

청소년 자의식 척도의 타당화*

강 병 은†

신 현 숙

전남대학교 교육학과

이 연구의 목적은 청소년의 자의식을 신뢰롭고 타당하게 측정하기 위하여 최근 미국에서 개발된 Takishima-Lacasa 등(2014)의 아동·청소년 자의식 척도 개정판(Revised Self-Consciousness Scale for Children: R-SCS-C)을 번안하고 우리나라 청소년들을 대상으로 신뢰도와 타당도를 검증하는데 있다. 본 연구는 다음과 같이 진행되었다. 첫째, 척도 원저자로부터 아동·청소년 자의식 척도 개정판(R-SCS-C)의 한국어 번안 및 사용에 관한 허락을 받은 다음, 척도를 번안하여 3명의 중학교 1학년 학생들에게 예비적으로 실시하고 전문가 3명(학교심리사 1급, 초등학교 교사, 중학교 영어교사)의 감수를 받아 문항을 수정하였다. 둘째, 최종 번안본을 초등학교 5학년에서 중학교 3학년까지의 1,150명(남학생 542명, 여학생 608명)에게 실시하여 수집한 자료에 탐색적 요인분석, 확인적 요인분석, 상관분석, 분산분석을 실시하였다. 탐색적 요인분석의 결과, 청소년 자의식의 3요인(공적 자의식, 사적 자의식, 사회불안)이 구분되었고, 이러한 요인구분은 선행연구의 결과와 일치하였다. 세 요인에 교차적재된 한 문항을 삭제하여, 최종적으로 총 28개 문항의 청소년 자의식 척도를 구성하였다. 확인적 요인분석의 결과, 3요인모형의 적합도가 양호한 것으로 나타났다. 또한 청소년 자의식 척도의 내적일관성지수와 반분검사신뢰도가 양호하였다. 분산분석의 결과, 청소년 자의식 수준이 학교급과 성별에 따라 유의한 차이를 나타냈다. 자의식 총점, 공적 자의식, 사적 자의식, 사회불안 각각에서 중학생이 초등학생보다 유의하게 높았고, 여학생이 남학생보다 유의하게 높았다. 상관분석의 결과, 청소년 자의식 척도의 하위요인 점수들과 청소년 자의식에 관한 국내외 연구에서 사용된 Fenigstein 등(1975)의 척도의 하위요인 점수들 간 정적 상관이 유의하였다. 또한 청소년 자의식 척도 하위요인과 자의식 관련변인인 사회불안, 우울, 삶의 만족, 긍정 정서, 부정 정서 간 상관 역시 대체로 유의하였다. 이처럼 신뢰롭고 타당한 청소년 자의식 척도는 우리나라 청소년들의 자의식을 이해하고 평가하는 학교심리 실체에 유용할 것으로 기대된다.

주요어 : 자의식, 청소년 자의식 척도, 성차, 발달적 차이

* 이 연구는 강병은의 석사학위논문(2016년 8월)을 수정·보완한 것임.

† 교신저자(Corresponding Author) : 강병은, 전남대학교 교육학과 박사과정, E-mail : hyeyum@outlook.kr

청소년기는 신체적 성숙, 인지적 발달, 사회적 기대의 변화가 극적으로 나타나는 시기이다(Harter, 2012). 청소년들은 신체적 성숙과 조망수용 능력의 발달로 인해 자신이 타인에게 어떻게 비춰지는가에 관심을 가지며, 중·고등학교 진학과 더불어 학생을 둘러싼 사회 환경도 변화한다. 청소년기에 나타나는 급격한 발달과 변화로 인해 자의식(self-consciousness)이 형성된다(Harter, 2012; Rankin, Lane, Gibbons, & Gerrard, 2004).

자의식은 주의와 사고를 자신에게 향하게 하는 경향성을 의미하는 비교적 안정적으로 나타나는 개인차 변인이다(Fenigstein, Scheier, & Buss, 1975). 특정 활동에 참여할 때 사람들은 주의초점을 외부로 향하고 주관적 자기인식을 가지는 반면, 개인적 측면(예, 거울에 비친 자기모습, 자신의 목소리 등)에 대해 반성적으로 숙고하거나 청중들이 자신을 관찰하고 있다고 여길 때는 주의초점을 자신의 내면으로 향하게 하여 객관적 자기인식을 높인다(Fenigstein, 2009). Fenigstein 등(1975)은 객관적 자기인식이 순간적인 상황 조작뿐만 아니라 안정적인 개인적 특성(trait)에 의해서도 영향을 받을 가능성이 있음을 주장하였다.

자신의 생각과 행동에 몰두하거나 타인에게 보이는 자신의 행동이나 외모에 강박적일 정도로 신경을 쓰는 사람이 있는가 하면 이에 대해 전혀 관심을 갖지 않는 사람도 있는데 이러한 차이는 바로 자의식 수준의 차이를 반영한다. Fenigstein 등(1975)은 이러한 개인적 특성으로서의 자의식 측정도구(Self-Consciousness Scale: SCS)를 개발하였다. 예비척도는 자의식과 관련된다고 여겨지는 7가지 특성(과거·현재·미래의 행동에 몰두하는 것, 내적 감정에 대한 민감성, 자신의 긍정적·부정적 속성에

대한 인식, 자기 성찰적 행동, 자신에 대해 상상하거나 그려보는 경향성, 자신의 외모와 자신을 표현하는 방식에 대한 인식, 타인의 평가에 대한 염려)을 나타내는 문항 38개로 구성되었고, 대학생 집단에서 수집한 자료에 요인분석을 실시하여 최종적으로 23개 문항을 선정하였다. 이들 23문항은 사적 자의식(private self-consciousness), 공적 자의식(public self-consciousness), 사회불안(social anxiety)의 세 하위 요인으로 구분되었다(Fenigstein et al., 1975). 사적 자의식은 생리적 변화, 감정, 사고 등 자신의 내적 측면에 주의를 기울이는 경향성을, 공적 자의식은 자신의 행동방식이나 외모 등 다른 사람에게 영향을 끼칠 수 있는 사회적 객체로서의 자기에 주의를 기울이는 경향성을, 사회불안은 주로 공적 자의식에 의해 초래되는 결과로서 타인의 존재로 인해 느끼는 불편함을 의미한다.

자의식은 비슷한 여타의 개념과 혼용되기도 하지만 각 용어는 미묘한 차이를 가지고 있다. 예를 들면, 자기초점주의(self-focused attention)와 자의식은 주의의 초점이 외부 대상이 아닌 자신의 내적인 사고, 감정, 행동 등에 집중된다는 공통점을 가지고 있다(Ingram, 1990). 그러나 자기초점주의는 주로 '상태'를 의미하며 정신병리의 인지 모델에서 정보처리 과정을 설명할 때 주로 사용되고, 자의식은 '특성적 자기초점주의'로 성격 특성이나 경향성을 기술할 때 주로 사용된다(정승아, 2012).

또한 자의식은 청소년기 인지능력의 발달 및 사회적 환경의 변화와 맞물려 발달하므로 청소년기 자기중심적 사고와도 관련된다(Eccles & Midgley, 1989; Eccles & Roeser, 2009; Enright, Shukla, & Lapsley, 1980; Takishima-Lacasa, Higa-McMillan, Ebesutani, Smith, & Chorpita,

2014). 초기 청소년들은 형식적 조작능력과 조망수용능력의 온전한 발달에 이르지 못했기 때문에 자신과 타인의 관점을 명확하게 구분하지 못하고 타인과의 상호작용 상황에서 자기중심적 사고를 한다(Elkind, 1967; Elkind & Bowen, 1979). 그러나 형식적 사고가 가능해지면서 청소년들은 아동들에 비해 자기를 묘사하는 언어를 더 자주 사용하고 자신의 내면을 더 자주 성찰하며 자신의 생각뿐만 아니라 타인의 생각까지도 개념화할 수 있게 된다(Harter, 2012).

중·고등학교로 진학함에 따라 청소년이 속한 사회적 환경에서 나타나는 변화(예, 수행기대수준의 변화, 사회적 비교의 증가)도 청소년의 자의식 수준을 높일 수 있다(Eccles & Midgley, 1989; Eccles & Roeser, 2009). 한 학급의 학생들이 같은 교실에서 담임교사에게 수업을 받는 초등학교와 달리 중·고등학생들은 성적에 따라 수준별 수업을 받으며 자신의 성적에 따라 자주 학급이 바뀐다. 여기에 더해 중·고등학교 교사들은 공개적인 장소에 성적(예, 수행평가 결과, 중간고사 결과)을 게시하여 학생으로 하여금 자신의 수행결과를 타인의 수행결과와 비교하게 한다. 이로 인해 청소년들은 타인의 의견과 평가에 민감해지면서 공적 자의식을 가지게 된다(Eccles & Roeser, 2009). 자의식이 청소년기에 뚜렷이 드러나고 발달한다는 점을 고려할 때, 자의식은 청소년의 발달적 특징을 이해하고 청소년의 적응 상태를 파악하는데 있어 중요한 심리적 변인이라 할 수 있다.

이러한 자의식의 수준은 발달수준과 성별에 따라 유의한 차이를 보인다(예, 신현숙, 류정희, 안의자, 강병은, 오민근, 2015; 조한익, 손선경, 2010; Rankin et al., 2004; Takishima-Lacasa

et al., 2014). 그러나 선행연구에서 사용된 자의식 척도와 연구대상의 연령에 따라 다음과 같이 분석결과가 다소 다르다. Rankin 등(2004)의 4년 종단연구에서는 13, 15세의 두 코호트 집단에게 Fenigstein 등(1975)의 자의식 척도를 실시하여 자의식의 발달양상을 탐색하였다. 그 결과, 각 코호트 집단에서 남학생보다 여학생의 공적 자의식과 사적 자의식 수준이 모두 높았지만, 사적 자의식 수준은 연령 증가에 따라 선형으로 증가하는 양상을 보인 반면에 공적 자의식 수준은 13세 이후에 감소하는 모습을 보였다. Takishima-Lacasa 등(2014)의 연구에서는 아동·청소년 자의식 척도 개정판을 사용하여 연령과 성별에 따른 자의식 수준의 차이를 검증하였다. 그 결과, 13-18세 집단의 사적 자의식과 공적 자의식 수준이 7-12세 집단보다 유의하게 높았으나, 사회불안은 7-12세 집단에서 더 높게 나타났다. 또한 여학생의 사적 자의식과 공적 자의식 수준이 남학생보다 높았고 사회불안에서는 성차가 유의하지 않았다. 그러므로 이 연구에서 타당화하고자 하는 청소년 자의식 척도를 한국 청소년들에게 실시했을 때 학교급과 성별에 따라 어떠한 차이가 나타나는지 검증할 필요가 있다. 이를 통해, 남학생과 여학생의 자의식 발달양상이 어떻게 다른지 이해할 수 있을 것으로 생각된다.

이처럼 청소년 자의식의 이해와 평가가 중요함에도 불구하고 자의식에 대한 대다수 선행연구는 성인을 대상으로 수행되었으며(예, 김영아, 오경자, 문혜신, 김진관, 1999; 정승아, 오경자, 2004; Anderson, Bohon, & Berrigan, 1996), 아동과 청소년을 대상으로 한 연구는 소수에 불과하다(예, 강석, 이지연, 2013; 신현숙, 안의자, 강병은, 2016; Rankin et al., 2004). 성인의 자의식은 우울, 사회불안, 편집증 등의

부적응 변인들과 관련되는데(이훈진, 원호택, 1995; 정승아, 오경자, 2004; Anderson et al., 1996; Fenigstein & Venable, 1992; Ingram, 1990), 청소년기 자의식도 다양한 부적응 변인(예, 우울, 불안, 외로움, 사회불안, 시험불안 등)과 유의한 정적 상관을 이루었다(강석, 이지연, 2013; 신현숙 등, 2016; 이선주, 하은혜, 2010; 조한익, 손선경, 2010; Higa, Phillips, Chorpita, & Daleiden, 2008). 따라서 학교장면에서 청소년기 학생의 자의식을 평가함으로써 청소년 자의식의 발달에 대해 이해할 수 있을 뿐만 아니라 자의식과 관련된 것으로 알려진 다양한 내재화 문제(예, 우울, 불안)의 발생을 사전에 점검하고 예방하는 데 중요한 정보를 얻을 수 있을 것으로 판단된다.

청소년 자의식에 대한 연구관심을 실행하려면 이를 적절하게 측정하는 도구가 필요하지만 청소년 자의식 척도는 거의 없다. 그렇기 때문에 아동·청소년 자의식에 관한 대부분의 선행연구는 Fenigstein 등(1975)의 자의식 척도를 그대로 사용해 왔지만(예, 유혜승, 신명희, 2013; Bowker & Rubin, 2009), 성인용 척도를 수정·타당화하지 않고 청소년에게 그대로 사용하는 것은 다음과 같은 두 가지 문제점이 있다. 첫째, 이 척도는 대학생을 대상으로 개발되어 주로 성인 대상 연구에서 실시되었으며, 일부문항(예, 나는 나 자신에 대해 많이 숙고한다)에서 사용한 용어는 청소년뿐만 아니라 학력수준이 낮은 성인에게도 어렵다는 문제점이 제기된 바 있다(Scheier & Carver, 1985). 둘째, 대부분의 자의식 연구에서는 자의식을 사적 자의식, 공적 자의식, 사회불안의 3요인으로 구성된 구인으로 간주하고 있지만(예, 김은정, 1993; Fenigstein et al., 1975), 일부 연구에서는 4요인구조(예, Burnkrant & Page,

1984) 또는 5요인구조(Mittal & Balasubramanian, 1987)가 나타나 자의식의 요인구조가 불안정하다는 점을 발견할 수 있다. 만일 사적 자의식이 내적 상태 인식(internal state awareness)과 자기숙고(self reflectiveness)의 두 하위요인으로 구성되거나(Burnkrant & Page, 1984), 공적 자의식이 외모 의식(appearance consciousness)과 행동방식 의식(style consciousness)의 두 하위요인으로 구성된다면(Mittal & Balasubramanian, 1987), 자의식 3요인구조의 적합도가 양호하지 않을 가능성도 있다.

자의식 요인구조의 불안정성은 Fenigstein 등(1975)의 자의식 척도를 청소년 대상으로 실시한 연구(예, Martin & Debus, 1999; Nystedt & Ljungberg, 2002)에서도 유사하게 나타났다. 사회불안 문항들을 제외하고 확인적 요인분석을 실행한 결과, 13, 15세 청소년 집단에서 사적 자의식과 공적 자의식의 2요인구조가 도출되었다(Rankin et al., 2004). 이와 달리, 고등학생 대상 연구에서는 사적 자의식이 두 개의 하위요인으로 구분되는 3요인구조가 좋은 적합도를 보였으며 2요인구조의 적합도는 양호하지 않았기 때문에 일반적 자기에 대한 반추(rumination on the general self), 자기의 특정 측면 관찰(monitored of specific aspects of self), 공적 자의식으로 구성된 3요인구조가 적합하다는 결론이 내려졌다(Martin & Debus, 1999). 한편, 고등학생과 대학생을 대상으로 한 연구에서는 내적 상태 인식, 자기숙고, 외모의식, 행동방식 의식의 4요인구조가 2요인구조에 비해 적합하다는 결론이 도출되었다(Nystedt & Ljungberg, 2002).

Fenigstein 등(1975)의 자의식 척도는 우리나라 청소년 대상 연구에서도 사용되었지만 청소년 자의식의 요인구조가 확인되지는 못하였

다. 그러나 대학생 대상 연구에서 대체로 3요 인구구조가 지지되었고(예, 김은정, 1993), 간혹 사적 자의식의 2요인구조(일반적 숙고능력, 동기 및 정서인식)가 지지되기도 하였다(예, 김영아 등, 1999). 외국의 연구에서는 청소년의 공적 자의식과 사적 자의식 간 상관성이 낮았지만(예, Rankin et al., 2004), 청소년 대상의 국내 연구에서는 공적 자의식과 사적 자의식의 상관성이 높게 나타났다(예, 강석, 이지연, 2013; 조한익, 손선경, 2010). 그러므로 우리나라 청소년들의 자의식은 자기에게 주의를 기울이는 경향성(자기초점주의, self-focused attention)과 그 결과로 나타나는 사회불안의 2요인구조로 이루어져 있을 가능성이 있다. 한국 청소년들의 자의식이 2요인구조(자기초점주의, 사회불안)를 이룰지 3요인구조(사적 자의식, 공적 자의식, 사회불안) 또는 4요인구조(내적 상태 인식, 자기숙고, 공적 자의식, 사회불안)를 이룰지는 검증할 필요가 있는 문제이다.

모든 청소년 자의식 연구자들이 Fenigstein 등(1975)의 자의식 척도를 그대로 사용한 것은 아니다. 소수의 연구자들(예, Abrams, 1988; Higa et al., 2008)은 자의식 척도를 청소년에게 사용하기 적절한 형태로 수정하였다. 예를 들면, Abrams(1988)는 Fenigstein 등(1975)의 자의식 척도에서 10문항을 선별하여 수정하고 여기에 아동·청소년의 자의식의 특성을 잘 반영한다고 여겨지는 집단 주장성(group assertion)을 측정하는 5문항(예, 나는 내 친구와 꽤 유사하다)을 추가한 총 15문항의 아동·청소년 자의식 척도를 개발하였다. 10-11세 집단과 12-13세 집단을 대상으로 탐색적 요인분석을 실시한 결과, 공적 자의식과 사적 자의식의 2요인구조가 나타났으며 전반적으로 낮은~중간 수준의 내적일관성지수(공적 자의식 .53~.66, 사

적 자의식 .48~.58)와 6주 간격 재검사 신뢰도(.67, .30)를 보고하였다.

또한 Higa 등(2008)은 Fenigstein 등(1975)의 자의식 척도 23문항을 청소년들이 이해하기 쉬운 문항으로 바꾸었으며(예, '나는 내 외모에 대해 자의식이 강하다'를 '나는 내 외모에 대해 걱정한다'로), Abrams(1988)의 연구에 추가되었던 집단 주장성 5문항이 청소년의 자의식을 적절하게 측정하는지 검증하였다. 그 결과, 19문항으로 이루어진 5요인 모형의 적합도가 가장 우수하여, 이들 19문항으로 구성된 아동·청소년 자의식 척도(Self-Consciousness Scales for Children: SCS-C)가 발표되었다. 그러나 일부 하위요인의 내적일관성지수가 낮아서 아동·청소년 자의식 척도의 개발연구가 계속되어야 할 필요성이 제기되었다.

이에 따라 Takishima-Lacasa 등(2014)은 Higa 등(2008)의 연구를 토대로 7-18세 대상의 아동·청소년 자의식 척도 개정판(Revised Self-Consciousness Scales for Children: R-SCS-C)을 제작하였다. 예비척도는 Higa 등(2008)의 아동·청소년 자의식 척도 19문항에 5요인(내적 상태 인식, 자기숙고, 행동방식 의식, 외모 의식, 사회불안)의 내용에 부합하는 새로운 31문항이 추가된 총 50문항으로 구성되었다. 7-18세 아동·청소년을 대상으로 자료를 수집하고 분석한 결과, 최종적으로 29문항이 선정되었고 사적 자의식, 공적 자의식, 사회불안의 3요인구조가 5요인구조보다 더 적합한 것으로 밝혀졌다. 또한 자의식의 관련변인인 우울, 긍정 및 부정 정서, 자기중심적 사고(상상의 청중 신념)와의 상관분석을 통해 공인근거와 판별근거를 확보하였다. Takishima-Lacasa 등(2014)의 아동·청소년 자의식 척도 개정판은 Fenigstein 등(1975)의 자의식 척도에 비해 아동·청소년

들이 더 이해하기 쉬운 용어를 사용하였으며, 모형적합도가 양호하고 하위요인별 내적일관성지수(.79~.89)와 재검사 신뢰도(.76~.81)가 비교적 높았다. 그러므로 아동·청소년의 자의식을 측정하는 데는 Fenigstein 등(1975)의 자의식 척도보다 Takishima-Lacasa 등(2014)의 아동·청소년 자의식 척도 개정판이 더욱 적합할 것으로 판단된다.

이처럼 외국에서는 청소년 자의식 척도 개발연구가 꾸준히 시행되어 왔지만 우리나라 청소년을 대상으로 이러한 척도의 타당성을 검증하거나 청소년용 자의식 척도를 개발하려는 시도는 없었다. 최근까지도 청소년 자의식에 대한 국내 연구(예, 강석, 이지연, 2013; 유혜승, 신명희, 2013)에서는 Fenigstein 등(1975)의 척도를 1990년대 전후에 대학생 대상으로 타당화한 김은정(1993)과 이주일(1988)의 척도를 그대로 사용하고 있거나 일부 표현만을 임의로 수정해서 사용하고 있다. 그러나 Fenigstein 등(1975)의 척도의 여러 번안본들은 다음과 같은 문제점을 가지고 있다. 첫째, 자의식 척도의 국내 번안본은 대학생을 대상으로 번안·타당화 되었으므로 청소년들이 이해하기에는 어려운 용어(예, 숙고)를 사용하고 있다. 둘째, 여러 연구의 번안척도가 원척도와 동일한 하위요인 명칭을 사용하고는 있지만 각 요인을 구성하는 문항은 서로 달랐다. 셋째, 서양의 연구결과에서는 자신의 행동이나 행동방식에 대해 신경을 쓰는 것과 관련된 문항들(예, 행동방식에 대한 의식)이 공적 자의식에 포함되었지만(예, Burnkrant & Page, 1984; Fenigstein et al., 1975), 대부분의 국내 연구에서는 사적 자의식에 속하여 문항 인식에서 문화적 차이가 나타났다(예, 김영아 등, 1999; 김은정, 1993). 즉, 서양 사람들은 ‘자신의 행동방식’을 다른

사람에게 영향을 미칠 수 있는 사회적 객체로서의 자기로 인식하는 것과 달리 우리나라 사람들은 자신의 내적 사고의 측면으로서 인식하는 것으로 추측된다. 이런 점에서 볼 때, Fenigstein 등(1975)의 자의식 척도 번안본을 우리나라 청소년에게 그대로 실시하는 것은 부적절하다고 판단된다.

이 연구에서는 최근 외국에서 아동·청소년의 자의식을 연구하기 위해 개발된 Takishima-Lacasa 등(2014)의 아동·청소년 자의식 척도 개정판을 번안하고 우리나라 청소년을 대상으로 신뢰도와 타당도를 검증하고자 한다. 이제껏 우리나라 청소년을 대상으로 자의식의 요인구조를 탐색하거나 자의식 척도를 개발하려는 시도가 미흡했다는 점에서 청소년 자의식 척도의 번안·타당화는 국내 청소년 자의식 연구에 유용한 시사점을 가질 것이다. 신뢰롭고 타당한 청소년 자의식 척도를 학교기반으로 실시함으로써 우울이나 사회불안을 겪고 있거나 주관적 안녕감이 낮은 청소년들에게 예방과 개입 서비스를 제공할 수 있을 것이다.

방 법

연구대상과 자료수집

이 연구에서는 G광역시와 J도에 소재한 4개 초등학교와 5개 중학교에 재학 중인 초등학교 5학년에서 중학교 3학년까지의 청소년 1,402명을 대상으로 2회(2015년 11월~12월, 2016년 3월~4월)에 걸쳐 표본을 수집하였다. 사전에 담임교사와 교과담당교사에게 설문조사 목적과 설문지의 내용에 대해 자세히 안내하였으며 학급단위로 설문을 실시하였다.

청소년들은 비밀보장의 원칙에 대한 안내를 받고 무기명으로 설문조사에 참여하였으며, 청소년들의 동의를 받아 담임교사와 교과담당 교사가 직접 감독하는 가운데 설문을 실시하였다. 설문시간은 30분 정도 소요되었다.

1차 표본 1,068명 중 불성실한 응답(예, 하나의 척도 전체에 무응답, 하나의 번호로만 응답)을 한 222명(20.79%)의 자료를 제외하고 846명(79.21%)의 자료를 분석에 포함하였다. 2차 표본 334명 중에서는 불성실 응답을 한 30명(9.0%)의 자료를 제외하고 304명(91.0%)의 자료를 분석에 포함하였다.

자의식 수준이 발달시기와 성별에 따른 차이를 보인다는 선행연구(신현숙 등, 2015; Rankin et al., 2004; Takishima-Lacasa et al., 2014)의 결과를 고려하여 학교급과 성별에 따른 청소년 자의식 수준의 차이를 검증하기 위하여 남학생과 여학생, 초등학생과 중학생의 비율을 유사하게 구성하였다. 연구대상의 학교급과 성별에 따른 빈도는 표 1과 같으며, 각각의 표본에서 학교급별 성비가 유의하게 다르지 않았다, 표본 1. $\chi^2(df = 1, n = 846) = .852,$

$p = .356;$ 표본 2. $\chi^2(df = 1, n = 304) = .009, p = .925.$

측정도구

청소년 자의식 척도

이 연구에서 번안한 Takishima-Lacasa 등(2014)의 청소년 자의식 척도 개정판(R-SCS-C)은 7-18세 아동·청소년의 자의식을 측정하기 위해 Fenigstein 등(1975)의 자의식 척도를 토대로 개발된 척도이다. 이 척도는 사적 자의식 11문항, 공적 자의식 11문항, 사회불안 7문항, 총 29문항으로 구성되어 있다. 각 문항에 대해 1(전혀 그렇지 않다)에서 5(매우 그렇다)까지 5점 Likert 척도에서 응답한다. Takishima-Lacasa 등(2014)이 보고한 2주 간격 검사-재검사 신뢰도는 .76~.80으로 나타났으며, 내적일관성지수(Cronbach's α)는 전체 척도 .84, 사적 자의식 .83, 공적 자의식 .86, 사회불안 .78이었다. 이 연구에서 타당화한 청소년 자의식 척도의 요인별 내적일관성지수는 표 4에 제시되어 있다.

표 1. 연구대상의 학교급과 성별에 따른 빈도(%)

성별 \ 학교급	표본 1			표본 2		
	초등학생	중학생	전체	초등학생	중학생	전체
남	173 (44.2)	218 (55.8)	391 (46.2)	61 (40.4)	90 (59.6)	151 (49.7)
여	187 (41.1)	268 (58.9)	455 (53.8)	61 (49.9)	92 (60.1)	183 (50.3)
전체	360 (42.6)	486 (57.4)	846 (100.0)	122 (40.1)	182 (59.9)	304 (100.0)

주. 표본 1: EFA, CFA, 반분신뢰도, 집단 간 차이 검정을 위한 표본. 표본 2: 다른 변인과의 관계에 기초한 타당도 근거를 위한 표본. 초등학생은 5, 6학년. 중학생은 1~3학년.

먼저, 척도 원저자의 사용허락을 받은 후, 본 연구자가 1차로 청소년 자의식 척도를 한국어로 번안하였다. 다음, 학교심리 전공 박사 과정에 재학 중인 중학교 영어교사 1명과 미국국적의 원어민 영어교사 1명이 번안문항과 원척도 문항을 비교하여 의미상 차이가 나타나는 문항을 다시 번안하였다. 이들의 의견을 참고하여 학교심리전문가와 본 연구자가 문항을 수정하였다. 마지막으로, 담임교사가 평균~평균 하 수준의 읽기 능력을 가진 것으로 지명한 중학교 1학년 3명에게 척도를 실시하여 학생이 이해하기 어렵다고 지적한 부분을 확인하였다. 이에 대해 학교심리전문가 1명, 교직경력 30년 이상의 초등학교 교사 1명, 교직경력 20년 이상의 중학교 영어교사 1명의 감수를 받아 다시 수정하여 문항을 최종 결정하였다.

자의식 척도

청소년 자의식 척도의 공인근거를 검증하기 위해 Fenigstein 등(1975)이 대학생을 대상으로 개발하고 다수의 연구자들(예, 강석, 이지연, 2013; Rankin et al., 2004; Ryan & Kuczowski, 1994)이 청소년을 대상으로 사용한 자의식 척도의 한국어 번안본(신현숙 등, 2015)을 실시하였다. 이 척도는 공적 자의식 7문항, 사적 자의식 10문항, 사회불안 6문항의 3개 하위요인으로 구성되어 있다. 각 문항에 대한 응답은 1(전혀 그렇지 않다)에서 5(매우 그렇다)까지 5점 Likert 척도에서 응답하므로 점수가 높을수록 자의식의 수준이 높은 것을 의미한다. 이훈진과 원호택(1995)의 대학생 대상 연구에서 보고한 내적일관성지수는 공적 자의식 .88, 사적 자의식 .88, 사회불안 .89였으며, 이 연구에서는 .83, .76, .80으로 나타났다.

사회불안 척도

청소년이 사회적 상황에서 경험하는 불안의 정도를 측정하기 위해 La Greca와 Lopez(1998)가 개발한 청소년 사회불안 척도(Social Anxiety Scale for Adolescents: SAS-A)를 양재원, 양윤란과 오경자(2008)가 번안·타당화한 한국판 청소년 사회불안 척도(Korean version of Social Anxiety Scale for Adolescents: K-SAS-A)를 사용하였다. 한국판 청소년 사회불안 척도는 총 18 문항으로 구성되어 있으며, 각 문항에 대한 응답은 1(전혀 그렇지 않다)에서 5(매우 그렇다)까지 5점 Likert 척도에서 응답하므로 점수가 높을수록 사회불안의 수준이 높은 것을 의미한다. 양재원 등(2008)이 보고한 척도의 내적일관성지수는 .90이었으며, 이 연구에서는 .94였다.

우울 척도

청소년의 우울 수준을 측정하기 위해 역학 연구센터 우울 척도(Center for Epidemiological Studies-Depression Scale: CES-D; Radloff, 1977)를 전경구, 최상진과 양병창(2001)이 통합적 한국판으로 개발하고 타당화한 척도를 사용하였다. 이 척도는 청소년과 성인의 우울 증후군에 대한 역학 연구를 위해 개발되었고, 청소년 연구(예, 김원희, 이동형, 김문재, 남윤주, 2016; 신현숙, 곽유미, 김선미, 2012; 이선주, 하은혜, 2010)에서도 널리 사용되었다. 응답자는 지난 한 주 동안에 경험한 우울증상의 빈도를 20개의 문항 각각에 대해 0(1일 이하, 극히 드물게)에서 3(5~7일, 거의 대부분)까지 4점 척도에서 응답한다. 전경구 등(2001)이 보고한 척도의 내적일관성지수는 .91이었으며, 이 연구에서는 .89였다.

삶의 만족 척도

삶의 만족을 측정하기 위해 Diener, Emmons, Larsen과 Griffin(1985)이 제작한 삶의 만족 척도(Satisfaction with Life Scale: SWLS)를 류정희(2010)가 번안한 척도를 사용하였다. 이 척도는 총 5문항으로 구성되어 있으며, 각 문항에 대해 1(전혀 그렇지 않다)에서 7(매우 그렇다)까지 7점 Likert 척도에서 응답한다. 류정희(2010)는 척도의 내적일관성지수를 .73으로 보고하였으며, 이 연구에서는 .81이었다.

긍정 및 부정 정서 척도

긍정 및 부정 정서를 측정하기 위해 Watson, Clark과 Tellegen(1988)이 개발하고 이현희, 김은정과 이민규(2003)가 대학생과 직장인을 대상으로 타당화한 긍정 및 부정 정서 척도(Positive Affect and Negative Affect Schedule: PANAS)를 배민영(2014)이 초등학교생들도 쉽게 이해할 수 있도록 설명을 보완한 척도(예, 기민한: 재빠르고 날쌌; 적대적인: 남을 적으로 대하거나 적과 같이 대하는)를 사용하였다. 이 척도는 긍정 정서를 나타내는 형용사 10개와 부정 정서를 나타내는 형용사 10개, 총 20문항으로 구성되어 있다. Watson 등(1988)의 연구에서는 시간구조를 달리해서 정서를 측정했으나(예, 지금 이 순간, 오늘, 1년 등), 이현희 등(2003)의 타당화 과정에서 ‘지난 일주일 동안’ 느낀 정서를 측정하는 것으로 변경되어, 이 연구에서도 지난 일주일 동안 경험한 정서를 보고하는 방식으로 척도를 실시하였다. 각 문항에 대한 응답은 1(전혀 그렇지 않다)에서 5(매우 많이 느낀다)까지 5점 Likert 척도에서 응답하며 점수가 높을수록 일주일 동안 각각의 정서를 많이 경험한 것을 의미한다. 이현희 등(2003)의 연구에서 내적일관성지수는 긍

정 정서 .84, 부정 정서 .87로 나타났으며, 이 연구에서 산출된 내적일관성지수는 긍정 정서 .84, 부정 정서 .86이었다.

자료분석

이 연구에서는 IBM SPSS Statistics 20과 IBM SPSS Amos 20을 사용하여 자료를 분석하였다. 첫째, 846명의 자료(표본 1)로 탐색적 요인분석(exploratory factor analysis: EFA)을 실시하여 청소년 자의식의 요인구조를 탐색하였다. 선행연구에서 자의식의 하위요인 간 상관성이 유의하였으므로 주축요인추출방법(principal axis factoring method)과 사각회전방법(direct oblimin rotation)을 적용하였으며, 분석 결과를 토대로 부적절한 문항을 제거하였다.

둘째, 척도의 내적구조에 기초한 근거(구인 타당도)를 검증하기 위해 확인적 요인분석(confirmatory factor analysis: CFA)을 실시하였고, 요인별로 구인신뢰도(construct reliability: CR)와 평균분산추출(average variance extracted: AVE)을 산출하였다. CFA에서 표준화계수 .50 이상, CR .70 이상, AVE .50 이상을 기준으로 검증결과를 해석하였다(Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2006).

셋째, 척도의 내적일관성지수(Cronbach's α)와 반분검사신뢰도(split-half reliability)를 산출하였다. 반분검사신뢰도를 산출하기 위해 하위 요인별로 기우법을 사용하여 척도를 반분하였으며, 부분검사 점수 간 상관계수를 산출한 후 Spearman-Brown 공식을 사용하여 원척도의 신뢰도를 추정하였다(성태제, 시기자, 2014).

넷째, 발달시기와 성별에 따른 자의식 수준의 유의한 차이를 보고한 선행연구(신현숙 등, 2015; Rankin et al., 2004; Takishima-Lacasa et al.,

2014)의 결과를 고려하여 청소년 자의식 총점과 하위요인별 점수의 학교급과 성별에 따른 차이를 검증하였다. 이를 위해 연구대상의 학교급과 성별을 집단 간 변인으로, 자의식 전체 척도와 세 하위요인의 점수를 각각 종속변인으로 하는 이원분산분석(analysis of variance, ANOVAs)을 실시하였다.

마지막으로, 2차 표본 304명의 자료에 CFA를 실시하여 1차 표본에서 도출된 모형의 적합도를 재검증하였다. 또한 이 연구에서 타당화 하려는 청소년 자의식 척도와 다수의 국내외 선행연구에서 사용되어 온 Fenigstein 등(1975)의 자의식 척도, 자의식과 관련된 변인들(우울, 사회불안, 삶의 만족, 긍정 및 부정 정서) 간 상관분석을 통해 다른 변인과의 관계에 기초한 타당도 근거(evidence based on relations to other variables), 즉 공인근거(concurrent evidence), 수렴근거(convergent evidence), 판별근거(discriminant evidence)를 검증하였다.

결 과

탐색적 요인분석

원척도의 저자(Takishima-Lacasa et al., 2014)가 청소년 자의식의 3요인구조(공적 자의식, 사적 자의식, 사회불안)를 지지하였으므로 이 연구에서도 3요인구조를 기본모형으로 설정하였다. 이에 따라 요인의 수를 3개로 고정하고 청소년 자의식 척도의 29문항에 대해 주축요인추출방법과 사각회전방법을 적용하여 EFA를 실시하였다.

25번 문항(나는 내가 일을 처리하는 방식에 대해 걱정을 한다)이 3요인에 .35~.38의 교

차적재(cross loading)를 나타냈다. 이 문항은 Fenigstein 등(1975)의 자의식 척도에서는 공적 자의식 하위요인에, Takishima-Lacasa 등(2014)의 아동·청소년 자의식 척도 개정판에서는 사회불안 하위요인에, 국내 연구에서는 사적 자의식(예, 김영아 등, 1999; 김은정, 1993) 또는 공적 자의식(예, 이주일, 1988; 조아라, 김영미, 2000)에 분류된 바 있다. 이 문항을 구성하는 용어 중 ‘일을 처리하는 방식’은 행동방식에 초점을 두면 공적 자의식과 관련되고, 내 자신의 행동방식을 숙고하는데 초점을 두면 사적 자의식과 관련되며, ‘걱정을 한다’는 표현 때문에 사회불안과 관련될 가능성도 있다. 이처럼 25번 문항이 하나의 특정 요인에만 수렴되지 못하는 것으로 판단되어 이 문항을 제거한 후 EFA를 다시 실시하였다. 그 결과는 표 2와 같다.

EFA 결과, Bartlett의 구형성 검증은 12934.736($p < .001$)이고 KMO 표본적합도(Kaiser-Meyer-Olkin measure of sampling adequacy)는 .931로 기준점인 .70보다 높아 요인공통분산 추정에 적합한 것으로 나타났다. 각 하위요인의 문항구성은 원척도와 동일하였으며, 요인1(공적 자의식)은 11개 문항으로 고유값 7.143, 설명분산 49.218%, 요인2(사적 자의식)은 11개 문항으로 고유값 5.587, 설명분산 38.497%, 요인3(사회불안)은 6개 문항으로 고유값 3.758, 설명분산 25.894%였다.

확인적 요인분석

EFA를 통해 선정된 28개 문항에 대해 CFA를 실시하여 3요인 모형의 전반적 적합도를 평가하였다. CFA 결과, TLI .880, CFI .890, RMSEA .069로 모형이 자료에 다소 적합하지

표 2. 탐색적 요인분석 결과(표본1, n = 846)

문 항	요인 1	요인 2	요인 3
7. 나는 내 외모를 자주 점검한다.	.861		
2. 나는 집을 나서기 전에 내 모습이 괜찮은지 확인을 한다.	.807		
1. 나는 외모를 꾸미는데 많은 시간을 보낸다.	.796		
21. 내가 집을 나서기 직전에 하는 일 중 하나는 거울을 보는 것이다.	.776		
12. 나는 멋지게 보이는 것이 중요하다.	.769		
3. 나는 다른 사람들이 내 모습에 대해 어떻게 생각하는지 신경 쓴다.	.758		.324
14. 나는 내 외모에 대해 걱정한다.	.748		.384
15. 나는 내 옷을 고를 때 신중해진다.	.737		
28. 나는 사진에 찍히는 내 모습에 대해 신경을 쓴다.	.697		.314
16. 나는 유행에 신경을 쓴다.	.679		
10. 나는 다른 사람들에게 내 외모에 대해 자주 물어본다.	.675		
9. 나는 내 감정에 귀를 기울인다.		.782	
5. 나는 내 감정의 의미를 이해하려고 노력한다.		.736	
6. 내 감정이 변할 때 나는 감정의 변화를 항상 알아차린다.		.705	
8. 나는 나 자신을 이해하기 위해 항상 노력한다.		.697	
22. 나는 내 감정이 내 행동에 어떤 영향을 주는지 알고 있다.		.694	
23. 나는 내가 느끼는 감정에 따라 내 몸이 어떻게 반응하는지 알고 있다.		.687	
20. 나는 내가 느끼는 감정에 주의를 많이 기울인다.		.653	
4. 나는 어떤 상황에서 느끼는 내 감정에 대해 잘 안다.		.653	
11. 나는 내가 행복할 때나 슬플 때를 바로 알아차린다.		.585	
27. 나는 내가 어떤 생각을 하고 있는지에 관심이 있다.		.569	
24. 나는 내가 한 행동의 이유를 이해하고 싶다.		.552	
17. 나는 많은 사람들 앞에서 말을 할 때 두려움을 느낀다.			.780
19. 사람들이 많이 있으면 나는 긴장이 된다.			.765
26. 나는 새로운 곳에서 수줍음을 떨쳐내는데 시간이 걸린다.			.736
13. 나는 새로운 사람을 만날 때 두려움을 느낀다.			.692
18. 나는 매우 쉽게 당황하는 편이다.	.339		.629
29. 나는 발표나 대답 등 다른 사람들 앞에서 뭔가 하는 것을 좋아하지 않는다.			.597
고유값 (공통분산: 14.513)	7.143	5.587	3.758
설명분산(%)	49.218	38.497	25.894

주. 요인부하량 .30이하는 제시하지 않음.

않았다. 수정적합도지수(modification indices: MI)를 확인한 결과, 22번 문항과 23번 문항 간 MI가 159.537로 높았다. 이 두 문항은 감정에 따른 몸의 반응(23번)과 감정이 행동에 미치는 영향(22번)을 측정하는 문항으로, 청소년 자의식 척도의 개발자들도 두 문항 간 MI가 높게 나타남을 보고한 바 있다(Takishima-Lacasa et al., 2014). 따라서 22번과 23번 문항의 오차 간 공분산을 설정하고 CFA를 다시 실시하였다. 또한 청소년 자의식 3요인 모형의 적합도를 비교하기 위해 우리나라 청소년의 사적 자의식과 공적 자의식 간 높은 상관을 보고한 선행연구(예, 강석, 이지연, 2013; 조한익, 손선경, 2010)에 근거하여 2요인 모형(자기초점주의, 사회불안)을, 사적 자의식이 2개의 요인으로 나누어진다는 선행연구(예, 김영아 등, 1999; Burnkrant & Page, 1984)에 근거하여 4요인 모형(내적 상태 인식, 자기속고, 공적 자의식, 사회불안)을 경쟁모형으로 설정하였다. 3요인 모형과 경쟁모형 간 적합도 지수를 비교한 결과는 표 3과 같다.

3요인 모형의 AIC가 1696.548로 2요인 모형이나 4요인 모형보다 현저하게 낮아 세 모형 가운데 가장 양호한 모형으로 판명되었다. 3요인 모형의 적합도 지수 TLI는 .894로 .90에 근접하였고, CFI는 .903으로 .90보다 높았으며, RMSEA는 .065로 .08보다 낮아서 비교적 괜찮은 적합도를 보였다. 따라서 청소년 자의식

척도의 요인구조는 원척도와 동일한 3요인 모형이 적합한 것으로 판단되었다. CFA에 의한 측정모형 평가 결과는 표 4와 같다.

한편, 공적 자의식의 CR은 .94로 수용 가능한 신뢰도인 .70보다 높았고, AVE는 .57로 판정기준인 .50보다 높았다. 사적 자의식의 CR은 .90으로 기준보다 높았지만, AVE는 .44로 기준에 다소 미흡한 것으로 나타났다. 사회불안의 CR은 .85로 기준보다 높았으며, AVE는 .50으로 판정기준에 부합하였다. 또한 모든 표준화 계수가 .50 이상으로 나타났다. 이처럼 CR과 AVE를 활용한 분석결과, 청소년 자의식 척도의 요인별 단일차원성이 지지되어 내적 구조에 기초한 근거와 수렴근거가 양호하였다.

다음, 전체 척도의 내적일관성지수는 .90이고, 하위요인별 내적일관성지수는 공적 자의식 .94, 사적 자의식 .90, 사회불안 .85로 양호하였다. 반분검사신뢰도를 산출한 결과, 공적 자의식 .94, 사적 자의식 .90, 사회불안 .91로 나타났다. 따라서 청소년 자의식 척도의 신뢰도가 양호한 것으로 판명되었다.

청소년 자의식 수준의 학교급 및 성별 차이

학교급과 성별에 따른 청소년 자의식 하위요인별 기술통계값은 표 5와 같다. 학교급과 성별에 따라 청소년 자의식 수준에서 유의한 차이가 나타나는지를 검증하기 위해 학교급과

표 3. 모형 적합도 지수(표본1, n = 846)

모형	χ^2	df	TLI	CFI	AIC	RMSEA [90% CI]
2요인	4395.933	348	.654	.682	4511.124	.117 [.114, .120]
3요인	1576.548	346	.894	.903	1696.548	.065 [.062, .068]
4요인	1774.948	370	.882	.892	1970.948	.067 [.064, .070]

표 4. 확인적 요인분석 및 측정모형 평가 결과(표본1, $n = 846$)

요인	문항	비표준화 계수	표준 오차	t	표준화 계수	CR	AVE	α
공적 자의식 (11문항)	1	1.000			.792	.94	.57	.94
	2	1.060	.040	26.64	.814			
	3	.997	.041	24.50	.764			
	7	1.153	.040	28.83	.863			
	10	.876	.042	20.92	.673			
	12	.992	.040	24.65	.767			
	14	1.012	.043	23.48	.739			
	15	1.113	.048	23.20	.732			
	16	.904	.043	21.01	.676			
	21	1.163	.046	25.08	.778			
28	1.044	.048	21.77	.695				
사적 자의식 (11문항)	4	1.000			.661	.90	.44	.90
	5	1.063	.056	18.87	.747			
	6	1.043	.058	18.00	.707			
	8	1.039	.057	18.19	.715			
	9	1.180	.059	19.86	.796			
	11	.875	.057	15.27	.585			
	20	.984	.059	16.80	.652			
	22	.918	.055	16.74	.650			
	23	.941	.057	16.49	.639			
	24	.845	.060	14.19	.539			
27	.873	.059	14.73	.562				
사회불안 (6문항)	13	1.000			.701	.85	.50	.85
	17	1.076	.054	20.04	.780			
	18	.802	.047	16.95	.646			
	19	1.056	.054	19.67	.763			
	26	1.003	.053	18.85	.726			
29	.838	.054	15.49	.587				

주. 모든 경로계수는 .001 수준에서 유의함.

표 5. 청소년 자의식 하위요인별 기술통계값(표본1, $n = 846$)

학교급	성별	변인	최소값	최대값	M	SD	왜도	첨도
초등학교 5-6학년	남 ($n = 173$)	자의식 총점	1.25	4.14	2.64	.53	.24	.28
		공적 자의식	1.00	4.64	2.01	.72	.80	.77
	여 ($n = 187$)	사적 자의식	1.00	5.00	3.32	.75	-.28	.51
		사회불안	1.00	4.86	2.57	.77	.34	-.09
중학교 1-3학년	남 ($n = 218$)	자의식 총점	1.45	4.48	3.00	.57	.18	.10
		공적 자의식	1.00	5.00	2.82	.95	.28	-.60
	여 ($n = 268$)	사적 자의식	1.82	5.00	3.42	.68	.26	-.36
		사회불안	1.00	4.86	2.78	.87	.39	-.50
고등학교	남 ($n = 218$)	자의식 총점	1.57	4.79	2.95	.51	.45	.74
		공적 자의식	1.00	4.64	2.49	.70	.23	.01
	여 ($n = 268$)	사적 자의식	1.91	5.00	3.47	.59	.11	-.04
		사회불안	1.00	5.00	2.88	.81	.21	-.19
고등학교	남 ($n = 268$)	자의식 총점	1.91	4.94	3.24	.51	.28	.65
		공적 자의식	1.09	4.91	3.19	.73	-.24	.09
	여 ($n = 268$)	사적 자의식	1.36	5.00	3.55	.59	.22	.55
		사회불안	1.00	5.00	2.98	.82	.23	-.39

성별을 독립변인으로 설정하고 자의식 총점과 세 하위요인의 점수를 종속변인으로 설정한 이원 분산분석을 실시하였다.

청소년 자의식 총점에 대한 분산분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 성별의 주효과가 유의하였다, $F(1, 842) = 81.13, p < .001$. 둘째, 학교급의 주효과가 유의하였다, $F(1, 842) = 55.48, p < .001$. 셋째, 학교급과 성별의 상호작용 효과는 유의하지 않았다, $F(1, 842) = 1.07, p > .05$. 즉, 남학생($M = 2.81, SD = .54$)에 비해 여학생($M = 3.14, SD = .54$)이, 초등학생($M = 2.83, SD = .58$)에 비해 중학생($M = 3.11, SD = .53$)이 유의하게 높은 자의식 수준을 나타냈다.

공적 자의식 하위요인에 대한 분산분석 결

과는 다음과 같다. 첫째, 성별의 주효과가 유의하였다, $F(1, 842) = 192.08, p < .001$. 둘째, 학교급의 주효과가 유의하였다, $F(1, 842) = 62.18, p < .001$. 셋째, 학교급과 성별의 상호작용 효과는 유의하지 않았다, $F(1, 842) = .96, p > .05$. 즉, 남학생($M = 2.28, SD = .75$)에 비해 여학생($M = 3.04, SD = .85$)이, 초등학생($M = 2.43, SD = .93$)에 비해 중학생($M = 2.88, SD = .80$)이 유의하게 높은 공적 자의식 수준을 나타냈다.

사적 자의식 하위요인에 대한 분산분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 성별의 주효과가 유의하였다, $F(1, 842) = 4.05, p < .05$. 둘째, 학교급의 주효과가 유의하였다, $F(1, 842) = 9.06, p$

< .01. 셋째, 학교급과 성별의 상호작용 효과는 유의하지 않았다, $F(1, 842) = .02, p > .05$. 즉, 남학생($M = 3.40, SD = .67$)에 비해 여학생($M = 3.50, SD = .63$)이, 초등학생($M = 3.37, SD = .72$)에 비해 중학생($M = 3.51, SD = .59$)이 유의하게 높은 사적 자의식 수준을 나타냈다.

사회불안 하위요인에 대한 분산분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 성별의 주효과가 유의하였다, $F(1, 842) = 6.95, p < .01$. 둘째, 학교급의 주효과가 유의하였다, $F(1, 842) = 20.27, p < .001$. 셋째, 학교급과 성별의 상호작용 효과는 유의하지 않았다, $F(1, 842) = .91, p > .05$. 즉, 남학생($M = 2.74, SD = .81$)에 비해 여학생($M = 2.89, SD = .85$)이, 초등학생($M = 2.68, SD = .83$)에 비해 중학생($M = 2.94, SD = .82$)이 유의하게 높은 사회불안 수준을 나타냈다.

분산분석의 결과를 요약하면, 청소년 자의식 총점과 공적 자의식, 사적 자의식, 사회불안 하위요인 각각의 점수가 남학생 집단보다 여학생 집단에서 높고 초등학생 집단보다 중학생 집단에서 높다.

다른 변인과의 관계에 기초한 근거

다른 변인과의 관계에 기초한 근거의 검증에 앞서, 표본 1에서 도출된 자의식 3요인구조가 표본 2($n = 304$)에도 적용되는지를 확인

하기 위해 CFA를 실시했다. 표본 2의 자의식 3요인 모형의 적합도 지수 TLI는 .889, CFI는 .899로 .90에 근접하였고, RMSEA는 .063으로 .08보다 낮아서 적합도가 양호하였다.

표본 2에 청소년 자의식 척도의 하위요인 간 상관분석을 실시한 결과는 다음과 같다. 공적 자의식은 사적 자의식($r = .31, p < .001$), 사회불안($r = .26, p < .001$)과 유의한 정적 상관을 보인 반면, 사적 자의식과 사회불안 간 상관은 유의하지 않았다($r = .00, ns$).

공인근거

공인근거의 검증을 위해, 청소년 자의식 척도에서 얻은 점수와 Fenigstein 등(1975)의 자의식 척도에서 얻은 점수 간 상관관계를 분석한 결과는 표 6과 같다. 청소년 자의식 척도의 공적 자의식 요인은 Fenigstein 등(1975)의 자의식 척도의 공적 자의식과 높은 상관($r = .80, p < .001$)을 나타냈다. 사적 자의식 요인은 기존 자의식 척도의 사적 자의식과 높은 상관($r = .80, p < .001$)을 나타냈고, 사회불안 요인은 기존 자의식 척도의 사회불안과 매우 높은 정적 상관($r = .90, p < .001$)을 나타냈다. 요약하면, 청소년 자의식 척도의 하위요인들은 기존 자의식 척도의 하위요인들과 매우 높은 정적 상관을 이루었다. 따라서 이 연구에서 변안한 청소년 자의식 척도의 공인근거를 확인하였다.

표 6. 기존 자의식 척도와의 상관계수(표본 2, $n = 304$)

Fenigstein 등의 척도	공적 자의식	사적 자의식	사회불안
청소년 척도			
공적 자의식	.80***	.42***	.19**
사적 자의식	.44***	.80***	-.08
사회불안	.47***	.16**	.90***

** $p < .01$. *** $p < .001$.

수렴근거와 판별근거

수렴근거와 판별근거의 검증을 위해, 청소년 자의식 척도 점수와 선행연구에서 자의식과 관련이 있는 것으로 밝혀진 변인 간 상관관계를 분석하였다. 표 7은 청소년 자의식 척도 점수와 사회불안, 우울, 삶의 만족, 정적 및 부정 정서의 상관분석 결과이다.

청소년 자의식 척도의 하위요인들 중 공적 자의식은 사회불안($r = .35, p < .001$), 우울($r = .22, p < .001$), 부정 정서($r = .28, p < .001$)와 유의한 정적 상관을 이룬 반면, 삶의 만족($r = -.09, ns$), 긍정 정서($r = .10, ns$)와는 유의한 상관을 이루지 못하였다. 이와 달리, 사적 자의식은 사회불안($r = .01, ns$), 우울($r = -.06, ns$), 부정 정서($r = .02, ns$)와 유의한 상관을 이루지 못하였고, 삶의 만족($r = .16, p < .01$), 긍정 정서($r = .38, p < .001$)와는 유의한 정적 상관을 이루었다. 한편, 청소년 자의식 척도의 사회불안 하위요인은 사회불안과 높은 정적 상관을 이루었고($r = .75, p < .001$), 우울($r = .47, p < .001$), 부정 정서($r = .39, p < .001$)와도 유의한 정적 상관을 보였지만, 삶의 만족($r = -.35, p < .001$), 긍정 정서($r = -.28, p < .001$)와는 유의한 부적 상관을 이루었다. 요약하면, 청소년 자의식을 구성하는 하위요인 중 공적 자의식은 부적응 지표들과 정적 상관을 나타내고, 사적 자의식 하위요인은 적응 지표들과 정적 상관을 나타내며, 사회불안 하위요인은 부적응 지표들과는 정적 상관을 적응 지표들과는 부적 상관을 나타냈다. 이로써 이 연구에서 타당화하고자 한 청소년 자의식 척도의 수렴근거와 판별근거가 검증되었다. 뿐만 아니라 공적 자의식과 사회불안은 청소년 자의식 구인의 부적응적 측면이고, 사적 자의식은 적응적 측면일 가능성이 시사된다.

논 의

이 연구는 청소년의 자의식을 측정하기 위해 개발된 Takishima-Lacasa 등(2014)의 아동·청소년 자의식 척도 개정판(R-SCS-C)을 번안하여 국내 청소년을 대상으로 타당화하고자 수행되었다. 이를 위해 2개의 독립된 표본(총 1,150명)으로부터 수집한 자료에 EFA, CFA, 이원분산분석, 상관분석을 실행함으로써 척도의 신뢰도와 타당도를 검증하였다. 연구결과를 요약하고 선행연구의 맥락에서 논의하면 다음과 같다.

첫째, 표본 1에 EFA를 실시한 결과, 청소년 자의식 척도의 3개 하위요인이 추출되었으며, 이러한 결과는 Takishima-Lacasa 등(2014)이 보고한 요인구조 및 문항구성과 동일하였다. 세 요인에 .35~.38로 교차적재된 한 문항이 삭제

표 7. 청소년 자의식, 사회불안, 우울, 주관적 안녕감 간 상관관계수(표본 2, $n = 304$)

청소년 자의식	관련 변인	사회불안	우울	삶의 만족	긍정 정서	부정 정서
공적 자의식		.35***	.22***	-.09	.10	.28***
사적 자의식		.01	-.06	.16**	.38***	.02
사회불안		.75***	.47***	-.35***	-.28***	.39***

** $p < .01$. *** $p < .001$.

되어 최종 28문항이 선정되었다. 삭제된 문항은 연구마다 일관성 없이 세 요인 중 하나에 분류된 바 있다(김영아 등, 1999; 이주일, 1988; Fenigstein et al., 1975; Takishima-Lacasa et al., 2014).

둘째, CFA 결과, 28문항의 3요인 모형의 적합도가 양호하였다. 이러한 결과는 자의식의 3요인구조를 보고한 대부분의 선행연구와 일치한다(김은정, 1993; 이주일, 1988; Ryan & Kuczowski, 1994; Takishima-Lacasa et al., 2014). 하위요인 1은 공적 자의식으로, 타인에게 비추어지는 자신의 외모에 대해 신경을 쓰는 경향성을 측정하는 11개 문항으로 구성되었다. 하위요인 2는 사적 자의식으로, 자신이 현재 경험하고 있는 감정의 변화를 인식하거나 감정이 자신의 행동이나 신체반응에 미치는 영향을 인식하는 경향성을 측정하는 11개의 문항으로 구성되었다. 하위요인 3은 사회불안으로, 타인 앞에서 특정 행동을 수행하거나 새로운 경험을 할 때 느끼는 두려움의 정도를 묻는 6문항으로 구성되었다. 전체 척도의 내적일관성지수는 .90이며, 하위요인들의 내적일관성지수는 .85~.94의 범위에 속하였고, 반분 검사신뢰도도 .90~.94의 범위에 속하여 양호하였다. 또한 모든 표준화 계수가 .50이상이며 하위요인별 CR이 판정 기준인 .70보다 높고 AVE가 판정기준인 .50에 근접하였다. 따라서 청소년 자의식 척도가 신뢰롭고 내적구조에 기초한 근거를 가지고 있다고 할 수 있다.

요인별 문항구성을 검토한 결과, 이 연구에서는 공적 자의식 하위요인이 외모에 대한 의식을 묻는 문항들로만 구성되었고 행동방식에 대한 의식은 사적 자의식에 속하였다. 이러한 결과는 행동방식에 대한 의식을 공적 자의식으로 간주한 외국 청소년 대상 연구결과(예,

Nystedt & Ljungberg, 2002)와 일치하지 않았다. 그러나 국내 대학생 대상 연구결과(예, 김영아 등, 1999; 김은정, 1993)에서는 자신의 행동을 인식하는 문항들이 일관성 있게 사적 자의식 하위요인에 포함되었다. 이에 비추어 볼 때, 이러한 문항구성이 오히려 한국 청소년의 자의식 구성개념을 더 적절하게 반영한 것으로 판단된다.

셋째, 자의식 수준에서 학교급과 성별에 따른 차이가 유의하였다. 남학생에 비해 여학생이, 초등학생에 비해 중학생이 유의하게 높은 수준의 공적 자의식, 사적 자의식, 사회불안을 보고하였다. 이는 청소년기 자의식의 성차 및 발달적 차이를 보고한 선행연구의 결과(예, 신현숙 등, 2015; 조한익, 손선경, 2010; Rankin et al., 2004; Takishima-Lacasa et al., 2014)를 지지한다.

우선, 학교급 간 유의한 차이는 청소년기에 나타나는 인지적 발달과 환경적 변화를 반영한 것으로 이해된다. 청소년 초기와 중기 사이에는 인지적 발달로 인해 청소년들이 자신의 내적 측면에 대한 인식과 타인에게 영향을 미치는 자신의 외적 측면에 대한 인식을 더 많이 할 수 있게 된다(Enright et al., 1980; Harter, 2012). 특히, 중학교로 진학하면서 경험하는 생활환경의 변화(예, 공개적인 장소에서 자신의 수행을 타인과 비교하고 부정적 평가를 받는 경험의 증가, 수준별 수업)가 청소년의 공적 자의식과 사회불안의 수준을 높일 수 있다(양재원 등, 2008; Eccles & Midgley, 1989).

다음, 여학생의 공적 자의식, 사적 자의식, 사회불안 수준이 남학생보다 높게 나타났고, 선행연구의 결과를 지지하였다(신현숙 등, 2015; 조한익, 손선경, 2010; Takishima-Lacasa et al., 2014). 이는 남학생에 비해 여학생이 자기

중심적 사고를 더 많이 하고 사회불안을 더 많이 보고한다는 연구결과와도 일치한다(Enright et al., 1980; La Greca & Lopez, 1998). 청소년기를 거치면서 자신과 타인의 관점을 명확하게 구분하고 조망하며 정서를 인식하는 능력이 남학생과 여학생 모두에게 발달할지라도, 남학생에 비해 여학생이 이러한 능력을 좀 더 이른 시기에 획득하는 것으로 보인다. 그 결과, 남학생에 비해 여학생들이 사회적 상호작용 상황에서 높은 수준의 불안을 경험하고 더 높은 수준의 자의식을 갖게 되는 것이다.

넷째, 다른 변인과의 관계에 기초한 타당도 근거를 검증하기 위하여, 표본 2를 대상으로 청소년 자의식 척도 점수와 Fenigstein 등(1975)의 자의식 척도 점수 간 상관과 청소년 자의식 척도 점수와 자의식 관련 변인(즉, 사회불안, 우울, 삶의 만족, 긍정 및 부정 정서) 간 상관을 분석하였다. 그 결과, 청소년 자의식 하위척도 점수들과 Fenigstein 등(1975)의 자의식 하위척도 점수들이 매우 높은 정적 상관을 이루어 공인근거가 확인되었다. 또한 공적 자의식 하위척도 점수는 부적응 지표들과 정적 상관을 이루었지만 적응 지표들과는 유의한 상관을 이루지 못하였고, 사적 자의식 하위척도 점수는 적응 지표들과 유의한 정적 상관을 나타냈지만 부적응 지표들과는 유의한 상관을 이루지 못하였으며, 사회불안 하위척도 점수는 부적응 지표들과는 유의한 정적 상관을, 그 중에서도 사회불안과 가장 높은 정적 상관을 보였지만 적응 지표들과는 유의한 부적 상관을 나타냈다. 이로써 이 척도의 수렴근거와 판별근거가 확인되었다.

구체적으로, 공적 자의식 하위요인은 사회불안, 우울, 부정 정서와 유의한 정적 상관을

나타냈으며, 이러한 결과는 청소년의 공적 자의식이 우울, 사회불안 등의 부적응적인 정신건강 지표와 관련되어 있다는 선행연구의 결과와 일치한다(예, 신현숙 등, 2016; Bowker & Rubin, 2009; Higa et al., 2008; Takishima-Lacasa et al., 2014). 또한 청소년의 공적 자의식이 사회불안뿐만 아니라 우울과도 유의한 관계를 이룬 것은 다각적으로 해석할 필요가 있다. 왜냐하면 불안과 우울은 심리적 불편감(distress, demoralization)을 공유하고 있기도 하고 불안과 우울의 공존병리(comorbidity)와도 관련되기 때문이다(양재원 등, 2008; Clark & Watson, 1991). 또한 공적 자의식과 삶의 만족 간 부적 상관, 공적 자의식과 부정 정서 간 정적 상관도 선행연구의 결과와 일치하였다(김지애, 2012; 문경하, 2007). 공적 자의식의 수준은 청소년의 현재 적응 수준을 파악하고 우울 및 사회불안 등 내재화 문제의 발생과 발달과정을 예견하는 지표로 활용될 수 있을 것이다.

다음, 사적 자의식은 삶의 만족이나 긍정 정서와 유의한 정적 상관을 나타냈으며, 이는 사적 자의식이 높을수록 삶의 만족이 높고 긍정 정서를 많이 경험한다는 선행연구의 결과와 일치한다(김지애, 2012; Takishima-Lacasa et al., 2014). 또한 이 연구에서 사적 자의식과 부적응 지표 간 상관이 유의하지 않았는데, 이는 사적 자의식과 부적응 지표 간 상관이 유의하지 않거나 매우 낮은 상관이 나타난다는 선행 연구의 결과들을 지지한다(강석, 이지연, 2013; 김영아 등, 1999; 유혜승, 신명희, 2013; Higa et al., 2008; Takishima-Lacasa et al., 2014). 이런 점에서 볼 때, 사적 자의식 하위요인은 청소년의 적응에 도움이 되는 자의식의 한 측면일 가능성이 있다. 그러나 이 연구의 결과

와 달리, 사적 자의식과 부적응 지표 간 유의한 정적 상관을 보고하며 사적 자의식을 부적응적인 변인으로 간주하는 선행연구도 존재하므로(예, 김정내, 하정희, 2006; Bowker & Rubin, 2009), 후속연구에서는 청소년 사적 자의식의 내용을 면밀하게 검토하고 사적 자의식과 다양한 적응 지표 간 관계를 검증할 필요가 있다.

한편, 사회불안 하위요인은 한국판 청소년 사회불안 척도의 총점과 높은 정적 상관을 나타냈다. 또한 우울 및 부정 정서와 유의한 정적 상관을, 삶의 만족 및 긍정 정서와는 유의한 부적 상관을 이루었다. 이는 청소년의 사회불안과 주관적 안녕감 간 유의한 부적 상관을 보고한 선행연구의 결과와 일치한다(최규하, 강병은, 최주영, 2016; Takishima-Lacasa et al., 2014).

이상의 결과를 종합하면, 이 연구에서 번안·타당화한 청소년 자의식 척도는 우리나라 청소년들의 자의식을 신뢰롭고 타당하게 측정할 수 있을 것으로 판단된다. 이 연구의 결과가 가지는 시사점은 다음과 같다.

첫째, 청소년 자의식 척도는 외국에서 개발된 척도를 번안·타당화한 것일지라도 우리나라 청소년의 자의식을 측정하는 신뢰롭고 타당한 척도가 없는 상황에서 이러한 척도를 제작하였다는 데서 연구의 의의를 찾을 수 있다. 이 연구를 통해, 청소년 자의식이 성인의 자의식과 마찬가지로 공적 자의식, 사적 자의식, 사회불안의 3요인구조를 이룬다는 것을 밝혔다. 특히, 청소년의 공적 자의식과 내재화문제(즉, 우울, 사회불안)의 유의한 관계는 공적 자의식이 청소년 정신건강 문제를 예측하는 한 가지 지표로 활용될 가능성을 시사한다. 청소년 자의식 척도가 청소년 대상 연구에서, 학

교에서 청소년 정신건강 문제를 평가하고 위험군을 선발하며 적절한 수준의 예방(1차, 2차, 3차)을 제공하는 학교심리학적 평가와 개입에서 활용될 가능성이 높을 것으로 기대된다.

둘째, 남학생에 비해 여학생의 자의식 수준이, 초등학생에 비해 중학생의 자의식 수준이 유의하게 높게 나타난 결과는 청소년 대상 자의식 연구에서 성별과 발달적 차이를 고려할 필요성을 시사한다. 그러나 이 연구의 결과와는 달리, 고등학생과 대학생 대상의 연구에서는 사적 자의식의 성차가 유의하지 않았다(예, 송보라, 이기학, 2009; Nasby, 1989). 이 연구를 포함한 몇몇 선행연구(예, 김정내, 하정희, 2006; 신현숙 등, 2015; 조한익, 손선경, 2010)가 유의한 성차를 보고했으므로 초등학교 고학년부터 고등학생까지 포함한 전체 청소년기를 대표하는 표집에서 여러 연령대 간 자의식 수준의 차이를 검증할 필요가 있다.

이 연구의 몇 가지 제한점을 고려한 후속연구를 제안하면 다음과 같다.

첫째, 이 연구는 G광역시와 J도의 초등학생과 중학생을 대상으로 하였다. 자의식을 포함한 자기개념의 발달과정에서 사회적 환경이 영향을 미친다는 점을 고려할 때(Franzoi & Davis, 1985; Harter, 2012), 이 연구의 결과를 우리나라 전체 청소년들에게 일반화하는데 한계가 있다. 후속연구에서는 지역구성 및 인구학적 배경변인을 고려하여 연구대상을 층화무선표집하여 연구를 반복할 필요가 있다.

둘째, 이 연구에서는 학교급과 성별에 따라 자의식 수준에 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 선행연구의 결과를 지지하였다. 그러나 이러한 차이가 집단 간 문항편향(item bias)으로 인해 나타났을 가능성도 배제할 수 없다. 그러므로 후속 연구에서

는 이 연구에서 나타난 학교급과 성별에 따른 자의식 수준 차이가 문항편향으로 인한 것인지를 검증할 필요가 있다.

셋째, 이 연구는 초등학교 고학년과 중학생의 자의식을 동시에 측정하여 비교한 횡단 연구였다. 따라서 초등학생과 중학생 간 자의식 수준의 차이가 연령에 따른 차이인지 특정 코호트 집단 효과인지를 규명하기가 어렵다. 측정시기에 일정한 간격을 두고 장기간에 걸쳐 청소년 자의식의 발달경과를 추적 조사하는 종단 연구를 실행하여 이 연구에서 밝혀진 자의식 수준의 발달적 차이와 비교해보는 것도 의미 있을 것이다. 또한 13세에서 18세로 성장하는 동안 사적 자의식은 선형으로 증가하지만 공적 자의식은 증가 후 감소하는 곡선형의 경향성을 보인다는 Rankin 등(2004)의 종단 연구 결과를 고려했을 때, 중·고등학교시기의 청소년을 대상으로 하는 연구에서는 하위 요인별 자의식 수준뿐만 아니라 기율기의 변화 패턴을 탐구할 필요가 있다.

넷째, 이 연구에서는 예측과 다르게 청소년의 사적 자의식과 사회불안 및 우울 간 유의한 상관성이 나타나지 않았다. 이들 변인 간 관계는 선행연구에서도 연구마다 다르게 보고된 바 있으므로(예, 김영아 등, 1999; Takishima-Lacasa et al., 2014), 그 이유를 명확히 밝힐 필요가 있다. 예를 들면, 사적 자의식이 긍정적인 요인과 부정적인 요인의 2요인으로 구성되어 있기 때문인지(예, Anderson et al., 1996; Nystedt & Ljungberg, 2002), 사적 자의식이 서양에서는 부정적으로 인식되지만 동양에서는 긍정적으로 인식되기 때문인지(예, 김영아 등, 1999; 조아라, 김영미, 2000), 성별 및 연령에 따른 사적 자의식 수준에 차이가 있기 때문인지(예, 조한익, 손선경, 2010; Rankin et al.,

2004) 등을 탐색하고, 다양한 이유에 따라 사적 자의식과 사회불안 및 우울 간 관계가 달라지는지를 검증할 필요가 있다. 이러한 연구 결과는 청소년의 사적 자의식과 내재화 문제 간 관계를 좀 더 구체적으로 이해하는데 유용한 시사점을 제공할 것이다.

참고문헌

- 강 석, 이지연 (2013). 청소년의 실제-이상 자기불일치가 우울에 미치는 영향: 자의식과 자기침묵의 매개 효과. *중등교육연구*, 61(4), 811-839.
- 김영아, 오경자, 문혜신, 김진관 (1999). 사적 자의식 구인의 두 가지 심리적 특성. *한국심리학회지: 임상*, 18(1), 69-78.
- 김원희, 이동형, 김문재, 남윤주 (2016). 한국판 청소년용 사회적 선호 척도의 타당화. *한국심리학회지: 학교*, 13(2), 327-348.
- 김은정 (1993). 우울증상 지속에 영향을 주는 인지 및 행동 변인들. 연세대학교 대학원 석사학위논문.
- 김정내, 하정희 (2006). 완벽주의와 자의식이 남녀 대학생의 섭식장애행동에 미치는 영향. *한국청소년연구*, 7(2), 315-344.
- 김지애 (2012). 평가염려 및 개인기준 완벽주의가 주관적 안녕감에 미치는 영향: 자의식의 매개효과. 대구가톨릭대학교 대학원 석사학위논문.
- 류정희 (2010). 고등학생의 시험대비 성취전략 유형 탐색 및 타당화. 전남대학교 대학원 박사학위논문.
- 문경하 (2007). 자기개념명확성과 자의식이 주관적 안녕감 및 평가반응에 미치는 영향. 한

- 양대학교 대학원 석사학위논문.
- 배민영 (2014). 사회불안과 주관적 안녕감의 관계: 사회적 기술, 자기노출, 친구관계의 중다매개효과. 전남대학교 대학원 박사학위논문.
- 성태제, 시기자 (2014). 연구방법론 2판. 서울: 학지사.
- 송보라, 이기학 (2009). 사적 자의식이 자기개념 명확성에 미치는 영향: 성별, 인지적 유연성의 상호작용 효과. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 23(1), 195-205.
- 신현숙, 곽유미, 김선미 (2012). 청소년이 지각한 통제적 양육행동과 공격성의 관계: 우울과 역기능적 충동성의 중다매개효과. 한국심리학회지: 학교, 9(2), 347-366.
- 신현숙, 류정희, 안의자, 강병은, 오민근 (2015). 청소년의 사적·공적 자의식의 성차 및 발달적 차이. 한국심리학회 학술대회 자료집, 435.
- 신현숙, 안의자, 강병은 (2016). 여고생의 공적 자의식과 사회불안의 관계에서 기본심리 욕구 충족의 조절효과. 한국심리학회지: 학교, 13(3), 497-519.
- 양재원, 양윤란, 오경자 (2008). 아동, 청소년기 사회불안의 측정: 한국판 청소년 사회불안척도(K-SAS-A)의 타당화. 한국심리학회지: 임상, 27(4), 861-878.
- 유혜승, 신명희 (2013). 대학생의 자의식과 성취동기가 발표불안에 미치는 영향. 아시아 교육연구, 14(3), 155-182.
- 이선주, 하은혜 (2010). 여자 청소년의 우울증상과 신체화 증상의 관계에서 인지적 요인의 매개효과. 한국심리학회지: 학교, 7(1), 55-68.
- 이주일 (1988). 이분척도와 Likert형 7점척도의 신뢰도, 타당도, 반응양식의 비교: 자기검색척도와 자기의식척도를 대상으로. 서울대학교 대학원 석사학위논문.
- 이현희, 김은정, 이민규 (2003). 한국판 정적 및 부정 정서 척도(PANAS)의 타당화 연구. 한국심리학회지: 임상, 22(4), 935-946.
- 이훈진, 원호택 (1995). 자기개념과 편집증적 경향. 심리과학, 4(2), 15-29.
- 전점구, 최상진, 양병창 (2001). 통합적 한국판 CES-D 개발. 한국심리학회지: 건강, 6(1), 59-76.
- 정승아 (2012). 사회불안과 자의식, 그 진단적 및 치료적 시사점. 상담학연구, 13(1), 47-69.
- 정승아, 오경자 (2004). '부적응적 자기초점화 척도'의 개발 및 타당화 연구. 한국심리학회지: 임상, 23(2), 471-482.
- 조아라, 김영미 (2000). 자의식과 심리적 적응간의 관계: MMPI 프로파일 양상을 중심으로. 한국심리학회지: 임상, 19(2), 319-330.
- 조한익, 손선경 (2010). 고등학생의 자의식, 불안과 방어기제간의 관계. 미래청소년학회지, 7(1), 19-42.
- 최규하, 강병은, 최주영 (2016). 사회불안과 주관적 안녕감의 관계에서 유능성 욕구 충족의 조절효과. 청소년학연구, 23(4), 299-318.
- Abrams, D. (1988). Self-consciousness scales for adults and children: Reliability, validity, and theoretical significance. *European Journal of Personality*, 2, 11-37.
- Anderson, E. M., Bohon, L. M., & Berrigan, L. P. (1996). Factor structure of the private self-consciousness scale. *Journal of Personality*

- Assessment*, 66(1), 144-152.
- Bowker, J. C., & Rubin, K. H. (2009). Self consciousness, friendship quality, and adolescent internalizing problems. *British Journal of Developmental Psychology*, 27(2), 249-267.
- Burnkrant, R. E., & Page, T. J. (1984). A modification of the Fenigstein, Scheier, and Buss self-consciousness scales. *Journal of Personality Assessment*, 28, 629-637.
- Clark, L. A., & Watson, D. (1991). Tripartite model of anxiety and depression: Psychometric evidence and taxonomic implications. *Journal of Abnormal Psychology*, 100(3), 316-336.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71-75.
- Eccles, J. S. & Midgley, C. (1989). Stage/environment fit: Developmentally appropriate classrooms for early adolescents. In R. Ames & C. Ames (Eds.), *Research on motivation in education* (Vol. 3, pp. 139-181). San Diego, CA: Academic Press.
- Eccles, J. S., & Roeser, R. W. (2009). Schools, academic motivation, and stage-environment fit. In R. M. Lerner & L. Steinberg (Eds.), *The handbook of adolescent psychology: Vol. 1. Individual bases of adolescent development* (3rd ed., pp. 404-434). New York: Wiley.
- Elkind, D. (1967). Egocentrism in adolescence. *Child Development*, 38(4), 1025-1034.
- Elkind, D., & Bowen, R. (1979). Imaginary audience behavior in children and adolescents. *Developmental Psychology*, 15(1), 38-44.
- Enright, R. D., Shukla, D. G., & Lapsley, D. K. (1980). Adolescent egocentrism- sociocentrism and self-consciousness. *Journal of Youth and Adolescence*, 9(2), 101-116.
- Fenigstein, A. (2009). Private and public self-consciousness. In M. R. Leary & R. H. Hoyle (Eds.), *Handbook of individual differences in social behavior* (pp. 495-511). New York: Guilford Press.
- Fenigstein, A., Scheier, M. R., & Buss, A. H. (1975). Public and private self-consciousness: Assessment and theory. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 43, 522-527.
- Fenigstein, A., & Venable, P. A. (1992). Paranoia and self-consciousness. *Journal of Personality and Social Psychology*, 62(1), 129-138.
- Franzoi, S. L., & Davis, M. H. (1985). Adolescent self-disclosure and loneliness: Private self-consciousness and parental influences. *Journal of Personality and Social Psychology*, 48(3), 768-780.
- 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.
- Harter, S. (2012). *The construction of the self: Developmental and sociocultural foundations* (2nd ed.). New York: Guilford Press.
- Higa, C. K., Philips, L. K., Chorpita, B. F., & Daleiden, E. L. (2008). The structure of self-consciousness in children and young adolescents and relations to social anxiety. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 30, 261-271.
- Ingram, R. E. (1990). Self-focused attention in clinical disorders: Review and a conceptual model. *Psychological Bulletin*, 107, 156-176.

- La Greca, A. M., & Lopez, N. (1998). Social anxiety among adolescents: Linkages with peer relations and friendships. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 26(2), 83-94.
- Martin, A. J., & Debus, R. L. (1999). Alternative factor structure for the revised self-consciousness scale. *Journal of Personality Assessment*, 72(2), 266-281.
- Mittal, B., & Balasubramanian, S. K. (1987). Testing the dimensionality of the self-consciousness scales. *Journal of Personality Assessment*, 51(1), 53-68.
- Nasby, W. (1989). Private self-consciousness, self-awareness, and the reliability of self-reports. *Journal of Personality and Social Psychology*, 56(6), 950-957.
- Nystedt, L., & Ljungberg, A. (2002). Facets of private and public self consciousness: Construct and discriminant validity. *European Journal of Personality*, 16(2), 143-159.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1(3), 385-401.
- Rankin, J. L., Lane, D. J., Gibbons, F. X., & Gerrard, M. (2004). Adolescent self-consciousness: Longitudinal age changes and gender differences in two cohorts. *Journal of Research on Adolescence*, 14, 1-21.
- Ryan, R. M., & Kuczkowski, R. (1994). The imaginary audience, self-consciousness, and public individuation in adolescence. *Journal of Personality*, 62(2), 219-238.
- Scheier, M. F., & Carver, C. S. (1985). The Self-consciousness scale: A revised version for use with general populations. *Journal of Applied Social Psychology*, 15(8), 687-699.
- Takishima-Lacasa, J. Y., Higa-McMillan, C. K., Ebesutani, C., Smith, R. L., & Chorpita, B. F. (2014). Self-consciousness and social anxiety in youth: The revised self-consciousness scales for children. *Psychological Assessment*, 26(4), 1292-1306.
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063-1070.

원고접수일 : 2017. 02. 15.

수정원고접수일 : 2017. 04. 04.

최종게재결정일 : 2017. 04. 15.

Validation of the Self-Consciousness Scale for Korean Adolescents

Byeongeun Kang

Hyeonsook Shin

Department of Education, Chonnam National University

There is a paucity of reliable and valid measures of adolescents' self-consciousness. The purpose of this study was to test the reliability and validity of Takishima-Lacasa et al.'s Revised Self-Consciousness Scale for Children (R-SCS-C) in Korean adolescents. First, the R-SCS-C was translated into Korean, pilot items were administered to three 7th graders, and items were modified with the help of three professionals (a school psychologist, an elementary school teacher, and a middle school English teacher). Second, the final form of the R-SCS-C was administered to 1,150 students in Grades 5 to 9 (542 boys, 608 girls). Data were analyzed through exploratory factor analyses, confirmatory factor analyses, correlational analyses, and analyses of variances. The results of the exploratory factor analyses yielded three factors (public self-consciousness, private self-consciousness, social anxiety), which were also identified in previous studies. After one cross-loaded item was removed, the Self-Consciousness Scale for Adolescents was composed of 28 items. Confirmatory factor analyses revealed that the three-factor model has a reasonable fit to the observed data. Also, internal consistency and split-half reliabilities of the Self-Consciousness Scale for Korean Adolescents were high. Grade-related and gender differences in the overall self-consciousness and the three subscales were all significant. Self-consciousness of middle school students was higher than that of elementary school students, and girls reported higher self-consciousness than did boys. The concurrent evidence of the Self-Consciousness Scale for Korean Adolescents was supported through statistically significant correlations between its subscale scores and the subscale scores of Fenigstein et al.'s Self-Consciousness Scale. In addition, the convergent and discriminant evidence of the Self-Consciousness Scale for Korean Adolescents was supported through significant correlations between the three factors of the Self-Consciousness Scale for Korean Adolescents and social anxiety, depression, satisfaction with life, positive affect, and negative affect. Such findings imply that the Self-Consciousness Scale for Korean Adolescents be a reliable and valid measure and be useful for school psychological practices of understanding and assessing Korean adolescents' self-consciousness.

Key words : self-consciousness, self-consciousness scale for adolescents, gender differences, developmental differences