

또래관계기술이 사회불안에 영향을 미치는 기제: 자기통찰에 의해 중재된 자기제시기대의 매개 효과*

양 윤 란[†]

마인드빅 정신건강상담센터

오 경 자

연세대학교 심리학과

본 연구에서는 또래관계기술이 사회불안에 영향을 미치는데 있어 자기제시기대의 매개 효과와 자기통찰의 중재 효과를 확인하고자 하였다. 초등학교 4-5학년 272명과 중학교 2-3학년 279명을 대상으로 또래관계기술, 자기제시기대, 자의식 및 사회불안에 대한 자료를 수집하였다. 또래관계기술은 자기와 또래 보고를 통해 측정하였으며, 그 외 척도들은 모두 자기 보고를 통해 측정하였다. 자의식 척도의 사적 자의식 요인 문항 점수를 사용하여 상위 50%ile에 해당하는 사례는 자기통찰 고집단, 하위 50%ile에 해당하는 사례는 자기통찰 저집단으로 구분하였다. 구조방정식 모형을 사용하여 분석한 결과, 초등학생과 중학생 집단 모두에서 또래관계기술은 자기제시기대를 매개로 사회불안에 영향을 줄 것이라는 완전매개 모형이 지지되었다. 또한 자기통찰 고집단에서는 자기제시기대가 또래관계기술과 사회불안의 관계를 매개하였으나 자기통찰 저집단에서는 자기제시기대의 매개 효과가 없었다. 이상의 결과를 종합해보면, 자기통찰 수준이 높은 아동과 청소년들의 주도적이고 협동적이며 공감적인 또래관계기술은 또래와의 상호작용에서 자기제시에 대한 긍정적인 기대를 높이며 긍정적인 자기제시기대는 사회불안에 대해 부적인 방향으로 작용하는 것으로 나타났다.

주요어 : 사회불안, 또래관계기술, 자기제시기대, 자기통찰, 아동, 청소년

* 이 논문은 2004년도 한국사회과학연구협회의회의 소규모 특별 연구비 지원을 받아 수행되었음.

† 교신저자(Corresponding Author) : 양윤란 / 마인드빅 정신건강상담센터 / 서울시 강남구 대치4동 931-21
TEL : 02-552-1656 / FAX : 02-552-1657 / E-mail : yoonran@freechal.com

사회불안과 사회기술의 관계는 현재까지 명확하지 않다. 그 이유는 연구 대상과 사회기술의 측정 방식에 따라 연구 간에(예; Dow, Biglan, & Glaser, 1985; Hofmann, Gerlach, Wender, & Roth, 1997; Lewin, McNeil, & Lipson, 1996; Rapee & Lim, 1992; Strahan & Conger, 1998), 그리고 한 연구 내에서도(예; Baker & Edelmann, 2002) 비밀관된 결과들이 발표되기 때문이다. 그러나 아동을 대상으로 한 연구들에서는 Cartwright-Hatton과 그의 동료들의 연구(2003, 2005)를 제외하고는 사회공포증으로 진단받은 임상 집단(Beidel, Turner, & Morris, 1999; Ginsburg, LaGreca, & Silverman, 1998; Spence, Donovan, & Brechman-Toussaint, 1999)과 지역사회에서 표집한 높은 수준의 사회불안을 보이는 준임상 집단(양윤란, 오경자, 2004; Johnson & Glass, 1989) 모두에서 일관되게 사회기술이 부족한 것으로 나타났다. 따라서 사회불안에서 사회기술의 문제는 성인보다는 아동, 청소년들에게 더 중요한 요인일 수 있다(Johnson & Glass, 1989).

자기제시 이론(Leary & Kowalski, 1995; Schlenker & Leary, 1982)에서는 사회기술의 부족은 타인에게 자신이 원하는 인상을 전달하기 위한 대인관계 자원을 갖고 있는지를 의심하게 함으로써 사회불안에 간접적인 영향을 준다고 가정한다. 자기제시 이론의 주요 개념인 자기제시기대는 “원하는 인상을 제시할 수 있는지에 대한 주관적 확률로, 대인관계의 부담에 대한 평가와 자기제시 자원에 대한 평가의 함수(Leary & Kowalski, 1995)”로 정의된다. 자기제시 이론에 의하면, 사회기술의 부족은 자기제시기대를 매개로 사회불안에 영향을 줄 것으로 가정할 수 있다. 그러나 아동, 청소년기 사회불안의 연구에서 그리고 사회불안의 사회기술

연구에서 자기제시기대는 지금까지 큰 주목을 받지 못해 왔다. 그 결과, 아동, 청소년을 대상으로 사회기술이 자기제시기대에 영향을 줌으로써 사회불안에 간접적으로 영향을 미칠 것이라는 가설은 경험적 자료를 통해 검증되지 않은 상태이다.

자기제시이론의 관점에서 아동, 청소년기의 사회불안을 조사한 연구들이 매우 제한되어 있지만 몇몇 연구들은 아동기 사회불안도 자기제시기대와 관련이 있음을 직간접적으로 보여주었다. Darby와 Schlenker(1986)의 연구에 의하면, 10-11세 연령의 아동들은 자기제시 이론의 관점에서 사회불안을 이해하는 것이 가능하였다. 사회공포증의 최초 발병 연령이 11.3-12.3세 사이로(Giaconia, Reinherz, Silverman, Pakiz, Frost, & Cohen, 1994; Last, Perrin, Hersen, & Kazdin, 1992), 아동들이 자기제시이론의 관점에서 사회불안을 이해하는 연령 이후라는 점은 매우 흥미롭다. 또한 아동기 사회불안은 사회적 능력에 대한 낮은 평가 및 사회적 수용에 대한 낮은 기대와 관련이 있는 것으로 보고되었다(Kendall & Chansky, 1991; LaGreca & Stone, 1993; Spence, et al., 1999). 이 연구 결과들은 자기제시기대의 관점에서 재해석이 가능한데, 사회적 능력에 대한 낮은 평가는 자기제시 자원에 대해 낮은 평가를, 사회적 수용에 대한 낮은 기대는 대인관계에 대한 높은 부담을 반영하는 것으로 볼 수 있다.

사적 자의식이란 사고, 감정, 태도와 같이 자신의 사적이고 심리적인 측면에 대한 인식을 말한다(Fenigstein, Scheier, & Buss, 1975). Fenigstein 등(1975)은 사적 자의식을 단일 요인으로 발표하였다. 그러나 최근 연구들은 사적 자의식이 내적 상태에 대한 인식과 자기 숙고의 두 요인으로 이루어져 있으며(김영아, 오경

자, 문혜신, 김진관, 1999; Chang, 1998; Cramer, 2000; Martin & Debus, 1999), 각 요인이 정서 건강과 자기 개념에 미치는 영향이 다른 것으로 보고하였다. 내적 상태에 대한 인식 요인은 우울 및 불안과는 유의한 부적 상관을, 자존감 및 긍정적인 성격 특성과는 정적 상관을 나타내었으나 자기 숙고 요인은 이와 정반대의 양상을 나타내었다(Anderson, Bohon, & Berrigan, 1996; Creed & Funder, 1998). 국내 연구에서는 사적 자의식의 두 요인이 우울 및 불안과 유의한 부적 상관을 나타내거나 상관이 유의하지 않았으며(김영아 등, 1999), 사적 자의식을 두 개의 요인으로 구분하지 않고 단일 요인으로 자료를 분석한 최정아(1996)의 연구에서는 사적 자의식이 높으면서 자존감이 높은 사람들은 심리치료 및 상담에 긍정적인 태도를 보이는 것으로 나타났다. 이상의 연구 결과들은 사적 자의식의 내적 상태에 대한 인식 요인은 균형 잡힌 자기 인식을 통해 정서 건강, 자기 개념 및 적응에 긍정적인 기능을 가지며, 자기 숙고 요인의 기능은 문화권에 따라 차이가 있을 가능성을 시사한다.

개인의 주관적인 안녕을 위해서는 자신의 내면에 주의를 기울여 내성하고 자각하는 능력이 필요하다는 점을 고려한다면 사적 자의식의 특정 측면은 충분히 긍정적인 특성을 가질 수 있다. 본 연구에서는 자신의 사적인 측면에 대한 건강한 관심과 보다 객관적인 자기 인식을 반영하는 것으로 선행 연구들(Creed & Funder, 1998; Gibbons, Smith, Ingram, Pearce, Brehm, & Schroeder, 1985; Hope & Heimberg, 1988)에서 보고된 긍정적인 기능의 사적 자의식을 자기통찰이라 부르고자 한다. 사적 자의식이라는 용어를 사용하지 않는 것은 앞서 언급한 바와 같이 일부 연구들에서 사적 자의식

이 긍정적 기능과 함께 부정적 기능도 갖고 있는 것으로 보고됨에 따라 개념상의 혼란을 피하기 위한 편의를 위해서이다.

본 연구의 주요 개념들인 또래관계기술, 자기제시기대 및 사회불안은 개인의 행동, 사고, 정서를 각기 반영한다. 그리고 자신의 행동과 사고, 정서에 주의를 기울이고 이를 인식하는 정도는 이 세 변인들간의 관계에 영향을 미칠 것으로 가정된다. 특히 자기제시기대와 같은 인지 변인이 또래관계기술과 사회불안의 관계를 매개하기 위해서는 사고, 감정, 태도와 같은 자신의 내적 상태를 인식하는 능력이 요구된다. 자기 인식의 확장이 활발하게 일어나는 사춘기 시기는 자신의 내적 상태에 대한 인식의 정도에서 개인차가 클 것으로 기대되며 이러한 개인차는 자기제시기대가 또래관계기술과 사회불안의 관계를 매개하는데 중재 역할을 할 것으로 가정된다.

본 연구에서는 초등학교 4·5학년과 중학교 2·3학년 학생들을 대상으로 사회기술이 사회불안에 영향을 미치는 기제를 밝히고자 또래관계기술은 자기제시기대를 매개로 사회불안에 영향을 미치며 그 과정에서 자기통찰이 중재 역할을 할 것이라는 모형을 설정하고 이를 검증하고자 하였다. 사회기술은 그 정의에 따라 측정 방식과 내용이 차이를 보이기 때문에, Caldarella와 Merrell(1997)이 아동과 청소년기 사회기술의 가장 중요한 차원으로 보고한 또래관계기술로 사회기술의 범위를 제한하였다. 또한 사회기술의 측정 결과가 정보원에 따라 달라지는 점(Ruffalo & Elliott, 1997)을 고려하여, 또래관계기술을 또래평가와 자기보고 두 가지 방식으로 측정하였다. 자료 분석은 이론 변인간의 관계를 설명하는데 유용할 뿐만 아니라 여러 개의 측정변인을 이용해서 추출된

공통변량을 이론변인으로 사용해서 측정오차를 통제할 수 있는 장점을 가진(홍세희, 2000a, 2000b) 구조방정식 모형 분석 방법을 사용하였다.

연구문제. 자기통찰에 의해 중재된 자기제시기대의 매개 효과 검증

본 연구에서는 또래관계기술은 자기제시기대를 매개로 사회불안에 영향을 미칠 것이며 자기제시기대가 또래관계기술과 사회불안의 관계를 매개하는데 있어 자기통찰이 중재 효과를 가질 것으로 가정하였다. 본 연구에서 가정한 모형이 지지되기 위해서는 다음과 같은 조건을 충족시켜야만 한다. 첫째, 모형 적합도 지수가 기준에 부합해야 한다. 둘째, 또래관계기술에서 자기제시기대에 이르는 경로계수와 자기제시기대에서 사회불안에 이르는 경로계수의 값이 모두 유의미해야 한다. 셋째, 자기제시기대의 매개 효과는 중재변인인 자기통찰의 값에 의존해야 한다.



그림 1. 본 연구에서 가정한 모형

연구 방법

연구대상

서울과 경기도의 3개 초등학교 4·5학년과 3개 중학교 2·3학년 학생 745명이 참여하였다. 또래관계기술에 대한 또래평가에서 무응답이

많은 사례는 해당 학급의 동성 학생 전체의 점수를 낮추는데 영향을 미치지므로, 또래평가의 각 문항에 3명 모두를 거명하지 않은 사례가 동성별 학급 인원을 기준으로 20%가 넘는 해당 성별의 학급 학생 자료는 모두 분석에서 제외하였다. 그 결과, 중학교 2·3학년 5개 학급 92명과 초등학교 6학년 한개 학급 17명의 자료가 분석에서 제외되었다. 질문지에 결측치가 있거나 불성실한 응답을 한 85명의 자료도 분석에서 제외하였다. 최종 분석에 포함된 학생은 초등학생 272명(남자 133, 여자 139)과 중학생 279명(남자 121, 여자 158)이었다.

측정도구

또래관계기술 척도: 초등학교 4학년-중학교 3학년 학생용(Peer Relational Skills Scale for 4th-9th grades; PRSS)

양윤란과 오경자(2005b)가 긍정적인 또래관계기술을 측정하기 위해 제작한 척도이다. 주도성과 협동/공감 두 요인으로 이루어져 있고 총 19문항이며 5점 리커트 척도를 사용한다. 점수가 높을수록 또래관계기술이 긍정적임을 의미한다. 내적 합치도 계수(Cronbach's α)는 주도성 요인 .77-.78, 협동/공감 요인 .74-.80 이었다(양윤란, 오경자, 2005b).

또래관계기술에 대한 또래평가

이 척도의 예비문항은 PRSS의 제작에 사용된 예비문항 가운데 임상심리 전문가 16명과 초등학교와 중학교 교사 24명이 7점 리커트 척도로 평정한 또래관계기술의 중요성 평가에서 “주도성”, “자기주장”, “협동”, “공감과 감정표현”의 영역별로 가장 높은 점수를 받은 2 문항씩으로 구성하였다. 측정방식은 각 문항

에서 기술하는 행동 특성을 가진 동성의 같은 반 학생 3명씩을 거명하도록 하였다. 문항 점수는 각 문항에 거명된 횟수를 합산하여 각 학급의 성별 인원수로 나눈 것이다. 본 자료를 대상으로 8문항에 대한 요인분석을 실시한 결과, 4문항이 최종적으로 선정되었고 자료 분석에는 4문항의 총점을 사용하였다. 본 자료에서의 내적 합치도 계수는 .81 이었다. 부록에 이 척도의 문항을 제시하였다.

또래 상호작용에 대한 자기제시기대 척도 (Self-Presentational Expectancy Scales for Peer Interaction; SPES-PI)

양윤란과 오경자(2005a)가 제작한 척도로 초등학교 4학년-중학교 3학년 학생들을 대상으로 또래와의 상호작용 상황에서의 자기제시기대를 측정한다. 총 17문항이고 5점 리커트 척도를 사용하며 점수가 높을수록 자기제시기대가 긍정적임을 의미한다. 각 요인별 내적 합치도 계수는 자기제시기대: 결과 .87, 자기제시기대: 능력-이성 상황 .90, 자기제시기대: 능력-동성/집단 상황 .85 이었다(양윤란, 오경자, 2005a).

청소년용 사회불안 척도(Social Anxiety Scale for Adolescents; SAS-A)

LaGreca(1998)가 청소년의 주관적인 사회불안 경험을 평가하고자 개발한 척도로 오경자와 양윤란(2003)의 연구에서 사용한 척도이다. 총 18문항이며 5점 리커트 척도로 점수가 높을수록 사회불안이 높음을 의미한다. 본 자료의 요인분석 결과, SAS-A는 부정적 평가에 대한 두려움, 새로운 사회적 상황에 대한 두려움, 일반적인 사회적 상황에 대한 두려움 세 요인으로 구성되어 있었다. 본 자료에서의 각 요인별 내적 합치도 계수는 부정적 평가 .90, 새

로운 상황 .74, 일반적 상황 .76 이었다.

자의식 척도(Self-Consciousness Scale)

내적 상태에 대한 자기 인식을 측정하고자 Fenigstein 등(1975)의 자의식 척도를 사용하였다. 사회불안을 측정하는 6문항은 제외하고 김은정(1993)이 번안한 17 문항을 그대로 사용하되, 일부 단어는 초등학교 고학년 아동들이 이해하기 쉽게 수정하였고, “나는 내가 일하는 방식에 대해 신경을 쓰고 있다”는 문항은 “나의 행동에 대해 신경을 쓰고 있다”로 대체하였다. 초등학교 4학년-중학교 3학년 378명의 자료에 대한 탐색적 요인분석 결과, 사적 자의식 요인에 5문항, 공적 자의식 요인에 3문항이 부하되었다. 사적 자의식은 고유치가 3.44이고 전체 변량의 43.04%를, 공적 자의식은 고유치가 1.06이며 전체 변량의 13.10%를 설명하였다. 두 요인간 상관 계수는 .69이었다. 요인별 문항-총점 상관계수는 사적 자의식은 .66-.76, 공적 자의식은 .79-.81의 범위를 보였다. 본 자료로 확인적 요인분석을 실시한 결과, 공적 자의식과 사적 자의식 이요인 구조 모형의 적합도는 양호하였다, GFI=.98; TLI=.97; CFI=.98; NFI=.96; RMSEA=.05. 사적 자의식의 내적 합치도 계수는 초등학교 4학년-중학교 3학년 자료는 .77, 본 자료는 .78 이었다. 자료 분석에는 사적 자의식 5문항의 총점을 사용하였다.

조사 절차

자기제시기대 척도의 일부 문항이 성별에 따라 구분되어 있어, 전체 설문지를 남학생과 여학생용으로 나누어 책자로 제작하여 배포하였다. 설문지 작성 방법에 대해 교육을 받은 교사의 지도하에 각 학급별로 설문지를 실시하였다.

자료 분석

기술 통계를 위한 자료 분석은 SPSS 12.0을, 모형 검증은 AMOS 4.0을 사용하였다. 모형 검증을 위한 적합도 지수는 홍세희(2000a)가 권한 일반 부합치(Goodness of Fit Index: GFI), 비교 부합치(Comparative Fit Index: CFI), 비표준 부합치(Tucker-Lewis Index: TLI), 표준 부합치(Normed Fit Index: NFI) 및 RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation)를 사용하였다. 일반적으로 GFI, CFI, TLI 및 NFI는 .90 이상이면 합당한 모형으로 보며, RMSEA는 .05 미만

이면 좋은 모형, .08보다 작으면 합당한 모형, .10보다 크면 나쁜 모형으로 간주한다(홍세희, 2000a, 2000b). 연구에 포함된 사례수를 고려하여 전체 집단을 대상으로 한 분석에서는 유의도 수준을 .01로 하였다.

결 과

초등학교와 중학교를 기준으로 한 연령군과 성별에 따른 평균 점수의 차이를 다변량 분산 분석(MANOVA)을 사용하여 분석하였다. 연령

표 1. 연령군과 성별에 따른 측정변인들의 평균과 표준편차

		초등학생			중학생			전체		
		남	여	전체	남	여	전체	남	여	전체
		n=133	n=139	n=272	n=121	n=158	n=279	n=254	n=297	n=551
또래관계기술	주도성	22.17 (4.82)	22.49 (4.50)	22.33 (4.65)	22.13 (4.21)	22.90 (4.07)	22.57 (4.14)	22.15 (4.53)	22.71 (4.28)	22.45 (4.40)
	협동/공감	31.30 (4.18)	31.48 (4.54)	31.39 (4.36)	30.00 (4.07)	30.29 (4.17)	30.16 (4.12)	30.68 (4.17)	30.85 (4.38)	30.77 (4.28)
	또래평가	.47 (.34)	.64 (.39)	.56 (.37)	.60 (.38)	.57 (.34)	.59 (.36)	.53 (.36)	.60 (.37)	.57 (.37)
자기체제기대	능력:이성	23.33 (8.40)	24.19 (7.60)	23.77 (8.00)	26.73 (7.01)	26.32 (6.05)	26.50 (6.47)	24.95 (7.94)	25.32 (6.89)	25.15 (7.39)
	능력:동성/집단	30.20 (6.90)	31.65 (6.03)	30.94 (6.49)	30.56 (6.13)	30.40 (5.11)	30.47 (5.57)	30.37 (6.53)	30.98 (5.58)	30.70 (6.04)
	결과	42.85 (9.54)	44.33 (8.75)	43.61 (9.16)	45.49 (8.27)	45.50 (7.23)	45.50 (7.68)	44.11 (9.04)	44.95 (7.98)	44.56 (8.49)
사회불안	부정적 평가에 대한 두려움	14.66 (5.75)	16.35 (6.36)	15.53 (6.12)	14.31 (5.52)	14.27 (5.86)	14.29 (5.71)	14.49 (5.63)	15.25 (6.18)	14.90 (5.94)
	새로운 상황에 대한 두려움	8.42 (2.70)	8.74 (3.29)	8.58 (3.01)	9.07 (3.29)	8.97 (2.96)	9.02 (3.11)	8.73 (3.01)	8.86 (3.12)	8.80 (3.07)
	일반적 상황에 대한 두려움	6.69 (3.15)	6.20 (2.89)	6.44 (3.02)	5.67 (2.78)	5.09 (2.52)	5.34 (2.64)	6.21 (3.01)	5.61 (2.75)	5.89 (2.89)

주. 괄호 안은 표준편차임.

군과 성별에 따른 측정변인들의 평균과 표준 편차는 표 1에 제시하였다. Wilk's Lamda를 지표로 삼았을 때, 연령군, $F(1, 539)=11.79$ $p < .001$ 과 성별, $F(1, 539)=3.23$, $p < .01$ 의 주효과가 유의하였다. 연령군과 성별에 따른 차이의 구체적 내용을 알아보기 위하여 연령군과 성별을 독립변인으로 각 측정점수를 종속변인으로 이원 변량 분석을 실시하였다. 연령군에 따라 유의미한 차이를 보인 변인은 사회불안-일반적 상황, $F(1, 547)=19.29$, $p < .001$, 또래관계기술-협동/공감, $F(1, 547)=11.78$, $p < .01$, 자기제시능력-이성 상황, $F(1, 547)=19.78$, $p < .001$, 자기제시 결과, $F(1, 547)=6.94$, $p < .01$ 이었다. 연령군과 성별의 상호작용 효과가 유의미한 측정변인은 또래관계기술-또래평가이었다, $F(1, 547)=10.32$, $p < .01$.

측정모형의 검증

본 연구에서는 초등학생과 중학생 집단 각각에 대해 모형을 검증하기 때문에 두 집단의

측정모형이 동일한지를 우선 검증하였다. 동일성 검증을 위해 측정변인의 계수 및 주요변인의 경로계수가 두 집단이 동일한 것으로 가정하고 산출한 카이제곱 값과 동일화 제약 이전에 산출한 카이제곱 값을 비교한 결과, 두 집단의 측정모형이 동일하다는 가정은 기각되었다, $\chi^2_{diff}(9)=20.62$, $p=.01$. 초등학생(GFI=.97; TLI=.97; CFI=.98; NFI=.95; RMSEA=.05)과 중학생 집단(GFI=.96; TLI=.93; CFI=.95; NFI=.92; RMSEA=.07)의 측정모형 적합도는 자료에 부합하였으며 그 결과는 그림 2에 제시하였다.

자기제시기대의 매개 효과 검증

중재된 매개(moderated mediation) 모형의 검증을 위해서는 중재되지 않은 전반적인 처치 효과가 있어야 하기 때문에(Muller, Judd, & Yzerbyt, 2005), 연령군별로 자기통찰 수준을 고려하지 않은 전체 집단 각각에 대해 자기제시시대가 또래관계기술과 사회불안을 완전매개하는 모형에 대한 검증을 실시하였다. 초등

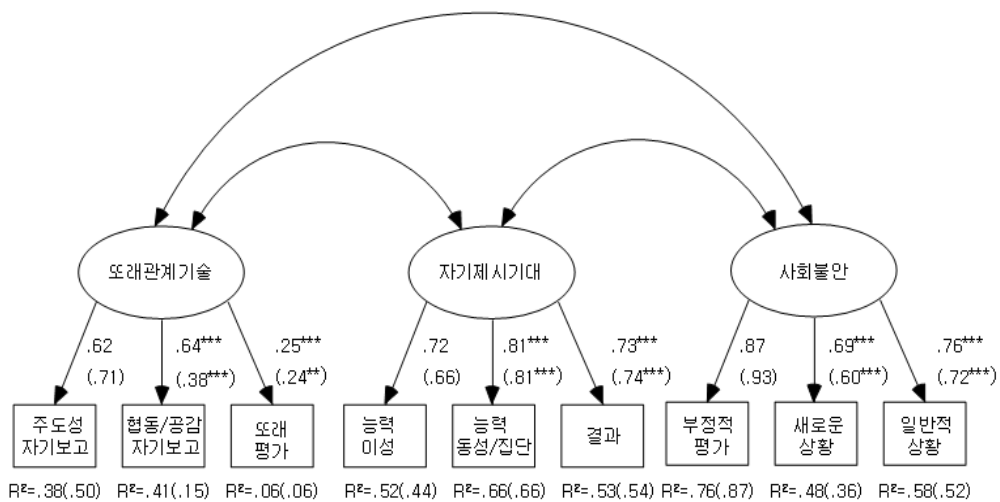


그림 2. 측정모형(경로계수는 표준화된 계수. 괄호 안은 중학생의 경로계수. ** $p < .01$ *** $p < .001$)

표 2. 연령군에 따른 완전매개 모형의 이론변인간 경로계수와 t 검증치

	또래관계기술 → 자기제시기대			자기제시기대 → 사회불안		
	비표준화 경로계수	표준화 경로계수	t 검증치	비표준화 경로계수	표준화 경로계수	t 검증치
초등학생	1.91	.96	7.10***	-.14	-.15	-2.12*
중학생	1.19	.80	4.80***	-.21	-.17	-2.36*

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

학생(GFI=.97; TLI=.97; CFI=.98; NFI=.95; RMSEA=.05)과 중학생 집단(GFI=.96; TLI=.94; CFI=.96; NFI=.92; RMSEA=.07) 모두에서 완전매개 모형의 적합도는 적절하였다. 또한 두 집단 모두에서 또래관계기술에서 자기제시기대에 이르는 경로와 자기제시기대에서 사회불안에 이르는 경로가 유의하였다(표 2).

자기통찰의 중재 효과 검증

연령군과 성별에 따른 자기통찰 점수의 차이를 확인하고자 ANOVA를 시행하였고, 평균과 표준편차는 표 3에 제시하였다. 연령군의 주효과는 유의하지 않았고, $F(1, 547)=2.63, m$, 성별에 따른 차이는 .01 수준에서는 유의하지 않았으나, $F(1, 547)=6.45, p=.01$, 여학생이 남학생에 비해 자기통찰 점수가 더 높은 경향을 보였다. 연령군과 성별의 상호작용 효과는 유

의하지 않았다, $F(1, 547)=1.60, m$.

자기통찰의 중재 효과 검증을 위해 자기통찰 점수의 중앙치 18점을 기준으로 상위 50%ile에 해당하는 사례는 자기통찰 고집단, 하위 50%ile에 해당하는 사례는 자기통찰 저집단으로 구분하였다. 자기통찰 고/저 집단의 측정모형 동질성 검증 결과, 두 집단의 측정모형은 동일하지 않았다, $\chi^2_{diff}(9) = 33.35, p < .001$. 그러나 자기통찰 고집단(GFI=.97; TLI=.95; CFI=.97; NFI=.93; RMSEA=.04)과 저집단(GFI=.97; TLI=.95; CFI=.97; NFI=.93; RMSEA=.04)의 측정모형 적합도는 양호하여, 두 집단 각각에 대한 모형 검증을 실시하였다. 자기통찰 고/저 집단에 대해 실시한 완전매개모형의 이론변인간 경로계수와 t 검증치는 표 4에 제시하였다.

자기통찰 고집단(GFI=.97; TLI=.97; CFI=.98; NFI=.95; RMSEA=.05)과 저집단(GFI=.96; TLI=

표 3. 연령군과 성별에 따른 자기통찰 점수의 평균과 표준편차

	초등학생			중학생			전체		
	남 n=133	여 n=139	전체 n=272	남 n=121	여 n=158	전체 n=279	남 n=254	여 n=297	전체 n=551
평균	16.49	17.73	17.13	17.43	17.85	17.67	16.94	17.79	17.40
표준편차	(4.11)	(4.15)	(4.16)	(3.70)	(3.30)	(3.48)	(3.94)	(3.71)	(3.84)

표 4. 자기통찰 고/저 집단별 완전매개모형의 이론변인간 경로계수와 t 검증치

	또래관계기술 → 자기제시기대			자기제시기대 → 사회불안		
	비표준화 경로계수	표준화 경로계수	t 검증치	비표준화 경로계수	표준화 경로계수	t 검증치
자기통찰 고집단	1.57	.91	5.80***	-.50	-.41	-5.51***
자기통찰 저집단	1.56	.83	4.73***	-.03	-.03	-.39

*** $p < .001$

.93; CFI=.95; NFI=.91; RMSEA=.06) 모두 모형 적합도는 적절하였다. 그러나 자기통찰 저집단은 자기제시기대에서 사회불안에 이르는 경로가 유의하지 않아 자기제시기대의 매개 효과가 지지되지 않았다. 자기통찰 고집단에서는 자기제시기대의 매개 효과가 지지되었다.

논 의

본 연구에서는 초등학교 4-5학년과 중학교 2-3학년 학생을 대상으로 또래관계기술이 자기제시기대를 매개로 사회불안에 영향을 미치는지 그리고 이 과정에서 자기통찰이 중재 역할을 하는지 조사하였다. 자기통찰 수준을 고려하지 않고 전체 집단을 대상으로 한 분석 결과, 아동과 청소년 집단 모두에서 또래관계기술은 자기제시기대를 매개로 사회불안에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 자기통찰 고/저 집단으로 나누어 분석한 결과, 아동과 청소년 집단 모두에서 자기통찰 고집단에서만 자기제시기대의 매개 효과가 지지되었다. 이는 본 연구 자료와 가장 일치하는 모형은 중재된 매개 모형으로 자기제시기대가 또래관계기술과 사회불안의 관계를 매개하는 과정은 자기통찰 수준에 달려있음을 의미한다.

자기통찰 수준에 따른 본 연구 결과의 차이를 논의하기 전에, 본 연구에서 측정된 자기통찰이 선행 연구들에서 보고한 사적 자의식의 긍정적 기능을 갖고 있는지 확인할 필요가 있다. 본 연구 자료의 분석 결과, 자기통찰 점수는 자기가 보고한 또래관계기술의 주도성($r(551)=.22, p < .001$) 및 협동/공감($r(551)=.22, p < .001$)과 유의한 상관을 보였으며, 자기제시기대 척도의 각 요인과의 상관도 유의하였다, $r(551)=.25, p < .001$ - $r(551)=.30, p < .001$. 이 결과는 본 연구에서 측정된 자기통찰의 정도가 높을수록 사회적인 영역에서의 자기개념이 긍정적임을 의미하며, 내적 상태에 대한 인식이 높을수록 적응적인 자기 이미지를 갖는다고 보고한 Creed와 Funder(1998)의 연구 결과와 일치한다. 또한 자기통찰 고집단은 자기와 또래가 보고한 또래관계기술간의 상관도 유의하였으나($r(551)=.14, p < .05$ - $r(551)=.26, p < .001$), 자기통찰 저집단은 자기와 또래가 보고한 또래관계기술간의 상관이 유의하지 않았다($r(551)=-.01, ns$ - $r(551)=.10, ns$). 이는 자기통찰이 높은 아동과 청소년들은 자신의 사회적 행동을 보다 객관적인 관점에서 지각함을 의미하는 것으로, 자의식이 높을수록 자기보고의 객관성이 높은 것으로 나타난 선행 연구들(Gibbons, et al., 1985; Hope & Heimberg, 1988)과 일치한

다. 이상의 결과들은 본 연구에서 측정된 자기통찰은 본 연구에서 개념화한 바와 같이 자신의 사적인 측면에 대한 건강한 관심과 객관적인 자기 인식을 반영함을 의미한다.

본 연구 결과에 대한 논의로 돌아가서, 자기통찰 고집단의 분석 결과는 자기통찰 수준이 높은 아동과 청소년들의 주도적이며 협동적이고 공감적인 또래관계기술은 또래와의 상호작용에서 긍정적인 자기제시기대에 영향을 미치며 이러한 기대는 사회불안에 대해 부적인 방향으로 작용하는 것으로 해석될 수 있다. 자기통찰 저집단의 결과는 조심스럽게 해석될 필요가 있는데, “중재된 매개 모형의 경우 여러 개의 매개 변인이 존재할 수 있으며 개인에 따라 각 매개 변인이 갖는 효과가 다를 수 있기(Muller, et al, 2005)” 때문이다. 본 연구 모형에 포함되지 않은 다른 변인이 또래관계기술과 사회불안의 관계를 매개할 수도 있기 때문에 자기통찰 저집단의 경우는 또래관계기술과 사회불안이 어떤 관계를 갖고 있는지 본 자료로는 명확한 결론을 내리기 어렵다. 따라서 자기통찰의 수준이 낮은 아동과 청소년의 경우에는 자기제시기대가 또래관계기술과 사회불안의 관계를 매개하지 않는다고만 해석하는 것이 현재로서는 타당하다.

자기제시이론에서 사회기술은 자기제시기대에 영향을 미치는 자기제시 자원의 하나(Leary & Kowalski, 1995)로 간주됨에도 불구하고 연구자들의 관심을 받지 못해 왔다. 몇몇 연구(Alden & Wallace, 1995; Thompson & Rapee, 2002; Wessberg, Mariotto, Conger, Farrell, & Conger, 1979)에서는 오히려 자기제시기대에 영향을 미칠 수 있는 상황적 요인에 의해 사회기술이 달라지는 것으로 나타나 자기제시이론의 가정과는 반대로 자기제시기대가 사회기

술에 영향을 줄 가능성이 시사되었다. 그러나 두 연구(Alden & Wallace, 1995; Thompson & Rapee, 2002)에서 고사회불안 집단의 사회기술은 불안이나 인지 편향에 의해서 영향을 받지만 통제 집단에 비해서는 여전히 낮았다. 이는 사회기술의 부족이 높은 수준의 불안이나 부정적인 인지 편향의 영향으로만 설명될 수 없음을 의미한다. 본 연구 결과가 또래관계기술이 자기제시기대를 매개로 사회불안에 원인적 역할을 함을 입증한 것은 아니지만 사회기술의 부족이 불안으로 인한 수행의 억제나 또는 낮은 자기평가와 같은 인지 변인의 영향만은 아닐 가능성을 제기한다.

본 연구와 선행 연구들(Alden & Wallace, 1995; Thompson & Rapee, 2002; Wessberg, et al., 1979)을 종합해보면, 사회기술과 자기제시기대는 서로 영향을 주고받는 관계일 가능성이 높다. 즉, 사회기술의 부족은 자기제시자원에 대한 낮은 평가를 통해 자기제시기대에 부정적인 영향을 미치고 다시 낮은 자기제시기대는 사회적 상황에서 개인의 불안 수준을 높임으로써 사회기술을 억제하거나 간섭하는 것일 수 있다. 이와 더불어, 자기제시기대가 사회기술과 사회불안의 관계를 매개하는 과정은 본 연구에서 밝혀진 바와 같이 자기통찰과 같은 개인차 변인에 의해 영향을 받는다고 할 수 있겠다. 자기제시시기대의 매개 효과가 자기통찰에 의해 중재되는 것으로 밝혀진 본 연구 결과는 사회불안의 사회기술 연구에서 자기통찰과 같은 개인차 변인을 고려할 필요가 있음을 시사한다. 본 결과가 상관 자료에 근거하고 있어 자기통찰의 중재 효과가 실험 연구를 통해 재검증될 필요가 있지만, 사회기술을 조사한 선행 연구들이 비일관된 결과를 보인 이유 가운데 하나는 사회공포증 집단내의 변산, 예

를 들면 자기통찰과 같은 개인차 변인을 적절히 통제하지 않았기 때문일 가능성을 제기한다.

본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 아동과 청소년을 대상으로 사회기술이 사회불안에 영향을 미치는 기제를 밝힌 본 연구 결과는 아동, 청소년기 사회불안의 유지 기제를 정교화하고 확장하는데 기여할 수 있을 것으로 기대된다. 더불어 아동, 청소년기 사회불안의 치료에서 사회기술훈련을 치료의 한 요소로 포함하는 것의 타당성을 간접적으로 지지해주었다. 둘째, 자기통찰의 수준이 높은 아동과 청소년 집단에서만 자기제시기대의 매개 효과가 나타난 본 연구 결과는 자기통찰이 아동, 청소년기 사회불안의 경험에 미치는 영향에 대한 연구가 필요함을 새롭게 제기하였다. 또한 사회불안과 사회기술간의 명확한 관계를 밝히기 위해서는 자기통찰과 같은 개인차 변인을 고려한 실험 설계가 필요함을 제기하였다.

본 연구의 제한점은 횡단적인 자료 수집 방법을 사용하였다는 것과 자기제시기대와 사회불안의 측정이 자기 보고에만 국한되어 있어 평정자의 동일성에서 발생하는 측정오차를 통제하지 못했다는 것이다. 후속 연구에서는 연구 결과의 일반화를 위해 일반 정상 집단과 사회공포증 임상 집단을 대상으로 한 연구 모형의 교차 타당도 검증이 필요하다. 더불어, 본 연구의 주요 변인들간의 인과관계를 보다 명확히 밝히기 위한 실험 연구 및 중단 연구와 치료 국면에 따른 사회불안의 치료효과 검증 연구가 필요하겠다.

참고문헌

김영아, 오경자, 문혜신, 김진관 (1999). 사회적

자의식 구인의 두 가지 심리적 특성. 한국심리학회지: 임상, 18, 69-78.

김은정 (1993). 우울증상 지속에 영향을 주는 인지 및 행동 변인들. 미발표 박사학위 논문, 연세대학교.

양윤란, 오경자 (2004). 사회불안 아동의 해석, 기대, 판단에서의 인지 편향. 소아 청소년 정신의학, 15, 152-159.

양윤란, 오경자 (2005a). 또래 상호작용에 대한 자기제시 기대 척도의 개발. 한국심리학회지: 임상, 24, 647-661.

양윤란, 오경자 (2005b). 또래관계기술 척도의 개발: 초등학교 4학년-중학교 3학년 학생용. 한국심리학회지: 임상, 24, 961-971.

오경자, 양윤란 (2003). 청소년기 사회불안의 발생과 유지의 심리적 기제 I: 행동억제 기질, 부모양육태도 및 외상경험의 영향. 한국심리학회지: 임상, 22, 557-576.

최정아 (1996). 자의식과 자존감이 상담에 대한 태도에 미치는 영향. 미발표 석사학위 논문, 연세대학교.

홍세희 (2000a). 구조방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. 한국심리학회지: 임상, 19, 161-177.

홍세희 (2000b). 구조방정식 모형의 기초. 워크샵 교재. Departments of Education and Psychology, University of California, Santa Barbara.

Alden, L. E., & Wallace, S. T. (1995). Social phobia and social appraisal in successful and unsuccessful social interactions. *Behaviour Research and Therapy*, 33, 497-505.

Anderson, E. M., Bohon, L. M., & Berrigan, L. P. (1996). Factor structure of the private self-consciousness scale. *Journal of Personality*

- Assessment*, 66, 144-152.
- Baker, S. R., & Edelman, R. J. (2002). Is social phobia related to lack of social skills? Duration of skill-related behaviors and ratings of behavioral adequacy. *The British Journal of Clinical Psychology*, 41, 243-257.
- Beidel, D. C., Turner, S. M., & Morris, T. L. (1999). Psychopathology of childhood social phobia. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 38, 643-650.
- Caldarella, P., & Merrell, K. W. (1997). Common dimensions of social skills of children and adolescents: A taxonomy of positive behaviors. *School Psychology Review*, 26, 264-278.
- Cartwright-Hatton, S., Hodges, L., & Porter, J. (2003). Social anxiety in childhood: The relationship between self and observer rated social skills. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 44, 737-742.
- Cartwright-Hatton, S., Tschernitz, N., & Gomersall, H. (2005). Social anxiety in children: Social skills deficit, or cognitive distortion? *Behaviour Research and Therapy*, 43, 131-141.
- Chang, L. (1998). Factor interpretations of the self-consciousness scale. *Personality and Individual Differences*, 24, 635-640.
- Cramer, K. M. (2000). Comparing the relative fit of various factor models of the self-consciousness scale in two independent samples. *Journal of Personality Assessment*, 75, 295-307.
- Creed, A. T., & Funder, D. C. (1998). The two faces of private self-consciousness: Self report, peer-report, and behavioral correlates. *European Journal of Personality*, 12, 411-431.
- Darby, B. W., & Schlenker, B. R. (1986). Children's understanding of social anxiety. *Developmental Psychology*, 22, 633-639.
- Dow, M. G., Biglan, A., & Glaser, S. R. (1985). Multimethod assessment of socially anxious and socially nonanxious women. *Behavioral Assessment*, 7, 273-282.
- Fenigstein, A., Scheier, M. F., & Buss, A. H. (1975). Public and private self-consciousness: Assessment and theory. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 43, 522-527.
- Giaconia, R. M., Reinherz, H. Z., Silverman, A. B., Pakiz, B., Frost, A. K., & Cohen, E. (1994). Ages of onset of psychiatric disorders in a community population of older adolescents. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, 33, 706-717.
- Gibbons, F. X., Smith, T. W., Ingram, R. E., Pearce, K., Brehm, S. S., & Schroeder, D. J. (1985). Self-awareness and self-confrontation: Effects of self-focused attention on members of a clinical population. *Journal of Personality and Social Psychology*, 48, 662-675.
- Ginsburg, G. S., LaGreca, A. M., & Silverman, W. K. (1998). Social anxiety in children with anxiety disorders: Relation with social and emotional functioning. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 26, 175-185.
- Hofmann, S. G., Gerlach, A. L., Wender, A., & Roth, W. T. (1997). Speech disturbances and gaze behavior during public speaking in subtypes of social phobia. *Journal of Anxiety Disorders*, 11, 573-585.
- Hope, D. A., & Heimberg, R. G. (1988). Public and private self-consciousness and social phobia.

- Journal of Personality Assessment*, 52, 626-639.
- Johnson, R. L., & Glass, C. R. (1989). Heterosocial anxiety and direction of attention in high school boys. *Cognitive Therapy and Research*, 13, 509-526.
- Kendall, P. C., & Chansky, T. E. (1991). Considering cognition in anxiety-disordered children. *Journal of Anxiety Disorder*, 5, 167-185.
- LaGreca, A. M. (1998). *Manual for the social anxiety scales for children and adolescents*. Miami, FL: Author.
- LaGreca, A. M., & Stone, W. L. (1993). Social anxiety scale for children-revised: Factor structure and concurrent validity. *Journal of Clinical Child Psychology*, 22, 17-27.
- Last, C., Perrin, S., Hersen, M., & Kazdin, A. (1992). DSM III-R anxiety disorders in children: Socioeconomic and clinical characteristics. *Journal of the American Child and Adolescent Psychiatry*, 31, 1070-1076.
- Leary, M. R., & Kowalski, R. M. (1995). *Social anxiety*. New York: Guilford Press.
- Lewin, M. R., McNeil, D. W., & Lipson, J. M. (1996). Enduring without avoiding: Pauses and verbal dysfluencies in public speaking fear. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 18, 387-402.
- Martin, A. K., & Debus, R. L. (1999). Alternative factor structure for the revised self-consciousness scale. *Journal of Personality Assessment*, 72, 266-281.
- Muller, D., Judd, C. M., & Yzerbyt, V. Y. (2005). When moderation is mediated and mediation is moderated. *Journal of Personality and Social Psychology*, 89, 852-863.
- Rapee, R. M., & Lim, L. (1992). Discrepancy between self-and observer ratings of performance in social phobics. *Journal of Abnormal Psychology*, 101, 728-731.
- Ruffalo, S. L., & Elliott, S. M. (1997). Teachers' and parents' ratings of children's social skills: A closer look at cross-informant. *School Psychology Review*, 26, 489-500.
- Schlenker, B. R., & Leary, M. R. (1982). Social anxiety and self-presentation: A conceptualization and model. *Psychological Bulletin*, 92, 641-669.
- Spence, S. H., Donovan, C., & Brechman-Toussaint, M. (1999). Social skills, social outcomes and cognitive features of childhood social phobia. *Journal of Abnormal Psychology*, 108, 211-221.
- Strahan, E. Y., & Conger, A. J. (1998). Social anxiety and its effects on performance and perception. *Journal of Anxiety Disorders*, 12, 293-305.
- Thompson, S., & Rapee, R. M. (2002). The effect of situational structure on the social performance of socially anxious and non-anxious participants. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 33, 91-102.
- Wessberg, H. W., Mariotto, M. J., Conger, A. J., Farrell, A. D., & Conger, J. C. (1979). Ecological validation of role play for assessing heterosocial anxiety and skill of male college students. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 47, 525-535.

원고접수일 : 2006. 9. 13.

게재결정일 : 2006. 12. 27.

**The mechanism of the influence of peer relational skills
on social anxiety: The mediational effect
of self-presentational expectancy moderated by self-insight**

Yoon Ran Yang

Mindbig Mental Health Center

Kyung Ja Oh

**Department of Psychology,
Yonsei University**

The present study investigated (1) the mediational effects of self-presentational expectancy in the relationship between peer relational skills and social anxiety and (2) whether degree of self-insight moderates this relationship. Peer relational skills data were obtained through self and peer reports, and the data of self-presentational expectancy, self-insight, and social anxiety were obtained through self-reports in 272 4th-5th graders and 279 8th-9th graders. Self-insight was measured by administering the private self-consciousness subscale of the self-consciousness scale, and participants whose scores fell in the upper 50th percentile formed the high self-insight group and the lower 50th percentile formed the low self-insight group. The results of the structural equations modelling were as follows: (1) the mediational effect of self-presentational expectancy on the relationship between peer relational skills and social anxiety was found both children and adolescents. (2) self-presentational expectancy mediated the relationship between peer relational skills and social anxiety in the high self-insight group but not in the low self-insight group. More specifically, high self-insight children and adolescents with initiative, cooperative, and empathic peer relational skills increases their expectancy for positive response from peers in peer interactions and such a positive self-presentational expectancy appears to lower social anxiety.

Keywords : Social Anxiety, Peer Relational Skills, Self-Presentational Expectancy, Self-Insight, Child, Adolescent

부록 1. 또래관계기술에 대한 또래평가

1. 고민이나 걱정을 이야기하면 잘 들어주는 아이
2. 운동이나 게임, 놀이를 할 때 다른 아이에게도 함께 하자고 권하는 아이
3. 화가 나 있거나 슬퍼하고 있는 친구의 마음을 잘 위로해주는 아이
4. 밖에서 우연히 만나면 아는 척을 하는 아이(웃어주거나, 손을 흔들거나, 인사를 하는 등)

부록 2. 연령군별 관찰변인간 상관

		1	2	3	4	5	6	7	8	9
또래 관계 기술	1. 주도성	1.00	.26***	.21***	.37***	.46***	.38***	-.13*	-.20**	-.17**
	2. 협동/공감	.39***	1.00	.02	.13*	.32***	.26***	.07	.10	-.06
	3. 또래평가	.17**	.14*	1.00	.15*	.10	.13*	-.09	-.06	-.07
자기 제시 기대	4. 능력:이성	.47***	.38***	.12*	1.00	.54***	.50***	-.03	-.13*	-.06
	5. 능력:동성/집단	.45***	.53***	.21***	.60***	1.00	.60***	-.70	-.06	-.15*
	6. 결과	.45***	.45***	.18**	.53***	.58	1.00	-.18**	-.12*	-.22***
사회 불안	7. 부정적 평가	-.05	-.12*	-.03	-.05	-.03	-.12	1.00	.56***	.68***
	8. 새로운 상황	-.15*	-.09	.00	-.11	-.08	-.10	.60***	1.00	.41***
	9. 일반적 상황	-.10	-.14*	-.12*	-.05	-.15*	-.16*	.66***	.52***	1.00

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

주. 대각선 아래는 초등학생, 위는 중학생의 상관계수임.