

# 가정환경의 질이 유아의 주관적 행복감에 미치는 종단적 영향에서 또래 놀이 단절의 조절효과

## The Moderating Role of Peer Play Disruption in the Longitudinal Association Between Home Environment Quality and Children's Happiness

손승희\*

한남대학교 아동복지학과 교수\*

Son, Seung Hee\*

Department of Child Development and Guidance, Hannam University

### Abstract

This study investigated the long-term effects of home environment quality on the happiness of young children and whether peer play disruption moderates this relationship. Data were collected from the 5th to 7th waves of the Korean Child Panel(N=1,100), tracking children from ages 4 to 6. Home environment quality at age 4 was assessed through direct observation using the Early Childhood HOME Inventory, while peer play disruption at age 5 was rated by teachers, children's happiness at age 6 was measured through structured interviews. Moderation analysis was performed using SPSS 23.0 and PROCESS Macro 4.2(Model 1). The results indicated that higher home environment quality significantly predicted greater happiness two years later, whereas increased peer play disruption was associated with lower happiness. A significant interaction revealed that the positive long-term effect of a high-quality home environment on happiness was evident only when peer play disruption was low or average, but not when it was high. These findings emphasize that both family and peer contexts collectively influence children's emotional well-being over time. Even a supportive home environment may lose its protective effect when children face persistent peer isolation. This underscores the importance of early interventions that promote inclusive peer play and enhance collaboration between families and schools to foster children's happiness.

**Keywords:** Home environment quality, Peer play disruption, Children's happiness, Moderating effect, Longitudinal study

### I. 서론

유아의 주관적 행복감은 자신의 삶에 대한 전반적인 만족도와 빈번한 긍정정서 경험으로 정의되며(김도란, 김정원, 2008), 이러한 행복 지표는 아동의 권리와 복지 수준을

보여주는 중요한 척도로 활용된다. 유아기 행복감은 현재의 정서적 복지 상태를 나타낼 뿐 아니라 이후 정신건강, 사회성 발달, 학업 태도 등 다양한 발달 지표와도 밀접한 관련이 있어(Casas & González-Carrasco, 2019; Holder & Coleman, 2015; Leary, 2015), 유아의 행복감을 증진시킬

본 논문은 2025년 (사)한국생활과학회 하계학술대회(2025.05.30)에서 발표한 포스터를 수정·보완한 것임

\* Corresponding author: Son, Seung Hee

Tel: +82-42-629-8247, Fax: +82-42-629-7462

E-mail: shson@hnu.kr

© 2025, Korean Association of Human Ecology. All rights reserved.

수 있는 방안에 대한 사회적 관심은 지속적으로 유지되고 있다.

하지만 국제 비교 연구에서 우리나라 아동의 행복 수준은 낮은 편으로 나타나, 이를 개선해야 한다는 요구가 꾸준히 제기되고 있다(보건복지부, 2024; OECD, 2020). 전문가들은 과도한 학업 경쟁, 놀이와 여가 시간의 부족 등 만성적 스트레스 요인이 한국 아동의 행복감을 저해하는 주된 원인이라고 지적하며(손승희, 2025; 정경자, 심성경, 2019), 유아기부터 아동의 행복을 높이기 위한 사회문화적 지원의 필요성을 강조하고 있다. OECD 회원국을 대상으로 실시한 어린이·청소년 행복지수 비교에서 대한민국 유아들의 행복감 점수는 100점 만점에 79.5점으로 나타나 조사 대상 22개국 중 최하위를 기록하였다(OECD, 2020). 또한, 초록우산어린이재단에서 실시한 아동행복지수에 대한 최근 연구에서도 우리나라 아동의 주관적 행복감은 100점 만점에 45.3점에 그쳐 절반에도 못 미치는 수준으로 나타났고, 학년이 올라갈수록 행복 점수가 지속적으로 낮아지는 추세가 확인되었다(이수진 외, 2024). 특히, 부모의 사회경제적 지위에 따른 행복 격차가 두드러져 취약계층 아동은 상대적으로 더 낮은 행복감을 보이는 것으로 나타나(유민상, 2020), 이러한 격차를 완화하고 모든 아동의 행복권을 보장해야 한다는 목소리가 높아지고 있다.

이처럼 우리나라 아동의 낮은 행복 수준과 가정환경에 따른 격차에 대한 우려를 반영하여 정부는 ‘아동이 행복한 나라’를 비전으로 제1차(2015-2019) 및 제2차(2020-2024) 아동정책기본계획을 수립하고 아동 삶의 질 향상을 위한 다각도의 노력을 펼쳐 왔다(보건복지부, 2025). 그럼에도 불구하고 여전히 국제 수준에 비해 아동 행복지수가 낮고 계층 간 행복 격차도 큰 상황이 지속되고 있어(이수진 외, 2024; OECD, 2020), 이에 대한 관심이 요구된다. 더욱이 코로나19 팬데믹을 거치며 비대면 활동의 증가와 사회적 고립 등 새로운 환경 변화가 아동의 행복 격차를 심화시킬 수 있다는 지적도 제기되어(최혜영 외, 2021), 유아 행복감에 영향을 미치는 요인과 이들 변인들의 관계에 대해 규명하는 심층적인 연구의 필요성이 제기된다.

유아의 행복감을 예측하는 중요한 요인으로 가정환경의 질이 일찍부터 주목받아 왔다. 가정환경의 질이란, 부모의 정서적 지원, 양육 태도, 가족 기능, 물리적 환경 등 전반적인 양육 환경의 수준을 의미한다(Bradley & Corwyn, 2005). 선행 연구들에 의하면, 가정환경의 질이 높고 안정적일수록 유아는 행복감을 더 크게 느끼는 반면, 가정 내 경제적 어려움이나 부부 갈등, 양육 스트레스 등 위험요인이

많을수록 유아의 행복감은 유의하게 낮아졌다(정미애, 김효진, 2022).

이처럼 유아 행복감과 밀접한 관련이 있는 가정환경의 중요성이 거듭 강조되고 있지만 기존 연구들의 대부분은 동일 시점에 수집된 자료로 변수 간 관계를 분석한 횡단적 접근이 대부분이라는 한계가 있다(이경선, 2017; 정미애, 김효진, 2022). 횡단 연구만으로는 가정환경의 질과 유아의 행복감 간의 인과 관계의 방향을 명확히 규명하기 어렵기 때문에 종단연구를 통해 가정환경의 질과 유아 행복감 간 관계를 보다 면밀히 검증할 필요가 있다. 현재까지 가정환경의 질과 유아의 행복감 간의 관계를 종단적으로 살펴본 국내 연구는 거의 없는 실정이지만, 3년간의 종단연구를 통해 어머니의 행복감이 자녀의 행복감 향상으로 이어지는 효과가 있었다고 밝힌 연구(나경애, 민경석, 2021)를 통해 유아기 가정환경의 질이 유아의 이후 행복감에 영향을 미칠 것이라고 가정할 수 있다. 유아의 행복감에 미치는 가정환경의 종단적 영향을 밝히는 일은 유아기 행복감 증진을 위해 필요한 대책을 마련하는데 매우 중요하므로 이에 대한 연구의 필요성이 제기된다.

한편, 생태학적 체계이론에 따르면 유아는 가족과 또래라는 두 핵심 환경과의 상호작용 속에서 발달하므로(Bronfenbrenner, 1979), 가정환경의 영향력은 유아의 또래 관계 경험에 따라 달라질 수 있다. 특히, 만 5세 전후는 유아가 가정에서 벗어나 학교라는 새로운 사회적 환경에 진입하는 시기로 또래 관계의 영향력이 증대되고 행복감 수준에도 변화가 생길 수 있다(홍인표, 2023). 유아기에 또래와 즐겁게 어울리는 경험은 소속감과 긍정적인 정서를 높여 행복감을 느끼는데 기여하는 반면, 또래 집단에서 배제당하거나 고립감을 느끼는 경험은 심리적 박탈감을 유발하여 행복감을 낮출 수 있다(Leary, 2015). 본 연구에서는 유아의 이러한 부정적 또래 경험 가운데에서도 특히 또래 놀이 단절에 주목하고자 하였다. 또래 놀이 단절은 유아가 또래 놀이에 능동적으로 참여하지 못하고 주변을 맴돌거나 혼자 있는 행동 양상을 보이는 것을 말하며(Fantuzzo et al., 1995), 이러한 부적응적 놀이 행동은 유아의 사회적 기술과 대인관계 능력 발달에 위험요인으로 지적된다(Fantuzzo et al., 1995; Gagnon & Nagle, 2004). 놀이 단절이 잦은 유아는 또래와 원활하게 의사소통하고 협력하는 능력이 부족하고 또래 관계를 통해 얻는 다양한 학습 기회를 놓쳐 사회성 발달에 부정적인 영향을 받게 된다(Leary, 2015). 또한 또래와 반복적으로 놀이 단절을 경험한 유아는 자아존중감이 낮아지고, 이후 또래 집단에서 부정적 평

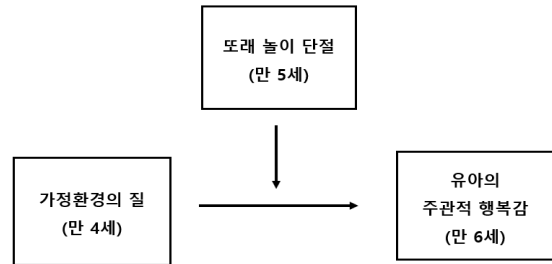
가와 괴롭힘을 당할 위험이 높아지는 것으로 나타났다 (Hawker & Boulton, 2000). 이처럼 또래 놀이 단절이 높은 유아일수록 여러 가지 부정적인 효과가 나타날 수 있기 때문에(Coolahan et al., 2000; Ladd, 2006), 유아기 또래 놀이 단절에 관심이 요구된다. 특히, 국내 종단연구에서 만 5세에서 7세 사이 유아의 또래 놀이 단절 행동이 유의하게 증가하는 추이가 확인된 바(조윤주, 2023), 또래 놀이 단절에 대한 보다 구체적인 연구의 필요성에 제기된다.

한편, 가족이나 또래 중 한 측면에서의 긍정적 경험은 다른 측면에서의 부정적 영향을 일부 상쇄하는 보호 요인으로 작용할 수 있으므로(Tetzner et al., 2022), 유아가 행복하게 생활하기 위해 필요한 환경을 조성하기 위해서는 가정과 또래 맥락을 동시에 살펴볼 필요가 있다. 구체적으로, 가정과 또래 영향을 다룬 한 종단연구(Criss et al., 2002)에서 또래에게서 높은 수용과 지지를 받은 유아의 경우 가정의 경제적 빈곤, 부모 갈등, 거친 훈육과 같은 역경에도 불구하고 이후 외현적 문제행동이 증가하지 않았지만, 또래 수용도가 낮은 유아는 가정 역경 수준이 높아질수록 문제행동이 두드러지게 늘어났다. 이러한 결과는 가정환경이 유아에게 미치는 부정적 영향을 또래 관계의 질이 완화하거나 악화시키는 상호작용 효과가 나타날 수 있음을 시사한다. 그럼에도 불구하고 현재까지 대부분의 선행연구들은 또래 관계의 영향을 독립적인 예측요인(오희정 외, 2022; 홍인표, 2023)이나 매개변인 정도로만 다루거나(류혜숙, 고정완, 2022; 서종수, 2017), 이들 간의 관계를 횡단적으로 다룬 연구(이정미, 이지영, 2022)가 대부분이다. 또한, 또래 관계 변인을 또래 수용도나 상호놀이 등 일부 측면을 중심으로 연구하여(류혜숙, 고정완, 2022; 오희정 외, 2022) 또래 놀이 단절과 같은 부적응적 경험이 가정환경 요인과 맞물려 유아 행복감에 미치는 영향을 밝혀낸 연구는 부족한 실정이다. 따라서 가정환경의 질이 유아의 행복감에 미치는 영향을 또래 놀이 단절이 조절하는지 종단적으로 살펴보는 연구의 필요성이 제기된다.

이에 본 연구에서는 만 4세 유아의 가정환경의 질이 만 6세 유아의 주관적 행복감에 미치는 영향을 종단적으로 분석하고, 만 5세 시점의 또래 놀이 단절 경험이 이 관계를 조절하는지를 검증하고자 한다. 이를 통해 유아의 행복감 증진을 위해 필요한 가정 및 또래 관계 관리 프로그램이나 정책 수립에 필요한 기초자료를 제공하고자 한다.

연구문제는 다음과 같다.

연구문제 1. 만 4세 시기의 가정환경의 질이 만 6세 시기의 유아의 주관적 행복감에 미치는 영향을 만 5세 시기의 또래 놀이 단절이 조절하는가?



[그림 1] 연구 모형

## II. 연구방법

### 1. 연구대상

본 연구는 가정환경의 질과 유아의 주관적 행복감 간의 관계를 또래 놀이 단절이 조절하는지 알아보기 위해 한국 아동패널 5, 6, 7차년도 데이터를 분석에 활용하였다. 5차년도 자료는 대상 아동이 만 4세가 되는 해이며, 무응답이 있는 것을 제외한 1,100명 유아의 자료를 사용하였다. 연구 대상에 대한 정보는 5차년도를 기준으로 제시하였고, 본 연구의 대상은 유아지만 가정환경의 질이 독립변인이므로 아버지와 어머니의 일반적인 정보 및 가정의 월소득 정보도 함께 제공하였다.

대상유아는 남자 557명(50.7%), 여자 543명(49.3%)이었으며, 5차년도 기준 평균월령 51.02개월이었다. 어머니 연령은 30대가 720명(65.5%), 4년제 대학교 졸 331명(30.1%), 취업모는 365명(33.3%), 그 중 전문가 및 관련 종사자가 125명(11.4%)으로 가장 많았다. 아버지 연령은 30대가 666명(60.6%), 4년제 대학교 졸 371명(33.8%), 사무종사자가 194명(17.7%)으로 가장 많았다. 가정의 월소득은 300만원 대가 234가구(21.3%)로 가장 높은 비율을 차지하였다.

### 2. 연구 도구

#### 1) 가정환경의 질

5차년도 가정환경의 질을 측정하기 위해 Caldwell과

Bradley(2003)가 개발하고 한국아동패널 연구진인 김은설 외(2012)가 번역한 유아용 가정환경자극검사(Early Childhood HOME: EC-HOME)를 사용하였다. 본 검사는 한국아동패널 조사원이 연구대상 아동의 가정에 방문하여 가정환경의 질을 관찰하고, 어머니와 인터뷰하는 방법을 통해 자료를 수집하는 방법인 CAPI(Computer Assisted Personal Interviewing) 방식으로 자료를 수집한다. 본 검사는 24개의 면접 문항, 21개의 관찰문항, 10개의 면접 및 관찰 문항으로 총 55문항으로 이루어져 있다. 가정에 방문한 관찰자가 각 문항을 관찰 또는 면접 한 후 ‘아니오(0점)’와 ‘예(1점)’로 응답하여 가정환경의 질을 측정한다.

가정환경 질 검사는 학습자극, 언어자극, 물리적 환경, 반응성, 학습자료, 모방학습, 다양성, 수용성의 8개의 하위 영역으로 구성되어 있고, 구체적인 내용은 다음과 같다. 학습자극은 부모가 자녀의 지식, 기술 습득을 격려하고 학습에 관여하는지를 의미하며, ‘아동이 숫자를 배우도록 한다.’, ‘일상생활에서 아동이 단어읽기를 배우도록 한다.’와 같은 내용의 5개의 문항으로 이루어져 있다. 언어자극은 부모가 대화, 직접적인 지도, 모델링 등을 통하여 자녀의 언어 발달을 독려하는 것을 의미하고, ‘부모(또는 양육자)는 올바른 문법과 발음을 사용한다.’, ‘부모(또는 양육자)가 아동에게 말하도록 하고, 아동이 하는 말을 잘 들어준다.’와 같은 내용으로 이루어진 7개의 문항으로 구성되어 있다. 물리적 환경은 자녀를 둘러싼 물리적 환경이 안전하고 흥미로운지, 공간은 충분한지를 의미하며 ‘집안 분위기(인테리어)가 어둡거나 단조롭지 않다.’, ‘아동을 위한 생활공간이 최소한 약 3평 정도이다.’와 같은 내용의 7개의 문항으로 이루어져 있다. 반응성은 자녀에 대한 양육자의 정서적, 언어적 반응성과 온정적 관계를 포함하며 ‘조사원의 방문 중에 부모(또는 양육자)는 아동에 대해 2번 이상 칭찬해준다.’, ‘부모(또는 양육자)는 아동이 하는 말에 주로 말로 반응한다.’와 같은 내용의 7개의 문항으로 이루어져 있다. 학습자료는 학습에 대한 부모의 열의를 포함하여 학습에 도움을 줄 수 있는 장난감, 책, 게임에 대한 아동의 접근 가능성을 의미하며 ‘피즐이 세 개 이상 있다.’, ‘아동용 도서가 10권 이상 있다.’와 같은 내용의 11개의 문항으로 이루어져 있다. 모방학습은 바람직하고 수용 가능한 부모 행동의 모델링을 의미하며 ‘아동은 음식을 먹기 위해 어느 정도 기다릴 수 있게 한다.’, ‘아동이 부정적인 감정을 잘 표현할 수 있게 한다.’와 같은 내용의 5개의 문항으로 이루어져 있다. 다양성은 유아에게 풍부한 경험과 다양성을 제공해 줄 수

있는 가족의 생활방식을 의미하며, ‘아동은 최소한 2주에 한 번은 가족과 함께 외출한다.’, ‘아동은 지난 1년 동안 80km(80분) 이상의 거리를 여행한 적이 있다.’와 같은 내용의 9문항으로 이루어져 있다. 수용성은 부모가 유아의 부정적인 행동을 수용할 수 있는 정도를 의미하며 ‘지난 주 동안 아동을 체벌한 적이 한 번도 없다.’, ‘조사원의 방문 중에 부모(또는 양육자)는 아동을 때리지 않는다.’와 같은 내용의 4문항으로 이루어져 있다. 본 연구에서는 가정환경의 질 전체를 독립변인으로 설정하였기 때문에 전체 문항 점수의 평균을 산출하여 분석에 사용하였고, 평균 점수가 1점에 가까울수록 가정환경의 질이 우수하다는 것을 뜻한다. 척도의 Cronbach  $\alpha$ 는 .83으로 나타났다.

## 2) 또래 놀이 단절

6차년도의 유아의 또래 놀이 단절을 측정하기 위해 Fantuzzo et al.(1998)의 척도를 최혜영, 신혜영(2008)이 타당화한 내용을 참고하여 한국아동패널 연구진이 수정·보완한 또래 놀이행동 척도(Penn Interactive Peer Play Scale: PIPPS)를 사용하였다. 본 설문지는 또래 놀이 상호작용, 또래 놀이 방해, 또래 놀이 단절의 3요인으로 이루어져 있는데, 본 연구에서는 또래 놀이 단절만 분석에 사용하였다. 또래 놀이 단절의 문항들은 유아가 또래 관계에서 위축되거나 타인에게 무시 또는 거부당하는 내용으로 이루어져 있으며, ‘다른 친구에게 거부당한다.’, ‘위축되어 있다.’와 같은 내용으로 구성되어 있다. ‘전혀 그렇지 않다’(1점)~‘항상 그렇다’(4점)의 8문항으로 이루어져있는 4점 리커트식 척도로 점수가 높을수록 유아의 또래 놀이 단절이 심하다는 것을 의미한다. 설문지는 해당 아동의 담임교사가 온라인으로 평정하며 척도의 Cronbach  $\alpha$ 는 .80으로 나타났다.

## 3) 유아의 주관적 행복감

7차년도 유아의 주관적 행복감을 측정하기 위해 Lyubomirsky와 Lepper(1999)의 척도를 참고하여 한국 아동패널 연구진이 번역한 주관적 행복감 척도를 사용하였다. 본 척도는 총 4문항으로 이루어진 4점 리커트식 척도로, ‘전반적으로 나는...’, ‘다른 사람과 비교했을 때 나는...’과 같은 질문지 문항을 한국아동패널 조사원이 대상 유아에게 읽어주고 유아는 자신의 생각과 일치하는 보기를 고른다. 보기에는 ‘전혀 행복하지 않아요’(1점)~‘매우 행복해요’(4점)라는 글과 함께 표정그림도 함께 제시된다. 점

수가 높을수록 유아의 주관적인 행복감이 높은 것을 의미하며, 척도의 Cronbach  $\alpha$ 는 .56으로 나타났다.

### 3. 연구 절차

본 연구에서 사용한 자료는 한국아동패널 5, 6, 7차년도 자료이다. 모집단은 2008년 출생한 신생아 2,150가구로 7차년도의 경우 모집단의 75.3%의 샘플을 유지하고 있다. 본 연구의 변인인 가정환경의 질은 5차년도에 대상 유아의 가정에 한국아동패널 연구진이 방문하여 관찰 및 면담을 통해 자료를 수집하였으며, 또래 놀이 단절은 6차년도에 해당 유아의 담임교사가 온라인 설문지를 통해, 유아의 주관적 행복감은 7차년도에 한국아동패널 연구진이 가정 방문 시 대상 유아를 직접 만나 면접조사를 통해 자료를 수집하였다.

### 4. 자료 분석

수집한 자료는 SPSS 23.0과 PROCESS macro version 4.2를 사용하여 분석하였다. 첫째, 변인들의 기초분석을 위해 평균, 표준편차, 왜도, 첨도를 산출하였다. 둘째, 가정환경의 질, 또래 놀이 단절, 유아의 주관적 행복감 간의 상관관계를 알아보기 위해 Pearson의 적률상관계수를 산출하였다. 셋째, 또래 놀이 단절의 조절효과를 검증하기 위해 Preacher와 Hayes(2008)가 개발한 PROCESS Macro Model 1을 사용하여 조절효과 분석 및 단순기울기 검증을 실시한 후, Johnson-Neyman 방법에 따른 유의성 영역을 표와 그래프로 제시하였다. 통계적 유의성은 Bootstrap으로 확인하였고, 모형의 Bootstrap 신뢰수준은 95%, 샘플 수는 5,000개로 설정하였다.

## III. 연구결과

### 1. 기초분석

변인들의 일반적인 경향과 정규성 확인을 위해 평균, 표준편차, 왜도, 첨도를 산출한 결과는 <표 1>과 같다. 가정환경의 질(T5) 평균점수는 .89(SD=.08)로 가정환경의 질이 매우 높은 경향을 보인다고 할 수 있다. 또래 놀이 단절(T6)의 평균점수는 12.57점(SD=3.73)으로 본 연구대상 유아들의 또래 놀이 단절 수준은 낮은 경향이 있다. 유아의 주관적 행복감(T7)의 평균점수는 14.37점(SD=2.00)으로 본 연구대상 유아들의 주관적 행복감이 높은 수준이라고 할 수 있다. 변인들의 정규성 확인을 위해 왜도와 첨도를 살펴본 결과, 모든 변인의 왜도가  $\pm 2$  이내, 첨도  $\pm 4$ 로 나타나 정규성 규정에 적합하므로 본 연구의 변인들은 정규분포 조건을 만족한다고 할 수 있다(Weston & Gore, 2006).

다음으로 변인들 간 Pearson의 상관분석을 한 결과, 가정환경의 질(T5)은 유아의 주관적 행복감(T7)과 정적으로 유의한 관계( $r=.08, p<.01$ )가 나타났다. 반면, 가정환경의 질(T5)과 또래 놀이 단절(T6), 또래 놀이 단절(T6)과 유아의 주관적 행복감(T7) 간에는 유의한 관계가 나타나지 않았다.

### 2. 가정환경의 질(T5)과 유아의 주관적 행복감(T7) 간의 종단적 관계에서 또래 놀이 단절(T6)의 조절효과

가정환경이 질(T5)과 유아의 주관적 행복감(T7) 간의 종단적 관계에 대한 또래 놀이 단절(T6)의 조절효과가 유의한지 알아보기 위해 PROCESS Macro Model 1을 이용하여 검증하였다. 보다 정확한 회귀분석을 위해 유아의 주

<표 1> 변인들 간의 상관관계와 기술통계

(N=1,100)

변인	1	2	3
1. 가정환경의 질(T5)	1.00		
2. 또래 놀이 단절(T6)	-.02	1.00	
3. 유아의 주관적 행복감(T7)	.08**	-.01	1
범위	0-1	8-32	4-16
M	.89	12.57	14.37
SD	.08	3.73	2.00
왜도	-.05	.78	-1.28
첨도	.25	-.01	1.34

\*\*  $p<.01$

주. (T5) - 5차년도 (T6) - 6차년도 (T7) - 7차년도

관적 행복감(T7)과 관련이 있는 유아 관련 변인을 통제하고자 유아의 성별과 주관적 행복감 간의 관계를 산출한 결과 유의한 관계가 나타나지 않아 회귀식에 통제변인은 투입하지 않았다. 다중공선성 문제를 완화하기 위해 가정환경의 질(T5)과 또래 놀이 단절(T6)을 평균중심화한 후 상호작용항을 산출하였다. 조절효과를 분석한 결과는 <표 2>에 나타난 바와 같다. 회귀모형은 통계적으로 유의하였고, 설명력은 2%로 나타났다.

먼저, 주효과를 살펴보면 유아의 주관적 행복감(T7)에 가정환경의 질(T5)은 정적으로, 또래 놀이 단절(T6)은 부정적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 만 4세 시기의 가정환경의 질이 높을수록 만 6세일 때 느끼는

주관적 행복감이 높다는 것을 의미한다. 또한, 유아가 만 5세일 때 또래 놀이 단절이 심할수록 만 6세 시기에 느끼는 행복감이 낮아진다는 것을 의미한다.

또래 놀이 단절의 조건부 효과 탐색을 위해 Johnson-Neyman 방법을 사용하여 조절효과를 탐색한 결과를 <표 3>에 제시하였다. 조건부 효과가 유의한 구간을 살펴본 결과, 유아의 주관적 행복감에 대한 가정환경의 질의 종단적인 영향력은 또래 놀이 단절의 수준이 낮거나(-1SD) 보통(M) 수준인 경우 통계적으로 유의하게 나타났으나 또래 놀이 단절 수준이 높을 때(+1SD)는 유의하지 않았다. [그림 2]와 같이 또래 놀이 단절이 낮거나 보통인 경우, 좋은 가정환경의 질이 유아의 주관적 행복감 증진에 장기적으로 긍

<표 2> 가정환경의 질과 유아의 주관적 행복감 간의 종단적 관계에서 또래 놀이 단절의 조절효과 (N=1,100)

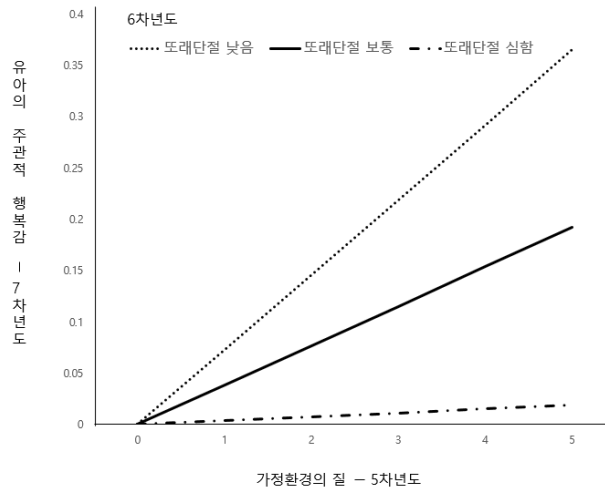
변인		B	SE	t	R <sup>2</sup>	ΔR <sup>2</sup>	F
주효과	가정환경의 질(T5)	.16***	.06	2.69***	.01	.01	2.79*
	또래 놀이 단절(T6)	-.46*	.22	-2.05*			
상호작용항	가정환경의 질(T5) × 또래 놀이 단절(T6)	-.01*	.01	-2.08*	.02	.01	

\*p < .05, \*\*\*p < .001

<표 3> 또래 놀이 단절 조건값에 따른 상호작용 유의성 검증 (N=1,100)

조절변수	수준	B	SE	t	95 % CI	
					LL	UL
또래 놀이 단절	M-1SD	.07***	.02	3.24***	.03	.12
	M	.04*	.02	2.41*	.01	.07
	M+1SD	.00	.02	.16	-.04	.05

\*p < .05, \*\*\*p < .001



[그림 2] 또래 놀이 단절(T6) 조건에 따른 유아의 주관적 행복감(T7)의 점수 변화

정적인 역할을 하지만 또래 놀이 단절 수준이 높은 경우 가정환경의 질이 유아의 전반적인 행복감에 미치는 영향력은 유의하지 않았다.

#### IV. 논의 및 결론

본 연구는 만 4세 시기 가정환경의 질 및 만 5세 시기 또래 놀이 단절이 만 6세 시기 유아의 주관적 행복감에 미치는 종단적 영향을 알아보았다. 또한, 만 4세 시기의 가정환경의 질이 만 6세 시기의 유아의 주관적 행복감에 미치는 종단적 영향을 만 5세 시기의 또래 놀이 단절이 조절하는지 함께 살펴보았다. 본 연구에서 나타난 결과를 바탕으로 논의한 내용은 다음과 같다.

첫째, 만 4세 시기의 가정환경의 질이 높은 경우 만 6세 시기에 유아가 느끼는 주관적 행복감이 높게 나타났다. 이러한 결과는 2년의 시간차를 보여준 종단적 효과로서 긍정적인 가정환경의 질이 유아 행복감 향상에 장기적인 영향을 줄 수 있음을 보여준다. 본 연구에서 사용한 가정환경의 질 척도는 유아가 가정에서 경험하는 정서적, 언어적, 물리적 환경의 전반적 수준을 측정하는 바, 가정의 정서적, 언어적, 물리적 환경이 안정적이고 수용적이며 우수한 경우, 유아의 삶에 대한 만족도가 이후에도 높음을 시사한다. 이러한 종단적 영향력은 기존의 횡단 연구결과들과 맥락을 같이 한다. 예를 들어, 권연희(2015)는 가족건강성이 높은 가정의 유아가 그렇지 않은 경우보다 행복감이 유의하게 높음을 보고하였으며, 정미애, 김효진(2022) 역시 부모의 행복감이 높고 부부 갈등이 적은 가정에서 자란 유아일수록 행복감 수준이 높다는 것을 밝힌 바 있다. 본 연구결과가 나타난 배경으로 초기 가정환경의 질적 수준이 유아의 심리 사회적 발달 토대를 형성한다는 점을 들 수 있다. 만 4세경에 부모로부터 충분한 애정과 지지를 받은 유아는 안전한 애착과 긍정적 자기개념을 발달시켜 이후 스트레스 대처나 정서 조절 능력이 향상되며(Rees, 2007), 이러한 역량이 주관적 행복감의 증가로 이어졌을 가능성이 있다. 반대로 이 시기에 가정불화나 양육 스트레스 등 부정적 요인을 많이 겪은 유아는 기본 정서 상태가 취약해져(노지운, 신나나, 2020; Rhoades, 2008) 시간이 지나도 행복감이 낮게 유지될 위험이 있다. 이는 Bronfenbrenner(1979)의 생태학적 체계이론에 따라 가정환경이 유아 발달의 가장 근접한 맥락으로서 행복감 형성에 핵심적인 역할을 한다는 이론적 기대와도 일맥상통한다.

이러한 연구결과를 토대로 유아기 자녀를 둔 가정을 대상으로 한 양육 지원 프로그램 강화에 대한 필요성이 제기된다. 자녀와 안정적인 관계 맺기, 의사소통 기술, 스트레스 관리법 등에 대한 부모 교육은 가정환경의 질을 높이는 데 유용한 역할을 할 것이다. 또한, 부모의 행복 증진을 위한 가족 상담 및 복지 서비스를 제공하여 부모 자신의 삶의 만족도가 높아지도록 돕는 것도 가정환경의 질을 높이는 데 도움이 될 것이다. 나아가 취약계층 가정환경의 질을 개선하기 위한 정책적 지원도 요구된다. 경제적으로 어려운 가정에 대한 양육 수당 확대, 돌봄 지원, 부부 갈등 완화를 위한 상담 지원 등은 가정환경의 안정성을 높여 유아의 정서적 안녕에 도움을 줄 수 있을 것이라 사료된다.

둘째, 만 5세 시기의 또래 놀이 단절 수준이 만 6세 시기 유아의 주관적 행복감에 부정적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 부정적 영향 또한 종단적 효과가 확인되어 또래 집단에서의 단절이 1년 후에도 유아의 행복감을 낮추는 요인으로 지속됨을 보여준다. 이러한 결과는 유아기 또래 관계에서의 소외와 고립 경험이 아이의 행복을 저해하는 요인임을 시사하며, 또래와의 긍정적 상호작용이 유아 행복감의 한 축을 이룬다는 선행 연구들(Holder & Coleman, 2015; Leary, 2015)과도 일맥상통한다. Leary (2015)는 유아가 또래 집단에서 배척당하거나 고립감을 느낄 경우, 심리적 박탈감이 커져 행복감이 저해될 수 있다고 하였으며, Holder와 Coleman(2015)은 친밀한 친구를 가진 아동이 그렇지 않은 아동보다 행복감과 삶의 만족도가 높고 외로움과 우울은 낮다고 보고하였다. 만 5세 무렵은 유아가 가정뿐 아니라 유치원이나 어린이집에서 또래들과의 상호작용이 크게 증가하며 사회적 욕구가 높아지는 시기이다(정지나, 2014). 이 시기에 또래와 즐겁게 어울리는 경험은 소속감 형성에 기여하여 유아의 긍정적인 정서를 높이지만(오희정 외, 2022), 반대로 놀이 상호작용에서 단절되는 경험은 스트레스를 유발하여(White et al., 2021) 행복감을 떨어뜨리는 원인이 될 수 있다. 본 연구에서 또래 놀이 단절이 높았던 유아들의 이후 행복감이 낮게 나타난 것도 이러한 맥락에서 이해할 수 있다. 또래와 어울리지 못하는 아이들은 사회적 기술 부족이나 의사소통 어려움을 겪는 경우가 많고(신은수 외, 2010), 그로 인해 또래에게 소외당하면서 악순환이 발생할 가능성이 있다(정지나, 2014). 아울러 놀이에 소극적인 유아들은 또래로부터 학습되는 긍정적 정서 경험이 부족하기 때문에 행복감을 느낄 기회가 줄어든다. Coolahan et al.(2000)의 연구에 따르면, 놀이 단절 행동이 빈번한 유아는 대인관계 동기가 위축되

고 발달에도 부정적 영향을 받는 것으로 나타났는데 이러한 이유로 인해 유아의 행복감을 장기적으로 낮추었을 가능성이 있다.

결국 또래와의 관계에서 단절되는 경험은 유아기의 중요한 심리사회적 스트레스 요인으로 작용한다. 본 연구결과를 근거로 유치원이나 어린이집 현장에서 또래 관계에 어려움을 겪는 아동에 대한 조기 개입에 대한 필요성이 제기된다. 교사는 또래와의 놀이에 지속적으로 참여하지 못하고 주변을 맴도는 아동을 세심하게 관찰하여 사회적 상호작용을 촉진할 기회를 마련해줄 필요가 있다. 예를 들어, 또래 튜터링과 같은 짝 활동을 통해 고립된 아동이 자연스럽게 또래와 어울릴 수 있도록 중재하고, 협동놀이 과제나 그룹 프로젝트 등과 같은 활동에 적극 참여시키는 방안이 있다. 또한, 또래와의 놀이에서 단절된 유아의 사회적 기술 발달을 돕는 사회성 증진 프로그램을 도입해야 한다. 또래와 어울리는 데 어려움을 보이는 유아를 대상으로 의사소통 기술, 정서조절 및 협력능력을 키울 수 있는 사회기술훈련 프로그램을 운영함으로써 놀이 단절 행동을 감소시킬 수 있을 것이다. 코로나19 팬데믹 이후 사회성 발달에 어려움을 겪는 아동이 증가한 만큼(최혜영 외, 2021) 이에 대한 관심이 사회적으로 더욱 필요한 때이다.

한편, 유아의 또래 놀이 단절과 주관적 행복감 간의 상관 분석에서는 둘 간의 관계가 유의하지 않았으며 상관 계수도 0에 가깝게 나타났다( $r = -.01$ ). 하지만, 회귀분석에서는 유아의 또래 놀이 단절이 주관적 행복감에 부정적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과가 나타난 이유는 다음과 같이 설명할 수 있다. 종단자료의 경우, 동일한 변인이 시점이 달라져도 유사한 수준을 유지하는 경향, 즉 시간적 안정성(temporal stability)이 존재한다. 이러한 특성으로 인해 후속 시점의 변인은 상당 부분 이전 시점의 자기 값에 의해 설명되며, 그 결과 서로 다른 시점의 변인과의 단순 상관은 실제 관계보다 작게 나타나는 경향이 있다. 반면 회귀모형은 시점 간 인과적 방향성을 반영하여 단순 상관으로는 포착되지 않는 종단적 영향력이 더 명확히 나타나게 되므로(Cole & Maxwell, 2003), 본 연구에서도 유아의 또래 놀이 단절과 주관적 행복감의 상관은 유의하지 않았으나, 회귀분석에서는 유의한 영향력이 나타난 것으로 해석할 수 있다.

셋째, 만 5세 시기의 또래 놀이 단절 수준에 따라 만 4세 가정환경의 질과 만 6세 행복감 간의 관계가 달라지는 것으로 나타났다. 구체적으로, 또래 놀이 단절 수준이 낮거나 보통인 유아의 경우 가정환경의 질이 높을수록 2년 후 행복감

이 유의하게 상승했지만, 또래 놀이 단절 수준이 높았던 유아의 경우 유아의 행복감에 미치는 긍정적인 가정환경의 장기적 영향력이 유의하지 않게 나타났다.

이러한 결과가 나타난 이유를 다음과 같이 생각해볼 수 있다. 첫째, Bronfenbrenner(1979)는 생태학적 체계이론에서 유아의 발달은 가족과 또래와 같은 환경과의 상호작용을 통해 이루어진다고 설명하였다. 가족은 미시체계이며, 또래는 미시체계이자 중간체계로 유아의 발달에 직접적인 영향도 주지만 가정과의 연계 속에서 상호영향을 주는 역할을 하게 된다. 이러한 상호작용적 관점에서 볼 때, 유아가 또래 관계에서 어려움을 겪는 경우 큰 스트레스를 경험하기 때문에 온정적이고 수용적인 가정에서의 정서적 지지가 이에 대한 부정적 영향을 상쇄시키지 못했다는 선행연구(Hazel et al., 2014; Vandenbroucke et al., 2018) 결과를 통해 유아의 장기적인 행복감은 가정환경이나 또래 관계 하나의 특성으로 설명할 수 없고 두 가지 요소의 상호작용에 영향을 받는다고 할 수 있다. 이에 본 연구에서도 심한 또래 놀이 단절로 인해 긍정적인 가정환경의 질이 유아의 행복감에 유의한 영향력을 미치지 않았을 것이라 생각해 볼 수 있다. 또한, 또래로부터 높은 지지를 받은 유아는 가정의 경제적 어려움이나 부모 갈등 등의 역경에도 불구하고 문제행동이 증가하지 않았지만, 또래 지지가 낮은 유아는 가정 역경 수준이 높아질수록 외현적 문제행동이 크게 증가하였다는 종단연구결과(Criss et al., 2002)를 통해 같은 가정환경이라 하더라도 또래 관계의 질이 유아의 문제행동을 다르게 예측하였다는 것을 알 수 있다. 따라서, 이러한 결과는 본 연구결과와 일맥상통하는 것으로 가정환경의 질 또는 또래 관계의 질 두 가지 요소 중 하나라도 좋지 않았을 때는 긍정적인 요소가 가지고 있는 효과가 제대로 나타나지 않으므로 유아가 행복하게 지내기 위해서는 가정환경의 질과 또래 관계 특성 두 가지 모두를 신경써야 한다는 점을 확인하였다. 단, 본 연구 모형의 설명력이 2%로 나타난 점을 고려하여 연구결과의 해석에 유의하여야 한다. 본 연구에서 살펴본 변인 이외에 유아의 주관적 행복감에 영향을 미치는 다른 종단적 요인들에 대한 탐색도 추후 연구를 통해 이루어져야 할 것이다.

본 연구결과를 토대로 다음과 같은 제언을 하고자 한다. 첫째, 본 연구결과에 의하면 또래 놀이 단절 수준이 낮거나 보통인 경우 유아의 주관적 행복감에 미치는 긍정적인 가정환경의 장기적 영향력은 높게 나타났지만, 또래 놀이 단절 수준이 높은 경우 긍정적인 가정환경의 장기적 영향력은 유의하지 않았다. 이는 또래 놀이 단절 경험을 최소화하

여야 유아의 행복감에 미치는 긍정적인 가정환경의 효과가 온전히 발휘될 수 있음을 뜻하기 때문에 유아교육 및 보육 현장에서 유아 또래 관계 증진 프로그램 운영의 필요성이 제기된다. 둘째, 국가 차원에서 유아 행복지표를 지속적으로 모니터링하고 가족 및 또래 관계 요인을 포함한 다차원적 지원 정책을 수립해야 한다. 다양한 아동 행복 관련 통계에서 드러난 계층 간 격차와 코로나19 팬데믹 등 사회 환경 변화로 인한 또래 고립의 증가 추세에 적극 대응하기 위해 가정-유치원 및 어린이집-지역사회가 협력하는 체계를 만들 필요가 있다.

끝으로 본 연구의 제한점과 후속연구를 위한 몇 가지 제언을 하면 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 또래 놀이 행동 중 또래 놀이 단절에 대한 분석만 실시하였는데, 추후 연구에서는 또래 놀이 상호작용, 또래 놀이 방해에 대한 탐색도 함께 하여 또래 관계가 중요한 시기인 유아기의 행복감에 미치는 다양한 또래 관계 맥락도 함께 연구할 필요성이 있다. 둘째, 본 연구에서는 가정환경의 질의 8개 하위영역을 구분하지 않고 총점에 대한 평균을 산출하여 분석하였는데, 물리적 환경과 심리·정서적 환경이 이후 유아의 주관적 행복감에 미치는 영향을 또래 관계가 어떻게 조절하는지 구분하여 살펴본다면 가정환경의 질 향상을 위한 지원 프로그램이나 정책 개발에 보다 자세한 정보를 제공할 수 있을 것이다. 셋째, 본 연구에서 유아의 주관적 행복감 척도의 신뢰도 계수가 낮게 나타났는데, 이에 유아의 주관적 행복감을 측정할 수 있는 보다 신뢰롭고 타당한 도구 개발이 요구된다. 본 연구는 패널데이터를 사용하여 분석한 만큼 도구 선택에 한계점이 있기 때문에 추후 연구에서는 유아의 주관적 행복감을 측정하는 다양한 도구를 통한 연구의 필요성이 제기된다.

이러한 제한점에도 불구하고 본 연구는 가정환경의 질을 질문지가 아닌 가정 방문을 통해 직접 관찰하고 면접하여 측정하였다는 점과 유아의 주관적 행복감에 영향을 미치는 가정 요인 및 또래 요인을 종합적으로 고려하여 중단적 효과를 살펴보았다는데 의의가 있다. 특히, 가정환경의 질과 또래 관계의 특성의 상호작용 효과를 중단적으로 규명했다는 점에서 의의가 큰데 가정환경의 질이 우수해도 또래 단절이 심한 경우 좋은 가정환경의 영향력이 유효하지 않다는 것을 밝혀 유아의 행복감 증진을 위해 가정과 또래 두 가지 측면을 모두 고려해야 한다는 것을 입증하였다. 본 연구의 결과는 유아의 주관적 행복감 증진을 위해 필요한 가정 및 또래 관계 관리 전략을 개발하는데 기초자료로 활용될 수 있을 것이다.

주제어: 가정환경의 질, 또래놀이단절, 유아의주관적행복감, 조절효과, 중단연구

## REFERENCES

- 권연희(2015). 유아의 행복감에 대한 기질과 가족건강성의 영향. *미래유아교육학회지*, 22(2), 309-331.
- 김도란, 김정원(2008). 유아의 행복감과 부모의 행복감 간의 관계 연구. *열린유아교육연구*, 13(6), 311-333.
- 김은설, 도남희, 왕영희, 송요현, ...김영원(2012). *한국아동패널 2012*. 서울: 육아정책연구소.
- 나경애, 민경석(2021). 아버지의 행복감, 어머니의 행복감, 자녀의 행복감과 자존감 간의 중단적 상호관계. *한국가족복지학*, 26(1), 41-60.
- 노지운, 신나나(2020). 부부갈등이 아동의 실행기능, 정서조절 및 문제행동에 미치는 영향: 어머니의 양육행동과 아동의 수면의 매개적 역할. *아동학회지*, 41(6), 51-66.
- 류혜숙, 고정완(2022). 유아의 놀이성이 행복감에 미치는 영향과 또래유능성의 매개효과. *인문사회* 21, 13(5), 29-42.
- 보건복지부(2024). *2023 아동종합실태조사*. 세종: 보건복지부.
- 보건복지부(2025). 아동의 삶과 대한민국의 미래를 바꾸는 아동정책 기본 계획 수립, [https://www.mohw.go.kr/board.es?act=view&bid=0027&list\\_no=322332&mid=a10503010300&nPage=777&tag=&utm\\_source](https://www.mohw.go.kr/board.es?act=view&bid=0027&list_no=322332&mid=a10503010300&nPage=777&tag=&utm_source)에서 인출.
- 서중수(2017). 부모애착이 아동의 행복에 미치는 영향: 또래 관계의 매개효과를 중심으로. *복지상담교육연구*, 6(1), 145-165.
- 손승희(2025). 부모의 성취압력이 중학생 자녀의 전반적 행복감에 미치는 영향: 자녀가 느끼는 사교육 부담감의 매개효과. *한국생활과학회지*, 34(4), 545-554.
- 신은수, 권미경, 정현빈(2010). 유아의 사회적 기술, 또래 놀이 상호작용과 사회적 놀이 행동 간의 관계. *미래유아교육학회지*, 17(4), 183-209.
- 오희정, 유영만, 이윤수(2022). 유아의 또래 놀이 상호작용과 행복감의 관계에서 자아존중감과 사회적 유능감의 병렬다중매개효과. *유아교육연구*, 42(6),

- 5-19.
- 유민상(2020). 한국 아동들의 행복 격차. *보건복지포럼*, 283, 58-70.
- 이경선(2017). 유아의 행복감에 영향을 미치는 관련변인 연구. *미래유아교육학회지*, 24(1), 305-324.
- 이수진, 박현선, 정수정, 김희진, ... 이원지(2024). 2024 아동행복지수 생활시간조사 결과. 서울: 초록우산 아동복지연구소.
- 이정미, 이지영(2022). 아버지, 어머니, 교사, 또래 관계가 유아 행복에 미치는 영향. *영유아교육보육연구*, 15(1), 79-100.
- 정경자, 심성경(2019). 사교육의 실시 현황 및 유아의 불만족도가 유아의 행복감에 미치는 영향. *육아지원연구*, 14(4), 177-199.
- 정미애, 김효진(2022). 부모의 공동양육 정도, 부모의 행복감, 부부갈등이 유아기 자녀의 행복감에 미치는 영향. *유아교육학논집*, 26(2), 205-227.
- 정지나(2014). 어머니-유아 상호작용과 유아의 사회적 행동이 유아의 또래수용도에 미치는 영향. *한국생활과학회지*, 23(3), 409-420.
- 조윤주(2023). 유아기 또래놀이 단절의 중단변화와 영향 요인 탐색. *아동학회지*, 44(4), 401-411.
- 최혜영, 신혜영(2008). 아동 또래 놀이행동 척도(PIPPS)의 국내적용을 위한 타당화 연구. *아동학회지*, 29(3), 303-318.
- 최혜영, 유준호, 권수정, 장경은(2021). 코로나19 시대의 보육환경 내 영유아의 사회적 경험. *한국보육지원학회지*, 17(2), 29-46.
- 홍인표(2023). 만 5세 유아의 또래 관계가 유아의 행복감에 미치는 영향: 또래 수용 및 또래 거부 사회 연결망 분석을 중심으로. *유아교육학논집*, 27(5), 203-229.
- Bradley, R. H., & Corwyn, R. F. (2005). Caring for children around the world: A view from HOME. *International Journal of Behavioral Development*, 29(6), 468-478.
- Bronfenbrenner, U. (1979). *The ecology of human development: Experiments by nature and design*. Cambridge: Harvard University Press.
- Caldwell, B. M., & Bradley, R. H. (2003). *Home inventory administration manual*. Arkansas: University of Arkansas for Medical Sciences.
- Casas, F., & González-Carrasco, M. (2019). Subjective well-being decreasing with age: New research on children over 8. *Child Development*, 90(2), 375-394.
- 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), 558-577.
- Coolahan, K., Fantuzzo, J., Méndez, J., & McDermott, P. (2000). Preschool peer interactions and readiness to learn: Relationships between classroom peer play and learning behaviors and conduct. *Journal of Educational Psychology*, 92(3), 458-465.
- Criss, M. M., Pettit, G. S., Bates, J. E., Dodge, K. A., & Lapp, A. L. (2002). Family adversity, positive peer relationships, and children's externalizing behavior: A longitudinal perspective on risk and resilience. *Child Development*, 73(4), 1220-1237.
- Fantuzzo, J. W., Coolahan, K., Mendez, J., McDermott, P., & Sutton-Smith, B. (1998). Contextually-relevant validation of peer play constructs with African American Head Start children: Penn Interactive Peer Play Scale. *Early Childhood Research Quarterly*, 13(3), 411-431.
- Fantuzzo, J. W., Davis, G. Y., & Ginsburg, M. D. (1995). Effects of parent involvement in isolation or in combination with peer tutoring on student self-concept and mathematics achievement. *Journal of Educational Psychology*, 87(2), 272-281.
- Gagnon, S. G., & Nagle, R. J. (2004). Relationships between peer interactive play and social competence in at-risk preschool children. *Psychology in the Schools*, 41(2), 173-189.
- Hawker, D. S. J., & Boulton, M. J. (2000). Twenty years' research on peer victimization and psychosocial maladjustment: A meta-analytic review of cross-sectional studies. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 41(4), 441-455.
- Hazel, N. A., Oppenheimer, C. W., Technow, J. R., Young, J. F., & Hankin, B. L. (2014). Parent relationship quality buffers against the effect of peer stressors on depressive symptoms from

- middle childhood to adolescence. *Developmental Psychology*, 50(8), 2115-2123.
- Holder, M. D., & Coleman, B. (2015). Children's friendships and positive well-being. In M. Demir (Ed.), *Friendship and happiness: Across the life-span and cultures*. Dordrecht: Springer.
- Ladd, G. W. (2006). Peer rejection, aggressive or withdrawn behavior, and psychological maladjustment from ages 5 to 12: An examination of four predictive models. *Child Development*, 77(4), 822-846.
- Leary, M. R. (2015). Emotional responses to interpersonal rejection. *Dialogues in Clinical Neuroscience*, 17(4), 435-441.
- Lyubomirsky, S., & Lepper, H. S. (1999). A measure of subjective happiness: Preliminary reliability and construct validation. *Social Indicators Research*, 46(2), 137-155.
- OECD (2020). *How's life? 2020: Measuring well-being*. Paris: OECD Publishing.
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2008). Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models. *Behavior Research Methods*, 40(3), 879-891.
- Rees, C. A. (2007). Childhood attachment. *British Journal of General Practice*, 57(544), 920-922.
- Rhoades, K. A. (2008). Children's responses to interparental conflict: A meta-analysis of their associations with child adjustment. *Child Development*, 79(6), 1942-1956.
- Tetzner, J., Bondü, R., & Krahe, B. (2022). Family risk factors and buffering factors for child internalizing and externalizing problems. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 80, 1-12.
- Vandenbroucke, L., Spilt, J. L., Verschueren, K., & Baeyens, D. (2018). The effects of peer rejection, parent and teacher support on working memory performance. *Biological Psychiatry: Learning and Individual Differences*, 67, 12-21.
- Weston, R., & Gore, P. A. (2006). A brief guide to structural equation modeling. *The Counseling Psychologist*, 34(5), 719-751.
- White, L. O., Bornemann, B., Crowley, M. J., Sticca, F., ... & von Klitzing, K. (2021). Exclusion expected? Cardiac slowing upon peer exclusion links preschool parent representations to school-age peer relationships. *Child Development*, 92(4), 1274-1290.

Received 26 October 2025;

Accepted 14 November 2025