콘텐츠

겉표지 5권 3호 2
임원명단_2026-7-06(현재) 4
2026년 5권 3호_목차 6
2026년 5권 3호_논문_1_01_13 7
2026년 5권 3호_논문_2_14_26 20
NTF0000470068be.hw 20
개요 20
2026년 5권 3호_논문_3_27_38 33
2026년 5권 3호_논문_4_39_53 45
2026년 5권 3호_논문_5_54_65 60
2026년 5권 3호_논문_6_66_82 72
2026년 5권 3호_판권 89

E-ISSN 2951-259X

새론상담심리교육연구

THE JOURNAL OF SAERON COUNSELING, PSYCHOLOGY AND EDUCATION

2026

VOL.5 NO.3

새론상담심리교육학회

SAERON COUNSELING, PSYCHOLOGY AND EDUCATION ASSOCIATION



새론상담심리교육학회 임원 명단

직 위	성 명	소 속	이메일
고문	이교봉	서울특별시경계선지능인평생교육지원센터	lkb6799@hanmai.net
회장	이창식	한서대학교	lee1246@hanmail.net
부회장	신은미	새론가족심리상담센터	smslovess@naver.com
	장하영	청운대학교	besof@hanmail.net
	Chen Pingbo	Nanjing University of Posts and Telecommunications	chenpb@njupt.edu.cn
	Xiang Hengpeng	Guangzhou Experimental Foreign Language School	xhp1975@hotmail.com
이사	Ai Yongliang	Dongguan Nanbo Vocational and Technical School	aiyongliang2655@gmail.com
	Chen Jin	Nanjing Vocational College of Information Technology	chenjin@njcit.cn
	Dai Yueping	Guangdong Polytechnic College of Industry and Commerce	173976949@qq.com
	Gao Runze	Guangdong University of Science and Technology	g258396346@163.com
	He Hua	Guangdong Ocean University	baxiaoxiansheng@gmail.com
	Jie Xiao	Guangdong University of Science and Technology	gdbjzxxj@gmail.com
	Li Jianzhong	Guangdong Innovation Science and Technology Vocational College	lijianzhong234@gmail.com
	Li Jiaying	Guangdong University of Science and Technology	lijiaying568@gmail.com
	Li Zhang	Guangdong Science and Technology College	zl060111030014@163.com
	Liu Huamei	Hanseo University	201835218liu@gmail.com
	Liu Lisha	College of Fine Arts, Hanshan Normal University	liulisha0187@gmail.com
	Liu Shuangyu	Dongguan Nanbo Vocational and Technical School	shuangyu520bb@yahoo.com
	Luo Heng	Nanjing Vocational College of Information Technology	luoheng@njcit.edu.cn
	Luo Zhiwen	Dongguan Nanbo Vocational & Technology	15920253986@163.com
	Ma Wenjuan	Guangzhou Nanyang Polytechnic College	maxiaodu111@gmail.com
	Mei Qi	Guangzhou Nanyang Polytechnic College	meiqimickey2000@163.com
	Qui Qiaoling	GUANGDONG POLYTECHNIC OF INDUSTRY AND COMMERCE	popsicle7@163.com
	Subn Wen	Guangdong Science and Technology College	xinyite888@126.com
	Wang Yang	Guangdong University of Science & Technology	540697411@qq.com

	Wang Zongzhe	Guangdong Polytechnic of Industry and Commerce	812397839@qq.com
	Wu Meiping	Guang Zhou Health Science College	2018232012@gzws.edu.cn
	Wu Xiaoneng	Yangzhou Vocational University	747144500@qq.com
	Xu Ying	Guangzhou Songtian Polytechnic College	suziwenii@163.com
	Zhao Huihua	Guangdong University of Science and Technology	13669824662@163.com
	강민경	한서대학교	kmk0709@hanseo.ac.kr
	권세용	세한대학교	sykwonnice@sehan.ac.kr
	김미숙	서정대학교	msk8881@hanmail.net
	김인경	한서대학교	inkyoung19@naver.com
	이규달	㈜광원	kyudal614@hanmail.net
	정영규	한서대학교	hanseobody@hanseo.ac.kr
편집위원장	이창식	한서대학교	lee1246@hanmail.net
편집위원	Guo Ming	Wuhan Institute of Design and Sciences	G176232323@gmail.com
	Li Jianan	Software Engineering Institute of Guangzhou	lijianan718@163.com
	Li Yixuan	Hanseo University	liyix66888888@gmail.com
	Ma Tingting	Software Engineering Institute of Guangzhou	mtt_career@163.com
	Nanje Bakoma Daniel	University of Buea	nanjebakomadaniel@yahoo.com
	Ren Zhiyue	Dongguan Nanbo Vocational and Technical School	iamrzy@163.com
	Sheri Slick	Duksung Women's University	sherislick@gmail.com
	Siline Ahmad	Haseo University	siline213@gmail.com
	Tang wencheng	Chongqing Vocational Institute of Tourism	405907465@qq.com
	김윤정	한서대학교	twoyun21@hanmail.net
	김진원	청운대학교	gulsem.fish@gmail.com
	박병기	호서대학교	chief@hoseo.edu
	서다혜	호서대학교	sdh3615@naver.com
	신은미	새론가족심리상담센터	smslovess@naver.com
	안병욱	한서대학교	bwahn75@hanseo.ac.kr
	유은경	엠이지발효연구원	yek0444@hanmail.net
	이영란	청운대학교	2020ee@chungwoon.ac.kr
	이혜경	건양대학교	verygoodlee@hanmail.net
	임청환	한서대학교	lch116@hanmail.net
	장하영	청운대학교	besof@hanmail.net
	전애은	한서대학교	140368@daum.net
	정미나	세종시사회서비스원	jung5995@hanmail.net
	최창욱	한국청소년정책연구원	ccwook@nypi.re.kr
학술대회분과 위원장	이규달	㈜광원	kyudal614@hanmail.net
학술대회분과 부위원장	Wang Zongzhe	Guangdong Polytechnic of Industry and Commerce	812397839@qq.com
학술대회분과 위원	김해란	한서대학교	hailan8415@hanmail.net

목 차

제5권 제3호 2026년 9월

The Dual Mediating Effects of Psychological Capital and Learning Motivation in the Relationship between AI Self-Efficacy and Learning Engagement in Chinese University Students ····· Nie Xiangyi, Chang Seek Lee ····· 1

The Serial Mediating Roles of AI Self-Efficacy and Self-Directed Learning in the Relationship between AI Literacy and Creative Problem-Solving Ability among Chinese College Students ····· Ran Guilin, Chang Seek Lee ····· 14

고등학생의 그릿이 학업성취에 미치는 영향: 자아효능감과 회복탄력성의 이중 매개효과 및 학업 스트레스의 조절된 매개모형 ····· 권덕한, 이창식 ····· 27

대학생의 아동기 외상과 전위공격성과의 관계: 경험회피와 정신화의 이중매개효과 ····· 전정임 ····· 39

탈석탄 전환에서 고용형태와 고용불안이 전환준비도에 미치는 영향: 정책수요에 의해 조절된 매개효과 ····· 권세용, 김형호 ····· 54

학교 밖 청소년의 부모애착과 또래애착의 관계: 자아존중감의 매개효과와 우울의 조절된 매개효과 ····· 이태겸 ····· 66

새론상담심리교육연구
The Journal of Saeron Counseling, Psychology and Education
Vol. 5, No. 3, pp. 01-13
https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.1

The Dual Mediating Effects of Psychological Capital and Learning Motivation in the Relationship between AI Self-Efficacy and Learning Engagement in Chinese University Students

Nie Xiangyi[1], Chang Seek Lee[2]
[1]Doctoral student, Dept. of Convergence Lifelong Education, Hanseo University, Korea, niexiangyi123@gmail.com
[1]Professor, School of Tourism Management, Chongqing Tourism Vocational College, China, niexiangyi123@gmail.com
[2]Specially Appointed Professor, Dept. of Convergence Lifelong Education, Hanseo University, Korea, lee1246@hanmail.net

중국 대학생의 AI 자기효능감과 학습 몰입의 관계에서 심리 자본과 학습 동기의 이중 매개 효과

섭상익[1], 이창식[2]
[1]한서대학교 융합평생교육학과 박사과정, niexiangyi123@gmail.com
[1]중국 충칭 관광직업대학 관광경영학부 교수, niexiangyi123@gmail.com
[2]한서대학교 융합평생교육학과 특임교수; lee1246@hanmail.net

Abstract: As artificial intelligence continues to reshape the educational landscape, understanding how college students' confidence in using AI tools affects their engagement in learning has become increasingly important.This study aims to explore the relationship between AI self-efficacy and learning engagement, examining the dual mediating roles of psychological capital and learning motivation. The study employed convenience sampling and conducted surveys among college students in China via an online questionnaire platform, collecting a total of 501 valid responses. Research tools included the AI Self-Efficacy Scale, Psychological Capital Scale, Learning Motivation Scale, and Learning Engagement Scale. Data analysis was performed using SPSS 26.0 and PROCESS macro (Model 6), employing frequency analysis, reliability analysis, correlation analysis, and dual mediation effect analysis, with 5,000 bootstrap resamples, while controlling for gender, age, grade, major, and family income. The results demonstrate that: first, AI self-efficacy, psychological capital, learning motivation, and learning engagement all exhibit significant positive correlations pairwise; second, dual mediation analysis reveals that psychological capital and learning motivation serve as dual mediators between AI self-efficacy and learning engagement. Specifically, AI self-efficacy indirectly influences learning engagement through a chain pathway involving psychological capital and learning motivation. These findings not only confirm the dual mediating role of psychological capital and learning motivation in the relationship between AI self-efficacy and learning engagement, but also suggest that designing effective intervention programs to simultaneously enhance students' psychological capital and learning motivation can more effectively promote learning engagement.

Keywords: AI self-efficacy, psychological capital, learning motivation, learning engagement, dual mediation effect, Chinese university students

초 록: AI 기술이 교육 분야에 급속도로 보급됨에 따라, 대학생들이 AI 도구를 사용하는 데 대한 자신감의 유무 및 그 정도가 학습 몰입에 미치는 영향은 중요한 연구 과제로 부상하였다. 본 연구는 심리적 자본과 학습 동기의 이중 매개 효과를 분석함으로써 AI 자기효능감과 학습 몰입도 간의 관계를 규명하고자 한다. 이 연구는 편의 표집방법을 적용하여 중국 대학생들을 선정하였으며, 온라인 설문조사 플랫폼을 통해 조사를 실시하였다. 최종적으로 총 501명의 유효한 응답을 수집하였다. 연구에 사용된 도구로는 AI 자기효능감 척도, 심리자본 척도, 학습 동기 척도, 학습 몰입 척도가 사용되었다. 데이터 분석은 SPSS 26.0 및 PROCESS 매크로(모델 6)를 사용하였으며, 빈도 분석, 신뢰도 분석, 상관 분석 및 이중 매개 효과 분석을 수행하였으며, 분석 시 성별, 연령, 학년, 전공 및 가정 소득을 통제한 조건에서 5,000회의 부트스트랩 재 표본을 활용하였다. 결과는 다음과 같다. 첫째, 인공지능 자기효능감, 심리자본, 학습 동기, 학습 몰입은 모두 서로 간에 유의미한 정적 상관관계를 나타냈다. 둘째, 이중 매개 분석 결과 심리자본과 학습 동기가 AI 자기효능감과 학습 몰입 사이에서 이중 매개변수로 작용하는 것으로 확인되었다. 구체적으로, AI 자기효능감은 심리자본과 학습 동기를 포함하는 연쇄적 경로를 통해 간접적으로 학습 몰입에 영향을 주었다. 이러한 연구 결과는 AI 자기효능감과 학습 몰입 간의 관계에서 심리적 자본과 학습 동기가 모두 중개 역할을 한다는 점을 확인할 뿐만 아니라, 학생들의 심리적 자본과 학습 동기를 동시에 향상시키는 효과적인 개입 프로그램을 설계함으로써 학습 몰입을 더욱 효과적으로 증진시킬 수 있음을 시사하였다.

핵심어: AI 자기효능감, 심리적 자본, 학습 동기, 학습 몰입, 이중 매개 효과, 중국 대학생

Received 16 July 2026, Revised 20 July 2026
Accepted 5 August 2026
Corresponding Author: Chang Seek Lee
(Hanseo University)
Email: lee1246@hanmail.net
e-ISSN: 2951-259X

© Saeron Counseling, Psychology and Education Association. All rights reserved. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (http://creative commons.org/licenses/by-nc/3.0), which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.1

1. Introduction

With the rapid integration of artificial intelligence (AI) technology into education, students' learning approaches are undergoing profound transformation. From intelligent tutoring systems to automated grading tools, from personalized learning recommendations to academic writing assistance, AI tools have become an indispensable component of the contemporary college learning ecosystem. Meanwhile, the continuous expansion of higher education has intensified academic competition among students, making effective promotion of student engagement a central issue in educational research and practice [1]. However, the widespread adoption of AI tools does not automatically translate into improved learning outcomes; a key psychological variable known as "AI self-efficacy" may play a decisive role.

Learning engagement is a crucial indicator reflecting educational quality and is closely related to students 'academic achievement, mental health, and long-term development [2]. In China's higher education environment, college students face significant academic pressure, making the promotion of sustained and deep learning engagement a central issue in both educational research and practice. Existing studies have confirmed that general self-efficacy significantly enhances learning engagement [3]. However, in the context of AI-driven learning environments, whether and how AI-specific self-efficacy influences learning engagement has not received sufficient attention. More specifically, when AI-related self-efficacy increases, does learning engagement correspondingly improve? And are there any key mediating variables in this relationship? This study is conducted precisely out of interest in addressing these questions.

Regarding potential mediating variables, the close relationship between psychological capital and learning motivation has been extensively validated. Psychological capital, as a positive psychological development state, comprises four dimensions: self-efficacy, hope, optimism, and resilience [4]. Research indicates that psychological capital is influenced by individual efficacy beliefs [5] and positively predicts learning engagement [6]. Meanwhile, learning motivation as the core driver of learning behavior is also closely linked to efficacy beliefs [7] and learning engagement [8]. More importantly, a significant positive correlation exists between psychological capital and learning motivation [9]. This pattern suggests that AI self-efficacy may first activate psychological capital, which in turn fuels learning motivation and ultimately drives learning engagement, forming a chain reaction process. However, few studies have examined AI self-efficacy, psychological capital, learning motivation, and learning engagement within a unified mediating framework. While existing research has investigated the mediating roles of either psychological capital [10] or learning motivation [11], empirical evidence supporting their sequential transmission effect between AI self-efficacy and learning engagement remains scarce.

Therefore, this study aims to identify factors that promote learning engagement and to verify, through dual mediation analysis, whether psychological capital and learning motivation serve as chain mediators between AI self-efficacy and learning engagement. The specific research questions are as follows: First, what is the relationship between psychological capital and learning motivation in the association between AI self-efficacy and learning engagement? Second, do psychological capital and learning motivation act as dual mediators between AI self-efficacy and learning engagement? From a practical perspective, the findings of this study may inform educational practices in Chinese universities. By elucidating the mediating mechanisms, this research provides empirical evidence for

designing interventions that enhance students' AI self-efficacy, psychological capital, and learning motivation, thereby promoting their learning engagement.

2. Theoretical Background

2.1 Relationship Between AI Self-Efficacy and Learning Engagement

AI self-efficacy represents an extension of self-efficacy theory to the context of artificial intelligence applications. Rooted in Bandura's social cognition theory [12], it refers to an individual's belief in their ability to organize and execute specific behaviors to achieve desired outcomes. In educational settings integrating AI technology, AI self-efficacy specifically denotes confidence in utilizing AI tools to complete learning tasks. Distinct from general self-efficacy, this concept focuses on operational competence and problem-solving confidence within technological contexts, providing stronger explanatory power for learning behaviors in the AI era. Learning engagement describes students' level of effort, dedication, and focus during learning activities, encompassing three dimensions: vitality, commitment, and concentration [13]. It serves not only as a direct predictor of academic success but also as a key measure of educational quality. Extensive research confirms a significant positive correlation between general self-efficacy and learning engagement [3,14]. In AI-assisted learning environments, students with greater confidence in mastering AI tools tend to proactively explore new features, actively address technical issues, and extract actionable insights from AI feedback, thereby demonstrating higher learning engagement. Thus, AI self-efficacy may serve as a critical antecedent for predicting learning engagement.

2.2 The Mediating Role of Psychological Capital

Psychological capital is a core concept proposed by Luthans et al. [4] in the field of positive organizational behavior, comprising four dimensions: self-efficacy, hope, optimism, and resilience. It represents a state-like positive psychological resource that is both developable and manageable. Research indicates a strong correlation between psychological capital and individual efficacy beliefs. AI self-efficacy individual confidence in their capabilities within specific domains directly enhances the "self-efficacy" dimension of psychological capital and enriches overall psychological capital by strengthening positive expectations for the future (hope and optimism) as well as resilience in adversity [5]. In other words, students who believe they can master AI are more likely to maintain a positive mindset when facing academic challenges and have higher expectations for their academic outcomes. Conversely, students with high psychological capital exhibit greater academic resilience, better cope with stress and burnout, and sustain sustained learning engagement [6]. Thus, psychological capital serves as a crucial bridge linking AI self-efficacy and learning commitment.

2.3 The Mediating Role of Learning Motivation

Learning motivation refers to the internal psychological process that drives, guides, and sustains learning behavior. Self-determination theory posits that an individual's sense of competence forms the

foundation for fulfilling three fundamental psychological needs autonomy, competence, and belonging and facilitates the internalization of external motivation into internal motivation [7]. Students with high AI self-efficacy experience greater competence when using AI tools to complete learning tasks, making them more likely to perceive learning activities as valuable and meaningful, thereby developing stronger learning motivation [15]. Higher levels of learning motivation are associated with increased effort, attention, and persistence in the learning process [8]. Motivation serves as a direct prerequisite for engagement; both intrinsic interest and extrinsic identification can translate into actual learning behaviors and emotional involvement. Thus, learning motivation may act as a mediating factor between AI self-efficacy and learning engagement.

2.4 The Dual Mediating Role of Psychological Capital and Learning Motivation

The core of this study lies in examining whether psychological capital and learning motivation serve as dual mediators between AI self-efficacy and learning engagement. A sequential mediation relationship may exist between psychological capital and learning motivation: enhanced psychological capital further stimulates learning motivation [9], which in turn directly drives learning engagement [16]. Specifically, AI self-efficacy representing an individual's belief in their ability to apply technology first enriches psychological capital; improved psychological capital subsequently enhances learning motivation, as hope and optimism encourage setting challenging goals with achievable aspirations, while resilience prevents easy defeat by difficulties, enabling students to derive greater meaning and value from learning activities; finally, increased learning motivation leads to higher learning engagement. Thus, AI self-efficacy indirectly influences learning engagement through the chain pathway of "psychological capital → learning motivation," creating a sequential mediation effect. This study therefore proposes that psychological capital and learning motivation act as dual mediators between AI self-efficacy and learning engagement.

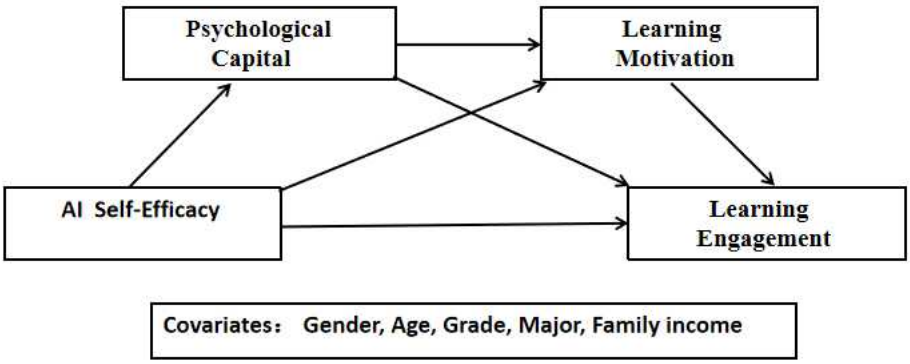
To operationalize the key constructs examined in this study, four measurement instruments were employed. Chiu et al. [17] developed and validated the Student AI Competency Self-Efficacy Scale (SAICS) based on Bandura's social cognition theory, measuring students' confidence in applying AI across eight competency dimensions. Shi [18] translated and adapted Luthans et al.'s Psychological Capital Scale into the Chinese higher education context, providing a reliable measure of college students' positive psychological resources. Sun [19] developed a comprehensive Learning Motivation Scale grounded in self-determination theory, capturing both intrinsic and extrinsic motivational dimensions among Chinese college students. Xu [20] adapted Schaufeli et al.'s Utrecht Work Engagement Scale-Student version into a Chinese version of the Learning Engagement Scale, assessing students' vitality, dedication, and focus in learning activities.

3. Research Methods

3.1 Research Model

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.1

To verify the dual mediating effects of psychological capital and learning motivation in the relationship between AI self-efficacy and learning engagement, this study constructed the research model shown in [Figure 1] using Model 6 analysis via the SPSS PROCESS macro.



[Figure 1] Research Model

3.2 Hypothesis

Based on the chain mediation model constructed in this study (AI self-efficacy→psychological capita →learning motivation→learning engagement), the following hypotheses are proposed

H1: AI self-efficacy has a significant positive relationship with psychological capital.

H2: Psychological capital has a significant positive relationship with learning motivation.

H3: Learning motivation has a significant positive relationship with learning engagement.

H4: AI self-efficacy is indirectly associated with learning engagement through the chain mediation of psychological capital and learning motivation.

3.3 Participants and Data Collection

This study employed convenience sampling and conducted a questionnaire survey among university students in China via an online platform. Prior to the survey, researchers thoroughly explained its objectives to the participants and ensured their full comprehension. The questionnaire was anonymous, and all students signed informed consent forms. A total of 530 questionnaires were distributed, and 501 valid responses were collected, yielding an effective response rate of 94.5%.

The participants' basic characteristics are as follows: In terms of gender, the sample consisted of 229 males (45.71%) and 272 females (54.29%). Regarding age distribution, 25 participants were 18 years old (4.99%), 63 were 19 (12.57%), 72 were 20 (14.37%), 92 were 21 (18.36%), 114 were 22 (22.75%), 73 were 23 (14.57%), and 62 were 24 (12.38%), with a significant concentration in the 21- to 22-year-old age group (n = 206, 41.12%). The academic year distribution was as follows: first-year students (n = 74, 14.77%), second-year students (n = 213, 42.51%), and third-year students (n = 214, 42.71%). By academic discipline, the largest group was humanities and social sciences (n = 117, 23.35%), followed by arts (n = 112, 22.36%), economics and management (n = 107, 21.36%), science and engineering (n =

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.1

97, 19.36%), and medicine (n = 49, 9.78%), with other disciplines comprising the smallest portion (n = 19, 3.79%). Regarding residential location, the majority of respondents were from small and medium-sized cities (n = 244, 48.70%), followed by urban areas (n = 94, 18.76%), large cities (provincial capitals/municipalities) (n = 89, 17.76%), and rural areas (n = 74, 14.77%). The distribution of monthly household income was as follows: 5,001-10,000 RMB (n = 160, 31.94%), 10,001-20,000 RMB (n = 216, 43.11%), above 20,001 RMB (n = 76, 15.17%), and below 5,000 RMB (n = 49, 9.78%).

3.4 Research Tools

3.4.1 AI Self-Efficacy

To measure AI self-efficacy, this study employed the Student AI Competency Self-Efficacy Scale (SAICS) developed by Chiu et al. [17]. The scale comprises 32 items across eight dimensions: interdisciplinary learning (4 items), AI assessment (4 items), multimedia creation (4 items), AI decision-making (4 items), human-centered learning (4 items), AI design (4 items), data ethics and AI (4 items), and AI confidence (4 items), using a 5-point Likert scale (1 = completely disagree; 5 = completely agree). Higher scores indicate stronger AI self-efficacy. In this study, the scale's Cronbach's α was 0.923. A confirmatory factor analysis (CFA) demonstrated good model fit (CFI = .970, TLI = .967, RMSEA = .042), with factor loadings ranging from .714 to .865 across the seven extracted factors, which collectively explained 70.223% of the total variance.

3.4.2 Psychological Capital

To measure psychological capital, this study employed the Psychological Capital Scale developed by Shi [18]. The scale consists of 18 items and uses a 4-point Likert scale (1 = completely inconsistent; 4 = quite consistent). Higher scores indicate greater psychological capital. In this study, the scale demonstrated a Cronbach's α coefficient of 0.963. CFA results indicated a good fit (CFI =.988, TLI=.987, RMSEA = .034), with factor loadings ranging from .738 to .800 for the single extracted factor, which explained 59.061% of the total variance.

3.4.3 Learning Motivation

To measure learning motivation, this study employed the Learning Motivation Scale developed by Sun [19]. The scale comprises 26 items covering multiple dimensions, including intrinsic and extrinsic motivation, and uses a 6-point Likert scale (A = strongly disagree; F = strongly agree). Higher scores indicate stronger learning motivation. In this study, the scale's Cronbach's α was 0.984. CFA results confirmed a good fit for the one-factor model (CFI =.968, TLI = .965, RMSEA =.055), with factor loadings ranging from .815 to .874, explaining 70.824% of the total variance.

3.4.4 Learning Engagement

To measure learning engagement, this study employed the revised Learning Engagement Scale developed by Xu [20]. The scale comprises 14 items across three dimensions: vitality (5 items), dedication (5 items), and focus (4 items), using a 5-point Likert scale (1 = almost none; 5 = always). Higher scores indicate greater levels of learning engagement. In this study, the scale demonstrated a Cronbach's α coefficient of 0.965. CFA results indicated acceptable fit (CF=.986, TLI=.983, RMSEA = .048), with factor loadings ranging from .798 to .836 for the single extracted factor, which explained 66.535% of the total variance.

3.4.5 Covariates

Among the individual characteristics influencing both the mediating variables and the dependent variable, gender, age, grade, major and family income were controlled for throughout the analysis.

3.5 Data Analysis

This study employed SPSS 26.0 and the SPSS PROCESS Macro 4.2 version for data analysis. Frequency analysis was conducted to identify the overall trends of participants 'characteristics and variables. Additionally, the Cronbach's α coefficient was calculated to assess reliability. To address the first research question regarding relationships between variables, the researchers utilized Pearson's two-variable correlation analysis. For the second research question, the Model 6 macro in SPSS PROCESS was employed to analyze dual mediation effects. The confidence level for mediation analysis was set at 95%, with a bootstrap sample size of 5000.

4. Results

4.1 Correlation between Research Variables

Using the Pearson correlation coefficient method, the correlation results among the variables are presented in [Table 1]. AI self-efficacy showed significant positive correlations with psychological capital (r=.470, p<.01), learning motivation (r=.380, p<.01), and learning engagement (r=.473, p<.01). Psychological capital exhibited significant positive correlations with both learning motivation (r=.575, p<.01) and learning engagement (r=.523, p<.01). Learning motivation also showed a significant positive correlation with learning engagement (r=.475, p < .01). Hypotheses 1, 2, and 3 were supported. Additionally, none of the correlation coefficients exceeded .7, indicating no multicollinearity issues.

Descriptive statistics revealed that all variable means were above their theoretical midpoints: AI self-efficacy (M=2.937, SD=.844), psychological capital (M=2.608, SD=.785), learning motivation (M = 3.257, SD = 1.268), and learning engagement (M=2.905, SD=1.026).The skewness values ranged from-.160 to .136, and kurtosis values ranged from -1.304 to-.291, indicating that the data for all variables were approximately normally distributed, as the absolute values of skewness and kurtosis were well within the commonly accepted threshold of 2.0 [21].

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.1

<Table 1> Correlation between study variables and descriptive statistics

	1	2	3	4
1. AI self-efficacy	1			
2. Psychological capital	.470**	1		
3. Learning motivation	.380**	.575**	1	
4. Learning engagement	.473**	.523**	.475**	1
M	2.9373	2.608	3.257	2.905
SD	.844	.785	1.268	1.026
Skewness	.012	-.160	.136	.123
Kurtosis	-.291	-1.304	-1.049	-1.109

Note: **p<.01; M=mean; SD=standard deviation.

4.2 Double Mediating Effect

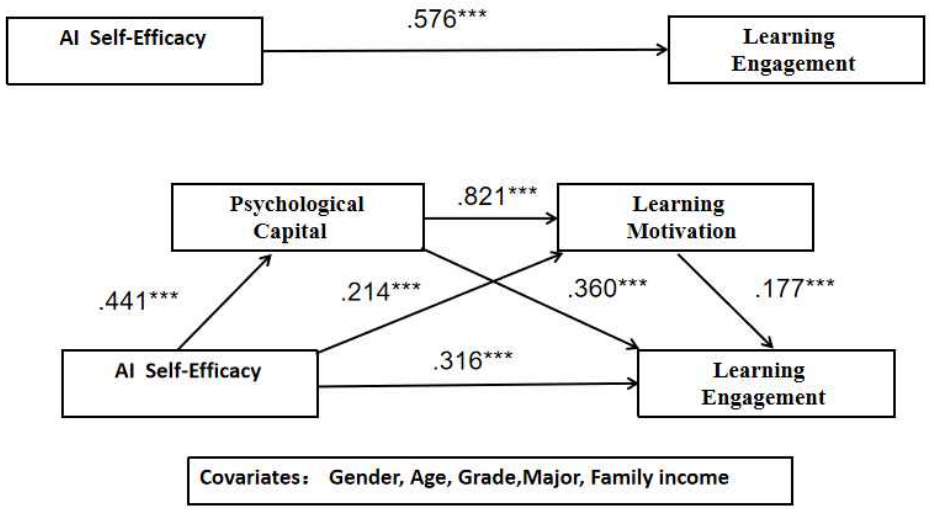
To examine the dual mediating role of psychological capital and learning motivation between AI self-efficacy and learning engagement, this study employed Model 6 of the SPSS PROCESS macro. The analysis utilized a bootstrap confidence interval of 95% and a sample size of 5,000 participants. Gender, age, grade, major and family income were included as control variables in the model. Results are presented in [Table 2] and [Figure 2].

AI self-efficacy has a positive impact on both psychological capital (.441, p <.001) and learning motivation (.214, p <.01). Psychological capital positively influences both learning motivation (.821, p <.001) and learning engagement (.360, p <.001). Furthermore, learning motivation significantly affects learning engagement (.177, p <.001).

The total effect was 0.576 (95% CI [.457,.696]), the direct effect was .316 (95% CI [.178,.454]), and the total indirect effect was .260 (95% CI [.189,.328]). Both the total effect and the total indirect effect were statistically significant, as the upper and lower bounds of the Bootstrap confidence interval did not include zero.

The indirect effects were verified using the Bootstrap method. The independent mediation effect of psychological capital was β=.159 (95% CI: .091-.222); that of learning motivation was β=.038 (95% CI: .012-.072); and the chain-mediated effect between psychological capital and learning motivation was β=.064 (95% CI: .030-.098), all of which were statistically significant according to the Bootstrap results.Hypothesis 4 was supported.

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.1



Note.***P<.001

[Figure 2] Statistical Model of Dual Mediating Effect

<Table 2> The dual mediating effects of psychological capital and learning motivation

Category		DV : Psychological Capital			DV : Learning motivation			DV: Learning engagement		
		B	SE	t value	B	SE	t value	B	SE	t value
Constant		-.125	.701	-.178	.375	1.007	.372	.484	.773	.627
AI self-efficacy		.441	.042	10.496***	.214	.073	2.932**	.316	.070	4.488***
Psychological capital					.821	.084	9.789***	.360	.078	4.600***
Learning motivation								.177	.048	3.690***
Covariates	Gender	.001	.062	.020	.041	.094	.434	.041	.075	.543
	Age	.086	.039	2.196*	.012	.057	.206	-.001	.043	-.034
	Grade	-.178	.090	-1.979*	-.066	.129	-.508	.029	.100	.295
	Major	.072	.077	.936	.025	.118	.215	-.024	.097	-.245
	Family income	-.001	.036	-.039	-.005	.061	-.079	-.027	.041	-.648
Model summary	R2	.231			.347			.372		
	F	19.536***			44.937***			65.346***		

Category		Effect	SE	Confidence interval LLCI	ULCI
Total effect		.576	.061	.457	.696
direct effect		.316	.070	.178	.454
Total Indirect Effect		.260	.035	.189	.328
Indirect effect	Ind1	.159	.033	.091	.222
	Ind2	.038	.015	.012	.072
	Ind3	.064	.018	.030	.098

Note. **p<.01, ***p<.001; LLCI=Lower Level Confidence Interval; ULCI=Upper Level Confidence Interval; DV=Dependent Variable; B=Unstandardized Coefficient.

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.1

5. Discussion and Conclusion

First, the correlation analysis of key variables revealed significant positive correlations between AI self-efficacy, psychological capital, learning motivation, and learning engagement. These findings are consistent with prior research conducted in both general educational and AI-enhanced learning contexts. Previous studies have shown that students with higher confidence in using learning tools tend to demonstrate greater engagement in academic activities [3,14]. The present study extends this understanding by confirming that these positive associations also hold true in the context of AI tool utilization among Chinese college students, which aligns with recent findings regarding AI-specific self-efficacy in educational settings [17].

Secondly, the dual mediation effect analysis reveals that psychological capital and learning motivation serve as dual mediators between AI self-efficacy and learning engagement. AI self-efficacy not only directly influences learning engagement but also exerts an indirect impact through psychological capital and learning motivation. Specifically, the chain mediation pathway (AI self-efficacy→psychological capital→learning motivation→learning engagement) is statistically significant. This serial multiple mediation model is consistent with the mediating patterns identified in prior research, which have shown that psychological capital and learning motivation individually mediate the relationship between efficacy beliefs and academic outcomes [4,6-8]. The contribution of the present study lies in integrating these two mediators into a sequential mediation model and verifying their chain-like transmission effect within the AI learning context, thereby extending previous studies that have primarily focused on single mediation mechanisms [10,11]. This suggests that educators can enhance students' psychological capital by boosting their AI self-efficacy, thereby stimulating learning motivation and ultimately improving learning engagement.

This study draws the following conclusions: First, AI self-efficacy has a significant positive predictive effect on learning engagement. Second, psychological capital mediates the relationship between AI self-efficacy and learning engagement. Third, learning motivation mediates the relationship between AI self-efficacy and learning engagement. Fourth, psychological capital and learning motivation jointly mediate this relationship in a chain-like manner, thereby validating the hypothesis model proposed in this study.

The findings of this study offer several practical implications for universities and educators seeking to enhance students' AI self-efficacy and learning engagement. First, curriculum design should incorporate hands-on AI tool utilization across disciplines. Rather than solely delivering lecture-based instruction on AI concepts, educators should provide students with structured opportunities to apply AI in authentic learning tasks (e.g., AI-assisted writing, data analysis, and presentation creation). Such experiential learning can strengthen students' perceived competence in using AI, thereby directly enhancing their AI self-efficacy [12]. Second, psychological capital development programs should be integrated into university support systems. Given that psychological capital significantly mediates the relationship between AI self-efficacy and learning engagement, interventions targeting hope, optimism, self-efficacy, and resilience-such as goal-setting workshops, positive feedback mechanisms, and stress management training-can foster students' psychological resources [4]. Third, teachers should adopt differentiated instructional strategies to accommodate students with varying levels of AI confidence. For students with low AI self-efficacy, scaffolded guidance and step-by-step tasks may reduce anxiety and

build foundational skills. For those with higher confidence, open-ended projects that encourage creative AI applications can further stimulate intrinsic motivation [7]. Fourth, feedback mechanisms should be integrated with the stimulation of learning motivation. Educators should provide timely recognition of students' progress and achievements in using AI, enhancing their sense of competence and autonomy through positive feedback, thereby strengthening their learning motivation [8]. Additionally, guiding students to set challenging yet attainable learning goals allows them to experience a sense of accomplishment upon goal achievement, facilitating a virtuous cycle of "efficacy→motivation→ engagement." Finally, institutions should adopt a long-term perspective in evaluating AI education outcomes. Rather than focusing solely on short-term performance metrics, universities should monitor changes in students' psychological capital, learning motivation, and sustained engagement over time, enabling continuous refinement of educational interventions.

This study has certain limitations. First, it adopts a cross-sectional design and cannot make causal inferences; future studies may employ a longitudinal design. Second, the study only focuses on college students in China as the subjects, so the generalizability of the findings should be approached with caution. Third, future research could further incorporate moderating variables (such as social support and AI usage experience) to enrich the model.

In conclusion, AI self-efficacy not only directly influences learning engagement but also exerts an indirect effect through a chain-mediated mechanism involving psychological capital and learning motivation. This study validates the sequential mediation model, offering a novel perspective for understanding college students' learning psychology in the AI era. Future research could incorporate moderating variables (e.g., social support, AI usage experience) to further enrich the theoretical framework.

Acknowledgements

We would like to express our sincere gratitude to all the university students who participated in this study for their time and cooperation. Special thanks go to Professor Chang Seek Lee for his invaluable guidance, insightful feedback, and continuous support throughout the entire research process. This work was supported by the "National Comprehensive Education Practice and Experience Base for Higher Education Institutions: WaWu Town Labor Education Practice and Experience Base" project.

References

[1] Kuncel, N. R., Credé, M., & Thomas, L. L. (2005). The validity of self-reported grade point averages, class ranks, and test scores: A meta-analysis and review of the literature. Review of Educational Research, 75(1), 63-82. https://doi.org/10.3102/00346543075001063

[2] Fredricks, J. A., Blumenfeld, P. C., & Paris, A. H. (2004). School engagement: Potential of the concept, state of the evidence. Review of Educational Research, 74(1), 59-109. https://doi.org/10.3102/00346543074001059

[3] Schaufeli, W. B., & Bakker, A. B. (2004). Job demands, job resources, and their relationship with burnout and engagement: A multi-sample study. Journal of Organizational Behavior, 25(3), 293-315. https://doi.org/10.1002/job.248

[4] Luthans, F., Youssef, C. M., & Avolio, B. J. (2007). Psychological capital: Developing the human

competitive edge. Oxford University Press.

[5] Lee, S., & Klein, H. J. (2002). Relationships between conscientiousness, self-efficacy, self-deception, and learning over time. Journal of Applied Psychology, 87(6), 1175-1182. https://doi.org/10.1037/0021-9010.87.6.1175

[6] Salanova, M., Llorens, S., & Schaufeli, W. B. (2011). "Yes, I can, I feel good, and I just do it!" On the role of personal efficacy beliefs and meta-cognitions in work engagement. Journal of Occupational and Organizational Psychology, 84(2), 306-327. https://doi.org/10.1348/096317910X502476

[7] Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2000). The "what" and "why" of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. Psychological Inquiry, 11(4), 227-268. https://doi.org/10.1207/S15327965PLI1104_01

[8] Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. American Psychologist, 55(1), 68-78. https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.1.68

[9] Di Fabio, A., Palazzeschi, L., Bucci, O., Guazzini, A., Burgassi, C., & Pesce, E. (2018). Personality traits and positive resources of workers for sustainable development: Is emotional intelligence a mediator for optimism and hope? Sustainability, 10(10), Article 3422. https://doi.org/10.3390/su10103422

[10] Conrad, N., & Patry, M. W. (2012). Conscientiousness and academic performance: A mediational analysis. International Journal for the Scholarship of Teaching and Learning, 6(1), Article 8. https://doi.org/10.20429/ijsotl.2012.060108

[11] Niehaus, K., Rudasill, K. M., & Adelson, J. L. (2012). Self-efficacy, intrinsic motivation, and academic outcomes among Latino middle school students participating in an after-school program. Hispanic Journal of Behavioral Sciences, 34(1), 118-136. https://doi.org/10.1177/0739986311424275

[12] Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. Psychological Review, 84(2), 191-215. https://doi.org/10.1037/0033-295X.84.2.191

[13] Schaufeli, W. B., Salanova, M., González-Romá, V., & Bakker, A. B. (2002). The measurement of engagement and burnout: A two sample confirmatory factor analytic approach. Journal of Happiness Studies, 3(1), 71-92. https://doi.org/10.1023/A:1015630930326

[14] Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2017). Job demands-resources theory: Taking stock and looking forward. Journal of Occupational Health Psychology, 22(3), 273-285. https://doi.org/10.1037/ocp0000056

[15] Pintrich, P. R., & De Groot, E. V. (1990). Motivational and self-regulated learning components of classroom academic performance. Journal of Educational Psychology, 82(1), 33-40. https://doi.org/10.1037/0022-0663.82.1.33

[16] Levi, U., Einav, M., Ziv, O., Raskind, I., & Margalit, M. (2014). Academic expectations and actual achievements: The roles of hope and effort. European Journal of Psychology of Education, 29, 367-386. https://doi.org/10.1007/s10212-013-0203-4

[17] Chiu, T. K. F., Çoban, M., Sanusi, I. T., & Ayanwale, M. A. (2025). Validating student AI competency self-efficacy (SAICS) scale and its framework. Educational Technology Research and Development, 73, 2785-2807. https://doi.org/10.1007/s11423-025-10512-y

[18] Shi, B. M. (2014). The effect of proactive personality on college students' creativity: The mediation role of psychological capital and creative motivation [Master's thesis, Zhejiang University].

[19] Sun, H. G. (2019). An empirical study of post-90 college students' learning motivation [Master's thesis, East China Normal University].

[20] Xu, C. Y. (2013). Influencing mechanism of college student's professional commitment on learning engagement and learning gains [Master's thesis, Hebei University of Technology].

새론상담심리교육연구
The Journal of Saeron Counseling, Psychology and Education
Vol. 5, No. 3, pp. 14-26
https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.14

The Serial Mediating Roles of AI Self-Efficacy and Self-Directed Learning in the Relationship between AI Literacy and Creative Problem-Solving Ability among Chinese College Students

Ran Guilin[1], Chang Seek Lee[2]
[1]Doctoral Student, Dept. of Convergence Lifelong Education, Hanseo University, South Korea
[1]Professor, School of Tourism Management, Chongqing Tourism Vocational College, China, ranguilin7@gmail.com
[2]Specially Appointed Professor, Dept. of Convergence Lifelong Education, Hanseo University, South Korea, lee1246@hanmail.net

중국 대학생의 AI 리터러시와 창의적 문제해결 능력 간의 관계에서 AI 자기효능감과 기주도학습의 순차적 매개 역할

염계림[1], 이창식[2]
[1]대한민국 한서대학교 융합평생교육학과 박사과정, ranguilin7@gmail.com
[1]중국 충칭관광직업대학교 관광경영학부 교수, ranguilin7@gmail.com
[2]한서대학교 융합평생교육학과 특임교수, lee1246@hanmail.net

Abstract: The rapid development of artificial intelligence (AI) has highlighted the importance of AI literacy in enhancing learners' competencies. This study examined the relationship between AI literacy and creative problem-solving ability among 830 Chinese college students and further investigated the serial mediating roles of AI self-efficacy and self-directed learning. A serial multiple mediation model was tested using Hayes' PROCESS Macro Model 6. Gender, grade, and AI usage were included as control variables, and the indirect effects were estimated using the bootstrap method with 5,000 resamples. The results indicated that AI literacy positively predicted AI self-efficacy, self-directed learning, and creative problem-solving ability. AI literacy also maintained a significant direct effect on creative problem-solving ability after the mediating variables were included in the model, indicating partial mediation. Furthermore, AI self-efficacy and self-directed learning both significantly mediated the relationship between AI literacy and creative problem-solving ability, and the serial mediation pathway through AI self-efficacy and self-directed learning was also statistically significant. Among the three indirect pathways, self-directed learning demonstrated the strongest mediating effect. Overall, the findings suggest that AI literacy enhances creative problem-solving ability both directly and indirectly through AI self-efficacy and self-directed learning. The study provides empirical evidence supporting the proposed serial mediation model and contributes to a better understanding of the mechanisms through which AI literacy facilitates the development of creative problem-solving ability.

Keywords: AI literacy; AI self-efficacy; self-directed learning; creative problem-solving ability; serial multiple mediation

초 록: 인공지능(AI)의 급속한 발전은 학습자의 역량 강화에 있어 AI 리터러시의 중요성을 부각시키고 있다. 본 연구는 중국 대학생 830명을 대상으로 AI 리터러시와 창의적 문제해결력 간의 관계를 규명하고, AI 자기효능감과 자기주도적 학습의 직렬 매개 역할을 심층적으로 탐색하고자 하였다.. 이를 위해 Hayes의 PROCESS Macro Model 6을 활용하여 직렬 다중 매개 모형을 검증하였으며, 성별, 학년, AI 사용 빈도를 통제 변수로 설정하고, 5,000회의 붓스트랩(bootstrap) 재표본 추출을 통해 간접효과의 유의성을 검증하였다. 연구 결과, AI 리터러시는 AI 자기효능감, 자기주도적 학습, 및 창의적 문제해결력을 정적으로 유의하게 예측하는 것으로 나타났다. 또한, 매개 변수를 모형에 포함시킨 이후에도 AI 리터러시는 창의적 문제해결력에 대한 유의한 직접 효과를 유지함으로써 부분 매개 효과가 확인되었다. 더불어, AI 자기효능감과 자기주도적 학습은 각각 AI 리터러시와 창의적 문제해결력 간의 관계를 유의하게 매개하였으며, AI 자기효능감을 거쳐 자기주도적 학습으로 이어지는 직렬 매개 경로 역시 통계적으로 유의한 것으로 검증되었다. 세 가지 간접 경로 중에서는 자기주도적 학습의 매개 효과가 가장 강력한 것으로 나타났다. 종합적으로, 본 연구의 결과는 AI 리터러시가 창의적 문제해결력에 직접적인 영향을 미칠 뿐만 아니라, AI 자기효능감과 자기주도적 학습을 통한 간접적인 경로를 통해서도 창의적 문제해결력을 향상시킬 수 있음을 시사한다. 본 연구는 제안된 직렬 매개 모형에 대한 실증적 증거를 제공함으로써, AI 리터러시가 창의적 문제해결력 발달을 촉진하는 기제에 대한 이해를 제고하는 데 학술적 기여를 하였다.
핵심어: AI 리터러시, AI 자기효능감, 자기주도적 학습, 창의적 문제해결력, 직렬 다중 매개

Received 30 July 2026, Revised 4 August 2026
Accepted 23 August 2026
Corresponding Author: Chang Seek Lee
(Hanseo University)
Email: lee1246@hanmail.net
e-ISSN: 2951-259X

© Saeron Counseling, Psychology and Education Association. All rights reserved. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (http://creative commons.org/licenses/by-nc/3.0), which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.14

1. Introduction

As artificial intelligence (AI) technologies continue to advance at an unprecedented pace and become increasingly embedded in higher education, the ability to creatively solve complex problems with the aid of AI has emerged as a fundamental competency for college students. The rapid proliferation of AI-powered tools in academic settings has transformed how students access information, engage with knowledge, and approach problem-solving tasks. In this context, fostering students ‘ creative problem-solving ability has become a critical priority, as this skill is essential for academic success and future career adaptability in an AI-driven society.

Among the various factors contributing to creative problem-solving, AI literacy has garnered increasing attention. AI literacy refers to competencies that enable individuals to critically evaluate AI technologies, communicate and collaborate effectively with AI, and use AI as a tool across various settings [1]. Students equipped with higher AI literacy are better positioned to understand AI tools’ capabilities and limitations, critically assess AI-generated outputs, and leverage AI technologies innovatively. Recent studies have confirmed a significant positive relationship between AI literacy and creative problem-solving performance among college students [4]. However, while the direct link has been documented, the psychological and behavioral mechanisms mediating this relationship remain underexplored.

In the search for potential mediators, AI self-efficacy emerges as a strong candidate. Grounded in Bandura ‘s social cognitive theory [3,22], AI self-efficacy refers to individuals’ confidence in effectively utilizing AI technologies to accomplish learning tasks [23].” In the AI education context, AI self-efficacy specifically denotes students ‘ confidence in successfully performing AI-related academic tasks. Research has demonstrated that higher AI literacy is associated with stronger AI self-efficacy [6], which in turn enhances students’ innovative capacity and creative performance [5,8] . Therefore, AI self-efficacy may mediate the influence of AI literacy on creative problem-solving.

Another potential mediator is self-directed learning. As AI technologies evolve rapidly, the capacity to independently diagnose learning needs, set goals, and evaluate outcomes has become indispensable. Self-directed learners are characterized by autonomy, intrinsic motivation, and self-regulation—qualities essential for creative thinking [10]. Recent studies have established positive relationships between AI literacy and self-directed learning [14], as well as between self-directed learning and creative problem-solving [4]. Research also indicates that self-efficacy beliefs significantly predict engagement in self-directed learning [15] , suggesting a sequential pathway.

Despite evidence supporting the independent roles of AI self-efficacy and self-directed learning, the sequential mechanism through which these variables jointly transmit the effect of AI literacy to creative problem-solving remains underexplored. Theoretically, Bandura’s social cognitive theory posits a triadic reciprocal determinism among environmental factors (AI literacy as contextual knowledge) [3], personal factors (AI self-efficacy as belief in capability), and behavioral factors (self-directed learning as proactive regulation). Pintrich’s self-regulated learning model [15] further specifies that cognitive beliefs shape self-regulatory strategies, which subsequently determine learning outcomes. Integrating these frameworks, AI literacy (environment/cognition) is expected to first enhance AI self-efficacy (personal belief), which in turn promotes self-directed learning (behavioral strategy), ultimately improving creative problem-solving (outcome). This sequential logic—from knowledge to confidence to

autonomous action to creative outcome—provides the theoretical rationale for testing the serial mediation pathway.

To empirically validate this mechanism, the present study constructed a serial multiple mediation model (Model 6) with 830 Chinese college students, controlling for gender, grade, and AI usage frequency.

Three research questions guided this study: First, what is the relationship between AI literacy and creative problem-solving among Chinese college students? Second, do AI self-efficacy and self-directed learning mediate this relationship? Third, do they contribute to a serial mediating effect?

To address these research questions, the following hypotheses were formulated based on social cognitive theory [3] and Pintrich's self-regulated learning model [15]:

H1: AI literacy has a significant positive direct effect on creative problem-solving ability.

H2: AI self-efficacy mediates the positive relationship between AI literacy and creative problem-solving ability.

H3: Self-directed learning mediates the positive relationship between AI literacy and creative problem-solving ability.

H4: AI self-efficacy and self-directed learning serially mediate the positive relationship between AI literacy and creative problem-solving ability.

2. Literature Review

2.1 AI Literacy and Creative Problem-Solving Ability

AI literacy is broadly defined as a set of competencies enabling individuals to critically evaluate AI technologies, communicate effectively with AI, and use AI as a tool across settings [1]. This definition encompasses technical understanding, critical evaluation, and ethical application. Recent research emphasizes that AI literacy extends beyond technical proficiency to include cognitive, ethical, and social dimensions essential for responsible AI engagement [2,11].

It is essential to distinguish AI literacy from AI self-efficacy at the conceptual level. AI literacy represents an individual's knowledge base and cognitive understanding of AI technologies—comprising declarative knowledge (understanding how AI works), critical evaluation (assessing AI-generated outputs), and ethical awareness (recognizing responsible AI use). AI self-efficacy, by contrast, refers to an individual's belief in their capability to successfully execute specific actions using AI tools [3,22]. An individual may possess high AI literacy (knowing the principles and limitations of AI) yet lack confidence (self-efficacy) in applying that knowledge to novel problems. Thus, literacy constitutes the cognitive foundation ("know-what" and "know-why"), whereas self-efficacy serves as the motivational driver ("believe-can-do") that determines whether acquired knowledge translates into effective action. This conceptual distinction justifies their treatment as separate, albeit related, constructs in the serial mediation model.

Chiu et al. [2] developed the Student AI Competency Self-Efficacy (SAICS) scale, operationalizing AI competency across eight dimensions: interdisciplinary learning, assessment, decision-making, data/ethics/AI awareness, designing AI, multimedia creation, human-centric learning, and confidence with AI—reflecting the multifaceted nature of AI literacy.

Creative problem-solving ability—the capacity to generate novel and effective solutions to complex, ill-defined problems—represents a higher-order cognitive skill increasingly valued in the AI era. Cho (2001) developed the Brief Creative Problem-Solving Ability Test [25] as a standardized instrument for assessing this construct in educational settings. Research has established a significant positive relationship between AI literacy and creative problem-solving. A mixed-methods study found that generative AI is significantly positively associated with creative problem-solving performance ($p < 0.001$), with greater gains among students with lower baseline creativity [4]. The study also highlighted that AI literacy and teamwork together shape creative problem-solving success. While generative AI aids problem-solving, it also presents challenges to originality and expertise development, with over-reliance risking idea homogenization [4]. In the Chinese context, research confirms that AI literacy positively predicts college students ' creative self-beliefs, with creative problem-solving ability partially mediating this relationship [5,8]. Chen and Xiao [9] found that AI information encounter positively predicts students' creativity, with cognitive flexibility serving as a mediator. Xu [19] demonstrated that learning engagement significantly influences learning outcomes and problem-solving capabilities. Despite this evidence, the mechanisms translating AI literacy into enhanced creative problem-solving remain underexplored, warranting further investigation.

2.2 AI Self-Efficacy as a Mediator

While AI literacy, as defined above, pertains to knowledge and critical understanding of AI, AI self-efficacy addresses an individual's perceived confidence in using AI. Self-efficacy, as conceptualized by Bandura [3,22], refers to beliefs in one's capability to execute actions required to achieve goals. Within academic contexts, self-efficacy is a critical determinant of learning outcomes and performance. In AI education, AI self-efficacy specifically denotes students' confidence in effectively utilizing AI technologies such as ChatGPT to successfully complete learning tasks [23]. Conceptually, AI literacy provides the necessary knowledge resources, while AI self-efficacy supplies the motivational resources; both are required for effective AI-enhanced problem-solving, yet they remain theoretically and empirically distinguishable. This distinction is further supported by measurement: AI literacy scales assess understanding and critical evaluation, whereas self-efficacy scales assess confidence ratings for specific AI-related tasks.

Drawing on Bandura's self-efficacy theory [22], the present study employed the AI self-efficacy measurement tool developed by Kim et al. [23] to assess college students ' AI self-efficacy [22,23].

Research provides strong empirical support for self-efficacy 's mediating role. A study of nursing students found that AI literacy significantly correlated with both AI self-efficacy and self-competency, with self-efficacy amplifying the effect of AI literacy on self-competency [6]. Similarly, the relationship between AI literacy and behavioral intention is mediated by self-efficacy [6]. In China, Zhu et al. [8] confirmed that AI literacy positively predicts academic achievement indirectly through self-efficacy and creativity, with AI literacy as a core condition in all effective configurations. Research on generative AI reveals that such technologies influence learning performance through self-efficacy, fairness, ethics, and creativity [6]. The relationship between student interaction with generative AI and learning achievement is serially mediated by self-efficacy and cognitive engagement [7]. Psychological capital, encompassing self-efficacy as a core component, mediates the relationship between proactive

personality and creativity [17]. Sun [18] found that learning motivation significantly influences academic engagement, reinforcing self-efficacy‘s theoretical link to educational outcomes. Wang et al. [7] demonstrated that self-efficacy and cognitive engagement serially mediate the relationship between student interaction with generative AI and learning achievement.

Empirically, the conceptual distinction between AI literacy and AI self-efficacy is supported by their differential relationships with other constructs in prior research. Studies have shown that AI literacy predicts critical thinking and ethical judgment outcomes [1,2], whereas AI self-efficacy is more strongly associated with persistence, effort investment, and behavioral intention [6,7]. In the present study, these two constructs were operationalized using distinct item sets—AI literacy items focus on knowledge evaluation, whereas AI self-efficacy items focus on confidence assessment—further confirming their empirical separability prior to hypothesis testing.

We therefore propose that AI self-efficacy mediates the influence of AI literacy on creative problem-solving.

2.3 Self-Directed Learning as a Mediator

Self-directed learning refers to the process in which individuals take initiative in diagnosing learning needs, formulating goals, identifying resources, selecting strategies, and evaluating outcomes [10]. In AI-rich environments, self-directed learning has become vital as students must navigate rapidly evolving technologies. Bae and Lee [24] developed and validated a self-directed learning ability measurement tool for Korean HRD employees [24], providing a robust framework for assessing self-directed learning in adult educational contexts.

Recent studies establish positive relationships between AI literacy and self-directed learning. Song [14] found that college students‘ self-directed learning ability positively affects AI literacy, with computational thinking mediating this relationship. Significant positive correlations exist between self-directed learning ability and AI literacy, with cognitive and affective domains as significant predictors [14]. Research on self-directed learning in AI-enhanced environments further investigates key factors shaping these abilities, finding that teacher support and learning strategies within generative AI-enhanced environments contribute to increasing students’ self-efficacy and learning motivation [16]. Self-directed learners are characterized by autonomy, intrinsic motivation, and self-regulation—qualities essential for creative thinking and problem-solving. Problem-based learning significantly enhances self-directed learning, creative problem-solving, and critical thinking [4]. Perceived social support significantly affects students‘ self-efficacy and academic engagement; when students perceive strong support, they are more likely to engage in self-directed activities [20]. We therefore propose that self-directed learning mediates the relationship between AI literacy and creative problem-solving.

2.4 Serial Mediating Role

Beyond independent mediating roles, theoretical and empirical considerations suggest a sequential pathway. According to social cognitive theory [3], self-efficacy beliefs influence self-regulatory strategies. Students with higher self-efficacy are more likely to set challenging goals, persist through

difficulties, and engage in effective self-regulation—all central to self-directed learning. Research demonstrates that AI literacy correlates with both AI self-efficacy and self-competency [6]. The relationship between generative AI interaction and learning achievement is serially mediated by self-efficacy and cognitive engagement [7]. In online learning contexts, academic self-efficacy and self-regulated learning serve as serial mediators between proactive personality and learning performance [7]. Bai and Phromphithakkul [13] found that academic self-efficacy significantly mediates the relationship between AI use and learning outcomes. Pintrich ‘s integrated model [15] posits that cognitive beliefs influence self-regulatory strategy deployment, affecting learning outcomes.Based on the theoretical and empirical rationale presented above, the following hypotheses were tested:

H1: AI literacy has a significant positive direct effect on creative problem-solving ability.

H2: AI self-efficacy mediates the relationship between AI literacy and creative problem-solving ability.

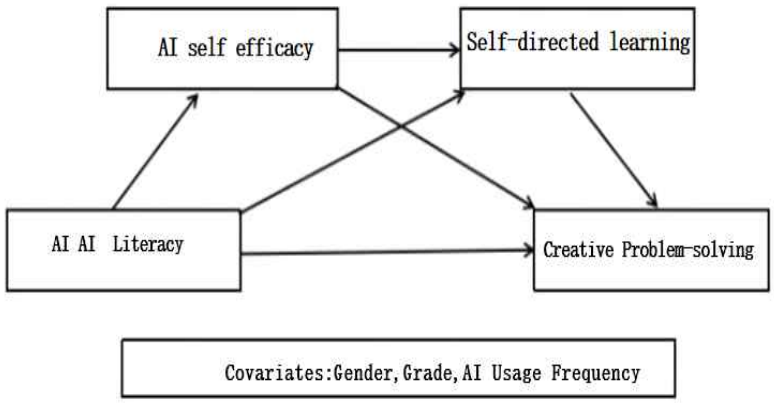
H3: Self-directed learning mediates the relationship between AI literacy and creative problem-solving ability.

H4: AI self-efficacy and self-directed learning serially mediate the relationship between AI literacy and creative problem-solving ability.

3. Research Methods

3.1 Research Model

This study constructed a serial multiple mediation model (Model 6) to examine the mechanisms through which AI literacy influences creative problem-solving. AI literacy was the independent variable (X), creative problem-solving the dependent variable (Y), AI self-efficacy the first mediator (M1), and self-directed learning the second mediator (M2). Gender, grade, and AI usage frequency were covariates. The model is presented in Figure 1.



[Figure 1] Research Model

3.2 Participants and Data Collection

A total of 830 Chinese college students participated via convenience sampling. Data were collected through an online questionnaire assessing AI literacy, AI self-efficacy, self-directed learning, and creative problem-solving. All participants provided informed consent, and responses were anonymous.

3.3 Research Tools

3.3.1 AI Literacy.

Assessed using a 12-item scale adapted from Chiu et al. [2], measuring knowledge, critical evaluation, and ethical awareness of AI technologies. Sample items include: “I understand the basic principles of how AI algorithms work“ and “I can critically evaluate the outputs generated by AI tools.“ Responses were rated on a 5-point Likert scale. Cronbach’s α = .959. EFA confirmed a unidimensional structure, with the single factor accounting for 69.58% of the total variance. Factor loadings ranged from .758 to .897 (KMO = .949, Bartlett’s test of sphericity: χ^2 (66) = 5261.376, $p < .001$).

3.3.2 AI Self-Efficacy.

Measured using a 4-item scale developed by Kim et al. [23], assessing confidence in utilizing AI technologies to complete learning tasks. A sample item is: “I am confident in using AI to solve complex problems.“ Responses were rated on a 5-point Likert scale. Cronbach’s α = .936. EFA confirmed a unidimensional structure, explaining 80.50% of the variance. Factor loadings ranged from .848 to .910 (KMO = .849, Bartlett’s test: χ^2 (6) = 1582.098, $p < .001$).

3.3.3 Self-Directed Learning.

Assessed using a 21-item scale developed by Bae & Lee [24], capturing initiative, autonomy, and self-regulation in learning. A sample item is: “I set specific learning goals and strive to achieve them independently.“ Responses were rated on a 5-point Likert scale. Cronbach’s α = .972. EFA extracted two factors. Standardized loadings on the second-order factor were .978 (Factor 1) and .909 (Factor 2). Composite reliability (CR) = .972 (KMO = .968, Bartlett’s test: χ^2 (210) = 11158.745, $p < .001$).

3.3.4 Creative Problem-Solving Ability.

Measured using a 20-item scale adapted from Cho’s [25] Brief Creative Problem-Solving Ability Test, assessing the capacity to generate novel and effective solutions. A sample item is: “I can generate multiple alternative solutions to a given problem.“ Responses were rated on a 5-point Likert scale. Cronbach’s α = .967. EFA confirmed a two-factor structure. Factor loadings ranged from .780 to .895 for all items (KMO = .970, Bartlett’s test: χ^2 (190) = 10188.492, $p < .001$).

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.14

3.4 Covariates

Gender, grade level, and AI usage frequency were controlled.

3.5 Data Analysis

SPSS 25.0 and PROCESS macro (version 4.2) were used. Serial mediation was tested using Model 6 with 5,000 bootstrap samples generating 95% bias-corrected CIs. Heteroscedasticity-consistent standard errors (HC3) were employed.

4. Results

4.1 Correlation Between Main Variables

Prior to the main analysis, frequency analysis was conducted to examine the demographic characteristics of the participants. Reliability analysis using Cronbach's α confirmed that all scales demonstrated acceptable internal consistency (α > .90). Using the Pearson correlation coefficient method, the correlation results among the variables are presented in Table 1. AI literacy showed significant positive correlations with AI self-efficacy (r=0.581, p<0.01), self-directed learning (r=0.788, p<0.01), and creative problem-solving ability (r=0.787, p<0.01). AI self-efficacy exhibited significant positive correlations with both self-directed learning (r=0.633, p<0.01) and creative problem-solving ability (r=0.636, p<0.01). Self-directed learning also showed a significant positive correlation with creative problem-solving ability (r=0.871, p<0.01). The correlational results provided preliminary support for H1 (AI literacy → creative problem-solving ability), H2 (AI literacy → AI self-efficacy), and H3 (AI literacy → self-directed learning).. Additionally, the correlation coefficient between self-directed learning and creative problem-solving ability exceeded 0.7, indicating potential multicollinearity concerns. To diagnose this issue, a regression analysis was conducted with creative problem-solving ability as the dependent variable and AI literacy, AI self-efficacy, and self-directed learning as independent variables. The results showed that tolerance values for all independent variables were less than 1 and greater than 0.1, and variance inflation factors (VIF) were below 3, indicating no problematic multicollinearity [12].

Descriptive statistics revealed that the mean of creative problem-solving ability (M=3.913, SD=0.695) was the highest, followed by self-directed learning (M=3.502, SD=0.648) and AI literacy (M=3.407, SD=0.638), while AI self-efficacy (M=3.317, SD=0.770) had the lowest mean. However, all variables had means above the theoretical midpoint of 3. The skewness values ranged from -0.446 to -0.044, and kurtosis values ranged from -0.499 to 0.019, indicating that the data for all variables were approximately normally distributed, as the absolute values of skewness and kurtosis were well within the commonly accepted threshold of 2.0 [21].

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.14

[Table 1] Correlation between study variables and descriptive statistics

	1	2	3	4
1. AI Literacy	1			
2. AI Self-efficacy	.581**	1		
3. Self-directed Learning	.788**	.633**	1	
4. Creative Problem-solving ability	.787**	.636**	.871**	1
M	3.407	3.317	3.502	3.913
SD	0.638	0.770	0.648	0.695
Skewness	-0.044	-0.150	-0.167	-0.446
Kurtosis	-0.499	-0.254	-0.217	0.019

Note: **p<.01; M=mean; SD=standard deviation.

4.2 Serial Mediating Effect

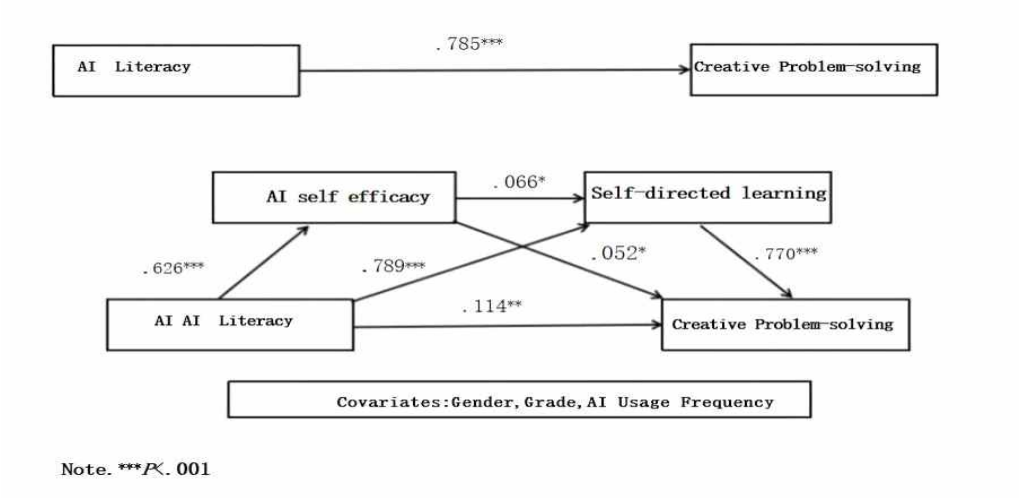
To examine the serial mediating role of AI self-efficacy and self-directed learning between AI literacy and creative problem-solving ability, this study employed Model 6 of the SPSS PROCESS macro. The analysis utilized a bootstrap confidence interval of 95% and a sample size of 5,000. Gender, grade level, and AI usage frequency were included as control variables in the model. Results are presented in Table 2 and Figure 2.

AI literacy has a positive impact on both AI self-efficacy (.626, p<.001) and self-directed learning (.789, p<.001). AI self-efficacy positively influences both self-directed learning (.066, p<.05) and creative problem-solving ability (.052, p<.01). Furthermore, self-directed learning significantly affects creative problem-solving ability (.770, p<.001).

The total effect was 0.785 (95% CI [0.732, 0.838]), the direct effect was 0.114 (95% CI [0.036, 0.192]), and the total indirect effect was 0.671 (95% CI [0.600, 0.744]). Both the total effect and the total indirect effect were statistically significant, as the upper and lower bounds of the Bootstrap confidence interval did not include zero.

The indirect effects were verified using the Bootstrap method. The independent mediation effect of AI self-efficacy was β=0.032 (95% CI: 0.009-0.061); that of self-directed learning was β=0.607 (95% CI: 0.533-0.681); and the chain-mediated effect between AI self-efficacy and self-directed learning was β=0.032 (95% CI: 0.004-0.065), all of which were statistically significant according to the Bootstrap results. The statistically significant serial mediation pathway (Ind3 = 0.032, 95% CI [0.004, 0.065]) supported H4.

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.14



[Figure 2] Statistical Model of Serial Mediating Effect

5. Discussion and Conclusion

This study aims to explore the relationship between AI literacy and creative problem-solving ability, and to examine the serial mediating roles of AI self-efficacy and self-directed learning in this relationship.

First, the correlation analysis of key variables revealed significant positive correlations between AI literacy, AI self-efficacy, self-directed learning, and creative problem-solving ability. These findings are consistent with prior research conducted in both general educational and AI-enhanced learning contexts. Previous studies have shown that students with higher domain-specific literacy tend to demonstrate greater confidence and autonomous learning behaviors. The present study extends this understanding by confirming that these positive associations also hold true in the context of AI literacy among Chinese college students. Specifically, the strong correlation between self-directed learning and creative problem-solving ability (r=0.871) suggests that autonomous learning capacity is particularly relevant for creative outcomes in AI-enhanced educational settings.

Secondly, the serial mediation effect analysis reveals that AI self-efficacy and self-directed learning serve as serial mediators between AI literacy and creative problem-solving ability. AI literacy not only directly influences creative problem-solving but also exerts an indirect impact through AI self-efficacy and self-directed learning. Specifically, the chain mediation pathway (AI literacy → AI self-efficacy → self-directed learning → creative problem-solving) is statistically significant (Ind3 = 0.032, 95% CI [0.004, 0.065]). This serial multiple mediation model is consistent with the mediating patterns identified in prior research, which have shown that self-efficacy and self-regulated learning individually mediate the relationship between literacy beliefs and academic outcomes. The contribution of the present study lies in integrating these two mediators into a sequential mediation model and verifying their chain-like transmission effect within the AI learning context, thereby extending previous studies that have primarily focused on single mediation mechanisms.

To statistically verify the relative magnitude of the three indirect effects, a contrast analysis was performed. The results showed that the indirect effect through self-directed learning alone (Ind2) was significantly larger than the effect through AI self-efficacy alone (Ind1; C1 = −0.575, 95% CI [−0.656,

−0.489]) and significantly larger than the serial mediation pathway (Ind3; C3 = 0.576, 95% CI [0.482, 0.664]). The difference between Ind1 and Ind3 was not statistically significant (C2 = 0.001, 95% CI [−0.032, 0.034]). These contrast results confirm that self-directed learning serves as the predominant mediating mechanism through which AI literacy enhances creative problem-solving ability, whereas the sequential pathway does not differ significantly from the AI self-efficacy pathway in terms of effect size.

Third, among the three indirect pathways, the path through self-directed learning alone (Ind2 = 0.607, 95% CI [0.533, 0.681]) yielded the largest effect, underscoring the pivotal role of autonomous learning in translating AI literacy into creative competence. The contrast analysis further confirmed that the self-directed learning path was significantly stronger than the AI self-efficacy path (C1 = -0.575, 95% CI [-0.656, -0.489]), suggesting that autonomous learning capacity is a more powerful engine for creative problem-solving than self-efficacy beliefs in isolation. This finding highlights that educators should place particular emphasis on fostering students' self-regulatory skills alongside building their confidence in using AI tools.

Finally, this study draws the following conclusions: First, AI literacy has a significant positive predictive effect on creative problem-solving ability. Second, AI self-efficacy mediates the relationship between AI literacy and creative problem-solving ability. Third, self-directed learning mediates the relationship between AI literacy and creative problem-solving ability. Fourth, AI self-efficacy and self-directed learning jointly mediate this relationship in a chain-like manner, thereby validating the hypothesis model proposed in this study.

Based on the findings, three practical implications are proposed. First, given that self-directed learning exerts the strongest mediating effect (Ind2 = 0.607, 95% confidence interval [CI] [0.533, 0.681]), curriculum should incorporate structured scaffolding strategies—including goal-setting, process monitoring, and outcome evaluation—to systematically cultivate self-regulation in AI-assisted learning environments. Second, to strengthen AI self-efficacy (Ind1 = 0.032, 95% CI [0.009, 0.061]), educators should design hands-on workshops with progressively complex tasks and incorporate peer demonstrations to provide mastery and vicarious learning experiences. Third, AI literacy should be embedded across general and major-specific courses through assignments that require critical evaluation of AI-generated outputs and reflection on AI limitations, thereby directly linking AI literacy acquisition to creative problem-solving competence.

This study has certain limitations. First, it adopts a cross-sectional design and cannot make causal inferences; future studies may employ a longitudinal design. Second, the study only focuses on college students in China as the subjects, so the generalizability of the findings should be approached with caution. Third, all variables were measured through self-report questionnaires, raising the possibility of common method bias, although statistical remedies were applied. Finally, future research could further incorporate moderating variables (such as social support and AI usage experience) to enrich the model.

In conclusion, AI literacy not only directly influences creative problem-solving ability but also exerts an indirect effect through a chain-mediated mechanism involving AI self-efficacy and self-directed learning. This study validates the sequential mediation model, offering a novel perspective for understanding college students' learning psychology in the AI era. Future research could incorporate moderating variables (e.g., social support, AI usage experience) to further enrich the theoretical framework.

6. Acknowledgements

I would like to express my sincere gratitude to all the participants who generously devoted their time to complete the questionnaires, without whose cooperation this study would not have been possible. I am also deeply grateful to my supervisor, Professor Chang Seek Lee, for his invaluable guidance, constructive feedback, and continuous encouragement throughout the research process. My appreciation extends to the faculty and staff of the Department of Convergence Lifelong Education at Hanseo University for their support and assistance. Finally, I wish to thank my family and friends for their unwavering understanding and encouragement during the course of this study.

References

[1] Ng, D. T. K., Leung, J. K. L., Chu, S. K. W., & Qiao, M. S. (2021). Conceptualizing AI literacy: An exploratory review. Computers and Education: Artificial Intelligence, 2, 100041. https://doi.org/10.1016/j.caeai.2021.100041

[2] Chiu, T. K. F., Coban, M., Sanusi, I. T., & Ayanwale, M. A. (2025). Validating student AI competency self-efficacy (SAICS) scale and its framework. Educational Technology Research and Development, 73, 2785-2807. https://doi.org/10.1007/s11423-025-10432-x

[3] Bandura, A. (1997). Self-efficacy: The exercise of control. New York: Freeman.

[4] Huang, R. (2025). Augmentation or limitation? Generative AI's influence on college students' creative problem-solving. Thinking Skills and Creativity, 60.101789. https://doi.org/10.1016/j.tsc.2025.101789

[5] Zhu, C., Ning, Y., Chen, J., & Wijaya, T. T. (2025). Exploring the interplay among artificial intelligence literacy, creativity, self-efficacy, and academic achievement in college students: Findings from PLS-SEM and FsQCA. Education and Information Technologies, 30(15), 21283-21316. https://doi.org/10.1007/s10639-025-13617-2[reference:1][reference:2]

[6] Shahzad, M. F., Xu, S., & Zahid, H. (2025). Exploring the impact of generative AI-based technologies on learning performance through self-efficacy, fairness & ethics, creativity, and trust in higher education. Education and Information Technologies, 30(3), 3691-3716. https://doi.org/10.1007/s10639-024-12949-9

[7] Wang, C., & Zhang, H. (2024). The relationship between student interaction with generative artificial intelligence and learning achievement: Serial mediating roles of self-efficacy and cognitive engagement. Frontiers in Psychology, 14, 1285392. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1285392

[8] Bećirović, S., Polz, E., & Tinkel, I. (2025). Exploring students' AI literacy and its effects on their AI output quality, self-efficacy, and academic performance. Smart Learning Environments, 12, 29.

[9] Chen, X., & Xiao, L. (2025). Serendipitous sparks: AI information encounter, cognitive flexibility, AI literacy, and university student creativity. Frontiers in Psychology, 16, 1623730. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2025.1623730

[10] Knowles, M. S. (1975). Self-directed learning: A guide for learners and teachers. Chicago: Follett.

[11] Hwang, Y., & Lee, J. H. (2025). Exploring students' experiences and perceptions of human-AI collaboration in digital content making. International Journal of Educational Technology in

Higher Education, 22(1), 20. https://doi.org/10.1186/s41239-025-00482-2

[12] Schroeder, M. A., Lander, J., & Levine-Silverman, S. (1990). Diagnosing and dealing with multicollinearity. Western Journal of Nursing Research, 12(2), 175-187. https://doi.org/10.1177/019394599001200205

[13] Bai, Y., & Phromphithakkul, W. (2024). Using generative artificial intelligence to improve Chinese college student learning outcomes: Self-determination theory and self-efficacy theory perspectives. Nanotechnology Perceptions, 20(3).

[14] Song, Y. H. (2024). The effects of self-directed learning ability and computational thinking on AI literacy among college students: A case study of K Theological University. Journal of Christian Education in Korea, 80. [in Korean]

[15] Pintrich, P. R. (2004). A conceptual framework for assessing motivation and self-regulated learning in college students. Educational Psychology Review, 16(4), 385-407. https://doi.org/10.1007/s10648-004-0006-x

[16] Wang, L., & Li, W. (2024). The impact of AI usage on university students' willingness for autonomous learning. Behavioral Sciences, 14(10), 956. https://doi.org/10.3390/bs14100956. https://doi.org/10.3390/bs14100956

[17] Shi, B. M. (2014). [The effect of proactive personality on college students' creativity: The mediation role of psychological capital and creative motivation] [D]. Hangzhou: Zhejiang University. [in Chinese]

[18] Sun, H. G. (2019). [An empirical study of post-90 college students' learning motivation] [D]. Shanghai: East China Normal University. [in Chinese]

[19] Xu, C. Y. (2013). [Influencing mechanism of college student's professional commitment on learning engagement and learning gains] [D]. Tianjin: Hebei University of Technology. [in Chinese]

[20] Chen, R. (2025). [A study on the acculturation of rural college students and its relationship with career decision-making self-efficacy] [D]. Shanghai: Shanghai Normal University. [in Chinese]

[21] Kline, R. B. (2016). Principles and practice of structural equation modeling (4th ed.). Guilford Press.

[22] Bandura, A. (2006). Guide for constructing self-efficacy scales. In F. Pajares & T. Urdan (Eds.), Self-efficacy beliefs of adolescents (Vol. 5, pp. 307-337). Greenwich, CT: Information Age Publishing.

[23] Kim, B.-J., Kim, M.-J., & Lee, J. (2024). The impact of an unstable job on mental health: The critical role of self-efficacy in artificial intelligence use. Current Psychology, 43(18), 16445-16462. https://doi.org/10.1007/s12144-023-05595-w.

[24] Bae, E. K., & Lee, M. Y. (2010). A study on the development of self-directed learning ability measurement tool for HRD employees. HRD Research, 12(3), 1-26.

[25] Cho, S. H. (2001). A study on the development of a simplified creative problem-solving ability test. Korean Educational Development Institute.

새론상담심리교육연구
The Journal of Saeron Counseling, Psychology and Education
Vol. 5, No. 3, pp. 27-38
https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.27

고등학생의 그릿이 학업성취에 미치는 영향: 자아효능감과 회복탄력성의 이중 매개효과 및 학업 스트레스의 조절된 매개모형

권덕한[1], 이창식[2]
[1]교사, 서령고등학교, kdh730129@gmail.com
[2]교수, 융합평생교육학과, 한서대학교, lee1246@hanmail.net

Impact of Grit on Academic Achievement in High School Students: Dual Mediation by Self-Efficacy and Resilience, Moderated Mediation by Academic Stress

Duk Han Kwon[1], Chang Seek Lee[2]
[1]Teacher, Seoryung High School, kdh730129@gmail.com
[2]Professor, Dept. of Convergence Lifelong Education, Hanseo University, lee1246@hanmail.net

초 록: 본 연구는 고등학생을 대상으로 그릿이 자아효능감과 회복탄력성을 경유하여 학업성취에 미치는 영향을 학업 스트레스가 조절 매개하는지를 확인하고, 이를 토대로 학업성취를 강화할 수 있는 기초자료를 제시하는데 연구의 목적이 있다. 충청남도의 S시에 거주하는 668명의 고등학생을 목적 표집법(purposive sampling)을 통해 선정하고, 오프라인 설문을 통해 자료를 수집하였다. 자료는 SPSS PC+ Win. ver. 25.0 및 SPSS PROCESS macro ver. 4.2를 활용하여 분석하였으며, 분석에 적용된 통계기법은 빈도분석, 신뢰도분석, 상관분석, 조절된 매개효과분석이었다. 연구의 결과, 첫째, 그릿, 자아효능감, 회복탄력성, 학업성취는 서로 유의미한 정적인 상관관계를 보였으나 학업 스트레스와는 부적인 유의미한 상관관계를 보였다. 둘째, 자아효능감과 회복탄력성은 그릿과 학업성취를 연결하는 중요한 심리적 매개변인으로 확인되었다.셋째, 학업 스트레스는 그릿이 자아효능감과 회복탄력성을 경유하여 학업성취에 미치는 영향을 조절 매개하였다. 학업 스트레스는 그릿이 자아효능감과 회복탄력성을 경유하여 학업성취에 미치는 긍정적인 영향을 약화시키는 역할을 하였다. 이러한 결과는 고등학생의 학업성취를 증진시키기 위해서는 자아효능감과 회복탄력성과 같은 내적 심리 자원을 강화하고, 동시에 학업 스트레스를 효과적으로 관리하는 환경적 지원이 병행되어야 함을 시사하였다.

핵심어: 그릿, 자아효능감, 회복탄력성, 학업 스트레스, 학업성취, 조절된 매개효과, PROCESS macro

Abstract: The purpose of this study was to examine whether academic stress moderates the mediating effects of self-efficacy and resilience in the relationship between grit and academic achievement among high school students, and to provide foundational data for enhancing academic achievement. A total of 668 high school students residing in S City, Chungcheongnam-do, were selected through purposive sampling, and data were collected via offline surveys. The data were analyzed using SPSS PC+ Win. ver. 25.0 and the SPSS PROCESS macro ver. 4.2. The statistical methods employed included frequency analysis, reliability analysis, correlation analysis, and moderated mediation analysis. The results of the study were as follows. First, grit, self-efficacy, resilience, and academic achievement showed significant positive correlations with one another, whereas academic stress demonstrated significant negative correlations with these variables. Second, self-efficacy and resilience were identified as important psychological mediators linking grit to academic achievement. Third, academic stress moderated the mediating effects of self-efficacy and resilience on the relationship between grit and academic achievement. Specifically, academic stress weakened the positive influence of grit on academic achievement through self-efficacy and resilience. These findings suggest that, in order to enhance academic achievement among high school students, it is essential to strengthen internal psychological resources such as self-efficacy and resilience while simultaneously providing environmental support that effectively manages academic stress.

Keywords: Grit, Self-efficacy, Resilience, Academic Stress, Academic Achievement, Moderated Mediation, PROCESS Macro

Received 6 August 2026, Revised 27 August 2026
Accepted 12 September 2026
Corresponding Author: Chang Seek Lee
(Hanseo University)
Email: lee1246@hanmail.net
e-ISSN: 2951-259X

© Saeron Counseling, Psychology and Education Association. All rights reserved. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (http://creative commons.org/licenses/by-nc/3.0), which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.27

1. 서론

최근 교육심리학에서는 장기적인 목표를 향한 지속적인 노력과 열정을 의미하는 그릿(grit)이 학업성취를 설명하는 중요한 심리적 요인으로 주목받고 있다[1]. 선행연구는 그릿이 학업성취에 긍정적인 영향을 미치며, 이러한 영향은 개인의 심리적 자원을 통해 나타날 가능성을 제시하였다[2,3]. 그러나 국내 고등학생을 대상으로 그릿이 어떠한 심리적 기제를 거쳐 학업성취에 영향을 미치며, 이러한 영향이 어떠한 조건에서 강화 또는 약화되는지를 통합적으로 검증한 연구는 부족한 실정이다.

Bandura[4]의 자기효능감 이론에 따르면, 자신의 능력에 대한 신념은 도전적 과제를 성공적으로 수행하려는 동기와 지속적인 노력을 촉진하며, 어려운 상황에서도 효과적인 대처를 가능하게 한다. 이러한 자기효능감은 스트레스 상황에서도 적응적으로 대응하는 회복탄력성의 중요한 선행요인으로 보고되고 있으며[5], 결과적으로 높은 학업성취로 이어질 수 있다. 또한 그릿은 자기효능감과 회복탄력성을 향상시키는 긍정적 심리자원으로 확인되어 왔으며[3,6], 그릿이 자아효능감(self-efficacy)과 회복탄력성을 순차적으로 경유하여 학업성취에 영향을 미칠 가능성을 시사한다.

한편, 학업스트레스는 고등학생의 학업적응과 성취를 저해하는 대표적인 환경적 위험요인이다. 자원보존이론(Conservation of Resources Theory)에 따르면, 개인은 심리적 자원을 보존하고 유지하려는 경향이 있으며, 높은 스트레스는 이러한 자원을 소진시켜 보호요인의 효과를 감소시킬 수 있다[7]. 따라서 높은 학업스트레스 상황에서는 회복탄력성이 학업성취에 미치는 긍정적 영향이 약화될 가능성이 있다. 그럼에도 기존 연구들은 그릿과 학업성취 간의 직접효과 또는 단순매개효과를 중심으로 이루어졌으며, 자아효능감과 회복탄력성의 순차적 매개효과와 학업스트레스에 따른 조절된 매개효과를 통합적으로 검증한 연구는 매우 제한적이다.

따라서 본 연구는 고등학생을 대상으로 그릿이 자아효능감과 회복탄력성을 순차적으로 경유하여 학업성취에 미치는 영향을 확인하고, 학업스트레스가 회복탄력성과 학업성취 간의 관계를 조절함으로써 그릿의 간접효과를 변화시키는 조절된 이중매개효과를 검증하고자 한다. 이를 통해 학업성취를 설명하는 심리적 메커니즘을 규명하고, 교육현장에서 활용 가능한 개입 방안을 제시하는 데 기초자료를 제공하고자 한다.

2. 이론적 배경

2.1 그릿과 학업성취의 관계

그릿(grit)은 장기적인 목표를 달성하기 위해 지속적으로 노력하고 열정을 유지하는 개인의 성향을 의미한다[1]. 지능이나 재능과 같은 인지적 능력과는 달리, 그릿은 어려움이나 실패에도 불구하고 목표를 포기하지 않는 지속성을 강조하는 비인지적 특성으로 교육심리학 분야에서 중요한 변인으로 주목받고 있다.

선행연구들은 그릿이 학업성취를 예측하는 중요한 심리적 요인임을 일관되게 보고하고 있다. Duckworth 등[1]은 높은 그릿을 가진 학생일수록 장기적인 학습목표를 지속적으로 추구하여 높은 성취를 나타낸다고 하였다. 이후 Datu 등[2]은 그릿이 학습몰입과 자기조절학습을 촉진하여 학업성과를 향상시킨다고 보고하였으며, Tang 등[3]은 그릿이 학습동기와 학업참여를 높여 궁극적으로 학업성취에 긍정적인 영향을 미친다고 설명하였다.

특히 고등학생은 대학입시 중심의 경쟁적인 교육환경에서 높은 학업부담과 다양한 스트레스를 경험하는 시기로, 단기적인 능력보다 지속적인 노력과 목표지향성이 더욱 중요하게 작용한다. 따라서 그릿은

이러한 학업환경에서 학업성취를 설명하는 핵심적인 심리적 자원으로 볼 수 있다. 그러나 최근 연구들은 그릿이 학업성취에 직접 영향을 미칠 뿐 아니라 다양한 심리적 요인을 통해 간접적으로 영향을 미칠 가능성을 제시하고 있으며, 이러한 영향과정을 규명하는 연구의 필요성을 강조하고 있다.

2.2 자아효능감과 회복탄력성의 순차적 매개효과

Bandura[4]는 자기효능감을 특정 과제를 성공적으로 수행할 수 있다는 자신의 능력에 대한 신념으로 정의하였다. 자기효능감이 높은 학생은 도전적인 과제를 적극적으로 수행하고 실패를 학습의 기회로 인식하며 지속적인 노력을 유지하는 경향이 있다. 이러한 특성은 학습동기와 자기조절학습을 촉진하여 학업성취를 향상시키는 중요한 요인으로 보고되고 있다[8].

그릿과 자기효능감의 관계를 살펴본 연구에서는 그릿이 높은 학생일수록 자신의 능력에 대한 긍정적인 신념을 형성하며 지속적인 학습행동을 유지하는 것으로 나타났다[6]. 즉, 장기적인 목표를 향한 끈기와 노력은 자기효능감을 높이고 이는 다시 학업성과를 향상시키는 매개기제로 기능할 수 있다.

한편 회복탄력성(resilience)은 스트레스나 역경 속에서도 긍정적으로 적응하고 목표를 지속적으로 추구하는 심리적 능력을 의미한다[9]. 회복탄력성이 높은 학생은 실패나 학업부담을 효과적으로 극복하여 지속적인 학습참여와 높은 학업성취를 보이는 것으로 보고되고 있다[3].

최근에는 자기효능감과 회복탄력성 간의 인과적 관계에 대한 연구도 활발히 이루어지고 있다. Bandura[4]의 사회인지이론에 따르면 높은 자기효능감은 어려운 상황에서도 자신의 행동을 통제할 수 있다는 신념을 형성하여 적극적인 문제해결 행동과 적응적 대처를 촉진한다. 이러한 경험은 개인의 회복탄력성을 강화하는 심리적 기반이 된다. 실제 Dong 등[5]은 자기효능감이 회복탄력성의 중요한 선행요인이며, 자기효능감이 높은 학생일수록 스트레스 상황에서도 긍정적인 적응과 학업수행을 유지한다고 보고하였다.

따라서 그릿은 자기효능감을 향상시키고, 향상된 자기효능감은 다시 회복탄력성을 증진시키며, 이러한 심리적 자원의 축적은 궁극적으로 학업성취를 향상시키는 순차적 매개경로를 형성할 것으로 기대된다.

2.3 학업스트레스의 조절효과와 조건부 간접효과

학업스트레스는 학업 수행 과정에서 학생이 경험하는 심리적 부담과 긴장으로, 고등학생의 학업적응과 학업성취를 저해하는 대표적인 환경적 위험요인이다. 높은 학업스트레스는 불안, 학습동기 저하 및 정서적 소진을 유발하여 학업성과를 감소시키는 것으로 보고되고 있다. 따라서 학업스트레스는 학업성취에 직접적인 부정적 영향을 미치는 환경적 변인으로 이해할 수 있다.

Hobfoll 의 자원보존이론(Conservation of Resources Theory)은 개인이 보유한 심리적 자원을 유지하고 보호하려는 경향이 있으며, 높은 스트레스 상황에서는 이러한 자원이 지속적으로 소모되어 보호요인의 효과가 감소한다고 설명한다[7]. 즉, 회복탄력성은 학업성취를 향상시키는 중요한 심리적 보호요인이지만, 학업스트레스가 높을수록 회복탄력성이 제공하는 긍정적 효과가 충분히 발휘되지 못할 가능성이 있다. 위험-보호요인 모형[10]역시 보호요인의 효과는 위험요인의 수준에 따라 달라질 수 있음을 제시하며, 위험 수준이 높아질수록 보호요인의 영향력이 감소할 수 있음을 설명한다.

이러한 관점에서 학업스트레스는 회복탄력성과 학업성취 간의 관계를 조절하는 환경적 요인으로 이해할 수 있다. 즉, 학업스트레스가 낮은 학생은 높은 회복탄력성을 바탕으로 학업적 어려움을 효과적으로 극복하여 높은 학업성취를 보일 가능성이 크지만, 학업스트레스가 높은 학생은 동일한 수준의 회복탄력성을 가지고 있더라도 심리적 자원의 소진으로 인해 회복탄력성의 긍정적 효과가 약화될 수 있다.

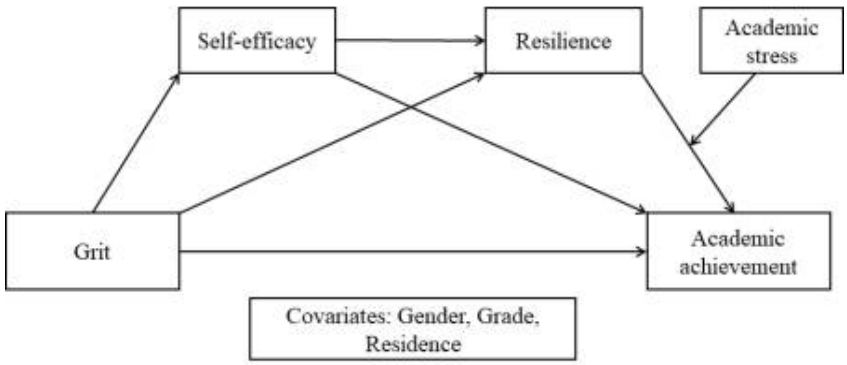
 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.27

더 나아가 본 연구모형에서는 학업스트레스가 단순히 회복탄력성과 학업성취 간의 관계만을 조절하는 것이 아니라, 그릿이 자아효능감과 회복탄력성을 순차적으로 거쳐 학업성취에 미치는 간접효과 전체를 조건적으로 변화시키는 역할을 수행한다고 가정한다. 다시 말해, 그릿이 자아효능감을 향상시키고, 향상된 자아효능감이 회복탄력성을 증진하며, 회복탄력성이 학업성취를 높이는 과정은 학업스트레스 수준에 따라 그 효과의 크기가 달라질 수 있다. 따라서 본 연구는 학업스트레스가 회복탄력성의 효과를 조절함으로써 그릿의 순차적 간접효과를 변화시키는 조건부 간접효과(conditional indirect effect)를 검증하고자 한다.

3. 연구방법

3.1 연구모형

연구모형은 선행연구를 바탕으로 그릿이 자아효능감과 회복탄력성을 경유하여 학업성취에 미치는 영향에서 학업 스트레스가 조절 매개하는지를 확인하기 위해 Hayes[11]가 제안한 SPSS PROCESS macro 의 87 번 모델을 적용하여 설정하였다. 성별, 학년 및 거주지는 통제변수로 사용하였다. 연구모형은 [Figure 1]에 제시하였다.



[Figure 1] Research model

3.2 조사 대상 및 자료수집 방법

충청남도의 S 시에 거주하는 고등학생을 목적 표집법(purposive sampling)을 통해 선정하고, 오프라인 설문을 통해 자료를 수집하였다. 설문 참여 전 연구 목적에 대해 충분히 안내하였으며, 모든 참여자는 자발적으로 동의한 후 설문에 응하였다.

본 연구는 민감한 개인정보를 수집하지 않았고, 설문 응답은 모두 익명으로 처리되었으며, 분석 과정에서도 비식별화된 상태로 활용되었다. 이에 따라 소속 기관의 생명윤리심의위원회(IRB)의 승인 면제 기준에 해당하므로 별도의 승인을 받지 않았다. 연구는 헬싱키 선언 및 APA(미국심리학회)의 윤리 원칙을 준수하였다. 분석에 활용된 전체 대상자 수는 총 668 이었으며, 이중 남자가 52.2%, 여자 47.8%로 남녀 비율이 거의 유사하였으며, 학년은 1-3 학년이 33%대로 고르게 분포하였다. 거주지는 93.3%가 중소도시에 산다고 응답하여 대부분의 조사 대상이 S 시에 거주하였으며, 가족구성은 양친부모+자녀로 구성된 가족이 85.3%로 가장 높았다. 가정 경제 수준은 58.6 가 중이라고 응답하였고, 중상은 28.9%로 조사 대상은 중 이상의 가정 경제수준이 높은 분포를 보였다.

3.3 조사도구

3.3.1 그릿

그릿은 Duckworth 와 Quinn[12]이 개발한 Grit(Grit-O) 척도를 Lee[13]가 번안한 척도를 사용하였다. 각 문항은 “나는 목표가 있어도 얼마 지나지 않아 또 다른 목표를 찾는다”, “이미 진행 중인 일이 있더라도 중단하고 새로운 일로 변경하는 경우가 자주 있다” 등으로 이루어지며, 전체 8 문항으로 구성되어 있다. 측정은 5 점 Likert 척도로 이루어지고, 점수가 높을수록 그릿이 높음을 의미한다. 이 연구에서 그릿의 신뢰도는 Cronbach’s α =.76 으로, 수용 가능한 수준의 내적 일관성을 보였다.

3.3.2 자아효능감

자아효능감은 개인의 일반적 효능감을 측정하기 위해 차정은[14]이 개발하고, 김아영[15]이 수정한 일반적 효능감 척도 24 문항 중 자기조절효능감을 측정하는 9 문항을 사용하였다. 이 척도는 “나는 문제가 생기면 여러 가지 가능한 해법 방안에 대해 먼저 생각한 후에 해결하려고 노력한다”, “나는 어려운 일이 생기면 그 원인이 무엇인지 신중하게 생각한 후에 해결하려고 노력한다” 등을 측정하는 5 점 Likert 척도로 이루어졌다. 점수가 높을수록 자아효능감이 높음을 의미하며, 신뢰도는 Cronbach’s α =.898 으로, 높은 수준의 내적 일관성을 보였다.

3.3.3 회복탄력성

회복탄력성은 신우열 등[16]이 개발한 27 개 문항 중 통제성을 측정하는 12 문항을 사용하였다. 각 문항은 “나는 일을 조직적으로 처리하는 편이다”, “나는 어려운 상황을 극복할 수 있는 능력이 있다” 등으로 구성되어 있으며, 측정은 5 점 Likert 척도이다. 점수가 높을수록 회복탄력성 수준이 높음을 의미한다. 이 척도의 내적 일관성 신뢰도를 측정하는 Cronbach’s α 는 .85 로, 높은 수준의 내적 일관성을 보였다.

3.3.4 학업 스트레스

학업 스트레스는 오미향과 천성문[17]의 학업 스트레스 척도 38 문항 중 본 연구목적에 부합하는 공부 스트레스 요인의 8 문항만 사용하였다. 각 문항은 “선생님과 친구들 앞에서 발표하는 것은 내게 너무 큰 스트레스이다”, “시험을 치기 전에는 시험을 망칠 것 같은 생각이 든다” 등으로 구성되어 있으며, 5 점 Likert 척도로 측정하였다. 점수가 높을수록 학업 스트레스가 높음을 의미하며, 본 연구에서 사용된 척도의 신뢰도 계수 Cronbach’s α 는 .701 로, 수용 가능한 수준의 내적 일관성을 보였다.

3.3.5 학업성취

본 연구에서 사용한 학업성취 척도는 국내외 선행연구[18~20]에서 사용된 문항을 기반으로 하였으나, 원 개발자 및 1 차 출처는 확인되지 않았다. 따라서 본 연구에서는 해당 척도를 “선행연구 사용 척도”로 명시하여 활용하였다. 총 8 문항이며, 각 문항은 “나는 모든 과목에 대해 준비가 되어 있다”, “나는

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.27

모든 수업이나 토론에 주의를 기울이고 경청한다" 등으로 구성되어 있다. 측정은 5 점까지 Likert 척도로 하였으며, 점수가 높을수록 학업성취 정도가 높음을 의미하며, 본 연구에서 척도의 내적 일관성 신뢰도 계수 Cronbach's α 는 .843 으로, 높은 수준의 신뢰도를 나타냈다.

3.3.6 일반적 특성 및 통제변수

일반적 특성을 조사하기 위하여 성별, 학년, 거주지, 가족구성 및 가족 경제수준를 조사하였으며, 매개변수와 종속변수에 영향을 미치는 변인 중 성별, 학년, 거주지는 분석 시 통제하였다.

3.4 자료 분석

자료는 SPSS PC+ Win ver. 25.0 과 SPSS PROCESS macro ver. 4.2 를 활용하여 분석하였고, 빈도분석, 내적 일관성 계수인 Cronbach's α, Pearson 이변량 상관분석, 그리고 학업 스트레스의 조절된 매개효과 검증을 위해 SPSS PROCESS macro 87 번 모델을 적용하였다. 조절된 매개효과 검증은 부트스트래핑(bootstrapping) 방법을 활용하여 실시하였으며, 부트스트랩 재샘플 수는 5,000 개, 신뢰수준은 95%로 설정하였다. 조절효과 및 조절된 매개효과 분석 시에는 다중공선성 문제를 최소화하기 위해 독립변인과 조절변인을 평균 중심화(mean-centering)하였다.

4. 연구 결과

4.1 변인간 상관관계

두 변인의 상관관계를 파악하기 위하여 Pearson 의 이변량 상관분석을 실시하였으며, 분석 결과는 <Table 1>에 제시하였다.

그릿은 자아효능감(r=.545, p<.01), 회복탄력성(r=.510, p<.01), 학업성취(r=.502, p<.01)와는 정적인 유의미한 상관관계를 보였으나 학업 스트레스(r=-.440, p<.01)와는 부적인 유의미한 상관관계를 보였다. 자아효능감은 회복탄력성(r=.651, p<.01)과 학업성취(r=.588, p<.01)와는 정적인 유의미한 상관관계를 보였으나 학업 스트레스(r=-.307, p<.01)와는 부적인 유의미한 상관관계를 보였다. 회복탄력성도 학업성취(r=.611, p<.01)과 정적인 유의미한 상관관계를 보였으나 학업 스트레스(r=-.315, p<.01)와는 부적인 유의미한 상관관계를 보였다. 끝으로 학업 스트레스는 학업성취(r=-.350, p<.01)와는 부적인 유의미한 상관관계를 보였다.

상관관계 분석 결과 독립변인 간 상관관계가 r=.651 이하이어서 독립변인 간 다중공선성 문제는 없었다.

기술통계분석 결과 그릿(M=2.9762)을 제외하고 중간 점수(.3)보다 높았고 그 중에서 자아효능감이 M=3.353 으로 가장 높았다.

<Table 1> Correlation and descriptive statistics analysis among main variables

Category	1	2	3	4	5
1. Grit	1				
2. Self-efficacy	.545**	1			
3. Resilience	.510**	.651**	1		

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.27

4. Academic stress	-.440**	-.307**	-.315**	1	
5. Academic achievement	.502**	.588**	.611**	-.350**	1
M	2.9762	3.3530	3.3266	3.1238	3.2063
SD	.65283	.63261	.65624	.5983	.72593

** p<.01

4.2 학업 스트레스의 조절된 매개효과

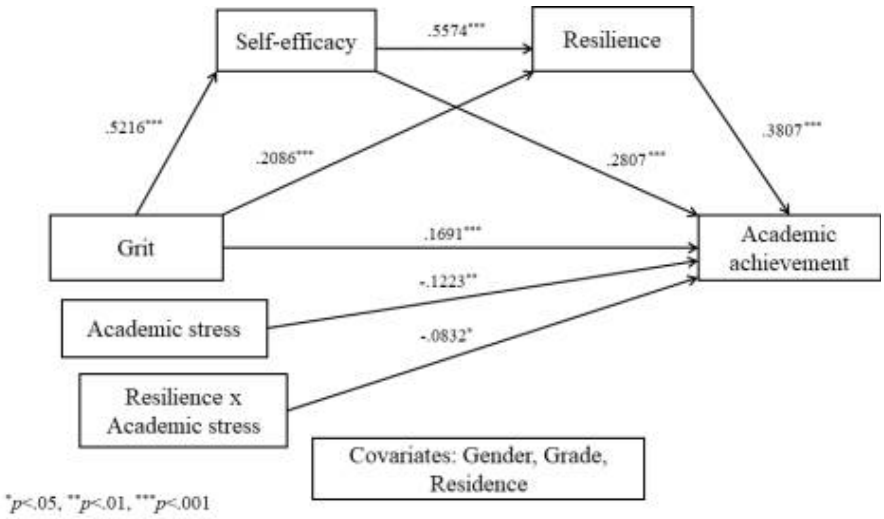
학업스트레스의 조절된 매개효과 분석 결과는 [Figure 2], [Figure 3], <Table 2>, <Table 3>에 제시하였다.

조절된 매개모형에서 그릿은 자아효능감(B=.5216, p<.001)에 유의미한 영향을 미치고, 자아효능감은 회복탄력성(B=.5574, p<.001)에 유의미한 영향을 미쳤으며, 회복탄력성은 학업성취(B=.3807, p<.001)에 유의미한 영향을 미쳐 자아효능감과 회복탄력성이 그릿과 학업성취의 관계에서 이중 매개 역할을 하는 것을 확인하였다.

조절변수인 학업 스트레스는 종속변수인 학업성취에 부적인 유의미한 영향을 미치고(B=-.1223, p<.001), 회복탄력성과 학업 스트레스의 상호작용 항은 학업성취에 부적인 유의미한 영향을 주어(B=-.0832, p<.05), 학업 스트레스는 회복탄력성과 학업성취의 관계를 조절하였다. 또한 R2 변화량은 B=.0036(p<.05)로 유의미하여 학업 스트레스가 회복탄력성과 학업성취의 관계를 조절하였다. 특히 조절효과가 부적인 영향을 주어 회복탄력성이 학업성취에 미치는 영향을 약화시키는 역할을 하였다.

상호작용 항이 유의미하였으므로 학업 스트레스에 따른 회복탄력성의 조건부 효과를 분석하였다. 학업 스트레스가 M-SD 일 때, M 일 때, M+SD 일 때 조건부 효과가 모두 유의미하였으며, 조건부 효과 값은 B=.4306 에서 B=.3308 로 점차 감소하였다. 따라서 학업 스트레스가 증가하면 회복탄력성이 학업성취에 미치는 영향이 감소하여 학업 스트레스가 약화시키는 역할을 하였다.

조절변수인 학업 스트레스의 3 가지 조건(M±SD, M)에 따른 조건부 효과가 구체적으로 어느 영역에서 유의미한지 확인하기 위해서 조명등 분석인 Johnson-Neyman 방법을 적용하여 분석하였다. 분석 결과 학업 스트레스의 전 영역에서 조건부 효과가 유의미하였다. 다만 조건부 효과 값이 감소하여 학업 스트레스가 약화시키는 역할을 하였다.



[Figure 2] Statistical model of the moderated mediation effect of academic stress

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.27

<Table 2> Analysis of moderating effect of academic stress

Category		DV: Self-efficacy			DV: Resilience			DV: Academic achievement		
		B	SE	t value	B	SE	t value	B	SE	t value
Constant		1.4917	.2056	7.2569***	-2.4500	.1946	-12.5898***	1.9680	.2414	8.1511***
IV	Grit	.5216	.0317	16.4518***	.2086	.0343	6.0738***	.1691	.0414	4.0878***
Mediator1 (M1)	Self-efficacy				.5574	.0357	15.6304***	.2807	.0470	5.9669***
Mediator2 (M2)	Resilience							.3807	.0436	8.7344***
Moderator	Academic stress							-.1223	.0390	-3.1327**
Interaction item	Resilience x Academic stress							-.0832	.0392	-2.1234*
Higher order test	R^2 change							.0036		
	F							4.5089*		
Covariates	Gender	.0185	.0413	.4473	-.0845	.0377	-2.2448*	.0245	.0422	.5807
	Grade	.0810	.0254	3.1895**	-.0097	.0233	-.4171	-.0350	.0258	-1.3550
	Residence	.0587	.0818	.7181	.0511	.0745	.6856	-.0899	.0824	-1.0920
Model summary	R^2	.3088			.4654			.4766		
	F	72.8083***			113.3594***			73.7547***		

Conditional effects of the resilience at values of the academic stress

Academic stress	Effect(B)	se	t value	LLCI*	ULCI**
-.6000(M-SD)	.4306	.0476	9.0415***	.3371	.5241
.0000(M)	.3807	.0436	8.7344***	.2951	.4663
.6000(M+SD)	.3308	.0513	6.4411***	.2299	.4316

Conditional effects of the resilience at values of the academic stress

Academic stress	Effect(B)	se	t value	LLCI*	ULCI**
-2.1267	.5577	.0905	6.1609***	.3799	.7354
:					
1.8733	.2248	.0887	2.5348*	.0507	.3989

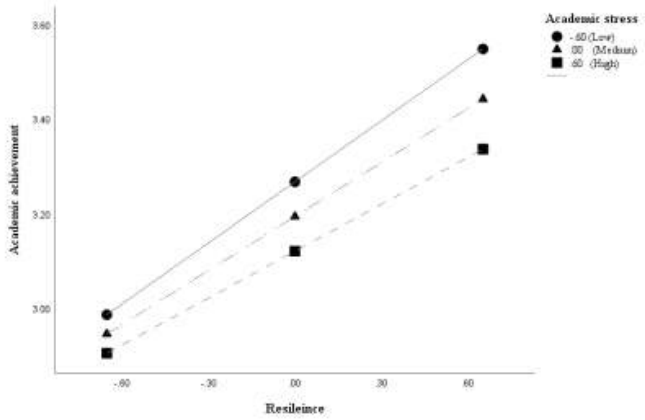
*p<.05, **p<.01, ***p<.001

*LLCI=Lower bound of the 95% confidence interval for the bootstrapped indirect effect

**ULCI=Higher bound of the 95% confidence interval for the bootstrapped indirect effect

학업 스트레스의 3가지 조건(M, M±SD)에서 회복탄력성의 조건부 효과를 그래프로 시각화한 결과는 [Figure 3]과 같다. 학업 스트레스의 3가지 조건 모두 회복탄력성이 증가할 때 학업성취도 증가하였는데, 학업 스트레스가 M-SD(-.60)일 때가 M+SD(.60)일 때보다 더 가파르게 증가하였다. 즉, 회복탄력성이 증가하면 학업성취도 증가하는데 학업 스트레스가 낮은 집단의 학업성취가 더 가파르게 증가하였다.

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.27



[Figure 3] Moderating Effect of Academic Stress in the Moderated Mediation Model

조절된 매개효과를 검증하기 위하여 학업 스트레스의 조건부 간접효과를 분석 결과는 <Table 3>에 제시하였다.

분석 결과, 그릿은 학업성취에 유의한 직접효과를 보였다(Effect=.1691, SE=.0414, t=4.0878, p<.001). 또한 그릿이 자아효능감과 회복탄력성을 순차적으로 매개하여 학업성취에 미치는 간접효과는 학업스트레스 수준에 따라 차이를 보였다. 학업스트레스가 낮은 경우 간접효과는 .1252(95% CI=.0771~.1651), 평균 수준에서는 .1107(95% CI=.0694~.1466), 높은 경우에는 .0962(95% CI=.0520~.1350)로 모두 유의하였다. 이는 학업스트레스가 증가할수록 그릿이 자아효능감과 회복탄력성을 통해 학업성취를 향상시키는 간접효과가 점차 감소함을 시사한다. 따라서 학업스트레스는 그릿과 학업성취 간의 순차적 매개효과를 약화시키는 조절변수로 기능하는 것으로 해석할 수 있다.

<Table 3> Direct effect and conditional indirect effect analysis

Direct effect				
Grit → Academic achievement				
Effect	se	t value	LLCI*	ULCI**
.1691	.0414	4.0878***	.0879	.2504
Conditional indirect effect				
Grit → Self-efficacy → Resilience → Academic achievement				
Academic stress	Effect	BootSE	BootLLCI	BootULCI
-.6000(M-SD)	.1252	.0219	.0771	.1651
.0000(M)	.1107	.0199	.0694	.1466
.6000(M+SD)	.0962	.0209	.0520	.1350

***p<.001

*LLCI=Lower bound of the 95% confidence interval for the bootstrapped indirect effect

**ULCI=Higher bound of the 95% confidence interval for the bootstrapped indirect effect

5. 논의

본 연구는 고등학생을 대상으로 그릿이 학업성취에 미치는 영향에서 자아효능감과 회복탄력성의 순차적 매개효과와 학업스트레스의 조절된 매개효과를 검증하였다. 연구결과를 중심으로 다음과 같이 논의하였다.

첫째, 그릿, 자아효능감, 회복탄력성 및 학업성취는 모두 서로 유의한 정적 상관관계를 나타낸 반면, 학업스트레스는 이들 변인과 유의한 부적 상관관계를 보였다. 이는 그릿이 높은 학생일수록 학습목표를 지속적으로 추구하며 어려움에도 쉽게 포기하지 않는 특성을 보이기 때문에 학업성취 수준이 높아진다는 Duckworth 등[1]의 연구와 일치한다. 또한 높은 그릿은 자신의 능력에 대한 신념인 자아효능감을 증진시키고[4], 이러한 자아효능감은 학업상황에서의 도전과 실패를 극복하는 회복탄력성을 향상시키는 것으로 해석할 수 있다[21]. 반면 학업스트레스는 학습동기를 저하시켜 학업성취를 감소시키는 요인이라는 선행연구[22]와도 일치하는 결과이다.

둘째, 그릿은 자아효능감과 회복탄력성을 통해 학업성취에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 그릿이 단순히 직접적으로 학업성취를 높이는 것이 아니라, 자신의 능력에 대한 긍정적인 신념을 형성하고 어려움을 극복하는 심리적 역량을 강화함으로써 학업성취를 향상시키는 과정을 거친다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 그릿이 자기조절학습과 자기효능감을 향상시켜 학업성과를 높인다고 보고한 Credé 등[23]의 메타분석 결과와도 맥락을 같이한다. 또한 회복탄력성은 학습 과정에서 경험하는 실패나 좌절을 극복하도록 도와주는 핵심 심리자원으로, 학업성취를 촉진하는 중요한 매개변인임을 재확인하였다[24].

셋째, 본 연구에서 가장 중요한 결과는 학업스트레스가 그릿과 학업성취 간의 순차적 매개효과를 조절하는 것으로 나타났다는 점이다. 구체적으로 학업스트레스가 낮은 집단에서는 그릿이 자아효능감과 회복탄력성을 통해 학업성취에 미치는 간접효과가 가장 크게 나타났으며, 학업스트레스가 높아질수록 그 효과는 점차 감소하였다. 이는 높은 스트레스 상황에서는 학생들이 자신의 능력을 충분히 발휘하기 어렵고 심리적 자원이 소진되기 때문에 그릿이 가진 긍정적 기능이 약화될 수 있음을 의미한다[7]. 즉, 아무리 높은 그릿을 지닌 학생이라도 과도한 학업스트레스는 자아효능감과 회복탄력성을 감소시켜 결국 학업성취 향상 효과를 제한할 수 있다는 것이다.

이러한 결과는 교육현장에서 학생들의 학업성취를 높이기 위해서는 개인의 그릿만을 향상시키는 프로그램보다 자아효능감과 회복탄력성을 함께 증진시키고, 동시에 학업스트레스를 완화할 수 있는 학교 및 가정의 지원체계를 구축하는 것이 중요함을 시사한다. 특히 상담프로그램, 자기조절학습 프로그램, 사회정서학습(SEL), 스트레스 관리 프로그램 등을 병행할 필요가 있다.

6. 결론

본 연구는 고등학생을 대상으로 그릿, 자아효능감, 회복탄력성, 학업스트레스 및 학업성취 간의 구조적 관계를 분석하였다.

연구결과, 첫째, 그릿은 자아효능감과 회복탄력성을 높이며 학업성취를 향상시키는 직접적·간접적 영향을 모두 나타냈다. 둘째, 자아효능감과 회복탄력성은 그릿과 학업성취를 연결하는 중요한 심리적 매개변인으로 확인되었다. 셋째, 학업스트레스는 이러한 순차적 매개과정을 조절하여 스트레스 수준이 높을수록 그릿의 긍정적인 효과를 감소시키는 것으로 나타났다.

따라서 고등학생의 학업성취를 높이기 위해서는 학생 개인의 그릿을 강화하는 교육뿐 아니라 자아효능감과 회복탄력성을 증진시키는 심리교육 및 상담프로그램이 함께 이루어져야 하며, 무엇보다 과도한 학업스트레스를 감소시키기 위한 학교 차원의 예방 및 지원체계가 마련되어야 할 것이다.

본 연구는 고등학생의 그릿이 자아효능감과 회복탄력성을 경유하여 학업성취에 미치는 영향에서 학업스트레스의 조절된 매개효과를 검증하였다는 점에서 의의가 있으나, 다음과 같은 제한점과 후속연구를 위한 제언이 있다.

첫째, 본 연구는 충청남도 S 시에 재학 중인 고등학생을 대상으로 실시되어 연구결과를 일반화하는 데 한계가 있다. 따라서 후속연구에서는 다양한 지역과 학교급을 포함한 표집과 다집단 분석을 통해 연구결과의 일반화 가능성을 높일 필요가 있다.

둘째, 모든 변인을 자기보고식 설문으로 측정하였으며 횡단적 연구를 실시하였기 때문에 공통방법편의와 인과관계 해석에 제한이 있다. 이에 후속연구에서는 교사평정이나 학업성적 등 객관적 자료를 함께 활용하고, 종단연구를 통해 변인 간 관계를 보다 명확하게 검증할 필요가 있다.

셋째, 부모의 사회경제적 수준, 학교환경, 학습동기 등 다양한 변인을 충분히 고려하지 못하였다. 따라서 후속연구에서는 이러한 환경적 요인을 포함한 연구모형을 적용하고, 학업스트레스 감소와 자아효능감 및 회복탄력성 향상을 위한 중재 프로그램의 효과를 검증하는 연구가 이루어질 필요가 있다.

참고문헌

[1] Duckworth, A. L., Peterson, C., Matthews, M. D., & Kelly, D. R. (2007). Grit: Perseverance and passion for long-term goals. Journal of Personality and Social Psychology, 92(6), 1087-1101. https://doi.org/10.1037/0022-3514.92.6.1087

[2] Datu, J. A. D., Valdez, J. P. M., & King, R. B. (2016). Perseverance counts but consistency does not! Validating the Short Grit Scale in a collectivist setting. Current Psychology, 35(1), 121-130. https://doi.org/10.1007/s12144-015-9374-2

[3] Tang, X., Wang, M. T., Guo, J., & Salmela-Aro, K. (2019). Building grit: The longitudinal pathways between mindset, commitment, grit, and academic outcomes. Journal of Youth and Adolescence, 48(5), 850-863. https://doi.org/10.1007/s10964-019-00998-0

[4] Bandura, A. (1997). Self-efficacy: The exercise of control. W. H. Freeman.

[5] Dong, Y., Zhang, L., Zhai, S., & Yang, M. (2021). Self-efficacy and resilience: Mechanisms linking psychological resources to academic adjustment among adolescents. Frontiers in Psychology, 12, 699842. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.699842

[6] Usher, E. L., & Pajares, F. (2018). Sources of academic self-efficacy in mathematics: A validation study. Contemporary Educational Psychology, 34(1), 89-101.

[7] Hobfoll, S. E. (1989). Conservation of resources: A new attempt at conceptualizing stress. American Psychologist, 44(3), 513-524. https://doi.org/10.1037/0003-066X.44.3.513

[8] Zhen, R., Wang, S., & Liu, R. D. (2023). Academic self-efficacy, resilience, and achievement: The underlying psychological mechanisms. Educational Psychology Review, 35(3), 765-782.

[9] Luthar, S. S., Cicchetti, D., & Becker, B. (2000). The construct of resilience: A critical evaluation and guidelines for future work. Child Development, 71(3), 543-562. https://doi.org/10.1111/1467-8624.00164

[10] Fergus, S., & Zimmerman, M. A. (2005). Adolescent resilience: A framework for understanding healthy development in the face of risk. Annual Review of Public Health, 26, 399-419. https://doi.org/10.1146/annurev.publhealth.26.021304.144357

[11] Hayes, A. F. (2017). Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach (2nd ed.). Guilford Publications.

[12] Duckworth, A. L., & Quinn, P. D. (2009). Development and validation of the Short Grit Scale (Grit-S). Journal of Personality Assessment, 91(2), 166-174. https://doi.org/10.1080/00223890802634290

[13] Lee, C. S. (2020). Gratitude influences happiness through mindfulness in Korean high school

students: The moderated mediation model of grit. Перспективы науки и образования, 6(48), 334-344.

[14] 차정은. (1996). 일반적 자기효능감 척도개발을 위한 일 연구 [석사학위논문]. 이화여자대학교 대학원.

[15] 김아영. (1997). 학구적 실패에 대한 내성의 관련변인 연구. 교육심리연구, 11(2), 1-19. https://www.dbpia.co.kr/Journal/articleDetail?nodeId=NODE06763134

[16] 신우열, 김민규, & 김주환. (2009). 회복탄력성 검사 지수의 개발 및 타당도 검증. 한국청소년연구, 20(4), 105-131. https://www.nypi.re.kr/repository/handle/2022.oak/1843

[17] 오미향, & 천성문. (1994). 청소년의 학업스트레스 요인 및 증상분석과 그 감소를 위한 명상훈련의 효과. 인간이해, 15, 63-96.

[18] Fredricks, J. A., Blumenfeld, P. C., Friedel, J., & Paris, A. H. (2005). School engagement. In K. A. Moore & L. H. Lippman (Eds.), What do children need to flourish? Conceptualizing and measuring indicators of positive development (pp. 305–321). Springer. https://doi.org/10.1007/0-387-23823-9_19

[19] Bahl, R., Gupta, S., Amin, F., Khurshid, S., Rathore, B., & Iqbal, M. (2025). Impact of achievement goals on academic achievement: Mediating role of procrastination and moderating role of loneliness. Kybernetes. https://doi.org/10.1108/K-10-2024-2813

[20] 최재화. (2024). 고등학생의 그릿이 감사성향을 경유하여 학업성취도에 미치는 영향: 성장 마인드셋의 조절된 매개효과 [박사학위논문]. 한서대학교. https://www.dbpia.co.kr/journal/detail?nodeId=T17080489

[21] Masten, A. S. (2001). Ordinary magic: Resilience processes in development. American Psychologist, 56(3), 227-238. https://doi.org/10.1037/0003-066X.56.3.227

[22] Pascoe, M. C., Hetrick, S. E., & Parker, A. G. (2020). The impact of stress on students in secondary school and higher education. International Journal of Adolescence and Youth, 25(1), 104-112. https://doi.org/10.1080/02673843.2019.1596823

[23] Credé, M., Tynan, M. C., & Harms, P. D. (2017). Much ado about grit: A meta-analytic synthesis of the grit literature. Journal of Personality and Social Psychology, 113(3), 492-511. https://doi.org/10.1037/pspp0000102

[24] Masten, A. S. (2014). Ordinary magic: Resilience in development. Guilford Press.

새론상담심리교육연구
The Journal of Saeron Counseling, Psychology and Education
Vol. 5, No. 3, pp. 39-53 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.39

대학생의 아동기 외상과 전위공격성과의 관계: 경험회피와 정신화의 이중매개효과

전정임[1]
[1]병영생활전문상담관, 육군본부, rose0430@naver.com

The Relationship Between Childhood Trauma and Displaced Aggression in University Students: The Dual Mediating Effects of Experiential Avoidance and Mentalization

Jeong-im Jeon[1]
[1]Military Life Counselor, Republic of Korea Army Headquarters, rose0430@naver.com

초 록: 본 연구에서는 대학생의 아동기 외상이 전위공격성에 미치는 영향에서 경험회피와 정신화의 이중매개 효과를 검증하는데 그 목적이 있다. 국내 대학교 재학 및 휴학생 229명을 대상으로 설문을 실시하였고, SPSS 22.0과 Process Macro 4.2를 사용하여 연구가설을 검증하였다. 이중매개효과는 SPSS Process Macro model number 6을 활용해 분석을 실시하였으며, Bootstrapping-test를 통한 매개효과의 유의성을 확인하였다. 연구 결과 첫째, 주요 변인 간 유의한 상관관계가 확인 되었다. 둘째, 아동기 외상에서 전위공격성 경로는 통계적 유의성이 확인되었으나 매개변수인 경험회피와 정신화가 투입되면서 아동기 외상에서 전위공격성 간 경로의 직접효과는 유의하지 않은 것으로 나타나 완전매개효과가 검증되었다. 구체적으로 아동기 외상이 경험회피 및 정신화를 각각 거치는 단순매개경로와 경험회피와 정신화를 순차적으로 거치는 순차적 이중매개경로가 모두 유의하게 나타났다. 본 연구는 아동기 외상을 경험한 대학생의 전위공격성을 낮추고 대인관계의 질을 향상시키기 위해서는 경험회피는 줄이고 정신화를 증진하는 인지·행동적 개입이 필수적임을 시사한다.

핵심어: 아동기 외상, 전위공격성, 경험회피, 정신화, 이중매개효과, 대학생

Abstract: The purpose of this study is to verify the dual-mediating effect of experience avoidance and mentalization on the impact of childhood trauma in college students on avant-garde aggression. A survey was conducted on 229 students enrolled or on leave of absence from domestic universities, and the research hypothesis was verified using SPSS 22.0 and Process Macro 4.2. The double mediating effect was analyzed using SPSS Process Macro model number 6, and the significance of the mediating effect was confirmed through Bootstrapping-test. As a result of the study, first, a significant correlation was confirmed between the main variables. Secondly, the avant-garde aggression pathway in childhood trauma showed statistical significance, but the direct effect of the pathway between childhood trauma and avant-garde aggression pathways was not significant due to the input of the parameters, experience avoidance and mentalization, thus verifying the full mediating effect. Specifically, both the simple mediation path through which childhood trauma goes through experience avoidance and mentalization, and the sequential double mediation path through experience avoidance and mentalization were significant. This study suggests that cognitive and behavioral interventions to reduce experience avoidance and promote mentalization are essential to lower the avant-garde aggression and improve the quality of interpersonal relationships among college students who have experienced childhood trauma.

Keywords: Childhood Trauma, Displaced Aggression, Experiential Avoidance, Mentalization, Dual Mediating Effect, University Students

Received 16 August 2026, Revised 21 August 2026
Accepted 12 September 2026
Corresponding Author: Jeongim Jeon
(Military Life Counselor)
Email: rose0430@naver.com
e-ISSN: 2951-259X

© Saeron Counseling, Psychology and Education Association. All rights reserved. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (http://creative commons.org/licenses/by-nc/3.0), which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.39

1. 서론

인간은 사회적 존재로서, 태어나는 순간부터 타인과 더불어 살아간다. 아동기와 청소년기를 거치며 다양한 사람들과 관계를 형성하고. 이를 통해 점차 확장된 사회적 삶으로 살아가게 된다. 이러한 과정에서 주변 사람들과 큰 갈등 없이 원만한 대인관계를 맺고, 친밀감을 형성하며 살아가는 것은 삶의 만족도를 높이는 중요한 요소이다.

Erickson [1]의 심리 사회적 발달단계에 따르면, 성인 초기를 친밀감 형성의 과업을 완수하는 시기로 정의하였다. 이 시기에 해당하는 대학생들은 한정된 대인관계를 형성하며 이전과는 달리 사회적 범위가 넓어지고 관계양상이 급격히 변화하면서 대인관계의 어려움과 스트레스를 경험하기도 한다[2].

이러한 대인관계문제에서 비롯된 스트레스나 어려움은 분노로도 표출되는데, 제대로 표현하지 못하여 해소되지 않은 분노는 내면에 억제되거나 반복적인 좌절 경험으로 인해 타인과의 갈등을 유발한다[3]. 특히 최근 우리 사회에서는 특별한 개연성이나 원인 제공자 없이 불특정 다수를 향해 분노를 표출하는 무동기 범죄 및 전위공격성 관련 사회적 범죄의 양적·질적 심화 현상이 심각한 사회적 문제로 대두되고 있다.[1] 이처럼 억제되었던 분노가 표출되는 과정에서는 분노를 유발한 대상이 아닌 다른 대상에게 부적절하게 표현되기도 하는데[4] 이를 전위공격성(displaced aggression)이라고 한다. 기존의 대학생 연구들에서도 분노를 제대로 해소하지 못한 경우, 전위공격성 형태로 분노가 표출된다는 결과들이 보고된바 있다[5-15]. 즉, 전위공격성이란 일차적으로 자신에게 분노를 일으킨 대상에게 공격하지 못하거나 공격하기를 원치 않아서 억제 되었던 분노가 그 사건과 관련 없는 무고한 대상에게 공격성을 표출하는 하는 것이다[15]. 또한 Denson 등[16]은 전위공격성의 하위요인으로 분노반추, 보복계획, 전위된 공격 행동을 제시하였다. 그중 분노반추(angry rumination)는 전위된 공격성의 정서적 차원으로서, 분노유발 사건으로 인한 자신의 분노감정에 주의를 집중하는 경향성을 말한다. 다음으로 보복계획(revenge planning)은 전위된 공격성의 인지적 차원으로서, 이전의 분노유발 대상에게 원한을 품고 보복을 계획하는 경향성이다. 마지막으로 전위된 공격 행동(behavioraldisplaced aggression)은 전위된 공격성의 행동적 차원으로서 최초의 분노유발 대상이 아닌 다른 대상에게 공격적으로 행동하는 경향성으로 설명된다.

한편, Miller 등[17]은 전위된 공격성의 대상이 전혀 무고한 것이 아니라, 매우 사소하고 모호한 촉발자극을 제공하기도 한다고 보았다. 또한 Marcus-Newhall 등[18]은 분노를 유발한 대상을 직접 공격하는 것이 불가능하거나 보복이 우려되어 제 3 의 대상에게 분노를 표출하는 경우로 설명하기도 하였다. 예컨대 부모의 양육환경이 거부적이고 적대적이었을 경우, 훗날 다른 대상에게 유사한 감정을 느끼게 되면 그들에게 분노를 표출하는 경우를 들 수 있다[19]. 이와 더불어 학대와 같은 외상을 경험한 아동들은 양육자에게 분노를 표출하는 것에 대한 공포심 때문에 보복당할 것을 두려워하여, 분노의 원인 제공자가 아닌 다른 대상에게 부적절하게 공격성을 표출하기도 한다[4, 20].

즉, 아동기(아동복지법에 따라 18 세 미만)에 겪은 신체적 학대, 신체적 방임, 정서적 학대, 정서적 방임, 성적학대 등 심리적 외상을 경험한 경우, 그 경험을 온전히 이해하고 수용하는데 한계가 따를 수 있다. 이로 인해 지속적인 정서적 어려움을 겪게 되며, 생애발달 측면에서 장기적이고 지속적인 손상을 입을 가능성이 높다[21]. 이뿐만 아니라 부모나 양육자에게 외상을 경험했을 때 그 부정적 감정을 즉시 처리하지 못하면, 주도적인 생활이 시작되는 성인초기에 그에 대한 분노가 발현될 가능성이 있다[22]. 또한 분노를 유발한 대상에게 직접적인 보복을 할 수 없을 때, 그들을 향한 공격성이 억제되어 전위된 대상에게 표출될 수 있다[23]. 선행연구에서도 아동기 외상과 전위공격성은 인과관계가 있는 것으로 나타났다[4, 6, 24-27].

1) 경찰청(2023) 및 대검찰청(2023)의 범죄 분석에 따르면, 범죄 동기가 불분명하거나 사회적 불만 및 억압된 분노를 불특정 다수에게 표출하는 일명 ‘이상동기 범죄’는 매년 전체 강력범죄 중 상당한 비중을 차지하며 지속적인 증가세를 보이고 있다. 학계에서는 이러한 현상을 개인이 경험한 지속적인 좌절과 억압된 분노가 통제력을 잃고 사소하거나 무고한 자극을 제공한 대상에게 터져 나오는 ‘전위된 공격성’의 사회 병리적 발현으로 해석하고 있다(한국형사·법무정책연구원, 2023; 윤정숙 외, 2022).

다른 측면에서의 아동기 외상은 외상사건에 대한 재경험과 침투적 사고를 억압 및 통제하고, 관련자극을 회피하는 경향으로 나타나기도 한다[28]. 특히 신체적·정서적 학대 및 방임 환경에 놓인 아동은 스스로 정서를 돌볼 능력이 부족하기 때문에 불편한 내적 경험을 피하고자 다양한 회피 방어기제를 사용하게 된다. 이는 타인에 대한 깊은 불신을 야기하고 자신과 타인에 대한 정서인식 및 표현 능력을 저해하며, 스트레스 상황에서 인지적으로 거리를 두는 등의 태도와 밀접하게 연관된다. Hayes 등[29]은 이를 경험회피라 하였다. 즉, 경험회피(experiential avoidance)란 원치 않는 부정적 생각이나 감정, 기억 등 사적경험(private experience)과의 접촉을 피하고, 이를 인지적 혹은 행동적으로 회피하여 통제 및 제거하려는 의도적인 노력으로 고통스러운 경험에 대처하는 반응양식을 의미한다.

Hayes 등[30]은 경험회피의 개념을 다음과 같은 세 가지로 구분하여 정의하기도 하였다. 첫째, 생각이나 느낌, 감각과 같은 원치 않는 사적 사건에 대해 과도하게 부정적으로 평가하는 경향성이다. 둘째, 이러한 사적 사건들을 기꺼이 경험하기를 꺼려하는 것이다. 셋째, 사적 사건을 회피하거나 통제하려는 노력을 포함한다. 또한 Gámez 등[31]은 다양한 상담이론에서 설명하는 회피의 개념을 바탕으로 고통혐오, 억압/부인, 주의분산/억제, 고통감내, 지연행동, 회피행동을 경험회피의 구성요소로 보았다. 아동기 외상과 경험회피의 인과관계를 밝힌 선행연구들에 따르면, 사람들은 아동기에 겪었던 고통스럽고 두려운 외상 경험을 의식하지 않으려 경험 회피적 행동을 하게 된다고 한다[32-38].

경험회피는 외상 경험과 관련된 고통 및 두려움을 회피함으로써 즉각적인 심리적 불편감을 감소시킨다. 이러한 과정은 부적강화로 기능하여, 향후 유사한 상황에서 회피 전략을 반복적으로 사용할 가능성을 증가시킨다[39]. 그러나 이는 단기적인 안정만을 제공할 뿐 장기적인 관점에서는 효과적이지 않다. 심지어 이는 고통의 빈도와 강도를 증가시켜, 더욱 심각한 역기능을 초래하는 원인이 되기도 한다[40, 41]. 초기성인기에 도달한 개인이 아동기에 경험한 고통스러운 외상은 부정적 사적 경험을 피하려는 회피적 대처를 강화하고, 이 과정에서 해소되지 못한 억압된 분노는 안전한 대상을 향해 전위된 형태의 공격성으로 표출이 된다[42]. 또한 아동학대 경험이 많을수록 부정적 자극이 예상되는 경험을 회피하게 되고, 대인관계에서의 어려움에 대한 사회불안을 높게 지각하여 전위된 공격행동이 증가하게 된다[43].

한편, 아동기 외상을 많이 경험할수록 자기와 타인에 대한 낮은 성찰수준을 보였다[44]. 이와 관련하여 자신과 타인의 마음 상태에 대한 인식을 가능하게 하고[45] 개인의 사고나 신념, 소망, 감정 등 주관적인 상태를 기반으로 하는 정신활동을 Fonagy 등[46]은 정신화라 하였다. 또한 Allen 등[47]은 정신화를 ‘정신적으로 자각을 촉진하는 것’, ‘정신적인 상태에 집중하는 것’, ‘마음을 이해하고 해석하는 것’, ‘행동 후에 따르는 정신 상태를 추론 또는 해석하는 것’ 등으로 설명하였다. 이성호[48]에 따르면 아동기 외상 경험은 자신과 타인의 내면을 이해하는 정신화 능력을 저하시키며, 이렇게 감소된 정신화 능력은 정저조절의 어려움을 야기하여 역기능적인 분노표현으로 이어진다고 하였다.

중요한 점은 경험회피와 정신화가 순차적이고 밀접한 관계를 맺고 있다는 사실이다. 고통을 마주하지 못하고 회피하려는 태도는 결국 자신과 타인의 감정과 욕구를 살피는 정신화 능력을 약화시킨다. 박수민[49] 역시 경험회피 수준이 높을수록 부정적 경험을 회피하려는 시도가 지속되어 자신의 정서 및 사고를 명확히 인식하기 어려워지며, 이는 자신뿐만 아니라 타인의 마음을 이해하는 능력인 정신화 기능의 제한으로 이어진다고 하였다. 이처럼 경험회피로 인해 정신화 기능이 손상되면, 자신과 타인의 내면에서 일어나는 감정과 사고를 지각하지 못하거나 행동의 의도를 적대적으로 오인하게 된다. 그 결과 억제되고 반추된 분노는 특정 촉발 사건에 의해 통제를 잃고 무고한 대상을 향한 전위공격성으로 표출된다[50, 51].

지금까지 살펴본 바를 종합하면, 아동기 외상을 경험한 대학생은 당시의 심리적 손상과 정서적 고통을 통합적으로 처리하지 못한 채 내면에 억압하게 되며, 이는 곧 고통스러운 내적 상태를 거부하려는 경험회피로 이어진다. 그러나 이러한 회피적 시도는 역설적으로 심리적 고통을 심화시키고, 자신과 타인의 의도를 파악하는 정신화 능력을 저하시키는 부작용을 낳는다. 이렇게 저하된 정신화 능력은 사소한

자극에도 내재된 분노가 쉽게 촉발하고, 이러한 분노를 다른 대상에게 표출하는 전위공격성의 형태로 이어지게 될 가능성이 높다. 이를 정리하면 아동기 외상이 전위공격성에 영향을 미치는 과정에서 경험회피와 정신화가 이중매개효과를 보일 것으로 추론할 수 있다. 기존연구에서도 아동기 외상과 전위공격성 간을 연결하는 다양한 변인들을 밝혔으나 정서인식 명확성, 내면화된 수치심, 분노, 불안정 애착의 정서적인 요인에만 초점을 두었다는 한계가 있다[24, 26-27].

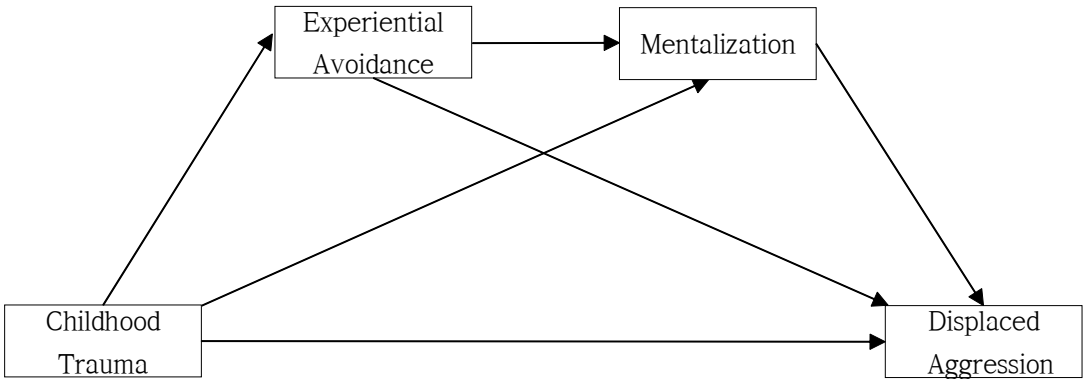
따라서 본 연구에서는 이러한 단일 차원적 접근에서 벗어나, 정서·행동적 통제 기제인 경험회피와 자기 성찰적 인지 능력인 정신화가 이들의 관계를 어떻게 매개하는지 살펴보고, 아동기 외상이 경험회피와 정신화의 변인을 순차적으로 매개하여 전위공격성에 이르는 이중매개의 효과를 검증하고자 한다. 이는 대학생의 아동기 외상이 전위공격성으로 이어지는 인과경로를 보다 정교하게 설명해줄 수 있다는데 의의가 있다. 이를 통해 아동기 외상을 경험한 대학생의 복잡한 정서와 전위공격성으로 표출된 심리적 기저를 규명하여 향후 아동기 외상을 경험한 대학생을 위한 효과적인 상담의 방향성을 제시하고 교육이나 집단상담 프로그램을 개발할 때 구성요소를 선정하는데 기초자료로 사용할 수 있을 것이다.

본 연구의 목적을 달성하기 위한 연구문제는 다음과 같다.
연구문제 1. 아동기 외상과 전위 공격성, 경험회피, 정신화의 상관관계는 어떠한가?
연구문제 2. 아동기 외상과 전위 공격성의 관계에서 경험회피와 정신화는 이중매개 하는가?

2. 연구 방법

2.1 연구 모형

아동기 외상을 경험한 대학생이 전위공격성에 미치는 영향에서 경험회피와 정신화의 매개효과를 검증하기 위한 연구모형은 [Figure 1]과 같다.



[Figure 1] Research Model

2.2 연구 대상

본 연구는 대학생(만 19세 이상의 국내 재학 및 휴학 중인 학생) 관련 온라인 사이트와 국내 설문대행기관에 의뢰하여 기관에서 운영하는 인터넷 사이트에 가입된 대학생들을 대상으로 해당연구를 소개하고 신청자를 받는 편의표집방법으로 연구 대상의 표본을 추출하였다. 설문 기간은 2024년 8월 23일부터 9월 25일까지 약 한달 간이었으며, 온라인 구글 설문을 통해 데이터를 수집 하였고, 설문 전 연구 목적과 내용에 동의한 사람에 한하여 참여하게 하였다. 그러한 과정을 거쳐 총 232명이 응답하였고, 그

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.39

중 오류가 있거나 동일한 번호로 무성의하게 응답한 3부를 제외하여 229부의 자료가 분석에 사용되었다. 연구 대상의 성별은 남성 103명(45%), 여성 126명(55%)으로 유사한 수치를 보였고, 1학년 72명(31.4%), 2학년 67명(29.3%), 3학년 69명(30.1), 4학년 21명(9.2%) 4학년을 제외하고 나머지 학년은 유사한 비율로 수집 되었다. 그 외 연구대상의 인구통계학적 특성은 <Table 1>과 같다.

<Table 1> Demographics of Participants(N=229)

Category		n	%
Gender	남	103	45.0
	여	126	55.0
Age	19years old	9	3.9
	20years old	67	29.3
	21years old	45	19.7
	22years old	50	21.8
	23years old	30	13.1
	24years old	18	7.9
	25years old	6	2.6
	26years old	3	1.3
	28years old	1	0.4
Academic Year	Freshmen(includung students on leave)	72	31.4
	Sophomores(includung students on leave)	67	29.3
	Juniors(includung students on leave)	69	30.1
	Seniors(includung students on leave)	21	9.2
Major	Humanities	79	34.5
	Social Sciences	61	26.6
	Engineering	17	7.4
	Natural Sciences	29	12.7
	Education	21	9.2
	Medical Sciences	8	3.5
	Theology	2	0.9
	Arts and Physical Education	10	4.4

2.3 검사 도구

2.3.1 아동기 외상 척도(Childhood Trauma Questionnaire-Short Form: CTQ-SF)

아동기 외상 경험을 측정하기 위해 Bernstein 등[21]이 개발하고, 김은정 등[52]이 타당화한 아동기 외상질문지 단축형(Childhood Trauma Questionnaire-Short Form: CTQ-SF)을 사용하였다. 본 척도는 정서적 학대 5문항(‘내가 듣기 싫은 별명으로 부르곤 했다.’ 등), 정서적 방임 5문항(‘가족 안에서 사랑받았다고 느꼈다.’ 등), 신체적 학대 5문항(‘나는 가족에게 세게 맞아 멍이나 상처를 입은 적이 있다.’ 등), 신체적 방임 5문항(‘부모님은 나에게 제때에 밥을 챙겨주지 않았다.’ 등), 성적 학대 5문항(‘가족 중, 나에게 강제로 신체(손, 엉덩이, 가슴, 성기 등)를 접촉한 적이 있다.)의 5가지 하위요인, 총 25문항으로 구성되어 있다. 각 문항은 ‘전혀 없음(1점)’에서 ‘자주 있음(4점)’의 4점 Likert 척도로 응답하며 점수가 높을수록 아동기 외상의 정도가 심각함을 의미한다. 본 연구에서의 하위요인별 신뢰도는

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.39

정서학대 .943, 신체학대 .927, 정서방임 .936, 신체방임 .844, 성적학대 .884 이고, 아동기 외상척도의 전체 신뢰도(Cronbach’s α)는 .966 으로 나타났다.

2.3.2 전위공격성 척도(Displaced Aggression Questionnaire-Korean version: DAQ-K)

전위공격성 수준 측정을 위해 Denson 등[16]이 개발한 전위공격성 척도(Displaced Aggression Questionnaire; DAQ)를 이하나[12]가 타당화한 한국판 전위공격성 척도(K-DAQ)를 사용하였다. 본 척도는 분노반추 10 문항(‘나는 나를 화나게 했던 일에 대해서 오랫동안 지속적으로 생각한다.’ 등), 보복 계획 9 문항(‘나는 나를 화나게 한 사람에게는 그 사건이 발생한지 오래 지난 후에도 보복해 줄 방법을 생각한다.’ 등), 전위공격행동 8 문항(‘만약 누군가가 나를 화나게 만들면 나는 그 화를 다른 사람에게 터뜨리는 편이다.’ 등)의 3 가지 하위요인, 총 27 문항으로 구성되어 있다. 각 문항은 ‘전혀 아니다(1 점)’에서 ‘매우 그렇다.’ 6 점 Likert 척도로 응답하며 점수가 높을수록 전위공격성이 높음을 나타낸다. 본 연구에서의 하위요인별 신뢰도는 분노반추가 .960 이고, 보복계획은 .960 이며, 전위공격행동은 .961 로, 전위공격성의 전체 신뢰도(Cronbach’s α)는 .985 로 나타났다.

2.3.3 경험회피 척도(K-Multidimensional Experiential Avoidance Questionnaire-24: K-MEAQ24)

경험회피 수준을 측정하기 위해 Gámez 등[31]이 개발한 경험회피 척도(Multidimensional Experiential Avoidance Questionnaire, MEAQ)를 이주연 등[54]이 한국형 다차원적인 요인구조를 유지하면서 사용이 용이한 단축형 척도(K-MEAQ-24)로 개발한 것을 사용하였다. 본 척도는 고통혐오 4 문항(‘나는 어떠한 슬픔이나 실망감도 느끼지 않은 채 살고 싶다.’ 등), 고통감내 4 문항(‘고통과 불편함이 있더라도 내가 원하는 일은 해나간다.’ 등), 억압/부인 4 문항(‘나는 내 기분이 나쁘다는 것을 알기까지 시간이 걸린다.’ 등), 지연행동 4 문항(‘나는 하기 싫은 일은 가능한 끝까지 미룬다.’ 등), 회피행동 4 문항(‘나는 기분이 나빠질 것 같은 일들은 하지 않는다.’ 등), 주의분산/억제 4 문항(‘화가 나는 기억이 떠오르면 다른 일에 집중하려고 노력한다.’ 등)의 6 가지 하위요인, 총 24 문항으로 구성되어 있다. 각 문항은 ‘전혀 동의하지 않는다(1 점)’에서 ‘전적으로 동의한다(6 점)’의 6 점 Likert 척도로 응답하며 점수가 높을수록 경험회피수준이 높음을 의미한다. 본 연구에서의 하위요인별 신뢰도 고통혐오 .805, 고통감내 .865, 억압/부인 .921, 지연행동 .882, 회피행동 .814, 주의분산/억제 .869, 경험회피의 전체 신뢰도(Cronbach’s α)는 .962 로 나타났다.

2.3.4 정신화 척도(The Mentalization Scale: MentS)

정신화 수준을 측정하기 위하여 Dimitrijević 등[55]이 개발하고 이수림 등[56]가 타당화한 한국판 정신화 척도(MentS)를 사용하였다. 본 척도는 자신에 대한 정신화로 6 문항(‘나는 내가 느끼는 것을 쉽게 설명할 수 있다.’ 등), 타인에 대한 정신화로 11 문항(‘나는 다른 사람의 감정에 공감할 수 있다.’ 등), 정신화 동기로 8 문항(‘나는 내 행동의 이유를 이해하는 것이 중요하다는 것을 안다.’ 등)의 3 가지 하위요인, 총 25 문항으로 구성되어 있다. 각 문항은 ‘전혀 그렇지 않다(1 점)’에서 ‘매우 그렇다(5 점)’의 5 점 Likert 척도로 응답하며, 점수가 높을수록 정신화 능력이 높음을 의미한다. 본 연구에서의 하위요인별 신뢰도 자신에 대한 정신화는 .914 이고, 타인에 대한 정신화는 .948 이며, 정신화 동기는 .919 이고, 정신화의 전체 신뢰도(Cronbach’s α)는 .972 로 나타났다.

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.39

2.4. 자료분석

본 연구에서 수집된 자료는 SPSS 22.0 과 Process Macro 4.2 를 사용하여 연구가설을 검증하였다. 분석 방법으로는 우선, 연구대상의 인구통계학적 특성을 파악하기 위해 빈도 분석을 실시하였고, 척도의 신뢰도는 Cronbach' α 계수를 확인하였다. 또한 변수들의 왜도값과 첨도값을 확인하여 정규분포 가정 충족 여부를 판단하였고, 평균 및 표준편차 등 변수들의 특성을 파악하기 위해 기술통계분석을 실시하였다. 다음으로 변수들 간 관계는 Pearson 상관분석을 실시하였으며, 대학생의 아동기 외상과 전위공격성과의 관계에서 경험회피와 정신화의 이중매개효과는 SPSS Process Macro model number 6 를 활용하여 검증하였다. 마지막으로 Bootstrapping-test 를 통한 매개효과의 유의성을 확인하였다.

3. 연구결과

3.1 주요변수의 기술 통계학적 특성 및 상관관계

본 연구에서는 측정변수의 결과 값이 다변량 정규분포 가정을 충족하는지 파악하고자 왜도와 첨도를 확인하였는데, 그 결과, 왜도는 모든 변수들이 절댓값 2 보다 작고 첨도도 절댓값 7 을 넘지 않아 분석이 가능하였다. 주요변수의 평균과 표준편차를 확인하기 위해서는 기술통계분석을 실시하였다. 다음으로 각 변수들 간 상관분석을 실시하였으며, 그 결과 우선, 대학생의 아동기 외상은 경험회피(r=.802, p<.01)와 전위공격성(r=.772, p<.01)과는 높은 정적상관을 보였고, 정신화와는 매우 높은 부적상관(r=-.846, p<.01)을 나타내었다. 이는 아동기 외상 경험이 많은 대학생일수록 자신에게 분노를 일으킨 사건과 관련이 없는 대상에게 공격을 하고, 부정적 생각이나 감정, 기억 등을 회피하려는 경향이 높으며, 반면 자신이나 타인의 정신상태를 이해하는 능력은 낮아진다는 것을 의미한다. 다음으로 경험회피는 정신화와 매우 높은 부적상관(r=-.929, p<.01)을 보였으며, 전위공격성과는 매우 높은 정적상관(r=.877, p<.01)을 나타냈다. 따라서 불편한 감정과 생각 등을 회피하는 대학생일수록 자신과 타인을 객관적으로 바라보고 이해하는 능력이 부족하고, 분노를 유발한 대상이 아닌 다른 사람에게 공격성을 표출할 가능성이 높다. 마지막으로 정신화와 전위공격성은 매우 높은 부적상관(r=-.903, p<.01)을 보였는데, 이는 정신화 수준이 낮은 대학생일수록 원래 자신에게 분노를 일으켰던 대상이 아닌 다른 이에게 분노를 과도하게 표현할 가능성이 높다는 것을 의미한다. 이와 같은 내용은 <Table 2>에 제시하였다.

<Table 2> Correlation, Skewness, and Kurtosis Amorng Key Variables(*N=229*)

	1	2	3	4
1. Childhood Trauma	1			
2. Experiential Avoidance	.802**	1		
3. Mentalization	-.846**	-.929**	1	
4. Displaced Aggression	.772**	.877**	-.903**	1
M	2.099	3.477	3.581	3.246
SD	.761	1.252	1.106	.953
Skewness	.314	-.213	.093	-.502
Kurtosis	-1.133	-.751	-.785	-.954

** p<.01

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.39

3.2 대학생의 아동기 외상과 전위공격성의 관계에서 경험회피와 정신화의 이중매개효과

대학생의 아동기 외상과 전위공격성의 관계에서 경험회피와 정신화의 직렬 이중매개효과를 검증을 위해 SPSS Process Macro model number 6 을 실시하였고, Bootstrapping 을 5,000 회로 지정하고, 신뢰구간은 95%로 설정하여 분석하였다. 그 결과는 <Table 3>에 제시하였다.

각 경로별 분석결과는 우선, 아동기 외상은 경험회피에 유의한 정적영향을 미쳤으며(B=1.165, p<.001), 정신화에는 부적 영향을 보였다(B=-.357, p<.001). 또한 경험회피는 정신화에 부적영향을 미쳤고(B=-.603, p<.001), 전위공격성에는 정적인 영향을 주었다(B=.316, p<.001). 정신화는 전위공격성에 유의한 부적 영향을 나타냈다(B=-.832, p<.001).

다음으로 아동기 외상에서 전위공격성 경로의 총효과는 B=1.270(p<.001)으로 통계적 유의성이 확인되었으나 매개변수인 경험회피와 정신화가 투입되면서 아동기 외상에서 전위공격성 간 경로의 직접효과는 B=.020(p>.05)으로 유의하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 아동기 외상과 전위공격성의 관계에서 경험회피와 정신화는 완전매개역할을 하는 것으로 확인되었다.

<Table 3> Dual Mediating Effects of Experiential Avoidance and Mentalization on the Relationship Between Childhood Trauma and Displaced Aggression in College Students(N=229)

Variable	*B*	*se*	*t*	LLCL	ULCL
			Mediator Model(Dependent Variable : Experiential Avoidance)		
Constant	1.136	.129	8.836***	.883	1.390
Childhood Trauma	1.165	.058	20.219***	1.051	1.278
Increase in R^2 due to interaction	R^2		F	p	
	.643		408.793	.000	
			Mediator Model(Dependent Variable : Mentalization)		
Constant	6.154	.071	86.624***	6.014	6.294
Childhood Trauma	-.357	.046	-7.766***	-.447	-.266
Experiential Avoidance	-.603	.032	-19.066***	-.665	-.541
Increase in R^2 due to interaction	R^2		F	p	
	.891		926.037	.000	
			Total Effects Model(Dependent Variable : Displaced Aggression)		
Constant	.811	.155	5.236***	.506	1.117
Childhood Trauma	1.270	.069	18.294***	1.133	1.407
Increase in R^2 due to interaction	R^2		F	p	
	.596		334.678	.000	

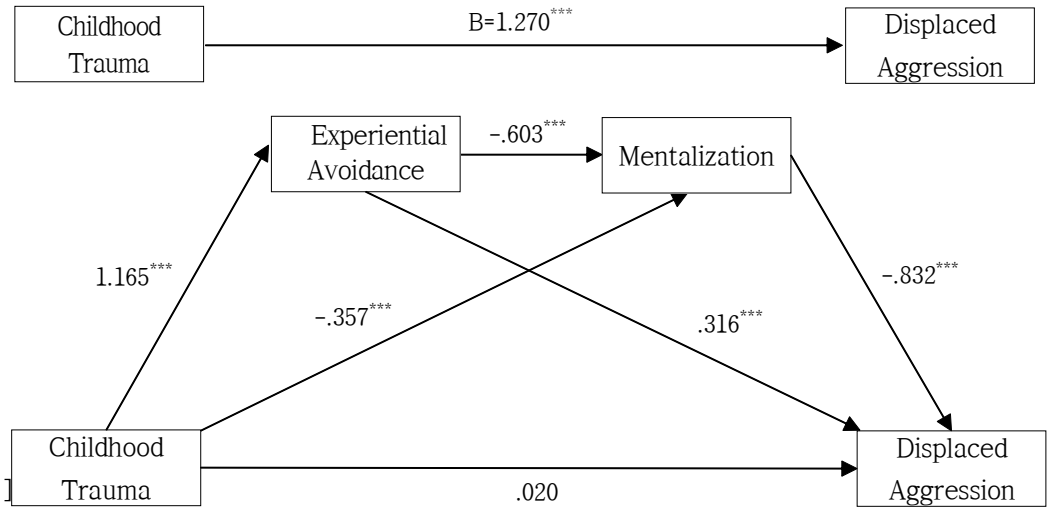
 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.39

	Dependent Variable Model(Dependent Variable : Displaced Aggression)				
Constant	5.003	.693	7.219***	3.638	6.369
Childhood Trauma	.020	.086	.236	-.150	-.190
Experiential Avoidance	.316	.085	3.708***	.148	.484
Mentalization	-.832	.111	-7.499***	-1.051	-.614
Increase in R^2 due to interaction	R^2		F	p	
	.826		355.111	.000	

***p<.001

*LLCI=Lower Limit of the 95% Bootstrap Confidence interval for the Indirect Effect

**ULCI=Upper Limit of the 95% Bootstrap Confidence interval for the Indirect Effect



[Figure 2] Path-specific effect sizes

본 연구는 대학생의 아동기 외상과 전위공격성의 관계에서 경험회피와 정신화의 이중매개효과가 존재하는지를 파악하기 위해 5,000 회의 Bootstrapping 을 지정하고 신뢰구간을 95%로 설정하여 효과분석을 실시하였고, 이중매개효과 검증결과는 <Table 4>와 같다.

전체 매개효과의 크기는 1.250(1.094~1.414)으로 95% 신뢰구간의 하한값과 상한값 사이에 0 이 존재하지 않아 유의한 것으로 나타났다. 또한 단순매개효과 검증결과 M1(X → M1 → Y)은 .368(.117~.628)이었고, M2(X → M2 → Y)는 .297(.183~.439)로 95% 신뢰구간의 하한값과 상한값 사이에 0 이 존재하지 않아 매개효과가 유의한 것으로 나타났다. 또한 이중매개효과의 크기 검증결과 M1&M2(X → M1 → M2 → Y)는 .585(.373~.783)으로 신뢰구간 95% 신뢰구간의 하한값과 상한값 사이에 0 이 존재하지 않아 직렬 이중매개효과가 존재하는 것으로 밝혀졌다.

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.39

<Table 4> Testing the indirect effects of experiential avoidance and mentalization(N=229)

Path	Dual Mediating Effects			
	B	*se*	LLCI	ULCI
Childhood Trauma(X) → Experiential Avoidance(M1) → Displaced Aggression(Y)	.368	.131	.117	.628
Childhood Trauma(X) → Mentalization(M2) → Displaced Aggression(Y)	.297	.065	.183	.439
Childhood Trauma(X) → Experiential Avoidance(M1) → Mentalization(M2) → Displaced Aggression(Y)	.585	.104	.373	.783
Total Indirect Effects	1.250	.083	1.094	1.414

4. 논의 및 결론

4.1 논의

본 연구는 대학생을 대상으로 아동기 외상 경험이 전위공격성에 미치는 영향력을 확인하고, 그 과정에서 경험회피와 정신화의 이중매개를 검증하고자 수행되었다. 분석결과를 바탕으로 도출된 주요 결과에 대한 논의는 다음과 같다.

첫째, 대학생의 아동기 외상, 경험회피, 정신화, 전위공격성의 주요 변인 간의 상관관계를 분석한 결과, 모든 변인들 간의 유의한 상관관계를 보였다. 우선 대학생의 아동기 외상과 전위공격성은 유의한 정적상관을 보였다. 이는 대학생을 대상으로 한 선행연구 이자영[26]과 일치하는 결과이며, 청소년을 대상으로 한 연구 임혜은[43]과도 맥을 같이 한다. 아울러 아동기 외상의 하인요인 중 정서적 외상이 전위공격성의 관계를 규명한 다수의 연구 곽도희[57], 문지혜와 박성욱[24], 채송화[27], 이나영 등[4]과도 유사한 결과를 나타낸다. 즉. 아동기 주 양육자로부터 경험한 심리적 외상이 해소되지 못한 채 억압된 분노를 형성하며, 이러한 내재적 분노는 다른 대상의 사소한 자극에도 쉽게 공격성으로 표출되어 전위된 공격성이 나타나는 것을 시사한다.

다음으로 아동기 외상은 경험회피와 유의한 정적 상관을 보였으며 이는 선행연구들 박모란과 유성은[33], 신은정 등[35], 윤소리 등[36], 정기윤[58], 조계연과 남지은[59]과 일치하는 결과다. 또한 아동기 정서적 학대와 경험회피의 관계를 확인한 연구 김락경과 김은정[60]과 유사한 결과이며, 아동학대를 경험한 청소년이 부정적인 자극과 관련한 상황을 미리 경계하며 고통스러운 감정을 회피한다는 연구 임혜은[43]과도 맥을 같이 한다. 이처럼 아동기에 주 양육자로부터 받은 고통스러운 경험은 심리적 자원이 부족한 아동에게 압도적인 공포를 유발하며, 이를 방어하기 위해 관련된 사고나 감정을 억압하는 경험회피 전략으로 고착화됨을 의미하는 것으로 볼 수 있다.

한편, 아동기 외상과 정신화는 높은 부적 상관을 보였다. 이러한 결과는 성인의 아동기 외상을 다룬 연구 김정운[44]과 유사하며, 아동기 대인관계 외상이 정신화의 성장을 방해한다는 선행연구 서영주와 김연근[61]과 맥을 같이 한다. 특히 성인을 대상으로 한 대인관계 외상과 정신화의 상관이 유의하지 않았던 박혜란[62]의 연구와 비교해 볼 때, 아동기 외상의 경험이 많을수록 자기 및 타인의 심리상태를 이해하는 기제인 정신화 수준은 낮아졌다. 그리고 경험회피와 정신화 간에도 유의한 부적 상관이 나타났다. 이는 경험회피 수준이 높을수록 자신의 정서를 명확히 알아차리고 이해하는 정신화 능력이 낮아짐을 보고한 선행연구들 강나루[63], 권드보라[64], 김혜율과 김영근[65], 서보미[66], 이은정과 장유진[67]과

맥을 같이하는 결과이다. 따라서 고통스러운 정서와 마주하기를 거부하고 회피하는 대처전략은 인지적·정서적 조절 능력의 결핍을 초래하며, 결과적으로 자신과 타인의 마음 상태를 헤아리는 정신화 수준을 약화시킨다는 것을 알 수 있다.

마지막으로 정신화와 전위공격성간의 관계를 분석한 결과에서는 부적 상관을 보였다. 정신화 능력이 낮을수록 전위공격성이 높게 나타났는데, 이는 자신과 타인의 내면을 인식하는 능력이 부족할 때 내재된 분노가 무관한 대상에게 투사될 가능성이 높음을 보여준다[51]. 또한 경험회피와 전위공격성의 관계에서는 정적 상관을 보였는데 자신의 분노를 건강하게 표현하지 못하고 회피할수록 전위된 공격행동이 높게 나타났다는 선행연구 임혜은[43]과 맥을 같이하며 경험회피 수준들이 높은 사람들이 전위된 공격성을 더 많이 보인다는 선행연구들 김경훈[68], Denson 등[16]과 유사한 결과를 냈다. 그러므로 경험회피 수준이 높을수록 전위공격성이 증가한다는 결과는 고통스러운 감정을 회피하는 데 익숙해짐에 따라, 현재 자신이 경험하는 정서의 본질을 파악하지 못하고 타인의 관점을 고려하는 데 제한을 보이게 되는 것을 의미한다.

둘째, 아동기 외상과 전위공격성의 관계에서 경험회피와 정신화의 순차적 이중매개효과가 유의하게 나타났다. 이는 아동기 외상 경험이 전위공격성과 관련되는 과정에서 경험회피의 증가와 낮은 정신화 수준이 순차적으로 작용하는 심리적 경로가 존재함을 의미한다. 이러한 결과는 아동기 외상 경험자가 분노를 부적절하게 표현함으로써 역기능적인 공격성을 보일 수 있다는 연구 문지혜와 박성욱[24]과, 아동기 외상과 관련된 고통스러운 기억이나 감정을 회피하려는 경향이 대인관계 불안을 높이고 내재된 분노가 타인에게 전위되어 나타날 수 있다는 연구 임혜은[43]과 맥락을 같이한다.

특히 발달단계상 친밀감 형성이 중요한 대학생의 경우, 아동기에 경험한 외상과 관련된 고통스러운 내적 경험을 회피하는 전략이 단기적으로는 심리적 불편감을 감소시키는 기능을 할 수 있으나, 지속적인 회피는 자신의 정서와 타인의 관점을 이해하고 성찰하는 정신화 기능을 충분히 활용하는 데 어려움을 초래할 수 있다[49]. 또한 낮은 정신화 수준은 대인관계 갈등 상황에서 자신의 정서와 타인의 의도를 적절히 해석하고 조절하는 것을 어렵게 하여, 실제 원인과 관련 없는 대상에게 분노를 표출하는 전위공격성과 관련될 수 있다[51].

따라서 본 연구는 아동기 외상이 전위공격성으로 이어지는 과정에서 경험회피와 정신화가 순차적으로 작용하는 심리적 경로를 실증적으로 확인하였다는 점에서 의의가 있다.

4.2 결론

결론적으로, 본 연구는 아동기 외상을 경험한 대학생의 전위공격성에 영향을 미치는 과정에서 경험회피와 정신화의 순차적 매개효과를 확인함으로써, 외상 경험 이후 나타나는 공격성 문제를 이해하는 데 필요한 심리적 기제를 제시하고 대학생 상담 장면에서의 개입 방향에 대한 기초자료를 제공하였다는 점에서 학술적·임상적 의의가 있다.

이러한 연구 결과를 바탕으로 본 연구의 시사점은 다음과 같다.

첫째, 아동기 외상이 성인초기의 전위공격성으로 이어지는 과정에서 경험회피와 정신화가 순차적으로 매개하는 경로를 확인함으로써, 아동기 외상과 전위공격성의 관계를 내적 경험을 회피하는 대처 경향인 경험회피와 자신 및 타인의 마음상태를 이해하고 성찰하는 정신화 기능이 함께 관여하는 심리적 과정으로 설명하였다는 데 의의가 있다. 이는 아동기 외상 경험자의 공격성을 이해할 때 정서적 반응뿐 아니라 경험회피와 정신화를 함께 고려할 필요가 있음을 시사한다.

둘째, 기존 연구들이 아동기 외상의 하위요인 중 정서적 외상에 주로 주목하여 전위공격성과의 관계를 살펴본 것과 달리, 본 연구는 정서적 외상뿐 아니라 신체적·성적 외상 및 방임 등 아동기 외상의

다양한 하위요인을 포괄하여 전위공격성과의 관계를 살펴봄으로써, 아동기 외상 경험과 전위공격성 간의 관계를 보다 폭넓게 이해할 수 있는 근거를 마련하였다.

셋째, 본 연구는 경험회피와 정신화를 각각 독립적으로 살펴보는 데 그치지 않고 두 변인이 순차적으로 작용하는 매개경로를 확인하였다는 점에서 의의가 있다. 이는 아동기 외상 경험이 전위공격성으로 이어지는 과정에서 경험회피와 정신화가 단순히 개별적인 요인으로 작용하는 것이 아니라, 서로 연결된 심리적 경로를 통해 영향을 미칠 가능성을 제시하였다는 점에서 의미가 있다. 따라서 향후 상담 및 심리치료 장면에서는 아동기 외상 경험자의 전위공격성을 이해할 때 경험회피와 정신화의 개별적 수준뿐 아니라 두 변인이 작용하는 심리적 경로를 함께 고려할 필요가 있으며 임상 현장에서는 경험회피를 낮추고 정신화 능력을 촉진하기 위해 수용전념치료 ACT 와 정신화 기반 치료 MBT 를 단계적으로 통합한 경험수용 기반 정신화 증진 프로그램의 개발 및 적용이 요구된다.

4.3 제언

마지막으로 본 연구의 제한점과 후속 연구를 위한 제언은 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 성인 초기의 발달과업인 친밀감 형성과 관련된 심리적 특성을 살펴보기 위해 연구 대상을 대학생으로 한정하였다. 이는 비교적 동질적인 집단을 대상으로 연구를 수행할 수 있다는 장점이 있으나, 대학생 집단이 성인 초기 전체를 대표하기에는 한계가 있다. 따라서 후속 연구에서는 대학생뿐 아니라 직장인 등 다양한 성인 초기 집단을 포함하여 연구 결과의 일반화 가능성을 검토할 필요가 있다.

둘째, 본 연구 대상자의 인구통계학적 특성에서 성별, 학과, 학년, 지역 등의 분포가 균형 있게 구성되지 못했다는 한계가 있다. 이는 연구 결과를 전체 대학생 집단으로 일반화하는 데 제한이 될 수 있으므로, 후속 연구에서는 인구통계학적 특성을 고려한 균형적인 표집을 통해 연구 결과의 대표성을 높일 필요가 있다.

셋째, 본 연구에서는 모든 변인을 측정변인으로 분석하여 측정오차를 충분히 고려하지 못했다는 방법론적 한계가 있다. 향후 연구에서는 구조방정식 모형 등을 활용하여 잠재변인 간 구조적 관계를 검증함으로써 연구모형의 타당성을 보다 높일 필요가 있다.

References

[1] Erikson, E. H. (1963). Childhood and society (2nd ed.). Norton

[2] 김화선, 노인숙, 홍지명 (2018). 대학생의 스트레스 대청방식과 대인관계능력의 관계. 인문사회 21, 9(5) 777-786.

[3] 강지연 (2011). 대학생의 생활스트레스, 분노표현 및 대인관계문제 간의 관계. 충북대학교 대학원 문학 석사학위논문.

[4] 이나영, 하수홍, 장문선 (2017). 아동기 정서적 외상 경험과 성인기 우울 간의 관계에서 분노억제와 전위공격성의 매개효과. 상담학연구, 18(2) 203-222.

[5] 금다정, 정은정 (2020). 대학생이 지각한 부모의 심리적 통제가 전위공격성에 미치는 영향: 내면화된 수치심과 거부민감성의 매개효과. 한국콘텐츠학회논문지, 20(6) 609-622.

[6] 김대원 (2021). 대학생의 발달과정상의 정서적 외상 경험이 전위 공격성에 미치는 영향: 내면화된 수치심의 매개효과. 광운대학교 교육대학원 석사학위청구논문.

[7] 서용덕 (2022). 대학생의 거부민감성이 전위공격성에 미치는 영향에서 분노반추와 정서표현 양가성의 매개효과. 대구대학교 대학원, 석사학위논문.

[8] 신현경, 이승연 (2016). 대학생의 내현적 자기애와 전위된 공격성의 관계: 분노억제의 매개효과와 사회적 배척 경험의 조절효과를 중심으로. 한국청소년학회: 청소년학연구 23(10) 259-285.
[9] 유혜림, 강혜자 (2021). 거부민감성, 적대적 귀인 편향 및 전위된 공격성 간의 관계: 의도적 통제의 조절효과. 사회과학연구, 60(2) 383-406.
[10] 이근여, 홍혜영 (2019). 대학생의 거부민감성이 우울에 미치는 영향 - 대인존재감과 전위공격성의 매개효과. 한국청소년학회: 청소년학연구 26(9) 161-186.
[11] 이재필, 최가희 (2022). 대학생의 불안정 성인애착과 전위공격성의 관계: 내면화된 수치심과 분노 억제의 매개효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 34(1) 63-86.
[12] 이하나 (2009). 전위된 공격성 집단의 특성에 관한 탐색 연구. 부상대학교 대학원 문학석사학위논문.
[13] 정지영, 김태선 (2023). 대학생의 자기애와 전위공격성의 관계에서 정서인식명확성과 분노억제의 매개효과. 한국청소년학회: 청소년학연구, 30(12) 79-98.
[14] 조성휘, 가요한 (2020). 기독교 대학생의 내현적 자기애와 대인관계 문제에서 전위공격성의 매개효과. 한국기독교상담심리학회지 31(4) 261-289.
[15] 최성경, 김은석 (2024). 내현적 자기애가 우울에 미치는 영향 : 거부민감성과 전위공격성의 순차적 매개효과. 인문사회과학연구. 25(1) 419-444.
[16] Denson, T. F, Pedersen, W. C, Miller, N. (2006). The displaced aggression questionnaire. Journal of Personality and Social Psychology. 90(6), 1032-1051.
[17] Miller, N. & Marcus-Newhall, A. (1997). A conceptual analysis of displaced aggression. Enhancing education in heterogeneous schools: Theory and application, 69-108.
[18] Marcus-Newhall, A. Pendersen, W. C, Carlson, M. & Miller, N. (2000). displaced aggression is Alive and Well: A Meta-Analytic Review. Journal of Personality and Social Psychology. 78, 670-689.
[19] Hoobler, J. M. & Brass, D. J. (2006). Abusive Supervision and Family Undermining as displaced aggression. Journal of Personality and Social Psychology. 91, 1125-1133.
[20] Allen, J. R. (2010). From a child psychiatry practice. In R. G. Erskine (Ed), Life scripts: A transactional analysis of unconscious relational patterns (pp. 151-178). Karnac Books.
[21] Bernstein, D. P., & Fink, L., (1998). Childhood trauma questionnaire: A retrospective self-report manual. Psychological Corporation.
[22] 박선미 (2017). 아동기 외상 유형이 외상 경험 대학생의 대인관계 철회에 미치는 영향: 심리적 경직성의 매개효과. 동덕여자대학교 대학원 박사학위청구논문.
[23] 황선주, 박기환 (2014). 우울-품해장애성향 청소년의 전위 공격성에 관한 탐색적 연구. 한국심리학회지: 건강, 19(4) 1125-1144.
[24] 문지혜, 박성욱 (2021). 아동기 정서적 외상이 전위공격성에 미치는 영향: 역기능적 분노표현의 매개효과. 인문사회 21, 11(2) 169-181.
[25] 이나영 (2015). 아동기 정서적 외상 경험이 성인기 우울에 미치는 영향: 분노억제와 전위 공격성의 매개효과. 경북대학교 대학원 문학석사 학위논문.
[26] 이자영 (2021). 아동기 외상, 거부민감성, 정서인식명확성이 전위공격성에 미치는 영향. Journal of Digital Convergence, 19(9) 385-392.
[27] 채송화 (2018). 아동기 정서적 외상경험과 전위공격성 간의 관계: 정서표현 양가성의 매개효과. 성신여자대학교 대학원 석사학위 청구논문.
[28] 배하윤, 권혜수 (2015). 복합외상경험과 강박증상의 관계에서 외상신념의 매개효과. 청소년시설환경, 13(4) 139-146.
[29] Hayes, S. C, Wilson, K. G., Gifford, E. V., Follette, V. M., & Strosahl, K. D. (1996). Experiential

avoidance and behavioral disorders: A functional dimensional approach to diagnosis and treatment. Journal of consulting and clinical psychology, 64(6) 1152.

[30] Hayes, S. C, Strosahl, K. D., Wilson, K. G. (1999). Acceptance and commitment therapy (Vol. 6), New York Guilford press.

[31] Gămez, W., Chmielewski, M., Kotove, R., Ruggero, C., & Watson, D. (2011). Development of a measure of experiential avoidance. the Multidimensional Experiential Avoidance Questionnaire. Psychological assessment, 23(3) 692.

[32] 공지혜, 하정희 (2021). 대학생이 지각한 부모의 양육태도와 경험회피의 관계: 내현적 자기애와 거부민감성의 매개효과. 상담학연구, 22(2) 207-229.

[33] 박모란, 유성은 (2014). 외상 경험이 있는 대학생들의 다차원적 경험회피와 외상 후 성장의 관계. 인지행동치료, 14(3) 435-453.

[34] 신선혜 (2022). 아동기 외상과 신체화 증상의 관계: 감정표현불능증과 경험적 회피의 매개효과. 서울상담심리대학원대학교 석사학위청구논문.

[35] 신은정, 김정민, 윤정미 (2017). 대학생의 아동기 대인 간 외상경험이 자기체계손상에 미치는 영향: 정서지능과 다차원적 경험회피의 이중매개효과를 중심으로. 한국아동심리치료학회지, 12(3), 89-106.

[36] 윤소리, 김정민, 서유진 (2017). 아동 및 청소년기 외상 경험이 있는 대학생의 외상 후 부정적 인지가 경계선 성격특성에 미치는 영향: 다차원적 경험회피의 매개효과를 중심으로. 정서 · 행동장애연구, 33(1) 107-124.

[37] 이문희, 이수림 (2013). 애착외상(attachment trauma)의 이해와 치료적 함의. 청소년상담연구, 21(2), 413-448.

[38] 조계현 (2022). 아동기외상이 정서인식명확성에 미치는 영향: 경험회피와 자기분화의 순차적 매개효과를 중심으로. 이화여자대학교 교육대학원 석사학위 청구논문.

[39] Shanan, J., De-Nour, A. K, & Garty, I. (1976). Effects of prolonged stress on coping style in terminal and renal failure patients. Journal of Human Stress. 2(4), 19-27.

[40] Gross J. J. (1998). The emerging field of emotion regulation: an integrative review. Reviiew of General Psychology, 2, 271-299.

[41] Wegner, D. M. (1994). Ironic processes of mental control. Psychological review, 101(1), 34.

[42] 오상준 (2025) 아동기 정서적 외상 경험이 전위 공격성에 미치는 영향에서 자기비난과 경험회피의 매개효과: 초기 성인기를 중심으로. 한신대학교 정신분석대학원 석사학위논문.

[43] 임혜은 (2021). 청소년의 아동학대경험이 경험회피, 사회불안 및 분노억제를 통해 전위된 공격 행동에 미치는 영향: 내외통제성향의 조절효과. 이화여자대학교 대학원 박사학위논문.

[44] 김정운 (2023). 아동기 외상이 대인관계 능력에 미치는 영향: 정신화와 정서조절 능력의 매개효과. 가톨릭대학교 대학원 문학석사 학위논문.

[45] Fonagy, P., Luyten, P., Allison, E., & Campbell, C. (2019). Mentalizing, epistemic trust and the phenomenology of psychotherapy. Psychopathology, 52(2), 94-103.

[46] Fonagy, P., & Bateman, A. (2006). Mentalization-based treatment for borderline personality isorder. England: Oxford University Press.

[47] Allen, J. G., Fonagy, P., & Bateman, A., W. (2008). Mentalizing in Clinical Practice, Washington, DC: American Psychiatric Pub.

[48] 이성호 (2022) 아동기 정서적 외상과 역기능적 분노표현의 관계: 정신화와 적대적 귀인편향의 순차적 매개효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료 34(4) 1129-1156.

[49] 박수민 (2025). 성인 애착불안과 대인관계문제의 관계: 경험회피와 정신화의 순차적 매개효과. 우석대학교 일반대학원 석사학위논문.
[50] 최희숙, 주영아 (2020) 여대생의 경계선 성격특성이 대인관계 문제에 미치는 영향: 정신화와 분노반추의 매개효과. 한국심리학회지: 건강 25(3) 585-610.
[51] 박선희 (2019). 청소년의 내면화된 수치심과 전위된 공격성의 관계에서 거부민감성과 정신화의 역할. 경북대학교 대학원 석사학위논문.
[52] 김은정, 김진숙 (2010). 아동기 외상과 초기 성인기 우울수준과의 관계: 초기부적응도식과 정서표현양가성 및 회피대처방식의 매개효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 22(3), 605-630.
[53] 이하나(2009). 전위된 공격성 집단의 특성에 관한 탐색 연구. 부산대학교 대학 원, 석사학위논문.
[54] 이주연, 유성은 (2017). 한국판 다차원적 경험회피 척도(K-MEAQ)의 타당화 및 단축형 MEAQ-24) 개발. 인지행동치료, 17(2), 181-208.
[55] Dimitrijević, A., Hanak, N., Dimitrijević, A., & Marjanović, Z. (2017). The mentalization scale (Ments): A self-report measure for the assessment of mentalizing capacity. Journal of personality assessment, 100, 268-280.
[56] 이수림, 이문희 (2018). 한국판 정신화 척도. 상담학 연구. 19(5) 117-135.
[57] 곽도희 (2018). 아동기 정서적 학대 경험이 전위공격성에 미치는 영향: 불안애착과 회피애착의 매개효과. 아주대학교대학원 문학 석사학위 논문.
[58] 정기윤 (2024). 아동기 대인간 외상경험과 사회불안의 관계: 경험회피의 매개효과와 정신화된 정서성의 조절된 매개효과. 단국대학교 대학원 석사학위논문.
[59] 조계현, 남지은 (2023). 아동기외상이 정서인식명확성에 미치는 영향: 경험회피와 자기분화의 순차적 매개효과를 중심으로. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 35(4), 1473-1492.
[60] 김락경, 김은정 (2019). 아동기 정서적 학대와 성인기 우울증상과의 관계: 인지적 취약성과 경험회피의 연속매개효과. 한국심리학회지: 임상심리 연구와 실제, 5(2) 135-151.
[61] 서영주, 김영근 (2018). 대인관계 외상과 외상 후 성장의 관계: 정신화와 정서기반대처의 매개효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 30(3) 775-798.
[62] 박혜란 (2024). 대인관계 외상이 대인관계 문제에 미치는 영향에서 정서접근대처와 정신화의 순차적 매개효과. 가톨릭대학교 상담심리대학원 석사학위논문.
[63] 강나루 (2024). 대학생의 불안정 성인애착이 이성관계 만족도에 미치는 영향: 정신화와 다차원적 경험회피의 매개효과. 명지대학교 통합치료대학원 석사학위논문.
[64] 권드보라 (2022). 애착외상이 사회적 상호작용 불안에 미치는 영향: 정신화와 경험회의 매개효과. 명지대학교 사회교육대학원 석사학위논문.
[65] 김혜율, 김영근 (2018). 정신화, 고통 감내력 및 경험회피의 관계: 정서인식 명확성의 매개된 조절효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 30(4), 1219-1238.
[66] 서보미 (2020). 관계상실 경험자의 불안정 성인애착과 외상 후 성장의 관계: 정신화와 경험회피의 매개효과. 명지대학교 사회교육대학원 석사학위논문.
[67] 이은정, 장유진 (2020). 대학생의 내면화된 수치심이 경험회피에 미치는 영향: 정신화와 고통감내력의 매개효과. 학습자중심교과교육연구, 20(13), 477-501.
[68] 김경훈 (2022). 내면화된 수치심이 전위된 공격성에 미치는 영향: 경험회피와 사회적 지지의 조절된 매개효과. 광운대학교 상담복지정책대학원 석사학위논문.

새론상담심리교육연구
The Journal of Saeron Counseling, Psychology and Education
Vol. 5, No. 3, pp. 54-65
https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.54

탈석탄 전환에서 고용형태와 고용불안이 전환준비도에 미치는 영향: 정책수요에 의해 조절된 매개효과

권세용[1], 김형호[2]
[1]교수, 세한대학교 데이터경영복지학과, sykwonnice@sehan.ac.kr
[2]교수, 세한대학교 물류경영학과, hhkim@sehan.ac.kr

The Effects of Employment Type and Job Insecurity on Transition Readiness in the Coal Phase-Out Transition: A Moderated Mediation Effect of Policy Demand

Se-Yong Kwon[1], Hyung-Ho Kim[2]
[1]Professor, Dept. of Data Management and Welfare, Sehan University, Korea, sykwonnice@sehan.ac.kr
[2]Professor, Dept. of Logistics Management, Sehan University, Korea, hhkim@sehan.ac.kr

초 록: 본 연구는 탈석탄 전환에서 고용형태와 전환준비도의 관계를 고용불안과 정책수요의 조건부 과정으로 검토하는 데 목적이 있다. 당진 석탄화력발전소의 직접고용 및 협력·자회사 근로자 797명 중 주요 변수와 통제변수의 결측치를 제외한 783명을 분석하였다. Hayes가 제안한 PROCESS Model 14에 해당하는 회귀모형을 Python으로 구현하고 5,000회 부트스트랩을 실시하였다. 분석 결과 협력·자회사 근로자는 직접고용 근로자보다 고용불안을 높게 인식하였으며, 정책수요가 평균 및 높은 수준일 때 고용형태가 고용불안을 거쳐 전환준비도와 연결되는 조건부 간접효과가 유의한 부(-)의 값을 보였다. 고용불안과 정책수요의 상호작용 및 조절된 매개지수도 유의하여, 정책수요가 높을수록 고용불안과 전환준비도 간 부(-)의 관계가 강화되는 양상이 확인되었다. 이러한 결과는 탈석탄 전환지원에서 고용형태별 고용안정 대책과 함께 경력·전직상담, 집단상담, 경력적응성 증진 교육 등 심리·상담 기반 지원을 병행할 필요성을 시사한다.

핵심어: 탈석탄 전환, 고용형태, 고용불안, 전환준비도, 정책수요

Abstract: This study examines the conditional process linking employment type to transition readiness through job insecurity and policy demand during the coal phase-out transition. Among 797 directly employed workers and workers employed by partner companies or subsidiaries at coal-fired power plants in Dangjin, 783 cases with complete data on the focal and control variables were analyzed. A regression model corresponding to Hayes PROCESS Model 14 was implemented in Python with 5,000 bootstrap resamples. Workers employed by partner companies or subsidiaries reported higher job insecurity than directly employed workers. At the mean and high levels of policy demand, the conditional indirect association of employment type with transition readiness through job insecurity was significantly negative. The interaction between job insecurity and policy demand and the index of moderated mediation were also significant, indicating that the negative association between job insecurity and transition readiness became stronger as policy demand increased. These findings suggest the need to combine employment-transition measures with psychologically informed supports such as career and outplacement counseling, group counseling, and career-adaptability education.

Keywords: Coal Phase-Out Transition, Employment Type, Job Insecurity, Transition Readiness, Policy Demand

이 논문은 2026년 세한대학교 학술연구지원사업의 연구지원에 의하여 연구되었음
Received 26 August 2026, Revised 12 September 2026
Accepted 14 September 2026
Corresponding Author: Hyung-Ho Kim
(Sehan University)
Email: hhkim@sehan.ac.kr
e-ISSN: 2951-259X

© Saeron Counseling, Psychology and Education Association. All rights reserved. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (http://creative commons.org/licenses/by-nc/3.0), which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.54

1. 서론

기후위기 대응과 탄소중립 정책의 확대에 따라 석탄화력발전소의 단계적 폐지가 추진되고 있다. 그러나 탈석탄 전환은 발전원의 기술적 대체에 그치지 않고 근로자의 고용과 지역경제 전반에 영향을 미치는 산업·노동 전환의 문제이다. 특히 전환의 편익과 비용은 사회집단 간에 불균등하게 분배될 수 있으며, 발전소 근로자와 지역사회가 상대적으로 큰 부담을 감당할 가능성이 있다[1]. 따라서 탈석탄 정책은 온실가스 감축과 함께 고용안정, 직업전환 및 사회적 보호를 고려하는 정의로운 전환의 관점에서 접근할 필요가 있다.

국내 연구에서는 탈석탄 과정에서 사회적 대화, 전환 재원, 적극적 노동시장정책과 지역 단위 지원체계의 필요성이 논의되어 왔다[2-4,8,22]. 최근 국외 연구 역시 석탄산업 종사자의 고용지위에 따라 폐쇄의 영향과 지원 접근성이 달라질 수 있음을 보여주고[19], 대체 일자리의 질과 직업훈련·이동지원이 노동전환 수용과 준비에 중요함을 제시한다[20]. 여러 국가의 탈석탄 경험을 비교한 연구에서는 지역 맥락과 노동자 지원체계의 중요성이 강조되며[21], 석탄산업 퇴출에 따른 실직 비용이 장기간 지속될 수 있다는 실증결과도 보고되었다[23].

그럼에도 기존 연구는 해외 사례 비교, 제도·정책 분석 및 지역 차원의 전환체계에 상대적으로 집중해 왔으며, 한국 석탄화력발전소 근로자의 개인 수준 자료를 이용하여 고용형태, 고용불안, 전환준비도 및 정책수요를 하나의 조건부 과정으로 검증한 연구는 제한적이다. 본 연구는 직접고용과 협력·자회사 근로자의 구조적 차이가 고용불안과 전환준비에 어떻게 연결되는지, 그리고 그 간접경로가 정책수요 수준에 따라 어떻게 달라지는지를 분석함으로써 이러한 연구공백을 보완하고자 한다.

고용불안은 실제 실직 여부가 아니라 현재의 고용관계가 지속될 수 있는지에 관한 주관적 불확실성을 의미한다[5,11]. 또한 직무내용과 경력전망 등 현재 직업에서 가치 있게 여기는 특성이 약화될 가능성까지 포함할 수 있으며[6], 직무태도와 심리적 안녕에 부정적으로 관련되는 것으로 보고되어 왔다[7]. 탈석탄 과정의 고용불안은 이직 준비와 직업훈련 참여 같은 전환 행동을 위축시킬 수 있지만, 반대로 새로운 직업을 준비하도록 동기를 높일 가능성도 있다. 따라서 그 방향은 개인이 활용할 수 있는 자원과 전환 조건에 따라 달라질 수 있다.

본 연구에서 정책수요는 실제 정책지원을 받은 정도나 정책만족도, 정책지원의 객관적 충분성을 의미하지 않는다. 현행 노동전환 대책이 부족하다는 인식과 개인별 맞춤형 지원 및 전직연계 프로그램의 추가 필요성에 대한 요구 수준을 의미한다. 따라서 정책수요가 높다는 것은 현재의 지원환경에서 추가적인 정책적 자원을 더 필요로 한다고 인식하는 상태로 해석한다.

이에 본 연구는 당진 석탄화력발전소의 직접고용 근로자와 협력·자회사 근로자를 대상으로 고용형태와 전환준비도의 관계에서 고용불안의 매개적 역할과 정책수요의 조절된 매개효과를 검토한다. 이를 통해 탈석탄 전환에서 고용형태에 따른 심리적 격차와 전환준비의 조건부 메커니즘을 규명하고, 노동정책뿐 아니라 경력상담·전직상담 및 전환교육을 포함한 심리·상담·교육적 지원의 근거를 제시하고자 한다.

2. 이론적 배경

2.1 탈석탄 전환에서 고용형태와 전환준비도의 관계

탈석탄 전환은 석탄화력발전소의 폐쇄와 발전원 교체를 넘어 근로자의 고용관계와 직업경로를 변화시키는 노동시장 전환을 수반한다. 발전소 폐쇄는 일자리 감소와 직무 소멸뿐 아니라 소득과 경력 안정성,

지역사회의 산업・고용구조에도 영향을 미칠 수 있다. 특히 전환 비용과 위험은 고용보호와 전환지원에 취약한 근로자에게 집중될 가능성이 있어 정의로운 전환은 고용보호, 직업훈련, 재취업 및 사회적 보호를 함께 고려해야 한다[1-4,18].

석탄화력발전소 근로자는 직접고용 근로자와 협력・자회사 근로자로 구분할 수 있다. 직접고용 근로자는 조직 내부의 인사이동이나 다른 사업장으로의 재배치, 퇴직지원 등에 접근할 가능성이 상대적으로 높은 반면, 협력・자회사 근로자는 특정 도급업무와 연계되어 발전소 폐쇄나 업무 종료가 현재 일자리의 상실로 연결될 가능성이 더 크다[2,3,8]. 중국의 석탄광산 폐쇄 사례에서도 국유부문과 민간부문 근로자의 재배치 및 보상 접근성이 달랐다는 점이 보고되어, 전환의 충격이 고용지위에 따라 이질적으로 나타날 수 있음을 보여준다[19].

전환준비도는 예상되는 고용환경 변화에 대응하여 새로운 직업이나 산업으로의 이동을 준비하는 정도를 의미한다. 본 연구에서는 이직 준비 수준, 직업훈련 참여 의향 및 보유 역량의 타 분야 활용 가능성으로 구성하였다. 이는 고용가능성과 경력적응성에서 강조하는 새로운 기회 탐색, 역량 개발 및 변화 대응의 요소와 연결된다[9,10]. 대체 일자리의 조건과 직업훈련 기회가 노동자의 전환 선택에 중요하다는 최근 연구[20]도 전환준비의 실질적 기반이 정보와 역량, 대안적 고용기회에 있음을 시사한다.

직접고용 근로자는 내부 재배치나 고용유지를 기대하여 외부 노동시장 이동 준비를 유보할 수 있는 반면, 협력・자회사 근로자는 일자리 상실 가능성과 전환의 시급성을 더 크게 인식하여 이직과 직업훈련을 상대적으로 적극적으로 준비할 가능성이 있다. 이에 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 1. 협력・자회사 근로자의 전환준비도는 직접고용 근로자보다 높을 것이다.

2.2 고용불안의 매개효과

고용불안은 현재의 고용관계가 지속될 수 있는지에 대해 근로자가 느끼는 주관적 불확실성을 의미하며[5,11], 일자리 상실 가능성뿐 아니라 직무내용과 경력전망 등 가치 있는 직무특성이 약화될 가능성을 포함할 수 있다[6]. 탈석탄 전환에서는 직접고용 근로자에 비해 협력・자회사 근로자가 재배치와 고용보호에서 상대적으로 불리한 조건에 놓일 수 있어 더 높은 불확실성을 경험할 가능성이 있다[19].

고용불안과 전환준비의 관계는 한 방향으로만 예상하기 어렵다. 일자리 상실 가능성을 크게 인식할수록 대체 일자리 탐색과 재교육을 서두를 수 있다는 동기적 경로가 존재할 수 있다. 반면 자원보존이론에 따르면 개인은 자신이 가치 있게 여기는 자원을 유지하려는 경향이 있고, 자원의 실제 상실이나 상실 가능성은 스트레스를 유발한다[12,13]. 직업훈련, 이직 준비 및 새로운 산업으로의 이동은 장기적으로 새로운 자원을 확보하는 행동이지만 단기적으로 시간, 비용, 정보탐색 및 심리적 에너지를 필요로 한다.

따라서 불확실성이 지속되고 활용 가능한 자원이 제한된 상황에서는 고용불안이 미래의 전환행동을 촉진하기보다 현재 자원의 보존을 우선하게 하여 전환준비를 위축시킬 가능성이 있다. 특히 석탄산업의 퇴출 이후 실직 비용이 장기간 지속될 수 있다는 최근 연구[23]는 전환위험의 심리적 부담을 고려할 필요성을 뒷받침한다. 본 연구는 이러한 상반된 가능성 가운데 탈석탄 상황에서 고용불안과 전환준비도가 부(-)의 관계를 보일 것으로 예상하였다.

가설 2. 협력・자회사 근로자는 직접고용 근로자보다 고용불안을 높게 인식할 것이다.

가설 3. 고용불안은 전환준비도와 부(-)의 관계를 보일 것이다.

2.3 정책수요에 의해 조절된 매개효과

탈석탄 전환에서 근로자의 전환준비는 고용불안뿐 아니라 전환과정에서 필요한 정책적 지원을 어떻게 인식하는가에 따라 달라질 수 있다. 본 연구의 정책수요는 현행 노동전환 대책이 현실적으로 부족하다

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.54

는 인식, 개인별 맞춤형 지원제도의 필요성 및 전직연계 프로그램 강화의 필요성으로 구성된다. 이는 실제 정책수혜 정도, 정책만족도 또는 정책지원의 객관적 충분성과 구분되며, 추가 지원을 얼마나 필요로 하는지에 대한 수요 인식이다.

일반적으로 충분한 지원은 고용불안의 부정적 결과를 완화할 것으로 기대할 수 있다. 그러나 본 연구에서 측정한 것은 실제 지원의 충분성이 아니라 추가 지원의 필요성이다. 정책수요가 높은 근로자는 현재의 전환환경에서 필요한 정보와 자원이 충분하지 않다고 인식하는 집단일 가능성이 있다. 기대확인이론과 상대적 박탈에 관한 논의는 필요한 자원과 현재 체감하는 상황 사이의 차이가 부정적 반응과 연결될 수 있음을 설명한다[14,15]. 다만 본 연구는 이러한 기대-체감 격차 자체를 직접 측정하지 않았으므로, 이는 정책수요의 조절효과를 이해하기 위한 이론적 가능성으로 제한하여 해석한다.

고용불안이 높은 상황에서 정책적 지원의 필요성까지 크게 인식한다면 자원 상실의 부담이 전환준비에 더 강하게 연결될 수 있다. 이에 정책수요는 고용불안과 전환준비도의 관계를 조절하고, 그 결과 고용형태가 고용불안을 거쳐 전환준비도와 연결되는 간접경로 역시 정책수요 수준에 따라 달라질 것으로 예상하였다[16,17].

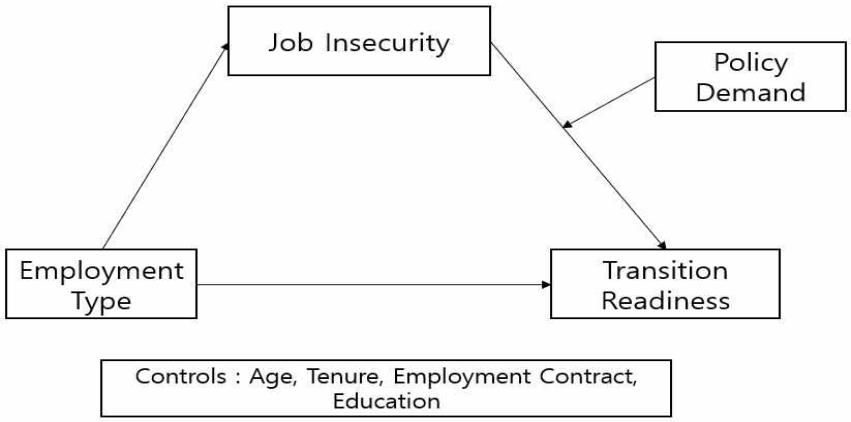
가설 4. 정책수요가 높을수록 고용불안과 전환준비도 간 부(-)의 관계는 강화될 것이다.

가설 5. 고용형태가 고용불안을 거쳐 전환준비도와 연결되는 조건부 간접효과는 정책수요가 높을수록 더 강한 부(-)의 값을 보일 것이다.

3. 연구방법

3.1 연구모형

당진 석탄화력발전소의 직접고용 및 협력·자회사 근로자를 대상으로 고용형태와 전환준비도의 관계에서 고용불안의 매개적 역할과 정책수요의 조절된 매개효과를 검토하기 위하여 Hayes[17]가 제안한 PROCESS Model 14를 바탕으로 [Figure 1]과 같이 연구모형을 설정하였다. 고용형태는 독립변수, 고용불안은 매개변수, 전환준비도는 종속변수로 설정하였으며, 정책수요는 고용불안과 전환준비도의 관계를 조절하는 변수로 설정하였다. 연령, 근무기간, 고용계약 형태 및 학력은 통제변수로 투입하였다.



[Figure 1] Research Model

3.2 조사대상 및 자료수집방법

본 연구의 자료는 「당진 석탄화력발전소 폐쇄 대응 및 노동 전환 지원체계 구축을 위한 설문조사」를 통해 수집되었다. 설문조사는 2025년 9월부터 2025년 10월까지 동서발전(주) 당진발전본부의 직접고용 근로자와 협력·자회사 근로자를 대상으로 해당 사업장에서 자기기입식 방식으로 실시되었다. 본 연구의 분석대상 선정기준은 직접고용 또는 협력·자회사 근로자로서 연구모형에 포함된 주요 변수에 응답한 경우이며, 본 연구자가 별도로 참여자를 모집한 것은 아니다. 근로자 응답자는 총 797명으로 직접고용 근로자 256명과 협력·자회사 근로자 541명으로 구성되었고, 주요 변수와 통제변수의 결측치를 제외한 783명을 조절된 매개모형의 최종 분석대상으로 활용하였다.

조사대상의 연령은 직접고용 근로자의 경우 30대가 45.7%로 가장 많았으며, 협력·자회사 근로자는 50대 이상이 32.0%로 가장 높은 비율을 차지하였다. 근무기간은 두 집단 모두 5년 미만이 가장 많았으며 직접고용 근로자는 33.2%, 협력·자회사 근로자는 30.9%였다. 고용계약 형태는 직접고용 근로자의 98.8%가 정규직이었고 협력·자회사 근로자는 정규직 89.5%, 비정규직 10.3%였다. 학력은 직접고용 근로자의 82.0%가 대졸 이상인 반면, 협력·자회사 근로자는 전문대졸 34.8%, 대졸 33.5%, 고졸 이하 30.1% 순으로 나타났다.

본 연구는 한 시점에서 수집된 횡단자료를 분석하였으므로 회귀계수와 간접효과는 변수 간 조건부 관련성 및 예측관계를 의미하며, 시간적 선후관계나 인과관계를 확정하는 근거로 해석하지 않았다.

3.3 조사도구

본 연구는 기존 설문자료를 활용하여 고용불안, 정책수요, 전환준비도의 관계를 분석하였다. 각 변수는 표준화된 기존 척도를 그대로 적용하기보다, 원자료의 문항 가운데 선행연구의 개념 정의와 탈석탄 전환 맥락에 부합하는 문항을 중심으로 연구모형에 맞게 구성하였다. 고용불안, 정책수요 및 전환준비도는 각각 3개 문항의 평균값으로 산출하였으며, 모든 문항은 1점(전혀 그렇지 않다)부터 5점(매우 그렇다)의 Likert 5점 척도로 측정하였다. 또한 각 변수의 구성은 관련 선행연구의 개념적 근거를 바탕으로 설정하였으며, 측정도구의 신뢰도와 문항 간 일관성을 함께 검토하였다. 측정도구 구성과 관련한 사항은 연구방법과 논의에서 추가적으로 제시하였다.

3.3.1 고용형태

고용형태는 조사대상자의 소속에 따라 직접고용 근로자와 협력·자회사 근로자로 구분하였다. 별도의 척도로 측정하는 변수가 아니라 실제 고용관계를 기준으로 한 범주형 변수이며, 분석에서는 직접고용 근로자를 0, 협력·자회사 근로자를 1로 더미코딩하였다.

3.3.2 고용불안

고용불안은 Greenhalgh와 Rosenblatt[5], Hellgren 등[6] 및 De Witte[11]의 고용불안 논의를 개념적 근거로 하여 탈석탄 전환 상황에 맞게 구성하였다. 문항은 발전소 폐쇄에 따른 고용 불안감, 심리적 부담, 동료와의 유대감 약화 등 3문항이다. 점수가 높을수록 고용불안을 높게 인식하는 것을 의미하며 Cronbach's α는 .888이었다.

3.3.3 정책수요

정책수요는 정의로운 전환 과정에서 고용보호, 직업훈련, 재취업 및 적극적 노동시장정책의 필요성을 강조한 ILO[18]와 이승윤・김태환[3]의 논의를 개념적 근거로 구성하였다. 문항은 현재 노동전환 대책의 현실적 부족 인식, 개인별 상황에 맞는 맞춤형 지원제도의 필요성, 전직연계 프로그램 강화의 필요성 등 3문항이다. 점수가 높을수록 추가적인 노동전환 정책지원의 필요성을 높게 인식함을 의미하며 Cronbach's α 는 .823이었다. 정책수요는 실제 정책수혜 정도나 정책만족도, 기존 지원의 객관적 충분성을 측정한 것이 아니라 '추가 지원의 필요성'에 대한 수요 인식이라는 점에서 구분된다.

3.3.4 전환준비도

전환준비도는 Fugate 등[9]의 고용가능성과 Savickas와 Porfeli[10]의 경력적응성 개념을 근거로 탈석탄 전환 상황에 맞게 구성하였다. 문항은 이직 준비 수준, 직업훈련 프로그램 참여 의향, 현재 보유 역량의 타 분야 활용 가능성 등 3문항이며, 점수가 높을수록 새로운 직업이나 산업으로의 전환을 위한 준비 수준이 높음을 의미한다. Cronbach's α 는 .589로 일반적인 권장 수준보다 낮았다.

이에 추가 문항진단을 실시하였다. 원자료 유효응답 기준 문항 평균(SD)은 이직 준비 2.59(.98), 직업훈련 참여 의향 3.64(.98), 타 분야 전이 가능성 3.27(1.04)이었으며, 수정 문항-총점 상관은 각각 .372, .388, .416으로 모두 .30 이상이었다. 또한 어떤 문항을 제거하여도 Cronbach's α 가 개선되지 않아 신뢰도 향상만을 목적으로 문항을 임의로 삭제하지 않고 3문항을 유지하였다. 세 문항은 이직 행동 준비, 학습 참여 의향, 역량 전이 가능성이라는 전환준비의 서로 다른 측면을 포괄하므로 내적 일관성이 낮게 나타났을 가능성이 있다. 다만 α=.589는 측정오차 가능성을 의미하므로 전환준비도와 관련된 결과는 신중하게 해석하였다.

3.3.5 통제변수

매개변수인 고용불안과 종속변수인 전환준비도에 관련될 수 있는 인구사회학적・고용 특성으로 연령, 근무기간, 고용계약 형태 및 학력을 통제변수로 투입하였다. 통제변수의 코딩은 원자료의 범주 순서를 반영하였으며, 고용계약 형태는 정규직과 그 외로 구분하여 분석하였다.

3.4 자료분석

자료는 Python 3.11을 이용하여 분석하였다. 조사대상자의 특성을 파악하기 위해 빈도분석과 기술통계분석을 실시하고, 측정도구의 내적 일관성을 확인하기 위해 Cronbach's α 와 수정 문항-총점 상관을 검토하였다. 주요 변수 간의 관계는 Pearson 상관분석으로 확인하였다. 조절된 매개효과는 Hayes[17]가 제시한 PROCESS Model 14에 해당하는 회귀모형을 Python으로 구현하여 분석하였고, 간접효과와 조절된 매개효과의 유의성은 5,000회 부트스트랩으로 산출한 95% 신뢰구간을 기준으로 판단하였다. 고용불안과 정책수요는 평균중심화하였으며, 회귀계수는 비표준화 계수(B)로 보고하였다. 횡단자료의 특성을 고려하여 결과는 인과효과가 아니라 조건부 관련성 및 예측관계로 해석하였다.

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.54

4. 연구결과

4.1 변인 간 상관관계

고용형태, 고용불안, 정책수요 및 전환준비도 간의 Pearson 이변량 상관분석 결과는 <Table 1>과 같다. 고용형태는 고용불안(r=.130, p<.001) 및 전환준비도(r=.080, p<.05)와 유의한 정적 상관을 보였다. 고용형태와 정책수요의 상관은 유의하지 않았다(r=.061, p>.05). 고용불안은 전환준비도와 유의한 부적 상관(r=-.100, p<.01)을 보였고 정책수요와는 정적 상관(r=.488, p<.001)을 보였다. 전환준비도와 정책수요는 약한 정적 상관을 보였다(r=.070, p<.05).

<Table 1> Correlations among Major Variables

	1	2	3	4
1. Employment Type	1			
2. Job Insecurity	.130***	1		
3. Policy Demand	.061	.488***	1	
4. Transition Readiness	.080*	-.100**	.070*	1
M	.679	3.31	4.17	3.17
SD	.467	1.03	.69	.74

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

4.2 정책수요의 조절된 매개효과

정책수요의 조절된 매개효과를 검증하기 위해 Hayes[17]의 PROCESS Model 14 에 해당하는 회귀모형을 분석하였다. 연령, 근무기간, 고용계약 형태 및 학력을 통제하였고, 5,000 회 부트스트랩과 95% 신뢰구간을 적용하였다.

고용형태는 고용불안을 유의하게 예측하였으며(B=.3526, p<.001), 직접고용=0, 협력·자회사=1 의 코딩을 고려하면 협력·자회사 근로자의 고용불안 점수가 통제변수를 고려한 상태에서 약 .35 점 높게 나타나는 관계를 의미한다. 고용형태의 전환준비도에 대한 직접경로도 유의하였다(B=.2438, p<.001). 정책수요가 평균 수준일 때 고용불안과 전환준비도의 관계는 부(-)의 방향으로 유의하였고(B=-.1048, p<.001), 정책수요의 주효과는 정(+)의 방향으로 유의하였다(B=.1182, p=.006). 고용불안과 정책수요의 상호작용은 부(-)의 방향으로 유의하였다(B=-.1881, p<.001).

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.54

<Table 2> Results of the Moderated Mediation Model

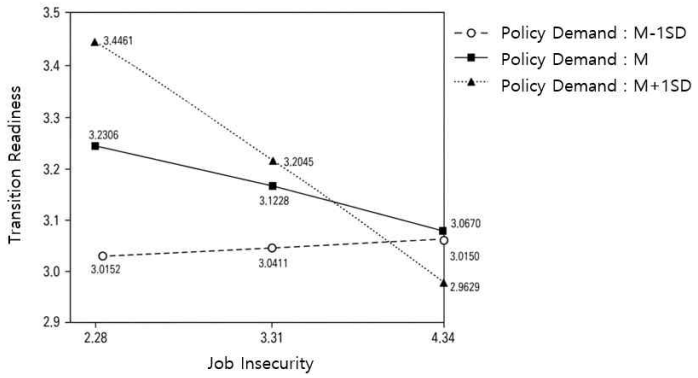
Type	Path/ Variable	B	SE	t	p	95% CI
Mediation path	Employment Type → Job Insecurity	.3526	.092	3.83	<.001	[.172, .533]
Direct effect	Employment Type → Transition Readiness	.2438	.060	4.04	<.001	[.125, .362]
Mediator	Job Insecurity → Transition Readiness'	-.1048	.029	-3.64	<.001	[-.162, -.048]
Moderator	Policy Demand → Transition Readiness	.1182	.043	2.74	.006	[.033, .203]
Interaction	Job Insecurity × Policy Demand	-.1881	.034	-5.57	<.001	[-.255, -.122]
Control	Age	-.0710	.033	-2.13	.034	[-.137, -.005]
	Tenure	-.0308	.031	-.98	.326	[-.092, .031]
	Employment Contract	-.0113	.099	-.11	.909	[-.206, .183]
	Education	.0886	.032	2.75	.006	[.025, .152]

Note. ' Effect of job insecurity when policy demand is at its mean. All coefficients are unstandardized B values.

상호작용을 구체적으로 확인한 결과, 정책수요가 평균보다 1표준편차 낮은 수준(M-1SD)에서는 고용불안과 전환준비도의 관계가 유의하지 않았다(B=.0252, p=.528). 반면 정책수요가 평균 수준에서는 부(-)의 관계가 유의하였고(B=-.1048, p<.001), 평균보다 1표준편차 높은 수준에서는 그 절대적 크기가 더 커졌다(B=-.2348, p<.001). 즉 고용불안의 부정적 관련성은 정책수요가 높은 조건에 집중되어 나타났다.

<Table 3> Conditional Effect of Job Insecurity on Transition Readiness by Policy Demand

Policy Demand	Effect(B)	SE	t	p	LLCI	ULCI
M-SD(-.691)	.0252	.038	.63	.528	-.051	.099
M(.000)	-.1048	.029	-3.64	<.001	-.162	-.048
M+SD(.691)	-.2348	.041	-5.74	<.001	-.314	-.154



[Figure 2] Moderating Effect of Policy Demand

조건부 간접효과는 정책수요가 낮은 수준에서 B=.0091, 95% bootstrap CI[-.027, .048]로 유의하지 않았

다. 정책수요가 평균 수준에서는 B=-.0370, 95% bootstrap CI[-.075, -.010], 높은 수준에서는 B=-.0831, 95% bootstrap CI[-.141, -.036]으로 유의하였다. 조절된 매개지수는 -.0663 이었고 95% bootstrap CI[-.1183, -.0272]에 0 이 포함되지 않았다.

<Table 4> Conditional Indirect Effects by Policy Demand

Policy Demand	Effect(B)	BootSE	BootLLCI	BootULCI	Significance
M-SD(-.691)	.0091	.019	-.027	.048	Not significant
M(.000)	-.0370	.014	-.075	-.010	Significant
M+SD(.691)	-.0831	.023	-.141	-.036	Significant
Index of Moderated Mediation	-.0663	-	-.1183	-.0272	Significant

Note. BootLLCI and BootULCI are the lower and upper bounds of the 95% bootstrap confidence interval.

가설 검증 결과, 가설 1과 가설 2는 각각 고용형태와 전환준비도 및 고용불안의 유의한 집단 차이와 회귀계수를 통해 지지되었다. 가설 3은 정책수요가 평균 수준에서는 지지되었으나 낮은 수준에서는 고용불안과 전환준비도의 관계가 유의하지 않아 조건부로 지지되었다. 고용불안×정책수요 상호작용이 유의하고 정책수요가 높을수록 부(-)의 기울기가 커졌으므로 가설 4가 지지되었다. 조절된 매개지수의 신뢰구간이 0을 포함하지 않았으므로 가설 5도 지지되었다.

5. 논의 및 결론

본 연구는 탈석탄 전환에서 고용형태와 전환준비도의 관계를 고용불안과 정책수요의 조건부 과정으로 검토하였다. 주요 결과를 중심으로 한 논의는 다음과 같다.

첫째, 협력·자회사 근로자는 직접고용 근로자보다 고용불안을 높게 인식하였고 전환준비도 역시 상대적으로 높게 나타났다. 이는 고용보호와 재배치 가능성 등 고용조건의 차이가 전환과정의 심리적 불확실성과 연결될 수 있음을 보여준다. 국유부문과 민간부문 석탄근로자 사이에서 재배치와 보상 접근성이 달랐다는 Wang과 Lo[19]의 결과와도 방향상 맞닿아 있다. 동시에 협력·자회사 근로자의 전환준비도가 더 높다는 결과는 고용불안정성이 반드시 준비행동의 저하만을 의미하지 않으며, 외부 노동시장 이동의 시급성이 직접적인 준비행동을 자극할 가능성도 있음을 보여준다.

둘째, 고용불안은 주요 변수 가운데 전환준비도와 유일하게 유의한 부적 상관을 보였으나 그 크기는 r=-.100으로 작았다. 이 결과만으로 고용불안이 전환준비를 일관되게 낮춘다고 단정하기는 어렵다. 실제 조건부 효과를 보면 정책수요가 낮은 수준에서는 고용불안과 전환준비도의 관계가 유의하지 않았고, 정책수요가 평균 및 높은 수준에서만 부(-)의 관계가 확인되었다. 즉 전체 표본에서 관찰된 작은 부적 상관은 모든 근로자에게 동일하게 나타나는 관계라기보다 정책적 자원을 더 필요로 하는 조건에서 두드러지는 이질적 관계로 이해할 수 있다. 이는 자원 상실의 위협이 큰 상황에서 새로운 행동에 필요한 시간·비용·심리적 에너지의 투자가 위축될 수 있다는 자원보존이론[12,13]과 연결된다.

셋째, 정책수요가 높을수록 고용불안과 전환준비도 간 부(-)의 관계가 강화되고 조건부 간접효과의 절대값도 커졌다. 여기서 정책수요는 실제 정책지원을 많이 받은 정도가 아니라 현행 대책의 부족 인식과 추가·맞춤형 지원의 필요성이다. 따라서 이 결과를 “정책지원이 고용불안의 부정적 효과를 강화한다”라고 해석해서는 안 된다. 오히려 정책수요가 높은 근로자가 현재의 전환환경에서 정보, 훈련, 재취

업 지원 등의 자원이 충분하지 않다고 느끼는 집단일 가능성을 시사한다. 다만 본 연구는 기대와 실제 지원의 격차를 직접 측정하지 않았으므로, 기대불일치 및 상대적 박탈 논의[14,15]는 가능한 해석의 하나로 제한해야 한다.

넷째, 고용형태의 직접경로는 협력·자회사 근로자의 전환준비도가 상대적으로 높게 나타나는 방향이었지만, 고용불안을 통한 조건부 간접경로는 정책수요가 평균 이상일 때 부(-)의 방향이었다. 즉 고용형태와 전환준비도의 관계에는 서로 반대 방향의 직접경로와 간접경로가 함께 존재한다. 이는 협력·자회사 근로자가 전환의 시급성 때문에 이직·훈련 준비를 더 적극적으로 할 수 있는 동시에, 높은 고용불안이 특정 조건에서는 그 준비를 약화시킬 수 있음을 보여준다.

이러한 결과는 상담·심리·교육 차원의 실천적 함의를 갖는다. 우선 발전소 폐쇄 일정이 구체화되는 과정에서 고용불안이 높은 근로자를 조기에 선별하고, 불안과 상실감에 대한 심리상담을 경력상담 및 전직상담과 연계할 필요가 있다. 둘째, ‘동료 유대감 약화’가 고용불안 지표에 포함되어 있다는 점을 고려하면 개인상담뿐 아니라 동료 네트워크를 유지하는 집단상담, 동료 멘토링 및 팀 단위 전환교육을 검토할 수 있다. 셋째, 전환준비가 직업훈련 참여 의향과 역량 전이 가능성을 포함한다는 점에서 경력적응성 증진 교육, 자기효능감 강화, 직업훈련 참여에 대한 심리적 장벽을 낮추는 동기강화적 개입을 병행할 필요가 있다[9,10]. 특히 정책수요가 높은 근로자에게는 상담 과정에서 이용 가능한 지원제도와 일정, 훈련·재취업 경로를 구체적으로 안내하여 불확실성을 낮추는 것이 중요하다.

정책적 측면에서는 고용형태에 따른 구조적 차이를 고려하여 협력·자회사 근로자에게 고용전망, 직업훈련, 재취업 및 타 산업 이동 정보를 조기에 제공할 필요가 있다. 이는 적극적 노동시장정책과 녹색기술 훈련을 강조하는 국내 논의[3], 전력산업의 정의로운 전환에서 선제적 구조조정 지원과 지역 통합접근을 강조한 연구[22], 대체 일자리의 질과 훈련·이동 지원의 중요성을 보여준 연구[20]와도 연결된다. 다만 이러한 정책 제언은 본 연구의 횡단적 상관·회귀 결과를 바탕으로 한 실천적 함의이며 인과적 처방으로 해석해서는 안 된다.

본 연구의 의의는 국내 석탄화력발전소 근로자 자료를 이용하여 고용형태에 따른 심리적 격차와 전환준비의 관계를 개인 수준에서 검토하고, 정책수요에 따라 고용불안의 조건부 관계가 달라지는 과정을 확인했다는 데 있다. 기존 정의로운 전환 연구의 제도·정책 중심 논의를 근로자의 심리적 경험과 경력전환 행동으로 확장하고, 노동정책과 상담·심리·교육적 지원을 연결할 수 있는 경험적 근거를 제공한다.

연구의 한계는 다음과 같다. 첫째, 횡단자료를 이용하였으므로 변수 간 시간적 선후와 인과관계를 확정할 수 없다. 향후 종단 패널자료를 이용하여 고용불안과 전환준비의 변화를 추적할 필요가 있다. 둘째, 연구대상이 당진 석탄화력발전소 근로자에 한정되어 있어 다른 탈석탄 지역과 산업으로 일반화하는 데 주의가 필요하다. 셋째, 주요 변수가 자기보고식 문항으로 측정되어 공통방법편의 가능성이 있다. 넷째, 전환준비도의 내적 일관성은 α=.589 로 낮았고, 본 연구의 합성척도는 표준화 척도를 그대로 적용한 것이 아니라 기존 설문문항을 이론적으로 선별하여 구성했다는 한계가 있다. 특히 고용불안의 ‘동료 유대감 약화’ 문항은 핵심 고용불안과 관계적 상실을 함께 반영할 가능성이 있다. 향후 연구에서는 검증된 다문항 척도를 사용하고 핵심 고용불안과 관계적 변화, 정책수요와 실제 정책수혜·만족도를 구분하여 측정할 필요가 있다. 다섯째, 실제 직업훈련 참여, 이직 및 재취업과 같은 객관적 행동자료를 함께 활용할 필요가 있다.

종합하면 탈석탄 전환에서 협력·자회사 근로자의 고용불안을 완화하는 동시에 정책지원에 대한 요구가 높은 근로자에게 구체적이고 예측 가능한 전환정보와 심리·경력상담을 조기에 제공할 필요가 있다. 이는 근로자가 변화에 대응할 수 있는 심리적 안정과 경력적응 자원을 확보하도록 지원하고, 고용형태에 따른 전환격차를 완화하는 정의로운 전환의 실천적 과제로 볼 수 있다.

References

[1] Carley, S., & Konisky, D. M. (2020). The justice and equity implications of the clean energy transition. Nature Energy, 5(8), 569-577.

[2] 이효은(2021). 충청남도의 탈석탄과 정의로운 전환: 독일 노르트라인-베스트팔렌 사례와의 비교. 『한국지역개발학회지』, 33(2), 187-216. http://doi.org/10.22885/KRDA.2021.33.2.187

[3] 이승윤, 김태환(2021). 정의로운 전환을 위한 적극적노동시장정책의 방향에 대한 소고. 『한국사회정책』, 28(4), 3-42. http://doi.org/10.17000/kspr.28.4.202112.3

[4] 이한비(2022). 토픽 모델링을 활용한 국내외 정의로운 전환 연구동향 비교분석. 『한국기후변화학회지』, 13(6), 877-891. https://doi.org/10.15531/KSCCR.2022.13.6.877

[5] Greenhalgh, L., & Rosenblatt, Z. (1984). Job insecurity: Toward conceptual clarity. Academy of Management Review, 9(3), 438-448.

[6] Hellgren, J., Sverke, M., & Isaksson, K. (1999). A two-dimensional approach to job insecurity: Consequences for employee attitudes and well-being. European Journal of Work and Organizational Psychology, 8(2), 179-195. https://doi.org/10.1080/135943299398311

[7] Cheng, G. H. L., & Chan, D. K. S. (2008). Who suffers more from job insecurity? A meta-analytic review. Applied Psychology, 57(2), 272-303. https://doi.org/10.1111/j.1464-0597.2007.00312.x

[8] 한빛나라(2024). '사회적 주류화'의 관점에서 바라본 발전 부문의 정의로운 전환: 정책 프레임워크로서의 한계와 개선 방안. 『동향과 전망』, 121, 137-179. https://doi.org/10.22813/kssi.2024..121.137

[9] Fugate, M., Kinicki, A. J., & Ashforth, B. E. (2004). Employability: A psycho-social construct, its dimensions, and applications. Journal of Vocational Behavior, 65(1), 14-38. https://doi.org/10.1016/j.jvb.2003.10.005

[10] Savickas, M. L., & Porfeli, E. J. (2012). Career Adapt-Abilities Scale: Construction, reliability, and measurement equivalence across 13 countries. Journal of Vocational Behavior, 80(3), 661-673. https://doi.org/10.1016/j.jvb.2012.01.011

[11] De Witte, H. (1999). Job insecurity and psychological well-being: Review of the literature and exploration of some unresolved issues. European Journal of Work and Organizational Psychology, 8(2), 155-177. https://doi.org/10.1080/135943299398302

[12] Hobfoll, S. E. (1989). Conservation of resources: A new attempt at conceptualizing stress. American Psychologist, 44(3), 513-524. https://doi.org/10.1037/0003-066X.44.3.513

[13] Hobfoll, S. E. (2002). Social and psychological resources and adaptation. Review of General Psychology, 6(4), 307-324. https://doi.org/10.1037/1089-2680.6.4.307

[14] Oliver, R. L. (1980). A cognitive model of the antecedents and consequences of satisfaction decisions. Journal of Marketing Research, 17(4), 460-469. https://doi.org/10.1177/002224378001700405

[15] Crosby, F. (1976). A model of egoistical relative deprivation. Psychological Review, 83(2), 85-113. https://doi.org/10.1037/0033-295X.83.2.85

[16] Edwards, J. R., & Lambert, L. S. (2007). Methods for integrating moderation and mediation: A general analytical framework using moderated path analysis. Psychological Methods, 12(1), 1-22. https://doi.org/10.1037/1082-989X.12.1.1

[17] Hayes, A. F. (2022). Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A

regression-based approach(3rd ed.). Guilford Press.

[18] International Labour Organization. (2015). Guidelines for a just transition towards environmentally sustainable economies and societies for all. Geneva: International Labour Office.

[19] Wang, X., & Lo, K. (2022). Political economy of just transition: Disparate impact of coal mine closure on state-owned and private coal workers in Inner Mongolia, China. Energy Research & Social Science, 90, 102585. https://doi.org/10.1016/j.erss.2022.102585

[20] Blankenship, B., Aklin, M., Urpelainen, J., & Nandan, V. (2022). Jobs for a just transition: Evidence on coal job preferences from India. Energy Policy, 165, 112910. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2022.112910

[21] Sharma, V., Loginova, J., Zhang, R., Kemp, D., & Shi, G. (2023). How do past global experiences of coal phase-out inform China's domestic approach to a just transition? Sustainability Science, 18, 2059-2076. https://doi.org/10.1007/s11625-023-01312-5

[22] 박경원, 이지웅(2023). 전력산업의 정의로운 전환: 독일 탈석탄 사례를 중심으로. 『한국기후변화학회지』, 14(6), 699-713. https://doi.org/10.15531/KSCCR.2023.14.6.699

[23] Rud, J. P., Simmons, M., Toews, G., & Aragon, F. (2024). Job displacement costs of phasing out coal. Journal of Public Economics, 236, 105167. https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2024.105167

새론상담심리교육연구
The Journal of Saeron Counseling, Psychology and Education
Vol. 5, No. 3, pp. 66-82
https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.66

학교 밖 청소년의 부모애착과 또래애착의 관계: 자아존중감의 매개효과와 우울의 조절된 매개효과

이태겸[1]
[1]박사과정 수료, 인문카운슬링학과, 경북대학교, poli131@naver.com

The Relationship Between Parental Attachment and Peer Attachment Among Out-of-School Youth: The Mediating Effect of Self-Esteem and the Moderated Mediation Effect of Depression

Taegyeom Lee[1]
[1]Doctoral Candidate, Department of Human Counseling, Kyungpook National University, poli131@naver.com

초 록: 본 연구는 학교 밖 청소년의 부모애착과 또래애착의 관계에서 자아존중감의 간접효과와 우울의 조절된 매개효과를 검증하였다. 이를 위해 학교 밖 청소년 패널조사 2017년 5차년도 조사에 참여한 학업중단 경험 청소년 318명의 자료를 활용하여 PROCESS Macro Model 7을 적용하였다. 분석 결과, 부모애착과 또래애착의 관계에서 자아존중감을 통한 간접효과가 유의하였으며, 부모애착과 자아존중감 간의 관계에서 우울의 조절효과가 유의하였다. 구체적으로 우울 수준이 높아질수록 부모애착과 자아존중감 간의 정적 관계가 약화되었다. 또한 자아존중감을 통한 부모애착과 또래애착 간의 조건부 간접효과는 우울 수준이 낮거나 평균 수준인 경우 유의하였으나, 높은 경우에는 유의하지 않았으며, 조절된 매개효과 지수도 유의하였다. 이러한 결과는 학교 밖 청소년의 부모애착과 또래애착 간의 관계를 이해하는 데 자아존중감과 우울 수준을 함께 고려하는 것이 중요함을 시사한다.

핵심어: 학교 밖 청소년, 부모애착, 또래애착, 자아존중감, 우울, 조절된 매개효과

Abstract: This study examined the indirect effect of parental attachment on peer attachment through self-esteem and whether this indirect effect varied according to the level of depression among out-of-school youth. Data from 318 youth with school dropout experience who participated in the fifth wave (2017) of the Out-of-School Youth Panel Survey were analyzed using PROCESS Macro Model 7. The results showed a significant indirect effect of parental attachment on peer attachment through self-esteem, and depression significantly moderated the association between parental attachment and self-esteem. Specifically, the positive association between parental attachment and self-esteem weakened as the level of depression increased. The conditional indirect effect of parental attachment on peer attachment through self-esteem was significant at low and mean levels of depression, but not at a high level, and the index of moderated mediation was significant. These findings highlight the importance of considering both self-esteem and depression in understanding the association between parental and peer attachment among out-of-school youth.

Keywords: Out-of-School Youth, Parental Attachment, Peer Attachment, Self-Esteem, Depression, Moderated Mediation Effect

Received 27 August 2026, Revised 31 August 2026
Accepted 10 September 2026
Corresponding Author: Taegyeom Lee
(Department of Human Counseling, Kyungpook National University)
Email: poli131@naver.com
e-ISSN: 2951-259X

© Saeron Counseling, Psychology and Education Association. All rights reserved. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (http://creative commons.org/licenses/by-nc/3.0), which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.66

1. 서론

청소년기는 또래와의 상호작용이 확대되고 사회적 관계를 형성해 나가는 시기로, 또래관계는 청소년의 사회적·정서적 발달의 중요한 맥락으로 기능한다[1]. 학교는 청소년이 또래와 지속적으로 상호작용하며 사회적 관계망을 경험하는 주요 생활환경 중 하나이다[2]. 따라서 학교를 떠나는 경험은 교육환경의 변화뿐 아니라 일상적인 또래관계와 사회적 관계망의 변화와도 연결될 수 있다. 실제로 「2023 학교 밖 청소년 실태조사」에서는 학교를 그만둔 이후 새로운 친구 만들기의 어려움, 학교 친구와의 관계 단절, 혼자라는 불안 등이 주요 어려움으로 보고되었으며, 학교를 그만둔 것을 후회한 이유에서도 친구를 사귈 기회의 감소와 소속감의 부재가 주요하게 나타났다[3]. 이는 학교 밖 청소년의 경험을 학업중단이나 학업복귀의 문제에 한정하기보다, 변화된 환경에서의 심리·사회적 적응과 사회적 관계의 형성 및 유지까지 포함하여 살펴볼 필요가 있음을 보여준다. 또한 학교 밖 청소년은 학업중단의 배경과 이후의 적응 양상에서 이질성을 보이며[4,5], 성인기로 이행하는 과정에서 학업중단의 의미와 적응 경험 역시 변화할 수 있는 것으로 보고되고 있다[6]. 이러한 점에서 학교 밖 청소년의 특성을 이해하기 위해서는 학업중단 이후부터 성인기로의 이행 과정에서 경험하는 사회적 관계와 심리적 특성을 함께 살펴볼 필요가 있다.

이러한 맥락에서 학교 밖 청소년의 또래관계를 이해하는 데 주목할 수 있는 개념이 또래애착이다. 또래애착은 또래와의 관계에서 경험하는 신뢰, 의사소통 및 소외를 포괄하는 관계의 질을 의미한다[7]. 학교 밖 청소년을 대상으로 한 연구에서도 또래애착은 생활만족도 및 우울과 관련되는 것으로 나타났다[8]. 또래관계에서 경험하는 이러한 특성은 이전부터 형성되어 온 관계 경험과도 연결될 수 있다. 애착이론에 따르면 부모와의 반복적인 상호작용을 토대로 형성되는 내적작동모델은 자신과 타인에 대한 기대와 표상을 조직하며, 이후 관계를 인식하고 경험하는 데 중요한 준거로 기능한다[9]. 부모애착과 또래애착 간의 정적 관련성은 메타분석에서 확인되었고[10], 체계적 문헌고찰에서도 부모애착이 청소년기의 긍정적인 또래관계와 관련되는 것으로 보고되었다[11]. 이는 부모와 또래라는 서로 다른 관계 맥락이 완전히 독립되어 있기보다 서로 연관될 가능성을 보여준다.

부모애착과 또래애착 사이의 관계를 이해하는 데에는 자아존중감과 같은 자기평가적 특성도 주목할 필요가 있다. 자아존중감은 자신에 대한 전반적인 가치평가를 의미하며[12], 사회계측기 이론에서는 자신이 타인에게 수용되고 관계적으로 가치 있는 존재인지에 대한 지각과 자아존중감을 연결하여 설명한다[13]. 이러한 관점에서 부모와의 긍정적인 관계 경험은 자신에 대한 평가와 연관될 수 있으며, 자기평가는 다시 다른 대인관계를 경험하는 방식과 관련될 가능성이 있다. 국내 종단연구에서도 부모애착, 자아존중감 및 또래애착 간의 시간적 관련성이 보고되어[14], 세 변인을 하나의 관계적·심리적 맥락에서 살펴볼 경험적 근거를 제공한다. 따라서 부모애착과 또래애착의 관계를 이해하는 과정에서 자아존중감이 어떠한 역할을 하는지 검토할 필요가 있다.

한편, 부모애착과 자아존중감 간의 관계는 개인의 심리·정서적 상태와 함께 살펴볼 필요가 있다. 우울은 자신과 타인 및 주변 경험에 대한 부정적인 인지와 편향된 정보처리와 관련되며[15], 이러한 특성은 자신에 대한 평가와 대인관계 경험을 인식하는 방식에도 관련될 가능성이 있다. 또한 학교 밖 청소년의 우울 관련 변인을 종합한 체계적 문헌고찰에서는 자아존중감과 부모·또래애착이 우울과 관련되는 주요 심리·관계적 요인으로 보고되었다[16]. 이러한 이론적·경험적 배경을 고려하면, 부모애착과 자아존중감 간의 관계가 개인의 우울 수준에 따라 상이하게 나타나는지 검토할 필요가 있다.

나아가 자아존중감이 부모애착과 또래애착의 관계에 관여하고 부모애착과 자아존중감 간의 관계가 우울 수준에 따라 달라진다면, 자아존중감을 통한 간접효과 역시 우울 수준에 따라 차이를 보일 가능성이 있다. 이에 본 연구는 학교 밖 청소년을 대상으로 부모애착과 또래애착의 관계에서 자아존중감을 통한 간접효과를 확인하고, 부모애착과 자아존중감 간의 관계에서 우울의 조절효과와 이에 따른 조절된 매개

효과를 검증하고자 한다. 이를 통해 학교 밖 청소년의 또래애착을 부모와의 관계 경험, 자기평가 및 심리·정서적 상태가 함께 관련되는 맥락에서 이해하고자 한다.

2. 이론적 배경

2.1 학교 밖 청소년의 부모애착

부모와의 반복적인 관계 경험은 자신과 타인에 대한 표상을 형성하는 중요한 맥락이 된다. 애착이론에서 내적작동모델(internal working model)은 자신과 타인 및 관계에 대한 기대를 포함하는 표상체계로, 애착대상과의 지속적인 상호작용을 토대로 형성된다[9]. 여기에는 애착대상이 필요할 때 접근 가능하고 반응할 것인지에 대한 기대와 자신이 타인에게 수용되고 보호받을 만한 존재인지에 대한 표상이 포함된다. 이러한 표상은 이후 대인관계를 인식하고 해석하는 데 하나의 준거로 기능할 수 있다.

청소년기에서 성인기로 이행하는 과정에서는 자율성과 독립성이 확대되면서 부모와의 관계 역시 변화한다. 그러나 이러한 변화가 부모와의 관계 경험이 더 이상 중요하지 않음을 의미하는 것은 아니다. 청소년기 애착은 자율성의 확대와 함께 재조직되며[20], 청소년기부터 성인기까지 부모와의 지지적 상호작용이 애착안정성의 변화와 관련된다는 종단연구 결과도 보고되고 있다[21]. 따라서 부모와의 관계는 성인기로 이행하는 과정에서도 개인의 관계 경험을 이해하는 하나의 발달적 맥락으로 볼 수 있다.

본 연구의 분석 대상은 18~23 세로 후기 청소년기에서 성인기 이행기에 걸쳐 있다. 이에 부모애착을 청소년기의 의존적 관계에만 한정하기보다, 성인기로 이행하는 과정에서 지속되는 부모와의 긍정적인 관계 경험으로 이해할 필요가 있다. 또한 본 연구에서 활용한 패널 문항은 부모의 정서적·경제적 지원을 중심으로 구성되어 있으므로, 본 연구에서의 부모애착은 이러한 지원적 관계 경험을 반영하는 지표의 범위에서 해석하였다.

2.2 학교 밖 청소년의 또래애착

청소년기는 또래와 보내는 시간이 증가하고 또래관계의 비중이 확대되는 시기로, 또래관계는 사회적·정서적 발달과 적응의 중요한 맥락을 이룬다[1]. Armsden 과 Greenberg [7]는 또래애착을 또래관계에서 경험하는 신뢰(trust), 의사소통(communication), 소외(alienation)의 차원으로 구성하였다. 이러한 개념화는 또래애착이 단순히 또래와 접촉하는 빈도를 의미하는 것이 아니라, 가까운 또래와의 관계에서 경험하는 신뢰와 소통, 심리적 거리 등 관계의 질을 반영한다는 점을 보여준다.

청소년기의 발달과 함께 애착관계의 구성도 변화한다. 성장하면서 부모가 주로 담당하던 애착기능의 일부가 또래를 포함한 다른 관계로 확장될 수 있으며[17], 이는 또래가 부모를 단순히 대체한다기보다 발달에 따라 애착기능이 여러 관계에서 재조직되는 과정으로 이해할 수 있다. 또한 청소년기부터 성인기까지 또래관계에서 나타나는 협력적·자율적 상호작용과 낮은 적대성이 애착안정성의 변화와 관련되는 것으로 보고되었다[21]. 이러한 결과는 또래관계의 의미가 청소년기에 한정되지 않고 성인기로 이행하는 과정에서도 지속될 수 있음을 보여준다.

학교 밖 청소년의 또래애착은 학업중단 이후 변화하는 관계환경과도 함께 살펴볼 필요가 있다. 학교 밖 청소년의 경험을 다룬 질적연구에서는 학업중단이 개인적 요인에만 국한되지 않고 가족, 친구, 교사 및 지역사회와의 관계 경험과 연결되어 있는 것으로 나타났다[18,19]. 따라서 학교 밖 청소년의 또래관계는 학교라는 일상적 관계환경의 변화 속에서 형성되고 유지되는 관계 경험이라는 점을 고려할 필요가

있다. 본 연구에서는 패널 문항의 특성을 감안하여 또래애착을 가까운 또래와의 관계에서 경험하는 신뢰와 이해 등 긍정적인 관계 경험을 반영하는 지표로 한정하여 해석하였다.

2.3 부모애착과 또래애착의 관계

부모애착과 또래애착은 관계대상과 구체적인 상호작용의 맥락에서는 구별되지만 완전히 독립적인 관계로 보기 어렵다. 애착이론에 따르면 부모와의 반복적인 상호작용을 통해 형성된 자신과 타인에 대한 기대와 표상은 이후 새로운 관계를 인식하고 경험하는 방식과 관련될 수 있다[9]. 따라서 부모애착과 또래애착의 관계는 부모와의 관계가 또래관계에 그대로 반복된다는 의미보다, 이전 관계 경험을 통해 형성된 관계에 대한 기대와 표상이 새로운 대인관계를 경험하는 방식과 연관될 수 있다는 관점에서 이해하는 것이 적절하다.

이러한 관련성은 경험적 연구에서도 확인되어 왔다. Gorrese 와 Ruggieri [10]의 메타분석에서는 부모애착과 또래애착 간에 유의한 정적 관련성이 나타났다. 또한 청소년기에는 부모가 여전히 중요한 애착대상으로 기능하는 가운데 자율성이 확대되고 또래관계의 비중이 증가하면서, 부모와 또래가 서로 구별되면서도 개인의 애착체계에서 중요한 관계로 기능할 수 있다[20]. Allen 등 [21]의 종단연구에서도 부모의 지지적 상호작용과 또래관계에서의 협력적·자율적 특성이 청소년기에서 성인기로 이어지는 애착안정성의 변화와 관련되는 것으로 나타났다.

이러한 연구들은 부모와 또래의 관계 경험이 청소년기에서 성인기로 이행하는 과정에서 서로 연관될 수 있음을 보여준다. 특히 본 연구의 대상이 후기 청소년기에서 성인기 이행기에 걸쳐 있다는 점을 고려하면, 두 관계를 어느 한쪽이 다른 쪽을 일방적으로 결정하는 구조로 보기보다 서로 다른 관계 맥락에서 경험되는 긍정적 관계 특성 사이의 연관성으로 이해할 필요가 있다. 이러한 관계적 연관성을 보다 구체적으로 설명하기 위해서는 부모와 또래라는 서로 다른 관계 맥락 사이에서 개인의 자기평가가 갖는 의미를 함께 살펴볼 필요가 있다.

2.4 부모애착과 또래애착의 관계에서 자아존중감의 매개역할

자아존중감은 개인이 자신에 대해 갖는 전반적인 가치평가를 의미한다[12]. 사회계측기 이론(sociometer theory)에 따르면 자아존중감은 자신이 타인에게 수용되고 관계적으로 가치 있는 존재인지를 반영하는 심리적 지표로 이해할 수 있다[13]. 이러한 관점은 자기평가가 개인 내부에서 독립적으로 형성되기보다 중요한 타인과의 관계 경험과 관련될 수 있음을 설명하는 이론적 근거를 제공한다.

부모와의 애착관계는 이러한 자기평가와 연관되는 중요한 관계 맥락이다. 부모와의 안정적인 관계 경험은 자신을 가치 있고 수용될 만한 존재로 평가하는 것과 관련될 수 있다. Keizer 등 [22]의 종단연구에서는 어머니와의 애착관계의 질이 긍정적으로 변화할수록 남녀 청소년 모두의 자아존중감도 긍정적으로 변화하였으며, 아버지와의 애착관계의 변화는 딸의 자아존중감 변화와 관련되는 것으로 나타났다. 이는 부모와의 애착관계와 자아존중감이 시간의 흐름에 따라 서로 관련되어 변화할 수 있음을 보여준다.

자아존중감은 또래애착과도 시간적으로 관련될 수 있다. 임효진 등 [23]은 자기회귀교차지연모형을 적용하여 이전 시점의 자아존중감이 이후 시점의 또래애착을 예측한 반면, 또래애착에서 이후 자아존중감으로 이어지는 교차지연경로는 유의하지 않았다고 보고하였다. 또한 Lim [24]의 3 시점 종단연구에서는 자아존중감이 역기능적 양육과 또래애착 간의 관계를 매개하는 것으로 나타났으며, 그 매개양상은 성별에 따라 일부 차이를 보였다. 역기능적 양육은 부모애착과 동일한 개념이 아니므로 이 결과를 본 연구의 경로에 직접 적용할 수는 없지만, 부모의 관계적·양육적 특성과 또래애착 사이에서 자아존중감이 매개적 역할을 할 수 있음을 시사하는 보완적 근거가 된다.

다만 부모애착과 또래애착의 관계에서 자아존중감의 매개역할을 직접 검증한 연구는 상대적으로 제한적이다. 그럼에도 중요한 타인으로부터의 수용과 자기평가를 연결하는 이론적 관점[13], 부모애착과 자아존중감의 종단적 관련성[22], 자아존중감과 이후 또래애착 간의 관계[23], 그리고 부모의 양육특성과 또래애착 사이에서 나타난 자아존중감의 종단적 매개효과[24]는 부모애착과 또래애착의 관계에서 자아존중감의 역할을 검토할 근거를 제공한다. 따라서 본 연구에서는 자아존중감을 두 관계 사이의 시간적·인과적 기제로 전제하기보다, 부모애착과 또래애착 간의 관계를 설명하는 데 관여할 수 있는 자기평가적 요인으로 설정하고, 자아존중감을 통한 간접효과를 검증하였다.

2.5 우울의 조절역할과 조절된 매개효과

자아존중감과 우울은 시간의 흐름에 따라 상호 관련되는 심리·정서적 특성이다. Sowislo 와 Orth [25]의 종단연구 메타분석에서는 낮은 자아존중감이 이후 우울을 예측하는 경로와 우울이 이후 자아존중감을 예측하는 경로가 모두 확인되었으며, 자아존중감에서 우울로 이어지는 효과가 반대 방향보다 상대적으로 크게 나타났다. 이는 자아존중감과 우울 사이에 양방향의 종단적 관련성이 존재하며, 우울 역시 이후의 자기평가와 관련될 수 있음을 보여준다.

부모의 양육특성도 자아존중감 및 우울과 관련되는 것으로 보고되고 있다. Dabiriyan Tehrani 등 [26]은 53 개 연구와 74 개 독립표본을 종합한 메타분석에서 부모지지와 권위적·행동적 통제가 자아존중감과 정적으로, 심리적 통제는 부적으로 관련되었으며, 자아존중감은 우울증상과 부적으로 관련되는 것으로 보고하였다. 또한 여러 양육특성과 우울증상 간의 관계에서 자아존중감을 통한 간접효과가 확인되었다[26]. 다만 이 연구에서 다룬 부모지지 및 양육특성은 본 연구의 부모애착과 동일한 개념이 아니므로, 해당 결과는 부모와의 관계적 특성, 자아존중감 및 우울이 서로 관련될 수 있음을 보여주는 보완적 경험적 근거로 이해하는 것이 적절하다.

이러한 연구들은 부모애착과 자아존중감 간의 관계를 이해할 때 개인의 우울 수준을 함께 살펴볼 필요성을 제기한다. 인지적 관점에서 우울은 자신과 타인 및 주변 경험에 대한 부정적인 인지와 편향된 정보처리와 관련된다[15]. 따라서 우울과 관련된 이러한 인지적 특성이 부모와의 긍정적인 관계 경험을 지각하고 이를 자기평가와 연결하는 과정과 연관될 가능성을 이론적으로 가정할 수 있다. 다만 이는 Beck 의 인지이론[15]에서 부모애착과 자아존중감 간의 조절관계가 직접 검증되었다는 의미가 아니라, 우울의 조건적 역할을 설정하기 위한 이론적 추론이다.

본 연구에서는 이러한 점을 고려하여 우울을 부모애착이나 자아존중감의 원인 또는 결과로 인과적으로 전제하지 않고, 부모애착과 자아존중감 간의 관계가 개인의 심리·정서적 상태에 따라 상이하게 나타나는지를 검토하는 조절변수로 설정하였다. 우울이 이후의 자아존중감과 종단적으로 관련될 수 있다는 결과[25]와 부모의 관계적·양육적 특성, 자아존중감 및 우울 간의 연관성을 보여주는 메타분석 결과[26]를 고려하면, 부모애착과 자아존중감 간의 정적 관계 역시 우울 수준에 따라 차이를 보일 가능성이 있다. 그러나 기존 연구에서 본 연구와 동일한 변인구성과 방향으로 우울의 조절효과를 직접 검증한 근거는 제한적이므로, 이러한 가능성은 경험적으로 확인할 필요가 있다.

나아가 자아존중감을 통한 부모애착과 또래애착 간의 간접효과를 전제로 할 때, 그 간접경로의 첫 단계인 부모애착과 자아존중감 간의 관계가 우울 수준에 따라 달라진다면 조건부 간접효과 역시 우울 수준에 따라 상이하게 나타날 수 있다. 즉, 본 연구에서 검증하는 조절된 매개효과는 부모애착에서 자아존중감으로 이어지는 관계가 우울 수준에 의해 조건화됨으로써, 자아존중감을 통한 부모애착과 또래애착 간의 간접효과가 우울 수준에 따라 상이하게 나타나는지를 확인하는 데 초점을 둔다.

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.66

2.6 연구의 목적

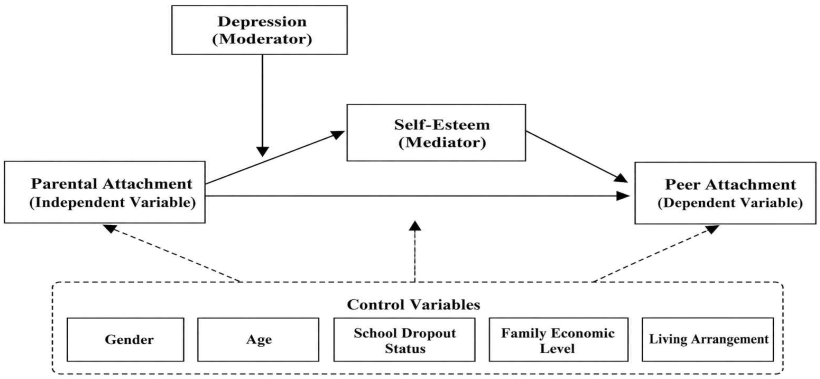
본 연구는 학교 밖 청소년의 또래애착을 이해하기 위해 부모애착과 또래애착 간의 관계에서 자아존중감을 통한 간접효과를 확인하고, 부모애착과 자아존중감 간의 관계 및 그에 따른 간접효과가 우울 수준에 따라 상이하게 나타나는지를 검증하고자 하였다. 이를 위한 연구문제는 다음과 같다.

첫째, 부모애착은 학교 밖 청소년의 또래애착과 관련되는가?

둘째, 부모애착과 또래애착의 관계에서 자아존중감을 통한 간접효과는 유의한가?

셋째, 부모애착과 자아존중감의 관계는 우울 수준에 따라 달라지는가?

넷째, 부모애착과 또래애착의 관계에서 자아존중감을 통한 간접효과는 우울 수준에 따라 달라지는가?



[Figure 1] Research Model

3. 연구 방법

3.1 연구 대상

본 연구는 한국청소년정책연구원이 구축한 학교 밖 청소년 패널조사의 2017 년 5 차년도 자료를 활용하였다[27]. 본 연구에서는 해당 자료에 포함된 부모와 또래의 관계 경험, 자아존중감 및 우울 관련 변인을 활용하여 이들 간의 조건적 관련성을 검토하였다. 학교 밖 청소년 패널조사는 학업중단 경험이 있는 청소년의 심리·사회적 특성과 적응 양상을 파악하기 위해 구축된 종단조사이다. 조사 대상은 2012 년 7 월 이후 정규 중학교 또는 일반계·특성화고등학교에서 학업중단을 경험한 청소년이며, 패널 이탈 등에 따른 부족 표본은 직업훈련기관, 대안교육기관, 상담복지센터 및 온라인 모집을 통해 보완하였다.

본 연구의 분석 대상은 학교 밖 청소년 패널조사에 구축된 학업중단 경험 청소년 중 2017 년 5 차년도 조사에 참여한 318 명이다. 분석 대상자의 연령은 18~23 세로, 후기 청소년기에서 성인기 이행기에 걸쳐 있었다. 따라서 본 연구에서 ‘학교 밖 청소년’은 조사 시점의 연령만을 기준으로 한 명칭이라기보다, 학교 밖 청소년 패널에 구축되어 추적된 학업중단 경험 집단을 지칭하는 용어로 사용하였다. 연구 결과의 해석에서는 이러한 표본의 발달적 특성을 함께 고려하였다. 주요 변인의 결측치를 확인한 결과 결측치는 없었으며, 최종적으로 318 명 전원을 분석에 활용하였다. 연구 대상자의 인구사회학적 특성은 <Table 1>에 제시하였다.

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.66

<Table 1> Sociodemographic Characteristics of the Participants (N = 318)

Variable	Category	*n*	%
Gender	Male	167	52.5
	Female	151	47.5
Age	18 years	15	4.7
	19 years	29	9.1
	20 years	87	27.4
	21 years	112	35.2
	22 years	68	21.4
	23 years	7	2.2
School Dropout/ Reentry Status	Dropped Out of Middle/High School	145	45.6
	Enrolled in Middle/High School	9	2.8
	Graduated from High School	19	6.0
	Enrolled in College/University	118	37.1
	Graduated from College/University	16	5.0
	Dropped Out of College/University	11	3.5
Family Economic Status	Very Poor	10	3.1
	Poor	112	35.2
	Average	134	42.1
	Well-off	45	14.2
	Very Well-off	17	5.3
Living Arrangement	No Response	4	1.3
	Living with Parents	223	70.1
	Living Independently from Parents	47	14.8
	Temporarily Living Apart from Parents	44	13.8

Note. Percentages are rounded to one decimal place; therefore, the total may not equal 100%.

3.2 측정 도구

3.2.1 독립변수: 부모애착

부모애착은 학교 밖 청소년 패널조사에서 사용한 부모의 정서적·경제적 지원 문항을 활용하여 측정하였다[27]. 해당 문항은 최인재 [28]의 부모지원 문항을 바탕으로 구성되었으며, 본 연구에서는 정서적 지원 5문항과 경제적 지원 3문항의 총 8문항을 사용하였다. 대표 문항으로는 “부모님은 나를 잘 알고 이해해 주신다”, “부모님은 내가 경제적인 걱정 없이 생활하게 해 주신다” 등이 있다. 각 문항은 4점 Likert 척도(1=전혀 그렇지 않다, 4=매우 그렇다)로 측정하였으며, 점수가 높을수록 부모로부터 지각하는 정서적·경제적 지원 수준이 높은 것을 의미한다. 본 연구에서 척도의 내적 합치도(Cronbach’s α)는 .94였다. 다만 본 연구에서 사용한 부모애착은 패널 자료의 문항 구성을 고려하여 정서적·경제적 지원을 중심으로 한 부모와의 긍정적 관계 경험을 반영하는 지표로 한정하여 해석하였다.

3.2.2 종속변수: 또래애착

또래애착은 또래와의 관계에서 지각하는 신뢰와 이해 등 긍정적인 관계 경험의 수준으로 조작적으로 정의하였다. 이를 측정하기 위해 학교 밖 청소년 패널조사에서 사용한 또래애착 문항을 활용하였다[27]. 본 연구에서는 총 3 문항을 사용하였으며, 대표 문항으로는 “내 친구들은 나를 잘 이해해 준다”, “나는 내 친구들을 믿는다” 등이 있다. 각 문항은 4 점 Likert 척도(1=전혀 그렇지 않다, 4=매우 그렇다)로 측정하였으며, 점수가 높을수록 또래애착 수준이 높은 것을 의미한다. 본 연구에서 척도의 내적 합치도(Cronbach’s α)는 .87 이었다. 다만 본 연구에서 사용한 또래애착은 패널 자료의 문항 구성을 고려하여 또래관계에서 지각하는 신뢰와 이해 등 긍정적인 관계 경험을 반영하는 지표로 한정하여 해석하였다.

3.2.3 매개변수: 자아존중감

자아존중감은 자신에 대한 전반적인 긍정적 평가의 수준으로 조작적으로 정의하였다. 이를 측정하기 위해 학교 밖 청소년 패널조사의 자아존중감 문항을 활용하였다[27]. 본 연구에서는 총 8 문항을 사용하였으며, 대표 문항으로는 “스스로 장점이 많다고 느낀다” 등이 있다. 각 문항은 4 점 Likert 척도(1=전혀 그렇지 않다, 4=매우 그렇다)로 측정하였으며, 점수가 높을수록 자아존중감 수준이 높은 것을 의미한다. 본 연구에서 척도의 내적 합치도(Cronbach’s α)는 .90 이었다.

3.2.4 조절변수: 우울

우울은 현재 경험하는 우울 관련 심리·정서적 증상의 수준으로 조작적으로 정의하였다. 이를 측정하기 위해 학교 밖 청소년 패널조사에서 사용한 우울 문항을 활용하였다[27]. 본 연구에서는 총 10 문항을 사용하였으며, 대표 문항으로는 “기운이 별로 없다”, “걱정이 많다” 등이 있다. 각 문항은 4 점 Likert 척도(1=전혀 그렇지 않다, 4=매우 그렇다)로 측정하였으며, 점수가 높을수록 우울 수준이 높은 것을 의미한다. 본 연구에서 척도의 내적 합치도(Cronbach’s α)는 .88 이었다.

3.3 분석 방법

본 연구는 SPSS Statistics 21.0 과 PROCESS Macro version 4.1 을 활용하여 자료를 분석하였다. 먼저 주요 변인의 기술통계와 분포 특성을 확인하기 위해 평균, 표준편차, 왜도 및 첨도를 산출하였으며, 측정 도구의 내적 합치도를 검토하기 위해 Cronbach’s α 계수를 산출하였다. 다음으로 부모애착, 자아존중감, 우울 및 또래애착 간의 관련성을 확인하기 위해 Pearson 의 적률상관분석을 실시하였다.

부모애착이 자아존중감을 통해 또래애착과 관련되는 간접효과와 부모애착과 자아존중감 간의 관계에 대한 우울의 조절효과를 통합적으로 검증하기 위해 PROCESS Macro version 4.1 의 Model 7 을 적용하였다. Model 7 은 독립변수가 매개변수에 미치는 경로가 조절변수의 수준에 따라 달라지는 조절된 매개모형이다[29]. 연구 대상자의 개인적 특성과 학업 및 생활환경의 차이를 고려하기 위해 성별, 연령, 중단·복교상태, 가정경제수준 및 거주형태를 통제변수로 투입하였다. 성별과 연령은 개인적 특성, 중단·복교상태는 학업 및 성인기로의 이행 상태, 가정경제수준과 거주형태는 가족·생활환경의 특성을 고려하기 위한 변수로 포함하였다. 자아존중감을 통한 간접효과를 확인하고, 부모애착과 자아존중감 간의 관계에 대한 우울의 조절효과와 우울 수준에 따른 조건부 간접효과 및 조절된 매개효과 지수를 검증하였다. 간접효과와 조절된 매개효과의 통계적 유의성은 5,000 회의 부트스트랩 재표집을 통해 산출한 95% 신뢰구간을 기준으로 판단하였으며, 신뢰구간에 0 이 포함되지 않을 경우 통계적으로 유의한 것으로 판단하였다[30].

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.66

4. 연구 결과

4.1 기술통계 및 상관분석

본 연구에서 사용한 주요 변인의 기술통계와 상관분석 결과는 <Table 2>에 제시하였다. 주요 변인의 분포 특성을 확인하기 위해 왜도와 첨도를 검토한 결과, 왜도는 -.562∼.063, 첨도는 .213∼1.906 의 범위로 나타났다. 이는 West 등 [31]이 제시한 왜도 절대값 2 와 첨도 절대값 7 의 기준을 모두 하회하여, 주요 변인의 분포에서 심각한 비정규성을 시사하는 수준은 아닌 것으로 판단하였다.

주요 변인 간의 관련성을 확인하기 위해 Pearson 의 적률상관분석을 실시한 결과, 모든 변인 간의 상관은 통계적으로 유의하였다($p < .01$). 부모애착은 자아존중감 및 또래애착과 정적 상관을 보였으며, 우울과는 부적 상관을 보였다. 자아존중감은 또래애착과 정적 상관을 보였으며, 우울과는 부적 상관을 보였다. 또한 또래애착은 우울과 부적 상관을 보였다.

<Table 2> Descriptive Statistics and Correlations Among the Study Variables (N = 318)

	1	2	3	4
Parental Attachment	1			
Self-Esteem	.352**	1		
Depression	-.358**	-.539**	1	
Peer Attachment	.336**	.414**	-.343**	1
Mean (M)	2.85	2.97	2.07	3.11
Standard Deviation (SD)	.59	.50	.57	.56
Skewness	-.351	-.117	.063	-.562
Kurtosis	.902	1.259	.213	1.906

Note. $^{**}p < .01$

4.2 부모애착과 또래애착의 관계에서 자아존중감을 통한 간접효과

학교 밖 청소년의 부모애착과 또래애착의 관계에서 자아존중감을 통한 간접효과를 확인하기 위해 PROCESS Macro 의 Model 7 을 적용하였다. 분석에는 성별, 연령, 중단・복교상태, 가정경제수준 및 거주형태를 통제변수로 투입하였으며, 회귀분석 결과는 <Table 3>에, 부트스트랩을 이용한 간접효과 검증 결과는 <Table 4>에 제시하였다.

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.66

<Table 3> Regression Analysis Results for Parental Attachment, Self-Esteem, and Peer Attachment

Variable	*B*	*SE*	*t*	*p*	LLCI	ULCI
Mediator Model (Dependent Variable: Self-Esteem)						
Constant	2.685	.450	5.972	< .001	1.800	3.570
Parental Attachment	.133	.046	2.908	.004	.043	.223
Outcome Model (Dependent Variable: Peer Attachment)						
Constant	1.938	.566	3.423	.001	.824	3.052
Parental Attachment	.240	.055	4.347	< .001	.132	.349
Self-Esteem	.407	.061	6.702	< .001	.288	.527

Note. Gender, age, school dropout/reentry status, family economic status, and living arrangement were controlled for.

먼저 <Table 3>의 매개변수 모형에서 부모애착은 자아존중감과 유의한 정적 관련성을 보였다(B = .133, SE = .046, t = 2.908, p = .004, 95% CI = [.043, .223]). 종속변수 모형에서는 부모애착(B = .240, SE = .055, t = 4.347, p < .001, 95% CI = [.132, .349])과 자아존중감(B = .407, SE = .061, t = 6.702, p < .001, 95% CI = [.288, .527])이 모두 또래애착과 유의한 정적 관련성을 보였다.

다음으로 <Table 4>의 부트스트랩을 이용한 간접효과 검증 결과, 부모애착이 또래애착에 미치는 직접효과는 .240(95% CI = [.132, .349])으로 유의하였다. 우울이 평균 수준일 때 자아존중감을 통한 조건부 간접효과는 .054(95% CI = [.006, .110])로 나타났으며, 95% 부트스트랩 신뢰구간에 0 이 포함되지 않아 통계적으로 유의하였다. 따라서 우울이 평균 수준일 때 자아존중감을 통한 부모애착과 또래애착 간의 조건부 간접효과가 통계적으로 유의하였다.

<Table 4> Conditional Indirect Effect of Parental Attachment on Peer Attachment Through Self-Esteem

Effect	Effect	*SE*	LLCI	ULCI
Direct Effect	.240	.055	.132	.349
Conditional Indirect Effect	.054	.026	.006	.110

Note. The conditional indirect effect was estimated at the mean (M) of depression.

4.3 부모애착과 자아존중감의 관계에서 우울의 조절효과

부모애착과 자아존중감의 관계에서 우울의 조절효과를 검증하기 위해 PROCESS Macro 의 Model 7 을 적용하였다. 성별, 연령, 중단・복교상태, 가정경제수준 및 거주형태를 통제변수로 투입하였으며, 분석 결과는 <Table 5>에 제시하였다.

<Table 5> Moderating Effect of Depression on the Relationship Between Parental Attachment and Self-Esteem

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.66

Variable	*B*	*SE*	*t*	*p*	LLCI	ULCI
Constant	2.685	.450	5.972	< .001	1.800	3.570
Parental Attachment (X)	.133	.046	2.908	.004	.043	.223
Depression (W)	-.407	.046	-8.937	< .001	-.497	-.318
Parental Attachment × Depression	-.157	.057	-2.741	.007	-.269	-.044
Model	R^2 = .341 / F = 19.955 / p < .001					
Interaction Effect	ΔR^2 = .016 / F = 7.515 / p = .007					

Note. Gender, age, school dropout/reentry status, family economic status, and living arrangement were controlled for.

회귀모형은 통계적으로 유의하였으며(R^2 = .341, F = 19.955, p < .001), 부모애착은 자아존중감과 유의한 정적 관련성을 보였고(B = .133, SE = .046, t = 2.908, p = .004, 95% CI = [.043, .223]), 우울은 자아존중감과 유의한 부적 관련성을 보였다(B = -.407, SE = .046, t = -8.937, p < .001, 95% CI = [-.497, -.318]). 또한 부모애착과 우울의 상호작용항은 통계적으로 유의하였으며(B = -.157, SE = .057, t = -2.741, p = .007, 95% CI = [-.269, -.044]), 상호작용항에 따른 설명력의 증가는 통계적으로 유의하였다(ΔR^2 = .016, F = 7.515, p = .007).

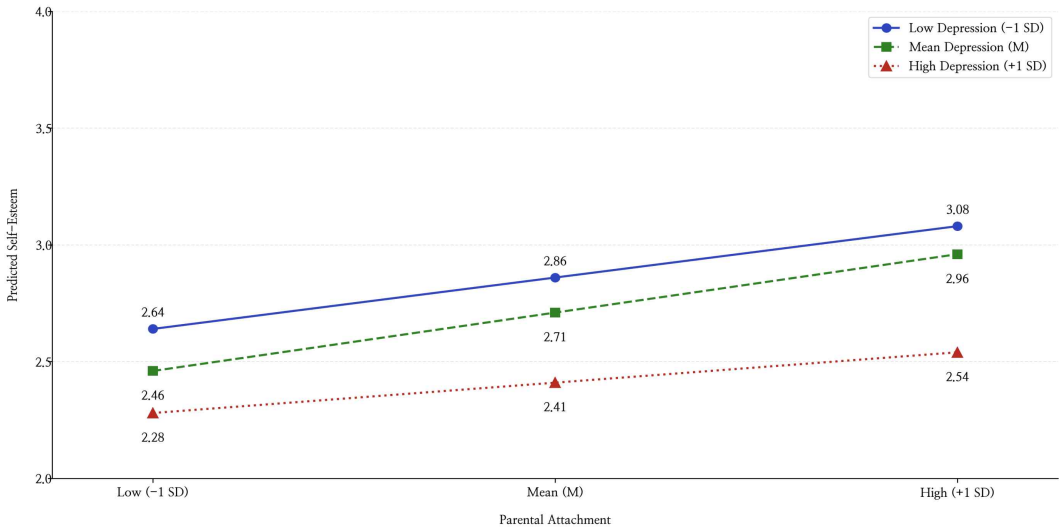
상호작용 효과를 구체적으로 확인하기 위해 우울 수준(평균 ± 1 표준편차)에 따른 조건부 효과를 분석하였으며, 결과는 <Table 6>에 제시하였다.

<Table 6> Conditional Effect of Parental Attachment on Self-Esteem at Different Levels of Depression

Depression Level (M ± 1SD)	Effect (B)	*SE*	*t*	*p*	LLCI	ULCI
-1*SD*	.222	.055	4.023	< .001	.113	.330
M	.133	.046	2.908	.004	.043	.223
+1*SD*	.044	.057	0.768	.443	-.068	.156

우울 수준이 낮은 경우(-1SD)와 평균 수준(M)에서는 부모애착과 자아존중감 간의 정적 관계가 통계적으로 유의하였다(-1SD: B = .222, p < .001; M: B = .133, p = .004). 반면, 우울 수준이 높은 경우(+1SD)에는 부모애착과 자아존중감 간의 관계가 통계적으로 유의하지 않았다(B = .044, p = .443). 이러한 결과는 [Figure 2]와 같이, 우울 수준이 높아질수록 부모애착과 자아존중감 간의 정적 관계가 약화되는 양상으로 나타났다.

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.3.66



[Figure 2] Moderation Effect of Depression on the Effect of Parental Attachment on Self-Esteem

4.4 부모애착, 자아존중감 및 또래애착의 관계에서 우울의 조절된 매개효과

부모애착이 자아존중감을 통해 또래애착과 관련되는 간접효과가 우울 수준에 따라 달라지는지를 검증하기 위해 PROCESS Macro 의 Model 7 을 적용하였다. 분석에는 성별, 연령, 중단·복교상태, 가정경제수준 및 거주형태를 통제변수로 투입하였으며, 5,000 회의 부트스트랩 재표집을 통해 산출한 95% 신뢰구간을 기준으로 조건부 간접효과와 조절된 매개효과 지수의 통계적 유의성을 검증하였다. 분석 결과는 <Table 7>과 <Table 8>에 제시하였다.

<Table 7> Conditional Indirect Effect of Parental Attachment on Peer Attachment Through Self-Esteem at Different Levels of Depression

Category	Indirect Effect	Boot *SE*	Boot LLCI	Boot ULCI	Significance
-1*SD*	.090	.034	.031	.168	Significant
M	.054	.026	.006	.109	Significant
+1*SD*	.017	.030	-.046	.075	Not Significant

<Table 8> Test of the Moderated Mediation Effect of Depression on the Relationship Between Parental Attachment and Peer Attachment

Index	Boot *SE*	Boot LLCI	Boot ULCI	Result
-.063	.034	-.142	-.004	Significant

Note. Bootstrap resampling was performed 5,000 times. The index was considered statistically significant when the 95% bootstrap confidence interval did not include zero.

먼저 우울 수준에 따른 조건부 간접효과를 분석한 결과(<Table 7>), 우울 수준이 낮은 경우(-1SD)에는 부모애착이 자아존중감을 통해 또래애착과 관련되는 간접효과가 .090(95% Bootstrap CI = [.031, .168])으로 유의하였다. 우울 수준이 평균인 경우(M)에도 간접효과는 .054(95% Bootstrap CI = [.006, .109])로 유의하였다. 반면, 우울 수준이 높은 경우(+1SD)에는 간접효과가 .017(95% Bootstrap CI = [-.046, .075])로 나타났으며, 부트스트랩 신뢰구간에 0 이 포함되어 통계적으로 유의하지 않았다.

다음으로 조절된 매개효과의 유의성을 확인하기 위해 조절된 매개효과 지수(Index of Moderated Mediation)를 검증한 결과(<Table 8>), 조절된 매개효과 지수는 -.063 이었으며, 95% 부트스트랩 신뢰구간은 [-.142, -.004]로 0 을 포함하지 않아 통계적으로 유의하였다. 종합하면, 부모애착이 자아존중감을 통해 또래애착과 관련되는 간접효과는 우울 수준에 따라 유의하게 달라졌다. 구체적으로 우울 수준이 낮거나 평균인 경우에는 간접효과가 유의했으나, 우울 수준이 높은 경우에는 유의하지 않았다. 이는 자아존중감을 통한 부모애착과 또래애착 간의 간접효과가 우울 수준에 따라 유의하게 달라졌음을 보여준다.

5. 논의 및 제언

본 연구는 학교 밖 청소년을 대상으로 부모애착과 또래애착의 관계에서 자아존중감을 통한 간접효과를 살펴보고, 부모애착과 자아존중감 간의 관계와 이에 따른 간접효과가 우울 수준에 따라 달라지는지를 검증하였다. 주요 연구 결과를 중심으로 논의하면 다음과 같다.

첫째, 부모애착은 자아존중감 및 또래애착과 정적 상관을 보였으며 우울과는 부적 상관을 나타냈다. 자아존중감은 또래애착과 정적 상관을, 우울과는 부적 상관을 보였고, 또래애착과 우울 간에도 부적 상관이 확인되었다. 부모애착과 또래애착 간의 정적 상관은 두 변인의 관련성을 종합한 Gorrese 와 Ruggieri [10]의 메타분석 결과와 맥락을 같이한다. 또한 성인진입기 여성을 대상으로 한 김누리와 신나나 [32]의 연구에서는 부모애착 수준이 높을수록 자아존중감이 높았으며, 높은 자아존중감은 낮은 우울 수준과 관련되는 것으로 나타났다. 이러한 선행연구와 본 연구의 결과를 종합하면, 부모와의 관계 경험, 자신에 대한 평가, 정서적 상태 및 또래관계가 서로 관련된 심리·관계적 특성임을 보여준다. Sowislo 와 Orth [25]의 종단연구 메타분석에서도 낮은 자아존중감이 이후 우울을 예측하는 경로와 우울이 이후 자아존중감을 예측하는 경로가 모두 확인되었으며, 전자의 효과가 상대적으로 더 크게 나타났다. 다만 본 연구의 상관분석은 변인 간 관계의 정도와 방향을 나타내는 것이므로, 이를 시간적 선후나 인과관계로 해석하는 데에는 주의가 필요하다.

둘째, 부모애착과 자아존중감 간의 정적 관계는 우울 수준에 따라 상이하게 나타났다. 우울 수준이 낮거나 평균인 경우에는 두 변인 간의 관계가 유의하였으나, 높은 경우에는 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 부모와의 긍정적인 관계 경험과 자기평가 간의 관련성이 개인의 심리·정서적 상태에 따라 다르게 나타날 수 있음을 시사한다. 자아존중감과 우울의 양방향적 종단관계를 보고한 선행연구[25] 역시 두 심리적 특성을 함께 살펴볼 필요성을 뒷받침한다. 한편, 인지적 관점에서 우울은 자신과 타인 및 주변 경험에 대한 부정적인 인지와 편향된 정보처리와 관련된다[15]. 이러한 관점에서 우울과 관련된 인지적 특성은 부모와의 긍정적인 관계 경험을 지각하고 이를 자신에 대한 평가와 연결하는 과정과 연관될 가능성이 있으며, 이는 우울 수준이 높아질수록 부모애착과 자아존중감 간의 정적 관계가 약화된 본 연구 결과를 이해하는 하나의 이론적 관점을 제공한다. 그러나 이러한 설명은 횡단자료에서 나타난 조건적 관계에 대한 해석이며, 우울이 부모애착과 자아존중감 간의 관계를 인과적으로 약화시키는 심리적 기제로 확인되었다는 의미는 아니다.

셋째, 자아존중감을 통한 부모애착과 또래애착 간의 간접효과는 우울 수준에 따라 차이를 보였다. 우울 수준이 낮거나 평균인 경우에는 조건부 간접효과가 유의하였으나, 높은 경우에는 유의하지 않았으며 조절된 매개효과 지수는 통계적으로 유의하였다. 이는 부모애착, 자아존중감 및 또래애착 간의 관계를

이해할 때 우울 수준이라는 심리·정서적 조건을 함께 살펴볼 필요가 있음을 시사한다. 청소년기의 부모관계와 또래관계는 서로 완전히 독립된 관계라기보다 발달과정에서 상호 관련되는 관계적 맥락으로 이해할 수 있다. Allen 등 [21]의 종단연구에서도 청소년기부터 성인기까지 부모와 또래의 관계 특성이 애착안정성의 변화와 관련되는 것으로 나타났다. 이는 부모와 또래의 관계 경험을 발달적으로 연관된 맥락에서 이해할 수 있는 근거를 제공한다. 다만 해당 연구는 자아존중감의 매개역할이나 우울의 조절역할을 검증한 것이 아니므로 본 연구의 조건적 간접효과를 직접 설명하는 근거로 확대하여 해석하기는 어렵다. 또한 본 연구는 한 시점에서 측정한 자료를 분석하였으므로, 자아존중감을 통한 간접효과를 부모애착에서 자아존중감을 거쳐 또래애착으로 이어지는 시간적·인과적 과정이 확인된 것으로 해석해서는 안 된다. 본 결과는 설정된 모형에서 자아존중감을 통한 간접효과의 크기가 우울 수준에 따라 달라졌다는 조건적 관계의 범위에서 이해하는 것이 타당하다.

한편, 본 연구에서는 연구 대상자의 개인적 특성과 학업 및 생활환경의 차이를 고려하기 위해 성별, 연령, 중단·복교상태, 가정경제수준 및 거주형태를 공변량으로 포함하였다. 이러한 공변량을 포함한 모형에서도 우울 수준이 낮거나 평균인 경우에는 자아존중감을 통한 조건부 간접효과가 유의하였고, 조절된 매개효과 지수 역시 통계적으로 유의하였다. 이는 본 연구에서 설정한 개인적·환경적 특성을 통계적으로 고려한 분석에서도 주요 변인 간의 조건적 관계가 확인되었음을 의미한다. 다만 이러한 결과만으로 각 공변량의 영향이 완전히 배제되었다거나 다른 학교 밖 청소년 집단에서도 동일한 양상이 나타난다고 볼 수는 없다.

이상의 결과는 학교 밖 청소년의 또래관계를 이해하고 지원할 때 부모와의 관계 경험, 자아존중감 및 현재의 우울 수준을 함께 살펴볼 필요가 있음을 시사한다. 특히 우울 수준이 높은 경우에는 부모애착과 자아존중감 간의 정적 관계뿐 아니라 자아존중감을 통한 조건부 간접효과도 유의하지 않았다. 이러한 양상은 부모와의 긍정적인 관계 경험과 같은 관계적 자원의 의미를 이해할 때 개인의 심리·정서적 상태를 함께 파악할 필요가 있음을 보여준다. 따라서 상담 현장에서는 부모와의 관계, 자신에 대한 평가 및 우울 수준을 종합적으로 살펴보고, 이를 토대로 개별 청소년의 특성과 필요에 적합한 상담적 접근을 모색할 필요가 있다. 본 연구는 학교 밖 청소년의 부모애착과 또래애착 간의 관계를 자아존중감과 우울을 함께 포함한 조절된 매개모형에서 검토하였다는 데 의의가 있다. 특히 자아존중감을 통한 부모애착과 또래애착 간의 간접효과가 우울 수준에 따라 상이하게 나타남을 확인함으로써, 부모와 또래라는 서로 다른 관계 맥락과 자기평가 및 심리·정서적 상태를 하나의 분석 틀에서 함께 살펴보았다. 이는 학교 밖 청소년의 또래관계를 관계적 경험만으로 설명하기보다 개인의 자기평가와 정서적 상태가 함께 관련되는 조건적 맥락에서 이해할 필요성을 제시하였다는 점에서 의미가 있다.

이러한 의의에도 불구하고 본 연구에는 다음과 같은 한계가 있다. 첫째, 분석에 활용한 자료는 2017년에 수집되었으므로 최근 학교 밖 청소년의 생활환경과 적응 특성을 충분히 반영하지 못할 가능성이 있다. 학교 밖 청소년을 둘러싼 교육·취업 및 사회적 환경이 변화해 온 만큼, 향후에는 최근 자료와 다양한 표본을 활용하여 본 연구에서 확인된 관계가 재현되는지를 검토할 필요가 있다.

둘째, 본 연구는 종단패널 자료 가운데 한 시점의 자료를 활용한 횡단적 분석이므로 변인 간의 시간적 선후와 인과적 방향을 규명하는 데 한계가 있다. 따라서 본 연구에서 확인된 간접효과와 조절된 매개효과는 설정된 분석모형에서 나타난 조건적 관계로 해석하는 것이 적절하다. 향후에는 여러 조사시점의 자료를 활용하여 부모애착, 자아존중감, 우울 및 또래애착 간의 시간적 관계와 변화 양상을 검증할 필요가 있다.

셋째, 학교 밖 청소년은 학업중단 사유와 기간, 교육 및 취업 상태, 가족구조와 지원체계 등에서 다양한 특성을 지닐 수 있다. 따라서 본 연구에서 나타난 결과를 학교 밖 청소년 전체에 동일하게 일반화하는 데에는 주의가 필요하다. 향후 연구에서는 학업 및 성인기 이행상태와 가족·생활환경 등의 특성을

보다 세분화하여 집단 간 차이를 검토하고, 주요 변인 간의 관계가 이러한 개인적·환경적 조건에 따라 어떻게 달라지는지를 구체적으로 살펴볼 필요가 있다.

넷째, 부모애착과 또래애착은 패널조사에서 제공하는 문항을 활용하여 측정하였다는 점에서 개념적·측정적 한계가 있다. 부모애착은 정서적·경제적 지원을 중심으로, 또래애착은 신뢰와 이해 등 긍정적인 또래관계 경험을 중심으로 측정되었으므로, 해당 지표가 부모 및 또래와의 애착관계가 갖는 다양한 특성을 충분히 포괄한다고 보기 어렵다. 더욱이 연구 대상이 18~23 세의 후기 청소년기에서 성인기 이행기에 걸쳐 있다는 점을 고려하면, 사용된 문항이 이 시기의 자율성, 독립성 및 관계 재구성과 같은 발달적 특성을 충분히 반영하는 데에도 한계가 있다. 따라서 본 연구에서의 부모애착과 또래애착은 패널 자료에서 측정된 부모 및 또래와의 지원적·긍정적 관계 경험의 범위에서 해석하는 것이 적절하다. 향후에는 성인기 이행기의 발달적 특성을 반영하면서 부모 및 또래와의 관계를 보다 포괄적으로 측정할 수 있는 표준화된 도구를 활용하여 주요 변인 간의 관계를 재검토할 필요가 있다.

References

[1] Brown, B. B., & Larson, J. (2009). Peer relationships in adolescence. In R. M. Lerner & L. Steinberg (Eds.), *Handbook of adolescent psychology: Vol. 2. Contextual influences on adolescent development* (3rd ed., pp. 74-103). John Wiley & Sons. https://doi.org/10.1002/9780470479193.adlpsy002004

[2] Mahoney, J. L. (2014). School extracurricular activity participation and early school dropout: A mixed-method study of the role of peer social networks. *Journal of Educational and Developmental Psychology, 4*(1), 143-154. https://doi.org/10.5539/jedp.v4n1p143

[3] 김희진, 임희진, 김정숙. (2023). *2023 학교 밖 청소년 실태조사*. 여성가족부, 한국청소년정책연구원.

[4] 최지은, 김현경, 정다빈, 이지원, 이해나. (2020). 학교 밖 청소년의 심리·사회적 발달궤적과 성인초기 적응 여부에 따른 차이. *한국심리학회지: 발달, 33*(1), 37-52. https://doi.org/10.35574/KJDP.2020.3.33.1.37

[5] Choi, J., Lee, J., Park, M. Y., & Kim, H. K. (2023). Heterogeneity in Korean school dropouts and its associations with emerging adulthood adjustment. *Journal of Applied Developmental Psychology*, *85*, 101509. https://doi.org/10.1016/j.appdev.2022.101509

[6] 조혜영, 김희진. (2024). 학교 밖 청소년의 성인기 이행 과정에서 경험하는 취약성과 학교 중단 의미 변화에 대한 종단적 탐색: 20대 중후반 청년들을 중심으로. *교육인류학연구, 27*(3), 1-36. https://doi.org/10.17318/jae.2024.27.3.001

[7] 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*(5), 427-454. https://doi.org/10.1007/BF02202939

[8] 문숙자, 이윤정. (2021). 학교 밖 청소년이 지각한 부모 애착, 또래 애착과 우울 간의 관계에서 생활만족도의 매개효과. *한국융합학회논문지*, *12*(5), 355-363. https://doi.org/10.15207/JKCS.2021.12.5.355

[9] Bowlby, J. (1973). *Attachment and loss: Vol. 2. Separation: Anxiety and anger.* Basic Books.

[10] 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*(5), 650-672. https://doi.org/10.1007/s10964-012-9759-6

[11] Delgado, E., Serna, C., Martínez, I., & Cruise, E. (2022). Parental attachment and peer relationships

in adolescence: A systematic review. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 19*(3), 1064. https://doi.org/10.3390/ijerph19031064

[12] Rosenberg, M. (1979). *Conceiving the self*. Basic Books.

[13] Leary, M. R., & Baumeister, R. F. (2000). The nature and function of self-esteem: Sociometer theory. *Advances in Experimental Social Psychology, 32*, 1-62. https://doi.org/10.1016/S0065-2601(00)80003-9

[14] 이재경. (2011). *청소년 초기 부모애착과 발달 간 종단적 관계 분석: 자아존중감과 또래애착의 종단적 매개효과 중심으로* [박사학위논문, 전북대학교].

[15] Beck, A. T., Rush, A. J., Shaw, B. F., & Emery, G. (1979). *Cognitive therapy of depression*. Guilford Press.

[16] 박지은, 박종효. (2025). 학교 밖 청소년의 우울과 관련 변인에 관한 체계적 문헌 고찰. *인간발달연구, 32*(4), 111-127. https://doi.org/10.15284/kjhd.2025.32.4.111

[17] Hazan, C., & Zeifman, D. (1994). Sex and the psychological tether. In K. Bartholomew & D. Perlman (Eds.), *Advances in personal relationships: Vol. 5. Attachment processes in adulthood* (pp. 151-178). Jessica Kingsley Publishers.

[18] 남부현. (2021). 학교 밖 청소년의 학업중단 관련 생태체계 속 삶의 경험연구. *문화교류와 다문화교육*, *10*(1), 307-344. https://www.earticle.net/Article/A389616

[19] 박하나, 김성은, 김현수. (2021). 학교 밖 청소년의 학업중단 사유와 경험 이해: 학업중단 예방 정책에의 시사점. *한국청소년연구*, *32*(3), 261-288. https://doi.org/10.14816/sky.2021.32.3.261

[20] Allen, J. P., & Tan, J. S. (2016). The multiple facets of attachment in adolescence. In J. Cassidy & P. R. Shaver (Eds.), *Handbook of attachment: Theory, research, and clinical applications* (3rd ed., pp. 399-415). Guilford Press.

[21] Allen, J. P., Grande, L., Tan, J., & Loeb, E. (2018). Parent and peer predictors of change in attachment security from adolescence to adulthood. *Child Development*, *89*(4), 1120-1132. https://doi.org/10.1111/cdev.12840

[22] Keizer, R., Helmerhorst, K. O. W., & van Rijn-van Gelderen, L. (2019). Perceived quality of the mother-adolescent and father-adolescent attachment relationship and adolescents' self-esteem. *Journal of Youth and Adolescence, 48*(6), 1203-1217. https://doi.org/10.1007/s10964-019-01007-0

[23] 임효진, 최희철, 황매향. (2017). 초기 청소년기 또래애착, 자존감 및 삶의 만족의 종단적 교호적 예측력: 성별의 차이를 중심으로. *한국초등교육*, *28*(3), 151-172. https://doi.org/10.20972/kjee.28.3.201709.151

[24] Lim, Y. (2020). Self-esteem as a mediator in the longitudinal relationship between dysfunctional parenting and peer attachment in early adolescence. *Children and Youth Services Review, 116*, 105224. https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2020.105224

[25] Sowislo, J. F., & Orth, U. (2013). Does low self-esteem predict depression and anxiety? A meta-analysis of longitudinal studies. *Psychological Bulletin, 139*(1), 213-240. https://doi.org/10.1037/a0028931

[26] Dabiriyan Tehrani, H., Yamini, S., & Vazsonyi, A. T. (2025). The links between parenting, self-esteem, and depressive symptoms: A meta-analysis. *Journal of Adolescence, 97*(2), 315-332. https://doi.org/10.1002/jad.12435

[27] 윤철경, 성윤숙, 최홍일, 유성렬, 김강호. (2017). *학교 밖 청소년 이행경로에 따른 맞춤형 대책 연구II* (연구보고 17-R14). 한국청소년정책연구원.

[28] 최인재. (2012). *아동·청소년 정신건강 증진을 위한 지원방안 연구 II: 조사 결과 자료집* (연구보고 12-R15-1). 한국청소년정책연구원.

[29] Hayes, A. F. (2022). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach* (3rd ed.). Guilford Press.

[30] Shrout, P. E., & Bolger, N. (2002). Mediation in experimental and nonexperimental studies: New procedures and recommendations. *Psychological Methods, 7*(4), 422-445. https://doi.org/10.1037/1082-989X.7.4.422

[31] 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). Sage.

[32] 김누리, 신나나. (2017). 성인진입기 여성의 부모애착이 우울에 미치는 영향: 자아존중감과 외로움의 매개효과. *한국심리학회지: 발달*, *30*(2), 19-42.

새론상담심리교육연구 제5권 제3호

인 쇄 | 2026년 9월 30일

발 행 | 2026년 9월 30일
발행인 | 이창식
편집인 | 이창식•신은미•장하영

발행처 | 새론상담심리교육학회
우 편 | 충청남도 홍성군 홍북읍 의향로 267. 202호
전 화 | 010-4001-8712
Homepage | www.saeronpub.co.kr
E-mail | saeronjournal@gmail.com

(비매품)