



부모학대와 방임이 자녀의 자아존중감에 미치는 종단적 영향: 또래애착의 매개효과

Longitudinal effects of child abuse and neglect on children's self-esteem: Mediating role of peer attachment

임양미*

전주대학교 가정교육과

Lim, Yangmi*

Department of Home Economics Education, Jeonju University

Abstract

The purpose of this study was to analyze longitudinal effects of child abuse and neglect on children's self-esteem and the mediating role of peer attachment in the process. By using data measured across three time points

(5th grade data, 7th grade data, and 9th grade data) in the 4th grade elementary school student panel (n=2,044) participating in the Korean Children & Youth Panel Survey (KCYPS), the study performed autoregressive cross-lagged modeling analysis. The main results of this study were as follow. First, child abuse, neglect, peer attachment, and self-esteem each statistically significant and positive effect on the same variable in later periods and thus all variables showed moderate continuity over time. Second, the higher the levels of child abuse and neglect in the prior periods, the lower peer attachment in the later periods, and the higher peer attachment in prior periods, the higher self-esteem in the later periods; so, the cross-lagged effects between variables were suggested. while children's peer attachment fully mediated the effect of child abuse on self-esteem, children's peer attachment partially mediated the effect of child neglect on self-esteem. Finally, we suggested the negative effects of child maltreatment on children's self-esteem, would be alleviated by peer support.

Keywords: child abuse, child neglect, peer attachment, self-esteem, longitudinal effect

I. 서론

자아존중감은 개인의 행동방향을 설정하는데 영향을 미치며 사회적 적응을 예측하는 주요한 심리적 구인이다. 자아존중감은 전반적인 자신에 대한 평가를 의미하며, 구체적으로, 자신의 능력과 가치에 대한 인식 및 판단과 태

도 등을 포함하는 개념이다(Tafarodi & Milne, 2002). 개인의 자아존중감은 환경의 요구와 반응에 의해 변화된다. 예를 들어, 사춘기에 접어들면서 신체적·심리적 변화가 일어나며, 중학교에 입학하면서 다양한 발달과업 및 학업에 대한 요구가 심화되는 청소년기에 자아존중감 수준은 변화될 수 있다(Trzesniewski, Donnellan, & Robins,

2018년 하계학술대회 포스터 발표 논문임.

* Corresponding author: Lim, Yangmi

Tel: +82-63-220-2338

Email: ym68@jj.ac.kr

© 2018, Korean Association of Human Ecology. All rights reserved.

2003).

부모는 일생을 통해 자녀의 자아존중감에 영향을 미치게 된다. 구체적으로, 부모가 자녀의 자율성을 존중하고 애정을 표현하며 적절한 수준의 감독과 훈육에 대한 합리적 설명을 제공할 경우 자녀의 자아존중감 수준은 높았다(Lim, 2013). 반면 자녀에게 자율성을 존중하지 않으며, 비밀관적으로 대하고 통제적이며 처벌을 행할 경우 자녀의 자아존중감이 손상되는 것으로 나타났다(Ahn & Lee, 2016; Milevsky, Schlechter, Netter, & Keehn, 2007). 자아존중감에 미치는 부모의 영향력은 학대와 방임과 같은 부정적 양육방식을 경험한 경우 현저하게 드러난다(Chung, 2007). 즉, 부모로부터 학대를 경험한 아동 및 청소년은 자아존중감이 손상됨으로써(Greger, Myhre, Klöckner, & Jozefiak, 2017), 결국 공격성, 비행 등의 외현화 문제 뿐 아니라 우울, 사회적 위축 등의 내현화 문제를 보이게 된다(Miller, Esposito-Smythers, Weismore, & Renshaw, 2013; Kim & Kim, 2018). 더욱이 몇몇 연구결과, 부모의 학대유형에 따라 자아존중감에 미치는 상대적 영향력이 달라졌는데, Lim과 Lee(2017)의 연구결과 부모방임이 학대에 비해 청소년의 자아존중감에 미치는 영향이 컸던 반면 Cheon(2009) 연구에 의하면, 부모로부터의 신체적 학대는 자아존중감에 영향을 미치지 않으나, 정서적 학대와 방임은 자아존중감에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

한편 청소년기에 접어들면서 또래가 자아존중감에 미치는 영향력은 증가한다(Gorrese & Ruggieri, 2013). 청소년은 학교에서 보다 많은 시간을 보내게 되고, 부모로부터의 독립에 대한 욕구가 커지면서 또래와 심리적으로 밀착된다(Coleman, 1978). 또래는 친밀감과 격려, 안정감을 통한 정서적 지원과 유대감을 제공하며, 주변 환경에 적응하는데 필요한 도구적 지원과 더불어 바람직한 모델이 되어줌으로써 자아존중감에 긍정적인 영향을 미치게 된다(Gorrese & Ruggieri, 2013; Yang & Moon, 2012).

이와 같이 부모와 또래는 청소년기 자녀의 자아존중감에 복합적으로 영향을 미치게 되는데, 이 과정에서 대두 두 가지 모델이 존재한다. 우선 보완·경쟁(compensatory·competition) 모델을 들 수 있다. 이 모델에 의하면, 부모와 또래관계는 경쟁적이면서 보완적으로, 청소년은 부모로부터 충족되지 않은 욕구를 또래관계를 통해 충족하며, 부모보다 또래애착 정도가 높아질 수 있다(Wilkinson, 2004). 이러한 관점에 근거한 연구의 예로, 청소년기의 또래애착이 부모애착에 비해 심리적 적응에 대한 설명력이

높은 것으로 보고한 Laible, Carlo와 Raffaelli(2000)의 연구를 들 수 있다. 또한 부모로부터 학대와 방임을 경험한 청소년의 경우 또래관계에서 획득한 정서적 지지와 격려가 보호적 기능을 수행하여 자아존중감에 미치는 부모의 부정적 영향을 완화시킬 수 있다는 점이 보고되었다(Kim, 2015; Yang, 2013).

반면 연속인지(continuity·cognitive) 모델은 부모와의 관계가 또래관계의 질에 영향을 줌으로써 궁극적으로 자녀의 발달에 영향을 미친다고 주장한다(Gorrese & Ruggieri, 2012; Wilkinson, 2004). 이러한 관점을 지지하는 대표적인 이론은 애착이론으로, 이 이론에 의하면 부모와의 관계를 통해 형성한 타인에 대한 내적실행모델(internal working model)이 또래관계로 그대로 전이된다. 즉, 부모와 안정적 애착관계를 형성한 청소년은 부모로부터 독립하고자 하는 자율성에 대한 욕구와 더불어 정서적 유대를 유지하는 욕구를 함께 유지하면서 부모로부터 형성한 안정애착 요소들을 또래에게 전이하게 된다(Gorrese & Ruggieri, 2013). 더욱이, 부모와 안정적인 애착을 형성한 자녀는 자신의 요구를 충족시키고 정서적 만족을 주는 상호작용에 익숙함으로써 이후 도움이 필요할 때, 타인에게 지원을 추구할 가능성이 높아진다(Chen, Zhang, Pan, Hu, Liu, & Luo, 2017). 그러므로 부모와 안정적 애착을 형성한 청소년은 또래와 긍정적인 관계를 맺으며 결국 자아존중감 수준도 높아지게 된다(Sadovnikova, 2016). 이러한 경로는 학대와 방임 등의 부정적 양육방식을 경험한 청소년을 대상으로 수행된 여러 연구(Lim & Lee, 2017) 들에서도 지지되었는데, 부모로부터 학대와 방임을 경험한 청소년은 타인에 대한 불신하고 부정적이며 적대적인 기대를 지님으로써 또래관계에 부정적인 영향을 미치며, 이는 궁극적으로 자아존중감을 낮추는 것으로 제시되었다.

한편 이상에서 언급한 청소년기의 자아존중감에 대한 부모 및 또래관계의 영향력을 검증한 연구들은 대부분 횡단적 연구설계(cross-sectional design)에 기반하고 있다는 점에 주목할 필요가 있다. 즉, 보완·경쟁 모델을 토대로 청소년기의 자아존중감에 대한 부모 및 또래의 영향력 살펴본 대부분의 연구들(Laible et al., 2000; Kim, 2015; Yang, 2013)과 더불어 연속·인지 모델을 토대로, 청소년기의 자아존중감 및 또래애착에 대한 부모의 영향력을 살펴본 다수의 연구들(Lim & Lee, 2017; Sadovnikova, 2016) 또한 대부분 횡단적 연구설계를 적용하고 있다. 그러나 횡단적 연구설계는 다음과 같은 제한점이 있다. 우

선 횡단연구의 경우 실질적으로 변인들 간의 상관관계에 기초하므로, 부모 및 또래가 자아존중감에 미치는 인과적 영향을 명확하게 규명하지 못한다. 또한 횡단적 자료는 특성상 부모 및 또래관계의 질이 자아존중감에 미치는 일시적인 영향력을 살펴볼 뿐 변인 간의 영향력이 시간이 지나도 유지되는지 확인할 수 없다. 그러나 인간의 자아존중감은 전 생애를 통해 발달되며(Park & Yu, 2017), 시간이 지나면서 부모와 또래관계가 자아존중감에 미치는 영향력 또한 달라질 수 있으므로, 발달을 고려하여 부모 및 또래가 자아존중감에 미치는 영향을 살펴볼 경우 횡단적 접근은 한계가 있다.

따라서 본 연구에서는 이러한 한계점을 보완하여 아동 후기(초등학교 고학년)부터 초기청소년기(중학교 시기)에 이르는 동안 부모의 학대와 방임이 또래애착과 자아존중감에 미치는 영향을 종단적으로 살펴보는 것을 목적으로 한다. 본 연구에서 초등학교 고학년부터 중학교 시기를 선정한 이유는 이 시기에 부모로부터 독립에 대한 욕구가 커지는 반면 또래관계의 영향력이 증가하고, 사춘기로 인한 생리적·심리적 변화와 학업적 요구의 증가로 자아존중감의 변화가 일어날 수도 있기 때문이다. 종단적 효과를 분석함에 있어 본 연구는 연속-인지 모델을 토대로, 부모학대와 방임이 또래애착에 영향을 미쳐 궁극적으로 자아존중감에 미치는 경로를 자기회귀교차자연모형(autoregressive cross-lagged modeling: ACLM)을 사용하여 분석하고자 한다. 또한 현행법상 아동학대 유형은 신체학대, 정서학대, 방임, 성학대로 구분되어 있으며(Ministry of Health & Welfare & National Child Protection Agency, 2015), 학대유형(학대 또는 방임)에 따라 자아존중감에 미치는 영향이 달라진다는 점이 여러 연구들(Cheon, 2009; Lim & Lee, 2017)을 통해 보고되었으나, 그 결과가 일관되지 않아 부모학대 유형을 학대(신체적·언어적 학대)와 방임으로 나누어 각 유형이 또래애착과 자아존중감에 미치는 종단적 경로를 비교하여 살펴보고자 한다.

자기회귀교차자연모형은 시간이 지나면서 변인 내 존재하는 개인차의 안정성(stability)을 확인하는 자기회귀효과(autoregressive effect)와 변인들 간의 인과관계, 즉, 교차지연효과(cross-lagged effect)를 검증하게 된다. 또한 변인들 간의 종단적 인과관계에서 매개효과를 규명할 수 있는 장점이 있다(Park & Lee, 2013; Selig & Little, 2012). 따라서 이러한 자기회귀교차자연모형을 본 연구에 적용하여 아동후기부터 초기청소년기 동안 부모학대 및

방임, 또래애착, 자아존중감이 안정적 경향을 보이는지 분석하고, 부모학대 및 방임이 또래애착과 자아존중감에 미치는 종단적 영향과 또래애착의 매개효과 또한 분석하고자 한다.

이상에서 제시한 연구의 필요성과 목적을 토대로, 연구문제를 제시하면 다음과 같다.

[연구문제 1] 아동후기부터 초기청소년기까지 부모학대 및 방임, 또래애착, 자아존중감은 각각 안정적으로 유지되는가?

[연구문제 2] 아동후기부터 초기청소년기까지 부모학대 및 방임이 자녀의 또래애착에 미치는 영향은 안정적으로 유지되는가?

[연구문제 3] 아동후기부터 초기청소년기까지 자녀의 또래애착이 자아존중감에 미치는 영향은 안정적으로 유지되는가?

[연구문제 4] 아동후기에 경험한 부모학대 및 방임이 초기청소년기의 자녀의 자아존중감에 미치는 종단적 영향은 또래애착에 의해 매개되는가?

II. 연구방법

1. 연구대상

본 연구대상은 National Youth Policy Institute에서 실시한 한국 아동·청소년패널조사(Korea Child Youth Panel Surveys: KCYPS)에 참여한 초등학교 4학년 패널이었으며, 본 연구에서는 이들 자료 중 초등학교 5학년(Time 1), 중학교 1학년(Time 2), 중학교 3학년(Time 3) 시기에 측정된 3회의 자료를 사용하였다. KCYPS는 2010년부터 2017년까지 3개의 패널(초등학교 1학년, 초등학교 4학년, 중학교 1학년 패널)을 대상으로 매년 1회씩 개인의 성장·발달(예: 신체, 인지, 사회, 정서)과 개인을 둘러싼 환경(예: 가정, 또래, 교육, 지역사회, 매체) 등에 대한 조사를 지속적으로 수행해 왔다(NYPI Youth and Children Data Archive, 2018).

본 연구에서는 아동후기부터 중학교 시기에 이르는 동안 자녀의 자아존중감 및 부모학대, 방임, 또래애착이 모두 측정된 3회 시기의 자료를 선정하였다. 이 과정에서 본 연구에서는 3회에 걸쳐 실시된 조사에 모두 참여하고, 측

정 변인들에 대해 2회 이상 무응답한 대상을 제외하고 남은 총 2,044명(남아: 1,082명, 여아: 962명)의 자료를 분석에 사용하였다.

본 연구대상의 가족특성을 살펴본 결과는 Table 1에 제시되어 있다. 본 연구대상의 부모학력을 살펴보면, 아버지와 어머니 모두 대졸과 고졸이 가장 많았다. 특히 아버지와 어머니가 일을 하는 경우 각각 사무직 및 전문직 종사자가 가장 많았으며, 그 다음으로 아버지와 어머니 모두

서비스직이 많았다. 연구대상 가정의 연간 평균 가계소득의 경우 2,100~6,000만원이 과반수(68.8%) 이었다.

2. 연구도구

1) 자아존중감

본 연구의 종속변인인 자아존중감을 측정하기 위해 Rosenberg(1965)의 자아존중감 척도를 고려대학교 부설

〈Table 1〉 The family characteristics of participants

Category		Frequency(%)
Fathers' educational level	Graduate school graduates	108 (5.7)
	University graduates	817 (42.8)
	College graduates	202 (10.6)
	High school graduates	734 (38.4)
	Middle school graduates	48 (2.5)
	Total	1,909 (100.0)
Mothers' educational level	Graduate school graduates	54 (2.8)
	University graduates	673 (34.7)
	College graduates	293 (15.1)
	High school graduates	880 (45.4)
	Middle school graduates	38 (2.0)
	Total	1,938 (100.0)
Fathers' job classification	Management occupation	218 (11.8)
	Professional occupation	229 (12.4)
	Office occupation,	331 (17.9)
	Service occupation	255 (13.8)
	Sales occupation	150 (8.1)
	Agriculture/fishery	42 (2.3)
	Functional occupation,	227 (12.3)
	Equipment/machinery occupation	232 (12.5)
	Simple labor	153 (8.3)
	Soldier	16 (0.9)
Total	1,853 (100.0)	
Mothers' job classification	Management occupation	26 (2.0)
	Professional occupation	365 (28.6)
	Office occupation,	234 (18.4)
	Service occupation	243 (19.1)
	Sales occupation	213 (16.7)
	Agriculture/fishery	18 (1.4)
	Functional occupation,	33 (2.6)
	Equipment/machinery occupation	34 (2.7)
Simple labor	109 (8.5)	
Total	1,275 (100.0)	
Annual average household income	Less than 20 million won	255 (12.5)
	21 ~40 million won	684 (33.6)
	41 ~60 million won	715 (35.2)
	61 ~80 million won	243 (11.9)
	More than 81 million won	137 (6.7)
Total	2,034 (100.0)	

행동과학연구소(Korea University Behavior Science Research Institute, 2000)가 번안한 것을 사용하였다. 자아존중감 척도는 총 10개의 문항으로 ‘매우 그렇다’(1점)에서 ‘전혀 그렇지 않다(4점)’의 4점 척도로 구성되어 있고, 1,3,4,7,10번 문항은 역채점을 수행하되 나머지 문항은 그대로 채점하였다. 자아존중감 척도의 점수범위는 10~40점으로 점수가 높을수록 연구대상의 자아존중감 수준이 높음을 의미한다. 3회 시기에 걸쳐 측정된 자아존중감 척도의 내적합치도 계수(Cronbach α)는 .78(Time 1), .83(Time 2), .84(Time 3) 이었다.

2) 부모학대와 방임

연구대상이 경험한 부모학대 및 방임 수준을 측정하기 위해 Huh(2000)와 Kim(2003)이 개발한 척도를 사용하였다. 학대와 방임 척도는 각각 4개의 문항으로 구성되어 있으며 모든 문항은 ‘매우 그렇다’(1점)에서 ‘전혀 그렇지 않다’(4점)의 4점 척도로 구성되어 있다. 학대 척도의 경우 ‘내가 무언가 잘못했을 때, 부모님께서는 정도 이상으로 심하게 혼내신다’, ‘부모님께서는 나에게 심한 말이나 욕을 하신 적이 많다’ 등의 신체적·언어적 학대와 관련된 문항들이 포함되어 있다. 방임 척도의 경우 ‘부모님께서는 내가 학교에서 어떻게 생활하는지 관심을 갖고 물어 보신다’, ‘부모님께서는 내가 많이 아프면 적절한 치료를 받게 하신다’ 등의 문항으로 구성되어 있다.

채점 시, 학대 척도의 경우 역채점을 실시하였으며 방임 척도는 그대로 채점하였다. 방임 및 학대 척도의 가능한 점수범위는 각각 4~16점으로 점수가 높을수록 연구대상이 부모로부터 방임 및 학대를 경험한 정도가 높음을 의미한다. 3회에 걸쳐 측정된 부모학대와 방임의 내적합치도 계수 Cronbach α 값은 부모학대의 경우 .81(Time 1), .85(Time 2), .84(Time 3) 이었으며, 부모방임의 경우 .76(Time 1), .77(Time 2), .72(Time 3) 이었다.

3) 또래애착

연구대상의 또래애착 정도를 측정하기 위해 Armsden과 Greenberg(1987)가 개발한 척도를 Hwang(2010)이 번안한 것을 사용하였다. 또래애착 척도는 3개의 하위척도(의사소통: 3문항, 신뢰: 3문항, 소외: 3문항)에서 측정된 총 9개의 문항으로 구성되어 있다. 본 연구에서는 총 9개의 문항을 합산한 점수를 사용하였으며, 모든 문항은 ‘매우 그렇다’(1점)에서 ‘전혀 그렇지 않다’(4점)의 4점 척도

로 구성되어 있다. 채점 시, 소외 하위척도의 3개 문항을 제외한 모든 문항에 대해 역채점을 수행하였다. 또래애착 척도의 가능한 점수 범위는 9~36점으로 점수가 높을수록 또래에 대한 애착정도가 높음을 의미한다. 3회에 걸쳐 측정된 또래애착의 전반적 내적합치도 계수 Cronbach α 값은 .78(Time 1), .81(Time 2), .82(Time 3) 이었으며, 의사소통 하위척도의 경우 .83(Time 1), .81(Time 2), .80(Time 3), 신뢰 하위척도의 경우 .81(Time 1), .85(Time 2), .83(Time 3), 소외 하위척도의 경우 .70(Time 1), .74(Time 2), .75(Time 3) 이었다.

3. 자료분석

수집된 자료는 IBM SPSS STATISTICS 24.0과 IBM SPSS AMOS 24.0 프로그램을 사용하여 분석되었다. 우선 연구대상의 일반적 배경과 측정변인의 기술적 경향을 알아보기 위하여 빈도와 백분율, 평균 및 표준편차, 왜도와 첨도를 산출하였으며, 측정변인 간의 상관관계를 분석하기 위하여 Pearson 적률상관계수를 산출하였다.

다음으로, 연구문제 1,2,3,4를 분석하기 위해 자기회귀교차지연모형분석을 실시하였다. 특히 자기회귀교차지연모형 분석 시, 결측치에 대해 완전정보최대우도법(full information maximum likelihood: FIML)을 적용하였다. 자기회귀교차지연모형을 적용한 본 연구모형은 부모학대 유형별(학대 또는 방임)로 [Figure 1]과 [Figure 2]에 제시되어 있다. 자기회귀교차지연모형 검증은 우선 측정동일성(metric invariance), 구조동일성(structural invariance), 오차공분산 동일성(error covariance invariance) 검증을 순차적으로 진행하여, 모든 동일성 검증을 충족시키는 최종모형을 선정하게 된다(Kim, Kim, & Hong, 2009). 특히 본 연구의 경우 변인들이 모두 단일 관측치로 측정되었으므로, 구조동일성과 오차공분산동일성 검증만을 실시하였다.

구조동일성, 오차공분산동일성 검증은 [Figure 1]과 [Figure 2]에서 알파벳을 통해 표시된 동일성 제약(equality constraint)을 통해 이루어진다. [Figure 1], [Figure 2]에 각각 제시된 A, B, C는 각각 부모학대(방임), 또래애착, 자아존중감의 자기회귀효과(autoregressive effect)에 대한 동일성 제약을 의미하며, 시간이 지나면서 Time 1과 Time 2 간에 존재하는 부모학대(방임)(A), 또래애착(B), 자아존중감(C) 각각의 자기회귀계수가 Time 2과 Time 3 간에 존재하는 자기회귀계수와 동일한 것인

지에 대한 평가로, 즉, Time 1에서 세 변인들 내에 각각 존재하는 개인차가 Time 2, Time 3에도 안정적으로 유지되는지에 대한 검증이다. 따라서 A, B, C에 대한 동일성 검증은 앞서 제기한 연구문제 1에 대한 검증이다.

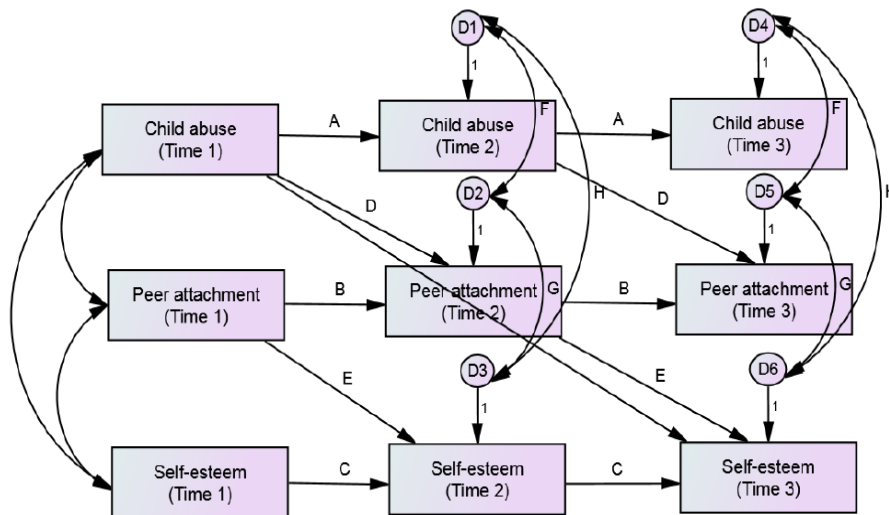
[Figure 1], [Figure 2]의 D, E는 변인 간의 교차지연효과(cross-lagged effect)의 동일성을 검증하는 것으로, 구체적으로 1차시기(Time 1)의 부모학대(방임)가 2차시기(Time 2)의 또래애착에 미치는 영향과 2차시기(Time 2)의 부모학대(방임)가 3차시기(Time 3)의 또래애착에 미치는 영향이 동일한 것인지, 또한 1차시기(Time 1)의 또래애착이 2차시기(Time 2)의 자아존중감에 미치는 영향과 2차시기(Time 2)의 또래애착이 3차시기(Time 3)의 자아존중감에 미치는 영향이 동일한지에 대한 검증한다. 따라서 D, E에 대한 동일성 검증은 앞서 제기한 연구문제 2, 3에 대한 검증이다.

마지막으로, [Figure 1], [Figure 2]의 F, G, H는 오차공분산동일성 검증으로, 부모학대(방임), 또래애착, 자아존중감 간에 존재하는 자기회귀효과 및 교차지연효과가 진실인지 아니면 시간의 경과에 따라 우연히 발생한 것인지를 검증한다(Kim et al., 2009).

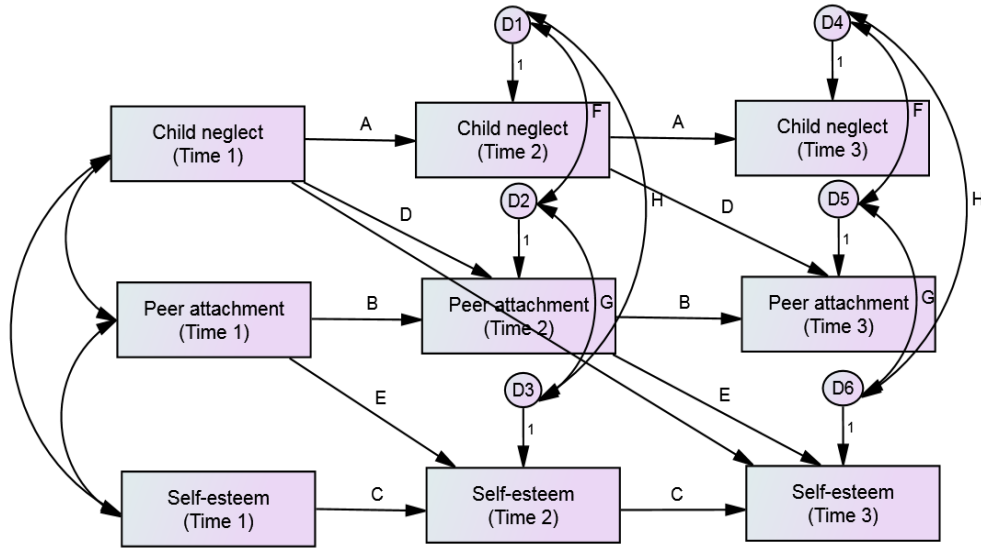
또한 자기회귀교차지연모형 구조동일성과 오차공분산동일성 검증은 부모학대와 방임으로 나누어 A부터 H를 포함한 모델을 설정하여 순차적으로 이전모델과 다음모델을 비교하되(예: A 모델과 B 모델 비교 → B 모델과 C 모델 비교...), 이전모델은 그 다음모델에 포함된(nested)

것으로, χ^2 검증과 적합도 지수를 종합적으로 사용하여 최종모델을 선정하였다. 그러나 χ^2 값은 표본 수에 민감하므로, 본 연구와 같이 사례수가 300 이상일 경우 p 값이 .05 보다 적게 나올 가능성이 높으므로, 사례 수에 민감하지 않은 comparative fit index(CFI), Tucker-Lewis index(TLI), root mean square error of approximation(RMSEA)와 같은 적합도 지수를 주로 고려하여 모델을 선정하였다. 따라서 구조동일성과 오차공분산동일성 검증 시, 우선 CFI, TLI의 경우 .9 이상이고, RMSEA .08 이하면 적합도가 양호한 것으로 판단되며(Woo, 2012), 최종 모델 선정 시 이전모델과 다음모델 간의 χ^2 값의 차이를 검증하여, 차이가 없거나 또는 다른 적합도 지수가 향상되거나 적합도 지수의 변화가 선행연구에서 제시한 동일성 기준에 부합될 경우 다음모델을 채택하는 방식으로 이루어졌다(Kim et al., 2009). 즉, 여러 학자들을 통해 제시된 바와 같이, CFI, TLI, RMSEA 지수가 이전모델과 비교해 모두 .01를 초과하여 나빠지지 않을 경우, 동일성이 성립하는 것으로 판단하였다(Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002; Vandenberg & Lance, 2000).

마지막으로, 아동후기 때 경험한 부모학대와 방임(Time 1)이 중학교 시기의 자아존중감(Time 3)에 미치는 영향에 있어 또래애착(Time 2)의 중단적 매개효과(연구문제 4)를 알아보기 위해 자기회귀교차지연모형 분석 시, 부트스트래핑(bootstrapping)을 실시하였다.



[Figure 1] Hypothesized research model(child abuse)



[Figure 2] Hypothesized research model(child neglect)

Ⅲ. 연구결과

우선 연구문제 분석에 앞서 측정변인의 일반적 경향을 제시하면 다음과 같다.

1. 측정변인의 일반적 경향

본 연구의 측정변인의 기술통계와 상관관계를 제시하면 <Table 2>와 같다. 우선 부모학대의 평균값은 초등학교 5학년 시기(Time 1)에 비해 중학교 1학년(Time 2)에 다소 증가하는 경향을 보인 반면 Time 3(중학교 3학년)에는 감소하였다. 그러나 부모방임의 평균값은 시간이 지나면서 점차 증가하는 경향을 보였다. 또한 또래애착의 평균은 초등학교 5학년에 비해 중학교 시기에 점차 증가하는 경향을 보였으며, 자아존중감의 평균은 초등학교 5학년과 중학교 1학년에 비해 중학교 3학년 시기에 감소하였다.

한편 본 연구의 변인들이 자기회귀교차지연모형을 적용하는데 필요한 다변량 정상분포(multivariate normality) 조건을 충족시키는지 알아보기 위해 왜도와 첨도를 알아본 결과, West, Finch와 Curran(1995)이 제시한 기준(왜도 절대값 < 2, 첨도 절대값 < 7은 정상성 가정)과 Kline(2011)의 기준(첨도 절대값 < 10은 정상성 가정)을

모두 충족시켰다.

또한 자기회귀교차지연모형 분석에 앞서 상관관계 분석을 수행한 결과 Time 1과 Time 2, 그리고 Time 2와 Time 3에서 측정된 부모학대(방임), 또래애착, 자아존중감은 모두 각각의 동일변인과 통계적으로 의미있는 정적인 상관관계가 있었다. 더욱이 이전시기(Time 1 또는 Time 2)에 측정된 부모학대와 방임과 다음시기(Time 2 또는 Time 3)에 측정한 또래애착은 통계적으로 의미있는 부적 상관관계가 보고된 반면 이전시기(Time 1 또는 Time 2)에 측정한 또래애착과 다음시기(Time 2 또는 Time 3)에 측정한 자아존중감은 통계적으로 의미있는 정적인 상관관계가 제시되었다.

2. 부모학대와 방임, 또래애착, 자아존중감의 종단적 인과관계

연구문제 1,2,3,4에서 나타난 부모학대와 방임, 또래애착, 자아존중감의 시간에 따른 안정성과 이 변인들 간의 교차지연효과를 알아보고, 또래애착의 매개효과를 규명하기 위한 자기회귀교차지연모형 분석결과를 부모학대와 방임으로 나누어 다음과 같이 제시하였다.

1) 부모학대, 또래애착, 자아존중감의 자기회귀교차지연모형 분석결과

〈Table 2〉 Descriptive statistics and correlations between variables(n=2,044)

Variables	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1. CA(Time 1)												
2. CN(Time 1)	.249**											
3. PA(Time 1)	-.264**	-.372**										
4. SE(Time 1)	-.368**	-.409**	.557**									
5. CA(Time 2)	.352**	.146**	-.110**	-.139**								
6. CN(Time 2)	.181**	.311**	-.182**	-.229**	.233**							
7. PA(Time 2)	-.168**	-.234**	.307**	.264**	-.321**	-.415**						
8. SE(Time 2)	-.153**	-.192**	.267**	.395**	-.270**	-.369**	.468**					
9. CA(Time 3)	.277**	.132**	-.114**	-.143**	.372**	.178**	-.192**	-.188**				
10. CN(Time 3)	.131**	.237**	-.207**	-.199**	.133**	.355**	-.194**	-.198**	.268**			
11. PA(Time 3)	-.126**	-.212**	.273**	.233**	-.192**	-.289**	.381**	.301**	-.345**	-.426**		
12. SE(Time 3)	-.105**	-.182**	.213**	.333**	-.181**	-.244**	.268**	.489**	-.329**	-.337**	.504**	
M	1.764	1.563	3.026	3.015	1.791	1.763	3.097	3.057	1.639	1.805	3.144	2.985
SD	.637	.545	.502	.454	.675	.518	.460	.455	.607	.514	.442	.452
Skewness	1.011	.843	-.191	-.143	1.012	.131	.088	-.174	1.129	.039	.093	-.155
Kurtosis	1.052	.773	.219	.087	.844	.007	.082	-.061	1.365	-.310	-.037	.271

Note. CA = child abuse; CN = child neglect; PA = peer attachment; SE = self-esteem; M=mean; SD=standard deviation.

** $p < .01$.

우선 부모학대, 또래애착, 자아존중감 간의 종단적 인과 관계를 제시하기 위한 최종모델을 선정하기 위해 구조동일성과 오차공분산동일성 검증을 순차적으로 실시하였다. 이를 위해 아래와 같이 9개의 경쟁모델을 설정하였다.

- Model 1: 어떠한 제약도 가하지 않는 기본 모형
- Model 2: 부모학대의 자기회귀계수(A)에 대해 동일성 제약을 가한 모형
- Model 3: 또래애착의 자기회귀계수(B)에 대해 동일성 제약을 가한 모형
- Model 4: 자아존중감의 자기회귀계수(C)에 대해 동일성 제약을 가한 모형
- Model 5: 부모학대와 또래애착 간의 교차지연계수(D)에 대해 동일성 제약을 가한 모형
- Model 6: 또래애착과 자아존중감 간의 교차지연계수(E)에 대해 동일성 제약을 가한 모형
- Model 7: 부모학대와 또래애착 간의 오차공분산

- (F)에 대해 동일성 제약을 가한 모형
- Model 8: 또래애착과 자아존중감 간의 오차공분산(G)에 대해 동일성 제약을 가한 모형
- Model 9: 부모학대와 자아존중감 간의 오차공분산(H)에 대해 동일성 제약을 가한 모형

이상의 9개의 모델 중 최적의 모델을 찾기 위해, Model 1에서 Model 9에 이르기까지 순차적으로, 이전모델과 다음모델 간의 구조동일성과 오차공분산동일성을 비교하여 분석하였다(<Table 3> 참조). 앞서 언급한 바와 같이 각각의 모델은 기본모형인 Model 1을 시작으로 이전모델을 포함한 관계이므로, χ^2 차이검증을 실시하되, 표본의 크기에 민감하지 않은 적합도 지수인 ΔCFI , ΔTLI , $\Delta RMSEA$ 도 함께 고려하여 종합적으로 판단하였다. 우선 부모학대의 자기회귀계수에 대해 동일성 제약을 가한 Model 2를 Model 1과 비교해 보면, $\Delta \chi^2$ 이 3.272(df=1, $p>.05$)로 통계적으로 의미 있지 않은 반면, Model 2의

TLI와 RMSEA가 Model 1에 비해 다소 향상되어, 부모학대의 자기회귀계수가 시간이 경과하면서도 동일하게 유지되었다. 또한 또래애착과 자아존중감의 자기회귀계수에 대해 동일성 제약을 가한 Model 3과 Model 4는 각각 이전모델(Model 2, Model 3)과 비교해 $\Delta\chi^2$ 이 통계적으로 의미가 있었으나, 사례 수에 영향을 받지 않는 ΔCFI , ΔTLI , $\Delta RMSEA$ 모두 앞서 언급한 선행연구에서 제시한 동일성 기준에 부합되어 시간이 경과하면서도 각 변인의 수준이 안정적으로 유지되었다.

한편 부모학대와 또래애착, 또래애착과 자아존중감 간의 교차지연계수에 동일화 제약을 가한 Model 5와 Model 6은 각각 이전모델(Model 4, Model 5)과 비교해 $\Delta\chi^2$ 이 통계적으로 의미있지 않았으며, ΔCFI , ΔTLI , $\Delta RMSEA$ 은 변화가 없거나 향상됨으로써 변인간의 교차지연효과 또한 시간이 경과하면서도 안정적으로 유지되었

다. 마지막으로, 지금까지 살펴본 변인들 간의 자기회귀효과 및 교차지연효과가 진실인지 아니면 시간이 경과하면서 발생하는 우연인지 알아보기 위한 오차공분산동일성 검증을 실시한 Model 7, Model 8, Model 9 모두 각각 이전모델에 비교해 $\Delta\chi^2$ 이 통계적으로 의미있지 않으며 ΔCFI , ΔTLI , $\Delta RMSEA$ 또한 변화가 없거나 향상되어 본 연구에서 선정한 변인들의 자기회귀효과 및 교차지연효과가 진실임이 입증되었다.

이상에서 제시된 일련의 검증을 통해, 본 연구에서는 동일성 검증이 모두 입증된 Model 9을 최종모델로 선정하였으며, 이 모델의 구조계수를 제시한 결과는 <Table 4>에 제시되어 있다. <Table 4>에 의하면 이전시점의 부모학대($\beta = .327 \sim .372, p < .001$), 또래애착($\beta = .305 \sim .315, p < .001$), 자아존중감($\beta = .362 \sim .380, p < .001$)에 모두 통계적으로

<Table 3> Invariance Test of ACLM for child abuse, peer attachment, and self-esteem(n=2,044)

Model	χ^2	DF	CFI	TLI	RMSEA	$\Delta\chi^2(DF)$	ΔCFI	ΔTLI	$\Delta RMSEA$
Model 1	249.071	16	.949	.886	.084	-	-	-	-
Model 2	252.343	17	.949	.891	.082	3.272(1)	0	.005	-.002
Model 3	259.613	18	.947	.895	.081	7.270(1)	-.002	.004	-.001
Model 4	267.596	19	.946	.897	.080	7.983(1)	-.001	.002	-.001
Model 5	267.878	20	.946	.903	.078	.282(1)	0	.006	-.002
Model 6	267.878	21	.946	.908	.076	0(1)	0	.005	-.002
Model 7	270.013	22	.946	.911	.074	2.135(1)	0	.003	-.002
Model 8	270.013	23	.946	.916	.073	0(1)	0	.005	-.001
Model 9	270.091	24	.946	.919	.071	.078(1)	0	.003	-.002

<Table 4> Parameter estimates of final ACLM for child abuse, peer attachment, and self-esteem(n=2,044)

Parameter	b(S.E.)	β
Child abuse → Child abuse (autoregressive coefficient)	.341(.014)	$\beta_1 = .327^{***} / \beta_2 = .372^{***}$
Peer attachment → Peer attachment (autoregressive coefficient)	.289(.014)	$\beta_1 = .315^{***} / \beta_2 = .305^{***}$
Self-esteem → Self-esteem (autoregressive coefficient)	.363(.014)	$\beta_1 = .362^{***} / \beta_2 = .380^{***}$
Child abuse → Peer attachment (cross-lagged coefficient)	-.051(.010)	$\beta_1 = -.071^{***} / \beta_2 = -.078^{***}$
Peer attachment → Self-esteem (cross-lagged coefficient)	.065(.014)	$\beta_1 = .071^{***} / \beta_2 = .068^{***}$

Note. b = unstandardized coefficient; β = standardized coefficient; β_1 = standardized coefficient between Time 1 and Time 2; β_2 = standardized coefficient between Time 2 and Time 3.

*** $p < .001$.

유의미한 정적인 영향을 미쳤다. 또한 이전시점의 부모학대는 이후시점의 또래애착($\beta = -.078 \sim -.071, p < .001$)에 통계적으로 유의미한 부정적 영향을, 이전시점의 또래애착은 이후시점의 자아존중감에 통계적으로 의미있는 정적 영향($\beta = .068 \sim .071, p < .001$)을 미쳤다.

한편 연구문제 4에서 제시된 초등학교 5학년에 경험한 부모학대(Time 1)가 중학교 3학년이 된 후의 자아존중감(Time 3)에 미치는 영향에 있어 중학교 1학년에 측정된 또래애착(Time 2)의 중단적 매개효과를 부트스트래핑 절차를 적용해서 알아본 결과, 부모학대가 자아존중감에 미치는 영향에 있어 또래애착의 매개효과는 통계적으로 의미있는 것으로 나타났다($b = -.008, p < .01$). 더욱이 부모학대(Time 1)가 자아존중감(Time 3)에 미치는 직접적인 영향력은 나타나지 않음으로써($b = -.024, p = .148$), 또래애착은 부모학대가 자아존중감에 미치는 영향을 완전 매개(complete mediating) 하였다.

2) 부모방임, 또래애착, 자아존중감의 자기회귀교차지연모형 분석결과

부모학대와 동일하게 부모방임과 또래애착, 자아존중감 간의 중단적 인과관계를 제시하기 위한 최종모형을 선정하기 위해 구조동일성과 오차공분산동일성 검증을 순차적으로 실시하였다. 이를 위해 아래와 같이 9개의 경쟁모형을 설정하였다.

- Model 1: 어떠한 제약도 가하지 않는 기본 모형
- Model 2: 부모방임의 자기회귀계수(A)에 대해 동일성 제약을 가한 모형
- Model 3: 또래애착의 자기회귀계수(B)에 대해 동일성 제약을 가한 모형
- Model 4: 자아존중감의 자기회귀계수(C)에 대해 동일성 제약을 가한 모형
- Model 5: 부모방임과 또래애착 간의 교차지연계수(D)에 대해 동일성 제약을 가한 모형
- Model 6: 또래애착과 자아존중감 간의 교차지연계수(E)에 대해 동일성 제약을 가한 모형
- Model 7: 부모방임과 또래애착 간의 오차공분산(F)에 대해 동일성 제약을 가한 모형
- Model 8: 또래애착과 자아존중감 간의 오차공분산(G)에 대해 동일성 제약을 가한 모형
- Model 9: 부모방임과 자아존중감 간의 오차공분산

(H)에 대해 동일성 제약을 가한 모형

이상의 9개의 모델 중 최적의 모델을 찾기 위해, 부모학대와 동일하게 Model 1에서 Model 9에 이르기까지 순차적으로, 이전모델과 다음모델 간의 구조동일성과 오차공분산동일성을 비교하여 분석하였다(<Table 5> 참조). 우선 부모방임의 자기회귀계수에 대해 동일성 제약을 가한 Model 2를 Model 1과 비교해 보면, $\Delta\chi^2$ 이 3.471(df=1, $p > .05$)로 통계적으로 의미 있지 않은 반면, Model 2의 Δ TLI와 Δ RMSEA가 Model 1에 비해 다소 향상되고 Δ CFI 또한 선행연구에서 제시한 동일성 기준에 부합되어 부모방임의 자기회귀계수가 시간이 경과하면서도 안정적으로 유지되는 것으로 판단되었다. 또한 또래애착과 자아존중감의 자기회귀계수에 대해 동일화 제약을 가한 Model 3과 Model 4는 각각 이전모델(Model 2, Model 3)과 비교할 경우, $\Delta\chi^2$ 이 통계적으로 의미가 있었으나, Δ CFI, Δ TLI, Δ RMSEA가 선행연구에서 제시한 동일성 기준에 부합되어 시간이 경과하면서도 각 변인의 영향력이 안정적으로 유지되었다.

한편 부모방임과 또래애착, 또래애착과 자아존중감 간의 교차지연계수에 동일성 제약을 가한 Model 5와 Model 6은 각각 이전모델(Model 4, Model 5)과 비교해 볼 때, $\Delta\chi^2$ 이 통계적으로 의미있지 않았으며, Δ CFI, Δ TLI, Δ RMSEA 또한 변화가 없거나 향상되어 교차지연 효과 또한 시간이 경과하면서도 안정적으로 유지되는 것으로 제시되었다. 지금까지 살펴본 변인들 간의 자기회귀 효과 및 교차지연효과가 진실인지 아니면 시간이 경과하면서 발생하는 우연인지 알아보기 위한 오차공분산동일성 검증을 실시한 Model 7, Model 8, Model 9 모두 각각 이전 모델에 비교해 $\Delta\chi^2$ 이 통계적으로 의미있지 않으며 Δ CFI, Δ TLI, Δ RMSEA 또한 변화가 없거나 향상되어 본 연구에서 선정한 변인들의 자기회귀효과 및 교차지연 효과가 진실임이 입증되었다.

이상에서 제시된 일련의 검증을 통해, 본 연구에서는 Model 9을 최종모델로 선정하였으며, 이 모델의 구조계수는 <Table 6>에 제시되어 있다. <Table 6>에 의하면 부모학대를 투입한 경우와 유사하게 이전시점의 부모방임, 또래애착, 자아존중감은 이후시점의 부모방임($\beta = .312 \sim .325, p < .001$), 또래애착($\beta = .268 \sim .275, p < .001$), 자아존중감($\beta = .364 \sim .376, p < .001$)에 통계적으로 유의미한 정적 영향을 미쳤다. 또한 이전시점의 부모방임은 이후시점의 또래애착($\beta = .137 \sim .135, p < .001$)에 통계적으로 유

의미한 부적 영향을, 이전시점의 또래애착은 이후시점의 자아존중감($\beta=.059 \sim .062, p<.001$)에 통계적으로 의미있는 정적 영향을 미쳤다.

따라서 앞서 제시된 부모학대를 투입한 자기회귀교차 지연모형 분석결과와 종합해 보면, 아동후기부터 초기청소년기 동안 부모학대 및 방임, 또래애착, 자아존중감은 안정적 경향을 보이며 부모학대 및 방임이 또래애착에 미치는 영향과 또래애착이 자아존중감에 미치는 영향 또한 시간이 지남에 따라 안정적으로 유지되었다.

마지막으로, 연구문제 4에서 제시된 초등학교 시기에 경험한 부모방임(Time 1)이 중학교 3학년이 된 후의 자아

존중감(Time 3)에 미치는 영향에 있어 중학교 1학년에 측정한 또래애착(Time 2)의 종단적 매개효과를 부트스트래핑 절차를 적용해서 알아본 결과, 부모방임이 자아존중감에 미치는 영향에 있어 또래애착의 매개효과 역시 통계적으로 의미있는 것으로 나타났다($b=-.008, p<.01$). 그러나 부모학대의 경우와 다르게 부모방임(Time 1)이 자아존중감(Time 3)에 미치는 직접적인 영향력 또한 통계적으로 의미있는 것으로 보고됨으로써($b=-.033, p<.05$), 또래애착은 부모학대가 자아존중감에 미치는 영향을 부분 매개(partial mediating) 하였다.

〈Table 5〉 Invariance Test of ACLM for child neglect, peer attachment, and self-esteem(n=2,044)

Model	χ^2	DF	CFI	TLI	RMSEA	$\Delta\chi^2(DF)$	ΔCFI	ΔTLI	$\Delta RMSEA$
Model 1	217.602	16	.959	.907	.079	-	-	-	-
Model 2	221.073	17	.958	.911	.077	3.471(1)	-.001	.004	-.002
Model 3	229.454	18	.957	.913	.076	8.381(1)	-.001	.002	-.001
Model 4	240.407	19	.955	.914	.076	10.953(1)	-.002	.001	0
Model 5	240.727	20	.955	.919	.073	.32(1)	0	.005	-.003
Model 6	240.727	21	.955	.923	.072	0(1)	0	.004	-.001
Model 7	241.524	22	.955	.926	.070	.797(1)	0	.003	-.002
Model 8	241.658	23	.955	.930	.068	.134(1)	0	.004	-.002
Model 9	244.092	24	.955	.932	.067	2.434(1)	0	.002	-.001

〈Table 6〉 Parameter estimates of final ACLM for child neglect, peer attachment, and self-esteem(n=2,044)

Parameter	b(S.E.)	β
Child neglect → Child neglect (autoregressive coefficient)	.309(.014)	$\beta_1=.325^{***}/\beta_2=.312^{***}$
Peer attachment → Peer attachment (autoregressive coefficient)	.252(.014)	$\beta_1=.275^{***}/\beta_2=.268^{***}$
Self-esteem → Self-esteem (autoregressive coefficient)	.363(.014)	$\beta_1=.364^{***}/\beta_2=.376^{***}$
Child neglect → Peer attachment (cross-lagged coefficient)	-.114(.012)	$\beta_1=-.135^{***}/\beta_2=-.137^{***}$
Peer attachment → Self-esteem (cross-lagged coefficient)	.056(.014)	$\beta_1=.062^{***}/\beta_2=.059^{***}$

Note. b = unstandardized coefficient; β = standardized coefficient; β_1 = standardized coefficient between Time 1 and Time 2; β_2 = standardized coefficient between Time 2 and Time 3.

*** $p < .001$.

IV. 논의 및 결론

본 연구는 초등학교 고학년(아동후기)부터 중학교(초기 청소년기)에 이르는 동안 부모학대와 방임이 또래애착과 자아존중감에 미치는 영향을 종단적으로 살펴보기 위해 실시되었다. 구체적으로, 부모학대와 방임, 또래애착과 자아존중감의 자기회귀 및 교차지연 효과검증과 더불어 부모학대와 방임이 자아존중감에 미치는 종단적 영향에 있어 또래애착의 매개효과를 살펴보았다.

우선 이전시점의 부모학대와 방임, 또래애착, 자아존중감은 이후시점의 부모학대와 방임, 또래애착, 자아존중감에 지속적으로 영향을 미치는 것으로 나타남으로써 연구문제 1에서 제시된 자기회귀효과가 입증되었다. 즉, 이전시점의 부모학대와 방임수준이 높을수록, 이후시점에도 각각의 동일변인 수준이 높은 경향을 보이며, 이전시점의 또래애착과 자아존중감 수준이 높을수록 이후시점에도 각각의 동일변인 수준이 높아지는 경향을 보여 시간이 지남에 따라 비교적 안정적인 경향을 보였다. 따라서 초등학교 5학년에 부모학대와 방임, 또래애착, 자아존중감 각각에 존재하는 개인차는 중학교 1학년, 중학교 3학년까지 비교적 안정적인 경향을 보인다고 볼 수 있다.

부모학대와 방임이 아동후기부터 중학교 시기까지 안정적 경향을 보인 연구결과는 아동기와 청소년기 자녀를 둔 부모의 애정, 보호 및 감독 등의 양육방식은 대체로 1년 정도의 기간 동안 안정적 속성을 보인다고 보고한 Rimehaug, Wallander와 Berg-Nielsen(2011)의 연구결과를 부분적으로 지지하는 것이다. 또한 이러한 연구결과는 영유아기 또는 아동기에 학대를 경험한 경우 이후에도 지속적으로 학대를 경험할 가능성이 높다고 보고한 여러 선행연구(Warmingham, Handley, Rogosch, Manly, & Cicchetti, in press)와 일관된다.

또래애착과 자아존중감 또한 각각 초등학교 5학년부터 중학교 3학년에 이르기까지 비교적 안정적 경향을 보인 본 연구결과는 아동기 때 또래집단으로 선호될 경우 이후 성인초기에 친밀한 우정관계를 형성할 가능성이 높다고 보고한 Lansford, Yu, Pettit, Bates와 Dodge(2014)의 연구결과와 일관되고, 자아존중감은 시간이 지남에 따라 전반적으로 안정적 경향을 보이는 것으로 보고한 Trzesniewski 등(2003), Rentzsch와 Schröder-Abé(2018)의 연구결과를 지지한다. 한편 본 연구의 부모학대, 방임, 또래애착, 자아존중감의 자기회귀효과 계수(β)는 초등학교 고학년부터 중학교 시기까지 모두 .40미만을 유지함으

로써, 시간에 따른 변인들의 안정성 정도는 중간(moderate) 수준으로 나타났다.

두 번째로, 본 연구결과 초등학교 5학년 시점의 부모학대와 방임은 중학교 1학년 시기의 또래애착에 부정적 영향을 미쳤으며, 중학교 1학년 시기의 부모학대와 방임이 중학교 3학년 시기의 또래애착에도 부정적 영향을 미침으로써 부모학대와 방임이 또래애착에 미치는 부정적 영향은 시간이 지나도 지속되는 경향을 보였다. 이러한 결과는 횡단적 연구설계에 기반하여 부모학대가 긍정적인 또래관계 형성에 부정적 영향을 미치는 것으로 보고한 여러 선행연구 결과(Lin, et al., 2016)와도 일관된다. 또한 종단적 연구설계를 토대로 아동기 때 양육자로부터 신체적 학대를 경험할 경우 이후 청소년기에 또래괴롭힘(peer victimization)의 대상이 되거나 또는 또래집단으로부터 거부된다고 보고한 몇몇 연구결과(Benedini, Fagan, & Gibson, 2016; Kim & Cicchetti, 2010)와도 일치한다.

한편 초등학교 5학년 시점의 또래애착은 중학교 1학년 시점의 자아존중감에 정적인 영향을 미쳤으며, 중학교 1학년의 또래애착 또한 중학교 3학년 시점의 자아존중감에도 정적인 영향을 미치는 것으로 보고되어, 또래애착이 자아존중감에 미치는 정적인 영향은 안정적으로 유지되었다. 이러한 결과는 청소년의 또래애착은 동일시기의 자아존중감에 영향을 미친다고 보고한 Park과 Lee(2014)의 연구결과와 일치하고 아동중기부터 청소년기에 이르는 시기 동안 또래와의 친밀한 관계는 청소년기의 자아존중감 형성에 핵심적인 역할을 수행한다고 주장한 Gorrese와 Ruggieri(2013)의 연구결과와도 일관된다.

마지막으로, 본 연구결과 아동기에 경험한 부모학대와 방임이 또래애착, 자아존중감에 미치는 경로가 학대유형에 따라 다르게 나타났다. 구체적으로, 아동기에 경험한 부모학대의 경우 중학교시기에 또래애착을 저해함으로써 자아존중감에 부정적인 영향을 미친 반면 부모방임의 경우 중학교 시기의 자아존중감에 직접적으로 부정적인 영향을 미침과 동시에 또래애착을 통해 간접적으로 자아존중감에 부정적 영향을 미쳤다. 따라서 부모학대의 경우 자아존중감에 미치는 영향을 또래애착이 완전 매개한 반면 부모방임의 경우 부분 매개하는 것으로 나타났다.

이러한 연구결과는 부모와 안정적 애착을 형성한 청소년이 또래와 효과적으로 의사소통하며 궁극적으로 자아존중감 수준도 높은 것으로 보고한 Sadovnikova(2016)의 연구결과와 흐름을 같이하며, 아동기 때 경험한 양육자의 정서적 학대경험이 자아존중감에 미치는 부정적 영향은

사회적 관계에서의 좌절감 등에 의해 매개된다고 보고한 Waldron, Scarpa와 Kim-Spoon(2018) 연구결과를 부분적으로 지지한다. 본 연구대상이 심각한 수준의 학대를 경험한 대상이 아닌 일반집단이며 3회에 걸쳐 측정된 학대와 방임의 평균 점수가 모두 2점 미만(4점 만점)으로 그리 높지 않음에도 불구하고 이러한 수준의 부모학대와 방임이 또래애착 형성을 저해하는데 영향을 미쳐 궁극적으로 자아존중감을 낮춤으로써 연속 인지 모델을 지지하였다. LaRose와 Wolfe(1987)에 의하면, 부모의 권력을 기반으로 자녀의 행위를 통제하고, 자녀의 요구를 무시하는 통제적(authoritarian) 양육행동의 극단적 형태가 학대로 발전된다. 따라서 심각한 수준의 학대와 방임이 아닌, 일상적인 생활에서 부모가 보이는 신체적 처벌과 욕설, 비난 등도 궁극적으로 또래애착, 자아존중감에 부정적 영향을 미치는 중단적 경로가 본 연구를 통해 입증됨으로써 극단적 형태의 부모학대와 방임의 예방적 차원에서 부모교육의 중요성이 강조된다.

한편 아동기에 경험한 부모방임은 자아존중감에 또래애착을 통한 간접적 영향을 미칠 뿐 아니라, 직접적으로도 영향을 미침으로써 학대에 비해 자아존중감에 미치는 전체적인 영향력이 더 큰 것으로 나타난 결과에 대해 다음과 같이 해석해 볼 수 있다. 우리나라와 중국과 같은 아시아 문화권에서는 훈육의 일환으로 행해지는 부모의 신체적 처벌이 이루어지는 경우가 많으며(Lee & Kwon, 2007; Ministry of Gender Equality & Family, 2016), 이러한 신체적 처벌을 부모의 관심의 일환으로 받아들일 수 있으나, 부모의 애정과 관심이 철회되는 방임의 경우 자녀에 대한 “포기”로 인식됨으로써 자아존중감에 미치는 전반적인 영향이 더 크게 나타난 것으로 추론해 볼 수 있다. 또한 부모의 신체적 처벌과 언어적 비난 등의 학대강도가 심각한 수준이 아니라 하더라도 청소년기의 또래애착을 저해함으로써 궁극적으로 자아존중감을 낮추는 것으로 나타난 본 연구결과도 주목할 필요가 있다.

본 연구는 부모학대와 방임이 또래애착과 자아존중감에 미치는 중단적 영향과 이 과정에서 또래애착의 매개효과를 규명함으로써 학대를 경험한 아동과 청소년을 대상으로 한 중재 프로그램에서 또래지원을 활용해 부모학대가 자아존중감에 미치는 부정적 영향을 완화할 가능성을 제기한 점에서 의의가 있다. 마지막으로 본 연구의 제한점을 토대로 추후연구의 방향을 제언하면 다음과 같다. 우선 본 연구는 자기회귀교차지연모형 분석을 사용하여 부모학대 및 방임이 또래애착과 자아존중감에 미치는 중

단적 영향을 살펴봄으로써 변인 간의 시간적 선행성을 고려하고 매개효과 추정 시, 매개변인과 종속변인의 이전시점의 상태까지 통제할 수 있다는 점에서 결과에 대한 신뢰도를 높일 수 있었다. 그러나 자기회귀교차지연모형에서는 변인 간의 관계를 검증할 경우 시간에 따른 개인 간 변화 양상에 초점을 두어 변인에 대한 개인 내 변화양상을 살펴볼 수 없는 한계점이 있다(Park & Lee, 2013). 따라서 이러한 한계점을 보완하기 위하여 향후 연구에서는 동일한 연구설계에 대해 자기회귀교차지연모형 외, 개인 내 변화 양상을 규명할 수 있는 잠재성장모형을 함께 적용해 봄으로써 개인 간 또는 개인 내 변화양상을 탐색해 볼 수 있다. 둘째, 본 연구에서 사용한 또래애착 측정도구의 경우 주로 전반적인 또래관계에 대한 의사소통, 신뢰, 소외 수준을 평가(예: “내 친구들은 나와 이야기를 나눌 때 내 생각을 존중해 준다.”)함으로써 이원적(dyadic) 관계에 기반한 단짝 친구와의 정서적 애착정도를 측정하였다고 볼 수 없다. 특히 또래수용 외, 단짝 친구와의 정서적 애착관계를 나타내는 우정도 아동 및 청소년의 자아존중감 발달에 주요한 영향을 미치며(Parker & Gottman, 1989), 또래집단으로부터 낮게 수용되는 경우라 할지라도 몇몇의 우정관계를 통한 정서적 지지가 사회적 적응에 긍정적 영향을 미친다는 점(George & Hartmann, 1996)이 보고됨에 따라 향후 우정관계의 질에 초점을 맞추어 부모학대와 방임 및 자아존중감에 미치는 중단적 경로를 살펴볼 필요가 있다. 세 번째로, 여성은 관계지향적인 사회화 영향으로, 남성에 비해 대인관계에서 발생하는 스트레스에 훨씬 민감하게 반응함으로써 역기능적인 부모양육으로부터 부정적인 영향을 받을 가능성이 더 높을 수 있다(Cyranowski, Frank, Young, & Shear, 2000). 따라서 부모학대와 방임이 또래애착 및 자아존중감에 미치는 중단적 경로가 성별에 따라 차이가 있는지 추후연구에서 규명하는 것이 필요하다.

주제어 : 부모학대, 부모방임, 또래애착, 자아존중감, 중단적 영향

REFERENCES

- Ahn, J. A., & Lee, S. (2016). Peer attachment, perceived parenting style, self-concept, and school

- adjustments in adolescents with chronic illness. *Asian Nursing Research*, 10, 300-304.
- Armsden, G. C., & Greenberg, M. T. (1987). The inventory of parent and peer attachment: Individual differences and their relationship to psychological well-being in adolescence. *Journal of Youth and Adolescence*, 16, 427 - 454.
- Benedini, K. M., Fagan, A. A., & Gibson, C. L. (2016). The cycle of victimization: The relationship between childhood maltreatment and adolescent peer victimization. *Child Abuse & Neglect*, 59, 111-121.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14, 464-504.
- Chen, W., Zhang, D., Pan, Y., Hu, T., Liu, G., & Luo, S. (2017). Perceived social support and self-esteem as mediators of the relationship between parental attachment and life satisfaction among Chinese adolescents. *Personality and Individual Differences*, 108, 98-102.
- Cheon, S. H. (2009). *Effects of abuse perpetrated by parents on adolescent self esteem and aggression*. Unpublished master's thesis, Sangji University, Wonju-si, Korea.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural equation modeling*, 9(2), 233-255.
- Chung, I.-J. (2007). Developmental trajectories of adolescent self-esteem and their predictors. *Studies on Korean Youth*, 18(3), 127-166.
- Coleman, J. C. (1978). Current contradictions in adolescent theory. *Journal of Youth and Adolescence*, 7, 1 - 11.
- Cyranowski, J. M., Frank, E., Young, E., & Shear, K. (2000). Adolescent onset of the gender difference in lifetime rates of major depression: A theoretical model. *Archives of General Psychiatry*, 57(1), 21-27.
- George, T. P., & Hartmann, D. P. (1996). Friendship networks of unpopular, average, and popular children. *Child Development*, 67(5), 2301-2316.
- 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.
- Greger, H. K., Myhre A. K., Klöckner, C. A., & Jozefiak, T. (2017). Childhood maltreatment, psychopathology and well-being: The mediator role of global self-esteem, attachment difficulties and substance use. *Child Abuse & Neglect*, 70, 122-133.
- Hwang, M. K. (2000). *The relationship between parent-peer attachment of multi-culture children and social anxiety*. Unpublished master's thesis, Pukyong National University, Busan, Korea.
- Huh, M. Y. (2000). *The study for the development and validation of Parenting Behavior Inventory perceived by adolescents*. Unpublished doctoral dissertation, Ehwa Womans University, Seoul, Korea.
- Kim, J., & Cicchetti, D. (2010). Longitudinal pathways linking child maltreatment, emotion regulation, peer relations, and psychopathology. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, and Allied Disciplines*, 51(6), 706-716.
- Kim, J., Kim, M. G., & Hong, S. (2009). *Writing papers by structural equation modeling*. Seoul: Communicationbooks.
- Kim, N. Y. (2015). The impact of family violence experience of children on their self-esteem - Focused on moderating effect of peer attachment -. *Korean Journal of Youth Studies*, 22(2), 1-19.
- Kim, S. H., & Kim, H. M. (2018). The effects of adolescents' experiences of abuse damage on aggressiveness in the convergence era: Focused on the mediation effects of resilience. *Journal of*

- the Korea Convergence Society*. 9(2), 331-340.
- Kim, S. W. (2003). *The effect of social support on abused children's adjustment*. Unpublished master's thesis, Seoul National University, Seoul, Korea.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practices of structural equation modeling* (3rd ed.). New York, NY: Guilford.
- Korea University Behavior Science Research Institute (2000). *Handbook of psychological scales*. Seoul: Hakjisa.
- Laible, D., Carlo, G., & Raffaelli, M. (2000). The differential relations of parent and peer attachment to adolescent adjustment. *Journal of Youth and Adolescence*, 29, 45 - 59.
- Lansford, J. E., Yu, T., Pettit, G. S., Bates, J. E., & Dodge, K. A. (2014). Pathways of peer relationships from childhood to young adulthood. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 35(2), 111-117.
- LaRose, L., & Wolfe, D. A. (1987). Psychological characteristics of parents who abuse or neglect their children. In B. B. Lahey & A. E. Kazdin (Eds.), *Advances in clinical child psychology* (Vol. 10, pp. 55 - 97). New York: Plenum Press.
- Lee, T. J., & Kwon, J. H. (2007). A study on the school adjustment of abused adolescents. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 26, 377-389.
- Lim, Y. (2013). Exploration of variables effecting on poor adolescents' self-resilience and self-esteem : Focusing on parents' child-rearing attitudes and the quality of peer and teacher relationships. *Journal of Korean Home Economics Education Association*, 25(2), 147-167.
- Lim, Y., & Lee, O. (2017). Relationships between parental maltreatment and adolescents' school adjustment: Mediating roles of self-esteem and peer attachment. *Journal of Child and Family Studies*, 26(2), 393-404.
- Lin, X., Li, L., Chi, P., Wang, Z., Heath, M. A., Du, H., & Fang, X. (2016). Child maltreatment and interpersonal relationship among Chinese children with oppositional defiant disorder. *Child Abuse & Neglect*, 51, 192-202.
- Milevsky, A., Schlechter, M., Netter, S., & Keehn, D. (2007). Maternal and paternal parenting styles in adolescents: Association with self-esteem, depression, and life-satisfaction. *Journal of Child and Family Studies*, 16, 39 - 47.
- Miller, A., Esposito-Smythers, C., Weismoore, J., & Renshaw, K. (2013). The relation between child maltreatment and adolescent suicidal behavior: A systematic review and critical examination of the literature. *Clinical Child & Family Psychology Review*, 16(2), 146-172.
- Ministry of Gender Equality & Family (2016). The national survey of family violence. Retrieved from <http://cafe.naver.com/topolice/4379>
- Ministry of Health & Welfare & National Child Protection Agency (2015). The national report of child abuse of Korea in 2016. Retrieved from http://www.korea1391.go.kr/new/bbs/board.php?bo_table=report
- NYPI Youth and Children Data Archive (2018). Korean children & youth panel survey [Data file]. Retrieved from http://www.nypi.re.kr/archive/brdartcl/boardarticle/List.do?brd_id=BDIDX_k9Fd9oFi29nooCcJ7kX1I4&srch_ctgry_idx=CTIDX00043&menu_nix=qZc474Ak
- Park, H.-J., & Lee, J. (2013). Longitudinal mediation analysis using latent growth curve modeling and autoregressive cross-lagged modeling: Mediation effects of self-esteem in the influence of parent-child relationship to depression. *Journal of Educational Evaluation*, 26(1), 83-106.
- Park, M. J., & Yu, N. S. (2017). A longitudinal study of adolescents' self-esteem and its related variables. *Journal of Korean Home Economics Education Association*, 29(2), 67-84.
- Park, T. H., & Lee, K. (2014). The effects of parental and peer attachment, depression on the self-esteem in adolescents. *The Journal of Korean*

- Academic Society of Nursing Education* 20(3), 353-361.
- Parker, J. G., & Gottman, J. M. (1989). Social and emotional development in a relational context: Friendship interaction from early childhood to adolescence. In T. J. Berndt & G. W. Ladd (Eds.), *Wiley series on personality processes. Peer relationships in child development* (pp. 95-131). Oxford, England: John Wiley & Sons.
- Rentzsch, K., & Schröder-Abé, M. (2018). Stability and changes in domain-specific self-esteem and global self-esteem. *European Journal of Personality*, 32, 353-370.
- Rimehaug, T., Wallander, J., & Berg-Nielsen, T. S. (2011). Group and individual stability of three parenting dimensions. *Child and Adolescent Psychiatry and Mental Health*, 5(19). Retrieved from <https://doi.org/10.1186/1753-2000-5-19>
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Sadovnikova, T. (2016). Self-esteem and interpersonal relations in adolescence. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 233, 440-444.
- Selig, J. P., & Little, T. D. (2012). Autoregressive and cross-lagged panel analysis for longitudinal data. In B. Laursen, T. D. Little, & N. A. Card (Eds.), *Handbook of developmental research methods* (pp. 265-278). New York, NY, US: Guilford Press.
- Tafarodi, R. W., & Milne, A. B. (2002). Decomposing global self-esteem. *Journal of Personality*, 70(4), 443-483.
- Trzesniewski, K. H., Donnellan, M. B., & Robins, R. W. (2003). Stability of self-esteem across the life span. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84(1), 205-220.
- 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.
- Waldron, J. C., Scarpa, A., & Kim-Spoon, J. (2018). Religiosity and interpersonal problems explain individual differences in self esteem among young adults with child maltreatment experiences. *Child Abuse & Neglect*, 80, 277-284.
- Warmingham, J. M., Handley, E. D., Rogosch, F. A., Manly, J. T., & Cicchetti, D. (in press). Identifying maltreatment subgroups with patterns of maltreatment subtype and chronicity: A latent class analysis approach. Retrieved from https://ac.els-cdn.com/S0145213418303326/1-s2.0-S0145213418303326-main.pdf?_tid=f07d5173-80c-c-4865-9e4f-3899c2de2703&acdnat=1538472517_937a1e4526cb955fd1aaf2a35643e36e
- West, S. G., Finch, J. F., & Curran, P. J. (1995). Structural equation models with nonnormal variables: Problems and remedies. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 56 - 75). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Wilkinson, R. B. (2004). The role of parental and peer attachment in the psychological health and self-esteem of adolescents. *Journal of Youth and Adolescence*, 33(6), 479-493.
- Woo, J. P. (2012). *Concepts and knowledge of structural equation modeling*. Seoul: Hanarae Academy.
- Yang, H. R. (2013). *A study on child self-esteem of maltreated children: Focused on the protective effect of peer attachment by gender*. Unpublished master's thesis, Yonsei University, Seoul, Korea.
- Yang, S. K., & Moon, H. J. (2012). The effects of family function, and peer attachment on the self-esteem of adolescents - With a special focus on general adolescents and the adolescents of fathers in the military -. *The Korean Journal of the Human Development*. 19(2), 115-130.

Received 12 October 2018;

1st Revised 29 October 2018;

Accepted 2 November 2018