



불안정 성인애착과 사회불안 및 우울의 관계: 자기자비와 회피분산적 정서조절의 매개효과

박 선 영, 이 지 연†

인천대학교

본 연구는 국내 성인초기 대학생을 대상으로 사회불안과 우울에 대해 탐색하고 그 원인과 개입방법을 설명하기 위해 실시되었다. 구체적으로 대학생의 성인애착이 불안정할수록 회피 분산적 정서조절 경향은 높아지고 자기자비 수준은 낮아지는 것에 영향을 미쳐 사회불안과 우울에 정적인 영향을 미칠 것이라고 가정하였다. 가설 검증을 위해 서울, 경기 및 충청권 소재 대학에서 모집한 340명을 대상으로 설문을 실시하여 성인애착과 사회불안, 우울의 관계에서 회피분산적 정서조절과 자기자비의 매개효과를 검증하였다. 구조방정식을 통한 연구모형 검증결과 첫째, 불안애착과 회피애착은 모두 회피 분산적 정서조절과 정적관계 자기자비와 부적관계가 나타났다. 회피분산적 정서조절은 사회불안과 정적관계가 있었고, 우울과는 유의한 관계가 나타나지 않았다. 자기자비는 사회불안 우울과 부적관계가 있었다. 둘째, 매개효과 검증 결과 불안정 성인애착인 불안애착과 회피애착은 회피분산적 정서조절을 완전매개로 사회불안을 설명하였고, 자기자비를 완전매개로 사회불안과 우울을 설명하였다. 본 연구결과가 대학생의 정신건강문제에 갖는 합의점과 상담실무 및 교육에 갖는 제안점 그리고 후속연구를 위한 제언을 논의하였다.

주요어: 불안정 성인애착, 회피분산적 정서조절, 자기자비, 사회불안, 우울

† 교신저자(Corresponding Author) : 이지연, 인천대학교 창의인재개발학과 교수, 인천 연수구 아카데미로 119,

E-mail : becoming@incheon.ac.kr

박선영, 인천대학교 강사(제1저자)

■ 최초투고일 : 2020년 6월 1일 ■ 심사마감일 : 2020년 7월 8일 ■ 게재확정일 : 2020년 7월 24일

1. 서 론

최근 한국에서는 정신건강 문제를 겪는 20대 청년들의 수가 점차 증가하고 문제의 정도도 심각해지는 것으로 나타나고 있다. 정신보협심사평 가원의 정신건강질환 진료현황 분석결과에 따르면 최근 5년 간 정신건강의학과 환자 수는 20대에서 가장 많은 비율(44%)이 증가했으며, 진료비 증가율 역시 가장 크게 나타났다. 또한 20대가 경험하는 정신건강 질병 중 가장 높은 비율은 우울과 불안장애였다(동아일보 기사, 2019년 9월 17일; KBS 뉴스, 2018년 12월 12일). 특히 국내 대학생은 경쟁이 치열한 대학입시를 마무리하고 새로운 장에서 낯선 대인관계를 자율적으로 만들어 가야 하는 변화를 경험한다. 대학생은 성인초기로 진입하면서 다양하고 새로운 상황에서의 수행과 진로탐색 및 결정, 친밀한 관계 맺기 등의 발달단계 과업을 완료해 나가는 때로 이 과정에서 대인관계 문제와 심리적 스트레스를 많이 경험하게 되는 시기이다(이시은, 이재창, 2005; 이은지, 서영석, 2014). 이 과정에서의 사회불안 및 우울 증상은 후기 청소년기의 발달과업을 완수하는데 위험요소가 될 뿐만 아니라 이후의 안정적인 성인기로의 이행에도 지속적으로 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 이에 따라 국내 20대 대학생들의 사회불안과 우울증상을 설명할 수 있는 심리적 기제에 대한 연구가 계속해서 필요한 상황이다.

애착은 사회불안과 우울을 설명할 수 있는 근본적인 변인 중에 하나로 자기 자신과 타인, 일반적 대인관계에 대한 표상인 내적작동모델(internal working model)은 이후 발달과정에 따라 변화된 다른 관계에도 지속적으로 영향을 미친다. 애착은 선행연구를 통해 사회불안장애를 통합적으로 설명할 수 있는 변인으로 제시되었으며(Vertue, 2003), 특히 불안정 애착은 자신 및 타인에 대한

부정적 표상을 형성하고, 우울을 유발하는 인지도식을 활성화시켜 이후 우울증으로 발달하는 주요 원인이 될 수 있다(Beck, 1979). 본 연구는 국내 성인 대학생이 경험하는 우울과 사회불안에 대해 탐색하고 그 원인과 개입방법을 살펴보기 위해 실시되었다. 구체적으로 대학생의 성인애착과 사회불안 및 우울의 구조적 관계를 밝히고자 하였으며 애착유형에 따라 정서조절 양식이 달라지고 (Searle & Meara, 1999), 내적작동모델에 따라 자기 자신을 대하는 방식에 차이가 나타나 자기자비 수준에도 영향을 미친다는 Neff(2003)의 선행연구에 근거하여 회피 분산적 정서조절과 자기자비가 이 관계를 설명할 수 있는 매개변인 역할을 할 것이라고 가정하였다.

2. 이론적 배경

1) 성인애착과 사회불안 및 우울의 관계

애착이란 인간이 유아기 주양육자와 형성하는 정서적 유대관계이다(Bowlby, 1998). 인간은 양육자와의 반복적인 상호작용을 통해 자기와 타인에 대한 표상인 내적작동모델을 만들고 발달시킨다. 이는 삶의 전반에 영향을 미쳐 인간과 인간관계를 특정방식으로 느끼고, 경험하며, 사고 및 행동하도록 이끄는 역할을 한다(Bartholomew & Horowitz, 1991). 애착은 생의 초기에 관계를 형성한 후 시간이 지나 대상이 달라져도 계속 유지되는 특징이 있어 애착유형을 근거로 성인기의 적응정도를 예측하는 것이 가능하다(조화진, 서영석, 2010). 부모와의 애착은 또래관계에서의 애착으로 이어지고, 청소년기와 성인기 연인관계 애착으로 확장되어가는 안정성과 연속성을 보인다. 선행연구 결과 부모애착과 또래애착의 정적관계가

드러났으며 부모와의 안정적인 관계가 이후 또래와의 친밀한 관계형성에 영향을 미치는 것으로 나타났다(이진구, 이기학, 2019; 주은지, 2011). 또한 아동기 부모와 안정애착을 형성할수록 불안정 성인애착 수준은 더 낮은 것으로 밝혀졌다(오가영, 한지현, 2019).

성인기 애착의 주요 기원이 초기 양육경험에 있지만 2000년 이후 진행된 애착 변화에 대한 종단 연구 5편에 대한 효과크기 분석결과 지지적인 양육 경험에도 불구하고 성인기 불안정 애착을 형성하거나, 이상적인 양육경험이 아니었음에도 성인기 안정애착을 형성한 예외들을 다수 발견하였다(Fraley & Roisman, 2019). 이는 부모와는 안정 애착을 형성해도 성인기 다양한 애착 대상이 될 수 있는 친구나 연인과의 관계맥락에서는 다른 애착패턴이 나타나는 애착 유형의 불연속적 특징이 반영된 결과일 수 있으며, 생의 초기 부모와의 관계보다 현재 대인관계 경험을 중심으로 진행되고 있는 애착 경험을 통해 성인기 애착을 이해하는 것의 필요성을 제시한다. 초기 성인 애착 연구에서는 애착을 안정, 회피, 불안-양가의 세 가지 유형으로 구분하거나(Hazan & Shaver, 1987) 안전, 몰입, 두려움, 거부 네 가지 유형으로 나누었으나(Bartholomew et al., 1991) 이후에 Brennan, Clark과 Shaver(1998)는 이를 통합하여 불안애착과 회피애착의 독립된 두 가지 차원으로 구분하여 더 나은 설명력을 가진 성인애착 개념을 제시하였다. 불안애착은 관계에 지나치게 몰입하거나 버림받거나 거절당하는 것에 대한 두려움의 정도를 나타내는 것으로 부정적인 자기표상과 관련이 있고, 회피애착은 타인과의 친밀감 형성에 대한 불편감으로 정서적으로 일정 거리를 유지하고자 하는 것으로 부정적인 타인표상과 관련이 있다(김성현, 2004; Mikulincer & Shaver, 2008).

애착관계의 형성은 다른 사람의 정서에 영향을

미칠 수 있는 능력으로 대인관계 내 자신이 원하는 목표를 이루는 것과 관련이 있으며 애착이 안정적이지 않을 때 사회불안에도 영향을 미칠 수 있다. 불안애착과 회피애착은 모두 불안정 애착으로 자신이 타인에게 받아들여질 만한 존재인가에 대한 확신이 없어 거절당할 것을 미리 예상하고 사회적인 수행과 타인과의 관계형성에 어려움을 겪거나 회피하려 할 수 있다. 사회불안의 주요 특징이 거절에 대한 공포, 높은 거절 민감성 및 기대불안(Brennan & Shaver, 1995)으로 이는 거절에 대한 높은 민감성, 높은 사회적 회피 경향성과 같은 불안정 애착유형의 특징과 밀접한 관련이 있다(Ainsworth, Blehar, Waters, & Wall, 1978; Bartholomew et al., 1991; Hazan et al., 1987). 뿐만 아니라 불안정 애착은 우울 불안과 같은 부정적 감정에도 영향을 많이 미친다. 불안정 애착의 경우 자신과 타인에 대한 부정적 표상으로 인해 도움과 지지를 요청하기 어렵고 이는 우울증상이나 낮은 안녕감으로 이어지기 쉽다(Lopez, 2009; Lopez & Fons-Scheyd, 2008). 애착은 우울에 직접적인 영향을 미치며 특히 불안정 애착은 안정애착 보다 우울 수준이 높게 나타났다(Cole-Detke & Kobak, 1996). 선행연구에 따르면 사회불안과 우울증상은 공병률이 높고(Chartier, Walker, & Stein, 2003) 내재화 문제라는 공통점이 있다. 성인기 초기 사회불안과 우울증상은 이 시기 가장 빈번하게 경험하는 정신건강 문제로 서로 영향을 주고받지만 두 변인 사이에 명확한 인과관계를 가정하는 것에는 어려움이 있다.

2) 회피분산적 정서조절의 매개효과

불안정 애착은 정서조절에 영향을 미치고 특히 회피분산적 정서조절의 사용은 이후 높은 수준의

사회불안과 우울과 같은 심리적 적응 수준의 차이로 나타날 수 있다. 정서조절은 정서적 유대관계인 애착의 주요한 특징 중 하나로 안정애착의 경우 비 의존적이고 원활하게 감정을 잘 표현해 감정의 해소가 쉽고 강한 부정감정에 집중하지 않아 감정경험을 더 자연스럽고 편하게 하는 반면 불안정 애착은 부정감정을 과하게 표현하거나 혹은 제한한다(Searle et al., 1999). 선행 연구 결과 애착유형에 따라 정서조절 방식에 차이가 나타났다. 구체적으로 높은 회피애착의 경우 능동적 정서조절은 어렵고, 회피 분산적 정서조절을 더 많이 사용하는 경향이 있었으며(서지현, 2012) 안정애착일수록 회피 분산적 정서조절을 덜 사용하는 것과 관련이 있었다(이시은, 2009).

정서조절은 정서를 어떻게 경험하고 표현할 것인가에 영향을 미치는 시도이자 과정으로(Gross, 1998) 심리적 고통에 대처하는 방식 중 하나로 정서조절이 효과적이고 적절한 정도에 따라 적응 및 정신 건강의 수준이 달라진다(이지원, 이기학, 2014). 개인이 사용하는 정서조절방략을 구분하고 자 한 결과 윤석빈(1999)의 연구에서는 이를 능동적, 회피분산적, 지지추구적 정서조절 세 가지 차원으로 구분하였다. 회피분산적 정서조절은 직면한 문제를 해결하기 위해서 계획을 세우거나, 행동하는 것과 같은 긍정적이고 적응적인 능동적 정서조절과 달리 부정적 정서를 일으키는 자극에 노출되는 동안 경험하는 정서의 강도를 줄이기 위해 이를 떠올리지 않으려고 회피, 주의분산하거나 전환, 부인하는 양식을 의미하고 신경증과 정적인 관련성을 나타난다(민경환, 김지현, 윤석빈, 장승민, 2000). 정서는 적응에 필요한 개인 내, 외부의 정보를 제공하는 중요한 역할을 하는데, 회피 분산적 정서조절의 사용은 정서처리 및 정서조절을 방해하고, 부정적 정서에 대한 적절한 반응을 학습 할 기회를 회피함으로써 심리적 부적응으로 이어지

게 된다(Campbell-Sills & Barlow, 2007). 선행 연구 결과 회피분산적 정서조절의 사용은 불안, 우울과 같은 증상과 관련이 높은 것으로 밝혀졌으며(Flett, Blankstein, & Obertynski, 1996), 부정정서 조절에 대한 정서조절양식의 효과성 차이를 살펴본 결과 분노와 불안 정서에 있어 회피분산적 정서조절이 다른 양식에 비해 덜 효과적인 것으로 나타났다(민경환 외, 2000).

3) 자기자비의 매개효과

자기자비(self-compassion)는 불안정 성인애착과 사회불안 및 우울의 관계를 설명할 수 있는 또 다른 매개변인이다. 선행연구 결과 불안정 애착과 자기자비 간의 부적 관련성이 일관되게 나타났으며(차지연, 김정규, 2018; Mikulincer, Shaver, Gillath, & Nitzberg, 2005), 낮은 자기자비 수준이 높은 수준의 사회불안과 우울로 이어지는 자기자비와 사회불안 및 우울 간의 부적 관련성이 확인되었다(손재환, 2017; 차지연 외, 2018; Neff & McEhee, 2010). 자기자비는 회피분산적 정서조절과는 달리 불안정 애착과 사회불안, 우울의 관계에 적응적인 정서조절전략으로 개입이 가능한 변인이다. 자기자비는 실패나 고난이 있을 때 자기비판적인 질책을 하는 것이 아니라 스스로에게 따뜻하고 비판단적인 이해를 제공하는 역할을 한다(Neff, Kirkpatrick, & Rude, 2007). Neff (2003)는 이론적 및 경험적으로 자기자비의 개념을 검토하여 3가지 차원 6가지 요인(자기친절 대 자기비판, 보편적 인간성 대 고립, 마음챙김 대 과잉동일시)으로 제시하였다. 자기친절(self-kindness)은 자신을 친절과 이해하는 마음으로 대하는 것으로 자기의 부적절함을 엄격하게 자기비난(self-criticism)하지 않고 스스로를 이해하고 수용하는 것을 의미한다. 보편적 인간성(common humanity)은 실패

나 어려움에 대해 피할 수 없는 인간 공통 경험으로 인식함으로써 타인으로부터 심리적으로 분리 또는 고립되지 않고 유대감을 가지는 것을 말한다. 마음챙김(mindfulness)은 고통스럽고 부정적인 감정과 사고에 몰입해 과한동일시를 하지 않고 균형감을 갖고 자신과 부정정서를 수용하는 것을 뜻 한다.

자기 자신과 타인 일반적 대인 관계에 대한 정신적 표상인 내적작동모델은 자기 자신을 대하는 태도인 자기자비에 영향을 미친다. Neff(2003)는 양육자의 비온정적이고 비판적인 태도를 경험한 개인은 이후 낮은 수준의 자기자비로 이어지고, 온정적이고 지지적인 태도를 경험한 경우 높은 수준의 자기자비로 이어진다고 제시하였다. 또한 자기자비 수준이 높은 사람은 자신의 고통스러운 경험을 균형 잡힌 조망으로 바꾸어 보다 적응적인 정서조절전략으로 고통의 수준을 명료하게 바라보고 자기에게 친절하게 대하는 것을 통해 긍정적 자기감정을 촉진한다(김경의 외, 2004; Neff, 2003). 이는 자기자비가 부정적인 감정을 개선하고 긍정적인 감정을 변형시킬 수 있다는 것을 의미하며 이를 근거로 자기자비가 개인의 주관적 안녕감 수준을 높이는 것에 영향을 미치고 우울, 불안과 같은 부정 정서 경험의 저하에 도움을 준다고 설명할 수 있다(Wei, Liao, Ku, & Shaffer, 2011). 실제 선행 연구결과 사회불안 증상이 높은 집단은 정상인이 포함된 통제집단에 비해 자기자비 수준이 낮게 나타났으며(Werner et al., 2012), 낮은 수준의 자기자비는 높은 수준의 우울, 불안과 유의한 관계가 있는 것으로 확인되었다(Neff & McGehee, 2010).

본 연구에서 설정한 연구문제는 다음과 같다.
첫째, 불안/회피 애착은 사회불안, 우울과 어떤 관계가 있는가?

둘째, 불안/회피 애착과 사회불안, 우울의 관계를

회피 분산적 정서조절과 자기자비가 매개하는가?

3. 방법

1) 연구대상

본 연구는 서울 경기 및 충청권지역 대학교에 재학 중인 대학생 340명을 대상으로 실시하였다. 수집된 설문지 중 불성설한 응답이 포함된 1부를 제외한 총 339명의 응답을 최종분석에 사용하였다. 이 중 남자는 114명(33.5%), 여자 225명(66.5%)이었으며 응답자의 평균 연령은 22.41(SD=2.52)세였다. 학년은 1학년 90명(26.5%), 2학년 42명(12.4%), 3학년 74명(22.4%), 4학년 131명(38.6%)이 포함된 것으로 나타났다.

2) 측정도구

(1) 성인애착

성인애착은 Fraley, Waller와 Brennan(2000)가 개발한 친밀관계 경험 개정판(Experiences in Close Relationships-Revised: ECR-R)을 김성현(2004)이 우리말로 번안하고 타당화한 척도로 측정하였다. 본 척도에서는 성인애착을 가까운 대인관계에서 느끼는 불안과 회피의 정도로 평가하며, 한국 대학생을 대상으로 타당화한 김성현(2004)의 연구결과 ECR-R은 ‘불안애착’과 ‘회피애착’의 두 가지 요인으로 구성된 것으로 나타났다. 불안애착은 관계에 과하게 몰두하거나 다른 사람들로부터 거절당하거나 버림받는 것을 두려워함을 의미하고(예: 내가 다른 사람들에게 관심을 갖는 것만큼, 그들도 내게 관심을 가져주지 않을까봐 걱정 한다), 회피애착은 친밀함에 대한 거

리낌이나 불편함을 의미한다(예: 다른 사람들이 내게 가까워지려고 하면 불편하다). 7점 Likert 척도로 평정되며(1=전혀 그렇지 않다, 7=매우 그렇다) 각각 18문항씩, 총 36문항으로 구성된다. 각 차원점수의 총점이 높을수록 각각 애착불안과 애착회피 수준이 높음을 의미한다. 본 연구에서는 불안애착과 회피애착의 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .92, .87이었다. 본 연구에서는 구조방정식 분석을 위해 일차원 요인구조를 가지고 있을 경우 각 문항 꾸러미의 요인계수가 유사하도록 문항의 요인 계수값에 따라 각 꾸러미에 포함하는 균형할당방법(Matsunaga, 2008)으로 문항합산(Item Parceling)을 실시하여 불안애착, 회피애착 요인에 각각 두 개의 측정변인을 구성하여 분석하였다.

(2) 회피 분산적 정서조절

회피 분산적 정서조절은 윤석빈(1999)이 개발한 척도를 임진옥, 장성숙(2003)이 신뢰도와 문항수를 보완하여 개발한 정서조절 체크리스트(Emotion Regulation Checklist; ERC)를 사용하여 측정하였다. 이는 부정적인 정서를 느낄 때 사용하는 정서조절방법을 측정하는 척도로 능동적 정서조절 8문항, 회피/분산적 정서조절 9문항, 지지추구적 정서조절 8문항의 세 하위 요인으로 구성되어 있으며, 본 연구에서는 이 중에 회피/분산적 정서조절 하위요인 9문항(예: 그 일을 무시해 버린다)만 사용하였다. 성인애착변인과 같은 방법으로 문항합산을 실시하여 두 개(정서조절 1, 2)의 측정변인을 구성하여 분석하였다. 각 문항은 ‘거의 사용하지 않는다(1)’에서 ‘자주 사용한다(5)’까지 5점 Likert식 척도로, 점수가 높을수록 스트레스 상황에서 회피/분산적 정서조절을 더 사용한다는 것을 의미하는 것이다. 본 연구에서 나타난 신뢰

도 계수(Cronbach's α)는 .73으로 나타났다.

(3) 자기자비

자기자비는 Neff(2003)가 개발한 자기자비 척도(Self-Compassion Scale; SCS)를 김경의 등(2008)이 타당화한 한국판 자기자비 척도(Korean Self Compassion Scale; K-SCS)를 사용하여 측정하였다. 총 26문항 6개 요인(자기친절 5문항, 자기비판 5문항, 보편적 인간성 4문항, 고립 4문항, 마음챙김 4문항, 과잉동일시 4문항)으로 이루어져 하위차원은 자기친절 대 자기비판, 보편적 인간성 대 고립, 마음챙김 대 과잉동일시 세 가지로 구성되었다. 본 연구에서는 자기판단, 고립, 과잉동일시 요인에 해당하는 문항을 역채점한 후 각 요인의 총점을 구해 자기친절, 보편적 인간성, 마음챙김 세 하위요인으로 구성하였다. 각 문항은 ‘거의 아니다(1)’에서 ‘거의 항상 그렇다(5)’까지 5점 Likert식 척도로 점수가 높을수록 자기자비의 수준이 높은 것을 의미한다. 본 연구에서 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 자기친절, 보편적 인간성, 마음 챙김이 각각 .83, .74, .74로 나타났다.

(4) 사회불안

사회불안은 Watson과 Friend(1969)가 개발하고 이정윤과 최정훈(1997)이 재구성하여 타당화한 한국판 사회적 회피 및 불편감척도(Korean Version of Social Avoidance and Distress Scale: K-SADS)를 사용하여 측정하였다. 이는 사회적 상황에서 불안을 경험하는 정도와 잠재적으로 혐오적인 사회적 상황을 회피하려는 경향을 측정하며 2가지 하위요인 회피 14문항, 불편감 14문항 총 28문항으로 구성되어 있다. 각 문항은 각 문항은 ‘전혀 그렇지 않다(1)’에서 ‘매우 그렇다

(5)'까지 5점 Likert식 척도로 점수가 높을수록 사회불안이 높은 것을 의미한다. 본 연구에서는 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 회피 .84, 불편감 .90 이였다.

(5) 우울

우울은 Derogatis(1977)가 개발한 간이정신진단 검사(SCL-90-R)를 김광일, 김재환, 원호택(1984)이 표준화한 한국판 간이정신진단검사를 사용하여 측정하였다. 척도는 총 90개 문항으로 신체화, 강박증, 대인 예민성, 우울, 불안, 적대감, 공포불안, 편집증, 정신증 9개의 증상차원과 부가적 문항으로 구성되어 있으며 본 연구에서는 그 중 우울을 측정하는 13개 문항만 사용하였다(예: 기분이 울적하다). 성인애착변인과 같은 방법으로 문항합산을 실시하여 두 개(우울 1, 2)의 측정변인을 구성하여 분석하였다. 각 문항은 '전혀 그렇지 않다(1)'에서 '매우 그렇다(5)'까지 5점 Likert식 척도로 총점이 높을수록 우울수준이 높음을 의미한다. 본 연구에서 우울척도의 신뢰도 계수(Cronbach's α)는 .91로 나타났다.

3) 분석방법

본 연구는 SPSS 18과 Mplus7.4 프로그램을 이용하여 다음의 절차로 자료를 분석하였다. 첫째, 주요 변수들의 신뢰도를 내적합치도(Cronbach's α)와 요인분석을 통해 검증하고, 기술통계 분석으로 자료의 이상치 및 정규성을 검토하였다. 둘째, 잠재변인 및 측정변인 간의 관련성을 상관분석을 통해 알아보았다. 셋째, 성인애착과 사회불안, 우울의 관계에서 자기자비와 회피, 분산적 정서조절의 매개효과를 검증하기 위해 구조방정식을 이용하여 모형을 확인하였다. 구조방정식의 2단계 접

근법(Anderson & Gerbing, 1988)에 따라 측정변인들이 잠재변인을 적절히 구현하는지 확인하였고 구조모형의 전체 적합도 및 간접 경로의 유의성을 검증했다. 연구모형의 적합도 검정을 위한 χ^2 검증의 경우 모형이 자료를 완벽하게 설명한다는 영가설의 내용이 염격해서 쉽게 기각되는 경향이 있으며 χ^2 값이 표본크기에 민감하다는 문제로 영가설을 기각하여도 다른 적합도 지수로 연구모형의 적합도를 판단하는 것이 필요하다(김수영, 2016). 이에 본 연구에서는 상대적 적합도 지수인 CFI와 TLI가 .90이상이고, 절대적 적합도 지수인 RMSEA가 .10이하 SRMR이 .08 이하이면 적절한 모형으로 판단하였다(홍세희, 2000; Browne & Cudeck, 1993). 또한 최종모형의 매개효과에 대한 통계적 유의성 검증을 위해 Bootstrapping을 실시하였다. 부스트랩은 원자료(N=339)에서 무선으로 만들어진 10,000개의 표본에서 간접효과를 추정하여 95%의 신뢰구간이 0을 포함하지 않으면 유의수준 .05에서 통계적으로 유의한 것으로 판단하였다(Shrout & Bolger, 2002).

4. 결 과

1) 기술통계 및 상관분석

주요 변인들의 평균과 표준편차, 왜도, 첨도, 변인 간 상관계수를 <표 1>에 제시하였다. 각 변인의 왜도와 첨도의 절대값이 2와 7을 넘지 않아 다변량 정상성 가정을 충족하였다(Curran, West, & Finch, 1996). 주요 잠재변인 간 상관분석 결과 간의 관계가 통계적으로 유의하게 나타났다. 주요 잠재변인 간 상관분석 결과 불안애착은 회피애착($r=.35, p<.01$)과 회피분산적 정서조절(이하 회피분산조절)($r=.22, p<.01$), 사회불안($r=.37,$

<표 1> 주요변인의 평균, 표준편차, 왜도, 첨도 및 상관계수

	1	1-1	1-2	1-3	2	2-1	2-2	2-3	3	3-1	3-2	4	4-1	4-2	4-3	5	5-1	5-2	6	6-1	6-2
1.불안애착	1																				
1) 불안애착1	.91**	1																			
2) 불안애착2	.94**	.80**	1																		
3) 불안애착2	.93**	.78**	.80**	1																	
2.회피애착	.36**	.49**	.31**	.33**	1																
1) 회피애착1	.32**	.46**	.28**	.28**	.88**	1															
2) 회피애착2	.32**	.43**	.28**	.30**	.93**	.71**	1														
3) 회피애착2	.35**	.46**	.29**	.33**	.95**	.75**	.84**	1													
3.회피분산조절	.22**	.23**	.17**	.22**	.21**	.14*	.20**	.22**	1												
1) 회피분산1	.20**	.22**	.17**	.18**	.21**	.15**	.19**	.22**	.91**	1											
2) 회피분산2	.19**	.19**	.13*	.22**	.16**	.10	.16**	.17**	.88**	.60**	1										
4.자기자비	-.55**	-.55**	-.50**	-.49**	-.34**	-.29**	-.31**	-.32**	-.09	-.05	-.11	1									
1) 자기친절	-.47**	-.51**	-.42**	-.42**	-.33**	-.29**	-.30**	-.32**	-.03	-.02	-.04	.91**	1								
2) 인간성	-.51**	-.50**	-.47**	-.45**	-.36**	-.31**	-.34**	-.33**	-.08	-.05	-.09	.87**	.67**	1							
3) 마음챙김	-.49**	-.47**	-.44**	-.45**	-.21**	-.17**	-.20**	-.20**	-.15**	-.09	-.18**	.87**	.68**	.67**	1						
5.사회불안	.37**	.43**	.34**	.33**	.57**	.39**	.62**	.54**	.22**	.17**	.22**	.37**	.33**	.35**	.32**	1					
1) 회피	.33**	.38**	.30**	.30**	.58**	.41**	.62**	.55**	.20**	.16**	.20**	.34**	.29**	.33**	.29**	.93**	1				
2) 불편감	.36**	.41**	.34**	.33**	.50**	.33**	.55**	.47**	.21**	.17**	.21**	.36**	.32**	.33**	.31**	.94**	.76**	1			
6.우울	.44**	.41**	.42**	.42**	.23**	.18**	.21**	.22**	.03	.02	.04	.58**	.55**	.46**	.52**	.26**	.21**	.26**	1		
1) 우울1	.41**	.35**	.39**	.39**	.17**	.13*	.16**	.18**	.04	.03	.04	.51**	.48**	.41**	.47**	.20**	.16**	.21**	.95**	1	
2) 우울2	.44**	.42**	.41**	.41**	.25**	.21**	.24**	.25**	.02	.00	.04	.59**	.57**	.47**	.52**	.29**	.24**	.29**	.96**	.83**	1
평균	3.53	3.74	3.62	3.5	3.68	3.59	3.67	3.77	3.09	2.92	3.31	3.11	3.07	3.28	2.99	2.85	2.62	3.08	2.16	2.09	2.21
표준편차	1.04	1.17	1.1	1.13	0.85	0.79	0.97	1.02	0.66	0.7	0.79	0.62	0.74	0.7	0.67	0.57	0.57	0.64	0.84	0.91	0.86
왜도	-0.09	0.04	-0.02	-0.06	0.03	0.03	0.11	0.06	-0.06	0.02	-0.33	-0.19	-0.12	-0.24	0.03	0.04	0.19	-0.09	0.79	0.97	0.57
첨도	-0.56	-0.5	-0.51	-0.53	-0.45	-0.21	-0.29	-0.47	-0.25	-0.33	-0.03	-0.05	-0.41	0.00	-0.12	0.04	-0.09	-0.02	0.05	0.38	-0.3

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

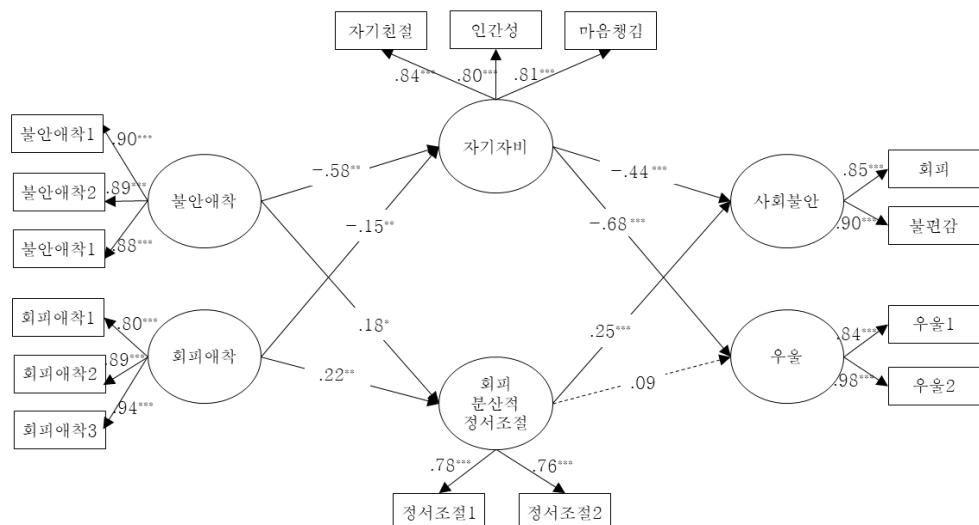
$p < .01$), 우울($r = .44, p < .01$)과 유의한 정적 상관이 나타났다. 반면 자기자비($r = -.55, p < .01$)와 유의한 부적 상관이 확인되었다. 회피애착은 회피분산조절($r = .21, p < .01$), 사회불안($r = .57, p < .01$), 우울($r = .23, p < .01$)과 유의한 정적상관이 자기자비($r = -.34, p < .01$)와는 유의한 부적 상관이 나타났다. 회피분산조절은 사회불안($r = .22, p < .01$)과 유의한 정적상관이 나타났지만, 자기자비, 우울과는 유의한 관련이 없었다. 자기자비는 사회불안($r = -.37, p < .01$), 우울($r = -.58, p < .01$)과 유의한 부적 상관이 나타났다. 사회불안과 우울($r = .20, p < .01$)은 유의한 정적관계가 있었다.

2) 매개효과 검증

불안애착, 회피애착과 자기자비 회피분산조절과 사회불안, 우울의 측정모형 검증결과 $\chi^2(75) = 187.53, p < .01, TLI = .953, CFI = .967, SRMR = .038$ RMSEA = .067(90% 신뢰구간=.055-.079)의 좋은 적합도로 나타났고, 본 연구에서 제시한 15개

의 측정변인으로 6개의 잠재변인을 구성하는 것 이 타당한 것으로 확인되었다(Kline, 2015). 불안애착, 회피애착과 사회불안, 우울의 관계를 자기자비와 회피 분산적 정서조절이 매개할 것임을 가정한 연구모형에 대한 구조모형 검증 결과, $\chi^2(80) = 281.27, TLI = .922, CFI = .941, SRMR = .077$ RMSEA = .086(90% 신뢰구간=.075-.097)로 괜찮은 적합도(Browne & Cudeck, 1993)가 나타났다. 또한 각 측정변인에 대한 요인부하의 표준화 추정치가 모두 .6이상으로 유의하게 나타나 각 지표변수가 잠재변수를 충분히 설명하는 것으로 확인되었다. 최종 연구모형을 검증한 결과 회피분산조절에서 우울로 가는 경로를 제외한 모든 경로가 유의하게 나타났다.

연구모형의 매개효과 검증을 위해 원 자료에서 무선할당으로 10,000개의 표본을 만들어서 부스트랩 방법으로 간접효과를 추정하였고(Shrout & Bolger, 2002), 분석결과를 <표 2>에 제시하였다. 불안애착과 사회불안의 관계를 자기자비가 매개하는 간접효과의 비표준화 계수는 .118, 95%



<그림 1> 성인애착과 사회불안 우울의 관계에서 회피분산정서조절 자기자비의 매개모형

<표 2> 부트스트래핑을 통한 회피분산적 조절과 자기자비의 간접효과 검증 결과

경로			Bootstrap 추정치	(95%신뢰구간)	
				하한	상한
불안애착	→	회피분산적 조절	→	사회불안	.020** .004 .050
불안애착	→	회피분산적 조절	→	우울	-.008 -.033 .004
불안애착	→	자기자비	→	사회불안	.118** .072 .165
불안애착	→	자기자비	→	우울	.228** .204 .378
회피애착	→	회피분산적 조절	→	사회불안	.042** .004 .130
회피애착	→	회피분산적 조절	→	우울	-.016 -.069 .009
회피애착	→	자기자비	→	사회불안	.052** .007 .119
회피애착	→	자기자비	→	우울	.02** .027 .230

주. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$. Bootstrap 추정치는 비표준화 계수로 제시

Bias-corrected CI=[0.072, 0.165], 불안애착과 사회불안의 관계를 회피분산조절이 매개하는 간접효과의 비표준화 계수는 .020, 95% Bias-corrected CI=[0.004, 0.050]로 나타나 간접효과가 유의하였다. 불안애착과 우울의 관계를 자기자비가 매개하는 간접효과의 비표준화 계수는 .228, 95% Bias-corrected CI=[0.204, 0.378]로 나타나 간접효과가 유의하였다. 회피애착과 사회불안의 관계를 자기자비가 매개하는 간접효과의 비표준화 계수는 .052, 95% Bias-corrected CI=[0.007, 0.119], 회피애착과 사회불안의 관계를 회피분산조절이 매개하는 간접효과의 비표준화 계수는 .042, 95% Bias-corrected CI=[0.004, 0.130]로 나타나 간접효과가 유의하였다. 회피애착과 우울의 관계를 자기자비가 매개하는 간접효과의 비표준화 계수는 .02, 95% Bias-corrected CI=[0.027, 0.230]로 나타나 유의한 간접효과가 확인되었다.

연구모형을 검증한 결과 불안애착, 회피 애착과 사회불안의 관계를 회피분산적 조절이 완전매개하는 것으로 나타났으나, 불안 애착, 회피 애착과 우울의 관계에서 회피분산적 조절의 매개효과는 유의하지 않았다. 또한 불안 애착, 회피 애착과 사회불안, 우울의 관계를 자기자비가 완전매개하는 것으로 나타났다.

5. 논 의

현대 한국사회에서 성인기로 진입하는 20대의 정신건강수준은 계속해서 나빠지고 있다. 특히 가장 높은 비율을 차지하는 불안장애와 우울은 개인의 심리적 적응뿐만 아니라 사회적 적응과도 밀접한 관련이 있어 이후 개인의 삶 전체에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 이에 본 연구는 국내 20대 대학생들을 중심으로 불안정 성인애착과 사회불안, 우울의 관계를 살펴보고, 이를 회피분산조절과 자기자비가 매개할 것이라는 가설을 검증하기 위해 실시되었다. 연구결과와 논의는 다음과 같다.

첫째, 대학생의 불안/회피 애착과 사회불안의 관계에서 회피분산적 조절이 완전매개효과를 갖는 것으로 확인되었다. 구체적으로 불안애착과 회피애착 수준이 높아 애착이 불안정할수록 회피분산적 조절 방식을 더 많이 사용하는 것에 영향을 미쳐 사회불안 정도가 심해지는 것으로 이어졌다. 불안애착의 경우 다른 사람에게 거절당하는 것이나 혼자가 되는 두려움에 관계에 더 몰입하고 관심과 사랑을 요구하는 특성(조영미, 이희영, 2013)으로 인해 안정적이고 적응적 정서조절 사용에 어려움을 겪고 회피분산적 조절을 더 많이 사용하게 되어 사회불안에 노출되는 것으로 이해할 수 있다.

회피애착의 경우 대인관계에서 경험하는 친밀감에 대한 불편감으로 정서적으로 일정거리를 유지하고자 하는 특성(Mikulincer et al., 2008)으로 인해 회피분산적 조절을 더 많이 사용하는 것에 영향을 미쳐 이후 사회불안으로 이어지는 것으로 설명할 수 있다. 이는 불안정 애착이 당면한 정서의 어려움을 회피하는 전략을 많이 사용한다는 결과(강수진, 최영희, 2011)와 회피애착이 회피분산적 조절의 사용을 정적으로 예측한 결과(장미애, 양난미, 2015), 회피분산적 조절이 우울 불안과 같은 증상과 높은 관련이 나타난다는 선행 연구결과(Flett et al., 1996)와 같은 맥락으로 나타났다.

반면 선행연구 결과 회피분산적 조절은 우울, 불안과 같은 부정적 정서성 및 신경증과 정적 상관이 나타났지만(박송이, 채규만, 2012; 윤석빈, 1999) 본 연구결과 불안/회피 애착과 우울의 관계에서 회피분산적 조절의 매개효과가 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 불안정 애착이 사회적 상호작용 불안에 영향을 미쳐 ‘반추’ 정서조절을 통해 우울을 설명했으나 ‘정서억제’ 정서조절은 우울을 설명하지 못한 연구결과(김병직, 오경자, 2013)와 비슷한 맥락이다. 억제나 회피와 같은 정서조절 방식이 불안정 애착과 우울의 관계를 매개하지 못했지만 이를 설명할 수 있는 다른 종류의 정서조절 변인의 가능성을 고려할 필요가 있다.

둘째, 연구결과 대학생의 불안/회피 애착과 사회불안, 우울의 관계에서 자기자비가 완전매개효과를 갖는 것으로 밝혀졌다. 구체적으로 자기자비가 불안/회피 애착에서 사회불안 및 우울로 가는 각 경로를 모두 완전 매개하는 것으로 나타났다. 애착이 불안정할수록 자기자비 수준이 낮았고, 이후 사회불안과 우울 정도가 심해지는 것에 영향을 미쳤다. 이는 불안정 애착이 스스로에게 따뜻하고 판단적이지 않은 이해를 제공할 수 있는 자기자비(Neff et al., 2007)에 부정적인 영향을 미

쳐 사회불안과 우울 수준의 증가로 이어진다고 해석할 수 있다.

본 연구결과가 국내 대학생의 정신건강과 상담 및 교육에 갖는 함의는 다음과 같다. 본 연구에서는 성인애착과 사회불안, 우울의 관계를 하나의 통합적인 구조모형 안에서 살펴보았으며 이 관계를 설명할 수 있는 매개변인을 제시하였다. 지금까지 성인애착과 사회불안, 우울의 관계를 따로 살펴본 연구는 존재했지만(김나경, 양난미, 2016, 이지수, 양난미, 2018) 성인애착과 사회불안, 우울의 관계를 함께 살펴본 연구는 거의 없었다. 연구결과 구체적으로 애착이 불안정한 것은 성인기 초기 사회불안과 우울에 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 높은 수준의 회피분산적 조절과 낮은 수준의 자기자비가 이 관계를 설명하는 것으로 확인되었다. 성인애착의 특성을 변화시키긴 쉽지 않지만 상담 및 교육을 통해 대학생에게 회피분산적 조절 방식의 사용은 지양하고 적응에 긍정적인 영향을 미치는 능동적 정서조절 방식(윤석빈, 1999)의 사용을 권고할 경우, 불안정한 애착이 사회불안에 미치는 부정적인 효과를 변화시킬 수 있다. 또한 애착이 불안정할 경우 대학생들에게 자기자비를 증진시키는 치료적 개입이 이후 사회불안과, 우울을 감소시키는 것에 긍정적인 역할을 할 수 있다. 자기자비는 정서를 조절하는 정서지능 역할을 하는 상태요인으로(Neff, 2003) 상대적으로 단기간 동안 마음챙김 훈련이나 명상 등을 통해 발달시키는 것이 가능하다. 정서조절 방법과 더불어 대학생들에게 심리교육 및 개인/집단 상담 프로그램을 활용하여 개입하면 대학생들의 정신건강 증진에 도움이 될 수 있을 것이라고 기대한다.

후속연구를 위한 제언과 본 연구의 제한점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 서울, 경기, 충청권 일부 대학의 연구 참여자를 대상으로 실시되었기 때문에 국내 전체 대학생을 대표하는 것에 어려

움이 있다. 보다 다양한 표집을 통해 본 연구모형이 재확인되는지 추후 연구될 필요가 있다. 둘째, 본 연구에서는 애착에 따라 정서조절의 유형에 차이가 나타나고, 회피분산적 조절의 사용은 이후의 심리적 부적응을 예측한다는(Campbell-Sills et al., 2007) 선행연구에 근거하여 불안정 애착과 우울의 관계에서 회피분산적 조절의 매개효과가 나타날 것이라는 연구가설을 세웠지만 이를 검증 할 수 없었다. 후속연구에서는 불안정 애착과 우

울의 관계를 보다 구체적으로 설명할 수 있는 매개변인을 확인할 필요가 있다.셋째, 본 연구에서는 성인애착과, 회피분산적 정서조절, 자기자비와 사회불안 및 우울 변인을 한 시점에서 측정한 자료를 분석하여 인과관계를 추론하는데 어려운 한계점이 있다. 추후 후속연구에서는 시간의 흐름에 따라 측정한 종단자료를 통해 인과관계를 확인해 볼 것을 제안한다.

참 고 문 헌

- 강수진 · 최영희 (2011). 성인애착이 대인관계능력에 미치는 영향-정서조절양식과 사회불안을 매개변인으로. <인간 발달연구>, 18(3), 53-68.
- 김경의 · 이금단 · 조용래 · 채숙희 · 이우경 (2008). 한국판 자기-자비 척도의 타당화 연구: 대학생을 중심으로. <한국심리학회지: 건강>, 13(4), 1023-1044.
- 김나경 · 양난미 (2016). 대학생의 성인애착과 사회불안의 관계: 거부민감성과 부적응적 인지적 정서조절 전략의 매개효과. <상담학연구>, 17(2), 217-238.
- 김병직 · 오경자 (2013). 성인 애착 불안/회피 차원과 우울 사이를 매개하는 변인의 탐색: 사회적 상호작용 불안에 대한 정서 조절의 차별적 경로. <한국심리학회지: 상담 및 심리치료>, 25(3), 519-548.
- 김성현 (2004). 친밀 관계 경험 검사 개정판 타당화 연구: 확증적 요인분석과 문항 반응 이론 을 중심으로. 서울대학교 석사학위논문.
- 김수영 (2016). <구조방정식 모형의 기본과 확장: Mplus 예제와 함께>. 서울: 학지사.
- 김진호 (2018. 12. 12). 20대 우울증 · 불안증 환자 5년 새 44%↑. KBS뉴스.
- 민경환 · 김지현 · 윤석빈 · 장승민 (2000). 부정적 정서 조절 방식에 관한 연구. <한국심리학회지: 사회 및 성격>, 14(2), 1-16.
- 박송이 · 채규만 (2012). 우울취약성과 대인관계문제의 관계에서 능동적, 회피/분산적 정서조절양식의 매개효과. <인지행동치료>, 12(3), 349-368.
- 서지현 (2012). 대학생의 정서조절양식과 내현적 자기애 및 성인애착의 관계. <인간이해>, 33(2), 91-106.
- 손재환 (2017). 대학생의 자존감이 우울과 불안에 미치는 영향: 자기자비의 매개효과를 중심으로. <청소년상담연구>, 25(2), 299-317.
- 오가영 · 한지현 (2019). 유아기 자녀를 둔 어머니의 아동기 부모애착과 성인애착 불안이 양육스트레스에 미치는 영향. <한국영유아보육학>, 116, 47-64.
- 윤석빈 (1999). 경험하는 정서의 종류와 선행사건에 따른 정서조절 양식의 차이. 서울대학교 대학원.

- 이시은 (2009). 성인애착과 정서조절양식의 관계에 대한 자아존중감의 중재효과. <한국심리학회지: 상담 및 심리치료>, 21(4), 879-914.
- 이시은 · 이재창 (2005). 대학생의 애착유형, 부모 · 또래애착, 그리고 정서적 특성과의 관계. <한국심리학회지: 상담 및 심리치료>, 17(4), 947-963.
- 이은지 · 서영석 (2014). 불안정 성인애착(애착불안, 애착회피)과 대인관계문제 및 심리적 디스트레스의 관계 – 자기자비와 낙관적 성향의 매개효과 검증. <한국심리학회지: 상담 및 심리치료>, 26(2), 413-441.
- 이정윤 · 최정훈 (1997). 한국판 사회공포증 척도(K-SAD, K-FNE)의 신뢰도 및 타당도 연구. <한국심리학회지: 임상>, 16(2), 251-264.
- 이지수 · 양난미 (2018). 대학생의 애착불안과 우울의 관계: 자기자비와 부적응적 인지적 정서조절전략의 매개효과. <한국심리학회지: 상담 및 심리치료>, 30(2), 397-422.
- 이지원 · 이기학 (2014). 불안정애착 및 심리적 고통이 관계중독에 미치는 영향: 지지추구적 정서조절양식의 조절된 매개효과 검증. <한국심리학회지: 상담 및 심리치료>, 26(1), 65-95.
- 이진구 · 이기학 (2019). 대학생의 부모애착이 진로정체감에 미치는 영향: 또래애착, 진로탐색행동의 매개효과. <상담학연구>, 20(5), 83-105.
- 임전옥 · 장성숙 (2003). 정서인식의 명확성, 정서조절양식과 심리적 안녕과의 관계. <한국심리학회지: 상담 및 심리치료>, 15(2), 259-275.
- 장미애 · 양난미 (2015). 대학생의 애착회피와 삶의 만족도의 관계: 회피-분산적 정서조절양식, 정서표현 양가성의 매개효과. <상담학연구>, 16(2), 273-292.
- 전주성 · 이화정 (2019. 9.17). 취업-성적 스트레스에 우울증 시달리는 청년들. 동아일보.
- 조영미 · 이희경 (2013). 성인애착과 사회불안의 관계: 기본 심리적 욕구 만족과 경험적 회피의 매개효과. <상담학연구>, 14(2), 1227-1245.
- 조화진 · 서영석 (2010). 부모애착, 분리-개별화, 성인애착, 대학생활적응, 심리적 디스 트레스의 관계-대학신입생을 대상으로. <한국심리학회지: 상담 및 심리치료>, 22(2), 285-411.
- 주은지 (2011). 대학생의 부모 애착과 낭만 애착: 또래 애착의 매개효과 검증. <청소년학연구>, 18(8), 161-186.
- 차지연 · 김정규 (2018). 불안정 성인애착과 사회불안의 관계: 자기자비의 매개효과. <한국심리학회지: 임상심리연구와 실제>, 4(3), 377-394.
- 홍세희 (2000). 구조방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. <한국심리학회지 임상>, 19(1), 161-177.
- Ainsworth, M. D. S., Blehar, M. C., Waters, E., & Wall, S. (1978). Patterns of attachment: A psychological study of the strange situation,. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum, 167.
- Bartholomew, K., & Horowitz, L. M. (1991). Attachment styles among young adults: a test of a four-category model. *Journal of personality and social psychology*, 61(2), 226.
- Beck, A. T. (Ed.). (1979). Cognitive therapy of depression. Guilford press.
- Bowlby, J. (1998). A Secure Base: Parent-Child Attachment and Healthy Human Development. New York: Basic Books.
- Brennan, K. A., & Shaver, P. R. (1995). Dimensions of adult attachment, affect regulation, and romantic

- relationship functioning. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 21(3), 267–283.
- Brennan, K. A., Clark, C. L., & Shaver, P. R. (1998). Self-report measurement of adult attachment: An integrative overview. In J. A. Simpson & W. S. Rholes (Eds.), *Attachment theory and close relationships* (pp. 46–76). New York: Guilford.
- Browne, W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In Bollen, K. A., & Long, J. S. (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136–162). London: Sage Ltd.
- Campbell-Sills, L., & Baslow, D. H. (2007). Incorporating emotion regulation into conceptualizations and treatments of anxiety and mood disorders. In J. J. Gross(Ed.), *Handbook of Emotion Regulation* (542–559). New York: NY: The Guilford Press.
- Chartier, M. J., Walker, J. R., & Stein, M. B. (2003). Considering comorbidity in social phobia. *Social psychiatry and psychiatric epidemiology*, 38(12), 728–734.
- Cole-Detke, H., & Kobak, R. (1996). Attachment processes in eating disorder and depression. *Journal of consulting and clinical psychology*, 64(2), 282.
- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological methods*, 1(1), 16.
- Flett, G. L., Blankstein, K. R., & Obertynski, M. (1996). Affect intensity, coping styles, mood regulation expectancies, and depressive symptoms. *Personality and individual differences*, 20(2), 221–228.
- Fraley, R. C., & Roisman, G. I. (2019). The development of adult attachment styles: four lessons. *Current opinion in psychology*, 25, 26–30.
- Fraley, R. C., Waller, N. G., & Brennan, K. A. (2000). An item response theory analysis of self-report measures of adult attachment. *Journal of personality and social psychology*, 78(2), 350.
- Gross, J. J. (1998). The emerging field of emotion regulation: An integrative review. *Review of General Psychology*, 2, 271–299.
- Hazan, C., & Shaver, P. (1987). Romantic love conceptualized as an attachment process. *Journal of personality and social psychology*, 52(3), 511.
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York. Guilford publications.
- Lopez, F. G. (2009). Clinical correlates of adult attachment organization. *Attachment theory and research in clinical work with adults*, 94–117.
- Lopez, F. G., & Fons-Scheyd, A. (2008). Role balance and depression among college students: the moderating influence of adult attachment orientations. *Journal of College Counseling*, 11(2), 133–147.
- Matsunaga, M. (2008). Item Parceling in Structural Equation Modeling: A Primer. *Communication Methods and Measures*, 2(4), 260–293.
- Mikulincer, M., & Shaver, P. R. (2008). Adult attachment and affect regulation. In J. Cassidy & P. R. Shaver (Eds.), *Handbook of attachment: Theory, research, and clinical applications* (p. 503–531).

- The Guilford Press.
- Mikulincer, M., Shaver, P. R., Gillath, O., & Nitzberg, R. A. (2005). Attachment, Caregiving, and Altruism: Boosting Attachment Security Increases Compassion and Helping. *Journal of Personality and Social Psychology*, 89(5), 817-839.
- Neff, K. D. (2003). The development and validation of a Scale to measure self-compassion. *Self and Identity*, 2, 223-250.
- Neff, K. D., & McGehee, P. (2010). Self-compassion and psychological resilience among adolescents and young adults. *Self and identity*, 9(3), 225-240.
- Neff, K. D., Kirkpatrick, K. L., & Rude, S. S. (2007). Self-compassion and adaptive psychological functioning. *Journal of research in personality*, 41(1), 139-154.
- Searle, B., & Meara, N. M. (1999). Affective dimensions of attachment styles: Exploring self-reported attachment style, gender, and emotional experience among college students. *Journal of Counseling Psychology*, 46(2), 147.
- Shaver, P., & Hazan, C. (1987). Being lonely, falling in love. *Journal of Social Behavior and Personality*, 2(2), 105.
- Shrout, P. E., & Bolger, N. (2002). Mediation in experimental and nonexperimental studies: new procedures and recommendations. *Psychological methods*, 7(4), 422.
- Vertue, F. M. (2003). From adaptive emotion to dysfunction: An attachment perspective on social anxiety disorder. *Personality and Social Psychology Review*, 7(2), 170-191.
- Watson, D., & Friend, R. (1969). Measurement of social-evaluative anxiety. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 33, 448-457.
- Wei, M., Liao, K. Y. H., Ku, T. Y., & Shaffer, P. A. (2011). Attachment, self-compassion, empathy, and subjective well-being among college students and community adults. *Journal of personality*, 79(1), 191-221.
- Werner, K. H., Jazaieri, H., Goldin, P. R., Ziv, M., Heimberg, R. G., & Gross, J. J. (2012). Self-compassion and social anxiety disorder. *Anxiety, Stress & Coping*, 25(5), 543-558.

Relationship between Adult Attachment, Social Anxiety, and Depression: Mediation Effect of Self-compassion and Avoidant-distractive Emotional Regulation

Sun-Young Park, Jee-Yon Lee

Incheon National University

This research was conducted to explore the cause and intervention towards social anxiety and depression of Korean college students as well as interventions. Specifically, we hypothesized that greater insecurity in adult attachment among college students is associated with increased tendency to avoidant-distractively regulate emotions and reduced self-compassion, leading to a positive relationship with social anxiety and depression. To prove this we performed a survey on 340 college students to test the mediation effect of avoidant-distractive emotional regulation and self-compassion between adult attachment, social anxiety, and depression. The result based on structural equation showed that insecure attachment and avoidant attachment were both negatively related to avoidant-distractive emotional regulation and self-compassion. Second, testing for mediation showed that insecure and avoidant adult attachment was completely mediated by avoidant-distractive emotional regulation and self-compassion towards social anxiety, respectively. The implications of these results for college students' mental health as well as counseling along with suggestions for later research are discussed.

Keywords: Adult Attachment, Avoidant-distractive Emotion regulation, Self-Compassion, Social Anxiety, Depression