

청소년의 애착과 우울 관계에서 자아존중감의 매개효과

Mediating Effect of Self-Esteem on the Relationship between Attachment and Depression in Adolescents

강희경

서일대학교 사회복지학과

Hee Kyung Kang(khkyung@seoil.ac.kr)

요약

본 연구는 청소년의 부모애착, 또래애착, 교사애착 및 자아존중감이 우울에 미치는 영향을 살펴보고, 우울의 경로에서 자아존중감의 매개효과를 검증하기 위하여 실행되었다. 이를 위하여 애착이론의 내적 작용 모델 및 취약모델에 근거하여 연구모형을 설정한 후, 구조방정식 모형을 활용하여 분석하였다. 분석 자료는 2015년 한국아동·청소년 패널조사 자료 2,058사례였다. 분석 결과, 첫째, 부모애착, 또래애착 및 교사 애착은 청소년 우울에 직접 영향을 미치지 않았다. 둘째, 자아존중감은 청소년 우울을 설명하는 가장 강력한 변인이었다. 셋째, 자아존중감은 부모애착, 또래애착 및 교사애착이 청소년 우울에 영향을 미치는 경로에서 유의한 매개 효과를 갖는 것으로 나타났다. 본 결과를 통하여 청소년 우울 예방을 위하여 친밀한 관계 강화 및 자아존중감 향상의 필요성이 논의되었다.

■ 중심어 : | 청소년 우울 | 애착 | 자아존중감 | 매개효과 |

Abstract

The purpose of this study aimed to investigate the mediating effect of self-esteem between attachment and depression in adolescents. The study specified theoretical assumptions based on internal working model and vulnerability model. The data were analyzed by structural equation modeling. A total of 2,058 adolescent data from 2015 Korean Children and Youth Panel Survey was used in this study.

The results showed parent attachment, peer attachment, and teacher attachment did not have direct effects on adolescent depression, but have indirect effects. Self-esteem had direct and mediating effect on depression. The implications were discussed in relation to interpersonal relationships and self-esteem of adolescents for depression prevention.

■ keyword : | Adolescent Depression | Attachment | Self-esteem | Mediating Effect |

I. 서론

일반적으로 우울은 불안, 약물사용, 행동 장애, 성격

장애 및 의학적 질병과 함께 발생하는 특성을 갖는다. 따라서 우울로 인한 임상적, 사회적 결과가 더 심각해 질 수 있다[1]. 특히 우울의 조기 발현은 만성 우울, 역

* 본 논문은 2017년도 서일대학교 학술연구비에 의해 연구되었음.

접수일자 : 2017년 08월 16일

수정일자 : 2017년 08월 29일

심사완료일 : 2017년 08월 29일

교신저자 : 강희경, e-mail : khkyung@seoil.ac.kr

할기능의 손상, 재발의 가능성 증가와 밀접한 관련을 갖고 있다[1]는 점에서 청소년 우울에 대한 사회적 관심이 증가하고 있다. 질병관리본부가 실시한 청소년 건강행태온라인조사 통계[2]에서는 ‘최근 12개월 동안 2주 내내 일상생활을 중단할 정도로 슬프거나 절망감을 느낀 적이 있다’고 응답한 비율이 남학생의 경우 20.9%, 여학생의 경우 30.5%에 이르고 있어 그 심각성을 반영한다.

이에 청소년 우울이 발생하는 경로에 대한 연구들은 우울에 영향을 미치는 요인에 대한 탐색적 이해를 도와 주고, 우울을 예방할 수 있는 경험적 자료를 제시해 준다는 점에서 의의가 있다.

청소년 우울에 영향을 미치는 요인에는 다양한 심리 사회적 요인이 있겠으나, 본 연구에서는 친밀한 관계와 자아존중감이 주목하여 직접 영향력을 검증함과 동시에 그 경로에서 자아존중감이 갖는 매개효과도 살펴보고자 한다. 이에 청소년의 우울 경로에 애착이론의 내적 작용모델(internal working model)[3] 및 취약모델(vulnerability model)[4]을 적용하여 검증할 것이다.

생애 초기 친밀한 관계는 주된 양육자와의 관계인 애착으로부터 시작된다. 애착은 우리가 삶에서 특별한 사람과 상호작용할 때 기쁨을 느끼게 해주고, 스트레스를 느끼는 순간 그들과의 친밀한 관계를 통해 편안함을 갖도록 해주는 강한 정서적 유대이다[3]. 초기의 안정적인 애착관계는 다양한 심리적 발달에 영향을 미치게 되는데, 긍정적인 부모-자녀관계가 지속되면 우호적이고 지지적인 교사 및 또래와의 관계 형성에도 영향을 미친다[3].

청소년의 삶은 친밀한 관계의 원천인 가족 뿐 아니라 또래를 중심으로 상당 부분 이루어진다. 학교 청소년 환경의 중요한 구성 요소인 교사와의 관계 역시 빼놓을 수 없는 부분이다. 우울은 인간관계 기능의 손상과 상당한 연관을 갖는 것으로 알려져 있다. 부부간 불화, 가정 또는 데이팅 폭력, 부모양육 상의 어려움, 불안정한 애착, 낮은 사회적 지지가 바로 그것이다[1]. 이러한 논의들은 청소년 우울이 친밀한 관계, 구체적으로는 부모 및 또래와 교사와의 관계의 영향을 받을 수 있음을 시사한다.

자아존중감(self-esteem)은 자신의 가치에 대한 스스

로의 판단과 그 판단과 관련된 감정을 의미한다. 자신의 능력에 대한 평가는 정서적 경험, 미래 행동, 장기적인 심리적 적응에 영향을 미치기 때문에 자아존중감은 자아발달의 가장 중요한 측면이 된다[3].

자아존중감은 사회적 상호작용에서 다른 사람, 특히 중요한 타인들의 반응에 반영되어 있는 자신에 대한 평가에 근거하여 발달하는 특성을 갖는다[5]. 따라서 청소년기의 부모와 또래, 교사와의 관계는 자아존중감 형성에 중요한 역할을 한다.

자아존중감은 동시에 다양한 심리사회 또는 건강 문제의 영향으로부터 보호를 하는 요인으로 알려져 있다[6]. 즉, 자아존중감은 우울에 직접적인 영향을 가질 뿐 아니라, 우울이 발생할 수 있는 조건에서 그 영향을 매개할 수 있는 역할을 할 수도 있는 것이다. 여기서 우울에 대한 취약모델은 자아존중감이 우울에 영향을 미치는 경로에서 매개적 효과를 설명할 수 있는 이론적 근거가 되어줄 수 있다. 취약 모델에 의하면, 자신에 대한 부정적인 평가, 즉 낮은 자아존중감은 우울을 유발하는 위험 요인이 된다고 본다[4]. 이를 친밀한 관계가 청소년 우울에 미치는 경로에 적용하면, 자아존중감이 매개 효과를 가질 수 있음을 예측할 수 있다.

이에 본 연구에서는 애착이론과 취약모델에 근거하여 청소년의 친밀한 관계, 즉 부모애착, 또래애착, 교사애착 및 자아존중감이 우울에 미치는 영향을 살펴보고, 우울의 경로에서 자아존중감이 갖는 매개효과에 주목하고자 한다. 구체적인 연구 문제는 다음과 같다.

<연구문제1> 부모애착, 또래애착, 교사애착은 청소년의 자아존중감과 우울에 직접적 영향을 미치는가?

<연구문제2> 부모애착, 또래애착, 교사애착은 자아존중감의 매개적 역할을 통하여 청소년의 우울에 간접적 영향을 미치는가?

II. 이론적 배경

1. 애착 이론의 내적 작용모델 및 취약 모델

양육경험을 통해 형성된 초기 애착 관계는 아동이 나아가 들면서 애착 대상자의 부재 상황에서도 안전기지로 활용하는 지속적인 애정적 유대를 만든다. 이러한 심상이 내적 작용모델, 또는 애착 대상의 유효성에 대한 기대, 스트레스를 받을 때 지지받을 수 있다는 가능성, 그리고 자신과 애착 대상에 대한 상호작용의 총체이다[3].

Bowlby의 애착이론에 근거한 내적 작용 모델(internal working model)에 의하면 양육자와 안정된 애착을 형성한 아동은 자신이 사랑 받고 주목받을 가치가 있다는 내적 작용 모델을 갖고 있어서 다른 관계에도 적용하게 된다는 것이다[7]. 반대로 불안정한 애착을 형성한 아동은 자신을 사랑받을 가치도 없고 가치 없다고 여기는데, 이러한 가정들은 비교적 안정적이고 영구적이어서 아동기 형성된 애착 관계의 속성은 생애 발달 전반에 지속적인 영향을 미치게 된다는 것이다. 물론 이후의 다른 요인으로 인하여 수정될 가능성은 열려 있다[7].

높은 자아존중감을 갖는다는 것은 자신에 대해서 좋게 느끼고, 타인에 대해서도 좋게 느끼는 양방향의 관계성을 내재화하는 것이다. 좋은 내적 대상의 시작은 어머니와의 초기 관계에서 비롯되는데, 어머니의 양육 행동 중 반응성에서 나온다[7].

그러나 어머니와의 안정적인 초기 애착 실패가 반드시 심리사회적 부적응과 연결되지는 않는다. Rutter[8]는 모성박탈의 발달 경로를 제시하면서, 모성박탈과 가정불화, 까다로운 기질, 학업 실패, 관계성 문제 등과 같은 부정적 조건과 좋은 학교 환경, 순한 기질, 학업 성취, 좋은 관계와 같은 긍정적 조건이 개인의 자아존중감 형성에 영향을 미친다고 보고, 자아존중감이 스트레스 반응에 매개 역할을 한다고 본다[7].

자아존중감은 자신에 대한 평가나 판단 등의 인지적인 면을 포함하고 있으므로, 선천적이기 보다는 환경과 경험에 의해 발달되는 특성을 갖는다[9]. 특히 발달과정에 있어 중요한 타인인 가족, 또래, 교사와의 관계는 아동 및 청소년의 자아존중감 형성에 중요한 영향을 미친다. 이렇듯 내적 작용모델은 친밀한 관계, 즉 부모, 또래 및 교사관계가 청소년의 자아존중감 형성과 우울에 영

향을 미친다는 이론적 근거가 되어준다.

우울과 자아존중감의 관계를 설명하는 또 다른 이론적 관점으로는 취약모델(vulnerability model)이 있다. 취약모델은 자신에 대한 부정적 평가가 우울의 위험 요인이 된다고 본다. Beck[10]의 인지이론에서는 자신에 대한 부정적 신념이 우울의 증상 뿐 아니라 우울의 발생 및 유지와 관련이 있다고 설명한다.

많은 경험적 연구들은 취약모델을 지지하고 있는데, 실제로 우울과 자아존중감 간의 관계를 보고한 77개의 종단적 연구를 메타분석한 연구[4]에서는 낮은 자아존중감이 우울에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이상의 애착이론에서 제시하고 있는 내적 작용모델 및 취약모델을 청소년 우울의 발달 경로에 적용하면, 친밀한 관계인 부모애착과 또래애착 및 교사 애착이 청소년의 자아존중감 형성에 영향을 미치고, 자아존중감은 우울에 직접적 영향을 미칠 뿐 아니라 매개 역할을 할 수 있음을 알 수 있다.

2. 청소년 우울에 영향을 미치는 요인

애착을 포함한 부모 관계 요인과 청소년 우울 간의 관계를 다룬 연구들에서는 유의미한 관계를 갖는 것으로 나타난다. 먼저 여대생을 대상으로 실시한 연구에서는 안정적인 성인애착이 우울과는 부적 상관이 있는 것으로 나타났다[11]. 대학생을 대상으로 한 한기백[12]의 연구에서도 부모와의 정서유대가 우울에 유의한 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

중학생 대상의 연구[13]에서는 부모의 방임 또는 학대 양육방식과 우울 간의 유의미한 상관을 보였다. 부모의 방임적 양육방식은 청소년의 우울에 유의미한 영향을 미치며, 우울의 발달적 궤적을 검증한 종단적 분석 결과에서는 여학생의 경우 우울이 유의하게 증가하는 것으로 나타났다[13]. 학대 양육방식은 남녀 청소년 모두의 우울에 영향을 미치고, 남녀청소년 모두의 우울이 시간이 흐름에 따라 유의하게 증가함을 보고하고 있다[13]. 부모의 애정과 관심, 대화, 감독은 청소년의 우울과 유의한 관련이 있었다[14].

우울 관련 연구들을 메타분석한 결과에서도 부모의 양육태도가 우울에 유의한 영향을 미치는 관계 변인이

었다[15]. 중고등학생이 지각한 부모-자녀간의 갈등 역시 우울에 부정적 영향을 미쳤다[16]. 우울증 청소년과 임상대조군을 대상으로 실시한 김동영, 박기정, 김효원 [17]의 연구에서는 우울증 청소년이 부모-자녀 관계에서 친밀감과 존경이 낮은 특징을 보였으며, 부모와의 친밀감 수준이 낮고 엄격하다고 인지하였고, 과잉기대가 높아질수록 청소년의 우울증상이 심각해지는 것으로 나타났다.

청소년의 가족 및 또래 환경과 우울 간의 관계를 분석한 연구에서는 부모와의 관계와 또래 간 괴롭힘이 중학생 청소년의 우울에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다[18]. 부모의 방임과 학대, 그리고 친구관계 역시 아동기 우울에 유의한 영향력을 갖는 것으로 보고되었다[19].

청소년의 우울 변화에 대한 종단적 연구를 실행한 조정아[20]의 연구에서는 부모애착과 부모의 학대가 청소년의 우울 초기 값에 유의한 영향을 미치는 요인이었지만, 또래 및 교사 관계 요인은 우울에 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 또한 우울수준의 변화에 대한 종단적 분석에서도 부모의 학대만이 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나, 또래관계와 교사관계 스트레스요인이 청소년의 우울에 영향을 미치는 효과를 검증한 다른 연구[21]에서는 또래관계와 교사관계가 우울에 유의한 영향을 미치는 것으로 보고되었다.

일련의 연구 결과들을 통하여 부모와의 성인애착, 정서유대, 방임과 학대의 양육방식, 친밀감 수준과 과잉기대 등과 같은 부모관계 요인이 청소년 우울과 유의미한 관련을 보이지만, 또래와 교사 관계 요인에서는 일치되지 않는 결과가 보고됨을 알 수 있다.

부모, 또래 및 교사관계가 청소년 자아존중감에 미치는 영향에 대한 연구 결과에서는 대체로 긍정적인 영향을 갖는 것으로 나타난다. 수용적이고 온정적인 애정적 양육태도는 자녀의 자아존중감 형성에 영향을 미치며 [5][22][23], 또래애착[24]과 또래·교사 관계의 질[23] 역시 유의한 영향력을 갖는다.

청소년 우울과 자아존중감 간의 관계를 다룬 선행연구 결과들 역시 유의미한 관계[16]가 있는 것으로 나타난다. 청소년 패널자료를 통한 분석한 최희철[25]의 연

구에서는 부정적 자아존중감이 우울에 유의한 영향을 미치는 것으로 보고되었다. 아동·청소년 우울 관련 국내 연구들을 메타분석한 연구[15]에서는 우울에 가장 큰 영향력을 갖는 변인이 자아존중감이고, 우울을 유익하게 설명해주는 조절 변인인 것으로 나타났다.

초등학생 대상의 연구[26]에서도 자아존중감은 우울에 영향을 미치며, 우울의 발달 경로에서 매개효과를 갖는 것으로 나타났다. 대학생 대상의 연구[27]에서도 우울에 가장 큰 영향을 미치는 변인은 자아존중감인 것으로 분석되었고, 스트레스와 우울의 경로에서 매개효과가 있음을 보여주었다.

이러한 연구결과들을 종합해보면, 자아존중감은 청소년 우울을 잘 설명할 수 있는 요인이며, 우울의 발달 경로에서 매개 효과를 갖는다는 것을 알 수 있다.

3. 연구모형

내적 작용 모델과 취약모델에 근거하여 구성한 연구모형은 [그림 1]과 같다. 즉, 부모애착과 또래애착 및 교사애착과 자아존중감은 청소년 우울에 영향을 미친다. 또한 부모애착과 또래애착 및 교사애착은 자아존중감에 영향을 미치게 되고, 이는 청소년 우울에 영향을 미치는 경로를 보인다.

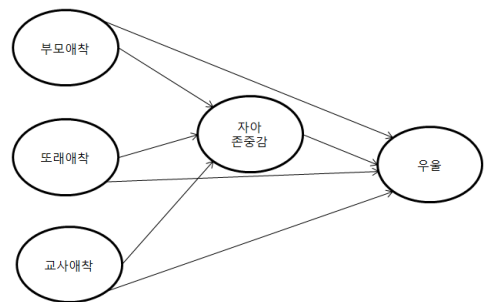


그림 1. 연구모형

III. 연구방법

1. 분석 자료 및 연구 대상자의 일반적인 특성

본 연구에서 분석한 자료는 한국청소년정책연구원

2015년 조사한 한국아동·청소년 패널조사(Korean Children & Youth Panel Survey, 이하 KCYPS) 6차년도인 2015년 자료 중 응답 당시 학교를 그만 둔 3사례를 제외한 총 2,058사례이다. KCYPS는 2010년 표집된 초등학교 1학년과 4학년, 중학교 1학년 재학생 총 7,071명의 청소년을 대상으로 2016년까지 7개년에 걸쳐 추적조사를 실시하며, 표본은 다단계층화집락표집으로 추출되었다. 이 중에서 분석 대상은 초등학교 4학년 패널자료이다. 조사 영역은 크게 개인발달과 환경발달의 두 영역으로 구분되는데, 개인발달 영역은 아동·청소년이 자신을 둘러싼 주변 환경의 영향을 받으면서 성장·발달해 가는 양상을 파악하기 위한 것으로서, 신체 발달, 지적발달, 사회정서발달의 세부 영역으로 구성된다. 발달환경영역은 아동·청소년의 사회화과정에 중요한 영향을 미치는 다양한 환경요인으로서 가정, 또래, 교육, 지역사회, 매체의 5가지 하위 영역으로 이루어졌다[28].

[표 1]은 본 연구 대상 청소년과 그 가족의 일반적인 특성을 나타낸다. 대상 청소년의 성별 분포를 살펴보면, 남자청소년이 전체 사례의 52.9%, 여자청소년은 47.1%를 차지하였다.

아버지의 교육수준은 대졸이상이 59.0%, 어머니의 경우 52.7%여서 비교적 고학력 분포를 보여주었다. 가족의 월평균 수입구간 분포에서는 201-400만원 구간이 전체의 41.5%로 가장 많았으며 다음으로는 401-600만원 구간 35.0%였다.

표 1. 연구대상자의 일반적인 특성

변인	구분	빈도(%)
성별	남	1,088(52.9)
	녀	970(47.1)
부의 교육수준	고졸이하	781(41.0)
	대졸이상	1,125(59.0)
모의 교육수준	고졸이하	916(47.3)
	대졸이상	1,019(52.7)
가족의 월수입	200만원이하	236(11.9)
	201-400만원	821(41.5)
	401-600만원	692(35.0)
	601만원이상	229(11.6)

2. 측정도구

2.1 청소년의 애착

본 연구에서 사용된 부모애착은 양육방식 문항 중 부모의 애정 요인 4문항, 4점 Likert 척도를 사용하였다. 양육방식 문항은 허묘연[29]이 제작한 부모양육태도 검사(총43문항) 문항을 활용한 것으로, 원칙도의 부모 각각에 대한 질문을 부모에 대한 질문으로 수정한 후 중복되는 문항을 제외하고 사용한 것이다. 원칙도의 보고된 Cronbach's α 계수는 8개 하위 영역별로 .68~.86 사이의 분포를 보여주었다[29].

또래애착은 Armsden과 Greenberg[30]가 제작한 애착척도 총 25문항 중 하위 영역별로 중복되는 문항을 제외하고 각 하위 영역 당 3개 문항씩 총 9문항[31], 4점 Likert 척도로 구성된다. 원칙도의 경우 또래애착 영역의 재검사 신뢰도는 .86이었다[30].

교사애착은 민병수[32]가 제작한 학교생활적응 척도의 문항[33]중 교사관계 요인 5문항, 4점 Likert 척도로 측정하였다. 원칙도의 보고된 Cronbach's α 계수는 .83이었다[33]. 본 연구에서 사용된 분석 자료의 Cronbach's α 계수는 부모애착은 .831, 또래애착 .829, 교사애착 .871로 산출되었다.

2.2 자아존중감

연구대상자의 자아존중감은 Rosenberg[34]의 자존감 척도를 변안[35]하여 사용하였으며, 총 10문항, 4점 Likert 척도로 구성되었다. 보고된 원칙도의 신뢰도는 재검사에 의한 상관계수가 .85와 .88로 나타났다[36]. 본 연구의 경우 Cronbach's α 계수는 .839였다.

2.3 우울

청소년기 우울은 '간이정신진단검사[37]' 중 우울 척도 13문항에서 3문항을 제외시킨 10문항, 4점 Likert 척도로 측정하였다. 점수가 높을수록 청소년의 우울성향이 높은 것을 보여준다. 원칙도의 '우울' 하위 영역의 Cronbach's α 계수는 .76이었다[37]. 본 연구 분석 자료의 Cronbach's α 계수는 .893이었다.

3. 분석방법

연구 분석을 위하여 AMOS 18.0 프로그램을 활용하여 구조방정식 분석을 실시하였다. 개념 측정의 적합도를 확인하기 위하여 측정모형(measurement model)을 검증하였고, 측정모형의 적합도를 알아보기 위하여 상대적 적합도 지수인 CFI(Comparative Fit Index)와 NFI(Normed Fit Index)를, 절대적 적합도 지수는 RMSEA(Root-Mean Square Error of Approximation)을 산출하였다. 구조방정식 모형을 분석하기 이전 주요 변인의 정규성 검증하기 위하여 왜도(skewness) 및 첨도(kurtosis) 지수를 검토하였다. 매개효과 분석을 위하여 Sobel 검증을 실시하였다.

IV. 연구결과

1. 주요 변인의 일반적 경향

구조방정식 모형을 분석하기 이전에 주요 변인들의 정규분포를 점검하기 위해서 왜도와 첨도 지수를 구하였다. 왜도와 첨도 지수는 0에 가까울수록 정규성을 보이는데, 일반적으로 왜도의 절대값이 3.0 이상, 첨도의 절대값이 10.0 이상일 때 정규성에 문제가 있는 것으로 본다[38]. [표 2]에 나타나 있듯이, 측정변인의 왜도는 -3.2~.49 사이에 분포하고, 첨도는 -.05~.28 사이에 분포하고 있어서 정규성에는 문제가 없는 것을 알 수 있다.

표 2. 주요 측정 변인의 평균, 표준편차 및 왜도와 첨도 (N=2,058)

변인	평균(SD)	범위	왜도	첨도
부모애착	12.49(2.26)	4~16	-.32	.20
또래애착	28.30(3.99)	11~36	.09	-.05
교사애착	15.19(2.98)	5~20	-.21	.16
자아존중감	29.86(4.52)	10~40	-.16	.28
우울	17.76(5.49)	10~40	.49	.27

2. 측정모형 분석

구조모형 분석에 앞서 측정 변인들의 각 잠재변인들을 적합하게 반영하고 있는지 분석하기 위하여 측정모형을 분석하였다. 측정모형은 확인적 요인분석

(confirmatory factor analysis)을 통하여 각 잠재변인들에 대한 측정변인들의 요인적재량으로 해석된다.

본 연구에서 확인적 요인분석을 실시하기 전에 각 잠재변인들을 구성하는 측정변인 후보군에 대하여 탐색적 요인분석(exploratory factor analysis)을 실행하였다. 분석 결과, 청소년의 우울과 자아존중감은 단일 차원으로 구성되어 무작위로 3영역으로 항목묶기를 실시하여 합당한 점수를 지표로 활용하였다. 항목묶기는 여러 항목의 점수를 합산하여 지표의 수를 줄여 사용하므로 모형을 변화시키지 않으면서 사례수당 측정해야 할 모수의 수를 줄여주어 적합한 추정결과를 얻는데 도움이 된다[38].

4문항과 5문항으로 구성된 부모애착과 교사애착은 무작위로 2영역의 항목묶기를 실시하였다. 또래애착은 본 조사에서 제시한 항목별로 묶어서 또래의사소통, 또래신뢰 및 또래소외의 3가지 요인으로 분석에 적용하였다.

측정모형의 적합도 지수 분석에서는 상대적 적합도 지수인 CFI=.975, NFI=.971, 절대적 적합도 지수인 RMSEA=.053으로 분석되었다[표 3]. CFI와 NFI지수의 경우 .90 이상이면 좋은 적합도로 해석되고, RMSEA의 경우 .06 미만이면 좋은 적합도로 간주한다[39].

표 3. 연구모형의 적합도

	χ^2	df	CFI	NFI	RMSEA
모형	416,104	55	.975	.971	.053

[표 4]는 잠재 변인들 간의 상관계수를 보여준다. 표에서 나타나듯이 모든 변인들은 .001 수준에서 모두 유의한 상관을 보여주고 있다.

표 4. 잠재 변인들 간의 상관계수

	부모애착	또래애착	교사애착	자아존중감	우울
부모애착	1.00				
또래애착	.410***	1.00			
교사애착	.434***	.368***	1.00		
자아존중감	.421***	.501***	.356***	1.00	
우울	-.337***	-.432***	-.282***	-.650***	1.00

*** $p < .001$

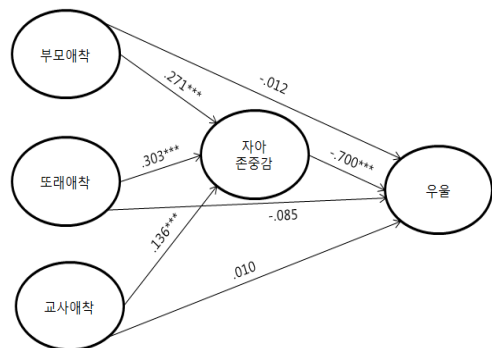
3. 구조모형 분석

[표 5]는 매개변인인 자아존중감을 포함한 완전구조 모델에 대한 분석결과이다. 먼저 애착이 청소년의 자아존중감에 미치는 영향을 살펴보면 부모애착과 또래애착, 교사애착 모두는 자아존중감에 긍정적인 영향을 미친다. 즉, 부모애착($\beta=.271, p<.001$), 또래애착($\beta=.303, p<.001$)과 교사애착($\beta=.136, p<.001$)이 높을수록 청소년의 자아존중감이 높아지는 것이다. 청소년의 자아존중감($\beta=-.700, p<.001$)은 우울에 부정적인 영향을 미쳐서 자아존중감이 낮을수록 우울수준이 높아지는 것으로 나타난다. 다만 연구가정과는 다르게 부모애착($\beta=-.012, n.s.$)과 또래애착($\beta=-.085, n.s.$) 및 교사애착($\beta=.010, n.s.$)은 청소년의 우울에 직접적인 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 분석 결과를 통하여 청소년의 우울에 가장 큰 영향을 미치는 요인은 자아존중감($\beta=-.700, p<.001$)인 것을 알 수 있다.

표 5. 구조모형의 경로계수

경로	비표준 회계수	표준 오차	표준화 계수	t값
부모애착→우울	-.019	.042	-.012	-.448
또래애착→우울	-.211	.068	-.085	-3.117
교사애착→우울	.010	.026	.010	.386
자아존중감→우울	-.820	.034	-.700	-24.431***
부모애착→자아존중감	.350	.039	.271	9.089***
또래애착→자아존중감	.646	.074	.303	8.723***
교사애착→자아존중감	.120	.025	.136	4.862***

*** $p<.001$



*** $p<.001$

그림 2. 구조모형

[표 6]에 제시된 것과 같이, 부모애착의 경우 우울에 미치는 직접 효과(-.012)보다는 간접 효과(-.190)가 더 큰 것을 확인할 수 있다. 또래 애착과 교사애착의 경우도 청소년 우울에 미치는 직접효과(각각 -.085, .010)보다는 자아존중감의 경로를 통한 간접효과(각각 -.212, -.095)의 크기가 큰 것을 보여준다.

자아존중감 매개효과의 유의성을 알아보기 위하여 Sobel 검증을 실시한 결과, 부모애착→자아존중감→우울의 경로에서 자아존중감의 매개효과가 유의한 것으로 나타났다($Z=-8.410, p<.001$). 또래애착→자아존중감→우울($Z=-8.209, p<.001$), 교사애착→자아존중감→우울($Z=-4.708, p<.001$)의 경로에서도 모두 유의미한 매개효과가 있는 것으로 분석되었다[표 7].

표 6. 주요 변인들의 직접·간접 및 총효과

독립변인	종속변인	직접효과	간접효과	총효과
부모애착	자아존중감	.271	.000	.271
	우울	-.012	-.190	-.202
또래애착	자아존중감	.303	.000	.303
	우울	-.085	-.212	-.297
교사애착	자아존중감	.136	.000	.136
	우울	.010	-.095	-.085
자아존중감	우울	-.700	.000	-.700

표 7. Sobel 검증

경로	Z값
부모애착→자아존중감→우울	-8.410***
또래애착→자아존중감→우울	-8.209***
교사애착→자아존중감→우울	-4.708***

*** $p<.001$

V. 논의 및 결론

본 연구에서는 애착이론의 내적 작용 모델 및 취약모델에 근거하여 부모애착, 또래애착, 교사애착 및 자아존중감이 청소년 우울에 미치는 영향을 살펴보고, 우울의 경로에서 자아존중감의 매개효과를 검증하고자 실시되었다. 분석 자료는 2015년 한국아동·청소년 패널조사에서 수집한 총 2,058사례였다. 연구가설을 검증하기 위하여 구조방정식 모형을 적용하였다. 분석 결과를 통하여 나타난 주요 연구결과를 논의하면 다음과 같다.

첫째, 부모애착, 또래애착 및 교사애착은 자아존중감에 유의한 영향을 미쳤다. 이는 선행 연구결과들 [5][22-24]과 일치한다. 또한 애착이론의 내적 작용모델 [7]과 맥락을 같이 하는 결과이다. 안정적인 친밀한 관계는 자신이 사랑받고 주목받을 가치가 있다는 내적 작용 모델로 작용하여 긍정적인 자아존중감 형성에 기여할 수 있다는 이론적 근거[7]가 본 결과를 통해서도 입증된 셈이다.

영향력의 순서를 살펴보면 가장 큰 영향력을 미치는 관계 변인은 또래애착($\beta=.303$), 부모애착($\beta=.271$), 교사애착($\beta=.136$)의 순서였다. 청소년기의 또래관계는 스스로를 성찰하고 타인에 대한 이해 기회 제공, 친밀한 관계 형성의 기초 마련, 일상생활 스트레스 관리에 도움, 학교 적응에 영향을 미친다는 측면[3]에서 청소년에게 매우 중요한 환경 요인이다. 또한 중학교에 재학 중인 연령은 또래의 압력이 가장 최고조인 시기이기도 하다. 이 시기의 청소년은 모든 행동의 측면에서 동조현상을 보이는데, 이는 청소년의 삶에서 또래와의 관계가 얼마나 중요한지 보여준다[40]. 청소년의 부모관계 보다 또래 관계가 더 강력하게 자아존중감 형성에 미친다는 결과는 이러한 맥락에서 설명될 수 있다.

더불어 본 결과는 청소년의 가족 및 또래, 교사 등 친밀한 관계가 자아존중감 형성에 결정적 역할을 하므로 관계 강화를 위한 청소년 대상의 사회성 기술 향상 프로그램이 필요함을 시사한다.

둘째, 부모애착, 또래애착 및 교사애착은 청소년 우울에 직접 영향을 미치지 않았다. 이는 친밀한 관계의 속성들이 우울에 영향을 미칠 수 있다는 애착이론의 내적 작용모델[7]과 많은 선행 연구들[11-14][17-21]과는 일치하지 않는 결과이다.

부모애착 및 또래애착과 교사애착이 청소년 우울에 직접 영향을 미치지 않는다는 결과가 산출된 이유는 본 연구에서 사용한 측정 도구의 측면에서 고려될 여지가 있다. 애착이론에서 출발한 내적 작용 모델은 안정 또는 불안정한 애착의 영향력에 주목한다. 그러므로 이를 검증하기 위한 연구들에서는 성인애착이라는 측정도구를 통하여 애착을 측정[11]하고 있는데, 본 연구에서는 부모의 양육방식 문항 중 부모의 애정 요인 4문항으로

측정한 자료로 분석하였다. 패널자료라는 특성으로 인하여 변인의 측정이 연구의 목적에 부합하도록 보다 정교하게 이루어지지 못한 점이 초기 가정과는 다른 결과를 보여준 것으로 판단된다. 이에 후속 연구에서는 성인 애착과 우울 간의 관계를 다루기 위하여 측정도구가 신중하게 채택될 필요가 있음을 보여준다.

셋째, 청소년의 자아존중감은 우울에 가장 큰 영향을 미치는 요인인 것으로 나타났다. 이는 많은 선행 연구들[15][16][21][22][27]과 일치하며, 본 연구의 이론적 근거인 내적 작용 모델과 취약모델을 지지해 주는 결과이기도 하다.

청소년기는 많은 스트레스로 인하여 자아존중감이 저하되는 시기이기도 하다. 사춘기라는 현상이 스트레스원이 되어 신체적 매력, 이성교제, 학업 성취, 또래집단에서의 인기도 등에 지나치게 신경을 쓰게 되고, 이로 인해 자아존중감의 손상을 입게 되는 것이다[40]. 따라서 본 연구 결과를 통하여 청소년기의 자아존중감 향상을 위하여 보다 적극적인 개입과 예방적 노력이 필요함을 보여준다.

넷째, 자아존중감은 부모애착, 또래애착 및 교사애착이 청소년 우울에 영향을 미치는 경로에서 유의한 매개 효과를 갖는 것으로 나타났다. 이는 선행 연구들 [26][27]과 일치하며, 초기 연구가정의 이론적 근거가 되어준 취약모델을 지지해주는 결과이기도 하다. 따라서 청소년 우울 예방을 위하여 무엇보다 자아존중감 강화가 중요한 초점이 되어야 함을 시사한다. 앞서 논의하였듯이 자아존중감은 우울 뿐 아니라 다양한 심리사회적 적응을 결정하는 중요한 요인이다. 차후에는 어떠한 환경적 개입이 청소년 자아존중감 향상에 도움이 되는지에 대한 고찰이 필요하리라 본다.

이상 본 연구는 청소년 우울에 대한 많은 연구들이 이론적 근거에 기반하여 이루어지지 않았다는 한계를 극복하고, 애착이론의 내적 작용 모델과 취약모델을 적용하였다는 점에서 그 의미를 찾을 수 있겠다. 다만, 2차 자료를 분석하였기 때문에, 초기 가정과는 다르게 내적 작용 모델이 일부 지지되는 결과가 나타난 것은 연구의 한계로 남는다.

그러나 본 연구 결과를 통하여, 청소년 우울의 발달적

경로에 대한 실제적 이해를 도와주었다고 보여진다. 구체적으로는 청소년 우울 예방을 위하여 친밀한 관계 강화 및 긍정적인 자아존중감 형성을 위한 프로그램 개발 및 운영에 대한 필요성을 지지해주었다고 할 수 있다.

참 고 문 헌

- [1] National Research Council and Institute of Medicine of the National Academy, *Depression in Parents, Parenting, and Children ; Opportunities to Improve Identification, Treatment, and Prevention*, The National Academies Press, Washington, DC, 2009.
- [2] 질병관리본부, (2016년) 청소년 건강행태온라인 조사통계, 2016.
- [3] L. E. Berk, *아동발달(7판)*, (이종숙, 이옥, 신은수, 안선희, 이경옥, 역), 시그마프레스(원서 출판 2006), 2008.
- [4] J. F. Sowislo and U. Orth, "Does Low Self-Esteem Predict Depression and Anxiety? A Meta-Analysis of Longitudinal Studies," *Psychological Bulletin*, Vol.139, No.1, pp.213-240, 2013.
- [5] 도현심, 최미경, "어머니의 양육행동 및 또래 경험과 아동의 자아존중감 간의 관계," *아동학회지*, 제19권, 제2호, pp.19-33, 1998.
- [6] M. W. Fraser, *The Ecology of Childhood: a Multisystems Perspective*, In M. W. Fraser(ed.), *Risk and Resilience in Childhood: an Ecological Perspective*, NASW Press, Washington, DC, 1997.
- [7] J. Holmes, *존 볼비와 애착이론*, (이경숙, 역), 학지사(원서 출판, 1993), 2010.
- [8] M. Rutter, *Maternal Deprivation Reassessed (2nd Ed)*, Penguin, London, 1981.
- [9] 김주남, 윤선아, "선행연구 고찰을 통한 자아존중감의 의미와 필요성: 아동기를 중심으로," *뇌교육연구*, 제7권, pp.89-108, 2011.
- [10] A. T. Beck, *Depression: Clinical, Experimental, and Theoretical Aspects*, Harper & Row, New York, NY, 1967.
- [11] 김미현, 김명식, "보건계열 여학생의 성인애착이 우울, 자아존중감 및 공감능력에 미치는 영향," *사회과학논총*, 제29권, 제1호, pp.23-37, 2014.
- [12] 한기백, "대학생이 지각한 아동기 부모 애착과 우울의 관계: 자아존중감과 성인애착의 매개효과," *상담학연구*, 제14권, 제5호, pp.3065-3087, 2013.
- [13] 이난희, 송태민, "부모의 양육방식이 성별 청소년의 우울에 미치는 영향," *보건교육건강증진학회지*, 제32권, 제1호, pp.45-55, 2015.
- [14] 염소림, 최유석, "가정내 사회적 자본이 청소년 우울에 미치는 영향," *한국콘텐츠학회논문지*, 제14권, 제9호, pp.255-266, 2014.
- [15] 김선미, 고하영, 박수현, 양은주, "메타분석을 통한 국내 아동·청소년의 우울 관련 변인 탐색," *한국심리학회지 : 문화 및 사회문제*, 제18권, 제4호, pp.533-555, 2012.
- [16] 정혜정, 최인식, "청소년이 지각한 가족갈등과 심리적 적응 및 진로태도 성숙도에 관한 연구," *상담학연구*, 제5권, 제3호, pp.773-791, 2004.
- [17] 김동영, 박기정, 김효원, "한국 청소년의 우울증상과 부모자녀관계," *소아청소년정신의학*, 제26권, 제2호, pp.1210-128, 2015.
- [18] 김진아, 이형실, "청소년의 가족 및 또래 환경과 우울에 관한 연구," *한국가정과교육학회지*, 제23권, 제2호, pp.149-159, 2011.
- [19] 강희경, "아동기 우울에 영향을 미치는 생태체계 요인," *한국콘텐츠학회논문지*, 제15권, 제12호, pp.326-335, 2015.
- [20] 조정아, "선형모형을 적용한 청소년의 우울 변화에 관한 종단연구: 변화 경향과 개인차에 대한 성별·또래·교사 요인 검증," *한국청소년연구*, 제20권, 제3호, pp.167-192, 2009.
- [21] 이봉주, 손선옥, 김윤지, "아동청소년 학교생활스

트레스가 우울에 미치는 영향과 자아존중감의 조절효과,” 학교사회복지, 제31호, pp.37-58, 2015.

[22] 박경리, 김경연, “아동의 영역별 자아존중감에 대한 어머니의 지지 및 또래수용도의 영향: 단짝 친구 지지의 중재 효과,” 아동학회지, 제22권, 제4호, pp.85-97, 2001.

[23] 임양미, “빈곤 가정 청소년의 자아탄력성 및 자아존중감에 영향을 미치는 변인 탐색: 부모의 양육태도 및 또래·교사관계의 질을 중심으로,” 한국가정과교육학회지, 제25권, 제2호, pp.147-167, 2013.

[24] 김현주, 홍상황, “부모의 양육태도와 학교 생활 적응의 관계에서 또래 애착과 자아존중감의 매개효과,” 한국초등교육, 제26권, 제1호, pp.413-429, 2015.

[25] 최희철, “자기존중감과 우울의 상호적 관계: 인지적 취약성 모델, 상처모델, 상호순환적 효과 모델의 검증,” 상담학연구, 제12권, 제6호, pp.2251-2271, 2011.

[26] 박애리, “지각된 방임이 아동의 우울에 미치는 영향: 자아존중감과 사회적 위축을 매개로,” 청소년복지연구, 제16권, 제4호, pp.397-416, 2014.

[27] 최미례, 이인혜, “스트레스와 우울의 관계에 대한 자아존중감의 중재효과와 매개효과,” 한국심리학회지: 임상, 제22권, 제2호, pp.363-383, 2003.

[28] 한국청소년정책연구원, 한국 아동 청소년 패널 조사(KYPS) 제1~7차 조사 데이터 유저가이드, 2017.

[29] 허묘연, 청소년이 지각한 부모양육행동 척도 개발 연구, 이화여자대학교, 박사학위논문, 1999.

[30] G. C. Armsden and M. T. Greenberg, “The Inventory of Parental and Peer Attachment : Individual Differences and Their Relationship to Psychological Well-Being in Adolescence,” Journal of Youth and Adolescence, Vol.16, No.5, pp.427-454, 1987.

[31] 황미경, 다문화가정 아동의 부모애착, 또래애착 및 사회불안과의 관계 연구, 부경대학교 교육대학

원 석사학위논문, 2010.

[32] 민병수, 학교생활적응과 자아개념이 학업성취에 미치는 영향, 홍익대학교 석사학위논문, 1991.

[33] 정화실, 초등학생 모애착과 학교생활적응이 낙관성에 미치는 영향, 단국대학교 석사학위논문, 2009.

[34] M. Rosenberg, *Society and the Adolescent Self-Image*, Princeton University Press, Princeton, NJ, 1965.

[35] 고려대학교 부설 행동과학연구소 편, 심리척도 핸드북 I, 학지사, 2000.

[36] M. Rosenberg, *Conceiving the Self*, New York: Basic Books, 1979.

[37] 김광일, 김재환, 원호택, 간이정신진단검사 실시 요강, 중앙적성연구소, 1984.

[38] R. B. Klein, *Principles and Practices of Structural Equation Modeling*, The Guilford Press, New York, 1998.

[39] M. W. Browne and R. Cudeck, Alternative Ways of Assessing Model Fit. In K. A. Bollem & J. S. Long (eds.), *Testing Structural Equation Models*, pp.136-162, Sage, Newsbury Park, CA, 1993.

[40] 정옥분, *청년발달의 이해(개정판)*, 학지사, 2008.

저 자 소 개

강 희 경(Hee Kyung Kang)

정희원



- 1998년 8월 : 경희대학교 가정학과(이학박사, 아동학전공)
- 1999년 5월 : University of Texas at Austin, School of Social Work(사회복지학석사)
- 2000년 9월 ~ 현재 : 서일대학교 사회복지학과 교수

<관심분야> : 아동복지, 부모-자녀관계