

부모-자녀 애착이 자살생각에 미치는 영향에서 자아존중감과 우울의 종단적 매개효과 연구*

윤 태 희

조 영 일[†]

성신여자대학교 심리학과

본 연구는 아동의 자살생각에 대한 효과적인 예방과 개입에 유용한 기초자료를 제공하기 위하여 학령기 아동을 대상으로 아동이 지각하는 부모와의 애착이 아동의 자아존중감과 우울을 통해 아동의 자살생각에 미치는 영향을 검증하였다. 한국청소년정책연구원의 아동·청소년패널자료 중 초등학교 4학년부터 6학년까지 실시한 종단자료(초4 패널)를 사용하여 자아존중감과 우울이 애착과 자살생각 간의 관련성에 미치는 매개효과를 분석하였다. 분석에는 교차지연 자기회귀 모형(Cross-Lagged Autoregressive Model)을 활용한 구조 방정식 모형의 2단계적 접근 방식을 이용하였다. 연구결과, 아동이 지각하는 부모와의 애착은 아동의 자살생각에 종단적으로 유의한 부적인 직접 효과를 주었고, 아동의 자아존중감과 우울감 모두 애착이 자살생각에 미치는 효과를 종단적으로 매개하였다. 부모와의 애착 수준이 높은 아동일수록 높은 자아존중감 수준을 보였고, 동시에 자아존중감 수준이 높은 아동일수록 자살생각을 덜 하였다. 또한 부모와의 애착 수준이 낮은 아동일수록 더 많은 우울감을 경험하였고, 이렇게 높은 수준의 우울을 나타내는 아동일수록 더 높은 자살생각 수준을 예측하였다. 마지막으로, 본 연구의 결과들을 바탕으로 하여 아동을 포함한 청소년의 자살생각에 대한 개입전략에 대한 함의와 본 연구의 제한점 및 후속연구에 대한 제안 등을 논의하였다.

주요어 : 애착, 자아존중감, 우울, 자살생각, 종단적 매개

* 본 연구는 성신여자대학교 윤정 글로벌의 지원 하에 수행되었음.

[†] 교신저자: 조영일, 성신여자대학교 심리학과, (136-742) 서울시 성북구 보문로 34다길2

Tel: 02-920-7593, E-mail: yicho@sungshin.ac.kr, Fax: 02-920-2040

우리나라 아동을 포함한 청소년의 사망원인 중 자살이 31.6%로 가장 큰 비율을 차지한다(통계청, 2011). 한국보건의료연구원(National Evidence-based Healthcare Collaborating Agency, 2012)의 보고에 따르면 2000년도 청소년(15~19세) 사망자 가운데 13.6%가 자살을 한 반면, 2010년 청소년 사망자 중 28%가 스스로 목숨을 끊었다. 즉, 10년 동안 국내에서 사망한 15-19세 청소년 중 자살로 인한 사망률이 2배 이상 증가함을 알 수 있다. 통계청(2012)에서 발표한 사망원인통계 역시 국내 10세-19세 아동·청소년 자살자가 2001년 223명에서 2011년 373명으로 증가했다고 보고한다. 이에 덧붙여서, 아동·청소년을 대상으로 최근 1년간 자살생각 여부에 대해 조사한 결과 5명 중 2명이 자살생각을 한 경험이 있다고 보고되었다(통계청, 2014). 이러한 보고들은 자살 대상의 연령대가 점차 낮아지며, 자살이 더 이상 성인들만의 문제가 아니라는 것을 시사한다(이정운, 2004).

자살은 한 개인이 자신의 목숨을 끊을 의도로 긍정적 또는 부정적 행위를 하여 직접적 또는 간접적으로 이끌어인 죽음(Durkheim, 1951)을 의미하는 것으로, 다른 질병과 달리 일단 발생하면 치료를 통해 해결할 수 있는 문제가 아니기 때문에 예방만이 귀중한 목숨을 구하기 위한 최선의 해결책이라 할 수 있다. 이러한 이유로 십대들의 자살 문제의 심각성이 주목됨에 따라 자살을 예방하기 위하여 아동과 청소년 자살에 영향을 미치는 요인의 탐색(권태연, 2012; 김춘경, 이수연, 최용용, 2005; 이정운, 허재홍, 2003; 김현순, 김병석, 2008; 문동규, 김영희, 2012; 우채영, 김판희, 2011; 정영주, 정영숙, 2007; 한국보건의료연구원, 2012; Gould, Greenberg, Velting, & Shaffer,

2003)과 자살예방프로그램의 개발 및 효과 검증(연현진, 2010; 이정숙, 권영란, 김수진, 최봉실, 2007; 지승희, 김명식, 오승근, 김은영, 이상석, 2008)의 연구들이 수행되어 왔다.

국내에 있는 청소년자살예방 프로그램으로는 크게 세 가지 방법이 있다고 보고되었다(지승희, 김명식, 오승근, 김은영, 이상석, 2008). 첫째는 초·중·고등학교에서 학생들에게 생명존중 교육을 강의형태로 전하는 방식, 둘째는 호스피스 교육과정으로 죽음에 대한 바른 이해를 할 수 있도록 죽음준비교육을 통해 자살을 막는 방식, 셋째는 한국자살예방협회, 한국생명의 전화, 수원시자살예방센터 등과 같이 기관에서 청소년들에게 직접 자살예방 프로그램을 실시하는 방식이다. 하지만 이 연구에 따르면 청소년들을 대상으로 하는 생명존중 교육은 동물과 식물을 포함한 자연 전체를 포괄하는 생명존중교육으로 자살예방에 집중하는 프로그램이라 하기 어려운 부분이 있고, 고등학교 2학년이 되어서야 자살과 관련된 내용을 다루기 때문에 초등학생과 같은 학령기 아동에게는 자살에 대한 예방교육이 체계적으로 이루어지지 않고 있다.

이렇게 다양한 연구(문동규, 김영희, 2012; 우채영, 2011; 지승희, 김명식, 오승근, 김은영, 이상석, 2008; 윤성림, 윤진, 1993)와 자살예방 프로그램을 개발(김도연, 2008; 박현숙, 2008)하는 노력에도 불구하고, 청소년 자살률은 줄어들지 않는 실정이다. 이는 보다 더 구체적이고 체계적인 연구를 통해 아동 및 청소년의 자살을 유발하는 변인들 간의 직·간접적 경로를 파악하여, 자살 방지와 예방에 효과적인 접근 방식이 필요함을 시사한다.

자살에 관한 국내 연구들은 몇 가지 제한점을 가지고 있다. 첫째, 자살생각은 단기간에

형성되어 자살실행에 까지 이르기 보다는 여러 가지 요인들에 의해 오랜 시간 복합적으로 작용하여 형성되므로(김기환, 전명희, 2000) 청소년기의 자살을 예방하기 위해서는 학령기 아동의 사회적·신체적·심리적 상태를 자살의 예측요인으로 검증해야한다. 더하여 아동기 때 자살생각을 했던 아동들이 청소년이 되었을 때 더 많은 자살시도를 하는 경향이 있기 때문에(Pfeffer, Klerman, & Hurt, 1993) 아동을 대상으로 진행되는 자살연구가 중요하다. 하지만 장은진(2011)이 국내 연구를 정리한 결과, 국내 자살을 다룬 433편의 연구 중 청소년을 대상으로 한 논문이 158편(36.49%), 대학생을 다룬 논문이 15편(3.46%), 군인을 다룬 논문이 47편(10.85%), 성인을 다룬 논문이 11편(2.54%)이었다. 이에 반해서, 아동을 다룬 논문이 2편(0.01%)뿐 이었다. 아동을 대상으로 한 연구가 가장 부족한 실정임을 알 수 있다. 따라서 본 연구는 학령기 아동을 대상으로 자살생각에 대한 연구를 진행함으로써 학령기 아동의 자살생각 위험요인을 감소시키고 보호요인을 강화시킴으로써 학령기 아동을 포함한 초기 청소년의 자살생각을 예방할 수 있는 유용한 기초자료를 제공하고자 한다.

둘째, 아동들의 자살생각에 대한 국내 선행 연구들의 다수가 위험요인들만을 혹은 보호요인들만을 연구하였다. 하지만 본 연구에서는 자살생각의 위험요인과 보호요인을 모두 분석함으로써 자살생각의 위험요인은 낮추고 보호요인은 강화시키는 효과적 개입에 도움이 될 수 있도록 돕고자한다.

셋째, 현재까지 이루어진 대부분의 국내 연구들(권태연, 2012; 윤성림, 윤진, 1993; 최혜선, 이미경, 2012)은 자살과 자살을 유발시키는 요인 간의 직접적인 관계에 연구의 초점을 두었

다. 그러나 자살생각과 이론적으로 관련이 있는 변수들 간의 관계를 구체적으로 파악하는데 제한점을 가지기 때문에 아동의 자살을 예방할 수 있는 효과적인 프로그램의 개발에 한계가 있을 수 있다. 그러므로 본 연구에서는 자살의 직접적인 위험요인과 보호요인을 파악하고 더 나아가 아동 자살의 주요 위험 및 보호요인을 예측하는 변인을 파악하고자 한다. 이를 바탕으로 아동의 자살을 유발하는 변인들 간의 직·간접적 경로를 파악하여, 아동자살의 예방에 포괄적으로 사용될 수 있는 자료를 제공하는데 의의를 둔다. 매개모형을 파악함으로써 아동 자살생각의 예방에 선행적으로 접근할 수 있는 기회를 제공할 수 있다.

자살과 이를 촉발하는 요인들 간의 관계를 정확히 규명하기 위해서는 자살을 종속변인으로 설정하고 자살대상자를 직접 관찰하여 실험연구를 실시하는 것이 필요하다. 하지만 윤리적 특성상 자살은 실험을 통해 측정을 실시하고 자살의 결과를 검증하는 것이 상대적으로 어렵고, 또한 자살을 시도하여 죽음에 이른 이후에는 관찰이 불가능하기 때문에 자살을 결과변수로 설정하는 연구가 이루어지기 어려운 실정이다. 이러한 현실적인 문제점과 자살생각이 자살을 유발할 수 있는 직접적인 예측변인이라는 선행연구들(신민섭, 박광배, 오경자, 김중술, 1990; Beck, Kovacs, & Weissman, 197; Berman & Jobes, 1995)을 바탕으로 본 연구에서는 자살생각을 결과변인으로 설정하고, 자살생각과 이와 관계가 있는 변인들 간의 관계에 대해 연구하였다.

2012년에 실시된 한국복지패널조사에서 자살생각을 해 본 경험이 있는 응답자들을 대상으로 자살생각을 처음 한 시기에 대해 조사한 결과 10대 이하라고 응답한 수가 전체의 58%,

20대~30대라고 응답한 수가 19%, 40~50대로 응답한 수가 3%, 60대 이상이라 응답한 수가 1%로 10대 이하라고 응답한 사람의 수가 가장 높은 비율을 차지하여(통계청, 2012) 자살생각 중에서도 아동·청소년의 자살생각을 줄일 수 있는 방안이 시급함을 알 수 있다. 한국청소년정책연구원(2011)에서 실시한 아동·청소년인권실태조사에 의하면, 스트레스를 받지 않은 아동·청소년에 비해 스트레스를 받은 아동·청소년이 자살생각을 더 자주한다. 특히, 이들이 경험하는 스트레스 중 학업스트레스가 자살생각을 유발하는 가장 큰 요인이라는 연구 결과가 있다(최혜선, 이미경, 2012). 학령기 아동의 자살의 특성을 조사한 Toero, Sawaguchi, Sawaguchi, Sawaguchi, 그리고 Sotonyi의 연구(2001) 또한 시험을 잘 봐야한다는 압박과 그 외의 학업에 대한 스트레스로 인해 학기가 시작하는 기간과 끝나는 기간에 자살률이 가장 높다고 보고하였다.

하지만 12~18세 국내 아동 및 청소년을 대상으로 자살시도에 영향을 미치는 위험요인을 비교한 연구에서 부모와의 갈등이 학교과업보다 상대적으로 큰 스트레스원으로 작용했다(한국보건의료연구원, 2012). 이는 학업으로 인한 스트레스보다 부모와의 관계가 자살에 더 큰 영향을 미침을 암시한다. 또한 부모에게 학대를 당하고(Perkins, & Jones, 2004), 친구들에게 따돌림이나 학교폭력을 경험하며(Brunstein., Marrocco, Kleinman, Schonfeld, & Gould, 2007), 또래 친구와의 애착이 낮을 때 자살생각을 지속적으로 경험할 수 있다는 선행연구(권태연, 2012)가 보고되고 있다.

박선과 문수백(2012)의 연구에서는 초등학교 5, 6학년층을 대상으로 자살생각 관련변인들을 조사한 결과 부모지지, 교사지지, 친구지지,

자아존중감, 우울 중 자아존중감과 우울만이 자살생각에 유의미하게 직접적인 효과를 미친 것으로 나타났다. 그 외 아동의 자살생각에 영향을 미치는 요인에 대한 연구(권태연, 2012; 김현순, 김병석, 2008; 문동규, 김영희, 2012; 우채영, 김판희, 2011; Gould et. al., 2003) 중 다수의 연구에서 우울감이 자살생각과 높은 정적 상관관계를(권태연, 2012; 김현순, 김병석, 2008; 박병금, 2009; 박선, 문수백, 2012; 우채영, 김판희, 2011; 최소정, 2008), 자아존중감(박선, 문수백, 2012; Dukes & Lorch, 1989; Marcenko, Fishman, & Friedman, 1999)과는 높은 부적 상관관계를 보였다. 보다 구체적으로 김수진 외(2011)의 연구에서는 자살 고위험군 학생 26명을 13명의 실험군과 13명의 대조군으로 나누고 우울중재프로그램에 참여하게 하였다. 사전사후 검증을 통해 실험군과 대조군의 우울증과 자살생각을 비교한 결과, 우울중재 프로그램을 받은 실험군에서 우울증과 자살생각이 유의미하게 감소함을 보였다.

이처럼 아동의 자살생각에는 부모와의 애착, 우울감, 자아존중감과 관련성이 큰 것을 알 수 있다. 이 요인들의 관계를 규명하기 위해 정서와 인지에 관한 선행연구들은 부모-자녀간의 애착이 자아존중감 형성(박영립, 최해림, 2002; 정병삼, 2010)과 우울감 유발(남윤주, 이숙, 2008; 남은영, 2009; 신나나, 도현심, 최미경, 김민정, 2013; 신미지, 김태경, 2013)에 영향을 미치는 요인이라고 보고하고 있다.

Bowlby(1969, 1973, 1979)는 성인과 달리 아동은 생존을 위해 자신에게 영양분과 심리적 안정감을 주는 양육자에게 의존함으로써 물질적·정서적 욕구를 만족시킨다고 주장하였다. Bowlby(1980), Bretherton(1985), 그리

고 Pietromonaco와 Barrett(2000)의 연구에서는 양육자와의 관계를 바탕으로 내적 작동모델(internal working model)이 형성되면서 아동은 자신과 세상을 향한 시각을 갖게 된다고 밝혔다. 즉, 아동이 부모와 안정적인 애착을 형성한 경우 자신과 타인에 대한 긍정적인 인지적 표상을 가지고 상황을 예상 또는 해석하게 된다. 이러한 아동은 자신이 사랑받을 가치가 있는 사람이라 여기고 타인이나 세상 역시 자신에게 긍정적인 태도를 갖고 있다고 생각한다. 이를 바탕으로 타인에게 높은 신뢰와 자신에 대한 높은 자아존중감을 갖게 된다(Cassidy, 1988). 이와는 반대로 양육자에게 안정적이지 못한 애착관계를 형성한 아동들은 타인을 믿지 않고, 자신을 가치가 없고 무능하다고 여기는 낮은 자아존중감을 갖는 경향을 보였다(장휘숙, 1998). 자신을 스스로 가치가 없다고 생각한 자녀는 자신을 확대하거나 목숨을 끊는 행동으로 까지 이를 가능성이 높다(신은정, 김희숙, 2013). Dukes와 Lorch(1989)의 연구에서도 부모와 안정적인 관계를 형성하지 못한 자녀는 부모-자녀 간의 의사소통이 적어지고 자녀는 감정적으로 충분한 지지를 받지 못하게 된다고 보고한다. 이로 인해 아동의 자아존중감이 낮아지게 되고, 삶의 목적이 사라지게 되어 결국 자살생각 빈도를 높하게 된다는 결과를 나타내었다.

내적작동모델은 양육자와의 불안정한 애착이 아동의 우울을 유발하는 것 역시 잘 설명하고 있다. 즉, 부모로부터 부정적 보살핌을 경험한 아동은 부정적 자기개념을 형성하게 되고, 과거 경험에 기초하여 다른 사람들이 자신을 거부 또는 거절할거라 예상하는 역기능적 인지도식이 생기게 되어 안정애착을 형성한 아동들에 비해 더 많은 우울감을 느끼게

된다(Bentall, Kinnderman, & Kaney, 1994; Zigler & Glick, 1988). 뿐만 아니라 부모와의 애착이 불안정한 자녀는 타인으로부터의 부정적 평가에 민감하고 그들과 친해지고 기쁘게 해주기 위한 노력 등으로 친밀한 대인관계를 형성하고자 하는 지난 친 욕구로 인해 부적응적 정서와 우울감을 느끼게 된다(원진희, 장문선, 2014; 한상희, 박경, 2005). 또한 아동은 성장과정 특성상 신체적·심리적 발달변화를 경험하게 되는데(최인재, 2007), 이러한 변화과정이 아동들에게 스트레스원으로 작용할 수 있다(한상희, 박경, 2005). 하지만 부모-자녀간의 애착의 안정성에 따라 자녀가 스트레스 상황에 직면했을 때 정서적으로 받아들이는 방식에 차이를 보였다(장휘숙, 2000). 양육자에게 따뜻하고 수용적인 양육을 받아 안정적인 애착관계를 형성한 아동은 스트레스 상황에서도 부모를 안전지기로 인식하여 안정감을 느끼고(Bowlby, 1973) 스트레스 상황을 건설적인 방법으로 처리하지만, 양육자로부터 무관심이나 거부를 당한 아동은 스트레스 상황에서 부적응적인 반응을 보인다(장휘숙, 2000). 스트레스 상황에 성공적이지 못한 경험을 한 개인은 자신의 유능감이 낮다고 느끼는데, 부정적인 자아유능감 인식은 우울감을 낳게 된다(최정아, 이혜은, 2008). 우울감은 자신에 대한 무가치감이나 과도한 죄책감을 동반하고, 보편적으로 죽음이나 자살에 대해 반복적으로 생각하게 하므로 자살계획을 세우거나 자살시도를 높일 가능성이 있다(Mash & Barkley, 1998/2002).

이처럼 양육자와 아동 사이의 애착은 아동의 우울감과 자아존중감에 가장 많은 영향을 미치게 되므로, 자살생각에 까지 상관을 보인다는 것을 시사한다. 따라서 본 연구에서는

자아존중감과 우울이 부모-자녀 애착과 자살생각 간의 관련성에 미치는 종단적 매개효과를 연구하여, 학령기 아동 또는 초기 청소년의 자살생각을 예방하기 위한 대책을 마련하는데 유의한 정보를 제공하고자한다.

최근 우울을 매개로 부모와의 애착이 자살생각에 미치는 영향을 주제로 수행되는 연구(최소정, 2008)와 부모-자녀의 관계가 우울감과 자아존중감 모두를 통해 자살생각에 까지 영향을 미치는지를 다룬 연구(최인재, 2010)가 행해지기 시작했다. 최소정(2008)의 연구결과는 자녀가 부모와의 애착관계에서 소외감을 느낄 때 역기능적인 신념이 높아지고, 이러한 역기능적 신념이 자녀로 하여금 우울감을 경험하여 자살사고에 까지 이르게 한다고 보고한다. 또한 최인재(2010)의 연구에서는 부모와의 관계가 좋은 자녀들일수록 높은 자아존중감을 형성하게 되고, 높은 자아존중감은 낮은 우울감을 통해 자살생각을 낮추는 요인이 된다는 것을 확인할 수 있다. 그러나 이러한 연구들은 횡단자료를 바탕으로 연구가 진행되었기 때문에 변인간의 인과관계 추론이 어렵다. 즉, 횡단적으로 수집한 자료를 기반으로 분석할 시에는 변수들 간의 상관적 관련성은 추론할 수 있지만 변수들 간의 인과적 관련성을 추정하기에는 한계를 지닌다. 그러므로 본 연구에서는 양육자와의 관계가 우울감과 자아존중감을 통해 자살생각에 영향을 미친다는 인과관계를 보다 논리적으로 설명하기 위하여 다년간의 반복측정에 기반을 둔 종단자료의 분석을 통해서 이루어졌다. 이와 같은 목적을 달성하기 위하여 다음과 같은 연구문제를 설정하였다.

첫째, 아동의 부모와의 애착은 아동의 자살생각에 종단적으로 영향을 미치는가?

둘째, 아동의 자아존중감은 부모와의 애착이 아동의 자살생각에 가지는 효과를 매개하는가?

셋째, 아동의 우울은 부모와의 애착이 아동의 자살생각에 가지는 효과를 매개하는가?

방 법

연구 대상

본 연구는 한국청소년정책연구원에서 초등학생을 대상으로 종단적으로 실시한 『한국청소년패널조사(KYPS)』를 사용하였다. KYPS는 전체 초등학교 4학년들을 모집단으로 선정하고 층화다단계군집표집(stratified multi-stage cluster sampling)을 사용하여 연구대상자들을 추출하였다. 본 연구에서는, 조사에 참여한 아동들이 초등학교 4학년이 되는 1차년도 조사부터 이들이 초등학교 6학년에 해당하는 3차년도까지의 조사 자료를 사용하였다. 이 연구에서는 1차년도(2004)에 초등학교 4학년 2,844명(남 1,524명(53.6%), 여 1,320명(46.4%))을 대상으로 학생들은 개별면접조사 방법을 그리고 학부모들은 전화면접조사 방법을 실시하였고, 2차년도인 초등학교 5학년 시기에는 전체 4.8%의 표본을 유실하여 2,707명(남 1,450명(53.6%), 여 1,257명(46.4%)), 3차년도인 초등학교 6학년 시기에는 전체 6.0%의 표본을 유실하여 2,672명(남 1,418명(53.1%), 여 1,254명(46.9%))이 조사대상에 포함되었다. 본 연구에서는 우울과 자아존중감이 부모애착과 자살생각에 가지는 종단적 매개효과를 검증하기 때문에, 총 2,844명(남 1,524명, 여 1,320명)의 아동들이 가지는 부모애착과 자아존중감, 우울,

자살생각을 측정하기 위해서 사용된 척도들에 대한 반응이 자료 분석에 사용되었다.

측정도구

본 연구의 가설을 검증하기 위해서 한국청소년정책연구원의 청소년패널자료에서 사용된 변인들의 측정문항을 사용하였다. 관련 변인들의 측정도구 및 문항에 대한 소개는 다음과 같다.

부모애착

아동이 지각하는 부모의 애착 수준을 측정하기 총 6개의 측정 문항이 사용되었다. 본 척도는 김준호와 이동원(1996)이 Hirschi(1969)가 정의한 애착에 기반을 두어 부모와의 정서적 친밀도를 측정할 수 있도록 만든 것으로, 측정문항들은 다음과 같았다: 1) 부모님과 나는 많은 시간을 함께 보내려고 노력하는 편이다. 2) 부모님은 나에게 늘 사랑과 애정을 보이신다. 3) 부모님과 나는 서로를 잘 이해하는 편이다. 4) 부모님과 나는 무엇이든 허물없이 이야기하는 편이다. 5) 나는 내 생각이나 밖에서 있었던 일들을 부모님께 자주 이야기하는 편이다. 6) 부모님과 나는 대화를 자주 나누는 편이다. 이들은 모두 5점 리커트 척도(1=전혀 그렇지 않다, 2=그렇지 않은 편이다, 3=보통이다, 4=그런 편이다, 5=매우 그렇다)로 측정되었고, 문항의 점수(범위=[6, 30])가 높을수록 아동이 지각하는 부모와의 애착 수준이 높음을 의미한다. 측정 문항은 1차, 2차, 3차년도 가 모두 동일하기 때문에 1차년도의 문항을 대표로 내적 일관성과 요인구조를 검증하였다. 1차년도의 내적 일관성 신뢰도 값은 .76으로

확인적 요인분석을 활용하여 요인 구조를 검증한 결과, 1요인 모형은 6개의 문항들 간의 공분산을 잘 설명하였다, $\chi^2(df=8)=81.05$, $p<.001$, CFI=.980, TLI=.963, RMSEA=.057, 90% 신뢰구간=[.046, .068].

우울

아동의 우울수준을 측정하기 위해서 5개의 측정 문항을 사용하였다. 5개의 측정문항들은 다음과 같았다: 1) 나는 모든 일에 관심과 흥미가 없는 편이다. 2) 나는 모든 일에 걱정이 많은 편이다. 3) 나는 때때로 아무런 이유 없이 무척 불안할 때가 있다. 4) 나는 때때로 아무런 이유 없이 무척 외로울 때가 있다. 5) 나는 때때로 아무런 이유 없이 슬프고 울적할 때가 있다. 이들은 모두 5점 리커트 척도(1=전혀 그렇지 않다, 2=그렇지 않은 편이다, 3=보통이다, 4=그런 편이다, 5=매우 그렇다)로 측정되었고, 문항의 점수(범위=[5, 25])가 높을수록 아동이 느끼는 우울 수준이 높음을 의미한다. 측정 문항은 1차, 2차, 3차년도 가 모두 동일하기 때문에 1차년도의 문항을 대표로 내적 일관성과 요인구조를 검증하였다. 1차년도의 내적 일관성 신뢰도 값은 .77로 5개의 문항이 사용되었기 때문에, 1요인 모형이 5개의 문항들 간의 공분산을 잘 설명하였다, $\chi^2(df=4)=56.15$, $p<.001$, CFI=.988, TLI=.970, RMSEA=.068, 90% 신뢰구간=[.053, .084].

자아존중감

아동의 자아존중감 수준을 측정하기 위하여 총 6개의 측정 문항을 사용하였다. 특히, KYPS에서 사용된 자아 존아존중감 문항들은

Rosenberg의 자아존중감 척도(Rosenberg, 1965, 1989)에서 사용된 10개의 문항 중에서 6개의 문항들을 추출하여 사용되었다. 6개의 측정문항들은 다음과 같았다: 1) 나는 나 자신이 좋은 성품을 가진 사람이라고 생각한다. 2) 나는 나 자신이 능력이 있는 사람이라고 생각한다. 3) 나는 나 자신이 가치 있는 사람이라고 생각한다. 4) 나는 때때로 내가 쓸모없는 사람이라고 생각한다. 5) 나는 때때로 내가 나쁜 사람이라고 생각한다. 6) 나는 대체로 내가 실패한 사람이라는 느낌을 갖는 편이다. 이들은 모두 5점 리커트 척도(1=전혀 그렇지 않다, 2=그렇지 않은 편이다, 3=보통이다, 4=그런 편이다, 5=매우 그렇다)로 측정되었고, 문항의 점수(범위=[6, 30])가 높을수록 아동이 지각하는 자아존중감 수준이 높음을 의미한다. 측정문항은 1차, 2차, 3차년도가 모두 동일하기 때문에 1차년도의 문항을 대표로 내적 일관성과 요인구조를 검증하였다. 1차년도의 내적 일관성 신뢰도 값은 .74이었다. 홍세희, 노연경, 정송(2011)의 연구에서 제안된 것처럼, 부정문항간의 공분산을 설명하기 위해서 방법요인을 고려한 1요인 모형이 6개의 문항들 간의 공분산을 잘 설명하였다¹⁾, $\chi^2(df=6)=68.67, p<.001, CFI=.988, TLI=.971, RMSEA=.060, 90\%$ 신뢰구간=[.048, .073].

자살생각

아동의 자살생각 수준을 측정하기 위해서 1개의 측정 문항을 사용하였다. 1개의 측정문

1) 부정문항간의 잔차 간의 상관을 설명하기 위해서 부정문항이 자아존중감이라는 일반요인 뿐만 아니라 부정문항형식이라는 방법요인에 의해서 영향을 받는다고 가정하였다.

항은 다음과 같았다: 1) 나는 때때로 아무런 이유 없이 죽고 싶은 생각이 들 때가 있다. 5점 리커트 척도(1=전혀 그렇지 않다, 2=그렇지 않은 편이다, 3=보통이다, 4=그런 편이다, 5=매우 그렇다)로 측정되었고, 문항의 점수(범위=[1, 5])가 높을수록 아동이 지각하는 자살생각 수준이 높음을 의미한다.

분석 방법

본 연구에서는 자아존중감과 우울이 부모애착과 자살생각 간의 관련성에 가지는 종단적 매개효과를 검증하기 위해서 구조방정식 모형(Structural Equation Modeling)을 바탕으로 한 교차지연 자기회귀 모형(Cross-lagged autoregressive model)을 사용하였다. 보다 구체적으로 Anderson과 Gerbing(1988), Cole과 Maxwell(2003)의 제안에 따라서 부모애착과 자아존중감, 우울을 대표하는 각각의 측정변수들에 대한 모형의 합치도 평가를 선행적으로 시행한 후 시간적 경과가 기반이 된 잠재변인들의 경로를 분석하였다. M 이 X 와 Y 를 매개하는 경로를 논리적으로 검증하기 위해서는 매개효과가 X (예측변인) $\rightarrow M$ (매개변인)으로, M (매개변인) $\rightarrow Y$ (결과변인)로 가는 적어도 두 가지 인과적 경로를 포함해야하므로(Cole & Maxwell, 2003) X 가 M 보다 선행되어야 하고, M 이 Y 보다 선행되어야 한다(Holland, 1986). 또한 그림 1과 같이 $t-2$ 시점의 X_t 이 $t-1$ 시점의 M_t 를 통해 t 시점의 Y_t 에 미치는 간접효과($a*b$)를 산출하기 위해서는 회귀계수 a 와 b 가 각 시점마다 동일하다는 가정이 필요하다. 교차지연 자기회귀 모형을 사용한다면 변인들 간에 갖는 회귀계수의 동일성을 검증할 수 있기 때문에 본 연구에서는 부모애착, 자아존중감, 우울, 자살생각을 3년

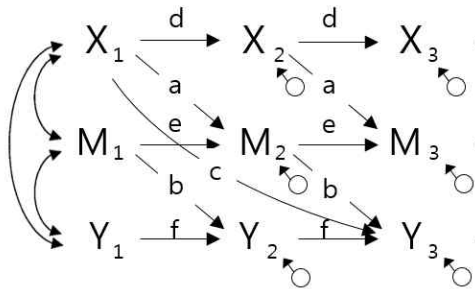


그림 1. 종단적 매개효과 경로모형

참조: 잔차 간의 상관은 모형의 복잡성을 감안하여 그림에 표시하지 않았다.

간 측정된 종단자료를 이용하여 교차지연 자기회귀 모형을 활용 하였다.

이 밖에도 측정모형을 포함한 교차지연 자기회귀 모형은 매 시점 측정된 변인에 대한 측정모형의 동일성을 검증할 수 있고(홍세희, 유숙경, 2004), 변인 간에 공분산이 매 시점에서 동일하게 유지되는지 확인할 수 있으며, 반복측정으로 인한 오차에 대한 통제가 가능하여 변인들 간의 보다 명확한 관계를 살펴볼 수 있는 등 매개효과를 검증하는데 장점을 갖고 있다.

따라서 본 연구에서는 다음과 같은 구체적인 절차로 종단적 매개효과를 분석하였다. 우선 1차년도에서 수집된 자료를 가지고 각 잠재변수(즉, 부모애착, 우울, 자아존중감)에 따른 측정모형의 합치도를 평가하였다. 모형에 대한 수정지수와 선행연구를 바탕으로 모형을 수정하여 최종 측정모형을 설정하였다.

다음으로 측정모형의 동일성을 검증하기 위하여 측정모형들 동일성(form/configural invariance)과 측정단위 동일성(weak factorial/loading invariance)을 검증하였다. 검증 절차는 Widaman과 Reise (1997)가 이용한 방법과 Cole과 Maxwell(2003)이 종단적 매개효과검증을 위해 제안한 절차를

따랐다.

첫째, 1차년도 자료를 기반으로 설정된 측정모형을 2차년도 자료와 3차년도 자료에도 적용하여 잠재변수와 측정변수간의 관계를 나타내는 형태의 동일성을 가정한 측정모형들의 동일성을 검증하였다. 이 검증에서 사용되는 모형은 모수치에 어떠한 제약도 가하지 않은 측정모형들 동일성 모형으로 요인 불변성 검증을 위한 다른 모형들과 경쟁 시 사용되는 기본모형이다(모형 1, 모형 2, 모형 3 참조). 둘째, 시간의 경과에도 구성개념이 변하지 않은 것을 확인하기 위해 측정단위 동일성 모형을 설정하였다(모형 4, 모형 5, 모형 6 참조). 이는 기본 모형 즉 측정모형에서 측정변수를 구성하는 각각의 측정변수의 요인계수를 모든 시점에 동일하게 제약한 모형으로 모형을 설정한 후 모형의 합치도를 평가하였다(윤정숙, 유성경, 홍세희, 2012).

마지막으로 구조 동일성 검증을 통해 최종적으로 선택된 모형을 기저로 잠재변수 간에 회귀선을 추가하여 구조방정식으로 구성된 교차지연 자기회귀 모형을 순차적으로 설정하고 평가하였다. 보다 구체적으로 우울을 매개로한 애착과 자살생각 간의 관계와 자아존중감을 매개로한 애착과 자살생각 간의 관계의 안정성(stability), 정상성(stationary), 평형성(equilibrium)을 각각 확인하였다.

안정성(stability)은 잠재변수 상태의 시점 간의 일정하게 유지되는 분산을 의미한다. 즉, 잠재변수 수준에서 시간이 변함에 따라서 일정하게 유지되는 정도를 일컫는다. 보다 구체적으로, X_t 이 X_{t+1} 에 미치는 영향력을 나타내는 회귀계수(d)와 X_{t+1} 이 X_{t+2} 에 미치는 영향력을 나타내는 회귀계수(d)가 동일한 값으로 유지됨을 말하고 동일한 값을 나타내는 d를 바탕으로

잠재변수 분산 중에서 일정하게 유지되는 기질을 의미한다(그림 1 참조). 동일하게 M_1 이 M_2 에 미치는 영향을 보여주는 회귀계수(e)와 M_2 가 M_3 에 미치는 영향을 보여주는 회귀계수(e)가 시점의 변화에도 동일한 값으로 유지됨을 말하며 e 는 M 변수의 분산 중에서 안정적으로 유지되는 부분을 의미한다.

정상성(stationary)은 다른 시점에서 다른 잠재변수 간에 관계성이 일정하게 유지됨을 의미한다. 즉 시점의 변화에도 불구하고 X_1 이 M_2 에 미치는 영향력(a)과 X_2 가 M_3 에 미치는 영향력(a)이 동일하게 유지됨을 말한다(그림 1 참조). 이는 X 가 M 에 미치는 영향의 방향과 정도의 변함없음을 의미한다. 마찬가지로 M_1 이 Y_2 에 미치는 영향력(b)과 M_2 가 Y_3 에 미치는 영향력(b)이 시간의 변화에도 동일하게 유지됨을 말하며 이는 M 이 Y 에 미치는 영향력의 성질이 변함없음을 의미한다. 이와 별도로, 평형성(equilibrium)은 잔차 간의 공분산이 세 시점에서 동일하게 유지되는 것을 의미한다. 평형성이 유지됨은 제 3변수의 효과가 시점에 따라서 일정하게 유지됨을 일컫는다.

모형의 모수는 완전최대우도법(Full Information Maximum Likelihood Method)으로 추정되었고, 분석에는 M-Plus 6.12(Muthén & Muthén, 1998-2011)을 이용하였다. 종단자료의 특성상 본 연구에서 사용된 자료는 결측값을 포함하고 있다. 이러한 결측값의 문제점을 해결하기 위해서 자료의 정보를 최대한으로 이용하는 완전정보최대우도법을 사용하였다(Enders & Bandalos, 2001).

모형의 평가는 통계적 합치도 지수인 χ^2 검증과 실용적 합치도 지수인 CFI(Comparative Fit Index), TLI(Tucker-Lewis Index), RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation)를 사용하여

이루어졌다. 합치도 지수는 홍세희(2000)가 제안한 바와 같이 CFI와 TLI는 .90을 기준으로 클 때 좋은 합치도를 나타낸다고 보았고 RMSEA는 .10보다 작을 때 좋은 합치도를 나타낸다고 보았다. CFI와 TLI는 값이 클수록 설립된 모형이 자료를 잘 설명함을 의미하고, RMSEA는 값이 작을수록 모형이 자료를 잘 설명함을 의미한다.

측정 모형의 동일성 검증과 자기회귀 교차 지연 추정에서 포함된 동일성 가정을 검증하는 모형들이 모두 내재된 관계이기 때문에 χ^2 의 차이검증을 실시하였다. Byrne(2001)의 제안에 따라 비교하는 두 모형의 $\Delta\chi^2$ 에 대한 p 값이 .05보다 작을 때 그 값이 통계적으로 유의함을 의미하며, 이는 두 모형 중 더 많은 경로를 포함한 복잡한 모형이 덜 복잡한 모형보다 자료를 상대적으로 더 잘 설명함을 나타낸다. 따라서 두 모형 중 더 복잡한 모형을 채택하였다. 이에 반하여, p 값이 .05보다 클 때는 두 모형 간에 차이가 유의미하지 않다는 것을 나타내는 것으로, 이는 비교하는 두 모형 중 보다 간명한 모형이 자료를 더 잘 설명함을 의미한다. 따라서 두 모형 중 비교적 간명한 모형을 채택하였다.

측정모형의 동일성 검증에서는 표본의 크기에 민감한 χ^2 의 특성상 χ^2 차이 검증 외에도 다른 합치도 지수들 역시 비교하였다(최수미, 조영일, 2013), 그 외의 합치도 지수들은 다음과 같은 기준으로 비교하였다: CFI의 값이 .01만큼 줄어들거나(Cheung & Rensvold, 2002), TLI의 값이 .02만큼 작아지거나(Vandenberg & Lance, 2000), RMSEA의 값이 .015보다 많이 커졌을 때에는 모형의 합치도 지수가 (실제적으로) 유의미하게 나빠졌다고 해석하였다(Chen, 2007). 합치도 지수가 유의미하게 나빠진 경우

에는 비교 모형 중 보다 더 복잡한 모형이 자료를 상대적으로 더 잘 설명한다는 것을 의미하므로 복잡한 모형을 선택하였다. 반면 합치도 지수의 차이가 유의미하지 않을 때에는 비교하는 두 모형 중 보다 간명한 모형이 채택되었다.

매개효과를 검증하기 위해서는 매개효과의 정규성을 가정하는 Sobel's z-검증 대신에 bootstrapping을 사용하였다. 보다 구체적으로, 종단적 매개효과의 통계적 유의성을 검증하기 위해서 bootstrapping에 의해서 추정된 경험적 분포에 근거한 95%의 신뢰구간을 사용하였다. Bootstrapping은 모집단의 분포를 모르는 경우 표본을 반복적으로 추출하여 경험적인 분포를 얻고, 이 분포를 통해 모집단의 분포를 추정한다. 일반적으로 매개효과 검증 시에는 정상 분포를 가정한 sobel 검증을 사용하지만, 매개효과가 정상분포를 만족하지 않는 경우도 고려해야하므로, 분포에 대한 정상성을 가정하지 않고 표본자료를 토대로 경험적 분포를 형성하는 bootstrapping을 사용하였다. 95% 신뢰구간이 0을 포함하지 않으면 통계적으로 유의미하다고 해석하였다(Shrout & Bolger, 2002).

결 과

주요 변인들의 기술통계와 상관분석

아동의 자아존중감과 우울감이 부모애착과 자살생각 간에 갖는 매개효과를 알아보기 위하여 연구대상이 응답한 3년 동안의 부모애착, 우울, 자아존중감, 자살생각의 평균과 표준편차는 표 1에 보고되었다. 아동의 부모애착 수준은 초등학교 4학년인 1차년도부터 6학년인 3차년도까지 시간이 지남에 따라 감소하는 형태를 보였고, 우울 수준은 4학년과 5학년이 비슷한 수준을 보였지만 6학년 때 증가하는 형태를 보였다. 반면 자아존중감은 학년이 올라갈수록 더 낮은 수준을 보였고, 자살생각은 시간이 지남에 따라 더 많이 한다는 것을 알 수 있다.

부모애착, 우울, 자아존중감, 자살생각을 세 차례에 걸쳐 측정한 점수 간의 상관은 표 2에 제시되었다. 자살생각과 가장 큰 상관을 가지는 변수는 자아존중감이다. 즉 1차년도의 자살생각은 1차년도의 자아존중감과 가장 높은 상관을 보였고($r(2800)=.51, p<.01$), 2차년도의 자살생각은 2차년도의 자아존중감과 가장 높은 상관을 보였으며($r(2674)=.59, p<.01$), 3차년도의 자살생각은 3차년도의 자아존중감과 가장 높은 상관을 보였다($r(2671)=.60, p<.01$). 또한 이렇게 동일 시점의 자아존중감과 자살생

표 1. 부모애착, 우울, 자아존중감, 자살생각의 평균과 표준편차

변인	1차년도(초4)		2차년도(초5)		3차년도(초6)	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
부모애착	3.73	0.73	3.69	0.76	3.67	0.77
우울	2.20	0.86	2.20	0.88	2.29	0.86
자아존중감	3.49	0.67	3.47	0.68	3.42	0.67
자살생각	1.65	1.09	1.73	1.07	1.81	1.06

표 2. 변인들 간의 상관관계

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	1.00											
2	.47**	1.00										
3	.40**	.49**	1.00									
4	.37**	.27**	.24**	1.00								
5	.22**	.36**	.24**	.42**	1.00							
6	.20**	.23**	.32**	.35**	.42**	1.00						
7	-.18**	-.18**	-.15**	-.39**	-.27**	-.22**	1.00					
8	-.14**	-.22**	-.15**	-.25**	-.42**	-.27**	.34**	1.00				
9	-.14**	-.16**	-.22**	-.20**	-.29**	-.44**	.29**	.37**	1.00			
10	-.15**	-.14**	-.14**	-.31**	-.25**	-.21**	.51**	.24**	.23**	1.00		
11	-.11**	-.17**	-.14**	-.17**	-.31**	-.21**	.23**	.59**	.26**	.29**	1.00	
12	-.10**	-.14**	-.22**	-.18**	-.23**	-.35**	.23**	.28**	.60**	.27**	.33**	1.00

**p<.01

주. 1. 부모애착1(초4), 2. 부모애착2(초5), 3. 부모애착3(초6), 4. 자아존중감1(초4), 5. 자아존중감2(초5), 6. 자아존중감3(초6), 7. 우울1(초4), 8. 우울2(초5), 9. 우울3(초6), 10. 자살생각1(초4), 11. 자살생각2(초5), 12. 자살생각3(초6)

각 간의 상관성이 시간이 지남에 따라 점점 높아짐을 알 수 있다. 1차년도, 2차년도, 3차년도에서 모두 부모애착은 자아존중감과 정적 상관을 보였고, 우울과 부적 상관을 보였으며, 자살생각과 부적 상관을 보였다. 이는 높은 부모애착 수준을 보일수록 높은 자아존중감 수준과 낮은 우울감, 낮은 자살생각을 보임을 의미한다. 3차년도에 걸친 우울 수준은 자아존중감과 부적 상관을, 자살생각과 정적 상관을 보였다.

측정모형의 동일성

분석에 사용될 측정모형에 제약을 가하고 측정구조의 동일성을 순차적으로 검증하였다

(표 3 참조). 애착을 측정할 6가지 문항이 1년 차, 2년 차, 3년 차에서 모두 1요인으로 동일하게 설명하고 있는지를 측정틀 동일성 검증(모형 1)을 통하여 확인하였다. 그 결과 잠재변수인 애착과 이에 따른 관찰변수들 간의 관계를 나타내는 모형이 적합한 것으로 나타났다, ($\chi^2(111)=856.67$, $p<.001$, CFI=.959, TLI=.943, RMSEA=.049, 90%신뢰구간=[.046, .052]).

다음으로 6개의 측정문항이 애착이라는 잠재변수에 영향을 받는 정도가 측정시기에 걸쳐서 동일한지를 검증하기 위하여 모형 1의 요인계수에 시점 간의 동일화 제약을 추가하여 측정단위 동일성 모형을 검증하였다(모형 2). 그 결과 모형 1과 모형 2 모두 좋은 합치

표 3. 모형의 구조동일성 검증 모형

모형	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA (90%신뢰구간)
모형 1(애착의 측정틀 동일성)	856.67	111	.959	.943	.049 [.046 .052]
모형 2(애착의 측정단위 동일성)	885.42	121	.958	.947	.047 [.044 .050]
모형 3(우울의 측정틀 동일성)	444.03	69	.979	.967	.044 [.040 .048]
모형 4(우울의 측정단위 동일성)	457.78	77	.978	.970	.042 [.038 .045]
모형 5(자아존중감의 측정틀 동일성)	418.16	102	.984	.976	.033 [.030 .036]
모형 6(자아존중감의 측정단위 동일성)	448.38	116	.983	.978	.032 [.029 .035]

도를 보였고, 두 모형을 비교한 결과 모형 2가 모형 1에 비해 상대적으로 유의미하게 더 높은 χ^2 을 가졌다, $\Delta\chi^2=28.75$, $\Delta df=10$, $p<.05$. 이는 측정단위 동일성 가정이 기각됨을 의미한다. 하지만 χ^2 은 사례 수에 민감하기 때문에 χ^2 차이 검증 결과만을 신뢰하기보다 CFI와 TLI의 변화 값을 해석하였다. 모형 2가 모형 1에 비해 CFI가 .001만큼, TLI는 .004만큼 작아졌다. 선행연구에서 제공된 기준을 활용하여, 모형 2가 모형 1에 비해 모형의 합치도가 유의하게 나빠지지 않았음을 알 수 있다. 애착의 측정모형에서는 측정단위의 동일성이 지지되었다.

우울에 대한 측정모형에서는 5개의 측정문항이 1요인모형으로 3차년도 모두에서 동일하게 잘 설명되는지를 모형 3을 통하여 검증하고 5개 측정문항이 잠재변수인 우울에 의해서 영향을 받는 정도가 시간의 경과에도 동일한지를 모형 4를 통하여 검증하였다. χ^2 차이 검증에서는 모형 3과 모형 4 차이가 유의미한 결과를 나타내어 우울의 측정단위 동일성 가정이 기각됨을 보였지만 표본 크기에 민감한 χ^2 의 특성상 다른 합치도 지수도 함께 비교하였다, $\Delta\chi^2=13.75$, $\Delta df=8$, $p<.05$. 그 결과 모형

3의 CFI가 모형 4의 CFI 보다 .001높았지만, 모형 3의 TLI가 모형 4의 TLI보다 .003낮았고 RMSEA가 모형 3에서보다 모형 4에서 .002더 낮았다. 앞에서 제공된 기준을 사용하여 모형 4가 모형 3에 비하여 선호되었다. 따라서 우울에 대한 측정모형에서는 측정단위 동일성 가정이 지지되어 우울에 대한 측정 모형으로는 모형 4를 채택하였다.

자아존중감에 대한 측정모형에서는 부정문항 간의 공분산을 설명하기 위해서 방법요인을 고려한 1요인 모형이 측정 시점 간의 동일한지를 검증하는 측정틀 동일성 가정을 검증하였다(모형 5). 표 3의 모형 6은 모형 5에서 요인계수가 동일함을 가정한 측정단위 동일성 가정이 추가되었다. χ^2 차이검증 결과 모형 5가 모형 6에 비해 상대적으로 선호되었다, $\Delta\chi^2=30.22$, $\Delta df=14$, $p<.001$. 하지만 χ^2 이 사례 수에 민감하기 때문에 다른 합치도 지수를 비교한 결과 모형 5와 모형 6의 CFI의 차이가 .01 미만이었고, TLI의 차이가 .002, RMSEA의 차이가 .001로 선행연구에서 제안된 기준값에 비해 작았다. 따라서 모형 6이 은 모형 5에 비교했을 때 합치도 지수가 상대적으로 유의미하게 나빠지지 않았기 때문에 모형 6을 채

택하였다.

교차지연 자기회귀 모형을 활용한 종단매개

부모애착이 우울을 통해 자살생각으로 미치는 효과에 대한 경로(경로 1, 그림 2 참조)와 부모애착이 자아존중감을 통해 자살생각으로 미치는 효과에 대한 경로(경로 2, 그림 3 참조)를 추정하고 통계적 유의성을 검증하기 위해 교차지연 자기회귀 모형의 안정성(stability), 정상성(stationary), 평형성(equilibrium)의 가정을 검증하였다. 우울을 매개변수로 설정한 모형 7, 8, 9, 10과 자살생각을 매개변수로 설정한 모형 11, 12, 13, 14는 각각 서로 내재된 모형이므로 모형 간의 합치도 지수를 비교함과 동시에 χ^2 차이검증을 실시하여 3개의 가정들을 평가하였다(표 4 참조).

우울의 매개모형 가설검증

먼저 3년에 걸쳐 부모자녀 애착이 우울을 통해 자살생각에 이르는 교차지연 자기회귀

모형에 순차적인 제약을 추가하면서 합치도 값을 비교하였다. 어떠한 제약도 추가하지 않은 모형 7은 적절한 수준의 모형 합치도를 나타냈다($\chi^2(556)=2814.40, p<.001, CFI=.944, TLI=.936, RMSEA=.038, 90\%$ 신뢰구간=[.036, .039]).

이후 분석에서는 모형 7을 기저모형으로 설정하고, 기저모형에 동일한 잠재변수 간의 시간 경과에 따른 회귀계수가 모두 같다는 제약 조건을 추가한 모형 8을 설정하여 안정성(stability) 가정을 검증을 하였다. 즉 1차년도 애착이 2차년도 애착에 갖는 회귀계수가 2차년도의 애착이 3차년도에 갖는 회귀계수와 동일하다는 제약을 추가하였다. 우울과 자살생각 역시 각각 1차년도와 2차년도에 미치는 영향의 크기와 2차년도와 3차년도에 미치는 영향의 크기가 같다는 제약을 가하여 검증한 후에 모형의 합치도 지수 값을 기저모형의 그것과 비교하였다. 두 모형의 χ^2 의 차이는 $\alpha=.05$ 수준에서 통계적으로 유의하지 않았다, $\Delta\chi^2=3.92, \Delta df=3, p=.11$. 또한 두 모형의 CFI는 동일하였고 TLI는 모형 8이 모형 7에 비해

표 4. stability, stationary, equilibrium 검증을 위한 자기회귀 교차지연 모형

모형	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA (90%신뢰구간)
모형 7(우울 매개 기저모형)	2814.40	556	.944	.936	.038[.036 .039]
모형 8(우울 매개-stability)	2818.32	559	.944	.937	.038[.036 .039]
모형 9(우울 매개-stationary)	2819.04	561	.944	.937	.038[.036 .039]
모형 10(우울 매개-equilibrium)	2834.55	567	.944	.937	.037[.036 .039]
모형 11(자아존중감 매개 기저모형)	2959.49	652	.943	.936	.035[.034 .037]
모형 12(자아존중감 매개-stability)	2963.70	655	.943	.936	.035[.034 .036]
모형 13(자아존중감 매개-stationary)	2969.86	657	.943	.936	.035[.034 .036]
모형 14(자아존중감 매개-equilibrium)	3043.20	661	.942	.935	.036[.034 .037]

.001 증가함을 보였다. 따라서 모형 8에서 가장 한 안정성 가정이 지지되었음을 의미한다.

다음은 모형 8에서 서로 다른 잠재변수 간의 회귀계수가 3차년에 걸쳐 모두 동일하다는 가정(정상성 가정)을 추가하여 모형 9를 설정하였다. 보다 구체적으로, 1차년도에 애착이 2차년도에 우울에 미치는 영향의 크기와 2차년도에 애착이 3차년도에 우울에 미치는 영향의 크기가 같다는 제약을 두었다. 동일한 맥락으로 1차년도에 우울이 2차년도에 자살생각에 미치는 영향의 크기와 2차년도에 우울이 3차년도에 자살생각에 미치는 영향의 크기가 동일하다는 제약도 함께 추가하였다. 정상성(stationary)을 가정한 모형 9의 χ^2 과 모형 8의 χ^2 을 비교한 결과 χ^2 의 차이가 유의하지 않았고 CFI와 TLI은 동일하였다, $\Delta\chi^2=0.72$, $\Delta df=2$, $p=.35$. 모형 9의 합치도 지수가 모형 8의 그것에 비해 상대적으로 유의하게 나빠지지 않았기 때문에 정상성 가정이 지지됨을 의미한다.

마지막으로, 모형 9에 잠재 변수의 잔차 간의 공분산이 두 시점에서 동일하다는 가정을 추가하여 모형 10을 설정하였다. 모형9와 모형 10의 비교에서 χ^2 차이가 유의미하여 모형 9가 선호되었다, $\Delta\chi^2=15.51$, $\Delta df=4$, $p<.05$. 이는 평형성 가정이 기각됨을 의미하므로 우울 증 매개모형으로는 최종적으로 모형 9를 채택하였다.

자아존중감의 매개모형의 가설 검증

모형 11, 모형 12, 모형 13, 모형 14를 통하여 부모-자녀의 애착이 자아존중감을 매개로 자살생각에 미치는 영향 검증하였다. 첫째, 어떠한 제약도 가하지 않은 기저모형(모형 11)은 자료를 적절하게 설명하였다($\chi^2(652)=2959.49$,

$p<.001$, CFI=.943, TLI=.936, RMSEA=.035, 90%신뢰구간=[.034, .037]).

둘째, 기저모형(모형 11)에 안정성(stability) 가정을 추가한 모형 12를 설정하고 두 모형의 합치도 지수 값을 비교하였다. 모형 11과 모형 12의 합치도 지수를 비교한 결과 χ^2 차이 검증에서는 두 모형 간의 차이가 유의미하지 않았다, $\Delta\chi^2=4.21$, $\Delta df=3$, $p>.05$. CFI와 TLI는 두 모형에서 모두 동일하였다. 따라서 모형 12가 선호됨으로써, 안정성(stability) 가정이 지지되었다.

셋째, 정상성(stationary) 가정을 추가한 모형 13을 설정하고, 가정을 검증하였다. 모형 12와 모형 13을 비교한 결과 χ^2 의 차이가 유의하였다, $\Delta\chi^2=6.16$, $\Delta df=2$, $p<.05$. 그리고 두 모형에서의 CFI, TLI값은 동일하였다. 따라서 보다 복잡한 모형 12가 선호되었고 이는 정상성(stationary) 가정이 기각됨을 의미하였다. 정상성 가정이 기각되었기 때문에 평형성 검증은 이루어지지 않았다. 따라서 자아존중감을 매개로한 모형은 안정성 가정만이 지지되었고, 모형 12가 최종 모형이 되었다.

우울의 매개효과 검증

우울이 애착과 자살생각 간의 관련성에 가지는 종단적 매개효과와 그에 따른 회귀계수는 다음과 같다(그림 2 참조). 첫째, 애착이 시간이 지남에 따라 가지는 효과에서는 1차년도에 부모와 긍정적 애착 관계를 갖는 아동일수록 2차년도에 애착 수준이 높았고, 2차년도에 부모와의 애착관계가 높은 아동일수록 3차년도에서 더 높은 애착수준을 보였다($b = .610$, $p<.001$). 우울 수준 역시 1차년도에 높은 우울감을 경험한 아동일수록 2차년도에 높은 우울

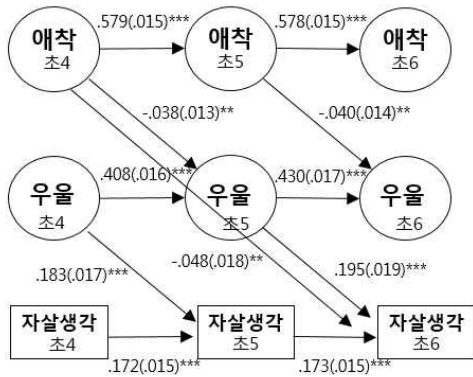


그림 2. 우울을 매개로 한 자기회귀 교차지연 모형(최종 모형: 모형 9). 표기된 회귀계수는 표준화 회귀계수임.

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

수준을 보였고, 다시 2차년도에 높은 우울수준을 보인 아동일수록 3차년도에 높은 우울감 수준을 나타내었다($b = .427, p < .001$). 또한 자살생각은 1차년도에 높을수록 2차년도에도 높은 자살생각이 예측되었고, 2차년도에 자살생각을 많이 할수록 3차년도에도 높은 자살생각 수준을 예측하였다($b = .171, p < .001$).

둘째, 애착이 우울에 미치는 효과에 대해서는 1차년도와 2차년도에서 부모와 긍정적인 애착을 갖는 아동일수록 바로 다음 해인 2차년도와 3차년도에서 우울감을 덜 보였다($b = -.024, p < .01$).

셋째, 우울 수준이 자살생각에 미치는 효과에 대해서는 1차년도에 우울감을 높이 보인 아동일수록 2차년도에 높은 수준의 자살생각을 하였고, 2차년도에 높은 우울감을 경험할수록 3차년도에 높은 자살생각을 예측하였다($b = .517, p < .001$).

넷째, 1차년도의 애착이 3차년도의 자살생각에 미치는 직접적인 효과는 부적으로 유의미하였다($b = -.082, p < .01$). 즉 1차년도에 부모

와 긍정적인 애착관계를 가진 아동일수록 3차년도에 자살생각을 덜 함을 보였다. 또한 1차년도의 애착이 2차년도의 우울을 거쳐 3차년도의 자살생각에 까지 이르는 종단적 매개효과를 검증하였다. 매개효과는 Preacher와 Hayes (2004) 그리고 Shrout와 Bolger(2002)의 제안에 따라 bootstrapping을 사용하였다. 애착이 우울을 매개로 자살생각에 이르는 부분 매개를 1000번 반복 추출하여 bootstrapping 한 결과 간접효과의 95%신뢰구간에서 $-.024 \sim -.005$ 로 0을 포함하고 있지 않기 때문에 부적으로 유의하다 할 수 있다($\beta = -.013, p < .01$). 즉 높은 애착 수준을 가진 아동일수록 낮은 수준의 우울감을 보여서 자살생각을 덜 하였다. 따라서 애착이 자살생각에 미치는 직접 효과와 우울을 매개로 한 간접 효과를 합한 총 효과는 $-.094$ 를 나타내었다($p < .01$).

자아존중감의 매개효과 검증

애착이 자아존중감을 통해 자살생각에 까지 이르는 자기회귀 교차지연모형에 따른 결과는 다음과 같다(그림 3). 첫째, 1차년도에 높은 자아존중감 수준을 가진 아동일수록 2차년도에 높은 자아존중감 수준을 나타내었고, 2차년도에 높은 수준의 자아존중감을 가진 아동일수록 3차년도에 높은 자아존중감 수준을 나타내었다($b = 0.357, p < .001$).

둘째, 1차년도와 2차년도에서 부모와 긍정적인 애착을 갖는 아동일수록 바로 다음 해인 2차년도와 3차년도에서 높은 자아존중감 수준을 보였다($b = .125, p < .001$; $b = .097, p < .001$).

셋째, 1차년도에 자아존중감이 높은 아동일수록 2차년도에 낮은 수준의 자살생각을 보였지만 이 결과는 유의미하지 않았다. 그러나 2

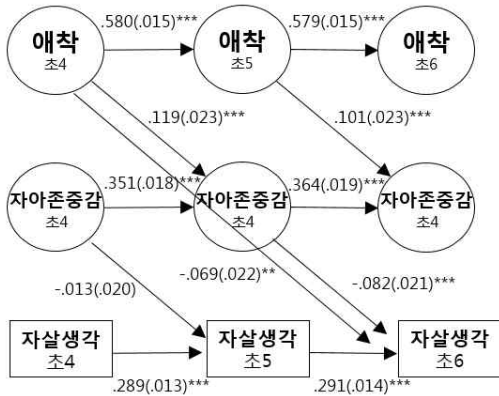


그림 3. 자아존중감을 매개로 한 자기회귀 교차지연 모형(최종 모형: 모형 12). 표기된 회귀계수는 표준화 회귀계수(표준오차)임.

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

3차년도에서 자아존중감 수준이 높은 아동일수록 3차년도에 유의미하게 낮은 자살생각을 하였다($\beta = -.134, p < .001$).

넷째, 1차년도의 애착이 3차년도의 자살생각에 미치는 총 효과는 $-.135$ 로 나타났다 ($p < .001$). 보다 구체적으로 1차년도의 애착이 3차년도의 자살생각을 예측하는 직접 효과는 부적으로 유의미하였다($\beta = -.118, p < .01$). 이는 1차년도에 부모와 긍정적인 애착관계를 가진 아동일수록 3차년도에는 자살생각을 덜 함을 의미한다. 1차년도의 애착수준, 2차년도의 자아존중감, 3차년도의 자살생각을 변수로 자아존중감이 애착수준과 자살생각 간에 가지는 매개효과를 bootstrapping을 통해 검증하였다. 검증 결과 95%신뢰구간에서 간접효과의 크기는 $-.032 \sim -.002$ 였다. 효과의 범위가 0을 포함하지 않으므로 간접효과는 유의미하였다. 다시 말해서 1차년도에 높은 애착수준을 가진 아동일수록 높은 자아존중감 수준을 보였으며, 결과적으로 자살생각을 덜 하였다($\beta = -.017,$

$p < .01$).

논 의

본 연구는 아동의 자아존중감과 우울이 아동이 지각하는 부모와의 애착과 아동의 자살생각 간의 관계에서 미치는 종단적 매개효과를 검증하였다. 본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 애착, 우울, 자아존중감을 측정된 문항들이 각각에 해당하는 잠재변인(애착, 우울, 자아존중감)과의 관계가 세 번의 측정시기(초4, 초5, 초6)에서 모두 동일한지를 검증하기 위하여 각 변인들에 따른 모형을 만들어 측정틀 동일성 검증을 시행하였다. 그 결과 애착을 측정된 문항들의 측정틀 동일성 모형(모형 1), 우울을 측정하는 문항들의 측정틀 동일성 모형(모형3), 자아존중감을 측정하는 문항들의 측정틀 동일성 모형(모형 5)이 모두 좋은 합치도를 보였다. 이는 애착을 측정하는 6개의 문항들이 초4, 초5, 초6에서 모두 통계적으로 동일한 잠재변인(애착)을 측정하였음을 의미하고, 우울을 측정하는 5개의 측정문항들이 초4, 초5, 초6에서 모두 통계적으로 동일한 잠재변인(우울)을 측정하였음을 의미하며, 자아존중감을 측정하는 6개의 측정문항들이 초4, 초5, 초6에서 모두 통계적으로 동일한 잠재변인(자아존중감)을 측정하였음을 나타낸다.

다음으로 애착, 우울, 자아존중감을 측정된 문항들이 각각에 해당하는 잠재변인(애착, 우울, 자아존중감)을 구성하는 요인계수(factorial loading)가 세 번의 측정시기(초4, 초5, 초6)에서 모두 동일한지를 검증하기 위하여 각 변인들에 따른 모형을 만들어 측정단위 동일성 검증

을 시행하였다. 그 결과 애착을 측정하는 문항들의 측정단위 동일성(모형 2), 우울을 측정하는 문항들의 측정단위 동일성(모형 4), 자아존중감을 측정하는 문항들의 측정단위 동일성(모형6)이 모두 좋은 합치도 지수를 보였다. 이는 애착을 측정하는 6개의 문항들이 잠재변인(애착)에 받는 영향의 정도가 초4, 초5, 초6에서 모두 동일함을 의미하고, 우울을 측정하는 5개의 측정문항들이 초4, 초5, 초6에서 모두 잠재변인(우울)에 동일한 정도로 영향을 받았음을 의미하며, 자아존중감을 측정하는 6개의 측정문항들이 잠재변인(자아존중감)에 초4, 초5, 초6에서 모두 동일한 정도의 영향을 받았음을 나타낸다. 세 잠재변인(애착, 우울, 자아존중감) 모두 측정단위 동일성을 검증한 모형의 합치도지수가 측정틀 동일성을 검증한 모형의 합치도지수와 유의미하게 나쁘지 않았기 때문에 측정단위가 동일하다는 제약을 가한 모형이 최종 모형으로 채택되었다.

둘째, 부모애착이 우울을 통해 자살생각으로 미치는 효과에 대한 경로(경로 1)와 부모애착이 자아존중감을 통해 자살생각으로 미치는 효과에 대한 경로(경로 2)의 안정성, 정상성, 평형성을 검증하였다. 그 결과 우울을 매개로 한 모형(경로 1)은 안정성과 정상성이 지지되었기 때문에, 잠재 변수의 잔차 간의 공분산이 두 시점에 동일하다는 제약을 가한 모형 9가 최종 모형으로 채택되었다. 이는 부모-애착이 우울을 통해 자살생각으로 이를 때 전년도의 애착이 다음 해(초4에서 초5, 초5에서 초6)의 애착에 미치는 영향력과 전년도의 우울이 다음 해(초4에서 초5, 초5에서 초6)의 우울에 미치는 영향력이 일관됨을 나타낸다. 즉 학령기 아동들의 애착과 우울은 일관적인 형태를

보인다는 것을 알 수 있다. 또한 전 년도의 애착이 다음 해의 우울에(초4의 애착이 초5의 우울에, 초5의 애착이 초6의 우울에) 미치는 영향력이 일관되고, 전 년도의 우울이 다음 해의 자살생각에(초 4의 우울이 초 5의 자살생각에, 초5의 우울이 초6의 자살생각에) 미치는 영향력이 일관됨을 의미한다.

셋째, 자아존중감을 매개로 한 모형(경로 2)은 안정성만이 지지되었기 때문에 동일한 잠재변수간의 회귀계수가 시점의 변화에도 일관된다는 제약을 가한 모형 12가 채택되었다. 이는 애착이 자아존중감을 매개로 자살생각에 이를 때 전년도의 애착이 다음 해(초4에서 초5, 초5에서 초6)의 애착에 미치는 영향력과 전년도의 자아존중감이 다음 해(초4에서 초5, 초5에서 초6)의 자아존중감에 미치는 영향력이 일관됨을 나타낸다. 즉, 학령기 아동의 자아존중감이 일관된 패턴을 가짐을 알 수 있다. 우울을 매개로 한 모형과 자아존중감을 매개로 한 모형을 살펴 본 결과를 요약하자면 우울을 매개로 한 경로가 자아존중감을 매개로 한 경로보다 비교적 일관적인 패턴을 보였다.

넷째, 아동의 부모애착관계는 자살생각에 중단적으로 영향을 미쳤다. 이는 아동이 부모와의 관계에서 맺는 애착이 자살생각과 관련이 깊다는 이전 연구의 결과들과 맥을 함께하는 결과이다(박선, 문수백, 2012; 최소정, 2008; 최소정, 배대석, 장문석, 2010; 최인재, 2010).

다섯째, 아동의 우울은 애착이 자살생각에 미치는 효과를 중단적으로 매개하였다. 이는 아동이 부모와 갖는 부정적 애착이 자신에 대한 부정적 내적 표상을 형성하여 우울을 경험하게 된다는 Roberts, Gotlib과 Kassel(1996)의 연구와 우울이 자살생각에 가장 유력한 예측변인 중 하나라고 밝힌 선행 연구(Cole, 1989)를

뒷받침 할 수 있는 결과이다.

여섯째, 아동의 자아존중감은 애착이 자살생각에 미치는 관계를 유의미하게 종단적으로 매개하였다. 본 연구의 결과에 따르면 부모애착이 1단위 증가할 때 자아존중감이 .119만큼 증가하였고, 다시 자아존중감이 1단위 증가할 때 자살생각이 .082만큼 감소하였다. 하지만 자살생각에 미치는 직접효과와 자아존중감을 거친 간접효과를 비교한 결과, 간접효과가 유의도 수준 .01 하에서 유의미하게 .017만큼 부적으로 영향을 미친 반면 직접효과가 -.118로 보다 더 큰 영향을 미쳤다. 즉, 자아존중감이 애착과 자살생각간의 관계를 매개하는 효과가 존재함을 보여준다. 자아존중감의 유의한 매개효과는 부모와 자녀의 애착이 가지는 자살생각에 미치는 부적인 효과를 유지시킴으로써 보호요인으로 작용할 수 있음을 시사한다. 따라서 부모와 밀착적인 유대관계(즉, 애착)의 정도와 자살사고 사이에서 자아존중감이 보호요인으로 작용한다는 결과를 뒷받침한다(최인재, 2010).

본 연구는 아동의 자살생각과 자살생각에 미치는 변인들 간의 단순한 상관을 보았던 이전 연구들과는 달리 종단적 자료를 기반으로 자살생각에 영향을 미치는 주요 변인들 간의 매커니즘을 살펴보았기 때문에 아동의 자살을 막기 위한 보다 효과적이고 실증적인 자료를 제공하는데 큰 의의가 있다. 즉 횡단 자료를 바탕으로 주요 변인의 관계를 살펴 볼 시 변수들의 통제가 불가능 했지만, 종단 자료를 기반으로 분석하였기 때문에 변수의 이전 상태를 통제 할 수 있으므로 변인들의 인과적 추론이 보다 명확할 수 있었다. 다시 말해서 관심 변수에 대해 반복 측정된 자료를 분석하여 동일한 변수가 시간의 경과에 따라 변화하

는 과정을 살펴볼 뿐 아니라 상이한 변수들이 서로 간에 미치는 효과를 동시에 살펴 볼 수 있었다.

또한 자살생각에 영향을 미치는 위험요인과 보호요인을 함께 분석함으로써 두 요인의 효과크기를 비교할 수 있었다. 연구 결과에 따르면 보호요인인 자아존중감이 애착과 자살생각 간의 관계를 매개하는 효과크기가 -.009이고 우울을 매개로한 효과크기 역시 -.009였다. 우울의 매개효과크기와 자아존중감의 매개효과크기가 비표준화회계수로 동일한 값을 보였다. 따라서 우울과 자아존중감이 비슷한 크기로 애착과 자살생각 간의 관계를 매개한다는 것을 암시 하며 본 연구 결과를 바탕으로 자살을 예방하는 노력에는 자아존중감을 향상시키는 교육적 개입과 우울감을 낮추는 프로그램이 모두 개발되어야함을 알 수 있다.

이 밖에도 자살생각에 관련된 자료 분석 결과 전반적인 아동의 자살생각이 시간이 경과함에 따라 증가함을 알 수 있었다. 이는 학년이 올라갈수록 아동들이 더 많은 자살생각을 함을 의미하므로 고학년 학생들일수록 더 많은 자살예방프로그램 개입이 필요함을 제시한다. 덧붙여 자기회귀 지연교차 모형 결과에 따르면 우울이 다음 해의 자살생각에 갖는 효과와 자아존중감이 다음 해의 자살생각에 갖는 효과가 시간이 지남에 따라 더 커졌다. 따라서 높은 연령대의 학생들에게는 우울감을 낮추고 자아존중감을 높일 수 있는 보다 시급한 개입이 필요할 것이다. 또한 자살생각의 주요 예측 요인이자 매개 변인인 자아존중감은 나이가 어린 아동 일수록 애착에 더 많은 영향을 받음을 보이므로 어린 연령대의 학생들에게는 부모와의 긍정적인 애착

을 형성할 수 있도록 부모교육이 필요함을 시사한다.

이렇듯 본 연구를 통해 아동의 자살에 미치는 실증적 자료가 제공되었지만, 후속 연구를 위해 몇 가지 제안을 하고자 한다. 본 연구에서는 다량의 자료를 기반으로 한 신뢰로운 분석을 위해 한국청소년정책연구원의 청소년패널자료를 이용하였다. 하지만 이미 수집된 자료를 활용하였기에 측정된 문항들 외에 관련 변인이나 구체적 하위변인들 간의 관계를 분석하는 데에 한계가 있었다. 따라서 추후 연구에서는 아동의 자살과 관련된 자료를 직접 수집하여 자살과 관련된 다양한 연구가 진행될 수 있을 것이라 예상된다. 이에 덧붙여서, 본 연구에서 사용한 한국청소년패널자료에서는 자살생각을 측정하기 위해 단일 문항을 사용하였다. 하지만 구성개념의 측정에 단일 문항을 사용함으로써 측정오차 및 고유요인의 통제가 이루어지지 못하는 문제가 발생할 수 있다. 이에 따라서, 추후 연구에서는 자살생각 측정의 신뢰도와 타당도를 높이기 위해서 자살생각을 측정에 사용되는 문항의 수를 늘릴 필요가 있다.

둘째, 청소년패널자료는 자기보고식의 우울 척도를 사용한 한계점이 있다. 즉, 우울이 높은 사람들의 경우 자기를 평가할 때 부정확하거나 자기인지에 왜곡이 있는 경향을 보이므로(황순택, 최정훈, 1988) 추후 연구에서는 부모, 교사, 친구 등 아동의 주위 사람들의 평가를 포함시킨다면 보다 균형적인 평가가 될 것이다. 또한 본 연구에서는 관심 연구 대상이 아동이므로 초등학교 4학년부터 6학년까지 3차년에 걸쳐 시행된 자료만을 바탕으로 진행되었다. 하지만, 초등학교 저학년 학생부터 고등학생까지를 대상으로 장기간의 추적연구를

후속으로 진행된다면 자살 관련 변인들 간의 관계분석결과가 보다 높은 신뢰성을 가질 것이라고 예상된다. 마지막으로 본 연구는 위험요인과 보호요인의 효과크기를 비교하기 위해 두 요인의 매개경로를 따로 비교하여 분석하였지만, 위험요인인 우울감과 보호요인의 자아존중감이 서로 영향을 미칠 가능성이 있으므로(좌현숙, 변기현, 2010) 두 요인을 함께 넣고 분석한 하나의 경로모형을 설정하여 분석해 보는 것도 폭 넓은 분석이 될 것이라 예상된다.

따라서 본 연구는 아동의 자살생각의 경로를 종단자료 분석을 통하여 아동의 발달 과정상 연령대에 따른 자살생각의 시급성 차이를 보여주었고 시간적으로 변화하는 변수들을 통제 후 우울과 자아존중감이 애착과 자살생각의 관계를 매개하는 명확한 경로를 보임으로써 아동 발달에서 우울과 자아존중감이 미치는 실제적인 효과에 대한 정보제공을 함에 의의가 있다.

참고문헌

- 권태연 (2012). 청소년의 자살생각 수준 변화에 따른 잠재계층 분류 및 생태학적 요인들과의 관련성 검증. *정신보건과 사회사업*, 40(1), 89-118.
- 김가은, 남미희, 박지정, 이상미 (2012). [NECA 원탁회의] 청소년 사망원인 1위 자살, 국제 전문가가 바라보는 해결책은? *한국보건 의료연구원*. 1-68.
- 김기환, 전명희 (2000). 청소년 자살의 특성과 유형에 관한 연구. *한국아동복지학*, 9, 127-152.

- 김도연 (2012). 청소년 자살 및 예방 프로그램. 명상심리상담, 8, 109-131.
- 김수진, 김보영, 권영란, 김상숙, 김하강, 박민정 (2011). 우울중재 프로그램이 고위험 청소년의 자의식, 우울 및 자살생각에 미치는 효과. 인문과학연구, 30, 363-379.
- 김영희, 안상미 (2008). 연구논문: 가족의 응집성과 적응성, 부모-자녀간 의사소통, 가족 갈등과 청소년의 우울 및 비행. 청소년학연구, 15(2), 1-30.
- 김준호, 이동원 (1996). 청소년의 긴장과 비행. 서울: 형사정책연구원.
- 김춘경, 이수연, 최용용 (2005). 우울 및 자살 개입 프로그램이 아동의 우울 및 자살에 미치는 효과. 정서·행동장애연구, 21(1), 169-191.
- 김현순, 김병석 (2008). 자살생각과 그 관련변인들 간의 구조적 관계 모형 검증. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 20(2), 201-219.
- 김현주 (2008). 청소년 자살위험성에 영향을 미치는 요인. 한국아동복지학, 27, 69-93.
- 남윤주, 이 숙 (2008). 기초연구: 아동이 지각한 애착과 자아개념, 일상적 스트레스가 우울에 미치는 영향. 놀이치료연구, 12(2), 1-16.
- 남은영 (2009). 초등학교 3학년이 지각한 부모 양육태도와 우울과의 관계. 한국심리치료학회지, 1(1), 75-89.
- 문경숙 (2006). 학업스트레스가 청소년의 자살 충동에 미치는 영향: 부모와 친구에 대한 애착의 매개효과. 아동학회지, 27(5), 143-157.
- 문동규, 김영희 (2012). 청소년 자살생각과 관련된 억제변인의 메타회귀분석. 청소년학연구, 19(1), 59-83.
- 박 선, 문수백 (2012). 학령기 아동의 자살생각과 관련변인들 간의 관계 구조분석. 한국가정관리학회지, 30(2).
- 민하영 (2012). 학령기 아동의 모애착과 우울 관계에서 또래애착이 미치는 매개효과. 한국생활과학회지(충북가정학회지), 21(5), 915-927.
- 박병금 (2009). 청소년 우울의 발달경로와 자살생각. 정신보건과 사회사업, 31, 207-235.
- 박영애, 정옥분 (1996). 부모의 양육행동과 아동의 자존감과 의 관계 연구. 대한가정학회지, 34(1), 321-340.
- 박현숙 (2008). 청소년을 위한 통합적 자살폭력예방 프로그램의 개발. 대한간호학회지, 38(4), 513-521.
- 박현정, 이진실 (2013). 잠재성장모형과 자기회귀교차지연모형을 활용한 종단매개효과 검증: 부모자녀관계가 자아존중감을 매개로 우울에 미치는 영향. 교육평가연구, 26(1), 83-106.
- 신나나, 도현심, 최미경, 김민정 (2013). 어머니의 양육행동이 유아의 불안 및 우울에 미치는 영향: 유아의 자아탄력성의 매개적 역할. 아동과 권리, 17(1), 109-135.
- 신미지, 김태경 (2013). 부모의 거절과 통제행동 및 양육스트레스가 아동의 우울에 미치는 영향. 복지상담교육연구, 2(1), 89-109.
- 신민섭, 박광배, 오경자, 김중술 (1990). 고등학생의 자살 성향에 관한 연구: 우울-절망-자살간의 구조적 관계에 대한 분석. 한국심리학회지: 임상, 9(1), 1-19.
- 신은정, 김희숙 (2013). 또래지킴이훈련 프로그램이 고등학생의 자존감, 친구관계 및 자살위험성에 미치는 효과. 정신간호학회지,

- 22(3).
- 심미영, 김교헌 (2005). 한국 청소년의 자살생각에 대한 위험요인과 보호요인: 성과 발달시기의 조절효과. 한국심리학회지: 건강, 10(3), 313-325.
- 양유진, 정경미 (2008). 어머니의 양육태도가 청소년 우울에 미치는 영향: 회피적 정서조절과 정서인식의 명확성을 매개요인으로. 한국심리학회지: 임상, 27(3), 669-688.
- 원현진 (2010). 청소년 자살예방프로그램의 효과성 연구. 정신보건과 사회사업, 36, 265-293.
- 우채영, 김판희 (2011). 청소년의 자살생각을 예측하는 변인들 간의 다차원적 구조 분석. 청소년학연구, 18(4), 219-240.
- 원진희, 장문선 (2014). 애착과 우울간의 관계에서 사회지향성 및 자율지향성의 매개효과, 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 26(2), 341-361.
- 윤성림, 윤진 (1993). 청소년기 자살생각과 그 관련변인-고교생을 대상으로한 심리적 특성의 탐색. 한국심리학회지: 발달, 6(1), 107-120.
- 윤정숙, 유성경, 홍세희 (2012). 상담 초기 작업동맹과 상담성과 사이의 자기회귀 교차지연 효과 검증. 상담학연구, 13(4), 1903-1919.
- 이근영, 최수찬, 공정석 (2011). 부모-자녀간 역기능적 의사소통과 학업스트레스가 청소년의 자살생각에 미치는 영향-우울감의 매개효과와 성별 차이를 중심으로. 청소년학연구, 18(5), 83-107.
- 이선희 (2013). 한국사회에서 청소년 자살. 한국보건의료연구원, 56(2), 91-92.
- 이정숙, 권영란, 김수진, 최봉실 (2007). 자살예방 프로그램이 중학생의 우울, 자살생각 및 문제해결능력에 미치는 효과. 정신간호학회지, 16(4), 337-347.
- 이정윤 (2004). 자살생각아동의 심리사회적 특성-문제행동, 자기존중감, 사회성기술, 학교적응을 중심으로. 상담학연구, 5(1), 163-175.
- 이정윤, 허재홍 (2003). 아동의 자살생각에 영향을 미치는 가족 위험 요인. 청소년상담연구, 11(2), 85-95.
- 이현만, 한성희 (1996). 부모의 양육태도가 중학생의 우울성향에 미치는 영향. 소아청소년정신의학, 7(2), 167-178.
- 장은진 (2011). 한국에서의 청소년 자살연구개관과 향후방향성. 미래청소년학회지, 8(4), 171-195.
- 장휘숙 (1998). 애착과 정신증의 관계에서 자기관련적 변인의 중재역할. 한국심리학회지: 발달, 11(1), 110-121.
- 장휘숙 (2000). 애착과 대학생의 정체감 발달(II): 대처방식의 중재역할을 중심으로. 한국심리학회지: 발달, 13(3), 141-157.
- 전영주 (2001). 우울증을 매개로 한 청소년의 자살구상에 관한 가족 및 학교환경의 경로분석 모델. 대한가정학회지, 39(1), 151-167.
- 정병삼 (2010). 부모-자녀애착과 부모지도감독이 청소년의 자아존중감의 변화에 미치는 중단적 영향. 한국청소년연구, 21(4), 5-30.
- 정영주, 정영숙 (2007). 청소년의 자살생각과 관련된 우울, 인지적 왜해 및 친구지지간의 관계 분석. 한국심리학회지: 발달, 20(1), 67-88.
- 좌현숙, 변휘연 (2010). 아동기에서 청소년기로의 전환과정에서 내재화 문제의 변화양상

- 과 예측요인. *학교사회복지*, 19, 1130-140.
- 최소정 (2008). 부모와의 애착과 자살생각 간의 관계: 역기능적 신념과 우울의 매개효과. 석사학위논문, 경북대학교, 대구.
- 최소정, 배대석, 장문선 (2010). 상담일반: 자살생각과 관련된 부모와의 애착, 역기능적 신념 및 우울간의 관계분석. *상담학연구*, 11(2), 571-582.
- 최수미, 김수현, 조영일 (2012). 초기 청소년의 부모애착과 심리내적 증상 관계에서 정서조절의 매개효과에 관한 5년 종단연구. *상담학연구*, 13(3), 1277-1293.
- 최수미, 조영일 (2013). 부정문항이 포함된 척도의 요인구조 및 방법효과 검증과 남녀간의 차이 비교: Rosenberg 자기존중감 척도를 중심으로. *한국심리학회지: 일반*, 32(3), 571-589.
- 최인재 (2007). 부모-자녀 간 의사소통이 청소년기 자녀의 자아분화 및 우울과 불안에 미치는 영향. *한국심리학회지: 임상*, 26(3), 611-628.
- 최인재 (2010). 연구논문: 청소년기 자녀의 자살생각에 대한 부모자녀관계의 영향: 자아존중감 및 우울의 매개효과를 중심으로. *청소년학연구*, 17(9), 105-130.
- 최정아, 이혜은 (2008). 청소년의 우울과 지각된 부모지지, 행동적 통제 및 통제 간의 관계에 관한 연구: 자아통제력 및 자아유능감의 매개효과를 중심으로. *한국청소년연구*, 19(1), 295-326.
- 최혜선, 이미경 (2012). 학령기 아동의 스트레스와 대처 및 자살생각: 대구·경북 지역을 중심으로. *한국학교보건학회지*, 25(1), 85-94.
- 최희철, 황매향, 김연진 (2009). 청소년의 부모에 대한 관계성과 삶의 만족 사이의 자기회귀 교차지연 효과 검증. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 21(2), 537-558.
- 통계청 (2011). 사망원인통계. <http://kostat.go.kr>.
- 통계청 (2012). 한국복지패널조사. <http://kostat.go.kr>.
- 통계청 (2014). 아동청소년인권실태조사: 최근 1년간 자살생각 여부. <http://kostat.go.kr>.
- 하영희 (2004). 부모-자녀관계와 청소년의 우울 및 문제행동과의 관계. *청소년상담연구*, 12(2), 42-52.
- 한국보건의료연구원 (2012). 청소년자살사망률 보도자료. <http://www.neca.re.kr>.
- 한국청소년정책연구원 (2011). 아동·청소년 인권실태 연구 I: 2011 아동청소년인권실태조사 통계. <http://www.nypi.re.kr>.
- 한기백 (2014). 아동기 모와의 정서적 유대와 성인 애착의 관계: 자기 존중감과 타인 신뢰의 매개 효과. *한국심리학회지: 발달*, 27(1), 159-178.
- 한상희, 박 경 (2005). 청소년의 애착유형과 대인불안 및 우울과의 관계: 고등학생을 중심으로. *심리치료*, 5(1), 43-61.
- 홍세희 (2000). 특별기고: 구조 방정식 모형의 합치도 지수 선정기준과 그 근거. *한국심리학회지: 임상*, 19(1), 161-177.
- 홍세희, 유숙경 (2004). Autoregressive Crosslagged Model 을 적용한 내외통제성과 학업성취의 종단관계 연구. *교육심리연구*, 18(1), 381-392.
- 홍세희, 노언경, 정송 (2011). 부정문항이 포함된 검사의 요인구조: 자아존중감 검사의 예. *교육평가연구*, 24(3), 713-732.
- 황순택, 최정훈 (1988). 우울한 사람들의 자기 지각 왜곡. *한국심리학회지: 임상*, 7(1),

- 75-86.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin, 103*, 411-423.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of personality and social psychology, 51*(6), 1173.
- Beck, A. T., Kovacs, M., & Weissman, A. (1979). Assessment of suicidal ideation: The scale for suicide ideation. *Journal of Clinical Child Psychology, 37*, 343-352.
- Bentall, R. P., Kinderman, P., & Kaney, S. (1994). The self, attributional processes and abnormal beliefs: Towards a model of persecutory delusions. *Behaviour research and therapy, 32*(3), 331-341.
- Bowlby, J. (1969). *Attachment and loss: Vol. 1: Attachment*. New York: Basic Books.
- Bowlby, J. (1973). *The nature of the child's tie to his mother* (Vol. 39, p.175). New York: Mss Information Corporation.
- Bowlby, J. (1979). *The making and breaking of affectional bonds*, London: Tavistock.
- Bowlby, J. (1980). *Attachment and loss: Vol. 3 Loss: Sadness and depression*, New York: Basic Books.
- Bretherton, I. (1985). Attachment theory: Retrospect and prospect. *Monographs of the society for research in child development, 50*, 3-35.
- Brunstein Klomek, A., Marrocco, F., Kleinman, M., Schonfeld, I. S., & Gould, M. S. (2007). Bullying, depression, and suicidality in adolescents. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry, 46*(1), 40-49.
- Byrne, B. M. (2001). Structural equation modeling with AMOS, EQS, and LISREL: Comparative approaches to testing for the factorial validity of a measuring instrument. *International Journal of Testing, 1*(1), 55-86.
- Cassidy, J. (1988). Child-mother attachment and the self in six-year-olds. *Child development, 121-134*.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling, 14*(3), 464-504.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling, 9*(2), 233-255.
- Cole, D. A. (1989). Psychopathology of adolescent suicide: Hopelessness, coping beliefs, and depression. *Journal of Abnormal Psychology, 98*(3), 248-255.
- Cole, D. A., & Maxwell, S. E. (2003). Testing mediational models with longitudinal data: questions and tips in the use of structural equation modeling. *Journal of Abnormal Psychology, 112*(4), 558.
- Downs, L. E. (2010). *Modeling Longitudinal Relations Between Stress and Depressive Symptoms: Coping as a Mediator*. Doctoral dissertation, Vanderbilt University.
- Dukes, R. L., & Lorch, B. D. (1989). The effects of school, family, self-concept, and deviant behaviour on adolescent suicide ideation. *Journal of Adolescence, 12*(3), 239-251.
- Eisenberg, N., Zhou, Q., Spinrad, T. L., Valiente, C., Fabes, R. A., & Liew, J. (2005). Relations

- Among Positive Parenting, Children's Effortful Control, and Externalizing Problems: A Three Wave Longitudinal Study. *Child development*, 76(5), 1055-1071.
- Enders, C. K., & Bandalos, D. L. (2001). The relative performance of full information maximum likelihood estimation for missing data in structural equation models. *Structural Equation Modeling*, 8(3), 430-457.
- Mash, E. J., & Barkley, R. A., (2002). 아동정신병리 (이현진, 박영신, 김혜리, 정명숙, 정현희 역). 서울: 시그마프레스. (원저 1998년 출판)
- Fergusson, D. M., Woodward, L. J., & Horwood, L. J. (2000). Risk factors and life processes associated with the onset of suicidal behaviour during adolescence and early adulthood. *Psychological medicine*, 30(01), 23-39.
- Gould, M. S., Greenberg, T. E. d., Velting, D. M., & Shaffer, D. (2003). Youth suicide risk and preventive interventions: a review of the past 10 years. *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 42(2), 386-405.
- Hirschi, T. (1969). Causes of delinquency. *Berkeley: University of California Press*.
- Holland, P. W. (1986). Statistics and causal inference. *Journal of the American statistical Association*, 81(396), 945-960.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
- Little, T. D. (1997). Mean and covariance structures (MACS) analyses of cross-cultural data: Practical and theoretical issues. *Multivariate Behavioral Research*, 32(1), 53-76.
- Little, T. D., Preacher, K. J., Selig, J. P., & Card, N. A. (2007). New developments in latent variable panel analyses of longitudinal data. *International Journal of Behavioral Development*, 31(4), 357-365.
- Marcenko, M. O., Fishman, G., & Friedman, J. (1999). Reexamining adolescent suicidal ideation: A developmental perspective applied to a diverse population. *Journal of Youth and Adolescence*, 28(1), 121-138.
- Maxwell, S. E., & Cole, D. A. (2007). Bias in cross-sectional analyses of longitudinal mediation. *Psychological methods*, 12(1), 23.
- Maxwell, S. E., Cole, D. A., & Mitchell, M. A. (2011). Bias in cross-sectional analyses of longitudinal mediation: Partial and complete mediation under an autoregressive model. *Multivariate Behavioral Research*, 46(5), 816-841.
- Muthén, B. O., & Muthén, L. K. (1998-2011). *Mplus user's guide. Sixth edition*. Six edition. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- Perkins, D. F., & Jones, K. R. (2004). Risk behaviors and resiliency within physically abused adolescents. *Child abuse & neglect*, 28(5), 547-563.
- Pfeffer, C. R., Klerman, G. L., Hurt, S. W., Kakuma, T., Peskin, J. R., & Siefker, C. A. (1993). Suicidal children grow up: rate and psychosocial risk factors for suicide attempts during follow-up. *Journal of the American*

- Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 32(1), 106-113.
- Pietromonaco, P. R., & Barrett, L. F. (2000). The internal working models concept: What do we really know about the self in relation to others?. *Review of general psychology*, 4(2), 155.
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2004). SPSS and SAS procedures for estimating indirect effects in simple mediation models. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 36(4), 717-731.
- Roberts, J. E., Gotlib, I. H., & Kassel, J. D. (1996). Adult attachment security and symptoms of depression: The mediating roles of dysfunctional attitudes and low self-esteem. *Journal of personality and social psychology*, 70(2), 310-320.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent child*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Rosenberg, M. (1989). *society and the adolescent self-image: Revised edition*. Middletown, CT: Wesleyan University Press.
- Shrout, P. E., & Bolger, N. (2002). Mediation in experimental and nonexperimental studies: new procedures and recommendations. *Psychological methods*, 7(4), 422.
- Tőero, K., Nagy, Á., Sawaguchi, T., Sawaguchi, A., & Sótónyi, P. (2001). Characteristics of suicide among children and adolescents in Budapes. *Pediatrics International*, 43(4), 368-731.
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational research methods*, 3(1), 4-70.
- Widaman, K. F., & Reise, S. P. (1997). Exploring the measurement invariance of psychological instruments: Applications in the substance use domain. *The science of prevention: Methodological advances from alcohol and substance abuse research*, 281-324.
- Zigler, E., & Glick, M. (1988). Is paranoid schizophrenia really camouflaged depression? *American Psychologist*, 43(4), 284..

1차원고접수 : 2014. 07. 15.

수정원고접수 : 2014. 08. 30.

최종 게재결정 : 2014. 09. 05.

Longitudinal mediated effects of self-esteem and depression on the relation between parent-child attachment and suicidal ideation

Taehee Youn

Young il Cho

Department of Psychology, Sungshin University

The current study examined whether the longitudinal relation between parent-child and suicidal ideation was mediated through self-esteem and depression during childhood. To test the hypothesis, cross-lagged auto-regressive models were applied to the data which were the part of the national representative survey (i.e., Korean Child-Youth Panel Survey(KCYPS) conducted by the National Youth Policy Institute). Specifically, the data in use were consisted of 2,844 early adolescents' responses to the scales measuring four variables of interest for three times at every year. The result showed that the levels of parent-child attachment negatively associated with the levels of suicidal ideation. Moreover, self-esteem and depression showed significant mediating effects on the relation between parent-child attachment and suicidal ideation. Implications for counseling practice (e.g., consideration in designing the preventive program regarding suicidal ideation) and suggestions for future research are discussed.

Key words : attachment, self-esteem, depression, suicidal ideation, longitudinal mediation