

청소년의 또래애착 발달 궤적과 예측요인: 성별에 따른 다집단분석

노보람* · 박새롬** · 이순형*** · 박혜준****

초 록

이 연구는 잠재성장모형을 사용하여 청소년의 또래애착 발달 궤적을 추적하고, 개인차의 예측요인으로 자아존중감, 부모의 긍정적 양육방식, 부모의 또래인식, 형제자매유무의 영향을 성별에 따라 비교하여 청소년의 또래애착 발달에 대한 시사점을 제시하고자 하였다. 한국청소년정책연구원의 한국아동청소년패널조사 중1 패널의 종단 자료 중 1차, 3차, 5차년도 자료를 사용하였으며, 연구대상은 중학교 1학년 학생 총 2,351명이었다. 주요 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 청소년의 또래애착은 중학교 1학년에서 고등학교 2학년까지 점차 증가하였으며, 발달 궤적에서 개인차가 있었다. 둘째, 중학교 1학년 때 자아존중감이 높고, 부모의 양육방식이 긍정적이고, 부모의 또래관계 인식 정도가 높고, 형제자매가 있을 경우 청소년의 또래애착 초기값이 높았으며, 또래애착 수준이 천천히 증가하였다. 셋째, 또래애착 초기값과 변화율 모두 남학생보다 여학생이 더 높은 것으로 나타났다. 넷째, 예측요인이 또래애착 발달 궤적에 미치는 영향력이 남학생과 여학생에게서 다르게 나타났다. 남학생의 경우 자아존중감, 부모의 긍정적 양육방식, 부모의 또래관계 인식, 형제자매유무 순으로, 여학생의 경우 자아존중감, 부모의 또래관계 인식, 부모의 긍정적 양육방식, 형제자매유무 순으로 초기값을 높이는 효과가 컸다. 또한 남학생의 경우 자아존중감과 부모의 긍정적 양육방식, 여학생의 경우 자아존중감과 부모의 또래관계 인식이 또래애착의 변화율에 영향을 미쳤다. 이러한 결과로부터 본 연구의 의의와 후속 연구에 대한 시사점을 논의하였다.

주제어: 청소년의 또래애착, 발달 궤적, 잠재성장모형, 다집단분석

* 서울대학교 아동가족학과 박사과정

** 서울대학교 아동가족학과 박사수료, 교신저자, dplum11@snu.ac.kr

*** 서울대학교 아동가족학과 교수 및 서울대학교 생활과학연구소 연구원

**** 서울대학교 아동가족학과 부교수 및 서울대학교 생활과학연구소 연구원

I. 서론

청소년기는 신체적, 심리적, 사회적으로 발달이 급격히 진행되는 시기로서, 신체적으로는 호르몬 변화로 인해 성숙과 2차 성징이 진행되고, 심리적으로는 자아가 발달하고 불안과 충동을 경험하며, 사회적으로는 독립된 개인으로 성장하는 시기이다. 또한 청소년기에는 생활시간과 생활공간이 점차 가정에서 학교와 사회로 옮겨간다. 청소년에게 또래는 학교생활을 함께하는 동료이자 경쟁자이며, 평가의 잣대가 되는 준거집단이다. 청소년의 안정된 애착관계는 청소년의 발달과 다양한 상황에서의 적응에 영향을 미치며(조현열, 2012), 우정은 친밀감, 안정감, 신뢰 등과 같은 정서적 기능을 제공한다(Rubin, Bukowski & Parker, 2006).

또래애착이란 생애 초기부터 형성되는 부모애착과 같이 또래에게 형성되는 강한 정서적 유대감을 의미한다(정청미, 민하영, 2010). 최근에는 애착이론이 영아와 양육자 사이의 정서적 유대관계를 넘어서 아동 및 청소년의 대인관계를 설명하는 이론적 배경이 되고 있다(Ainsworth, 1989; 황창순, 2006에서 재인용). 청소년은 부모의 일방적인 사랑과 관심에 의해 형성된 부모애착과 달리, 또래와의 상호작용을 통해 친밀성과 사회성을 배우며 대인관계를 형성한다. 친밀한 또래와의 애착을 기반으로 다른 또래와의 관계가 형성되기 때문에, 또래관계 증진을 위해서는 또래애착에 주목할 필요가 있다. 한국 사회의 맥락에서 초등학교에서 중학교, 이어서 중학교에서 고등학교로의 진학은 학교에서 또래와 보내는 절대적 시간을 증가시켜 또래관계를 양적, 질적으로 급격히 확장시키는 환경적 변화요인이다. 이 시기 청소년의 또래관계는 개인 특성 및 시간의 흐름에 따라 달라질 수 있으며, 또래애착의 발달 양상을 종단적으로 살펴보는 것은 이를 보다 심층적으로 이해하는 데 도움을 줄 수 있다. 초등학교 4학년, 6학년, 그리고 중학교 2학년의 또래애착 수준을 횡단적으로 비교한 연구에서 학년에 따라 또래애착 수준에 차이가 없었지만(황창순, 2006), 중학교 2학년부터 대학교 1학년까지 청소년의 또래애착 수준을 종단적으로 조사한 연구에서는 또래애착이 점차 증가했다는 결과(김은영, 김순규, 2015)를 고려할 때 중학교와 고등학교 시기 청소년의 또래애착 변화 양상을 확인할 필요가 있다.

청소년의 또래애착에 영향을 미칠 수 있는 개인 변인으로는 스스로에게 느끼는 자

자존중감이 있다. 자아존중감은 자신에 대해 총체적으로 긍정적인 평가를 내리는 것을 의미하는데, 자아존중감이 높다는 것은 자신을 수용하고 존중하며 스스로 가치 있는 인간으로 느끼는 것이다(Rosenberg, 1985; 백봉렬, 2012에서 재인용). 즉, 청소년의 자아존중감은 스스로에 대한 태도이며 청소년 개인의 특성이라고 볼 수 있다. 자아존중감은 개인의 심리사회적 적응 및 다른 사람과의 관계에서 긍정적 영향을 미치는 변인으로(김지혜, 2012; 백봉렬, 2012; 양영미, 김진석, 2014; 이광성, 2012), 자아존중감이 높은 사람은 타인과 자신의 능력을 잘 인식하고 사회적 관계에서 안정감을 느낀다(이광성, 2012). 또래애착은 긍정적 자기평가와 관련이 있는데(Gorrese & Ruggieri, 2013; Laible, Carlo & Roesch, 2004), 자기 자신을 유능하고 가치 있다고 느끼는 것이 청소년의 또래애착 수준을 높였다(김은경, 김홍숙, 김순규, 2013). 또한 또래관계에서 의사소통과 신뢰 수준이 높을수록 자아존중감이 높고, 소외가 높을수록 자아존중감은 낮아진다(Freeman & Brown, 2001; Markiewicz, Doyle & Brendgen, 2001; Meeus, Oosterwegel & Vollebergh, 2002).

또한 청소년의 또래애착에는 청소년이 경험하는 다양한 관계의 특성들이 영향을 미칠 수 있다. 그 중 가장 영향력이 큰 것으로 부모-자녀관계를 들 수 있다. 부모-자녀관계는 인간이 처음으로 맺는 관계이자 지속적으로 밀접하게 영향을 주고받는 관계이며, 부모와의 안정적인 관계는 긍정적인 또래관계를 형성하는 토대가 될 수 있기 때문이다(김은경 외, 2013; Gorrese & Ruggieri, 2012). 청소년의 또래관계에서 애착은 부모의 애착에서 분리되는 것이 아니라, 부모와의 친밀하고 긍정적인 관계를 통하여 또래애착 또한 원활하게 이루어질 수 있다. 특히 선행연구들은 자녀의 성격, 적응, 사회성 발달 등에 영향을 미치는 것으로 알려진 부모의 양육방식을 자녀의 대인관계 및 또래애착과 관련된 주요한 변인으로 살펴보았다. 부모가 긍정적인 양육행동을 나타내었을 경우 청소년 자녀는 타인과의 친밀한 관계를 편안하게 느끼고, 부정적인 양육행동을 보일 경우 자녀는 거부당할까봐 불안해하였다(노경선, 허묘연, 홍현주, 2003). 자녀의 또래애착 수준은 부모의 자율적이고 수용적인 양육태도와 정적 상관인, 부모의 통제적 양육태도와는 부적 상관인 있었으며(장영애, 엄윤경, 2009), 부모의 긍정적 양육행동은 청소년의 또래애착 수준을 높이고 학교생활적응에도 긍정적 영향을 미쳤다(김문선, 2013). 이와 같은 맥락으로 부모의 또래관계 인식 또한 청소년의 또래애착에 영향을 미칠 것이라고 예측할 수 있다. 부모가 청소년 자녀의 친

구를 긍정적으로 인식하고, 친구에 대해 잘 알고 있으며 친구관계를 지지할수록 청소년의 또래애착 수준이 높을 것으로 보인다. 청소년이 지각한 부모자녀 간 친밀성과 부모의 또래관계 인식과의 유의한 관련성을 고려할 때(이지은, 리자-조던 그린, 이형초, 2014), 친밀한 부모-자녀 관계에서 부모가 자녀의 또래관계를 긍정적으로 인식하는 것이 자녀의 또래애착 수준을 높일 것이라 예상할 수 있다.

부모-자녀관계 뿐만 아니라 형제자매관계 또한 청소년의 또래애착에 직간접적으로 영향을 줄 수 있다. 형제자매는 서로에게 최초의 놀이 친구이자 지속적으로 밀접한 상호작용을 하는 대상이다. 따라서 형제자매의 유무와 형제자매관계의 질이 청소년의 또래애착에 유의한 영향을 줄 것이라고 예상할 수 있다. 초기 청소년이 형제자매 관계에서 온정성과 친밀감을 높게 지각하는 것과 또래애착 수준과 정적 관련이 있었으며, 형제자매가 있는 남학생에 비해서 여학생이 또래에 대한 신뢰감과 의사소통을 높게 지각하였다(이재연, 이완정, 2006). 패널데이터를 통해 청소년의 또래애착에 영향을 미치는 요인의 영향력을 횡단적으로 살펴본 연구(이유리, 2013)에서는 형제자매가 있는 경우가 외동인 경우보다 또래애착을 높이는 것으로 나타났다.

한편 청소년은 성별에 따라 서로 다른 사회화의 과정을 경험하기 때문에(Eagly, 1987) 남학생과 여학생의 또래애착 발달 궤적이 다를 수 있다. 이를 뒷받침하는 연구 결과로, 또래애착의 성차에 관한 54개 연구에 대한 메타분석에서 여학생이 남학생보다 또래에게 더 애착을 보이는 것으로 나타났다(Gorrese & Ruggieri, 2012). 또래애착에 관한 선행연구에서 일반적으로 여학생의 또래애착 수준이 남학생보다 높다는 결과를 보고하고 있다(김은영, 김순규, 2015; 이재연, 이완정, 2006; 황창순, 2006; Ma & Huebner, 2008). 이를 통해 본 연구에서도 여학생이 남학생보다 또래애착 수준이 더 높을 것으로 예측하였는데, 일반적으로 성별에 따라 대인관계의 특성에 차이가 나타나고 관계 형성에 대한 욕구가 여성이 남성보다 높기 때문이다.

이상의 논의를 종합해보면 청소년의 또래애착은 지속적으로 변화할 수 있으며, 이에 청소년의 자아존중감, 부모의 긍정적 양육방식, 부모의 또래관계 인식, 형제자매 유무가 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다. 그러나 대부분의 선행연구가 특정 시점에서의 또래애착에만 초점을 두었으며, 또래애착에 영향을 미치는 요인들을 횡단 자료에 근거하여 살펴보았다(김은경 외, 2013; 이유리, 2013)는 한계가 있다. 또한 기존에 이루어진 종단연구의 경우에도 청소년의 또래애착에 영향을 미칠 수 있는 청소년

개인변인 및 관계변인 중 일부만을 다루고 있다는 한계가 있다(김은영, 김순규, 2015). 뿐만 아니라 선행연구에 따르면 성별에 따라 각 변인들의 영향력이 다르게 나타날 수 있지만 이를 종합적으로 살펴본 연구도 매우 드문 실정이다.

이상의 연구목적에 따라 설정된 연구문제는 다음과 같다.

연구문제 1. 청소년(중학교 1학년~고등학교 2학년)의 또래애착 발달 궤적은 어떠한가, 이 발달 궤적에 유의한 개인차가 있는가?

연구문제 2. 청소년의 또래애착 발달 궤적은 자아존중감, 부모의 양육방식, 부모의 또래관계 인식, 그리고 형제자매유무에 따라 차이가 있는가?

연구문제 3. 청소년의 또래애착 발달 궤적 및 예측요인의 경로는 성별에 따라 어떻게 다른가?

II. 연구방법

1. 연구대상

본 연구는 한국청소년정책연구원에서 2010년 중학교 1학년 학생들을 대상으로 2014년 고등학교 2학년까지 매년 추적조사를 실시한 한국아동·청소년패널조사(KCYPS)의 패널데이터를 이용하였다. 본 연구에 사용된 데이터는 중학교 1학년 학생을 대상으로 2010년 1차 조사를 시작하여, 2012년에 3차 조사, 2014년에 5차 조사가 이루어진 3개 년도 자료이다. 자료는 중학교 1학년 2,351명을 대상으로 집단면접 조사를 실시하여 수집되었다(한국청소년정책연구원, 2015a). 본 연구의 연구대상은 총 2,351명으로, 남학생 1,176명(50%), 여학생 1,175명(50%)으로 구성되어 있다.

2. 연구도구

본 연구의 주요 변인에 따른 척도는 다음과 같다.

1) 또래애착

청소년의 친구관계 중 또래애착은 Armsden과 Greenberg(1987)가 제작한 또래애착 척도(IPPA)를 재구성한 것이다(한국청소년연구원, 2015b). 의사소통, 신뢰, 소외 3가지 하위요인으로 구성되어 있으며, 각 3문항씩 총 9문항으로 측정되었다. 의사소통과 신뢰 수준이 높고, 소외 수준이 낮을수록 또래애착 수준이 높은 것을 의미한다.

의사소통의 하위문항은 “내 친구들은 내가 말하는 것에 귀를 기울인다” 등이고, 신뢰의 하위문항에는 “나는 속마음을 털어놓고 싶을 때 친구들에게 말할 수 있다” 등이 있다. 소외의 하위문항에는 “나는 친구들과 함께 있어도 외롭고 혼자라는 느낌이 든다” 등이 있다. 각 문항은 모두 Likert 4점 척도(1: 매우 그렇다~4: 전혀 그렇지 않다)로 측정되었는데, 점수가 높을수록 청소년이 또래애착을 높게 지각하고 있다고 해석하기 위해서 의사소통과 신뢰의 하위 문항을 역코딩하여 분석하였고, 의미상 소외는 역코딩하지 않은 채 분석하였다. Cronbach's α 계수를 통해 척도 문항 간 내적 일치도를 알아본 결과 또래애착은 1차년도 .816, 3차년도 .797, 5차년도 .833으로 나타났다.

2) 자아존중감

자아존중감은 Rosenberg(1965)의 자아존중감 척도를 번안한 고려대학교 부설 행동과학연구소(2000)의 문항을 사용하였다(한국청소년연구원, 2015b). 이 척도는 “나는 나에게 만족한다”, “나는 나에게 대해 긍정적인 태도를 지니고 있다” 등의 정문항과, “때때로 나는 내가 쓸모없는 존재로 느껴진다”와 같이 의미가 상반되는 역문항으로 구성되어 있다. 각 문항은 모두 Likert 4점 척도(1: 매우 그렇다~4: 전혀 그렇지 않다)로 측정되었는데, 해석상의 편의를 위해 정문항은 역코딩하여 채점하였다. 즉, 점수가 높을수록 청소년이 자신의 자아존중감을 높게 지각하고 있음을 의미한다. 자아존중감 전체(10문항)의 Cronbach's α 는 .839로 나타났다.

3) 부모의 긍정적 양육방식

부모의 양육방식은 허묘연(2000)이 제작한 부모양육방식 검사를 한국청소년연구원

연구진이 수정하여 사용한 척도이다(한국청소년연구원, 2015b). 이 검사는 청소년이 지각하고 있는 부모의 양육방식에 대한 것으로 감독, 애정, 비밀관성, 과잉기대, 과잉 간섭, 합리적 설명의 6개 하위요인으로 이루어져 있다. 본 연구에서는 양육방식의 하위 요인 중 감독, 애정, 합리적 설명을 긍정적 양육방식으로 구성개념을 정의하여 사용하였다. 감독은 “내가 방과 후에 어디에 가는지 알고 계신다”, 애정은 “내가 힘들어 할 때 용기를 주신다”, 합리적 설명은 “내가 나쁜 행동을 했을 때, 혼내기 전에 먼저 왜 그것이 옳지 못한가를 설명해주신다” 등으로 구성되어 있다.

각 문항은 모두 Likert 4점 척도(1: 매우 그렇다~4: 전혀 그렇지 않다)로 측정되었는데, 해석상의 편의를 위해 역코딩하여 채점하였다. 즉, 점수가 높을수록 자녀가 각 하위영역에 해당하는 부모의 긍정적 양육방식을 높게 지각하고 있음을 의미한다. 신뢰도 계수 Cronbach's α 는 긍정적 양육방식 전체(10문항) .854, 각 영역별로는 감독(3문항) .759, 애정(4문항) .819, 합리적 설명(3문항) .742로 나타났다.

4) 부모의 또래관계 인식

부모의 또래관계 인식은 한국청소년연구원 연구진이 부모-친구 관계라고 명명한 척도를 사용하여 조사되었으며, 부모의 친구 인지도, 부모가 친구를 만난 경험, 부모의 친구 선호도 세 문항으로 구성되어 있다(한국청소년연구원, 2015b). 각 문항은 모두 Likert 4점 척도로, 부모가 친구를 인지하는 정도, 부모가 친구를 만나본 정도, 부모가 친구를 선호하는 정도가 1점(매우 높음)에서 4점(매우 낮음)으로 측정되었다. 해석상의 편의를 위해 역코딩하여 채점하였고, 부모의 또래관계 인식 점수가 높을수록 부모가 자녀의 친구를 긍정적으로 인식하고 있음을 의미한다. 부모의 또래관계 인식 전체(3문항)의 Cronbach's α 는 .637로 나타났다.

5) 형제자매유무

형제자매유무는 가족구성의 하위 변인으로 포함되었는데(한국청소년연구원, 2015b), 1차년도에 형제가 없는지 묻는 질문에 ‘1: 그렇다(외동), 2: 아니다’로 응답하는 한 문항으로 조사되었다. 본 연구에서는 가변수화해서 ‘0: 형제자매가 없다, 1: 형제자매

가 있다'로 분석에 사용하였다.

3. 연구모형 및 자료의 분석

본 연구에서 분석하고자 하는 연구모형은 그림 1과 같다. 본 연구에서는 청소년의 자아존중감, 부모의 긍정적 양육방식, 그리고 부모의 또래관계 인식이 시간의 흐름에 따라 비교적 안정적인 것으로 가정하고, 1차년도에 측정된 자아존중감, 부모의 긍정적 양육방식, 부모의 또래관계 인식, 형제자매유무가 청소년의 또래애착 변화에 장기적으로 유의한 영향을 미칠 것이라 예상하였다. 이 모형을 통하여 청소년의 또래애착 발달 궤적에 미치는 예측 요인들의 영향력을 확인할 수 있었다.

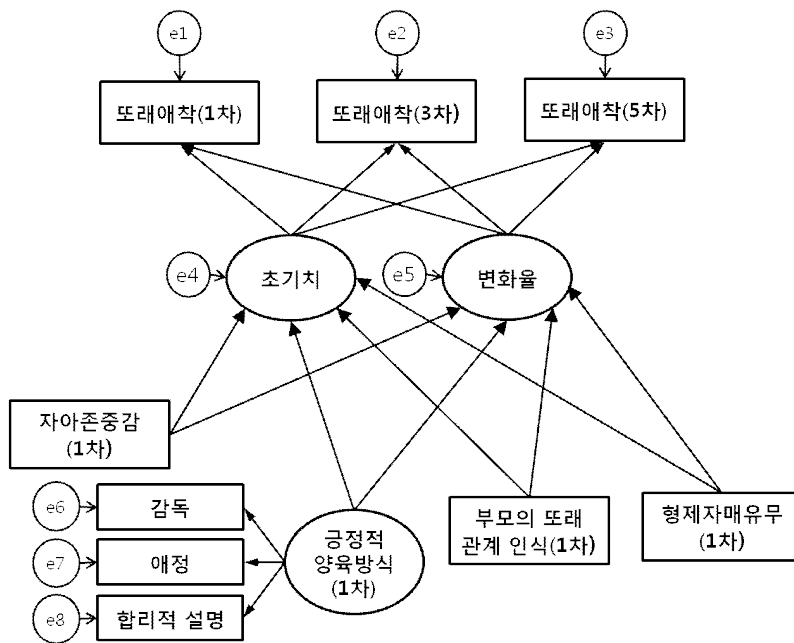


그림 1. 연구모형

자료는 SPSS 18.0 및 AMOS 20.0 프로그램을 사용하여 분석하였다. 중학교 1학년부터 중학교 3학년을 거쳐 고등학교 2학년이 될 때까지 5년 동안(1차, 3차, 5차년도)

또래애착의 발달 궤적이 어떤 양상을 보이는지, 그리고 이 발달 궤적에 개인차가 있는지를 알아보기 위하여 잠재성장모형(Latent Growth Modeling)을 활용하였다. 또한 또래애착 발달 궤적의 개인차를 자아존중감, 부모의 긍정적 양육방식, 부모의 또래관계 인식, 형제자매유무로 설명할 수 있는지 잠재성장모형의 조건모형을 설정하여 분석하였다. 그리고 이러한 변인들의 영향력이 성별에 따라 다른지 그리고 그 양상은 어떠한지를 구체적으로 알아보기 위하여 다집단분석을 하였다.

모형의 적합도는 χ^2 값과 함께 홍세희(2000)가 다른 지표들에 비해 바람직한 적합도 기준을 대체로 만족시킨다고 제시한 RMSEA, TLI, CFI 값을 고려하였다. χ^2 값은 영가설이 너무 쉽게 기각되고, 표본의 크기가 커지면 유의하게 나타나는 경향이 있어서(Klein, 2005), 본 연구에서는 표본크기에 민감하게 영향을 받지 않는 또다른 적합도지수인 RMSEA, TLI, CFI를 사용하였다(홍세희, 2000). 일반적으로 RMSEA .05 이하, TLI, CFI .95 이상일 때 모형의 적합도가 좋음을 의미하며, RMSEA .07 이하, TLI, CFI .90 이상일 때 모형의 적합도가 양호하다고 본다.

III. 연구결과

1. 기초분석

주요 변수의 기술통계 결과는 표 1과 같다. 청소년의 또래애착 평균은 1차년도 2.97, 3차년도 3.04, 5차년도 3.12로 점차 증가하는 추세로 나타났다. 1차년도 부모의 긍정적 양육방식은 감독 3.16, 애정 3.01, 합리적 설명 2.82로 중학교 1학년 학생은 부모의 긍정적 양육방식으로 감독을 가장 높게, 합리적 설명을 가장 낮게 인지하였다. 1차년도 청소년의 자아존중감은 2.79, 1차년도 부모의 또래관계 인식은 3.01로 나타났다. 본 연구에서 모수추정을 위해 사용된 최대우도법은 데이터의 정규분포를 가정하고 있기 때문에(Curran, West & Finch, 1996), 왜도(skewness)와 첨도(kurtosis) 값을 확인한 결과 왜도 ± 2 미만, 첨도 ± 7 미만으로(West, Finch & Curran, 1995) 정규분포 가정에 문제가 없었다.

성별에 따른 또래애착, 자아존중감, 부모의 긍정적 양육방식, 그리고 부모의 또래관계 인식 차이를 살펴보면 표 2와 같다. 또래애착은 1차년도에 남학생이 2.91, 여학생이 3.03으로 여학생이 다소 높았고, 3차년도에 차이가 커지다 5차년도에는 남학생 3.10, 여학생 3.14로 차이가 줄어든 것으로 나타났다. 1차년도 긍정적 양육방식의 경우 감독 문항은 여학생이 더 높았고, 애정, 합리적 설명 문항은 남학생이 더 높았으며, 합리적 설명에서 차이가 가장 두드러졌다. 1차년도 자아존중감은 남학생 2.83, 여학생 2.76으로 남학생이 더 높았으며, 1차년도 부모의 또래관계 인식은 남학생 2.97, 여학생 3.05로 여학생이 더 높았다.

표 1
측정변인의 기술통계 결과

측정변인		N	M	SD	왜도	첨도
또래애착	또래애착 1차	2348	2.97	.50	-.42	1.04
	또래애착 3차	2255	3.04	.45	-.04	.61
	또래애착 5차	2091	3.12	.43	.17	.05
자아존중감	자아존중감 1차	2350	2.79	.51	-.22	.06
긍정적 양육방식	감독 1차	2350	3.16	.65	-.61	.14
	애정 1차	2348	3.01	.65	-.56	.23
	합리적 설명 1차	2349	2.82	.67	-.41	.14
부모의 또래관계 인식	부모의 또래관계 인식 1차	2268	3.01	.43	.13	.29

표 2
성별에 따른 측정변인의 기술통계 결과

측정변인	남학생			여학생			t
	N	M	SD	N	M	SD	
또래애착							
또래애착 1차	1173	2.91	.51	1175	3.03	.47	-5.90***
또래애착 3차	1138	2.97	.45	1117	3.11	.45	-6.89***
또래애착 5차	1067	3.10	.44	1024	3.14	.42	-2.11*

측정변인	남학생			여학생			t
	N	M	SD	N	M	SD	
자이존중감 1차	1175	2.83	.50	1175	2.76	.51	3.25**
긍정적 양육방식							
감독 1차	1175	3.13	.66	1175	3.19	.63	-2.34°
애정 1차	1173	3.04	.64	1175	2.98	.66	2.45°
합리적 설명 1차	1174	2.88	.66	1175	2.76	.67	4.48***
부모의 또래관계 인식 1차	1116	2.97	.44	1152	3.05	.42	-4.50***

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

이분변수인 형제자매 유무의 빈도는 표 3과 같다. 1차년도에 형제자매가 없다고 응답한 청소년은 전체의 8.6%(202명)였다. 성별에 따라 형제자매 유무를 살펴보면, 남학생 9.2%(109명), 여학생 8.0%(93명)가 외동으로 나타나 전체 집단과 유사한 양상을 보였다.

표 3

측정 변인의 빈도분석 결과

측정변인	전체		남학생		여학생	
	N	%	N	%	N	%
형제자매유무 1차						
형제자매 없음(외동)	202	8.6	109	9.2	93	8.0
형제자매 있음	2149	91.4	1067	90.8	1082	92.0
계	2351	100.0	1176	100.0	1175	100.0

측정변인들 간 상관관계는 표 4에 제시하였다. 1차년도, 3차년도, 5차년도의 또래애착과 다른 측정 변인들 간의 상관이 모두 유의하였다($p < .001$). 자이존중감은 또래애착과 가장 상관이 높은 변인으로 나타났다(1차년도: $r = .44$, 2차년도: $r = .26$, 3차년도: $r = .21$, $p < .001$). 변인 간에는 긍정적 양육방식의 하위항목인 애정과 합리적 설명의 상관이 .64로 가장 높았고, 감독과 애정의 상관이 .43으로 다음으로 높게 나타났다($p < .001$).

표 4

측정변인 간의 상관계수

측정변인	1	2	3	4	5	6	7	8
1. 또래애착 1차	1							
2. 또래애착 3차	.38***	1						
3. 또래애착 5차	.31***	.39***	1					
4. 자이존중감 1차	.44***	.26***	.21***	1				
5. 감독 1차	.23***	.22***	.17***	.26***	1			
6. 애정 1차	.33***	.21***	.18***	.37***	.43***	1		
7. 합리적 설명 1차	.24***	.15***	.14***	.25***	.33***	.64***	1	
8. 부모의 또래관계 인식 1차	.31***	.18***	.18***	.27***	.30***	.21***	.21***	1

*** $p < .001$

2. 또래애착 발달 궤적

2010년에서 2014년까지 3개 시점에서 측정된 청소년의 또래애착의 변화를 추정하기 위해 무조건 모형으로 무변화모형, 선형모형을 설정하여 모형적합도를 비교하였다. 무변화모형은 또래애착의 변화가 없다고 가정하고, 선형모형은 또래애착 수준이 일정하게 높아지거나 낮아질 것으로 가정한다. 각각의 모형에 대한 검증 결과는 표 5와 같다.

표 5

또래애착 변화의 잠재성장모형 적합도 및 성장요인의 예측평균

모형	성장요인의 예측평균	χ^2	df	p	TLI	CFI	RMSEA
무변화모형	초기치 = 3.048***	183.371	4	.000	.642	.761	.138(.121-.156)
선형모형	초기치 = 2.968*** 변화율 = .075***	.641	1	.423	1.003	1.000	.000(.000-.050)

*** $p < .001$

또래애착의 발달 궤적을 보다 잘 설명하는 모형을 선택하기 위하여 χ^2 값과 TLI, CFI, RMSEA 값, 그리고 성장요인의 예측평균을 종합적으로 살펴본 결과, 선형모형이 보다 타당한 것으로 나타났다. 선형모형의 경우 TLI는 1.003, CFI는 1.000, RMSEA는 .000으로 적합도가 상당히 높은 수준으로 나타났으며, 초기치와 변화율의 예측평균이 유의하였다. 이에 따라 최종 선택된 모형을 구체적으로 나타내면 그림 2와 같다.

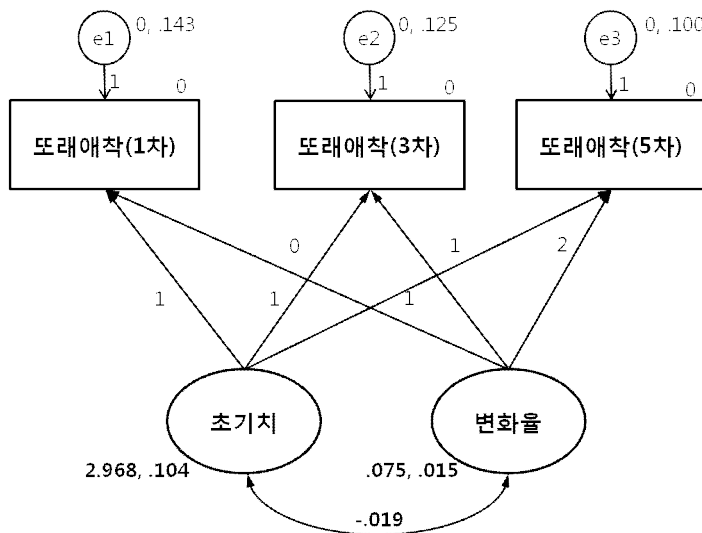


그림 2. 또래애착 잠재성장모형

최적 모형인 선형모형의 모수추정치는 표 6에 제시하였다. 또래애착의 초기치 예측평균은 2.968, 변화율의 예측평균은 .075로, 청소년이 중학교 1학년에서 중학교 3학년을 거쳐 고등학교 2학년이 되는 5년 동안 또래애착 수준이 점차 증가하는 것으로 나타났다. 또래애착 초기치와 변화율의 분산도 유의하게 나타나 또래애착의 발달 궤적에 있어서 개인차가 유의함을 알 수 있다. 초기치와 변화율 간 유의한 부적 상관($r = -.497, p < .001$)은 초기치가 높을수록 또래애착이 천천히 증가함을 의미한다.

표 6
또래애착 변화에 대한 잠재성장모형의 추정치: 선형모형

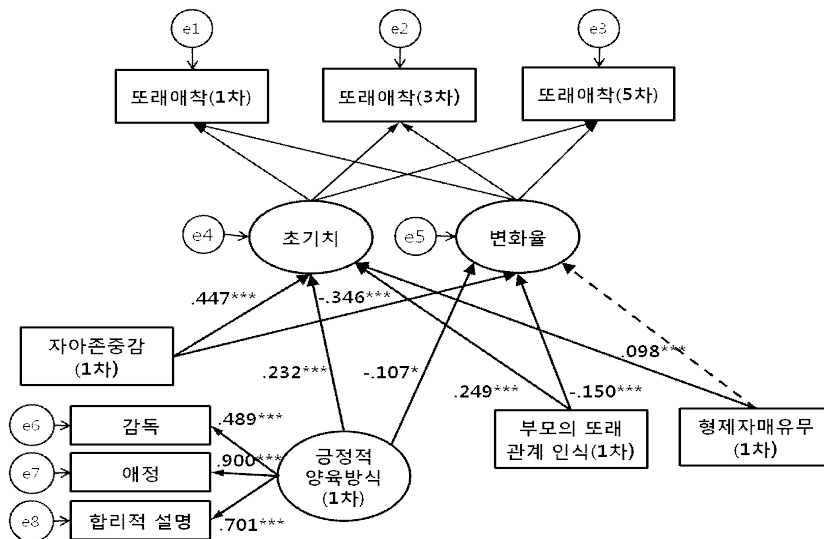
	평균	분산
초기치	2.968 ^{***}	.104 ^{***}
변화율	.075 ^{***}	.015 ^{***}
공분산(초기치 ↔ 변화율)	-.019(-.497) ^{***}	

주: 괄호 안은 표준화된 상관계수

*** $p < .001$

3. 자아존중감, 부모의 긍정적 양육방식, 부모의 또래관계인식 및 형제 자매유무가 또래애착 발달에 미치는 영향

또래애착의 발달 궤적에 대한 1차년도 자아존중감, 부모의 긍정적 양육방식, 부모의 또래관계 인식, 형제자매유무의 영향력을 파악하기 위하여 그림 3과 같이 잠재성장모형의 조건모형을 설정하여 분석하였다.



주: 모형에 표기된 경로계수는 표준화된 회귀계수

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

그림 3. 부모의 긍정적 양육방식, 자아존중감, 부모의 또래관계 인식 및 형제자매유무가 청소년의 또래애착 발달 궤적에 영향을 미치는 조건모형

조건모형의 모형적합도는 $\chi^2=119.004(df=20, p<.001)$, TLI=.943, CFI=.975, RMSEA=.046으로 모형의 적합도가 좋은 것으로 나타났다(표 7). 즉, 1차년도 부모의 긍정적 양육방식, 자아존중감, 부모의 또래관계 인식 및 형제자매유무는 또래애착 발달 궤적의 개인차를 잘 설명한다고 볼 수 있다.

표 7

또래애착 발달 궤적의 조건모형 적합도

모형	χ^2	df	p	TLI	CFI	RMSEA
조건모형 (또래애착 발달 궤적, 자아존중감, 긍정적 양육방식, 부모의 또래관계 인식, 형제자매유무)	119.004	20	.000	.943	.975	.046(.038-.054)

1-5차년도에 걸친 청소년의 또래애착 발달 궤적에 대한 각 변인들의 영향력은 표8과 같다. 1차년도 즉, 중학교 1학년이 응답한 자아존중감($\beta=.447, p<.001$), 부모의 긍정적 양육방식($\beta=.232, p<.001$), 부모의 또래관계 인식($\beta=.249, p<.001$), 형제자매유무($\beta=.098, p<.001$)는 또래애착 초기값에 유의한 영향을 미쳤다. 즉, 자아존중감이 높을수록, 부모의 양육방식이 긍정적일수록, 부모가 자녀의 또래관계를 긍정적으로 인식할수록, 형제자매가 있는 경우 청소년의 또래애착 초기값이 높았다. 또한 중학교 1학년의 자아존중감($\beta=-.346, p<.001$), 부모의 긍정적 양육방식($\beta=-.107, p<.05$), 부모의 또래관계 인식($\beta=-.150, p<.001$)은 또래애착 변화율에 유의한 영향을 미쳤다. 즉, 자아존중감이 높을수록, 부모의 양육방식이 긍정적일수록, 부모가 또래관계를 긍정적으로 인식할수록 청소년의 또래애착이 천천히 증가하였다.

또래애착 발달 궤적의 예측평균은 초기치(1.410)와 변화율(.546) 모두 유의하게 나타났다($p<.001$). 즉, 자아존중감, 부모의 긍정적 양육방식, 부모의 또래관계 인식, 형제자매유무를 통제하였을 때에도 또래애착의 궤적은 시간의 경과에 따라 점차 증가하고 있음을 알 수 있다.

표 8

또래애착 발달 궤적에 영향을 미치는 요인들에 대한 조건모형의 추정치

	<i>B</i>	<i>S.E.</i>	β
경로			
자이존중감(1차)→또래애착 초기치	.305***	.019	.447
긍정적 양육방식(1차)→또래애착 초기치	.252***	.035	.232
부모의 또래관계 인식(1차)→또래애착 초기치	.198***	.021	.249
형제자매유무(1차)→또래애착 초기치	.120***	.030	.098
자이존중감(1차)→또래애착 변화율	-.102***	.013	-.346
긍정적 양육방식(1차)→또래애착 변화율	-.050*	.023	-.107
부모의 또래관계 인식(1차)→또래애착 변화율	-.051***	.014	-.150
형제자매유무(1차)→또래애착 변화율	-.034	.020	-.064
미지수			
또래애착 초기치	1.410***	.085	
또래애착 변화율	.546***	.058	

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

4. 성별에 따른 다집단분석

위에서 설정한 연구모형에 대하여 청소년의 성별에 따라 집단 간 차이가 있는지 살펴보기 위해 다집단분석(Multiple Group Analysis)을 실시하였다. 다집단분석은 변인들 간의 경로에서 집단 간 차이가 어떻게 다르게 나타나는지 좀 더 구체적으로 파악할 수 있다. 먼저 청소년의 또래애착 발달 궤적의 초기치와 변화율에서 남학생과 여학생 간 차이가 있는지를 분석하였다. 다음으로 자이존중감, 긍정적 양육방식, 부모의 또래관계 인식, 형제자매유무가 또래애착의 발달에 미치는 영향력이 성별에 따라 차이가 있는지를 살펴보았다.

1) 성별에 따른 또래애착 발달 궤적의 차이

청소년의 또래애착 잠재성장모형(무조건모형)에 대하여 성별에 따른 다집단분석을

실시하였다. 기저모형의 모형적합도는 $\chi^2=7.415(df=2, p<.05)$, TLI=.955, CFI=.993, RMSEA=.034로 양호한 편이었다. 기저모형을 통해 남학생과 여학생 간 또래애착 발달 궤적의 추정치를 살펴보면 표 9와 같다. 남학생의 또래애착 초기치(2,898, $p<.001$)와 변화율(.051, $p<.001$)은 모두 유의하였는데, 중학교 1학년 때 남학생의 또래애착 예측평균은 2,898이고 고등학교 2학년까지 매년 증가하였음을 알 수 있다. 남학생의 또래애착 발달 궤적에서 초기치(.091, $p<.001$)만 유의한 개인차가 있었다. 또한 초기치와 변화율의 상관관계는 부적 관계(-.010, $p<.001$)로, 초기치가 높을수록 또래애착 수준은 느리게 증가하였다.

여학생도 또래애착 초기치(3.037, $p<.001$)와 변화율(.053, $p<.001$)이 모두 유의하여 중학교 1학년 때 여학생의 또래애착 예측평균은 3.037이고 고등학교 2학년까지 점차 증가하는 것으로 나타났다. 여학생의 경우에는 초기치(.103, $p<.001$)와 변화율(.020, $p<.001$)의 분산이 모두 유의하여, 여학생 간 또래애착 발달 궤적에는 초기치와 변화율 모두에서 개인차가 있음을 알 수 있었다. 초기치와 변화율의 상관관계는 남학생과 마찬가지로 부적 관계(-.023, $p<.001$)로 나타났다.

표 9

성별에 따른 또래애착 발달 궤적의 추정치

미지수(parameter)	평균(표준오차)		분산(표준오차)	
	남학생	여학생	남학생	여학생
초기치	2.898(.014)***	3.037(.013)***	.091(.013)***	.103(.012)***
변화율	.051(.008)***	.053(.008)***	.006(.007)	.020(.006)***
공분산(초기치↔변화율)	-.010(.008)	-.023(.007)***	-	-

*** $p < .001$

또래애착의 발달 궤적을 성별에 따라 비교해보면, 초기값과 변화율 모두 여학생의 경우 더 높게 나타나 여학생이 남학생보다 중학교 1학년 때 또래애착 수준이 더 높고 시간이 지남에 따라 더 빠르게 증가하는 것을 확인할 수 있었다. 이러한 차이가 통계적으로 유의한지를 확인하기 위하여 평균동일성 검증을 실시하였다. 먼저 기저모형과 또래애착 초기치, 변화율의 평균을 모두 제약한 모형 간에 χ^2 차 검증을 실시한

결과(omnibus test), 유의수준 .05에서 영가설을 기각하였으므로 두 모형 간의 차이가 유의한 것으로 나타났다(표 10). 이 검증 결과는 초기치와 변화율 적어도 하나는 성별에 따른 유의한 차이가 있다는 것을 의미하므로 각각에 대한 사후검증(posthoc)을 실시하였다. 기저모형에 대한 절편요인의 평균동일성, 기울기요인의 평균동일성 검증 결과, 각각 유의수준 .05에서 χ^2 차이가 임계치보다 커서 영가설을 기각하였다. 즉, 여학생의 또래애착 발달 궤적은 남학생보다 초기치가 더 높고, 매년 더 빠르게 증가한다는 것을 확인하였다.

표 10

성별에 따른 또래애착 발달 궤적의 차이

모형	χ^2	df	TLI	CFI	RMSEA	$\Delta\chi^2$	Δdf
기저모형	7.415	2	.955	.993	.034		
Omnibus Test	61.433	4	.762	.912	.078	54.018	2
Posthoc Test 1(절편)	59.369	3	.688	.922	.089	51.954	1
Posthoc Test 2(기울기)	21.230	3	.899	.975	.051	13.815	1

주: $p < .05$ 수준에서 카이제곱차 검증

2) 성별에 따른 또래애착 조건모형의 차이

청소년의 또래애착 발달 궤적에 대한 자아존중감, 긍정적 양육방식, 부모의 또래관계 인식, 형제자매유무의 영향력을 살펴본 조건모형에 대하여 성별에 따라 변인들 간의 경로에 차이가 있는지 살펴보기 위하여 모형동일성 검증을 실시하였다(표 11).

먼저 본 연구에서 설정한 모형이 남학생과 여학생 모두의 경우에 적합한 모형인지 확인하기 위해 형태동일성(기저모형)을 검증하였다. 표 10과 같이 기저모형의 모형적합도는 $\chi^2=141.862(df=40, p<.001)$, TLI=.942, CFI=.974, RMSEA=.033으로 양호한 수준으로 나타나 형태동일성이 확보되었다.

다음으로 측정동일성 검증을 통하여 두 집단 간 측정도구의 인식에 차이가 있는지 살펴보았다. 제약모형의 모형적합도는 $\chi^2=142.411(df=42, p<.001)$, TLI=.946, CFI=.975, RMSEA=.032로 역시 양호한 것으로 나타났다. 기저모형과의 χ^2 차 검증 결과

유의수준 .05에서 영가설을 기각하지 못하였으므로 두 모형은 통계적으로 동일한 모형이라고 할 수 있다. 이 결과를 통해 남학생과 여학생 모두 부모의 양육방식 척도를 동일하게 인식하고 있음을 알 수 있다.

측정동일성에 문제가 없으므로 이 모형을 기저모형으로 하여 구조동일성 검증을 실시하였다. 제약모형의 모형적합도는 $\chi^2=162.946(df=49, p<.001)$, TLI=.947, CFI=.971, RMSEA=.031로 양호한 것으로 나타났다. 기저모형과의 χ^2 차 검증 결과유의수준 .05에서 영가설을 기각하여 두 모형이 통계적으로 다른 모형이며, 청소년의 성별에 따라 변인들 간 영향력의 경로는 유의하게 다르다는 것을 확인할 수 있었다.

표 11

성별에 따른 조건모형의 모형동일성 검증

모형	χ^2	df	TLI	CFI	RMSEA	$\Delta\chi^2$	Δdf
기저모형(형태동일성)	141.862	40	.942	.974	.033		
측정동일성 모형	142.411	42	.946	.975	.032	.549	1
구조동일성 모형	162.946	49	.947	.971	.031	20.647	8

주: $p < .05$ 수준에서 카이제곱차 검증

최종 채택된 모형에 대하여 성별에 따른 다집단분석 결과를 정리해보면 표 12와 같다. 다집단분석에 적용된 모형은 측정동일성 모형이므로 조건모형에서의 각 변인 간 영향력이 성별에 따라 차이가 있는 것으로 나타났다. 초기값의 경우 남학생과 여학생 집단 모두에서 자아존중감(남: $B=.330, p<.001$; 여: $B=.297, p<.001$), 긍정적 양육방식(남: $B=.365, p<.001$; 여: $B=.178, p<.001$), 부모의 또래관계 인식(남: $B=.125, p<.001$; 여: $B=.224, p<.001$), 형제자매유무(남: $B=.132, p<.01$; 여: $B=.095, p<.05$)의 경로계수가 유의하게 나타났다. 즉, 자아존중감이 높으며, 부모의 긍정적 양육방식(감독, 애정, 합리적 설명)을 높게 지각하고, 부모가 또래관계를 긍정적으로 인식하고, 형제자매가 있는 경우 또래애착의 초기치가 더 높았다. 각 집단 내에서 변인들 간의 상대적 영향력을 살펴보면, 두 집단 모두 자아존중감(남: $\beta=.492$, 여: $\beta=.452$)이 또래애착에 미치는 영향력이 가장 컸다. 그 다음으로 남학생은 긍정적 양

육방식($\beta=.342$), 부모의 또래관계 인식($\beta=.166$), 형제자매유무($\beta=.114$) 순으로, 여학생은 부모의 또래관계 인식($\beta=.281$), 긍정적 양육방식($\beta=.175$), 형제자매유무($\beta=.076$)순으로 나타났다. 각 집단에서 모든 예측변인이 또래애착의 초기치에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났지만, 이 중 집단 간 영향력의 차이가 통계적으로 유의하게 나타난 변인은 긍정적 양육방식, 부모의 또래관계 인식 두 변인이었으며 긍정적 양육방식은 남학생에게, 부모의 또래관계 인식은 여학생에게 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.

변화율의 경우 성별에 따라 유의한 영향을 미치는 변인이 각각 다르게 나타났는데, 남학생은 자아존중감($B=-.106, p<.001$)과 긍정적 양육방식($B=-.110, p<.01$)이, 여학생은 자아존중감($B=-.104, p<.001$)과 부모의 또래관계 인식($B=-.086, p<.001$)이 각각 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며 영향력의 관계는 모두 부적이었다. 이 중 자아존중감 변인은 집단 간 영향력의 차이가 통계적으로 유의하지는 않았으며, 긍정적 양육방식과 부모의 또래관계 인식의 영향력만이 각각 남학생, 여학생 집단에 특정적으로 작용하고 있음을 알 수 있었다. 즉, 남학생은 자아존중감이 높고 긍정적 양육방식을 높게 지각할수록, 여학생은 자아존중감이 높고 부모의 또래관계 인식을 높게 지각할수록 시간의 흐름에 따른 또래애착이 더 천천히 증가하였다. 변화율이 천천히 증가하는 것이 또래애착이 더 낮음을 의미하지는 않는다. 이러한 결과는 앞서 살펴보았던 독립변인과 또래애착 초기치 간의 관계에서 독립변인의 수준이 높을수록 또래애착의 초기치가 높고 초기치가 높을수록 변화율은 천천히 증가하는 천장효과와 관련이 있다고 할 수 있다. 분석 결과를 통해 청소년의 성별에 따라 변화율에 유의한 영향을 미치는 변수가 서로 다르다는 것을 확인할 수 있었다.

또한 중학교 1학년 시점에서 자아존중감, 부모의 긍정적 양육방식, 부모의 또래관계 인식, 형제자매유무를 통제한 상태에서 고등학교 2학년까지의 또래애착 발달 궤적은 남학생과 여학생 집단 모두에서 유의한 것으로 나타났다. 독립변인을 모두 통제하였을 때 또래애착의 초기치는 남학생(1.477, $p<.001$)이 여학생(1.447, $p<.001$) 보다 약간 더 높았으며, 변화율은 남학생(.422, $p<.001$) 보다 여학생(.650, $p<.001$)이 더 높았다. 즉, 자아존중감, 부모의 긍정적 양육방식, 부모의 또래관계 인식, 형제자매유무를 통제하였을 때에도 청소년의 또래애착 궤적은 시간의 경과에 따라 점차 증가하고 있으며, 초기치와 변화율에서 성차가 있음을 확인하였다.

표 12

성별에 따른 조건모형 다집단분석

	남학생			여학생			C.R.
	B	S.E.	β	B	S.E.	β	
경로							
자이존중감(1차) →또래애착 초기치	.330***	.026	.492	.297***	.025	.452	-.889
긍정적 양육방식(1차) →또래애착 초기치	.365***	.051	.342	.178***	.045	.175	-2.811*
부모의 또래관계 인식(1차) →또래애착 초기치	.125***	.030	.166	.224***	.030	.281	2.339*
형제자매유무(1차) →또래애착 초기치	.132**	.041	.114	.095*	.042	.076	-.644

자이존중감(1차) →또래애착 변화율	-.106***	.018	-.398	-.104***	.017	-.341	.109
긍정적 양육방식(1차) →또래애착 변화율	-.110**	.034	-.258	-.004	.030	-.008	2.347*
부모의 또래관계 인식(1차) →또래애착 변화율	-.004	.020	-.014	-.086***	.020	-.233	2.838*
형제자매유무(1차) →또래애착 변화율	-.015	.028	-.032	-.052	.029	-.092	-.934

미지수							
또래애착 초기치	1.477***	.120		1.447***	.117		
또래애착 변화율	.422***	.082		.650***	.080		

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

IV. 결론 및 논의

본 연구에서는 중학교 1학년에서 고등학교 2학년까지 청소년기 또래애착의 발달 궤적을 분석하고, 이에 자아존중감, 부모의 긍정적 양육방식, 부모의 또래관계 인식, 형제자매유무 등 다양한 예측 요인들이 어떻게 영향력을 미치고 있는지 살펴보았다. 청소년기는 아동기에 비해 부모보다 또래의 영향력이 현저히 증가하는 시기로 알려져 있어 이에 관한 연구들은 지속적으로 이루어져 왔으나, 또래애착의 발달 양상을 종단적으로 살펴본 연구는 부족했다고 볼 수 있다. 본 연구에서는 청소년기 전반에 걸친 또래애착의 발달 양상 및 이에 지속적으로 영향을 미치는 예측 요인들의 영향력을 확인하였으며, 영향력의 경로가 남학생과 여학생 간에 어떻게 다른지 검증하였다. 본 연구의 주요 결과를 종합하여 논의를 이끌어내면 다음과 같다.

첫째, 잠재성장모형 무조건모형 분석을 통해 중학교 1학년에서 고등학교 2학년까지 2년 간격으로 측정된 또래애착 발달 궤적은 학년이 올라감에 따라 점점 증가하는 선형모형인 것으로 나타났다. 또한 중학교 1학년 때 또래애착이 높을수록 학년이 올라감에 따라 또래애착 수준은 더욱 느리게 증가하였다. 이러한 궤적은 천장효과에 따른 것으로 볼 수 있는데, 1차년도에 이미 또래애착 수준이 높았던 청소년의 경우 일정 수준에 다다르면 또래애착 수준이 더 이상 향상될 여지가 낮기 때문에, 또래애착이 낮았던 청소년에 비해 비교적 천천히 증가하는 것으로 해석된다. 청소년기 전반에 걸친 또래애착의 발달 궤적을 살펴보았을 때 청소년기에 진입하는 시기인 중학교 1학년 때의 또래애착 수준이 가장 낮으므로, 이 시기에 또래관계를 형성하는 데 어려움을 겪는 청소년을 대상으로 하여 또래애착 및 대인관계 증진 프로그램 등을 통한 개입의 필요성을 시사하는 결과라고 할 수 있다.

둘째, 잠재성장모형 조건모형 분석을 통해 청소년의 또래애착 발달 궤적에는 자아존중감, 부모의 긍정적 양육방식, 부모의 또래관계 인식, 형제자매유무 모두 유의한 영향을 미치는 요인인 것으로 나타났다. 자아존중감이 높을수록, 부모의 긍정적 양육방식(감독, 애정, 합리적 설명)을 높게 지각할수록, 부모가 또래관계를 긍정적으로 인식할수록, 형제자매가 없는 경우보다 있는 경우 청소년의 또래애착 초기값이 높았는데, 변인들 간 상대적 영향력의 정도를 비교해보면 자아존중감, 부모의 또래관계 인식, 부모의 긍정적 양육방식, 형제자매유무의 순으로 나타났다. 이는 청소년의 또래

관계에 있어서 청소년 개인 변인뿐만 아니라 부모의 친구에 대한 태도 및 부모와의 관계의 질이 중요한 영향 요인이 될 수 있다는 점을 시사한다. 이러한 결과는 또래의 영향력이 현저히 증가하는 시기에 있는 청소년들이 또래관계를 형성할 때, 부모와의 관계에서 분리되는 것이 아니라 부모와의 친밀하고 긍정적인 관계를 통해 또래 애착 또한 긍정적으로 이루어질 수 있다는 선행연구의 결과와 일치한다(Gorrese & Ruggieri, 2012). 부모와의 관계는 생애 초기 가장 처음 맺게 되는 사회적 관계로, 발달 전반에 장기적·누적적인 영향력을 미치게 되며 여기서 경험하는 관계의 패턴은 타인과의 관계에도 적용될 수 있다(Kuczynski & Parkin, 2006). 형제자매가 있는 경우에 또래애착이 더 높았다는 점 또한 또래관계가 부모 및 형제관계를 대체하는 것이 아니라 연장선상에 있다는 것을 시사한다고 볼 수 있다. 한편, 장기적으로 이 변인들은 또래애착의 변화율에 모두 부적인 영향력을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 자아존중감이 높을수록, 부모의 긍정적 양육방식을 높게 지각할수록, 부모가 자녀의 또래관계를 긍정적으로 인식할수록, 형제자매가 없는 경우보다 있는 경우 시간이 지남에 따라 또래애착은 더 느리게 증가하였다. 독립변수의 수준이 높은 경우 또래애착의 초기치가 이미 높은 수준을 나타내므로, 이 또한 시간에 따라 향상될 여지가 상대적으로 작아지는 천장효과에 의한 것이라고 해석할 수 있다.

셋째, 청소년의 성별에 따른 다집단분석 결과, 청소년기에 남학생과 여학생의 또래 애착 발달 궤적 및 예측요인들의 영향력은 모두 유의하게 다른 것으로 나타났다. 먼저 또래애착 발달 궤적을 살펴보면, 여학생의 경우 남학생에 비해 중학교 1학년 때 또래애착 수준이 더 높았고 고등학교 2학년까지 학년이 올라갈수록 더 빨리 증가하는 것으로 나타났다. 이 결과는 아동 및 청소년의 성별에 따라 또래애착에 차이가 나타났으며 여학생이 남학생보다 또래에게 더욱 애착을 보였다는 선행연구 결과들과 일치한다(김은영, 김순규, 2015; 이재연, 이완정, 2006; 황창순, 2006; Gorrese & Ruggieri, 2012; Ma & Huebner, 2008).

또한 또래애착의 발달 궤적에 영향을 미치는 예측요인들의 영향력 또한 청소년의 성별에 따라 모두 유의하게 다른 것으로 나타났다. 또래애착 초기치에 미치는 예측요인들의 영향력은 남학생과 여학생의 경우 모두 유의하였는데, 그 중 긍정적 양육 방식은 남학생의 또래애착에, 부모의 또래관계 인식은 여학생의 또래애착에 더 큰 영향력을 미치는 것으로 밝혀졌다. 각 집단 내에서 변인들 간 상대적 영향력에 있어

서는 두 집단 간 차이가 나타났다. 남학생의 경우 자아존중감, 부모의 긍정적 양육방식, 부모의 또래관계 인식, 형제자매유무의 순으로 나타난 반면, 여학생의 경우 자아존중감, 부모의 또래관계 인식, 부모의 긍정적 양육방식, 형제자매유무의 순으로 나타나 변인들 간 영향력의 순서에 차이가 있었다. 여학생의 경우에 부모님이 자신의 친구를 잘 알고 있고, 만난 적이 있으며, 친구에 대한 부모님의 선호도가 높을수록 초기 또래애착이 높을 가능성이 남학생에 비해 높았다. 또래애착 변화율에 영향력을 미치는 변인 또한 남학생의 경우 자아존중감 및 부모의 긍정적 양육방식, 여학생의 경우 자아존중감 및 부모의 또래관계 인식으로 서로 다른 양상을 보였다. 그러나 영향력의 방향은 모두 부적이었는데, 이는 독립변인의 수준이 높을수록 또래애착의 초기치가 높고, 이에 따라 변화율의 증가 속도가 상대적으로 더 느리게 나타나는 천장효과와 관련이 있다고 볼 수 있다. 여학생의 경우 친구에 대한 부모의 긍정적인 평가 및 부모와 친구의 우호적인 관계가 또래관계에 더 큰 영향을 미친다는 본 연구결과는 여학생의 또래관계에 있어서 부모의 인정과 승인이 상당한 영향력이 있는 것으로 해석할 수 있다. 이러한 결과는 청소년기의 또래애착을 단순히 점수화하여 비교하는 것뿐만 아니라 또래애착의 다양한 유형(애착범위, 애착몰입도 등)을 고려하고, 또래애착의 수준 및 유형에 따른 여러 변인과의 관련성 및 영향력을 체계적으로 검토할 필요가 있다는 점을 시사한다.

본 연구는 중학교 1학년에서 고등학교 2학년까지, 청소년기 전반에 걸쳐 또래애착의 발달 양상을 종단적으로 살펴보았다는 점에서 의의를 찾을 수 있다. 또한 이러한 발달 궤적에 영향을 미치는 다양한 예측 요인들을 검증하고 이를 성별에 따라 비교 분석함으로써 청소년기의 또래애착 발달에 대한 시사점을 제공하였다는 의의가 있다. 후속 연구에서는 본 연구의 결과를 좀 더 확장하여 청소년기 또래애착의 발달 궤적에 영향을 미치는 개인 및 맥락 수준(예: 코호트 효과 등)의 다양한 예측 요인을 고려하고(Gorrese & Ruggieri, 2013), 또래애착을 매개변인 및 조절변인으로 하여 다른 발달 영역과의 관련성을 구조적으로 살펴봄으로써 청소년의 건강한 발달 및 적응에 대한 의미 있는 연구결과를 도출할 수 있을 것으로 기대한다.

참고문헌

- 김문선 (2013). **부모의 양육행동, 청소년의 또래애착 및 삶의 만족도가 1년 후 학교 생활적응에 미치는 영향**. 이화여자대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- 김은경, 김홍숙, 김순규 (2013). 청소년의 또래애착에 영향을 미치는 요인에 관한 연구. **청소년학연구**, 20(8), 303-324.
- 김은영, 김순규 (2015). 선형모형을 적용한 청소년기 애착 변화양상에 관한 종단연구. **학교사회복지**, 32, 357-384.
- 김지혜 (2012). 청소년 봉사활동이 자아존중감과 자아탄력성을 매개로 공동체 의식과 삶의 만족도에 미치는 영향: 봉사활동 시간과 주관적 만족을 중심으로. **청소년 복지연구**, 14(1), 41-62.
- 노경선, 허묘연, 홍현주 (2003). 청소년기 애착유형과 부모 양육행동에 관한 연구. **신경정신의학**, 42(1), 116-123.
- 백봉렬 (2012). **청소년의 자아존중감, 사회성, 학교적응유연성이 사회적 자본에 미치는 영향에 대한 연구**. 한영신학대학교 일반대학원 박사학위 청구논문.
- 양영미, 김진석 (2014). 아동의 자아존중감 및 공동체의식과 다문화수용성 간의 관계. **제4회 한국아동청소년패널 학술대회 자료집**, 516-529.
- 이광성 (2012). 다문화가정자녀의 자아존중감이 사회적 적응에 미치는 영향에 관한 연구. **시민교육연구**, 44(1), 91-107.
- 이유리 (2013). 가족특성과 부모의 양육방식 청소년의 또래애착에 미치는 영향. **사회 복지 실천과 연구**, 10, 99-126.
- 이재연, 이완정 (2006). 출생순위와 형제간 성별 구성에 따른 형제관계의 질과 부모 애착 및 또래애착. **한국보육지원학회지**, 2(2), 129-146.
- 이지은, 리자-조던 그린, 이형초 (2014). 또래 관계에 대한 부모의 인식과 또래 영향력이 청소년의 물질사용에 미치는 영향: 미국내 인종간 비교 종단연구. **한국심리학 회지: 건강**, 19(1), 167-186.
- 장영애, 엄윤경 (2009). 청소년의 부·모 애착과 또래 애착에 대한 부모의 양육행동 및 부모-자녀 간 의사소통의 영향. **청소년시설환경**, 7(4), 3-16.
- 정청미, 민하영 (2010). 어머니와의 의사소통과 거절불안이 학령기 아동의 또래애착

- 에 미치는 영향. **한국아동심리치료학회지**, 5(2), 37-49.
- 조현열 (2012). **부모로부터의 심리적 독립과 또래애착이 중·고등학생의 이성교제 만족감과 학교생활적응에 미치는 영향**. 경남대학교 대학원 박사학위 청구논문.
- 한국청소년정책연구원 (2015a). 한국아동청소년패널조사(KCYPS) 개요: 제5회 한국아동청소년패널학술대회용. 한국청소년정책연구원 웹 사이트 <https://archive.nypi.re.kr>에서 2015년 7월 2일 인출.
- 한국청소년정책연구원 (2015b). 한국아동청소년패널조사(KCYPS) 데이터 코드북: 제5회 한국아동청소년패널학술대회용. 한국청소년정책연구원 웹 사이트 <https://archive.nypi.re.kr>에서 2015년 7월 2일 인출.
- 홍세희 (2000). 구조방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. **한국심리학회지: 임상**, 19(1), 161-177.
- 황창순 (2006). 초기 청소년기의 부모 및 또래애착과 애착의 변화. **한국청소년연구**, 17(1), 201-225.
- 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), 16-29.
- Eagly, A. (1987). *Sex differences in social behavior: A social-role interpretation*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Freeman, H., & Brown, B. B. (2001). Primary attachment to parents and peers during adolescence: Differences by attachment style. *Journal of Youth and Adolescence*, 30, 653-675.
- Gorrese, A., & Ruggieri, R. (2012). Peer attachment: A meta-analytic review of gender and age differences and associations with parent attachment. *Journal of Youth and Adolescence*, 41, 650-672.
- Gorrese, A., & Ruggieri, R. (2013). Peer attachment and self-esteem: A meta-analytic review. *Personality and Individual Differences*, 55, 559-568.
- Klein, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York, NY: The Guilford Press.
- Kuczynski, L., & Parkin, M. (2006). Agency and bidirectionality in socialization:

- Interactions, transactions, and relational dialectics. In J. E. Grusec, & P. D. Hastings (Eds.), *Handbook of socialization*. NY: Guilford Press.
- Laible, D., Carlo, G., & Roesch, S. (2004). Pathways to self-esteem in late adolescence: The role of parent and peer attachment, empathy, and social behaviours. *Journal of Adolescence*, 27, 703-716.
- Ma, C. Q., & Huebner, E. C. (2008). Attachment relationship and adolescent's life satisfaction: Some relationships matter more to girls than boys. *Psychology in the Schools*, 45(2), 177-190.
- Markiewicz, D., Doyle, A. B., & Brendgen, M. (2001). The quality of adolescents' friendships: Associations with mothers' interpersonal relationship, attachments to parents and friends, and prosocial behaviors. *Journal of Adolescence*, 24(4), 429-445.
- Meeus, W., Oosterwegel, A., & Vollebergh, W. (2002). Parental and peer attachment and identity development in adolescence. *Journal of Adolescence*, 25(1), 93-106.
- Rubin, K. H., Bukowski, W. M., & Parker, J. G. (2006). Peer interactions, relationships, and groups. In W. Damon, R. M. Lerner, & N. Eisenberg (Eds.), *Handbook of child psychology*(pp. 571-645). New York: Wiley
- West, S. G., Finch, J. F., & Curran, P. J. (1995). Structural equation models with non-normal variables: Problems and remedies. In R. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concept, issues and applications*(pp. 56-75). Newbury Park, CA: Sage.

ABSTRACT

Trajectories of adolescents' peer attachment and their predictors: A multiple group analysis according to gender

No, Boram* · Park, Saerom* · Yi, Soon-Hyung* · Park, Hye Jun*

The purpose of this study was to investigate the trajectories of adolescents' peer attachment using latent growth modeling(LGM) and to compare the effects of the first wave predictors(self-esteem, parenting styles, parental knowledge of peer networks, existence of siblings) on the trajectories, according to gender. In order to accomplish these aims, analysis was conducted using the first, third, and the fifth wave of longitudinal panel data set of 2,351 first-year students of middle school from the KCYPS (Korean Children & Youth Panel Survey) beginning in 2010 by NYPI(National Youth Policy Institute).

The main results of this study were as follows. First, there was a linear increase in adolescents' peer attachment over the course of 5 years(from first grade of middle school to second grade of high school) and significant individual differences in the trajectories(intercept and slope) were found. Second, the predictors had significant effects on the trajectory of peer attachment. The trajectory of adolescents with higher self-esteem, more positive parenting styles, higher parental knowledge of peer networks, and more than one sibling showed higher degrees of intercept and increased slowly. Third, the results of multiple group analysis indicated that the rate of both intercept and increase of the trajectory of the peer attachment of girls were significantly

* Seoul National University

higher than those of boys. Fourth, the effects of predictors on the intercept and slope depended on gender. While self-esteem was the most influential predictor for both trajectories of boys and girls, the second most influential factor was positive parenting styles for boys and parental knowledge of peer networks for girls. The implications of these findings were also discussed.

Key Words: peer attachment of adolescents, developmental trajectory, latent growth modeling, multiple group analysis

투고일: 2015. 12. 14, 심사일: 2015. 12. 22, 심사완료일: 2016. 1. 21