

대학생의 정서인식명확성과 사회적 상호작용 불안의 관계에서 수용의 매개효과[†]

김 영 자[‡] 정 남 운
가톨릭대학교 심리학과

본 연구의 목적은 정서인식명확성과 사회적 상호작용 불안의 관계를 수용이 매개하는지 검증하는 것이다. 또한, 성별에 따라 정서인식명확성과 사회적 상호작용 불안의 관계를 수용이 매개하는 구조모형의 경로에서 차이가 나타나는지도 알아보았다. 경기도 지역에 소재한 대학교의 학생 403명을 대상으로 하여 특질 상위 기분 척도(TMMS), 수용-행동 질문지(AAQ-16), 사회적 상호작용 불안 척도(SIAS)를 사용하여 측정하였다. 분석 결과, 정서인식명확성은 남학생이 여학생보다 높은 점수를 보였고, 수용은 남학생이 여학생보다 높은 점수를 보였으며, 사회적 상호작용 불안은 여학생이 남학생보다 높은 점수를 보였다. 정서인식명확성이 사회적 상호작용 불안에 영향을 미치는 모형에서 수용이 부분매개 하는 것으로 검증되었다. 한편, 정서인식명확성과 사회적 상호작용 불안의 관계를 수용이 부분매개 하는 모형은 성별에 따라 경로계수에서 유의한 차이가 나타났다. 즉, 정서인식명확성이 수용에 이르는 경로와 수용이 사회적 상호작용 불안에 이르는 경로는 남학생보다 여학생에게 강한 효과를 갖는 것으로 드러났다. 이러한 결과는 사회적 상호작용 불안을 줄이는데 있어서 수용을 향상시키는 것이 중요하며, 이는 여성의 경우에 보다 큰 영향을 미칠 수 있음을 의미한다. 이러한 결과를 바탕으로 본 연구의 시사점과 제한점 및 추후 연구를 위한 제언을 논의하였다.

주요어 : 정서인식명확성, 수용, 사회적 상호작용 불안, 부분매개

[†] 이 논문은 김영자(2014)의 석사학위 청구논문을 수정 정리한 것임.

[‡] 교신저자(Corresponding author) : 김영자, (14662) 경기 부천시 원미구 지봉로 43 가톨릭대학교 심리학과, Tel: 02-2164-4270, E-mail: krylj@naver.com

사람은 사람 속에서 살아야 한다. 사람은 사회 속에서 태어나서 관계를 통해서 성장하기 때문이다(김해남, 2006). 그런데 국민건강보험공단의 통계에 따르면, 2008년에 사회불안 장애로 치료받은 환자의 수가 1만 4,000여명으로, 그 가운데 20대에 해당하는 환자의 수는 2005년에 비해 42%나 증가된 것으로 조사되었다(동아일보, 2009). 20대 초반은 대학생에 해당되는 시기로, 가족이나 친구처럼 한정적인 관계를 넘어서 능동적인 방식으로 대인 관계를 형성하고 확장시키는 것이 주된 발달과제이다(조윤주, 박장희, 2005). 이처럼 이후의 대인관계 및 사회생활을 좌우하는 중요한 때에 상당수의 젊은이들이 사회적인 상황에서의 불안으로 인해 고통 받고 도움을 요청하고 있는 실정이다.

과거에는 대인불안 혹은 사회불안을 일반화된 유형으로 이해했지만, 90년대 이후에는 상황의 특성에 따라 구분해야 한다는 주장이 제기되었다(Leary & Kowalski, 1995). 사회불안을 타인의 관찰 하에서 수행할 때 느끼는 불안과 상호작용을 할 때 느끼는 불안으로 구분함에 따라, 증상의 양상과 심리적 기제에 맞는 적절한 치료적 개입과 치료효과에 대한 평가를 가능케했다(김향숙, 2001; Kessler, Stein, & Berglund, 1998). 따라서 본 연구에서는 대학생들의 일상생활에서 빈번하게 일어나고 광범위한 대인관계상황을 상징하며 보다 역기능적이라고 밝혀진 사회적 상호작용 불안을 주목하여 살펴보고자 한다.

사회적 상호작용 불안(social interaction anxiety)은 '다른 사람과 만나거나 이야기하는 상황에서 자신의 말과 행동이 지루하고 어리석어 보이거나 적절한 반응을 못해 무시당할 것에 대한 불안이나 두려움'을 말한다. 기존 연구들을 살펴보면, 완벽주의,

비합리적 신념, 부정적 자기개념, 부적응 귀인양식, 자동적 사고, 부정적 평가에 대한 두려움 등 인지적 부분에 초점을 두었다. 치료방법도 1970년대까지는 행동치료의 영향으로 체계적 둔감법과 사회적 기술 훈련이, 1980년대에는 인지치료와 노출치료가, 1990년대에는 인지치료와 행동치료가 결합된 인지행동치료(Cognitive-Behavior Therapy: CBT)가 다양한 심리적 장애에 폭넓게 적용되었다(이정운, 1996).

최근까지 CBT는 노출법, 사회적 기술훈련, 정서통제, 인지재구조화 등을 통해서 사회적 상호작용 불안을 치료하는 효과적인 방법으로 인정받아왔다(Wallach, Safir, & Bar-Zvi, 2009). 그러나 한계점 역시 드러났는데, CBT 치료 프로그램의 참여자 상당수가 지속적인 심리적 손상과 잔여 증상을 보였고, 25%는 처지에 반응조차 하지 않았으며, 반응한 참가자들도 사회적 상호작용 불안의 정도가 일반인의 수준까지 호전되지 않았다(Heimberg et al., 1998; Herbert et al., 2005). Lazarus(1993)는 경험에 대한 대처가 인지적인 면에 치중되어 있다고 지적하면서 생각으로 정서를 조절하려는 노력이 최선이 아닌 경우, 정서 자체에 초점을 맞추는 방법을 고려해야한다고 하였다.

특히, 사회적 상호작용 불안이 있는 사람들은 대인관계 상황에서 심장 박동 증가나 뺨붉힘, 손 떨림과 같은 신체반응을 밖으로 드러내지 않으려고 애쓰거나 타인을 피한다(Clark & Wells, 1995). 이런 회피행동은 단기적으로 부정적인 경험을 피하는 이득을 주지만, 부정적 경험 및 생리적 각성의 증가, 에너지 사용의 방해, 개인 성장의 저해 등 장기적으로는 부정적인 영향을 미치게 된다(Abramowitz, Tolin, & Street, 2000). 허재홍

(2005)은 자율신경계 신체반응이 일어나는 경우 경험회피가 높은 경우에만 불안이 발생된다고 하면서, 있는 그대로 체험하고 자각하는 것이 오히려 불안수준을 낮출 수 있다고 하였다. 즉, 수용의 중요성을 역설한 것이다.

이러한 흐름에 입각하여 CBT의 한계를 인식하고 보완할 수 있는 대안적인 치료법으로 행동치료의 제 3 물결로 알려진 수용 중심적인 치료적 접근이 등장하였다(문현미, 2005). 대표적으로 수용전념치료(Acceptance Commitment Therapy: ACT), 마음챙김에 기반을 둔 인지치료(Mindfulness Based Cognitive Therapy: MBCT), 변증법적 행동치료(Dialectical Behavioral Therapy: DBT)를 들 수 있다. 가장 큰 차이점은 전통적인 인지치료가 정서나 인지를 직접적으로 변화시키려는 변화 지향적인(change-based) 접근이었다면, 수용중심치료는 경험의 수용과 맥락의 변화를 이해하는 수용 중심적인(acceptance-based) 접근이라는 것이다.

수용전념치료의 근간이 되는 개념인 수용(acceptance)은 ‘사건을 온전하게 방어하지 않고 그대로 경험하는 것’을 말한다. 이는 상위 인지적 자각(metacognitive awareness)과도 연결되는데, ‘부정적 사고나 감정이 단지 정신적 사건으로 자기 자신과는 다르게 경험하는 것’이다(Teasdale et al., 2002). 즉, 부정적인 경험을 통제하거나 회피하지 않고 생각과 감정을 있는 그대로 알아차리고 경험하면서 심리적 유연성 증진을 통해 삶에 집중하도록 돕는 것이다(Hayes, Strosahl, & Wilson, 1999). 비판단적인 수용을 통해 회피 행동이 줄어들면, 몸과 마음의 반응을 보다 자연스럽게 받아들이고 유연하게 대처할 수 있게 된다는 것이다(Block & Wulfet, 2000).

Singer와 Dobson(2007)는 수용 수준이 높으면 불안 증상의 보호요인으로 작용하여 회복력을 높임을 밝혔고, 오은혜, 노상선, 조용래(2009)도 정서에 대한 낮은 수용과 주의가 사회적 상호작용 불안을 유의하게 예측하는 요인임을 확인하였다. 성인들을 대상으로 한 수용 중심의 ACT 프로그램에서는 불안과 회피가 감소되었고(Dalrymple & Herbert, 2007), 대학생을 대상으로 한 수용 프로그램에서도 사회적 상호작용 불안이 감소하고 자기 효능감이 향상되는(김미옥, 손정락, 2013) 등 사회적 상호작용 불안을 다루는 데 있어서 수용에 기반한 치료의 효과가 경험적으로 입증된 바 있다.

또한 사회적 상호작용 불안의 집단이 일반화된 불안장애나 정상통제집단에 비해 정서에 주의를 덜 기울이며, 정서를 기술하는데 더 많은 어려움을 겪는 것이 발견되었다(이수정, 2001; Turk, Heimberg, Luterek, Mennin, & Fresco, 2005). Goldman, Kraeman과 Salovey(1996)는 실험에서 자신의 기분을 명확하게 경험하는 사람일수록 부정적 기분 회복이 빠르다는 것을 확인하였고, Summerfeldt, Kloosterman, Antony와 Parker (2006)는 정서를 관리하는 것이 대인관계의 적응을 예측하고 궁극적으로 사회적 상호작용 불안을 감소시킨다는 것을 밝혔다. 이러한 연구들은 사회적 상호작용 불안에 있어서 정서인식의 중요성을 대변해준다.

정서인식명확성(emotional clarity)은 나와 다른 사람의 정서를 분명하게 알고 이를 설명할 수 있는 능력으로 개인이 정서의 이해하는 정도를 반영한다. Mayer와 Stevens(1994)은 정서인식이 정서경험에서 가장 기본이 되는 것이자, 정서 처리 과정의 가장 중요한 요소라고 하였다. Salovey,

Mayer, Goldman, Turvey와 Palfai(1995)는 정서 인식이 지금 일어나는 정서적 반응을 언어중추를 사용하여 파악함으로써 정서의 상태를 하나씩 확인해가는 심리적 과정으로, 자신의 정서를 알고 정의내리는 능력이라고 하였다. 이는 단순히 자신의 감정이 싫고 좋다는 것을 아는 것과는 다르게 자신의 정서를 이해하는 것을 뜻한다(신아영, 김정호, 김미리혜, 2010).

정서인식명확성은 수용과도 밀접한 관련이 있는데, Greenberg(2004)는 일차정서에 접근해서 지각한 후에야 그 정서를 해소할 수 있다고 보았고, 김영혜(2003)는 정서에 대한 인식이 이루어진 후에 이해와 정리를 통한 수용이 일어난다고 보았다. 이는 McFarland와 Buehler(1997)이 자신의 정서를 관리하기 위해서는 먼저 정서를 명확하게 자각하는 능력이 필요하다고 밝힌 연구 결과에 의해 지지된다. 또 자각과 수용을 기초한 마음챙김 인지치료연구에서도 정서인식명확성이 촉진될수록 정서에 대한 수용이 향상되었으며, 이는 임상환자들의 우울, 불안의 감소에 긍정적으로 작용하였다(전미애, 김정모, 2011).

한편, Turk 등(2005)은 사회적 상황에 따라 남녀의 불안 정도가 다르게 나타나지만 성차에 대한 연구는 미비한 실정이라고 하였고, Dickstein(2000)은 사회적 상호작용 불안에 있어서 성차를 탐색하는 것은 성별에 따른 원인을 밝히고 더 나은 치료 계획을 수립하는 데 중요하다고 강조하였다. 따라서 본 연구에서는 대학생의 정서인식명확성과 사회적 상호작용 불안의 관계를 수용이 매개하는지 알아보고, 정서인식명확성과 사회적 상호작용 불안의 관계를 수용이 매개하는 모형에서 성별에 따라 구조모형의 경로에 차이가 있는

지도 함께 살펴보고자 한다.

방법

참여자

본 연구에서는 경기도에 소재한 4년제 대학교의 학생 443명을 대상으로 자기보고식 설문 조사를 실시하였다. 그 중 기재사항을 누락하거나 불성실하게 응답한 40명을 제외한 총 403명의 설문을 분석에 사용하였다. 성별은 남자 134명(33.3%), 여자 269명(66.7%)이었고, 평균연령은 만 20.97세 ($SD = 2.51$)였다.

측정도구

특질 상위 기분 척도(Trait Meta-Mood Scale: TMMS). 정서인식명확성 수준을 측정하기 위하여 Salovey 등(1995)이 개발하고 이수정과 이훈구(1997)가 번안 및 타당화한 한국판 특질 상위 기분 척도를 사용하였다. TMMS는 정서인식명확성 11문항, 정서에 대한 주의 5문항, 정서조절기대 5문항으로 구성되는데, 본 연구에서는 정서인식명확성 11문항만을 사용하였다. 각 문항은 5점 척도(1점 = 전혀 그렇지 않다, 5점 = 매우 그렇다)로 평정하고 5개의 문항(1, 2, 4, 7, 11번)은 역방향으로 채점하며 자신의 정서를 명확하게 인식할수록 점수가 높다. 이서정과 현명호(2008)가 대학생을 대상으로 한 연구에서 내적 합치도(Cronbach α)는 .84였고, 본 연구에서는 .86으로 나타났다.

수용-행동 질문지(Acceptance and Action Questionnaire-16: AAQ-16). 수용의 수준을 측정하기 위하여 Hayes 등(2004)이 9문항 형보다 더 민감하다고 제안한 16문항 형을, 문현미(2005)가 번안 및 타당화한 수용-행동 질문지를 사용하였다. AAQ-16은 부정적 정서를 경험하면서도 어느 정도 활동에 전념하는가를 측정하는 행동 9문항, 부정적 내적 경험에 대해 회피하지 않고 기꺼이 경험하는 경향을 측정하는 수용 7문항으로 총 16문항으로 구성되어있다. 각 문항은 7점 척도(1 = 전혀 그렇지 않다, 7점 = 항상 그렇다)로 평정하며 수용이 잘될수록 점수가 높다. 8개의 문항(2, 3, 6, 8, 9, 11, 14, 15번)은 역방향으로 채점하고 거꾸로 채점했을 때는 '경험적 회피'의 정도가 높은 것으로 해석된다(Hayes et al., 2004). 대학생을 대상으로 한 문현미(2005)의 연구에서 내적 합치도(Cronbach α)는 .82였고, 본 연구에서는 .77로 나타났다.

사회적 상호작용 불안 척도(Social Interaction Anxiety Scale: SIAS). 사회적 상호작용 불안의 수준을 측정하기 위하여 Mattick과 Clarke(1998)가 개발하고 김향숙(2001)이 번안 및 타당화한 한국판 사회적 상호작용 불안 척도를 사용하였다. 총 19문항으로 타인과의 만남과 대화, 낯선 사람이나 이성과 어울리는 것 등 사회적 상호작용을 요구하는 다양한 상황에서 경험하는 정서적, 행동적, 인지적 반응을 측정한다. 각 문항은 5점 척도(1 = 전혀 그렇지 않다, 5점 = 매우 그렇다)로 평정하고 2개의 문항(8, 10번)은 역방향으로 채점하며 사회적 상호작용 불안이 클수록 점수가 높다. 대학생을 대상으로 한 김향숙(2001)의 연구

에서 내적 합치도(Cronbach α)는 .92였고, 본 연구에서도 .92로 나타났다.

연구절차

경기도에 소재한 4년제 대학교에서 교양과목을 수강하는 재학생을 대상으로 2014년 3월 15일부터 4월 1일까지 설문조사를 실시하였다. 설문을 하기 전에 참여자들에게 연구의 목적 및 내용을 충분히 설명하고 참여에 동의를 구한 후에 구두로 동의를 받았다. 그리고 개인정보의 누출이 없을 것이며 연구 참여하는 것은 언제든지 포기할 수 있음을 알렸다. 설문지는 특질 상위 기분 척도(TMMS), 수용-행동 질문지(AAQ-16), 사회적 상호작용 불안 척도(SIAS)로 구성되었고 응답에 소요된 시간은 약 5분이었으며 설문에 응한 참여자에게는 소정의 답례품을 제공하였다.

분석방법

본 연구의 자료분석을 위해 SPSS 20.0과 AMOS 18.0 통계 프로그램을 사용하였다. 먼저 주요 변인들 간의 관계성을 살펴보기 위해 상관분석을 실시하고, 성별에 따라 차이가 있는지를 알아보기 위하여 독립된 t 검증을 실시하였다. 그리고 정서인식명확성과 사회적 상호작용 불안의 관계에서 수용의 매개효과를 확인하기 위해 구조적 관계를 이론적으로 설정하였다. 측정 모형과 측정변수의 타당도를 살펴보기 위해서 변인들의 왜도와 첨도의 값을 산출하고 확인적 요인분석을 실시하였다. 이를 통해 확인된 모형이 경험적 자료에 얼마나 잘 부합되는지 알아보기 위해 구조

방정식 모형(Structural Equation Modeling: SEM)을 통해 검증하였다. 연구모형과 경쟁모형을 설정하여 주로 많이 사용되는 적합도 지수(GFI: Goodness of Fit Index), 이론모형이 상대적으로 얼마나 자료를 잘 설명하는가를 보여주는 비교부합 지수(CFI: Comparative Fit Index), 모형의 간명도를 결합한 터커-루이스 지수(TLI: Tucker-Lewis Index), 표준합치도 지수(NFI: Normed Fit Index), 모형의 간명성과 적합도를 동시에 고려하는 근사평균 오차제곱근(RMSEA: Root Mean Square Error of Approximation)을 살펴보았다. GFI, CFI, TLI, NFI는 일반적으로 .90 초과이면 좋은 적합도로 간주되고, RMSEA 지수는 .05 미만이면 좋은 적합도, .08 미만이면 괜찮은 적합도, .10 초과이면 나쁜 적합도로 간주된다(홍세희, 2000). 검증된 모형의 매개효과의 유의성을 검증하기 위하여 부트스트랩(Bootstrap)을 실시하고, 남녀 집단별로 구조 모형에 차이가 있는지 검증하기 위해서 다집단 분석(Multi-sample Analysis)를 실시했다. 다집단 분석은 두 집단 이상을 나누어 동시에 투입하는 다중 집단 인과모형 분석으로 두 집단에 대하여 경로 간 동일화 제약(equality constraint)을 가한 다음 기저 모형

(baseline model)과 제약모형(constraint model) 간의 χ^2 차이 검증을 통해 가설을 검증하는 방법이다. 다집단 분석은 형태동일성(configural invariance)검증, 측정동일성(metric invariance) 검증, 구조동일성(structural invariance) 검증 과정을 거친다. 이 때, 앞 단계가 검증되지 않으면 다음 단계가 진행될 수 없다.

결 과

주요 변인들 간 상관분석

연구 모형에 포함된 변인들 간 관련성을 알아보기 위해 남녀로 나누어 상관분석을 실시하였고, 그 결과를 표 1에 제시하였다. 그 결과, 모든 변인들 간 상관이 통계적으로 유의하였다. 남녀 집단 모두에서 정서인식명확성과 수용은 사회적 상호작용 불안과 부적상관을 나타냈다. 또 정서인식명확성과 수용은 정적상관을 나타냈다.

성별에 따른 주요 변인들의 평균과 표준편차

성별에 따른 주요 변인들의 평균과 표준편차를

표 1. 주요 변인들의 상관 및 왜도와 첨도

남 \ 여	1	2	2-1	2-2	3
1. 정서인식명확성	-	.41**	.30**	.41**	-.45**
2. 수용(전체)	.34**	-	.88**	.85**	-.50**
2-1. 수용	.28**	.88**	-	.50**	-.35**
2-2. 행동	.28**	.76**	.36**	-	-.53**
3. 사회적 상호작용 불안	-.42**	-.35**	-.21**	-.40**	-
왜도	-.32	-.20	.14	-.22	-.02
첨도	-.11	.26	-.17	.65	-.58

** $p < .01$.

알아보기 위해 독립된 *t*검증을 실시하였고, 그 결과를 표 2에 제시하였다. 그 결과, 성별에 따른 주요 변인들의 평균 차이가 통계적으로 유의하였다. 정서인식명확성과 수용의 수준은 남학생이 여학생보다 높게 나타났고, 사회적 상호작용 불안의 수준은 여학생이 남학생보다 높게 나타났다.

측정모형 검증

구조모형 검증에 앞서, 측정변인들이 해당 잠재변인을 타당하게 구인하고 있는지를 확인하였다. 우선 모든 변인들의 왜도 및 첨도를 확인한 결과, 절대값이 각각 2와 7을 넘지 않아 정상분포 가정

을 충족하는 것으로 나타났다. 단일요인으로 구성되어 있는 정서인식명확성과 사회적 상호작용 불안의 경우 항목묶음을 실시하여 각각 3개의 하위요인으로 구성하였고, 수용은 기존의 2개의 하위요인으로 구성하였다. 측정모형을 검증한 결과, $\chi^2(17, N = 403) = 38.509, p < .01; GFI = .977; CFI = .989; TLI = .981; NFI = .980; RMSEA = .056$ 으로 좋은 적합도를 나타내어 측정모형이 자료에 적합한 것으로 나타났다. 표 3에 제시한 바와 같이 측정변수의 모든 요인부하량은 통계적으로 유의하였다($p < .001$). 따라서 본 연구에서 8개의 측정변수로 3개의 잠재변인을 측정하는 것이 적합함을 알 수 있다.

표 2. 성별에 따른 평균과 표준편차

변인명	남(<i>n</i> = 134)	여(<i>n</i> = 269)	전체(<i>n</i> = 403)	<i>t</i>
정서인식명확성	3.71(.58)	3.58(.62)	3.62(.61)	2.12*
수용(전체)	4.25(.66)	3.97(.69)	4.06(.69)	4.02***
수용	4.04(1.06)	3.77(.95)	3.86(.99)	2.54*
행동	4.42(.60)	4.12(.68)	4.22(.67)	4.46***
사회적 상호작용 불안	2.51(.65)	2.79(.66)	2.69(.67)	-4.00***

*** $p < .001$, * $p < .05$. ()안은 표준편차임.

표 3. 측정모형의 요인부하량

잠재변수	측정변수	<i>B</i>	<i>S.E.</i>	<i>C.R.</i>	β
정서인식명확성	명확성1	1.000			.836***
	명확성2	1.211	.065	18.673	.833***
	명확성3	0.993	.052	19.137	.856***
수용(전체)	수용	1.000			.555***
	행동	1.300	.165	7.903	.834***
사회적 상호작용 불안	불안1	1.000			.891***
	불안2	0.904	.037	24.528	.874***
	불안3	0.864	.033	26.532	.916***

*** $p < .001$.

구조모형 검증

각 변인들 간 구조적 관계를 설명하기 위해 연구모형으로 정서인식명확성과 사회적 상호작용 불안의 관계에서 수용의 부분매개모형을 선정하였다. 또 경쟁모형으로 정서인식명확성에서 사회적 상호작용 불안으로 가는 직접경로를 제거한 완전매개모형을 설정하여, 두 모형의 적합도를 비교하여 표 4에 제시하였다. 연구모형인 부분매개모형의 적합도는 $\chi^2(17, N = 403) = 38.509, p < .01; GFI = .977; CFI = .989; TLI = .981; NFI = .980; RMSEA = .056$ 으로 양호한 것으로 나타났다. 경쟁모형인 완전매개모형의 적합도 역시 $\chi^2(18, N = 403) = 49.256, p < .001; GFI = .970; CFI = .983; TLI = .974; NFI = .974; RMSEA = .066$ 으로 양호했다. 두 모형 모두 유사한 적합도를 보였으나, 선행 연구에서 정서인식명확성과 수용은 각각 다른 독립적 개념으로(김영혜, 2003) 정서인식명확성이 사회적 상호작용 불안에 미치는 영

향이 밝혀졌으므로(Goldman et al., 1996; Summerfeldt et al., 2006) 최종적으로 연구모형인 부분매개모형을 채택하였다.

간접효과 검증

정서인식명확성이 수용을 거쳐 사회적 상호작용 불안으로 가는 경로의 매개효과를 표 5에 제시하였다. 분석 결과, 95% 신뢰구간에 0이 포함되지 않으므로 통계적으로 유의함을 알 수 있다. 따라서 정서인식명확성과 사회적 상호작용 불안의 관계에서 수용이 매개하는 것으로 밝혀졌다.

성별에 따른 다집단 분석

성별에 따른 부분매개모형과 완전매개모형의 적합도를 비교하여 표 6에 제시하였다. 남학생 집단의 χ^2 차이 값은 3.936로 자유도의 차이 1에서 통계적으로 유의하였고($p < .05$), 여학생 집단의

표 4. 부분매개모형과 완전매개모형의 적합도 지수

	χ^2	df	p	GFI	CFI	TLI	NFI	RMSEA (신뢰구간 90%)
부분매개모형 (연구모형)	38.509	17	.00	.977	.989	.981	.980	.056
완전매개모형 (경쟁모형)	49.256	18	.000	.970	.983	.974	.974	.066

표 5. 부분매개모형의 직접효과, 간접효과, 총효과

경로	직접효과	간접효과 95%치[LL, UL]	총효과
정서인식 → 수용	.497	-	.497
정서인식 → 상호작용 불안	-	-.256 [-.375, -.169]	-.486
수용 → 상호작용 불안	-.515	-	-.515

χ^2 차이 값은 6.595로 자유도의 차이 1에서 통계적으로 유의하였다($p < .05$). 따라서 남학생과 여학생 집단 모두 부분매개모형이 채택되어 형태동일성 가정이 성립되었다.

형태동일성과 측정동일성, 구조동일성 모형 간의 적합도를 비교하여 표 7에 제시하였다. 형태동일성과 측정동일성 모형의 χ^2 차이 값은 2.606이고, 자유도의 차이 5에서 통계적으로 유의하지 않았다($p < .05$). 두 모형은 유사한 모형이고, 측정동일성 모형의 적합도 지수가 형태동일성 모형의 적합도 지수에 비해 나빠지지 않았으므로 측정동일성이 성립되었다($\Delta CFI = .001$, $\Delta TLI = .006$,

$\Delta RMSEA = -.005$). 이를 통해 본 연구에서 가정한 각 측정변인들이 남학생 집단과 여학생 집단에서 통계적으로 동일한 잠재변인을 측정하고 있음이 확인되었다. 측정동일성과 구조동일성 모형의 χ^2 차이 값은 46.196이고, 자유도의 차이는 8로 통계적으로 유의하였다($p < .05$). 즉, 구조동일성이 성립하지 않아 성별에 따라 경로계수에서 유의한 차이가 있음이 확인되었다.

성별에 따른 경로계수를 그림 1에 제시하였다. 남녀 집단은 모든 경로계수가 $p < .001$ 수준에서 유의하였다. 경로계수의 절대값은 .10보다 작으면 작은 효과를, .10에서 .50이면 중간효과를, .50

표 6. 형태동일성 검증의 적합도 지수

모형	남자				여자			
	χ^2	df	TLI	RMSEA	χ^2	df	TLI	RMSEA
부분매개모형	37.668	17	.938	.096	28.365	17	.986	.050
완전매개모형	41.604	18	.934	.099	34.960	18	.980	.059

표 7. 측정 동일성과 구조 동일성 검증의 적합도 지수

	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA
형태동일성(기저모형)	66.093	34	.983	.971	.049
측정 동일성	68.699	39	.984	.977	.044
구조 동일성	114.895	47	.963	.956	.060

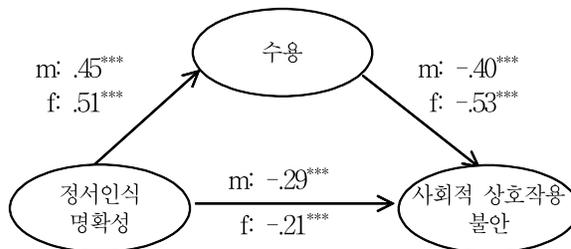


그림 1. 남녀 부분매개모형의 표준화 경로계수

*** $p < .001$.

이상이면 큰 효과를 나타낸다(Klein, 1998). 남녀 집단 모두 정서인식명확성이 사회적 상호작용 불안에 부적 영향을 미치고 중간효과를 갖았다. 또 남녀 집단 모두 정서인식명확성은 수용에 정적 영향을, 수용은 사회적 상호작용 불안에 부적 영향을 미쳤으나, 남학생 집단은 각각 중간효과를, 여학생 집단은 각각 큰 효과를 갖았다. 종합해보면, 남녀 집단 모두 정서인식명확성이 사회적 상호작용 불안에 이르는 경로보다 수용을 통한 경로에서 큰 영향을 받았고, 특히 여학생에게 더 강력하게 작용했음을 알 수 있다.

논 의

본 연구의 결과를 선행연구와 관련하여 논의하면 다음과 같다.

첫째, 정서인식명확성, 수용, 사회적 상호작용 불안의 수준이 성별에 따라 차이가 있는지를 살펴보았다. 그 결과 정서인식명확성 수준은 남학생이 여학생에 비해 통계적으로 유의하게 더 높은 것으로 나타났다. 남성의 정서인식명확성의 점수가 여성에 비해 높은 것으로 보고한 연구(Thayer, Rossy, Ruiz, & Johnsen, 2003)와 일치하는 결과이지만, 여성이 남성보다 정서인식명확성이 높게 나타난 연구나(이효림, 2005) 남성과 여성의 정서인식명확성 차이가 유의하지 않은 연구(정운진, 2003)와는 불일치하는 결과이다. 이렇듯 연구 결과가 일치하지 않는 이유의 하나로 대상의 연령이나 표집의 문제를 생각해볼 수 있다. 남자와 여자는 연령에 따라 신체적 변화와 함께 심리적 변화도 상이하게 나타난다. 따라서 아동 및 청소년을 대상으로 한 연구와 성인을 대상으로 한 연구

의 결과가 다를 수 있다. 수용의 수준은 남학생이 여학생에 비해 통계적으로 유의하게 더 높은 것으로 나타났는데, 이는 수용의 역방향으로 계산되는 경험회피의 개념으로 이해될 수 있을 것으로 보인다. 남성은 여성에 비해 경험 회피를 할 때에 사회통념에 반하여 부정적으로 인식될 가능성이 높으므로 보다 적극적으로 행동하기 때문일 수 있다. 반면, 사회적 상호작용 불안의 수준은 여학생이 남학생에 비해 통계적으로 유의하게 더 높은 것으로 나타났다.

둘째, 정서인식명확성과 사회적 상호작용 불안의 관계에서 수용의 매개효과를 확인하기 위해 구조적 관계를 알아보았다. 부분매개모형과 완전매개모형의 적합도 지수가 모두 양호한 편이었으나, 정서인식명확성과 수용은 각각 다른 독립적 개념이고(김영혜, 2003) 정서인식명확성이 사회적 상호작용 불안에 영향을 미친다는 선행 연구(Goldman et al., 1996; Summerfeldt et al., 2006)를 토대로 부분매개모형을 최종 모형으로 채택하였다. 그 결과 정서인식명확성이 직접적으로 사회적 상호작용 불안에 미치는 영향뿐 아니라, 수용을 매개로 하여 사회적 상호작용 불안에 유의한 영향을 미친다는 것이 확인되었다. Hayes, Luoma, Bond, Masuda와 Liliis(2006)은 수용의 개념을 확장시켜 심리적 유연성을 제안하였는데, 심리적 유연성이란 어떤 순간 드는 생각이나 느낌, 신체반응을 방어하지 않고 있는 그대로 충분히 체험하면서 자신의 목표나 가치를 달성하기 위해 개인이 처한 상황에 맞추어 자신의 행동을 유지하거나 바꾸는 능력을 말한다. 즉, 자신의 불안을 있는 그대로 체험하게 되면 대인관계 흔히 범하는 억제나 회피행동을 줄일 수 있을 뿐 아니라,

적응적으로 대처하는 방법도 터득할 수 있게 된다. 이러한 경험들은 상황을 통제하거나 변화시킬 수 있다는 자신감을 갖게 하고 궁극적으로는 사회적 상호작용 불안의 감소에도 긍정적으로 기여하게 된다.

셋째, 정서인식의 명확성과 사회적 상호작용 불안의 관계에서 수용이 매개하는 모형의 경로가 성별에 따라 차이를 나타내는가를 살펴보았다. 형태동일성, 측정동일성은 성립하여 남녀 집단 모두에서 수용이 부분매개 하였으나, 구조동일성은 성립하지 않아 성별에 따라 경로계수에서 유의한 차이가 있음이 확인되었다. 즉, 남녀 집단 모두 정서인식명확성이 사회적 상호작용 불안에 부정적 영향을 미치고 중간효과를 갖았다. 또 남녀 집단 모두 정서인식명확성은 수용에 정적 영향을, 수용은 사회적 상호작용 불안에 부정적 영향을 미쳤으나, 남학생 집단은 각각 중간효과를, 여학생 집단은 각각 큰 효과를 갖았다. 종합해보면, 남녀 집단 모두 정서인식명확성이 사회적 상호작용 불안에 이르는 경로보다 수용을 통한 경로에서 큰 영향을 받았고, 특히 여학생에게 더 강력하게 작용했음을 알 수 있다.

이러한 연구결과를 고려해 볼 때, 본 연구의 의의는 다음과 같다.

첫째, 정서인식명확성, 수용, 사회적 상호작용 불안 각각의 관계에 대한 선행연구는 있었지만 이 세 변인간의 관계를 함께 본 연구는 없었는데, 중요하게 관련되어 있음을 제안한 기존의 연구들에 더하여 변인들 간의 인과적 연관성을 검증함으로써 사회적 상호작용 불안에 이르는 기제를 세부적으로 밝혔다.

둘째, 사회적 상호작용 불안은 생리적, 인지적,

행동적 요인을 포함하는데, 기존 연구들은 예측변인으로 인지적 개념들에 주로 초점을 맞췄었다. 본 연구에서는 정서적, 행동적인 면을 포함하는 수용을 예측 변인으로 살펴봄으로써, 사회적 상호작용 불안에서 나타나는 정서의 생리적이고 행동적인 부분에 주목하여 인지적인 접근의 한계를 보완할 수 있게 되었다.

셋째, 정서인식명확성과 수용을 발견으로 사회적 상호작용 불안을 줄이는데 효과적인 변인에 관한 이론적 근거를 마련했다는 데 의의가 있다. 또한 정서인식명확성과 수용은 심리적인 변인으로 실제적으로 상담을 하거나 심리치료를 하는 과정에서 개입이 가능하다. 특히, 본 연구에서 매개변인으로 설정한 수용은 사회적 상호작용 불안 뿐만 아니라, 다양한 정신 병리와 긴밀하게 연관되며 개인의 심리적 적응에 큰 영향을 미친다는 점에서 상담 및 임상에서 중요하게 다루어야 할 부분으로 사료된다.

본 연구의 제한점 및 후속 연구를 위한 제언은 다음과 같다.

첫째, 본 연구 대상은 경기도 지역 대학교에 다니는 대학생들로 제한하였고, 그 중에서도 남자보다 여자의 비율이 상대적으로 많았다. 따라서 연구 결과를 일반화하기 위해서는 연구대상을 다양한 지역과 연령층으로 확장시키고 남녀 비율을 비슷하게 하여 후속연구를 진행할 필요가 있다.

둘째, 본 연구는 단기 횡단적 상관연구로 설계되었고, 자기 보고식으로 자료를 수집해서 인과적 추론을 하는데 한계가 있다. 따라서 추후에는 종단 연구로 설계하여 시간적 인과성을 확보하거나 관련 교육이나 프로그램을 적용한 실험연구를 통해서 연구 결과를 뒷받침하려는 노력이 필요하다.

셋째, 본 연구에서는 정서인식명확성과 사회적 상호작용 불안 간의 관계에서 수용이 매개하는 것으로 보았는데, 수용 외에도 다수의 정서관련 변인이 매개할 가능성이 있을 것으로 보인다. 따라서 다른 변인과의 관련성에 대해서도 폭넓게 연구하는 것이 필요하겠다.

마지막으로 여성의 정서인식명확성은 낮고 사회적 상호작용 불안은 크다는 본 연구의 결과는 두 변인 모두 정서인식과 관련된다는 점에서 상반된다고 볼 수 있다. 그 이유의 하나로, 여성은 정서명명보다는 정서에 대한 주의가 높거나 정서적 강도를 더 크게 느낄 가능성을 생각해볼 수 있다. 따라서 후속 연구에서는 정서주의 및 정서 강도 등 여성 정서의 특징을 여러 측면에서 살펴볼 필요가 있을 것이다.

참 고 문 헌

김미옥, 손정락 (2013). 수용전념치료(ACT)가 대학생의 대인 불안, 스트레스 대처 방식 및 사회적 자기 효능감에 미치는 효과. *한국심리학회지: 건강*, 18(2), 311-316.

김영혜 (2003). 정서인식의 명확성, 정서의 수용과 정서적 지지, 그리고 심리적 안녕과의 관계. *학생생활상담*, 25, 37-58.

동아일보 (2009. 3. 24). 세상이 무서워... 나, 집에만 있을래. <http://news.donga.com/3/all/20090324/8711224/1>에서 자료 얻음.

김향숙 (2001). 사회공포증 하위 유형의 기억 편향. 서울대학교 대학원 석사학위 청구논문.

김혜남 (2006). 어른으로 산다는 것. 서울: 깔리온.

문현미 (2005). 인지행동치료의 제 3 동향. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 17(1), 15-33.

신아영, 김정호, 김미리혜 (2010). 정서 마음챙김이 여

자 대학생의 정서인식의 명확성, 인지적 정서조절과 스트레스 및 웰빙에 미치는 효과. *한국심리학회지: 건강*, 15(4), 637-638.

오은혜, 노상선, 조용래 (2009). 부정적인 사회적 자기 개념과 정서조절곤란이 대학생의 사회불안에 미치는 영향. *인지행동치료*, 9(1), 80-85.

이서정, 현명호 (2008). 정서인식의 명확성과 인지적 정서조절이 정신건강에 미치는 영향. *한국심리학회지: 건강*, 13(4), 892.

이수정 (2001). 정서의 이론적 접근에 입각한 정서관리 방략. *한국심리학회지: 일반*, 20(1), 67-90.

이수정, 이훈구 (1997). Trait Meta-Mood Scale의 타당화에 대한 연구. 정서지능의 하위요인에 대한 탐색. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 11(1), 95-116.

이정윤 (1996). 사회불안증에 대한 인지행동치료와 노출치료의 효과연구. *한국심리학회 학술대회 자료집*, 1996(1), 585-586.

이효림 (2005). 유아의 정서능력과 놀이행동 간의 관계. *아동학회지*, 26(6), 8-11.

전미애, 김정모 (2011). 정서조절을 위한 MBCT가 임상군 환자에 미치는 영향. *한국심리학회지: 임상*, 31(1), 113-135.

정윤진 (2003). 정서지능과 자기효능감 및 학교적응간의 관계. *홍익대학교 교육대학원 석사학위 청구논문*.

조윤주, 박장희 (2005). 대학생의 개체화유행과 대인관계문제의 관한 연구. *인간발달연구*, 12(3), 89-108.

허계홍 (2005). 자율신경계 신체반응, 인지과정이 사회불안에 미치는 영향. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 17(4), 983-1002.

홍세희 (2000). 구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정 기준과 그 근거. *한국심리학회지: 임상*, 19(1), 161-177.

Abramowitz, J. S., Tolin, D. F., & Street, G. P. (2000). Paradoxical effects of thought suppression: A Meta-analysis of controlled studies. *Clinical Psychological Review*, 21, 683-703.

Block, J. A., Wulfet, E. (2000). Acceptance or

- change: Treating socially anxious college students with ACT or CBGT. *The Behavior Analyst Today*, 1, 3-10.
- Clark, D. M., & Wells, A. (1995). A cognitive model of social phobia. In R. G. Heimberg, M. R. Liebowitz, D. A. Hope, & F. R. Schneider(Eds.), *Social Phobia: Diagnosis, assessment and treatment*(Vol.41, pp.69-93). New York: Guilford Press.
- Dalrymple, K. L., & Herbert, J. D. (2007). Acceptance and commitment therapy for generalized social anxiety disorder: A pilot study. *Behavior Modification*, 31(5), 543-568.
- Dickstein, L. J. (2000). Gender differences in mood and anxiety disorders: From bench to bedside: American Psychiatric Press Review of Psychiatry. *American Journal of Psychiatry*, 157, 1186-1187.
- Goldman, S. L., Kraemer, D. T., & Salovey, P. (1996). Beliefs about mood moderate the relationship of stress to illness and symptom reporting. *Journal of Psychosomatic Research*, 41, 115-128.
- Greenberg, L. S. (2004). Emotion-focused Therapy. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 11, 3-16.
- Hayes, S. C., Luoma, J. B., Bond, F. W., Masuda, A., & Lilis, J. (2006). Acceptance and Commitment Therapy: Model, processes and outcomes. *Behaviour Research and Therapy*, 44(1), 1-25.
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., & Wilson, K. G. (1999). *Acceptance and Commitment Therapy: An experiential approach to behavior change*. New York: Guilford Press.
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., Wilson, K. G., Bissett, R. T., Pistorello, J., Toarmino, D., Polusny, M. A., Dykstra, T. A., Batten, S. V., Bergan, J., Stewart, S. H., Zvolensky, M. J., Eifert, G. H., Bond, F. W., Fosyth, J. P., Karekla, M., & McCurry, S. M. (2004). Measuring experiential avoidance: A preliminary test of a working model. *The Psychological Record*, 54, 553-578.
- Heimberg, R. G., Liebowitz, M. R., Hope, D. A., Schneier, F. R., Holt, C. S., Welkowitz, L. A., Juster, H. R., Campeas, D. F. (1998). Cognitive-behavioral group therapy vs. phenelzine therapy for social phobia. *Archives of General Psychiatry*, 55, 1133-1141.
- Herbert, J. D., Gaudiano, B. A., Rheingold, A. A., Myers, V. H., Dalrymple, K., & Nolan, B. M. (2005). Social skills training augments the effectiveness of cognitive behavioral group therapy for anxiety disorder. *Behavior Therapy*, 36, 125-138.
- Kessler, R. C., Stein, M. B., & Berglund, P. (1998). Social phobia subtypes in the National Comorbidity Survey. *American Journal of Psychiatry*, 155, 613-619.
- Klein, R. B. (1998). *Structural Equational modeling*. The Guilford Press: New York London.
- Lazarus, R. S. (1993). Cognition and motivation in emotion. *American Psychologist*, 92, 276-306.
- Leary, M. R., & Kowalski, R. M. (1995). *Social anxiety*. New York: Guilford Press.
- 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, 455-470.
- Mayer, J. D., & Stevens, A. A. (1994). An Emerging Understanding of the Reflective(Meta-) Experience of Mood. *Journal of Research in Personality*, 28, 351-373.
- McFarland, C., & Buehler, R. (1997). Negative affective states and the motivated retrieval of

- positive life events: The role of affect acknowledgment. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73, 200-214.
- Salovey, P., Mayer, J. D., Goldman, S. L., Turvey, C., & Palfai, T. (1995). Emotional attention, clarity, and repair: Exploring emotional intelligence using the Trait Meta-Mood Scale. In J. W. Pennebaker(Ed.), *Emotion, disclosure, and health*(pp.125-154). Washington, DC: American Psychology Association.
- Singer, A. R., & Dobson, K. S. (2007). An experimental investigation of the cognitive vulnerability to depression. *Behaviour Research and Therapy*, 45, 563-575.
- Summerfeldt, L. J., Kloosterman, P. H., Antony, M. M., & Parker, J. D. A. (2006). Social Anxiety, emotional intelligence, and interpersonal adjustment. *Journal of Psychology & Behavioral Assessment*, 28, 57-68.
- Teasdale, J. D., Moore, R. G., Hayhurst, H., Pope, M., Williams, S., & Segal, Z. V. (2002). Metacognitive awareness and prevention of relapse in depression: Empirical evidence. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 70, 275-287.
- Thayer, J. F., Rossy, L. A., Ruiz, E. P., & Johnsen, B. H. (2003). Gender differences in the relationship between emotional regulation and depressive and depressive symptoms. *Cognitive Therapy and Research*, 27(3), 349-364.
- Turk, C. L., Heimberg, R. G., Luterek, J. A., Mennin, D. S., & Fresco, D. M. (2005). Emotion Dysregulation in Generalized Anxiety Disorder: A Comparison with Social Anxiety Disorder. *Cognitive Therapy and Research*, 29, 89-106.
- Wallach, H. S., Safir, M. P., & Bar-Zvi, M. (2009). Virtual reality cognitive behavior therapy for public speaking anxiety: A randomized clinical trial. *Behavior Modification*, 33(3), 314-338.

원고접수일: 2015년 11월 30일

논문심사일: 2015년 12월 14일

게재결정일: 2016년 3월 14일

한국심리학회지: 건강
The Korean Journal of Health Psychology
2016. Vol. 21, No. 2, 395 - 409

The Mediating Effect of Acceptance on the Relationship between Emotional Clarity and Social Interaction Anxiety in College Students

Kim, Young-Ja Chung, Nam-Woon
Department of Psychology,
Catholic University

The purpose of this study was to investigate the mediating effects of acceptance in the relationships between the emotional clarity and social interaction anxiety; and determine its gender differences. Four hundred and three college students in Gyeonggi province completed TMMS, AAQ-16, SIAS. Based on the results, males showed higher score of emotional clarity and the acceptance than females, and females showed higher score of social interaction anxiety than males. In addition, emotional clarity affects the social interaction anxiety by the partial mediation of the acceptance. The path coefficients showed gender differences, and a strong effect was observed in females than males, from emotional clarity to acceptance as well as acceptance to social interaction. These results suggested that it is important to improve acceptance for reducing social interaction anxiety, especially for females. The implications and limitations of this study as well as suggestions for further research are discussed.

Keywords: emotional clarity, acceptance, social interaction anxiety, partial mediation