

## 대학생의 내현적 자기애와 사회적 상호작용 불안의 관계: 내면화된 수치심과 자기제시 동기-기대 차이의 매개효과를 중심으로\*

나 하 영

한양대학교

신 태 섭<sup>†</sup>

이화여자대학교

본 연구는 대학생의 사회적 상호작용 불안에 영향을 미치는 것으로 예측되는 내현적 자기애, 내면화된 수치심, 자기제시 동기-기대 차이를 관련변인으로 설정하여, 각 변인들의 구조적 관계를 살펴보았다. 이를 위해 대학생 372명에게 내현적 자기애 척도, 내면화된 수치심 척도, 자기제시 동기 척도, 자기제시 기대 척도, 사회적 상호작용 불안 척도로 설문조사를 실시하였다. 구조모형 검증 결과, 내현적 자기애 성향 여부가 내면화된 수치심과 자기제시 동기-기대 차이로 향하는 경로, 내면화된 수치심이 자기제시 동기-기대 차이와 사회적 상호작용 불안으로 향하는 경로, 자기제시 동기-기대 차이가 사회적 상호작용 불안으로 향하는 경로는 유의미했으며, 내현적 자기애에서 사회적 상호작용 불안으로 가는 직접경로는 유의미하지 않았다. 수정모형 검증 결과, 내현적 자기애에서 사회적 상호작용 불안으로의 경로를 삭제한 모형, 즉 완전매개 모형이 부분매개 모형보다 간명하였다. 내현적 자기애가 높은 집단은 내면화된 수치심이 높을 것이고, 내면화된 수치심은 자기제시 동기-기대 차이를 유발할 것이며, 이는 사회적 상호작용 불안에 정적영향을 미친다고 볼 수 있다. 이러한 결과를 토대로 사회불안을 호소하는 내담자들의 수치심을 정서적으로 다루는 동시에 비합리적인 자기제시 동기 사고를 논박하여 자기제시 동기를 낮추는 인지적 개입을 제안하였다.

주요어 : 내현적 자기애, 내면화된 수치심, 자기제시 동기, 자기제시 기대, 사회적 상호작용 불안

\* 본 연구는 제1저자의 석사학위논문(2014년)을 수정한 것임.

† 교신저자 : 신태섭, 이화여자대학교 교육학과, (03760) 서울시 서대문구 이화여대길 52

Tel : 02-3277-2477, E-mail : tshin@ewha.ac.kr

사회불안은 일반인들에게서 볼 수 있는 가장 흔한 심리적 어려움 중 하나이며, 삶의 질을 저해하는 요인으로 알려져 있다(Barrera & Norton, 2009). 사회불안을 지닌 사람들은 생활 전반에서 무기력함으로 인해 학벌, 경력, 사회 기능적 측면에서 결함이 있었으며(Katzelnick et al., 2001), 삶에 대한 만족도도 떨어지는 경향이 있었다(Hambrick, Turk, Heimberg, Schneier, & Liebowitz, 2003). 특히 성인기에 접어드는 20대 초중반의 대학생들은 중·고등학교 시절과는 달리 발표, 시험, 과제 등을 통해 평가받는 상황이 많고, 본인이 적극적으로 과 활동, 동아리 활동 등 다양한 활동에 참여하고 대인관계 및 이성 관계를 형성해야 하는 등 사회적 관계가 급속히 확대되면서 사회적 상호작용을 하는 상황에서 느끼는 불안인 사회적 상호작용 불안을 호소하는 경우가 적지 않다(김효정, 2009). 대학 내 설치된 상담 센터의 내담자들이 대부분 친밀한 관계형성과 같은 대인관계에서의 어려움을 호소하는 사람이 많은 것으로 나타나고 있어(최인선, 최한나, 2013) 상당수의 대학생들이 사회적 상호작용 불안을 경험할 가능성이 예상된다. 이에 대학생들의 사회적 상호작용 불안과 관련 있는 변인들에 대하여 알아보고 적절한 개입 방안을 마련할 것이 요구된다.

사회적 상호작용 불안 연구에 관심이 증가하면서 최근 그 원인으로 새롭게 주목받고 있는 것은 내현적 자기애라는 성격 요인이다(최인선, 최한나, 2013). 내현적 자기애는 겉으로 볼 때는 소위 '자기애'적인 잘난 척, 거만함 등이 드러나지 않지만 내면에 깊은 자기애적 역동과 기제를 지닌 것을 말한다. 내현적 자기애 성향이 있는 사람은 타인의 반응에 민감하고 수줍음을 많이 타며, 관심이 집중되는 것

을 불편해한다. 특히 타인에 대한 평가에 늘 촉각을 곤두세우고 있어 쉽게 상처받고 수치심과 굴욕감을 느끼는데, 이러한 행동양상은 '나는 상처 받아서는 안 되고, 거절당해서도 안 되며, 밋보여서도 안 되는 사람이다'라는 자기애적 역동으로 인한 것이라고 볼 수 있다(권석만, 한수정, 2000). 결국 이들은 부정적 평가를 받을 상황을 피하려 하고, 사회적 상황에서 거절당하거나 무시당할 것에 대한 불안, 즉 사회적 상호작용 불안이 유발될 수 있다. 실제로 이러한 내현적 자기애의 특성으로 인해 대인관계에서 불안과 어려움을 겪는다는 여러 연구들이 있었다. 자기애 성향자들은 사회적 거부 상황에서 높은 분노를 보였으며, 타인과 관계 맺기를 두려워하였다(Dickinson & Pincus, 2003; Twenge & Campbell, 2003). 또한 이들은 높은 불안 애착을 보이고, 이성친구를 비롯한 전반적 대인관계에서 불안을 경험하는 것으로 나타났다(Besser & Priel, 2009; Smolewska & Dion, 2005). 내현적 자기애는 성격구조이기 때문에 단기간의 개입만으로는 다루기 어렵다. 병리적 현상을 유발하는 매개변인을 확인하는 것은 개입을 용이하게 할 수 있다는 주장에 따라 내현적 자기애와 사회적 상호작용 불안을 매개하는 변인을 찾는다면, 사회불안을 감소시키는 데 보다 효과적인 개입이 가능할 것이다(권은미, 신민섭, 김은정, 2009). 이러한 이유로 국내에서는 두 변인을 매개하는 변인에 대한 연구가 활발히 이루어져왔다. 제안된 매개변인으로는 '평가염려 완벽주의'(박영주, 정남운, 2013), '경험회피'(윤성민, 신희천, 2007), '사회적 자기효능감'(권은미 외, 2009), '수치심'(한혜림, 2004) 등이 있다.

이처럼 내현적 자기애와 사회적 상호작용 불안의 관계에 대한 연구들이 상당수 진행되

어 왔으나, 두 변인 간 관계를 이해하는 데에 몇 가지 제한점이 있었다. 먼저 해외에서 이루어진 연구에서는 자기애의 하위 차원인 외현적 자기애와 내현적 자기애를 분류하지 않고, 외현적 자기애와도 높은 상관성이 있는 자기애 성격 척도를 사용하여 사회적 불안과의 관련성을 분석하였다(Twenge & Campbell, 2003). 외현적 자기애와 내현적 자기애를 분류하여 살펴본 연구들은 상관 분석에서 그치는 경우가 대부분이었다(Dickinson & Pincus, 2003; Hendin & Cheek, 1997). 그들 연구의 주요 목적 중 하나는 자기애가 두 하위요인으로 분류된다는 것을 경험적으로 재검증하는 것에 있었기 때문인 것으로 생각된다. 자기애의 두 가지 다른 유형이 있다는 것은 여러 이론과 경험적 연구를 통해 보고되어 왔으며, 이러한 선행연구들을 통해 외현적 자기애와 내현적 자기애가 사회불안에 대해 서로 다른 양상을 띠는 점을 알 수 있었다. 민감성과 취약성이 주요 특징인 내현적 자기애는 사회불안으로 연결될 가능성이 높은 반면, 외현적 자기애는 오히려 자기주장성, 성취 지향성 등 사회불안과 상반되는 특성을 지녔다(한혜림, 2004). 또한 내현적 자기애와 사회불안 간의 매개변인을 검증한 국내의 선행 연구들에서는 대부분의 연구가 회귀분석으로 그 효과를 검증하였고, 측정오차를 고려하지 못했다는 점을 제한점으로 언급하고 있었다(박영주, 정남운, 2013; 윤성민, 신희천, 2007; 장건희, 2007).

본 연구에서는 이와 같은 제한점들을 보완하여 내현적 자기애와 사회적 상호작용 불안 간 관계 설명을 위해 정서적 요인인 '내면화된 수치심'과 인지적 요인인 '자기제시 동기-기대 차이'를 제안하고, 이를 구조방정식 모형을 통해 살펴보았다. Kohut(1977; 한혜림, 2004

에서 재인용)은 양육초기 부모의 반응이 부족할 때 자기애가 형성된다고 보았는데, 양육자가 아이의 요구에 잘 반응하지 못했을 때, 아이는 자기애적 취약성과 수치심에 대한 민감성을 발달시킨다고 하였다. 결국 내현적 자기애 성향이 자리 잡은 사람은 인정받고자 하는 강한 자기애적 욕망이 좌절되었을 때 수치심이라는 정서를 민감하게 경험하게 된다(오하연, 박경, 2012). 이러한 수치심의 경험이 반복될 때, 개인 내적으로 수치심이 자리 잡는 것을 '내면화된 수치심'이라고 한다. 내면화된 수치심 측정도구를 번안 및 타당화한 이인숙, 최혜림(2005)의 연구에서는 과민성 자기애, 즉 내현적 자기애의 하위 요인인 내면화된 수치심이 유의미한 정적 상관을 보임으로써 두 변인의 관계를 보여주었으며, 여러 경험적 연구들 역시 자기애와 수치심의 관계를 지지해왔다(강문선, 이영순, 2011; 권희영, 홍혜영 2010; 박지연, 신민섭, 김은정, 2011; 안봉화, 2011; 한혜림, 2004; Harder & Zalma, 1990; Lukwak & Ferrari, 1997).

수치심이 내면화된 사람들은 자신의 무가치한 모습을 방어하기 위해 거짓자기(false self)를 만들어내고, 참 자기와 거짓 자기로 분리된 자아는 통합성이 상실된다. 이는 자기 자신을 한 단위로서의 역할을 하지 못하게 하며, 인지, 정서, 대인관계의 여러 측면에서 나타나는 자기 분리 현상으로 인해 거짓된 자기제시를 하게 된다(Bradshaw, 1988; Capps, 1993; Lewis, 1971; 김민경, 2008에서 재인용). 이들은 수치스러운 자신의 모습이 들키지 않았는지, 자신이 의도한 인상을 제시하고 있는지에 많은 관심을 둘 것이며, 결국 자기제시 동기를 높일 것이라고 가정할 수 있다. 동시에 기저에 있는 참자기는 자기애에 대한 평가절하와 함께 스

스로 작고 무기력하게 느끼므로, 타인에게 목적인 인상을 보일 수 있을 것이라는 자기제시 기대는 낮추게 될 것이다(김민경, 현명호, 2013). 이처럼 자기제시 동기가 높아지면서 자기제시 기대가 낮아질 때 사회불안이 유발된다는 것이 Schlenker와 Leary(1982)가 제안하는 자기제시 모형이다. Leary와 Kowalski(1995; 김남재, 2000에서 재인용)는 자기제시 동기를 조작적으로 정의하지 않고, 자기제시 동기에 영향을 미치는 요인을 열거하였다. 대인관계에서 타인이 자신을 어떻게 평가하는가에 관심을 기울이는 '인상감찰', 사회적 상황에서 얻기 원하는 산출물의 중요성과 가치에 영향을 두는 원하는 '산출물', 자기개념에 해당하는 '자기상', 그리고 '인정욕구'가 그것이다. 자기제시 동기는 수치심경향성과 대인관계간 관계에 있어서 조절효과를 보였으며(하정희, 송수민, 정은선, 2010), 사회적으로 부과된 완벽주의에 영향을 주고(김은혜, 2009; Ferrari, 1992), 사회불안에 영향을 미치는 등(김남재, 2004; 김민경, 현명호, 2013; 김민선, 서영석, 2009) 여러 가지 심리적 부적응을 보인다는 연구들이 있어왔다. 자기제시 기대는 자기제시 효능감으로도 불리며, 자신이 목적인 인상을 타인에게 제시할 수 있는가에 대한 주관적 확률이다(Schlenker & Leary, 1982). 이러한 기대는 대인관계적 부담에 대한 평가와 자기제시적 자원에 대한 평가로 설명된다. 대인관계적 부담은 목적인 인상을 제시하기 위해 사회적 상황에서 기울이게 되는 주의, 노력, 의식적 사고의 정도를 말한다. 자기제시적 자원의 평가는 자신이 목적인 인상을 제시하는데 필요한 특성들(신체적 매력, 사회적 기술 등)을 가지고 있는가에 대한 자기평가를 뜻한다. 대인관계적 부담을 높게 평가하거나 자기제시적 자원을

낮게 평가할수록 자기제시 기대가 낮을 것이며, 이는 대인관계에서 불안을 유발할 수 있다(Leary & Kowalski, 1995; 김남재, 2000에서 재인용). 타인에게 특정 인상을 주려는 자기제시 동기가 높은 동시에 이를 성공할 것이라는 자기제시 기대가 낮을수록 즉, 자기제시 동기-기대 차이가 커질수록 사회불안을 더욱 크게 경험하게 된다. 자기제시 동기 및 기대가 수치심으로부터 유발될 수 있다는 관련 연구들이 있지만(Tangney & Dearing, 2002; McGregor & Elliot, 2005; 하정희 등, 2010; 장효진, 2013; 김민경, 현명호, 2013), 자기제시 동기, 자기제시 기대 및 수치심과 높은 관련성이 보고되어 온 내현적 자기에, 사회불안을 포함하여 구조모형을 살펴본 연구는 부재하였다.

국내에서는 자기제시와 사회불안, 그리고 자기에와 내현적 자기에와의 관련성이 활발히 연구되어 그 관련성이 증명되었다(강진화, 2009; 김민경, 현명호, 2013; 김민선, 서영석, 2009; 박소영, 2005; 서나리, 2011; 송언희, 강연후, 허보연, 하정희, 2008; 유하나, 2006; 장효진, 2013; 정원자, 2010). 그러나 이들 연구는 대부분 자기제시 동기 혹은 자기제시 기대 중 하나를 선택하여 불안과의 관련성을 살펴 보았다는 점에서 자기제시 이론을 충실히 반영한 연구라고 보기 어려웠다. 자기제시 동기와 자기제시 기대의 영향력을 함께 살펴보기 위한 시도로써 두 요인의 차이를 매개변인으로 설정한 연구는 김민경, 현명호(2013), 박소영(2005), 서나리(2011) 등의 연구가 있는데, 이는 자기제시 이론에서의 주장을 보다 충실히 반영하기 위한 노력이라고 볼 수 있을 것이다.

이상에서 살펴본 바와 같이, 내현적 자기에, 내면화된 수치심, 자기제시 동기와 자기제시 기대, 그리고 사회적 상호작용 불안의 각 변

인간 상관 연구들이 상당수 진행되어 왔으며 각 변인간의 관련성이 경험적으로 증명되었으나, 이를 통합적으로 살펴보고 각각의 심리적 구인의 영향력에 대해 개별적으로 확인한 연구는 부재하였다. 각 변인을 통합적으로 본다는 것은 구조모형을 통해 각 변인의 구조적 관계를 추정한다는 의미를 포함한다. 구조모형 분석은 기존의 관련 연구 결과를 뒷받침할 뿐 아니라, 임상 장면에서 내현적 자기애로부터 비롯된 사회적 상호작용 불안을 호소하는 내담자들에게 보다 효과적인 개입 방안을 마련하는 데 경험적 근거를 제공할 것이다.

본 연구에서는 내현적 자기애가 높은 집단이 보이는 심리적 부적응들을 고려하여 문제 집단인 내현적 자기애가 높은 집단, 즉 내현적 자기애 성향 여부에 초점을 맞추어 사회적 상호작용 불안과의 관계와 관련한 심리적 요인들을 통합적으로 고려하였다. 국내에서 진행된 내현적 자기애의 상/하 집단을 구분한 연구 결과들을 살펴보면, 내현적 자기애에 속한 집단이 그렇지 않은 집단에 비하여 낮은 자존감, 부정적 자기개념, 높은 우울감(박세란, 신민섭, 이훈진, 2005), 분노억제(이준득, 서수균, 이훈진, 2007), 부적응적 인지적 정서조절 전략 등(김진희, 2011)과 높은 관련성을 보여, 내현적 자기애가 높은 집단군에 주목할 필요성이 제기되었기 때문이다. 또한 자기제시 동기가 높은 동시에 자기제시 기대가 낮을 때 사회불안이 유발된다는 자기제시 이론의 내용을 보다 충실히 반영하기 위한 시도로써, 자기제시 동기-기대 차이를 하나의 매개변인으로 설정하였다. 이상에서 살펴본 선행연구에 근거하여 사회적 상호작용 불안에 영향을 주는 요인들, 즉 성격적 측면인 내현적 자기애로부터 정서적 측면인 내면화된 수치심, 인지

적 측면인 자기제시 동기 및 자기제시 기대의 관계를 통합적으로 확인하도록 구조모형을 설정한 후, 그 적합도와 상대적 영향력을 파악하였다.

본 연구에서 사용한 구조모형은 외생변인과 내생변인으로 구분될 수 있다. 외생변인은 내현적 자기애 성향 여부 즉, 내현적 자기애 상/하의 한 변인으로 구성되어 있으며, 내생변인으로는 내면화된 수치심, 자기제시 동기-기대 차이, 사회적 상호작용 불안으로 구성되어 있다. 외생변인인 내현적 자기애 여부는 '내현적 자기애 고집단'과 '내현적 자기애 저집단'을 포함한다. 내생변인인 내면화된 수치심은 '수치심 1'과 '수치심 2'로, 사회적 상호작용 불안은 '불안 1'과 '불안 2'로, 자기제시 동기-기대 차이는 측정변인으로 구성되어 있다.

본 연구의 연구문제 및 연구모형은 다음과 같다. 첫째, 내현적 자기애 성향 여부, 내면화된 수치심, 자기제시 동기-기대 차이, 사회적 상호작용 불안의 관계에 대한 연구모형이 적합한가? 둘째, 내현적 자기애 성향 여부, 내면화된 수치심, 자기제시 동기-기대 차이, 사회적 상호작용 불안 간의 관계는 어떠한가?

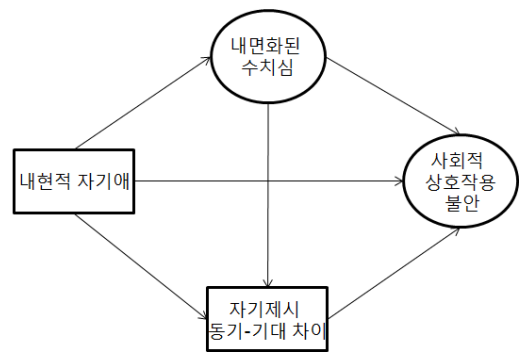


그림 1. 연구모형

## 방 법

### 연구대상 및 절차

본 연구의 대상은 서울과 경기도, 전라도 소재의 3개 대학에 재학 중인 남녀 대학생으로 총 407명에게 설문조사를 실시하였다. 연구자가 심리학 관련 교양과목 및 교육학 전공 수업에 들어가 연구에 대한 설명과 지시사항을 간단히 전달한 뒤 그 자리에서 직접 회수하는 방법과 우편을 통한 발송 및 수령 방식으로 진행하였다. 불성실하게 응답한 35부를 제외하고 총 372명의 자료를 분석에 사용하였다.

### 측정도구

#### 내현적 자기에

내현적 자기에를 측정하기 위해 강선희, 정남운(2002)이 비임상집단을 대상으로 개발한 내현적 자기에 척도(CNS)를 사용하였다. 본 척도는 Akhtar, Thomson(1982)의 <자기애적 성격 장애의 임상적 특성>을 참고하여 개발된 척도이다. 총 45문항이며 1점부터 5점까지의 Likert식 척도로 구성되어 있다. 강선희와 정남운(2002)은 요인분석을 통해 5개의 하위척도인 인정욕구/거대자기 환상(9문항), 착취/자기중심성(9문항), 목표불안정(9문항), 과민/취약성(10문항), 소심/자신감 부족(8문항)을 도출하였다. 강선희와 정남운(2002)의 연구에서 전체 신뢰도 계수(Cronbach's  $\alpha$ )는 .90, 각 하위척도들의 신뢰도 계수는 .81, .74, .89, .80, .77이었다. 본 연구에서의 전체 신뢰도 계수는 .90이었고 각 하위척도들의 신뢰도 계수는 인정욕구/거대자기 환상 .76, 착취/자기중심성 .74, 목표불안정

.91, 과민/취약성 .81, 소심/자신감 부족 .77이었다.

#### 내면화된 수치심

Cook(1987)이 개발한 ISS 제5판의 원문을 이인숙과 최해림(2005)이 번안 및 타당화한 내면화된 수치심 척도(ISS)를 사용하였다. 총 30문항의 자기보고식 질문지이며, 1점부터 5점까지의 Likert식 척도이다. 이인숙과 최해림(2005)이 국내 표본을 대상으로 요인분석을 실시한 결과 '부적절감' 10문항, '공허' 5문항, '자기차별' 5문항, '실수불안' 4문항의 총 4가지 하위변인으로 나뉘었다. 본 연구에서는 이인숙과 최해림(2005)이 요인분석하여 추출한 네 가지의 하위변인을 사용하지 않고 연구자가 직접 문항꾸러미를 제작하였다. 비록 국내 표본으로 하위요인 4가지가 추출되었지만, 원척도에서는 단일 요인 구조를 가진 것으로 보고되었기 때문에(Cook, 2001: 이인숙, 최해림, 2005에서 재인용) 문항꾸러미를 제작하는 데 무리가 없을 것으로 판단하였다. 또한 이인숙과 최해림(2005)은 수치심을 재는 24개 문항 가운데 한 하위변인인 '부적절감'과 관련된 문항이 10개이고, 나머지 3개 요인을 재는 문항은 각각 4~5개로 나타나 문항의 개발과 조정이 필요하다는 점을 제한점으로 보고하였다. 문항꾸러미를 위해 요인분석의 적합성 검정인 Kaiser-Meyer-Olkin(KMO)의 표준적합도와 Bartlett의 구형성 검정 결과, KMO의 표준적합도 값은 .953으로 나타나 .5보다 컸으며, Bartlett의 구형성 검정 유의도는 .000으로 요인 분석에 적합하다는 결과가 산출되어 문항꾸러미를 제작하였다. 연구모델이 추정 가능한 모델이 되기 위해서 각 요인별 지표변인의 수가 두 개 정도만 되어도 간명모델로서 추정될 수

있으며, 요인이 2개 이상인 표준 모형에서는 각 요인별 2개 이상의 측정변인이 포함될 때 모형은 추정된다는 Kline(2010)의 의견에 따라 측정변인을 두 개로 구성하여 분석을 진행하였다. 이에 내면화된 수치심을 측정하는 문항 24개로 요인분석을 실시하여 각각 12개의 문항으로 묶었다. 이를 수치심 1, 수치심 2로 명명하였고, 신뢰도 측정 결과 수치심 1은 .88, 수치심 2는 .89로 나타났다. Cook(1987)의 연구에서 검사-재검사 신뢰도는 비임상집단이 .95, 임상집단이 .93이었다. 이인숙과 최해림(2005)의 연구에서 전체 신뢰도 계수(Cronbach's  $\alpha$ )는 .93이었으며, 본 연구에서의 전체 신뢰도 계수는 .94로 나타났다.

### 자기제시 동기

대인관계 상황에서 타인에게 좋은 평가나 인정을 받고 싶은 욕구의 정도를 측정하기 위해 김남재(1999)가 개발한 자기제시 동기 척도를 사용하였다. 이 척도는 Leary와 Kowalski(1995)의 자기제시 이론에 근거하여 개발된 척도로 총 27개 문항으로 구성되어 있다. 1점부터 5점까지의 5점 Likert 척도이다. 문항의 예로는 "나는 다른 사람에게 어떻게 보이는가에 대해 관심이 많다.", "나는 다른 사람에게 잘 보이고 싶다." 등 모두 다른 사람에게 제시되는 자기의 인상을 조절하려는 동기나 자기제시적 관심을 내용으로 하고 있다. 단일요인으로 이루어져 있으며, 김남재(1999)의 연구에서 신뢰도 계수(Cronbach's  $\alpha$ )는 .93 이었으며, 3주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .84로 나타났다. 본 연구에서의 신뢰도도 동일하게 .93이었다.

### 자기제시 기대

자기제시 기대 측정을 위해서 김남재(1999)

가 개발한 자기제시 기대 척도를 사용하여 조사를 실시하였다. 본 척도는 조용래와 원호택(1997)이 개발한 사회적 상호작용에 대한 자기효능감 척도를 예비조사를 토대로 예시된 상황을 일부 바꾸고, 자기제시 기대를 측정하기 적합하도록 지시문과 평정 방법을 수정한 것이다. 8개의 구체적인 상황에 대해 각각 0점(목적한 인상을 전혀 주지 못할 것이다)부터 10점(목적한 인상을 주는데 완전히 성공할 것이다)까지 11점 Likert 척도로 구성되어 있다. 문항의 예로는 '애인과 만나 데이트하는 상황', '지도교수와 면담하는 상황' 등이 있다. 김남재(1999)의 연구에서 신뢰도 계수(Cronbach's  $\alpha$ )는 .87이었고, 3주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .75이었다. 본 연구에서의 신뢰도는 .83으로 나타났다.

### 사회적 상호작용 불안

다양한 사회적 상호작용 상황에서 경험하는 인지적, 정서적 및 행동적 불안을 측정하기 위해 Mattick, Clarke(1998)가 개발하였으며, 김향숙(2001)이 번안하고 타당화한 사회적 상호작용 불안 척도를 사용하였다. 19문항으로 구성되어 있으며, 5점 Likert형 척도로 응답한다. 김향숙(2001)의 연구에서 내적 합치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .88-.94로, 4주 간격 검사-재검사 신뢰도는 .92로, 12주 간격 검사-재검사 신뢰도도 마찬가지로 .92로 나타났다. 본 연구에서의 신뢰도는 .91이었다.

SEM을 적용한 많은 논문에서 문항꾸러미를 제작하여 자료를 분석한다. 문항꾸러미를 제작해서 자료를 분석할 경우, 개별 문항을 모두 사용하는 것 혹은 문항의 합(또는 평균)을 사용하여 자료를 분석하는 것보다 몇 가지 이점이 있다(Bagozzi & Edwards, 1998; Bandalos,

2002; Bandalos & Finney, 2001; Russell, Kahn, Spoth & Altmaier, 1998; 서영석, 2010에서 재인용). SEM에서 사용하는 최대우도법 절차는 자료의 정규분포를 가정하는데, 모든 문항을 측정변인으로 사용할 경우 다변량 정규분포 가정을 위반할 가능성이 높다. 또 개별 문항을 사용해서 잠재변인을 구인할 경우 너무 많은 모수를 추정해야 하는 부담이 있다. 즉, 표본이 매우 커야 하는 문제가 발생한다(Bagozzi & Edwards, 1998; 서영석, 2010에서 재인용). 마지막으로 모든 문항이 아니라 문항의 합 또는 평균값으로 잠재변인을 구인할 경우 단일 관측치로 잠재변인을 왜곡할 가능성이 높아진다. 이에 반해, 문항꾸러미를 제작하여 자료를 분석하면 자료의 비정규성 수준이 줄어들 뿐 아니라 모형의 적합도가 향상된다(Bandalos, 2002; 서영석, 2010에서 재인용).

이러한 이유에 근거하여 단일요인으로 이루어진 사회적 상호작용 불안 척도를 요인분석하기 위해 요인분석의 적합성 검정인 Kaiser-Meyer-Olkin(KMO)의 표준적합도와 Bartlett의 구형성 검정(Bartlett's test of sphericity) 결과 KMO의 표준적합도 값은 .927으로 나타나 .5보다 컸으며, Bartlett의 구형성 검정 유의도는 .000으로 요인분석에 적합하다는 결과가 산출되었다. 요인부하량에 따라 각각 10개와 9개로 문항꾸러미를 제작하여 사회불안 1, 사회불안 2로 명명하였다. 사회불안 1의 문항 예는 "나보다 높은 지위에 있는 사람과 대화할 때면 긴장된다.", 사회불안 2의 문항 예는 "나 자신이나 내 감정에 대해서 말해야 할 때면 긴장된다."가 있다. 각각의 신뢰도 계수는 .85, .84로 나타났다.

## 자료분석

본 연구의 자료는 SPSS 21과 Amos 21을 사용하여 분석하였다. 먼저 참여자의 인구통계학적 특성을 파악하였고, 측정도구의 신뢰도를 구하기 위해 Cronbach's  $\alpha$ 를 산출하였다. 매 개별변인으로 설정한 자기제시 동기-기대 차이점을 구하기 위해 두 값을 각각 Z값으로 표준화하여 차이점수를 산출하였다. 이후 각 변인 간 상관, 평균, 표준편차를 살펴보았다. 또한 정규성 파악을 위해 왜도와 첨도를 확인하였고, 공차(tolerance)와 분산팽창지수(VIF)를 통해 다중공선성을 진단하였으며, 잔차의 독립성을 확인하기 위해 Durbin-Watson을 확인하였다.

이후 내면화된 수치심과 사회적 상호작용 불안 척도의 요인분석 적합성을 검정하기 위해 Kaiser-Meyer-Olkin(KMO)와 Bartlett's 단위행렬검정을 실시하였고, 문항꾸러미를 위해 Amos 21을 사용하여 각각 요인분석을 실시하였다. 문항들을 요인부하량에 따라 순서를 매긴 뒤, 요인부하량이 가장 높은 문항과 가장 낮은 문항을 짝 지어 동일한 문항에 할당하는 방식으로 모든 꾸러미들이 잠재변인에 동일한 부하량을 갖도록 문항들을 묶었다(Russell et al., 1998; 서영석, 2010에서 재인용).

다집단분석의 대안으로, 잠재변수에 대한 집단간 차이를 추정하는 MIMIC 모형이 있다. MIMIC 모형은 결과측정변수를 갖는 요인들에 대해 집단 소속여부를 나타내는 하나 이상의 이분변수를 원인변수로 설정한 모형이다. 이 접근 방식 역시 연구 설계에서 하위 집단을 필요로 하지만, 다집단분석에서처럼 전체 표본을 몇 개의 하위 표본으로 나누는 방식을 취하지는 않는다. 따라서 단일표본분석에서 요구되는 것 이상의 특별한 판별조건이 필요



하지 않다는 장점이 있다(Kline, 2010). 본 연구에서 내현적 자기애의 평균값을 기준으로 이분화 한 이유는 내현적 자기애 척도가 비임상 집단을 대상으로 개발되었으므로 병리적 척도가 아니고, 개인이 보이는 일반적 성향을 나타내는 것이기 때문이다(김진희, 2011). 선행 연구들에 근거하면 내현적 자기애가 높은 집단이 그렇지 않은 집단에 비하여 낮은 자존감, 낮은 자기 평가, 높은 우울감 및 부정적 자기 평가를 보고하였으며(박세란 외, 2005), 공격성, 분노 억제(이준득 외, 2007), 적대감(백승혜, 현명호, 2008), 부적응적 인지적 정서조절 전략(김진희, 2011) 등과 높은 관련성을 보여, 보다 주목해야 할 집단군임이 증명되었다. 선행 연구에서는 내현적 자기애 뿐 아니라 외현적 자기애 상/하 집단, 통제 집단 등으로 구성하여 분석하였으나, 본 연구에서는 선행 연구 결과를 근거로 가장 부적응적 특성을 보인 집단인 내현적 자기애가 높은 집단에 초점을 맞추었다. 두 집단을 1과 0으로 이분화 하여 더미 변수로 코딩했을 때 경로 계수값들이 양수로 나타났을 경우, 전반적인 예측치가 1로 코딩한 집단에서 더 높은 것을 의미한다(Kline, 2010).

연구모형의 타당성을 확보하기 위해 Amos 21을 이용하여 연구모형을 분석하였다. 모형 적합도 검증에는 절대적합지수 RMSEA와 증분적합지수 TLI, CFI, NFI를 사용하였다(홍세희, 2000). 마지막으로 최종모형의 경로계수를 통해 간접효과, 직접효과, 총효과를 살펴보고, 매개효과 검증을 위해 부트스트래핑을 실시하였다.

## 결 과

### 기술통계

각 변인간 상관관계를 Pearson 상관계수로 산출한 결과 및 각 변인의 평균과 표준편차를 표 1에 제시하였다. 모든 변인들은 유의한 상관을 나타냈다. 내현적 자기애는 내면화된 수치심( $r=.670$ ), 자기제시 동기(Z값)와 자기제시 기대(Z값)의 차이점( $r=.519$ ), 사회적 상호작용 불안( $r=.601$ )과 유의미한 정적 상관을 보였다. 자기제시 기대 즉, 자기제시 효능감은 자기제시 동기를 제외한 나머지 모든 변인들과 유의미한 부적 상관을 나타냈다.

각 변인이 정규성 가정을 충족하는지 살펴보기 위해 왜도와 첨도를 살펴본 결과 왜도의 가장 큰 절대값은 .60, 첨도의 가장 큰 절대값은 .80으로 본 연구에서 사용한 자료는 정규성이 가정됨을 보여준다.

변인간 다중공선성을 확인하기 위해 공차와 분산팽창지수를 확인한 결과 공차는 .495에서 .707을 보였고, VIF는 1.415에서 2.020으로 나타나 다중공선성이 존재하지 않음을 보여주었다. 잔차독립성 확인을 위해 Durbin-Watson을 살펴본 결과 2.219로 잔차독립성이 확인되었다.

### 연구모형 분석

연구모형의 적합도 분석 결과는 표 2에 제시하였다.  $\chi^2 = 18.155(df=5, p=.003)$ 로 적합하지 않았다. 그러나  $\chi^2$  검증에서는 영가설의 내용이 너무 엄격하기 때문에 모형이 조금만 틀려도 쉽게 기각되며, 연구자의 관심을 반영하지 못한다는 문제점이 있다(MacCallum, Browne & Sugawara, 1996: 홍세희, 2000에서 재인용).

또한  $\chi^2$  값이 모형오류 뿐 아니라 표본크기

표 1. 각 변인간 상관분석 결과

변인	1	2	3	3-1	3-2	4	M	SD
1	1						2.75	0.45
2	.670***	1					2.25	0.68
3	.519***	.462***	1				0.00	1.37
3-1	.400***	.251***	.684***	1				
3-2	-.311***	-.381***	-.684***	.063	1			
4	.601***	.663***	.524***	.140***	-.577***	1	2.60	0.67

주. 1: 내현적 자기에, 2: 내면화된 수치심, 3: 자기제시 동기-기대 차이(SPM-SPE), 3-1: SPM(자기제시 동기 Z값), 3-2: SPE(자기제시 기대 Z값), 4: 사회적 상호작용 불안. \*\*\* $p < .001$

표 2. 연구모형의 경로계수 및 유의성 검증

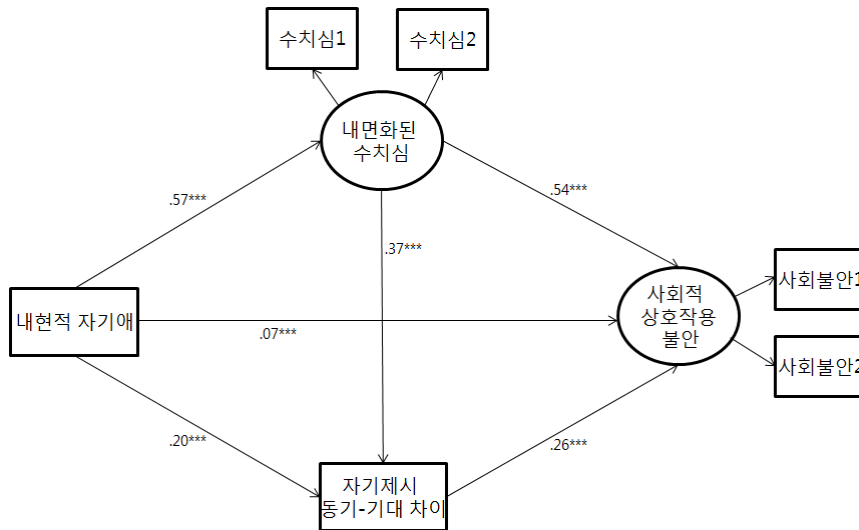
	경로	비표준화	표준화	S.E.	C.R.
내현적 자기에	→ 내면화된 수치심	.755	.566***	.061	12.287
내현적 자기에	→ SPM-SPE	.534	.195***	.151	3.531
내면화된 수치심	→ SPM-SPE	.753	.367***	.116	6.469
내현적 자기에	→ 사회적 상호작용 불안	.092	.067	.064	1.434
내면화된 수치심	→ 사회적 상호작용 불안	.551	.541***	.053	10.454
SPM-SPE	→ 사회적 상호작용 불안	.131	.263***	.022	5.980

주. 내현적 자기에는 더미변수 (상 집단=1, 하 집단=0), SPM-SPE: 자기제시 동기-기대 차이. \*\*\* $p < .001$

의 영향도 동시에 반영하기 때문에 동일한 모형이 표본크기에 따라 기각될 수도 그렇지 않을 수도 있다(홍세희, 2000). 따라서 본 연구에서는 현재 많이 사용되는 TLI, CFI, NFI, RMSEA의 값을 기준으로 적합성 여부를 판단하였다. 그 결과 TLI는 .976, CFI는 .992, NFI는 .989로 '양호'한 적합도를 나타냈고, RMSEA는 .084로 '보통'의 수준을 보여 수용할만한 모형임이 판명되었다.

모형의 적합도 검증 결과 수용할만한 모형임이 확인되어 연구모형의 경로 계수 및 유의성을 검증하였다.

표 2와 그림 3에 나타난 바와 같이 연구모형에서 설정한 경로 중 내현적 자기에에서 사회적 상호작용 불안으로 가는 경로를 제외한 모든 경로는 통계적으로 유의미하게 나타났다. 내현적 자기에에서 사회불안으로 향하는 직접 경로에 대한 표준화계수는 약 .067로 통계적으로 유의미하지 않았다( $p=.152$ ). C.R.(임계율) 값 역시 1.434로 기준치인 1.96보다 작아 내현적 자기에에서 사회적 상호작용의 직접경로는 유의미하지 않은 것으로 판명되었다.



주. 경로계수는 표준화된 회귀계수임. \*\*\*  $p < .001$

그림 2. 연구모형 분석 결과

### 수정모형 분석

본 연구에서 설정한 연구모형 검증 결과 내현적 자기애에서 사회적 상호작용 불안으로 가는 직접 경로가 유의하지 않았기 때문에 그 경로를 제거하여 모델을 간명화(model trimming)한 수정모형의 적합도를 분석하였다(문수백, 2009). 그 결과 연구모형에 비해 자유도가 1만큼 상승하여 모형이 간명해졌다( $df=6$ ,  $p=.003$ ). TLI는 .979, CFI는 .992, NFI는 .988, RMSEA는 .079로 모두 '양호'한 적합도를 보였다.

각각의 모델 적합도 지수를 비교하여 표 3에 제시하였다. 다른 적합도 지수들은 모두 '양호' 수준으로 동일한 수준을 보였으나, RMSEA 값은 연구모형에서 .084로 '보통' 수준에서 .079로 '양호' 수준으로 수정모형에서 더 좋은 적합도를 보였다.

본 연구에서의 연구모형과 수정모형은 한 개 경로의 존치 여부에 따라 설정된 경쟁적 관계에 있으며, 수정모형은 연구모형에 배속되어 있기 때문에 두 모델은 서로 위계적(hierarchical) 또는 배속되는(nested) 관계를 이루고 있다고 할 수 있다. 위계적 모델 관계에

표 3. 연구모형과 수정모형의 적합도 비교 및 부합도 차이검증 결과

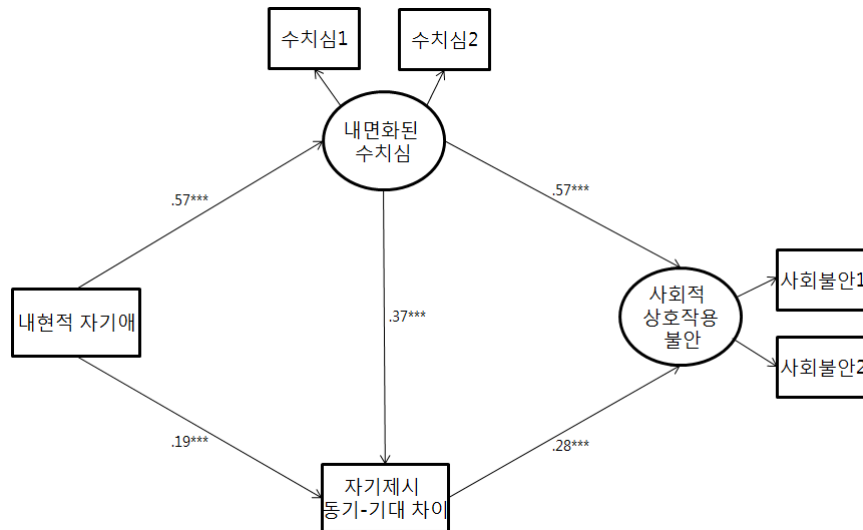
모형	$\chi^2, df$	TLI	CFI	NFI	RMSEA	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$	$p$
연구모형	18.155 ( $df=5$ )	.976	.992	.989	.084			
수정모형	20.059 ( $df=6$ )	.979	.992	.988	.079	1.904	1	.168

있는 두 모형은 모델 내의 다른 모든 경로의 방향과 개수는 동일하나 주어진 변인 간 경로의 유무에 의해서만 서로 다른 모델이다. 이 경우 통계적 검증을 통해 어느 모형이 더 자료에 잘 부합되는 모형인지 평가할 수 있다 (문수백, 2009). 통계적 유의성 검증 결과는 표 3에 기술한 바와 같다.

연구자가 설정한 두 개의 모형 중 내현적 자기애에서 사회불안으로 가는 경로가 설정되지 않은 모형, 즉 완전매개 모형인 수정모형이 부분매개 모형인 연구모형보다 전반적 부합도에 있어 1.90 정도 낮은 것으로 나타났다. 그러나 이 정도의 차이는  $p=.168$ 로서 통계적으로 유의하지 않았다. 즉, 수정모형이 연구모형보다  $df=1$ 의 간명성을 가진 모델이면서도 모델의 전반적인 부합도에 있어서 연구모형에 뒤떨어지지 않는 것으로 볼 수 있다. 따라서 본 연구에서는 상대적으로 보다 간명한 모델인 수정모형, 즉 완전매개모형을 최종모형으로

선택하였다. 최종모형의 검증 결과는 그림 3과 같다.

최종적으로 수정모형인 완전매개모형이 적절한 것으로 판단되어 수정모형의 경로계수 및 유의성 검증 결과를 표 4에 제시하였다. 각 변인간 모든 경로가 95% 신뢰수준에서 유의한 관계가 있는 것으로 나타났다( $C.R. \geq 1.96$ ). 구체적으로 살펴보면, 내현적 자기애는 내면화된 수치심과 자기제시 동기-기대 차이에 유의미한 정적 영향을 미쳤고, 내면화된 수치심은 자기제시 동기-기대 차이와 사회적 상호작용 불안에 유의미한 정적 영향을, 자기제시 동기-기대 차이는 사회적 상호작용 불안에 유의미한 정적 영향을 미쳤다. 즉, 내현적 자기애 성향이 높은 경우 그렇지 않은 경우에 비해 내면화된 수치심의 정서를 더 자주 경험하며, 내면화된 수치심은 자기제시 동기를 높이고 자기제시 기대를 낮춰 둘 간의 차이를 유발한다. 이렇게 자기제시 동기-기대 차이가 커



주. 경로계수는 표준화된 회귀계수임. \*\*\* $p < .001$

그림 3. 최종모형 분석 결과

표 4. 최종모형의 경로계수 및 유의성 검증

	경로	비표준화	표준화	S.E.	C.R.
내현적 자기애	→ 내면화된 수치심	.743	.569***	.058	12.822
내현적 자기애	→ SPM-SPE	.531	.194***	.151	3.504
내면화된 수치심	→ SPM-SPE	.769	.367***	.119	6.436
내면화된 수치심	→ 사회적 상호작용 불안	.537	.574***	.045	11.996
SPM-SPE	→ 사회적 상호작용 불안	.123	.275***	.020	6.270

주. 내현적 자기애는 더미변수 (상 집단=1, 하 집단=0), SPM-SPE: 자기제시 동기-기대 차이. \*\*\* $p < .001$

표 5. 효과분해표

독립변인	중속변인	전체효과	직접효과	간접효과
내현적 자기애	내면화된 수치심	.569	.569***	-
내현적 자기애	SPM-SPE	.403	.194***	.209**
내면화된 수치심	SPM-SPE	.367	.367***	-
내면화된 수치심	사회적 상호작용 불안	.675	.574***	.101**
SPM-SPE	사회적 상호작용 불안	.275	.275***	-

주. 내현적 자기애는 더미변수 (상 집단=1, 하 집단=0), SPM-SPE: 자기제시 동기-기대 차이. \*\*\* $p < .001$

지만 사회적 상호작용 불안이 높아진다.

주요 변인들 간의 관계를 보다 심층적으로 이해하기 위하여 직접효과와 간접효과로 분해하여 살펴보았다. 내현적 자기애와 사회적 상호작용 불안의 관계에서 내면화된 수치심과 자기제시 동기-기대 차이가 매개하는 간접효과를 알아보기 위해 간접효과, 직접효과, 총효과를 살펴보고, 부트스트래핑을 실시하였다. 본 연구에서는 500개의 표본을 원자료(N=372)로부터 생성하여 신뢰구간 95%에서 간접효과의 유의도를 검증하였으며, 분석 결과는 표 5에 제시하였다.

표 5에 제시된 바와 같이 내면화된 수치심, 자기제시 동기-기대 차이는 사회적 상호작용 불안에 직접적 영향을 미치는 직접효과를 나타내었다. 또한 내현적 자기애는 내면화된 수

치심에 직접효과를, 자기제시 동기-기대 차이에는 직접효과와 내면화된 수치심을 통한 간접효과를 보였다. 내면화된 수치심은 자기제시 동기-기대 차이에는 직접효과를, 사회적 상호작용 불안에는 직접효과와 자기제시 동기-기대 차이를 통한 간접효과를 동시에 가지고 있었다.

내현적 자기애가 자기제시 동기-기대 차이에 미치는 간접효과와 내면화된 수치심이 사회적 상호작용 불안에 미치는 간접효과가 통계적으로 유의미한 매개효과를 보이는지 검증하기 위하여 부트스트래핑을 실시하였다. 그 결과, 내현적 자기애에서 내면화된 수치심을 거쳐 자기제시 동기-기대 차이로 가는 간접효과에 대한 유의확률은 .003으로 유의미하였다. 마찬가지로 내면화된 수치심에서 자기제시 동

기-기대 차이를 거쳐 사회적 상호작용 불안으로 가는 간접효과에 대한 유의확률은 .003으로 유의하였다. 즉, 내현적 자기애와 자기제시 동기-기대 차이의 관계에서 내면화된 수치심이 매개변인 역할을 하며, 내면화된 수치심과 사회적 상호작용 불안간 관계를 자기제시 동기-기대 차이가 매개한다는 것을 알 수 있다.

사회적 상호작용 불안에 영향을 미치는 변인들의 전체 관계를 살펴보면, 가장 설명력이 높은 변인은 내면화된 수치심으로, 직접효과 ( $B=.574$ )와 자기제시 동기-기대 차이를 매개로 한 간접효과( $B=.101$ )를 합한 전체효과  $B=.675$ 로 나타났다. 이는 내면화된 수치심이 사회적 상호작용 불안을 설명하는 중요한 요인이 될 수 있음을 시사한다.

#### 간접효과 유의성 검증

간접경로의 통계적 유의성을 확인하기 위하여, Mplus 프로그램을 이용하여 부트스트래핑 절차를 실시하였다. 본 연구에서는 10,000번의 부트스트랩 표본을 생성하도록 지정함으로써 간접효과의 유의성을 추정하였다. 분석 결과 내현적 자기애에서 자기제시 동기-기대를 통해 사회적 상호작용 불안으로 향하는 간접효

과는 95% 신뢰수준을 기준으로 신뢰구간(.028, .110)에서 0을 포함하지 않아 유의미한 매개효과를 가지는 것으로 나타났으며, 내현적 자기애에서 내면화된 수치심을 통해 사회적 상호작용 불안으로 향하는 간접효과 또한 95% 신뢰수준을 기준으로 신뢰구간(.306, .502)에서 0을 포함하지 않아 유의미하였다. 내현적 자기애에서 내면화된 수치심과 자기제시 동기-기대차이를 통해 사회적 상호작용 불안으로 향하는 간접효과 역시 95% 신뢰수준을 기준으로 신뢰구간(.043, .108)로 0을 포함하지 않아 유의미하였다. 간접효과의 유의성 검증결과는 표 6과 같다.

### 논 의

본 연구는 대학생을 대상으로 내현적 자기애 성향 여부에 따른 내면화된 수치심, 자기제시 동기-기대 차이, 사회적 상호작용 불안간의 구조적 관계와 영향력을 검증하였다. 이를 위해 각 변인과 관련한 이론 및 선행연구를 토대로 구조모형을 설정하여 분석하였다. 분석 결과, 사회적 상호작용 불안에 영향을 미치는 각 변인이 구조적 관계에 있으며, 직/

표 6. 최종모형의 간접효과 검증을 위한 부트스트랩 분석 결과

경로	B	SE	95% 신뢰구간	
			하한	상한
내현적 자기애→자기제시 동기-기대→사회적 상호작용 불안	.065	.021	.028	.110
내현적 자기애→내면화된 수치심→사회적 상호작용 불안	.398	.050	.306	.502
내현적 자기애→내면화된 수치심→자기제시 동기-기대→ 사회적 상호작용 불안	.070	.016	.043	.108

주. 각 추정치(B)는 비표준화 계수임.

간접적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 본 연구에서 설정한 부분매개의 연구모형의 적합도도 수용할만 하였으나, 내현적 자기애에서 사회적 상호작용 불안으로의 직접 경로가 유의하지 않아 수정모형 검증절차를 거쳐 보다 간명한 완전매개 모형을 최종모형으로 채택하였다. 주요 분석 결과를 자세히 살펴보면 다음과 같다.

먼저 변인 간 상관을 살펴보면 사회적 상호작용 불안을 예측하는 각 변인들이 모두 유의미한 상관을 보이고 있었다. 내현적 자기애는 사회적 상호작용 불안과 높은 상관( $r=.601, p<.001$ )을 보였다. 이는 내현적 자기애와 사회적 상호작용 불안간 관계를 살펴본 대부분의 선행 연구들과 일치하는 결과였다(박영주, 정남운, 2013; 윤성민, 신희천, 2007; Besser & Priel, 2009; Twenge & Campbell, 2003). 타인의 평가와 시선에 대한 민감성과 예민성을 특징으로 하는 내현적 자기애 성향자들은 사회적 관계를 맺을 때 타인의 반응에 과도하게 신경을 쓰며, 위축되어 있다. 이들은 대인관계에서 자신의 위치나 상황에 지나치게 민감하여 뭔가 잘못하는 모습을 보이거나 창피를 당할 위험에 처할 것에 불안을 느낀다. 결국 다른 사람들과 관계를 형성해나가는 데 있어 보통 사람들에 비해 더 높은 수준의 불안을 경험하게 되는 것이다(권석만, 한수정, 2000). 내면화된 수치심 역시 사회적 상호작용 불안과 높은 상관( $r=.663, p<.001$ )을 보였다. 수치심은 타인이 존재할 때 느끼는 사회적 정서(Scheff, 1988)이기 때문에 대인관계 상황에서 유발되는 정서라는 것을 알 수 있다. 두 변인의 이러한 관계는 해외 및 국내의 여러 연구들에서도 증명된 바이다(김민경, 현명호, 2013; 안봉화, 2011; 정민, 2013; 최인선, 최한나, 2013; 한혜림,

2004; Harder & Zalma, 1990; Stemberger, Turner, Beidel & Calhoun, 1995). 또한 자기제시 동기와 사회불안, 그리고 자기제시 기대와 사회불안의 관계를 증명한 선행 연구들과 마찬가지로 자기제시 동기와 사회불안은 정적 관련성을, 자기제시 기대와 사회불안은 부적 상관을 보였다. 두 변인의 차이 역시 사회불안과 정적 상관을 보여 자기제시 동기는 높으면서 자기제시 기대가 낮을 때 사회불안이 유발된다는 자기제시이론을 경험적으로 지지하였으며, 선행 연구들과도 일치하는 결과를 나타냈다(강진화, 2009; 김남재, 1999, 2000, 2004; 김민경, 현명호, 2013; 박소영, 2005; 박주영, 2004; Schlenker & Leary, 1982). 또한 내현적 자기애와 수치심(강문선, 이영순, 2011; 박지연 등 2011; 이인숙, 최혜림, 2005; 한혜림, 2004; Harder & Zalma, 1990), 내현적 자기애와 자기제시(김은혜, 2009; 서나리, 2011; 장효진, 2013) 그리고 수치심과 자기제시(김민경, 현명호 2013; 장효진, 2013; 하정희 등, 2010)의 관계를 증명한 선행 연구들과 마찬가지로 각각의 두 변인들 역시 높은 상관을 보여, 연구모형을 위한 각 변인의 구성과 자료의 표집이 적절하였다는 것을 알 수 있었다.

한편, 내현적 자기애 성향 여부, 내면화된 수치심, 자기제시 동기-기대 차이, 사회적 상호작용 불안을 통합적으로 살펴본 구조모형은 적합한 것으로 나타나 연구문제 1을 지지하였다. 연구문제 2를 확인하기 위해 사회적 상호작용 불안에 영향을 주는 각각의 변인들을 살펴보았다. 내면화된 수치심은 사회적 상호작용 불안에 직접효과를 보인 동시에 간접효과를 나타냈다. 이는 내면화된 수치심이 직접적으로 사회적 상호작용 불안을 유발할 뿐만 아니라 자기제시 동기-기대 차이의 경로를 통한

간접적 영향도 미친다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 수치심이 내면화 되었을 때 그러한 참모습을 억압하고 거짓자기를 자신의 진짜 모습으로 인식하고 살아가는 이중성이 자기제시 동기를 높이고, 자기제시 기대는 낮추어 사회불안을 유발한다고 설명한 김민경과 현명호(2013)의 연구 결과와 일치한다. 자기제시 동기-기대 차이는 사회적 상호작용 불안에 직접효과를 보여 자기제시 이론 및 선행 연구들을 재검증하였다.

반면 내현적 자기에 여부가 사회적 상호작용 불안으로 가는 직접효과는 유의미하지 않았고, 간접효과만 유의미하였다. 즉, 내현적 자기가 높은 집단이 직접적으로 사회적 상호작용 불안으로 연결되기 보다는 내면화된 수치심 및 자기제시 동기-기대 차이의 간접적 경로를 통해 사회적 상호작용 불안이 유발된다는 것이다. 이를 검증하기 위해 내현적 자기에에서 사회적 상호작용 불안의 직접경로를 제외한 수정모형의 적합도를 확인한 결과 좋은 적합도를 보였다. 또한 내현적 자기가 내면화된 수치심과 자기제시 동기-기대 차이를 통해 사회적 상호작용 불안으로 연결되는 경로의 유의성을 검증한 결과, 모두 유의한 수준임이 증명되었다. 결국 내현적 자기가 높은 집단은 내면화된 수치심이 높을 것이고, 내면화된 수치심이 높아질수록 자기제시 동기-기대 차이를 높이며, 이는 사회적 상호작용 불안에 정적 영향을 미치는 것이라고 볼 수 있다. 이러한 결과는 내현적 자기에 성향을 가진 집단에게 사회적 상호작용 불안이 유발되기 위해서는 내면화된 수치심이 높고, 자기제시 동기가 높은 동시에 자기제시 기대가 낮아야 한다는 전제조건이 중요한 역할을 한다는 것을 보여준다. 내현적 자기가 높은 집

단이 사회적 상호작용 불안에 직접적으로 연결되지 않는다는 결과는 내현적 자기가 사회불안에 직접적인 영향을 주는 동시에 매개변인을 통해 간접적인 영향을 준다는 선행연구들과 부분적으로 일치하는 결과이다(권은미 외, 2009; 박영주, 정남운, 2013; 윤성민, 신희천, 2007). 최인선과 최한나(2013)의 연구에서도 본 연구에서와 같이 내현적 자기에에서 사회불안으로 가는 직접 경로는 유의하지 않고, 내면화된 수치심과 사회적 자기효능감이 완전매개한다는 결과가 있었다. 이러한 결과는 내현적 자기가 직접 사회불안에 영향을 미치지 보다는 사회불안을 더 잘 예측할 수 있는 다른 중간변인을 거치는 메커니즘이 있음을 보여주는 것이다. 즉, 내면화된 수치심과 자기제시 동기-기대 차이가 사회불안을 유발하는 중요한 심리적 요인이라는 점을 시사한다.

본 연구의 시사점은 다음과 같다. 첫째, 내현적 자기에 성향 여부에 따른 내면화된 수치심, 자기제시 동기-기대 차이, 사회적 상호작용 불안간의 관계를 구조모형 검증을 통해 통합적으로 살펴보았다. 내현적 자기에와 사회불안 간 관계를 살펴본 선행연구들은 회귀방정식으로 분석한 연구가 대부분이며 측정오차를 고려하지 못했다는 점을 제한점으로 언급하고 있다(박영주, 정남운, 2013; 서나리, 2011; 윤성민, 신희천, 2007). 또한 구조모형을 통해 관계를 살펴본 연구들은 내현적 자기에 집단의 상/하를 구분하여 살펴보지 않았으나, 본 연구에서는 내현적 자기에의 집단 구분을 통해 내현적 자기가 높은 집단의 특성을 구조적으로 파악하였다는 점에서 선행연구와의 차별성을 찾을 수 있다. 내현적 자기에 속한 집단은 그렇지 않은 집단에 비해 낮은 자존감, 부정적 자기개념, 우울감, 분노억제(박세란 외,



2005; 이준득 외, 2007) 등을 보여 내현적 자기애가 높은 집단에 초점을 맞춘 연구가 필요하다는 것을 알 수 있다.

둘째, 자기제시 동기-기대 차이를 하나의 변인으로 제안하여 자기제시 이론의 논리를 반영하고자 시도하였다는 점에서 의의가 있다. 자기제시 이론에서는 자신이 목적인 인상을 타인에게 보여주고자 하는 자기제시 동기는 높지만, 그러한 인상을 줄 수 있을 것이라는 자기제시 기대가 낮을 때 사회불안이 유발된다고 하였다(Schlenker & Leary, 1982). 그러므로 두 변인의 차이를 매개변인으로 설정한 것은 두 변인을 함께 고려하기보다 각각 혹은 둘 중 한 가지 변인을 중심으로 이루어진 기존 연구들(김은혜, 2009; 양윤란, 2004; 장효진, 2013; 정원자, 2010)의 한계를 보완하기 위한 시도라고 볼 수 있다. 또한 자기제시 동기-기대 차이를 하나의 변인으로 분석한 선행연구들(김민경, 현명호, 2013; 박소영, 2005; 서나리, 2011)의 결과를 경험적으로 재확인하였을 뿐만 아니라, 통계적으로는 자기제시 동기 점수와 자기제시 기대 점수를 표준화하여 분석해 기존 연구들보다 정확한 분석을 시도하였다는 점에서 의의가 있다.

셋째, 내현적 자기애 집단에서 사회적 상호작용 불안으로 가는 경로가 유의미하지 않게 나왔다는 점, 즉 내면화된 수치심과 자기제시 동기-기대 차이의 경로를 통한 간접경로만이 유의하였다는 것은 사회적 상호작용 불안을 유발하는 데 내면화된 수치심과 자기제시 동기-기대 차이가 매우 중요한 역할을 한다는 것을 보여주는 결과이다. 내현적 자기애 성향이 높은 집단은 취약성과 민감성이라는 성격적 특성으로 인해 인정받고 존중받고 착취하려는 자기애적 욕구가 좌절되면 자신의 존재

에 대한 거절감과 공허 등의 내면화된 수치심을 쉽게 느끼게 될 것이다. 자기애와 수치심 간의 관련성은 여러 임상가와 이론가들에 의해 제안되어 왔으며, 자기애적 성격에 있어 수치심은 실패와 결점에 의한 정서적 반응이라는 주장 역시 이를 뒷받침하고 있다(Kernberg, 1970; Kohut, 1971; Morrison, 1983; Morrison, 1983, 1989; 한혜림, 2003에서 재인용). 이처럼 수치심이 내면화된 사람은 자신을 가치 없고 부적절한 존재로 왜곡하여 인식하게 되는데, 이러한 모습을 만회하기 위해 거짓자기로 위장하게 된다(Kaufman, 1989; 김민경, 현명호, 2013에서 재인용). 즉, 타인에게 들리지 않기 위해 타인의 시선 및 평가에 예민해지고, 인정을 이끌어내는 어떠한 인상을 보이려는 자기제시 동기는 높아지겠지만, 내면에 깊이 자리 잡은 수치심으로 인해 스스로를 작고 무기력하게 느껴 자기제시 기대는 낮아질 것이다. 이렇게 자기제시 동기와 자기제시 기대의 간극이 벌어지게 되면, 사회적 상호작용 불안이 유발된다는 경로에 대한 경험적 근거를 마련해주었다.

마지막으로 상담 장면에서의 시사점은 내현적 자기애가 사회적 상호작용 불안에 미치는 영향에서 내현적 자기애라는 성격 특성 자체에 주목하기보다 사회적 상호작용 불안으로 이끄는 내면화된 수치심과 자기제시 동기 및 자기제시 기대에 개입하는 것이 보다 효과적이라는 점을 보여주었다는 것이다. 이러한 결과를 근거로 사회적 상호작용 불안을 호소하는 대학생 내담자들을 상담하는 데 있어 수치심 정서를 다루어주는 정서적 개입과 동시에 자기제시 동기를 낮추고 자기제시 기대를 높이는 인지적 접근 방법을 제안하는 바이다. 대부분의 상담가들은 내담자의 수치심에 조심

스럽게 접근할 것을 권고한다. 수치심의 감정이 매우 고통스럽다는 것을 상담자가 분명히 인식하고, 수치심 속에 있는 깊은 자기애적 욕구의 좌절과 두려움에 대해 충분히 공감해 주어 수치심을 표현하도록 돕는다면 상담의 성과에 긍정적으로 작용할 수 있을 것이다(최인선, 최한나, 2013). 또한 '모든 사람이 나를 좋아해야 한다', '모든 사람에게 인정받아야 한다' 등의 비합리적인 자기제시 동기적 사고에 논박하고, 자신의 긍정적 모습을 자연스럽게 효과적으로 제시할 수 있다는 자기제시 효능감을 높여주는 인지적 개입을 통해 사회불안을 감소하는 데 도움을 줄 수 있을 것이다. 수치심이라는 정서와 자기제시라는 인지적 특성을 함께 다루어준다면, 성격 변인인 자기애에 직접적으로 개입하거나 두 영역 중 한 가지에만 초점을 맞춘 개입보다 통합적인 개입이 가능할 것이다. 이는 내현적 자기애와 사회적 상호작용 불안간 관련성을 살펴본 선행 연구들에서 정서적 측면인 수치심, 혹은 인지적 측면인 자기제시의 중요성만 언급된 데에 비해 효과적인 도움을 제공한다는 데 의의가 있다.

본 연구의 제한점으로는 우선 일반화의 어려움을 들 수 있다. 대학생 집단의 일반화를 위해 서울, 경기, 전북 등 여러 지역에서 표집하기 위한 노력을 기울였으나 여전히 전체 대학생으로 일반화하기에는 한계가 있다. 또한 대학생 집단 뿐 아니라 다른 연령대를 대상으로 하여 보다 넓은 영역으로의 일반화가 요구된다. 내현적 자기애는 생애 초기부터 발현되어 성장 과정에서 발달한다(Freud, 1914; Kernberg, 1975; Kohut, 1971; Millon, 1996; 권석만, 한수정, 2000에서 재인용). 그러므로 사회불안을 겪는 보다 낮은 연령대인 청소년을 대

상으로 이루어지는 연구도 의미가 있을 것이다.

둘째, 자기보고식 질문지를 사용하여 자료를 수집하고 분석하였기 때문에 방어적 태도나 사회적 바람직성의 영향으로 자료가 편향되었을 수 있다. 특별히 수치심은 변인의 특성상 수치심을 경험하더라도 스스로 지각하기 어렵다는 특징이 있어, 이를 자기보고 형식으로 측정하기에는 한계가 있다. 이는 객관적 자기보고식 측정 방식 외에, 투사적 검사나 개인 면담 혹은 내현적 자기애의 상/하 집단을 선별하여 수치심 및 사회불안 상황을 유발한 뒤 변화를 보는 실험연구 등을 통해 검증하는 방법으로 보완할 수 있을 것이다.

셋째, 본 연구에서는 내현적 자기애 경향성이 높은 집단과 낮은 집단을 평균을 기준으로 나누었는데, 내현적 자기애의 성격적 특성을 보다 명확하게 파악하기 위해서는 뚜렷하게 내현적 자기애의 특성을 보이는 집단, 즉 극단적인 상위 집단에 초점을 맞추어 살펴볼 필요가 있다. 또한 내현적 자기애 집단의 심리적 인과관계를 보다 효과적으로 이해하기 위해서 내현적 자기애가 높은 집단과 낮은 집단간 심리적 차이에 대해 보다 심층적으로 살펴보는 추가 연구가 필요하다.

## 참고문헌

- 강문선, 이영순 (2011). 내현적 자기애성향과 내면화된 수치심과의 관계: 인지적 정서 조절 전략의 매개효과. *상담학연구*, 12(5), 1545-1560.
- 강선희, 정남운 (2002). 내현적 자기애 척도의 개발 및 타당화 연구. *한국심리학회지: 상*

- 담 및 심리치료, 14(4), 969-990.
- 강진화 (2009). 자기제시동기 및 자기제시기대가 사회불안에 미치는 영향: 자의식의 매개효과 검증. 성신여자대학교 석사학위논문.
- 권석만, 한수정 (2000). 자기애성 성격장애: 지나친 자기사랑의 함정. 서울: 학지사.
- 권은미, 신민섭, 김은정 (2009). 내현적자기애가 사회공포증에 미치는 영향: 사회적 자기효능감의 매개효과를 중심으로. 한국심리학회지: 일반, 28(3), 627-642.
- 권희영, 홍혜영 (2010). 중학생의 내현적 자기애와 우울과의 관계: 자기비난과 수치심의 매개효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 22(4), 1023-1048.
- 김남재 (1999). 대인불안에 대한 자기제시 동기와 자기제시 기대의 관계. 서울대학교 박사학위논문.
- 김남재 (2000). 대인불안에 대한 자기제시 모형 고찰. 사회과학연구, 6(1), 25-45.
- 김남재 (2004). 자기제시 동기와 대인간 평가가 사회불안에 미치는 영향. 한국심리학회지: 임상, 23(3), 677-695.
- 김민경 (2008). 내면화된 수치심이 사회불안에 미치는 영향: 자기제시 동기, 자기제시 기대, 정서표현 갈등의 매개효과 검증. 중앙대학교 석사학위논문.
- 김민경, 현명호 (2013). 내면화된 수치심과 사회불안의 관계에서 자기제시동기, 자기제시기대 및 정서표현갈등의 매개효과: 대학생들을 중심으로. 한국심리학회지: 임상, 32(1), 161-176
- 김민선, 서영석 (2009). 평가염려 완벽주의와 사회불안의 관계: 부정적 평가에 대한 두려움과 자기제시동기의 매개효과 검증. 한국심리학회지: 일반, 28(3), 525-545.
- 김은혜 (2009). 공적 자의식, 자기제시 동기에 따른 내현적 자기애와 완벽주의의 관계. 이화여자대학교 석사학위논문.
- 김진희 (2011). 청소년의 자기애성향과 분노표현의 관계에서 인지적 정서조절의 중재효과. 숙명여자대학교 석사학위논문.
- 김향숙 (2001). 사회공포증 하위유형의 기억편향. 서울대학교 석사학위논문.
- 김효정 (2009). 대학생의 애착, 분리-개별화와 불안과의 관계: 사회적 지지의 상호작용효과를 중심으로. 이화여자대학교 대학원 석사학위논문.
- 문수백 (2009). 구조방정식모델링의 이해와 적용. 서울: 학지사.
- 박세란, 신민섭, 이훈진 (2005). 외현적 내현적 자기애의 자기평가와 정서 특성. 한국심리학회지: 임상, 24(2), 255-266.
- 박소영 (2005). 완벽주의가 대인불안에 미치는 영향: 자기제시동기와 자기제시기대를 중심으로. 가톨릭대학교 석사학위논문.
- 박영주, 정남운 (2013). 내현적 자기애가 사회적 상호작용 불안에 미치는 영향: 평가염려 완벽주의의 매개효과. 인간이해, 34(1) 55-74.
- 박주영 (2004). 대인불안의 자기제시모델 검증: 자기제시동기와 자기제시효능감이 대인불안에 미치는 영향. 전남대학교 석사학위논문.
- 박지연, 신민섭, 김은정 (2011). 내현적 자기애 성향과 이상섭식행동의 관계에서 신체에 대한 수치심 매개효과 검증. 한국심리학회지: 임상, 30(3), 663-679.
- 백승혜, 현명호 (2008). 내현적, 외현적 자기애 성향자의 적대감, 분노경험수준 및 분노표현양식. 한국심리학회지: 임상, 27(4), 1001-1017.

- 서나리 (2011). 내현적 자기애가 대인불안에 미치는 영향: 자기제시동기와 자기제시기대 차이의 매개효과. 가톨릭대학교 대학원 석사학위논문.
- 서영석 (2010). 상담심리 연구에서 매개효과와 조절효과 검증: 개념적 구분 및 자료 분석시 고려사항. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 22(4), 1147-1168.
- 송언희, 강연우, 허보연, 하정희 (2008). 자기제시동기에 따른 자기애와 진로미결정과의 관계. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 20(3), 819-838.
- 안봉화 (2011). 내현적 자기애와 내면화된 수치심이 대인관계문제에 미치는 영향. 한국의국어대학교 대학원 석사학위논문.
- 양윤란 (2004). 또래관계 기술이 사회불안에 영향을 미치는 기제: 자기제시 기대와 자기통찰의 매개 중재 효과. 연세대학교 박사학위논문.
- 오하연, 박 경 (2012). 사회불안에 미치는 내현적 자기애, 수치심, 부정적 평가에 대한 두려움의 영향에 대한 고찰. 심리치료: 다학제적 접근, 12(2), 77-99.
- 유하나 (2006). 청소년의 자기제시동기와 자기효능감이 사회불안에 미치는 영향: 고등학생을 중심으로. 가톨릭대학교 석사학위논문.
- 윤성민, 신희천 (2007). 내현적 자기애가 사회적 상호작용 불안에 미치는 영향: 경험회피의 매개효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 19(4), 967-982.
- 이인숙, 최해림 (2005). 내면화된 수치심 척도 (ISS)의 타당화 연구 - 애착, 과민성 자기애, 외로움과의 관계. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 17(3), 651-670.
- 이준득, 서수균, 이훈진 (2007). 내현적·외현적 자기애 성향자의 자기개념 명료성과 부정적 정서특성. 한국심리학회지: 임상, 26(2), 463-477.
- 장건희 (2007). 자기애와 자기불일치 및 사회불안의 관계. 가톨릭대학교 석사학위논문.
- 장효진 (2013). 병리적 자기애가 부정적 자기제시에 미치는 영향: 수치심과 완벽주의의 매개역할. 서강대학교 석사학위논문.
- 정민 (2013). 대학생의 사회불안에 대한 성격, 사회적 기술 부정적 자동적 사고 및 수줍음의 매개효과. 상담학연구, 14(3), 1995-2010.
- 정원자 (2010). 내현적 자기애와 사회불안 간의 관계: 자기제시기대와 부정적평가 두려움의 매개효과. 경북대학교 대학원 석사학위논문.
- 조용래, 원호택 (1997). 대인불안에 대한 인지적 평가: 사회적 상호작용에 대한 자기효능감 척도의 개발과 타당화에 관한 연구. 심리학의 연구문제, 4, 397-434.
- 최인선, 최한나 (2013). 내현적 자기애가 사회불안에 미치는 영향: 내면화된 수치심과 사회적 자기효능감의 매개효과. 상담학연구, 14(5), 2799-2815.
- 하정희, 송수민, 정은선 (2010). 자기제시동기에 따른 수치심경향성과 대인관계와의 관계. 상담학연구, 11(3), 993-1006.
- 한혜림 (2004). 자기애가 사회불안에 미치는 영향: 수치심 경향성을 매개변인으로. 연세대학교 대학원 석사학위논문.
- 홍세희 (2000). 구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. 한국심리학회지: 임상, 19(1), 161-177.
- Akhtar, S., & Thomson, J. A. (1982). Overview: Narcissistic Personality Disorder. *American*

- Journal of Psychiatry*, 139(1), 12-20.
- Barrera, T. L., & Norton, P. J. (2009). Quality of life impairment in generalized anxiety disorder, social phobia, and panic disorder. *Journal of Anxiety Disorders*, 23(8), 1086-1090.
- Besser, A., & Priel, B. (2009). Emotional responses to a romantic partner's imaginary rejection: The roles of attachment anxiety, overt narcissism, and self evaluation. *Journal of Personality*, 77(1), 287-325.
- Cook, D. R. (1987). Measuring shame: The internalized shame scale. *Alcoholism Treatment Quarterly*, 4(2), 197-215.
- Dickinson, K. A., & Pincus, A. L. (2003). Interpersonal analysis of grandiose and vulnerable narcissism. *Journal of Personality Disorders*, 17(3), 188-207.
- Ferrari, J. R. (1992). Procrastinators and perfect behavior: An exploratory factor analysis of self-presentation, self-awareness, and self-handicapping component. *Journal of Research in Personality*, 26, 75-84.
- Hambrick, J. P., Turk, C. L., Heimberg, R. G., Schneier, F. R., & Liebowitz, M. R. (2003). The experience of disability and quality of life in social anxiety disorder. *Depression and Anxiety*, 18(1), 46-50.
- Harder, D. H., & Zalma, A. (1990). Two promising shame and guilt scales: A construct validity comparison. *Journal of Personality Assessment*, 55(3-4), 729-745.
- Hendin, H. M., & Cheek, J. M. (1997). Assessing hypersensitivity narcissism: A reexamination of Murray's Narcism Scale. *Journal of Research in Personality*, 31, 588-599.
- Katzelnick, D. J., Kobak, K. A., DeLeire, T., Henk, H. J., Greist, J. H., Davidson, J. R., Schneier, F. R., Stein, M. B., & Helstad, C. P. (2001). Impact of generalized social anxiety disorder in managed care. *American Journal of Psychiatry*, 158(12), 1999-2007.
- Kline, R. B. (2010). 구조방정식모형: 원리와 적용. (이현숙, 김수진, 전수현 역). 서울: 학지사. (원전은 2004에 출판).
- Leary, M. R., & Kowalski, R. M. (1995). The self-presentation model of social phobia. *Social Phobia: Diagnosis, Assessment, and Treatment*, 94-112.
- Lutwak, N., & Ferrari, J. R. (1997). Shame-related social anxiety: Replicating a link with various social interaction measures. *Anxiety, Stress, and Coping*, 10(4), 335-340.
- McGregor, H. A., & Elliot, A. J. (2005). The shame of failure: Examining the link between fear of failure and shame. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 31(2), 218-231.
- Mattick, R. P., & Clarke, J. C. (1998). Development and validation of measures of social phobia scrutiny fear and social interaction anxiety. *Behaviour Research and Therapy*, 36(4), 455-470.
- Scheff, T. J. (1988). Shame and conformity: The deference-emotion system. *American sociological review*, 53(3), 395-406.
- Schlenker, B. R., & Leary, M. R. (1982). Social anxiety and self-presentation: A conceptualization model. *Psychological Bulletin*, 92(3), 641-668.
- Smolewska, K., & Dion, K. (2005). Narcissism and adult attachment: A multivariate approach. *Self*

- and Identity*, 4(1), 59-68.
- Stemberger, R. T., Turner, S. M., Beidel, D. C., & Calhoun, K. S. (1995). Social phobia: an analysis of possible developmental factors. *Journal of Abnormal Psychology*, 104(3), 526-531.
- Tangney, J. P., & Dearing, R. L. (2002). *Shame and Guilt*. New York: The Guilford Press.
- Twenge, J. M., & Campbell, W. K. (2003). "Isn't it fun to get the respect that we're going to deserve?" Narcissism, social rejection, and aggression. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 29(2), 261-272.
- 원 고 접 수 일 : 2016. 03. 24  
수정원고접수일 : 2016. 07. 17  
게 재 결 정 일 : 2016. 08. 10

The relationship between covert narcissism and social interaction anxiety:  
The mediating effects of internalized shame and  
the gap between self-presentation motivation and expectancy

Ha Young Na  
Hanyang University

Tae Seob Shin  
Ewha Womans University

This study aims to present a hypothesized modification model developed to examine the structural relationships between covert narcissism, internalized shame, self-presentation motivation and expectation and social interaction anxiety. Participants included 372 college students. Major findings are as follows: First, all variables showed significant correlations. Second, the structural model used to examine the relationship between covert narcissism, social interaction anxiety, internalized shame, and the gap between self-presentation motivation and expectancy, was valid. All paths of the hypothesized model, except for the direct path from covert narcissism to social interaction anxiety, were significant. Third, after verifying the modification model, except for the direct path from covert narcissism to social interaction anxiety, it was found that the full mediation model, especially with regards to simplicity, surpassed the initial meditation model.

*Key words* : *covert narcissism, social interaction anxiety, internalized shame, the gap between self-presentation motivation and expectancy*