E-ISSN 2951-259X

새론상담심리교육연구

THE JOURNAL OF SAERON COUNSELING, PSYCHOLOGY AND EDUCATION

2025

VOL.4 NO.2

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@mail.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	zl0601111030014@163.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	popsilcle7@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
	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	Li Jianan	Software Engineering Institute of Guangzhou	lijianan718@163.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
	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	mnjung@sj.pass.or.kr
	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

제4권 제2호 2025년 6월

Effects of Bicultural Acceptance Attitude and Friend Support on School Life Adjustment among Adolescents from Multicultural Families: Moderated Mediation Effect of Acculturative Stress ····· Jianan Li, Chen Pingbo, Chang Seek Lee, Tingting Ma ····· 1

청소년의 내재화 문제행동이 학교적응에 미치는 영향에서 또래 의사소통의 매개효과와 전문가 상담의 조절된 매개효과····· 김상화, 김윤정 ····· 15

다문화가정 청소년의 한국어 능력과 자아존중감이 학교생활적응에 미치는 영향: 국가정체성의 조절된 매개효과 ····· 이진형, 이창식 ····· 27

Moderated Mediation Effect of Hope on the Relationship between Grit and Lifelong Learning Outcomes through Protean Career Attitude among Adult Learners ····· Gyu Dal Lee, Chang Seek Lee ····· 38

어머니의 자녀 가치, 자아존중감이 영아의 기질에 미치는 영향: 양육 행동의 매개효과를 중심으로····· 전혜경, 박정원 ····· 51

청소년의 학업스트레스가 우울에 미치는 영향: 자아존중감의 매개효과와 자아탄력성의 조절된 매개효과····· 신정순, 김윤정 ····· 65

Validation of the Korean Version of the Resilience Scale for Young Children····· Hyunsu Kim ····· 75

中国少数民族地区大学新生学校适应调查及策略研究····· 朴银姬, 金慶喆 ····· 90

Dual Mediating Effects of Learning Motivation and Learning Engagement between Generative AI Acceptance and Self-directed Learning of College Students in China····· Zhang Yin Shun, Chang Seek Lee ····· 99

청소년이 지각한 대인관계가 자율적 행동조절에 미치는 영향에서 삶의 의미추구의 조절효과····심민경, 이정순, 홍희원, 안권순 ····· 109

새론상담심리교육연구
The Journal of Saeron Counseling, Psychology and Education
Vol. 4, No. 2, pp. 01-14 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.1

Effects of Bicultural Acceptance Attitude and Friend Support on School Life Adjustment among Adolescents from Multicultural Families: Moderated Mediation Effect of Acculturative Stress

Jianan Li[1], Chen Pingbo[2], Chang Seek Lee[3], Tingting Ma[4],

[1]Instructor, School of Digital Economics and Management, Software Engineering Institute of Guangzhou, Guangzhou, China, lijianan718@163.com
[2]Doctoral Student, Dept. of Lifelong Education, Hanseo University, chenpb@njupt.edu.cn
[3]Professor, Dept. of Social Welfare, Hanseo University, lee1246@hanmail.net
[4]Instructor, School of Digital Economics and Management, Software Engineering Institute of Guangzhou, China, & Doctoral Student, Dept. of Lifelong Education, Hanseo University, mtt_career@163.com,

다문화가정 청소년의 이중문화수용태도와 친구지지가 학교생활적응에 미치는 영향: 문화적응 스트레스의 조절된 매개효과

이가남[1], 진평파[2], 이창식[3], 마팅팅[4],

[1]강사, 디지털경제경영학부, 중국 광저우 소프트웨어공학원, lijianan718@163.com
[2]박사과정, 한서대학교 평생교육학과, chenpb@njupt.edu.cn
[3]교수, 사회복지학과, 한서대학교, lee1246@hanmail.net
[4]강사, 디지털경제경영학부, 중국 광저우 소프트웨어공학원 & 한서대학교 평생교육학과 박사과정, mtt_career@163.com

Abstract: This study aims to empirically analyze how bicultural acceptance attitudes among multicultural adolescents affect their school life adjustment through friend support, depending on the level of acculturative stress, in order to explore more effective intervention strategies to support their school adjustment. The sample consisted of 318 foreign-born adolescents extracted from the "Multicultural Adolescents Panel Survey (MAPS) 2nd wave" conducted by the National Youth Policy Institute of Korea. Data were analyzed using SPSS Ver. 25.0 and the SPSS PROCESS macro Ver. 4.2. The statistical techniques employed included frequency analysis, reliability analysis, correlation analysis, and moderated mediation analysis. The results showed, first, that bicultural acceptance attitude, friend support, and school life adjustment were positively and significantly correlated, while acculturative stress showed significant negative correlations with the other variables. Second, acculturative stress moderated the mediating effect of friend support in the relationship between bicultural acceptance attitude and school life adjustment. Specifically, acculturative stress weakened the indirect path from bicultural acceptance attitude to school life adjustment through friend support. Based on these findings, implications for multicultural youth support policies are discussed.

Keywords: Bicultural acceptance attitude, Friend support, Acculturative stress, School life adjustment, Multicultural adolescents, Moderated mediation effect

초 록: 본 연구는 다문화 청소년의 이중문화수용태도가 친구지지를 경유하여 학교생활적응에 미치는 영향을 문화적응 스트레스에 따라 어떻게 달라지는지를 실증적으로 분석함으로써, 다문화청소년의 학교생활적응을 돕기 위한 보다 효과적인 개입 방안을 모색하고자 한다. 조사대상은 한국청소년정책연구원에서 수행한 「다문화청소년 패널조사 2기 데이터(MAPS 2기)」 중 외국 출생 청소년 318명이다. 자료는 SPSS Ver. 25.0과 SPSS PROCESS macro Ver. 4.2를 이용하여 분석하였고 적용된 통계기법은 빈도분석, 신뢰도 분석, 상관분석 및 조절된 매개효과 분석이다. 연구의 결과는 첫째, 이중문화수용태도, 친구지지, 학교생활적응 간에는 유의미한 정적인 상관관계를 보였으나 문화적응 스트레스은 다른 변인들과 부적인 유의미한 상관관계를 보였다. 둘째, 이중문화수용태도가 친구지지를 경유하여 학교생활적응에 미치는 영향을 문화적응 스트레스가 조절 매개하였다. 즉, 문호적응 스트레스가 이중문화수용태도 → 친구지지 → 학교생활적응의 경로를 약화하는 역할을 하였다. 이러한 결과를 토대로 다문화 청소년의 학교생활적응을 위한 제언을 하였다.

핵심어: 이중문화수용태도, 친구지지, 문화적응 스트레스, 학교생활적응, 다문화 청소년, 조절매개효과

Received 13 February 2025, Revised 12 March 2025
Accepted 10 April 2025
Corresponding Author: Tingting Ma
(Hanseo University)
Email: mtt_career@163.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.

1. Introduction

As multiculturalism accelerates in Korean society, the issue of school life adjustment among adolescents from multicultural families has emerged as a significant social concern. Compared to their peers from monocultural families, multicultural adolescents are reported to face greater difficulties in adjusting to school life due to language barriers, cultural differences, and prejudice [1]. In particular, their level of school adjustment may vary depending on the degree to which they accept their bicultural identity. Previous studies have found that adolescents with a more positive bicultural acceptance attitude tend to adjust better to school life [2].

However, the effect of bicultural acceptance attitude on school adjustment involves a complex mechanism beyond a simple direct relationship. Recent research suggests that friend support may serve as a key mediating variable in this relationship. That is, adolescents with a strong bicultural acceptance attitude are more likely to form harmonious relationships with peers from diverse cultural backgrounds [3], and such positive friendships have been shown to promote school life adjustment [4]. Based on these findings, the present study aims to systematically examine the mediating role of friend support in the relationship between bicultural acceptance attitude and school adjustment.

Meanwhile, acculturative stress experienced by multicultural adolescents may act as an important moderating variable in this process. Acculturative stress is known not only to moderate the relationship between bicultural acceptance attitude and school adjustment [5] but also to potentially influence the formation of friend support. Particularly under high levels of acculturative stress, the positive effects of bicultural acceptance attitude may be weakened, and the mediating role of friend support may vary [6]. Therefore, an integrated analysis that considers the moderating effects of this variable is necessary.

Accordingly, this study aims to investigate whether the effect of bicultural acceptance attitude on school life adjustment, mediated by friend support, is moderated by acculturative stress among adolescents from multicultural families. The findings are expected to provide foundational data for developing more effective intervention strategies to support school adjustment among multicultural adolescents.

To achieve this objective, the following two research questions were established. First, what are the correlations among the key variables?, Second, does acculturative stress moderate the mediating effect of friend support in the relationship between bicultural acceptance attitude and school life adjustment among adolescents from multicultural families?

2. Theoretical Background

2.1 The Relationship Between Bicultural Acceptance Attitude and School Life Adjustment

Bicultural acceptance attitude refers to an individual's disposition to embrace and integrate two cultures (e.g., heritage culture and mainstream culture) [7]. This concept reflects one's capacity for cultural flexibility based on respect for and openness to both cultural systems

within a bicultural environment [8]. Furthermore, bicultural acceptance attitude involves a psychological tendency to perceive cultural duality (biculturalism) positively and to pursue a harmonious relationship between the two cultures [9].

School life, on the other hand, is a comprehensive experience encompassing academic tasks, social relationships, and extracurricular activities that students engage in at school [10]. It also includes the acquisition of social skills through peer interactions, relationships with teachers, and compliance with school rules [11]. In addition, school life provides a structured environment for students to pursue both intellectual growth and character development through formal education (e.g., classes and examinations) and informal education (e.g., clubs and physical activities) [12].

School life requires adaptation, and school life adjustment refers to a student's ability to effectively respond to and integrate various aspects of the school environment, such as academic demands, social interactions, and institutional norms [13]. It involves successful adaptation across four subdomains: academic achievement, peer relationships, emotional stability, and rule compliance. Moreover, school adjustment is a dynamic concept that evolves with the developmental stage of the child [14].

In the context of multicultural adolescents, previous studies have examined the link between bicultural acceptance attitude and school life adjustment. Research has shown that biculturally integrated adolescents scored significantly higher in school life adjustment (academic performance and social relationships) than those who were monoculturally oriented [9]. In addition, students with higher levels of bicultural acceptance attitude tended to evaluate student-teacher relationships more positively ($r=.32$) [8], and immigrant adolescents classified under bicultural acceptance exhibited significantly higher scores in school life adjustment ($t=4.12$, $p<.001$) and emotional stability compared to those in assimilation or marginalization groups [15].

Based on the review of these studies, bicultural acceptance attitude appears to have a positive effect on school life adjustment. Therefore, the present study introduces friend support as a mediating variable and acculturative stress as a moderating variable to more deeply examine the relationship among these constructs.

2.2. Mediating Effect of Friend Support

Friend support in adolescence refers to a form of social support that includes emotional, informational, and instrumental assistance received from peers [16]. It is defined as the extent to which adolescents perceive acknowledgment, advice, and material help from their friends [17].

To explore whether friend support mediates the relationship between bicultural acceptance attitude and school life adjustment among adolescents from multicultural families, previous studies were reviewed. First, studies on the relationship between bicultural acceptance attitude and friend support were examined. In a study conducted among immigrant adolescents in the United States, those with a higher level of bicultural acceptance (integration strategy) reported greater perceived social support from friends [2]. Similarly, a study involving multicultural adolescents in Korea found that higher bicultural acceptance attitudes were associated with higher levels of perceived friend support [1].

Next, research on the impact of friend support on school life adjustment was reviewed. A study of 365 elementary school students analyzing the relationship between social support (from parents, teachers, and friends) and school adjustment found that friend support had the strongest influence on the social aspects of school life, such as interpersonal relationships and sense of belonging [3]. Furthermore, a cross-sectional study involving 412 middle school students in Korea confirmed that friend support had a direct effect on various dimensions of school adjustment, including academic adaptation, student-teacher relationships, and adherence to school rules [4].

Based on these findings, multiple studies suggest that bicultural acceptance attitude influences friend support, which in turn affects school life adjustment. Therefore, it is hypothesized that friend support mediates the relationship between bicultural acceptance attitude and school life adjustment, and this study aims to empirically verify this mediating effect.

2.3 Moderating Effect of Acculturative Stress

Acculturative stress refers to the psychological, physiological, and social burden experienced by individuals as they adapt to an unfamiliar culture. It encompasses various stressors such as language barriers, differences in lifestyle, and experiences of discrimination [18]. More specifically, acculturative stress is defined as a negative emotional state resulting from psychological conflict, linguistic challenges, social isolation, and discriminatory experiences encountered during the adaptation process to a new cultural environment [19].

This study reviews prior research to examine whether acculturative stress weakens the effects of friend support and school adjustment, and further, whether it moderates the mediating effect of friend support in the relationship between bicultural acceptance attitude and school life adjustment.

Among immigrant or international student populations, peer social support has been found to be a significant factor in reducing acculturative stress [20]. A study targeting international university students reported that friend support lowered acculturative stress and enhanced overall life satisfaction [21]. Conversely, acculturative stress has been shown to negatively affect school life adjustment. Research on international students revealed that higher levels of acculturative stress were associated with lower levels of school adjustment [22]. Among university students from multicultural backgrounds, acculturative stress was found to increase academic stress and feelings of social isolation, thereby functioning as a major barrier to successful school adjustment [23].

These findings suggest that the impact of friend support on school life adjustment may vary depending on the level of acculturative stress. In fact, a study on international students confirmed that the effect of friend support on school adjustment differed based on the degree of acculturative stress [21]. Similarly, research involving adolescents from multicultural families found that acculturative stress served as a negative moderator in the relationship between friend support and school adjustment [24].

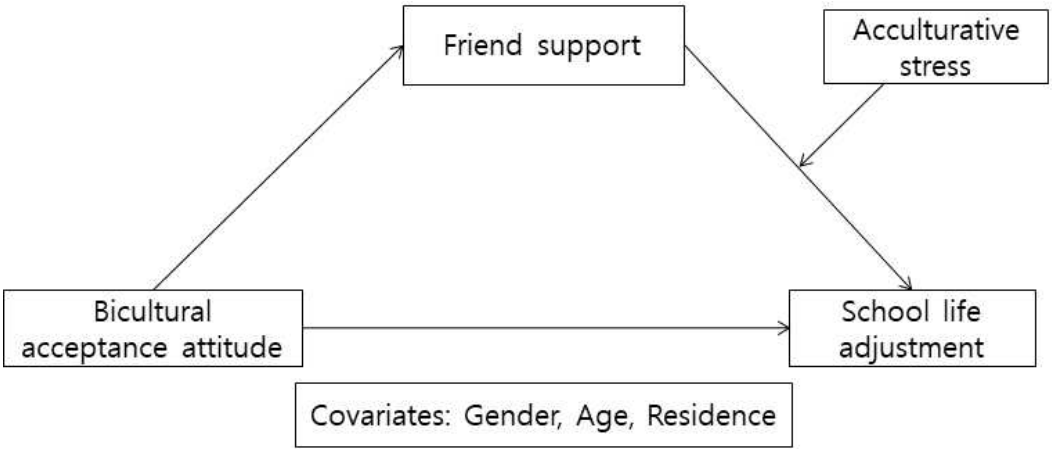
While the moderating effect of acculturative stress has been examined in some prior studies, no research to date has explored whether acculturative stress moderates the indirect effect of bicultural acceptance attitude on school life adjustment through friend support. Therefore, this study seeks to address this gap by investigating this moderated mediation effect among adolescents from multicultural families in Korea.

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.1

3. Research Methods

3.1 Research Model

To examine whether bicultural acceptance attitude influences school life adjustment through the mediating role of friend support, and whether this indirect effect is moderated by acculturative stress among multicultural adolescents across Korea, the study adopted the moderated mediation analysis procedure of Model 14 from PROCESS macro version 4.2 proposed by Hayes [25]. Based on this procedure, the research model was constructed as shown in [Figure 1]. In the analysis, gender, age, and residential area were controlled as covariates affecting the mediator and the dependent variable.



[Figure 1] Research model

3.2 Participants and Data Collection

This study utilized data from the second wave of the Multicultural Adolescents Panel Study (MAPS 2), conducted by the National Youth Policy Institute of Korea. The sample consisted of 318 foreign-born adolescents. Among them, 52.8% were male and 47.2% were female, with a mean age of 14.22 years. Their ages ranged from 13 to 17, with 14-year-olds comprising 78.0% and 15-year-olds 17.6% of the sample.

Regarding residential regions, 48.4% resided in the Gyeongin area, followed by Seoul (18.2%), Chungcheong and Gangwon provinces (15.1%), Gyeongsang (12.9%), and Jeolla and Jeju (5.3%). In terms of city size, 58.2% lived in small or medium-sized cities, 38.1% in large cities, and 3.8% in rural towns.

3.3 Measurement Instruments

3.3.1 Bicultural Acceptance Attitude

Bicultural acceptance attitude was measured using a modified version of the scale developed by Roh and Hong [26], adapted for the MAPS dataset. The scale consists of 10 items measuring attitudes

toward both Korean culture and the culture of the adolescent's foreign-born parent(s). Each item is rated on a 4-point Likert scale ranging from 1 (Not at all) to 4 (Very well), with higher scores indicating greater bicultural acceptance. The reliability of the scale was acceptable (Cronbach's α =.789).

3.3.2 Friend Support

Friend support was assessed using a revised version of the scale developed by Han [27], adapted for use in the MAPS dataset. This scale consists of three items measuring the typical behaviors of friends. Each item is rated on a 5-point Likert scale ranging from 1 (Not at all true) to 5 (Very true), with higher scores indicating greater friend support. The reliability of the scale was high (Cronbach's α =.895).

3.3.3 Acculturative Stress

Acculturative stress was measured using a modified version of the scale originally developed by Hovey and King [28], translated and adapted by Roh [29], and included in the MAPS dataset. The scale includes 10 items assessing cultural adaptation challenges, rated on a 4-point Likert scale from 1 (Not at all true) to 4 (Very true), with higher scores indicating higher levels of acculturative stress. The scale demonstrated high reliability (Cronbach's α =.893).

3.3.4 School Life Adjustment

School life adjustment was measured using a scale developed by Baek et al. [30], revised and adapted from the Comprehensive Youth Survey. It includes four items that assess school-related experiences. Each item is rated on a 4-point Likert scale from 1 (Not at all true) to 4 (Very true), with higher scores indicating better school life adjustment. The reliability of the scale was acceptable (Cronbach's α = .809).

3.3.5 Control Variables

In this study, gender, age, and residential area were included as control variables, as these demographic factors were expected to influence the mediator and dependent variables.

3.4 Data Analysis

Data were analyzed using SPSS Version 25.0 and the PROCESS macro Version 4.2 for SPSS. Frequency analysis was conducted to examine general characteristics, and reliability analysis was performed to assess the internal consistency of the scales. Pearson correlation analysis was conducted to identify relationships among key variables. To test the moderated mediation effect, Model 14 of the SPSS PROCESS macro was employed.

4. Research Results

4.1. Correlation Among Variables

To examine the relationships among bicultural acceptance attitude, friend support, acculturative stress, and school life adjustment, Pearson's bivariate correlation analysis was conducted. The results are presented in Table 1.

Bicultural acceptance attitude showed significant correlations with friend support ($r = .302$, $p < .01$), acculturative stress ($r = -.195$, $p < .01$), and school life adjustment ($r = .428$, $p < .001$). Friend support was also significantly correlated with acculturative stress ($r = -.274$, $p < .01$) and school life adjustment ($r = .513$, $p < .01$). Furthermore, acculturative stress showed a significant negative correlation with school life adjustment ($r = -.267$, $p < .01$). Overall, acculturative stress exhibited negative correlations with all other variables.

Additionally, all intercorrelations among the independent variables were below $r = .70$, indicating that multicollinearity was not a concern.

Descriptive statistics for the main variables revealed that acculturative stress had a relatively low mean score ($M = 1.3686$ on a 4-point scale), while friend support ($M = 3.9526$ on a 5-point scale) exceeded the midpoint value of 3. School life adjustment was also relatively high ($M = 3.1360$ on a 4-point scale).

<Table 1> Correlation between main variables

	1	2	3	4
1. Bicultural acceptance attitude	1			
2. Friend support	.302**	1		
3. Acculturative stress	-.195**	-.274**	1	
4. School life adjustment	.428**	.513**	-.267**	1
M	2.9000	3.9528	1.3686	3.1360
SD	.42693	.67311	.4222	.50371

**p<.01

4.2 Moderated Mediation Effect of Acculturative Stress

To test the moderated mediation effect of acculturative stress on the relationship between bicultural acceptance attitude, friend support, and school life adjustment, Model 14 of the SPSS PROCESS macro was employed. Gender, age, and residential area were controlled as covariates in the analysis. The bootstrap method was used for the moderated mediation test, with a 95% confidence level and 5,000 resamples. The results are presented in [Figure 2], [Figure 3], Table 2, and Table 3.

Bicultural acceptance attitude had a significant effect on friend support ($B = .4672$, $p < .001$), and friend support significantly influenced school life adjustment ($B = .2795$, $p < .001$). In addition, bicultural acceptance attitude also had a significant direct effect on school life adjustment ($B = .3507$, $p < .001$).

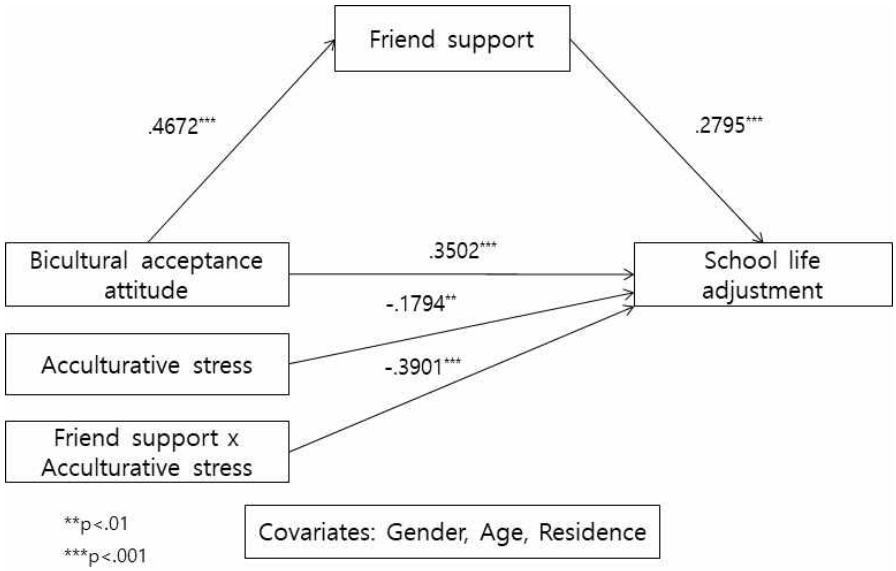
The interaction term between friend support and acculturative stress significantly affected school life adjustment ($B = -.3901$, $p < .001$), and the increase in R^2 due to the inclusion of the interaction term was also statistically significant ($\Delta R^2 = .0369$, $p < .001$). These results indicate that acculturative stress moderates the relationship between friend support and school life adjustment.

Given the presence of a significant moderating effect, conditional effects of friend support on school

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.1

life adjustment were examined at three levels of acculturative stress. The effects were significant when acculturative stress was at M-SD (B = .4233, p < .001), at the mean (M) level (B = .2795, p < .001), and at M+SD (B = .1148, p < .05). These findings suggest that as acculturative stress increases, the effect of friend support on school life adjustment weakens.

To identify the specific range of acculturative stress values where the effect of friend support on school life adjustment remains significant, the Johnson-Neyman technique was applied. The conditional effect of friend support was statistically significant when acculturative stress was below B = .4332 (covering 82.39% of the sample) and above B = 1.3956 (covering .94% of the sample). However, in the range between B = .4332 and B = 1.3965, the effect was not statistically significant. This indicates that friend support functions as a stronger protective factor under conditions of very low or very high acculturative stress, but its impact diminishes under moderate levels of stress.



[Figure 2] Statistical model of moderated mediating effect of acculturative stress

<Table 2> Moderating Effect of Acculturative Stress in the Moderated Mediation Model

Variable		Mediating variable model (DV: Friend support			Dependent variable model (DV: School life adjustment)		
		Coeffect	SE	t value	Coeffect	SE	t value
Constant		-.8218	1.0691	-.7687	2.2078	.6622	3.3341**
IV	Bicultural acceptance attitude	.4672	.0861	5.4252***	.3502	.0558	6.2744***
Mediator	Friend support				.2795	.036	7.7695***
Moderator	Acculturative stress				-.1794	.0572	-3.1358**
Interaction item	Friend support × Acculturative stress				-.3901	.0899	-4.3417***

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.1

Highest order test	R^2 change				.0369		
	F				18.8506***		
Covariates	Gender	.0105	.0735	.1428	-.0455	.0456	-.9995
	Age	-.0374	.0709	-.528	-.0015	.0439	-.0347
	Residence	-.0069	.0339	-.2038	-.0121	.0208	-.5825
Model summary	R^2	.0920			.3932		
	F	7.9311***			28.6921		

Conditional effects of the focal predictor at values of the moderator(s):

Acculturative stress	Effect(B)	se	t값	LLCI	ULCI
-.3686(M-SD)ⓐ	.4233	.0458	9.2434***	.0000	.3332
.0000(M)	.2795	.0360	7.7695***	.0000	.2087
.4222(M+SD)	.1148	.0554	2.0719*	.0391	.0058

Moderator value(s) defining Johnson-Neyman significance region(s):

Value	% below	% above
.4332	82.3899	17.6101
1.3956	99.0566	.9434

Conditional effect of focal predictor at values of the moderator:

Acculturative stress	Effect(B)	se	t값	LLCI	ULCI
-.3686	.4233	.0458	9.2434***	.3332	.5134
.4092	.1199	.0545	2.199*	.0126	.2272
.4332	**.1105**	**.0562**	**1.9676**	**0**	**.221**
.5203	.0765	.0624	1.2265	-.0463	.1993
1.298	-.2269	.1262	-1.7975	-.4753	.0215
1.3956	**-.2650**	**.1347**	**-1.9676**	**-.5299**	**0**
1.4092	-.2703	.1358	-1.9895*	-.5375	-.003
1.7425	-.4003	.1649	-2.4271*	-.7248	-.0758

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

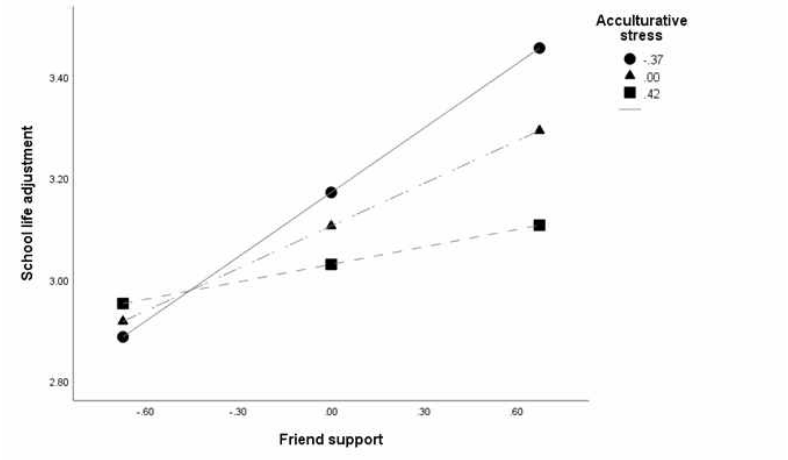
*LLCI = lower limit of the 95% bootstrap confidence interval

**ULCI = upper limit of the 95% bootstrap confidence interval

The conditional effects of friend support on school life adjustment at three levels of acculturative stress (M, M ± SD) were visualized in Figure 3. The slope representing the increase in school life adjustment according to increases in friend support was steeper when acculturative stress was low (M − SD = −.37) compared to when it was high (M + SD = .42). In other words, as friend support increased, school life adjustment also increased, but the rate of increase was greater among adolescents with lower levels of acculturative stress.

ⓐ One SD below the mean is below the minimum observed in the data for W, so the minimum measurement on W is used for conditioning instead.

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.1



[Figure 3] Moderating Effect of Acculturative Stress

To examine whether acculturative stress moderates the indirect path from bicultural acceptance attitude to school life adjustment through friend support, conditional indirect effects were analyzed. The results are presented in Table 3.

The direct effect of bicultural acceptance attitude on school life adjustment was significant (B = .3502, p < .001). The conditional indirect effects of the pathway Bicultural acceptance attitude → Friend support → School life adjustment were found to be significant at all three levels of the moderator (acculturative stress), confirming the presence of a moderated mediation effect.

However, the magnitude of the indirect effect decreased as acculturative stress increased. This suggests that acculturative stress weakens the positive influence of bicultural acceptance attitude on school life adjustment through friend support.

<Table 3> Direct and Indirect Effects of Bicultural Acceptance Attitude on School Life Adjustment

Direct effect (Bicultural acceptance attitude → School life adjustment)				
Effect(B)	se	t value	LLCI	ULCI
.3502	.0558	6.2744***	0	.2404
Conditional indirect effects (Bicultural acceptance attitude → Friend support → School life adjustment)				
Acculturative stress	Effect(B)	BootSE	BootLLCI*	BootULCI**
-.3686	.1978	.0422	.1201	.2876
0	.1306	.0301	.0774	.1951
.4222	.0536	.0261	.0060	.1089
Index of moderated mediation:				
Index	BootSE	BootLLCI	BootULCI	
-.1823	.0481	-.2851	-.0968	

***p<.001

*LLCI = lower limit of the 95% bootstrap confidence interval

**ULCI = upper limit of the 95% bootstrap confidence interval

Vol. 4, No. 2, pp. 01-14 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.1

5. Discussion and Conclusion

The discussion and conclusions based on the findings of this study are as follows:

First, the correlation analysis revealed significant positive associations among bicultural acceptance attitude, friend support, and school life adjustment. In contrast, acculturative stress was significantly and negatively correlated with all other variables. These findings are consistent with previous research indicating that bicultural acceptance attitude enhances self-esteem, which in turn positively influences school adjustment and peer relationships among multicultural adolescents [31]. Furthermore, Park and Bae [32] found that acculturative stress had a negative impact on life satisfaction, and that bicultural acceptance attitude served as a protective factor—aligning with the current study's results. Collectively, these findings support the conclusion that bicultural acceptance attitude exerts a positive influence on school adjustment, peer support, and psychological well-being, whereas acculturative stress negatively affects various indicators of adaptation. In particular, the results suggest that social support (from parents and peers) and bicultural acceptance function as important protective factors enabling adolescents to maintain psychological resilience and social functioning even in stressful situations.

Second, the moderated mediation analysis revealed that the indirect effect of bicultural acceptance attitude on school life adjustment through friend support varied depending on the level of acculturative stress. Specifically, the conditional indirect effect was statistically significant only at the mean and above-average levels (M and M+SD) of acculturative stress, and not significant at the below-average level (M-SD). This indicates that when acculturative stress is moderate or high, it acts as a weakening moderator in the pathway from bicultural acceptance attitude to school life adjustment through friend support. These findings are consistent with those of Kim and Kim [33], who found that Korean language proficiency and participation in cultural activities had an indirect effect on school adjustment via friend support, and that this relationship was moderated by acculturative stress.

Taken together, these results confirm that while bicultural acceptance attitude positively influences school life adjustment through friend support, this pathway is weakened under high acculturative stress. Thus, in order to effectively support school adjustment among multicultural adolescents, it is essential not only to promote bicultural acceptance and strengthen friend support, but also to reduce acculturative stress through psychosocial interventions, integrated education programs, enhanced multicultural sensitivity, and policy-level support.

Limitations and Suggestions for Future Research

This study has several limitations. First, although panel data were used, only the fifth wave of the second panel was analyzed. Therefore, as the analysis was based on a cross-sectional design, it has limitations in making strong causal inferences. Future research should employ longitudinal data to better examine causal relationships. Second, the variables used in the analysis were collected via self-report questionnaires, which may be subject to social desirability bias. Subsequent research should consider incorporating objective indicators for data collection.

References

[1] Kim, Y., & Park, J. (2020). The effect of bicultural acceptance attitude on psychological adjustment among multicultural adolescents: The mediating effects of friend support and self-esteem. Korean Journal of Youth Studies, 31(2), 35-62.https://doi.org/10.14816/sky.2020.31.2.35

[2] Chen, X., & Graham, S. (2015). Cross-ethnic friendships and intergroup attitudes among Asian American adolescents. Child Development, 86(3), 749-764. https://doi.org/10.1111/cdev.12339

[3] Malecki, C. K., & Demaray, M. K. (2003). Perceived social support and children's school adjustment. Journal of Educational and Psychological Consultation, 14(3-4), 225-256. https://doi.org/10.1080/10474412.2003.9669493

[4] Kim, Y., & Lee, S. (2018). The effect of friend support on school adjustment among adolescents: The mediating role of ego-resilience. Korean Journal of Educational Psychology, 32(2), 215-238. https://doi.org/10.17257/swupe.2018.32.2.215

[5] Berkman, L. F., Glass, T., Brissette, I., & Seeman, T. E. (2000). From social integration to health: Durkheim in the new millennium. Social Science & Medicine, 51(6), 843-857. https://doi.org/10.1016/S0277-9536(00)00065-4

[6] Demaray, M. K., & Malecki, C. K. (2002). The relationship between perceived social support and maladjustment for students at risk. Psychology in the Schools, 39(3), 305-316. https://doi.org/10.1002/pits.10018

[7] Benet-Martínez, V., & Haritatos, J. (2005). Bicultural identity integration (BII): Components and psychosocial antecedents. Journal of Personality, 73(4), 1015-1050. https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2005.00337.x

[8] Nguyen, A.-M. D., & Benet-Martínez, V. (2013). Biculturalism and adjustment: A meta-analysis. Journal of Cross-Cultural Psychology, 44(1), 122-159. https://doi.org/10.1177/0022022111435097

[9] Chen, S. X., Benet-Martínez, V., & Harris Bond, M. (2008). Bicultural identity, bilingualism, and psychological adjustment in multicultural societies: Immigration-based and globalization-based acculturation. Journal of Personality, 76(4), 803-838. https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2008.00505.x

[10] Eccles, J. S., & Roeser, R. W. (2011). Schools as developmental contexts during adolescence. Journal of Research on Adolescence, 21(1), 225-241. https://doi.org/10.1111/j.1532-7795.2010.00725.x

[11] Wentzel, K. R. (2017). Peer relationships, motivation, and academic performance at school. In A. J. Elliot, C. S. Dweck, & D. S. Yeager (Eds.), Handbook of competence and motivation (2nd ed., pp. 586-603). Guilford Press.

[12] OECD. (2019). OECD Future of Education and Skills 2030: Conceptual learning framework. OECD Publishing. https://www.oecd.org/education/2030-project/

[13] Baker, R. W., & Siryk, B. (1984). Measuring adjustment to college. Journal of Counseling Psychology, 31(2), 179-189. https://doi.org/10.1037/0022-0167.31.2.179

[14] Ladd, G. W., Kochenderfer, B. J., & Coleman, C. C. (1997). Classroom peer acceptance, friendship, and victimization: Distinct relational systems that contribute uniquely to children's school adjustment? Child Development, 68(6), 1181-1197. https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.1997.tb01993.x

[15] Suárez-Orozco, C., Rhodes, J., & Milburn, M. (2008). Unraveling the immigrant paradox: Academic engagement and disengagement among recently arrived immigrant youth. Youth & Society, 41(2), 151-185. https://doi.org/10.1177/0044118X09333647

[16] Berkman, L. F., Glass, T., Brissette, I., & Seeman, T. E. (2000). From social integration to health: Durkheim in the new millennium. Social Science & Medicine, 51(6), 843-857. https://doi.org/10.1016/S0277-9536(00)00065-4

[17] Demaray, M. K., & Malecki, C. K. (2002). The relationship between perceived social support and maladjustment for students at risk. Psychology in the Schools, 39(3), 305-316. https://doi.org/10.1002/pits.10018

[18] Park, H. (2010). Acculturative stress and mental health among Korean migrant women: Focusing on Korean women residing in the U.K. Journal of the Korea Contents Association, 10(8), 308-318.https://www.dbpia.co.kr/Journal/articleDetail?nodeId=NODE01513102

[19] Kim, C., & Lee, J. (2014). The effect of acculturative stress on mental health among Chinese international students in Korea: Focusing on the mediating role of ego-resilience. Journal of the Korea Contents Association, 12(12), 560-570. https://www.dbpia.co.kr/Journal/articleDetail?nodeId=NODE06070165

[20] Wang, K. T., Heppner, P. P., Fu, C.-C., Zhao, R., Li, F., & Chuang, C.-C. (2012). Profiles of acculturative adjustment patterns among Chinese international students. Journal of Counseling Psychology, 59(3), 424-436. https://doi.org/10.1037/a0028532

[21] Zhang, J., & Goodson, P. (2011). Predictors of international students' psychosocial adjustment to life in the United States: A systematic review. International Journal of Intercultural Relations, 35(2), 139-162. https://doi.org/10.1016/j.ijintrel.2010.11.011

[22] Smith, R. A., & Khawaja, N. G. (2011). A review of the acculturation experiences of international students. International Journal of Intercultural Relations, 35(6), 699-713. https://doi.org/10.1016/j.ijintrel.2011.08.004

[23] Yoon, E., Chang, C.-T., Kim, S., Clawson, A., Cleary, S. E., Hansen, M., Bruner, J. P., Chan, T. K., & Gomes, A. M. (2013). A meta-analysis of acculturation/enculturation and mental health. Journal of Counseling Psychology, 60(1), 15-30. https://doi.org/10.1037/a0030652

[24] Kim, E., & Hong, S. (2017). The moderating effect of acculturative stress on the relationship between social support and school adjustment in multicultural adolescents. Journal of Child and Family Studies, 26(8), 2303-2312. https://doi.org/10.1007/s10826-017-0745-1

[25] Hayes, A. F. (2017). Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach. Guilford publications.

[26] Roh, C., & Hong, J. (2006). A study on the adaptation status of migrant workers' children in Korean society: Focusing on children of Mongolian migrant workers in the Seoul-Gyeonggi region. Korean Journal of Child Welfare, (22), 127 - 159.

[27] Han, M., & Yoo, A. (1996). Behavioral problems according to children's stress and social support. Journal of the Korean Home Economics Association, 17(1), 173 - 188.

[28] Hovey, J. D., & King, C. A. (1996). Acculturative stress, depression, and suicidal ideation among immigrant and second-generation Latino adolescents. Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry, 35(9), 1183-1192.

[29] Roh, C. (2000). A study on the psychological and mental health of overseas Korean adolescents

using Rosenberg's self-esteem scale and the collective self-esteem scale. Korean Journal of Child Welfare, (10), 107 - 135.

[30] Baek, H. J., Lim, H. J., Kim, H. C., & Ryu, S. R. (2017). Comprehensive Survey of Korean Youth (Research Report 2017-10). Seoul: Ministry of Gender Equality and Family.

[31] Um, Y. J. (2024). The relationship between bicultural acceptance attitude and self-esteem among multicultural adolescents: The mediating effects of parental support. International Journal of Environmental Research and Public Health, 21(9), 1175. https://doi.org/10.3390/ijerph21091175

[32] Park, J. H., & Bae, S. M. (2024). Bicultural acceptance attitude as a protective factor against the effect of acculturative stress on life satisfaction among Korean multicultural adolescents. Applied Research in Quality of Life. Advance online publication. https://doi.org/10.1007/s11482-024-10308-x

[33] Kim, H., & Kim, G. (2023). The effect of acculturative stress on school adjustment among mid-immigrant adolescents: The dual mediating effects of self-esteem and bicultural acceptance attitude. School Social Work, 63, 1 - 25.

새론상담심리교육연구
The Journal of Saeron Counseling, Psychology and Education
Vol. 4, No. 1, pp. 15-26 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.15

청소년의 내재화 문제행동이 학교적응에 미치는 영향에서 또래 의사소통의 매개효과와 전문가 상담의 조절된 매개효과

김상화[1], 김윤정[2]

[1]박사과정, 아동청소년상담심리학과, 한서대학교, janekimsh@naver.com
[2]교수, 사회복지학과, 한서대학교, twoyun21@hanmail.net

The Mediating Effect of Peer Communication and the Moderated Mediating Effect of Professional Counseling on the Impact of Adolescents' Internalized Problem Behaviors on School Adjustment

Sang-hwa Kim[1], Yun-jeong Kim[2]

[1]Doctor Course Student, Department of Child Adolescent Counselling Psychology, Hanseo Univesity, janekimsh@naver.com
[2]Professor, Dep. of Social Welfare, Hanseo University, twoyun21@hanmail.net

초 록: 본 연구에서는 청소년의 내재화 문제행동이 학교적응에 미치는 영향에서 또래 의사소통의 매개효과와 전문가 상담의 조절된 매개효과를 검증하는데 연구의 목적이 있었다. 중학교 1학년을 대상으로 한 한국아동패널의 14차년도 데이터를 활용하였으며, 최종적으로 1,017명의 데이터를 분석하였다. SPSS Win 24.0 ver 과 SPSS PROCESS macro 4.2 ver(4번, 7번 모델) 을 이용하여 신뢰도분석, 빈도분석, 상관관계분석, 매개효과, 조절된 매개효과 분석을 하였다. 첫째, 청소년의 내재화 문제행동은 낮은 수준인 반면 또래 의사소통과 학교적응은 상대적으로 높은 수준이었다. 둘째, 청소년의 내재화 문제행동이 학교적응에 미치는 영향을 또래 의사소통이 완전 매개하였다. 셋째, 청소년의 내재화 문제행동이 또래 의사소통을 경유하여 학교적응에 미치는 영향을 전문가 상담이 조절 매개하였다. 전문가 상담을 받은 집단은 내재화 문제행동이 높아져도 또래 의사소통이 향상되지만, 전문가 상담을 받지 않은 집단은 내재화 문제행동이 높아질수록 또래 의사소통은 감소하였다. 본 연구는 청소년의 내재화 문제행동과 학교적응 간 관계에서 또래 의사소통의 매개효과와 전문가 상담의 조절된 매개효과를 규명한 데 의의가 있다. 다만, 2차 자료인 한국아동패널의 제한점을 고려할 때, 향후 심층면접을 통한 질적 연구가 필요하다.

핵심어: 내재화 문제행동, 학교적응, 또래 의사소통, 전문가 상담, 청소년

Abstract: This study aimed to examine the mediating effect of peer communication and the moderated mediation effect of professional counseling in the relationship between adolescents' internalizing problem behaviors and school adjustment. The 14th wave data from the Korean Children and Youth Panel Survey (KCYPS), focusing on first-year middle school students, were used, and a total of 1,017 cases were analyzed. Reliability analysis, frequency analysis, correlation analysis, mediation analysis, and moderated mediation analysis were conducted using SPSS Win 24.0 and SPSS PROCESS macro version 4.2 (Model 4 and Model 7). First, while the level of internalizing problem behaviors among adolescents was relatively low, peer communication and school adjustment were at high levels. Second, peer communication fully mediated the relationship between adolescents' internalizing problem behaviors and school adjustment. Third, the effect of adolescents' internalizing problem behaviors on school adjustment through peer communication was moderated by whether they had received professional counseling. In the group that received professional counseling, peer communication improved even when internalizing problem behaviors increased, whereas in the group that did not receive counseling, peer communication decreased as internalizing problem behaviors increased., and this indirect effect was significant only for those who had not received counseling. This study is meaningful in that it identified the mediating role of peer communication and the moderated mediation effect of professional counseling in the relationship between adolescents' internalizing problem behaviors and school adjustment. However, considering the limitations of using secondary data from the Korean Children and Youth Panel Survey, future studies should adopt qualitative approaches, such as in-depth interviews, to further explore the importance of professional counseling.

Keywords: Internalized Problem Behaviors, School Adjustment, Peer Communication, Professional Counseling, Adolescents

Received 2 May 2025, Revised 10 May 2025
Accepted 18 May 2025
Corresponding Author: Yun-Jeong Kim
(Hanseo University)
Email: twoyun21@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://creativecommons.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.2025.4.2.15

1. 서론

청소년기는 급격한 신체적 변화와 환경 변화에 직면하면서 새로운 삶의 국면에 적응해야 하는 시기로, 주변 환경의 영향을 많이 받는다는 점에서 정신건강에 취약한 시기이다. 이 시기의 정신건강 문제는 크게 내재화 문제행동과 외현화 문제행동으로 구분된다. 그중 외현화 문제행동(예: 폭력, 절도 등)은 타인에게 직접적인 피해를 유발하는 특성으로 인해 다양한 연구에서 활발히 다루어져 왔으나[1], 불안, 우울, 사회적 위축 등으로 나타나는 내재화 문제행동은 외부로 드러나기 어려워 문제가 심각해지기 전까지 간과되는 경우가 많다[2]. 특히 내재화 문제행동은 청소년기부터 성인기까지 지속될 가능성이 높으며[3], 이는 성인기 부적응 및 정신 병리로 이어질 위험을 내포하고 있어 학문적 관심과 실천적 개입이 절실하다[4, 5].

청소년기의 학교생활은 하루 중 대부분의 시간을 차지하며, 다양한 대인관계와 사회적 경험을 통해 성인기 삶의 질에까지 영향을 미친다. 이 시기의 학교부적응은 단지 학교 내의 문제가 아닌 다양한 심리적·행동적 문제를 유발할 수 있으며, 궁극적으로는 사회적 부적응으로 이어질 수 있다[6]. 학교적응은 청소년의 현재 발달은 물론, 성인기 이후의 삶의 질과 사회적 성공에 결정적인 역할을 하는 핵심 요인으로 보고된다[7, 8]. 청소년의 내재화 문제행동은 학교적응에 부정적인 영향을 미치며, 이는 성인기까지 지속되는 정서적 문제와도 밀접한 관련이 있다[9]. 예컨대 우울감, 불안, 사회적 위축 등은 청소년의 대인관계 형성 및 학교생활 적응을 어렵게 하며[10, 11], 이들 간의 종단적 인과관계에 대한 연구들도 다수 보고되고 있다[12, 13].

이러한 문제를 완화하기 위해 중요한 변인 중 하나가 또래 관계이다. 또래 관계는 심리사회적 발달의 핵심 맥락으로 작용하며, 청소년의 자기지각, 정서 조절능력, 대인관계 능력 등의 다양한 적응역량을 형성하는 데 기여한다[14, 15]. 아울러 또래는 사회적 지지망으로서 가족 내 갈등이나 스트레스의 부정적 영향을 완충하는 역할을 하며[16], 따라서 또래 간 의사소통은 내재화 문제행동과 학교적응 간의 관계를 매개할 수 있는 주요 요인으로 기대된다.

이와 더불어, 청소년기의 전문가 상담 경험은 내재화 문제행동을 완화하는 데 있어 핵심적인 보호 요인으로 기능할 수 있다. 국내외 선행연구에서는 개인 상담과 집단 상담이 문제행동을 완화하고 심리적 어려움을 해결하는 데 효과적인 방법임을 입증해왔다[17-19]. 특히 청소년의 우울감 해소와 스트레스 감소에 상담이 긍정적 영향을 미친다는 연구 결과도 보고되었다[20, 21]. 폭력, 절도 등으로 인해 보호관찰 중인 청소년을 대상으로 개인 상담을 진행한 결과 상담을 받은 집단이 상담을 받지 않은 집단에 비해 재범률이 낮았고[18], 비행이나 공격성 감소를 위해 진행된 청소년 집단상담 프로그램들도 메타분석 결과 전문가 상담이 내재화 문제행동이 또래 의사소통을 경유하여 학교적응에 미치는 영향을 조절하는 조절된 매개효과를 가질 것으로 기대하였다.

한편, 성별에 따른 내재화 및 외현화 문제행동의 양상은 상이하며, 이로 인해 학교적응에 미치는 영향 역시 성별에 따라 차이를 보일 수 있다. 예를 들어, 아동의 성별에 따른 외현화 난점, 내재화 난점, 친사회적 행동 강점이 학교적응(학교생활적응, 학업수행적응, 또래적응, 교사적응)에 미치는 영향을 분석한 연구에서 내재화 난점은 학교적응, 또래적응에 남학생이 여학생보다 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다[23]. 청소년의 내재화 및 외현화 문제행동 관련 요인에 대해 생태체계적 관점을 중심으로 한 연구에서 청소년의 내재화 문제행동 중 우울 및 불안 수준은 남자 청소년보다 여자 청소년의 경우 높은 것으로 나타났다[24]. 이러한 연구들은 청소년의 내재화 문제행동이 학교적응에 미치는 영향에서 성별에 따라 차이가 있을 수 있음을 시사한다. 특히, 여학생의 내재화 문제 증가율이 높거나, 내재화 문제의 영향이 남학생에게 더 크게 나타나는 등 다양한 양상이 보고되고 있다. 이러한 점을 고려하여 본 연구에서는 청소년의 성별의 영향력을 통제하였다.

이러한 배경하에 본 연구는 청소년의 내재화 문제행동, 또래 의사소통, 학교적응 간의 관계를 구조적

으로 탐색하고, 전문가 상담 경험의 조절 효과를 분석함으로써 청소년의 학교적응을 향상시킬 수 있는 실천적 기초자료를 마련하는 데 목적이 있다. 이를 위해 다음의 연구문제를 설정하였다. 첫째, 청소년의 또래 의사소통은 내재화 문제행동이 학교적응에 미치는 영향에서 매개효과를 가지는가? 둘째, 전문가 상담은 청소년의 내재화 문제행동이 또래 의사소통을 경유하여 학교적응에 미치는 영향에서 조절된 매개효과를 가지는가?

2. 연구방법

2.1 연구대상 및 자료수집 절차

본 연구는 한국아동패널(PSKC)[25]의 14차 년도 데이터를 활용하여 중학교 1학년 1,348명을 대상으로 수행되었다. 14차 년도 조사에 참여한 패널 수는 1,348가구로, 전년도 대비 유지율은 96.5%, 전체 패널 유지율은 64.9%였다. 본 연구에서는 육아정책연구소 홈페이지를 통해 인적 사항과 연구 목적을 입력하여 원시자료 이용 승인을 얻은 후 자료를 분석에 사용하였다. 연구 대상 중 내재화 문제행동 응답이 없는 인원을 제외한 1,017명의 데이터를 분석에 활용하였다.

성별 분포는 남학생 533명(52.4%), 여학생 484명(47.6%)으로 고르게 나타났고, 용돈 지급 형태는 ‘정기적으로 받음’ 504명(50.0%), ‘필요할 때마다 받음’ 381명(37.8%), ‘받지 않음’ 122명(12.1%)이었다. 거주 지역은 중소도시 413명(40.6%), 대도시 394명(38.7%), 읍면 210명(20.6%)으로 나타났다.

2.2 측정도구

‘내재화 문제행동’을 측정하기 위해 한국아동패널에서는 아동・청소년 행동평가척도 CBCL 6-18[26] 부모용 매뉴얼의 표준화 된 검사지 중 ‘행동평가척도’ 부분만을 발췌하여 사용하였다. 내재화 문제행동의 요인은 불안/우울, 위축/우울, 신체증상을 사용하였다. 총 32문항, 3점 리커트형 척도(‘전혀 해당되지 않는다’(0점), ‘가끔 그렇거나 그런 편이다’(1점), ‘자주 그런 일이 있거나 많이 그렇다’(2점))이며 점수가 높을수록 내재화 문제행동 수준이 높음을 의미한다. 본 연구에서는 한국육아정책연구소에서 구체적인 문항 및 데이터를 제공하지 않기 때문에 한국육아정책연구소에서 제시한 생성 문항을 사용하였으며, 척도의 신뢰도 역시 한국육아정책연구소에 문의하였다. Cronbach‘s alpha 값은 .827이다.

‘학교적응’을 측정하기 위해 한국아동패널에서는 이규미[27]의 척도를 사용하였다. 학교 공부(8문항), 학교 친구(10문항), 학교 교사(10문항), 학교생활(10문항)의 4개 영역으로 구성되어 있다. 총 38개 문항, 5점 리커트형 척도(‘전혀 그렇지 않다’(1점) ~ ‘매우 그렇다’(5점))이며, 점수가 높을수록 학교적응 정도가 높음을 의미한다. 척도의 신뢰도 Cronbach’s alpha 값은 .942이다.

‘또래 의사소통’을 측정하기 위해서 한국아동패널에서 Armsden와 Greenberg[28]의 애착 척도(IPPA) 중 일부를 추출하여 사용하였다. 3개 문항 4점 리커트형 척도(전혀 그렇지 않다(1점) ~ 매우 그렇다(4점))이며, 점수가 높을수록 또래 의사소통 수준이 높은 것을 의미한다. 척도의 신뢰도 Cronbach’s alpha 값은 .701이다.

‘전문가 상담’은 상담을 ‘받음’과 ‘받지 않음’의 명목척도를 사용하였다.

2.3. 자료분석방법

SPSS Win 24.0 ver을 사용하여 신뢰도 분석, 기술통계, 상관관계 분석을 하였고, SPSS PROCESS

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.15

macro 4.2 version의 4번, 7번 모델을 이용하여 매개효과, 조절된 매개효과를 분석하였다. 조절된 매개효과 분석을 위해 샘플수 5,000개, 신뢰구간 95%, 주관적 건강상태의 3가지 조건 값(M, M±1SD)을 이용한 부트스트래핑 분석을 실행하였으며, 다중공선성을 최소화하기 위해 독립변수와 조절변수를 평균중심화하여 분석하였다.

3. 연구결과

3.1 주요 변수의 일반적 경향 및 변수 간 상관관계

청소년의 내재화 문제행동, 또래 의사소통, 학교적응의 일반적 수준을 파악하기 위해 빈도분석을 실시하였다. 청소년의 내재화 문제행동은 2점 만점에 .084점으로 낮은 수준이었다. 반면 또래 의사소통은 4점 만점에 3.146점이었고, 학교적응은 5점 만점에 3.871점이었다. 따라서 내재화 문제행동은 낮은 수준인 반면 또래 의사소통과 학교적응은 상대적으로 높은 수준이었다. 또한 상담을 받은 청소년은 26명(2.6%)이고, 상담을 받지 않은 청소년은 981명(97.4%)이었다.

다음으로 분석을 하기 전 변수의 정규분포성을 확인하기 위해 왜도와 첨도를 확인하였다. Kline[29]은 왜도의 기준은 절대값 3을 초과하지 않고, 첨도는 절대값 8 또는 10을 초과하지 않으면 정규분포로 볼 수 있다고 하였다. 왜도의 절댓값은 .019에서 2.452까지이고, 첨도의 절댓값은 .070에서 7.683점으로 정규분포로 이루어져 있다고 볼 수 있다<Table 1>.

<Table 1> Descriptive Statistics of Major Variables <N=1,017>

	M(S.D.)	Skewness (SE)	Kurtosis (SE)
Internalizing Problems	.084(.116)	2.452(.077)	7.683(.155)
Peer Communication	3.146(.511)	.019(.077)	.070(.154)
School Adjustment	3.871(.515)	-.200(.077)	.122(.154)

청소년의 내재화 문제행동이 또래 의사소통을 경유하여 학교적응에 미치는 영향에서 전문가 상담의 조절된 매개효과를 분석하기 전 변수 간 상관관계를 살펴보았다. 문제행동으로 인한 상담은 더미변수를 사용하였다. 종속변수를 중심으로 해석을 하면, 문제행동으로 인한 상담을 받은 청소년의 학교적응이 높았고(r=.086, p<.01), 또래 의사소통이 높을수록 학교적응이 높았다(r=.572, p<.001). 상관계수인 r 계수를 보면, .086에서 .572까지로 변수 간 다중공선성의 위험은 없었다<Table 2>.

<Table 2> Correlations Among Variables <N=1,017>

	Internalizing Problems	Professional Counseling (1 =received)	Peer Communication	School Adjustment
Internalizing Problems	1			
Professional Counseling (1 = Received)	.303***	1		
Peer Communication	-.060	-.022	1	
School Adjustment	-.053	.086**	.572***	1

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

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.15

3.2 또래 의사소통의 매개효과

청소년의 내재화 문제행동이 학교적응에 미치는 영향에서 또래 의사소통의 매개효과를 검증하기 위하여 Hayes[30]가 제안한 SPSS PROCESS macro의 model 4를 이용하여 분석하였다. 부트스트랩 신뢰구간은 95%로 설정하였고, 샘플 수는 5,000개로 지정하였으며, 분석 시 청소년의 성별을 통제하여 분석하였다.

먼저 청소년의 내재화 문제행동은 학교적응에 부적 유의미한 영향을 미쳤다(B=-.009, p<.05). 즉 청소년의 내재화 문제행동이 높을수록 학교적응이 낮았다<Table 3, Figure 1>.

다음으로 청소년의 내재화 문제행동은 또래 의사소통에 부적 유의미한 영향을 미치고(B=-.009, p<.05), 또래 의사소통은 학교적응에 정적 유의미한 영향을 미쳤다(B=.572, p<.001). 그러나, 내재화 문제행동은 학교적응에 유의한 영향을 미치지 않았다(B=-.004, p>.05). 따라서 또래 의사소통은 내재화 문제행동과 학교적응 간의 관계를 완전 매개한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 청소년의 내재화 문제행동이 심할수록 또래 의사소통이 낮아지고, 이렇게 낮아진 또래 의사소통은 학교적응에도 부정적인 영향을 미친다는 것을 의미한다. 청소년의 또래 의사소통이 내재화 문제행동이 학교적응에 미치는 부정적 영향을 완전히 상쇄시킴을 의미한다.

또한 부트스트랩을 이용하여 또래 의사소통의 매개효과를 검증한 결과, 내재화 문제행동이 학교적응에 미치는 총효과(B=-.009)는 유의하였으며, 또래 의사소통이 추가됨에 따라 직접효과(B=-.004)는 유의하지 않았다. 간접효과(B=-.005)는 부트스트랩 하한 값과 상한 값 사이에 0이 존재하지 않아 유의미하였고(-.011~-.001), 또래 의사소통의 매개효과도 유의미하였다<Table 3>. 즉 또래 의사소통의 완전 매개효과가 검증되었다.

<Table 3> Mediating Effect of Peer Communication <N=1,017>

		Mediator Mode (DV: Peer Communication)			Outcome Mode (DV: School Adjustment)		
		Coeffect	SE	t-value	Coeffect	SE	t-value
Constant		3.231	.025	125.798***	2.070	.086	23.881***
Independent	Internalizing Problem Behaviors	-.009	.004	-2.414*	-.004	.003	1.191
Mediating	Peer Communication				.572	.026	22.029***
Control	Gender	-.103	.031	-3.275**	.022	.026	.836
Model Summary	R^2	.015			.321		
	F	7.953***			164.989***		

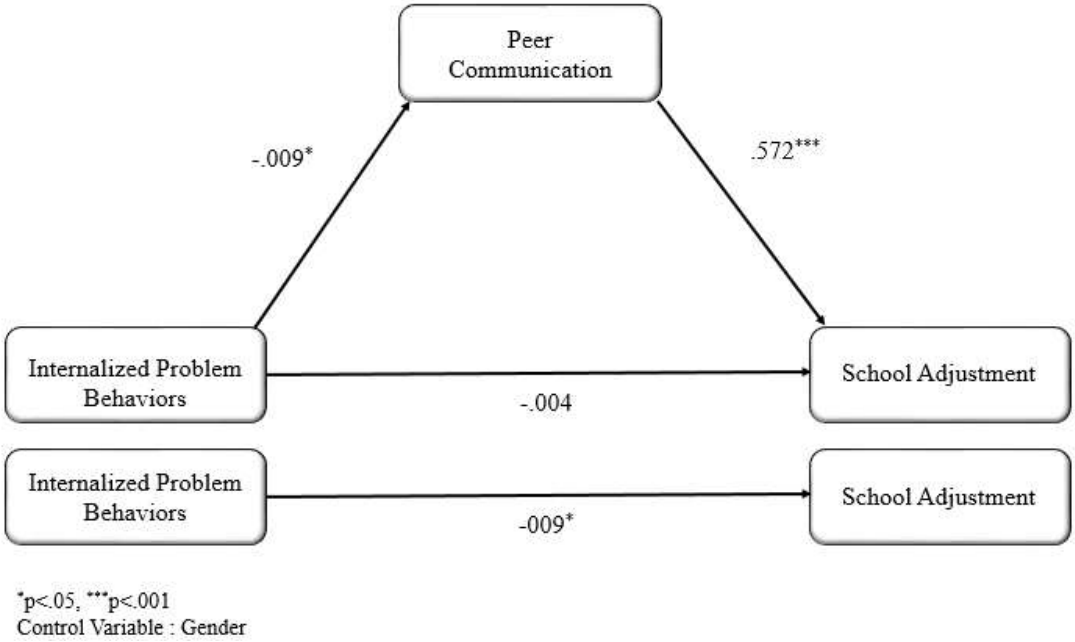
	Effect	SE	Confidence Interval	
			LLCI*	ULCI**
Total Effect	-.009	.004	-.018	-.001
Direct Effect	-.004	.003	-.010	.002
Indirect Effect	-.005	.002	-.011	-.001

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

*LLCI = Lower Limit of the 95% Bootstrap Confidence Interval

**ULCI = Upper Limit of the 95% Bootstrap Confidence Interval

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.15



<Figure 1> Statistical Model of the Mediating Effect of Peer Communication

3.3 전문가 상담의 조절된 매개효과

청소년의 내재화 문제행동이 또래 의사소통을 경유하여 학교적응에 미치는 영향에서 전문가 상담의 조절된 매개효과를 검증하기 위하여 Hayes[30]가 제안한 SPSS PROCESS macro의 model 7번 모델을 적용하여 분석하였다. 조절된 매개효과 검증을 위해 부트스트랩을 활용하였으며, 이때 신뢰수준은 95%, 샘플수는 5,000개로 설정하였다. 내재화 문제행동과 또래 의사소통 및 학교적응은 평균 중심화하였고, 문제행동으로 인한 전문가 상담은 상담 받은 집단과 상담받지 않은 집단으로 구분하였고, 청소년의 성별을 통제하여 분석하였다<Table 4, Figure 2>.

청소년의 내재화 문제행동이 또래 의사소통에 유의미한 영향을 미치고(B=-.014, p<.01), 전문가 상담도 또래 의사소통에 유의미한 영향을 미쳤고(B=-.346, p<.05), 내재화 문제행동과 전문가 상담의 상호작용항은 또래 의사소통에 유의미한 영향을 주었다(B=.040, p<.01). 따라서 문제행동으로 인한 전문가 상담은 청소년의 내재화 문제행동과 또래 의사소통 간의 관계를 조절하였다<Table 4>. 또한, <Figure 2>에서 보는 바와 같이 전문가 상담을 받은 집단은 내재화 문제행동이 높아져도 또래 의사소통이 향상되지만, 전문가 상담을 받지 않은 집단은 내재화 문제행동이 높아질수록 또래 의사소통은 감소하였다.

내재화 문제행동으로 인한 전문가 상담에 따른 내재화 문제행동이 또래 의사소통에 미치는 조건부 효과를 분석하였다. 상담받지 않은 집단은 내재화 문제행동의 조건부 효과가 B=-.014(-.023 ~ -.004)로 95%의 신뢰구간 내에서 부트스트랩 하한값에서 상한값 사이에 0이 존재하지 않아 유의미하였고, 상담받은 집단은 내재화 문제행동의 조건부 효과가 B=.026(.001 ~ .051)으로 95%의 신뢰구간 내에서 부트스트랩 하한값에서 상한값 사이에 0이 존재하지 않아 유의미하였다<Table 4>.

<Table 4> Moderated Effect of Professional Counseling on the Relationship Between Internalizing Problems and Peer Communication <N=1,017>

Moderating Model (DV: Peer Communication)						
Variable	Effect	SE	t	p	LLCI*	ULCI**

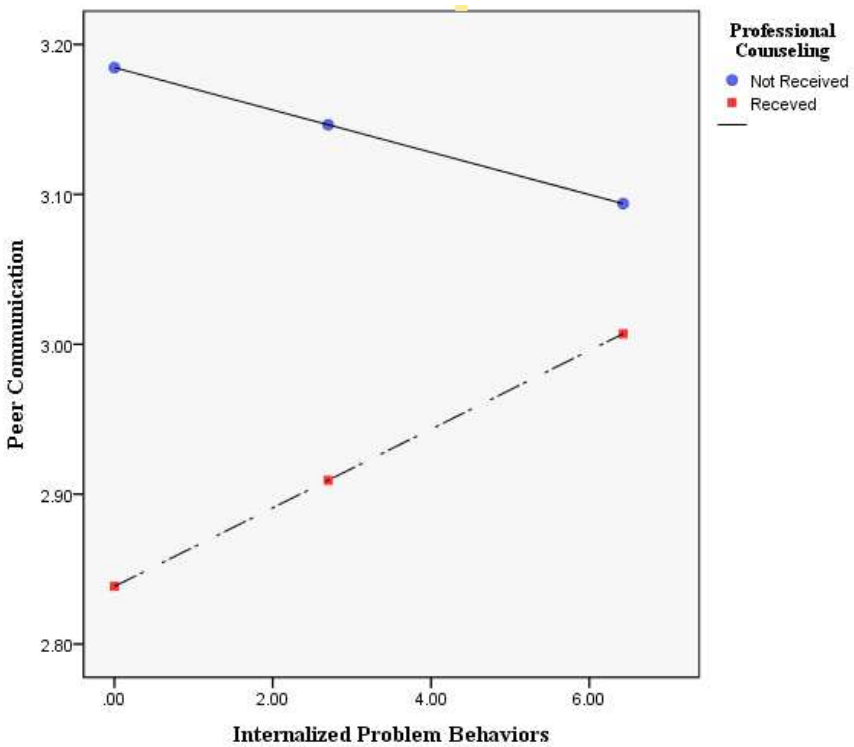
 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.15

Constant	3.239	.026	121.039***	.000	3.186	3.292
Internalizing Problems	-.014	.004	-2.917**	.003	-.023	-.004
Professional Counseling	-.346	.159	2.173*	.030	-.658	-.033
Internalizing Problems × Counseling	.040	.013	2.953**	.003	.013	.067
Gender	-.105	.032	-3.261**	.001	-.168	-.041
R^2=.023, F=5.839***, p=.000						
R^2 chang=.008, F=8.723**, p=.003						
Outcome Model (DV: School Adjustment)						
Constant	2.0667	.0887	23.2988***	.000	1.8926	2.2407
Internalizing Problems	-.002	.003	-.661	.508	-.009	.004
Peer Communication	.573	.026	21.555***	.000	.521	.625
R^2 =.323, F=157.006***, p=.000						
Conditional Effects of Internalizing Problems on Peer Communication by Counseling Status						
Counseling Status	Effect	SE	t	LLCI*	ULCI**	
Not Received	-.014	.004	-2.917**	-.023	-.004	
Received	.026	.012	2.051*	.001	.051	

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

*LLCI = Lower Limit of the 95% Bootstrap Confidence Interval

**ULCI = Upper Limit of the 95% Bootstrap Confidence Interval



<Figure 2> Moderated Effect of Professional Counseling

마지막으로 전문가 상담의 조절된 매개효과를 검증하기 위해 청소년의 내재화 문제행동이 학교적응에 이르는 경로에서 직접효과와 조건부 간접효과를 분석하였다<Table 5>. 청소년의 내재화 문제행동과 학교적응 간의 직접효과는 B=-.002(-.009 ~ .004)로 95%의 신뢰구간 내에서 부트스트랩 하한값과 상한값 사이에 0이 포함되어 있어 유의미하지 않았다. 또한 청소년의 내재화 문제행동이 또래 의사소통을 경유하여 학교적응에 이르는 경로에서 문제행동으로 인한 전문가 상담에 따른 조건부 간접효과는 전문가 상담받지 않은 집단은 B=-.008(-.013 ~ -.002)로 95%의 신뢰구간 내에서 부트스트랩 하한값에서 상한값 사

이에 0이 포함되어 있지 않아 유의미하였다. 상담받은 집단은 B=.015(-.002 ~ .026)으로 95%의 신뢰구간 내에서 부트스트랩 하한값에서 상한값 사이에 0이 포함되어 있어 유의미하지 않았다. 즉 내재화 문제행동이 또래 의사소통을 경유하여 학교적응에 미치는 영향에서 전문가 상담의 조절된 매개효과는 전문가 상담을 받지 않은 집단에서만 유의하였다. 또한, 문제행동으로 인한 전문가 상담의 조절된 매개지수는 .023이었고, 95%의 신뢰구간에서 하한값과 상한값 사이에 0을 포함하지 않아(.004 ~ .035) 조절된 매개효과가 검증되었다.

<Table 5> Direct Effect and Conditional Indirect Effects of Internalizing Problems on School Adjustment <N=1,017>

Direct Effect (Internalizing Problems → School Adjustment)					
Effect	SE	t	p	LLCI*	ULCI**
-.002	.003	-.661	.508	-.009	.004
Conditional Indirect Effects (Internalizing Problems → Peer Communication → School Adjustment)					
Counseling Status	Effect		BootSE	BootLLCI*	BootULCI**
Not Received	-.008		.002	-.013	-.002
Received	.015		.007	-.002	.026
Index of Moderated Mediation					
Moderator (Counseling Status)	Index		BootSE	BootLLCI*	BootULCI**
	.023		.008	.004	.035

*BootLLCI = Lower Level Confidence Interval from bootstrap (5,000 samples)
**BootULCI = Upper Level Confidence Interval from bootstrap

4. 논의 및 결론

4.1. 논의

본 연구의 주요 결과에 근거하여 이에 따른 논의를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 청소년의 내재화 문제행동은 낮은 수준인 반면 또래 의사소통과 학교적응은 상대적으로 높은 수준이었다. 패널데이터에 참여한 청소년들은 비교적 안정된 환경에 있는 경우가 많아 내재화 문제행동 수준이 낮고, 또래 의사소통과 학교적응 수준이 높게 나타난 것으로 해석된다. 이는 지속적으로 조사에 참여할 수 있었던 청소년들의 특성이 반영된 결과일 수 있으며, 연구 결과의 일반화에 주의가 필요하다.

둘째, 청소년의 내재화 문제행동은 또래 의사소통에 부정적인 영향을 미쳤으며, 또래 의사소통은 학교적응에 긍정적인 영향을 미쳐, 결과적으로 또래 의사소통이 내재화 문제행동과 학교적응 간의 관계를 완전 매개하는 것으로 나타났다. 이는 청소년의 또래 의사소통이 내재화 문제행동이 학교적응에 미치는 부정적 영향을 완화할 수 있음을 시사한다. 이러한 결과는 청소년의 내재화 문제행동이 또래 의사소통에 영향을 미친다는 선행연구[10, 11]와, 또래 의사소통이 학교적응에 유의한 영향을 미친다는 기존 연구결과[15, 16]와도 일치한다. 이와 같은 결과는 청소년의 학교적응을 설명함에 있어 내재화 문제행동보다 또래 의사소통의 역할이 보다 중요함을 보여준다. 따라서 학교적응을 높이기 위한 실천적 함의로서, 청소년의 또래 의사소통 능력을 증진시킬 수 있는 교육적·상담적 개입이 필요하다. 이를 위해 또래 간 긍정적 상호작용을 촉진하는 프로그램과 활동을 개발하고, 교사와 부모를 대상으로 청소년의 의사소통 기술 향상에 기여할 수 있는 교육과 훈련을 제공할 필요가 있다.

셋째, 청소년의 내재화 문제행동이 또래 의사소통을 경유하여 학교적응에 미치는 영향은 전문가 상담에 따라 차이가 있었다. 즉, 전문가 상담을 받지 않은 집단에서는 내재화 문제행동이 또래 의사소통에

부정적인 영향을 주고, 이는 다시 학교적응의 어려움으로 이어지는 유의한 간접효과가 나타난 반면, 전문가 상담을 받은 집단에서는 이러한 간접효과가 유의하지 않았다. 이는 전문가 상담이 청소년의 내재화 문제행동이 또래 의사소통 및 학교적응에 미치는 부정적 영향을 완화할 수 있음을 시사한다.

구체적으로, 전문가 상담을 받지 않은 청소년은 내재화 문제행동이 높아질수록 또래 의사소통 수준이 급격히 저하되고, 이에 따라 학교적응에도 어려움을 겪게 된다. 반면, 전문가 상담을 받은 청소년은 내재화 문제행동이 높더라도 또래 의사소통 능력이 유지되거나 오히려 향상되는 경향을 보였다. 이는 상담이 청소년의 내면적 어려움을 완화하고, 또래 관계 및 학교생활 적응을 촉진하는 기제로 작용할 수 있음을 보여준다. 이러한 결과는 상담의 긍정적 효과를 입증한 선행연구[17-21]와 맥을 같이 한다.

비록 본 연구에서 상담을 받은 집단의 또래 의사소통 수준이 상담을 받지 않은 집단에 비해 낮게 나타났으나, 이는 상담이 제공된 대상이 이미 높은 수준의 내재화 문제행동과 낮은 적응력을 보였던 고위험 집단이었음을 고려해야 한다. 다시 말해, 상담이 부정적인 결과를 야기했다고 보기보다는, 이미 문제 수준이 심각한 청소년에게 개입이 제공된 결과로 해석하는 것이 타당하다.

한편, 본 연구에서 전문가 상담을 받은 청소년은 총 26명으로 표본 수가 제한적이었으며, 이들은 평균적으로 내재화 문제행동 수준이 높고 또래 의사소통 및 학교적응 수준이 낮은 특성을 보였다. 이는 상담의 효과를 일반화하기에는 제한점이 있으며, 향후 보다 다양한 청소년 집단을 대상으로 한 후속 연구가 요구된다. 또한 현재 학교 현장에서의 상담은 학생의 자발적 선택 또는 교사의 권유를 통해 이루어지는 경우가 많아, 실제로 상담이 필요한 고위험 청소년들이 상담에 접근하지 못하는 문제도 존재한다.

이에 따라, 교사는 학생의 내재화 문제행동과 또래 관계 양상을 지속적으로 관찰하고, 필요 시 전문가 상담을 적극적으로 권유할 수 있는 체계를 마련해야 한다. 특히, 일정 수준 이상의 심리적 어려움을 겪는 청소년에게는 상담 참여를 의무화할 수 있는 제도적 장치 마련도 고려할 필요가 있다. 더불어, 현재 상담이 수업 시간 중에 이루어지는 경우가 많아, 학생에게 낙인효과를 유발하고 수업 결손의 문제를 야기할 수 있다는 점도 주목해야 한다. 이러한 부작용을 최소화하기 위해, 비대면(언택트) 방식의 상담 도입, 방과 후 시간 활용, 지역사회 상담센터와의 연계, 온라인 상담 시스템 활성화 등의 대안을 통해 상담 접근성을 높이고, 상담 참여에 대한 청소년과 교사의 인식 개선이 요구된다.

4.2 결론

본 연구는 청소년의 내재화 문제행동이 학교적응에 미치는 영향에서 또래 의사소통의 매개효과와 문제행동으로 인한 전문가 상담의 조절된 매개효과를 검증하는 데 목적이 있었다. 이를 위하여 한국아동패널(Panel Study on Korean Children, PSKC) 14차년도 데이터를 활용하였으며, 중학교 1학년 1,348명 중 내재화 문제행동 항목에 응답하지 않은 인원을 제외한 1,017명의 자료를 분석에 사용하였다. 분석방법으로는 SPSS Win 24.0을 활용하여 신뢰도 분석, 기술통계, 빈도분석, 상관분석을 실시하였고, SPSS PROCESS macro 4.2(version 4와 7 모델)를 활용하여 매개효과, 조절효과 및 조절된 매개효과를 분석하였다.

연구 결과 첫째, 청소년의 내재화 문제행동 수준은 비교적 낮은 반면, 또래 의사소통과 학교적응 수준은 상대적으로 높게 나타났다.

둘째, 청소년의 내재화 문제행동이 학교적응에 미치는 영향에서 또래 의사소통이 완전 매개역할을 하는 것으로 나타났다. 이는 또래 의사소통이 내재화 문제행동이 학교적응에 미치는 부정적 영향을 상쇄함을 의미한다.

셋째, 내재화 문제행동이 또래 의사소통을 경유하여 학교적응에 미치는 영향에서 전문가 상담이 조절된 매개효과를 갖는 것으로 나타났다. 즉, 전문가 상담을 받지 않은 집단에서는 유의한 간접효과가 나타났으나, 상담을 받은 집단에서는 간접효과가 유의하지 않았다.

이와 같은 결과는 청소년의 학교적응을 이해하는 데 있어 내재화 문제행동과 또래 의사소통 간의 관계를 설명하고, 특히 전문가 상담 여부에 따라 그 영향이 달라질 수 있음을 보여준다는 점에서 이론적·실천적 의의가 크다. 청소년의 내재화 문제행동이 학교적응에 미치는 부정적 영향을 완화하기 위해서는 또래 의사소통을 증진시킬 수 있는 프로그램 개발과 더불어, 전문가 상담의 중요성을 인식하고 그 접근성을 제고할 필요가 있다.

그럼에도 본 연구는 한국아동패널이라는 2차 자료를 활용하였다는 점에서 몇 가지 제한점을 지닌다. 본 자료는 대규모 종단적 데이터를 기반으로 하고 있어 분석의 외적 타당성이 확보되었다는 장점이 있으나, 14차년도까지 지속적으로 응답한 청소년들의 특성이 반영된 점을 고려할 때, 연구 결과를 일반화하는 데에는 신중을 기할 필요가 있다. 또한, 전문가 상담을 받은 청소년의 수가 제한적이었기에 관련 결과 해석에 유의해야 한다.

이에 따라 향후 연구에서는 내재화 문제행동으로 인해 실제로 전문가 상담을 받은 청소년을 대상으로 한 질적 연구나 심층면접을 통해 상담의 효과와 그 의미를 구체적으로 탐색할 필요가 있다. 이를 통해 상담 개입의 실질적 효과를 보다 정밀하게 이해하고, 학교 및 지역사회에서의 상담 개입 방안을 실증적으로 정립하는 데 기여할 수 있을 것이다.

References

[1] Bolme-Lake. (2008). TL. *Predicting internalizing problems in at-risk children and adolescents*. Boca Raton (FL): Dissertation.com; 2008. https://www.universal-publishers.com/book.php?book=1599426595&method=ISBN&srsltid=AfmBOorWDaJ99YHi0XoMO4vOyhn4wCoTK9Uo6MT30et_SlaYm7mPsMTY&utm

[2] 주수현, 이홍숙. (2018). 고등학생의 불안정 애착이 내재화 문제에 미치는 영향: 자비불안의 매개효과. *교육문화연구*, 25(5), 447-469. https://doi.org/10.24159/joec.2018.24.5.447

[3] Jokela, M., Power, C., & Kivimäki, M.. (2009). Childhood problem behaviors and injury risk over the life course. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 50(12), 1541-1549. https://doi.org/10.1111/j.1469-7610.2009.02122.x

[4] 박원주, 이기학. (2010). 고등학생의 자아탄력성이 내재화 문제에 미치는 영향: 긍정정서의 매개효과. *상담학연구*, 11(2), 795-808. http://dx.doi.org.library.hanseo.ac.kr:8000/10.15703/kjc.11.2.201006.795

[5] 최지연, 김봉환. (2016). 대학생의 부정정서가 심리적 안녕감에 미치는 영향에서 자아탄력성의 매개효과. *인간이해*, 37(2), 67-86. http://hompi.sogang.ac.kr/counsel/index.html

[6] 이경아, 이정윤, 양현정. (2005). 집단 따돌림이 청소년기 학교생활적응에 미치는 영향 - 내면화 문제행동, 또래기술 및 자기존중감의 매개 중재 효과 -. *상담학연구*, 6(2), 531-543. http://www.riss.kr.ssl.library.hanseo.ac.kr:8000/link?id=A104178622

[7] 김영미, 김두범. (2016). 중학생의 스마트폰 사용과 학교적응과의 관계에서 자기통제력의 매개효과. *청소년학연구*, 23(3), 133-162. http://www.kyra.or.kr http://www.riss.kr.ssl.library.hanseo.ac.kr:8000/link?id=A104558323

[8] 위유라, 노충래. (2014). 청소년의 부정적 정서 및 공격성과 학교생활적응과의 관계에서 공동체의식의 매개효과. *청소년복지연구*, 16(2), 203-227. http://cafe.daum.net/youthwelfareorg http://www.riss.kr.ssl.library.hanseo.ac.kr:8000/link?id=A100033301

[9] McLaughlin, K. A. (2008). *A public health approach to the study and prevention of adolescent depression & anxiety*. Yale University. https://www.proquest.com/docview/304427470?utm

[10] 강승희. (2010). 중학생의 부, 모 애착, 우울, 심리적 안녕감, 학교생활적응간의 관계. *중등교육연구*,

58(3), 1-29. https://doi.org/10.25152/ser.2010.58.3.1

[11] 이혜선. (2002). *청소년의 환경적 요인 및 우울이 학교생활 적응에 미치는 영향; 인과 모형을 중심으로*. 부산대학교 교육대학원. 석사학위논문. https://doi.org/10.23172/pusan.000000019736.21016.0000364

[12] 염정원, 조한익. (2016). 청소년의 외현화, 내재화 문제행동과 학교생활적응의 종단적 인과관계 분석. *교육심리연구*, 30(1), 195-223. http://dx.doi.org.library.hanseo.ac.kr:8000/10.17286/KJEP.2016.30.1.08

[13] 이봉주, 민원홍. (2015). 아동·청소년기 내재화 문제와 외현화 문제 간의 종단적 인과관계. *청소년학연구*, 22(8), 335-361. http://www.kyra.or.kr http://www.riss.kr.ssl.library.hanseo.ac.kr:8000/link?id=A104557493

[14] Dunn, J., & Slomkowski, C. (1992). Coflict and the development of social understanding. In C. I. Shantz & W. W. Hartup (Eds.), Conflict in child and adolescent development (pp. 70-92). *New York: Cambridge University Press*. https://journals.sagepub.com/doi/abs/10.2466/pr0.101.2.547-554

[15] Hartup, W. W. (1983). *Peer relations. In E. M. Hetherington (Ed.), Handbook of child psychology (Vol. 4)*: Socialization, personality, and social development, (pp. 103-198). New York: Wiley. https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-1-4684-6325-5_5?utm

[16] Dubow, E. F., & Tisak, J. (1989). The relation between stressful life events and adjustment in elementary school children: The role of social support and social problem solving skills. *Child development*, Vol.62, pp. 583-599. https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.1989.tb04013.x

[17] 김관우. (2011). *공격성 감소를 위한 집단상담의 효과에 대한 메타분석*. 광주교육대학교. 석사학위논문. http://www.riss.kr.ssl.library.hanseo.ac.kr:8000/link?id=T12404949

[18] 홍은애. (2001). *비행청소년 상담의 효과 : 보호관찰청소년을 대상으로*. 연세대학교. 석사학위논문. http://www.riss.kr.ssl.library.hanseo.ac.kr:8000/link?id=T7915920

[19] Wampold, B. E., Imel, Z. E. (2015). *The great psychotherapy debate : the evidence for what makes psychotherapy work*. Routledge. https://doi.org/10.4324/9780203582015

[20] 권경인, 조수연. (2013). 청소년 스트레스 감소 및 대처 집단상담 프로그램의 효과에 관한 메타분석. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 25(1), 41-62. https://oak.go.kr/central/journallist/journaldetail.do?article_seq=18462

[21] 소수연, 조은희, 주지선, 손영민, 백정원, 이승봉. (2024). 변증법적 행동치료 기반 청소년 불안·우울 상담 프로그램 개발 및 효과. *청소년상담연구*, 32(2), 137-158. http://dx.doi.org.library.hanseo.ac.kr:8000/10.35151/kyci.2024.32.2.007

[22] 안지선, 김정남. (2013). 비행 청소년을 대상으로 한 집단상담 프로그램의 효과에 대한 메타분석 -2001년～2011년 국내 석, 박사학위논문을 중심으로. *청소년학연구*, 20(8), 147-174. http://www.kyra.or.kr http://www.riss.kr.ssl.library.hanseo.ac.kr:8000/link?id=A104559083

[23] 김태숙. (2021). 아동의 성별에 따른 난점・강점이 학교생활적응에 미치는 영향. *학습자중심교과교육연구*, 21(13), 873-893. http://www.riss.kr.ssl.library.hanseo.ac.kr:8000/link?id=A107781050

[24] 윤혜미, 박병금. (2005). 청소년의 내재화 및 외현화 문제행동 관련요인-생태학적 관점을 중심으로-. *사회복지연구*, 28, 133-164. http://www.kasws.org/ http://www.riss.kr.ssl.library.hanseo.ac.kr:8000/link?id=A75623180

[25] 한국아동패널(2025). 자료실, 원시자료, 한국아동패널. https://panel.kicce.re.kr/pskc/module/rawDataManage/ index.do?menu_idx=56

[26] 오경자, 김영아. (2011). *ASEBA 아동청소년 행동평가척도 매뉴얼*. ㈜휴노.

[27] 이규미. (2005). 중학생의 학교적응 구성개념에 관한 연구. *한국심리학회지*, 17(2), 383-389. https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001123959

[28] Armsden, G. C., & Greehberg, 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

[29] Kline. R. B. (2005). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. The Guilford Press.

[30] Hayes. A. F. (2018). *Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis: A Regression-Based Approach*. The Guilford Press.

새론상담심리교육연구
The Journal of Saeron Counseling, Psychology and Education
Vol. 4, No. 2, pp. 27-37 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.27

다문화가정 청소년의 한국어 능력과 자아존중감이 학교생활적응에 미치는 영향: 국가정체성의 조절된 매개효과

이진형[1], 이창식[2]

[1]박사과정, 언어병리학과, 충남대학교, jhlee240211@hanmail.net
[2]교수, 사회복지학과, 한서대학교, lee1246@hanmail.net

Effects of Korean Language Proficiency and Self-Esteem on School Life Adjustment among Adolescents from Multicultural Families: Moderated Mediation Effect of National Identity

Jin Hyung Lee[1], Chang Seek Lee[2]

[1]Doctoral Student, Dept. of Speech-Language Pathology, Chungnam National University, jhlee240211@hanmail.net
[2]Professor, Dept. of Social Welfare, Hanseo University, lee1246@hanmail.net

초 록: 본 연구는 다문화 청소년의 한국어 능력이 자아존중감을 통해 학교생활적응에 미치는 영향을 국가정체성에 따라 어떻게 달라지는지를 실증적으로 분석함으로써, 다문화 청소년 지원정책의 방향 설정을 위한 기초자료를 제공하고자 한다. 조사대상은 한국청소년정책연구원에서 수행한 「다문화청소년 패널조사 2기 데이터(MAPS 2기)」 중 외국 출생 청소년 318명이다. 자료는 SPSS Ver. 25.0과 SPSS PROCESS macro Ver. 4.2를 이용하여 분석하였고 적용된 통계기법은 빈도분석, 신뢰도 분석, 상관분석 및 조절된 매개효과 분석이다. 연구의 결과는 첫째, 한국어 능력, 자아존중감, 국가정체성 및 학교생활적응 간 유의미한 정적인 상관관계를 보였다. 둘째, 한국어 능력이 자아존중감을 경유하여 학교생활적응에 미치는 영향을 국가정체성이 조절 매개하였다. 즉, 국가정체성이 한국어 능력 → 자아존중감 → 학교생활적응의 경로를 강화하는 역할을 하였다. 이러한 결과를 토대로 다문화 청소년 지원정책의 방향 설정에 관한 제언을 하였다.

핵심어: 한국어 능력, 자아존중감, 국가정체성, 학교생활적응, 다문화 청소년, 조절매개효과

Abstract: This study aims to provide foundational insights for the development of multicultural youth support policies by empirically analyzing how the effect of Korean language proficiency on school life adjustment via self-esteem varies according to national identity. The data were drawn from the second wave of the Multicultural Adolescents Panel Survey (MAPS 2) conducted by the National Youth Policy Institute of Korea, focusing on 318 foreign-born adolescents. The data were analyzed using SPSS Ver. 25.0 and the PROCESS macro Ver. 4.2. Statistical techniques employed include frequency analysis, reliability analysis, correlation analysis, and moderated mediation analysis.

The findings of this study are as follows. First, significant positive correlations were observed among Korean language proficiency, self-esteem, national identity, and school life adjustment. Second, national identity was found to moderate the mediating effect of self-esteem on the relationship between Korean language proficiency and school life adjustment. Specifically, national identity strengthened the indirect effect of Korean language proficiency on school life adjustment through self-esteem. Based on these results, the study offers policy recommendations for supporting the school adaptation of multicultural adolescents.

Keywords: Korean language proficiency, self-esteem, national identity, school life adjustment, multicultural adolescents, moderated mediation effect.

Received 13 February 2025, Revised 12 March 2025
Accepted 10 April 2025
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.

1. 서론

최근 한국 사회는 다문화가정의 증가와 함께 다문화 청소년의 비율 또한 꾸준히 증가하고 있다. 통계청[1]에 따르면, 2022년 기준 다문화가정 학생 수는 약 160,000명에 달하며, 이는 전체 학생 수의 3%를 상회하는 수치로, 지난 10년간 약 2배 이상 증가한 것으로 나타났다. 특히 중도입국 청소년의 경우 국내 체류 기간이 짧고, 부모의 한국어 능력이 낮아 자녀 또한 한국어에 대한 숙련도가 낮은 경우가 많다[2]. 이와 같은 언어적 어려움은 다문화 청소년의 학교생활적응에 심대한 영향을 미치며, 자아정체감 및 자아존중감의 형성에도 부정적인 영향을 줄 수 있다.

기존 연구에 따르면 다문화가정 자녀의 한국어 능력은 자아존중감(self-esteem)과 밀접하게 연관되어 있으며, 이는 다시 학교적응(school life adjustment) 및 학업성취(academic achievement)와도 관련이 있음이 밝혀졌다[3][4]. 예를 들어, 다문화 청소년의 한국어 능력이 높을수록 학교 내 또래관계 형성, 교사와의 의사소통, 학업 수행능력이 향상됨을 보고하였다[5]. 그러나 이러한 관계에서 자아존중감을 매개변인으로 고려한 연구는 상대적으로 부족한 실정이다.

자아존중감은 개인이 자신을 긍정적으로 인식하고 평가하는 심리적 자원이자, 학교생활에서의 도전과 스트레스를 극복하는 데 핵심적인 역할을 한다[6][7]. 이에 따라 본 연구는 다문화가정 자녀의 한국어 능력이 자아존중감을 매개하여 학교생활적응에 영향을 미치는 경로를 실증적으로 검증하고자 한다. 특히, 자아존중감을 매개변수로 설정함으로써, 단순한 언어 능력의 영향력을 넘어 심리사회적 기제에 대한 이해를 확장할 수 있다는 점에서 이 연구는 이론적 및 실천적 시사점을 제공한다.

나아가 본 연구는 한국어 능력과 학교생활적응 간 관계에 있어 ‘한국 국가 정체성(Korean national identity)’을 조절변수로 포함하고자 한다. 국가 정체성은 청소년이 한국 사회의 일원으로서 자신을 어떻게 인식하는지를 반영하는 개념으로, 다문화 청소년의 사회통합 가능성과 깊은 관련이 있다[8]. 본 연구는 다문화 청소년의 한국어 능력이 자아존중감을 통해 학교생활적응에 미치는 영향을 국가 정체성에 따라 어떻게 달라지는지를 실증적으로 분석함으로써, 다문화 청소년 지원정책의 방향 설정에 기초자료를 제공하고자 한다.

이러한 목적을 달성하기 위하여 다음 두 개의 연구문제를 설정하였다. 첫째, 주요 변인간 상관관계는 어떠한가? 둘째, 다문화가정 청소년의 한국어 능력이 자아존중감을 경유하여 학교생활적응에 미치는 영향을 국가정체성이 조절 매개하는가?

2. 이론적 배경

2.1 한국어 능력과 학교생활적응의 관계

다문화가정 청소년의 수가 증가함에 따라 이들의 교육적 지원과 학교적응에 대한 관심도 높아지고 있다. 특히 한국어 능력은 이들 학생들의 학업 성취와 학교생활 전반에 걸쳐 중요한 영향을 미치는 핵심 요인으로 지목된다. 한국어 능력은 말하기, 듣기, 읽기, 쓰기의 네 가지 언어 영역을 포괄하는 개념으로, 이는 학생이 학교라는 제도적 환경 속에서 지식 습득, 과제 수행, 대인관계 형성에 있어 필수적인 의사소통 능력을 구성한다[9]. 다문화가정 청소년의 경우, 이러한 언어 능력은 부모의 한국어 숙련도에 영향을 받으며, 이는 곧 자녀의 언어 노출량과 학습 기회에도 직결된다.

학교생활적응은 학생이 학교 환경에 효과적으로 적응하며 학업 수행, 또래 관계, 교사와의 상호작용, 규칙 준수 등 다양한 요소에 잘 통합되는 과정을 의미한다[10]. 이는 단순한 학업 성취뿐 아니라 정서적 안정과 사회적 유대 형성까지 포함하는 광범위한 개념이다. 다문화 청소년은 언어적 장벽으로 인해 이

러한 적응 과정에서 어려움을 겪을 수 있으며, 이러한 어려움은 장기적으로 학업 부진이나 학교 이탈로 이어질 수 있다.

여러 연구에 따르면 한국어 능력은 다문화 청소년의 학업 및 학교생활적응에 있어 긍정적인 영향력을 가진다. 이병철과 송다영[11]은 중도입국 다문화 청소년의 학교생활적응을 주제로 한 질적 연구를 통해, 한국어 사용의 어려움이 교우 관계, 교사와의 소통, 수업 이해 등에 부정적 영향을 준다고 보고하였다. 또한 HU Xiaoting 외[12]의 연구에서는 다문화 청소년의 한국어 능력 수준이 높을수록 학업활동 참여도와 학교 내 상호작용이 활발하며, 이는 곧 학교적응의 주요 지표로 작용함을 확인하였다. 나아가 김은혜 외(2021)는 언어 능력이 학교생활 전반에 걸친 이해력과 참여를 결정짓는 주요 변수임을 강조하며, 이는 다문화 청소년의 학업 성취와 직결된다고 보았다.

이러한 결과는 한국어 능력의 향상이 단순히 언어교육의 성과에 그치지 않고, 학교 내에서의 전반적인 적응 및 성취로 이어진다는 점에서 실천적 의의를 지닌다. 따라서 다문화 청소년을 위한 언어 교육은 단편적인 말하기 훈련을 넘어서, 학교문화에 대한 이해와 사회적 상호작용 능력 배양을 포함하는 포괄적 접근이 필요함을 시사한다.

2.2. 자아존중감의 매개효과

자아존중감(self-esteem)은 개인이 자신을 어떻게 인식하고 평가하는지를 나타내는 심리적 개념으로, 자신에 대한 긍정적 수용과 가치 판단을 포함한다. 자아존중감은 개인의 정서적 안정과 사회적 기능에 영향을 미치는 핵심 요소로 간주되며, 자신을 가치 있고 유능하다고 느끼는 정도로 정의된다[6]. 또한 자아존중감은 개인이 자기 자신에 대해 가지는 평가적 감정으로, 사회적 상호작용과 학업 성취에도 밀접한 관련이 있다[13].

다문화가정 청소년의 경우, 한국어 능력은 자아존중감 형성에 중요한 영향을 미치는 요인으로 작용한다. 한국어는 단순한 의사소통 수단을 넘어 사회문화적 소속감과 자아 정체성의 형성에까지 영향을 미치는 요소이며, 언어적 자신감은 자아존중감의 주요 기반이 된다. 실제로 다문화 청소년을 대상으로 한 연구에서는 한국어 능력이 높을수록 자아존중감 수준 또한 높게 나타나는 경향이 발견되었으며, 이는 언어 사용에 대한 자신감과 심리적 안정감의 상승으로 설명될 수 있다[12]. 이와 유사한 맥락에서, 다문화가정 청소년의 한국어 사용 능력이 자아존중감에 긍정적인 영향을 미친다는 실증적 연구 결과도 제시된 바 있다[14].

자아존중감은 학교생활적응과도 밀접한 관련을 가진다. 자아존중감이 높은 학생은 교사나 또래와의 관계에서 자신감을 보이며, 학업 활동에도 보다 적극적으로 참여하는 경향이 있다. 반면, 자아존중감이 낮은 학생은 학교 내 상호작용에서 위축되기 쉽고, 규칙 준수나 과제 수행에서도 소극적인 태도를 보일 가능성이 높아 학교생활 전반의 적응에 부정적인 영향을 미친다[14].

이러한 맥락에서 자아존중감은 다문화가정 청소년의 한국어 능력과 학교생활적응 간의 관계를 매개하는 중요한 변인으로 기능할 수 있다. 선행연구에 따르면, 한국어 능력이 자아존중감을 높이고, 자아존중감은 다시 학교생활적응을 향상시키는 경로가 존재함이 확인되었다[14][12]. 이는 자아존중감이 단순한 정서적 결과 변수를 넘어, 언어능력과 학교 적응을 연결하는 심리사회적 매개로서 기능함을 시사한다.

2.3 국가정체성의 조절효과

다문화가정 청소년의 자아존중감과 학교생활적응 간의 관계에서 국가정체성의 조절효과를 탐색하기 위하여 먼저 국가정체성의 개념을 고찰하였다. 사회심리학적 관점에서 국가정체성은 개인이 특정 국가의 일원이라는 소속감과 자긍심을 지니는 심리적 구성으로, 이는 자아개념 및 사회적 소속감 형성과 밀

접하게 관련되어 있다[15]. 문화적 관점에서는 국가정체성이 전통, 언어, 가치체계 등에 대한 동일시와 수용을 포함하는 문화적 자각으로 설명되며, 이는 문화 정체성과의 상호작용 속에서 강화된다[16]. 그리고 정치적·시민적 관점에서는 국적, 시민권, 사회참여 등을 통해 형성되는 제도적 정체성으로, 시민으로서의 권리와 의무를 포함한 자기인식의 구조로 이해된다[17].

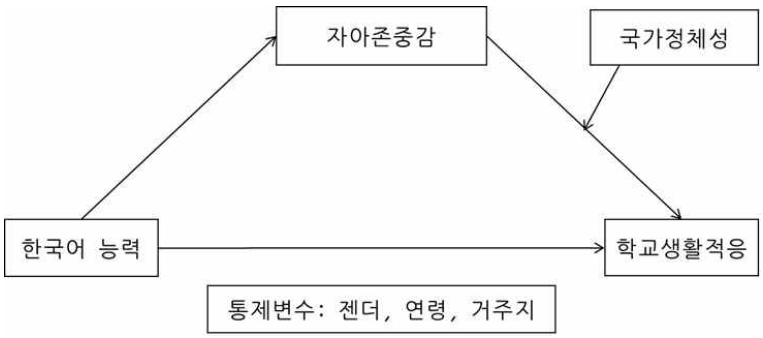
자아존중감과 국가정체성의 관계에 대한 선행연구에 따르면, 자아존중감이 높을수록 청소년은 자신의 국가에 대한 긍정적 인식을 형성하고 국가정체성 수준 또한 높게 유지하는 경향이 있다고 하였다[18]. 반면 국가정체성과 학교생활적응 간의 관계는 다문화 청소년이 자신의 정체성을 명확히 확립하고 있을수록 학교 내 역할 수행과 대인관계에서의 적응력이 향상됨을 보여준다[16]. 특히 주목할 점은 국가정체성이 조절변수로서 기능할 수 있다는 점이다. Lee [17]의 연구는 정체성이 뚜렷한 다문화 청소년일수록 문화적응 스트레스로 인한 학교생활 부적응이 완화되며, 이는 국가정체성이 심리사회적 보호요인으로 작용함을 시사한다.

이러한 이론적 배경은 국가정체성이 자아존중감과 학교생활적응 간의 관계를 조절하거나, 자아존중감을 매개로 한 학교생활적응에 영향을 주는 조절 매개 변인으로서의 역할을 설명하는 데 핵심적인 토대를 제공한다. 따라서 다문화가정 청소년 대상 패널 데이터를 활용하여 한국어 능력이 자아존중감을 매개변인으로 학교생활적응에 미치는 영향을 국가정체성이 조절 매개하는지 검증하고자 하였다.

3. 연구방법

3.1 연구모형

전국의 다문화청소년을 대상으로 한국어 능력이 자아존중감을 매개로 하여 학교생활적응에 미치는 영향을 국가정체성이 조절 매개하는지를 확인하기 위하여 Hayes[19]가 제안한 PROCESS macro ver. 4.2의 model 14번인 조절된 매개효과 분석 절차에 따라 [그림 1]과 같이 연구모형을 설정하였다. 분석과정에서 매개변수와 종속변수에 영향을 미치는 젠더, 연령, 거주지는 통제하였다.



[그림 1] 연구모형

3.2 조사대상 및 자료수집방법

본 연구는 한국청소년정책연구원에서 수행한 「다문화청소년 패널조사 2기 데이터(MAPS 2기)」를 활용하였다. 조사대상은 패널조사 2기 데이터 중 외국출생 청소년 318명이며, 이중에서 남자는 52.8%, 여자는 47.2%이었으며, 평균 연령은 14.22세였고, 분포는 13세에서 17세 사이였으며, 14세가 78.0%, 15세 17.6%였다. 조사대상의 거주지는 경인지역이 48.4%로 가장 많았고, 서울 18.2%, 충청 및 강원권 15.1%,

경상 12.9%, 전라 및 제주권 5.3% 순이었다. 지역규모는 중소도시가 58.2%로 가장 많았고, 다음 대도시 38.1%, 읍/면 3.8%였다.

3.3 조사도구

3.3.1 한국어 능력

한국어 능력은 CILS((Children of Immigrants Longitudinal Survey)의 문항을 수정한 MAPS(Multicultural Adolescents Panel Study) 1기 문항을 활용하였으며, 말하기, 쓰기, 읽기 및 듣기를 측정하는 4문항으로 구성되어 있다. 각 문항은 “전혀 못한다” 1점에서부터 “매우 잘한다” 5점으로 5점 Likert 척도이고, 점수가 높을수록 자신의 한국어 실력이 높음을 의미한다.

3.3.2 자아존중감

자아존중감은 청소년종합실태조사[21]에서 수정한 3문항(내가 다른 사람들처럼 가치있는 사람이라고 생각한다; 좋은 성품을 가졌다고 생각한다; 내 자신에 대하여 대체로 만족한다)을 사용하였으며, 각 문항은 “전혀 그렇지 않다” 1점에서부터 “매우 그렇다” 4점으로 4점 Likert 척도이고, 점수가 높을수록 자아존중감이 높음을 의미한다. 이 척도의 신뢰도 (Cronbach’s α)는 .891로 적절하였다.

3.3.3 국가정체성

국가정체성은 성한기[20]의 한국판 사회정체화 척도 집단개입 문항 중 우리나라에 대한 아동들의 감정개입 현상을 알아보는 문항(누군가 한국을 칭찬하면 내가 칭찬받는 것 같다; 나는 다른 나라 사람들이 한국에 관해서 어떤 생각을 갖는지에 관심이 많다; 한국의 성공이 곧 나의 성공이다; 누군가 한국에 대해 나쁘게 이야기하면 나에게 욕하는 것 같아서 기분이 상한다)을 사용하였다. 각 문항은 “전혀 그렇지 않다” 1점에서부터 “매우 그렇다” 4점으로 4점 Likert 척도이고, 점수가 높을수록 국가정체성이 높음을 의미한다. 이 척도의 신뢰도(Cronbach’s α)는 .840으로 적절하였다.

3.3.4 학교생활적응

학교생활적응은 청소년종합실태조사[21]에서 발췌 및 수정한 문항(나는 수업 시간이 재미있다; 우리 학교는 공부하기에 좋은 분위기다; 나는 우리학교 선생님들이 좋다; 나는 우리학교 친구들이 좋다)을 사용하였다. 각 문항은 “전혀 그렇지 않다” 1점에서부터 “매우 그렇다” 4점으로 4점 Likert 척도이고, 점수가 높을수록 학교생활적응이 높음을 의미한다. 이 척도의 신뢰도 (Cronbach’s α)는 .809로 적절하였다.

3.3.5 통제변수

본 연구에서는 매개변수와 종속변수에 영향을 줄 수 있다고 예측되는 인구사회학적 특성들 중 젠더, 연령, 거주지를 통제변수로 투입하였다.

3.4 자료분석

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.27

자료는 SPSS Ver. 25.0과 SPSS PROCESS macro Ver. 4.2를 이용하여 분석하였다. 일반적 특성 파악을 위하여 빈도분석을 실시하였으며, 척도의 내적 일관성을 확인하기 위하여 신뢰도 분석을 실시하였다. 주요 변수들 간의 상관관계를 파악하기 위해 Pearson의 상관분석을 실시하였고, 조절된 매개효과를 검증하기 위하여 SPSS PROCESS macro의 model 14번을 적용하였다.

4. 연구결과

4.1. 변인간 상관관계

한국어 능력, 자아존중감, 국가정체성, 학교생활적응 간 상관관계를 파악하기 위해 Pearson의 이변량 상관분석을 실시했다. 그 분석 결과는 <표 1>과 같다.

한국어 능력은 자아존중감(r=.222, p<.01), 국가정체성(r=.121, p<.05) 및 학교생활적응(r=.232, p<.001)와 정적인 유의미한 상관관계가 있었다. 자아존중감은 국가정체성(r=.198, p<.01) 및 학교생활적응(r=.335, p<.01)와 정적인 유의미한 상관관계가 있었다. 국가정체성은 학교생활적응(r=.303, p<.01)과도 유의미한 정적 상관관계가 있었다. 독립변수 간 상관계수가 r=.7보다 모두 낮아 다중공선성 문제는 없었다.

주요 변인들의 기술통계 분석 결과 한국어 능력 3점 이상, 국가정체성 2점 이상으로 중간 점수를 상회하였고 한국어 능력의 평균이 가장 높았다(M=4.20520, 5점 만점).

<표 1> 주요 변인 간 상관분석

	한국어 능력	자아존중감	국가정체성	학교생활적응
한국어 능력	1			
자아존중감	.222**	1		
국가정체성	.121*	.198**	1	
학교생활적응	.232**	.335**	.303**	1
M	4.2052	3.2243	2.6360	3.1360
SD	.81013	.60143	.72485	.50371

**p<.01

4.2 국가정체성의 조절된 매개효과

한국어 능력, 자아존중감 및 학교생활적응의 관계에서 국가정체성의 조절된 매개효과를 검증하기 위해서 SPSS PROCESS macro 14번 모델을 활용하여 분석하였으며, 분석 시 젠더, 연령, 거주지는 통제하였다. 조절된 매개효과 검증을 위해 부트스트랩 방법을 적용하였으며, 이 때 신뢰수준은 95%, 샘플 수는 5,000개로 설정하였다. 분석 결과는 [그림 2], [그림 3], <표 2>, <표 3>에 제시하였다.

한국어 능력은 자아존중감에 유의미한 영향을 미쳤으며(B=.1811, p<.001), 자아존중감은 학교생활적응에 유의미한 영향을 미쳤다(B=.2207, p<.001). 한국어 능력은 학교생활적응에도 유의미한 영향을 주었다(B=.0878, p<.01).

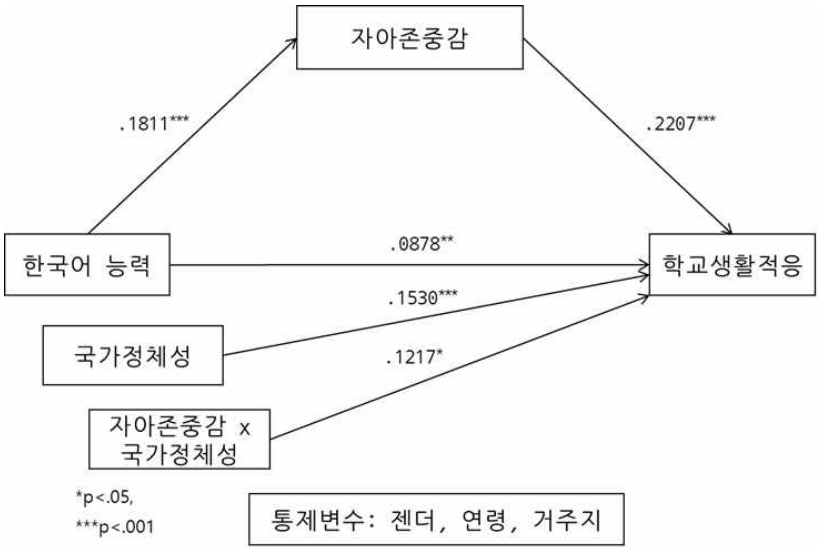
자아존중감과 국가정체성의 상호작용 항은 학교생활적응에 유의미한 영향을 주었고(B=.1217, p<.05), 상호작용 항의 추가에 따른 R^2의 증가량도 유의미하였다($\triangle R^2$=.0144, p<.05). 따라서 자아존중감과 학교생활적응의 관계를 국가정체성이 조절하였다.

국가정체성의 조절효과가 나타났음으로 국가정체성의 세 조건에 따른 자아존중감의 조건부 효과를 분

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.27

석하였다. 국가정체성이 M-SD일 때(B=.1325 p<.05), M일 때(B=.2207, p<.001)와 M+SD일 때(B=.3090, p<.001) 모두 조건부 효과가 유의미하였고, 국가정체성이 증가할수록 조건부 효과가 상승하였다. 즉, 국가정체성이 증가할수록 자아존중감이 학교생활적응에 미치는 영향이 강화함을 의미한다.

조절변수인 국가정체성의 3조건에 따른 한국어 능력의 조건부 효과가 구체적으로 어느 영역에서 유의미한지 확인하기 위해서 조명등 분석인 Johnson-Neyman 방법을 적용하여 분석하였다. 국가정체성 값이 B=-.8368보다 높은 영역에서는 자아존중감의 조건부 효과가 유의미하였고, 조사대상의 86.48%가 이 영역에 있었다. 그러나 국가정체성 값이 B=-.8368보다 낮은 영역에서는 자아존중감의 조건부 효과가 유의미하지 않았고, 조사대상의 13.52%가 이 영역에 있었다. 즉, 국가정체성이 B=-.8368보다 높은 영역에서 자아존중감의 조건부 효과가 유의미하였고, 국가정체성이 증가함에 따라 자아존중감의 조건부 효과가 증가하였다.



[그림 2] 국가정체성의 조절된 매개효과 통계모형

<표 2> 조절된 매개모형에서 국가정체성의 조절효과 분석

변수		매개변수모형 (종속: 자아존중감)			종속변수모형 (종속: 학교생활적응)		
		Coeffect	SE	t값	Coeffect	SE	t value
상수		-1.8543	1.0021	-1.8504	2.8109	.7785	3.6107***
독립	한국어 능력	.1811	.0422	4.2871***	.0878	.0336	2.6088**
매개	자아존중감				.2207	.0444	4.9692***
조절	국가정체성				.1530	.0363	4.2153***
상호작용항	자아존중감 × 국가정체성				.1217	.0513	2.3714*
Highest order test	R^2 변화량				.0144		
	F				5.6235*		
통제	젠더	-.0442	.0666	-.6637	.0226	.0517	.4368

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.27

	연령	.0782	.0659	1.1864	-.0050	.0510	-.0989
	거주지	.0194	.0309	.6262	-.0067	.0241	-.2765
모형요약	R^2	.0571			.2063		
	F	4.7414**			11.5124***		

조절변수 값에 따른 독립변수의 조건부 효과

국가정체성	Effect(B)	se	t값	LLCI	ULCI
M-SD(-.7249)	.1325	.0567	2.3379*	.0210	.2440
M(.0000)	.2207	.0444	4.9692***	.1333	.3081
M+SD(.7249)	.3090	.0592	5.2193***	.1925	.4254

Johnson-Neyman의 유의성 영역

국가정체성	% below	% above
-.8368	13.5220	86.4780

조절변수 값에 따른 독립변수의 조건부 효과 유의성 영역

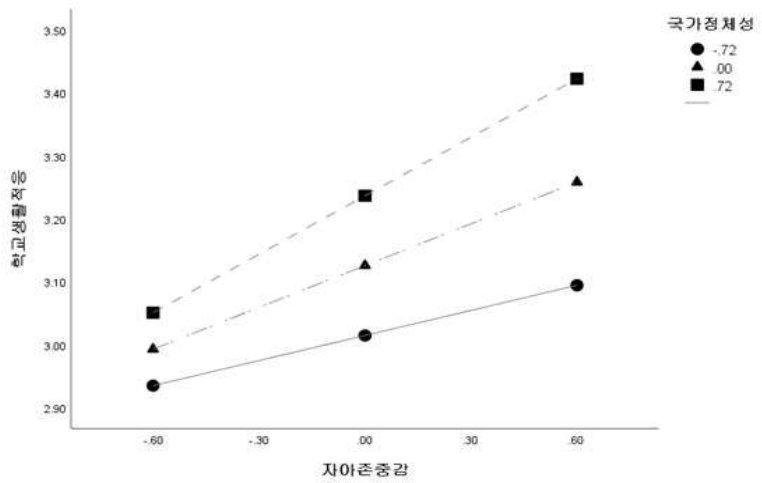
국가정체성	Effect(B)	se	t값	LLCI	ULCI
-1.6360	.0216	.0932	.2312	-.1619	.2050
		:			
-.8860	.1129	.0621	1.8160	-.0094	.2351
-.8368	**.1189**	**.0604**	**1.9676**	**.0000**	**.2377**
-.7360	.1311	.0570	2.2994*	.0189	.2433
		:			
1.3640	.3868	.0846	4.5735***	.2204	.5532

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

*LLCI=95% 신뢰구간 내에서 부트스트랩 하한값

**ULCI=95% 신뢰구간 내에서 부트스트랩 상한값

국가정체성의 3조건(M, M±SD)에 따른 자아존중감의 조건부 효과를 그래프로 시각화하였으며, 그 결과를 [그림 3]에 제시하였다. 한국어 능력의 증가에 따라 자아존중감이 증가하는 기울기는 국가정체성이 M+SD(.72)일 때가 M-SD(-.72)일 때보다 더 가파른 것으로 나타났다. 즉, 자아존중감이 증가하면 학교생활 적응이 증가하는데 국가정체성이 높은 집단의 학교생활적응이 더 가파르게 증가하였다.



[그림 3] 국가정체성의 조절효과

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.27

한국어 능력 → 자아존중감 → 학교생활적응의 경로를 국가정체성이 조절 매개하는지를 확인하기 위하여 국가정체성의 조건부 간접효과를 분석하였으며, 그 결과는 <표 3>에 제시하였다.

한국어 능력이 학교생활적응에 미치는 직접효과는 B=.0878(p<.01)로 유의미하였다. 한국어 능력 → 자아존중감 → 학교생활적응의 조건부 간접효과는 조절변수인 국가정체성이 M-SD일 때는 유의미하지 않았으나(B=.0240, -.0013 ~ .0614), M일 때(B=.0400, .0174 ~ .0692)와 M+SD일 때(B=.0559, .0261 ~ .0928) 95%의 신뢰구간(CI)에서 부트스트랩 하한값과 상한값 사이에 0을 포함하지 않아 조건부 간접효과가 검증되었다. 즉, 한국어 능력이 자아존중감을 경유하여 학교생활적응에 미치는 영향을 국가정체성이 조절 매개하였다.

<표 3> 국가정체성의 조건부 간접효과

Direct effect (한국어 능력 → 학교생활적응)				
Effect(B)	se	t value	LLCI	ULCI
.0878	.0336	2.6088**	.0216	.1539
조건부 간접효과 (한국어 능력 → 자아존중감 → 학교생활적응)				
국가정체성	Effect(B)	BootSE	BootLLCI*	BootULCI**
M-SD(-.7249)	.0240	.0159	-.0013	.0614
M(.0000)	.0400	.0132	.0174	.0692
M+SD(.7249)	.0559	.0170	.0261	.0928

**p<.01

*LLCI=95% 신뢰구간 내에서 부트스트랩 하한값

**ULCI=95% 신뢰구간 내에서 부트스트랩 상한값

5. 논의 및 결론

본 연구 결과를 중심으로 한 논의와 결론은 다음과 같다.

첫째, 상관분석 결과 다문화가정 청소년의 한국어 능력은 자아존중감, 국가정체성, 학교생활적응과 모두 유의미한 정적 상관관계를 보였다. 또한 자아존중감은 국가정체성과 학교생활적응 모두와 정적으로 유의미하게 관련되어 있었다. 이러한 결과는 기존 연구와도 일치한다. 예를 들어, 노보람 외[22]의 연구에서는 한국어 능력이 자아존중감과 학교적응에 유의한 영향을 미치며, 자아존중감이 학교생활적응의 매개변수로서 기능함을 실증적으로 입증한 바 있다. 이는 한국어 능력 향상 프로그램이 다문화 청소년의 심리·사회적 적응을 높이는 핵심 개입 전략이 될 수 있음을 시사한다. 특히, 자아존중감과 국가정체성은 한국 사회 내에서의 통합적 정체성 형성에 기여할 수 있는 심리적 자원으로 작용하므로, 언어교육과 병행하여 자아역량을 강화할 수 있는 프로그램의 설계가 요구된다.

둘째, 조절된 매개효과 분석 결과, 한국어 능력이 자아존중감을 매개로 학교생활적응에 미치는 간접효과는 국가정체성에 따라 그 강도가 달라지는 것으로 나타났다. 구체적으로, 국가정체성이 평균 수준(M) 및 평균보다 높은 수준(M+SD)일 때에만 조건부 간접효과가 통계적으로 유의하였으며, 평균보다 낮은 수준(M-SD)에서는 유의하지 않았다. 이는 국가정체성이 한국어 능력 → 자아존중감 → 학교생활적응의 경로를 강화하는 조절요인으로 기능함을 의미한다. 이러한 결과는 김한솔과 김규찬[23]의 연구 결과와도 맥을 같이한다. 해당 연구에서도 한국어 사용 능력과 문화활동 참여도가 자아존중감을 매개로 학교적응에 간접효과를 미치며, 이 관계에서 국가정체성이 조절변수로 작용함이 확인된 바 있다.

이러한 연구 결과는 다문화 청소년의 학교생활 적응을 위한 개입에 있어 단순한 언어교육을 넘어서, 국가정체성과 같은 심리사회적 요인의 통합적 접근이 필수적임을 시사한다. 특히 한국어 능력이 자아존중감을 경유하여 학교적응에 긍정적인 영향을 미치기 위해서는, 국가정체성이라는 심리적 보호요인이 활성화되어야 한다. 이에 따라 교육정책 및 상담 개입에서는 언어능력 향상과 병행하여 정체성 강화 프로그램을 설계하고 운영하는 것이 바람직하다.

더불어 본 연구는 다문화가정 청소년의 한국어 능력이 자아존중감을 매개로 하여 학교생활적응에 영향을 미치는 경로에서 국가정체성이 조절 매개변수로서 기능함을 실증적으로 검증하였다. 분석 결과는 국가정체성이 강한 청소년일수록 언어능력이 학교생활적응으로 이어지는 심리적 경로가 더욱 강력하게 작동함을 보여주며, 이는 단순한 언어능력 향상만으로는 학교적응에 충분하지 않음을 뒷받침한다.

따라서 다문화 청소년의 학교적응을 지원하기 위한 정책 수립 시, 한국어 교육과 더불어 정체성 형성을 지원하는 통합형 교육 프로그램의 필요성이 제기된다. 구체적으로는 언어역량 교육과 병행하여 자아존중감 증진을 위한 심리사회적 활동, 시민교육, 공동체 소속감 함양 프로그램 등을 연계할 필요가 있다. 또한, 학교 차원에서는 문화적 다양성을 존중하고 수용할 수 있는 다문화 감수성 교육과 정서적 지원 상담체계를 함께 구축해야 한다.

연구의 제한점 및 후속연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 패널데이터이지만 분석은 2기 5차년도만을 분석하였다. 따라서 횡단적 설계에 기반한 분석으로 인과관계를 엄밀하게 추론하기에 한계가 있다. 향후 연구에서는 종단적 자료를 활용한 분석이 요구된다. 둘째, 분석에 사용된 변수들이 자기보고식 설문으로 구성되어 있어 사회적 바람직성 편향의 가능성이 존재한다.

References

[1] 통계청. (2023). 2022년 다문화 인구동태 통계. https://kostat.go.kr/

[2] 교육부・한국교육개발원. (2022). 교육통계서비스: 다문화 학생 통계. https://kess.kedi.re.kr/

[3] 김민정. (2019). 다문화가정 청소년의 한국어 능력과 학교적응 및 학업성취도의 관계. 다문화교육연구, 12(2), 85-103.

[4] Lee, H. J., & Jeong, S. Y. (2020). Korean language proficiency and academic performance of multicultural adolescents: The mediating role of self-esteem. Asia Pacific Education Review, 21(1), 51-63. https://doi.org/10.1007/s12564-019-09620-4

[5] 이지영, 박선영, & 김수정. (2021). 다문화 청소년의 언어능력과 사회적응: 교사와 또래 관계의 매개효과. 다문화사회연구, 14(1), 45-70.

[6] Rosenberg, M. (1965). Society and the adolescent self-image. Princeton University Press.

[7] 이은지. (2020). 자아존중감이 청소년의 학교생활적응에 미치는 영향: 다문화 청소년을 중심으로. 한국심리학회지: 문화 및 사회문제, 26(2), 155-172.

[8] 박지현. (2021). 다문화 청소년의 국가 정체성과 사회통합. 청소년학연구, 28(4), 101-123. https://doi.org/10.xxxx/yyy (DOI는 실제 논문에 맞춰 수정 필요)

[9] 이해영. (2020). 다문화가정 청소년의 한국어 능력과 학업적응에 대한 탐색적 연구. 다문화교육연구, 13(1), 101-120.

[10] 최정윤. (2018). 학교생활적응의 개념과 측정도구 분석. 교육심리연구, 32(3), 523-540.

[11] 이병철, & 송다영. (2011). 다문화가족 중도입국청소년의 학교생활 적응에 관한 질적 연구. 한국사회복지학, 63(4), 131-154.

[12] HU, X., 박용한, & 고한나. (2022). 다문화 청소년의 한국어 능력에 영향을 미치는 요인 탐색: 초등 4학년과 중학교 1학년 시기 비교를 중심으로. 교육문화연구, 28(2), 169-196.

https://doi.org/10.24159/joec.2022.28.2.169

[13] Coopersmith, S. (1967). The antecedents of self-esteem. W. H. Freeman.

[14] 김영배. (2022). 다문화가정 청소년이 지각한 한국어 사용 능력이 학업성취에 미치는 영향: 자아존중감의 매개효과. 외국어로서의 한국어교육, 66, 25-46. https://doi.org/10.21716/TKFL.66.2

[15] Kim, J. N. (2022). 다문화 청소년의 문화 적응 스트레스와 국가정체성이 이중문화 수용 태도에 미치는 영향. 한국컴퓨터정보학회논문지. Retrieved from https://www.dbpia.co.kr/Journal/articleDetail?nodeId=NODE11150461

[16] Park, Y. H., & Lee, S. D. (2017). 다문화가정 청소년의 초-중 전환기 학교적응 및 학업성취 발달 요인에 대한 탐색. 한국교육문제연구. Retrieved from https://www.dbpia.co.kr/Journal/articleDetail?nodeId=NODE07291737

[17] Lee, H. J. (2018). 다문화가정 청소년의 정체성 변화과정과 학교 적응. 한국사회학. Retrieved from https://www.dbpia.co.kr/Journal/articleDetail?nodeId=NODE07399263

[18] 김현숙. (2025). 중국 입국 청소년의 문화 개방성, 자아존중감, 국가정체성의 관계: 삶의 만족도 매개효과를 중심으로. 다문화사회연구, 18(1), 39-80.

[19] Hayes, A. F. (2017). Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach. Guilford publications.

[20] 성한기 (2001). 한국판 사회정체화 척도의 개발. 한국심리학회지: 사회 및 성격. 115(3), 33-48.

[21] 백혜정, 임희진, 김현철, 유성렬 (2017). 2017 청소년종합실태조사(연구보고 2017-10). 서울: 여성가족부 청소년정책과.

[22] Noh, B., Jeong, J., Choi, N., & Lee, K. (2019). 다문화청소년의 학교적응에 대한 외모만족도와 한국어능력의 종단적 영향 및 자아존중감의 매개효과. Family and Environment Research, 57(3), 407-417. Retrieved from http://www.fer.or.kr/upload/pdf/fer-57-3-407.pdf

[23] 김한솔, & 김규찬. (2023). 다문화 청소년의 여가・문화활동이 학교적응에 미치는 영향: 자아존중감의 매개효과를 중심으로. 사회과학연구, 34(2), 115-136.

새론상담심리교육연구
The Journal of Saeron Counseling, Psychology and Education
Vol. 4, No. 2, pp. 38-50
https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.38

Moderated Mediation Effect of Hope on the Relationship between Grit and Lifelong Learning Outcomes through Protean Career Attitude among Adult Learners

Gyu Dal Lee[1], Chang Seek Lee[2]

[1]Ph.D. Student, Dept. of Child-Adolescent Counseling and Psychology, Hanseo University, kyudal614@hanmail.net
[2]Professor, Dept. of Social Welfare, Hanseo University, lee1246@hanmail.net

성인학습자의 그릿이 프로티언 경력태도를 경유하여 평생학습 성과에 미치는 영향에서 희망의 조절된 매개효과

이규달[1], 이창식[2]

[1]박사과정, 아동청소년상담심리학과, 한서대학교, kyudal614@hanmail.net
[2]교수, 사회복지학과, 한서대학교, lee1246@hanmail.net

Abstract: The purpose of this study is to provide basic data for enhancing lifelong learning outcomes of adult learners by verifying the moderated mediation effect of hope in the effect of grit on lifelong learning outcomes through protean career attitude. The subjects of the study were 300 adult learners residing in Chungcheongnam-do and Chungcheongbuk-do, and data collection was conducted using a survey method. The data were analyzed using SPSS PC+ Win. ver. 25.0 and SPSS PROCESS macro ver. 4.2. The statistical techniques applied in the analysis included frequency analysis, reliability analysis, correlation analysis, and moderated mediation analysis. The conclusions of the study are as follows. Grit, protean career attitude, hope, and lifelong learning outcomes showed statistically significant positive correlations with each other. Hope moderated the mediating effect of protean career attitude on the influence of grit on lifelong learning outcomes. That is, the grit of adult learners had a positive impact on learning outcomes through protean career attitude, and hope played a role in strengthening this effect. Based on these findings, the study discussed implications for enhancing lifelong learning outcomes of adult learners.

Keywords: Grit, Protean Career Attitude, Hope, Lifelong Learning Outcomes, Moderated Mediation Effect, Adult Learners

초 록: 본 연구는 성인학습자의 그릿이 평생학습 성과에 미치는 영향에서 프로티언 경력태도의 매개효과와 희망의 조절된 매개효과를 확인하여 성인학습자의 평생학습 성과 증진을 위한 기초자료를 제공하는데 목적이 있다. 연구 대상은 충청남도와 충청북도에 거주하는 성인학습자 300명을 대상으로 하였으며, 자료수집은 설문조사를 활용하였다. 자료는 SPSS PC+ Win. ver. 25.0 및 SPSS PROCESS macro ver. 4.2를 활용하여 분석하였다. 분석에 적용된 통계기법은 빈도분석, 신뢰도분석, 상관관계분석, 조절된 매개효과분석을 실시하였다. 연구의 결론은 다음과 같다. 첫째, 그릿, 프로티언 경력태도, 희망 및 평생학습 성과는 서로 유의미한 정적 상관관계가 있었다. 둘째, 희망은 그릿이 프로티언 경력태도를 경유하여 평생학습 성과에 미치는 영향을 조절 매개하였다. 즉, 성인학습자의 그릿은 프로티언 경력태도를 거쳐 학습성과에 긍정적인 영향을 미치는데, 희망은 이러한 영향을 강화시키는 역할을 하였다. 이러한 연구결과를 토대로 성인학습자의 평생학습 성과를 증진할 수 있는 시사점을 논의하였다.

핵심어: 그릿, 프로티언 경력태도, 희망, 평생학습 성과, 조절된 매개효과, 성인학습자

Received 7 April 2025, Revised 15 April 2025
Accepted 21 April 2025
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.2025.4.2.38

1. Introduction

The lifelong learning outcomes of adult learners have a significant and important impact, including personal outcomes such as individual growth and development, professional outcomes such as the acquisition of new knowledge and skills and improvement in work competence, social outcomes such as contribution to society, and economic outcomes such as economic stability and increase in income. Nevertheless, studies on lifelong learning outcomes for adult learners are limited.

This study focused on grit as a variable influencing lifelong learning outcomes. Grit has been reported as a predictor of success [1, 2], and there are studies that show grit affects academic achievement among adolescents [1, 3], thus this study attempts to apply it to adult learners. That is, this study aims to identify the direct effect of grit on the lifelong learning outcomes of adult learners.

In order to more deeply understand the influence of grit on lifelong learning outcomes, this study intends to include protean career attitude as a mediating variable. Some previous studies have reported that grit has a positive effect on protean career attitude [4]. However, there are very few studies that investigate whether protean career attitude influences lifelong learning outcomes [5]. Therefore, it is necessary to verify whether protean career attitude plays a substantial mediating role in the relationship between grit and lifelong learning outcomes.

Meanwhile, hope is a concept that includes agency thinking (goal setting) and pathways thinking (ways to achieve goals) [6], and this study aimed to examine whether hope moderates the effect of protean career attitude on lifelong learning outcomes. According to previous research, academic achievement differs depending on the level of hope [7]. Therefore, it is predicted that the effect of protean career attitude on lifelong learning outcomes will differ according to the level of hope.

In addition, this study is also interested in whether hope plays a moderated mediating role in the effect of grit on lifelong learning outcomes through protean career attitude. Thus, the purpose of this study is to verify whether hope moderates the mediating effect of protean career attitude on the relationship between grit and lifelong learning outcomes among adult learners, thereby providing basic data for enhancing lifelong learning outcomes.

To achieve this research purpose, the following research questions were established. First, what are the correlations among grit, protean career attitude, hope, and lifelong learning outcomes? Second, Does hope moderate the mediating effect of protean career attitude on the relationship between grit and lifelong learning outcomes?

2. Theoretical Background

2.1 The Relationship Between Grit and Lifelong Learning Outcomes

Grit is a concept first introduced by Duckworth et al. [1], and it is defined as passion and perseverance for long-term goals. People with high grit have a clear sense of direction toward their goals; they know exactly what their goals are and what actions are required to achieve them [8]. The higher an individual's grit, the more consistent their interest is in achieving their goals. They regard

mistakes or failures as opportunities for growth and continue their efforts toward goal attainment. On the other hand, people with low grit tend to frequently change the activities or degree of interest they pursue. Because they find it difficult to maintain sustained effort toward their goals, they often replace challenging and difficult goals with easier ones or abandon them altogether [9].

Meanwhile, lifelong learning outcomes refer to the benefits, advantages, or results that adult learners gain after participating in lifelong learning activities. These outcomes signify the learner' s positive changes following their engagement in lifelong education [10].

Although there is little research directly examining the relationship between grit and lifelong learning outcomes, studies focusing on the relationship between grit and academic achievement have been identified and considered. For example, grit has been found to predict the academic achievement of high school students [11, 12], and similar results have been reported in studies on college students [3, 13]. It has been suggested that individuals with high grit have a strong tendency to persevere, which positively influences academic achievement [12]. In studies on college students, those with high grit demonstrated better academic performance, and the effect was even greater when students' college entrance scores were controlled for [1].

Therefore, it is expected that grit would influence the lifelong learning outcomes of adult learners. Based on this assumption, a more in-depth study was conducted using protean career attitude and hope as additional variables.

2.2. The Mediating Role of Protean Career Attitude

Protean career attitude refers to an individual' s value-driven and self-directed orientation toward career development [13]. It is defined as a mindset and attitude in which individuals consider personal growth and freedom as core values, prioritize psychological success over external elements such as promotion or salary, and develop and manage their careers autonomously based on their internal values [14].

This study focuses on whether protean career attitude serves as a mediating factor in the relationship between grit and lifelong learning outcomes. Thus, prior research was reviewed to examine the influence of grit on protean career attitude and the impact of protean career attitude on lifelong learning outcomes.

Several studies have reported that grit positively influences protean career attitude. For example, research on corporate employees showed that grit had a positive effect on protean careers, and protean careers mediated the relationship between grit and subjective career success [4]. Similarly, another study on currently employed individuals also found that grit had a positive effect on protean career attitude [15].

Next, the influence of protean career attitude on lifelong learning outcomes was considered. In a study of hotel employees, protean career attitude was found to positively affect organizational outcomes [16]. Furthermore, a study of elementary school teachers revealed a significant positive correlation between protean career attitude and subjective career success [5].

Based on these findings, it is anticipated that protean career attitude mediates the relationship between grit and lifelong learning outcomes. Therefore, this study aimed to verify the mediating effect of protean career attitude among adult learners.

2.3. The Moderating Role of Hope

Hope is a concept that has been closely associated with human happiness since ancient Greece, but systematic research on hope began with Snyder et al. [6]. Snyder and colleagues [6] introduced a new cognitive and motivational model known as Hope Theory. According to Snyder [17], hope refers to an individual's trait or disposition characterized by motivational energy toward desired goals and the ability to achieve those goals through specific pathways. This concept of hope consists of two subcomponents: agency thinking (willpower) and pathways thinking (waypower), which interact as a cognitive set for pursuing goals [6, 17].

Individuals with high levels of hope are typically more proactive, focus on success rather than failure, perceive a higher possibility of achieving their goals, and maintain a positive emotional state. In contrast, individuals with low hope tend not to exert their best efforts, focus on failure and the likelihood of not achieving goals, and remain in a negative emotional state [14, 18].

Although no studies have directly examined the influence of hope on lifelong learning outcomes, a few have investigated its effect on academic achievement. For instance, students with high levels of hope tend to achieve higher academic performance than those with lower levels of hope [19].

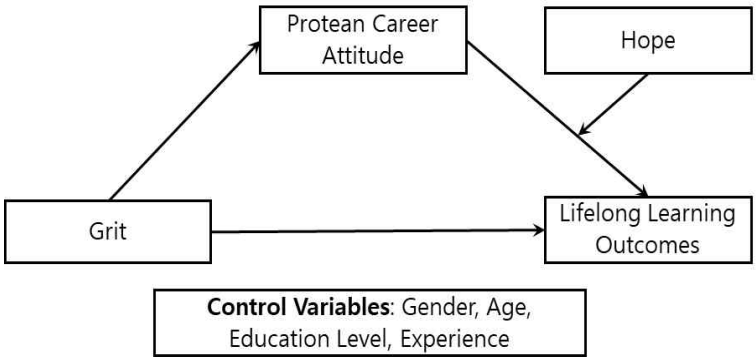
Meanwhile, although no research has directly tested the moderating role of hope in the relationship between protean career attitude and lifelong learning outcomes, related findings have been reported. A study conducted with general high school students found that when students experienced high levels of life stress, both psychological and physical distress increased. However, hope, which showed a significant negative correlation with all types of life stress—especially stress from personal issues—demonstrated a moderating effect by alleviating physical symptoms in response to increasing stress [20].

As shown in previous studies, the relationship between variables may vary depending on the level of hope. Therefore, this study aims to examine whether hope moderates the relationship between protean career attitude and lifelong learning outcomes. Furthermore, it seeks to investigate whether hope plays a moderated mediation role in the influence of grit on lifelong learning outcomes through protean career attitude, specifically in the context of adult learners.

3. Research Method

3.1 Research Model

To verify the moderated mediation effect of hope in the pathway through which grit influences lifelong learning outcomes via protean career attitude, Model 14 of the SPSS PROCESS macro proposed by Hayes [21] was applied. Based on this, the research model was established as shown in Figure 1. Gender, age, education level, and work experience were used as control variables.



<Figure 1> Research Model

3.2 Participants and Data Collection

The participants in this study were adult learners residing in Chungcheongnam-do and Chungcheongbuk-do, selected using convenience sampling. Data were collected through a survey administered by a professional research agency. A pilot study was conducted in March 2024 with 30 adult learners from a lifelong learning center located in City S, Chungcheongnam-do. Analysis of the pilot data confirmed that there were no items or contents compromising reliability or comprehensibility. As a result, the main survey was carried out without any modification to the questionnaire.

The main data collection took place over a two-week period in early April 2024, targeting 300 adult learners residing in Chungcheongnam-do and Chungcheongbuk-do, and was conducted by a professional research agency. The total number of valid participants included in the analysis was 300.

Regarding the general characteristics of the participants, 30.3% were male and 69.7% were female, showing a predominance of female respondents. The largest age group was 40–49 years (36.7%), followed by 30–39 years (29.0%) and 50–59 years (20.7%). In terms of education level, 12.3% had a high school diploma or lower, 21.7% had completed junior college, 53.0% were university graduates, and 13.0% had completed graduate school. In terms of occupation, 83.3% were employed, while 16.7% were full-time homemakers. Regarding marital status, 74.3% were married, and 25.7% were unmarried. For career length, 40.0% had less than 10 years of experience, and 39.7% had between 10 and 20 years. Residency was evenly distributed between Chungnam and Chungbuk.

3.3 Instruments

3.3.1 Grit

Grit was measured using the Short Grit Scale (S-Grit) developed by Duckworth and Quinn [2] and applied in Korea by Hwang and Lee [22]. This scale consists of 8 items, assessing consistency of interests and perseverance of effort, using a 5-point Likert scale. Higher scores indicate a higher level of grit. In this study, the reliability coefficient was Cronbach's α = .653, which was deemed acceptable.

3.3.2 Protean Career Attitude

Protean career attitude was measured using the scale developed by Briscoe, Hall, and Demuth [13].

This instrument comprises 14 items in total, with 8 items assessing self-directed career management and 6 items assessing value-driven orientation. Each item was rated on a 5-point Likert scale, and higher scores indicated a stronger protean career attitude. The scale demonstrated high internal consistency, with Cronbach's α = .874.

3.3.3 Hope

To measure hope, the Korean version of the Dispositional Hope Scale (K-DHS), translated and validated by Choi et al. [23] based on Snyder et al. [6], was employed. The scale includes two subdimensions: agency thinking (goal-directed energy) and pathways thinking (perceived routes to goal achievement), consisting of 8 items rated on a 5-point Likert scale. Higher scores indicated higher levels of hope. The scale showed excellent internal reliability, with Cronbach's α = .903.

3.3.4 Lifelong Learning Outcomes

Lifelong learning outcomes were measured using a modified version of the 28-item scale developed by Kim and Seo [24], as revised by Park and Seo [25], who removed low-reliability items. The final scale includes 17 items across three domains: social (6 items), affective (5 items), and cognitive (6 items). Each item was rated on a 5-point Likert scale, with higher scores reflecting higher lifelong learning outcomes. The reliability of the scale was excellent, with Cronbach's α = .943.

3.3.5 General Characteristics and Control Variables

General demographic variables such as gender, age, educational attainment, career length, and marital status were collected. Among these, gender, age, education level, and career experience were included as control variables, as they were expected to influence the mediating and dependent variables.

3.4 Data Analysis

Data were analyzed using SPSS for Windows ver. 25.0 and the SPSS PROCESS macro ver. 4.2. First, frequency analysis was conducted to describe the participants' demographic characteristics. To assess the internal reliability of the instruments, Cronbach's α coefficients were calculated. In addition, Pearson's bivariate correlation analysis was performed to examine the relationships between grit, protean career attitude, hope, and lifelong learning outcomes.

To verify the moderated mediation effect of hope, Model 14 of the SPSS PROCESS macro proposed by Hayes (2017) was applied. A bootstrapping method with 5,000 samples and a 95% confidence interval was employed to test the significance of the effects. In the moderation and moderated mediation analyses, both the independent variable (protean career attitude) and the moderator (hope) were mean-centered to reduce multicollinearity and enhance interpretability.

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.38

4. Research Results

4.1 Correlation Among Variables

To examine the relationships among grit, protean career attitude, hope, and lifelong learning outcomes, Pearson's correlation analysis was conducted. The results are presented in Table 1.

The analysis revealed that grit showed statistically significant positive correlations with protean career attitude (r=.251, p<.001), hope (r=.227, p<.001), and lifelong learning outcomes (r=.213, p<.001). Protean career attitude also showed significant positive correlations with hope (r=.534, p<.001) and lifelong learning outcomes (r=.528, p<.001). Additionally, a strong and statistically significant positive correlation was found between hope and lifelong learning outcomes (r=.687, p<.001).

Since all correlation coefficients among the key variables were below r=.70, it was determined that multicollinearity was not a concern in this study.

Furthermore, descriptive statistical analysis of the main variables indicated that all mean scores exceeded the midpoint value of 3 on the 5-point Likert scale. Among them, protean career attitude recorded the highest average score (M=3.77).

<Table 1> Correlations analysis between main variables

Classification	1	2	3	4
1. Grit	1			
2. Protean Career Attitude	.251***	1		
3. Hope	.227***	.534***	1	
4. Lifelong Learning Outcomes	.213***	.528***	.687***	1
M	3.1400	3.7667	3.5113	3.4312
SD	.54900	.46436	.63006	.58777

***p<.001

4.2 Moderated Mediation Effect of Hope

To verify the moderated mediation effect of hope in the relationship between grit, protean career attitude, and lifelong learning outcomes, the SPSS PROCESS macro Model 14 was utilized. The bootstrap method was applied to test the moderated mediation effect, with a confidence level of 95% and 5,000 resamples. The results are presented in Figure 2, Table 2, and Table 3.

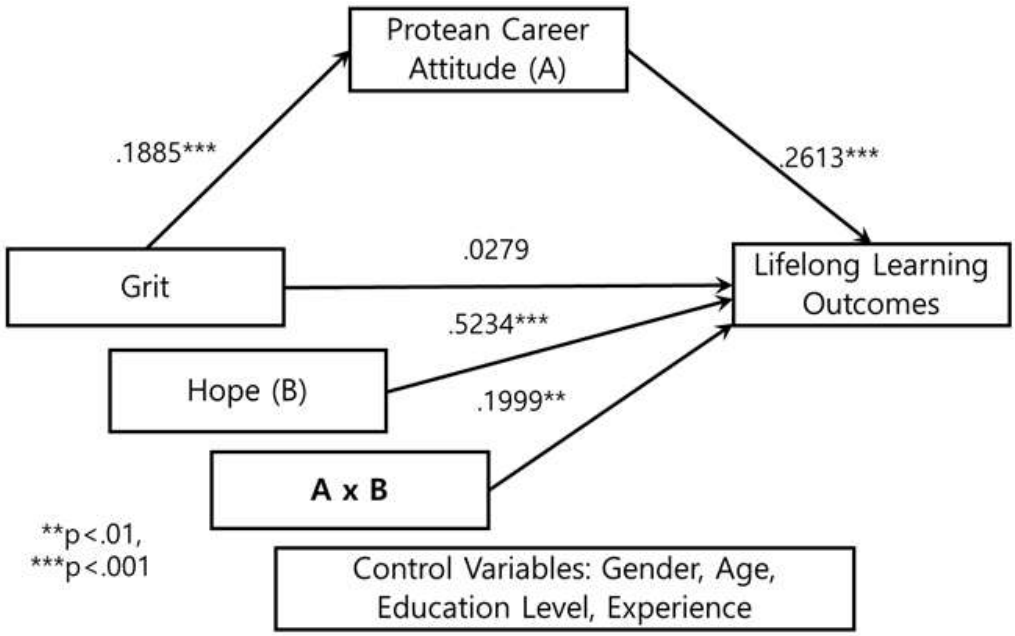
Grit had a statistically significant effect on protean career attitude (B=.1885, p<.001), and protean career attitude significantly influenced lifelong learning outcomes (B=.2613, p<.001). However, grit, as the independent variable, did not significantly affect lifelong learning outcomes directly (B=.0278,p>.05). The interaction term between protean career attitude and hope significantly affected lifelong learning outcomes (B=.1999,p<.01), and the increase in R^2 due to the inclusion of the interaction term was also statistically significant ($\triangle R^2$ =.0121,p<.01). Therefore, hope moderated the relationship between protean

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.38

career attitude and lifelong learning outcomes.

Since the moderating effect of hope was confirmed, the conditional effects of protean career attitude at three levels of hope (M-SD, M, and M+SD) were further analyzed. When hope was at M-SD, the conditional effect was not significant (B=.1354,p>.05). However, the effect was significant when hope was at the mean (M) (B=.2613, p<.001) and at M+SD (B=.3873, p<.001).

To identify the specific range in which the conditional effect of protean career attitude was significant across levels of hope, the Johnson-Neyman technique was applied. The analysis revealed that when hope was greater than B=-.5500, the conditional effect of protean career attitude on lifelong learning outcomes was statistically significant, and 84.0% of the participants fell within this range. Conversely, when hope was below B=-.5500, the conditional effect was not significant, and 16.0% of participants were within this range. In summary, hope values above B=-.5500 led to significant conditional effects of protean career attitude, and as hope increased, the conditional effect also increased.



<Figure 2> Statistical model of the moderated mediation effect of hope

<Table 2> Analysis of moderating effect of hope

Classification	Mediating variable model (DV: Protean career attitude)			Dependent variable model (DV: lifelong learning outcomes)		
	Coeffect	SE	t value	Coeffect	SE	t value
Constant	-.9480	.2201	-4.3074***	3.0167	.2163	13.9496***

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.38

IV	Grit	.1885	.0488	3.8634***	.0279	.0470	.5934
M	Protean career attitude				.2613	.0624	4.1901***
Moderator	Hope				.5234	.0451	11.6158***
Interaction	Protean career attitude × Hope				.1999	.0735	2.7215**
Higher order test	R^2 change				.0121		
	F				7.4066**		
Covariates	Gender	.0558	.0589	.9462	.0579	.0555	1.0532
	Age	-.0023	.0035	-.6658	.0043	.0033	1.3065
	Educational level	.0922	.0304	3.0367**	.0138	.0289	.4782
	Experience	.0094	.0040	2.3287*	-.0117	.0038	.6644
Model Summary	R^2	.1129			.5247		
	F	7.4839***			40.1548***		

Conditional effects of the Protean career attitude at values of the hope

Hope	Effect(B)	se	t value	LLCI*	ULCI**
-.6301(M-SD)	.1354	.0805	1.6812	-.0231	.2939
.0000(M)	.2613	.0624	4.1901***	.1386	.3841
.6301(M+SD)	.3873	.0747	5.1851***	.2403	.5343

Moderator values defining Johnson-Neyman significance regions

Hope	% below	% above
-.5500	16.0	84.0

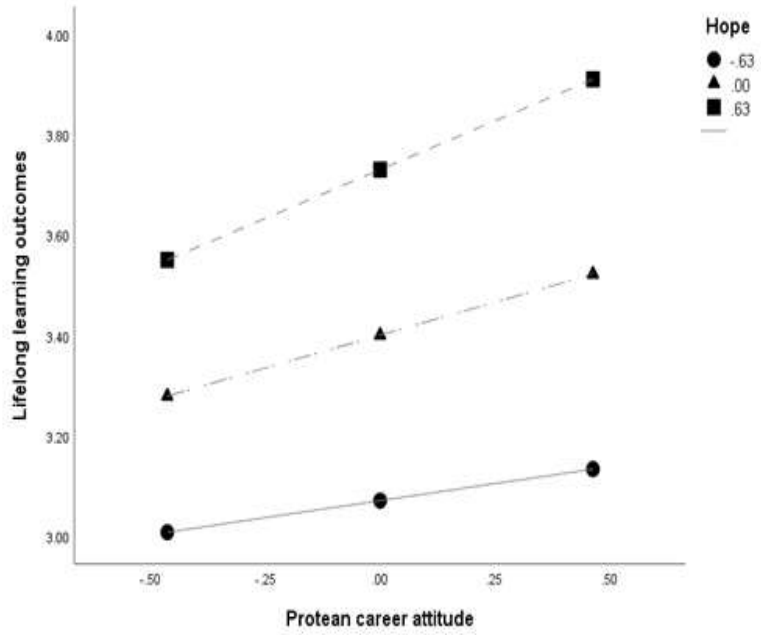
Significance Region of the Conditional Effect of Protean Career Attitude According to Levels of Hope

Hope	Effect(B)	se	t value	LLCI	ULCI
-2.5113	-.2407	.1993	-1.2076	-.6329	.1516
			⋮		
-.7113	.1192	.0844	1.4111	-.0470	.2854
-.5500	.1514	.0769	1.9682	.0000	.3028
-.5113	.1591	.0753	2.1138*	.0110	.3073
			⋮		
1.4888	.5590	.1216	4.5979***	.3197	.7982

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.38

*p<.05, **p<.01, ***p<.001
*LLCI=Lower limit of the 95% confidence interval for the bootstrapped indirect effect
**ULCI=Upper limit of the 95% confidence interval for the bootstrapped indirect effect

The conditional effects of protean career attitude at three levels of hope (M, M±SD) were visualized using a graph, as presented in Figure 3. The slope indicating the increase in lifelong learning outcomes as protean career attitude increased was steeper when hope was at M+SD (.63) compared to M-SD (-.63). In other words, as protean career attitude increases, lifelong learning outcomes also increase, and this increase is more pronounced among individuals with higher levels of hope.



[Figure 3] Moderating effect of hope

To examine whether hope moderates the mediating pathway from grit → protean career attitude → lifelong learning outcomes, an analysis of the conditional indirect effects of hope was conducted. The results are presented in Table 3.

The direct effect of grit on lifelong learning outcomes was not statistically significant (B=.0279, p>.05). However, the conditional indirect effect of grit on lifelong learning outcomes through protean career attitude was significant when the moderator hope was at the mean (M) (B=.0493, 95% CI [.0176, .0866]) and at M+SD (B=.0730, 95% CI [.0252, .1294]). Because the 95% confidence intervals for both conditions did not include zero, the conditional indirect effect was validated.

Moreover, the index of moderated mediation for hope was .0377, and its 95% confidence interval ranged from .0011 to .0815, which also did not contain zero, confirming the presence of a statistically significant moderated mediation effect.

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.38

In summary, when levels of hope were at the mean or higher, hope moderated the indirect effect of grit on lifelong learning outcomes through protean career attitude.

<Table 3> Direct and conditional indirect effect

Direct effect (grit → lifelong learning outcomes)				
Effect(B)	se	t value	LLCI*	ULCI**
.0279	.0470	.5934	-.0646	.1203
Conditional indirect effect (Grit → Protean career attitude → Lifelong learning outcomes)				
Hope	Effect(B)	BootSE	BootLLCI	BootULCI
-.6301(M-SD)	.0255	.0161	-.0015	.0617
.0000(M)	.0493	.0177	.0176	.0866
.6301(M+SD)	.0730	.0263	.0252	.1294
Moderated mediation effect				
	Index	BootSE	BootLLCI	BootULCI
Hope	.0377	.0203	.0011	.0815

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

**ULCI=Upper limit of the 95% confidence interval for the bootstrapped indirect effect

5. Discussion and Conclusion

Based on the results of this study, the following discussions can be made.

First, the correlation analysis showed that grit, protean career attitude, hope, and lifelong learning outcomes all had significant positive correlations with one another. These findings are consistent with previous studies suggesting that higher grit is associated with greater academic achievement [1, 12], that grit positively influences protean career attitude [4], that protean career attitude affects lifelong learning outcomes [16], and that higher hope is linked with higher academic performance [7, 19]. This suggests that lifelong learning outcomes in adult learners are related to various factors, and research and policies aimed at improving such outcomes require a multifaceted approach.

Second, hope moderated and mediated the effect of grit on lifelong learning outcomes through protean career attitude. The mediating effect was significant when hope was above the mean (M). That is, when hope was at M-SD, hope did not moderate and mediate the path from grit → protean career attitude → lifelong learning outcomes. However, when hope was at M and M+SD, it did moderate and mediate the pathway. These results imply that enhancing both grit and protean career attitude is effective for improving lifelong learning outcomes, but combining this with high hope yields even greater effectiveness.

The limitations of this study and suggestions for future research are as follows. First, since this study targeted general adult learners, future research should expand the scope to include diverse groups such as learners with disabilities, foreign workers, and multicultural women learners. Second, as this study focused on quantitative research, future studies are encouraged to adopt a mixed-methods

approach that integrates both quantitative and qualitative methods.

References

[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] 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

[3] Strayhorn, T. L. (2014). What role does grit play in the academic success of Black male collegians at predominantly White institutions? Journal of African American Studies, 18, 1-10. https://doi.org/10.1007/s12111-012-9243-0

[4] Choi, J. H. (2023). Structural relationships among grit, boundaryless career, protean career, subjective career success, and life satisfaction. Journal of Business Education, 38(1), 371-392.

[5] Kim, S. J., & Choi, S. W. (2015). Relationship among elementary teachers' lifelong learning experiences, protean career attitude, and subjective career success. Journal of Lifelong Education and HRD, 11(1), 71-94.

[6] Snyder, C. R., Harris, C., Anderson, J. R., Holleran, S. A., Irving, L. M., Sigmon, S. T., ... & Harney, P. (1991). The will and the ways: Development and validation of an individual-differences measure of hope. Journal of Personality and Social Psychology, 60(4), 570-585. https://doi.org/10.1037/0022-3514.60.4.570

[7] Gilman, R., Dooley, J., & Florell, D. (2006). Relative levels of hope and their relationship with academic and psychological indicators among adolescents. Journal of Social and Clinical Psychology, 25(2), 166-178. https://doi.org/10.1521/jscp.2006.25.2.166

[8] Goodwin, B., & Miller, K. (2013). Teaching self-regulation has long-term benefits. Educational Leadership, 70(8), 80-81.

[9] Hwang, K. W. (2017). A study on the application of grit in character education. Doctoral dissertation, Seoul National University.

[10] Park, M. S., Jang, E. S., & Park, S. J. (2012). Analysis of relative importance of lifelong educator competencies. Education Research Bulletin, 33(1), 165-186.

[11] Lee, S. R., Lee, W. P., Kim, K. E., Yeom, J. G., & Son, Y. W. (2013). The relationship between emotional perception and power: Moderating effects of emotional intelligence and goal relevance. Emotion and Sensibility, 16(4), 433-444.

[12] Lee, J. L., & Kwon, D. H. (2016). A structural analysis of locus of control, mindset, grit, and academic achievement. Korean Journal of Youth Studies, 23(11), 245-264.

[13] Briscoe, J. P., Hall, D. T., & DeMuth, R. L. F. (2006). Protean and boundaryless careers: An empirical exploration. Journal of Vocational Behavior, 69(1), 30-47. https://doi.org/10.1016/j.jvb.2005.09.003

[14] Baek, G. Y. (2020). The influence of protean career attitude on work-life balance of millennial

female office workers: Focusing on the mediating effect of employability and moderating effect of continuous learning activity.

[15] Bang, I. S., & Shin, J. G. (2022). Serial mediation effect of grit and protean career attitude in the relationship between coaching leadership and job crafting. Korean Journal of Business Administration, 35(4), 685-714. https://doi.org/10.18032/kaaba.2022.35.4.685

[16] Chae, S. S. (2019). The effects of protean career attitude on learning goal orientation, career satisfaction, and performance: Focused on F&B departments in 5-star hotels in Seoul. Journal of Hotel & Tourism Studies, 21(1), 94-114.

[17] Snyder, C. R. (1994). The psychology of hope: You can get there from here. Simon & Schuster.

[18] Seligman, M. E. (1995). The effectiveness of psychotherapy: The Consumer Reports study. American Psychologist, 50(12), 965-974. https://doi.org/10.1037/0003-066X.50.12.965

[19] Snyder, C. R. (Ed.). (2000). Handbook of hope: Theory, measures, and applications. Academic Press.

[20] Jang, J. H. (2008). Stress and mental health of adolescents: The buffering effect of hope. Master's thesis, Kyungnam University.

[21] Hayes, A. F. (2017). Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach. Guilford Press.

[22] Hwang, Y. K., & Lee, C. S. (2020). Relationship between body image, growth mindset, grit, and successful aging in Korean elderly: Moderated mediation effect of hope. Medico-Legal Update, 20(1), 208-215. https://doi.org/10.37506/v20/il/2020/mlu/194519

[23] Choi, Y. H., Lee, H. K., & Lee, D. G. (2008). Validation of the Korean version of Snyder's Hope Scale. Korean Journal of Social and Personality Psychology, 22(2), 1-16.

[24] Kim, E. Y., & Seo, E. H. (2015). Achievement goal orientation, learning strategies, and academic achievement: Mediating effect of academic emotion regulation. Journal of Learner-Centered Curriculum and Instruction, 15(10), 99-119.

[25] Park, Y. G., & Seo, J. B. (2020). A study on adult learners' participation motivation in lifelong education, self-esteem, psychological empowerment, and quality of life. Humanities and Social Sciences 21, 11(4), 1575-1589.

새론상담심리교육연구
The Journal of Saeron Counseling, Psychology and Education
Vol. 4, No. 2, pp. 51-64
https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.51

어머니의 자녀 가치, 자아존중감이 영아의 기질에 미치는 영향: 양육 행동의 매개효과를 중심으로

전혜경[1], 박정원[2]

[1]부교수, 유아교육학과, 송곡대학교, hkjeun@songgok.ac.kr
[2]부교수, 유아교육학과 교직담당, 송곡대학교, damjeong@songgok.ac.kr

Effects of Maternal Values Regarding Children and Maternal Self-Esteem on Infant Temperament: Focusing on the Mediating Role of Parenting Behaviors

Heikyeong Jeon[1], Jungwon Park[2]

[1]Associate Professor, Dep. of Early Childhood Education, SONGGOK University,
[2]Associate Professor, Teacher Education Coordinator, Dep. of Early Childhood Education, SONGGOK University,

초 록: 본 연구에서는 어어머니의 자녀 가치, 자아존중감이 영아의 기질에 미치는 영향에서 어머니의 양육 행동의 매개효과 검증하였다. 이를 위해 한국영유아 교육·보육 패널(Korean ECEC Panel Study)에서 실시한 2022년 한국영유아 교육·보육 패널 조사 데이터를 활용하였다. 조사는 2022년 2월부터 9월까지 실시하였고, 그 중 주양육자인 어머니와 3개월 이상 12개월 이하의 영아를 대상으로 하였다. 자료는 SPSS(Ver. 21.0)을 활용하여 기술통계 분석, 상관 분석과 다중회귀분석, 매개효과분석을 실시하였다. 연구 결과는 첫째, 어머니의 자녀 가치, 자아존중감, 양육 행동 및 영아의 기질은 모두 유의미한 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 둘째, 어머니의 자녀 가치, 자아존중감은 영아의 기질에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 셋째, 어머니의 자녀 가치, 자아존중감이 영아의 기질에 미치는 영향에서 어머니의 양육 행동은 부분매개효과가 있는 것으로 나타났다. 이는 영아의 기질이 어머니의 내면적 특성과 행동에 의해 영향을 받을 수 있음을 보여주며, 영아기 부모 교육은 양육 기술뿐 아니라 어머니의 심리적 자원을 강화하는 접근이 함께 이루어져야 할 필요가 있음을 시사한다.

핵심어: 자녀가치, 자아존중감, 양육 행동, 기질, 영아

Abstract: This study examined the mediating effect of parenting behaviors on the relationship between maternal values regarding children, maternal self-esteem, and infant temperament. For this purpose, data from the 2022 Korean Early Childhood Education and Care (ECEC) Panel Study were utilized. The survey was conducted from February to September 2022, targeting mothers as primary caregivers of infants aged between 3 and 12 months. Data were analyzed using SPSS (Ver. 21.0), employing descriptive statistics, correlation analysis, multiple regression, and mediation analysis.
The results showed: First, maternal values regarding children, maternal self-esteem, parenting behaviors, and infant temperament were all significantly correlated. Second, maternal values and self-esteem had significant effects on infant temperament. Third, parenting behaviors partially mediated the relationship between maternal values and self-esteem and infant temperament. These findings suggest that infant temperament can be influenced by mothers' internal characteristics and parenting behaviors. Therefore, parent education during infancy should not only focus on parenting skills but also include approaches to strengthen mothers' psychological resources.

Keywords: Value Regarding Children, Self-Esteem, parenting Behavior, Temperament, infant

Received 9 June 2025, Revised 12 June 2025
Accepted 19 June 2025
Corresponding Author: Jungwon Park
(SONGGOK University)
Email: damjeong@songgok.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.2025.4.2.51

1. 서론

영아기는 생애 초기 발달의 기초가 형성되는 중요한 시기로, 이 시기의 양육 환경과 주양육자의 역할은 아동의 정서, 인지, 사회적 발달에 장기적인 영향을 미친다[1]. 특히, 주양육자의 특성과 역할에 따라 영아의 애착 형성 및 정서적 안정성에 차이가 발생할 수 있으며[2], 전통적으로 어머니는 임신과 출산을 통해 영아와 직접적인 유대감을 형성하고 이를 바탕으로 주양육자로서 핵심적인 역할을 수행해왔다[3].

어머니는 일반적으로 높은 감수성과 민감성을 기반으로 양육 행동을 보이며, 이는 영아의 감정 조절 능력과 사회적 기술 발달에 긍정적인 영향을 미친다[4]. 어머니의 심리적·사회적 특성과 양육 방식은 영아의 기질 형성과 행동 발달에 상당한 영향을 나타내며, 단순한 보호자를 넘어 정서적·사회적 발달을 촉진하는 중심축으로 기능한다[5, 6]. 기존 연구들은 심리적 특성과 같은 어머니의 개인적 요인이 양육 행동에 유의미한 영향을 미친다고 강조하며, 이들 요소와 자녀 기질 간 밀접한 관련성을 밝혀왔다[7, 8, 9]. 선행 연구에 따르면, 어머니의 개인적 특성은 양육 행동과 영아의 기질 모두와 밀접한 상관관계를 가진다. 예를 들어, 부모가 자녀를 얼마나 중요한 존재로 인식하는지를 나타내는 자녀에 대한 가치는 양육 태도를 결정하는 핵심 요인으로 작용한다. 자녀 가치를 높게 평가하는 어머니일수록 적극적으로 양육에 참여하며, 이는 영아의 정서적 안정과 사회적 상호작용을 촉진하는 데 기여할 수 있다[10]. 특히, 자녀의 성장과 발달을 중요하게 여기는 어머니는 양육 행동에 있어서 더 많은 에너지와 노력을 기울이고, 이는 자녀의 긍정적 정서 형성과 기질 발달에 긍정적인 영향을 미친다[11]. 이처럼 부모의 자녀에 대한 가치 인식은 양육 행동을 통해 자녀의 기질 형성과도 밀접하게 연결된다. 또한 어머니가 자신의 양육 능력과 가치를 어떻게 평가하는지를 반영하는 심리적 변수인 자아존중감은 자신에 대한 긍정적 인식이 부모 역할에 대한 자신감으로 이어지고, 스트레스 상황에서도 일관되고 반응적인 양육 행동으로 나타난다[12,13]. 자아존중감이 높은 어머니는 자신의 부모 역할에 대한 자신감을 가지고 정서적으로 안정된 상호작용을 하는[13] 반면 자아존중감이 낮은 어머니는 양육 스트레스를 더 크게 경험하며, 불안정한 양육 행동을 보일 가능성이 크고[8], 양육 효능감을 잃고, 불안정한 양육 행동을 보일 가능성이 높으며, 이는 자녀와의 상호작용에서 부정적인 결과를 초래할 수 있다[14]. 이처럼 자녀 가치 인식, 자아존중감과 같은 어머니의 개인적 특성은 그녀의 양육 태도와 영아의 기질 형성에 주요한 영향을 줄 수 있다[15].

한편, 기질은 영아가 나타내는 정서적 표현과 환경 자극에 대한 반응의 차이를 통해 식별되는 개인차며, 주로 유전적 영향이 강하다고 여겨져 왔지만[16, 17, 18], 최근 연구에서는 이러한 기질도 양육 환경과의 상호작용 속에서 변화 가능성을 가진다는 관점이 강조되고 있다[19, 20, 21]. 관련 연구에 의하면, 어머니의 온정적이고 민감한 양육 행동은 영아의 자기조절 능력을 높이고 긍정적 정서를 촉진하는 반면, 통제적이거나 거부적인 태도는 부정적 정서를 증가시킬 수 있다[24, 9]. 즉, 기질은 단순히 타고난 특성으로 고정된 것이 아니라 양육자의 행동과 정서적 분위기에 따라 그 표현이 변화될 수 있으며, 이는 영아기의 중요한 발달 기제로 기능한다는 점에서 주양육자인 어머니의 역할은 더욱 중요하다[25, 26].

결국, 어머니의 심리적 특성과 그에 기반한 양육 행동은 영아의 기질에 직간접적으로 영향을 미치며, 긍정적인 심리·사회적 자원을 가진 어머니는 안정된 애착과 기질 형성을 돕는 양육 행동을 실천할 가능성이 높다[27, 28]. 따라서 영아의 긍정적 발달을 위해서는 어머니의 자녀 가치, 자아존중감과 같은 개인적 특성과 이를 기반으로 한 양육 환경에 대한 깊이 있는 이해가 요구되며, 이는 부모 교육 및 보육 지원의 실질적 근거 자료로 활용될 필요가 있다.

지금까지의 영아 기질 연구는 대부분 12개월 이상의 영아를 대상으로 진행되었으며[26], 이에 대한 정보가 부족한 12개월 미만의 영아에 대한 기질 분석과 그에 맞는 양육 및 보육 전략 수립이 요구되고

있다. 영아기 초기의 기질 이해는 부모의 양육 스트레스를 줄이고, 효능감을 증진시켜 보다 효과적인 양육을 가능하게 한다는 점에서 연구의 필요성이 높다.

이에 본 연구는 어머니의 자녀 가치, 자아존중감, 양육 행동 및 영아의 기질 간의 관계를 종합적으로 분석하고, 이를 통해 향후 부모 교육 및 육아 정책 수립의 기초 자료로서의 활용 가능성을 모색하고자 한다.

따라서 본 연구의 목적을 달성하기 위하여 다음과 같은 연구 가설을 설정하였다. 첫째, 어머니의 자녀 가치, 자아존중감, 양육 행동 및 영아의 기질은 유의미한 상관관계가 있을 것이다. 둘째, 어머니의 자녀 가치, 자아존중감은 영아의 기질에 영향을 미칠 것이다. 셋째, 어머니의 자녀 가치, 자아존중감이 영아의 기질에 미치는 영향에서 어머니의 양육 행동의 매개효과가 있을 것이다.

2. 이론적 배경

2.1 자녀 가치

자녀 가치(value of children)란 부모가 자녀를 출산하고 양육하면서 느끼는 다양한 기대와 의미를 포함하는 다차원적 개념으로, 초기에는 경제적 관점에서 논의되었으나 오늘날에는 심리적・정서적・사회적 요소를 포괄하는 방향으로 확장되었다. 국내연구에서는 자녀가 부모에게 주는 정서적 만족과 자녀를 양육하려는 동기의 반영이라 하는 점에서 그 가치를 설명하고[26], 자녀에 대한 가치는 부모가 자녀를 얼마나 중요한 존재로 인식하는지를 나타내며[27], 자녀를 가짐으로써 느끼는 심리적・사회적・경제적 만족과 부담의 인지로 보았다. 이는 양육 태도를 결정하는 핵심 요인으로 작용한다. 자녀 가치를 높게 평가하는 어머니일수록 적극적으로 양육에 참여하며, 이는 영아의 정서적 안정과 사회적 상호작용을 촉진하는 데 기여할 수 있다[10]. 특히, 자녀의 성장과 발달을 중요하게 여기는 어머니는 양육 행동에 있어서 더 많은 노력을 기울이며, 이러한 태도는 자녀의 긍정적 정서 형성과 기질 발달에 긍정적인 영향을 미친다[11]는 점에서 어머니의 자녀 가치는 양육 행동을 매개로 영아 발달에 영향을 미치는 주요 경로로 이해될 수 있다.

2.2 자아존중감

자아존중감(self-esteem)이란 자신에 대한 긍정적 또는 부정적 평가를 포함하는 자기 개념의 핵심 요소로, 자기 개념을 구성하는 특질들에 대한 평가에 기초하여 한 사람으로서 자신의 가치에 대한 평가로 정의할 수 있다[28]. 어머니의 자아존중감이란 자신을 가치 있고 유능한 존재로 인식하는 정도로, 이는 부모로서의 심리적 자원이라는 점에서 큰 의미를 지닌다[29]. 자신의 양육 능력과 가치를 어떻게 평가하는지에 따라 높은 자아존중감을 가진 어머니는 스트레스 상황에서도 안정적인 양육 행동을 유지하고[12], 양육 스트레스를 효과적으로 조절하여 애정적 태도, 자율성 존중과 같은 긍정적이고 일관된 양육 행동으로 나타나며[25, 29], 자녀의 애착 형성과 정서적 안정에 긍정적인 영향을 미친다[13]. 반면, 자아존중감이 낮은 어머니는 자신의 양육 능력에 대해 불안감을 느끼며, 이로 인해 자녀와의 상호작용에서 부정적인 영향을 미칠 가능성이 높다[14]. 실제로 한국아동패널(PSKC) 데이터를 활용한 선행 연구에서 영아의 기질과 발달 특성이 어머니의 자아존중감을 매개로 양육 태도에 영향을 미치는 것으로 밝혀졌다[8]. 특히 어머니의 높은 자아존중감은 양육 스트레스가 적은 경우 더욱 긍정적 양육 행동을 강화하며, 이는 영아의 기질이 긍정적으로 조율되는 경로임을 시사한다[25]. 또한, 유아의 발달 초기 단계인 영아기 연구에서도 어머니의 자아존중감과 양육 행동 간의 매개 관계는 영아의 정서 발달

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.51

및 행동 조절 능력에 중요한 영향을 미치는 것으로 나타났다[17]. 본 연구에서는 어머니의 자아존중감이 높을수록 양육 행동의 질은 향상되고, 이를 통해 영아의 기질이 긍정적으로 발달하는 경로를 실증적으로 규명하고자 한다.

2.3 양육 행동

양육 행동(parenting behavior)이란 자녀를 양육하는 과정에서 반응과 행동, 양육자의 가치관과 태도가 반영된 행동 양식을 의미한다[30]. 양육 행동에 대한 이론은 다양한 학자들에 의해 제시되어 왔으며, 양육 행동의 차원과 유형은 자녀의 발달에 따라 서로 다른 영향을 미친다. Symonds[31]는 양육 행동을 수용-거부, 지배-복종의 두 축으로 분류하였으며, Schaefer[32]는 이를 보완하여 애정-적대, 자율-통제의 두 차원으로 구성된 모형을 제시하였다. 박영애[33]는 Schaefer[32]의 이론에 근거하여 애정-적대, 자율-통제, 허용-방임의 세 가지 양육 행동 요인을 추출하였다.

어머니의 양육 행동은 단순히 영아에게 기본적인 보호와 보살핌을 제공하는 것에 그치지 않고, 영아의 사회적·정서적 발달에 중대한 영향을 미친다[6]. 민감하고 수용적인 양육 행동이 영아의 감정 조절 능력과 사회적 기술 향상에 긍정적인 영향을 미친다고 보고되었으며[4], Bronfenbrenner[34])는 인간 발달이 능동적이며, 지속적으로 변화하는 환경과의 상호작용을 통해 이루어진다고 설명하였다.

국내 관련 연구들에서도 어머니가 거부적 · 통제 · 강압 · 방임 등의 부정적 양육 행동을 보일 경우 유아의 공격성과 같은 부정적 정서 조절을 많이 보이고[35, 36], 어머니의 온정적인 양육행동은 문제 행동을 덜 나타내 보였으며[37], 유아의 자아존중감과 정서지능을 높이고[38], 자아존중감과 함께 자기조절력을 높이는데 영향을 미치는 것으로 나타났다[39]. 이와 관련된 기존 연구들은 어머니의 개인적 특성이 양육 행동을 통해 자녀의 기질 형성에 영향을 미친다는 점을 강조해왔다[8]. 특히 초기 발달 환경에서 부모는 가장 밀접한 상호작용자이며, 그중 어머니는 주 양육자로서 자녀의 인지적, 정서적, 사회적, 언어적, 신체적 발달의 핵심적 영향력을 행사한다[16].

이처럼 어머니의 양육 행동은 자녀의 기질 형성과 정서 및 사회적 발달에 중요한 영향을 미치며, 이는 단순히 부모의 개인적 특성에 국한되지 않고, 복합적인 심리사회적 맥락과 연결되어 있다. 특히 영아기의 기질은 생물학적 기초 위에 양육 환경과의 상호작용을 통해 형성되므로, 어머니의 양육행동 유형과 이에 영향을 미치는 다양한 변인들을 살펴보는 연구는 학문적으로도 실천적으로도 큰 의미가 있다.

2.4 기질

기질(temperament)은 유아의 정서적 표현양식과 환경의 자극에 대한 반응양상의 차이를 통해 식별할 수 있는 유아 성격의 개인차를 의미한다[40, 41]. 기질은 인간이 태어날 때부터 지닌 생물학적·유전적 기반 위에 형성되는 비교적 안정적인 정서적·행동적 반응 양식으로, 각 개인이 주변 환경에 어떻게 반응하고 상호작용하는지를 결정짓는 핵심적인 성격 특성이다. 이는 시간이 지나면서 경험과 학습을 통해 형성되는 성격(personality)과는 본질적으로 구별되며, 유아기부터 뚜렷하게 드러나는 정서 표현, 자극 민감성, 행동 양상 등의 개인차를 설명하는 심리학적 개념으로 자리매김하고 있다[42]. 기질의 유형은 다양하게 분류가 되는데 Thomas 와 Chess[43]의 NYLS 모형에서는 순한 기질(easy), 까다로운 기질 (difficult), 더딘 기질(slow-towarm-up)로 구분하였다. 그러나 Rothbart[22]는 영아의 기질은 타고난 개인 차이를 의미하고, 영아가 외부 환경에 어떻게 반응하고 적응하는지를 결정하는 내재적 성향으로 정의되며, 주로 외향성, 부정적 정서, 지향 및 조절의 세 가지 주요 요인으로 구분하였다. 외향성은

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.51

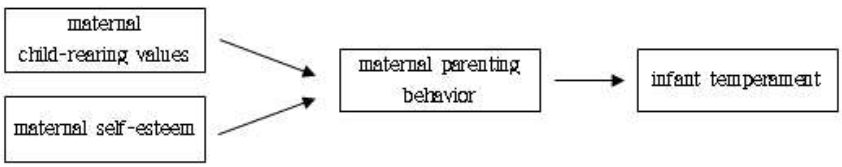
영아가 새로운 자극에 대한 관심을 가지고 활발하게 반응하는 정도를 의미한다. 외향성이 높은 영아는 사회적 상호작용에 적극적이며, 새로운 환경에서도 높은 탐색 행동을 보인다[9]. 지향/조절은 영아가 자극에 집중하고 반응을 조절하는 능력을 의미하며, 자기조절과도 관련이 깊다[44]. 분노, 두려움, 불안과 같은 부정적 정서가 높은 영아는 스트레스 상황에서 쉽게 좌절하거나 불안 반응을 보이며, 이는 이후 정서 조절과 행동 문제의 위험 요인으로 작용할 수 있다[45].

영아기의 기질은 이후 성장 과정에서 다양한 발달 영역에 영향을 미친다[46]. 기질은 선천적으로 타고난 성향으로, 영아가 외부 환경과 상호작용하는 방식에 영향을 미치며, 이후 성격 형성 및 행동 특성에 중요한 기초를 제공하는 것으로 알려졌으나[18]. 최근 연구들은 기질이 선천적이고 한 개인에게 보이는 일관적 특성이지만 고정불변은 아니며[19], 아동의 정서 조절 능력과 사회적 관계 형성에 영향을 주고, 부모 및 양육자의 양육 행동과의 상호작용을 통해 조절될 수 있다[9]고 밝혔다. 이러한 영아의 기질은 주양육자의 양육 환경과 밀접한 관계가 있는데, 어머니의 심리적 특성이 영아의 기질에 미치는 영향을 설명하는 중요한 요인으로 양육 행동을 제시하고 있다[25]. 이와 같은 맥락으로 국내 관련 연구 결과에서도 기질은 성격의 한 부분으로 주변의 환경과 서로 상호작용하며 영향을 받을 수 있으며[26], 어머니의 양육 행동이 영아의 기질과 발달 간의 관계를 유의미하게 매개하는 것으로 나타났다[47]. 예를 들어, 자아존중감이 높은 어머니는 긍정적 양육 행동을 실천하며, 이는 영아의 안정된 애착 형성과 긍정적 기질 발달에 기여한다[26]. 온정적이고 반응적인 양육 행동은 영아의 긍정적 정서를 촉진하고, 자기조절 능력을 향상시키는 반면, 거부적·통제적 양육 행동은 영아의 부정적 정서를 증가시키고 문제 행동을 유발할 가능성이 높다[4]. 기질은 부모의 양육 방식과 긴밀하게 상호작용하면서 변화하고 조절될 수 있으며, 특히 주양육자인 어머니의 민감성, 정서적 수용, 통제 방식 등은 유아의 기질이 긍정적으로 조율되는 데 있어 유의미한 영향을 미친다는 것을 예측할 수 있다. 본 연구에서는 유아의 기질을 유전적 기반을 지닌 개인의 정서적·행동적 반응 특성으로 정의하며, 이는 어머니의 자녀에 대한 가치 인식과 자아존중감이 그녀의 양육 행동을 매개로 하여 자녀에게 나타나는 기질의 표현에 영향을 미친다는 이론적 가정 위에 설정되었다. 즉, 기질은 고정된 특성이 아니라, 양육자의 정서적 태도와 행동 양식에 따라 발달적으로 조절될 수 있는 유동적 속성을 지니고 있으며, 이는 유아의 사회적 능력, 정서 안정성, 행동 특성 등 전반적인 발달에 직·간접적으로 영향을 미친다는 점에서 기질에 대한 심층적 이해는 유아발달 연구에서 매우 중요한 이론적 기반이 될 것이다.

3. 연구 방법

3.1 연구 모형

어머니의 자녀 가치, 자아존중감이 영아의 기질에 미치는 영향에서 어머니의 양육 행동의 매개효과를 검증하기 위한 연구모형은 다음 <Figure 1>과 같다.



<Figure 1> Research Model

3.2 연구대상

본 연구는 한국영유아 교육·보육 패널(Korean ECEC Panel Study)에서 실시한 2022년 한국영유아 교육·보육 패널 조사 데이터를 활용하였다. 동 조사는 2022년 2월부터 9월까지 패널 아동이 생후 4개월 되는 시점에 가구 방문을 통한 TAPI 방식의 면접조사가 이루어지고, 가구 방문 1~2주 전에 출생아의 어머니와 아버지를 대상으로 온라인 설문 웹사이트 링크를 전달하여 설문조사를 진행하였다. 조사방법은 조사원이 가구에 방문하여 주양육자용 설문(TAPI-대면 면접조사), 아동용 설문(TAPI-대면 면접조사)을 진행하였으며 총사례 수는 2,790명이다. 이 중 본 연구에서는 주양육자가 어머니인 응답자 중 연구 도구에 무응답자를 제외한 2,458명 대상으로 연구를 진행하였다.

연구 대상의 인구 사회학적 특성을 분석한 결과, 영아의 월령은 12개월 이하, 남아 1,236명(50.3%), 여아 1,222명(49.7%)으로 남아가 조금 더 많았다. 어머니의 연령은 20대 360명(14.7%), 30대 1,897명(77.2%), 40대 199명(8.1%)으로 30대가 가장 많았다. 어머니의 취·학업 상태로는 취업 1,235명(50.2%), 학업 24명(1%), 미취·학업 1,198명(48.8%)으로 취업상태가 가장 많았다. 도시 규모로는 대도시(광역시) 954명(39.1%), 중소도시(비광역시) 1,149명(47%), 읍·면 340명(13.9%)으로 중소도시가 가장 많았다.

3.3 연구 도구

3.3.1 자녀 가치

자녀 가치는 한국 영유아 교육·보육 패널 연구진이 사용한 이삼식, 정윤선, 김희경, 최은영, 박세경, 조남훈, 신인철, 도세록, 조숙경, 강주희[48]의 자녀 가치 8문항을 그대로 사용하였다. 문항의 내용은 자녀에 대한 정서적 가치에 대한 4문항과 도구적 가치에 대한 4문항으로 구성되었다. 5점 Likert 척도로 이루어져 있으며 점수가 높을수록 부모는 자녀에 대한 정서적, 도구적 가치를 높게 평가하고 있음을 의미한다. 자녀 가치의 Cronbach's α 값은 0.78로 나타나 신뢰할 수 있는 자료로 확인되었다.

3.3.2 자아존중감

자아존중감은 Rosenberg[49]가 개발한 척도를 한국 영유아 교육·보육 패널 연구진이 사용하였다. 본 척도의 내용은 '내가 적어도 다른 사람만큼은 가치 있는 사람이라고 느낀다', '남들이 하는 만큼은 일을 할 수 있다', '나 자신에 대해 긍정적인 태도를 지니고 있다' 등 10문항으로 구성되었고, 그 중 '대체로 내가 실패자라고 느끼는 경향이 있다', '가끔씩 내가 쓸모없다고 느낀다'와 같은 5문항은 역채점하였다. 4점 Likert 척도로 이루어져 있으며 점수가 높을수록 긍정적인 자아존중감을 가졌음을 의미한다. 자아존중감의 Cronbach's α 값은 0.89로 나타나 신뢰할 수 있는 자료로 확인되었다.

3.3.3 양육 행동

어머니의 양육 행동은 Bornstein, Tamis-LeMonda, Pascual, Haynes, Painter, Galperin, Pecheux[50]에서 사용한 문항을 한국 영유아 교육·보육 패널 연구진이 사용하였다. 본 척도의 내용은 '나는 아이와 함께 놀면서 시간을 보냈다', '나는 아이가 힘들어하거나 불편해하면 즉시 적절하게 반응한다', '나는 아이에게 긍정적이고 애정적이며 따뜻한 관심을 보인다', '나는 아이가 무엇을 원하는지 또는 어떻게 느끼고 있는지 알고 있다' 등 총 9문항으로 구성되었고, 5점 Likert 척도로

점수가 높을수록 긍정적 양육 행동을 의미한다. 양육 행동의 Cronbach's α 값은 0.84로 나타나 신뢰할 수 있는 자료로 확인되었다.

3.3.4 기질

영아의 기질은 Putnam, Helbig, Gartstein, Rothbart Leerkes[51]가 개발하고, 임지영과 배윤진[52] 의 연구에서 번안한 37문항을 한국 영유아 교육·보육 패널 연구진이 사용하였다. 본 척도는 외향성, 부정적 정서, 지향/조절 3개의 하위영역으로 구성되어 있다. 7점 Likert 척도로 이루어졌고, 지향/조절의 '안겨서 음식(수유 및 이유식)을 먹을 때, 먹기를 끝내자마자 달아나려 한다' 는 역채점 하였다. 기질의 Cronbach's α 값은 0.87로 나타나 신뢰할 수 있는 자료로 확인되었다.

3.4 자료 분석

본 연구에서 분석 도구는 SPSS(Ver. 21.0)을 이용하여 0.05의 유의수준으로 데이터를 분석하고 검정하였다. 먼저, 설문자의 일반적인 특성을 빈도분석으로 살펴보았으며, 연구 도구의 신뢰성을 신뢰계수 Cronbach's α 값으로 확인하였다. 연구 방법은 첫째, 어머니의 자녀가치, 자아존중감, 양육 행동 및 영아의 기질 간의 상관관계를 살펴보기 위해 연구 변수들의 기술통계량을 통한 일반적 경향을 알아보고, Pearson 상관관계 값을 이용하여 변수들 간의 선형 관계성을 상관분석으로 검정하였다. 둘째, 어머니의 자녀 가치, 자아존중감이 영아의 기질에 미치는 영향을 다중회귀분석으로 검정하였다. 셋째, 어머니의 자녀 가치, 자아존중감이 영아의 기질에 미치는 영향에서 어머니의 양육 행동의 매개효과에 대하여 검증하고자 Baron과 Kenny[53]가 제안한 매개효과분석을 실시하였다.

4. 연구 결과

4.1 어머니의 자녀 가치, 자아존중감, 양육 행동 및 영아의 기질 간의 상관관계

Pearson 상관관계 값을 이용하여 어머니의 자녀 가치, 자아존중감, 양육 행동 및 영아의 기질의 간의 상관관계를 검정하였고, 그 결과는 <Table 1>과 같다.

<Table 1> Correlations among Variables and Descriptive Statistics

variable name	maternal child-rearing values	maternal self-esteem	maternal parenting behavior	infant temperament
maternal child-rearing values	1			
maternal self-esteem	.19**	1		
maternal parenting behavior	.27**	.42**	1	
infant temperament	.09**	.08**	.13**	1
M	3.23	3.51	3.92	5.06
SD	.61	.50	.52	.54

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.51

영아의 기질과 어머니의 자녀 가치(r=.09, p<0.01), 자아존중감(r=..08, p<0.01), 양육 행동(r=..13, p<0.01)은 정(+)적인 상관관계가 있는 것으로 나타났으며, 어머니의 양육 행동과 어머니의 자녀 가치(r=..27, p<0.01), 자아존중감(r=..42, p<0.01)는 정(+)적인 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 어머니의 자녀 가치와 자아존중감(r=..19, p<0.01)도 서로 간에 정(+)적인 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 주요 변인들의 기술통계 분석결과 평균값은 어머니의 자녀 가치(M=3.23), 자아존중감(M=3.51), 양육 행동(M=3.92), 영아의 기질(M=5.06)로 중간 점수를 상회하는 것으로 나타났다.

4.2 어머니의 자녀 가치, 자아존중감이 영아의 기질에 미치는 영향

종속변수를 영아의 기질로 하고, 독립변수를 어머니의 자녀 가치, 자아존중감으로 설정하여 다중회귀분석으로 검정하였으며, 그 결과는 <Table 2>와 같다.

<Table 2> multiple regression analysis

dependent variable	independent variable	unstandardized coefficient		standardized coefficient	t	VIF	F
		B	s.e.	β			
infant temperament	(constant)	4.507	.104		43.292***		15.529***
	maternal child-rearing values	.084	.021	.081	3.948***	1.04	
	maternal self-esteem	.081	.103	.064	3.119***	1.04	

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

독립변수의 공선성(VIF) 값이 1.09~1.21로 기준인 10보다 작으므로 변수의 독립성 가정을 만족하였으며, 회귀분석의 결과를 다음과 같이 도출할 수 있었다.

회귀식은 영아의 기질=0.084×어머니의 자녀가치 + 어머니의 자아존중감×0.081 + 4.507은 통계적으로 유의미하게 나타났다(F=15.529***).

이와 같은 결과는 어머니가 자신에 대해 긍정적이고 가치 있는 사람이라 느끼는 자아존중감과 부모됨과 자녀를 키우는 일에 대한 가치가 영의 기질에 유의미한 영향을 미치고 있음을 보여준다.

4.3 어머니의 자녀 가치, 자아존중감이 영아의 기질에 미치는 영향에서 어머니의 양육 행동의 매개효과

4.3.1 어머니의 자녀 가치가 영아의 기질에 미치는 영향에서 어머니의 양육 행동의 매개효과

어머니의 자녀 가치가 영아의 기질에 미치는 영향에서 어머니의 양육 행동의 매개효과를 검증하기 위하여 Baron과 Kenny[53]가 제안한 매개효과분석을 실시하였으며, 그 결과는 <Table 3>과 같다.

<Table 3 > The Mediating Effect of Maternal Parenting Behavior on the Relationship Between maternal Child-rearing Value and Infant Temperament

Mediating analysis	independent variable	dependent variable	β	t	F

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.51

1 step	maternal child-rearing values	maternal parenting behavior	0.272	14.025***	196.7***
2 step	maternal child-rearing values	infant temperament	0.093	4.61***	21.256***
3 step	maternal child-rearing values	infant temperament	0.061	4.883***	26.379***
Parameter	maternal parenting behavior		0.116	31.656***	

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

1 step에서 어머니의 자녀 가치가 양육 행동에 유의한 것으로 나타났고(p<0.001), 2 step에서 어머니의 자녀 가치가 영아 기질에 유의한 것으로 나타났다(p<0.001). 2 step의 어머니의 자녀 가치 표준화 회귀계수 값(β=0.093)이 3 step의 어머니의 자녀 가치 표준화 회귀계수 값(β=0.061)보다 크게 나타났다. 이 결과는 어머니의 자녀 가치와 영아의 기질에서 어머니의 양육 행동이 부분매개효과가 있음을 보여준다.

4.3.2 어머니의 자아존중감이 영아의 기질에 미치는 영향에서 어머니의 양육 행동의 매개효과

어머니의 자아존중감이 영아의 기질에 미치는 영향에서 어머니의 양육 행동의 매개효과를 검증하기 위하여 Baron과 Kenny[53]가 제안한 매개효과 분석을 실시하였으며, 그 결과는 <Table 4>와 같다.

<Table 4 > The Mediating Effect of Maternal Parenting Behavior on the Relationship Between maternal self-esteem and Infant Temperament

Mediating analysis	independent variable	dependent variable	β	t	F
1 step	maternal self-esteem	maternal parenting behavior	0.424	23.189***	537.738***
2 step	maternal self-esteem	infant temperament	0.079	3.921***	15.377***
3 step	maternal self-esteem	infant temperament	0.028	1.252	26.379***
Parameter	maternal parenting behavior		0.121	5.476***	

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

1 step에서 어머니의 자아존중감이 어머니의 양육 행동에 유의한 것으로 나타났고(p<0.001), 2 step에서 어머니의 자아존중감이 영아의 기질에 유의한 것으로 나타났다(p<0.001). 2 step에서 어머니의 자아존중감 표준화 회귀계수 값(β=0.079)이 3 step의 어머니의 자아존중감 표준화 회귀계수 값(β=0.028)보다 크게 나타났다. 이 결과는 어머니의 자아존중감과 영아의 기질에서 어머니의 양육 행동이 부분매개효과가 있음을 보여준다.

5. 논의 및 결론

본 연구에서는 어머니의 자녀 가치, 자아존중감이 영아의 기질에 미치는 영향에서 어머니의 양육 행동의 매개효과에 대하여 검증하고자 하였다. 연구 결과, 어머니의 자녀 가치, 자아존중감과 양육 행동, 그리고 영아의 기질 간에 의미 있는 상관관계가 있는 것으로 나타났으며, 어머니의 자녀 가치와 자아존중감이 영아의 기질에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다음으로 어머니의 양육 행동은

어머니의 자녀 가치, 자아존중감이 영아의 기질에 미치는 영향에서 부분매개효과가 있는 것으로 검증되었다.

기질(temperament)은 유아가 외부 자극에 대해 보이는 정서적 반응과 행동 양식의 개인차로, 생물학적·유전적 기반 위에서 형성되는 비교적 안정된 성격적 특성이다[40, 41]. 이는 시간이 지나면서 경험과 학습을 통해 형성되는 성격(personality)과는 본질적으로 구분되며, 영아기부터 뚜렷하게 나타나는 정서 표현, 자극 민감성, 반응 조절 능력 등에서 확인할 수 있다[42]. 특히 Thomas와 Chess[41]가 기질을 순한 기질, 까다로운 기질, 더딘 기질로 유형화하고, Rothbart[22]가 외향성, 부정적 정서, 지향 및 조절의 세 가지 차원으로 기질을 설명한바와 같이 기질은 발달 초기에 드러나며, 개인이 환경과 상호작용하는 방식에 지대한 영향을 미치는 기초 성향이다. 그러나 기질이 선천적으로 주어진 고정된 특성이 아니라, 양육자의 정서적 태도와 행동 양식에 따라 조절 가능한 유동적 속성이라는 점은 최근 다양한 연구에서 강조되고 있다[9, 19]. 즉, 유아의 기질은 부모 특히 어머니의 심리사회적 특성과 양육 행동에 민감하게 반응하며, 이들과의 상호작용을 통해 더욱 안정적이고 긍정적인 방향으로 조율될 수 있다.

본 연구의 결과는 관련된 기존 연구들과도 맥락을 같이하는 부분이 많다. 선행 연구에 의하면, 자녀를 가치 있는 존재로 인식하는 어머니는 양육을 중요한 역할로 받아들여 적극적이고 헌신적인 태도를 보이고[54], 정서적 지원, 애정 표현 등 긍정적 양육 행동을 더 많이 나타내며[12], 자녀의 사회적 유능성과 정서적 안정감 발달에 기여한다고 밝혔다[11]. 또한 자아존중감이 높은 어머니는 자신의 양육 능력에 대한 신뢰를 바탕으로 보다 일관되고 안정적인 양육 행동을 보이는 경향이 있으며[13, 14], 양육 스트레스를 덜 경험하고 양육에 대한 만족도가 높다고 보고하였다[5]. 반대로 자아존중감이 낮은 어머니는 양육 과정에서 불안정한 정서를 경험하고, 이는 스트레스 증가 및 부정적인 양육 행동으로 이어질 수 있다고 하였다[55]. 또 다른 연구에서는 반응적인 양육 태도가 아동의 긍정적 기질 형성에 기여하고[9], 따뜻하고 규칙적인 양육 환경이 아동의 정서적 안정감과 자기조절 능력을 촉진하며[9], 기질이 환경과의 상호작용을 통해 점진적으로 형성되어 간다[24]고 밝혀, 이러한 관점도 주양육자인 어머니의 온정적이고 일관된 양육 행동은 자녀 가치와 자아존중감이 아동 기질의 긍정적 발달에 영향을 미침에 있어 매개효과가 있다는 본 연구 결과와 같은 개념적 연계를 가진다. 이러한 결과들은 자아존중감과 자녀에 대한 가치 인식이 양육의 내적 동기로 작용하여 양육 행동의 질을 결정하는 데 핵심적인 역할을 하며, 어머니가 자신과 자녀를 소중한 존재로 인식하여 자아존중감을 증진시킬수록 자녀와의 긍정적 상호작용을 촉진하는 데 기여하여 보다 안정적이고 긍정적인 양육 행동을 실천할 가능성이 높다는 점을 시사한다.

결론적으로, 본 연구는 어머니의 자녀 가치, 자아존중감, 양육 행동, 그리고 영아 기질 간에 단선적인 영향이 아니라 상호 연관성이 존재함을 보여준다. 다시 말해, 어머니의 자녀 가치, 자아존중감과 같은 심리적·사회적 특성은 양육 행동을 매개로 영아 기질 발달에 영향을 미칠 수 있으며, 동시에 양육 경험 자체가 어머니의 심리적 특성에 피드백을 주는 순환적 관계 또한 존재할 가능성을 제시한다. 이는 김기현과 조복희[56]의 주장처럼 어머니의 개인적 특성을 영아 발달의 중요한 맥락적 요인으로 고려해야 한다는 점을 다시금 강조하며, 부모 교육 및 지원 프로그램 개발 시 어머니의 심리적 자원 강화와 양육 행동 개선을 통합적으로 접근해야 함을 시사한다.

본 연구의 결과에서 나타난 주요 사항들을 중심으로 어머니의 긍정적인 양육 행동 향상과 영아의 건강한 발달을 위한 제언은 다음과 같다.

첫째, 모든 영아에게 동일한 양육 방식을 적용하기보다 기질 특성에 따라 유연하고 예측 가능한 반응 중심의 맞춤형 양육 전략과 부모 교육이 설계되어야 한다. 둘째, 자녀의 긍정적인 기질 발달을 유도하기 위해서는 양육 기술만을 교육하는 것에 그치지 않고, 어머니의 자아존중감 향상, 자녀에 대한 가치 인식 강화를 위한 심리상담 및 집단 프로그램이 함께 운영되어야 한다. 다시 말해, 영아기의 기질은

고정불변한 특질이라기보다는 주양육자와의 정서적 교류, 민감한 반응성, 상호작용의 질에 따라 조정될 수 있는 유연한 성향임을 시사한다.

이와 함께, 본 연구의 제한점을 고려할 필요가 있다. 본 연구는 12개월 미만의 영아를 대상으로 하였기 때문에 이후 성장 단계에서 나타나는 기질의 안정성 변화나 양육 행동의 지속적 영향력을 충분히 반영하기 어려운 한계가 있다. 향후 연구에서는 24개월, 36개월 이후의 영아까지 포함하여 연령별로 비교 분석을 수행할 필요가 있으며, 다양한 연령군을 설정함으로써 기질의 변화 추세와 양육 행동의 지속적 영향을 보다 종합적으로 규명할 수 있을 것이다.

References

[1] Bornstein, M. H.(2002). parenting infants. In M. H. Bornstein (Ed.), Handbook of parenting: Vol. 1. Children and parenting (pp. 3-43). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

[2] Ainsworth, M. D. S.(1979). Infant · mother attachment. *American psychologist,* 34(10), 932-937. https://doi.org/10.1037/0003-066X.34.10.932

[3] Bowlby, J.(1969). Attachment and loss: Vol. 1. Attachment. New York: Basic Books.

[4] Leerkes, E. M., Blankson, A. N., & O'Brien, M.(2009). Differentiating maternal sensitivity to infant distress and non-distress. *parenting: Science and practice*, 9(1-2), 116-146.

[5] Kim, J. K. (2015). Infant Parents' Marital Satisfaction and Their Family Environment Focused on Employment Status. *Korean Journal of Childcare and Education*, 11(4), 63-79.

[6] De Luccie, M. F.(1995). Mothers as gatekeepers: A model of maternal mediators of father involvement. *The Journal of Genetic psychology*, 156(1), 115-128.

[7] Park, J. H., Jo, J. S. & Lee, D. H. (2018). The Relationship between Maternal Parenting Factors and Infants' Temperament. *Global Creative Leader : Education & Learning*, 8(3), 25-49.

[8] Seo, S. W. & Lee, D. K. (2014). The Effect of Father's Parenting Participation, Mother's Social Support, and Mother's Psychological Characteristics on Mother's Parenting Behavior. *Early Childhood Education Research & Review* , 18(2), 135-158.

[9] Gartstein, M. A., & Rothbart, M. K.(2003). Studying infant temperament via the Revised Infant Behavior Questionnaire. *Infant Behavior & Development*, 26(1), 64-86. https://doi.org/10.1016/S0163-6383(02)00169-8

[10] Choi, H. J. (2015). Children"s Temperament, Working Mothers' Psychological Factors, Social Support Factors, Factors of Economic Activity, and Their Impact on the Subsequent Birth Plan. *Korea Journal of Child Care and Education*, 93, 89-114.

[11] Raboteg-Saric, Z., & Sakic, M. (2014). Relations of parenting styles and friendship quality to self-esteem, life satisfaction and school achievement in adolescents. *Applied Research in Quality of Life*, 9(4), 749-765.

[12] Kim, J. I. (2018). Study of the Relationship Between the Child's Feeling of Happiness, Mother's Feeling of Happiness, Parenting Behaviors, and the Elements of Familial Environment. *Korea Journal of Child Care and Education,* 109, 53-77.

[13] Cutrona, C. E., & Troutman, B. R.(1986). Social support, infant temperament, and parenting self-efficacy: A mediational model of postpartum depression. *Child Development*, 57(6), 1507-1518. https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.1986.tb00475.x

[14] Gibaud-Wallston, J.(1977). Self-esteem and situational stress: Factors related to sense of competence in new parents. [Doctoral dissertation, Vanderbilt University]. proQuest Dissertations publishing.

[15] Isabella, R. A.(1994). Origins of maternal role satisfaction and its influences upon maternal interactive behavior and infant-mother attachment. *Infant Behavior and Development,* 17(2), 221-233.

[16] Kim, Nan. Sil. & Cho, H. J.(2007). The Features of Toddlers' Temperaments and the Influence of Toddlers' Temperaments on Their Play Behaviors. *Early Childhood Education Research & Review* , 11(1), 237-256.

[17] Choi, S. N. (2015). A structural model analysis of the influences of mothers' psychological, nurturing behavior variables, and infants' temperament on infant development. Unpublished Doctoral Dissertation, Paichai University Graduate School, Daejeon, Korea.

[18] Buss, A. H., & plomin, R.(1984). Temperament: Early developing personality traits. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

[19] Choi, I. G. (2022). The Effect of Childhood Temperament on Peer Interaction: The Mediating Effect of Playability. *Journal of Parent Education*, 19(3), 99-125.

[20] Goldsmith, H. H., Buss, A. H., plomin, R., & Rothbart, M. K.(1987). Roundtable: What is temperament? Four approaches. *Child Development*, 58(2), 505-529.

[21] Goldsmith, H. H. & Campos, J. J.(1982). Genetic influence on individual differences in emotionality. *Infant Behavior and Development* 5, 99.

[22] Rothbart, M. K.(1981). Measurement of temperament in infancy. *Child Development*, 52(2), 569-578.

[23] Fox, N. A., Henderson, H. A., Rubin, K. H., Calkins, S. D., & Schmidt, L. A.(2001). Continuity and discontinuity of behavioral inhibition and exuberance: psychophysiological and behavioral influences across the first four years of life. *Child Development*, 72(1), 1-21.

[22 Kim, H. J. & Lee, H. S. (2015). The Relationship Between Maternal Behavior, Over-Indulgence in Smart Devices and Effortful Controls in Preschool Children. *Korean Journal of Child Education and Care*, 15(4), 113-134.

[23] Park, J. Y. (2013). The Effects of Childs' Temperament, Mothers' Parenting Behavior, Temperament-Parenting Goodness of Fit on Childs' Emotion Regulation. Master's Thesis, Graduate School, Ewha Womans University. , Seoul, Korea.

[24] Yoo, M. E. & Lee, J. W. (2022). A Study on the Trend of the Research Related to Infant Temperament between 2010 and 2020. *The Journal of Play Therapy*, 26(3), 25-35.

[25] Kim, Y. M. & Song, H. N. (2015). The moderating effect of mother's self-esteem on the relationship between parenting stress and parenting behaviors of mothers with infants. *Korean Journal of Child Care and Education Policy*, 9(2), 71-88.

[26] Lee, Y. J. & Kim, J. S. (2012). The Relationship between Parenting Stress and Depression among Married Women with Young Children: The Mediating and Moderating Effects of Self-Esteem Stability. *Korea Journal of Counseling*, 13(5), 2229-2249.

[26] Kwon, Y. E, & Kim, U. C. (2004) Value of Children and Fertility. *The Jouranl of Child Educational,* 13(1), 211-226.

[27] Yun, M. R. (2006) (The) Factors that influence high school students' view points of marriage and children:focusing on the demographic social variables and psychological home environment.

Master's thesis, Graduate School, Korea National University of Education Chung-Buk, Chung-Buk, Korea.

[28] Song, G. Y. Lee, J. Y. (2011) Social and personality development. Cengage Learning Korea Co., Ltd. Seoul, Korea.

[29] Lee, H. S. (2021) The Mediating Effects of Parenting Styles in the Relationship between Self-esteem of Mothers and Self-esteem of Young Children. *The Journal of Learner-Centered Curriculum and Instruction*, 21(24),275-285.

[30] Lee, Y. j. (2017) Moderating effects of parenting behaviors on the relationships between children's emotionality and problem behaviors. Master's thesis, Graduate School, Sookmyung Women's University. Seoul, Korea.

[31] Symonds, P. M. (1949). The dynamics of parent-child relationships. Bureau of Publications, Teachers College, Columbia University.

[32] Schaefer, E. S. (1959). A circumples model for maternal behavior. *Jouranl of Abnormal and Social Psychology*, 59,226-235.

[33] Park, Y. Y. (1995). The Relationship Between Parenting Behaviors, Sibling Relationships, and Children's Self-Esteem. Doctoral Dissertation, Graduate School of Korea University. Seoul, Korea.

[34] Bronfenbrenner, U. (1992). Ecological systems theory. In R. Vasta (Ed.), Six theories of child development: Revised formulations and current issues (pp. 187?249). Jessica Kingsley Publishers.

[35] Lee, D. k. (2014). The Relation between Parental Attitude and Problematic Behavior in Young Children. Master's thesis, Graduate School of Education in University of Ulsan. Ulsan. Korea.

[36] Park, S. j. (2004) Relations between Maternal Socialization Behaviors of Emotions and School-aged Children's Competence and Strategies of Emotion Regulation. Doctoral Dissertation, Graduate School of Sungkyunkwan University. Seoul, Korea.

[37] Park, H. M. (2010) Relationship of Mothers' Parenting, Preschool Children's Stress and Problem Behavior. Master's thesis, Graduate school of Ewha Womans University. Seoul, Korea.

[38] Song, J. A. (2015) A Study of Effects on Emotion Intelligence of Children from Mother's Parenting Behavior and Self Esteem of Children. Master's thesis, Graduate School of Education Yonsei University. Seoul, Korea.

[39] Yoo, J. N. (2014) The relationships among Mother's child-rearing attitude, Children's self-esteem, temperament and Children's self- regulation. Master's thesis, Graduate School Ewha Womans University. Seoul, Korea.

[40] Derryberry, D. & Rothbart, M. K. (1981). Development of individual differences in temperament. In M. E. Lamb & A. L. Brown (Eds.), *Advances in Developmental Psychology* (Vol. 1, pp. 37?86). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

[41] Thomas, A., & Chess, S.(1977). Temperament and development. New York: Brunner/Mazel.

[42] Kim, M. S. (2008) A Study on the Relationship between Maternal Parenting Attitude, Early Childhood Temperament, Emotional Intelligence, and Sociality. Doctoral Dissertation, Graduate School of Mokpo National University

[43] Rothbart, M. K.(1981). Measurement of temperament in infancy. *Child Development,* 52(2), 569-578.

[44] Kochanska, G., Friesenborg, A. E., Lange, L. A., & Martel, M. M. (2004). Parents' personality and infants' temperament as contributors to their emerging regulation of conduct. *Journal of*

Personality and Social Psychology, 86(1), 40-57.

[45] Fox, N. A., Henderson, H. A., Rubin, K. H., Calkins, S. D., & Schmidt, L. A. (2001). Continuity and discontinuity of behavioral inhibition and exuberance: *Psychophysiological and behavioral influences across the first four years of life. Child Development*, 72(1), 1-21.

[46] Rothbart, M. K. & Bates, J. E.(2006). Temperament. In N. Eisenberg (Ed.), Handbook of child psychology, 6(3), 99-166. Wiley.

[47] Lim, H. J. & Lee, D. K. (2013) The Relationship between Infant's Temperament and Infant's Development: The Mediating Effects of Mother's Parenting Style. *Journal of Future Early Childhood Education*, 20(1), 125-144.

[48] Lee, S. S., Jeong, Y. S,, Kim, H. K., Choi, E. Y., Park, S. G., Cho, N. H., Shin, I. C., Do, S. R., Cho, S. K. Kang, J. H. (2005). 2005 National Survey on Dynamics of Marriage and Fertility. Seoul. Korea Institute for Health and Social Affairs.

[49] Rosenberg, M.(1989). Society and the Adolescent Self-Image. Revised edition. Middletown, CT: Wesleyan University press.

[50] Bornstein, M. H., Tamis-LeMonda, C. S., pascual, L., Haynes, M. O., painter, K. M., Galperin, C. Z., & pecheux, M. G.(1996). Ideas about parenting in Argentina, France, and the United States. International *Journal of Behavioral Development*, 19(2), 347-367.

[51] putnam, S. p., Helbig, A. L., Gartstein, M. A., Rothbart, M. K., & Leerkes, E.(2014). Development and assessment of short and very short forms of the Infant Behavior Questionnaire Revised. *Journal of personality Assessment*, 96(4), 445-458.

[52] Lim, J. Y. & Bae, Y. J. (2021). Validation Study of the Korean Version of Rothbart' s Infant Behavior Questionnaire-Revised. *Human Ecology Research*, 59(2), 143-156.

[53] Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. J*ournal of Personality and Social Psychology,* 51(6), 1173-1182. https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.6.1173

[54] Simons, R. L., & Johnson, C.(1996). The impact of marital and social network support on quality of parenting. Handbook of Social Support and the Family(269-286). New York: Springer.

[55] Macphee, D., Benson, J. B., & Bullock, D.(1986). Influences on maternal self-perceptions. *Infant Behavior and Development*, 9(4), 335-350.

[56] Kim, K. H. & Cho, B. H. (2000). An Ecological Approach to Analysis of Variables in the Parenting Stress of the Dual - Earner Mothers and Fathers. *Korean Journal of Child Studies* , 21(4), 35-50.

새론상담심리교육연구
The Journal of Saeron Counseling, Psychology and Education
Vol. 4, No. 2, pp. 65-74
https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.65

청소년의 학업스트레스가 우울에 미치는 영향: 자아존중감의 매개효과와 자아탄력성의 조절된 매개효과[1)]

신정순[1], 김윤정[2]

[1] 박사과정, 아동청소년상담심리학과, 한서대학교, shinjsun2002@hanmail.net
[2]교수, 사회복지학과, 한서대학교, twoyun21@hanmail.net

The Effect of Academic Stress on Depression in Adolescents: The Mediating Effect of Self-Esteem and the Moderated Mediation Effect of Resilience

Joung-Sun Shin[1], Yun-Jeong Kim[2]

[1]Doctor Course Student, Department of Child Adolescent Counselling Psychology, Hanseo Univesity, shinjsun2002@hanmail.net
[2]Professor, Department of Social Welfere, Hanseo Univesity, twoyun21@hanmail.net

초 록: 본 연구에서는 청소년의 학업스트레스가 우울에 미치는 영향에서 자아존중감의 매개효과와 자아탄력성의 조절된 매개효과를 파악하는데 연구의 목적이 있었다. 한국아동패널의 14차년도 데이터를 활용하였으며, 14차년도 조사에 응답한 청소년 1,348명을 본 연구의 대상으로 하였다. SPSS Win 24.0 version을 사용하여 신뢰도 분석, 기술통계, 빈도분석, 상관관계 분석을 하였다. SPSS PROCESS Macro 4.2 version을 이용하여 매개효과와 조절된 매개 효과를 분석하였다. 모형 4를 통해 학업스트레스가 우울에 미치는 영향에서 자아존중감의 매개효과를 분석하였고, 모형 14를 이용하여 자아탄력성이 자아존중감과 우울 간의 경로를 조절하는지를 분석하였다. 첫째, 학업스트레스와 우울은 낮은 수준이었고, 자아존중감과 자아탄력성은 높은 수준이었다. 둘째, 학업스트레스와 우울 간의 관계에서 자아존중감의 매개효과가 검증되었다. 청소년의 학업스트레스가 자아존중감에 부적인 영향을 미치고, 자아존중감은 우울에 부적인 영향을 미쳤다. 즉, 학업스트레스가 높을수록 자아존중감이 낮아지고, 이렇게 낮아진 자아존중감은 우울을 높이는 것으로 나타났다. 셋째, 학업스트레스가 자아존중감을 경유하여 우울에 미치는 영향력을 자아탄력성이 조절하는 것으로 나타났다. 청소년의 자아탄력성은 학업스트레스가 자아존중감을 경유하여 우울에 미치는 부정적인 영향력을 완충하였다.

핵심어: 학업스트레스, 우울, 자아존중감, 자아탄력성, 조절된 매개효과

Abstract: The purpose of this study was to examine the mediating effect of self-esteem and the moderated mediating effect of ego-resilience in the relationship between academic stress and depression among adolescents. To analyze this research question, data from the 14th wave of the Korean Children and Youth Panel Survey (KCYPS) were utilized, and 1,348 adolescents who responded to the 14th wave survey were selected as the subjects of this study. Reliability analysis, descriptive statistics, frequency analysis, and correlation analysis were conducted using SPSS Win 24.0 version. In addition, the mediating and moderated mediating effects were analyzed using SPSS PROCESS Macro version 4.2. Through model 4, the mediating effect of self-esteem on the effect of academic stress on depression was analyzed. while Model 14 was used to test whether ego-resilience moderated the pathway between self-esteem and depression. First, academic stress and depression were low, while self-esteem and self-resilience were high.. Second, the mediating effect of self-esteem in the relationship between academic stress and depression was verified. Adolescents' academic stress had a negative effect on their self-esteem, and self-esteem had a negative effect on depression. In other words, the higher the academic stress, the lower the self-esteem, and this lower self-esteem increased depression. Third, resilience moderated the mediating effect of self-esteem in the relationship between academic stress and depression. Adolescents' resilience buffered the negative effect of academic stress on depression through self-esteem.

Keywords: Academic stress, Depression, Self-esteem, Resilience, Moderated Mediation Effect

Received 15 April 2025, Revised 17 April 2025
Accepted 30 April 2025
Corresponding Author: Yun-Jeong Kim
(Hanseo University)
Email: twoyun21@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://creativecommons.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.

1) 본 논문은 신정순 (2024)의 석사학위논문의 일부를 수정보완하였음.

1. 서론

청소년기는 인지적, 심리적, 정서적으로 불안정한 시기로, 이 시기에 겪는 학업스트레스는 청소년의 정신 건강에 중대한 영향을 미친다. 특히 학업 성취에 대한 강한 욕구와 그 욕구의 좌절은 청소년이 스트레스에 직면하게 만들며, 이는 우울과 같은 부정적인 감정으로 이어질 수 있다[1]. 청소년들은 발달 과정에서 스트레스에 효과적으로 대처하기 어려운 미성숙한 상태에 있기 때문에, 이러한 스트레스가 불안, 우울, 분노와 같은 심리적 증상으로 쉽게 발현된다[2,3].

학업 성적에 대한 압박은 청소년의 정신 건강에 심각한 악영향을 미치며, 우울, 분노, 일탈 행동 등의 부적응 문제를 초래할 수 있다[4]. 학업스트레스는 정서적 불안정성을 자극하여 우울을 유발하는 주요 요인으로 작용하며, 학업의 성공 또는 실패가 청소년의 우울을 결정하는 주된 요인이라고 밝혔다[5]. 그에 따르면, 학업 성적이 좋을 때는 자긍심과 만족감을 느끼지만, 좋지 않은 결과를 경험할 경우 수치심과 무능감, 불안이 증가하여 우울한 감정을 유발한다.

또한 여러 연구에서 학업스트레스와 우울 간의 밀접한 관계가 확인되었으며, 학업스트레스는 심리적 증상뿐만 아니라 다양한 신체적 증상으로도 나타날 수 있다[3, 6]. 학업스트레스는 심리적 긴장, 불안, 우울, 적대감, 대인 예민성 등 정신 건강에 부정적인 영향을 미칠 수 있고[7, 8], 학업으로 인한 스트레스가 청소년의 우울 수준을 높이고, 시간이 지남에 따라 우울감이 심화되는 경향이 나타났다고 하였다[9]. 이러한 연구 결과는 고등학생을 대상으로 한 연구들에서도 일관되게 나타났으며, 학업스트레스는 가장 큰 우울의 요인으로 작용하였다[10].

이와 같은 배경 속에서 학업스트레스가 우울에 미치는 영향에서 청소년의 자아존중감의 매개 역할 역시 중요한 주제가 되고 있다. 자아존중감은 청소년이 자신의 가치를 인식하고 사회에 적응하는데 필수적인 요소로 작용하며, 학습에도 중요한 요인이다[11]. 학업스트레스는 자아존중감에 부정적인 영향을 미치는 주요 요인으로 작용하며, 학업 스트레스가 증가할수록 우울이 함께 증가하고[12]. 이로 인해 자아존중감이 감소하는 결과가 나타났다. 자아존중감이 높은 청소년일수록 학업으로 인한 스트레스를 덜 경험한다고 보고하였다[13].

또한, 자아존중감은 우울을 낮추는 역할을 한다. 자아존중감과 우울 간의 관계를 설명하는 모형은 여러 가지가 있으며, 그중 취약성 모형은 자아존중감을 우울의 선행변수로 가정한다. 이 모형에 따르면, 자아존중감이 낮은 청소년은 우울증에 걸릴 위험이 증가한다는 것을 가정하고 있다[14, 18]. 예를 들어 김경호[17]는 아동・청소년 패널조사 2010을 분석한 결과, 중학교, 고등학교, 대학교 진학 시점 모두에서 낮은 자아존중감이 우울을 높이는 유의미한 효과를 보였으며, 반대로 우울이 자아존중감을 낮추는 효과는 유의하지 않았다고 보고하였다. 네덜란드에서 진행된 종단연구[18]에서는 초기 청소년기의 낮은 자아존중감이 후기 청소년기와 초기 성인기의 우울을 예측하는 요인으로 검증되었다. 이러한 연구들은 학업스트레스가 청소년의 정신 건강에 미치는 부정적 영향을 강조하고 있으며, 자아존중감이 이 과정에서 매개적 역할을 할 수 있음을 시사한다.

더욱이 자아탄력성은 청소년이 외적 및 내적 스트레스에 유연하게 적응하고, 감정이나 정서를 조절하여 환경을 적절히 변화시키는 능력으로, 학업 스트레스 상황에서도 긍정적인 적응을 돕는 중요한 변인으로 작용한다[19]. 자아탄력성이 높은 청소년은 스트레스 상황에 큰 영향을 받지 않고 잘 대처하며, 높은 자아존중감과 대인관계 능력을 갖추고 있어 부정적 상황에도 심리적 어려움 없이 건강하게 성장하는 경향이 있다[20]. 자아탄력성이 높은 청소년은 미래에 대해 긍정적이고 자신감 있는 태도를 보이는데[21, 23], 이는 자아존중감이 낮아졌을 때에도 우울감을 최소화하는 데 기여할 수 있다는 점을 시사한다. 따라서 자아탄력성은 청소년의 학업스트레스, 자아존중감, 우울의 관계를 조절할 것으로 기대할 수 있다.

따라서 본 연구는 청소년기 학업스트레스가 우울에 미치는 영향에서 자아존중감의 매개효과와 자아탄력성의 조절된 매개효과를 살펴보고자 한다. 첫째, 학업스트레스, 우울, 자아존중감, 자아탄력성의 수준

은 어떠한가? 둘째, 학업스트레스가 우울에 미치는 영향에서 자아존중감은 매개효과를 가지는가? 셋째, 학업스트레스가 자아존중감을 경유하여 우울에 미치는 영향에서 자아탄력성은 조절된 매개효과를 가지는가? 본 연구의 결과는 학업스트레스가 자아존중감과 우울 간의 관계에서 어떤 역할을 하는지, 자아탄력성이 이 관계를 어떻게 조절하는지에 대한 이해를 통해 청소년의 정신 건강을 향상시키기 위한 방안을 제시하고자 한다. 이러한 연구는 청소년들이 건강하게 성장할 수 있는 환경을 조성하는 데 기여할 것으로 기대된다.

2. 연구방법

2.1 연구대상 및 자료수집 절차

본 연구의 대상은 중학교 1학년 청소년 1,348명이다. 한국아동패널(Panel Study on Korean Children, PSKC) [24]의 14차년도 데이터를 활용하였으며, 14차년도 데이터는 2021년도에 조사되어 2023년 12월에 일반인에게 공개된 데이터이다. 총 2,150명이 대상이나 2021년도에 응답한 청소년은 1,348명으로 이들의 데이터를 연구 분석의 자료로 삼았다. 청소년의 성별을 살펴보면 전체 1,348명 중 남학생이 688명(51.0%), 여학생이 660명(49.0%)으로 남학생이 여학생보다 더 많았다.

2.2 측정도구

모든 변수는 문항 평균값을 사용하였고, 점수가 높을수록 학업스트레스, 우울, 자아존중감, 자아탄력성이 높은 것을 의미한다.

독립변수인 청소년의 학업스트레스는 한국아동패널에서 사용한 학업스트레스 척도를 사용하였다(육아정책연구소, 2023). 4문항 5점 리커트형(1= 그런 적 없다~5=항상 그렇다) 척도이며, 신뢰도 Cronbach’s alpha 값은 .802이다. 종속변수인 우울은 한국아동패널 [24]에서 사용한 우울 척도를 사용하였다. 11개 문항 4점 리커트형(1=극히 드물다(일주일에 1일 미만)~4=대부분 그랬다(일주일에 5~7일) 척도이다. 11개의 문항 중 2개 문항(행복했다. 즐겁게 지냈다)은 역코딩 하였으며, 신뢰도 Cronbach’s alpha 값은 .819이다. 매개변수인 자아존중감은 한국아동패널 [24] 에서 사용한 자아존중감 척도를 사용하였다. 5개 문항 4점 리커트형(1=전혀 그렇지 않다~4=매우 그렇다) 척도이며, 신뢰도 Cronbach’s alpha 값은 .861이다. 조절된 매개변수인 자아탄력성은 한국아동패널 [24] 에서 사용한 자아탄력성 척도를 사용하였다. 14개 문항으로 이루어졌으며, 4점 리커트형(1=전혀 그렇지 않다~4=매우 그렇다) 척도이며, 신뢰도 Cronbach’s alpha 값은 .834이다.

2.3 자료분석방법

SPSS Win 24.0 ver을 사용하여 신뢰도 분석, 빈도분석, 기술통계, 상관관계 분석을 하였고, SPSS PROCESS Macro 4.2 version의 4번, 14번 모델을 이용하여 매개효과, 조절효과, 조절된 매개 효과를 분석하였다. 조절된 매개효과 분석을 위해 샘플수 5,000개, 신뢰구간 95%, 주관적 건강상태의 3가지 조건 값(M, M±1SD)을 이용한 부트스트래핑 분석을 실행하였으며, 다중공선성을 최소화하기 위해 독립변수와 조절변수를 평균중심화하여 분석하였다.

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.65

3. 연구결과

3.1 주요 변수의 일반적 경향 및 변수 간 상관관계

청소년의 학업스트레스, 우울, 자아존중감, 자아탄력성의 수준을 파악하기 위해 기술통계분석을 실시하였다<표 1>. 학업스트레스는 5점 만점에 2.327점으로 중앙값에 중앙값이하였으며, 우울은 4점 만점에 1.491점으로 낮은 수준이었다. 자아존중감은 4점 만점에 3.191점으로 높은 수준이었고, 자아탄력성은 4점 만점에 2.908점으로 중앙값 이상의 높은 수준이었다. 따라서 본 연구의 대상인 청소년은 학업스트레스와 우울은 낮은 수준이고, 자아존중감과 자아탄력성은 높은 수준이라고 할 수 있다.

<Table 1> Descriptive Trends of Key Variables <N=1,348>

	Minimum	Maximum	Mean	Standard Deviation
Academic Stress	1.00	5.00	2.327	.822
Depression	1.00	4.00	1.491	.409
Self-Esteem	1.00	4.00	3.191	.526
Resilience	1.00	4.00	2.908	.416

또한, 주요 변수 간 상관관계를 살펴보았다<표 2>. 종속변수인 우울을 중심으로 설명하면, 학업스트레스가 심할수록 우울이 높고(r=.413, p<.001), 자아존중감이 높을수록 우울이 낮고(r=-.497, p<.001), 자아탄력성이 높을수록 우울이 낮았다(r=-.308, p<.001).

<Table 2> Correlation among Variables <N=1,348>

	Academic Stress	Depression	Self-Esteem	Resilience
Academic Stress	1			
Depression	.413***	1		
Self-Esteem	-.338***	-.497***		
Resilience	-.127***	-.308***	.512***	1

***p<.001

3.2 자아존중감의 매개효과

학업스트레스와 우울 간의 관계에서 자아존중감의 매개효과를 검증하기 위해 Hayes(2018)가 제안한 SPSS PROCESS Macro의 model 4를 이용하여 분석하였다<표 3, 그림 1>.

경로별 매개효과는 통계적으로 모두 유의미하였다. 학업스트레스가 우울에 정적인 영향을 미쳤다(Coeffect=.205, p<.001). 즉 학업스트레스가 심할수록 우울이 높아졌다. 모델의 F값은 272.020(p<.001)으로 유의하였고, 설명력은 17.0%였다.

다음으로 매개변수를 포함하여 분석하면, 학업스트레스가 자아존중감에 부적인 영향을 미치고(Coeffect=-.216, p<.01), 자아존중감은 우울에 부적인 영향을 미쳐서(Coeffect=-.314, p<.001), 자아존중감은 학업스트레스와 우울 간 매개하였음을 알 수 있다. 즉, 학업스트레스가 높을수록 자아존중감이 낮아지며, 자아존중감이 높을수록 우울은 감소하는 것으로 나타났다. 모델의 F값은 303.994(p<.001)으로 유의하였고, 설명력은 31.5%였다. 또한, 학업스트레스가 우울에 미치는 영향력인 총효과는 Coeffect=.205였으나, 자아존중감이 추가되었을 때의 직접효과는 Coeffect=.137로 감소하여 자아존중감은 학업스트레스와 우울 간의 관계에서 부분적 매개역할을 하고 있음을 알 수 있다. 학업스트레스와 우울 간의 관계에서 자아존중감의 매개효과의 유의성을 검증하기 위해서 5,000회의 부트스트래핑을 지정하고 신뢰구간은

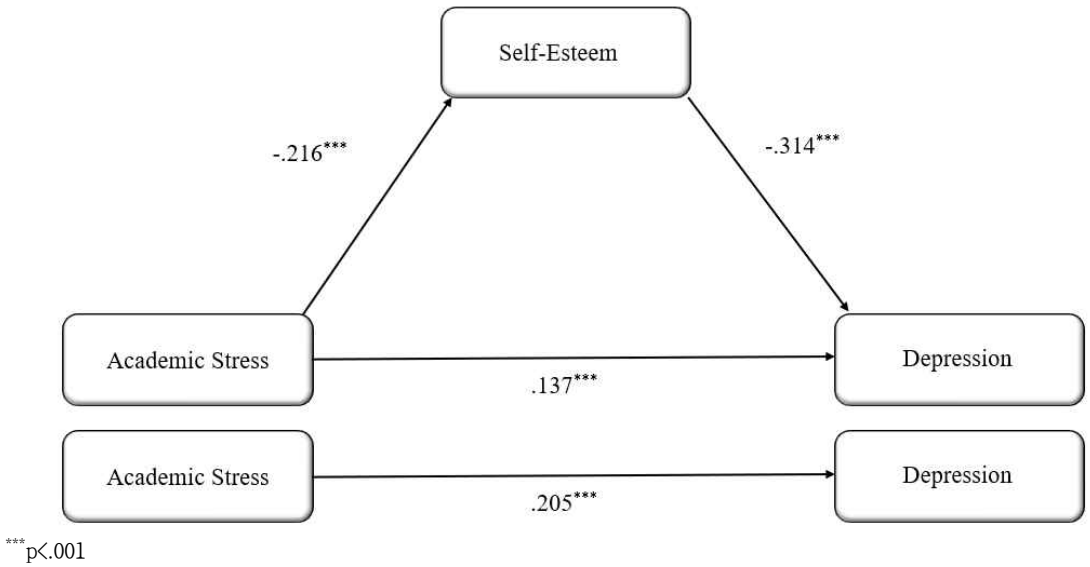
 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.65

95.0%로 설정하여 분석을 실시하였다. 학업스트레스→자아존중감→우울 경로에서 자아존중감의 매개 효과 값 .068은 부트스트랩 하한값 .053과 상한값 .0847사이에 0이 존재하지 않아 유의한 것으로 나타났다. 따라서 자아존중감은 학업스트레스와 우울 간의 관계에서 매개역할을 하고 있음이 검증되었다.

<Table 3> Mediating Effect of Self-Esteem <N=1,348>

Variable	Coeffect	SE	t	p	LLCI*	ULCI**
Dependent Variable: Depression						
Constant	1.014	.031	33.011	.000	.953	1.074
Academic Stress	.205	.012	16.493	.000	.181	.230
R^2 =.170, F=272.020, p=.000						
Dependent Variable: Self-Esteem						
Constant	3.695	.041	90.493	.000	3.615	3.775
Academic Stress	-.216	.017	-13.074	.000	-.249	-.184
R^2 =.114, F=170.932, p=.000						
Dependent Variable: Depression						
Constant	2.173	.075	29.040	.000	2.026	2.320
Academic Stress	.137	.012	11.426	.000	.114	.161
Self-Esteem	-.314	.019	-16.700	.000	-.351	-.277
R^2 =.315 F=303.994, p=.000						
Total Effect, Direct Effect						
	Coeffect	SE	t	p	LLCI*	ULCI**
Total Effect	.205	.012	16.493	.000	.181	.230
Direct Effect	.137	.012	11.426	.000	.114	.161
Indirect Effect						
	Effect	BootSE	BooLLCI	BooULCI		
Academic Stress → Self-Esteem → Depression	.068	.008	.053	.084		

*LLCI=boot Lower bound within the 95% confidence interval of the indirect effect
**ULCI=boot Upper bound within the 95% confidence interval of the indirect effect



***p<.001

<Figure 1> Path Diagram of the Mediating Role of Self-Esteem

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.65

3.3 자아탄력성의 조절된 매개효과

학업스트레스가 자아존중감을 거쳐 우울에 미치는 영향에서 자아탄력성이 학업스트레스와 우울 간의 관계를 조절 매개하는가를 검정하기 위해 SPSS PROCESS Macro 14번 모델을 활용하였다. 샘플수 5,000개, 신뢰구간 95%, 평균값과 자아탄력성의 3가지 조건 값(M, M±1SD)을 이용한 부트스트래핑(Bootstrapping) 분석을 실시하였다.

매개변수모형을 보면, 학업스트레스는 자아존중감에 부적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(Coeffect=-.216, p<.001). 즉, 학업스트레스가 높을수록 자아존중감은 낮은 것으로 나타났다. 모델의 F값은 170.932(p<.001)로 유의하였고, 학업스트레스는 자아존중감을 11.4% 설명하였다<표 4>.

종속변수모형에서 학업스트레스가 자아존중감을 경유하여 우울에 미치는 영향을 자아탄력성이 조절하는지를 분석한 결과, 모델의 F값은 161.628(p<.001)로 유의하였고, 설명력은 32.9%였다. 자아존중감과 자아탄력성 간의 상호작용항의 F값은 15.351(p<.001)로 유의하였고, 설명력은 0.8%였다. 자아탄력성은 학업스트레스가 자아존중감을 경유하여 우울에 미치는 영향을 조절하는 것으로 나타났다. 또한 청소년의 자아탄력성의 조건부효과를 보면, 자아탄력성의 세 가지 조건(M, M±SD)에서의 조건부 효과는 95% 신뢰구간에서 하한값(Boot LLCI)과 상한값(Boot ULCI) 사이에 '0'이 포함되어 있지 않으므로 통계적으로 모두 유의미한 것을 알수 있다.

.

<Table 4> Moderating Effect of Self-Resilience <N=1,348>

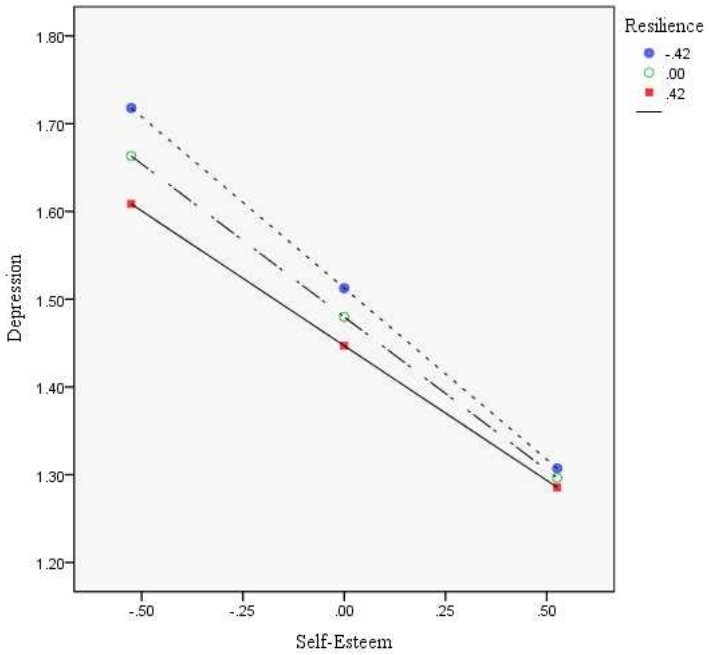
Dependent Variable: Self-Esteem						
Variable	Coeffect	SE	t값	p	LLCI*	ULCI**
Constant	.503	.041	12.328	.000	.423	.583
Academic Stress	-.216	.017	-13.074	.000	-.249	-.184
R^2 =.114, F=170.932, p=.000						
Dependent Variable: Depression						
Variable	Coeffect	SE	t	p	LLCI	ULCI
Constant	1.141	.030	38.095	.000	1.082	1.200
Academic Stress	.144	.012	12.014	.000	.120	.167
Self-Esteem	-.262	.022	-11.998	.000	-.305	-.219
Resilience	-.099	.026	-.3.828	.000	-.150	-.048
Self-Esteem ×Resilience	.138	.035	3.913	.000	.069	.207
R^2 =.329, F=161.628, p=.000						
Increase in R^2 due to Interaction						
Interaction	R^2		F		p	
Self-Esteem ×Resilience	.008		15.315		.000	
Conditional Effect of Resilience						
Resilience	Effect	SE	t	p	LLCI*	ULCI**
-.417(M-1SD)	-.320	.024	-13.229	.000	-.367	-.272
.000(M)	-.262	.020	-11.998	.000	-.305	-.219
.417(M+1SD)	-.205	.028	-7.220	.000	-.260	-.149

*LLCI=boot Lower bound within the 95% confidence interval of the indirect effect
**ULCI=boot Upper bound within the 95% confidence interval of the indirect effect

자아탄력성의 조절효과의 형태를 확인하기 위하여 조절 효과를 시각화한 결과는 <그림 2>와 같다. 유의한 상호작용의 패턴을 확인하기 위하여 자아탄력성의 수준을 저집단(M-1SD), 중집단(M), 고집단

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.65

(M+1SD)으로 각각 나누어 기울기를 살펴보았다. 전반적으로 자아존중감이 증가하면 우울이 감소되나, 자아탄력성이 낮은 집단의 청소년이 자아탄력성이 높은 청소년에 비해, 자아존중감이 증가할수록 우울이 더 가파르게 감소하는 것으로 나타났다.



<Figure 2> Moderating Effect of Self-Resilience

마지막으로 청소년의 학업스트레스가 우울에 미치는 영향에서 자아탄력성의 조건부 간접효과를 검증하였다<표 5>. 먼저, 자아탄력성의 3가지 조건 값(M, M±1SD)의 조건부 간접효과는 95% 신뢰구간에서 하한값(LLCI)과 상한값(ULCI) 사이에 '0'이 포함되어 있지 않으므로 통계적으로 유의미하였다. 또한 자아탄력성이 높아질수록 조건부 간접효과가 작아지는 것으로 나타났다. 즉, 자아탄력성이 낮은 집단(M-1SD)에서는 간접효과가 .069로 가장 컸으며, 자아탄력성이 높은 집단(M+1SD)에서는 .044로 감소하였다.

마지막으로 자아탄력성의 조절된 매개지수를 보면, -.030(-.054~-.007)로, 신뢰구간 내 하한값과 상한값 사이에 '0'이 포함되어 있지 않으므로 학업스트레스가 자아존중감을 경로하여 우울에 미치는 영향에서 자아탄력성의 조절된 매개효과가 유의함이 검증되었다.

<Table 5> Direct Effect and Conditional Indirect Effect of Academic Stress on Depression <N=1,348>

Direct Effect of Academic Stress on Depression					
Effect	SE	t	p	LLCI	ULCI
.144	.012	12.014	.000	.120	.167
Conditional Indirect Effect of Academic Stress on Depression (Academic Stress → Self-Esteem→Depression)					
Resilience		Effect	BootSE	BootLLCI	BootULCI
-.417(M-1SD)		.069	.010	.051	.090
.000(M)		.057	.008	.043	.073
.417(M+1SD)		.044	.008	.029	.061
Moderated Mediation Index of Resilience					
		Effect	BootSE	BootLLCI	BootULCI
Resilience		-.030	.012	-.054	-.007

4. 논의 및 결론

4.1 논의

본 연구에서는 청소년의 학업스트레스가 자아존중감을 경로하여 우울에 미치는 영향에서 자아탄력성의 조절된 매개효과를 파악하는데 연구의 목적이 있었다. 이러한 목적을 이루기 위해 한국아동패널의 14차년도 데이터를 활용하였으며, 14차년도 조사에 응답한 청소년 1,348명을 본 연구의 대상으로 하였다. SPSS Win 24.0 ver을 사용하여 신뢰도 분석, 기술통계, 빈도분석, 상관관계 분석을 하였고, SPSS PROCESS Macro 4.2 ver(4번, 14번) 을 이용하여 매개효과와 조절된 매개 효과를 분석하였다.

첫째, 학업스트레스는 5점 만점에, 2.327점으로 평균에 가까운 수준이었고, 우울은 4점 만점에 1.491점으로 평균보다 낮은 수준이었다. 자아존중감은 4점 만점에 3.191점으로 높은 수준이었고, 자아탄력성은 4점 만점에 2.908점으로 높은 수준이었다.

둘째, 학업스트레스와 우울 간의 관계에서 자아존중감의 매개효과가 검증되었다. 학업스트레스가 심할수록 우울이 높아졌고, 학업스트레스가 높을수록 자아존중감이 낮아지며, 자아존중감이 높을수록 우울은 감소하는 것으로 나타났다. 또한, 학업스트레스가 우울 간의 관계에서 자아존중감이 추가되었을 때의 직접효과가 감소하여 자아존중감은 학업스트레스와 우울 간의 관계에서 부분적 매개역할을 하고 있음을 알 수 있었다. 이러한 연구결과는 학업스트레스가 증가할수록 우울이 함께 증가하고 자아존중감이 감소하며, 자아존중감이 높을수록 학업스트레스와 우울간의 관계가 완화된다고 주장한 선행연구[14, 18]와 같은 결과이다.

셋째, 학업스트레스가 자아존중감을 경유하여 우울에 미치는 영향력을 자아탄력성이 조절매개하는 것으로 나타났다. 청소년의 자아탄력성은 학업스트레스가 자아존중감을 경유하여 우울에 미치는 부정적인 영향력을 완충하였다. 또한, 자아탄력성이 높은 집단에서는 학업스트레스가 자아존중감을 경유하여 우울에 미치는 영향이 적으나, 자아탄력성이 낮은 집단에서는 학업스트레스가 자아존중감을 경유하여 우울에 미치는 영향력이 컸다. 이러한 결과는 자아탄력성이 높은 청소년은 미래에 대해 긍정적이고 자신감 있는 태도를 보이며, 자아존중감이 낮아졌을 때에도, 우울감을 최소화하는데 기여할 수 있다고 주장한 선행연구[21, 23]의 결과를 뒷받침한다.

이러한 연구결과를 근거로 하여 청소년의 학업스트레스로 인한 우울감 감소 방안을 다음 3가지로 제시하였다.

첫째, 중고등학교에서 자아존중감 향상 프로그램이나 상담적 개입을 교육과정에 적극적으로 도입할 필요가 있음을 제안한다. 자아존중감은 청소년의 우울을 예방하고 정신 건강을 증진하는 중요한 요인이다. 학교나 지역사회에서 자아존중감을 높이는 프로그램을 적극 도입해야 한다. 예를 들어, 자신의 가치를 인정하고 긍정적으로 바라볼 수 있도록 돕는 자기인식 훈련이나 심리 상담 프로그램을 제공함으로써 청소년이 자신에 대한 긍정적인 인식을 확립할 수 있다.

둘째, 자아탄력성 교육 역시 중요함을 제안한다. 자아탄력성은 스트레스 상황에서의 적응력을 높여 정신 건강을 보호하는 중요한 역할을 한다. 청소년들이 어려움에 처했을 때 더 잘 극복할 수 있도록 자아탄력성을 키우는 교육이 필요하다. 스트레스 관리 기술, 문제 해결 능력, 정서 조절 훈련 등을 포함한 프로그램을 통해 청소년들이 스트레스 상황을 보다 긍정적으로 대처할 수 있게 해야 한다. 또한, 청소년의 자아탄력성을 증진시키는 교육과 실습 기회를 마련해서, 청소년들이 보다 긍정적인 심리적 상태를 유지하고, 학업스트레스 및 부정적인 상황에 효과적으로 대처할 수 있도록 지원해야 할 필요도 있다.

마지막으로는 학업스트레스가 높은 청소년을 선별하여 개별 맞춤형 학업스트레스 관리 방안을 지원해야 한다는 것이다. 청소년들의 학업스트레스는 우울을 유발하는 주요 요인 중 하나이다. 학업스트레스에

대한 맞춤형 지원 체계를 마련해, 학업 이해도가 낮거나 학업에 대한 부담이 큰 청소년들을 대상으로 개별적인 학습 상담과 학업 코칭을 제공할 필요가 있다. 이를 통해 학업에 대한 스트레스를 완화하고 학업 성취감을 높일 수 있도록 지원하는 것이 중요하다.

4.2 결론

본 연구는 청소년의 학업스트레스가 우울에 미치는 영향에서 자아존중감과 자아탄력성의 매개 및 조절된 매개효과를 분석하였다. 그 결과, 학업스트레스가 심할수록 청소년의 우울감이 증가하며, 자아존중감이 이러한 관계에서 중요한 매개 역할을 한다는 점이 확인되었다. 또한, 자아탄력성은 자아존중감과 우울 간의 관계에서 조절 효과를 발휘하며, 자아탄력성이 높은 청소년은 학업 스트레스가 자아존중감을 통해 우울로 이어지는 부정적 영향을 더 잘 극복할 수 있음이 드러났다.

이처럼 본 연구에서는 청소년의 학업스트레스가 우울에 미치는 부정적인 영향력을 자아존중감과 자아탄력성에 의해서 완화될 수 있음을 밝혔으며, 이러한 본 연구결과를 기반으로 하여 자아존중감과 자아탄력성을 강화하는 교육 및 프로그램이 청소년의 정신 건강에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다는 시사점을 제공하였다는 점에서 의의를 갖는다. 또한 대규모 데이터를 활용한 분석을 통해 연구결과의 일반화 가능성도 높였다는 점도 본 연구의 의의가 될 수 있다. 그럼에도 한국아동패널을 활용한 2차적 자료가 갖는 제한점 역시 있을 수 있다. 따라서 후속연구에서는 청소년을 대상으로 한 질적연구를 통해 본 연구결과의 제한점이 보완되기를 기대한다.

참고문헌

[1] 강지헌, 모상현, 최인재. (2011). *아동・청소년 정신건강 증진을 위한 지원방안 연구 I : 총괄보고서.* 한국청소년정책연구원.

[2] 신서희. (2019). *고등학생의 학업스트레스와 분노표현방식의 관계: 인지적 정서조절전략 및 부모의 심리적 통제의 역할.* 아주대학교 대학원 박사학위논문. https://dspace.ajou.ac.kr/handle/2018.oak/15606

[3] Byrne, D. G., Davenport, S. C. Mazanov, J. (2007). Profiles of adolescent stress: The development of the adolescent stress questionnaire (ASQ). *Journal of Adolescence, 30*(3), 393-416. https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2006.04.004

[4] 정철상. (2011). 고3 청소년의 학업스트레스가 정신건강에 미치는 영향: 자아통제의 매개효과 검증. *청소년학연구, 18*(9), 1-18. UCI I410-ECN-0102-2012-530-002263663

[5] 마미옥. (1993). *학업성취 및 귀인성향과 우울과의 관계.* 고려대학교 석사학위논문. http://www.riss.kr.ssl.library.hanseo.ac.kr:8000/link?id=T1289304

[6] 이은희, 김영임, 근효근, 이영실. (2015). 고등학생의 학업 스트레스, 신체화 증상, 사회적 지지가 대처유형에 미치는 영향. *한국학교보건학회지, 28*(2), 56-66. https://doi.org/10.15434/kssh.2015.28.2.56

[7] 김재엽, 이동은, 정윤경. (2013). 학업스트레스가 청소년 비행 행동에 미치는 영향과 우울의 매개효과. *한국아동복지학, 41*, 101-123.

[8] 이지혜. (2018). *학업스트레스에 대한 의미부여 중재가 중학생의 스트레스대처 전략과 학업적응에 미치는 영향.* 서울대학교 대학원 석사학위논문. https://hdl.handle.net/10371/141995

[9] 임은미, 정성석. (2009). 청소년의 스트레스와 우울의 변화 및 우울에 대한 스트레스의 장기적 영향. *청소년학연구, 16*(3), 99-121. UCI I410-ECN-0102-2012-530-000096962

[10] 김혜숙, 한대동, 남현숙. (2012). 중학생의 사교육 참여에 영향을 미치는 요인에 관한 질적 연구. *청소년학연구*, *19*(1), 251-278. UCI I410-ECN-0102-2012-330-002838682

[11] Coopersmith, S. (1981). *Self-esteem Inventories*. Palo alto, CA:Counseling Psychologists. https://doi.org/10.1037/t06456-000

[12] 김현순. (2014). 청소년의 학업스트레스와 우울 간의 관계에서 자아존중감의 종단매개효과 검증. *청소년학연구*, *21*(3), 409-437. UCI I410-ECN-0102-2015-300-000581866

[13] 최혜정. (2021). *글쓰기문학치료가 고등학생의 자아존중감 향상과 학업스트레스 완화에 미치는 효과*. 나사렛대학교 재활복지대학원 석사학위논문. UCI I804:44014-200000378150

[14] Manna, G., Falgares, G., Ingoglia, S., Como, M. R., & De Santis, S. (2016). The relationship between self-esteem, depression and anxiety: Comparing vulnerability and scar model in the Italian context. *Mediterranean Journal of Clinical Psychology*, *4*(3), 1-17. https://doi.org/10.6092/2282-1619/2016.4.1328

[15] Orth, U., Robins, R. W., Roberts, B. W. (2008). Low self-esteem prospectively predicts depression in adolescence and young adulthood. *Journal of Personality and Social Psychology*, *95*(3), 695-708. https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-3514.95.3.695

[16] Shahar, G., Davidson, L. (2003). Depressive symptoms erode self-esteem in severe mental illness: a three-wave, cross-lagged study. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *71*(5), 890-900. https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-006X.71.5.890

[17] 김경호. (2019). 청소년의 자아존중감과 우울 간의 관계: 한국아동・청소년패널조사의 3개 시점의 비교. *청소년복지연구, 21*(2), 69-96. DOI 10.19034/KAYW.2019.21.2.03

[18] Masselink, M., Van Roekel, E., Oldehinkel, A. J. (2018). Self-esteem in early adolescence as predictor of depressive symptoms in late adolescence and early adulthood: The mediating role of motivational and social factors. *Journal of Youth and Adolescence, 47*(5), 932-946. DOI 10.1007/s10964-017-0727-z

[19] Block, J. H. Block, J (1980). The role of ego-control and ego-resiliency in the organization of behavior. In W. A. 51 collins(ED), *The Minnesota symposia on child psychology,* 13, 39-101.Hillsdale, N J: Eribaum. https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/t05277-000

[20] 이정란, 박복남, 강현임. (2013). 일부 중학생의 자아탄력성과 생활습관 및 생활스트레스의 관계. *한국보건정보통계학회지*, *38*(1), 93-107. UCI : G704-SER000008861.2013.38.1.005

[21] Snyder, C. R. (1994). *Hope and optimism. Encyclopedia of human behavior* (Vol. 2, pp. 535-542)

[22] Klohnen, E. C. (1996). Conceptual analysis and measurement of the construct of ego-resiliency. *Journal of Personality and Social Psychology*, *70*(5), 1067-1079. https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-3514.70.5.1067

[23] Werner, E. E. (1992). The children of Kauai: Resiliency and recovery in adolescence and adulthood. *Journal of Adolescent Health*, *13*(4), 262-268. https://doi.org/10.1016/1054-139X(92)90157-7

[24] 한국아동패널(2025). 자료실, 원시자료, 한국아동패널. https://panel.kicce.re.kr/pskc/module/rawDataManage/ index.do?menu_idx=56

새론상담심리교육연구
The Journal of Saeron Counseling, Psychology and Education
Vol. 4, No. 2, pp. 75-89
https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.75

Validation of the Korean Version of the Resilience Scale for Young Children

Hyunsu Kim[1]

[1]Assistant Professor, Dep. of Early Childhood Education, Anyang University, hsk264@anyang.ac.kr.

영유아 회복탄력성 척도 한국어판 타당도 검증

김현수[1]

[1]조교수, 유아교육과, 안양대학교, hsk264@anyang.ac.kr

Abstract: This study aimed to translate and validate the Children's Resilient Scale for Young Children (CRSYC), originally developed in China, for application in the Korean cultural context. A total of 420 questionnaires were distributed to parents of children aged 2 to 6 years, and 377 valid responses were analyzed. Exploratory factor analysis revealed three factors—Focused Engagement, Emotional Stability, and Social Agreeableness—comprising 14 items and explaining 54.7% of the total variance. All factors showed significant positive correlations, and the overall reliability was .835, with each subfactor exceeding .70. The original Self-care factor was excluded due to low internal consistency (.544), which may reflect cultural differences in how resilience-related behaviors are interpreted. These findings support the structural validity and reliability of the Korean version of the CRSYC. The scale is a concise and practical instrument that can be effectively utilized to assess resilience in young children in educational and counseling settings in Korea.

Keywords: Resilience Scale for Young Children, Validation, Exploratory Factor Analysis, Reliability Analysis, Cultural Validity

초 록: 본 연구는 중국에서 개발된 영유아 회복탄력성 척도(CRSYC)를 한국어로 번안하고, 한국 문화권에서의 적용 가능성과 타당성을 검증하고자 하였다. 만 2~6세 유아의 학부모를 대상으로 총 420부의 설문지를 배부하였고, 이 중 377부의 응답을 분석에 활용하였다. 탐색적 요인분석 결과, '집중몰입', '정서적 안정성', '사회성'의 3개 요인이 도출되었으며, 총 14문항으로 구성되었고 누적 설명력은 54.7%로 확인되었다. 각 요인 간에는 유의한 정적 상관이 나타났으며, 전체 신뢰도는 .835로 양호하였고, 하위 요인별 신뢰도도 모두 .70 이상으로 나타났다. 한편, 원척도에 포함된 '자조능력' 요인은 낮은 신뢰도(.544)로 인해 제외되었으며, 이는 문화적 해석의 차이와 문항 응집도의 제한을 반영한 결과로 논의되었다. 본 척도는 한국 유아의 회복탄력성을 신뢰롭고 타당하게 평가할 수 있는 간결한 도구로서, 교육 및 상담 현장에서 실질적으로 활용 가능한 자료로 의의가 있다.

핵심어: 영유아 회복탄력성 척도, 타당도 검증, 탐색적 요인분석, 신뢰도 검증, 문화적 적합성

Received 16 June 2025, Revised 17 June 2025
Accepted 24 June 2025
Corresponding Author: Hyunsu Kim
(Anyang University)
Email: hsk264@anyang.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.2025.4.2.75

1. Introduction

Resilience has been defined in various ways by scholars; however, it is generally conceptualized as the capacity to successfully adapt in the face of adversity, threats, or negative circumstances [1]. The concept emerged in the 1970s within the field of developmental psychopathology, as researchers began to investigate the phenomenon whereby certain high-risk children exposed to stress and adversity nevertheless exhibited adaptive functioning without significant psychological impairment [2]. The term "resilient children" was later introduced in a longitudinal study, marking a significant development in resilience research [3]. This seminal study followed approximately 700 children born in 1955 on an island in Hawaii for over 40 years. Despite exposure to multiple risk factors—such as poverty, parental mental illness, and family discord—many participants were found to lead successful lives in adulthood. Based on these outcomes, the study identified shared traits among these individuals. Subsequent research labeled these traits as protective factors, which are defined as elements that buffer against the negative effects of risk exposure and facilitate positive development [4].

Protective factors are typically classified into three domains: individual, familial, and extrafamilial. Individual-level factors include cognitive competence, an easy temperament, social skills, self-esteem, problem-solving abilities, and emotional regulation. Familial factors encompass positive parent-child relationships, a warm and stable home environment, socioeconomic security, and care-givers' positive characteristics. Extra-familial factors include robust social support networks and positive school experiences [5]. A comprehensive analysis of 118 resilience studies conducted over the past three decades [6] further identified self-regulation skills, family support, school support, and peer relationships as key protective factors. These elements play a central role in mitigating the adverse effects of diverse risk factors, including health problems, abuse, natural disasters, forced migration, and family-related stress. Protective factors function to buffer or offset the impact of adversity, thereby enabling individuals to fully develop their inherent capacities. However, research on resilience has evolved beyond the mere identification of protective factors. Increasing attention has been paid to understanding how these factors operate to support the maintenance and development of individual capacities under adverse conditions.

Early studies often conceptualized resilience as an inherent psychological trait, introducing the notion of ego-resilience—the capacity to adapt to changing circumstances and flexibly regulate one's emotions and behaviors. Ego-resilience was regarded as a relatively stable personality characteristic [7]. However, subsequent research began to shift this perspective, viewing resilience not as a fixed, innate trait but as a dynamic process that emerges through interactions between the individual and their environment in specific contexts.

In line with this evolving perspective, resilience is now increasingly understood as a capacity that is not fixed at birth but can develop and change over time, depending on life experiences and environmental influences. Early childhood is recognized as a critical period for promoting resilience, as it marks the foundation for holistic development. Accordingly, a growing body of research has explored resilience during this developmental stage. Since the late 1970s, studies have initially focused on identifying the core concepts and key factors of resilience in young children, later expanding to explore intervention strategies aimed at enhancing resilience in those experiencing crisis or adversity [8-11].

In one study, a program integrating nature-based and creative activities was developed and applied to young children experiencing trauma due to war. The findings demonstrated that the program helped children overcome stress and crisis, leading to enhanced resilience [12]. Similarly, another study targeting children in rural areas developed and implemented a play-based picture book reading program aimed at fostering resilience. The intervention was found to yield significant and long-term effects on the development of resilience among the participants [10].

In South Korea, research on resilience in young children began in earnest in the mid-2000s, primarily focusing on typically developing children. Major lines of inquiry have included studies that explored parental and teacher-related factors influencing children's resilience [13-16], studies analyzing the relationships between resilience and associated variables [17-20], and intervention studies aimed at enhancing resilience [21-24]. For example, one study found that maternal emotional expressiveness had a significant impact on young children's resilience, and that paternal parenting attitudes partially mediated this relationship [25]. These findings underscore the importance of both mothers' and fathers' roles in fostering resilience during early childhood. Another study identified children's perceived stress and social support as key predictors of resilience, highlighting the need for strategies that reduce stress and strengthen social support to enhance resilience in young children [20]. In addition, an intervention study that developed and implemented a cooperative activity-based resilience enhancement program reported statistically significant improvements in children's resilience levels [24]. Collectively, these studies emphasize that resilience is a crucial psychological resource that enables children to cope with current or future stressors and to transform adversity into opportunities for growth. Moreover, they contribute practical insights into effective approaches for understanding and promoting resilience in early childhood.

However, to effectively support and study resilience, it is essential to have a valid and objective measurement tool. In South Korea, the first resilience assessment tool for young children was developed in 2011. This tool was created through interviews with experts to extract initial items, followed by content validity testing and factor analysis. The final version comprised 64 items across three sub-domains: emotional, relational, and competence-based resilience. Subsequent research aimed to enhance the tool by analyzing previous studies and developing a more refined instrument for measuring resilience in young children. Starting with 82 preliminary items, researchers conducted content validation, factor analysis, and reliability testing, ultimately producing a 26-item scale with five factors: attention, emotional regulation, self-efficacy, empathy, and peer relationships [26].

To address the limitations of previous tools that did not account for parental influences, a new 56-item scale was later developed to include not only children's internal characteristics but also familial and social protective factors [27]. Although these domestic tools have been developed and applied in some studies [14, 28], many researchers in Korea continue to use an adapted version of the Devereux Early Childhood Assessment (DECA), originally developed by LeBuffe and Naglieri [29]. DECA is a widely used tool for assessing young children's resilience and includes three protective factors—attachment, self-control, and initiative—as well as behavioral concerns. In Korea, due to the low reliability of the 10 behavioral concern items, only the remaining 27 items have been utilized [21], and this reduced item set has been repeatedly used in subsequent studies. However, there has been insufficient verification of DECA's factor structure and cultural validity within the Korean context. Moreover, considering that DECA was originally developed in 1999 and that the social and emotional

environments surrounding young children have changed significantly over the past 25 years, there is an urgent need to develop or identify new, culturally valid tools for measuring resilience in Korean early childhood settings.

However, Korean-developed resilience scales have demonstrated certain limitations. One such scale [28] included a broad age range of 4 to 15 years, limiting its ability to capture developmentally appropriate behaviors specific to early childhood. Another scale [26] focused on 5-year-olds but exhibited weak factor discrimination and limited generalizability due to its narrow sample drawn solely from Gwangju and Jeonnam regions. A third tool [27] attempted a more integrative approach by encompassing both internal characteristics and external protective factors; however, its complexity—combining self-report and observer ratings—and the length of 64 items hinder practical usability in early childhood education and assessment settings.

The present study aims to examine the validity of a recently developed instrument—the Child Resilience Scale for Young Children (CRSYC). This tool was designed to assess various aspects of resilience in children aged 2 to 6, a developmental period during which resilience begins to emerge. Originally developed in China, the scale has since been validated in Turkey in terms of its structural validity and reliability [30, 31]. However, both countries differ significantly from Korea in terms of political systems, social structures, and cultural values. Therefore, the applicability of the instrument in the Korean context cannot be assumed based solely on its validation in those countries. Even when using the same psychometric tool, interpretations of constructs and response patterns can vary depending on cultural context.

Accordingly, this study did not aim to directly apply or validate the original factor structure of the "Children's Resilient Scale for Young Children (CRSYC)." Instead, the goal was to explore the actual factor structure that emerges in the Korean cultural context by conducting an Exploratory Factor Analysis (EFA) on the Korean-translated version of the scale, and to compare and interpret similarities and differences between the derived structure and the original model.

When applying a scale developed in a different cultural context, it is widely supported by previous research that EFA is a meaningful initial approach to examine the cultural appropriateness of the factor structure. EFA is particularly suitable for identifying latent constructs in cases where there is no strong theoretical basis for assuming a particular structure in advance. Unlike Confirmatory Factor Analysis (CFA), which tests a predefined model, EFA allows for the empirical identification of factor structures based on actual response data without restrictive assumptions. In this study, because there was insufficient theoretical justification to assume that the translated items would reproduce the original factor structure, it was methodologically appropriate to adopt a data-driven approach using EFA. In other words, while CFA is suitable for testing models in later stages of validation, EFA is more appropriate in the early stages of cross-cultural adaptation, where the underlying structure may not yet be clearly established.

This methodological rationale is also supported by prior studies. For example, a study that adapted and validated Rothbart's Infant Behavior Questionnaire for Korean toddlers aged 18-36 months confirmed a culturally specific factor structure through EFA [32]. Similarly, the adaptation of Gresham and Elliott's Social Skills Rating System (SSRS) for young children in Korea involved EFA to analyze the cultural fit of its factor structure [33]. Moreover, the Emotion Awareness Questionnaire (EAQ) developed by Rieffe et al. was adapted into Korean and subjected to EFA, revealing culturally

influenced differences in emotional recognition constructs [34]. These studies all employed EFA to identify culturally relevant structures and proposed revisions or applications based on their findings.

Therefore, this study aims to empirically investigate the factor structure of the CRSYC as it manifests in the Korean cultural context using EFA, and to analyze the cultural characteristics and structural differences that may arise. By doing so, we seek to assess the potential of the CRSYC as a valid instrument for measuring resilience in Korean preschool children. Given that resilience is a foundational psychological capacity that enables individuals to adapt flexibly to stress and protect themselves across the lifespan, validating this tool can provide essential groundwork for early intervention and preventive support systems.

Accordingly, the following research questions were formulated:

Research Question 1. What are the underlying factors of the Child Resilience Scale for Young Children (CRSYC)?

Research Question 2. Is the factor structure of the CRSYC valid?

Research Question 3. Does the CRSYC demonstrate an acceptable level of reliability?

2. Research Method

2.1 Participants

This study conducted a survey with 420 parents of young children enrolled in early childhood education institutions located in Gyeonggi Province, using a convenience sampling method. Of the 420 questionnaires distributed, 406 were returned. After excluding those with missing item responses, a total of 377 questionnaires (89.7% response rate) were used for the final analysis. The general characteristics of the participants are presented in <Table 1>.

Regarding the age of the children, 135 (35.8%) were three years old, 95 (24.9%) were two years old, 83 (21.8%) were five years old, 64 (16.8%) were four years old, and 4 (1.0%) were classified as “other.” The gender distribution was nearly equal, with 188 girls (49.9%) and 189 boys (50.1%). In terms of birth order, 222 children (58.9%) were the first-born. A total of 211 children (56.0%) had siblings, with 160 of them (75.8%) having one sibling.

The most common primary care-givers were both parents jointly (n = 208, 55.2%), followed by mothers, fathers, grandparents, and others, which included care-givers such as nannies and baby-sitters. Regarding the religious affiliation of the care-givers, the majority (n = 240, 63.7%) reported having no religion, while others identified as Christian, Buddhist, Catholic, or other.

<Table 1> Demographic Characteristics of the Participants (*n*=377)

Category	Subcategory	Contents	*N* (%)	Contents	*N* (%)	Contents	*N* (%)
Respondents (Parent)	Gender	Male	189 (50.1%)	Female	188 (49.9%)	Total	377 (100.0%)
	Religion	None	240 (63.7%)	Christianity	101 (26.8%)	Catholic	21 (5.6%)
		Buddhism	13 (3.4%)	Other	2 (0.5%)	Total	377 (100.0%)

Children (Respondents's children)	Age	2 years old	95 (25.2%)	3 years old	135 (35.8%)	4 years old	64 (17.0%)
		5 years old	83 (22.0%)	Total	377 (100.0%)		
	Birth Order	First	222 (58.9%)	Second	139 (36.9%)	3rd and above	16 (4.2%)
		Total	377 (100.0%)				
	Presence of Siblings	No siblings	166 (44.0%)	Has siblings	211 (56.0%)	Total	377 (100.0%)
	Number of Siblings*	1 sibling	160 (75.8%)	2 siblings	41 (19.4%)	3 siblings	8 (3.8%)
		4 siblings	2 (1.0%)	Total	211 (100.0%)		
	Primary Caregivers	Both parents	208 (55.2%)	Mother	128 (34.0%)	Father	6 (1.6%)
		Grandparents	34 (9.0%)	Other	1 (0.1%)	Total	377 (100.0%)

* Only among participants who have siblings (n = 211)

2.2 Instrument

In the present study, the researchers employed the Chinese Resilience Scale for Young Children (CRSYC), a recently developed instrument designed to assess resilience in children aged 2 to 6 years. This scale comprises 16 items grouped into four sub-factors. Each item is rated on a 5-point Likert scale, with higher total scores indicating greater levels of resilience in young children. The scale's reliability was originally verified using data from 499 Chinese parents, with a reported Cronbach's alpha coefficient of .87 at the time of development [30].

The researchers obtained permission from the original author via email to use the tool and received the English-translated version of the questionnaire. This version was translated into Korean for use in the current study. To ensure the validity of the translation, two bilingual experts fluent in both Korean and English reviewed the items for cultural appropriateness. A back-translation process was also conducted to verify the accuracy of the translation. Subsequently, the translated items were reviewed and refined by one early childhood education professor and two field experts.

During this process, the term "social agreeableness" was initially translated as "사회적 원만함" (social agreeableness), but based on expert recommendations and terminology commonly used in early childhood education, it was renamed "사회성" (sociality or social competence) to enhance clarity and relevance.

The four sub-factors of the scale are as follows. The first subfactor, emotional stability, assesses young children's ability to regulate their emotions and respond appropriately in affective situations. Representative items include questions such as whether the child was able to control their anger well or calm their emotions independently. The second subfactor, attentional engagement, evaluates the degree to which children can concentrate and immerse themselves in play or exploratory activities. Items include prompts such as whether the child explored with interest and whether they maintained focus on a single task without becoming distracted. The third subfactor, social competence, pertains to children's interpersonal and communication skills, with representative items asking whether the child enjoys interacting with others and whether they are talkative and able to communicate effectively.

Lastly, the subfactor of self-help ability measures basic life habits and the child's capacity for independent behavior, with items such as whether the child carried out tasks they were capable of on their own and whether they maintained healthy sleep routines.

2.3 Procedure

A pilot survey was conducted from October 21 to October 28, 2024, with 30 parents raising young children. The results indicated that there were no problematic items in the questionnaire. The main survey was carried out from November 4 to November 18, 2024, targeting parents of young children enrolled in kindergartens and childcare centers located in Gyeonggi Province. Prior to distributing the questionnaire, the researchers contacted the institutions to explain the purpose of the study and the contents of the questionnaire, and obtained consent from principals and teachers. The questionnaires were then distributed either in person or by mail. Of the 420 questionnaires distributed, a total of 406 were returned. After excluding incomplete responses, 377 questionnaires were used for the final analysis.

2.4 Data Analysis

To verify the appropriateness and validity of the items in the Early Childhood Resilience Scale, the data were analyzed using SPSS version 25. First, descriptive statistics such as mean, standard deviation, skewness, and kurtosis were calculated to examine the normality of item distributions. An exploratory factor analysis (EFA) was then conducted to explore the underlying factor structure of the scale. In addition, correlation analyses were performed to examine the relationships among sub-factors, and the internal consistency reliability of the scale was assessed by calculating Cronbach's α coefficients.

3. Results

3.1 Descriptive Statistics and Normality of Items

To assess the assumption of normality, the mean, standard deviation, skewness, and kurtosis were examined for each item. The results showed that the item means ranged from 3.33 to 4.46, and the standard deviations ranged from .727 to .975. The absolute values of skewness ranged from .087 to 1.144, and those of kurtosis ranged from .593 to .749. As the absolute values of skewness were less than 2 and those of kurtosis were less than 4, the data were considered to satisfy the assumption of normality [35]. Detailed results are presented in <Table 2>

<Table 2> Normal Distribution (n=377)

Latent variable	Observed Variable	Average	Standard deviation	Skewness	Kurtosis
Emotional stability	Emotional stability 1(B1)	3.33	.864	-.087	-.134
	Emotional stability 2(B9)	3.44	.912	-.314	.034
	Emotional stability 3(B13)	3.88	.925	-.653	.223
	Emotional stability 4(B14)	3.63	.975	-.312	-.593

Focused engagement	Focused engagement 1(B2)	4.21	.775	-.721	.025
	Focused engagement 2(B3)	3.78	.893	-.436	-.180
	Focused engagement 3(B4)	4.34	.727	-.836	.094
	Focused engagement 4(B8)	4.08	.820	-.638	.052
Social agreeableness	Social agreeableness 1(B5)	4.46	.683	-1.073	.698
	Social agreeableness 2(B12)	4.01	.905	-.530	-.515
	Social agreeableness 3(B15)	4.20	.902	-.905	.212
	Social agreeableness 4(B16)	4.29	.809	-.949	.362
Self- care	Self- care 1(B6)	4.22	.817	-.779	.032
	Self- care 2(B7)	4.38	.797	-1.144	.749
	Self- care 3(B10)	3.97	.899	-.578	-.213
	Self- care 4(B11)	3.89	.989	-.780	.188

3.2 Exploratory Factor Analysis

To examine whether the subfactor structure of the Early Childhood Resilience Scale is consistent with prior theoretical frameworks, an exploratory factor analysis (EFA) was conducted. Although EFA is typically used in the early stages of instrument development when the number of underlying factors is uncertain [36], it was employed in this study to verify the factor structure of a previously developed scale. The extraction method used was principal axis factoring. Regarding factor rotation, oblique rotation was selected, considering the likelihood of correlations among latent constructs. Unlike orthogonal rotation, which assumes uncorrelated factors and maintains right angles between axes, oblique rotation allows the axes to rotate through the center of the factor loadings, thereby yielding a more interpretable structure when factors are interrelated [37].

An initial analysis extracted four factors. However, the fourth factor included only two items (B10 and B11), with a Cronbach's alpha of .544, falling below the acceptable reliability threshold of .60. This factor was excluded from further analysis, and the factor structure was reexamined. Based on the criterion of eigenvalues greater than 1.0, three meaningful factors were extracted. The communalities (h^2) ranged from .387 to .695, with all but one item exceeding the .40 threshold, thereby supporting the adequacy of factor loadings [37]. The three factors together accounted for 54.7% of the total variance, with Factor 1 explaining 32.6%, Factor 2 explaining 12.5%, and Factor 3 explaining 9.6%. The appropriateness of the data for factor analysis was supported by a Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) value of .810, indicating a highly acceptable level (KMO $\geq$ .70), and Bartlett's test of sphericity yielded a statistically significant result (χ^2 = 1657.964, df = 91, $p < .001$). These results confirm the suitability of the dataset for factor extraction and support the structural validity of the scale.

As a result, three factors were identified and labeled as follows: Factor 1, "Focused Engagement"; Factor 2, "Social Competence"; and Factor 3, "Emotional Stability." Factor 1 consisted of items B2, B3, B4, B5, B6, B7, and B8; Factor 2 included items B16, B12, and B15; and Factor 3 comprised items B9, B14, B13, and B1. Notably, items B6 and B7, originally classified under self-care skills, and B5, initially under social competence, were newly categorized into Focused Engagement. This shift in classification may reflect cultural variations in behavioral interpretation.

Detailed factor loadings and item composition are presented in <Table 3>.

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.75

<Table 3> results of the exploratory factor analysis (n=377)

No	Content	Factor1	Factor2	Factor3	h^2
B2	explored with interest?	.773	.423	.163	.615
B3	do one thing for a long without distraction?	.679	.146	.413	.555
B4	had his/her own favorite toy, game, or book?	.671	.164	.071	.484
B5	acted cheerful?	.660	.560	.119	.548
B7	ask to do it on his/her own(e.g.,saying let me do it!	.642	.613	.240	.548
B8	played alone for periods of time?	.585	.300	.380	.387
B6	did things he/she was capable of (e.g. washing hands, eating)?	.537	.534	.351	.416
B16	liked to socialize with others?	.270	.809	.231	.663
B12	initiated communications with others (e.g., talking, gesturing)?	.262	.775	.250	.610
B15	was talkative and had good communication skills?	.388	.700	.237	.499
B9	calmed his/herself down?	.308	.199	.827	.695
B14	was easy to care for and had few challenging behaviors?(e.g., crying, tantrums, being difficulty?)	.162	.360	.748	.597
B13	had a good temperament or was easy going?	.227	.402	.747	.599
B1	controlled his/her temper?	.219	.071	.647	.442
Eigenvalue		4.564	1.747	1.345	
% of Variance (Explained)		32.603	12.478	9.610	
Cumulative Variance(%)		32.603	45.081	54.691	
KMO= .810, Bartlett's χ^2=1,657.964(p<.001)					

3.3 Correlation Among Sub-factors

Pearson's correlation analysis was conducted to examine the relationships among the three extracted factors. Focused Engagement showed significant positive correlations with both Social Competence and Emotional Stability. In addition, Social Competence was positively correlated with Emotional Stability. All correlations were statistically significant at the .001 level. Detailed results are presented in <Table 4>.

<Table 4> Correlations Among Latent Variables (n=377)

Contents	Factor1	Factor2	Factor3
Focused engagement	1		
Social agreeableness	.440***	1	
Emotional stability	.305***	.302***	1

***p<.001

3.4 Internal Consistency Reliability of the Scale

The Early Childhood Resilience Scale was ultimately composed of 14 items across three subfactors, based on a valid and interpretable factor structure. The overall internal consistency of the scale was

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.75

relatively high, with a Cronbach's alpha of .835. The reliability coefficients for each subfactor were as follows: .787 for Focused Engagement, .720 for Social Competence, and .746 for Emotional Stability. These results indicate that the scale demonstrates generally acceptable levels of internal consistency. The final item composition and reliability coefficients for each factor are summarized in <Table 5>.

<Table 5> Sub-scales and Cronbach's α of the Korean Version of the Resilience Scale

Sub-scale	Content	Cronbach's α
Focused engagement	B2. explored with interest?	.787
	B3. do one thing for a long without distraction?	
	B4. had his/her own favorite toy, game, or book?	
	B5. acted cheerful?	
	B7. ask to do it on his/her own(e.g.,saying let me do it!) (e.g.,saying let me do it!	
	B8. played alone for periods of time?	
	B6. did things he/she was capable of (e.g. washing hands, eating)?	
Emotional stability	B9. calmed his/herself down?	.746
	B14. was easy to care for and had few challenging behaviors?(e.g., crying, tantrums, being difficulty?)	
	B13. had a good temperament or was easy going?	
	B1. controlled his/her temper?	
Social agreeableness	B16. liked to socialize with others?	.720
	B12. initiated communications with others (e.g., talking, gesturing)?	
	B15. was talkative and had good communication skills?	
Total	14 questions	.835

4. Discussions and Conclusion

The present study translated the recently developed Chinese Resilience Scale for Young Children (CRSYC) into Korean and validated its applicability and cultural relevance within the Korean context. The major findings are discussed as follows.

First, descriptive statistics confirmed the normality of the item responses, with all skewness and kurtosis values falling within the acceptable range of ±2.0. This suggests that the items, though translated, were generally well-received by Korean respondents without significant bias, indicating cultural acceptability. Similar stable response distributions were also reported in previous studies from China and Turkey. Notably, Turkish participants had mean item scores ranging from 3.7 to 4.2, and this study also showed high means ranging from 3.33 to 4.46, suggesting that behaviors related to resilience are commonly observed and positively perceived across these cultures. These findings support the notion that resilience-related behaviors are not culture-specific but represent universal developmental traits in early childhood. Therefore, the normality and response distribution results in this study empirically support the potential applicability and cultural acceptability of the CRSYC in the Korean context. The similarity in response patterns among Korea, China, and Turkey further suggests the scale's potential for cross-cultural or comparative research.

Secondly, an exploratory factor analysis was conducted to examine the structural validity of the translated resilience scale. As a result, three distinct factors were identified: Focused Engagement, Social Competence, and Emotional Stability. Although this three-factor structure differs from the

original scale and the Turkish validation study, both of which consistently reported a four-factor model, it can be interpreted as reflecting conceptual coherence among the factors and culturally specific interpretations by the respondents. Notably, the Self-care factor did not emerge as a distinct construct in this study; two items (B6 and B7) previously categorized under Self-care were instead integrated into the Focused Engagement factor, resulting in a simplified three-factor structure with 14 items. This shift suggests both structural refinement and the possibility of cultural adaptation.

The cumulative explanatory power of the identified factors was 54.7%, which is slightly lower than the levels reported in the Chinese (64.5%) and Turkish (56.3%) studies, but still within a comparable range. The Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) value (.810) and Bartlett's test of sphericity (χ^2 = 1657.964, $p < .001$) further supported the appropriateness of the factor analysis. Among the factors, Focused Engagement accounted for the largest proportion of variance (32.6%), in contrast to previous studies where Social Competence had the highest explanatory power. This difference suggests that Korean parents may perceive immersion and initiative in young children as more central indicators of resilience.

Cultural differences were also evident in item loadings. For instance, item B5 ("Did the child appear cheerful and energetic?") was categorized under Social Competence in the Chinese and Turkish studies but showed the highest loading (.507) under Focused Engagement in the present study. Similarly, items B6 ("Did the child independently complete tasks within their capability?") and B7 ("Did the child actively express a desire to do things independently?") were originally classified under Self-care but were reassigned to Focused Engagement in this analysis. This reclassification implies that Korean parents may interpret self-care behaviors not as basic life skills, but rather as manifestations of task initiative and engagement.

Furthermore, while cultural interpretation may explain the diminished distinctiveness of the Self-care factor, methodological limitations should also be considered. With only two items, the factor lacked sufficient internal consistency, and potential issues such as reverse translation inaccuracies or misalignment with culturally appropriate expressions may have contributed to its low reliability. Future research should consider expanding the number of self-care items and conducting thorough reviews of translation accuracy and conceptual alignment to reassess this factor's structural validity.

In fact, the Self-care factor in this study consisted of only two items and yielded a relatively low internal consistency (Cronbach's α = .544), which led to its exclusion from the final structure. In contrast, the original Chinese and Turkish studies included four items under this factor, both reporting a reliability coefficient of .71. These results suggest that in the Korean cultural context, self-care behaviors may be viewed as peripheral life skills rather than as central components of resilience. This underscores how cultural frameworks shape differing interpretations of resilience-related behaviors.

Previous Korean studies have similarly reported that Korean parents tend to view behaviors such as immersion, initiative, and activity-based competence as key indicators of psychological maturity [38]. This aligns with the current study's finding that Focused Engagement accounted for the largest variance. By contrast, China, influenced by Confucian traditions and social norms, emphasizes interpersonal harmony and social adjustment [39], while Turkish parenting practices often highlight emotional stability and relationship-centered behaviors within a family- and religion-oriented context [40].

These contextual differences illustrate that the components of resilience may be interpreted and

emphasized differently across national and cultural settings. Rather than relying solely on within-country statistical results, this study draws meaningful comparisons with prior studies in China and Turkey, thereby highlighting both the cultural specificity and adaptability of the factor structure. Particularly noteworthy is the finding that even identical items may be interpreted differently depending on the cultural context, suggesting that this translated tool can serve not merely as a direct adaptation, but as a culturally grounded psychological assessment measure. Future research is recommended to further develop measurement tools that address both conceptual validity and cross-cultural applicability in multi-cultural settings.

Third, to examine the structural coherence of the scale, correlations among the three extracted factors were analyzed. The results indicated that Focused Engagement was significantly and positively correlated with Social Agreeableness ($r = .440$) and Emotional Stability ($r = .305$), and Social Agreeableness was also positively correlated with Emotional Stability ($r = .302$). All correlations were statistically significant at the $p < .001$ level. These relationships, as summarized in Table 4, suggest that although the three factors are conceptually distinct, they interact in a cohesive manner within the overall framework of early childhood resilience. This inter-factor structure aligns with findings from the original Chinese and Turkish validations, both of which emphasized the integrated nature of resilience and the meaningful psychological interplay among its subcomponents.

In addition, the internal consistency of the Korean version of the scale was examined using Cronbach's alpha coefficients. The overall reliability of the 14-item scale was relatively high ($\alpha = .835$), and the reliability coefficients for each subscale were also satisfactory: Focused Engagement (.787), Social Agreeableness (.720), and Emotional Stability (.746). Table 5 presents the final item composition and internal consistency values. These results indicate that the scale exhibits stable and coherent measurement properties across the three dimensions.

When compared with previous studies, the findings reveal both commonalities and cultural variations. The Chinese version of the scale showed a total reliability of .87 and subscale reliabilities above .70, including .71 for the Self-care factor [30]. The Turkish version demonstrated similar results, with an overall alpha of .86 and each of the four factors exceeding .70 in reliability [31]. In contrast, the Self-care factor in the present study consisted of only two items and yielded a lower alpha of .544, leading to its exclusion from the final factor model.

This deviation may reflect cultural differences in the perceived importance of self-care within the construct of resilience. In Korean culture, behaviors such as eating independently or maintaining hygiene may be viewed more as basic life skills than as core indicators of psychological resilience. Notably, two items originally associated with Self-care (B6 and B7) were reassigned to the Focused Engagement factor in this study. This shift may indicate that Korean parents interpret autonomous actions more as expressions of initiative and immersion rather than routine self-care.

Taken together, this study provides empirical support for the cultural adaptability of the Early Childhood Resilience Scale (CRSYC). Through rigorous factor analysis and reliability testing, the Korean version was shown to be both structurally valid and internally consistent. The findings highlight that even when the same items are used, cultural interpretations can shape how resilience is understood and measured, resulting in a modified factor structure. Therefore, the scale should not be regarded merely as a translated tool but as a culturally attuned assessment instrument. These insights underscore the importance of considering both conceptual and cultural validity in future cross-national

resilience research, particularly in early childhood settings.

However, this study has several limitations that should be acknowledged. First, the sample was drawn solely from a specific region (Gyeonggi Province) using convenience sampling, which may limit the generalizability of the findings. Second, the study did not include confirmatory factor analysis (CFA), which would have been useful in verifying the structural stability of the identified factor model. Third, no qualitative approach was employed to explore the cultural meaning and interpretation of resilience-related behaviors in depth. These limitations suggest the need for future research to adopt broader and more diverse sampling strategies that reflect varying regional and demographic characteristics, incorporate qualitative methods for richer cultural interpretation, and conduct follow-up analyses such as CFA to strengthen structural validity. Furthermore, it is recommended that future studies develop and validate extended versions of the scale tailored for different age groups and for use by teachers. Such efforts will enhance the practical applicability and cultural relevance of the instrument and contribute to the refinement and localization of resilience assessment tools for young children in Korea.

References

[1] Naglieri, J. A., & LeBuffe, P. A. (2006). Handbook of resilience in children. New York : Springer.

[2] Garmezy, N. (1985). Stress-resistant children: The search for protective factors. In J. E. Stevenson (Ed.), Recent research in developmental psychopathology (pp. 213-233). New York : Pergamon Press.

[3] Werner, E. E., & Smith, R. S. (1982). Vulnerable but invincible: A longitudinal study of resilient children and youth. New York : McGraw-Hill.

[4] Werner, E. E. (1995). Resilience in development. Current Directions in Psychological Science, 4(3), 81-84. DOI: 10.1111/1467-8721.ep10772327

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

[6] Rutter, M. (2012). Resilience reconsidered: Conceptual considerations, empirical findings, and policy implications. Doctoral dissertation. Cambridge University, Cambridge, UK.

[7] Block, J., & Block, J. H. (1980). The role of ego-control and ego-resiliency in the organization of behavior. In W. A. Collins (Ed.), Minnesota symposia on child psychology, 13, 39-101. DOI: https://doi.org/10.4324/9781315803029-7

[8] Berger, R., & Lahad, M. (2010). A safe place: Ways in which nature, play and creativity can help children cope with stress and crisis – establishing the kindergarten as a safe haven where children can develop resiliency. Early Child Development and Care, 180(7), 889-900. DOI: https://doi.org/10.1080/03004430802525013

[9] Ernst, J., & Burcak, F. (2019). Young children's contributions to sustainability: The influence of nature play on curiosity, executive function skills, creative thinking, and resilience. Sustainability, 11(15), 4212. DOI: https://doi.org/10.3390/su11154212

[10] Fang, H., Wu, Y., Dong, Y., Li, L., Gong, Y., Wang, J., & Wu, J. (2024). Enhancing resilience in rural Chinese preschoolers: A randomized controlled trial of play-based picture book reading intervention for 4-5-year-olds.

Early Childhood Development and Care, 194(7-8), 857-867.
DOI: https://doi.org/10.1080/03004430.2024.2354794

[11] McArdle, K., Harrison, T., & Harrison, D. (2013). Does a nurturing approach that uses an outdoor play environment build resilience in children from a challenging background? Journal of Adventure Education and Outdoor Learning, 13(3), 238-254.
DOI: https://doi.org/10.1080/14729679.2013.776862

[12] Kim, S. H., & Kim, N. Y. (2019). Development and effectiveness of an art therapy program for psychosocial support in earthquake-affected areas of Nepal. Seoul : Good Neighbors International..

[13] Kim, J. Y. (2019). Relationships among mother's parenting attitudes, anger expression and young children's resilience. Doctoral dissertation. Pusan National University, Busan.

[14] Kim, H. J., & Jung, M. J. (2021). Effects of parents' parenting attitudes on young children's resilience and self-regulation. The Korea Association of Child Care and Education, 131(11), 47-70.

[15] An, J. S., & Park, Y. A. (2020). Relationship between mother's psychological well-being and young children's resilience: Mediating effect of parenting efficacy. Journal of Future Early Childhood Education, 27(2), 175-192.
DOI: https://doi.org/10.22155/JFECE.27.2.175.192

[16] Ju, S. Y., & Kim, K. S. (2022). Effects of mothers' emotional expressiveness on young children's resilience: Mediated by fathers' parenting involvement. The Journal of Learner-Centered Curriculum and Instruction, 22(17), 455-469.
DOI: https://doi.org/10.22251/jlcci.2022.22.17.455

[17] Kim, J. Y., & Kim, H. S. (2022). Mediating effects of young children's ego-resilience on the relationship between their playfulness and leadership. The Korea Association of Child Care and Education, 133(3-1), 49-75.
DOI: https://doi.org/10.37918/kce.2022.3.133.49

[18] Kim, H. J., & Kang, M. H. (2023). Effect of young children's playfulness on leadership: Mediating effect of children resilience. Journal of Holistic Convergence Education, 27(2), 21-42.

[19] Oh, S. R., & Seo, H. (2023). The effects of self-esteem on leadership in early childhood: The mediating effect of ego-resilience. Journal of Children's Media & Education, 22(2), 25-45.

[20] Lee, Y. H. (2013). A study on the relationships among children's recovery resilience, stress and social support. Doctoral dissertation. Chung-Ang University, Seoul.

[21] Koo, H. J. (2010). A study on the construction and effect of a resilience improving program using picture books with young children. Doctoral dissertation. Chung-Ang University, Seoul.

[22] Kim, M. K., & Kim, H. S. (2024). Development and application of art therapy program for promoting children's resilience. Korean Journal of Child Psychotherapy, 19(3), 19-35.

[23] Oh, S. H. (2017). The development and effects of the program of improving young children's ego-resilience using dramatic play. Doctoral dissertation. Gwangju National University, Gwangju.

[24] Lee, J. E. (2020). The development and effects of program fostering young children's resiliency based on cooperative activities. Doctoral dissertation. Chonnam National University, Gwangju.

[25] Ju, S. Y., & Kim, K. S. (2022). Effects of mothers' emotional expressiveness on young children's resilience: Mediated by fathers' parenting involvement. The Journal of Learner-Centered Curriculum and Instruction, 22(17), 455-469.
DOI: https://doi.org/10.22251/jlcci.2022.22.17.455

[26] Lee, S. K. (2017). A study of the development and validation of ego-resilience scale for young children. The Journal of the Korea Contents Association, 17(2), 137-147.
DOI: https://doi.org/10.5392/JKCA.2017.17.02.137

[27] Lee, G. K. (2018). A study on the instrumental development for the early childhood resilience assessment. Doctoral dissertation. Korea National University of Education, Chungbuk.

[28] Kim, Y. S. (2019). The relationship between father's parenting participation and child's resilience. Doctoral dissertation. Soongsil University, Seoul.

[29] LeBuffe, P. A., & Naglieri, J. A. (1999). The Devereux Early Childhood Assessment (DECA): A measure of within-child protective factors in preschool children. Lewisville, PA : Devereux Foundation.

[30] Zuo, Z., Luo, Y., Xi, J., & Ji, W. (2023). Development and validation of a Chinese resilience scale for young children. International Journal of Environmental Research and Public Health, 20, 2216-2232.

[31] Uysal, G., & Semerci, R. (2024). Turkish version of the resilience scale for young children: Validity and reliability study. Journal of Pediatric Nursing, 78, 148-154.

[32] Hwang, Y. S. (2009). A validation study for the Early Childhood Behavior Questionnaire. Korean Journal of Child Studies, 30(4), 191-204.

[33] Moon, S. W. (2013). Validation of the Korean version of the Social Skill Rating System for elementary level, student form (K-SSRS-S: Elementary level). Korean Journal of Clinical Psychology, 32(1), 199-215.

[34] Kim, H. J. (2023). A validation study of emotional awareness scale: The verification of sub-facets model. Doctoral dissertation. Seoul Women's University, Seoul.

[35] Byrne, B. M., & van de Vijver, F. J. R. (2010). Testing for measurement and structural equivalence in large-scale cross-cultural studies: Addressing the issue of nonequivalence. International Journal of Testing, 10(2), 107-132.
DOI: https://doi.org/10.1080/15305051003637306

[36] Hidden Grace Paper Statics Team. (2020). A paper that passes at once. Seoul: Hanbit Academic.

[37] Seong, T. J. (2020). An easy statistical analysis: From descriptive statistics to structural equation model. Seoul : Hakjisa.

[38] Kim, S. Y., & Kim, H. K. (2021). The effects of parents' play support beliefs and children's playfulness on children's ego-resilience. Korean Journal of Childcare & Education, 17(3), 19-37.

[39] Park, M. A., & Kim, H. M. (2017). A study on Chinese Confucian thought: Focusing on Chinese soft power strategies. Journal of Northeast Asian Studies, 32(1), 179-214.

[40] Rinkilic, B. (2017). Muslim Turkish parents' acculturation and child rearing in Korea. Doctoral dissertation. Seoul National University, Seoul.

새론상담심리교육연구
The Journal of Saeron Counseling, Psychology and Education
Vol. 4, No. 1, pp. 90-98
https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.90

中国少数民族地区大学新生学校适应调查及策略研究

朴银姬[1], 金慶喆[2]

[1]韩国教员大学　幼儿教育专业 博士在读生, piaoyinji0514@hotmail.com
[2]韩国教员大学 幼儿教育专业 教授, kbrian@knue.ac.kr

A study of the school adaptation and countermeasures of Freshmen in Ethnic Areas of China

PIAO YINJI[1], KYUNG CHUL KIM[2]

[1]Doctoral student, Department of Early Childhood Education, Korea National University of Education, piaoyinji0514@hotmail.com
[2]Professor, Department of Early Childhood Education, Korea National University of Education, kbrian@knue.ac.kr

摘 要:
少数民族地区高校承载着民族人才的培养重任，同时担负着促进多元民族融合的艰巨使命。 大学新生是高校的新鲜血液和后备力量，他们的身心健康发展直接影响着地区的发展、稳定与繁荣。 因此，有必要对少数民族地区大学新生的学校适应性进行调查，及时发现问题，有针对性地提出有效的管理与教育对策。 基于此， 本研究以吉林省Y 大学的大一新生1639 名为研究对象， 采用问卷调查法， 分析了少数民族地区高校大学新生的学校适应能力的现状， 探讨了影响少数民族地区大学新生学校适应的人口统计学变量差异。 调查结果显示： 少数民族地区高校大学新生的学校适应能力总体水平处于中等偏上， 且在民族、生源地、是否是学生干部、父母婚姻状况上存在不同程度的差异。 针对调查结果，提出了有针对性的对策和建议。

关键词: 少数民族地区, 大学新生, 学校适应

Abstract: Colleges and universities in ethnic minority areas bear the responsibility of cultivating ethnic talents and the arduous mission of promoting the integration of diverse ethnic groups. College freshmen are the new and reserve force of colleges and universities. Their physical and mental health development directly affects the development, stability and prosperity of the region. Therefore, it is necessary to investigate the school adaptability of college freshmen in minority areas, find out problems in time, and put forward effective management and education countermeasures. Based on this, the present study examines the school adaptation of first-year university students in ethnic minority regions. A total of 1,639 freshmen from Y University in Jilin Province were selected as the research subjects. Using the questionnaire survey method, this study analyzes the current state of school adaptation among freshmen in universities located in ethnic minority areas. Furthermore, it explores the differences in school adaptation based on demographic variables. The survey results show that the overall level of school adaptation ability of freshmen in colleges and universities in ethnic minority areas is above the medium level, and there are differences to varying degrees in terms of ethnicity, place of origin, whether they are student leaders, and the marital status of their parents. Based on the findings, targeted strategies and recommendations are proposed to improve the school adaptation of university freshmen in ethnic minority regions.

Keywords: Ethnic minority areas; College freshmen; School adaptation

Received 20 March 2025, Revised 27 March 2025
Accepted 4 April 2025
Corresponding Author: KYUNG CHUL KIM
(Korea National University of Education)
Email: kbrian@knue.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://creativecommons.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.2025.4.2.90

1. 前言

《国家中长期教育改革和发展规划纲要（2010-2020）》明确提出，要培养高素质专门人才和拔尖创新人才，完善人才培养体系[9]。《教育强国建设规划纲要（2024-2035）》中指出，促进学生健康成长，全面发展。优化高等教育布局，新增高等教育资源适度向民族地区倾斜[10]。大学是人才培养的重要场所，也是学生成长成才的影响因素。发展与适应是个体人生历程的基本内容。方晓义认为，学校适应是学生的心理状态无论是在何种境遇条件下，无论自身条件的优劣，都能客观地认识，并从实际行动上积极地进行调整[7]。可见，学校适应是青少年社会适应的重要内容之一，现在的大学新生大多处于“00初”，步入校园后，如何尽快投身校园生活、集中专业学习、开展人际交往都直接影响后续的个人发展进度与社会性的形成。以往研究表明，大学新生适应不良主要体现在学习适应、人际交往、生活习惯、就业创业等方面产生的潜在挫折与压力。新的校园环境、新的学习方式、新的人际网络带给学生新鲜感的同时，也可能导致个体的不安与焦虑，进而产生消极情绪、适应不良、人际敏感等心理问题。如何帮助大学新生逆风翻盘，在适应困扰中培养自学、自立、自强、自信的心理品质，顺利度过大学生活，完成学业任务，是全社会值得关注的现实难题。

“适应”属于生物学范畴的概念，在达尔文《物种起源》中认为适应就是生物为了生存，必须适度地改变自己与现实环境条件相配合。从已有研究来看，西方研究适应性比中国拥有悠久的历史，他们的研究都集中在角色认知灵活性、适应性、人际交往能力、适应能力、职业适应性的特定区域[2]。国内开始关注学校适应这一问题始于20世纪80年代，但总体看其研究并不深刻，多见于对表面原因的分析。进入90年代后由于国家对学校适应的重视，关于此类研究的数量逐渐增多，但是这些研究范围比较狭窄，大多数仍然只针对中小学方面的“学习适应性”上，对于大学生的学校适应性的研究并不多[5]。其中针对少数民族地区的大学生进行的适应性调查及访谈，主要集中在新疆、广西、西藏等地区，比如艾尼瓦尔·亚森（2014）的调查研究显示在内地上学的新疆少数民族大学生基本能够适应大学的学习生活[6]；刘培军（2015）的研究得出广西地区的少数民族大学生学习适应性明显低于汉族大学生[3]；刘剑霞（2018）的研究显示新疆少数民族大学生的适应性的两极分化情况比汉族大学生更严重[4]；刘美玉（2020）通过对朝鲜族大学生适应性总体进行了调查研究，发现朝鲜族大学生的学习适应性整体处于一般偏下水平[8]。尽管这些研究主要关注的是少数民族学生，或者将少数民族和汉族学生进行比较分析，很大程度上扩充了大学生适应性的实证研究范畴，但由于时代、被试、地域等的不同，仍需后续研究继续扩大实证范围。

少数民族地区高校主要承担着为本地培养人才的重任， 延边地区作为典型的中国朝鲜族聚居地之一， 有着浓厚的民族风情与地域人文特色， 而吉林省Y 大学作为祖国边陲的一所具有鲜明民族特色的综合性大学， 来自五湖四海、 全国各地的莘莘学子能否顺利去适应和发展直接影响着该地区的教育与建设。 且在促进各民族交流融合的大背景下， 研究少数民族地区大学新生学校适应的状况及影响因素是具有重要的现实意义的。基于此，要抓住新生入学的初期， 了解他们在校学习、 生活、 工作、 人际等方面的基本情况， 针对适应不良的现象， 及时给予帮助与引导， 是促进和谐校园的有利举措，也是促进民族团结的有效助力。

2. 调查设计

2.1 调查对象

选取了吉林省Y 大学全日制本科大一新生为研究对象，采用无记名随机整群取样，共发放问卷1700份，在删除重复作答、一致反应等问题的问卷后，剩余有效问卷1639 份，有效回收率为96.4%。其中，男生601人（36.7%），女生1038人（63.3%）；汉族1149人（70.1%），朝鲜族363人（22.1%），其他民族127人（7.8%）；来自农村466人（28.4%），来自县镇379人（23.1%），来自城市794人（48.5%）；学生干部490人

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.90

（29.9%），非学生干部1149人（70.1%）；父母已婚1470人（89.7%），离异137人（8.3%），丧偶32人（2.0%)。见表 1。

〈表 1〉调查对象的基本情况

变量	类别	人数	百分比
性别	男	601	36.7
	女	1038	63.3
民族	汉族	1149	70.1
	朝鲜族	363	22.1
	其他民族	127	7.8
生源地	城市	794	48.5
	县镇	379	23.1
	农村	466	28.4
是否学生干部	是	490	29.9
	不是	1149	70.1
父母婚姻状况	已婚	1470	89.7
	离异	137	8.3
	丧偶	32	2.0

2.2 调查工具

选取了方晓义等（2005）编制的《中国大学生适应量表》作为调查工具。此量表共包括7个子维度，分别为人际关系适应 `学习适应 `校园生活适应 `择业适应 `情绪适应 `自我适应和满意度，共60道问题，采用五点计分（1=不同意，2=不太同意，3=不确定，4=比较同意，5=同意），分值越高说明学生的个体适应性越好。人际关系适应是指大学生在与他人交往过程中的适应状况；学习适应是学生在大学学习环境中，对学习方式 `学习内容 `学习要求等方面的适应情况；校园生活适应涵盖大学生在日常生活方面的适应情况；择业适应主要涉及大学生对未来职业规划和发展的认知与适应程度；情绪适应指大学生在面对大学期间各种压力和挑战时，保持心理健康和平衡的能力；自我适应是学生对自己的大学中的角色 `能力 `价值观等方面的认知与调整；满意度是学生对整个大学生活（包括学习 `生活 `人际等方面）的总体感受和评价，反映了学生对大学生活的接受和认可程度，以及是否有归属感和融入感。总量表的内部一致性系数为 0.93，该量表稳定性较好，能够很好地反映出大学生对校园生活各方面的适应状况[1]。

2.3 调查过程

实测过程中，以学院为单位，由研究者们统一指导语进行集体测试，并向被试保证本研究的所有资料仅供研究之用，尽可能减轻被试的顾虑以获得真实的数据，测试时间大约15分钟左右，填写完毕后，当场收回问卷，审查并剔除无效问卷。利用SPSS 27.0对有效数据进行统计和分析，主要包括描述性统计分析和差异检验。

3. 结果与分析

3.1 少数民族地区高校大学新生学校适应的总体状况

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.90

为了了解少数民族地区高校大学新生学校适应的现状，本调查运用描述性分析，通过均值和标准差对少数民族地区大学新生的学校适应总体及各位维度现状进行了分析。本调查工具采用的是五点计分法，根据赋分的方式，3 分表示一般，属于中等程度水平， 在 3 分以下属于中等以下的水平， 在 3 分以上属于中等偏上的水平。

〈表 2〉 少数民族地区大学新生适应能力及各维度的平均数与标准差

项目	M	SD	排序
人际关系适应	3.47	0.57	5
学习适应	3.44	0.66	6
校园适应	3.56	0.67	1
择业适应	3.53	0.65	3
情绪适应	3.54	0.51	2
自我适应	3.51	0.64	4
满意度	3.27	0.81	7
适应能力	3.49	0.49	

3.2 少数民族地区高校大学新生学校适应的群体比较

在描述性统计分析的基础之上，为了更好地了解和掌握少数民族地区大学新生的学校适应能力，本研究将利用独立样本T检验和单因素方差分析以检验不同个体不同情况下的少数民族地区大学新生的学校适应能力的显著性差异。在以往的实证研究中，有研究者发现，在大学生适应能力的现状调查中，性别 `年级 `城乡 `父母。姻状况 `是否担任学生职务等方面存在不同程度的群体差异，说明这些差异均是影响大学生适应能力的因素。因此，在本研究中，着重调查和分析了少数民族地区大学新生在性别 `民族 `家庭居住地（生源地） `是否担任学生干部 `父母婚姻状况等方面的群体差异。

〈表 3〉 少数民族地区大学新生适应能力的群体差异

		适应能力
汉族	M±SD	3.52±0.49
朝鲜族	M±SD	3.36±0.46
其他	M±SD	3.54±0.50
	F	15.96^{***}
	事后检验	①>②, ③>②
农村	M±SD	3.38±0.50
县镇	M±SD	3.47±0.48
城市	M±SD	3.56±0.47
	F	20.85^{***}
	事后检验	③>②>①
学生干部	M±SD	3.85±0.52

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.90

非学生干部	M±SD	3.66±0.55
	t	6.65***
已婚	M±SD	3.50±0.49
离婚	M±SD	3.35±0.45
丧偶	M±SD	3.50±0.47
	F	5.81**
	事后检验	①>②

注：*p<.05, **p<.01, ***p<.001

表3所示：除性别外，民族地区大学新生适应能力总体水平在民族、生源地、是否是学生干部、父母婚姻状况上存在不同程度的差异。

在民族上，少数民族地区高校大学新生的学校适应能力存在显著差异（F=15.96, <0.001）。通过事后检验发现，汉族、其他民族大学新生的适应能力总均分高于朝鲜族大学新生。已有研究表明，汉族大学生的学校适应能力相对稳定，少数民族大学生具有更多的波动性和不定性。尽管朝鲜族大学新生是在本民族聚居地求学，按理而言应当具有一定的文化归属感，但研究结果显示，其学校适应能力仍然低于汉族和其他民族学生。这一现象可能与以下因素相关：一是语言适应性问题：尽管许多朝鲜族学生从小接受双语教育，但在大学阶段仍可能在学术汉语的理解、专业词汇掌握、学术写作等方面遇到挑战，影响学业适应能力；二是社交环境的影响：朝鲜族学生的社交圈可能较为集中于本民族群体，跨文化交往的机会相对较少，可能在多元文化环境中面临社交适应困难；三是样本量限制的影响：本研究中，朝鲜族学生的样本量相对较小，这可能在一定程度上影响了适应能力的整体评估，未来需要进一步扩大研究范围，以获得更具代表性的结论。因此，高校应关注少数民族大学新生的身心健康发展，预防与提升同等重要，引导他们顺利地融入大学校园生活。

在生源地上，适应能力总均分从高到低依次是来自城市的大学新生、来自县镇的大学新生、来自农村的大学新生，且彼此存在显著差异（F=20.85, <0.001）。近年来，无论在高等教育制度还是教育资源改善方面，国家都向贫困落后地区或教育资源薄弱的地方有所倾斜，某种程度上缓解了农村生源骤减、教育资源不均衡的社会现象。从经济角度来看，国家、地方、高校都推出相应的帮扶政策措施，如入学“绿色通道”、各种“奖、勤、助、贷、补”等，成效显著，基本能够保证来自偏远农村新生的上学需求。从社会学角度来看，农村和城市文化的差异明显，使得农村大学生出现自我认同不良，人际交往紧张，自尊自信水平低，进而导致生活适应不良，如何从心理上帮助和支持农村大学生显得尤为重要，比如提高自我认知、提升社交能力、强化抗挫能力等。

在是否学生干部上，担任学生干部的大学新生适应能力总均分均高于非学生干部的大学新生，且差异显著（t=6.65，p<0.001）。这一现象可能与学生干部在大学校园中的角色、职责以及所接受的多方面能力训练密切相关。学生干部通常在学校各类活动中扮演组织者、协调者和执行者的角色，他们不仅需要积极参与校内外事务，还需要与师生、校领导和社会各界建立良好的沟通。因此，相较于非学生干部，他们在日常学习和生活中更容易形成积极主动的适应心态。首先，学生干部因承担一定的责任，需经常与老师、同学、学校管理层保持紧密交流，在这一过程中，其社交能力、表达能力和团队协作能力得到了显著提升，有助于他们更快地适应大学环境。其次，学生干部通常具有较强的时间管理能力和自律意识，能够在繁忙的学业与学生事务之间找到平衡，从而减少适应过程中的焦虑感。此外，他们在工作中不断接受挑战，培养了解决问题的能力、抗压能力以及领导能力，使其在面对学业压力、人际交往和生活环境变化时，能够采取更加积极的应对策略。

在父母婚姻状况上，父母婚姻状态是家庭环境的关键要素，不同的婚姻状况会形成不同的家庭结构和氛围，

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.90

可能对个体的心理、行为和发展产生深远影响。通过区分已婚、离婚和丧偶，能更细致地探究不同家庭结构下成长的个体在心理特质、行为模式等方面的差异。结果显示父母已婚的大学新生的适应能力总均分高于父母离婚的大学新生，且差异显著（$F=5.81$, $p<0.01$）。说明父母离异对于学生身心健康的负面影响较大，带来了一些适应上的问题。也有研究显示，离异家庭的子女因从冲突的原生态父母婚姻关系中摆脱出来，也能像完整家庭的一样，表现出较好地适应状态。基于此，高校要看到这一群体的潜在可能，摒弃偏见，多去关注他们的积极情绪和优点，在他们迷茫烦恼时，及时进行干预与引导。父母丧偶的学生与已婚、离婚的学生在适应能力上没有差异，导致这一结果的原因可能有：父母丧偶的学生数量较少，可能会影响结果的普遍性和代表性；人们对丧偶和离异家庭的认知逐渐趋于理性和包容；多元、开放的校园文化强调个体的独立和自主发展，注重学生的综合素质培养，在这种文化氛围下，大学新生更关注自身能力提升和个人成长，父母婚姻状况对学校适应能力的影响相对弱化。

4. 对策与建议

4.1

以学生的学校适应性发展为核心目标，以新生需求为价值导向，提高思想政治教育的针对性，依托新生入学教育，建立起完备的学校适应体系。

4.1.1

将学校心理健康教育与学生适应性教育有机结合起来。以往的高校新生入学教育较多围绕学生基本校园生活。学习的需求，以讲授形式为主，学生参与度较低，单调的教育形式无法吸引他们，更无法满足他们的好奇心。这就要求高校不断充实新生的教育手段。组织常规入学教育新生讲堂的同时，学校可依托大学生心理健康教育与咨询中心、心理辅导站等开设相关的团体辅导或个体咨询，内容可以涵盖生活适应教育、如何管理好自己的时间、人际交往与沟通的技巧、如何树立正确的恋爱观、如何培养良好的生活作息等一系列主题，协助学生尽快地融入大学生活与学习，并在活动中体验到轻松快乐，激发对未来生活的美好憧憬，引导学生形成乐观的生活态度。

4.1.2

促进自我了解，树立正确的自我意识。正确的自我意识有助于健全人格，有助于学生面临选择时作出正确的判断，并且能够理性地分析自己与他人的关系，在人际交往中能发挥主观能动性，与他人建立健康和谐的人际关系。大学新生来自全国各地，藏龙卧虎，每个学生都有自己独特的个性，一旦感觉自己的优势不大，个人能力不突出，加上新环境的适应压力，会出现自卑、失落感和挫败感。因此，在变化的环境中，帮助学生充分地认识自我，客观地评价自我，包括自己的兴趣、性格、价值观、社会资源及所处环境等因素，是帮助其提高人际交往能力的重要途径。第一，引导新生立足当下、实事求是，当面对选择时，能作出符合实际的判断；第二，引导新生能够正确地理解和包容他人的想法和行为，能够积极地接纳现实中的自我。

4.1.3

加强专业认知和学业指导，激发学习动机，确立学习目标。专业认知是专业学习的前提，直接影响学习动机、目标和结果。不少新生在高考报考志愿时不了解专业，入学后发现自己不喜欢、不感兴趣，有想要转专业的想法。新生的思想具有一定波动性，究其原因，一是学生不了解所学专业，二是高校对新生的专业认知教育重视度不够，落实地不够彻底。导致学生在最初的学习生活中，学习兴趣缺乏，学习动力不足。高校可通过专题宣讲会，由专业教师解读专业培养方案，介绍专业动态及前景；就业创业教育中心开展学习指导、目标设立、职业生涯规划等的团体辅导或个体咨询；专业组织开展新老生学习交流会，分享学习心得和经验；辅导员对其进行专业思想教育，稳定新生的学习情绪，引导学生制定合理的学习计划，重点关注学习困难的学生。

4.1.4

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.90

多渠道拓宽大学新生的校园生活体验，实现线上线下的联动机制，发挥网络育人的作用。大数据时代，青年大学生是网络使用率较高的人群，使得互联网成为当下宣传思想政治教育的主阵地。通过网络宣传的方式，依托微信公众平台、微博官方账号、抖音、今日校园、校园论坛等网络媒介推送便于校园生活的信息、短视频、文章等，选择发布热点时政、校园文化及学生生活学习等话题，举办网上主题活动，内容丰富、形式多样，适度地满足学生网络文化摄取的同时，可以通过健康的、安全的途径去分享和交流适应期中的困惑或问题，真正地使校园网络平台成为学生反映社会舆情、个人诉求等的窗口。同时，高校要意识到网络的双面性，提加大学新生的网络素养教育，合理用网、正确用网，营造清朗的网络环境。

4.1.5

突出地域特色，抓住教育优势，组织贴近学生生活和学习的课余活动。少数民族地区有着浓厚的多民族特色，融合着各民族的文化、风俗、习惯等，充分利用地域办学特色，丰富教育形式。第一，开展民俗文化节、民族美食节、民族服饰展示节等民俗体验活动，增进各民族学生之间的了解和感情，彼此尊重；第二，开设民族文化相关的系列开放课程，包括语言、历史、饮食、风俗等，可通过第二课堂、选修课等形式开展，轻松受益；第三，组织参观博物馆、民俗村等，了解当地文化，加深各民族间的情感，进而促进和谐校园。

4.1.6

积极关注学生中的特殊群体，因地制宜，针对他们的特征进行有效的适应性教育。本调查中发现，大学新生的适应能力在民族、生源地、父母婚姻状况等方面存在不同差异，如父母离异家庭子女的适应能力相对偏低。建立新生入学档案时，就应密切关注特殊类型的学生群体，比如来自农村偏远地区的学生、少数民族学生、家庭低保户的学生、父母离异且无固定监护人的学生、残疾学生等，不断完善特殊学生入学工作的细节，加大力度宣传国家地方对各类学生的制度支持或经济资助政策，定期开展相应的教育，经常性地谈心谈话，了解他们的压力与困难，及时排解心理压力和生活上的实际困难。

4.2

倡导家校联合，共同合作，提高家长对孩子成长的关注度与参与度，有目的地增强大学新生的外在支持力量。

家庭教育在每个孩子的成长过程中起着不可替代的重要作用。值得欣喜的是，本研究中家庭支持因子的均分高于其他因子，这表明刚从高中上来的大学生，感受到满满的家庭温暖。因此，家长要改变以往的教育观念和行为，认为孩子上大学了就可以高枕无忧，放任其自由发展，这个想法潜在着许多隐患。家长仍然需要重视和关注孩子的学习、生活、人际、情感等方面的问题。部分大学新生在适应校园生活中出现的问题往往是在中学甚至更小的时候就已经形成，家长在子女的成长道路中扮演着教育者、引导者等多重角色，尤其在精神上，要鼓励孩子学会独立，坚强面对压力与挫折，但关注度一定要适当，不要过分参与和支配，要给孩子独自成长的空间与时间。

高校积极提供学生与家长的交流机会，每学期定个校园开放日，邀请家长自愿进入校园，参观学生的教学楼、食堂、运动场等，一方面让家长了解孩子在学校的学习生活环境，另一方面，感受到学校为学生的管理和服务做出的努力和成果，促进家校信息双向传递。学院或专业可根据实际情况成立家长委员会，定期组织座谈交流，及时了解家长的诉求，同时，家长委员会可搜集各位家长的社会资源，为学生提供更多的社会体验，共同努力促进大学新生更好地适应。

此外，调查的样本中有8.3%的大学新生来自父母离异的家庭，这部分学生的适应能力总体水平相对偏低。随着社会的发展和人们思想认识的开放，各省各地离婚率的提高，教育工作者需重视父母婚姻状况在孩子教育中的影响作用，而不是一味地避而不谈。离异家庭的父母，一方面面对孩子，要努力营造民主的、客观的教育管理方式，经常与孩子联系，倾听他们的所思所想，不仅能安慰孩子，也能促进亲子关系的和睦；另一方面积极主动地与学校管理者加强联系，密切关注孩子的思想、学习、情感、行为等方面的状况，与学校形成教育合力，让新生在大学之初就有憧憬之心。

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.90

4.3

充分挖掘社会支持网络资源，创建多元化平台，鼓励学生积极参加社会实践，增强社交能力和抗压能力。

4.3.1

加强同伴交流与分享，营造和谐的互助关系，增强人际交往能力，培养集体归属感。一是重视“朋辈”教育，让校园生活的“前辈”对新生进行引领、帮助；二是加强寝室文化建设，因为很多新生是第一次离家住校，是否能适应寝室集体生活，与室友和谐相处会直接影响个体的心理健康状态。积极组织寝室才艺表演、文明寝室评比、寝室联谊等活动，能让学生打开心扉，融入集体生活，培养集体意识和个人责任感；三是利用学生社团的开放性，学生社团相较团委、学生会、青协等具有灵活性，组织的活动轻松有趣，更容易受到新生的青睐，社团中的成员来自不同的学院专业，指导教师可动员社团学生骨干组织新生见面会、纳新联欢会等，营造支持、宽容、友爱的校园文化氛围，从而帮助新生更快地投入校园生活。

4.3.2

搭建师生交流的网络平台，倾听与教导同步，扩宽学生获取信息的渠道。高校的授课方式不同于高中以前的学习阶段，无固定上课、学习场所，使得师生面对面交流的机会相对较少，不利于学生对专业知识的深入学习和探讨。部分高校尝试在大一阶段开始推行“导师制”、“朋辈制”，一对一地进行学业、生活、情感等的指导，一定程度上取得了效果，但受益群体较多的是本身比较积极的、主动的、善于表达的新生。网络吸引年轻人的一大特征是不受时间、地域的影响，随时随地就能接收海量的信息，省时高效。基于此，高校可搭建师生网络交流平台，线上线下相结合，指导新生解决专业学习问题的同时，促进彼此的情感交流，做到信息共享，教师自身角色得到扩大化，或是老师、或是长辈、或是朋友，让大学新生尽早掌握专业动态，树立学习目标，合理分配时间，提早规划未来。

4.3.3

加强对外合作交流，创造多方实践机会，提高生涯规划意识，锻炼个人综合技能。大学新生大多没有社会实践经验，大学是步入社会前的最佳锻炼机会，很多时候由于受到自身条件的制约，使得学生不得不借助外部力量来全面地提升自我，很大程度上让他们更加看清自己的优缺点，在实践中得到展示和锻炼。针对新生，社会实践内容的选择应从易到难，循序渐进。一是与街道社区结对合作，帮助弱势社会群体，如留守儿童、孤寡老人等；二是与企事业单位合作，提供参观、交流、实习等机会；三是与各级社会结构组织合作，开展创新创业实践活动，扩展学生视野，提供多元发展的可能。

5. 研究创新与不足

本研究在跨文化背景下展开，与以往相关研究相比，具有一定的视角创新。目前，关于大学生适应性的研究多集中于少数民族大学生在高校中的适应情况，而对于少数民族地区的汉族大学生在大学环境中的适应问题，相关研究相对较少，尤其缺乏系统性的实证分析。因此，本研究关注了少数民族地区高校的汉族大学新生这一特殊群体，从适应性角度探讨其在学业、生活、社交等方面的特点及面临的挑战，扩大了该领域的研究范畴。此外，本研究不仅关注个体适应问题，还结合人口统计学变量分析其影响因素，从而进一步扩展和细化了研究对象的范畴，并在一定程度上丰富了学术界对少数民族地区高校大学新生适应性的认识。

然而，本研究在研究设计和实施过程中仍然存在一定的局限性和不足，主要体现在以下几个方面：

首先，本研究提出的建议和对策的推广性存在一定局限。由于少数民族地区具有鲜明的文化、社会结构及教育体系的特殊性，本研究提出的建议具有较强的针对性，可能难以直接适用于其他高校或不同社会背景下的大学生适应性研究。因此，未来的研究需要进一步扩大研究范围，探索适用于不同文化背景、不同地域高校的普遍适应性策略，并在更广泛的样本群体中进行验证，以提高研究结论的普适性和实践指导意义。

其次，本研究未能涵盖所有可能影响大学新生适应性的因素。大学生的适应能力不仅受到人口统计学变量的影响，还可能涉及心理因素 `社会支持 `校园氛围 `文化冲突 `家庭背景等。本研究虽对部分影响因素进行了分析，但仍然缺乏对变量之间相互作用的深入探讨。例如，环境适应 `社会支持系统 `文化融合程度等因素如何共同影响新生的适应过程，仍有待进一步研究。因此，建议未来的研究可以采用纵向研究方法，综合运用定量与定性相结合的研究手段，深入探讨多个变量之间的互动机制，以期拓展研究的深度和广度。

此外，研究样本的代表性和覆盖范围存在一定的局限。本研究虽然以某高校的新生为研究对象，但样本数量未能覆盖整所高校的全部新生，这必然导致研究结论的代表性受到一定程度的限制。为了获得更具普遍性的结论，未来研究应扩大样本范围，涵盖不同类型的高校（如综合性大学 `民族院校 `理工类院校等），以获得更丰富的数据支持。同时，进一步增加研究的多元化，结合问卷调查 `深度访谈 `焦点小组等多种研究方法，提高研究的科学性和全面性。

最后，本研究的成果虽为相关领域提供了一定的学术贡献，但仍需要进一步引起学界和社会的关注。少数民族地区高校的大学新生适应性问题涉及教育公平 `文化认同 `社会融合等多个层面，对于推动高等教育的发展 `优化校园文化建设具有重要意义。因此，未来研究可加强政策层面的分析，探讨政府 `学校 `社会组织如何共同推动少数民族地区高校学生的适应性提升，为高等教育管理者提供更具实践价值的决策参考。最终使得这一领域的相关研究得到更多的学者及社会各阶层的关注，从而促进少数民族地区高校学生的学校适应性，丰富校园文化，促进高校育人的高质量发展。

参考文献

[1] Fang, X. Y., Wo, J. Z., & Lin, X. Y. (2005). The Compilation of the Chinese College Students' Adaptation Scale. Psychological and Behavioral Research, (2), 95-101.

[2] Yu, W. M., Dai, P., Yao, X., Li, W., & Li, X. B. (2016). A Review of the Research on the Adaptation of Freshmen in Colleges and Universities. Asia-Pacific Education, (1), 244.

[3] Liu, P. J. (2016). College Students' Learning Adaptability: Operational Dimensions, Current Situation and Countermeasures—Taking Colleges and Universities in Guangxi Zhuang Autonomous Region as an Example. Journal of Yibin University, 16(11), 111-118.

[4] Liu, J. X. (2018). A Comparative Study on the Learning Adaptability of Xinjiang Minority and Han College Students in Guangzhou. Educational Teaching Forum, (19), 69-71.

[5] Wu, S. (2014). The Relationship between the Self-Acceptance and School Adaptation of Freshmen in Colleges and Universities and Its Intervention Research. Hebei Normal University.

[6] Ai Niwa'er · Ya Sen. (2014). A Study on the Learning Adaptability of Xinjiang Minority College Students in the Mainland. Dalian University of Technology.

[7] Wang, X. F. (2016). A Correlational Study on the Psychological Types of Freshmen in Universities, Their Perception of Campus Environment and School Adaptation. Hunan Normal University.

[8] Liu, M. Y. (2020). A Study on the Learning Adaptability of Korean College Students. Minzu University of China.

[9] The Central Committee of the Communist Party of China. (2010.7.29). Outline of the State Medium- and Long-term Program on Education Reform and Development (2010-2020). Ministry of Education of the People's Republic of China.

[10] The Central Committee of the Communist Party of China and the State Council. (2025.1). Outline of the Plan for Building a Strong Education Country (2024 - 2035). http://www.moe.gov.cn/jyb_xwfb/gzdt_gzdt/s5987/202501/t20250119_1176166.html

새론상담심리교육연구
The Journal of Saeron Counseling, Psychology and Education
Vol. 4, No. 2, pp. 99-108 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.99

Dual Mediating Effects of Learning Motivation and Learning Engagement between Generative AI Acceptance and Self-directed Learning of College Students in China[1)]

Zhang Yin Shun[1], Chang Seek Lee[2]

[1]Doctoral student, Dept. of Convergence Lifelong Education, Hanseo University & Instructor, Guangdong University of Science and Technology, yy58516007@gmail.com
[2]Professor, Dept. of Social Welfare, Hanseo University, lee1246@hanmail.net

중국 대학생의 생성적 인공지능 수용과 자기주도 학습의 관계에서 학습 동기와 학습 몰입의 이중 매개 효과

장은순[1], 이창식[2]

[1]박사과정, 융합평생교육학과, 한서대학교 & 강사, 광동과학기술대학교, yy58516007@gmail.com
[2]한서대학교 사회복지학과 교수, lee1246@hanmail.net

Abstract: This study aims to determine whether learning motivation and learning engagement mediate in the relationship between generative AI acceptance and self-directed learning among Chinese college students. Data were analyzed targeting 317 college students purposively sampled at a university in Guangdong, China. The collected data were analyzed using SPSS PC+ Win ver. 26.0 and SPSS PROCESS macro ver. 4.2. The statistical methods applied were frequency analysis, reliability analysis, correlation analysis, and dual mediation effect analysis. The conclusion of the study is as follows. First, generative AI acceptance, learning motivation, learning engagement, and self-directed learning all showed significant positive correlations with each other. Second, as a result of the dual mediation analysis, learning motivation and learning engagement mediated the relationship between generative AI acceptance and self-directed learning among Chinese college students. Generative AI acceptance indirectly influenced self-directed learning through learning motivation and learning engagement, but it did not have a direct effect on self-directed learning. Based on these results, this study proposes a plan to utilize not only learning motivation but also learning engagement to improve the self-directed learning of college students.

Keywords: Generative AI Acceptance, Learning Motivation, Learning Engagement, Self-directed Learning, College student, Double mediation effect

초 록: 본 연구는 중국 대학생의 생성적 AI 수용과 자기주도 학습의 관계에서 학습 동기와 학습 몰입의 이중 매개효과를 파악하는데 목적이 있다. 중국 광둥성의 한 대학에서 의도적으로 추출한 대학생 중 317명을 대상으로 데이터를 분석하였다. 수집된 데이터는 SPSS PC+ Win ver. 26.0과 SPSS PROCESS macro ver. 4.2를 사용하여 분석하였다. 적용된 통계 방법은 빈도 분석, 신뢰도 분석, 상관관계 분석, 이중 매개 효과 분석이었다. 연구의 결론은 다음과 같습니다. 첫째, 생성형 AI 수용, 학습 동기, 학습 몰입, 자기주도 학습 모두 유의미한 정적인 상관관계를 보였다. 둘째, 이중 매개효과 분석 결과, 학습 동기와 학습 몰입은 생성형 AI 수용과 자기주도학습 간의 관계를 이중 매개하는 것으로 나타났다. 생성형 AI 수용은 학습동기와 학습몰입을 통해 자기주도학습에 간접적인 영향을 미쳤으나, 자기주도학습에 대한 직접적인 영향은 유의하지 않았다. 이러한 결과를 바탕으로 본 연구에서는 대학생의 자기주도 학습을 향상시키기 위해 학습 동기 뿐만 아니라 학습 몰입을 동시에 활용하는 방안을 제안하였다.

핵심어: 생성적 AI 수용, 학습 동기 부여, 학습 참여, 자기 주도 학습, 대학생, 이중 매개 효과

Received 9 May 2025, Revised 14 May 2025
Accepted 22 May 2025
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://creativecommons.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.

1) This research was supported by Social Sciences Project of Guangdong University of Science and Technology (GKY-2024KYYBW-8)

1. Introduction

The rapid advancement of generative AI (e.g., ChatGPT, DeepSeek) has reshaped educational landscapes, offering transformative potential for college students' learning processes. In an era where self-directed learning (SDL) is critical for academic and career success, understanding how students' acceptance of generative AI tools influences their SDL capabilities becomes imperative. Especially, as global job markets grow increasingly competitive, SDL—a key driver of lifelong learning and adaptability—has emerged as an important factor in students' academic and professional trajectories.

Generative AI acceptance, defined as learners' willingness to adopt and utilize AI-driven tools for educational purposes, may significantly impact SDL. Previous research suggested that technology acceptance directly affects learning behaviors, yet the psychological mechanisms underlying this relationship remain underexplored. Specifically, learning motivation and learning engagement—two vital components of academic success—could serve as mediating pathways. Learning motivation, which reflects students' intrinsic and extrinsic drive to achieve educational goals, has been linked to both technology adoption and SDL in previous studies [1, 2]. Similarly, learning engagement, characterized by cognitive, emotional, and behavioral investment in learning, is known to enhance SDL outcomes. However, no study has yet examined how these variables jointly mediate the relationship between generative AI acceptance and SDL.

This study seeks to address this gap by proposing a dual mediation model. First, we hypothesize that generative AI acceptance positively correlates with SDL through the mediating role of learning motivation. Prior evidence indicates that technology acceptance fosters motivation by reducing cognitive barriers and increasing perceived utility [3]. Second, we posit that learning engagement further mediates this relationship, as AI tools may facilitate immersive and interactive learning experiences [4, 5]. Crucially, we aim to investigate whether learning motivation and engagement together sequentially mediate the link between AI acceptance and SDL, offering a nuanced understanding of how psychological and behavioral factors interact.

The research questions guiding this study are: First, what are the correlations between generative AI acceptance, learning motivation, learning engagement, and self-directed learning? Second, do learning motivation and learning engagement dually mediate the relationship between generative AI acceptance and self-directed learning?

By addressing these questions, this study contributes to both theoretical and practical discourse. Theoretically, it extends the Technology Acceptance Model (TAM) and SDL frameworks by integrating motivational and engagement-based pathways. Practically, it offers educators and policymakers insights into leveraging AI tools to enhance students' autonomous learning capacities.

2. Theoretical Background

2.1 Relationship between Generative AI Acceptance and Self-directed Learning

The connection between acceptance of generative AI and self-directed learning is rooted in the Technology Acceptance Model (TAM) and self-regulated learning theories. TAM highlights that

perceived usefulness and ease of use are key factors in adopting new technologies [6]. Studies show that higher acceptance of generative AI tools (e.g., trust in ChatGPT) supports self-directed learning by offering personalized resources, instant feedback, and easier access to information [5, 7, 8,]. Self-regulated learning theories add that students who actively use AI tools tend to set goals, adjust strategies, and reflect on their progress [9, 10]. For example, research confirms that technology acceptance directly strengthens self-regulated learning skills, especially when AI tools are interactive and adaptable [1, 4, 11].

2.2 Mediating Effect of Learning Motivation between Generative AI Acceptance and Self-directed Learning

Learning motivation acts as a bridge between AI acceptance and self-directed learning, drawing from self-determination theory. High acceptance of generative AI boosts both intrinsic motivation (e.g., curiosity) and extrinsic motivation (e.g., academic goals), which then drive self-directed learning. For instance, studies using TAM show that students who find AI tools easy to use are more motivated to learn independently [3]. Research also proves that AI features like personalized feedback and smart Q&A systems increase motivation by fulfilling students' needs for competence and autonomy [12, 13, 14]. Additionally, teacher support indirectly strengthens this link by improving both technology acceptance and motivation [15, 16].

2.3 Mediating Effect of Learning Engagement between Generative AI Acceptance and Self-directed Learning

Learning engagement (behavioral, emotional, and cognitive) explains how AI acceptance leads to self-directed learning. Students who accept generative AI tools tend to use them more often (behavioral engagement) and think more deeply about their learning (cognitive engagement), which boosts self-directed skills. Studies show that technology acceptance increases engagement by motivating students and encouraging regular tool use[2, 13]. Features like collaborative AI tools and instant interactions also improve emotional engagement (e.g., interest) and critical thinking, further supporting self-directed learning [15, 17]. Research based on self-determination theory confirms that AI tools enhance engagement, which then improves learning outcomes [9, 8, 16].

2.4 Effect of Learning Motivation on Learning Engagement

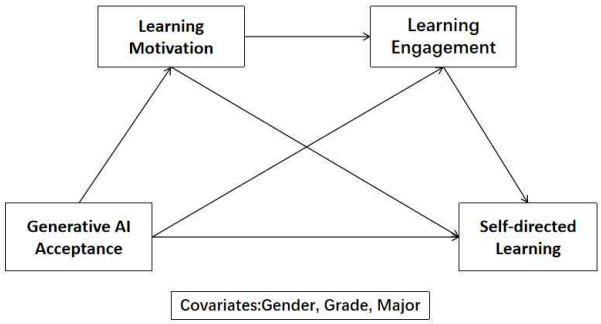
Previous studies have consistently demonstrated that learning motivation significantly influences learning engagement across various educational contexts. Learning motivation positively predicted learning engagement, which in turn partially mediated the effect of motivation on learning effectiveness [19]. Both intrinsic and extrinsic motivation enhanced students' emotional engagement, ultimately contributing to improved academic performance [20]. In experiential learning settings, intrinsic motivation was a strong predictor of cognitive and behavioral engagement, while extrinsic motivation had a weaker effect [21]. Additionally, learning motivation and engagement jointly influenced English achievement among secondary school students, highlighting the mediating role of engagement in the link between motivation and academic success [22]. These findings collectively underscore the importance of fostering learning motivation to enhance students' active engagement and ultimately

improve their learning outcomes.

3. Methods

3.1 Research Model

To confirm whether learning motivation and learning engagement double mediate in the relationship between generative AI acceptance and self-directed learning, Model Number 6 of the SPSS PROCESS macro proposed by Hayes[23]was applied, and the research model was set up as shown in Figure 1. This study attempted to control college students' gender, grade, and major, which affects the mediating and dependent variables.



[Fig.1] Research model

3.2 Participants and Data Collection

The Guangdong region in China was purposively selected as the study area, and the subjects of the study were college students. A purposive sampling method was applied in selecting the survey participants. Data were collected through an online survey conducted from November to December 2024. After excluding insincere responses, a total of 317 valid responses were used for the final analysis.

Among the respondents, 37.5% were male and 62.5% were female. In terms of grade level, 32.2% were first-year students, 38.2% were second-year students, 20.5% were third-year students, and 8.5% were fourth-year students. By academic major, 68.5% were in the humanities and social sciences, while 31.5% were in the natural sciences.

3.3 Research Tools

3.3.1 Generative AI Acceptance

The generative AI acceptance scale in this study used the scale developed by Zhang Chi [16]. This scale is designed to measure generative AI acceptance, with items such as "Generative AI tools help me save time when searching for information" and "I have a positive attitude towards using generative AI tools," and consists of a total of 17 questions. The measurement was conducted using a

5-point Likert scale, with higher scores indicating a higher level of generative AI acceptance. In this study, the reliability of this scale, Cronbach's α, was acceptable at .887.

3.3.2 Learning Motivation

The learning motivation scale in this study used the scale compiled by Chi Lipping [18]. This scale is designed to measure college students' learning motivation, with items such as "I am willing to try to solve complex learning problems" and "For me, success means doing better than others," and consists of a total of 15 questions. The measurement was conducted using a 5-point Likert scale, with higher scores indicating higher levels of learning motivation. In this study, the reliability of this scale, Cronbach's α, was high at .900.

3.3.3 Learning Engagement

The learning engagement scale in this study used the scale developed by Chi Xianglan [17]. This scale is designed to measure college students' learning engagement, with items such as "At school, I strive to perform well" and "When studying, I decide which key points to focus on rather than reading broadly," and consists of a total of 14 questions. The measurement was conducted using a 5-point Likert scale, with higher scores indicating higher levels of learning engagement. In this study, the reliability of this scale, Cronbach's α, was high at .957.

3.3.4 Self-directed Learning

The self-directed learning scale in this study used the scale compiled by Chang Wei [10]. This scale is designed to measure college students' self-directed learning, with items such as "I will study according to my own study plan" and "I have great confidence in my study," and consists of a total of 14 questions. The measurement was conducted using a 5-point Likert scale, with higher scores indicating higher levels of self-directed learning. In this study, the reliability of this scale, Cronbach's α, was high at .951.

3.4 Data analysis

The data was analyzed using SPSS PC+ Win. Ver. 26.0 and SPSS PROCESS macro Ver. 4.2. For basic analysis, frequency analysis was performed, and Cronbach's α was calculated to determine reliability. Pearson's bivariate correlation analysis was conducted to identify the correlation between major variables, and model 6 of the SPSS PROCESS macro was performed to analyze the dual mediating effect. Meanwhile the sampling number for bootstrap verification is 5000, and the confidence interval was set at 95%.

4. Results

4.1 Correlation of Main Variables

The results of the Pearson correlation analysis are presented in Table 1. Self-directed learning

showed a significant positive correlation with generative AI acceptance (r = .314, p < .01), learning motivation (r = .627, p < .01), and learning engagement (r = .697, p < .01). Generative AI acceptance also exhibited a significant positive correlation with learning motivation (r = .426, p < .01) and learning engagement (r = .287, p < .01). Additionally, learning motivation was positively correlated with learning engagement (r = .699, p < .01).

The overall correlation coefficients ranged from .287 to .699. To examine the issue of multicollinearity, the Durbin-Watson value was checked through regression analysis and found to be within the acceptable range, indicating that multicollinearity was not a concern.

As a result of the descriptive statistical analysis, the mean values of all four major variables exceeded the median value of 3 points, with learning engagement showing the highest mean among them.

<Table 1> Results of correlation analysis of main variables

	1	2	3	4
1. Self-directed Learning	1			
2. Generative AI Acceptance	.314**	1		
3. Learning Motivation	.627**	.426**	1	
4. Learning Engagement	.697**	.287**	.699**	1
M	3.7323	3.5153	3.6177	3.7431
SD	.63892	.46232	.49543	.60225

**p<.01

4.2 Dual Mediating Effects of Learning Motivation and Learning Engagement between Generative AI Acceptance and Self-directed Learning

To examine the serial double mediation effect of learning motivation (M1) and learning engagement (M2) in the relationship between generative AI acceptance and self-directed learning, Model 6 of the SPSS PROCESS macro was employed. Gender, grade level, and major were controlled in the analysis. The results are presented in [Figure 2] and <Table 2>.

Generative AI acceptance had a significant positive effect on learning motivation (M1) (B = .4504, p < .001), and learning motivation (M1) had a significant positive effect on learning engagement (M2) (B = .8509, p < .001). Learning engagement significantly and positively influenced self-directed learning (B = .5379, p < .001). Thus, since the independent variable significantly influenced the first mediator, which in turn significantly influenced the second mediator, and the second mediator significantly affected the dependent variable, the serial double mediation effect of learning motivation (M1) and learning engagement (M2) was confirmed.

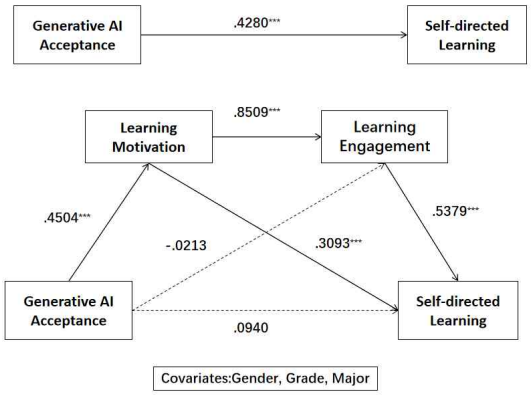
The total effect of generative AI acceptance on self-directed learning was significant (B = .4280, p < .001). When the mediators learning motivation (M1) and learning engagement (M2) were included, the direct effect of generative AI acceptance on self-directed learning decreased to B = .0940 and was not statistically significant (p > .05). As the direct effect was smaller and non-significant compared to the total effect, the mediating effect of learning motivation (M1) and learning engagement (M2) was supported.

Using the bootstrap method, the serial double mediation effect of learning motivation (M1) and

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.99

learning engagement (M2) was tested. The indirect effect of generative AI acceptance on self-directed learning via learning motivation (M1) and learning engagement (M2) was B = .2062, and the 95% confidence interval (.1229 to .3001) did not include zero, indicating a statistically significant effect. Therefore, the serial double mediation effect of learning motivation (M1) and learning engagement (M2) in the relationship between generative AI acceptance and self-directed learning was validated.

Additionally, in the serial mediation model, the simple mediation effect of learning motivation was significant (B = .1393, CI [.0201, .2436]), while the simple mediation effect of learning engagement was not significant (B = -.0115, CI [-.0903, 0757]).



[Fig. 2] Statistical Model of Dual Mediating Effects of Learning Motivation and Learning Engagement

<Table 2> Dual Mediating Effects of Learning Motivation and Learning Engagement

Variables		Mediating variable model 1 (DV: Learning Motivation)			Mediating variable model 2 (DV: Learning Engagement)			Dependent variable model (DV: Self-directed Learning)		
		Coeffect	SE	t value	Coeffect	SE	t value	Coeffect	SE	t value
Constant		1.7851	.2540	7.0288***	.6443	.2630	2.4495*	.0033	.2712	.0120
ID	Generative AI Acceptance	.4504	.0553	8.1439***	-.0213	.0584	-.3635	.0940	.0599	1.5704
M1	Learning Motivation				.8509	.0545	15.6184***	.3093	.0743	4.1610***
M2	Learning Engagement							.5379	.0579	9.2886***
Model summary	R^2	.1891			.4935			.1150		
	F	18.1949***			60.5979***			10.1400***		

Effects		Effect	SE	Confidence interval LLCI	ULCI
Total effect		.4280	.0745	.2814	.5746
Direct effect		.0940	.0599	-.0238	.2118
Total indirect effect		.3340	.0594	.2165	.4499
Indirect effect	Ind1: Generative AI Acceptance→Learning Motivation→Self-directed Learning	.1393	.0499	.0501	.2436
	Ind2: Generative AI Acceptance→Learning Engagement→Self-directed Learning	-.0115	.0416	-.0903	.0757
	Ind3: Generative AI Acceptance→Learning	.2062	.045	.1229	.3001

	Motivation→Learning Engagement→Self-directed Learning				

*p<.05, **p<.01, ***p<.001, ID: Independent variable, DV: Dependent variable, M: Mediating variable

5. Discussion and conclusion

The discussion focusing on the results of the study is as follows.

First, learning motivation, learning engagement, and self-directed learning all showed a positive and significant correlation. This finding is consistent with previous studies indicating that students with higher learning motivation and engagement tend to demonstrate stronger self-directed learning abilities [24, 25]. In particular, Sun and Rueda emphasized that cognitive and emotional engagement are critical drivers of autonomous learning behaviors in technology-supported learning environments [25]. These results suggest that fostering both motivation and engagement is essential in promoting students' self-directed learning.

Second, as a result of the dual mediation analysis, learning motivation and learning engagement mediated the relationship between generative AI acceptance and self-directed learning among Chinese college students. Generative AI acceptance indirectly influenced self-directed learning through learning motivation and learning engagement, but it did not have a direct effect on self-directed learning. This result aligns with findings from Lee and Lee, who reported that students' technology acceptance enhances self-directed learning primarily through psychological factors such as motivation and engagement, rather than through direct influence [26]. Similarly, Kim et al. emphasized that the educational impact of digital tools is maximized when students are both motivated and cognitively engaged, highlighting the importance of internal processes in technology-supported learning [27]. Educational programs that aim to promote self-directed learning through generative AI tools should be designed to actively foster students' learning motivation and engagement, rather than focusing solely on technical adoption or access.

To improve college students' learn independently, we should make curriculum design better to increase their motivation and participation. We can also use generative AI tools in areas like course design, teacher training, and integrating AI into teaching. At the same time, we need to adjust teachers' roles and the ways we use technology.

The limitations of this study and recommendations for future research are summarized below. First, the university selection process involves intentional sampling of individual institutions. Considering the possibility of sampling bias, expanding the sample size to at least three randomly selected universities, including public universities, will help minimize such errors to the greatest extent possible. Second, this study ignored the influence of teachers or parents, as well as other psychological variables such as growth mindset and grit. Third, this study was done in China. Cultural factors such as the education system, technology infrastructure, and social - cultural values might make the results not easily applicable to other cultures. For future research, it would be good to use a mix of quantitative and qualitative methods to find out how cultural differences affect AI - based learning. Therefore, these factors can be considered in the extension of related research in the future.

Acknowledgement

This research was supported by Social Sciences Project of Guangdong University of Science and Technology (GKY-2024KYYBW-8)

References

[1] An, F., Xi, L., & Yu, J. (2024). The relationship between technology acceptance and self-regulated learning: The mediation roles of intrinsic motivation and learning engagement. *Education and Information Technologies*, *29*(3), Article 3. https://doi.org/10.1007/s10639-023-11959-3

[2] An, F., Yu, J., & Xi, L. (2022). Relationship between perceived teacher support and learning engagement among adolescents: Mediation role of technology acceptance and learning motivation. *Frontiers in Psychology*, *13*, 992464. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.992464

[3] Baytak, A. (2023). The acceptance and diffusion of generative artificial intelligence in education: A literature review. *Current Perspectives in Educational Research*, *6*(1), 7–18. https://doi.org/10.46303/cuper.2023.2

[4] Gerlich, M. (2023). Perceptions and Acceptance of Artificial Intelligence: A Multi-Dimensional Study. *Social Sciences*, *12*(9), 502. https://doi.org/10.3390/socsci12090502

[5] Menon, D., & Shilpa, K. (2023). "Chatting with ChatGPT": Analyzing the factors influencing users' intention to Use the Open AI's ChatGPT using the UTAUT model. *Heliyon*, *9*(11), e20962. https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2023.e20962

[6] Davis, F. D. (1989). Perceived usefulness, perceived ease of use, and user acceptance of information technology. *MIS Quarterly*, *13*(3), Article 3.

[7] Montag, C., Kraus, J., Baumann, M., & Rozgonjuk, D. (2023). The propensity to trust in (automated) technology mediates the links between technology self-efficacy and fear and acceptance of artificial intelligence. *Computers in Human Behavior Reports*, *11*, 100315. https://doi.org/10.1016/j.chbr.2023.100315

[8] Cai, M. J. (2023). Research on influencing factors of college students' self-directed learning ability in online learning environments [Master's thesis, Guangdong Polytechnic Normal University]. CNKI. https://doi.org/10.27729/d.cnki.ggdjs.2023.000311

[9] Wang, Z. Z., & Lee, C. S. (2023). Relationship between College Students' Grit and Online Learning Satisfaction: Dual Mediating Role of Learning Motivation and Engagement. *Asia-Pacific Journal of Convergent Research Interchange*, *9*(10), 611–621. https://doi.org/10.47116/apjcri.2023.10.49

[10] Chang, W. (2023). Research on the influence mechanism of college students' learning goal orientation on learning engagement [Master's thesis, Northeast Normal University]. CNKI. https://doi.org/10.27011/d.cnki.gdbsu.2023.000465

[11] Chen, L., Chen, P., & Lin, Z. (2020). Artificial intelligence in education: A review. *IEEE Access*, *8*, 75264–75278. https://doi.org/10.1109/ACCESS.2020.2988510

[12] Lo, C. K. (2023). What Is the Impact of ChatGPT on Education? A Rapid Review of the Literature. *Education Sciences*, *13*(4), 410. https://doi.org/10.3390/educsci13040410

[13] Nan An. (2022). The relationship between teacher's autonomy support and middle school students' learning engagement: The mediation effect of growth mindset and intrinsic learning motivation. *Advances in Social Sciences*, *11*(03), 771–778. https://doi.org/10.12677/ASS.2022.113109

[14] Pan, X. (2020). Technology acceptance, technological self-efficacy, and attitude toward technology-based

self-directed learning: Learning motivation as a mediator. *Frontiers in Psychology*, *11*, 564294. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.564294

[15] Wang J.-Q., Zhang W., Zhu Z.-D., Zhen S.-J., Mai Y.-J., & Li D.-P. (2010). A modulating model for the impacting factors in self-regulated learning of college students: A modulating model for the impacting factors in self-regulated learning of college students. *Acta Psychologica Sinica*, *42*(2), Article 2. https://doi.org/10.3724/SP.J.1041.2010.00262

[16] Zhang, C. (2023). College students' willingness to use generative AI tools: Based on the technology acceptance model. Science Communication, *15*(23), 131–135. https://doi.org/10.16607/j.cnki.1674-6708.2023.23.034

[17] Chi, X. L. (2017). Research on the influence mechanism of teacher support on college students' learning engagement based on self-determination motivation theory [Doctoral dissertation, Tianjin University]. CNKI. https://kns.cnki.net/kcms2/article/abstract?v=HgkNOCd8VPgFhzZP5iVLhb0-MI0uiUC_xxcSpfhKLP3mtw_WHFxLLh-IKzkkvBTtB9K8yMSqMqwjf_fu9R21-iVUXJSa6gdrTf5djR1NVi90UJzrWeHvCiW36tPWpWhIqfk-ULsrIuH4O0t-WfbqK9RTDkXlecZ9XtxrT-vD8_lGhtzrdldZujqbxKwlUSBNcQ0YI6TSk6k=&uniplatform=NZKPT&language=CHS

[18] Chi, L. P., & Xin, Z. Q. (2006). The measurement of college students' learning motivation and its relationship with self-efficacy. Psychological Development and Education, (2), 64–70.

[19] Li, Y., & Chen, X. (2023). The examination of the relationship between learning motivation and learning effectiveness: A mediation model of learning engagement. Humanities and Social Sciences Communications, 10(1), 1–12. https://doi.org/10.1057/s41599-023-01567-9

[20] Zhou, M., & Wang, H. (2024). The impacts of learning motivation, emotional engagement, and psychological capital on academic performance in a blended learning university course. Frontiers in Psychology, 15, 1357936. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2024.1357936

[21] Fang, S., & Lu, D. (2023). The impact of learning motivation on student engagement in experiential learning. In Proceedings of the 3rd International Conference on Education, Language and Art (ICELA 2022) (pp. 123–128). Atlantis Press. https://doi.org/10.2991/assehr.k.230306.123

[22] Amaliah, S. W., Ampa, A. T., & Saiful. (2024). The effects of motivation and learning engagement on students' English achievement. International Journal of Social Science and Education Research, 7(9), 210–219. https://doi.org/10.21009/ijssers.2024.07.09.015

[23] Hayes, A. F. (2017). Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach. Guilford publications.

[24] Cho, M.-H., & Heron, M. L. (2015). Self-regulated learning: The role of motivation, emotion, and use of learning strategies in students' learning experiences in a self-paced online course. The Internet and Higher Education, 27, 32–40. https://doi.org/10.1016/j.iheduc.2015.04.001

[25] Sun, J. C.-Y., & Rueda, R. (2012). Situational interest, computer self-efficacy and self-regulation: Their impact on student engagement in distance education. British Journal of Educational Technology, 43(2), 191–204. https://doi.org/10.1111/j.1467-8535.2010.01157.x

[26] Lee, S., & Lee, J. (2021). The effect of technology acceptance on self-directed learning: Mediating roles of learning motivation and engagement. Asia Pacific Education Review, 22(3), 489–500. https://doi.org/10.1007/s12564-021-09713-3

[27] Kim, Y., Park, S., & Cozart, J. (2020). Affective and motivational factors of learning in online mathematics courses. Educational Technology Research and Development, 68(5), 2705–2728. https://doi.org/10.1007/s11423-020-09766-6

새론상담심리교육연구
The Journal of Saeron Counseling, Psychology and Education
Vol. 4, No. 2, pp. 109-123
https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.109

청소년이 지각한 대인관계가 자율적 행동조절에 미치는 영향에서 삶의 의미추구의 조절효과

심민경[1], 이정순[2], 홍희원[3], 안권순[4]

[1]한서대학교 아동청소년상담심리학과 박사과정, susan1485@naver.com
[2]한서대학교 아동청소년상담심리학과 박사과정, ljs4767@hanmail.net
[3]한서대학교 아동청소년상담심리학과 박사과정, h362436@hanmail.net
[4]한서대학교 교육대학원 상담심리교육전공 교수, sunak@hanseo.ac.kr

The Moderating Effect of the Search for Meaning in Life on the Relationship Between Perceived Interpersonal Relationships and Autonomous Behavioral Regulation in Adolescents

Sim Min-kyung[1], Lee Jung-soon[2], Hong Hee-won[3], An Kwon-soon[4]

Doctoral Student, Department of Child and Adolescent Counseling Psychology, Hanseo University, susan1485@naver.com
Doctoral Student, Department of Child and Adolescent Counseling Psychology, Hanseo University, ljs4767@hanmail.net
Doctoral Student, Department of Child and Adolescent Counseling Psychology, Hanseo University, h362436@hanmail.net
Professor, Graduate School of Education (Counseling Psychology Major), Hanseo University, sunak@hanseo.ac.kr

초 록: 본 논문은 청소년이 지각한 대인관계가 자율적 행동조절에 미치는 영향에서 삶의 의미추구의 조절 효과를 알아보는 데에 연구의 필요성과 목적과 필요성이 있다. 연구대상은 중고등학교에 재학 중인 남녀학생 237명이었다. 연구도구는 대인관계문제, 삶의 의미추구 및 자율적 행동조절의 표준화된 설문지를 사용하였고, 자료처리는 이원변량분석, 상관분석 및 위계적 회귀분석을 사용하였다. 주요 결론은 첫째, 청소년이 삶의 의미를 가질 때 대인관계에서 긍정 정서를 더 많이 영향을 미치고 청소년의 자율적 행동을 조절하는데 영향을 미친다. 둘째, 자율적 행동을 조절하는 동기 요인을 높이기 위해서는 반드시 삶의 의미가 필요하며 삶의 의미를 추구하기 위해서는 대인관계의 동기적 요소가 필요하다고 본다. 셋째, 청소년이 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구의 상호작용이 자율적 행동조절에 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타나 이러한 결과를 토대로 사람은 목적론적인 존재로 모든 행동은 목적이 있게 된다는 것이다. 본 연구의 시사점은 청소년의 대인관계 개선과 삶에 대한 의미추구를 통하여 청소년들의 자율적 행동조절이 모색되어 생활지도나 상담 등에 활용되고 청소년들의 삶에 소중한 정보를 제공했다는데 연구의 의의와 시사점이 있다고 하겠다.

주제어: 청소년, 대인관계, 의미추구, 자율적 행동조절, 조절효과

Abstract: This paper investigates the moderating effect of the search for meaning in life on the influence of adolescents' perceived interpersonal relationships on autonomous behavioral regulation. The necessity and purpose of this study lie in elucidating this relationship. The participants comprised 237 male and female students enrolled in middle and high schools. The research tool used a standardized questionnaire of interpersonal relationship problems, pursuit of meaning in life, and autonomous behavioral control. Data analysis involved two-way analysis of variance, correlation analysis, and hierarchical regression analysis. The key findings are as follows: First, adolescents who perceive a greater sense of meaning in life experience more positive emotions in their interpersonal relationships, which, in turn, influences their autonomous behavioral regulation. Second, the presence of meaning in life is essential for enhancing motivational factors that regulate autonomous behavior, and conversely, motivational elements within interpersonal relationships are deemed necessary for pursuing meaning in life. Third, the interaction between adolescents' perceived interpersonal relationships and their search for meaning in life significantly impacts autonomous behavioral regulation. Based on these results, it is suggested that humans are teleological beings, wherein all actions are goal-oriented. The implications of this study are significant in that it explores the potential for improving adolescents' autonomous behavioral regulation through the improvement of their interpersonal relationships and the pursuit of meaning in life. This research offers valuable insights into life guidance and counseling practices aimed at adolescents.In this section, please provide the English version of the abstract written above.

Keywords: adolescents, interpersonal relationship, pursuit of meaning in life, autonomous behavioral regulation, moderating effect

Received 2 April 2025, Revised 15 April 2025
Accepted 10 May 2025
Corresponding Author: An Kwon-soon
(Hanseo University)
Email: sunak@hanseo.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://creativecommons.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.

1. 서 론

1.1 연구의 필요성 및 목적

청소년 시기는 자신과 또래와의 경쟁과 학교생활을 통하여 상급학교 진학 등으로 많은 스트레스를 겪는 시기이다. 또한 신체적 및 인지적 변화를 경험하는 동시에 학교에서 보내는 시간이 대부분이기 때문에 가족보다는 또래 집단과 보내는 시간이 상대적으로 길어지면서 여러 가지 사회 관계적 변화도 경험하게 되고 가치관이나 자아정체감 형성에도 지대한 영향을 준다[1]. 청소년들은 태어나면서 가족이란 환경적인 구성원 내에서 심리적으로 가장 많은 영향을 받으며 행동을 발달시키게 된다. 청소년에게 가족은 공동사회를 구성하고 만들어 가는 첫 번째 사회이기 때문에 부모와의 관계 형성은 개인의 사회적인 관계에도 영향을 미치게 된다. 특히 청소년 시기는 주어진 다양한 과업을 달성해야 하는 시기로서, 처해진 환경이 어떠한가에 따라 행동을 결정하게 되며, 행동 결정은 인지적인 사고 과정을 거쳐 행동을 조절한다.

가족관계와 자율적 행동 변인을 포함한 최근의 연구들을 살펴보면, 최근 우리 사회에서 청소년의 행동 중 자율적 행동에 대한 동기는 청소년기의 가족 간 신뢰성과 친밀감을 가지는지 지각하고 있는가에 대한 중요성과 청소년이 가진 가족에 대한 신뢰성과 친밀감은 청소년이 안전감을 느낄 수 있는 지지적 관계로 인식하고 있음을 일관되게 보여주고 있다. 또한 청소년기는 가족으로부터 정서적인 독립을 준비하는 시기로 또래의 영향을 많이 받아 청소년기에 경험한 대인관계가 성인기까지 이르는 전 생애에 영향을 미친다.

국내외 여러 연구들에서 청소년기에 자율적 행동조절에 영향을 미치는 과정에 청소년의 긍정적, 부정적 자동적 사고가 매개하여, 양육태도, 동기를 지지하는 가정의 사회적 자원 역시 이 과정에서 중요한 역할을 함이 밝혀지고 있다.

이에 따라 본 연구에서는 청소년이 지각한 대인관계가 삶에 대한 의미 추구와 자율적 행동조절에 미치는 영향과 삶에 대한 의미추구가 청소년들의 삶에 어떻게 조절되는지를 알아보고자 한다. 따라서 청소년들이 건전한 성인으로 되어 올바를 인성과 적극적인 사회생활을 영위하는데 실질적인 자료를 제공하고 학교상담이나 생활지도 등에 적극적인 상담자료나 정보 등을 제공하는데 연구의 필요성과 목적이 있다고 하겠다.

1.2 연구문제

본 논문은 청소년이 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구가 자율적 행동조절에 미치는 영향에서 삶에 대한 의미추구의 조절효과를 알아보기 위하여 다음과 같은 구체적인 연구문제를 설정하였다.

첫째, 학교급과 성별에 따라 청소년이 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구 및 자율적 행동조절에서 어떠한 차이가 있는가?

둘째, 청소년이 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구 및 자율적 행동조절 사이에는 어떠한 관계가 있는가?

셋째, 청소년이 지각한 대인관계가 자율적 행동조절에 미치는 영향은 삶에 대한 의미 추구 정도에 따라 어떻게 달라지는가?

2. 이론적 배경

2.1 청소년의 대인관계

대인관계는 사람을 대하는 개개인의 보편적 성향으로 소수인, 또는 두 사람 사이에 맺어지는 관계를 의미한다. 즉, 사람과 사람의 관계를 말한다. 특히 청소년기는 다양하고 깊은 대인관계를 맺게 되고, 타인과 친밀감을 형성해 나가며, 또래로부터의 소통과 인정을 원하는 경향을 보이고, 보다 동등하고 상호적인 또래관계를 바탕으로 다양한 방법을 통해 자기 자신에 대한 지식을 확장 및 심화시켜 나가게 된다. 그리고 적절한 대인관계를 통해 자아개념을 형성하고, 가치관을 정립한다. 이는 사회성이 확립되기 시작한 청소년의 중요한 심리적 자원이 될 수 있기에 그 중요성은 더욱 강조된다[2, 3, 4]. Sullivan[5]은 대인관계의 발전양상을 성격형성의 기초로 보았으며, 대인관계란 개인의 발달에 있어 가장 근원이 되는 것으로, 이를 통해 개인적 만족과 안정을 찾아 나아가는 것이며, 인간이 타인을 떠나서는 생존할 수 없다고 하면서 대인관계의 중요성을 강조하였다.

또한 청소년기의 긍정적인 대인관계는 타인과의 능동적인 태도와 행동을 촉진시키고 올바른 자기상을 형성시킨다. 반면 부정적인 대인관계는 불안감과 공허감 등의 심리적 혼란을 경험케 하여 대인관계를 회피 또는 억압하게 하는 등 청소년이 올바른 성장에 대인관계는 많은 영향을 미친다[6, 7]. Sullivan,[5]. 인간은 생애 전반에 걸쳐 타인과의 관계를 맺으며 살아가는 존재이기 때문에 대인관계의 비중은 매우 크며 중요한 부분이다. 의미있는 타인과의 상호작용에 큰 관심을 보이며, 대인관계를 확대하고, 소속된 집단에서 자신이 받는 사회적 승인에 대하여 매우 민감해 하는 등 청소년기는 타인과의 다양한 상호작용을 통해 성인기의 대인관계를 유지하는데 필요한 기능과 태도를 익히게 된다[6, 8, 9, 10].

아울러 인간은 타인과의 관계 속에서 살아갈 수밖에 없는 존재로서 대인관계를 통해 삶의 안정감과 만족감을 얻고 사회의 건강한 구성원으로서 성장해 나간다. Rubin과 Mills[11]는 대인관계 능력이란 자신과 타인의 입장을 함께 고려할 수 있으며, 타인과 상호작용하는 과정에서도 사회적 관계에서 나타날 수 있는 부정적 결과에 대한 문제에 대처하는 기술이라고 하였으며 타인의 감정, 마음 그리고 느낌을 이해하고 수용함으로써 다른 사람과 조화롭고 효과적으로 일할 수 있는 능력이라고 하였다[12].

따라서 청소년기의 대인관계 특징은 대인관계 중심 대상의 이동이라고 할 수 있으며 관계의 무게 중심이 부모와 형제자매에서 또래로의 전환이라고 볼 수 있다. 또한, 안정된 정체감이 형성되지 않은 시기로 자신의 한계를 극복하는 데 도움이 되는 또래들과 관계를 맺으면서, 친구들로부터 사회의 건강한 구성원의 일부가 되기 위한 준비과정에 필요한 사회적 기술과 규정을 습득한다[13].

2.2 삶에 대한 의미추구

삶의 의미란 인간이 개인의 어떤 목표를 설정하고 이를 이루기 위한 기본적인 욕구가 충족되는 것을 의미한다. 인간이 삶의 대한 과제에 대하여 의미를 부여한다는 것은 곧 삶의 목표를 세우는 것이다[14]. Frankl[15]은 인간에 있어서 삶의 일차적 동기는 “의미에의 의지”로 인간이 삶의 의미를 가능한 많이 발견하려고 노력하며, 삶의 가치를 실현하려는 의지가 동기다. 인간은 복잡한 삶 속에서 가능한 의미 있는 것을 찾으려한다. 더욱이, 삶의 의미에 대한 동기적 요소는 모든 존재자들이 의미를 지향하게 되어 있으며 이러한 삶의 의미부여는 의미 원리에 의해 지탱되고 보존되며, 존재로서의 모든 의미의 실현을 위한 것이다.

또한 삶의 의미는 인간의 긍정적인 특성과 심리적인 힘을 강조한다고 여겨져 여러 영역에서 심리학자들의 주목을 받아왔다[16, 17]. 삶의 의미는 개인 존재와 실존에 대한 존중감을 가지는 삶의 도식 자기의 삶이 살만한 가치가 있다는 것과 그 가치의 근거가 바람직한 삶에 기초해야 한다는 것, 이것이 삶의 의미라는 개념이 지니는 주요한 특징인 것이다[18, 19]. 이러한 삶의 의미는 정신건강에 영향을 미치며, 생기 있고 활동적이며 낙관적이고 더 높은 자존감을 가지고 있다[20]. 이는 자기정체성을 확립하고 삶의 목적을 찾기 시작하는 청소년기부터 노년에 이르기까지 전 일생 동안의 안녕감에 중요한 영향을 미치며

삶의 목적을 가지고 이를 이루어가는 과정에서 삶을 의미 있는 것으로 체험되게 한다[16, 21, 22].

그러나 삶의 의미를 가지지 못한 사람들은 절망감과 자살 가능성이 높고[23], 삶의 의미는 개인적 위기나 고통을 이기도록 한다[24]. 인간이 가치와 이상을 위해 행동하며 살아가는 책임감 있는 창조물이라는 점에서 삶의 의미는 중요하다[25]. 인간은 자신 안에서 또 세상에서 의미를 발견하며 자기 자신을 초월하거나 벗어남으로서 의미를 발견한다. 삶의 의미는 어떻게 살아야 하는가에 대한 자유의지에 근거한 선택이며, 가치를 충분히 실현하는 삶을 살아감으로써 책임감 있는 인생을 살게 하는 이유이다.

2.3 자율적 행동조절

인간을 행동하게 하는 것은 동기이다. 여기서 동기란 개인의 행동을 촉진하고 지속시키기 위한 심리적 과정을 말한다. 내적자원과 외적 자원으로 개인의 움직임에 대한 방향성과 행동을 유지하기 위한 지속성, 행동의 결과성과 관련된다. 이러한 목적을 가지고 개인을 움직임으로 이끄는 동기화는 환경의 압력과 개인의 경험에 따라 개인의 심리적 안녕에 영향을 준다.

또한 Deci와 Ryan[26]는 자율성을 격려하는 부모는 통제하는 부모의 자녀는 내적으로 동기화 된다고 하였다. 이러한 내재적 동기와 함께 행동을 조절하고 통합하여 내면으로 변형시키는 자기감은 어린 시절 사회화 과정의 경험과 관련되어 있다. 스스로 행동을 조절할 수 있는 즉 내재적으로 동기화되지 않은 자신의 진짜 결정에 의한 행동으로 이끄는 과정은 사회적 환경의 영향을 받는다. 반면 스스로의 동기가 없는 상태나 영향으로 동기화 된 행동을 보상이나 외부의 요구를 만족 시키기 위해 하는 행동인 외부 조절은 행동주의 연구가의 조작적 조건형성 이론가의 연구 형태의 동기라고 할 수 있다. 또 다른 내사된 조절중 하나는 충분히 자기화되지 못한 상태를 말한다. 이는 죄책감과 불안을 피하기 위해 자신을 과하게 고양시키는 형태로 행동할 수 있다. 내사된 조절은 곧 자존감에 의한 조절이다[27].

한편 외재적 동기의 또 다른 행동은 가장 자율적인 형태로 완전히 자기의 일부로 동화하는 통합된 조절이다. 즉, 타인의 가치나 욕구에 동화되어 자신의 것으로 여김으로서 경험하는 자율성이다[28]. 내재화와 통합을 요구하거나 혹은 방해하는 사회적인 조건이 중요한 이유인데 이때 흥미 없는 행동에도 친밀감을 갖거나 자신과 연관된 누군가가 부추김 혹은 그 사람을 모방하거나, 타인이 가치를 내사했기 때문일 수 있다. Ryan[29]은 긍정적인 행동의 조절을 충분히 경험하고 내면화한 청소년들은 부모나 선생님으로부터 충분한 보호를 받고 있다고 인식하며, 부모나 선생님들과 안전과 연결감을 갖는 것으로 나타났다.

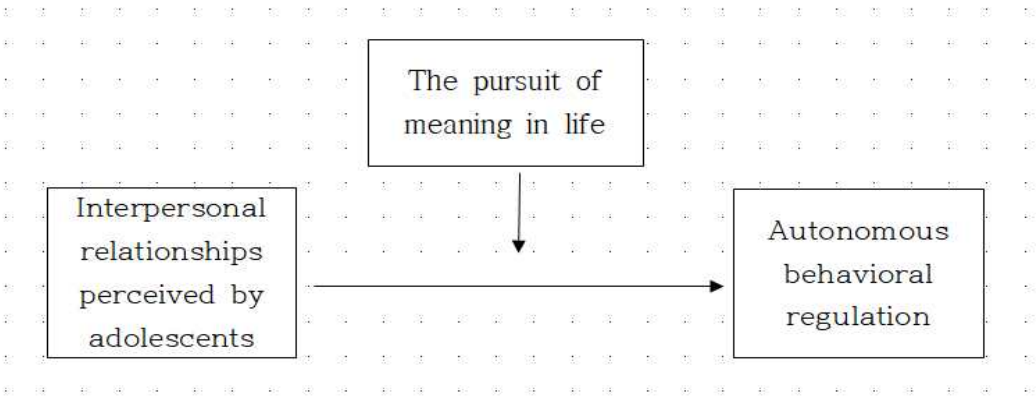
2.4 청소년의 대인관계, 삶의 의미추구 및 자율적 행동조절 변인과의 관계

청소년이 지각한 친밀한 대인관계에서 얻는 지지는 한 개인에게 있어 다양한 위기나 스트레스 상황에서 이를 극복하게 하는 자원이 된다[30]. 대인관계능력은 곧 인간이 살아가기 위한 필수 요소이며, 인간이 사회화되어가는 과정에서 대인관계능력은 필수 조건이라 할 수 있다. 또한 청소년의 삶의 의미가 갖는 긍정적 효과는 삶의 의미가 높은 사람들은 낮은 사람들에 비해 삶에 더 만족하고, 정서적 측면에서는 긍정적인 정서를 느끼며, 성실하고, 경험에 개방적이며 외향적이고 타인을 배려하고 믿는다[31]. 아울러 아무리 고통스러운 상황에 처해 있을지라도 삶을 살아가는 이유를 지각하는 사람들은 삶을 더 만족스럽게 살아가며 자율적이고 민감하게 정서를 인식하고 적극적인 자세로 행동을 조절하여 삶의 원천으로 이루어지는 책임감을 느끼고 자기 인생에서 긍정적이고 가치 있는 의미를 부여하게 된다고 했다[32]. 따라서 삶의 의미가 주는 것은 청소년 시기에 체계적인 분석을 통하여 청소년의 행동조절을 통하여 동기를 높일 수 있는 요인을 찾을 필요가 있음을 시사하고 있다.

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.109

3. 연구방법

3.1 연구모형



[그림 1] Conceptual research model

위 [그림 1]은 청소년이 지각한 대인관계가 자율적 행동조절에 미치는 영향에서 삶의 의미추구의 조절효과에 대한 개념적 연구모형이다.

3.2 연구대상자 및 자료수집 방법

연구를 위하여 충남 서산시와 태안군에 소재한 중고등학교에 재학 중인 남녀학생을 연구대상자로 선정하였다. 조사에 포함된 연구대상자는 중학생 92명(38.8%)(여학생 59명, 남학생 33명), 고등학생 145명(61.2%)(여학생 94명, 남학생 51명), 전체 237명이었다.

이들의 학교생활만족을 조사한 결과 연구대상자의 64.6%가 ‘어느 정도 만족’ 이상으로 학교생활에 만족하고 있는 것으로 나타났으며, 학업성적은 ‘중’이라고 평가한 학생들이 79명(33%)로 가장 높았고 ‘상-중’이상으로 평가한 학생들도 39.3%로 높게 나타났다. 마지막으로 이들의 종교를 조사한 결과 ‘종교가 없다’라고 응답한 학생들이 63.3%로 가장 많았다. 연구대상자들의 인구통계학적 특성들은 <표 1>에 제시하였다.

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.109

<표 1> 연구대상자의 학교생활만족과 학업성적 및 종교에 대한 빈도 분석 결과

학교생활만족			학업성적			종교		
	N	%		*N*	%		*N*	%
매우 불만족	6	2.5%	상	31	13.1%	기독교	57	24.1%
어느정도 불만족	9	3.8%	상 - 중	62	26.2%	불교	16	6.8%
보통 만족	69	29.1%	중	79	33.3%	천주교	10	4.2%
어느정도 만족	98	41.4%	중 - 하	40	16.9%	종교 없음	150	63.3%
매우 만족	55	23.2%	하	25	10.5%	기타	3	1.3%
						무응답	1	0.4%

본 설문지를 위해 2024년 8월 1일부터 10월 5일까지 연구자가 대상 학생들을 만나 설문지의 취지를 설명하고 설문지를 배부 후 작성을 의뢰하여 수집하였다.

3.3 연구도구

본 연구의 연구도구는 다음과 같다.

3.3.1 청소년의 대인관계

청소년의 대인관계문제를 측정하기 위하여 Horowitz , Baer, Rosenberg, Ureno와 Villasenor[33]가 개발한 대인관계문제 검사(Inventory of Interpersonal Problem: IIP)를 김영환・전유경・조용래・권정혜・홍상황・박은영[34]이 표준화하여 총 80문항인 한국형 대인관계문제 검사(KIIP)를 만들었고, 이를 근거로 홍상황, 박은영, 김영환, 권정혜, 조용래, 진유경[35])이 한국판 대인관계문제 검사 원형척도의 단축형(KIIP-SC)으로 만든 척도를 사용하였다.

이 척도는 5점 Likert(1:매우 그렇다 , 5: 전혀 그렇지 않다)척도의 총 24개의 문항으로 구성되며, 비주장성, 지배, 과 양육, 비독자성과 착취, 관심유도, 냉담, 사회적 위축, 불신의 8가지 하위 요인이 각각 3문항씩으로 구성되어 있다. 본 연구에서는 하위 요인을 모두 합산하여 점수가 높을수록 대인관계 문제에서 어려움을 느끼는 정도가 적다는 것을 의미하도록 하였다. 본 연구에서 전체 척도의 내적 합치도(Cronbach's α)는 .851이었다.

3.3.2 삶에 대한 의미추구

삶의 의미를 측정하기 위하여 Steger와 Kaler[36]가 개발하고, 원두리[37]의 삶의 의미 척도(Meaning in Life Questionnaire : MLQ)가 사용되었다,. 삶의 의미 척도는 의미추구와 의미발견 두 요인으로 이루어져 있다. 각 하위요인은 각 5문항으로 전체 10문항을 7점 척도 (1:전혀 그렇지 않다, 7:언제나 그렇다)를 사용한 자기 보고식 검사이다. 본 연구에서 전체 척도 내적 합치도(Cronbach's α)는 .93이었다

3.3.3 자율적 행동조절

자율적 행동조절은 Pelletier[38]이 개발한 척도를 권선중, 김교헌, 이홍표 및 이홍석[39]이 타당화한 것으로 동기와 그에 상통하는 6개의 행동조절 양식 차원으로 표현하였다. 내재적 조절(intrinsic regulation), 통합된 조절(integrated regulation), 동일시된 조절(identified regulation), 내사된 조절(introjected regulation), 외적 조절(external regulation) 및 무동기(amotivation)의 6개 요인으며, 자율적 행동조절 지표로 내재적 조절, 통합된 조절 및 동일시된 조절을 사용하였고 자율적 동기라 명명하였다. 내적 합치도(Cronbach's α)는 .73이며 본 연구에서 전체 척도의 내적 합치도(Cronbach's α)는 .95이었다.

3.4 자료분석

본 연구는 학년과 성별에 따라 청소년이 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구 및 자율적 행동조절에서 어떠한 차이가 있는지를 규명하기 위하여 이원변량분석, 청소년이 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구 및 자율적 행동조절 사이에 어떠한 관계가 있는지를 규명하기 위하여 상관분석 및 청소년이 지각한 대인관계가 자율적 행동조절에 미치는 효과와 삶에 대한 의미추구 정도를 알아보기 위하여 위계적 회귀분석을 실시하였다.

4. 연구 결과

4.1 학교급과 성별에 따른 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구 및 자율적 행동조절에서의 차이

학년과 성별에 따라 청소년이 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구 및 자율적 행동조절에서 어떠한 차이가 있는지를 규명하기 위하여 학년과 성별을 독립변인으로 하고 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구 및 자율적 행동조절 각각을 종속변인으로 하여 2×2 이원변량분석을 실시하였다. <표 2>는 학년과 성별에 따른 청소년이 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구 및 자율적 행동조절의 기술통계치이고 <표 3>은 변량분석 결과이다.

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.109

<표 2> 학년과 성별에 따른 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구 및 자율적 행동조절의 평균과 표준편차

학년	성별	*N*	지각한 대인관계		삶에 대한 의미추구		자율적 행동조절	
			M	*SD*	*M*	*SD*	*M*	*SD*
중학생	여학생	59	3.59	0.52	3.69	0.79	3.25	0.55
	남학생	33	3.41	0.57	3.92	0.69	3.43	0.76
	전체	92	3.53	0.54	3.77	0.76	3.31	0.64
고등학생	여학생	94	3.54	0.40	3.80	0.89	3.38	0.50
	남학생	51	3.41	0.54	3.83	0.84	3.38	0.75
	전체	145	3.50	0.46	3.81	0.87	3.38	0.60
전체	여학생	153	3.56	0.45	3.76	0.85	3.33	0.52
	남학생	84	3.41	0.55	3.86	0.78	3.40	0.75
	전체	237	3.51	0.49	3.80	0.83	3.35	0.61

<표 3>에 제시된 바와 같이, 지각한 대인관계에서 성별의 주효과가 유의한 것으로 나타났다($F_{(1,\ 233)}$=4.79, p=.030). 구체적으로 살펴보면 여학생들이 지각한 대인관계가 남학생들이 지각한 대인관계 점수보다 더 높아, 여학생들이 남학생들보다 자신의 대인관계를 보다 더 긍정적인 것으로 지각하고 있는 것으로 나타났다. 그러나 삶에 대한 의미추구와 자율적 행동조절 모두에서는 학년과 성별의 주효과 및 상호작용 효과 모두 유의하지 않았다.

<표 3> 학년과 성별에 따른 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구 및 자율적 행동조절에 대한 이원변량분석 결과

종속변인	독립변인	제곱합	*df*	평균제곱	*F*	*p*
지각한 대인관계	학년	0.03	1	0.03	0.12	0.730
	성별	**1.14**	**1**	**1.14**	**4.79**	**0.030**
	학년 * 성별	0.03	1	0.03	0.13	0.723
	오차	55.60	233	0.24		
	전체	56.80	236			
삶에 대한 의미추구	학년	0.01	1	0.01	0.01	0.923
	성별	0.85	1	0.85	1.23	0.268
	학년 * 성별	0.57	1	0.57	0.83	0.364
	오차	160.26	233	0.69		
	전체	161.52	236			
자율적 행동조절	학년	0.07	1	0.07	0.19	0.664
	성별	0.44	1	0.44	1.17	0.281
	학년 * 성별	0.42	1	0.42	1.11	0.292
	오차	87.73	233	0.38		
	전체	88.66	236			

4.2 청소년이 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구 및 자율적 행동조절 사이의 관계

청소년이 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구 및 자율적 행동조절 사이에 어떠한 관계가 있는지를 규명하기 위하여 상관분석을 실시하였다. 연구문제 1에서 지각한 대인관계에서 성별에 따른 유의한 차이가 확인되어, 남녀 학생을 구분하여 상관분석을 실시하고 그 결과를 <표 4>에 제시하였다.

<표 4> 남녀 학생의 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구 및 자율적 행동조절 사이의 관계에 대한 상관분석결과

	지각한 대인관계	삶에 대한 의미추구	자율적 행동조절
지각한 대인관계		.416***	.571***
삶에 대한 의미추구	.459***		.367***
자율적 행동조절	.265***	.340***	

***p<.001. 대각선 아래: 여학생, 대각선 위: 남학생

<표 4>에 제시된 바와 같이, 여학생과 남학생 모두에서 지각한 대인관계는 삶에 대한 의미추구(여: r=.459, p<.001, 남: r=.416, p<.001) 및 자율적 행동조절(여: r=.265, p<.001, 남: r=.571, p<.001)과 유의한 정적상관을 보였고, 삶에 대한 의미 추구는 자율적 행동조절(여: r=.340, p<.001, 남: r=.367, p<.001)과 유의한 정적상관을 보였다.

즉 학년에 상관없이 여학생들과 남학생들 모두 지각한 대인관계가 긍정적일수록 삶에 대한 의미를 더 많이 추구하고 더 자율적인 행동을 추구하는 것으로 나타났고, 삶에 대한 의미를 더 많이 추구할수록 보다 더 자율적으로 행동을 하는 것으로 나타났다.

4.3 청소년이 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구가 자율적 행동조절에 미치는 영향

청소년이 지각한 대인관계가 자율적 행동조절에 미치는 효과가 삶에 대한 의미추구 정도에 따라 달라지는지를 검증하기 위하여 청소년이 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구를 1단계에 독립변인으로 투입하고, 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구의 상호작용 항을 2단계에 독립변인으로 투입하는 위계적 회귀분석을 실시하였다.

공선성 문제를 방지하기 위하여 모든 독립변수는 표준화된 점수로 변환하여 사용하였으며 연구문제 1에서 지각한 대인관계에서 성별에 따른 차이가 확인되어, 남학생과 여학생들 구분하여 분석하고 그 결과를 <표 5>에 제시하였다.

 https://doi.org/10.23339/srj.2025.4.2.109

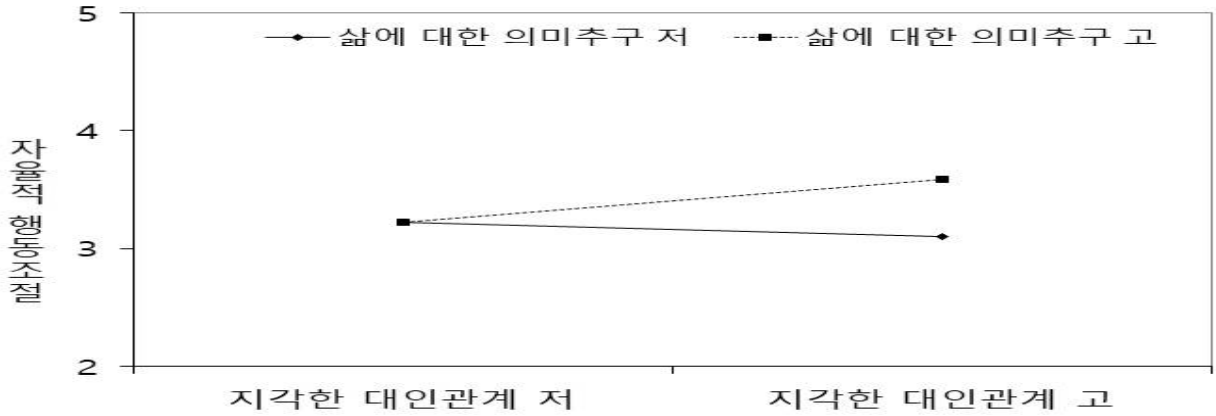
<표 5> 남녀 학생의 지각한 대인관계와 자율적 행동조절 사이의 관계에서 삶에 대한 의미추구의 조절효과에 대한 위계적 회귀분석 결과

성별	모형	독립변인	비표준화 계수		β	t	p	공선성 통계량		F값	ΔR^2
			B	SE				공차	VIF		
여학생	Step1	지각한 대인관계(a)	.079	.049	.138	1.607	.110	.789	1.267	$F_{(2,\ 150)}$ =11.249, p<.001	.130
		삶에 대한 의미 추구(b)	.140	.043	.277	3.228	.002	.789	1.267		
	Step2	지각한 대인관계(a)	.054	.047	.094	1.143	.255	.776	1.288	$F_{(2,\ 81)}$ =21.476, p<.001	.089
		삶에 대한 의미 추구(b)	.118	.042	.233	2.838	.005	.776	1.288		
		(a)*(b)	.148	.036	.307	4.118	.000	.941	1.063		
남학생	Step1	지각한 대인관계(a)	.338	.066	.506	5.127	.000	.827	1.210	$F_{(3,\ 149)}$ =13.951, p<.001	.347
		삶에 대한 의미 추구(b)	.124	.079	.156	1.577	.119	.827	1.210		
	Step2	지각한 대인관계(a)	.359	.074	.537	4.868	.000	.667	1.499	$F_{(3,\ 80)}$ =14.348, p<.001	.003
		삶에 대한 의미 추구(b)	.101	.087	.127	1.163	.248	.683	1.464		
		(a)*(b)	-.037	.059	-.066	-0.637	.526	.759	1.318		

<표 5>에 제시된 바와 같이, 여학생과 남학생 모두 1단계(여: $F_{(2,\ 150)}$=11.249, p<.001, 남: $F_{(2,\ 81)}$=21.476, p<.001) 및 2단계(여: $F_{(3,\ 149)}$=13.951, p<.001, 남: $F_{(3,\ 80)}$=14.348, p<.001) 회귀모형이 모두 유의하였다.

여학생의 경우에는, 삶에 대한 의미추구 주효과와 삶에 대한 의미추구와 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구의 상호작용 항이 자율적 행동조절에 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 이들은 자율적 행동조절 전체 변량의 21.9%를 설명하는 것으로 나타났다.

구체적으로 살펴보면 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구의 상호작용 항이 자율적 행동조절의 전체 변량의 8.9%를 추가로 설명하였고 이는 통계적으로 유의하였다. 조절효과의 양상을 구체적으로 확인하기 위하여 이를 [그림 2]에 제시하였다.



[그림 2] 여학생이 지각한 대인관계와 자율적 행동조절의 관계에서 삶에 대한 의미추구의 조절효과

[그림 2]에 제시된 바와 같이 여학생이 지각한 대인관계가 낮을 때에는 삶에 대한 의미 추구 정도와 상관없이 자율적 행동조절 점수에서 유의한 차이가 없었으나(t=-1.273, p=.205) 지각한 대인관계가 높을 때에는 삶에 대한 의미를 적게 추구하는 학생들 보다 삶에 대한 의미를 더 많이 추구하는 학생들의 자율적 행동조절능력이 더 크게 높아지는 것으로 나타났다(t=3.665, p<.001). 즉 자신의 대인관계가 긍정적이라고 지각하면서 삶에 대한 의미추구를 더 많이 하는 학생들이 자신의 행동을 스스로 조절하는 자율적 행동조절능력이 가장 높은 것으로 나타났다.

남학생들의 경우에는 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구의 상호작용 항이 자율적 행동조절 전체 변량의 0.3%를 추가로 설명하였으나 이는 통계적으로 유의하지 않았다. 남학생들의 경우에는 지각한 대인관계만이 자율적 행동조절에 유의하게 영향을 미치는 변인이었으며 자율적 행동조절 전체 변량의 34.7%를 설명하는 것으로 나타났다. 즉 남학생들의 경우에는 자신의 대인관계가 긍정적이라고 지각하는 정도가 1 증가할수록 자율적 행동조절 능력이 .359점 더 커지는 것으로 나타났다.

5. 논의 및 결론

5.1 논의

본 논문은 청소년 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구가 자율적 행동조절에 미치는 영향에서 삶에 대한 의미 추구의 조절효과를 살펴보았다. 따라서 본 논문의 논의는 다음과 같다.

청소년이 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구가 자율적 행동조절에 미치는 영향에서 삶에 대한 의미 추구의 조절효과를 알아본 결과 논의는 다음과 같다.

첫째, 학년과 성별에 따라 청소년이 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구 및 자율적 행동조절에서 어떠한 차이가 있는가?에서 여학생들이 지각한 대인관계가 남학생들이 지각한 대인관계 점수보다 더 높아, 여학생들이 남학생들보다 자신의 대인관계를 보다 더 긍정적인 것으로 지각하고 있는 것으로 나타났다. 그러나 삶에 대한 의미추구와 자율적 행동조절 모두에서는 학년과 성별의 주효과 및 상호작용 효과 모두 유의하지 않았다.

이러한 결과는 청소년이 삶의 의미를 가질 때 긍정정서를 더 많이 영향을 미치고[32~34] 이것이 청소년의 행동을 조절하는데 영향을 미친다는 연구[8,40-43], 삶의 의미는 행동조절에 영향을 미친다는 연구와도 일관된 결과이며[44], 특히 삶의 의미를 가진 사람들이 그렇지 않은 사람들에 비해 긍정적인 정서

를 경험하게 된다는 연구와 일치한다고 볼 수 있다[45-46].

둘째, 청소년이 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구 및 자율적 행동조절 사이에는 어떠한 관계가 있는가?에서 여학생과 남학생 모두에서 지각한 대인관계는 삶에 대한 의미추구 및 자율적 행동조절과 유의한 정적상관을 보였고, 삶에 대한 의미 추구는 자율적 행동조절과 유의한 정적상관을 보였다. 즉 학년에 상관없이 여학생들과 남학생들 모두 지각한 대인관계가 긍정적일수록 삶에 대한 의미를 더 많이 추구하고 더 자율적인 행동을 추구하는 것으로 나타났고, 삶에 대한 의미를 더 많이 추구할수록 보다 더 자율적으로 행동을 하는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 자기결정성에 의한 행동은 자유의지를 갖도록 만들어 내적인 동기를 불러일으킨다는 연구와 일치하는 것이다[27, 40-43]. 이러한 결과는 행동을 조절하는 동기 요인을 높이기 위해서는 반드시 삶의 의미가 필요하며 삶의 의미를 추구하기 위해서는 그 당시의 정서적인 반응보다는 이미 내재해 있는 동기적 요소가 행동을 조절하게 한다는 것이다.

셋째, 청소년이 지각한 대인관계가 자율적 행동조절에 미치는 영향은 삶에 대한 의미 추구 정도에 따라 어떻게 달라지는가? 에서 여학생의 경우에는, 삶에 대한 의미추구 주 효과와 삶에 대한 의미추구와 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구의 상호작용 항이 자율적 행동조절에 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 남학생들의 경우에는 지각한 대인관계만이 자율적 행동조절에 유의하게 영향을 미치는 변인이었으며 자신의 대인관계가 긍정적이라고 지각하는 정도가 자율적 행동조절 능력이 더 커지는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 청소년들의 삶의 의미와 대인관계의 높은 민감성은 자율적 행동조절에 관여하는 경향성을 높이며 긍정적 감정을 더욱 크게 느끼게 된다는 연구에서와 같은 결과를 나타냈다[47]. 이러한 결과를 토대로 사람은 목적론적인 존재로 모든 행동은 목적이 있게 된다는 것이다.

5.2 결론

본 논문은 다음과 같은 결론을 얻었다. 청소년이 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구가 자율적 행동조절에 미치는 영향에서 삶에 대한 의미 추구의 조절효과가 영향을 주는 것으로 나타났다.

따라서 다음과 같은 결론 및 제언을 하고자 한다.

첫째, 자율적 행동조절에 대한 연구를 위해서는 그 정의와 유형 등에 대한 개념적 합의가 선행되어야 할 것이다. 지금까지 자율적 행동조절에 대한 의미를 다양한 관점에서 정의해 왔기 때문에 사실상 그 유형에 대해서 합의가 이루어지지는 않았다. 본 연구에서는 청소년의 대인관계와 삶에 대한 의미추구에서 청소년들이 지각한 대인관계가 긍정적인 것으로 지각하고 있는 것으로 나타나 청소년들의 자율적 행동조절이 필요하다고 본다.

둘째, 청소년이 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구가 자율적 행동조절에 미치는 영향을 측정하는 도구는 다양하게 개발되어왔다. 그러나 행동 이전의 단계인 자율적 행동조절에 대한 도구는 어떠한 기제를 통해 행동을 얼마나 조절하고 추구하는지 또는 얼마나 경험하고 있는지 의식적인 관점에서 자기보고식으로 이루어져 있기 때문에 양적 연구만으로 행동조절을 깊이 있게 탐색하는 것은 한계가 있다. 이는 행동조절에 대한 내용의 복잡성과 개성화의 정도가 어떠한지, 내용이 얼마나 구체적인지, 실제적인지, 발달적인 수준은 어떠한지 등에 대한 고려가 되어야 하기 때문에 자기보고식의 양적인 측정만으로 제시하기 보다는 질적인 측면과 양적인 측면 모두를 고려할 필요가 있겠다.

셋째, 자율적 행동조절에 대한 유형들 간의 관계에 대한 탐색이 필요하다. 삶의 의미가 있다고 경험하는 사람은 매우 복합적으로 작용할 것이며, 이러한 유형들의 관계가 정서나 행동에 영향을 미치는지 보다 정교한 연구를 위해 자율적 행동조절에 대한 정의와 유형에 대한 명확한 이해와 유형들 간의 관계를 밝히는 시도가 필요할 것이다.

본 논문은 자기보고식 설문지에 근거하여 청소년 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구가 자율적 행동조절에 미치는 영향에서 삶에 대한 의미 추구의 조절효과를 살펴보았으나 다양한 심층면접이나 질적인 연구도 필요하다고 본다. 아울러 표집지역이 국한되어 후속연구에서는 연구대상의 표집지역을 확대하여 연구결과를 일반화할 필요가 있다고 본다.

이러한 점에도 불구하고 본 연구는 청소년 지각한 대인관계와 삶에 대한 의미추구가 자율적 행동조절에 미치는 영향에서 삶에 대한 의미 추구의 조절효과의 관련 변인들의 차이와 영향력을 밝힘으로서 청소년의 대인관계 개선과 삶에 대한 의미추구를 통하여 청소년들의 자율적 행동조절이 모색되어 생활지도나 상담 등에 활용되고 청소년들의 삶에 중요한 정보를 제공했다는데 연구의 의의와 시점이 있다고 하겠다.

References

[1] Hansen, D. J., Nangle, D. W., & Meyer, K. A. (1998). Enhancing the effectiveness of social skills interventions with adolescents. Education and Treatment of Children, 21(4), 489-513.

[2] 신아름(2011). 인터넷중독 청소년의 대인관계와 인터넷중독 개선을 위한 미술치료 사례연구: Winnicott의 대상관계 이론을 중심으로. 석사학위논문, 건국대학교 디자인대학원.

[3] 오미섭(2013). 부모의 양육태도와 교사관계 및 교우관계가 중학생의 학교적응에 미치는 영향: 공동체의식 매개효과. 박사학위논문, 호남대학교 대학원.

[4] 최민경(2010). 청소년의 자기애 성향과 대인관계 문제 사이에서 탄력성의 중재효과. 석사학위논문, 서울여자대학교 대학원.

[5] Sullivan, H. S. (1953). The interpersonal theory of psychiatry. W W Norton & Co. DOI: 10.4324/9781315014029

[6] 김수임・김창대(2009). 애착과 심리적 독립이 진로발달 및 선택에 미치는 영향에 관한 국내 연구의 동향. 상담학연구, 제10권 3호, pp. 1,573-1,591.

[7] 정남운(2004). 대인관계 원형모델에 따른 한국판 대인관계 형용사척도의 구성. 한국심리학회지, 제16권 1호, pp. 37-51.

[8] 권석만(1995). 대학생이 대인관계 부적응에 대한 인지행동적 설명모형. 학생연구, 0, 38-63.

[9] 문용린(1993). 한국사회의 도덕성 회복에 관한 제 문제: 교육 분야. 서울대학교사회과학과 정책연구, 제15권 1호, pp.119-159.

[10] 윤정연(2001). 청소년의 자아분화와 대인관계 성향 연구. 석사학위논문, 숙명여자대학교 대학원.

[11] Rubin, K. H., & Mills, R. S. (1995). The many faces of social isolation in childhood. Journal of Consulting and Clinical Psychology, 56(6), 916-924.

[12] 최설희(2012). S기업 구성원의 증정심리자본과 유머감각이 대인관계 능력에 미치는 영향. 고려대학교 대학원 석사학위논문.

[13] 정영숙, 서수균, 백지영 (2001). 노인의 스트레스 및 삶의 의미성과 행복감의 관계. 한국심리학회지: 발달 Vol. 25, No. 3, 17-30.

[14] 금교영(1994). 인격의 실존적 의미, 새한철학회, 철학논총 Vol. 24 No. 2.

[15] Hartman, B. O. (1955). Relation of stimulus and response amplitude to tracking performance. Journal of Experimental Psychology, 49(2), 82-92. DOI: 10.1037/h0048045

[16] Ryff, C. D., & Singer, B. (1998). The contours of positive human health. Psychological Inquiry, 9(1), 1-28. DOI: 10.1207/s15327965pli0901_1

[17] Seligman, M. E. P., & Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive psychology: An introduction. American

Psychologist, 55(1), 5-14. DOI: 10.1037/0003-066X.55.1.5

[18] Thompson, S. C., & Janigian, A. S. (1988). Life Schemes: A Framework for Understanding the Search for Meaning. Journal of Social and Clinical Psychology, 7, 260-280. DOI: 10.1521/jscp.1988.7.2-3.260

[19] Tomer, A. (1992). Death anxiety in adult life: Theoretical perspectives. Death Studies, 16(6), 475-506. DOI: 10.1080/07481189208252594

[20] Steger, M. F., Frazier, P., Oishi, S., & Kaler, M. (2006). The meaning in life questionnaire: Assessing the presence of and search for meaning in life. Journal of Counseling Psychology, 53(1), 80-93 DOI: 10.1037/0022-0167.53.1.80

[21] Chamberlain, G. (1992). Efficiency Bounds for Semiparametric Regression. The Econometric Society. Vol. 60, No. 3, pp. 567-596. DOI: 10.2307/2951584

[22] King, L. A., Hicks, J. A., Krull, J. L., & Del Gaiso, A. K. (2006). Positive affect and the experience of meaning in life. Journal of Personality and Social Psychology, 90(1), 179-196. DOI: 10.1037/0022-3514.90.1.179

[23] Edwards, M. J., & Holden, R. R. (2003). Coping, Meaning in Life, and Suicidal Manifestations: Examining Gender Differences. Journal of Clinical Psychology, 59(10), 1133-1150. DOI: 10.1002/jclp.10206

[24] McLean, K.C., & Pratt, M. W. (2006). Life's little (and big) lessons: Identity statuses and meaning making in the turning point narratives of emerging adults. Developmental Psychology, 42(4). 714-722. doi: 10.1037/0012-1649.42.4.714.

[25] Frankl, V. E. (1963). *Man's search for meaning: an introduction to logotherapy.* Washington Square Press. DOI: 10.4236/ahs.2015.44023

[26] Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1991). A motivational approach to self: Integration in personality. In R. A. Dienstbier (Ed.), Nebraska Symposium on Motivation, 1990: Perspectives on motivation (pp. 237-288). University of Nebraska Press.

[27] Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). Intrinsic Motivation and Self-Determination in Human Behavior. Berlin: Springer Science & Business Media. DOI: 10.4236/aid.2014.43021

[28] Ryan, R. M. (1995). Psychological needs and the facilitation of integrative processes. Journal of Personality, 63(3), 397-427.

[29] Ryan, R. M., Stiller, J. D., & Lynch, J. H. (1994). Representations of relationships to teachers, parents, and friends as predictors of academic motivation and self-esteem. The Journal of Early Adolescence, 14(2), 226-249.

[30] Rook, K. S. (1984). The negative side of social interaction: Impact on psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology, 46*(5), 1097-1108.

[31] Steger, M. F., Frazier, P., Oishi, S., & Kaler, M. (2006). The meaning in life questionnaire: Assessing the presence of and search for meaning in life. Journal of Counseling Psychology, 53, 80-93. DOI: 10.1037/0022-0167.53.1.80

[32] 원두리, 김교헌, 권선중 (2005). 한국판 삶의 의미 척도의 타당화 연구: 대학생을 대상으로. 한국심리학회지: 일반, 12, 576-585.

[33] L. M. Horowitz, S. E. Rosenberg, B. A. Baer, G. Ureño, V. S. Villaseñor Inventory of Interpersonal Problems: Psychometric Properties and Clinical Applications 56(6), 885-892 10.1037/0022-006X.56.6.885

[34] 김영환, 전유경, 조용래, 권정혜, 홍상황, 박은영(2002)한국형 대인관계문제검사의 타당화: KIIP-C와 KIIP-PD의 신뢰도와 타당도 한국심리학회지: 권(호): 21권 2호 페이지: 391-411 DOI: 10.15842/kjcp.2002.21.2.009

[35] 홍상황, 박은영, 김영환, 권정혜, 조용래, 진유경(2002)한국형 대인관계문제검사 원형척도의 단축형 (KIIP-SC) 구성 학회지: 임상 21권 4호 923-940

[36] Steger, M. F., Frazier, P., Oishi, S., & Kaler, M. (2006). The meaning in life questionnaire: Assessing the presence of and search for meaning in life. Journal of Counseling Psychology, 53, 80-93. DOI: 10.1037/0022-0167.53.1.80

[37] 원두리, 김교헌, 권선중 (2005). 한국판 삶의 의미 척도의 타당화 연구: 대학생을 대상으로. 한국심리학회지: 일반, 12, 576-585. DOI: 10.1037/0022-0167.53.1.80

[38] G.J. Pelletier, S.C. Chapra, H. Tao QUAL2Kw - A Framework for Modeling Water Quality in Streams and Rivers Using a Genetic Algorithm for Calibrat DOI: 10.1016/j.envsoft.2005.07.002

[39] 권선중, 김교헌, 이홍표 및 이홍석(2006)한국판 감사 성향 척도(K-GQ-6)의 신뢰도 및 타당도

[40] 유지원 (2011). 학습자의 몰입에 영향을 주는 동기요인, 심리적 중재 요인, 사회적 요인 간의 구조적 관계 규명. 이화여자대학교 박사학위 학위논문.

[41] 이은주 (2001). 몰입에 대한 학습동기와 인지전략의 관계. 교육심리연구, 15(3), 199-216.

[42] 이혜주 (2008). 아동의 자기조절 학습전략과 관련이 있는 자기결정성 동기유형. 청소년학연구 제22권 제2호(2015.2)

[43] 한순미 (2004). 학습동기 변인들과 인지전략 및 학업성취간의 관계. 교육심리 연구, 18(1), 329-350.

[44] Deci, E. L., Eghrari, H., Patrick, B. C., & Leone, D. R. (1994). Facilitating internalization: The self-determination theory perspective. Journal of Personality, 62(1), 119-142.

DOI:10.4236/aid.2014.43021

[45] Chamberlain, K., & Zika, S. (1988). Measuring meaning life: An examination of three scales. Personality and Individual Differences, 9, 589-596.

[46] Debats, D. L., Van der Lubbe, P. M. & Wezeman, F. R. A. (1993). On the psychometric properties of the Life Regard Index(LRI): A measure of meaning life. Personality and Individual Differences, 14, 337-345.

[47] 김교헌, 김원식(2001). 한국판 행동활성화 및 행동억제 체계(BAS/BIS)척도. 한국심리학회지 2, 19-37

새론상담심리교육연구 제4권 제2호

인 쇄 | 2025년 6월 30일
발 행 | 2025년 6월 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)

