아이들이 원하지 않는다.
	08. 다른 아이들과 어울리는 것이 좋지만 나를 잘 끼워주지 않는다.
	11. 다른 아이들이 놀 때, 나는 같이 어울리지 못하고 그냥 주변에 맴돌기만 한다.
	12. 가끔 아이들은 나와 어울리는 것을 원하지 않는다.
수줍음 (6문항)	03. 다른 아이들과 함께 놀고 싶은 마음은 강하지만, 막상 친구들과 어울리려고 하면 긴장이 된다.
	07. 가끔 다른 아이들과 함께 나가 놀 기회를 거절할 때가 있는데, 그것은 내가 부끄러움이 많기 때문이다.
	15. 다른 아이들과 같이 놀고 싶지만, 잘 놀 수 있을지 가끔 걱정이 된다.
	16. 나는 사람들 앞에서 부끄러움을 많이 타는 편이다.
	19. 다른 아이들과 함께 있을 때 긴장하는 편이다.
20. 다른 아이들과 파티나 모임을 할 때 긴장이 된다.	
비사교성 (5문항)	05. 다른 아이들과 함께 시간을 보내는 것 보다 혼자 시간을 보내는 것이 더 좋다.
	09. 다른 아이들과 함께 있는 것은 정말 싫고, 나 혼자 있는 것이 좋다.
	10. 선택할 수 있다면, 나는 항상 혼자 노는 것을 선택할 것이다. 왜냐하면 다른 아이들과 노는 것을 좋아하지 않기 때문이다.
	13. 다른 아이들과 어울려야 할 필요를 별로 못 느낀다.
	17. 나는 혼자 있어도, 다른 아이들과 같이 있을 때와 차이를 별로 느끼지 못한다.
회피 (4문항)	02. 다른 아이들과 같이 놀 때, 제일 즐겁다(역채점).
	06. 선택할 수 있다면, 혼자 노는 것보다는 다른 아이들과 노는 것이 더 좋다(역채점).
	14. 나는 다른 아이들과 함께 있는 것이 좋다(역채점).
	18. 나는 다른 아이들과 어울리는 것을 좋아한다(역채점).
절제형 위축 (6문항)	21. 나는 아이들과 좋은 관계를 이어가기 위해서 그들이 말하는 것에 동의한다.
	22. 다른 아이들과 갈등을 피하기 위해서 그들이 결정한 일을 반대하지 않는다.
	23. 다른 아이들의 마음을 상하지 않게 하기 위해서 나보다는 그들의 의견을 먼저 생각한다.
	24. (삭제됨) 다른 아이들이 나를 받아들이도록 하기 위해 그들과 사이 좋게 논다.
	25. 다른 아이들에게 따돌림을 당하지 않기 위해서 내가 잘하는 것이나 잘 아는 것도 크게 드러내지 않는다.
	26. 같은 무리에 있는 다른 친구들이 말하거나 행동하는 것을 따른다.
	27. 다른 아이들과 어울릴 때 그들이 원하는 대로 따라주어야 할 것 같은 마음이 든다.

주. 절제형 위축 24번 문항은 CFA 결과를 바탕으로 측정모형에서 최종적으로 삭제하였음.

부록 2

K-SPS-E 문항 및 요인별 평균과 표준편차: 학교급 및 성별 하위집단으로 구분(표본 2, n=1,523)

요인	문항 번호	학교급						성별			
		초등(n=490)		중등(n=458)		고등(n=575)		남학생(n=806)		여학생(n=717)	
		M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD
사회적 고립 (5문항)	01	1.63	1.00	1.70	0.92	1.54	0.80	1.62	0.94	1.61	0.87
	04	1.65	0.97	1.67	0.87	1.52	0.75	1.64	0.90	1.57	0.81
	08	1.67	1.05	1.67	0.91	1.47	0.68	1.64	0.92	1.54	0.85
	11	1.67	1.07	1.69	0.92	1.54	0.79	1.65	0.96	1.61	0.90
	12	1.71	1.04	1.73	0.89	1.55	0.77	1.68	0.94	1.62	0.86
	전체	1.67	0.88	1.69	0.80	1.52	0.65	1.65	0.80	1.59	0.75
수줍음 (6문항)	03	2.10	1.35	2.08	1.14	1.91	1.04	1.94	1.15	2.11	1.21
	07	1.57	0.97	1.58	0.85	1.61	0.90	1.63	0.95	1.54	0.86
	15	2.16	1.32	2.23	1.21	2.02	1.11	1.99	1.17	2.29	1.24
	16	2.58	1.38	2.74	1.25	2.71	1.22	2.56	1.28	2.81	1.28
	19	1.86	1.17	1.93	1.02	1.90	0.95	1.91	1.08	1.88	1.01
	20	1.89	1.24	1.98	1.07	1.94	1.06	2.01	1.17	1.86	1.06
전체	2.03	0.94	2.09	0.85	2.02	0.83	2.01	0.89	2.08	0.85	
비사교성 (5문항)	05	2.04	1.29	2.34	1.18	2.36	1.09	2.18	1.21	2.33	1.17
	09	1.53	0.93	1.60	0.90	1.53	0.76	1.56	0.88	1.54	0.84
	10	1.48	0.86	1.58	0.92	1.58	0.82	1.55	0.88	1.54	0.84
	13	1.65	1.04	1.82	1.02	1.71	0.93	1.76	1.02	1.69	0.96
	17	2.01	1.23	2.22	1.13	2.22	1.08	2.07	1.16	2.24	1.14
	전체	1.74	0.85	1.91	0.82	1.88	0.71	1.82	0.82	1.87	0.77
회피 (4문항)	02	1.78	1.03	1.87	0.93	1.82	0.84	1.82	0.97	1.82	0.88
	06	1.74	1.12	2.00	1.10	2.14	1.03	1.90	1.10	2.05	1.08
	14	1.75	1.09	1.81	0.93	1.84	0.86	1.80	0.98	1.80	0.93
	18	1.71	1.06	1.81	0.96	1.90	0.88	1.80	0.98	1.82	0.95
	전체	1.75	0.82	1.87	0.80	1.93	0.73	1.83	0.80	1.87	0.76
절제형 위축 (6문항)	21	3.52	1.20	3.40	0.95	3.10	1.11	3.40	1.15	3.24	1.06
	22	2.86	1.27	2.88	1.00	2.59	1.06	2.78	1.14	2.75	1.10
	23	3.41	1.19	3.36	1.02	3.20	1.02	3.33	1.12	3.30	1.04
	24(삭제됨)	3.89	1.15	3.67	0.95	3.48	0.99	3.70	1.05	3.63	1.04
	25	2.64	1.36	2.64	1.09	2.20	1.00	2.45	1.18	2.50	1.16
	26	2.90	1.18	3.03	0.94	2.82	0.95	2.95	1.03	2.86	1.02
	27	2.58	1.26	2.66	1.12	2.29	1.03	2.46	1.11	2.53	1.19
전체	2.98	0.89	2.99	0.76	2.70	0.73	2.90	0.77	2.86	0.84	