E-ISSN 2951-259X

새론상담심리교육연구

THE JOURNAL OF SAERON COUNSELING, PSYCHOLOGY AND EDUCATION

2026

VOL.5 NO.1

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

제5권 제1호 2026년 3월

성인 학습자의 프로티언 경력 태도가 주관적 경력 성공에 미치는 영향: 평생학습 지속성과 희망의 이중 매개효과와 직무 스트레스의 조절된 매개효과 ····· 윤정선, 윤수선 ····· 1

고령장애인의 장애수용이 자아존중감에 미치는 영향: 가족관계만족도, 가족건강성, 일상생활제한의 다중매개효과 ····· 김진원, 김성환, 이창식 ····· 16

The Dual Mediating Effect of Depression and Parental Support on the Relationship between Acculturation Stress and Life Satisfaction among Late-entry Multicultural Adolescents in South Korea: A Moderated Mediation by National Identity ····· Siline Ahmad, Chang Seek Lee ····· 30

중·고등학생의 외상경험과 자살생각의 관계에서 학업중단의도와 감사성향의 이중 매개효과: 성장 마인드셋의 조절된 매개효과 ····· 김효진, 이창식 ····· 44

청소년의 그릿이 플로리싱에 미치는 영향: 감사성향과 자아존중감의 이중 매개효과 ····· 최희정, 신은미, 이창식 ····· 56

중도입국청소년의 이중문화 수용태도와 자아존중감의 관계: 교사지지의 매개효과 검증 ····· 김진원, 김성환 ····· 72

유튜브 중독 영향요인 메타분석: 코로나 팬데믹 이전(2017년-2019년) 기준점 연구 ····· 김진원, 김성환 ····· 83

직장인의 무례함 경험과 인권옹호의식이 인권인지능력에 미치는 영향 : 자아존중감의 조절된 매개효과 ····· 장하영 ····· 98

새론상담심리교육연구
The Journal of Saeron Counseling, Psychology and Education
Vol. 5, No. 1, pp. 01-15 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.1

성인 학습자의 프로티언 경력 태도가 주관적 경력 성공에 미치는 영향: 평생학습 지속성과 희망의 이중 매개효과와 직무 스트레스의 조절된 매개효과

윤정선[1], 윤수선[2]
[1]박사, 평생교육학과, 한서대학교, ssee0212@naver.com
[2]석사, 평생교육학과, 한서대학교, sseglong@naver.com

Impact of Protean Career Attitude on Subjective Career Success among Adult Learners: Dual Mediating Effects of Lifelong Learning Persistence and Hope, and the Moderated Mediation Effect of Job Stress

Jeong-seon Yoon[1] , Soo-seon Yoon[2]
[1] Ph.D., Department of Lifelong Education, Hanseo University, ssee0212@naver.com
[2] M.A., Department of Lifelong Education, Hanseo University, sseglong@naver.com

초 록: 본 연구는 제주를 제외한 성인학습자를 대상으로 프로티언 경력태도가 평생학습 지속성과 희망을 매개로 주관적 경력 성공에 미치는 영향과, 이 과정에서 직무 스트레스의 조절매개 효과를 검증하는 데 목적이 있다. 전국 성인학습자 300명을 대상으로 설문조사를 실시하였으며, SPSS 25.0과 PROCESS macro 4.2를 활용해 빈도분석, 신뢰도분석, 상관분석, 조절된 매개효과 분석을 수행하였다. 분석 결과, 프로티언 경력태도, 평생학습 지속성, 희망, 주관적 경력 성공 간에는 유의한 정적 상관이 나타났으나 직무 스트레스는 유의한 상관을 보이지 않았다. 또한 직무 스트레스는 프로티언 경력태도가 평생학습 지속성과 희망을 통해 주관적 경력 성공에 미치는 긍정적 영향을 약화시키는 조절매개 효과를 보였다. 이는 조직의 인사·교육 담당자가 경력태도 강화뿐 아니라 스트레스 관리와 희망 증진을 위한 정서 코칭, 회복탄력성 훈련, 맞춤형 학습 지원 등 다층적 개입 전략을 고려해야 함을 시사한다.

핵심어: 프로티언 경력태도, 직무 스트레스, 평생학습 지속성, 희망, 주관적 경력 성공, 성인 학습자

Abstract: This study examines whether job stress moderates the mediating effects of lifelong learning persistence and hope on the relationship between protean career attitude and subjective career success among adult learners. A survey was conducted with 300 adult learners across Korea (excluding Jeju), and the data were analyzed using SPSS 25.0 and PROCESS macro 4.2, employing frequency analysis, reliability testing, correlation analysis, and moderated mediation analyses. The results showed significant positive correlations among protean career attitude, lifelong learning persistence, hope, and subjective career success, while job stress showed no significant correlations with these positive variables. Job stress was found to weaken the positive indirect effects of protean career attitude on subjective career success through lifelong learning persistence and hope. These findings suggest that organizational HR and training practitioners should adopt multi-layered intervention strategies that not only foster career attitudes but also support stress management, emotional coaching, resilience training, and personalized learning pathways.

Keywords: Protean career attitude, job stress, lifelong learning persistence, hope, subjective career success, adult learners

Received 22 February 2026, Revised 3 March 2026
Accepted 11 March 2026
Corresponding Author: Soo-seon Yoon
(Hanseo University)
Email: sseglong@naver.com
e-ISSN: 2951-259X

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

1. 서론

21세기 직업 세계는 기술 혁신과 고용 형태의 변화로 인해 유연성과 불확실성이 공존하는 구조로 재편되고 있으며, 이에 따라 개인의 자기 주도적 경력 관리가 필수적 요소로 부상하고 있다. 이러한 맥락에서 프로티언 경력 태도는 개인의 가치와 목표를 중심으로 경력을 설계하고 스스로 책임지는 태도를 의미하며[1], 조직 중심 경력 모델을 대체하는 현대적 경력 패러다임으로 주목받고 있다. 특히 학업·직업·삶을 병행해야 하는 성인 학습자에게 프로티언 경력 태도는 경력 개발의 핵심적 기반이 된다.

첫 번째 매개변수인 평생학습 지속성은 개인이 지속적으로 학습에 참여하려는 태도와 행동을 의미하며, 자기 주도적 경력 태도를 가진 개인에게 필수적이다. 프로티언 경력 태도가 높은 개인은 학습의 필요성을 인식하고 적극적으로 학습에 참여하며, 이는 경력 만족과 같은 주관적 성공으로 이어질 수 있다[2]. 두 번째 매개변수인 희망은 목표 설정과 경로 탐색 능력을 의미하는 긍정심리학적 자원으로[3], 자율성과 주도성을 강조하는 프로티언 경력 태도와 자연스럽게 연결된다. 희망은 자기 효능감과 동기를 강화하여 주관적 경력 성공을 촉진하는 역할을 한다[4]. 또한 평생학습 지속성은 목표 지향성과 심리적 안정감을 높여 희망을 강화할 수 있어, 두 변수가 함께 작용하는 이중 매개효과를 고려할 필요가 있다.

한편, 개인의 긍정적 태도나 행동이 항상 성공으로 이어지는 것은 아니며, 직무 스트레스와 같은 외적 요인이 이러한 관계를 약화시킬 수 있다. 직무 스트레스는 학습 지속성을 저해하고 경력 개발 과정 전반에 부정적 영향을 미칠 수 있으므로[5], 본 연구는 직무 스트레스가 프로티언 경력 태도와 평생학습 지속성 간의 관계를 조절하는지를 검토한다. 더 나아가 직무 스트레스가 이중 매개경로 전체에 영향을 미치는 조절된 매개효과도 분석하여, 내적·외적 요인의 상호작용 속에서 경력 성공이 어떻게 형성되는지를 규명하고자 한다.

결국 본 연구는 탐색연구로서 성인 학습자를 대상으로 프로티언 경력 태도가 평생학습 지속성과 희망을 통해 주관적 경력 성공에 이르는 구조를 밝히고, 직무 스트레스의 조절적 역할을 탐색함으로써 성인 학습자의 경력 성공을 강화할 수 있는 실천적 시사점을 제시하는 데 목적이 있다. 이러한 연구목적을 달성하기 위한 연구문제는 첫째, 프로티언 경력 태도, 직무 스트레스, 평생학습 지속성, 희망, 주관적 경력 성공의 상관관계는 어떠한가? 둘째, 직무 스트레스는 프로티언 경력 태도가 평생학습 지속성과 희망을 경유하여 주관적 경력 성공에 미치는 영향을 조절 매개하는가?로 설정하였다.

2. 이론적 배경

2.1 프로티언 경력 태도와 주관적 경력 성공의 관계

최근 경력 연구는 객관적 성취(연봉, 직위) 중심의 전통적 성공 패러다임에서 벗어나, 개인이 인식하는 심리적 만족과 의미를 강조하는 주관적 경력성공으로 초점을 이동시키고 있다. 이러한 전환의 이론적 기반에는 프로티언 경력태도가 자리한다. 다수의 실증연구는 프로티언 경력태도가 주관적 경력성공에 직접적·간접적으로 긍정적 영향을 미친다는 점을 반복적으로 확인하였다[6~10]. 특히 자기관리행동, 고용가능성 인식, 직무크래프팅, 경력계획 등은 두 변수 간 관계를 매개하는 핵심 기제로 보고되고 있다[7, 11, 12].

프로티언 경력태도는 개인이 자신의 가치(value-driven)와 자율성(self-directedness)을 기반으로 경력을 설계·관리하는 태도를 의미한다[1, 13]. 이는 조직 중심 경력관과 달리, 개인의 내적 신념과 삶의 의미

를 경력 결정의 핵심 준거로 삼는다. 반면 주관적 경력성공은 개인이 지각하는 경력 만족, 성장감, 삶의 균형, 목적의식 등 심리적 평가를 포함하는 개념이다[6].

이론적으로, 프로티언 경력태도는 자기결정성이론과 경력자기관리 관점에 기반하여 설명된다. 자율성과 가치일치 경험은 심리적 충족을 증대시키며, 이는 경력만족과 직업적 의미감으로 연결된다. 실증적으로 Volmer와 Spurk는 프로티언 경력태도가 객관적 성공보다 주관적 경력성공과 더 강한 정적 관계를 보인다고 보고하였다[6]. Enache 등 또한 프로티언 경력태도가 심리적 경력성공을 유의하게 예측함을 확인하였다[8].

De Vos와 Soens는 자기경력관리 행동이 프로티언 경력태도와 경력성공 간 관계를 매개한다고 밝혔으며[7], 이는 자율적 경력태도가 실제 행동 전략을 통해 심리적 성취로 전환됨을 시사한다. 유사하게 Kundi와 Hollet-Haudebert는 연쇄적 매개모형을 통해 경력역량과 네트워킹이 두 변수 간 관계를 설명한다고 제시하였다[9]. Tee 등은 고용가능성 인식이 매개효과를 가지며[11], 이는 개인이 자신의 시장가치를 긍정적으로 인식할 때 경력만족이 강화됨을 보여준다.

최근 연구는 조절효과에도 주목하고 있다. Sultana 등은 정서지능이 프로티언 경력태도와 주관적 경력성공 간 관계를 강화하는 조절변수임을 확인하였다[10]. Lo Presti 등은 직무크래프팅이 시간차를 두고 주관적 경력성공을 매개한다고 보고하였다[12]. 국내 연구에서도 프로티언 경력태도가 대학생, 여성 근로자, 평생교육 종사자 등 다양한 집단에서 주관적 경력성공에 정적 영향을 미치는 것으로 나타났다[14], [15, 16].

종합하면, 프로티언 경력태도는 자율성과 가치일치를 기반으로 자기관리행동, 학습지향성, 고용가능성 인식 등을 활성화시키며, 이를 통해 경력만족, 성장감, 삶의 균형과 같은 주관적 경력성공을 증진시킨다. 따라서 두 변수의 관계는 단순한 직접효과를 넘어, 개인의 심리적 자원과 행동 전략, 조직적 지원과의 상호작용 속에서 구조적으로 설명될 필요가 있다. 이는 현대 노동시장에서 개인 주도적 경력관이 심리적 성공의 핵심 동인으로 기능하고 있음을 보여준다.

2.3 평생학습 지속성과 희망의 이중 매개역할

프로티언 경력 태도와 주관적 경력 성공 간의 관계를 설명함에 있어, 평생학습 지속성과 희망은 개인의 동기적·행동적 과정을 연결하는 이중 매개기제로 이해될 수 있다. 프로티언 경력 태도는 자율성과 가치지향성을 기반으로 개인이 자신의 경력을 주체적으로 설계하고 관리하려는 태도를 의미하며[1, 13], 외적 보상보다 심리적 만족과 자기실현을 중시하는 경력관을 반영한다. 이러한 태도는 단순한 인식 차원을 넘어 지속적 학습 참여와 자기개발 행동으로 구체화되며, 궁극적으로 주관적 경력 성공으로 이어지는 경로를 형성한다.

자기결정성이론(Self-Determination Theory)에 따르면, 자율성은 내재적 동기를 강화하고 행동의 지속성을 촉진하는 핵심 요인이다. 프로티언 경력 태도는 자율성 욕구를 충족시키는 경력 인식으로 작용하여, 성인 학습자가 학습을 외적 요구가 아닌 자기 성장의 수단으로 내면화하도록 만든다. 실제로 프로티언 경력 태도는 자기주도성과 학습목표지향성을 강화하며[6, 17], 이는 반복적·장기적 학습 참여를 특징으로 하는 평생학습 지속성으로 연결된다. Rowold와 Schilling[18], Waters 등의 연구 또한 프로티언 성향이 높은 개인일수록 지속적 학습과 자기개발에 적극적임을 보여주었다[19]. 따라서 평생학습 지속성은 프로티언 경력 태도가 행동 차원에서 구현되는 핵심 매개경로라 할 수 있다.

평생학습 지속성은 학습 의지, 실천 행동, 내적 동기의 통합적 구조를 의미하며[20], 이는 역량 확장과 자기효능감 증진을 통해 경력 통제감과 만족도를 높인다[21, 22]. 즉, 지속적 학습은 개인이 자신의 경력을 능동적으로 관리하고 성장시킨다는 인식을 강화함으로써 주관적 경력 성공으로 이어지는 행동적 경로를 제공한다.

한편, 희망은 이러한 행동적 경로에 심리적 에너지를 부여하는 인지·정서적 자원으로 기능한다. Snyder의 희망 이론에 따르면, 희망은 목표 달성을 위한 경로적 사고와 이를 실행하려는 주도적 사고로 구성된다[23]. 프로티언 경력 태도는 개인이 자율적으로 경력 목표를 설정하도록 하며, 이 과정에서 미래에 대한 긍정적 기대와 실행 의지를 강화한다. Lin과 Kim, Creed, Hood의 연구는 프로티언 경력 태도가 희망과 자기효능감을 증진시킴을 보여주었다[17, 24]. 희망은 다시 경력 만족과 몰입을 예측하는 심리자원으로 작용하며[25], 경력 통제감과 자기결정성을 강화하여 주관적 경력 성공을 촉진한다[24, 26].

더 나아가 평생학습 지속성과 희망은 상호 보완적 관계를 형성한다. 지속적 학습은 역량 확장과 자기이해를 통해 미래에 대한 긍정적 기대를 강화하고[27], 희망은 학습 경로를 탐색하고 실행하려는 동기를 유지하게 한다[23]. 따라서 평생학습 지속성은 행동적 실천의 차원에서, 희망은 인지·정서적 동기의 차원에서 프로티언 경력 태도와 주관적 경력 성공을 연결하는 연쇄적 이중 매개 구조를 형성한다.

종합하면, 프로티언 경력 태도는 자율성과 가치지향성을 토대로 평생학습 지속성을 촉진하고, 동시에 희망이라는 미래지향적 심리 자원을 활성화한다. 평생학습 지속성은 경력 성공으로 이어지는 행동적 경로를, 희망은 목표 설정과 실행을 강화하는 심리적 경로를 제공함으로써, 두 변인은 통합적으로 주관적 경력 성공을 설명하는 이중 매개기제로 작동한다.

2.4 직무 스트레스의 조절효과

직무 스트레스는 직무 요구가 개인의 능력·욕구·가치와 불균형을 이룰 때 발생하는 심리·정서적 긴장 상태로 정의되며[28], [29], 역할갈등, 과도한 업무량, 자율성 결여 등 구조적 요인에 의해 누적되는 만성적 반응을 포함한다[30]. 특히 교사 집단에서는 직무 스트레스가 정서적 소진과 통제감 상실로 이어질 수 있음이 보고되었다[31, 32].

프로티언 경력 태도는 자기주도성과 가치지향성을 기반으로 경력을 자율적으로 설계하려는 태도로[1, 13], 일반적으로 평생학습 지속성을 촉진하는 선행요인으로 작용한다. 그러나 이 관계는 직무 스트레스 수준에 따라 달라질 수 있다. 그 이론적 근거는 첫째, 자원보존이론(Conservation of Resources Theory)에 있다. 이 이론에 따르면 개인은 한정된 심리적·정서적 자원을 보존하려 하며, 높은 스트레스는 자원 고갈을 초래하여 자기조절과 학습 지속 행동을 약화시킨다. 따라서 직무 스트레스가 과도할 경우, 프로티언 경력 태도가 지닌 자기개발 의지와 자율성이 실제 학습 행동으로 전환되는 과정이 제한될 수 있다.

둘째, 개인-환경 적합성(person-environment fit) 관점은 직무 요구와 개인의 가치·능력 간 불일치가 스트레스를 유발하며, 이 불일치가 클수록 동기적 투입이 감소함을 설명한다. 프로티언 경력 태도를 지닌 개인이라 하더라도, 직무 환경이 지속적으로 자율성을 제약하거나 과도한 요구를 부과할 경우 학습 지속성은 약화될 가능성이 있다.

실증연구에서도 이러한 조절효과가 확인되었다. 직장인을 대상으로 한 연구에서는 프로티언 경력 태도가 평생학습 지속성에 긍정적 영향을 미치지만, 직무 스트레스가 매우 높을 경우 그 효과가 약화되었다[33]. 반면 스트레스 수준이 낮은 집단에서는 두 변수 간 정적 관계가 더욱 강하게 나타났다[34]. Herrmann 등 또한 스트레스 민감성이 낮은 개인일수록 자기주도적 경력 태도가 학습과 역량 개발로 효과적으로 연결된다고 보고하였다[35].

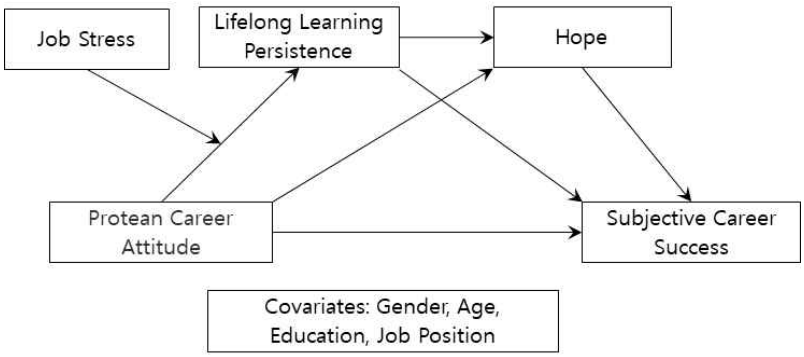
따라서 직무 스트레스는 프로티언 경력 태도와 평생학습 지속성 간 관계를 조건적으로 변화시키는 조절변수로 이해될 수 있다. 더 나아가, 스트레스 수준이 낮을 때는 프로티언 경력 태도가 평생학습 지속성과 희망을 활성화하여 주관적 경력 성공으로 이어지는 간접경로가 강화되지만, 스트레스가 과도할 경우 자원 고갈과 정서적 소진으로 인해 이러한 매개 경로가 약화될 가능성이 있다. 이는 직무 스트레스가 단순한 부정적 선행요인이 아니라, 경력 태도와 학습·심리 자원 간 관계를 조절하는 맥락적 변수임

을 시사한다.

3. 연구방법

3.1 연구모형

연구모형은 선행연구를 바탕으로 프로티언 경력 태도가 평생학습 지속성과 희망을 경유하여 주관적 경력 성공에 미치는 직무 스트레스가 조절 매개하는지를 확인하기 위해 Hayes가 제안한 SPSS PROCESS macro의 83번 모델을 적용하여 설정하였다[36]. 젠더, 연령, 학력, 직급은 통제변수로 사용하였다. 연구모형은 [그림 1]에 제시하였다.



[Figure 1] Research model

3.2 연구대상

조사대상은 제주도를 제외한 전국에 거주하는 성인학습자 중 직장인을 대상으로 하였다. 자료수집은 조사전문기관에 의뢰하여 설문조사를 통하여 이루어졌다. 분석에 활용된 전체 대상자 수는 총 300명이었으며, 조사대상들의 일반적 특성은 다음과 같다.

젠더는 남자와 여자가 각각 50.0%였으며, 연령은 30대, 40대, 50대 각각 33.3%였다. 학력은 전문대 및 대학 졸업 74.7%로 가장 많았고, 다음으로 고졸이하와 대학원 재학 이상이 유사한 분포를 보였다. 결혼상태는 기혼이 60.7%, 미혼 36.7%였으며, 직장에 다닌 경력은 10-19년이 40.3%, 10년 이하 27.0%였다. 직급은 고위관리직이 39.3%, 일반 사원 31.7%, 중간관리자 29.0% 순이었다. 거주지는 경기도가 30.7%로 가장 많았으며, 다음으로 서울특별시 29.0% 순이었으며, 제주도를 제외하고 전국에 분포하였다.

3.3 연구도구

3.3.1 프로티언 경력 태도

프로티언 경력 태도를 측정하기 위하여 Briscoe, Hall과 Demuth의 척도를 사용하였다[37]. 이 척도는 자기주도적 경력관리를 측정하는 8문항, 가치지향적 태도를 측정하는 6문항 등 총 14문항으로 구성되어 있다. 각 문항은 5점 Likert 척도로 측정하였고, 점수가 높을수록 프로티언 경력 태도 수준이 높음을 의미한다.

본 척도의 구조 타당도(structural validity)를 확인하기 위해 고유값(Eigenvalue) 1 이상 기준에 따라 요인을 추출하도록 설정하고 탐색적 요인분석을 실시하였다. 그 결과 KMO 값은 .914로 매우 적절한 수준이었으며, Bartlett 구형성 검정은 유의미하게 나타났다 (χ^2 =1638.372, df=91, p<.001). 각 문항의 공통성

도 .439 이상으로 양호한 수준이었으며, 요인은 원 척도와 같이 2개로 분류되었고, 전체 요인부하량은 .506에서 .771 사이로 양호하였다. 본 연구에서는 매크로 분석을 위해 두 요인의 평균값을 산출하여 단일 지표로 통합하여 사용하였다. 이 척도의 내적 일관성 신뢰도(Cronbach's α)는 .892로 기준을 양호하였다.

3.3.2 직무 스트레스

직무 스트레스를 측정하기 위하여 Parker와 Decotiis가 개발하고 안준수가 번안한 척도를 사용하였다[38,39]. 이 척도는 총 13문항으로, 측정은 5점 Likert 척도로 하였으며, 점수가 높을수록 직무 스트레스가 높음을 의미한다.

직무 스트레스 척도의 구조 타당도(structural validity)를 확인하기 위해 고유값(Eigenvalue) 1 이상 기준에 따라 요인을 추출하도록 설정하고 탐색적 요인분석을 실시하였다. 그 결과 KMO 값은 .946로 매우 적절한 수준이었으며, Bartlett 구형성 검정 또한 유의미하게 나타났다(χ^2=2145.441, df=78, p<.001). 각 문항의 공통성도 .509 이상으로 양호한 수준이었으며, 요인은 2개로 나타났고, 전체 요인부하량은 .607에서 .816 사이로 양호하였다. 본 연구에서는 매크로 분석을 위해 두 요인의 평균값을 산출하여 단일 지표로 통합하여 사용하였다. 본 척도의 내적 일관성 신뢰도(Cronbach's α)는 .929로 높은 수준을 보여, 본 척도의 신뢰성이 우수하였다.

3.3.3 평생학습 지속성

평생학습 지속성을 측정하기 위하여 김수연과 이경화가 개발한 평생학습 지속성 척도를 사용하였다[20]. 이 척도는 본래 자기관리전략, 학습지속의지, 성취만족을 측정하는 31문항으로 구성되어 있으나 본 연구에서는 학습지속의지를 측정하는 11문항만 사용하였다. 측정은 5점 Likert 척도로 하였으며, 점수가 높을수록 평생학습 지속성이 높음을 의미한다.

본 척도의 구조 타당도(structural validity)를 확인하기 위해 고유값(Eigenvalue) 1 이상 기준에 따라 요인을 추출하도록 설정하고 탐색적 요인분석을 실시하였다. 그러나 평생학습 지속성 5번과 6번 문항의 공통성이 .4보다 낮아 이 두 문항을 삭제하고 요인분석을 반복 실시하였다(Hair et al., 2019). 그 결과, KMO 값은 .897로 적절한 수준이었으며, Bartlett 구형성 검정 또한 유의미하게 나타났다 (χ^2=1347.985, df=36, p<.001). 각 문항의 공통성도 .439 이상으로 양호한 수준이었으며, 요인은 2개로 나타났고, 전체 요인부하량은 .561에서 .859 사이로 높았다. 본 연구에서는 매크로 분석을 위해 두 요인의 평균값을 산출하여 단일 지표로 통합하여 사용하였다. 이 척도의 내적 일관성 신뢰도(Cronbach's α)는 .888로 높은 수준을 보여, 본 척도의 신뢰성이 양호한 것으로 나타났다.

3.3.4 희망

희망을 측정하기 위해서 Snyder 등의 희망 척도를 최유희, 이희경, 이동귀(2008)가 번안하고 타당화한 한국판 희망 척도(K-DHS)를 사용하였다[40, 41]. 이 척도는 목표 설정 여부를 측정하는 주도적 사고(agency thinking) 4문항과 목표에 도달할 방법 유무를 측정하는 경로적 사고(pathways thinking) 4문항의 구성되며, 측정은 5점 Likert 척도이다. 점수가 높을수록 희망 수준이 높음을 의미한다.

희망 척도의 구조 타당도(structural validity)를 확인하기 위해 고유값(Eigenvalue) 1 이상 기준에 따라 요인을 추출하도록 설정하고 탐색적 요인분석을 실시하였다. 그 결과 KMO 값은 .917로 매우 적절한 수준이었으며, Bartlett 구형성 검정 또한 유의미하게 나타났다 (χ^2=1115.937, df=276, p<.001). 각 문항의 공통성도 .459 이상으로 양호한 수준이었으며, 요인은 원척도와는 달리 본 연구에서는 단일 요인으로 나타났고 전체 요인부하량은 .677에서 .811 사이로 양호하였다. 이 척도의 내적 일관성 신뢰도(Cronbach's α)는 .892로 높은 수준을 보여, 본 척도의 신뢰성이 우수하였다.

3.3.5 주관적 경력 성공

주관적 경력 성공을 측정하기 위하여 Shockley 등이 개발한 주관적 경력 성공 척도를 사용하였다[42]. 이 척도는 인정, 업무의 질, 의미 있는 일, 영향력, 진정성, 개인생활, 성장과 개발 및 경력만족을 측정하도록 설계되어 있으며, 총 24문항으로 구성되어 있다. 측정은 5점 Likert 척도를 사용하였으며, 점수가 높을수록 주관적 경력태도가 높음을 의미한다.

주관적 경력 성공의 구조 타당도를 검토하기 위해 고유값(Eigenvalue) 1 이상 기준에 따라 요인을 추출하도록 설정하고 탐색적 요인분석을 실시하였다. 그 결과 KMO 값은 .924로 매우 적절한 수준이었으며, Bartlett 구형성 검정 또한 유의미하게 나타났다(χ^2 =4580.804, df=276, p<.001). 각 문항의 공통성도 .448 이상으로 양호한 수준이었으며, 총 5개의 요인이 도출되었고, 요인부하량은 .427에서 .853 사이로 나타나 전반적으로 양호하였다. 본 연구에서는 매크로 분석을 위해 주관적 경력 성공을 구성하는 5개 요인의 평균값을 산출하여 단일 지표로 통합하여 사용하였다. 또한 해당 척도의 내적 일관성 신뢰도(Cronbach's α)는 .941로 높은 수준을 보여, 척도의 신뢰성이 우수한 것으로 나타났다.

3.3.6 일반적 특성 및 통제변수

일반적 특성을 조사하기 위하여 젠더, 연령, 학력, 결혼상태, 경력, 직급 및 거주지를 조사하였으며, 매개변수와 종속변수에 영향을 미치는 변인 중 젠더, 연령, 학력 및 직급은 분석 시 통제하였다.

3.4 자료 분석

자료 분석은 SPSS PC+ Win ver. 25.0과 SPSS PROCESS macro ver. 4.2를 활용하여 수행하였다. 먼저 조사대상의 일반적 특성을 파악하기 위하여 빈도분석을 실시하였다. 주요 변인인 프로티언 경력 태도, 평생학습 지속성, 희망, 주관적 경력 성공의 신뢰도를 검증하기 위해 내적 일관성 계수인 Cronbach's α 값을 산출하였다. 또한 측정도구의 구성타당도를 확인하기 위하여 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 실시하였다. 변인 간 기초적 관계를 파악하기 위하여 프로티언 경력 태도, 젠더, 평생학습 지속성, 희망, 주관적 경력 성공 간 Pearson의 이변량 상관분석을 수행하였다. 마지막으로, 프로티언 경력 태도가 평생학습 지속성과 희망을 매개로 하여 주관적 경력 성공에 미치는 영향에서 젠더의 조절된 매개효과를 검증하기 위하여 Hayes(2017)가 제안한 PROCESS macro의 Model 83을 적용하였다. 간접효과의 통계적 유의성 검증을 위해 5,000회 부트스트래핑(bootstrapping)을 실시하였으며, 95% 신뢰구간에 0이 포함되지 않을 경우 유의한 것으로 판단하였다.

4. 연구결과

4.1 주요 변인 간 상관분석

두 변인의 상관관계를 파악하기 위하여 Pearson의 이변량 상관분석을 실시하였으며, 분석 결과는 <표 1>에 제시하였다.

프로티언 경력 태도는 평생학습 지속성(r=.502, p<.01), 희망(r=.607, p<.01), 주관적 경력 성공(r=.617, p<.01)과는 유의미한 정적인 상관관계를 보였다. 평생학습 지속성은 희망(r=.483, p<.01)과 주관적 경력 성공(r=.493, p<.01)과는 정적인 유의미한 상관관계를 보였고, 희망도 주관적 경력 성공(r=.724, p<.01)과 정적인 유의미한 상관관계를 보였다. 반면 직무 스트레스는 다른 변인과 유의미한 상관관계를 보이지 않았다. 상관관계 분석 결과 독립변인 간 상관관계가 r=.607이하이어서 독립변인 간 다중공선성 문제는 없었다.

기술통계분석 결과 평생학습 지속성이 M=3.8278로 가장 높았고, 프로티언 경력 태도, 희망 및 주관적

경력 성공은 중간값보다 높았다. 그러나 직무 스트레스는 중간값보다 다소 낮았다(M=2.6069).

<Table 1> Correlations Among the Main Variables

구분	1	2	3	4	5
1. Protean Career Attitude	1				
2. Job Stress	-.053	1			
3. Lifelong Learning Persistence	.502**	.102	1		
4. Hope	.607**	.051	.483**	1	
5. Subjective Career Success	.617**	-.063	.493**	.724**	1
M	3.5226	2.6069	3.8278	3.3263	3.3281
SD	.49609	.74823	.55768	.59696	.55794

** $p<.01$

4.2 직무 스트레스의 조절된 매개효과

프로티언 경력 태도, 평생학습 지속성, 희망 및 주관적 경력 성공의 관계에서 직무 스트레스의 조절된 매개효과를 검증하기 위해서 SPSS PROCESS macro 83번 모델을 활용하여 분석하였다. 조절된 매개효과 검증을 위해 부트스트랩 방법을 적용하였으며, 이때 신뢰수준은 95%, 샘플 수는 5,000개로 설정하였다. 분석 시 젠더, 연령, 학력 및 직급은 통제하였다. 분석 결과는 [그림 2], [그림 3], <표 2>, <표 3>에 제시하였다.

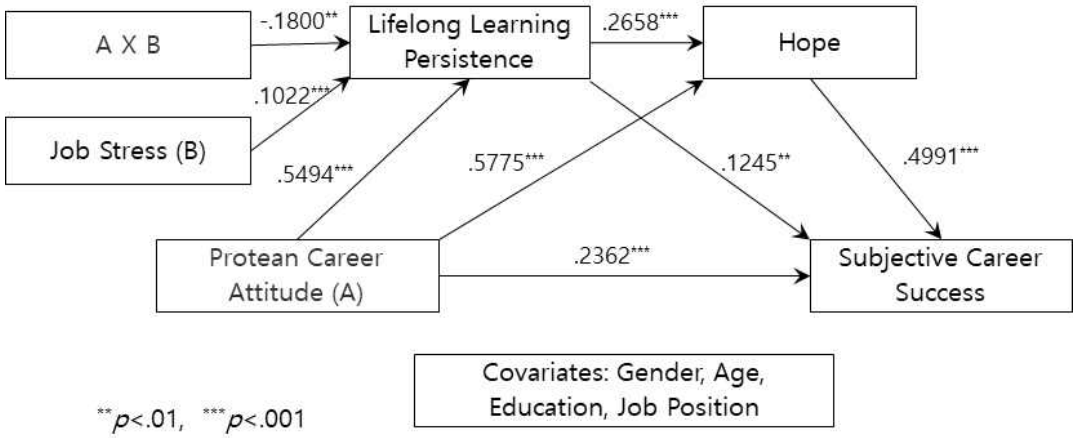
조절된 매개모형에서 프로티언 경력 태도는 평생학습 지속성(B=.5494, p<.001)에 유의미한 영향을 미치고, 평생학습 지속성은 희망(B=.2658, p<.001)에 유의미한 영향을 미쳤으며, 희망은 주관적 경력 성공(B=.4991, p<.001)에 유의미한 영향을 미쳐 평생학습 지속성과 희망이 프로티언 경력 태도와 주관적 경력 성공의 관계에서 이중 매개함을 확인하였다.

프로티언 경력 태도와 직무 스트레스의 상호작용 항이 유의미하여(B=-.1800, p<.01) 직무 스트레스는 프로티언 경력 태도와 평생학습 지속성의 관계를 조절하였다.

조절효과가 유의미하여 직무 스트레스에 따른 조건부 효과를 분석하였다. 직무 스트레스가 M-SD일 때, M일 때, M+SD일 때 조건부 효과가 모두 유의미하였으며, 조건부 효과 값은 B=.6841에서 B=.4147로 감소하였다. 따라서 직무 스트레스가 증가하면 프로티언 경력 태도가 평생학습 지속성에 미치는 영향이 감소하여 완충역할을 하였다.

조절변수인 직무 스트레스의 3가지 조건(M±SD, M)에 따른 조건부 효과가 구체적으로 어느 영역에서 유의미한지 확인하기 위해서 조명등 분석인 Johnson-Neyman 방법을 적용하여 분석하였다. 직무 스트레스 값이 B=1.5944보다 낮은 영역에서는 조건부 효과가 유의미하였고, 조사대상의 98.3%가 이 영역에 있었다. 그러나 직무 스트레스 값이 B=1.5944보다 높은 영역에서는 직무 스트레스의 조건부 효과가 유의미하지 않았고, 조사대상의 1.7%가 이 영역에 있었다. 즉, 직무 스트레스가 B=1.5944보다 낮은 영역에서 조건부 효과가 유의미하였고, 직무 스트레스가 증가함에 따라 프로티언 경력 태도가 평생학습 지속성에 미치는 조건부 효과가 감소하였다.

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.1



[Figure 2] Statistical Model of the Moderated Mediation Effect of Job Stress

<Table 2> Analysis of the moderating effect of Job Stress

Classification		Mediating variable model1 (DV: Lifelong Learning Persistence)			Mediating variable model2 (DV: Hope)			Dependent variable model (DV: Subjective Career Success)		
		Coeffect	SE	t value	Coeffect	SE	t value	Coeffect	SE	t value
Constant		3.6404	.22	16.5454***	2.6933	.2922	9.2158***	.6395	.2586	2.4736*
IV	Protean Career Attitude	.5494	.0572	9.6052***	.5775	.0624	9.2603***	.2362	.0552	4.2765***
M1	Lifelong Learning Persistence				.2658	.0551	4.8235***	.1245	.0446	2.7916**
M2	Hope							.4991	.0455	10.9677***
Moderator	Job Stress	.1022	.0373	2.7426**						
Interaction	Protean Career Attitude x Job Stress	-.1800	.068	-2.6459**						
Higher order test	R^2 change	.0168								
	F	7.0010***								
Covariates	Gender	.0807	.0558	1.4475	-.1224	.0538	-2.2742*	.0296	.0423	.7009
	Age	.0021	.0035	.6019	-.0068	.0033	-2.0484*	.0077	.0026	2.9922**
	Education	.0481	.0569	.8449	.034	.0544	.6238	.0233	.0424	.5502
	Position	-.0604	.0349	-1.7318	.0157	.0335	.4685	.0562	.0261	2.1558**
Model Summary	R^2	.30000			.4321			.6068		
	F	17.8754***			37.1522***			64.3847***		

Conditional effects of the focal predictor at values of the moderator

Job Stress	Effect(B)	se	t value	LLCI	ULCI
-.7482(M-SD)	.6841	.0676	10.1137***	.5510	.8172
.0000(M)	.5494	.0572	9.6052***	.4368	.6620
.7482(M+SD)	.4147	.0846	4.9047***	.2483	.5811

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

Value	% below	% above

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.1

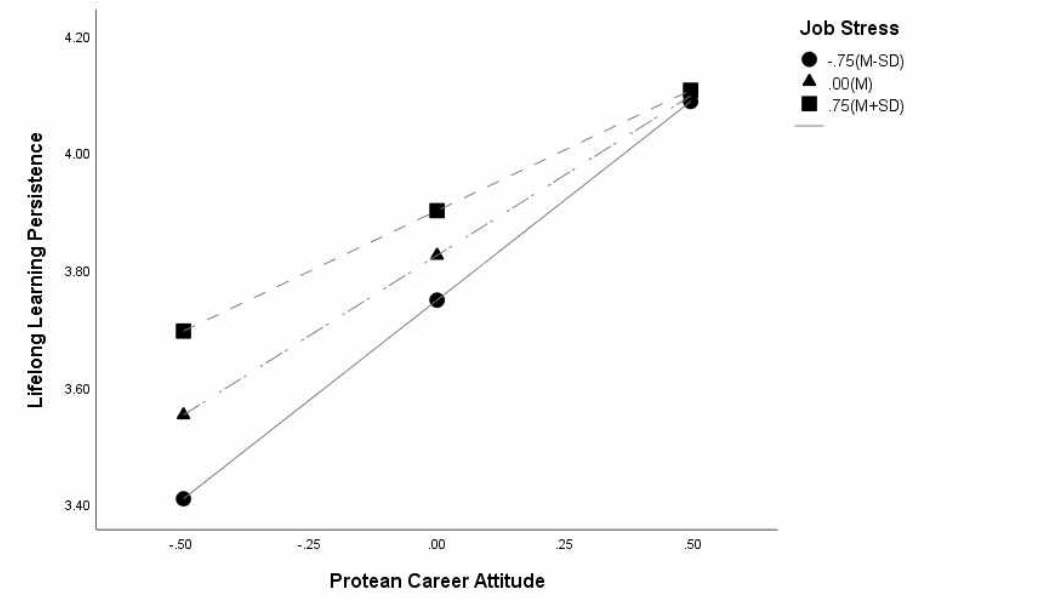
1.5944		98.3333		1.6667	
Conditional effect of focal predictor at values of the moderator:					
Job Stress	Effect(B)	se	t value	LLCI*	ULCI**
-1.6069	.8386	.1116	7.5141***	.6190	1.0583
			:		
1.5085	.2779	.128	2.1701*	.0259	.5299
1.5944	**.2624**	**.1333**	**1.9681**	**.0000**	**.5248**
1.6815	.2467	.1387	1.7783	-.0263	.5198
1.8546	.2156	.1496	1.441	-.0788	.5100

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

*LLCI=Bootstrap lower bound within 95% confidence interval

**ULCI=Bootstrap upper bound within 95% confidence interval

직무 스트레스의 3가지 조건(M, M±SD)에서 프로티언 경력 태도의 조건부 효과를 그래프로 시각화한 결과는 [그림 3]과 같다. 직무 스트레스의 3가지 조건 모두 프로티언 경력 태도가 증가할 때 평생학습 지속성도 증가하였는데, 직무 스트레스가 M-SD(-.75)일 때 M+SD(.75)일 때보다 더 가파르게 증가하였다. 즉, 프로티언 경력 태도가 증가하면 평생학습 지속성도 증가하는데 직무 스트레스가 낮은 집단의 평생학습 지속성이 더 가파르게 증가하였다.



[Figure 3] Moderating Effect of Job Stress

조절된 매개효과를 검증하기 위하여 직무 스트레스의 조건부 및 비조건부 간접효과를 분석하였다.

프로티언 경력 태도가 주관적 경력 성공에 미치는 직접효과는 B=.2362로 유의미하였다(p<.001).

프로티언 경력 태도 → 평생학습 지속성 → 주관적 경력 성공의 경로에 대한 조건부 간접효과 분석 결과 직무 스트레스의 3가지 조건에서 조건부 간접효과가 모두 유의미하였고, 직무 스트레스가 증가할수록 조건부 간접효과 값이 감소하여 직무 스트레스가 완충역할을 하였다.

또한 프로티언 경력 태도 → 희망 → 주관적 경력 성공의 경로에 대한 비조건부 간접효과 분석결과도 유의미하여(B=.2882, .2112 ~ .3732) 직무 스트레스가 조절 매개하였다.

끝으로 프로티언 경력 태도 → 평생학습 지속성 → 희망 → 주관적 경력 성공의 경로에 대한 직무 스

트레스의 조건부 간접효과 분석 결과 직무 스트레스의 3가지 조건에서 유의미하여 직무 스트레스가 조절 매개하였다. 따라서 프로티언 경력 태도가 평생학습 지속성과 희망을 경유하여 주관적 경력 성공에 미치는 정적인 영향을 직무 스트레스가 감소시키는 역할을 하였다.

<Table 3> Analysis of direct effect and conditional indirect effect

Direct effect				
Protean Career Attitude → Subjective Career Success				
Effect	se	t value	LLCI*	ULCI**
.2362	.0552	4.2765***	.1275	.3449
Conditional indirect effects of X on Y				
Protean Career Attitude → Lifelong Learning Persistence → Subjective Career Success				
Job Stress	Effect	BootSE	BootLLCI	BootULCI
-.7482(M-SD)	.0852	.0319	.0229	.1477
.0000(M)	.0684	.0248	.0188	.1172
.7482(M+SD)	.0516	.0206	.014	.0954
Index of moderated mediation				
Job Stress	Index	BootSE	BootLLCI	BootULCI
	-.0224	.0138	-.0518	.0016
unconditional indirect effects				
Protean Career Attitude → Hope → Subjective Career Success				
Effect	se	LLCI	ULCI	
.2882	.0413	.2112	.3732	
Conditional indirect effects				
Protean Career Attitude → Lifelong Learning Persistence → Hope → Subjective Career Success				
Job Stress	Effect	BootSE	BootLLCI	BootULCI
-.7482(M-SD)	.0907	.0262	.0431	.1441
.0000(M)	.0729	.0206	.0357	.1156
.7482(M+SD)	.0550	.0187	.024	.0973
Index of moderated mediation				
Job Stress	Index	BootSE	BootLLCI	BootULCI
	-.0239	.013	-.0499	.0019

***p<.01
*LLCI=Bootstrap lower bound within 95% confidence interval
**ULCI=Bootstrap upper bound within 95% confidence interval

5. 논의 및 결론

연구의 결과를 중심으로 논의하면 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서 직장인을 대상으로 프로티언 경력 태도, 평생학습 지속성, 희망, 주관적 경력 성공 간의 상관관계를 분석한 결과, 모든 변인 간에 유의한 정적 상관관계가 확인되었다. 이는 긍정적 경력 태도와 심리적 자원, 그리고 주관적 성공 인식이 상호 강화적 관계에 있음을 의미한다. 유사하게, 정희정과 탁진국은 고학력 경력단절여성을 대상으로 한 연구에서 희망, 진로적응성, 주관적 경력 성공 간에 유의한 정적 상관관계를 보고하였으며[43], 긍정심리 자원이 경력개발 과정에서 상호 보완적으로 작용함

을 제시하였다.

반면, 본 연구에서 직무 스트레스는 프로티언 경력 태도, 희망, 평생학습 지속성, 주관적 경력 성공과 유의한 상관을 보이지 않았다. 이는 역할스트레스가 재택근무 만족도에는 영향을 미치지만, 경력 성공이나 긍정적 경력 태도와는 통계적으로 유의하지 않았다는 김민재의 연구 결과와 맥을 같이한다[44].

따라서 희망, 프로티언 경력 태도, 평생학습 지속성, 주관적 경력 성공은 통합적으로 증진될 수 있는 긍정적 경력 자원군으로 이해될 수 있으며, 이를 연계한 조직 차원의 인재개발 프로그램이 효과적일 것으로 판단된다. 반면 직무 스트레스는 긍정 경력 변인과 직접적 상관을 보이지 않는 만큼, 별도의 조직 환경 개선이나 심리적 지원 체계를 통해 관리할 필요가 있다.

둘째, 본 연구에서는 프로티언 경력 태도가 평생학습 지속성과 희망을 매개로 주관적 경력 성공에 미치는 간접효과가 유의하게 나타났으며, 이 경로는 직무 스트레스 수준에 따라 달라지는 조절된 매개효과를 보였다. 즉, 자기주도성과 가치지향성이 높은 개인이라 하더라도 직무 스트레스가 높을 경우, 경력 태도가 학습 지속성과 희망으로 연결되는 과정이 약화되며, 결과적으로 주관적 경력 성공에 대한 간접효과도 감소하는 것으로 확인되었다. 이는 경력 태도의 긍정적 효과가 개인의 심리·환경적 조건에 따라 차별적으로 나타날 수 있음을 시사한다.

이러한 결과는 조직 내 코칭리더십이 고용가능성에 미치는 영향에서 프로티언 경력 태도가 매개변수로 작용하고, 리더에 대한 신뢰가 해당 경로를 조절하는 조절된 매개효과를 보였다고 보고한 방인식과 신제구의 연구와 맥락을 같이한다[45]. 따라서 경력 주도성과 학습 지속성, 희망 간의 긍정적 연결은 항상 자동적으로 실현되는 것이 아니라, 스트레스와 조직환경과 같은 맥락적 요인에 의해 강화되거나 약화될 수 있으므로, 실천적 개입에서도 이러한 조건을 고려한 설계가 필요하다.

연구의 제한점은 첫째, 본 연구는 제주도를 제외한 전국 성인학습자 300명을 대상으로 비확률표집을 통해 자료를 수집하였기 때문에 모집단을 대표하는 데 한계가 있다. 특히 연령, 직종, 조직규모 등의 특성이 균형 있게 반영되지 않았을 가능성이 존재한다. 둘째, 단일 시점의 횡단적 설계를 적용하여 변수 간 관계를 분석하였으므로, 프로티언 경력 태도, 평생학습 지속성, 희망, 직무 스트레스, 주관적 경력 성공 간의 매개 및 조절 효과에 대해 엄밀한 인과추론에는 제한이 있다. 셋째, 모든 변인이 자기보고식 설문으로 측정되어 사회적 바람직성 편향 및 공통방법 편향의 가능성이 있으며, 이로 인해 변수 간 관계가 과대추정되었을 가능성을 배제할 수 없다. 넷째, 본 연구는 긍정적 경력 요인과 직무 스트레스 중심으로 모형을 구성하였으며, 조직문화, 리더십, 사회적 지지 등 맥락적 요인을 충분히 통제하지 못한 한계가 있다.

후속연구를 위한 제언은 첫째, 변수 간 인과관계를 보다 명확히 검증하기 위해 종단연구나 구조방정식모형(SEM)을 활용한 연구 설계가 필요하다. 둘째, 개인의 학습 경험과 스트레스 대처 과정 등 심층적 심리기제를 탐색하기 위해 질적 연구 또는 혼합연구설계를 도입할 필요가 있다. 셋째, 향후 연구에서는 리더십, 조직문화, 직무자율성 등 조직 차원의 요인을 포함한 다층적 분석을 통해 개인-조직 상호작용을 정교하게 설명할 필요가 있다. 넷째, 직무 스트레스의 조절효과와 학습 지속성의 매개효과가 생애주기나 직무 특성에 따라 달라질 수 있으므로, 직급별·산업별 비교연구를 통해 맞춤형 HRD 전략 수립을 위한 실증적 근거를 확장할 필요가 있다.

References

[1] Hall, D. T. (2004). The protean career: A quarter-century journey. Journal of Vocational Behavior, 65(1), 1-13. https://doi.org/10.1016/j.jvb.2003.10.006

[2] Kim, J., & Lee, S. (2015). Lifelong learning and career development among adult learners. Korean

Journal of Adult Education, 25(3), 45-67.

[3] Snyder, C. R. (2002). Hope theory: Rainbows in the mind. Psychological Inquiry, 13(4), 249-275. https://doi.org/10.1207/S15327965PLI1304_01

[4] Youssef, C. M., & Luthans, F. (2007). Positive organizational behavior in the workplace: The impact of hope, optimism, and resilience. Journal of Management, 33(5), 774-800. https://doi.org/10.1177/0149206307305562

[5] Karasek, R. A. (1979). Job demands, job decision latitude, and mental strain: Implications for job redesign. Administrative Science Quarterly, 24(2), 285-308. https://doi.org/10.2307/2392498

[6] Volmer, J., & Spurk, D. (2011). Protean and boundaryless career attitudes: Relationships with subjective and objective career success. Journal for Labour Market Research, 43(3), 207-218. https://doi.org/10.1007/s12651-010-0037-3

[7] De Vos, A., & Soens, N. (2008). Protean attitude and career success: The mediating role of self-management. Journal of Vocational Behavior, 73(3), 449-456. https://doi.org/10.1016/j.jvb.2008.08.007

[8] Enache, M., Sallan, J. M., & Simo, P. (2011). Examining the impact of protean and boundaryless career attitudes upon subjective career success. Journal of Management & Organization, 17(4), 459-473. https://doi.org/10.5172/jmo.2011.17.4.459

[9] Kundi, Y. M., & Hollet-Haudebert, S. (2021). Linking protean and boundaryless career attitudes to subjective career success: The mediating role of job crafting. Journal of Career Development, 48(3), 256-273. https://doi.org/10.1177/0894845320988901

[10] Sultana, R., Imran, M., & Perveen, M. (2024). The nexus between protean career attitude and career success: Does emotional intelligence matter? Current Psychology. Advance online publication. https://doi.org/10.1007/s12144-024-05678-2

[11] Tee, P. K., Cham, T. H., & Low, M. P. (2022). The role of perceived employability in the relationship between protean career attitude and career success. Journal of Career Development. Advance online publication. https://doi.org/10.1177/08948453221120290

[12] Lo Presti, A., Van der Heijden, B., & Briscoe, J. P. (2023). Crafting your own success: The mediating role of job crafting in the relationship between protean career attitude and career success. Career Development International, 28(2), 145-163. https://doi.org/10.1108/CDI-03-2022-0078

[13] Briscoe, J. P., & Hall, D. T. (2006). The interplay of boundaryless and protean careers: Combinations and implications. Journal of Vocational Behavior, 69(1), 4-18. https://doi.org/10.1016/j.jvb.2005.09.002

[14] Cho, H. L., & Park, Y. (2017). Career maturity, protean career attitude and subjective career success of college students. Journal of the Korea Contents Association, 17(10), 512-523. https://doi.org/10.5392/JKCA.2017.17.10.512

[15] Yu, S. R., Bae, E. K., & Lee, M. Y. (2018). The mediating effects of self-leadership on relationship between protean career attitude and subjective career success. Journal of Vocational Education Research, 37(3), 1-19.

[16] An, Y. N., & Eun, K. (2023). The mediating effect of career planning on the relationship between protean career attitude and subjective career success of employed women. Korean Journal of Adult & Continuing Education Studies, 14(2), 57-82.

[17] Lin, Y. C. (2015). Are you a protean talent? The influence of protean career attitude on career success. Journal of Career Development, 42(5), 380–393. https://doi.org/10.1177/0894845315569123

[18] Rowold, J., & Schilling, J. (2006). Career-related continuous learning: The role of career attitudes. International Journal of Human Resource Management, 17(8), 1465–1484. https://doi.org/10.1080/09585190600804543

[19] Waters, L., Briscoe, J. P., Hall, D. T., & Wang, L. (2014). Protean career attitudes during unemployment and reemployment success. Journal of Vocational Behavior, 84(3), 308–317. https://doi.org/10.1016/j.jvb.2014.03.003

[20] Kim, S. Y., & Lee, K. H. (2020). Development of a lifelong learning persistence scale for adult learners. Journal of Lifelong Education, 26(2), 123–147.

[21] Çürükvelioğlu Köksal, D., & Özgülük Üçok, Z. (2024). Lifelong learning and subjective career outcomes among adult learners. Studies in Continuing Education. Advance online publication. https://doi.org/10.1080/0158037X.2024.2312345

[22] Myers, D., Reid, A., & Bloomfield, D. (2024). Lifelong learning persistence and career development outcomes in vocational education. Studies in Continuing Education, 46(1), 45–68. https://doi.org/10.1080/0158037X.2023.2298765

[23] Snyder, C. R. (1994). The psychology of hope: You can get there from here. Free Press.

[24] Kim, S. Y., Creed, P. A., & Hood, M. (2024). Protean career attitudes, hope and employability among young adults. Journal of Career Development, 51(1), 78–95. https://doi.org/10.1177/08948453231204567

[25] Luthans, F., Avolio, B. J., Avey, J. B., & Norman, S. M. (2007). Positive psychological capital: Measurement and relationship with performance and satisfaction. Personnel Psychology, 60(3), 541–572. https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.2007.00083.x

[26] 정다은, & 송미선. (2019). 대학생의 진로장벽, 진로결정자기효능감, 희망이 진로준비행동에 미치는 영향. 청소년학연구, 26(3), 1-27.

[27] Oliver, A., Tomás, J. M., & Montoro-Rodriguez, J. (2017). The role of lifelong learning in older adults' life satisfaction and sense of hope. Educational Gerontology, 43(8), 391–403. https://doi.org/10.1080/03601277.2017.1293465

[28] Lerman, Y., Melamed, S., Shirom, A., Shapira, I., & Berliner, S. (1997). The association between job stress and blood pressure: A 3-year longitudinal study. Journal of Occupational Health Psychology, 2(3), 239–247.

[29] Schuler, R. S. (1980). Definition and conceptualization of stress in organizations. Organizational Behavior and Human Performance, 25(2), 184–215. https://doi.org/10.1016/0030-5073(80)90063-X

[30] Chang, S. J., Koh, S. B., Kang, D., Kim, S. A., Kang, M. G., Lee, C. G., ... & Son, M. A. (2005). Developing an occupational stress scale for Korean employees. Korean Journal of Occupational and Environmental Medicine, 17(4), 297–317.

[31] Kyriacou, C. (1987). Teacher stress and burnout: An international review. Educational Research, 29(2), 146–152. https://doi.org/10.1080/0013188870290207

[32] Moracco, J. C., & McFadden, H. (1980). The counselor's role in reducing teacher stress. The Personnel and Guidance Journal, 58(8), 549–552. https://doi.org/10.1002/j.2164-4918.1980.tb00451.x

[33] Kim, B. M., & Lee, H. J. (2022). The moderating effect of job stress on the relationship between protean career attitude and lifelong learning persistence. Journal of Lifelong Learning Society,

18(3), 25-48.

[34] 송재호, & 윤가영. (2020). 프로티언 경력태도와 학습 지속성의 관계에서 직무 스트레스의 조절효과. HRD연구, 22(4), 1-24.

[35] Herrmann, A., Hirschi, A., & Baruch, Y. (2015). The protean career orientation as predictor of career outcomes: The role of career self-management. Journal of Vocational Behavior, 88, 205-216. https://doi.org/10.1016/j.jvb.2015.03.008

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

[37] 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

[38] Parker, D. F., & DeCotiis, T. A. (1983). Organizational determinants of job stress. Organizational behavior and human performance, 32(2), 160-177. https://doi.org/10.1016/0030-5073(83)90145-9

[39] 안준수. (1998). 직무스트레스 척도의 개발. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 11(1), 25-44.

[40] Snyder, C. R., Harris, C., Anderson, J. R., Holleran, S. A., & Irving, L. M., et al. (1991). The will and the ways : Development and validation of an individual-differences measures of hope. Journal of Personality and Social Psychology, 60, 570-585.

[41] 최유희, 이희경, & 이동귀. (2008). Snyder 의 희망척도 한국 번역판의 타당화 연구. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 22(2), 1-16.

[42] Shockley, K. M., Ureksoy, H., Rodopman, O. B., Poteat, L. F., & Dullaghan, T. R. (2016). Development of a new scale to measure subjective career success: A mixed-methods study. Journal of Organizational Behavior, 37(1), 128-153.

[43] 정희정, & 탁진국. (2018). 고학력 경력단절여성을 위한 커리어 그룹코칭 프로그램의 효과 검증: 희망, 진로적응성, 주관적 경력 성공을 중심으로. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 31(1), 1-28.

[44] 김민재. (2022). 역할스트레스가 재택근무 만족도와 경력 관련 태도에 미치는 영향.

[45] 방인식, & 신제구. (2022). 코칭리더십이 고용가능성에 미치는 영향: 프로티언 경력태도의 매개효과와 리더 신뢰의 조절된 매개효과. 대한경영학회지, 35(6), 729-754.

새론상담심리교육연구
The Journal of Saeron Counseling, Psychology and Education
Vol. 5, No. 1, pp. 16-29 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.16

고령장애인의 장애수용이 자아존중감에 미치는 영향: 가족관계만족도, 가족건강성, 일상생활제한의 다중매개효과

김진원[1], 김성환[2], 이창식[3]

[1]강사, 평생교육융합학부, 충청대학교, gulsem.fish@gmail.com
[2]부교수, 유아교육과, 국립경국대학교, ksh@gknu.ac.kr
[3]교수, 사회복지학과, 한서대학교, lee1246@hanmail.net

The Effect of Disability Acceptance on Self-Esteem among Older Adults with Disabilities: The Multiple Mediating Effects of Family Relationship Satisfaction, Family Strengths, and Activity Limitation

Jinwon Kim[1], Seonghwan Kim[2], Chang Seek Lee[3]

[1]Lecturer, Division of Lifelong Education Convergence, Chungcheong University, gulsem.fish@gmail.com
[2]Associate Professor, Dept. of Early Childhood Education, Gyeongkuk National University, ksh@gknu.ac.kr
[3]Professor, Dept. of Social Welfare, Hanseo University, lee1246@hanmail.net

초 록: 본 연구는 고령장애인의 장애수용이 자아존중감에 미치는 영향과 가족관계만족도, 가족건강성, 일상생활제한의 다중매개효과를 검증하였다. 한국장애인개발원의 장애인삶 패널조사 5차(2022년) 자료 중 60세 이상 고령장애인 2,065명을 대상으로 SPSS 21.0과 PROCESS Macro Model 81을 활용하여 분석하였다. 연구결과, 첫째, 장애수용은 자아존중감에 유의한 정적 영향을 미쳤으며, 총효과(β=.490)와 직접효과(β=.398) 모두 통계적으로 유의하였다. 둘째, 가족관계만족도(β=.012), 가족건강성(β=.010), 일상생활제한(β=.053)의 단순매개효과가 모두 유의하였으며, 일상생활제한의 매개효과가 가장 크게 나타났다. 셋째, 장애수용이 가족관계만족도와 가족건강성을 순차적으로 매개하여 자아존중감에 이르는 이중매개효과와 가족관계만족도와 일상생활제한을 순차적으로 매개하는 이중매개효과가 모두 유의하였다. 이러한 결과를 바탕으로 고령장애인의 자아존중감 향상을 위해 장애수용 촉진 프로그램, 가족 단위 개입, 일상생활 수행능력 유지를 위한 재활 서비스 강화 등의 정책적·실천적 함의를 제시하였다.

핵심어: 고령장애인, 장애수용, 자아존중감, 가족관계만족도, 가족건강성, 일상생활제한

Abstract: This study examined the effect of disability acceptance on self-esteem among older adults with disabilities and verified the multiple mediating effects of family relationship satisfaction, family strengths, and activity limitation. Using the 5th wave (2022) data from the Panel Survey of Employment for the Disabled conducted by the Korea Disabled People's Development Institute, 2,065 older adults with disabilities aged 60 and above were analyzed using SPSS 21.0 and PROCESS Macro Model 81. The results indicated that, first, disability acceptance had a significant positive effect on self-esteem, with both the total effect (β=.490) and direct effect (β=.398) being statistically significant. Second, the simple mediating effects of family relationship satisfaction (β=.012), family strengths (β=.010), and activity limitation (β=.053) were all significant, with activity limitation showing the largest mediating effect. Third, the sequential dual mediating effects were significant, both through the pathway of disability acceptance → family relationship satisfaction → family strengths → self-esteem, and through disability acceptance → family relationship satisfaction → activity limitation → self-esteem. Based on these findings, policy and practical implications were suggested, including disability acceptance promotion programs, family-level interventions, and strengthening rehabilitation services to maintain daily living abilities for enhancing self-esteem among older adults with disabilities.

Keywords: Older Adults with Disabilities, Disability Acceptance, Self-Esteem, Family Relationship Satisfaction, Family Strengths, Activity Limitation

Received 10 February 2026, Revised 22 February 2026
Accepted 3 March 2026
Corresponding Author: Chang Seek Lee
(Hanseo University)
Email: lee1246@hanmail.net
e-ISSN: 2951-259X

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

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.16

1. 서론

우리나라는 고령화 진행 속도가 세계에서 가장 빠르게 진행되고 있으며, 현재 초고령사회로 진입하고 있다. 그러나, 인구 고령화에 대한 학문적・정책적 논의는 활발히 이루어지는 것과 달리, 장애인 고령화 문제는 상대적으로 소외되어 왔다. 우리나라 등록장애인 중 65세 이상 고령장애인은 약 146만명으로 전체 등록 장애인 약 264만명 중 55.3%에 달한다. 특히, 최근 10년 사이 2015년 42.3%, 2020년 49.9%, 2024년 55.3%로 지속적으로 증가하고 있다[1].

장애인의 노화는 비장애인에 비해 약15~20년 일찍 시작되는 것으로 보고되고 있다[2]. 구체적으로, 신체적 측면에서는 근골격계 퇴화, 만성 통증의 심화, 이차 건강 합병증의 조기 발현이 나타나며, 건강 측면에서는 심혈관 질환, 당뇨 등 만성질환의 유병률이 동일 연령대 비장애인보다 유의하게 높다[2]. 심리적 측면에서는 장기간의 장애 경험으로 인한 학습된 무력감, 사회적 고립에 따른 우울감 증가, 자아존중감 저하가 비장애 노인보다 심각한 수준으로 보고되고 있다[3]. 이처럼 고령장애인은 신체적・건강적・심리적 노화가 복합적으로 작용하는 ‘노화’, ‘장애’라는 이중 취약성을 동시에 지니고 있는 집단이며, 특히, 고령장애인의 신체적・심리적 적응 문제는 심각하다. 2023년 장애인 실태조사 결과, 고령장애인의14.2%는 자살 생각 경험을 가지고 있으며, 19.0%는 일상생활 지장을 받을 정도의 우울감을 경험했고, 55.3%는 본인의 건강상태를 ‘나쁘다’고 인식하였다[1]. 이는 고령장애인의 신체・심리적 안녕과 자아존중감에 대한 개입이 시급함을 보여준다.

정책적 측면에서 현재 우리나라 복지 시스템은 노인복지와 장애인복지가 구분되어 있어, 고령장애인은 두 영역 사이의 ‘복지 사각지대’에 놓이게 된다. 만 65세가 되면 노인장기요양서비스로 전환되며 서비스 시간이 4시간 이하로 급감하는 ‘복지 절벽’ 현상이 발생되고, 노인 대상 서비스 기관인 노인복지관・경로당은 장애특성이 반영되지 않은 편의시설 및 프로그램으로 인해 고령장애인이 방문하기 어렵다[4]. 또한, 제6차 장애인정책종합계획에 고령화 문제가 제기되었지만, 구체적인 정책은 제시되지 않은 상태이다.

학문적 측면에서 장애인의 조기노화에 대한 일부 논문은 있으나 심층적 추적 연구자료는 없다는 지적[5]과 국내 고령장애인 연구 동향분석에도 전체 장애인 중 차지하는 비중이 미미함을 지적하고 있다[6]. 특히, 고령장애인의 심리적 안녕에 미치는 요인들의 경로를 분석한 연구는 찾아보기 어렵다.

또한, 장애수용은 고령장애인의 삶의 만족도에 가장 큰 변수로 확인되며[7], 일상생활 수행능력과 가족관계 역시 고령 장애인의 심리적 적응 측면에서 중요한 역할을 한다[8], [9]. 그러나, 장애수용과 일상생활 제한, 가족관계 등의 변인들이 자아존중감에 어떠한 경로로 영향을 미치는지 분석한 종합적 연구는 부족한 실정이다.

기존 선행연구들은 장애수용과 자아존중감의 관계, 가족 요인과 심리적 안녕의 관계, 일상생활 수행능력과 자아존중감의 관계를 각각 개별적으로 검증해 왔다. 그러나 이들 변인이 하나의 구조적 경로 내에서 어떻게 상호작용하며 자아존중감에 영향을 미치는지를 통합적으로 검증한 연구는 부족하다. 본 연구는 장애수용이라는 심리적 자원이 가족체계(가족관계만족도, 가족건강성)와 기능적 측면(일상생활제한)을 순차적으로 경유하여 자아존중감에 이르는 다중경로를 설정함으로써, 고령장애인의 심리적 적응 구조를 보다 입체적으로 이해하고자 한다. 특히, Process macro model 81은 하나의 독립변인이 두 개의 순차적 매개변인과 하나의 병렬 매개변인을 통해 종속변인에 이르는 복합적 간접효과를 동시에 검증할 수 있는 모형으로[10], 고령장애인의 심리적 적응이 단일 경로가 아닌 복합적 경로를 통해 이루어진다는 본 연구의 이론적 가정을 검증하기에 적합하다.

이에 본 연구는 60세 이상 고령장애인을 대상으로 장애인 삶 패널조사 5차(2022년) 자료를 활용하여 장애수용이 자아존중감에 미치는 영향을 분석하고, 이 관계에서 가족관계만족도, 가족건강성, 일상생활

제한의 다중매개효과를 검증하고자 한다. 이를 통해, 고령장애인의 심리적 적응 구조를 이해하고, 자아존중감 향상을 위한 정책적·실천적 함의를 제시하고자 한다. 이를 통해, 고령장애인에 대한 학문적 관심을 유도하고, 장애인과 노인복지의 통합적 접근을 위한 기초자료를 제공할 것으로 기대된다.

2. 이론적 배경

2.1 장애수용과 자아존중감의 관계

장애수용(disability acceptance)은 개인이 자신의 장애를 회피하거나 부정하지 않고 인정하며, 긍정적 자기개념을 형성해 나가는 심리적 과정을 의미한다[11]. Dembo, Leviton, Wright는 장애수용을 장애의 영향이 확대되는 것을 억제하고, 자신의 가치를 강조하며, 신체적 외양을 종속적인 것으로 전환하는 과정이며, 장애로 인한 가치상실을 최소화하는 과정으로 정의했다[12]. 또한 Li와 Moore는 장애수용이 장애 효과 확대에 대한 억제, 장애 가치 포함, 비종속적 자아개념, 장애에 대한 긍정적 태도의 네 가지 하위차원을 포함한다고 제시했다[13].

고령장애인의 경우 장애수용이 더욱 특별한 의미를 가진다. 노령화된 장애인(aging with disability)은 오랜 기간 장애 적응으로 장애수용 수준이 높은 반면, 노인성 장애(disability with aging)는 갑작스러운 장애 경험으로 장애수용에 큰 어려움을 겪는다[7], [14]. 이러한 차이는 고령장애인의 삶의 질과 심리적 적응에 서로 다른 영향을 미친다.

Rosenberg는 자아존중감(self-esteem)을 자기 자신에 대한 긍정적 또는 부정적 평가를 의미하며 자신을 가치 있는 존재로 인식하는 정도로 정의했다[15]. Coopersmith는 자아존중감을 자신을 중요하고 성공적이며 가치 있으며 유능하다고 믿는 정도로 정의했다[16]. 또한 자아존중감은 개인의 우울, 심리적 안녕, 삶의 만족도 등에 미치는 중요한 심리적 자원이다[3].

노화로 인한 신체적 기능 저하와 장애로 인한 제한은 자아존중감이 저하될 수 있으며, 이는 사회적 고립, 우울, 삶의 질 저하로 이어질 수 있다[17]. 따라서 고령장애인의 자아존중감 향상은 전반적인 심리적 안녕을 위해 매우 중요하다.

선행연구에 따르면, 장애수용이 자아존중감에 유의한 정적 영향을 미치며, 장애에 대한 긍정적 수용이 강할수록 자신에 대한 긍정적 평가가 높아지는 것으로 확인되었다[18]. 또한 장애수용은 삶의 만족도와의 관계에서 자아존중감의 부분매개효과가 확인되었으며, 이는 장애수용이 자아존중감을 통해 간접적으로 삶의 만족도에 영향을 미치는 것을 시사한다[19].

Shin 등의 4년 추적 연구에서는 장애수용 수준이 지속적으로 높은 집단이 가장 높은 자아존중감을 보였으며[20], 장애수용이 감소한 집단은 자아존중감이 현저히 저하되는 것으로 나타나 두 변인 간의 종단적 인과관계를 지지하였다. 고령장애인의 삶의 만족도에 미치는 요인 중 장애수용이 가장 높은 영향력을 보이는 변수이며[7], 이는 장애수용이 고령장애인의 심리적 적응에 핵심적 역할을 함을 의미한다.

2.2 가족관계만족도의 매개효과

가족관계만족도(family relationship satisfaction)는 가족 구성원 간 관계와 상호작용에 대한 개인이 느끼는 주관적 만족감을 의미한다[21]. 이는 가족 내에서의 의사소통, 친밀감, 정서적 지지, 갈등 해결 등 다양한 측면을 포함하며, 개인의 삶의 질과 심리적 안녕에 중요한 역할을 한다.

특히, 고령장애인에게 가족은 정서적 지원이자 일차적 돌봄 제공자로 특별한 의미를 지니고 있으며, 노년기 사회적 관계가 축소되면서 가족의 중요성이 더욱 증가하고 있다[22]. 2023년 장애인 실태조사에

따르면, 고령장애인의 88.2%가 재활, 치료, 건강관리 등의 목적으로 가족의 지원을 받고 있으며, 이는 고령장애인에게 있어 가족의 역할이 얼마나 중요한지를 보여준다.

장애수용은 가족관계만족도에 영향을 미치는 중요한 선행요인으로 확인되고 있다. 장애수용이 높은 개인은 자신의 장애로 인한 부정적 감정을 가족에게 투사하는 경향이 낮으며, 가족 구성원과의 상호작용에서 보다 긍정적이고 개방적인 태도를 보인다[18]. Olson의 가족체계 순환모형(Circumplex Model)에 따르면, 가족 구성원의 심리적 안정성은 가족 응집성과 적응성을 높이는 핵심 요소이며, 이는 곧 가족관계만족도의 향상으로 이어진다[21]. 장애인의 심리적 수용은 가족 내 갈등을 줄이고 정서적 교류를 증진하는 보호요인으로 작용하며[7], 특히 고령장애인의 경우 가족에 대한 의존도가 높은 만큼 장애수용 수준이 가족 구성원과의 관계의 질을 좌우하는 핵심 변인이 될 수 있다. 또한, Kim 등의 연구에서 장애수용이 높은 신체장애인은 대인관계에서 더 높은 자기효능감을 보이며, 이는 가족관계를 포함한 사회적 관계의 만족도에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났다[23].

선행연구에 따르면, 가족관계만족도는 고령장애인의 자아존중감에 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 확인되었다[22]. 따라서 장애수용이 가족관계만족도를 통해 자아존중감에 영향을 미칠 수 있음을 시사한다.

2.3 가족건강성의 매개효과

가족건강성(family strengths)은 가족이 환경변화와 스트레스에 효과적으로 대처하면서 가족 내 모든 구성원의 욕구를 충족시킬 수 있는 능력을 의미한다[24]. 이는 가족 구성원 간의 유대, 의사소통, 가치체계 공유, 가족문제 해결 능력 등으로 구성된다.

가족관계만족도와 가족건강성의 순차적 관계는 가족체계이론(family systems theory)의 관점에서 이해할 수 있다. Bowen의 가족체계이론에 따르면, 가족 구성원 간의 정서적 만족은 가족 전체의 기능적 건강성을 형성하는 기초가 된다[25]. 즉, 개별 가족 구성원이 가족관계에서 만족감을 느낄 때, 가족 내 의사소통이 원활해지고, 구성원 간 유대가 강화되며, 가족의 문제 해결 능력이 향상된다. 이러한 과정은 어은주・유영주가 제시한 가족건강성의 구성요소인 가족 유대, 의사소통, 가치체계 공유, 문제 해결 수행능력과 직접적으로 연결된다[24]. Olson의 순환모형에서도 가족 응집성(cohesion)과 적응성(adaptability)은 가족관계의 질적 수준에 의해 결정되며, 이는 가족건강성의 핵심 구성요소와 일치한다[21]. 실증적으로도 가족관계만족도가 높을수록 가족건강성이 높아지는 것이 확인되었으며[26], 이는 가족관계만족도가 가족건강성의 선행변인으로 작용할 수 있음을 시사한다.

고령장애인이 속한 가족의 건강성은 고령장애인의 심리적 적응과 자아존중감에 중요한 영향을 미친다. 가족의 건강한 의사소통과 정서적 지지는 고령장애인이 장애를 수용하는 과정에서 긍정적 역할을 한다[18]. 특히 가족 내에서 고령장애인이 존재감을 인정받고 의사결정 과정에 참여할 수 있을 때, 가족건강성이 높아지며, 이는 결과적으로 자아존중감 향상으로 이어진다.

선행연구에서 가족건강성은 고령장애인의 삶의 질[17], 사회적 적응[9] 등에 긍정적 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 따라서 장애수용이 가족건강성을 통해 고령장애인의 자아존중감에 영향을 미칠 수 있음을 예상할 수 있다.

2.4 일상생활제한의 매개효과

일상생활제한(limitation of daily living activities)은 개인이 일상생활을 영위하는 과정에서 신체적, 정신적, 사회적 제약으로 인해 경험하는 어려움의 정도를 의미한다[27]. WHO의 국제기능장애건강분류(ICF)에 따르면, 일상생활제한은 개인의 건강 상태와 환경적 요인의 상호작용에 의해 결정되며, 활동 제한

(activity limitations)과 참여 제약(participation restrictions)을 포함하는 포괄적 개념이다[27]. 고령장애인의 경우 노화로 인한 신체기능 저하와 장애로 인한 제한이 중첩되어 일상생활제한이 심화될 수 있다

선행연구에 따르면, 일상생활 수행능력이 높을수록 고령장애인의 삶의 만족도와 자아존중감이 높아지는 것으로 나타났다[8], [9]. 반대로 일상생활제한이 심할수록 자아존중감이 저하되며, 이는 심리적 어려움으로 이어질 수 있다.

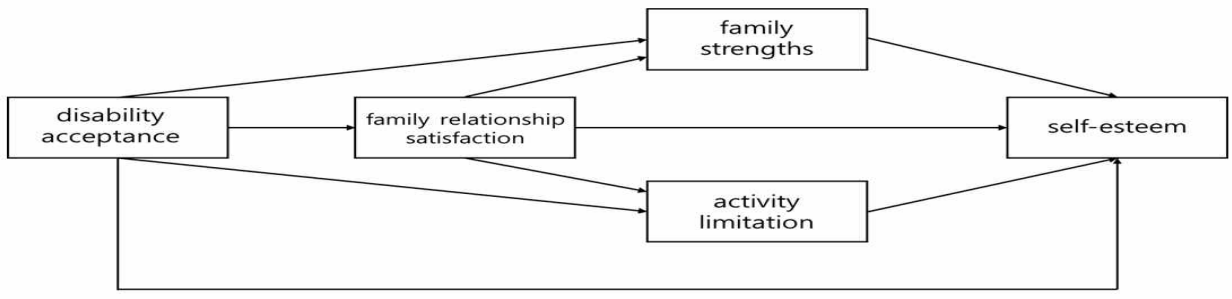
본 연구에서 일상생활제한이 자아존중감에 영향을 미치는 경로를 설정한 것은 다음과 같은 이론적·실증적 근거에 기반한다. Essid와 Anes의 연구에서 자율성 상실(loss of autonomy)이 노인의 낮은 자아존중감의 가장 핵심적 결정요인으로 확인되었으며[28], Rougeau 등의 연구에서도 일상생활 수행능력 제한(ADL limitation)이 주관적 안녕감에 직접적 영향을 미치는 것이 확인되었다[29]. 특히, 고령장애인의 경우 노화와 장애의 이중 요인으로 일상생활제한이 심화되며, 이로 인한 의존성 증가가 자기 효능감과 자아존중감을 저하시키는 것으로 보고되고 있다[8], [9].

한편, 장애수용이 일상생활제한에 영향을 미치는 심리적 기제는 Bandura의 자기효능감 이론과 Lazarus와 Folkman의 스트레스-대처 모형을 통해 설명할 수 있다[30], [31]. 장애수용이 높은 개인은 자신의 장애를 위협이 아닌 도전으로 인식하며, 적극적인 문제 중심 대처 전략을 활용하는 경향이 있다[11]. 이러한 적극적 대처는 보조기기의 활용, 재활 프로그램 참여, 환경 적응 전략 등의 행동적 변화로 이어져 실제 일상생활 수행능력을 향상시킨다. 반면, 장애수용이 낮은 개인은 회피적 대처 전략을 사용하여 활동 범위를 스스로 제한하는 경향이 있으며, 이는 이차적 기능 저하를 초래할 수 있다. 실증적으로도 장애수용이 높은 고령장애인은 신체적 제한에도 불구하고 일상생활을 더 효과적으로 수행하는 것으로 보고되었다[7]. 또한 김미경의 연구에서 사회적 지지가 일상생활 제한을 매개하여 인권 인식에 영향을 미치는 경로가 확인되었으며, 이는 심리적 자원이 일상생활제한을 완충하는 기제가 존재함을 시사한다[32].

3. 연구방법

3.1 연구모형

본 연구의 연구모형은 <Figure 1>과 같다. 본 연구는 고령장애인의 장애수용(X)이 자아존중감(Y)에 미치는 영향에서 가족관계만족도(M1), 가족건강성(M2), 일상생활제한(M3)의 다중매개효과를 검증하기 위해 Hayes의 Process macro model 81을 적용하였다[10]. Model 81은 하나의 독립변인이 첫 번째 매개변인(M1)을 경유하여 두 번째(M2)와 세 번째(M3) 매개변인에 순차적으로 영향을 미치고, 궁극적으로 종속변인에 이르는 복합적 간접효과를 동시에 검증할 수 있는 모형이다.



<Figure 1> Research Model (Process macro model 81)

3.2 연구대상

본 연구에서는 한국장애인개발원에서 실시한 2022년 '장애인삶 패널조사' 의 5차 조사자료를 활용하였다. 장애인삶 패널은 장애를 등록한 이후에 장애수용과 자아존중감 등 장애인의 삶이 어떻게 변화하는지 파악하고, 삶과 관련된 소득수준, 복지욕구, 건강상태, 일상생활, 사회참여 등을 탐색하여 관련 정책의 수립・지원 과정에서 활용할 수 있는 기초자료를 마련하기 위해 구축된 패널자료이다[33].

본 연구에서는 만60세 이상 고령장애인을 분석 대상으로 선정하였다. 이는 법적 노인 기준인 만65세와 차이가 있으나, 장애인의 특수한 노화 양상을 고려한 것이다. 선행연구에 따르면, 장애인은 비장애인에 비해 약15~20년 조기 노화가 진행되며[2], 이로 인해 60세 전후에 이미 비장애 노인의 65세 이상에 해당하는 신체적・심리적 노화 수준을 경험하게 된다. 양희택・신원우는 고령장애인 연구에서 60세를 기준으로 분석한 바 있으며[14], 한국장애인개발원(2025)의 고령장애인 복지정책 연구에서도 장애인의 조기 노화를 고려하여 60세 이상을 고령장애인으로 분류하고 있다[34]. 이에 본 연구에서는 장애인의 조기 노화라는 특수성을 반영하여 만60세 이상 고령장애인2,065명을 최종 분석에 활용하였다.

3.3 연구도구

3.3.1 장애수용

장애수용 변수는 Kaiser 등이 개발한 장애수용척도(Disability Acceptance Scale; DAS)의 일부 문항(1~8번)[35], 백영승 등이 개발하고[36] 강용주 등이 타당도 연구를 수행한 자아인식검사의 장애극복 문항(9~11번)[37], 그리고 한국장애인개발원에서 개발한 문항(12번)을 포함한 총 12개 문항으로 구성되었다[38].

본 척도는 4점 리커트 척도로 '전혀 그렇지 않다(1점)', '거의 그렇지 않은 편이다(2점)', '그런 편이다(3점)', '매우 그렇다(4점)'로 응답하도록 구성되어 있으며, 점수가 높을수록 자신의 장애에 대하여 수용적 태도를 가지고 있음을 의미한다. 본 연구에서 측정한 내적 신뢰도(Cronbach's α)는 .774로 높은 수준의 신뢰도를 보였다.

3.3.2 가족관계만족도

가족관계만족도 변수는 한국장애인개발원에서 가족관계에 대한 전반적인 만족도 수준을 측정하기 위해 개발한[38] 총 5개의 문항으로 구성되었다. 본 척도는 4점 리커트 척도로 「전혀 그렇지 않다(1점)」, 「그렇지 않다(2점)」, 「그렇다(3점)」, 「항상 그렇다(4점)」로 응답하도록 구성되어 있으며, 점수가 높을수록 가족관계 만족도에 대한 인식이 긍정적임을 의미한다. 본 연구에서 측정한 내적 신뢰도(Cronbach's α)는.818로 높은 수준의 신뢰도를 보였다.

3.3.3 가족건강성

가족건강성 변수는 어은주・유영주가 개발했고[24] 최정혜가 수정한 20개 문항을 활용했다[39]. 문항 구성은 가족 구성원 간의 유대(5문항), 의사소통(5문항), 가치체계 공유(5문항), 가족문제 해결 수행능력(5문항)으로 구성되었다.

본 척도는 4점 리커트 척도로 '그렇지 않다(1점)', '가끔 그렇지 않다(2점)', '가끔 그렇다(3점)', '항상

그렇다(4점)'로 응답하도록 구성되어 있으며, 점수가 높을수록 가족 건강성 정도가 높음을 의미한다. 본 연구에서 측정한 내적 신뢰도(Cronbach's α)는 .947로 매우 높은 수준의 신뢰도를 보였다.

3.3.4 일상생활제한

일상생활제한 척도는 호주 통계국(Australian Bureau of Statistics)에서 진행한 장애, 고령화 및 보호자에 대한 조사(Survey of Disability, Ageing and Carers, SDAC)의 장애 측정 문항을 참조하여 개발되었으며, 총 14개의 문항으로 구성되었다.

본 척도는 4점 리커트 척도로 '전혀 없음(1점)', '거의 없는 편임(2점)', '있는 편임(3점)', '매우 많음(4점)'으로 응답하도록 구성되어 있으며, 점수가 높을수록 일상생활제한의 정도가 높음을 의미한다. 본 연구에서 측정한 내적 신뢰도(Cronbach's α)는 .883으로 높은 수준의 신뢰도를 보였다.

3.3.5 자아존중감

자아존중감 변수는 Rosenberg가 개발한 10개 문항의 척도를 활용했으며[15], 자아존중감에 대한 전반적인 수준을 살펴볼 수 있는 총 10개의 문항으로 구성되었다.

본 척도는 4점 리커트 척도로 '전혀 그렇지 않다(1점)', '그렇지 않다(2점)', '그렇다(3점)', '항상 그렇다(4점)'로 응답하도록 구성되어 있으며, 점수가 높을수록 자아존중감이 높음을 의미한다. 본 연구에서 측정한 내적 신뢰도(Cronbach's α)는 .764로 높은 수준의 신뢰도를 보였다.

3.4 자료분석

본 연구에서는 SPSS 21.0과 Process macro v4.1을 사용하여 자료를 분석하였다. SPSS를 사용해 기술통계 및 신뢰도 검증 분석을 실시하였고, 변인 간 관계를 살펴보기 위해 Pearson의 상관분석을 실시하였다. 이후, Hayes가 제시한 Process macro model 81번을 사용하여[10] 장애수용, 가족관계 만족도, 가족건강성, 일상생활 제한과 자아존중감이 포함된 이중매개모형을 검증하였다. 또한, 표본 수를 5,000개로 하는 Bootstrapping을 실시하여, 신뢰구간 95%에서 매개효과의 유의성을 확인하였다.

본 연구에서는 장애수용, 가족관계만족도, 가족건강성, 일상생활제한이 자아존중감에 미치는 순수한 매개효과를 검증하기 위해 통제변수를 포함하지 않았다. 이는 Process macro를 활용한 매개효과 검증에서 매개변인 자체가 독립변인의 효과를 전달하는 기제로 작용하므로, 과도한 통제변수 투입이 오히려 매개효과를 과소추정할 수 있다는 방법론적 고려에 기반한다(Hayes, 2017)[10]. 다만, 이로 인해 인구사회학적 변인(성별, 연령, 장애유형 등)의 영향이 통제되지 않았다는 제한점이 있으며, 이는 연구의 한계에서 논의하였다.

4. 연구결과

4.1 기술통계 및 상관분석

연구문제 검증 전, 주요 변인들의 기술통계와 변인 간 상관관계를 분석하였다. 이러한 결과는 <Table 1>에 제시하였다. 왜도와 첨도의 절댓값이 각각 3과 10 미만이어야 정규성 가정을 충족한다는 Kline의

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.16

기준에 따라[40], 본 연구의 변인들은 모두 정규성 가정을 충족하였다.

변인 간 상관관계를 분석한 결과, 장애수용과 가족관계만족도(r=.207), 가족건강성(r=.207), 자아존중감(r=.500) 간에 통계적으로 유의한 정적 상관(p<.01)이 나타났으며, 일상생활제한은 다른 주요 변인들과 통계적으로 유의한 부적 상관(p<.01)을 보였다.

<Table 1> Descriptive Statistics and Correlation Analysis of the Main Variables (N=2,065)

	1	2	3	4	5
1. disability acceptance	-	.207**	.207**	-.256**	.500**
2. family relationship satisfaction		-	.570**	-.161**	.246**
3. family strengths			-	-.118**	.252**
4. activity limitation				-	-.337**
5. self-esteem					-
M SD	2.284 .403	3.126 .523	3.291 .494	1.693 .566	2.681 .393
Skewness Kurtosis	-.145 .001	-.569 1.251	-1.113 1.903	.898 .169	-.111 .065

**p<.01

4.2 장애수용과 자아존중감의 관계에서 가족관계만족도, 가족건강성, 일상생활제한의 매개효과

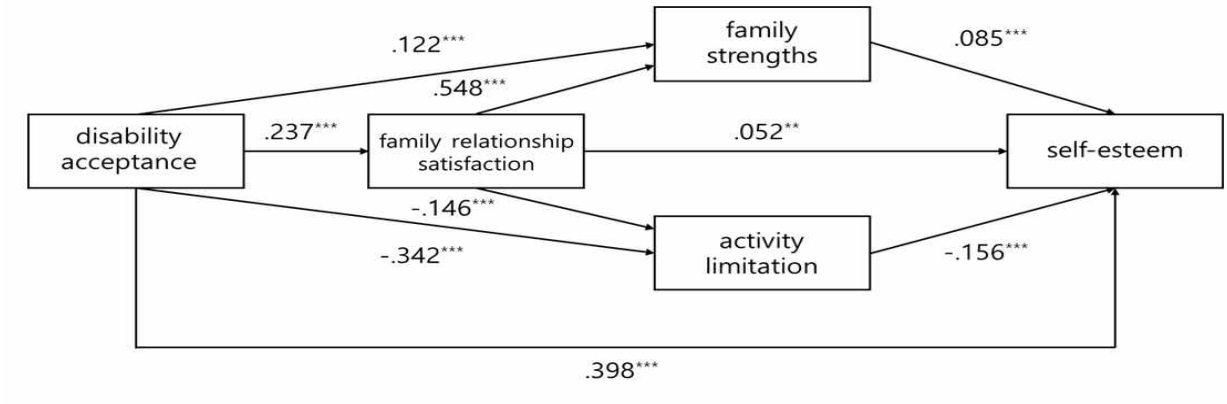
Process macro model 81을 이용하여 장애수용과 자아존중감의 관계에서 가족관계만족도, 가족건강성, 일상생활제한의 단순 매개 및 순차적 이중매개효과를 분석하였다. 각 매개효과의 유의성을 검증하기 위해 Bootstrapping을 실시하였으며 그 결과는 <Figure 2>에 제시하였다[41].

첫째, 각 경로별 효과를 살펴보면, 독립변수 장애수용은 가족관계만족도(.237, p<.001), 가족건강성(.122, p<.001), 일상생활제한(-.342, p<.001), 자아존중감(.398, p<.001)에 유의미하였다. 가족관계만족도는 가족건강성(.548, p<.001), 일상생활제한(-.146, p<.001), 자아존중감(.052, p<.01)에 유의미하였다. 가족건강성(.085, p<.001)과 일상생활제한(-.156, p<.001)도 각각 자아존중감에 유의미하였다.

둘째, 장애수용과 자아존중감의 관계에서 가족관계만족도, 가족건강성 및 일상생활제한의 병렬 단순 매개효과를 살펴본 결과, 장애수용이 가족관계만족도, 가족건강성과 일상생활제한에 유의미하였으며, 가족관계만족도, 가족건강성 및 일상생활제한은 자아존중감에 유의미하였다. 따라서, 장애수용과 자아존중감의 관계에서 가족건강성과 일상생활제한은 병렬 매개효과가 있었다.

셋째, 장애수용과 자아존중감의 관계에서 가족관계만족도와 가족건강성, 그리고 가족관계만족도와 일상생활제한의 직렬 이중매개 효과를 살펴본 결과, 장애수용이 가족관계만족도에 유의미하였으며, 가족관계만족도는 가족건강성, 일상생활제한에 유의미하였으며, 가족건강성, 일상생활제한은 자아존중감에 유의미하였다. 따라서, 가족관계만족도와 가족건강성, 가족관계만족도와 일상생활제한은 장애수용과 자아존중감의 관계에서 직렬 이중매개하였다.

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.16



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

<Figure 2> The Dual Mediating Effects of Family Relationship Satisfaction, Family Strength, and Limitations in Activities of Daily Living on the Association Between Disability Acceptance and Self-Esteem

끝으로 모델81번 절차에 따라, 자아존중감에 대한 장애수용의 총효과, 직접효과 및 간접효과를 분석하였다.

첫째, 장애수용이 자아존중감으로 가는 총효과(.490, 95% CI [.454, .526])는 통계적으로 유의하였다. 장애수용과 자아존중감 간의 직접효과(.398, 95% CI [.362, .434])도 통계적으로 유의하였다.

둘째, 장애수용과 자아존중감 간의 관계에서 가족관계만족도의 단순매개효과(.012, 95% CI [.003, .022]), 가족건강성의 단순매개효과(.010, 95% CI [.003, .022]) 및 일상생활제한의 단순매개효과(.053, 95% CI [.041, .077])는 모두 유의하였다.

마지막으로, 장애수용이 가족관계만족도와 가족건강성을 순차적으로 매개하여 자아존중감에 이르는 이중매개효과(.011, 95% CI [.006, .017])와 장애수용이 가족관계만족도를 거쳐 일상생활제한과 자아존중감으로 이어지는 이중매개효과(.005, 95% CI [.003, .008]) 모두 유의한 것으로 나타났다.

<Table 2> Bootstrapping Results for the Mediating Effects of Family Relationship Satisfaction, Family Strengths, and Activity Limitation in the Relationship between Disability Acceptance and Self-Esteem (N=2,065, Bootstrap=5,000)

Path	Effect	se	t	95% CI	
				LLCI	ULCI
Total Effect(Disability Acceptance → Self-Esteem)	.490	.019	26.562***	.454	.526
Direct Effect(Disability Acceptance → Self-Esteem)	.398	.019	21.480***	.362	.434

Indirect effect	Effect	BootSE	95% CI	
			LLCI	ULCI
Disability Acceptance → Family Relationship Satisfaction → Self-Esteem	.012	.005	.003	.022
Disability Acceptance → Family Strengths →Self-Esteem	.010	.003	.005	.017
Disability Acceptance → Activity Limitation →Self-Esteem	.053	.007	.041	.077
Disability Acceptance → Family Relationship Satisfaction → Family Strengths → Self-Esteem	.011	.003	.006	.017
Disability Acceptance → Family Relationship Satisfaction → Activity Limitation→ Self-Esteem	.005	.001	.003	.008

***p<.001

5. 논의 및 결론

본 연구는 장애인 삶 패널조사 5차(2022년) 자료를 활용하여 60세 이상 고령장애인 2,065명을 대상으로 장애수용이 자아존중감에 미치는 영향과 가족관계만족도, 가족건강성, 일상생활제한의 다중매개효과를 검증했다. Process macro model 81을 활용한 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 고령장애인의 장애수용은 자아존중감에 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 총효과(B=.490)와 직접효과B=.398) 모두 통계적으로 유의하여, 장애수용이 고령장애인의 자아존중감에 가장 핵심적인 영향요인임이 확인되었다. 이는 장애수용이 고령장애인의 삶의 만족도에 가장 높은 영향력을 보인다는 이영미의 연구결과와 일치한다[7].

또한, Shin 등의 4년 종단연구에서 장애수용이 지속적으로 높은 집단이 가장 높은 자아존중감을 유지한 반면, 장애수용이 감소한 집단에서는 자아존중감이 현저히 저하된 것으로 나타나[20], 장애수용과 자아존중감 간의 밀접한 관계를 재확인하였다.

이러한 결과를 바탕으로, 고령장애인의 장애수용을 촉진하기 위한 구체적 정책으로 장애인복지관 및 노인복지관에서 ‘장애수용 증진 집단상담 프로그램’의 정규화를 제안한다. 특히, 노인성 장애(disability with aging)를 새롭게 경험한 고령장애인을 대상으로 장애 발생 초기 3개월 이내 심리 개입 프로그램을 의무적으로 연계하는 제도적 장치가 필요하다. 또한, 장애수용이 높은 노령화된 장애인(aging with disability)을 동료상담사(peer counselor)로 양성하여, 신규 고령장애인에게 장애 적응 경험을 공유하는 동료 지원 체계를 구축할 것을 제안한다. 나아가, 제6차 장애인정책종합계획에 고령장애인 맞춤형 심리지원 서비스를 포함하고, 장애수용 수준을 정기적으로 모니터링할 수 있는 평가 체계를 도입할 필요가 있다.

둘째, 장애수용과 자아존중감의 관계에서 세 가지 매개변인의 단순매개효과가 모두 유의하게 나타났다. 구체적으로 일상생활제한을 통한 간접효과(B=.053)가 가장 크게 나타났으며, 가족관계만족도(B=.012)와 가족건강성(B=.010)을 통한 간접효과도 유의했다. 이는 고령장애인의 자아존중감 향상에 있어 일상생활 수행능력의 유지가 가족 요인보다 상대적으로 더 중요한 역할을 함을 시사한다.

총 간접효과(.092)는 총효과(.490) 대비 약18.8%를 차지하며, 이는 장애수용이 자아존중감에 미치는 영향의 약1/5이 매개변인을 통한 간접 경로를 통해 전달됨을 의미한다. 특히 일상생활제한을 통한 단순매개효과(.053)는 전체 간접효과의57.6%를 차지하여, 세 매개변인 중 가장 큰 실질적 의미를 갖는다. 이는 고령장애인의 자아존중감 향상을 위한 개입에서 일상생활 수행능력의 유지·증진이 가족 요인에 대한 개입보다 상대적으로 더 큰 실질적 효과를 가져올 수 있음을 시사하며, 이병화·김준범이 고령장애인의 심리적 안녕에서 신체적 기능의 중요성을 강조한 결과와 맥을 같이 한다[42]. 반면, 가족관계만족도(.012)와 가족건강성(.010)의 단순매개효과는 상대적으로 작은 크기를 보였으나, 이중매개효과(.011, .005)와 결합하면 가족 경로를 통한 총 간접효과가 .038으로 적지 않은 비중을 차지하므로, 가족 단위 개입의 중요성은 간과할 수 없다.

일상생활제한을 통한 간접효과가 가장 크게 나타난 만큼, 고령장애인의 일상생활 수행능력을 유지하고 증진시키기 위한 프로그램이 무엇보다 중요하다. 개인 맞춤형 재활 프로그램, 보조기기 제공, 집 수정 등 환경 개선을 통해 고령장애인이 최대한 독립적으로 일상생활을 영위할 수 있도록 지원해야 한다.

특히, 만65세 이후 장애인활동지원서비스에서 노인장기요양서비스로 전환되면서 서비스 시간이 급감하는 ‘복지 절벽’ 현상을 해소하기 위한 제도적 개선이 필요하다. 고령장애인의 일상생활 수행능력 수준에 따른 개별화된 서비스 제공과 함께, 장애인복지와 노인복지 간의 서비스 연계를 강화하여 전환 과정에서의 서비스 단절을 최소화해야 한다.

셋째, 순차적 이중매개효과의 유의성은 고령장애인의 심리적 적응이 복합적 메커니즘을 통해 이루어짐을 보여준다. 장애수용→ 가족관계만족도→ 가족건강성→ 자아존중감 경로는 개인의 심리적 수용이 가족 미시체계를 경유하여 다시 개인의 심리적 자원으로 환류되는 순환적 구조를 보여준다. 이는 Bronfenbrenner의 생태체계이론에서 미시체계(가족) 내 긍정적 상호작용이 개인의 발달과 적응에 미치는 영향을 강조한 관점과 일치한다[43]. 그러나 가족 경로를 통한 간접효과(.038)가 일상생활제한 경로(.053)보다 상대적으로 작게 나타난 점은 주목할 만하다. 이는 고령장애인에게 있어 가족관계의 정서적 기능보다 일상생활의 독립적 수행이라는 기능적 측면이 자아존중감에 더 직접적 영향을 미칠 수 있음을 의미한다. 다만, 가족관계만족도가 가족건강성과 일상생활제한 모두에 유의한 영향을 미치는 허브(hub) 역할을 하고 있다는 점에서, 가족관계의 질적 향상은 다양한 경로를 통해 자아존중감에 간접적으로 기여하는 핵심 요인으로 볼 수 있다. 박경옥의 종단연구에서는 자아존중감이 가족건강성에 긍정적 영향을 미치는 교차지연 효과를 확인하였는데[26], 이는 본 연구의 횡단적 분석 결과와 함께 자아존중감과 가족건강성 간 양방향적 관계의 가능성을 시사하며, 후속 종단연구의 필요성을 뒷받침한다.

따라서, 고령장애인의 자아존중감 향상을 위해서는 일상생활 수행능력 유지를 위한 직접적 개입과 함께 가족관계의 질을 높이는 간접적 개입을 병행하는 다층적 접근이 가장 효과적일 것이다. 가족관계만족도를 경유하는 직렬매개효과가 유의하게 나타난 점은 고령장애인 지원에 있어 가족 단위 개입의 중요성을 보여준다. 고령장애인 가족을 대상으로 가족상담, 가족교육, 가족 휴식(respite) 서비스 등을 제공하여 가족관계의 질을 향상시키고, 이를 통해 가족건강성과 돌봄 역량을 강화할 필요가 있다. 고령장애인의 주 돌봄자인 배우자나 성인 자녀의 돌봄 부담을 경감하고, 가족 내 원활한 의사소통과 상호 지지를 촉진하는 개입이 중요하다.

본 연구의 학문적 기여는 다음과 같다. 첫째, 기존에 개별적으로 검증되어 온 장애수용, 가족 요인, 일상생활제한과 자아존중감의 관계를 하나의 통합적 구조모형 내에서 동시에 검증함으로써, 고령장애인의 심리적 적응 구조를 보다 체계적으로 규명하였다. 둘째, 일상생활제한의 매개효과가 가족 요인보다 상대적으로 크다는 실증적 근거를 제시함으로써, 고령장애인의 자아존중감 개입에서 기능적 독립성의 중요성을 부각하였다. 셋째, 가족관계만족도가 가족건강성과 일상생활제한 모두에 영향을 미치는 구조적 허브 역할을 확인함으로써, 고령장애인 복지 실천에서 가족 단위 개입의 전략적 위상을 제시하였다. 넷째, 복지 사각지대에 놓인 고령장애인을 대상으로 장애인복지와 노인복지의 통합적 접근의 필요성을 학문적으로 뒷받침하는 기초자료를 제공하였다.

본 연구는 다음과 같은 한계를 가지며, 이를 바탕으로 후속연구를 제언한다.

첫째, 본 연구는 횡단자료를 활용하여 변인 간 관계를 분석하였으므로 인과관계를 확정적으로 해석하는 데 한계가 있다. 장애수용, 가족 요인, 일상생활제한, 자아존중감 간의 인과관계를 보다 명확히 규명하기 위해서는 종단자료를 활용한 후속연구가 필요하다.

둘째, 본 연구에서는 노령화된 장애인(aging with disability)과 노인성 장애인(disability with aging)을 구분하지 않고 분석하였다. 선행연구에 따르면 두 집단은 장애수용 수준과 심리적 적응에서 차이를 보이므로, 후속연구에서는 두 집단을 구분하여 분석하거나 장애 발생 시기를 조절변인으로 포함하는 연구가 필요하다.

셋째, 본 연구에서는 장애 유형을 구분하지 않고 전체 고령장애인을 대상으로 분석하였다. 장애 유형에 따라 일상생활제한의 양상과 자아존중감에 미치는 영향이 다를 수 있으므로, 후속연구에서는 장애 유형별 비교 분석이 필요하다.

넷째, 본 연구에서는 통제변수를 포함하지 않아 성별, 연령, 장애유형, 경제적 상태 등 인구사회학적 변인의 영향이 통제되지 않았다. 또한 가족관계만족도, 가족건강성, 일상생활제한 외에 자아존중감에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인들(예: 사회적 지지, 사회참여 등)을 충분히 고려하지 못하였다. 후속연구에서는 주요 인구사회학적 변인을 통제변수로 포함하고, 보다 다양한 변인을 포함한 통합적 모형을 검증

할 필요가 있다.

다섯째, 본 연구의 결과를 일반화하는 데 있어 표본의 특성을 고려할 필요가 있다. 장애인 삶 패널조사는 등록장애인을 대상으로 하므로, 미등록 장애인이나 시설 거주 장애인은 본 연구의 대상에서 제외되었다. 후속연구에서는 다양한 거주 형태와 특성을 가진 고령장애인을 포함한 연구가 필요하다.

이러한 한계에도 불구하고, 본 연구는 복지 사각지대에 놓인 고령장애인을 대상으로 장애수용이 자아존중감에 미치는 영향과 가족관계만족도, 가족건강성, 일상생활제한의 다중매개효과를 검증하였다는 점에서 의의가 있다. 특히 일상생활제한을 통한 간접효과가 가장 크게 나타난 점은 고령장애인의 자아존중감 향상을 위한 개입에서 일상생활 수행능력 유지의 중요성을 강조하는 실천적 함의를 제공한다. 본 연구결과가 고령장애인의 심리적 안녕 증진을 위한 정책과 실천의 기초자료로 활용되기를 기대한다.

References

[1] Ministry of Health and Welfare. (2025). Status of registered persons with disabilities in 2024. Ministry of Health and Welfare.

[2] National Rehabilitation Center. (2018). Research on health and longevity of persons with disabilities. National Rehabilitation Center.

[3] Park, B. S., & Bae, S. W. (2021). A Longitudinal Relationship between Self-Esteem and Depression of Disabled People Using the Autoregressive Cross-lagged Model: Comparison by Gender and Age Groups. Health and Social Welfare Review, 41(4), 167-186. https://doi.org/10.15709/hswr.2021.41.4.167

[4] Korea Federation of Organizations of the Disabled. (2023). Proceedings of the forum on establishing age criteria and support measures for older adults with disabilities. Korea Federation of Organizations of the Disabled.

[5] Kim, K. M. (2023). Research trends on early aging among persons with disabilities. Proceedings of the Korean Association on Disability Studies Conference.

[6] Lee, K. J., & Chung, M. S. (2014). Analysis of Research Trends Related to Elderly with Disability: A Review of Korean Scholarly Journal Articles from 1995 to 2013. Journal of Rehabilitation Research, 18(1), 1-30.

[7] Lee, Y. M. (2013). The Study on the Factors of Life Satisfaction among Disabled Elderly focused on Comparison between Aging with Disability and Disability with Aging. Korean Journal of Gerontological Social Welfare, 62, 35-58. https://doi.org/10.21194/kjgsw..62.201312.35

[8] Ko, M. S. (2015). The Effects of Social Participation on Daily Life Satisfaction in Elderly with Disabilities: Mediating Effect of Self-Rated Health Status and Self-Esteem. The Korean Journal of Health Service Management, 9(3), 221-232.

[9] Seo, J. H., Na, W. H., & Jeong, D. C. (2017). Study on Factors Affecting Satisfaction with the Life of Elderly with Disabilities. Journal of Rehabilitation Research, 12(4), 33-57. https://doi.org/10.16884/JRR.2017.21.4.33

[10] Hayes, A. F. (2017). Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis: A Regression-Based Approach (2nd ed.). New York: Guilford Press.

[11] Wright, B. A. (1983). Physical disability: A psychosocial approach (2nd ed.). New York: Harper & Row.

[12] Dembo, T., Leviton, G. L., & Wright, B. A. (1956). Adjustment to misfortune: A problem of social-psychological rehabilitation. Artificial Limbs, 3(2), 4-62.

[13] Li, L., & Moore, D. (2001). Acceptance of disability and its correlates. The Journal of Social Psychology, 138(1), 13-25.

[14] Yang, H. T., & Shin, W. W. (2011). The Study on Characteristics of the Elderly with Disability. Korean Journal of Gerontological Social Welfare, 52, 255-278. https://doi.org/10.21194/kjgsw..52.201106.255

[15] Rosenberg, M. (1965). Society and the adolescent self-image. New Jersey: Princeton University Press.

[16] Coopersmith, S. (1967). The antecedents of self-esteem. San Francisco: W.H. Freeman.

[17] Jeong, M. J., & Lee, S. G. (2017). Mediating Effect of Self-esteem on the Relationship between Economic, Health Characteristics and Life Satisfaction of Elderly People with Disability. The Journal of the Korea Contents Association, 17(6), 551-560. https://doi.org/10.5392/JKCA.2017.17.06.551

[18] Jeong, M. K. (2023). The Effects of Disability Acceptance on Depression Through Self-esteem of People with an Acquired Physical Disability: Moderated Mediation Effect of Family Health. The Journal of Humanities and Social science, 14(1), 545-560. http://dx.doi.org/10.22143/HSS21.14.1.39

[19] Kim, M. K., & Seo, M. K. (2022). Effect of disability experience and overcoming disability on life satisfaction through self-esteem. Disability & Social Welfare, 13(1), 143-168. https://doi.org/10.36064/koddi.2022.13.1.006

[20] Shin, J., Lee, H., & Kim, J. (2022). Impact of the acceptance of disability on self-esteem among adults with disabilities: A four-year follow-up study. International Journal of Environmental Research and Public Health, 19(7), 4175. https://doi.org/10.3390/ijerph19074175

[21] Olson, D. H. (2000). Circumplex model of marital and family systems. Journal of Family Therapy, 22(2), 144-167. https://doi.org/10.1111/1467-6427.00144

[22] Lee, J. S., & Kim, H. A. (2017). The Impact Family Relationship on Life of Satisfaction of the Elderly: The Mediation Effect of Depression. Journal of Wellness, 12(2), 27-36. https://doi.org/10.21097/ksw.2017.05.12.2.27

[23] Kim, J., Kim, J., Kim, Y., Han, A., & Nguyen, M. C. (2023). Effects of self-efficacy, self-esteem, and disability acceptance on the social participation of people with physical disabilities. Brain and Behavior, 13(1), e2824. https://doi.org/10.1002/brb3.2824

[24] Eo, E. J., & Yoo, Y. J. (1995). A Study on Development of the Scale for Measuring Family Strengths. Journal of Families and Better Life, 13(1), 145-156.

[25] Bowen, M. (1978). Family therapy in clinical practice. Jason Aronson.

[26] Park, K. O. (2025). Verification of autoregressive cross-lagged effects of self-esteem, depression, and family strengths among persons with disabilities. Journal of Special Education & Rehabilitation Science, 64(2), 149-166.

[27] World Health Organization. (2001). International classification of functioning, disability and health (ICF). World Health Organization.

[28] Essid, N., & Anes, I. (2025). Low self-esteem in older adults and associated factors: A descriptive and analytical study. Journal of Psychiatry and Psychiatric Disorders, 4(2).

[29] Rougeau, K. M., Vaitsiakhovich, N., Pharr, J. R., Lam, C. A., & Joines, J. L. (2025). The role of

perceived social support in subjective wellbeing among working-age U.S. adults with and without limitations in activities of daily living. Disability and Health Journal, 18(1), 101685. https://doi.org/10.1016/j.dhjo.2024.101685

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

[31] Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). Stress, appraisal, and coping. Springer.

[32] Kim, M. K. (2025). The effect of perceived social support on human rights awareness among people with mental disabilities: Mediating effects of activity limitation. Korea and Global Affairs, 9(1), 1043-1070. https://doi.org/10.22718/kga.2025.9.1.037

[33] Yi, E. S. (2024). The Impact of Depression on Suicidal Ideation among People with Acquired Disabilities: The Moderating Effect of Disability Acceptance. The Journal of Humanities and Social Sciences, 32(2), 411-429. https://doi.org/10.22924/jhss.32.2.202405.018

[34] Korea Disabled People's Development Institute. (2025). In-depth study for development of welfare policies for older adults with disabilities. KODDI.

[35] Kaiser, S. B., Wingate, S. B., Freeman, C. M., & Chandler, J. L. (1987). Acceptance of physical disability and attitudes toward personal appearance. Rehabilitation Psychology, 32(1), 51-58. https://doi.org/10.1037/h0091558

[36] Baik, Y. S., Kim, S. H., You, M., & Kim, C. S. (2001). KEPAD self concept test for the disabled. SeongNam: Korea Employment Agency for the Disabled Employment Development Institute.

[37] Kang, Y. J., Park, J. K., & Gu, I. S. (2008). Validation of the self concept and self acceptance test for the people with disabilities. SeongNam: Korea Employment Agency for the Disabled Employment Development Institute.

[38] Kim, J. G., Kim, H. J., Kim, T. Y., & Choi, H. Y. (2022). 2021 Disability and Life Dynamics Panel. SeongNam: Korea Employment Agency for the Disabled Employment Development Institute.

[39] Choi, J. H. (2004). A Study on the Family Stress and Coping Strategy, Family Strengths among Commuting Couples. Journal of Families and Better Life, 22(2), 69-83.

[40] Kline, R. (2005). Principles and Practice of Structural Equation Modeling (2nd ed.). New York: Guilford.

[41] Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2004). SPSS and SAS procedures for estimating indirect effects in simple mediation models. Behavior Research Methods, Instruments & Computers, 36(4), 717-731. https://doi.org/10.3758/BF03206553

[42] Lee, B. H., & Kim, J. B. (2023). The effects of depression, physical function, and social bond on suicide risk among older adults with disabilities. Journal of Disability and Welfare, 61, 127-149. https://doi.org/10.22779/kadw.2023.61.61.127

[43] Bronfenbrenner, U. (1979). The ecology of human development: Experiments by nature and design. Harvard University Press.

새론상담심리교육연구
The Journal of Saeron Counseling, Psychology and Education
Vol. 5, No. 1, pp. 30-43 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.30

The Dual Mediating Effect of Depression and Parental Support on the Relationship between Acculturation Stress and Life Satisfaction among Late-entry Multicultural Adolescents in South Korea: A Moderated Mediation by National Identity

Siline Ahmad[1], Chang Seek Lee[2]

[1]Dr. Dept. of Lifelong Education, Hanseo University, siline213@gmail.com
[2]Prof. Dept. of Social Wellfare, Hanseo University, lee1246@hanmail.net

한국의 후기 입국 다문화청소년의 문화적응 스트레스와 삶의 만족도의 관계에서 우울과 부모지지의 이중 매개효과: 국가정체성의 조절된 매개모형

아흐메드 실린[1], 이창식[2]

[1]박사, 평생교육학과, 한서대학교, siline213@gmail.com
[2]교수, 사회복지학과, 한서대학교, lee1246@hanmail.net

Abstract: This study examined whether depression and parental support serially mediated the relationship between acculturation stress and life satisfaction among late-entry multicultural adolescents in South Korea and whether national identity moderated these pathways. Data from 318 participants in Wave 2 of the Multicultural Adolescents Panel Study (MAPS) were analyzed using PROCESS Models 87. Results indicated that acculturation stress indirectly reduced life satisfaction through increased depression and decreased parental support, with a significant serial dual mediation effect. National identity strengthened the positive association between parental support and life satisfaction and moderated the indirect effects within the model. These findings highlight the interconnected roles of psychological distress, family support, and sociocultural identity in shaping multicultural adolescents' well-being and suggest the need for integrated mental health and family-based interventions.

Keywords: Acculturation stress; Life satisfaction; Depression; Parental support; National identity; Multicultural adolescents; Moderated mediation

초 록: 이 연구는 한국의 후기 입국 다문화 청소년을 대상으로, 문화적응 스트레스와 삶의 만족 간의 관계에서 우울과 부모 지지가 연속적으로 매개하는지, 그리고 이러한 경로를 국가 정체성이 조절하는지를 검증하였다. 다문화청소년패널조사(MAPS) 2차 웨이브에 참여한 318명의 자료를 활용하여 PROCESS 모형 87을 분석에 사용하였다. 분석 결과, 문화적응 스트레스는 우울을 증가시키고 부모 지지를 감소시키는 경로를 통해 삶의 만족을 간접적으로 낮추는 것으로 나타났으며, 두 매개 변인이 연속적으로 작용하는 유의한 이중 매개 효과가 확인되었다. 또한 국가 정체성은 부모 지지와 삶의 만족 간의 긍정적 관계를 강화하고, 모형 내 간접효과를 조절하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 심리적 고통, 가족 지지, 사회문화적 정체성이 다문화 청소년의 웰빙을 형성하는 데 상호 연결된 역할을 한다는 점을 보여주며, 통합적 정신건강 및 가족 기반 개입의 필요성을 시사한다.

주제어: 문화적응 스트레스; 삶의 만족; 우울; 부모 지지; 국가 정체성; 다문화 청소년, 조절된 매개

Received 26 February 2026, Revised 11 March 2026
Accepted 13 March 2026
Corresponding Author: Chang Seek Lee
(Hanseo University)
Email: lee1246@hanmail.net
e-ISSN: 2951-259X

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

1. Introduction

In the Korean context, late-entry multicultural adolescents refer to youth who were born outside Korea and migrated to Korea during childhood or adolescence due to family reunification or parental marriage migration. Unlike multicultural adolescents born in Korea, these youth must adapt simultaneously to a new language, school system, and cultural environment after migration. Because they often enter Korean society at a later developmental stage, they may experience greater acculturative stress and adjustment difficulties. Therefore, understanding the psychosocial adaptation of late-entry multicultural adolescents has become an important issue in multicultural education and youth policy in South Korea.

The rapid increase in cultural diversity in South Korea has intensified scholarly attention to the psychosocial adjustment of multicultural adolescents. Growing up at the intersection of multiple cultural contexts, these youth often encounter acculturative stress arising from language barriers, perceived discrimination, and identity conflicts. Empirical evidence from longitudinal MAPS data suggests that acculturative stress is associated with heightened depressive symptoms and diminished life satisfaction [1, 2]. While prior research has consistently documented the negative association between acculturative stress and well-being, much of the literature has focused primarily on direct effects, providing limited insight into the mechanisms through which stress influences life satisfaction.

Depression has been identified as a key emotional pathway linking cultural stressors to maladaptive outcomes [1, 3]. At the same time, parental support plays a crucial protective role in adolescent development by fostering resilience and psychological security [4]. However, existing studies often treat parental support as a direct predictor of well-being rather than examining its mediating function within the stress-adjustment process. Moreover, national identity has emerged as a salient sociocultural factor influencing multicultural youths' adaptation. Strong host culture identity can buffer the negative effects of acculturative stress [5], yet identity processes may also intensify internal conflict depending on contextual experiences [6].

Despite these advances, few studies have tested an integrated moderated mediation model that simultaneously incorporates emotional, relational, and cultural dimensions. Therefore, using data from the second wave of the Multicultural Adolescents Panel Study (MAPS), the present study examines whether depression mediates the association between acculturative stress and life satisfaction, whether parental support functions as an additional mediating resource, and whether national identity moderates these pathways. By integrating these factors within a single framework, this study aims to provide a comprehensive understanding of how emotional and social resources interact to shape life satisfaction among multicultural adolescents in Korea.

Because this study is exploratory in nature, two research questions were formulated.

First, what are the relationships among acculturative stress, life satisfaction, depression, parental support, and national identity among multicultural adolescents?

Second, does national identity exert a moderated mediation effect on the relationship between acculturative stress and life satisfaction through depression and parental support? In other words, does national identity moderate the indirect effect of acculturative stress on life satisfaction via depression and parental support?

2. Theoretical Background

2.1 Relationship Between Acculturation Stress and Life Satisfaction

The relationship between acculturative stress and life satisfaction has been widely examined in cross-cultural psychology, particularly among multicultural adolescents. Acculturative stress—defined as the psychological strain resulting from adapting to a new cultural environment—has consistently been shown to negatively affect subjective well-being, including life satisfaction [7]. This association is especially salient during adolescence, a developmental period marked by identity formation and heightened sensitivity to social belonging. Experiences of discrimination, cultural conflict, and marginalization can therefore significantly undermine adolescents' evaluations of their overall quality of life.

In South Korea, multicultural adolescents often encounter challenges integrating into a relatively homogeneous society, including language barriers, peer exclusion, and ethnic discrimination [8]. These stressors may accumulate, fostering feelings of alienation and negatively shaping perceptions of their social environment and future prospects. Empirical findings from the Multicultural Adolescents Panel Study (MAPS) indicate that higher levels of acculturative stress predict lower life satisfaction, often through increased depressive symptoms and reduced social support [9]. Longitudinal research further suggests that persistent stress during early adolescence can have enduring consequences for psychological adjustment [10].

The mechanisms underlying this relationship are multifaceted. Psychologically, acculturative stress may bias cognitive appraisals toward rejection and failure, thereby lowering perceived life quality [11]. Socially, stress can limit meaningful peer and school engagement, which are critical contributors to adolescent well-being [12]. Nevertheless, protective factors—such as parental support, peer acceptance, ethnic identity affirmation, and inclusive school environments—can buffer the negative impact of acculturative stress [13,14]. Overall, although the association between acculturative stress and life satisfaction is complex, it is consistently characterized by a negative relationship, underscoring the importance of supportive interventions and multicultural policies to enhance adolescents' well-being.

2.2 Dual mediating effect of depression and parental support

Depression and parental support represent two critical mechanisms through which acculturative stress influences life satisfaction among multicultural adolescents. Depression is characterized by persistent sadness, loss of interest, feelings of worthlessness, and cognitive and sleep disturbances [15]. Adolescence is a particularly vulnerable developmental stage due to heightened emotional reactivity and ongoing neurobiological maturation [16]. For multicultural adolescents, this vulnerability is intensified by acculturative stressors such as discrimination, language barriers, identity conflict, and social exclusion [17]. Empirical studies consistently show that higher levels of acculturative stress are associated with increased depressive symptoms, which in turn predict lower life satisfaction [9,12]. Depression thus functions as a key mediating mechanism: rather than directly diminishing life satisfaction, acculturative stress is internalized as emotional distress, which subsequently lowers adolescents' evaluations of their

school life, peer relationships, and overall quality of life [14]. Longitudinal findings further suggest that persistent depressive symptoms during early adolescence can undermine long-term psychosocial adjustment [10]. These results underscore the importance of addressing depression not merely as an outcome, but as a central explanatory pathway linking cultural stress to reduced well-being.

Parental support, defined as emotional warmth, responsiveness, guidance, and instrumental assistance, constitutes a crucial protective factor during adolescence [18]. Rooted in attachment theory, supportive parent-child relationships provide a secure base that fosters emotional regulation and resilience [19]. In multicultural families, however, acculturation gaps and cultural misunderstandings may weaken communication and reduce perceived support [20]. Despite these challenges, strong parental support has been shown to buffer the negative effects of acculturative stress and enhance life satisfaction [21, 22]. Mediation analyses indicate that adolescents experiencing high adaptation stress report higher life satisfaction when they perceive strong parental warmth and involvement, suggesting that parental support partially mediates the stress-well-being relationship [23]. Supportive parenting promotes adaptive coping, positive identity development, and optimistic life evaluations, thereby reducing the emotional burden of stress.

Importantly, the relationship between depression and parental support is reciprocal. While parental support protects against depressive symptoms [24], adolescent depression may also erode perceived support. Depressive symptoms such as withdrawal, irritability, and reduced communication can strain parent-child relationships and diminish emotional closeness [25]. In multicultural contexts, where families may already face communication barriers and social pressures, this bidirectional dynamic can further complicate adjustment. Consequently, depression may both result from insufficient support and contribute to a decline in perceived parental support, reinforcing a cycle of emotional distress and reduced life satisfaction. Taken together, these findings highlight the dual mediating roles of depression and parental support and emphasize the necessity of family-based and culturally responsive interventions to promote resilience and well-being among multicultural adolescents in South Korea.

2.3 Moderating Role of National Identity

National identity refers to an individual's emotional attachment, sense of belonging, and identification with a particular nation, encompassing shared values, history, language, and cultural symbols [26]. During adolescence—a critical period for identity formation—national identity becomes especially salient as youth seek to define their place within broader social and political communities. For multicultural adolescents, this process is more complex because they must navigate dual or multiple cultural affiliations while negotiating acceptance within the mainstream society [20]. In societies such as South Korea, where ethnic homogeneity has historically been emphasized, developing a secure and inclusive sense of national identity can present both challenges and opportunities for multicultural youth [27].

Drawing on social identity theory [28], national identity can function as a psychological resource that enhances self-esteem, emotional security, and social integration. A strong and well-integrated national identity has been associated with higher life satisfaction, lower depressive symptoms, and better overall adjustment [29,30]. For multicultural adolescents, identifying positively with the host nation may foster a sense of belonging and reduce the emotional impact of acculturative stress. In this regard, national

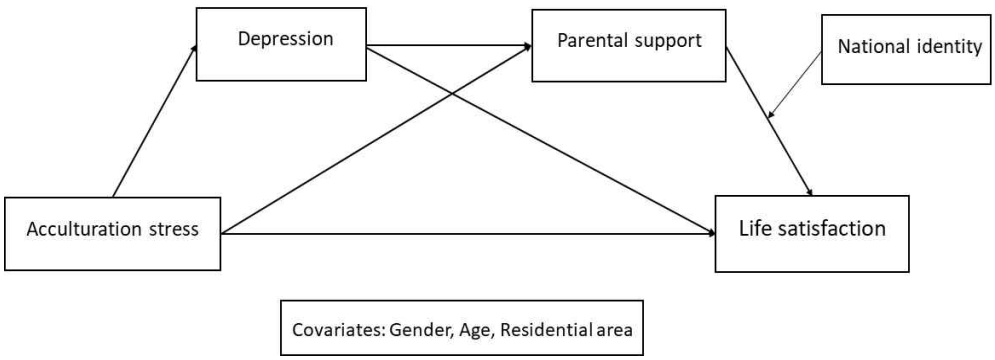
identity can buffer the negative effects of discrimination or cultural conflict by reinforcing feelings of acceptance and stability within the larger society.

However, national identity does not uniformly operate as a protective factor. When adolescents with a strong national or ethnic identity perceive exclusion or discrimination, their heightened identification may increase sensitivity to rejection, potentially intensifying psychological distress [31]. Thus, the role of national identity is context-dependent. Within moderated mediation frameworks, national identity may influence the strength of the indirect relationship between acculturative stress and life satisfaction through emotional and relational mechanisms such as depression and parental support. Specifically, a strong national identity may weaken the pathway from acculturative stress to depressive symptoms and enhance the positive impact of parental support, thereby mitigating declines in life satisfaction. Overall, national identity serves as a critical sociocultural variable that interacts with psychological and familial factors to shape multicultural adolescents' well-being and adaptation in the Korean context.

3. Research methods

3.1 Research model

This research model proposes that acculturation stress influences life satisfaction both directly and indirectly through depression and parental support. Depression and parental support serve as dual mediators in the relationship between acculturation stress and life satisfaction. National identity functions as a moderator in the pathway to life satisfaction, while gender, age, and residential area are included as covariates <Figure 1>.



[Figure 1] Research model

3.2 Participants and Data Collection

This study utilized secondary data from the Wave 2 of the Multicultural Adolescents Panel Study (MAPS), conducted by the National Youth Policy Institute in South Korea. The MAPS is a nationally representative longitudinal survey that follows multicultural adolescents and their parents.

The used data was collected from Wave 2 of the MAPS because this wave included complete measures of acculturation stress, depression, parental support, national identity, and life satisfaction for

late-entry multicultural adolescents. Using Wave 2 also allows for a more stable assessment of adolescents' psychosocial adjustment after their initial adaptation period.

The present study focused on late-entry multicultural adolescents and included 318 participants selected based on the availability of complete responses to the key variables: acculturation stress, depression, parental support, national identity, and life satisfaction. Cases with missing values on the core variables were excluded through listwise deletion. The final analytic sample consisted of 318 adolescents.

Data were collected through face-to-face interviews using tablet-assisted personal interviewing. The survey was administered in Korean and multiple additional languages to ensure accessibility. Gender, age, and residential area were included as control variables.

3.3 Measures

This study utilized secondary data from the Multi-cultural Adolescents Panel Study (MAPS Wave 2), and selected validated scales to assess the main study variables. All instruments were administered in Korean as part of the national panel survey, and items were rated using Likert-type scales unless otherwise noted.

3.3.1 Acculturation Stress

Acculturation stress was measured using a modified version of the Acculturative Stress Scale originally developed by Hovey and King and adapted for Korean multi-cultural adolescents by Hong and Noh [32,33,34]. The scale included 9 items after excluding one item based on pilot reliability analysis. Items were rated on a 4-point scale, with higher scores indicating greater levels of acculturative stress. Previous studies reported reliability coefficients ranging from .76 to .89, and in the present study, the internal consistency reliability was acceptable with Cronbach's α = .83.

3.3.2 Depression

Depression was assessed using a set of items adapted from previous Korean national youth surveys. The items reflect emotional and cognitive symptoms of depressive experiences and were rated on a 4-point Likert scale. The scale included 5 items that were mentioned in the MAPS user guide and the instrument is consistent with prior validated measures used in Korean youth mental health research with Cronbach's α = .87

3.3.3 Parental Support

Parental support was measured using a 6-item scale revised from Kim [35], which assessed parental involvement, encouragement, and emotional support related to school and general well-being. Responses were rated on a 4-point scale ranging from 1 (strongly disagree) to 4 (strongly agree). Higher scores indicate greater perceived parental support and reliability of instrumentation reported with Cronbach's α =.90

3.3.4 National Identity

National identity was measured using a modified version of the Social Identity Scale developed by

Sung [36]. The scale was adapted to reflect Korean adolescents' emotional connection to and identification with Korea. It included 4 items with a 4-point Likert response format. A higher score indicates a stronger national identity. The reliability of the original instrument was reported as Cronbach's α = .78.

3.3.5 Life Satisfaction

Life satisfaction was assessed using items drawn from Kim et al. [37], as cited in Kim et al. [38], and previously used in the 1st wave of MAPS. The scale assessed general subjective well-being by implementing a 3-item scale on a 4-point Likert scale. The internal consistency of reliability in this study was reported with Cronbach's α = .85.

3.3.6 General Characteristics and Control Variables

The final analytic sample consisted of 318 late-entry multicultural adolescents. Among the participants, 168 (52.8%) were male and 150 (47.2%) were female. In terms of age distribution, 253 participants (79.6%) were aged 13–14 years, while 65 participants (20.4%) were aged 15–17 years. Regarding residential area, 58 participants (18.2%) resided in Seoul, 154 (48.4%) in the Gyeonggi and Incheon region, 48 (15.1%) in the Chungcheong and Gangwon region, 41 (12.9%) in the Gyeongsang region, and 17 (5.3%) in the Jeolla and Jeju region.

Gender, age, and residential area were included as control variables because previous research suggests that demographic characteristics may influence adolescents' psychological adjustment and life satisfaction. Therefore, these variables were controlled in the mediation, moderation, and moderated mediation analyses to reduce potential confounding effects.

3.4 Data Analysis

Data were analyzed using SPSS PC+ Win ver. 25.0 and the SPSS PROCESS macro ver. 4.2. The following statistical procedures were conducted:

First, frequency analysis was performed to identify general characteristics of the participants. Second, to examine the reliability of the instruments measuring acculturation stress, depression, parental support, national identity and life satisfaction, Cronbach's α for internal consistency were computed. Third, Pearson's bivariate correlation analysis was conducted to explore the relationships among acculturation stress, depression, parental support, national identity and life satisfaction. Fourth, to verify the moderated mediation effect of national identity in the influence of acculturation stress on life satisfaction via depression and parental support, Model 87 of the SPSS PROCESS macro was applied. Fifth, for the analysis of mediation, moderation, and moderated mediation effects, bootstrapping was employed with 5,000 samples and a 95% confidence level. Moreover, the independent and moderator variables were mean-centered for moderation and moderated mediation analyses. As for the conditional effect analysis, the conditions were set to M±SD and M.

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.30

4. Results

4.1 Descriptive statistics and correlations

Descriptive statistics and correlations among the study variables are presented in Table 1. Acculturation stress was positively correlated with depression (r = .275, p < .01) and negatively correlated with life satisfaction (r = −.214, p < .01) and parental support (r = −.300, p < .01). It was not significantly associated with national identity. Depression was negatively correlated with life satisfaction (r = −.508, p < .01), parental support (r = −.363, p < .01), and national identity (r = −.175, p < .01). Life satisfaction was positively associated with parental support (r = .417, p < .01) and national identity (r = .196, p < .01).

<Table 1> Analysis of correlations and descriptive statistics between key variables

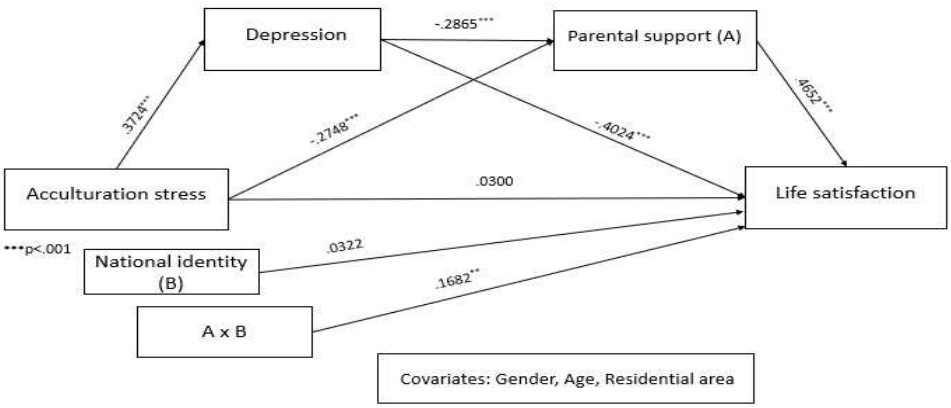
Classifications/Variables	1	2	3	4	5
1. Acculturation Stress	1				
2. Life Satisfaction	-.214**	1			
3. Depression	.275**	-.508**	1		
4. Parental Support	-.300**	.417**	-.363**	1	
5. National Identity	-.023	.196**	-.175**	.283**	1
Mean	1.3686	3.1216	1.5660	3.2419	2.7220
Standard Deviation	.42220	.59515	.57739	.49214	.68041

**p<.01

4.2 Moderated Mediation Analysis

To examine whether national identity moderated the indirect effects of acculturation stress on life satisfaction, PROCESS Model 87 was applied.

The obtained results suggest that national identity strengthens the pathway through which parental support influences life satisfaction. In other words, when adolescents possess stronger national identity, the protective role of parental support becomes more pronounced, thereby intensifying the indirect impact of acculturation stress on life satisfaction.



[Figure 2] Statistical model of the moderated mediating effect of national identity

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.30

<Table 2> Analysis of the moderating effect of national identity in the moderated mediation model

Classification		Mediating variable model (DV: Depression)			Mediating variable model (DV:Parental support)			Dependent Variable model (DV:Life satisfaction)		
		Coef	SE	t-value	Coef	SE	t-value	Coef	SE	t-value
Constant		2.1893	.8246	2.6548**	2.0132	.7711	2.6109**	5.0639	.8100	6.2517***
IV: Acculturation stress		.3724	.0704	5.2913***	-.2748	.0679	-4.0456***	.0300	.0734	.4093
M1: Depression					-.2865	.0523	-5.4807***	-.4024	.0569	-7.0715***
M2: Parental support								.4652	.0650	7.1612***
Moderator: National identity								.0322	.0422	.7632
Interaction: Parental support x National identity								.1682	.0639	2.6333**
Higher order test	R^2change							.0140		
	F							6.9343**		
Covariates	Gender	-.0175	.0597	-.2928	.0640	.0552	1.1581	-.0928	.0576	-1.6105
	Age	-.0720	.0575	-1.2504	-.0924	.0533	-1.7313	-.0814	.0559	-1.4570
	Res. Area	-.0507	.0276	-1.8336	.0084	.0257	.3268	-.0240	.0270	-.8878
Model summary	R^2	.0925			.1803			.3768		
	F	7.9791***			13.7230***			23.3508***		

Conditional Effects of the parental support at the values of national identity					
National identity	Effect	se	t-value	LLCI*	ULCI**
-.7249 (M-SD)	.3433	.0683	5.0280***	.2090	.4777
.0000 (M)	.4652	.0650	7.1612***	.3374	.5931
.7249 (M+SD)	.5871	.0898	6.5378***	.4104	.7638

Moderator values defining Johnson-Neyman significance regions					
Values	%below		%above		
-1.5651	5.6604		94.3396		
National identity	Effect(B)	se	t-value	LLCI*	ULCI**
-1.6360	.1901	.1063	1.7881	-.0191	.3992
-1.5651	.2020	.1027	1.9677	.0000	.4040
-1.4860	.2153	.0987	2.1815*	.0211	.4095
. . .					
.0140	.4676	.0652	7.1689***	.3392	.5959
. . .					
1.3640	.6946	.1225	5.6694***	.4535	.9357

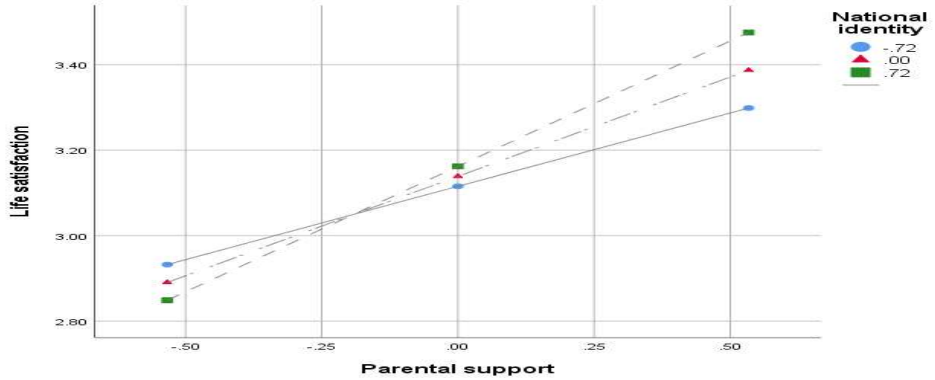
*p<.05 ,**p<.01,***p<.001

*LLCI= Bootstrap lower bound within 95% confidence interval

**ULCI= Bootstrap upper bound within 95% confidence interval

The interaction term between parental support and national identity was significant, indicating that the positive effect of parental support on life satisfaction became stronger at higher levels of national identity. Thus, adolescents with stronger national identity benefited more from parental support in terms of life satisfaction.

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.30



[Figure 3] Moderating effect of the national identity in the moderated mediating model

The significant index of moderated mediation indicates that the indirect effect of acculturation stress on life satisfaction through parental support (and through the serial dual pathway) varied as a function of national identity. Specifically, as national identity increased, the negative indirect effect became stronger.

<Table 3> Direct effect and conditional indirect effect analysis

Direct effect (Acculturation stress→ Life satisfaction)				
Effect	se	t-value	LLCI*	ULCI**
.0300	.0734	.4093	-.1144	.1745
Conditional and unconditional indirect effects of X on Y:				
Acculturation stress→Depression→Life satisfaction				
Effect		BootSE	BootLLCI	BootULCI
-.1498		.0401	-.2331	-.0763
Acculturation stress→ Parental support →Life satisfaction				
National identity	Effect	BootSE	BootLLCI	BootULCI
-.7249(M-SD)	-.0943	.0322	-.1593	-.0347
.0000 (M)	-.1278	.0346	-.2011	-.0644
.7249(M+SD)	-.1613	.0450	-.2566	-.0822
Index of moderated mediation				
National identity	index	BootSE	BootLLCI	BootULCI
	-.0462	.0252	-.1057	-.0100
Acculturation stress→Depression→Parental support→Life satisfaction				
National identity	Effect	BootSE	BootLLCI	BootULCI
-.7249(M-SD)	-.0366	.0158	-.0724	-.0104
.0000 (M)	-.0496	.0173	-.0885	-.0203
.7249(M+SD)	-.0626	.0209	-.1083	-.0272
Index of moderated mediation (difference between conditional indirect effects)				
National identity	index	BootSE	BootLLCI	BootULCI
	-.0179	.0090	-.0390	-.0038

*LLCI= Bootstrap lower bound within 95% confidence interval

**ULCI= Bootstrap upper bound within 95% confidence interval

5. Discussion and Conclusion

Based on the findings, several key points can be discussed. First, acculturation stress was positively associated with depression and negatively associated with life satisfaction and parental support, supporting prior research [2,7,9] indicating that adaptation-related stress increases emotional distress and undermines well-being unless buffered by supportive family relationships. Depression was negatively correlated with life satisfaction, parental support, and national identity, whereas life satisfaction showed positive associations with parental support and national identity. Moreover, the absence of a significant direct effect of acculturation stress on life satisfaction suggests that acculturation stress may influence well-being primarily through intermediary processes rather than exerting an immediate impact. Specifically, heightened stress associated with acculturation may lead to increased depressive symptoms and reduced parental support, which subsequently undermine life satisfaction. Such a pattern indicates full mediation and underscores the importance of emotional and familial factors as proximal determinants of subjective well-being among multicultural adolescents

Additionally, parental support was positively related to national identity, suggesting that supportive family environments may foster a stable sense of belonging. These results highlight the importance of integrated mental health and family-based interventions that reduce acculturation stress while strengthening parent-child relationships and identity development.

Second, the analysis confirmed the moderated mediating role of national identity in the pathway from acculturation stress to life satisfaction through depression and parental support. The conditional indirect effects indicated that the strength of the indirect pathway varied depending on levels of national identity. Specifically, higher national identity altered the indirect relationship between acculturation stress and life satisfaction via depression and parental support, underscoring its role as a significant contextual moderator in adolescents' adjustment.

Overall, this study demonstrates that acculturation stress influences life satisfaction indirectly through emotional (depression) and relational (parental support) mechanisms, with national identity shaping the strength of these pathways. Policy implications include the need for culturally responsive school environments, strengthened family support systems, and inclusive national policies that affirm multicultural youth as full members of society. However, the findings should be interpreted cautiously. The lack of significant demographic differences may reflect measurement or sampling limitations, the measurement of national identity may not have fully captured its multidimensional nature, and the Korean context limits generalizability. Future research should employ more nuanced identity measures and conduct cross-cultural comparisons to enhance external validity.

References

[1] Lee, T. K., Jiang, Z., & Schwartz, S. J. (2024). Cultural stressors, acculturation processes, and mental health among adolescents in Korean multicultural families. Cultural Diversity and Ethnic Minority Psychology. https://psycnet.apa.org/record/2024-90380-001

[2] Song, M. K., Yoon, J. Y., & Kim, E. (2020). Trajectories of depressive symptoms among multicultural adolescents in Korea: Longitudinal analysis using latent class growth model. International Journal

of Environmental Research and Public Health, 17(21), 8217. https://www.mdpi.com/1660-4601/17/21/8217

[3] Kim, J., & Fong, E. (2024). The influence of bullying victimization on acculturation and life satisfaction among children from multicultural families in South Korea. Journal of Ethnic and Migration Studies. https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/1369183X.2024.2359678

[4] Kim, K. S., & Choi, C. W. (2024). The effects of parental support on the life satisfaction of multicultural adolescents: The mediation effects of national identity and social withdrawal. Journal of the Korea Society of Computer and Information. https://koreascience.kr/article/JAKO202429243322869.page

[5] Park, C., & Bayne, H. B. (2024). Acculturative stress and psychosocial well-being of multicultural youth in South Korea: The moderating role of host culture identity. International Journal for the Advancement of Counselling. https://link.springer.com/article/10.1007/s10447-024-09559-y

[6] An, J., Lee, H., & Jeong, H. (2025). Factors predicting multicultural acceptance among multicultural adolescents in South Korea: A latent growth model and growth mixture model approach. International Journal of Intercultural Relations. https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0147176725001385

[7] Berry, J. W. (2006). Acculturative stress. In P. T. P. Wong & L. C. J. Wong (Eds.), Handbook of multicultural perspectives on stress and coping (pp. 287–298). Springer.

[8] Lee, J., & Yoo, J. (2019). Acculturative stress and psychosocial adjustment of multicultural youth in South Korea. Asian Social Work and Policy Review, 13(2), 150–162. https://doi.org/10.1111/aswp.12172

[9] Kim, S. Y., & Lee, R. M. (2020). The impact of acculturative stress on life satisfaction among multicultural adolescents: The mediating roles of depression and social support. International Journal of Intercultural Relations, 74, 1–10. https://doi.org/10.1016/j.ijintrel.2019.10.003

[10] Hong, S., & Kim, H. (2017). Longitudinal effects of acculturative stress on psychological adjustment among multicultural adolescents in Korea. Korean Journal of Youth Studies, 24(3), 45–67.

[11] Schwartz, S. J., Unger, J. B., Zamboanga, B. L., & Szapocznik, J. (2010). Rethinking the concept of acculturation. American Psychologist, 65(4), 237–251. https://doi.org/10.1037/a0019330

[12] Park, H., & Kim, Y. (2018). School belonging and life satisfaction among multicultural adolescents in Korea. Asia Pacific Education Review, 19(3), 425–436. https://doi.org/10.1007/s12564-018-9532-6

[13] Choi, Y., & Park, I. J. K. (2021). Family, peer, and school influences on well-being among multicultural adolescents in South Korea. Journal of Youth and Adolescence, 50(6), 1135–1148. https://doi.org/10.1007/s10964-020-01385-7

[14] Yoon, E., & Kim, S. (2021). Multicultural education and resilience among adolescents from multicultural families in Korea. Children and Youth Services Review, 120, 105698. https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2020.105698

[15] American Psychiatric Association. (2013). Diagnostic and statistical manual of mental disorders (5th ed.).

[16] Casey, B. J., Jones, R. M., & Hare, T. A. (2008). The adolescent brain. Annals of the New York Academy of Sciences, 1124(1), 111–126. https://doi.org/10.1196/annals.1440.010

[17] Schwartz, S. J., Unger, J. B., Zamboanga, B. L., & Szapocznik, J. (2010). Rethinking the concept of

acculturation: Implications for theory and research. American Psychologist, 65(4), 237-251. https://doi.org/10.1037/a0019330

[18] Steinberg, L. (2001). We know some things: Parent-adolescent relationships in retrospect and prospect. Journal of Research on Adolescence, 11(1), 1-19. https://doi.org/10.1111/1532-7795.00001

[19] Bowlby, J. (1988). A secure base: Parent-child attachment and healthy human development. Basic Books.

[20] Phinney, J. S., Horenczyk, G., Liebkind, K., & Vedder, P. (2001). Ethnic identity, immigration, and well-being: An interactional perspective. Journal of Social Issues, 57(3), 493-510. https://doi.org/10.1111/0022-4537.00225

[21] Choi, Y., & Kim, Y. (2013). Acculturative stress, parental support, and depressive symptoms among multicultural adolescents in Korea. Korean Journal of Youth Studies, 20(12), 1-23.

[22] Yoon, E., & Kim, S. (2021). Multicultural adolescents' acculturative stress, parental support, and psychological well-being. Children and Youth Services Review, 120, 105698. https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2020.105698

[23] Park, J., & Lee, S. (2017). Parental support as a mediator between acculturative stress and life satisfaction among multicultural youth. Journal of Adolescent Research, 32(4), 403-428.

[24] Yap, M. B. H., Pilkington, P. D., Ryan, S. M., & Jorm, A. F. (2014). Parental factors associated with depression and anxiety in young people. Journal of Affective Disorders, 156, 8-23. https://doi.org/10.1016/j.jad.2013.11.007

[25] Sheeber, L., Hops, H., Alpert, A., Davis, B., & Andrews, J. (2001). Family support and conflict in adolescent depression. Journal of Abnormal Child Psychology, 29(4), 305-317. https://doi.org/10.1023/A:1010335525146

[26] Smith, A. D. (1991). National identity. University of Nevada Press.

[27] Lee, J., & Yoo, J. (2019). Acculturative stress and psychosocial adjustment of multicultural youth in South Korea. Asian Social Work and Policy Review, 13(2), 150-162. https://doi.org/10.1111/aswp.12172

[28] Tajfel, H., & Turner, J. C. (1986). The social identity theory of intergroup behavior. In S. Worchel & W. G. Austin (Eds.), Psychology of intergroup relations (pp. 7-24). Nelson-Hall.

[29] 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

[30] Verkuyten, M. (2016). The integration paradox: Empiric evidence from cross-national studies. American Behavioral Scientist, 60(5-6), 583-596. https://doi.org/10.1177/0002764216632838

[31] Thibeault, M. A. (2017). Ethnic identity and well-being among immigrant youth: A contextual analysis. Journal of Youth and Adolescence, 46(6), 1234-1248.

[32] 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.

[33] Hong, J. (2004). A study on the psychosocial adaptation of children of Mongolian migrant workers (Master's thesis). Ewha Womans University.

[34] Noh, C. (2000). A study on the mental health of Korean diaspora adolescents using Rosenberg's Self-Esteem Scale and Collective Self-Esteem Scale. Korean Journal of Child Welfare, 10,

107-135.

[35] Kim, S. (2001). Determinants of school dropout among adolescents: Focusing on rural areas (Master's thesis). Chonbuk National University.

[36] Sung, H. (2001). Development of the Korean version of the Social Identity Scale. Korean Journal of Social and Personality Psychology, 115(3), 33-48.

[37] Kim, S., Lim, J., Kim, S., Park, S., Yoo, S., Choi, J., & Lee, G. (2006). Korean Youth Development Index Survey I: Validation of measurement indicators. National Youth Development Institute.

[38] Kim, J., Baek, H., Lim, H., & Lee, G. (2010). Korean Children and Youth Panel Survey 2010: Research report (10-R01). National Youth Policy Institute.

새론상담심리교육연구
The Journal of Saeron Counseling, Psychology and Education
Vol. 5, No. 1, pp. 44-55 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.44

https://doi.org/10.211186/IPR.2024. . .

중・고등학생의 외상경험과 자살생각의 관계에서 학업중단의도와 감사성향의 이중 매개효과: 성장 마인드셋의 조절된 매개효과

김효진[1], 이창식[2]

[1]박사, 아동청소년상담심리학과, 한서대학교, hyojin_92@naver.com
[2]교수, 사회복지학과, 한서대학교, lee1246@hanmail.net

Dual Mediating Effects of School Dropout Intention and Gratitude on the Relationship between Trauma Experience and Suicidal Ideation in Middle and High School Students: Moderated Mediating Effect of Growth Mindset

Hyojin Kim[1], Chang Seek Lee[2]

[1]Dr., Dept. of Child-Adolescent Counseling and Psychology, Hanseo University, hyojin_92@naver.com
[2]Professor, Dept. of Social Welfare, Hanseo University, lee1246@hanmail.net

초 록: 본 연구는 중・고등학생을 대상으로 외상경험이 학업중단의도와 감사성향을 경유하여 자살생각에 미치는 영향을 성장 마인드셋이 조절 매개하는지를 탐색하여 중・고등학생의 자살생각 완화와 자살 예방을 위한 기초자료를 제공하는데 목적이 있다. 연구 대상은 전국에서 재학하는 중・고등학생 300명을 대상으로 하였으며, 자료수집은 설문조사를 활용하였다. 자료분석은 SPSS PC+ Win ver. 25.0과 SPSS PROCESS macro ver. 4.2를 활용하였으며, 분석기법은 빈도분석, 신뢰도분석, Pearson 이변량 상관분석, 조절된 매개효과분석이었다. 연구의 결과는 첫째, 외상경험과 학업중단의도 및 자살생각 간에는 정적인 상관관계가 나타났으며, 반면 감사성향과 성장 마인드셋 간에는 정적인 상관관계가 확인되었다. 둘째, 성장 마인드셋은 외상경험 → 학업중단의도 → 감사성향 → 자살생각의 경로에서 조절 매개하였다. 연구 결과를 바탕으로, 외상경험, 학업중단의도가 있는 중・고등학생의 자살생각 완화를 위해 성장 마인드셋을 촉진하는 교육과 감사성향을 강화하는 심리적 지원이 필요하며, 성장 마인드셋과 감사성향이 보호요인으로 기능함을 실증적으로 확인하였다.

핵심어: 자살생각, 외상경험, 학업중단의도, 성장 마인드셋, 감사성향

Abstract: This study explored whether a growth mindset moderates and mediates the effect of trauma experiences on suicidal ideation through academic dropout intention and gratitude disposition among middle and high school students. The purpose of the study was to provide foundational data for alleviating suicidal ideation and preventing suicide among adolescents. The participants consisted of 300 middle and high school students currently enrolled in schools across the country. Data were collected through a survey questionnaire. Statistical analyses were conducted using SPSS PC+ Win version 25.0 and the SPSS PROCESS macro version 4.2. The analytical methods included frequency analysis, reliability analysis, Pearson's bivariate correlation analysis, and moderated mediation analysis. The results of the study are as follows. First, trauma experiences were positively correlated with academic dropout intention and suicidal ideation. In contrast, gratitude disposition was positively correlated with growth mindset. Second, growth mindset was found to play a moderated mediating role in the pathway from trauma experiences to suicidal ideation through academic dropout intention and gratitude disposition (trauma experiences → academic dropout intention → gratitude disposition → suicidal ideation). Based on these findings, educational interventions that promote a growth mindset and psychological support programs that strengthen gratitude disposition are needed to reduce suicidal ideation among adolescents who have experienced trauma or exhibit academic dropout intention. The results also empirically demonstrate that growth mindset and gratitude function as protective factors.

Keywords: suicidal ideation, trauma experience, academic dropout intention, growth mindset, gratitude

Received 5 March 2026, Revised 9 March 2026
Accepted 11 March 2026
Corresponding Author: Chang Seek Lee
(Hanseo University)
Email: lee1246@hanamil.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

청소년 자살은 전 세계적으로 중요한 공중보건 문제로 인식되고 있으며, 특히 청소년층에서 그 위험성이 지속적으로 증가하고 있다. 세계보건기구(World Health Organization [WHO])에 따르면 매년 약 72만 명 이상이 자살로 사망하고 있으며, 자살은 전 세계 15~29세 청년층의 주요 사망 원인 중 하나로 보고되고 있다[1]. 한국 역시 OECD 국가 중 높은 자살률을 보이고 있으며, 통계청의 「사망원인 통계」에 따르면 청소년 자살률 또한 지속적으로 증가하는 경향을 보이고 있다. 이러한 상황은 청소년 자살 예방을 위한 심리사회적 요인에 대한 체계적인 연구의 필요성을 시사한다[2].

청소년기의 자살생각(suicidal ideation)은 자살을 고려하거나 계획하는 일련의 사고 과정으로, 실제 자살 시도의 중요한 선행요인으로 알려져 있다[3]. 특히 아동·청소년기의 외상경험은 자살생각을 증가시키는 주요 위험요인으로 보고되며, 신체적·정서적 학대나 폭력 경험은 불안과 우울 등의 정서적 문제를 통해 자살생각에 영향을 미치는 것으로 밝혀졌다[4]. 또한 이러한 외상 경험은 학교 적응을 저해하고 학업 참여를 낮추어 학업중단의도를 높이며, 이는 다시 자살생각과 관련되는 중요한 심리사회적 요인으로 보고되고 있다[5].

한편 긍정심리학 관점에서는 감사성향(gratitude)이 개인의 삶의 만족도와 긍정정서를 높이고 우울과 불안을 감소시키는 심리적 자원으로 주목받고 있다[6]. 실제로 감사성향은 외상 경험 이후 나타나는 부정적 정서를 완충하고 자살 위험을 낮추는 보호요인으로 작용할 수 있음이 보고되었다[7]. 또한 성장 마인드셋(growth mindset)은 개인의 능력과 정서가 노력과 학습을 통해 변화할 수 있다는 신념으로, 스트레스 상황에서도 회복탄력성과 긍정적 정서를 유지하도록 돕는 심리적 보호요인으로 제시되고 있다[8]. 특히 성장 마인드셋은 긍정적 심리 자원과 상호작용하여 청소년의 정신건강과 적응을 촉진하는 중요한 역할을 하는 것으로 보고되고 있다[9].

이러한 선행연구를 종합하면 외상경험은 청소년의 자살생각에 영향을 미치는 중요한 위험요인이며, 그 과정에서 학업중단의도와 감사성향이 매개 역할을 할 가능성이 있다. 또한 성장 마인드셋은 이러한 경로에서 부정적 영향을 완충하는 보호요인으로 작용할 수 있다. 따라서 본 연구는 중·고등학생을 대상으로 외상경험, 학업중단의도, 감사성향, 성장 마인드셋, 자살생각 간의 관계를 확인하고, 외상경험이 학업중단의도와 감사성향을 경유하여 자살생각에 미치는 영향을 성장 마인드셋이 조절 매개하는지를 검증하고자 한다. 이러한 연구목적 달성을 위하여 다음 두가지 연구문제를 설정하였다. 첫째, 외상경험, 학업중단의도, 성장 마인드셋, 감사성향, 자살생각의 상관관계는 어떠한가? 둘째, 성장 마인드셋은 외상경험이 학업중단의도와 감사성향을 경유하여 자살생각에 미치는 영향을 조절 매개하는가?

2. 이론적 배경

2.1 외상경험과 자살생각의 관계

외상경험은 청소년의 정신건강을 심각하게 위협하는 요인으로, 자살생각을 포함한 자살 관련 문제와의 연관성이 국내외에서 일관되게 보고되어 왔다. 특히 아동기 및 청소년기에 경험한 학대·방임·폭력과 같은 외상은 단일 사건의 충격에 그치지 않고, 이후의 정서·인지·행동 기능에 장기적인 손상을 유발함으로써 자살생각으로 연결될 수 있다. 예컨대, 대규모 코호트 자료를 활용한 ACE(Adverse Childhood Experiences) 연구는 아동기 외상경험이 성인기 자살시도 위험을 유의하게 증가시키며, 경험의 강도와 누적이 위험을 점진적으로 확대한다고 보고하였다[10]. 또한 외상 이후 나타나는 PTSD 증상은 자살생각 및 자살시도와 유의미한 관련을 보이며, 청소년을 대상으로 한 체계적 문헌고찰과 메타분석에서도 PTSD 집단에서 자살 관련 지표가 전반적으로 높게 나타났다 [11].

이와 같이 선행연구들은 외상경험이 자살생각에 대한 직접적 위험요인임을 시사하는 동시에, 외상경험이 자살생각

으로 이어지는 과정에서 정서조절 곤란, 무망감, 자기비난 및 회피와 같은 심리적 기제가 매개할 가능성을 제기한다. 따라서 외상경험과 자살생각의 관계를 단순한 상관 수준에서 확인하는 것을 넘어, 그 경로를 설명할 수 있는 중간 변인을 포함한 과정 중심의 접근이 요구된다.

2.2 학업중단의도와 감사성향의 이중 매개역할

외상경험이 자살생각으로 이행되는 경로는 다층적이며, 특히 청소년의 발달 맥락을 고려할 때 학교 적응과 긍정심리 자원이 함께 작동할 가능성이 크다. 이러한 관점에서 본 연구는 외상경험이 학교생활에서의 이탈 신호인 학업중단의도를 높이고, 이어서 긍정정서 자원인 감사성향을 약화시키며, 그 결과 자살생각이 증가하는 직렬(이중) 매개 경로를 이론적 틀로 설정한다. 즉, 위험요인(외상경험)과 학교 맥락 요인(학업중단의도), 그리고 보호요인(감사성향)을 통합적으로 연결함으로써 자살생각의 발생 기제를 보다 정교하게 설명하고자 한다.

2.2.1 학업중단의도의 매개역할

학업중단(또는 중도탈락)은 단순한 학업 성취의 문제를 넘어 개인・가정・학교・지역사회 요인이 복합적으로 작용하는 다차원적 현상으로 이해된다 [12]. 특히 외상경험은 학교 소속감 약화, 학업몰입 저하, 대인관계 위축, 회피 행동 증가 등을 유발하여 학업 지속 의지에 부정적 영향을 미칠 수 있다. 이러한 맥락에서 결석과 중도탈락의 위험요인을 종합한 메타분석은 ‘아동학대 이력’을 포함한 누적 위험요인이 결석 및 탈락과 관련됨을 보고함으로써[13], 외상경험이 학교 적응 경로를 통해 교육적 이탈 위험을 높일 수 있음을 뒷받침한다.

나아가 학업중단의도는 미래 계획의 약화, 자기효능감 저하, 소속감 손상과 밀접하게 결부되기 때문에, 청소년의 자살생각을 촉진하는 심리적 기반(무망감, 자기개념 손상)을 강화할 수 있다. 따라서 외상경험이 자살생각에 미치는 영향에서 학업중단의도는 유력한 매개변인으로 가정될 수 있으며, 이는 “학교 적응의 붕괴”가 자살 위험을 높인다는 설명 틀과도 접점을 가진다.

2.2.2 감사성향의 매개역할

감사성향은 개인이 삶의 긍정적 측면을 인식하고 감사 정서를 비교적 안정적으로 경험・표현하는 성향으로[14], 심리적 안녕감 및 적응과 유의미한 정적 관련을 갖는 것으로 보고되어 왔다. 특히 감사는 스트레스 상황에서 긍정정서의 확장, 사회적 유대 강화, 정서조절 촉진을 통해 정신건강을 보호하는 심리적 자원으로 기능한다[6]. 실제로 청소년 표본에서도 감사는 자살생각 및 자살시도와 부적 관련을 보이며, 직접효과뿐 아니라 매개・조절 경로에서도 보호기제로 작동할 수 있음이 확인되었다 [15]. 또한 감사는 삶의 의미를 강화하고 부정적 사고를 완화함으로써 자살생각 위험을 간접적으로 낮출 수 있으며, 이에 대한 경험적 근거도 제시되어 왔다[16].

이러한 결과를 종합하면, 외상경험이 개인의 정서・인지 자원을 잠식하는 상황에서 감사성향은 자살생각의 위험경로를 완충하는 핵심 보호요인이자 매개변수로 설정될 수 있다.

2.2.3 학업중단의도와 감사성향의 관계

학업중단의도가 높아지는 과정에는 학업 실패의 내면화, 자기비난, 무기력, 정서적 고립, 학교 소속감 약화가 수반되기 쉽다. 이러한 부정적 정서・인지 상태는 일상에서 긍정적 사건을 포착하고 의미화하는 능력을 저해하여 감사성향을 약화시킬 가능성이 있다. 다시 말해 외상경험이 학업중단의도를 증가시키고, 높아진 학업중단의도는 감사성향을 낮추며, 감사성향 저하는 자살생각을 증가시키는 직렬 경로가 이론적으로 성립할 수 있다. 따라서 본 연구의 직

렬 이중 매개 모형은 “학교 이탈 신호(학업중단의도)”와 “긍정정서 자원(감사성향)”이 연결되는 경로를 경험적으로 검증한다는 점에서 의의를 갖는다.

2.3 성장 마인드셋의 조절역할

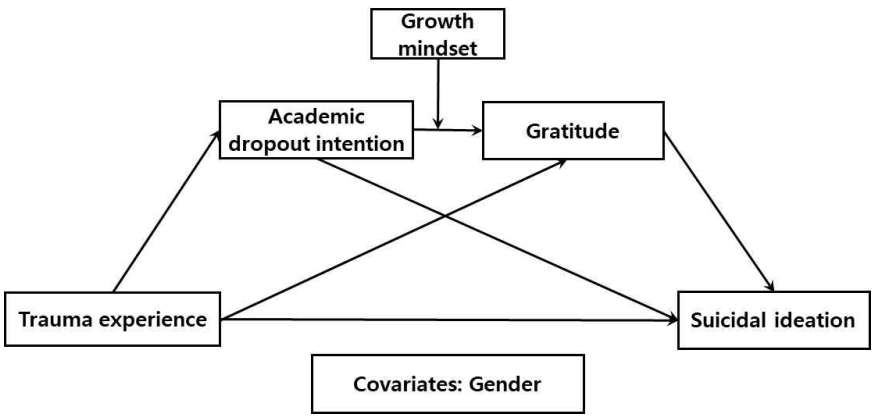
성장 마인드셋은 지능과 능력, 심리적 자질이 고정된 것이 아니라 노력, 효과적인 전략, 타인의 도움을 통해 발달할 수 있다는 신념 체계로 정의된다[18]. 이러한 신념은 실패와 좌절을 위협으로 해석하기보다 학습과 성장의 기회로 재구성하도록 돕기 때문에, 스트레스 상황에서의 회복력과 지속적 시도에 기여한다[18]. 특히 성장 마인드셋 개입의 효과는 대규모 국가 표본 실험에서 확인된 바 있으며, 성장 마인드셋이 학업 성취 및 적응을 촉진하는 조건과 메커니즘이 경험적으로 제시되었다[18].

이러한 선행연구를 토대로 볼 때, 성장 마인드셋은 외상경험 이후 나타나는 학교 부적응과 이탈 의도를 완충하고, 부정적 자기해석과 무망감의 강화를 저지하는 인지적 보호자원으로 기능할 가능성이 있다. 특히 본 연구의 직렬 매개 경로(외상경험 → 학업중단의도 → 감사성향 → 자살생각)에서 성장 마인드셋이 높을수록 학업중단의도가 감사성향을 약화시키는 정도가 감소하거나, 감사성향이 상대적으로 유지될 수 있다. 결과적으로 성장 마인드셋은 자살생각으로 이어지는 간접 경로의 강도를 약화시키는 조절된 매개(Moderated mediation)의 형태로 작동할 수 있으며, 본 연구는 이러한 가정을 중·고등학생 표본에서 검증하고자 한다.

3. 연구방법

3.1 연구모형

본 연구는 외상경험이 학업중단의도와 감사성향을 경유하여 자살생각에 이르는 과정에서 성장 마인드셋의 조절된 매개효과를 검증하기 위해 연구모형을 설정하였다. 이를 위해 Hayes[19])가 제안한 SPSS PROCESS macro의 Model 91을 적용하여 분석하였다. 본 연구모형에서는 외상경험을 독립변수로 설정하고, 학업중단의도와 감사성향을 순차적 매개변수로 설정하였으며, 자살생각을 종속변수로 설정하였다. 또한 성장 마인드셋을 조절변수로 설정하여 학업중단의도와 감사성향 간의 관계에서 조절효과를 검증하였다. 분석 과정에서는 성별을 통제변수로 설정하여 변인 간 관계에 미치는 영향을 통제하였다.



[Figure 1] Research model

3.2 조사 대상 및 자료수집

본 연구의 조사대상은 전국에 재학 중인 중・고등학생을 대상으로 하였다. 자료수집은 조사 전문기관에 의뢰하여 온라인 설문조사를 통해 이루어졌다. 연구 참여자는 총 300명으로 구성되었으며, 남학생과 여학생이 각각 150명으로 동일한 비율을 차지하였다. 연령은 만 14~15세와 만 16~18세가 각각 150명으로 동일하게 구성되었으며, 학교급 역시 중학생과 고등학생이 각각 150명으로 동일한 비율이었다.

거주 지역의 경우 서울・경기・인천 지역이 전체의 약 47.7%로 가장 높은 비율을 차지하였으며, 다음으로 경남・경북・부산・대구・울산 지역이 25.0%, 강원・충남・충북・대전・세종 지역이 17.3%, 전남・전북・광주 지역이 10.0%로 나타났다. 이러한 표본 구성을 통해 전국의 다양한 지역에 거주하는 청소년을 포함하여 연구자료를 수집하였다.

3.3 측정도구

3.3.1 외상경험

외상경험은 Kubany 등 [20]이 개발한 Traumatic Life Events Questionnaire(TLEQ)를 기반으로 하여 서영석 등[21]이 한국 청소년의 경험을 반영하여 정리한 외상 사건 유형을 참고하여 측정하였다. 본 연구에서는 가정폭력 경험, 교사폭력 경험, 또래폭력 경험, 사이버폭력 경험의 4개 범주를 포함한 총 12문항으로 구성하였다. 각 문항은 외상 경험 여부 및 정도를 평가하도록 구성되어 있으며, 점수가 높을수록 외상경험 수준이 높은 것을 의미한다. 본 연구에서 외상경험 척도의 내적 일관성 신뢰도는 Cronbach's α = .888로 나타났다.

3.3.2 학업중단의도

학업중단의도는 Slick과 Lee[22]가 개발한 잠재적 학업중단 척도를 활용하여 측정하였다. 이 척도는 "나는 가끔 학교를 그만둘까 생각한다", "나는 학업을 중단하는 것을 생각해 본 적 있다" 등 총 4문항으로 구성되어 있으며, 각 문항은 1점(전혀 그렇지 않다)에서 5점(매우 그렇다)까지의 5점 Likert 척도로 응답하도록 구성되어 있다. 점수가 높을수록 학업중단의도가 높은 것을 의미한다. 본 연구에서 학업중단의도의 신뢰도는 Cronbach's α = .892로 나타났다.

3.3.3 성장 마인드셋

성장 마인드셋은 Dweck[23] 이 개발하고 이창식, 장하영[24]이 번안한 척도를 사용하여 측정하였다. 본 척도는 지능의 변화 가능성에 대한 신념을 측정하는 문항과 성격의 변화 가능성에 대한 신념을 측정하는 문항으로 구성된 총 8문항으로 이루어져 있다. 일부 문항은 역채점 문항으로 구성되어 있으며, 모든 문항은 1점(전혀 그렇지 않다)에서 5점(항상 그렇다)까지의 5점 Likert 척도로 응답하도록 하였다. 점수가 높을수록 성장 마인드셋 수준이 높은 것을 의미한다. 본 연구에서 성장 마인드셋 척도의 신뢰도는 Cronbach's α = .711로 나타났다.

3.3.4 감사성향

감사성향은 McCullough 등[25]이 개발한 Gratitude Questionnaire-6(GQ-6)을 권선중 등[26]이 번안한 한국판 감사척도(K-GQ-6)를 사용하여 측정하였다. 이 척도는 개인이 일상에서 경험하는 감사의 정도와 빈도를 측정하는 총 6문항으로 구성되어 있으며, 일부 문항은 역채점 문항으로 이루어져 있다. 각 문항은 1점(전혀 그렇지 않다)에서 5점(항상 그렇다)까지의 5점 Likert 척도로 응답하도록 하였으며, 점수가 높을수록 감사성향이 높은 것을 의미한다. 본 연구에서 감사성향 척도의 신뢰도는 Cronbach's α = .801로 나타났다.

3.3.5 자살생각

자살생각은 Harlow 등[27]이 개발한 Suicidal Ideation Scale을 김형수[28]가 번안한 척도를 사용하여 측정하였다. 본 척도는 자살에 대한 사고와 죽음에 대한 생각의 빈도를 측정하는 5문항으로 구성되어 있으며, 각 문항은 1점(전혀 그렇지 않다)에서 5점(항상 그렇다)까지의 5점 Likert 척도로 응답하도록 하였다. 점수가 높을수록 자살생각 수준이 높은 것을 의미한다. 본 연구에서 자살생각 척도의 신뢰도는 Cronbach's α = .90으로 나타났다.

3.3.6 일반적 특성 및 통제변수

조사대상의 일반적 특성을 파악하기 위해 성별, 연령, 학교급, 거주지를 조사하였다. 이 가운데 성별은 선행연구에서 자살생각 및 정신건강 관련 변수에 영향을 미치는 요인으로 보고되어 왔기 때문에 본 연구의 분석 과정에서 통제변수로 설정하였다.

3.4 자료분석

본 연구에서는 자료 분석을 위해 SPSS PC+ Win version 25.0과 SPSS PROCESS macro version 4.2를 활용하였다. 먼저 외상경험, 학업중단의도, 성장 마인드셋, 감사성향, 자살생각 측정 도구의 신뢰도를 검증하기 위해 내적 일관성 계수인 Cronbach's α 값을 산출하였다. 또한 주요 변인 간의 관계를 확인하기 위해 Pearson의 이변량 상관분석을 실시하였다. 다음으로 외상경험이 학업중단의도와 감사성향을 경유하여 자살생각에 미치는 과정에서 성장 마인드셋의 조절된 매개효과를 검증하기 위해 Hayes[19])가 제안한 SPSS PROCESS macro의 Model 91을 적용하였다. 조절된 매개효과의 통계적 유의성을 검증하기 위해 부트스트래핑(bootstrap) 방법을 사용하였으며, 재표집 횟수는 5,000회로 설정하고 신뢰수준은 95%로 설정하였다. 또한 조절된 매개효과 분석 과정에서 발생할 수 있는 다중공선성 문제를 완화하기 위해 독립변수와 조절변수는 평균 중심화(mean centering)하여 분석을 수행하였다.

4. 연구결과

4.1 변인간 상관관계

변인간 상관분석 결과는 <표 1>에 제시하였다. 외상경험은 학업중단의도($r = .373$, $p < .01$)와 자살생각($r = .418$, $p < .01$)과 유의한 정적 상관을 보였다. 또한 학업중단의도는 자살생각과 강한 정적 상관($r = .584$, $p < .01$)을 나타냈으며, 감사성향은 외상경험($r = -.206$, $p < .01$), 학업중단의도($r = -.280$, $p < .01$), 자살생각($r = -.383$, $p < .01$)과 유의한 부적 상관을 보였다. 한편 성장 마인드셋은 감사성향과 정적 상관($r = .235$, $p < .01$)을 보였으나 외상경험, 학업중단의도, 자살생각과는 유의한 상관이 나타나지 않았다.

<Table 1> Correlations and Descriptive Statistics of the Main Study Variables

구분	1	2	3	4	5
1. Trauma experience	1				
2. Academic dropout intention	.373**	1			
3. Growth mindset	-.018	-.081	1		
4. Gratitude	-.206**	-.28**	.235**	1	

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.44

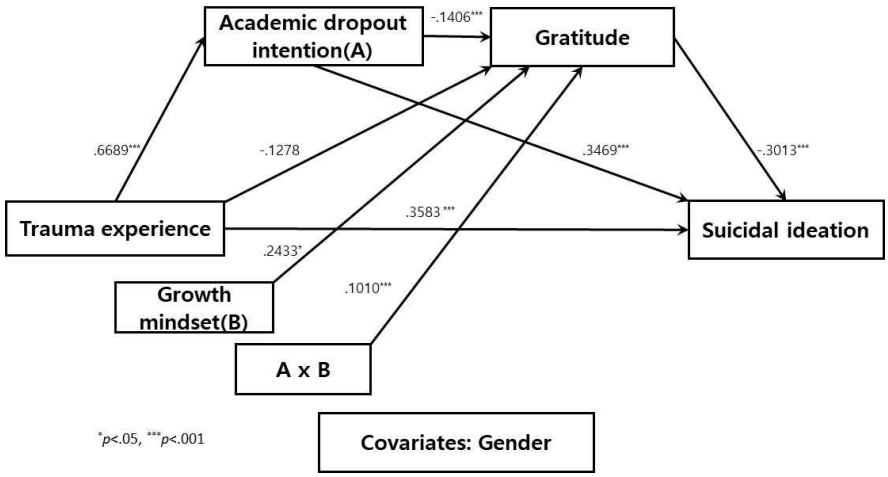
5. Suicidal ideation	.418**	.584**	-.043	-.383**	1
M	1.5939	2.3592	3.6897	3.5892	2.0433
SD	.69682	1.19973	.61192	.69452	1.06463

** p<.01

4.2 성장 마인드셋의 조절된 매개효과

성장 마인드셋의 조절된 매개효과를 분석하였으며, 그 결과는 [그림 2], [그림 3], <표 2>, <표 3>과 같다. 분석 시 젠더는 통제하였다. 분석 결과, 외상경험은 학업중단의도(B = .6689, p < .001)와 자살생각(B = .3583, p < .001)에 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 학업중단의도는 감사성향에 부적 영향을 미치고(B = −.1406, p < .001), 자살생각에는 정적 영향을 미치는 것으로 나타났으며(B = .3469, p < .001), 감사성향은 자살생각에 유의한 부적 영향을 미치는 것으로 확인되었다(B = −.3013, p < .001).

한편 성장 마인드셋은 감사성향에 정적 영향을 미쳤으며(B = .2433, p < .001), 학업중단의도와 성장 마인드셋의 상호작용항 또한 유의하게 나타나(B = .1010, p < .05) 성장 마인드셋의 조절효과가 확인되었다. 조건부 효과 분석 결과, 성장 마인드셋이 낮거나 평균 수준일 때는 학업중단의도가 감사성향에 유의한 부적 영향을 미쳤으나, 성장 마인드셋이 높은 수준에서는 이러한 효과가 유의하지 않은 것으로 나타났다. Johnson-Neyman 분석에서도 성장 마인드셋 수준이 특정 값 이상일 경우 학업중단의도가 감사성향에 미치는 부적 영향이 유의하지 않게 되는 것으로 확인되었다.



[Figure 2] Moderated Mediating Effect of Growth Mindset

<Table 2> Moderating Effect of Growth Mindset

Category		Mediating variable model (DV: Academic dropout intention)			Mediating variable model (DV: Gratitude)			Dependent variable model (DV: Suicidal ideation)		
		B	SE	t value	B	SE	t value	B	SE	t value
Constant		-1.9796	.2492	-7.9438***	3.6218	.1847	19.6127***	1.9635	.2983	6.5826***
IV	Trauma experience	.6689	.0893	7.4911***	-.1278	.0655	-1.9498	.3583	.0715	5.0095***

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.44

M1	Academic dropout intention				-.1406	.0392	-3.5832***	.3469	.0435	7.9806***
M2	Gratitude							-.3013	.0613	-4.9160***
Moderator	Growth mindset				.2433	.0633	3.8425***			
Interaction item	Academic dropout intention × Growth mindset				.1010	.0512	1.9720*			
Highest order test	R^2 Change				.0113					
	F				3.8886*					
Covariate	Gender	.6089	.1242	4.9007***	.0382	.0869	.4389	.3693	.0944	3.9129***
Model Summary	R^2	.2036			.1479			.4575		
	F	37.9530***			10.2036***			62.2064***		

Conditional Effect of Academic Dropout Intention According to Levels of Growth Mindset

Growth mindset	Effect(B)	se	t value	LLCI	ULCI
-.6636(M-1SD)	-.2076	.0504	-4.1200***	-.3068	-.1084
.0000(M)	-.1406	.0392	-3.5832***	-.2178	-.0634
.6636(M+1SD)	-.0736	.0534	-1.3790	-.1787	.0314

Johnson-Neyman Significance of Conditional Effects

Growth mindset	% below	% above
.4716	80.0000	20.0000

Region of Significance for the Conditional Effect According to Levels of Growth Mindset

Growth mindset	Effect(B)	se	t value	LLCI	ULCI
-2.1592	-.3586	.1151	-3.1146*	-.5852	-.1320
			⋮		
.4408	-.0961	.0464	-2.0715*	-.1874	-.0048
.4716	-.0930	.0473	-1.9681	-.1860	.0000
.6408	-.0759	.0526	-1.4434	-.1794	.0276
			⋮		
1.8408	.0452	.1042	.4343	-.1598	.2503

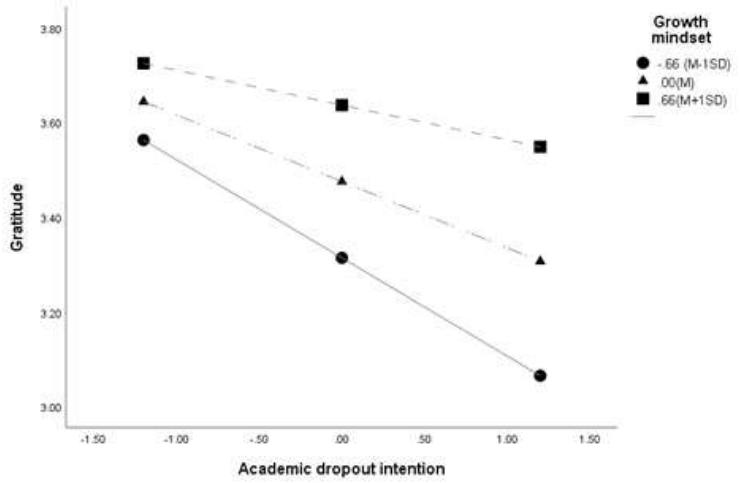
*** p<.001, * p<.05

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

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

[그림 2]를 보면 학업중단의도가 높을수록 감사성향은 전반적으로 감소하는 경향을 보였다. 그러나 이러한 감소 정도는 성장 마인드셋 수준에 따라 차이가 나타났으며, 성장 마인드셋이 높을수록 학업중단의도가 감사성향에 미치는 부정적 영향이 완화되는 것으로 나타났다. 즉, 성장 마인드셋은 학업중단의도가 감사성향에 미치는 영향을 완충하는 조절효과를 보였다.

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.44



[Figure 2] Moderating Effect of Growth Mindset

성장 마인드셋의 조건부 간접효과를 분석하였다. 분석 결과, 외상경험은 자살생각에 유의한 정적 직접효과를 나타냈다(β = .3583, p < .001). 이는 외상경험이 높을수록 자살생각 수준이 증가함을 의미한다.

또한 성장 마인드셋 수준에 따른 조건부 간접효과를 분석한 결과, 성장 마인드셋이 낮은 수준(M−1SD)과 평균 수준(M)에서는 외상경험이 학업중단의도와 감사성향을 경유하여 자살생각에 미치는 간접효과가 유의한 것으로 나타났다(BootLLCI > 0). 반면 성장 마인드셋이 높은 수준(M+1SD)에서는 간접효과의 신뢰구간에 0이 포함되어 통계적으로 유의하지 않은 것으로 확인되었다.

이러한 결과는 성장 마인드셋이 낮거나 평균 수준일 때 외상경험이 학업중단의도와 감사성향을 통해 자살생각으로 이어지는 간접경로가 유의하게 나타나지만, 성장 마인드셋이 높은 경우 이러한 부정적 경로가 약화됨을 의미한다. 따라서 성장 마인드셋은 외상경험이 자살생각으로 이어지는 과정에서 보호적 역할을 하는 조절된 매개효과를 가지는 것으로 확인되었다.

<Table 3> Direct Effect and Conditional Indirect Effect

Direct effect (Trauma experience → Suicidal ideation)				
Effect	se	t value	LLCI*	ULCI**
.3583	.0715	5.0095***	.2175	.4991
Conditional indirect effect (Trauma experience → Academic dropout intention → Gratitude → Suicidal ideation)				
Growth mindset	Effect	BootSE	BootLLCI	BootULCI
-.6636(M-1SD)	.0418	.0167	.0123	.0776
.0000(M)	.0283	.0119	.0086	.0544
.6636(M+1SD)	.0148	.0132	-.0070	.0447

***p<.001
* LLCI = Lower Limit of the 95% Confidence Interval for the Bootstrap Indirect Effect
** ULCI = Upper Limit of the 95% Confidence Interval for the Bootstrap Indirect Effect

5. 논의 및 결론

연구의 결과를 중심으로 논의하면 다음과 같다.

첫째, 본 연구의 상관분석 결과, 외상경험은 학업중단의도와 자살생각과 유의한 정적 상관을 보여 외상을 경험한 청소년일수록 학교 부적응과 자살생각 위험이 높아질 수 있음을 시사한다. 또한 학업중단의도는 자살생각과 강한 정적 상관을 나타내어 학교생활 이탈 의도가 청소년의 자살 위험과 밀접하게 관련됨을 확인하였다. 반면 감사성향은 외상경험, 학업중단의도, 자살생각과 모두 부적 상관을 보여 자살생각을 완화하는 보호요인으로 기능할 가능성을 나타냈다. 한편 성장 마인드셋은 감사성향과 정적 상관을 보였으나 다른 변인들과는 유의한 관계가 나타나지 않았다. 이는 성장 마인드셋이 부정적 경험을 직접 감소시키기보다는 긍정적 정서 자원을 강화하는 심리적 요인으로 작용할 수 있음을 시사한다[29].

둘째, 본 연구 결과, 성장 마인드셋이 낮거나 평균 수준일 때는 외상경험이 학업중단의도와 감사성향을 통해 자살생각으로 이어지는 간접효과가 유의하게 나타났다. 이는 외상을 경험한 청소년이 학교 적응의 어려움과 긍정 정서의 감소를 경험하면서 자살생각 위험이 증가할 수 있음을 시사한다. 반면 성장 마인드셋이 높은 경우 이러한 간접효과가 유의하지 않게 나타나, 성장 마인드셋이 외상 경험 이후 나타날 수 있는 부정적 심리 경로를 완충하는 보호요인으로 작용함을 보여준다. 이러한 결과는 개인의 능력과 특성이 노력과 학습을 통해 변화할 수 있다는 신념이 스트레스 상황에서 심리적 회복력과 적응을 촉진할 수 있다는 선행연구와도 일치한다. 따라서 청소년의 자살 예방을 위해 성장 마인드셋을 강화하는 교육적·심리적 개입이 중요함을 시사한다[29].

본 연구는 중·고등학생을 대상으로 외상경험, 학업중단의도, 감사성향, 성장 마인드셋, 자살생각 간의 관계와 성장 마인드셋의 조절된 매개효과를 검증하였다. 연구 결과, 외상경험은 학업중단의도와 자살생각과 정적 관계를 보였으며, 감사성향은 자살생각을 완화하는 보호요인으로 나타났다. 또한 외상경험이 학업중단의도와 감사성향을 경유하여 자살생각에 영향을 미치는 과정에서 성장 마인드셋이 조절된 매개효과를 가지는 것으로 확인되었다. 특히 성장 마인드셋이 높은 경우 외상경험이 자살생각으로 이어지는 간접 경로가 약화되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 청소년의 자살 예방을 위해 외상 경험과 학교 적응 문제에 대한 개입과 함께 감사성향 및 성장 마인드셋과 같은 긍정심리 자원을 강화하는 교육적·심리적 지원이 필요함을 시사한다.

연구의 한계 및 후속연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 자기보고식 설문조사를 통해 자료를 수집하였기 때문에 응답자의 주관적 인식이나 사회적 바람직성 편향이 반영되었을 가능성이 있다. 따라서 후속 연구에서는 심층 면담이나 다원적 자료 수집 방법을 활용하여 연구 결과의 타당성을 보완할 필요가 있다.

둘째, 본 연구는 횡단적 연구 설계에 기반하여 변수 간 관계를 분석하였으므로 인과관계를 명확히 설명하는 데 한계가 있다. 따라서 향후 연구에서는 종단 연구나 실험 연구를 통해 성장 마인드셋과 감사성향이 청소년의 자살생각에 미치는 장기적 영향과 변화 과정을 보다 체계적으로 검증할 필요가 있다.

References

[1] WHO. (2024). Suicide worldwide. World Health Organization.

[2] 통계청. (2024). 2023년 사망원인 통계.

[3] Klonsky, E. D., May, A. M., & Saffer, B. Y. (2016). Suicide, suicide attempts, and suicidal ideation. Annual Review of Clinical Psychology, 12, 307-330.

[4] Bahk, Y. C., et al. (2017). Childhood trauma and suicidal ideation: The mediating role of emotional symptoms. Psychiatry Investigation, 14(6), 742-748.

[5] Porche, M. V., Fortuna, L. R., Lin, J., & Alegría, M. (2011). Childhood trauma and psychiatric

disorders as correlates of school dropout in a national sample of young adults. Child Development, 82(3), 982–998.

[6] Wood, A. M., Froh, J. J., & Geraghty, A. W. A. (2010). Gratitude and well-being: A review and theoretical integration. Clinical Psychology Review, 30(7), 890–905. https://doi.org/10.1016/j.cpr.2010.03.005

[7] Liu, Q., Jiang, M., Li, S., & Huebner, E. S. (2021). Gratitude and suicidal ideation among adolescents: The mediating roles of coping styles and meaning in life. Journal of Adolescence, 89, 65–75.

[8] Zeng, G., et al. (2016). Growth mindset and resilience. Personality and Individual Differences, 98, 142–146.

[9] Zhao, X., et al. (2023). Growth mindset and adolescent well-being. Frontiers in Psychology.

[10] Dube, S. R., et al. (2001). Childhood abuse, household dysfunction, and the risk of attempted suicide throughout the life span. JAMA, 286(24), 3089–3096.

[11] Panagioti, M., Gooding, P. A., Triantafyllou, K., & Tarrier, N. (2015). Suicidality and posttraumatic stress disorder (PTSD) in adolescents: A systematic review and meta-analysis. Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology, 50, 525–537. https://doi.org/10.1007/s00127-014-0978-x

[12] Rumberger, R. W., & Lim, S. A. (2008). Why students drop out of school: A review of 25 years of research. California Dropout Research Project Report No. 15.

[13] Gubbels, J., van der Put, C. E., & Assink, M. (2019). Risk factors for school absenteeism and dropout: A meta-analytic review. Journal of Youth and Adolescence, 48, 1637–1667. https://doi.org/10.1007/s10964-019-01072-5

[14] McCullough, M. E., Emmons, R. A., & Tsang, J.-A. (2002). The grateful disposition: A conceptual and empirical topography. Journal of Personality and Social Psychology, 82(1), 112–127. https://doi.org/10.1037/0022-3514.82.1.112

[15] Li, D., Zhang, W., Li, X., Li, N., & Ye, B. (2012). Gratitude and suicidal ideation and suicide attempts among Chinese adolescents: Direct, mediated, and moderated effects. Journal of Adolescence, 35(1), 55–66. https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0140197111000637

[16] Kleiman, E. M., Adams, L. M., Kashdan, T. B., & Riskind, J. H. (2013). Gratitude and grit indirectly reduce risk of suicidal ideations by enhancing meaning in life: Evidence for a mediated moderation model. Journal of Research in Personality, 47(5), 539–546. https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0092656613000597

[17] Dweck, C. S., & Leggett, E. L. (1988). A social-cognitive approach to motivation and personality. Psychological Review, 95(2), 256–273. https://doi.org/10.1037/0033-295X.95.2.256

[18] Yeager, D. S., & Dweck, C. S. (2012). Mindsets that promote resilience: When students believe that personal characteristics can be developed. Educational Psychologist, 47(4), 302–314. https://doi.org/10.1080/00461520.2012.722805

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

[20] Kubany, E. S., Leisen, M. B., Kaplan, A. S., Watson, S. B., Haynes, S. N., Owens, J. A., & Burns, K. (2000). Development and preliminary validation of a brief broad-spectrum measure of trauma exposure: The Traumatic Life Events Questionnaire. Psychological Assessment, 12(2), 210–224. https://doi.org/10.1037/1040-3590.12.2.210

[21] 서영석, 조화진, 안하얀, 이정선. (2012). 청소년들의 외상사건 경험. 교육심리연구, 26(3), 787-816.

[22] Slick, S. N., & Lee, C. S. (2014). The Relative Levels of Grit and Their Relationship with Potential Dropping-Out and University Adjustment of Foreign Students in Korea. Journal of Digital Convergence, 12(8), 61-66. https://doi.org/10.14400/JDC.2014.12.8.61

[23] Dweck, C. S. (2006). Mindset: The new psychology of success. Random House

[24] 이창식, 장하영. (2018). 희망과 자기주도학습과의 관계에서 성장 마인드셋과 그릿의 역할. 한국융합학회논문지, 9(1), 95-102. https://www.dbpia.co.kr/Journal/articleDetail?nodeId=NODE09013164

[25] McCullough, M. E., Tsang, J.-A., & Emmons, R. A. (2004). Gratitude in Intermediate Affective Terrain: Links of Grateful Moods to Individual Differences and Daily Emotional Experience. Journal of Personality and Social Psychology, 86(2), 295-309. https://doi.org/10.1037/0022-3514.86.2.295

[26] 권선중, 김교헌, 이홍석. (2006). 한국판 감사 성향 척도(K-GQ-6)의 신뢰도 및 타당도. 한국심리학회지: 건강, 11(1), 177-190. https://kiss.kstudy.com/Detail/Ar?key=2543433

[27] Harlow, L. L., Newcomb, M. D., & Bentler, P. M. (1986). Depression, self-derogation, substance use, and suicide ideation: Lack of purpose in life as a mediational factor. Journal of Clinical Psychology, 42(1), 5-21. https://doi.org/10.1002/1097-4679(198601)42:1<5::AID-JCLP2270420102>3.0.CO;2-9

[28] 김형수. (2002). 한국노인의 자살생각과 관련요인 연구. 한국노년학회, 22(1), 159-172. https://www.dbpia.co.kr/Journal/articleDetail?nodeId=NODE11747697

[29] Yeager, D. S., & Dweck, C. S. (2012). Mindsets that promote resilience. Educational Psychologist, 47(4), 302-314.

새론상담심리교육연구
The Journal of Saeron Counseling, Psychology and Education
Vol. 5, No. 1, pp. 56-71 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.56

청소년의 그릿이 플로리싱에 미치는 영향: 감사성향과 자아존중감의 이중 매개효과

최희정[1], 신은미[2], 이창식[3]
[1]박사과정, 아동청소년상담심리학과, 한서대학교, kimjemin76@naver.com
[2]겸임교수, 사회복지학과, 한서대학교, smslovess@naver.com
[3]교수, 사회복지학과, 한서대학교, lee1246@hanmail.net

Effect of Adolescents Grit on Flourishing: Dual Mediating Effects of Gratitude and Self-Esteem

Hui Jeong Choi[1], Eun Mi Shin[2], Chang Seek Lee[3]

[1]Doctoral student, Dept. of Child & Adolescent Counseling Psychology, Hanseo University, kimjemin76@naver.com
[2]Adjunct Professor, Dept. of Social Welfare, Hanseo University, smslovess@naver.com
[3]Professor, Dept. of Social Welfare, Hanseo University, lee1246@hanmail.net

초 록: 본 연구는 감사성향과 자아존중감이 그릿의 하위요인인 흥미의 일관성과 노력의 지속성이 플로리싱에 미치는 영향에서 이중 매개 역할을 하는지를 검증하여 청소년 플로리싱 증진을 위한 기초자료를 제공하는 데 목적이 있다. S시 중・고등학생 610명을 대상으로 설문조사를 실시하였으며, SPSS 25.0과 PROCESS macro Model 6을 활용하여 빈도분석, 신뢰도 분석, 상관분석 및 이중매개효과 분석을 수행하였다. 분석 결과, 모든 변인은 정적 상관을 보였으며 특히 자아존중감과 플로리싱의 상관이 가장 높게 나타났다. 또한 감사성향과 자아존중감은 그릿과 플로리싱의 관계를 직렬 이중 매개하는 것으로 확인되었다. 이에 청소년의 플로리싱 증진을 위해 그릿뿐 아니라 자아존중감과 감사성향을 통합적으로 강화하는 접근이 필요하다. 향후 다양한 지역 표집과 추가 변인 탐색, 체계적 개입 프로그램 개발 및 효과 검증 연구가 요구된다.

핵심어: 그릿, 감사성향, 자아존중감, 플로리싱, 이중 매개효과, 중・고등학생

Abstract: The purpose of this study was to examine whether gratitude disposition and self-esteem sequentially mediate the relationship between the sub-factors of grit, namely consistency of interest and perseverance of effort, and flourishing, thereby providing foundational data for enhancing adolescents' flourishing. Data were collected through a survey of 610 middle and high school students in S city. The analyses were conducted using SPSS 25.0 and PROCESS macro Model 6, including frequency analysis, reliability analysis, correlation analysis, and dual mediation analysis. The results indicated that all variables were positively correlated, with the strongest correlation found between self-esteem and flourishing. Furthermore, gratitude disposition and self-esteem were found to sequentially mediate the relationship between grit and flourishing. These findings suggest that integrated interventions aimed at strengthening not only grit but also self-esteem and gratitude disposition are necessary to promote adolescents' flourishing. Future research should include more diverse regional samples, explore additional influencing variables, and develop and validate systematic intervention programs.

Keywords: Grit, Gratitude, Self-Esteem, Flourishing, Dual Mediation Effect, Middle and High School Students

Received 19 February 2026, Revised 23 February 2026
Accepted 3 March 2026
Corresponding Author: Chang Seek Lee
(Hanseo University)
Email: lee1246@hanmail.net
e-ISSN: 2951-259X

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

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.56

1. 서론

청소년기는 정체감 형성, 정서적 안정, 사회적 관계 확장, 학업 성취 등 핵심 발달 과업이 집중되는 시기이다. 이 시기에 긍정적 성장 자산을 충분히 확보하지 못할 경우 이후 발달 단계에서 다양한 적응상의 어려움을 경험할 가능성이 높다. 따라서 청소년이 건강하게 성장하도록 돕기 위해서는 사회적·교육적 자원의 체계적 지원이 필요하다[1,2].

첫째, 정서적 지원은 청소년기의 심리적 건강과 정체감 형성에 핵심적인 요인이다. 부모, 또래, 교사와의 긍정적 상호작용은 자기효능감과 자아존중감을 향상시키고 스트레스 대처능력을 증진시킨다[3~5]. 이러한 정서적 지지는 청소년이 불확실한 상황에서도 안정감을 유지하고 자신의 능력에 대한 확신을 형성하도록 돕는다.

둘째, 또래 중심의 사회적 관계 형성은 사회적 적응력과 사회적 기술 발달에 중요한 역할을 한다[6,7]. 또래 관계 속에서 청소년은 공감과 협력을 배우고 사회적 지지망을 구축하며, 이는 성인기로의 전환 과정에서 원활한 사회적 적응을 가능하게 한다.

셋째, 학업 성취는 청소년기의 중요한 발달 과업으로, 긍정적인 학업 환경과 교사의 지지는 학문적 성장뿐 아니라 자아존중감과 감사성향 형성에도 영향을 미친다[8,9]. 학업적 성취 경험은 개인의 자기 가치 인식을 강화하고, 긍정적 정서를 촉진하여 전반적 발달을 촉진하는 것으로 보고되었다[10,11].

이와 같은 청소년기의 건강한 발달을 설명하는 긍정심리 변인으로 최근 그릿(Grit)과 플로리싱(Flourishing)이 주목받고 있다. 그릿은 장기적 목표를 향한 지속적 노력과 열정을 의미하며[12], 학업 성취와 심리적 안녕을 예측하는 긍정적 요인으로 보고된다[13]. 그릿은 좌절 상황에서도 목표 지향적 행동을 유지하게 하여 정서적 안정과 자기효능감을 높이는 데 기여한다[14,15].

플로리싱은 삶의 의미, 긍정정서, 사회적 연결감 등을 포함하는 전반적 번영 상태를 의미하며[16], 청소년기의 건강한 발달을 설명하는 통합적 개념이다. 플로리싱 수준이 높은 청소년은 학업 및 대인관계에서 높은 만족도와 성취를 경험하는 것으로 보고되었다[17]. 특히 그릿은 플로리싱을 예측하는 중요한 요인으로 나타났다[13].

한편 감사성향은 자신이 받은 혜택과 긍정적 경험에 대해 감사하는 태도로, 긍정정서를 증진시키고 부정정서를 완화하며 정서적 안녕에 기여한다[18]. 감사성향은 자아존중감과 함께 긍정적 자기개념 형성과 회복력을 강화하여 플로리싱 증진에 영향을 미치는 것으로 보고되었다[10,19].

또한 자아존중감은 자신을 가치 있고 유능한 존재로 인식하는 태도로, 삶의 만족과 심리적 안녕을 예측하는 핵심 변인이다[5,20]. 자아존중감은 정체성 안정과 긍정적 대처 전략을 강화하며[4,6], 궁극적으로 플로리싱을 촉진하는 요인으로 작용한다[17].

이처럼 감사성향과 자아존중감은 청소년의 긍정적 발달을 촉진하는 핵심 요인으로 확인되어 왔다. 그러나 그릿과 플로리싱 간의 관계에서 두 변인이 직렬적 이중 매개 역할을 수행하는지에 대한 실증적 연구는 여전히 제한적인 실정이다. 특히 중·고등학생 시기는 자아정체감이 본격적으로 형성되고 자기개념과 자아존중감이 재구조화되는 발달적 전환기로, 개인의 목표 지향성과 정서적 자원이 통합되는 중요한 시기이다. 이 시기에는 학업 성취, 또래 관계, 진로 탐색 등 다양한 발달 과업을 경험하면서 자신에 대한 평가와 삶의 의미를 형성하게 되므로, 그릿이 감사성향과 자아존중감을 매개로 플로리싱으로 확장되는 과정이 보다 역동적으로 나타날 가능성이 있다.

따라서 본 연구는 발달적으로 중요한 시기의 청소년을 대상으로 그릿, 감사성향, 자아존중감, 플로리싱 간의 구조적 관계를 종합적으로 분석함으로써 기존 연구의 한계를 보완하고, 청소년기 긍정적 발달의 심리적 경로를 보다 구체적으로 밝히고자 한다.

이를 위해 다음과 같은 연구문제를 설정하였다.

첫째, 그릿(흥미의 일관성, 노력의 지속성), 감사성향 및 자아존중감 간의 상관관계는 어떠한가?

둘째, 감사성향과 자아존중감은 그릿(흥미의 일관성, 노력의 지속성)과 플로리싱 간의 관계에서 이중 매개하는가

2. 이론적 배경

2.1 그릿이 플로리싱에 미치는 영향

그릿은 개인이 장기적인 목표를 달성하기 위해 열정과 인내를 지속하는 성향으로, 어려움이나 실패 상황에서도 목표 지향적 노력을 유지하는 특성을 포함한다[12]. 이는 단순한 근면성을 넘어 목표에 대한 일관된 관심과 지속적 노력을 포함하는 심리적 자원으로 이해된다. 반면 플로리싱은 개인이 심리적·사회적·정서적 안녕을 충만하게 경험하며 삶의 여러 영역에서 긍정적으로 기능하는 상태를 의미한다[16,22]. 플로리싱은 긍정정서, 몰입, 성취, 관계, 삶의 의미 등 다양한 요소를 포괄하는 통합적 웰빙 개념으로 설명된다.

최근 연구들은 그릿이 플로리싱을 유의하게 예측하는 긍정적 요인임을 보고하고 있다[23]. 그릿의 하위요인인 흥미의 일관성과 노력의 지속성은 플로리싱의 주요 구성요소인 긍정정서, 몰입, 성취감, 사회적 관계와 상호작용하며 개인의 전반적 웰빙을 증진시키는 것으로 나타났다[21]. 특히 그릿이 높은 개인은 목표 달성 과정에서 동기와 긍정적 정서를 지속적으로 유지하는 경향이 있으며, 이는 자아성취감과 삶의 만족을 높이는 데 기여한다[24].

국내 연구에서도 그릿과 플로리싱 간의 긍정적 관계가 확인되고 있다. 중·고등학생을 대상으로 한 연구에서는 그릿이 청소년의 플로리싱 수준을 유의하게 예측하는 것으로 나타났으며, 이는 청소년기의 긍정적 발달을 촉진하는 심리적 자원으로서 그릿의 중요성을 시사한다[23]. 또한 특수교사를 대상으로 한 연구에서는 그릿이 플로리싱의 요소인 직무만족과 밀접한 관련이 있는 것으로 나타났으며, 그릿이 높은 교사일수록 직무에 대한 긍정적 인식과 만족도가 높아지는 경향을 보였다[25]. 이는 그릿이 특정 집단에 국한되지 않고 다양한 발달 단계와 환경에서 긍정적 기능을 수행함을 보여준다.

2.2 감사성향과 자아존중감의 이중 매개역할

2.2.1 감사성향의 매개역할

감사성향은 개인이 타인으로부터 받은 도움이나 일상의 긍정적 경험에 대해 지속적이고 일관되게 감사하는 성향으로, 긍정정서와 웰빙, 도덕적 발달을 설명하는 핵심 심리 변인으로 이해된다[18]. 이는 단순한 감정 반응이 아니라 삶의 사건을 긍정적으로 재해석하는 인지적 경향성과 긍정정서를 유지하려는 정서적 성향을 함께 포함한다[26]. 이러한 인지적 재해석 과정은 개인이 자신의 경험을 의미 있게 통합하도록 돕고, 긍정적 자기평가와 삶의 만족으로 이어지는 심리적 기반을 형성한다.

감사성향은 긍정정서를 확장하고 부정정서를 완화하는 정서조절 자원으로 기능한다[27,28]. 긍정정서 확장이론에 따르면 긍정적 정서는 개인의 사고-행동 레퍼토리를 확장시키고 장기적으로 심리적 자원을 축적하게 한다[28]. 감사성향은 이러한 긍정정서의 빈도와 강도를 높임으로써 정서적 복원력을 강화하고, 스트레스 상황에서도 심리적 균형을 유지하도록 돕는다. 이 과정에서 개인은 자신과 삶에 대해 보다 긍정적인 평가를 형성하게 되며, 이는 자아존중감과 같은 자기관련 인지 구조와도 밀접하게 연결된다[29].

또한 도덕 감정이론의 관점에서 감사는 타인의 호의와 도움을 인식하고 이에 반응하는 사회적 감정으로서 신뢰와 상호지지를 강화하는 기능을 수행한다[30]. 감사성향은 가족 및 또래와의 긍정적 상호작용 속에서 발달하며[31], 감사 표현은 대인관계를 촉진하고 긍정적 자기개념 형성에 기여한다[32]. 즉, 감사

성향은 정서적 안정과 사회적 유대 형성을 동시에 촉진하는 심리적 자원으로 작용하며, 이는 개인의 전반적 안녕 수준을 높이는 구조적 경로로 연결된다.

이러한 맥락에서 감사성향은 그릿과 플로리싱을 연결하는 매개 기제로 이해될 수 있다. 그릿은 장기적 목표를 향한 지속적 노력과 열정을 의미하며[12], 목표 추구 과정에서 반복적으로 성취 경험과 의미 부여 과정을 수반한다. 이때 경험되는 긍정적 정서와 의미 해석은 감사성향을 강화하는 방향으로 작용할 수 있다[26]. 다시 말해, 그릿은 긍정적 정서 경험의 빈도를 높이고, 감사성향은 이러한 경험을 내면화하여 정서적 안정성과 삶의 만족으로 확장시키는 역할을 한다[27]. 그 결과 감사성향은 목표 지향적 노력에서 비롯된 긍정적 경험을 심리적 안녕과 번영의 상태인 플로리싱으로 전환시키는 정서적 매개 경로로 기능할 가능성이 있다.

청소년을 대상으로 한 연구에서도 감사성향은 삶의 만족과 웰빙을 예측하는 요인으로 확인되었으며[33], 부모의 양육 방식과 친사회적 행동 간 관계에서도 매개적 기능을 수행하는 경향이 나타났다[34]. 이는 감사성향이 발달적 맥락 속에서 정서적 안정, 긍정적 자기평가, 사회적 적응을 연결하는 심리적 기제로 작용함을 보여준다.

따라서 감사성향은 그릿을 통해 형성된 긍정적 정서 경험을 내면화하고, 이를 정서적 안정과 삶의 의미 인식으로 확장하여 플로리싱으로 이어지게 하는 인지·정서적 매개 구조로 가정될 수 있다. 이에 본 연구는 그릿이 플로리싱에 미치는 영향에서 감사성향이 매개변인으로 유의하게 작용하는지를 경험적으로 검증하고자 한다.

2.2.2 자아존중감의 매개역할

자아존중감은 개인이 자신을 긍정적이고 가치 있는 존재로 평가하는 전반적 자기태도를 의미하며, 자기개념의 핵심 구성 요소로 이해된다[5]. 이는 단순한 자기가치의 인식이 아니라, 자신에 대한 인지적 평가와 정서적 수용이 통합된 심리적 구조로서 긍정적 자아개념과 밀접하게 연결된다[35]. Maslow[36]는 자아존중감을 인간의 기본 욕구 중 하나로 보며, 자아존중감이 충족되지 않을 경우 불안과 위축, 자기의심과 같은 심리적 불안정이 나타날 수 있다고 설명하였다. 이러한 관점은 자아존중감이 개인의 정서적 안정과 자기조절 기능의 기반이 되는 핵심 자원임을 시사한다.

자아존중감은 정서적 경험과 밀접한 관련을 맺는다. 자아존중감이 높은 개인은 자신을 수용하고 긍정적으로 평가하는 경향이 있어, 긍정정서를 보다 안정적으로 유지하며 삶의 만족도를 높게 인식하는 특성을 보인다[37,38]. 반대로 자아존중감이 낮은 경우에는 부정적 사건을 자기비난으로 해석할 가능성이 높아 우울이나 불안과 같은 정서적 어려움으로 이어질 수 있다. 이는 자아존중감이 정서 해석 방식과 자기평가 구조를 통해 심리적 안녕에 직접적으로 연결되는 기제로 작용함을 의미한다.

그릿과 자아존중감의 관계를 심리적 구조 측면에서 살펴보면, 그릿은 장기적 목표를 향한 지속적 노력과 인내를 통해 반복적인 성취 경험을 축적하게 한다. 이러한 성취 경험은 자기효능감과 자기 가치 인식을 강화하며, 이는 자아존중감의 형성과 유지에 중요한 역할을 한다[24]. 즉, 그릿은 목표 지향적 행동을 통해 긍정적 자기평가의 근거를 제공하고, 이는 자아존중감을 매개로 정서적 안정성과 자기수용으로 확장될 수 있다. 자아존중감이 높은 개인은 실패나 좌절 상황에서도 비교적 안정된 자기개념을 유지하며, 이는 장기적 목표 추구 과정에서 정서적 균형을 유지하는 데 기여한다.

자아존중감은 플로리싱과도 구조적으로 연결된다. 플로리싱은 의미, 성취, 긍정적 관계, 삶의 목적 등 다차원적 안녕을 포함하는 개념으로, 긍정적 자기평가와 밀접하게 연관된다. 자아존중감이 높은 개인은 자신에 대한 긍정적 평가와 통제감을 바탕으로 삶의 의미를 인식하고 성취 경험을 긍정적으로 통합하는 경향이 있다[37,38]. 이는 플로리싱의 핵심 요소인 자아실현과 심리적 안정성으로 이어질 수 있다. 따라서 자아존중감은 개인의 자기인식 구조를 통해 정서적 안정과 삶의 만족을 연결하는 심리적 경로로 기능한다.

더 나아가 감사성향과 자아존중감은 상호 보완적 구조를 형성할 수 있다[26]. 감사성향이 긍정정서를 확장하고 타인과의 관계 속에서 긍정적 경험을 강화한다면, 자아존중감은 이러한 경험을 자기 가치 인식으로 통합하는 인지적 기반을 제공한다. 즉, 감사성향이 정서적 자원을 확장하는 역할을 한다면, 자아존중감은 이를 안정된 자기개념으로 조직화하여 플로리싱으로 연결시키는 구조적 기능을 수행할 가능성이 있다.

이상의 이론적 고찰을 종합하면, 그릿은 목표 지향적 행동과 성취 경험을 통해 자아존중감을 강화하고, 강화된 자아존중감은 긍정적 자기평가와 정서적 안정성을 바탕으로 플로리싱을 촉진하는 경로를 형성할 수 있다. 따라서 자아존중감은 그릿과 플로리싱을 연결하는 핵심 인지·정서적 매개 변인으로 가정될 수 있으며, 본 연구는 이러한 매개 경로가 청소년 집단에서도 유의하게 나타나는지를 검증하고자 한다.

2.2.3 감사성향이 자아존중감에 미치는 영향

감사성향(Gratitude)은 개인이 삶에서 경험한 긍정적 사건이나 타인으로부터 받은 도움에 대해 감사하는 태도로, 사소한 일에도 의미를 부여하고 긍정적으로 해석하는 경향을 포함한다[26]. 이러한 감사성향은 정서적 안정과 심리적 안녕을 증진시키는 중요한 심리적 자원으로 작용하며, 자아존중감(Self-esteem)과 밀접한 관련을 가진다. 자아존중감은 자신을 긍정적이고 가치 있는 존재로 평가하는 태도로[5], 개인의 정서적 안정과 삶의 만족을 지지하는 핵심 요인이다.

감사성향은 긍정적 정서를 촉진하고 부정적 정서를 완화함으로써 자기 평가를 보다 긍정적으로 형성하도록 돕는다[32]. Lin과 Yeh[39]는 감사성향이 높은 개인이 타인의 긍정적 피드백을 자연스럽게 수용하고 자신을 긍정적으로 인식하는 경향이 있음을 제시하였다. 이러한 태도는 자아존중감을 강화하고, 스트레스 상황에서도 심리적 안정과 회복력을 유지하는 데 기여한다[40,41].

또한 감사성향은 타인의 호의를 긍정적으로 해석하고 사회적 지지를 강화함으로써 자아존중감 형성에 영향을 미친다[26]. 대인관계에서의 긍정적 경험은 자신에 대한 가치 인식을 높이는 요인으로 작용하며[10], 이는 청소년기의 정서적 안정과 사회적 적응에 중요한 기반이 된다. 실제로 청소년을 대상으로 한 연구에서도 감사성향이 자아존중감을 증진시키고 긍정적 대인관계 경험을 확대하는 경향이 확인되었다[42,43].

더 나아가 감사성향은 스트레스 상황에서 긍정적 시각을 유지하도록 하여 심리적 회복력을 강화하고 부정적 정서를 완화하는 기능을 수행한다[40]. 이러한 특성은 자아존중감의 안정적 형성을 지원하며, 청소년의 심리적 웰빙을 높이는 방향으로 작용한다[44,45].

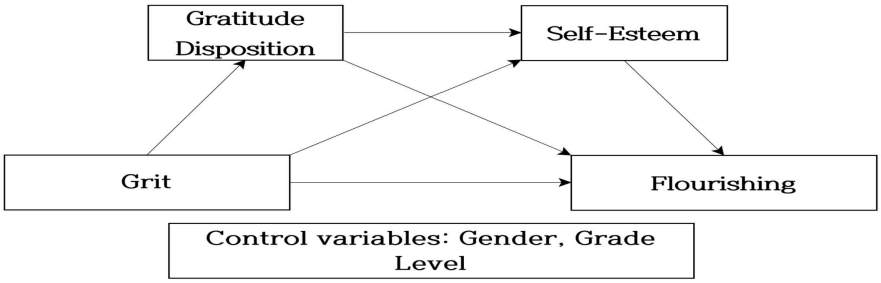
종합하면, 감사성향은 긍정적 정서 경험과 사회적 상호작용을 통해 자아존중감을 강화하는 심리적 자원으로 이해될 수 있다. 따라서 감사성향은 자아존중감의 형성과 증진에 영향을 미치는 선행 요인으로 가정될 수 있으며, 본 연구에서는 감사성향이 자아존중감에 유의한 영향을 미치는지를 분석함으로써 두 변인 간의 관계를 확인하고자 한다.

3. 연구방법

3.1 연구모형

그릿이 플로리싱에 미치는 영향에서 감사성향과 자아존중감이 이중 매개역할을 수행하는지를 확인하기 위하여 Hayes[46]가 제안한 SPSS PROCESS macro의 Model 6을 적용하였다. 연구모형은 <Figure >]과 같이 설정하였으며, 매개변수 및 종속변수에 영향을 미칠 것으로 예상되는 중·고등학생의 성별과 학년

은 분석 과정에서 통제 변수로 포함하였다.



[Figure 1] Research Model

3.2 조사대상 및 자료수집 방법

연구 결과의 타당성과 조사의 접근성을 확보하여 연구 지역은 충청남도 S시를 선정했고, S시의 중·고등학생을 연구 대상으로 삼았다. 데이터 수집은 2024년 6월부터 2주간 진행되는 설문조사 방식으로 이뤄진다. 이번 연구는 응답 및 미응답 포함하여 610명의 중·고등학생을 대상으로 하였다.

조사 대상자의 인구 사회학적 특성은 <Table 1>과 같다. 전체 응답자 수는 610명으로, 성별 분포를 보면 남성이 58.9% (359명), 여성이 41.0% (250명)이며, 학교급별 분포를 보면 중학생이 49% (299명), 고등학생이 51% (311명)으로 고등학생이 중학생보다 약간 더 많았다. 학년별로는 2학년이 59.0% (360명)으로 가장 많았고, 1학년이 32.5% (198명), 3학년이 8.5% (52명)으로 나타났다.

거주지 분포에서는 도시 거주자가 82.1% (501명)으로 대부분을 차지했으며, 농촌 거주자는 17.0% (104명)으로 조사되었다. 가족 소득 수준에서는 '보통' 수준이 46.7% (285명)으로 가장 많았고, '넉넉' 수준은 45.2% (276명)으로 큰 차이를 보이지 않았으며, '부족' 수준은 8.0% (49명)으로 나타났다. 부모의 맞벌이 여부에 대한 응답은 응답자 608명 중 63.3% (386명)가 맞벌이를 하고 있다고 답했고, 36.4% (222명)가 맞벌이가 아니라고 답했다.

<Table 1> Sociodemographic Characteristics of the Participants

Category		Frequency	Percentage (%)
Gender	Male	359	58.9
	Female	250	41
	Total	609	99.8
Grade	1st Grade	198	32.5
	2nd Grade	360	59
	3rd Grade	52	8.5
	Total	610	100
Place of Residence	Urban	501	82.1
	Rural	104	17
	Total	605	99.2
Family Income Level	Low	49	8
	Middle	285	46.7
	High	276	45.2
	Total	610	100
Dual-Income Parents	Yes	386	63.3

	No	222	36.4
	Total	608	99.7
School Level	Middle School	299	49
	High School	311	51
	Total	610	100

3.3 조사도구

3.3.1 그릿

그릿은 Duckworth와 Quinn[21]이 개발한 단축형 그릿 척도(Grit-S)를 Lee의 연구[47]에서 사용한 한국판 단축형 그릿 척도로 측정하였다. 본 척도는 “나는 목표가 있어도 얼마 지나지 않아 또 다른 목표를 찾는다”, “나는 중요한 과업을 이루기까지 어떤 장애가 있어도 좌절하지 않는다” 등의 문항을 포함하여 흥미의 일관성 4문항과 노력의 지속성 4문항, 총 8문항으로 구성되어 있다.

각 문항은 5점 Likert 척도(1점=전혀 그렇지 않다, 5점=매우 그렇다)로 응답하도록 하였으며, 부정 문항은 역채점하여 분석에 활용하였다. 점수가 높을수록 그릿 수준이 높음을 의미한다. 본 연구에서 사용한 척도의 전체 신뢰도(Cronbach’s α)는 .80으로 양호한 수준을 나타냈다.

3.3.2 플로리싱

플로리싱은 Diener 등[17]이 개발한 Flourishing Scale을 임소성・김진숙[48]이 한국어로 번안한 척도를 사용하여 측정하였다. 본 척도는 “나는 목적 있고 의미 있는 삶을 이끌어가고 있다”, “나의 미래는 낙관적이다” 등의 문항을 포함하여 총 8문항으로 구성되어 있다. 각 문항은 5점 Likert 척도(1점=전혀 그렇지 않다, 5점=매우 그렇다)로 응답하도록 하였으며, 총점이 높을수록 플로리싱 수준이 높음을 의미한다. 본 연구에서 사용한 척도의 신뢰도(Cronbach’s α)는 .84로 양호한 수준을 나타냈다.

3.3.3 감사성향

감사성향은 McCullough 등[29]이 개발한 Gratitude Questionnaire-6(GQ-6)을 권선중 등[49]이 번안한 한국판 감사 척도(K-GQ-6)를 사용하여 측정하였다. 본 척도는 “내 삶에는 감사할 일들이 매우 많다”, “나는 여러 사람들에게 고마움을 느낀다” 등의 문항을 포함하여 총 6문항으로 구성되어 있다. 각 문항은 5점 Likert 척도(1점=전혀 그렇지 않다, 5점=매우 그렇다)로 응답하도록 하였으며, 긍정 문항 4문항과 부정 문항 2문항으로 이루어져 있다. 부정 문항은 역채점하여 분석에 활용하였고, 점수가 높을수록 감사성향 수준이 높음을 의미한다. 본 연구에서 사용한 척도의 신뢰도(Cronbach’s α)는 .86으로 양호한 수준을 나타냈다.

3.3.4 자아존중감

자아존중감은 Rosenberg[5]가 개발한 자아존중감 척도(Rosenberg Self-Esteem Scale)를 사용하여 측정하였다. 본 척도는 “나는 좋은 성품을 가졌다고 생각한다”, “나는 내 자신에 대해 대체로 만족한다” 등의 문항을 포함하여 총 10문항으로 구성되어 있다. 각 문항은 5점 Likert 척도(1점=전혀 그렇지 않다, 5점=매우 그렇다)로 응답하도록 하였으며, 긍정 문항 5문항과 부정 문항 5문항으로 이루어져 있다. 부정 문항은 역채점하여 분석에 활용하였고, 점수가 높을수록 자아존중감 수준이 높음을 의미한다. 본 연구에서 사용한 척도의 신뢰도(Cronbach’s α)는 .86으로 양호한 수준을 나타냈다.

3.3.5 통제변수

인구사회학적 특성 중 성별과 학년은 청소년의 정서 및 긍정심리 변인에 영향을 미치는 요인으로 알려져 있다. 성별은 정서적 특성과 자기평가 수준의 차이를, 학년은 발달 단계에 따른 심리적 성숙도의 차이를 반영할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 이러한 영향력을 통제하기 위해 성별과 학년을 통제변수로 설정하였다.

이 두 변수는 감사성향, 자아존중감, 플로리싱에 영향을 미칠 가능성이 있으므로, 매개효과 분석 시 공변량으로 포함하여 통계적으로 통제하였다.

3.4 자료분석

본 연구의 자료 분석은 SPSS Ver. 25.0과 SPSS PROCESS macro Ver. 4.2를 활용하여 수행하였다. 먼저 기술통계 분석을 위해 빈도분석을 실시하였고, 척도의 내적 일관성을 확인하기 위해 신뢰도 분석(Cronbach's α)을 실시하였다.

연구 대상자의 일반적 특성에 따른 주요 변수의 차이를 검증하기 위해 독립표본 t-검정(t-test)과 일원분산분석(one-way ANOVA)을 실시하였으며, 사후검정은 Duncan 또는 Tamhane's T3 방법을 적용하였다. 또한 Pearson의 적률상관분석을 통해 주요 변수 간 상관관계를 확인하였으며, 그릿이 플로리싱에 미치는 영향에서 감사성향과 자아존중감의 이중 매개효과를 검증하기 위해 SPSS PROCESS macro의 Model 6을 적용하였다.

4. 연구 결과

4.1 변인 간 상관관계

주요 변수에 대한 기술통계 및 상관관계 분석을 실시하였으며, 결과는 <Table 2>와 같다. 기술통계 분석 결과, 그릿의 하위요인인 흥미의 일관성과 노력의 지속성, 감사성향, 자아존중감, 플로리싱의 평균과 표준편차는 전반적으로 적정 범위 내에 있었으며 정규성 가정을 크게 위반하지 않는 것으로 확인되었다.

Pearson의 적률상관분석 결과, 모든 주요 변인 간에는 통계적으로 유의한 정적 상관관계가 나타났다. 흥미의 일관성과 노력의 지속성은 서로 유의한 정적 상관을 보였으며, 감사성향과 자아존중감 역시 두 하위요인 모두와 정적으로 관련되었다.

특히 플로리싱과의 관계에서 하위요인 간 차이가 뚜렷하게 나타났다. 흥미의 일관성은 플로리싱과 유의한 정적 상관을 보였으나, 노력의 지속성은 그보다 훨씬 높은 상관계수를 나타냈다. 이는 청소년의 플로리싱이 단순히 흥미를 안정적으로 유지하는 특성보다 실제로 목표를 향해 지속적으로 노력하는 행동적 측면과 더 밀접하게 연결되어 있음을 시사한다.

또한 플로리싱은 자아존중감과 가장 높은 정적 상관을 나타냈으며($r = .687$, $p < .01$), 감사성향과도 높은 정적 관계를 보였다. 이러한 결과는 청소년의 심리적 번영이 자기 가치에 대한 긍정적 평가와 정서적 자원의 축적과 밀접하게 관련되어 있음을 보여준다.

종합하면, 그릿의 두 하위요인 모두 플로리싱과 관련성을 보였으나, 특히 노력의 지속성이 보다 강한 연관성을 나타냄으로써 플로리싱을 설명하는 데 있어 행동적 지속성과 인내의 중요성이 상대적으로 더 크다는 점이 확인되었다. 이는 이후 매개효과 분석에서 하위요인별 영향력 차이를 해석하는 데 중요한 근거로 작용한다.

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.56

<Table 2> Descriptive Statistics and Correlations

	Consistency of Interest	Perseverance of Effort	Gratitude	Self-esteem	Flourishing
Consistency of Interest	1				
Perseverance of Effort	.414**	1			
Gratitude	.214**	.330**	1		
Self-esteem	.260**	.455**	.519**	1	
Flourishing	.290**	.542**	.545**	.687*	1
M	3.2503	3.257	3.8406	3.3996	4.4694
SD	.79921	.77413	.73831	.70207	1.02586

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

4.2 그릿과 플로리싱의 관계에서 감사성향과 자아존중감의 직렬 이중 매개효과

4.2.1 흥미의 일관성과 플로리싱의 관계에서 감사성향과 자아존중감의 이중매개효과

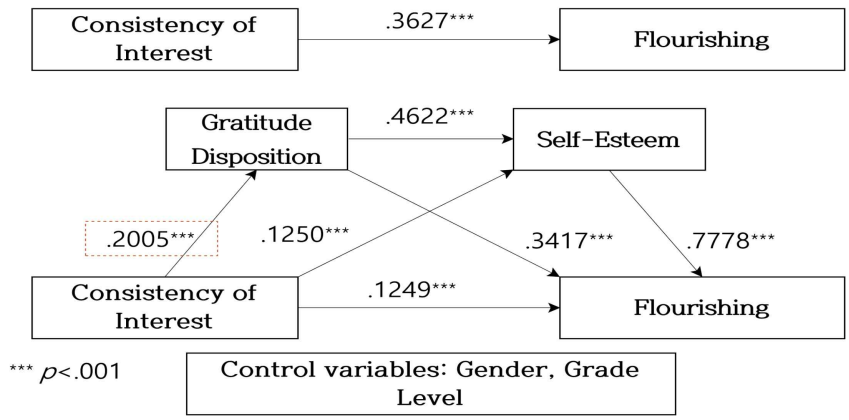
흥미의 일관성과 플로리싱 간의 관계에서 감사성향과 자아존중감의 직렬 이중매개효과를 검증하기 위하여 Hayes(2017)가 제안한 SPSS PROCESS macro Model 6을 적용하였다. 이때 성별과 학년은 공변량으로 투입하여 모든 매개변수 및 종속변수에 대한 회귀식에 동시에 포함함으로써 그 영향을 통계적으로 통제하였다. 분석 결과는 [Figure 2]와 <Table 3>과 같다.

흥미의 일관성은 감사성향(B = .2005, p< .001), 자아존중감(B = .1250, p< .001), 플로리싱(B = .1249, p< .001)에 유의한 정적 영향을 미쳤다. 감사성향은 자아존중감(B = .4622, p< .001)과 플로리싱(B = .3417, p< .001)에 유의한 영향을 보였으며, 자아존중감 역시 플로리싱에 유의한 정적 영향을 미쳤다(B = .7778, p< .001). 이는 성별과 학년의 영향을 통제한 이후에도 각 경로가 안정적으로 유지됨을 의미한다.

간접효과 검증을 위해 5,000회 부트스트래핑을 실시한 결과, 감사성향의 간접효과는 B = .0685로 95% 신뢰구간(.0375 ~ .1022)에 0이 포함되지 않아 유의한 것으로 나타났다. 자아존중감의 간접효과 또한 B = .0973으로 95% 신뢰구간(.0406 ~ .1576)에 0이 포함되지 않아 유의하였다.

또한 흥미의 일관성 → 감사성향 → 자아존중감 → 플로리싱으로 이어지는 직렬 이중매개 경로의 간접효과는 B = .0721이었으며, 95% 신뢰구간(.0397 ~ .1080)에 0이 포함되지 않아 통계적으로 유의하였다.

따라서 성별과 학년을 통제한 상태에서도 흥미의 일관성과 플로리싱 간의 관계에서 감사성향과 자아존중감의 직렬 이중매개효과가 유의하게 확인되었다.



[Figure 2] Serial Multiple Mediation Model of Gratitude and Self-Esteem

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.56

<Table 3> Path Analysis Results for the Serial Mediation Model of Gratitude and Self-Esteem

Category		Coeff	SE	t	p	LLCI	ULCI
Model1 : Mediation Model - Gratitude(M1)							
Constant		2.9929	.1661	18.0185	.0000	.2.6667	3.3191
Consistency of Interest(IV)		.2005	.0371	5.3993	.0000	.1276	.2734
Covariate	Gender	.0118	.0639	.1847	.8536	-.1136	.1372
	Grade Level	.1030	.0526	1.9569	.0508	-.0004	.2024
Model Summary			R^2			F	
			.0522			11.7617***	
Model2 : Mediation Model - Gratitude(M2)							
Constant		1.3688	.1684	8.1271	.0000	1.0381	1.6996
Consistency of Interest(IV)		.1250	.0311	4.0218	.0001	.0640	.1861
Gratitude(M1)		.4622	.0333	13.8916	.0000	.3696	.5276
Covariate	Gender	-.1486	.0522	-2.8450	.0046	-.2511	-.0460
	Grade Level	.0335	.0432	.7763	.4379	-.0513	.1183
Model Summary			R^2			F	
			.3024			65.3437***	
Model3 : Mediation Model - Flourishing(DV)							
Constant		.0728	.2134	.3411	.7332	-.3463	.4919
Consistency of Interest(IV)		.1249	.0379	3.2951	.0010	.0504	.1993
Gratitude(M1)		.3417	.0460	7.4302	.0000	.2514	.4320
Self-esteem(M2)		.7778	.0490	15.8787	.0000	.6816	.8740
Covariate	Gender	-.0131	.0632	-.2079	.8354	-.1373	.1110
	Grade Level	.0299	.0520	.5746	.5658	-.0722	.1319
Model Summary			R^2			F	
			.5288			135.1155***	

Total Effect, Direct Effect And ndirect Effect

Category	Effect	SE	t	p	LLCI	ULCI
Total Effect	.3627	.0506	7.1622	.0000	.2632	.4621
Direct Effect	.1249	.0379	3.2951	.0010	.0504	.1993

Category	Effect	Boot SE	BootLLCI	BootULCI
Total Indirect Effect	.2378	.0405	.1597	.3169
Ind1: Consistency of Interest(IV) → Gratitude(M1) → Flourishing(DV)	.0685	.0167	.0375	.1022
Ind2: Consistency of Interest(IV) → Self-esteem(M2) → Flourishing(DV)	.0973	.0297	.0406	.1576
Ind3: Consistency of Interest(IV) → Gratitude(M1) → Self-esteem(M2) → Flourishing(DV)	.0721	.0171	.0397	.1080

***$p < .001$

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.56

4.2.2 노력의 지속성과 플로리싱의 관계에서 감사성향과 자아존중감의 이중매개효과

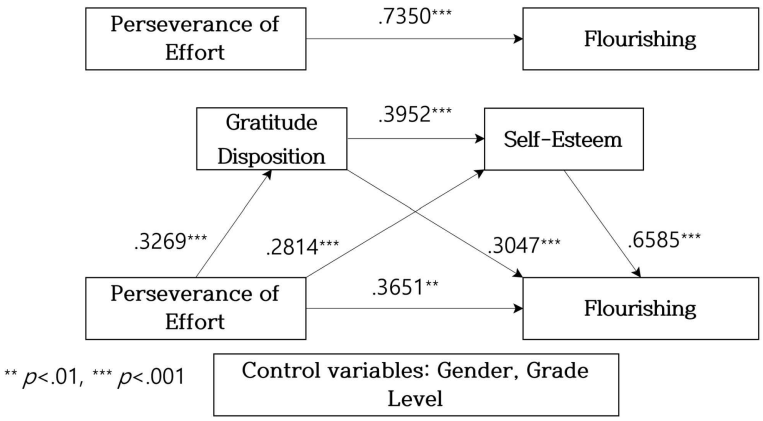
노력의 지속성과 플로리싱 간의 관계에서 감사성향과 자아존중감의 직렬 이중매개효과를 검증하기 위하여 Hayes(2017)가 제안한 SPSS PROCESS macro Model 6을 적용하였다. 이때 성별과 학년은 공변량으로 설정하여 각 매개변수와 종속변수를 예측하는 모든 회귀식에 동시에 투입함으로써 그 영향을 통계적으로 통제하였다. 분석 결과는 [Figure 3]과 <Table 4>와 같다.

노력의 지속성은 감사성향(B = .3269, p＜.001), 자아존중감(B = .2814, p＜.001), 플로리싱(B = .3651, p＜.01)에 유의한 정적 영향을 미쳤다. 감사성향은 자아존중감(B = .3952, p＜.001)과 플로리싱(B = .3047, p＜.001)에 유의한 영향을 보였으며, 자아존중감 역시 플로리싱에 유의한 정적 영향을 미쳤다(B = .6585, p＜.001). 이는 성별과 학년의 영향을 통제한 이후에도 각 경로가 안정적으로 유지됨을 의미한다.

간접효과 검증을 위해 5,000회 부트스트래핑을 실시한 결과, 감사성향의 간접효과는 B = .0996으로 95% 신뢰구간(.0645 ~ .1384)에 0이 포함되지 않아 유의하였다. 자아존중감의 간접효과 또한 B = .1853으로 95% 신뢰구간(.1333 ~ .2447)에 0이 포함되지 않아 유의하였다.

또한 노력의 지속성 → 감사성향 → 자아존중감 → 플로리싱으로 이어지는 직렬 이중매개 경로의 간접효과는 B = .0851이었으며, 95% 신뢰구간(.0593 ~ .1160)에 0이 포함되지 않아 통계적으로 유의하였다.

따라서 성별과 학년을 통제한 상태에서도 노력의 지속성과 플로리싱 간의 관계에서 감사성향과 자아존중감의 직렬 이중매개효과가 유의하게 확인되었다.



[Figure 3] Serial Multiple Mediation Model of Gratitude and Self-Esteem

<Table 4> Path Analysis Results for the Serial Mediation Model of Gratitude and Self-Esteem

Variable		Coeff	SE	t	p	LLCI	ULCI
Model1 : Mediation Model - Gratitude(M1)							
Constant		2.4807	.1724	14.3889	.0000	2.1421	2.8193
Perseverance of Effort(IV)		.3269	.0376	8.6949	.0000	.2530	.4007
Covariate	Gender	.0802	.0625	1.2829	.2000	-.0425	.2029
	Grade Level	.1035	.0507	2.0427	.0415	.0040	.2030
Model Summary			R^2			F	
			.1198			27.3945***	
Model2 : Mediation Model - Self-esteem(M2)							
Constant		1.0130	.1616	6.2672	.0000	.6955	1.3304
Perseverance of Effort(IV)		.2814	.0323	8.7216	.0000	.2180	.3447
Gratitude(M1)		.3952	.0329	12.0054	.0000	.3306	.4599

Covariate	Gender	-.0798	.0506	-1.5765	.1154	-.1792	.0196
	Grade Level	.0364	.0411	.8840	.3770	-.0444	.1172
Model Summary		R^2				F	
		.3639				86.2461***	
Model3 : Mediation Model - Flourishing(DV)							
Constant		-.2830	.1992	-1.4203	.1560	-.6742	.1083
Perseverance of Effort(IV)		.3651	.0409	8.9280	.0000	.2848	.4454
Gratitude(M1)		.3047	.0438	6.9614	.0000	.2187	.3906
Self-esteem(M2)		.6585	.0486	13.5396	.0000	.5630	.7541
Covariate	Gender	.0642	.0606	1.0593	.2899	-.0548	.1831
	Grade Level	.0353	.0492	.7171	.4736	-.0613	.1318
Model Summary		R^2				F	
		.5764				163.8218***	

Total Effect, Direct Effect And ndirect Effect

Category	Effect	SE	t	p	LLCI	ULCI
Total Effect	.7350	.0465	15.7907	.0000	.6436	.8264
Direct Effect	.3651	.0409	8.9280	.0000	.2848	.4454

Category	Effect	Boot SE	BootLLCI	BootULCI
Total Indirect Effect	.3700	.0359	.3050	.4431
Ind1:Perseverance of Effort(IV) → Gratitude(M1) → Flourishing(DV)	.0996	.0187	.0645	.1384
Ind2:Perseverance of Effort(IV) → Self-esteem(M2) → Flourishing(DV)	.1853	.0281	.1333	.2447
Ind3:Perseverance of Effort(IV) → Gratitude(M1)→ Self-esteem(M2)→Flourishing(DV)	.0851	.0146	.0593	.1160

*** $p < .001$

5. 논의 및 결론

본 연구 결과, 그릿의 하위요인인 흥미의 일관성과 노력의 지속성은 감사성향, 자아존중감, 플로리싱과 모두 유의한 정적 상관을 나타냈다. 특히 자아존중감은 플로리싱과 가장 높은 정적 상관을 보여 청소년의 심리적 안녕과 자기 가치 인식이 긴밀히 연결되어 있음을 확인하였다. 또한 그릿의 하위요인 중에서는 흥미의 일관성보다 노력의 지속성이 플로리싱과 더 높은 관련성을 보여, 실제 행동적 인내와 지속적 실행이 청소년의 번영 경험과 보다 밀접하게 연결되어 있음을 시사하였다.

이중매개 분석에서는 그릿이 플로리싱에 직접적인 영향을 미칠 뿐 아니라 감사성향과 자아존중감을 순차적으로 경유하는 간접 경로를 통해서도 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 단순한 통계적 매개를 넘어 심리학적 기제를 설명할 필요가 있다. 먼저 그릿이 높은 청소년은 목표 추구 과정에서 반복적인 성취 경험과 의미 부여 과정을 겪는다. 이러한 경험은 자신이 처한 환경과 타인의 도움을 긍정적으로 인식하도록 하여 감사성향을 강화할 가능성이 있다. 감사성향은 긍정정서를 확장하고 부정적 경험을 재해석하는 정서조절 기능을 수행하며, 이는 자신에 대한 긍정적 평가로 이어질 수 있다. 즉, 감사성향은 외부 경험을 긍정적으로 해석하는 정서적 매개 고리로 작용하고, 자아존중감은 그러한 경험을 자기 가치 인식으로 통합하는 인지적 매개 고리로 기능하는 구조가 형성된다.

특히 감사성향에서 자아존중감으로 이어지는 직렬 경로는 교육적·상담적 측면에서 중요한 함의를 지

닌다. 감사성향은 타인의 지지와 긍정적 경험을 인식하게 하여 관계적 안정감을 높이고, 이러한 관계적 안정감은 자기 수용과 자기 가치 인식의 기반이 된다. 다시 말해, 청소년이 감사의 태도를 통해 긍정적 정서를 축적하면 이는 자기평가의 안정성으로 연결되고, 결과적으로 플로리싱을 촉진하는 심리적 토대가 마련된다. 이는 단순히 개인의 끈기를 강화하는 것만으로는 충분하지 않으며, 정서적 자원과 자기개념을 함께 강화해야 번영의 수준이 안정적으로 확장될 수 있음을 의미한다.

따라서 감사성향과 자아존중감은 그릿과 플로리싱을 연결하는 핵심 심리적 기제로 해석될 수 있다. 특히 노력의 지속성이 플로리싱과 더 높은 관련성을 보였다는 점은 행동적 실행과 인내를 기반으로 한 경험이 감사성향을 거쳐 자아존중감으로 통합될 때, 청소년의 심리적 번영이 보다 강하게 증진될 수 있음을 시사한다.

이러한 결과는 교육적·상담적 실천에 중요한 방향성을 제시한다. 청소년의 그릿을 단순히 강화하는 접근을 넘어, 목표 추구 과정에서 감사 경험을 촉진하고 이를 긍정적 자기평가로 연결하는 프로그램이 병행되어야 한다. 감사성향을 기반으로 한 정서교육과 자아존중감 향상을 위한 자기수용 훈련이 통합적으로 설계된다면, 청소년이 심리적 안녕을 안정적으로 유지하며 플로리싱을 지속적으로 확장해 나가는 데 실질적인 토대가 될 수 있을 것이다.

연구의 제한점과 후속 연구를 위한 제언은 다음과 같다.

첫째, 본 연구는 충청남도 S시에 재학 중인 중·고등학생을 대상으로 수행되었으므로 지역적 특성이 다른 집단에 결과를 일반화하는 데에는 한계가 있다. 특히 지역의 교육 환경, 사회경제적 여건, 문화적 맥락은 감사성향과 자아존중감의 발달 수준 및 그 기능에 영향을 미칠 수 있다. 따라서 후속 연구에서는 3개 이상 지역을 포함한 다지역 표집을 통해 표본의 대표성을 확보하고, 지역 간 차이를 비교함으로써 매개 경로의 구조적 안정성을 검증할 필요가 있다.

둘째, 본 연구는 횡단적 설계에 기반하여 변인 간 관계를 분석하였으므로 인과적 방향성을 확정하는 데에는 제한이 있다. 그릿이 감사성향을 강화하고, 감사성향이 자아존중감을 매개로 플로리싱으로 이어진다는 구조는 이론적으로 타당하지만, 시간적 선후 관계를 직접적으로 확인하지는 못하였다. 향후 연구에서는 종단 연구를 통해 발달적 변화 과정을 추적하거나, 감사 훈련 및 자아존중감 증진 프로그램을 적용한 실험 설계를 통해 매개 경로의 인과적 효과를 보다 명확히 검증할 필요가 있다.

셋째, 본 연구는 감사성향과 자아존중감을 중심으로 매개 구조를 분석하였으나, 플로리싱에 영향을 미칠 수 있는 다양한 개인적·환경적 요인을 충분히 포함하지 못하였다. 예를 들어 사회적 지지, 부모 애착, 학업 스트레스, 회복탄력성, 마음챙김과 같은 변인은 그릿과 플로리싱의 관계를 조절하거나 추가적으로 매개할 가능성이 있다. 향후 연구에서는 이러한 변인을 통합한 구조 모형을 설계하여 심리적·환경적 요인이 상호작용하는 보다 복합적인 경로를 검증할 필요가 있다.

넷째, 본 연구는 구조적 관계 규명에 초점을 두었으며, 이를 토대로 한 구체적 개입 전략의 효과를 직접 검증하지는 못하였다. 본 연구 결과에 따르면 감사성향은 긍정적 정서를 확장하는 정서적 기제로, 자아존중감은 이를 자기 가치 인식으로 통합하는 인지적 기제로 작용한다. 따라서 단순히 자아존중감을 '높여야 한다'는 당위적 접근을 넘어서, 목표 설정 및 지속적 노력 훈련과 함께 감사 일기 작성, 긍정 경험 재해석 훈련, 자기 수용 기반 인지 재구성 훈련 등을 단계적으로 연계하는 통합 프로그램이 설계될 필요가 있다. 즉, 그릿의 행동적 요소를 강화하고, 감사성향을 통해 긍정 정서를 확장한 뒤, 이를 자아존중감의 안정적 형성으로 연결하는 구조적 개입이 요구된다.

이러한 제한점에도 불구하고, 본 연구는 그릿의 하위요인이 감사성향과 자아존중감을 순차적으로 경유하여 플로리싱으로 이어지는 구조를 실증적으로 확인하였다는 점에서 의의를 지닌다. 특히 노력의 지속성이 플로리싱과 더 높은 관련성을 보였다는 결과는 행동적 인내와 실행 경험이 정서적·인지적 자원과 결합될 때 청소년의 번영이 보다 강하게 촉진될 수 있음을 시사한다. 이는 청소년기의 긍정적 발달을 설명하는 심리적 기제를 구체화하였다는 점에서 학문적 가치와 함께 실천적 적용 가능성을 제공한

다.

References

[1] 강민식, 이선화. (2022). 청소년의 행복감 발달궤적에 관한 연구. 인문사회21, 13(4), 1-13.

[2] 황여정, 임희진, & 오승근. (2022). 전환기의 국가청소년정책 전략 연구. In 한국청소년정책연구원 연구보고서. 1-413.

[3] 김이영, Yiyoung Kim. (2021). 청소년의 그릿과 학업성취도의 관계에서 자아존중감의 매개효과와 사회적 자본의 조절효과. 인문사회 21, 12(2), 155-170

[4] Orth, U., Robins, R. W., & Widaman, K. F. (2012). Life-span development of self-esteem and its effects on important life outcomes. Journal of Personality and Social Psychology, 102(6), 1271-1288.

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

[6] Harter, S. (1999). The construction of the self: A developmental perspective. Guilford Press.

[7] Smith, A., & Peterson, G. (2019). Peer interactions and social development during adolescence. Developmental Psychology, 45(4), 678-690.

[8] Lee, H., & Park, S. (2018). The role of teacher support in academic achievement of adolescents. Educational Research and Reviews, 13(7), 405-415.

[9] 김현하, 김현지, 박재국. (2023). 청소년의 학업무기력이 자아존중감에 미치는 영향: 그릿의 매개효과를 중심으로. 교육공동체연구와실천, 5(1), 83-103.

[10] Froh, J. J., Kashdan, T. B., Ozimkowski, K. M., & Miller, N. (2011). Who benefits the most from a gratitude intervention in children and adolescents? The Journal of Positive Psychology, 4(5), 408-422.

[11] Park, N., Peterson, C., & Seligman, M. E. P. (2004). Strengths of character and well-being. Journal of Social and Clinical Psychology, 23(5), 603-619.

[12] 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.

[13] Datu, J. A. D. (2017). Flourishing is associated with higher academic achievement and engagement in Filipino undergraduate and high school students. Journal of Happiness Studies, 19(1), 27-38.

[14] Lee, H., & Sohn, Y. (2017). The role of grit in academic success among Korean students. Educational Psychology Review, 29(3), 561-577.

[15] O'Neal, T., Brown, S., & Fowler, D. (2016). The predictive value of grit for academic achievement in first-generation college students. Journal of College Student Retention, 17(4), 472-489.

[16] Seligman, M. E. P. (2011). Flourish: A visionary new understanding of happiness and well-being. Atria Books.

[17] Diener, E., Wirtz, D., Tov, W., Kim-Prieto, C., Choi, D., Oishi, S., & Biswas-Diener, R. (2010). New well-being measures: Short scales to assess flourishing and positive and negative feelings. Social Indicators Research, 97(2), 143-156.

[18] Emmons, R. A., & McCullough, M. E. (2003). Counting blessings versus burdens: An experimental investigation of gratitude and subjective well-being in daily life. Journal of Personality and Social Psychology, 84(2), 377-389.

[19] 김홍순, 송민경, 김청송. (2012). 청소년의 행복과 심리적 특성과의 관계에서 감사성향과 사회적 지지의 중재모형. 한국심리학회지: 건강, 17(1), 253-270.

[20] Ryff, C. D. (1989). Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being. Journal of Personality and Social Psychology, 57(6), 1069-1081.

[21] 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

[22] Keyes, C. L. M. (2002). The mental health continuum: From languishing to flourishing in life. Journal of Health and Social Behavior, 43(2), 207-222.

[23] 이은진, 신은미, 이창식. (2024). 중·고등학생의 그릿이 플로리싱에 미치는 영향: 감사성향과 마음챙김의 이중 매개효과. 산업진흥연구, 9(2), 59-67.

[24] Creed, P. A., Hood, M., & Hung, R. (2016). Positive self-beliefs as a mediator between career resilience and psychological well-being in Australian university students. Journal of Career Development, 43(2), 171-183.

[25] 박상희, 최희철, 박희정, 김영미, 신혜정. (2024). 특수교사의 플로리싱, 자기효능감, 그릿이 직무만족에 미치는 효과. 언어치료연구, 33(1), 157-166

[26] Wood, A. M., Froh, J. J., & Geraghty, A. W. (2010). Gratitude and well-being: A review and theoretical integration. Clinical Psychology Review, 30(7), 890-905.

[27] Emmons, R. A., & Shelton, C. M. (2002). Gratitude and the science of positive psychology. Handbook of positive psychology, 18(1), 459-471.

[28] Fredrickson, B. L. (2001). The role of positive emotions in positive psychology: The broaden-and-build theory of positive emotions. American Psychologist, 56(3), 218-226.

[29] McCullough, M. E., Emmons, R. A., & Tsang, J. A. (2002). The grateful disposition: A conceptual and empirical topography. Journal of Personality and Social Psychology, 82(1), 112-127.

[30] Smith, A. (2010). The theory of moral sentiments. Penguin.

[31] Froh, J. J., Sefick, W. J., & Emmons, R. A. (2008). Counting blessings in early adolescents: An experimental study of gratitude and subjective well-being. Journal of School Psychology, 46(2), 213-233.

[32] Watkins, P. C., Woodward, K., Stone, T., & Kolts, R. L. (2003). Gratitude and happiness: Development of a measure of gratitude, and relationships with subjective well-being. Social Behavior and Personality: an International Journal, 31(5), 431-451.

[33] 임은희, 류정희. (2018). 자기 성찰과 삶의 만족도 간의 관계에서 감사성향의 매개역할. 한국심리학회지, 33(2), 123-140.

[34] Hu, Y. (2022). The mediating role of gratitude in parenting styles and prosocial behavior among adolescents. International Journal of Behavioral Development, 46(3), 215-225.

[35] Baumeister, R. F. (1993). Self-esteem: The puzzle of low self-regard. Springer Science & Business Media.

[36] Maslow, A. H. (1943). A theory of human motivation. Psychological Review, 50(4), 370-396.

[37] Diener, E., & Diener, M. (1995). Cross-cultural correlates of life satisfaction and self-esteem. Journal of Personality and Social Psychology, 68(4), 653-663.

[38] Orth, U., & Robins, R. W. (2013). Understanding the link between low self-esteem and depression. Current Directions in Psychological Science, 22(6), 455-460.

[39] Lin, C.-C., & Yeh, Y.-C. (2014). How gratitude influences well-being: A structural equation

modeling approach. Social Indicators Research, 118(1), 205-217.

[40] Lambert, N. M., Fincham, F. D., Stillman, T. F., & Dean, L. R. (2009). More gratitude, less materialism: The mediating role of life satisfaction. The Journal of Positive Psychology, 4(1), 32-42.

[41] 최정명, 김선미. (2020). 대학생의 감사성향과 심리적 안녕감의 관계 :자아존중감의 매개효과. 보건의료생명과학논문지, 8(2), 173-179.

[42] Lee, H., & Oh, J. (2017). Adolescents self-esteem and gratitude as predictors of positive peer relationships. Journal of Adolescent Research, 32(3), 451-463.

[43] Heo, J., & Lee, S. (2019). Self-esteem, gratitude, and well-being in adolescents: A structural model analysis. Journal of Youth and Adolescence Studies, 21(4), 233-245.

[44] 양진희. (2008). 감사명상이 중학생의 자아존중감에 미치는 효과. 창원대학교 교육대학원, 석사학위논문

[45] 정효정, 조성제. (2024). 청소년의 긍정심리 자본이 대인관계성향에 미치는 영향 -그릿의 매개효과-. 한국산학기술학회논문지 25(3), 444-451.

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

[47] Seek, L. C. (2020). Gratitude influences happiness through mindfulness in Korean high school students: the moderated mediation model of grit. Перспективы науки и образования, (6 (48)), 334-344.

[48] 임소성, 김진숙. (2018). 한국판 대학생 안녕감 척도 타당화 연구: 플로리싱과 정적 정서 및 부적 정서. 한국상담학회지, 19(３) 51-72.

[49] 권선중, 김동배, 정성훈. (2006). 한국형 자아존중감 척도의 개발 및 타당화 연구. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 20(1), 157-174.

새론상담심리교육연구
The Journal of Saeron Counseling, Psychology and Education
Vol. 5, No. 1, pp. 72-82 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.72

중도입국청소년의 이중문화 수용태도와 자아존중감의 관계: 교사지지의 매개효과 검증

김진원[1], 김성환[2]

[1]강사, 평생교육융합학부, 충청대학교, gulsem.fish@gmail.com
[2]부교수, 유아교육과, 국립경국대학교, ksh@gknu.ac.kr

The Relationship between Bicultural Acceptance Attitude and Self-Esteem of Immigrant Youth: Verifying the Mediating Effect of Teacher Support

Jinwon Kim[1], Seonghwan Kim[2]

[1]Lecturer, Division of Lifelong Education Convergence, Chungcheong University, gulsem.fish@gmail.com
[2]Associate Professor, Early Childhood Education, Gyeongkuk National University, ksh@gknu.ac.kr

초 록: 본 연구는 중도입국 청소년의 이중문화 수용태도가 자아존중감에 미치는 영향에서 교사 지지의 매개효과를 검증하는 데 목적이 있다. 이를 위해 다문화청소년패널조사(MAPS) 자료를 활용하여 중도입국 청소년 137명을 대상으로 분석하였다. 분석방법으로는 SPSS 21.0과 PROCESS Macro Model 4를 활용하여 기술통계, 상관분석, 회귀분석 및 부트스트래핑을 실시하였다. 분석 결과, 첫째, 중도입국 청소년의 이중문화 수용태도는 자아존중감에 유의한 정(+)적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 둘째, 교사지지는 이중문화 수용태도와 자아존중감 간의 관계를 부분매개하는 것으로 확인되었으며, 간접효과가 통계적으로 유의미하였다. 이러한 결과는 중도입국 청소년의 자아존중감 향상을 위해 이중문화 수용태도의 증진과 함께 학교환경에서의 교사지지가 중요함을 시사한다.

핵심어: 중도입국청소년, 이중문화수용태도, 자아존중감, 교사지지, 매개효과

Abstract: This study aims to examine the mediating effect of teacher support on the relationship between bicultural acceptance attitude and self-esteem among immigrant youth in South Korea. Using data from the Multicultural Adolescents Panel Study (MAPS), 137 immigrant youth were analyzed. SPSS 21.0 and PROCESS Macro Model 4 were employed for descriptive statistics, correlation analysis, regression analysis, and bootstrapping. The results showed that bicultural acceptance attitude had a significant positive effect on self-esteem. Furthermore, teacher support partially mediated the relationship between bicultural acceptance attitude and self-esteem, with a statistically significant indirect effect. These findings suggest that both enhancing bicultural acceptance attitudes and strengthening teacher support in school settings are important for improving the self-esteem of immigrant youth. Practical implications for multicultural education programs and teacher training are discussed.

Keywords: Immigrant Youth, Bicultural Acceptance Attitude, Self-Esteem, Teacher Support, Mediating Effect

Received 9 March 2026, Revised 11 March 2026
Accepted 16 March 2026
Corresponding Author: Seonghwan Kim
(Kyungkuk National University)
Email: ksh@gknu.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.
[3]이 논문은 2022학년도 국립안동대학교 학술연구조성비에 의하여 연구되었음

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.72

1. 서론

2024년 기준 정규교육과정에 193,814명의 다문화 학생들이 재학 중에 있다. 이는 전체 학생의 약 3.8%를 차지하고 있다[1]. 또한, 전국 유・초・중등학교 학생 수는 2023년 대비 1.7% 감소한 반면, 다문화 학생 수는 7.0% 증가했다[1]. 이는 학령기 학생수가 계속 감소하는 것과 비교하여, 다문화 학생은 증가하고 있으며, 이러한 현상은 사회적 차원에서 다문화가정 자녀의 중요성과 지속적 관심을 가져야 함을 의미한다.

앞서 언급한 다문화 학생 중 태어난 문화・언어권으로부터 다른 문화와 언어를 가진 한국으로 이주해 온 중도입국 청소년이 있다. 중도입국 청소년은 부모를 따라 생애 중간에 한국에 들어오거나, 한국에 이주한 부모에 의해 한국에 들어온 자녀들이다[2]. 2000년 이후 증가한 국제결혼 재혼가정으로 중도입국 청소년도 증가하기 시작하였고, 2005년 이후 고려인 후손과 조선족 자녀들이 동반 입국하며 숫자가 더욱 증가하기 시작했다.

이와 같은 중가 추세에 비해 ‘다문화가족지원법’의 지원대상인 중도입국 청소년에 대한 실태와 현황을 파악하지 못하고 있고, 전국적인 실태조사도 없으며, 적절한 사회복지 서비스나 법적인 지원 등을 제공받지 못한 사각지대에 놓여 있다.

또한, 한국에서 출생한 다문화가정 청소년과 달리, 중도입국 청소년은 이주 이후 한국생활 적응과정에서 청소년기의 특징을 포함한 어려움을 표출하고 있다[2]. 체류신분 및 기간의 불안정으로 학교 진학의 어려움, 한국사회 정착을 위한 동기 부족 등 중도입국 청소년의 경제적 어려움, 사회적 지지기반 부족 등 여러 심리적 불안을 지목하며, 심리상담 및 직접적 지원, 취업연계 및 직업교육 등의 지원제공의 필요성을 언급하고 있다[3].

중도입국 청소년의 주된 심리적 문제는 자녀-부모 간 애착결핍, 이혼 등 가족해체로 인한 양육 관계 결핍, 체류 기간과 지위의 불안, 애도와 상실감에 대해 해결 대신 억압된 정서로 나타났다[4]. 이와 함께 중도입국 청소년의 억압된 정서는 이중문화 적응 및 언어소통의 제약, 이주 이후 가족의 새로운 형성 등과 겹치면서 사회 부적응을 초래하며 청소년기의 건강한 성장을 방해한다[5].

청소년기는 신체・사회・정신적 발달과업을 이루는 중요한 시기이다. 중도입국 청소년은 생애 중간에 모국 문화와 한국 문화의 이중문화를 경험하며, 사회적 편견과 문화갈등 등의 어려움을 겪는다. 이로 인해, 중도입국 청소년들은 한국의 청소년보다 더 역동적이며 복잡한 정체성을 형성하며, 이중문화 수용태도를 통해 사회적 위축이나 자아존중감으로 적응하는 양상을 나타낸다[6].

기존 다문화 청소년 관련 연구에서는 국내 출생 다문화 청소년과 중도입국 청소년을 구분하지 않고 통합하여 분석하는 경향이 있었다. 그러나 중도입국 청소년은 이미 형성된 모국 문화와 정체성을 가진 상태에서 새로운 문화에 적응해야 하는 이중적 과제를 안고 있으며, 언어 장벽, 가족 재구성에 따른 심리적 갈등 등 국내 출생 다문화 청소년과는 질적으로 다른 적응 경험을 한다[2,4]. 따라서 중도입국 청소년만을 분리하여 이들의 고유한 심리적 적응 메커니즘을 규명하는 연구가 필요하다.

중도입국 청소년의 심리적 적응도에 사회적지지는 중요한 역할을 한다. 특히, 교사지지는 청소년 발달에 직접적인 영향을 미친다. 본 연구에서는 중도입국 청소년의 문화수용 태도가 교사지지를 매개하여 자아존중감에 미치는 영향을 규명하고자 한다. 이를 통해, 중도입국 청소년의 자아존중감 향상에 도움이 되는 기초자료를 제공하는 데 의의를 둔다[7].

2. 이론적 배경

2.1 이중문화 수용태도와 자아존중감

이중문화 수용태도란 두 가지 이상의 문화를 수용하고 향유하는 정도를 의미하며, Berry[8]의 문화적응 모델에 따르면 통합(integration) 전략을 사용하는 개인이 가장 긍정적인 심리적 적응을 보인다. 중도입국 청소년의 경우, 모국 문화와 한국 문화를 균형 있게 수용하는 태도가 심리적 안정과 적응에 긍정적인 영향을 미친다[9].

자아존중감은 자기 자신에 대한 긍정적이고 주관적인 평가로, Rosenberg[10]는 이를 자신을 가치 있는 사람으로 인식하는 정도로 정의하였다. 청소년기의 자아존중감은 학업 성취, 사회적 관계, 심리적 안녕감 등 다양한 발달 영역에 영향을 미치는 핵심 요인이다[11]. 특히, 이주 배경 청소년에게 자아존중감은 새로운 환경에서의 적응과 정신건강을 예측하는 중요한 보호요인으로 작용한다[12].

선행연구에 따르면, 이중문화 수용태도가 높은 청소년은 문화적 정체성의 혼란을 적게 경험하고, 자아정체감이 안정되어 높은 자아존중감을 형성하는 것으로 나타났다[6,13]. 이는 두 문화에 대한 긍정적 태도가 자기 자신에 대한 수용과 가치 인식을 촉진하기 때문이다. 반면, 문화적 갈등을 경험하거나 어느 한 문화에도 소속감을 느끼지 못하는 청소년은 정체성 혼란과 낮은 자아존중감을 보고하였다[14].

2.2 이중문화 수용태도와 자아존중감의 관계에서 교사지지의 매개효과

사회적 지지는 타인으로부터 제공받는 긍정적 자원으로, 청소년의 심리사회적 발달에 중요한 역할을 한다[15]. 특히, 교사지지는 청소년이 학교라는 주요 생활환경에서 경험하는 사회적 지지의 핵심적 원천이다. 교사는 학업적 지도뿐 아니라 정서적 지지, 정보적 지지, 평가적 지지 등 다양한 형태의 지지를 제공함으로써 청소년의 적응을 돕는다[16].

중도입국 청소년에게 교사지지는 특히 중요한 의미를 갖는다. 이들은 가정 내 지지체계가 약화된 경우가 많고, 또래관계 형성에도 어려움을 겪기 때문에, 학교에서 만나는 교사가 주요한 지지원이 될 수 있다[5]. 교사가 중도입국 청소년의 문화적 배경을 이해하고 존중하며, 학교생활 적응을 지원할 때, 청소년은 자신의 이중문화적 정체성에 대해 긍정적인 인식을 형성할 수 있다[17].

이중문화 수용태도가 교사지지를 매개로 자아존중감에 영향을 미치는 경로는 이론적으로 다음과 같이 설명할 수 있다. 첫째, 이중문화 수용태도와 교사지지의 관계에서, 두 문화에 대한 개방적 태도를 가진 청소년은 학교환경에서 교사와의 관계 형성에도 적극적일 가능성이 높다. Bronfenbrenner[18]의 생태체계이론에 따르면, 개인의 심리적 특성은 미시체계(microsystem) 내 상호작용의 질에 영향을 미치며, 이중문화 수용태도가 높은 청소년은 교사와의 상호작용에서 보다 개방적이고 적극적인 태도를 보임으로써 교사로부터 더 많은 지지를 이끌어낼 수 있다.

둘째, 교사지지와 자아존중감의 관계에서, Cohen과 Wills[15]의 사회적 지지 이론에 의하면 사회적 지지는 개인의 자기가치감을 높이는 직접적 효과를 가진다. 교사가 중도입국 청소년에게 관심을 보이고 격려하며 학업적·정서적 지원을 제공할 때, 청소년은 자신이 가치 있는 존재라는 인식을 형성하게 되어 자아존중감이 향상된다. 선행연구에서도 교사지지가 청소년의 자아존중감에 유의한 정적 영향을 미치는 것이 확인되었다[19,20].

셋째, 이러한 경로를 통합하면, 이중문화 수용태도가 높은 중도입국 청소년이 교사와 긍정적인 관계를

형성하고, 이를 통해 경험한 교사지지가 자아존중감 향상에 기여하는 매개 메커니즘을 설정할 수 있다. 즉, 교사지지는 이중문화 수용태도라는 개인의 심리적 자원이 자아존중감이라는 심리적 적응 결과로 전환되는 과정에서 학교 환경의 사회적 자원으로서 매개역할을 수행할 것으로 기대된다.

선행연구에서도 교사지지가 다문화청소년의 심리적 적응에 긍정적 영향을 미치는 것이 확인되었다[17]. 그러나 중도입국 청소년만을 대상으로 이중문화 수용태도, 교사지지, 자아존중감 간의 관계를 규명한 연구는 부족한 실정이다. 따라서 본 연구에서는 중도입국 청소년의 이중문화 수용태도가 자아존중감에 미치는 영향에서 교사지지가 매개역할을 하는지 검증하고자 한다.

3. 연구방법

3.1 연구대상

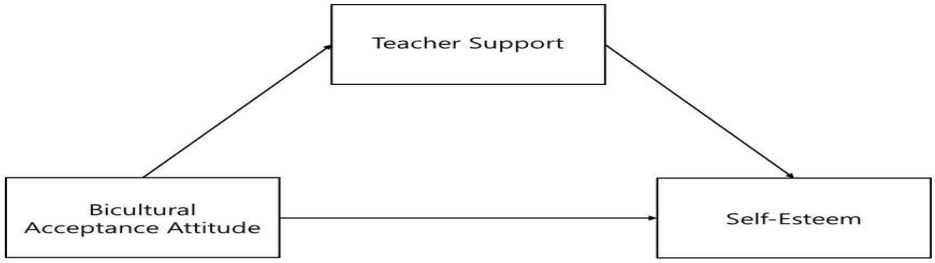
본 연구의 대상인 중도입국 청소년은 외국에서 성장하다가 부모의 재혼, 취업 등의 이유로 청소년기에 한국으로 이주한 청소년을 의미한다[21]. 이들은 결혼이민자의 본국 출생 자녀, 외국인 근로자의 본국 출생 자녀, 국제결혼 재혼가정의 자녀 등을 포함하며, 한국에서 출생한 다문화가정 자녀와 구별되는 특수한 집단이다[2]. 중도입국 청소년은 이미 형성된 모국 문화와 정체성을 가진 상태에서 새로운 문화에 적응해야 하는 이중적 과제를 안고 있으며, 언어 장벽, 학업 부적응, 또래관계 형성의 어려움, 가족 재구성에 따른 심리적 갈등 등 복합적인 어려움을 경험한다[4]. 청소년기는 자아정체성을 형성하는 결정적 시기로, 이 시기에 경험하는 문화적 갈등과 적응 과정은 이후 성인기 발달에 중요한 영향을 미친다[22].

본 연구는 한국청소년정책연구원에서 실시한 다문화청소년패널조사(Multicultural Adolescents Panel Study, MAPS)의 자료를 활용하였다. MAPS는 다문화가정 청소년의 발달과 적응을 추적 조사하기 위한 종단적 패널 데이터로, 전국의 다문화가정 청소년을 모집단으로 하여 층화다단계표본추출법(stratified multi-stage sampling)을 통해 표본을 구성하였다. 구체적으로, 다문화가정 청소년을 대상으로 학교급, 지역, 학교 규모를 층화 변인으로 설정하여 1차 추출 단위인 학교를 선정한 후, 해당 학교 내 다문화가정 청소년을 2차 추출하는 방식으로 표본을 확보하였다.

본 연구에서는 MAPS 원자료에서 출생국가가 한국이 아닌 청소년, 즉 중도입국 청소년을 별도로 구분하여 추출하였다. 전체 패널 참여자 중 중도입국 청소년으로 분류된 사례를 선별한 후, 본 연구의 주요 변인(이중문화 수용태도, 교사지지, 자아존중감)에 결측치가 있는 사례를 제외하여 최종 137명을 분석대상으로 확정하였다.

3.2 연구모형 및 가설

본 연구는 중도입국 청소년의 이중문화 수용태도와 자아존중감의 영향 관계에서 교사의 지지의 매개효과를 검증하는 데 목적이 있다. 이를 위해 다음과 같이 연구가설을 세우고 연구가설에 따라 [그림 1]과 같이 연구모형을 설정하였다.



[Figure 1] Research Model

연구가설1. 중도입국 청소년의 이중문화 수용태도는 자아존중감에 영향을 미칠 것이다.

연구가설2. 중도입국 청소년의 이중문화 수용태도는 교사지지를 매개로 자아존중감에 영향을 미칠 것이다.

3.3 변수의 정의 및 측정

본 연구에서는 중도입국 청소년의 자아존중감을 종속변수로 설정하고, 이중문화 수용태도를 독립변수, 교사지지를 매개변수로 설정하였다.

3.3.1 이중문화 수용태도

다문화청소년 패널조사에서 이중문화 수용태도는 노충래와 홍정주[9]가 개발한 이중문화수용태도 척도를 기반으로, “한국문화 및 외국인 모의나라 문화와 관련하여 한국문화를 즐기는 정도”, “모의나라 문화를 즐기는 정도” 등 10개 문항으로 측정된다. 본 척도는 Likert 4점 척도로(“전혀 그렇지 않다”=1점부터 “매우 그렇다”=4점까지) 측정하며 문항 총합의 평균 점수가 높을수록 이중문화 수용의 수준이 높음을 의미한다. 본 연구에서 이중문화 수용태도의 내적 일관성 지표인 신뢰도의 Cronbach’s α=.794로 나타났다.

3.3.2 자아존중감

다문화청소년 패널조사에서 자아존중감은 Rosenberg[10]의 자아존중감 척도(Rosenberg Self-Esteem Scale)를 한국 청소년 맥락에 맞게 수정·적용한 것으로, “나는 앞으로 훌륭한 사람이 될 것이다” 등 4개 문항으로 측정된다[23]. 본 척도는 Likert 4점 척도로(“전혀 그렇지 않다”= 1점부터 “매우 그렇다”= 4점까지) 측정하며 문항 총합의 평균 점수가 높을수록 자아존중감이 높음을 의미한다. 본 연구에서 자아존중감의 내적 일관성 지표인 신뢰도의 Cronbach’s α=.896으로 나타났다.

3.3.3 교사지지

다문화청소년 패널조사에서 교사지지는 한미현[16]의 사회적 지지 척도 중 교사지지 하위척도를 활용한 것으로, “우리 선생님은 나에게 관심이 많으신 것 같다” 등 3개 문항으로 측정된다[18]. 본 척도는 Likert 4점 척도로(“전혀 그렇지 않다”= 1점부터 “매우 그렇다”= 4점까지) 측정하며 문항 총합의 평균 점수가 높을수록 교사지지를 높게 지각하고 있음을 의미한다. 본 연구에서 교사지지의 내적 일관성 지표인 신뢰도의 Cronbach’s α=.930으로 나타났다.

3.4 분석방법

본 연구에서는 자료 분석을 다음과 같은 순서로 진행하였다. 먼저, SPSS 21.0을 사용하여 연구에 포함된 변인들의 빈도분석과 기술통계를 확인하였다. 다음으로, 측정도구의 신뢰성을 검증하기 위해 문항 간 내적 일관성을 나타내는 Cronbach's α 계수를 산출하였다. 이후, 측정된 변인들 간의 상관관계를 파악하기 위해 상관분석을 실시하였다.

마지막으로 매개효과의 통계적 유의성을 검토하기 위해 Hayes[214의 PROCESS Macro Model 4를 활용하였다. PROCESS Macro Model 4는 단순매개모형(simple mediation model)을 검증하기 위한 분석 모형으로, 하나의 독립변수가 하나의 매개변수를 경유하여 종속변수에 영향을 미치는 간접효과를 검증하는 데 적합하다. 본 연구에서는 이중문화 수용태도(X)가 교사지지(M)를 경유하여 자아존중감(Y)에 미치는 간접효과를 검증하기 위해 해당 모형을 적용하였으며, 부트스트래핑(Bootstrapping) 기법(5,000회 반복추출, 95% 신뢰구간)을 통해 간접효과의 유의성을 확인하였다.

4. 연구결과

4.1 인구사회학적 특성

조사대상자의 인구사회학적 특성은 <Table 1>과 같다. 인구통계학적 특성 분석 결과, 총137명의 연구참여자 중 남학생 74명(54.0%), 여학생 63명(46.0%)으로 구성되었다. 연령별로는 14세가 112명(81.8%), 15세20명(14.6%) 순으로 나타났으며, 거주지역은 경인 지역이 55명(40.1%), 서울과 충청 및 강원권 27명(19.7%) 순으로 많았다. 어머니의 출신국가는 중국(한족, 기타민족) 28명(20.4%), 기타 24명(17.5%), 베트남과 필리핀 22명(16.1%) 순으로 중도입국 가정의 인구사회학적 특성을 나타냈다.

<Table 1> Demographic Characteristics of Participants (N=137)

Category	Subcategory	Frequency	%	Category	Subcategory	Frequency	%
Gender	Male	74	54.0	Residential Area	Seoul	27	19.7
	Female	63	46.0		Gyeongin	55	40.1
Age	Elem. 6 (13)	1	0.7		Chungcheong & Gangwon	17	12.4
	Middle 1 (14)	112	81.8		Gyeongsang	27	19.7
	Middle 2 (15)	20	14.6		Jeolla & Jeju	11	8.0
	Middle 3 (16)	3	2.2	Mother's Country of Origin	China (Korean-Chinese)	17	14.4
	High 1 (17)	1	0.7		Vietnam	22	16.1
Mother's Country of Origin	Korea	5	3.6		Philippines	22	16.1
	China (Han, Other)	28	20.4		Japan	13	9.5
	Other	24	17.5		Thailand	6	4.4

4.2 주요 변인의 특성

주요 변인의 정규분포와 변인 간의 관계를 살펴보기 위해 기술통계 및 상관분석을 실시하였으며 그 결과는 <Table 2>와 같다. 먼저, 이중문화 수용태도의 평균과 표준편차는 2.889(.441), 교사지지는 3.810(.811), 자아존중감은 3.168(.601)로 나타났다. 또한, 변인들의 상관관계를 살펴본 결과 자아존중감에

대해 이중문화 수용태도(r=.276, p<.01), 교사지지(r=.279, p<.01) 모두 정(+)적인 상관을 보였으며, 교사지지에 대해 이중문화 수용태도(r=.257, p<.01)는 정(+)적인 상관을 보였다.

<Table 2> Descriptive Statistics and Correlation Analysis of Major Variables

Variables	1	2	3	M	SD
1. Bicultural Acceptance Attitude	1			2.889	.441
2. Teacher Support	.257**	1		3.810	.811
3. Self-Esteem	.276**	.279**	1	3.168	.601

** p<.01

4.3 중도입국 청소년의 이중문화 수용태도와 자아존중감의 관계: 교사의 지지의 매개효과 검증

본 연구의 가설을 검증한 결과는 <Table 3>과 같다. 먼저, 중도입국 청소년의 이중문화 수용태도가 자아존중감에 미치는 총효과를 살펴보았다. 그 결과, 이중문화 수용태도는 자아존중감에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다(B=.376, SE=.113, p<.01). 이는95% 신뢰구간[.153, .599]에 0을 포함하지 않아 통계적으로 유의미하였으며, 이를 근거로 가설 1이 지지되었다.

다음으로, 교사지지의 매개효과를 검증하기 위해 각 경로를 살펴보았다. 이중문화 수용태도가 교사지지에 미치는 영향(a경로)을 분석한 결과, 이중문화 수용태도는 교사지지에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다(B=.473, SE=.153, p<.01). 95% 신뢰구간[.171, .776]에 0을 포함하지 않아 통계적으로 유의미하였다.

이중문화 수용태도와 교사지지를 동시에 투입하여 자아존중감에 미치는 영향을 분석한 결과, 이중문화 수용태도의 직접효과(c'경로)는 자아존중감에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났고(B=.298, SE=.114, p<.05), 교사지지(b경로)도 자아존중감에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다(B=.165, SE=.062, p<.01). 두 경로 모두 95% 신뢰구간에 0을 포함하지 않아 통계적으로 유의미하였다. 특히, 총효과(B=.376)에 비해 직접효과(B=.298)가 감소하였으므로, 교사지지가 매개역할을 하는 것으로 판단할 수 있다.

<Table 3> Mediation Effect Analysis

Path	B	SE	LLCI	ULCI	R^2
Total effect: X→Y(c)	.376**	.113	.153	.599	.076
X→M(a)	.473**	.153	.171	.776	.066
X→Y(c')	.298*	.114	.073	.524	.122
M→Y(b)	.165**	.062	.042	.287	

X=Bicultural Acceptance Attitude, M=Teacher Support, Y=Self-Esteem * p<.05, ** p<.01

매개효과의 통계적 유의성을 검증하기 위해 부트스트랩(Bootstrapping, 5,000회) 분석을 실시하였으며, 그 결과는 <Table 4>와 같다. 중도입국 청소년의 이중문화 수용태도가 교사지지를 경유하여 자아존중감에 미치는 간접효과는 .078(Boot SE=.042)이며, 95% 신뢰구간[.012, .173]에 0을 포함하지 않아 매개효과가 통계적으로 유의미하였다. 총효과(.376)는 직접효과(.298)와 간접효과(.078)로 분해되었으며, 직접효과가 여전히 유의미하므로 교사지지는 이중문화 수용태도와 자아존중감 간의 관계를 부분 매개하는 것으로 확인되었다. 이를 근거로 가설 2가 지지되었다.

<Table 4> Significance Test of Mediating Effect (Bootstrapping)

Path	Total Effect	Direct Effect	Indirect Effect	Boot LLCI	Boot ULCI
X→M→Y	.376**	.298*	.078	.012	.173

X=Bicultural Acceptance Attitude, M=Teacher Support, Y=Self-Esteem
Bootstrap samples=5,000, 95% Indirect effect is significant when 95% CI does not include 0.

5. 논의 및 결론

5.1 논의

본 연구는 중도입국 청소년의 이중문화 수용태도가 자아존중감에 미치는 영향과 그 관계에서 교사지지의 매개효과를 검증하였다. 다문화청소년패널조사(MAPS) 자료를 활용하여 중도입국 청소년 137명을 대상으로 분석한 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 중도입국 청소년의 이중문화 수용태도는 자아존중감에 정(+)적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(B=.376, p<.01). 이는 한국 문화와 모국 문화 모두를 긍정적으로 수용하는 청소년일수록 높은 자아존중감을 형성한다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 Berry[8]의 문화적응 이론과 일치하며, 통합적 문화수용 전략이 심리적 적응에 긍정적이라는 선행연구 결과를 지지한다[6,14]. 중도입국 청소년이 두 문화 사이에서 갈등을 경험하기보다 양 문화의 가치를 인정하고 수용할 때, 자기 자신에 대한 긍정적 평가로 이어진다고 해석할 수 있다.

둘째, 교사지지는 중도입국 청소년의 이중문화 수용태도와 자아존중감 간의 관계를 부분 매개하는 것으로 확인되었다. 구체적으로, 이중문화 수용태도는 교사지지에 정(+)적인 영향을 미쳤고(B=.473, p<.01), 교사의 지지는 자아존중감에 정(+)적인 영향을 미쳤다(B=.165, p<.01). 부트스트래핑 분석 결과, 간접효과(.078)의 95% 신뢰구간[.012, .173]에 0이 포함되지 않아 매개효과가 통계적으로 유의미한 것으로 검증되었다. 이는 이중문화 수용태도가 높은 중도입국 청소년이 교사와 더 긍정적인 관계를 형성하고, 이러한 교사지지가 자아존중감 향상에 기여한다는 것을 보여준다.

이러한 결과는 중도입국 청소년의 자아존중감 향상을 위해 개인의 이중문화 수용태도 증진과 함께 학교환경에서의 교사지지가 중요함을 시사한다. 특히, 교사지지가 부분 매개하는 것으로 나타남에 따라, 이중문화 수용태도의 직접효과와 교사지지를 통한 간접효과가 동시에 작용하고 있음을 확인하였다. 이는 중도입국 청소년의 자아존중감 증진을 위한 개입 시 다층적 접근이 필요함을 의미한다.

5.2 결론

본 연구의 학문적 의의는 다음과 같다. 첫째, 기존 다문화청소년 연구에서 국내 출생 다문화청소년과 중도입국 청소년을 구분하지 않고 분석하는 경향이 있었으나, 본 연구는 중도입국 청소년만을 분리하여 분석함으로써 이들의 고유한 특성을 반영한 연구를 수행하였다. 둘째, 이중문화 수용태도와 자아존중감의 직접적 관계뿐 아니라 교사지지의 매개효과를 검증함으로써, 중도입국 청소년의 심리적 적응 경로를 구체화하였다.

실천적 시사점으로, 첫째, 학교 현장에서 중도입국 청소년의 이중문화 정체성을 긍정적으로 인정하고 지원하는 프로그램이 필요하다. 모국 문화를 부정적으로 인식하게 하거나 한국 문화에 일방적으로 동화

시키려는 접근보다, 두 문화의 강점을 모두 활용할 수 있도록 지원하는 것이 중도입국 청소년의 자아존중감 향상에 효과적일 것이다.

둘째, 교사의 역할이 중도입국 청소년의 적응에 핵심적이므로, 교사를 대상으로 한 다문화 역량 강화 연수가 필요하다. 교사가 중도입국 청소년의 문화적 배경과 적응 과정에서의 어려움을 이해하고, 적절한 지지를 제공할 수 있도록 체계적인 교육이 이루어져야 한다. 특히, 언어적 소통의 어려움을 겪는 중도입국 청소년에게 비언어적 지지와 정서적 공감을 표현하는 방법에 대한 구체적인 교육이 도움이 될 것이다.

셋째, 정책적 차원에서 중도입국 청소년에 대한 별도의 지원체계 마련이 필요하다. 현재 다문화가족지원법의 지원대상임에도 불구하고 중도입국 청소년의 실태조사가 체계적으로 이루어지지 않고 있어, 이들의 규모와 현황 파악을 위한 기초 연구가 선행되어야 한다. 또한, 학교 진입 이전 단계에서의 한국어 교육 및 문화 적응 프로그램, 학교 배치 후 학업 지원 프로그램 등 단계별 지원체계 구축이 요구된다.

5.3 연구의 한계 및 후속연구 제언

본 연구의 한계와 후속연구에 대한 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 연구의 표본 크기(n=137)가 상대적으로 작고, 연령 분포가 14세(중1)에 집중되어(81.8%) 있어 연구결과의 일반화에 제한이 있다. 후속연구에서는 보다 다양한 연령대의 중도입국 청소년을 포함한 대규모 표본을 확보하여 연구결과의 일반화 가능성을 높일 필요가 있다.

둘째, 본 연구는 횡단 자료를 사용하여 변인 간 인과관계를 명확히 규명하기 어렵다는 한계가 있다. 이중문화 수용태도, 교사지지, 자아존중감 간의 인과적 관계를 보다 정확히 파악하기 위해서는 종단 연구설계가 필요하다. 다문화청소년패널조사의 종단 자료를 활용한 후속연구를 통해 변인 간 시간적 선후관계와 인과성을 검증할 수 있을 것이다.

셋째, 본 연구에서는 교사지지만을 매개변인으로 설정하였으나, 중도입국 청소년의 적응에는 부모 지지, 또래 지지 등 다양한 사회적 지지가 영향을 미칠 수 있다. 후속연구에서는 다양한 사회적 지지원의 상대적 영향력을 비교하거나, 복합적인 매개 또는 조절효과를 검증하는 연구가 필요하다.

넷째, 중도입국 청소년의 특성을 보다 세밀하게 반영한 연구가 필요하다. 입국 시기, 한국 거주기간, 한국어 능력 수준, 모국에서의 교육경험 등 중도입국 청소년 내 이질성을 고려한 하위집단 분석이 이루어진다면, 보다 구체적이고 실효성 있는 개입 전략을 도출할 수 있을 것이다.

이러한 한계에도 불구하고, 본 연구는 중도입국 청소년의 이중문화 수용태도가 자아존중감에 미치는 영향과 교사지지의 매개효과를 실증적으로 검증함으로써, 중도입국 청소년의 심리적 적응 지원을 위한 이론적·실천적 기초자료를 제공하였다는 점에서 의의가 있다.

References

[1] Korean Educational Statistics Service. (2024). Educational statistics. https://kess.kedi.re.kr

[2] Seo, E. J. (2021). A study on factors affecting depression of immigrant youth: Focusing on mediating effects and gender differences [Doctoral dissertation, Soongsil University].

[3] Lee, S. M., Lee, H. E., & Lee, H. Y. (2017). A study on the current status and support measures for immigrant youth in Seoul. Seoul Youth Policy Research.

[4] National Institute for Lifelong Education. (2018). Research report on immigrant youth.

[5] Seo, H. J. (2024). A qualitative study on intersubjectivity of immigrant youth participating in group expressive arts therapy program. Journal of Arts Psychotherapy.

[6] Kim, S. M., Park, Y. J., & Lee, H. S. (2022). The effects of acculturative stress on life satisfaction among multicultural adolescents: Sequential multiple mediating effects of bicultural acceptance attitude, self-esteem, and social withdrawal. Journal of the Korean Society for Multicultural Health, 12(1), 1-15. https://doi.org/10.12811/kshsm.2022.12.1.001

[7] Jeong, B. R., Kim, J. H., & Park, S. Y. (2025). The effects of bicultural acceptance attitude on life satisfaction among immigrant youth: Sequential mediating effects of self-esteem and social support. Journal of Community Welfare.

[8] Berry, J. W. (1997). Immigration, acculturation, and adaptation. Applied Psychology, 46(1), 5-34. https://doi.org/10.1111/j.1464-0597.1997.tb01087.x

[9] Noh, C. R., & Hong, J. J. (2006). The effects of bicultural acceptance attitude on psychosocial adjustment of children of multicultural families. Korean Journal of Social Welfare, 58(5), 139-162.

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

[11] Harter, S. (1999). The construction of the self: A developmental perspective. Guilford Press.

[12] Phinney, J. S., Horenczyk, G., Liebkind, K., & Vedder, P. (2001). Ethnic identity, immigration, and well-being: An interactional perspective. Journal of Social Issues, 57(3), 493-510. https://doi.org/10.1111/0022-4537.00225

[13] Jeong, H. N. (2020). The effects of bicultural acceptance attitude on self-esteem among multicultural adolescents. Journal of Youth Welfare.

[14] Yang, G. M. (2017). A study on the factors affecting adaptation of multicultural adolescents: Focusing on the moderating effect of bicultural acceptance. Studies on Korean Youth, 28(3), 295-330.

[15] Cohen, S., & Wills, T. A. (1985). Stress, social support, and the buffering hypothesis. Psychological Bulletin, 98(2), 310-357. https://doi.org/10.1037/0033-2909.98.2.310

[16] Han, M. H. (1996). A study on the social support perceived by children [Master's thesis, Korea University].

[17] Kim, H. S., Lee, J. Y., & Park, S. H. (2023). The effects of acculturative stress on school adjustment among immigrant youth: The dual mediating effects of self-esteem and bicultural acceptance attitude. Korean Journal of Youth Studies, 30(4), 123-150.

[18] Bronfenbrenner, U. (1979). The ecology of human development: Experiments by nature and design. Harvard University Press.

[19] Shin, H. S., & Kim, M. J. (2019). The effects of teacher support on self-esteem among multicultural adolescents: Focusing on the moderating effect of peer relationships. Korean Journal of Youth Studies, 26(8), 281-305.

[20] Park, J. Y., & Lee, S. H. (2020). The mediating effect of teacher support on the relationship between social support and self-esteem among adolescents. Journal of Educational Psychology, 34(2), 215-237.

[21] Yang, G. M., & Cho, H. Y. (2012). A study on the adaptation of immigrant youth in Korea. Korean Journal of Youth Studies, 19(9), 195-217.

[22] Erikson, E. H. (1968). Identity: Youth and crisis. W. W. Norton & Company.

[23] Park, H. S., & Oh, S. H. (2011). Self-esteem scale for multicultural adolescents panel study. National Youth Policy Institute.

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

새론상담심리교육연구
The Journal of Saeron Counseling, Psychology and Education
Vol. 5, No. 1, pp. 83-97 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.83

유튜브 중독 영향요인 메타분석: 코로나 팬데믹 이전(2017년-2019년) 기준점 연구*

문만기
교수, 광운대학교, mkm@kw.ac.kr

Meta-Analysis of Factors Influencing YouTube Addiction: A Pre-Pandemic Baseline Study (2017-2019)

Man-Ki Moon
Professor, KwangWoon University, mkm@kw.ac.kr

초 록: 본 연구의 목적은 팬데믹 이전 유튜브중독 태동기(2017~2019년)와 팬데믹 급성기(2020-2022) 유튜브 중독 영향 요인 변화를 추적하고자 하였다. 선정된 연구자료에 대한 이질성 검정을 실시결과, 본 연구 대상물의 I2 값이 97.3 (p<.001)으로 나타나 이질성이 높은 수준인 것으로 나타났다. 유튜브 중독 영향요인의 상관관계 전체 효과크기는 0.268였고, 95% 신뢰구간은 0.183-0.348이었다. 상관관계 효과크기를 국가별로 분석한 결과, 국가에 따라 효과크기의 차이가 나타났다. 특히 대한민국의 상관관계 효과크기(effect size, ES)는 0.300으로 가장 높게 나타났으며(p<.001), 95% 신뢰구간은 0.256-0.342로 확인되어 통계적으로 유의미한 중간 수준의 상관관계를 보였다. 개인심리적 요인의 효과크기(effect size, ES)는 0.311로 p<.001, 95% 신뢰구간은 0.261에서 0.359로 확인되어 통계적으로 유의미한 상관관계 효과크기를 보였다. 사회행동적 요인의 효과크기는 ES = 0.219(p<.001)로 나타났으며, 95% 신뢰구간은 0.161에서 0.275로 나타나 개인심리적 요인에 비해 상대적으로 낮은 수준의 상관관계 효과 크기가 있는 것으로 분석되었다.

핵심어: **핵심어**: 유튜브 중독, 메타분석, 유튜브중독 영향요인, 유튜브 중독 태동기, 팬데믹 급성기

Abstract: The purpose of this study was to track the changes in the factors influencing YouTube addiction before the pandemic (2017-2019) and the acute pandemic (2020-2022). As a result of conducting the heterogeneity test on the selected research data, the I2 value of the subject of this study was 97.3 (p<.001), indicating that the heterogeneity was high. The overall effect size of the correlation of the factors influencing YouTube addiction was 0.268, and the 95% confidence interval was 0.183-0.348. As a result of analyzing the correlation effect size by country, there was a difference in the effect size depending on the country. In particular, the correlation effect size (ES) in Korea was the highest at 0.300 (p<.001), and the 95% confidence interval was 0.256-0.342, showing a statistically significant intermediate level of correlation. The effect size (ES) of individual psychological factors was 0.311, and the effect size (ES) was 0.001, and the 95% confidence interval was 0.261 to 0.359, showing a statistically significant correlation effect size. The effect size of social behavioral factors was ES = 0.219 (p <.001), and the 95% confidence interval was 0.161 to 0.275, which was analyzed to have a relatively low level of correlation effect size compared to individual psychological factors.

Keywords: YouTube addiction, meta-analysis, factors influencing YouTube addiction, early stage of YouTube addiction, and acute phase of the pandemic

Received 16 March 2026, Revised 17 March 2026
Accepted 23 March 2026
Corresponding Author: Moon, ManKi
(KwangWoon University)
Email: mkm@kw.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.

*이 논문은 2021년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(2021S1A5A2A01065539).

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.83

1. 서론

유튜브(YouTube)는 2000년 이후 정보 소비 방식의 중심 플랫폼이 되었으며, 전 세계에서 가장 많은 사용시간을 기록하는 디지털 플랫폼 중 하나이다[1]. 특히 스마트폰 보급과 숏폼(short-form) 콘텐츠 확산은 사용자들의 접근성을 획기적으로 높였고, 그 결과 청소년과 대학생, 성인을 포함한 전 연령층에서 유튜브 시청 시간이 지속적으로 증가하고 있다[2, 3]. 이러한 추세와 더불어 최근 연구들은 유튜브의 과다 사용이 단순한 엔터테인먼트 소비를 넘어 통제력 상실, 수면 패턴 붕괴, 부정적 정서 증가, 학업 및 직장 기능 저하 등 행동중독적 특성을 보이는 심각한 문제로 이어질 수 있음을 지속적으로 보고하고 있다[4, 5]. 대한민국의 경우 2023년 기준 전체 인구의 95% 이상이 유튜브를 정기적으로 이용하는 것으로 보고되고 있다[2]. 유튜브는 정보 탐색, 엔터테인먼트 소비, 학습, 자기표현, 사회적 상호작용 등 폭넓은 기능을 제공하며, 인공지능 기반의 개인 추천 시스템을 통해 사용자 맞춤형 경험을 강화하고 있다[4]. 이러한 특성은 유튜브를 현대인의 일상적 플랫폼으로 자리잡게 한 핵심 요인이지만, 동시에 과다 사용과 중독적 사용 패턴의 증가라는 문제를 야기하고 있다[4][5].

유튜브 중독은 기존의 인터넷 중독이나 스마트폰 중독과 유사한 행동중독(behavioral addiction)적 특성을 보이며, 통제력 손상, 금단증상, 과도 사용의 반복, 부정적 결과에도 시청을 지속하는 행동 등을 포함한다[1-7]. 유튜브는 동영상 기반 플랫폼으로써 자동재생 기능 및 추천 알고리즘 기술이 결합되어 있어 사용자가 플랫폼을 이탈하기 어렵게 만드는 구조적 특성을 내포하고 있다[8]. 짧은 시간 내에 강한 자극을 제공하는 숏폼 콘텐츠는 뇌의 보상체계를 빠르게 활성화함으로써 충동성이 높은 사용자에게 더욱 몰입감을 증가시킨다[9, 10]. 이러한 기술적 특성의 영향으로 유튜브 중독은 확증편향적 심리·행동적 문제로 확장되고 있으며, 특히 어린이와 청소년과 사용자 집단에서 그 심각성이 강조되고 있다[2, 11]. 따라서 기존의 디지털 행동중독 연구를 탈피하여 유튜브 중독영향을 미치는 개인 요인 및 사회적 요인, 기술적 특성등을 복합적으로 관찰하는 체계적 연구가 필요하다. 연구에 의하면 유튜브 중독은 보상 기반 모델, 정서조절 실패 모델, 습관화 모델이 플랫폼의 인공지능 자동재생기능과 상호작용하는 복합적 구조를 내포하고 있다[12]. 따라서 유튜브 중독을 기존의 디지털 행동중독 개념에 기반하여 접근하는 방법은 한계가 있으며 기존의 디지털 행위중독에서 분리하여 독립된 영역에서 개념화할 필요가 있다[12]. 유튜브 중독 측정도구 개발에 관한 연구를 살펴보면, ‘기존의 SNS 중독 척도를 유튜브에 적용한 연구’, ‘스마트폰 중독 척도를 변형하여 사용한 연구,자체 개발된 유튜브 중독 척도를 사용한 연구’등으로 나누어진다. 이러한 측정 도구 적용의 다양성은 연구 간 효과크기의 차이를 유발하며, 일관적인 결론 도출을 어렵게 만들 수도 있다[13].

유튜브 중독은 심리·행동적, 기술적 요인이 복합적으로 상호작용하는 영역이며, 약물중독과는 달리 복합적 메커니즘이 경과에 핵심적인 역할을 한다[17]. 따라서 유튜브중독에 대한 더욱 다면적 이해를 위해서는 연구 간 이질성을 고려한 메타분석 연구가 필요하며, 이를 통해 통합적 효과크기를 추정함으로써 유튜브 중독 메커니즘에 대한 보다 다면적 이해가 가능할 것으로 판단된다. 이러한 측면에서 본 연구에서는 메타분석 연구를 통해 유튜브중독에 영향을 미치는 요인별 평균 효과크기등을 산출함으로써 기존 연구의 결과를 통계적으로 통합한 더욱 체계화된 결과를 도출하고자 한다. 유튜브 중독에 영향을 미치는 요인들의 효과크기를 통합적으로 분석하고, 개인 및 사회환경등 하위범주 차이를 탐색하고자 한다. 메타분석은 연구 간 이질성을 통제하면서 전체적인 경향을 확인할 수 있는 효과적인 연구방법이며, 이 결과를 기반으로 유튜브 중독에 대한 보다 다면적 접근이 가능할 수 있을 것으로 판단된다. 연구결과는 청소년, 성인 대상 교육·상담 프로그램 개발에 기여할 수 있으며[6, 14], 유튜브 플랫폼의 기술적 설계와 관련된 정책적 시사점을 제공함으로써 복합적인 디지털 중독 개입전략을 마련하는 데에도 기여할 수 있을 것이다[15].

2. 이론적 배경

유튜브 중독은 기존의 인터넷 중독이나 스마트폰 중독과 유사한 통제력 손상, 금단증상, 과도 사용의 반복, 부정적 결과에도 시청을 지속하는 행동 등 행동 중독적 특성을 내포하고 있다[6, 12]. 행동중독(behavioral addiction)은 개인적 특성 및 실행 기능의 복합적 상호작용이 반복되면서 중독 행동이 형성된다[18]. 행동중독의 하나로 분류되는 유튜브 중독은 사용자가 플랫폼 사용을 조절하지 못하고 장시간 시청을 지속하며 부정적 결과가 나타나더라도 사용을 중단하기 어려운 상태로 정의된다[16]. 유튜브는 동영상 기반 플랫폼으로써 시각·청각적 자극이 강하고, 자동재생 기능 및 추천 알고리즘이 결합되어 있어 사용자가 플랫폼을 이탈하기 어렵게 만드는 구조적 특성을 내포하고 있다[8]. 숏폼 콘텐츠는 짧은 시간 내에 강한 자극을 제공하여 뇌의 보상체계를 빠르게 활성화하는데, 이는 충동성이 높은 유아·청소년 사용자에게는 더욱 몰입을 증가시키는 구조이다[9, 10]. 이러한 기술적 요소의 영향으로 유튜브 중독은 단순한 오락의 차원을 넘어 심리적·행동적 문제로 확장되고 있으며, 그 심각성이 강조되고 있다[2, 11]. 유튜브 중독에 대한 이론적 이해는 행동중독 연구의 확장 선상에 있으며, 기존 디지털 중독과 유사한 심리적·행동적 메커니즘을 바탕으로 설명된다[12]. 그렇지만 유튜브는 동영상 기반 플랫폼, 추천 알고리즘 기반의 자동화 구조, 숏폼 콘텐츠의 빠른 확산, 크리에이터 중심 생태계 등 고유한 플랫폼 특성을 내포하고 있어 일반적인 디지털 중독과 구별되는 메커니즘이 존재한다[8-15]. 유튜브 중독에는 기존의 디지털 행위중독모델에는 없는 현실세계 유튜버로 인한 친밀한 연결성, 일체감, 사실처럼 구성된 직관성, 몰입적 알고이즘 등으로 구성된 복합적 플랫폼에 의해 준사회적 관계(parasocial relationship) 의존도가 높아져 내담자들은 더 강하게 중독에 유착되는 특징이 있다[12]. 이러한 경로는 기존의 인터넷 게임중독 등에서 나타나는 충동성(impulsivity)-강박성(compulsivity) 메커니즘과는 유형론적인 차이가 있으며[16], 체계적인 연구가 필요하다.

유튜브 중독은 기존의 디지털 행동중독과 유사한 다음의 핵심 요인들을 동반한다. 유튜브 중독은 기존의 인터넷 중독에서 나타나는 금단증상 (withdrawal symptom), 기능손상 (functional impairment), 과도한 몰입 및 집착 (excessive preoccupation) 이외에도 개인화 추천 알고리즘에 의한 사용 통제력 손상 (loss of control) 등이 나타나는 특징이 있다[6, 17]. 유튜브 중독의 금단증상 요인은 유튜브 시청을 줄이거나 중단하면 불안, 지루함, 초조함 등 부정적 감정이 나타나는 경우가 이에 해당된다[5]. 기능적 손상은 장시간 시청으로 인해 수면 부족, 학업/직무 수행 저하, 대인관계 갈등 등이 발생하는 상태가 지속되는 것을 의미한다[11, 27]. 과도한 몰입 및 집착 증상은 사용자가 지속적으로 유튜브를 시청할 생각을 하게 되며, 틈만 나면 영상을 확인하려는 충동을 느끼는 상태를 의미한다[9]. 사용 통제력 손상은 기존의 인터넷중독 등에서는 나타나지 않은 추가된 형태의 증상이며, 인공지능 기술의 발전으로 고도화되는 추천 알고이즘 시스템이 이 증상과 직접적 관계있는 것으로 나타나고 있다. 사용자는 계획했던 시간을 초과하여 시청을 지속하게 된다. 자동재생 기능과 개인화 추천 알고리즘 등이 이러한 통제력 손상을 더욱 강화한다[15]. 이러한 문제는 확증편향적 사고와 연관되어 다양한 형태의 문제를 일으키는 것으로 보고되고 있어 다면적인 연구가 필요하다.

유튜브 플랫폼 기술적 특성과 중독적 몰입과의 관계를 이해하기 위해서는 플랫폼 시스템의 구조적 특성을 살펴볼 필요가 있다. 수용자 중심의 플랫폼 설계는 사용자 몰입 행동을 유도하는 강력한 메커니즘으로 작동하며, 중독적 사용을 강화하는 환경적 조건을 제공한다[12]. 플랫폼 시스템의 세부적 구조를 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 에이전트가 보상 신호를 통해 최적의 행동 정책을 학습하는 강화학습기반 추천 알고리즘(recommendation algorithm)이다. 유튜브의 추천 알고리즘은 사용자의 시청 이력, 접속 패턴, 시청 지속 시간, 이전 영상 평가 등의 데이터를 분석하여 사용자가 선호하는 콘텐츠를 자동으로 제공한다[8]. 이는 인공지능 강화학습 메커니즘을 기반으로 설계되며, 사용자가 의도하지 않아도 연속적인 자극 영상을 제공하는 방식으로 작동한다. 특정 영상을 클릭하면 관련 영상이 재생되는 메커니즘은 충동성에

취약한 사용자나 유아·청소년 세대에게는 매우 자극적인 메커니즘으로 작용한다[10,12]. 둘째, 자동재생 기능이다. 대부분의 유튜브 중독적 사용은 자동재생 기능에 의해 더욱 강화된다. 셋째, 숏폼 콘텐츠 확산이다. 틱톡(TikTok) 스타일의 숏폼 콘텐츠는 짧은 시간 안에 강한 보상을 제공하는 구조로 설계되어 있으며, 새로운 영상이 즉시 재생되는 시스템은 충동적 사용을 강화한다[9]. 넷째, 크리에이터 강화이다. 유튜브는 크리에이터 중심 플랫폼으로써 특정 인물에게 애착(parasocial relationship)이 형성되면 사용자가 지속적으로 해당 채널의 콘텐츠를 소비하게 된다[5]. 기존의 행위중독모델에는 없는 현실세계 유튜버로 인한 친밀한 연결성, 일체감, 사실처럼 구성된 직관성 등으로 구성된 복합적 플랫폼에 의해 준사회적 관계(parasocial relationship) 의존도가 높아짐으로써 내담자들은 더 강하게 중독에 유착된다[20, 21].

유튜브 중독 연구에서 다루어지는 개인심리적 특성과 관계되는 영향요인 연구는 대부분 인터넷중독 분석에 적용된 연구를 통해 설명된다[17]. 유튜브 중독으로 나타나는 개인 심리적 요인을 크게 나누면 충동성(impulsivity), 자기통제(self-control)력 상실, 정서조절 장애(emotion dysregulation) 등이다. 유튜브 중독의 충동성은 즉각적 보상을 중시하는 경향으로, 숏폼 콘텐츠와 자동재생 기능이 제공하는 즉각적 자극과 결합하여 중독 위험을 증가시키는 핵심 요인으로 간주된다[17, 10]. 자기통제는 행동 억제 및 목표 지향적 행동 수행 능력을 의미하며, 모든 디지털 중독 유형에서 내담자를 보호하는 가장 강력한 보호 요인이다[14] [20]. 조절 실패는 스트레스 상황에서 부정적 감정을 효과적으로 조절하지 못하는 성향이며, 유튜브를 회피적·보상적 수단으로 사용하면서 중독적 패턴을 강화하기 쉽다[11, 23].

유튜브 중독 측정 도구는 연구마다 약간의 차이가 있어, 효과크기에 대한 일관적 결론을 도출하는 데 한계가 존재한다[24]. 이러한 문제를 해결하기 위해서는 연구 간 이질성을 고려한 메타분석이 필요하며, 통합적 효과크기를 추정함으로써 유튜브 중독에 대한 보다 다면적인 이해가 가능하다. 이러한 측면에서 본 연구에서는 유튜브 중독 증상의 다면적 관찰을 위해 팬데믹 이전 유튜브 중독 태동기(2017~2019년)를 기준점으로 팬데믹 급성기(2020~2022)의 유튜브 중독 영향요인 변화를 추적하고자 하였다. 팬데믹 급성기 이후 유튜브 중독 연구는 증가하고 있지만, 측정 도구 차이, 연령·문화권 차이에따른 이질성, 기술적 특성등을 고려한 효과크기 산출 방식 차이 등으로 인해 통합적 해석이 어려운 측면이 있었다[17]. 따라서 이러한 한계를 보완하기 위해서는 메타분석을 통한 종합적 검토가 필요하며, 본 연구에서는 메타분석을 통해 유튜브 중독의 주요 영향요인에 대한 효과크기 등을 분석하고자 한다. 메타분석은 평균적 경향성을 제시할 수 있는 가장 유용한 방법이며, 추적 연구의 이론적 명확성을 높일 수 있다[15,24]. 본 연구에서는 팬데믹 이전과 팬데믹 급증기의 유튜브 의존 요인 변화에 대한 메타분석을 실시하고자 한다. 기준점 연구를 통해 유튜브중독 의존성에 관계하는 사회적, 개인적, 기술적 요인들을 다면적으로 이해함으로써 관련 연구의 활성화에 기여하고자 한다. 본 연구는 1단계 연구로써 팬데믹 이전(2017-2019)을 기준점 연구를 기반으로 메타분석 연구를 진행하고자 한다. 이를 통해 유튜브 중독에 이르게 하는 내담자의 개인특성 요인의 기제를 규명하고, 유튜브 중독 영향요인 변화를 추적하고자 한다. 연구결과는 관련 분야 이론 정립 및 인공지능 플랫폼 추천 알고리즘 설계와 관련된 정책적 개입전략을 마련하는 데 기여할수 있을 것이다.

3. 연구방법

3.1. 문헌검색

본 연구는 코로나 팬데믹 이전과 이후로 나누어 시간의 흐름에 따라 유튜브 중독에 영향을 미치는 요인의 변화를 메타분석을 통해 분석하고자 한다. 1단계 분석의 기준선은 코로나 팬데믹 이전 유튜브 플랫폼이 활성화된 기간, 즉, 코로나팬데믹 이전 2017년부터 2019년까지의 논문중 유튜브중독으로 검색된 논문을 분석대상으로 설정하였다. 검색은 대학도서관의 국내 데이터베이스인 원문정보시스템(KISS), 한국

교육학술정보원(KERIS), Pubmed 등을 통해 실시하였다. 연구물 중 단순 문헌고찰 연구, 상관관계 수치가 없는 연구물 등을 제외하였다.

3.2. 연구자료 선정과정

연구자료 선정과정은 유튜브 중독 관련 연구, 효과크기 산출이 가능한 연구, 학술지 게재 논문으로 한정하였다. 중복 연구, 효과크기 산출이 불가능한 연구, 학위논문 및 비학술 자료는 제외하였다. 제외 기준은 실증자료 없이 이론만 제시한 연구, 상관계수 또는 효과크기 산출 불가능한 연구를 제외하였다. 이 기준은 기존 메타분석 방법론(Cooper et al., 2009 및 Borenstein et al., 2011) 에 근거하여 설정하였다. 선정된 국내외 32편 논문중 최종 7편을 선정하였다. 효과크기 산출이 가능한 연구만을 포함하고, 특정 기간(팬데믹 이전 기준선)을 엄격히 적용한 결과로 나타난 것이다. 연구 표본수는 제한적이지만, 동질적인 기준을 적용함으로써 비교 가능한 기초 자료를 도출할 수 있다고 판단하였다. 최종 선정된 논문을 기반으로 코딩을 진행하였으며, 효과크기는 Fisher's z 변환 후 분석하였다. 랜덤효과 모형(REML)을 사용하여 전체 효과크기를 산출하고, Q 및 I^2 통계로 이질성을 평가하였다. 출판편향은 Funnel Plot과 Egger's test를 기반으로 검정하였다. 효과크기는 Hedges' g로 변환하여 R metafor 패키지를 활용한 랜덤효과모형(REML)으로 분석하였다. 연구 간 이질성(Q, I^2), 출판편향(Funnel plot, Egger's test)도 함께 검토하였다(그림1).

연구ID	저자(연도)	국가	표본수	성별	연령집단	중독유형	예측변인	결과변인	상관계수	변인범주	비고
1	Balakrishnan & Griffiths (2017)	인도	410	혼합	대학생/대학원생(유튜브 중독		콘텐츠 제작 성향 (Conten	유튜브 중독	0.522	행동적	Table 4 상관행렬(SEM에서 추정된 잠재변수 간 상관)
1	Balakrishnan & Griffiths (2017)	인도	410	혼합	대학생/대학원생(유튜브 중독		사회적 만족	유튜브 중독	0.318	사회적	Table 4 상관행렬(SEM에서 추정된 잠재변수 간 상관)
1	Balakrishnan & Griffiths (2017)	인도	410	혼합	대학생/대학원생(유튜브 중독		콘텐츠 만족	유튜브 중독	0.331	심리적	Table 4 상관행렬(SEM에서 추정된 잠재변수 간 상관)
1	Balakrishnan & Griffiths (2017)	인도	410	혼합	대학생/대학원생(유튜브 중독		기술 만족	유튜브 중독	0.017	기술적	Table 4 상관행렬(SEM에서 추정된 잠재변수 간 상관)
1	Balakrishnan & Griffiths (2017)	인도	410	혼합	대학생/대학원생(유튜브 중독		과정 만족	유튜브 중독	-0.041	심리적	Table 4 상관행렬(SEM에서 추정된 잠재변수 간 상관)
1	Balakrishnan & Griffiths (2017)	인도	410	혼합	대학생/대학원생(유튜브 중독		콘텐츠 시청 선호도(YouT	유튜브 중독	0.225	행동적	Table 4 상관행렬(SEM에서 추정된 잠재변수 간 상관)
2	Gioia, Rega, & Boursier (2021)	* literature review	연구로 본 연구에서	수행한 상관분석 결과 없음							
3	Blachnio et al. (2023)	다국가(7개국)	2079	혼합	성인(평균 23.26세	디지털 미디어 중독	자기통제	문제적 스마트폰 사용	-0.4	심리적	Table 3 상관계수(multilevel correlation)
3	Blachnio et al. (2023)	다국가(7개국)	2079	혼합	성인(평균 23.26세	디지털 미디어 중독	자기통제	문제적 인터넷 사용	-0.42	심리적	Table 3 상관계수(multilevel correlation)
3	Blachnio et al. (2023)	다국가(7개국)	2079	혼합	성인(평균 23.26세	디지털 미디어 중독	자기통제	문제적 페이스북 사용	-0.23	심리적	Table 3 상관계수(multilevel correlation)
4	Noë et al. (2019)	영국	64	혼합	성인(평균 25.4세	스마트폰 중독	Auto And Vehicles 앱사용	스마트폰 중독	0.105	행동적	Table 2, M+F zero-order r
4	Noë et al. (2019)	영국	64	혼합	성인(평균 25.4세	스마트폰 중독	Business 앱사용	스마트폰 중독	0.159	행동적	Table 2, M+F zero-order r
4	Noë et al. (2019)	영국	64	혼합	성인(평균 25.4세	스마트폰 중독	Communication 앱사용	스마트폰 중독	0.048	행동적	Table 2, M+F zero-order r
4	Noë et al. (2019)	영국	64	혼합	성인(평균 25.4세	스마트폰 중독	Entertainment 앱사용	스마트폰 중독	0.068	행동적	Table 2, M+F zero-order r
4	Noë et al. (2019)	영국	64	혼합	성인(평균 25.4세	스마트폰 중독	Finance 앱사용	스마트폰 중독	0.2	행동적	Table 2, M+F zero-order r
4	Noë et al. (2019)	영국	64	혼합	성인(평균 25.4세	스마트폰 중독	Game 앱사용	스마트폰 중독	0.109	행동적	Table 2, M+F zero-order r
4	Noë et al. (2019)	영국	64	혼합	성인(평균 25.4세	스마트폰 중독	Lifestyle 앱사용	스마트폰 중독	0.446	행동적	Table 2, M+F zero-order r
4	Noë et al. (2019)	영국	64	혼합	성인(평균 25.4세	스마트폰 중독	Maps And Navigation 앱/	스마트폰 중독	0.322	행동적	Table 2, M+F zero-order r
4	Noë et al. (2019)	영국	64	혼합	성인(평균 25.4세	스마트폰 중독	Music And Audio 앱사용	스마트폰 중독	0.062	행동적	Table 2, M+F zero-order r
4	Noë et al. (2019)	영국	64	혼합	성인(평균 25.4세	스마트폰 중독	News And Magazines 앱/	스마트폰 중독	0.198	행동적	Table 2, M+F zero-order r
4	Noë et al. (2019)	영국	64	혼합	성인(평균 25.4세	스마트폰 중독	Personalization 앱사용	스마트폰 중독	0.151	행동적	Table 2, M+F zero-order r
4	Noë et al. (2019)	영국	64	혼합	성인(평균 25.4세	스마트폰 중독	Photography 앱사용	스마트폰 중독	0.117	행동적	Table 2, M+F zero-order r
4	Noë et al. (2019)	영국	64	혼합	성인(평균 25.4세	스마트폰 중독	Productivity 앱사용	스마트폰 중독	0.12	행동적	Table 2, M+F zero-order r
4	Noë et al. (2019)	영국	64	혼합	성인(평균 25.4세	스마트폰 중독	Shopping 앱사용	스마트폰 중독	0.085	행동적	Table 2, M+F zero-order r
4	Noë et al. (2019)	영국	64	혼합	성인(평균 25.4세	스마트폰 중독	Social 앱사용	스마트폰 중독	0.421	행동적	Table 2, M+F zero-order r
4	Noë et al. (2019)	영국	64	혼합	성인(평균 25.4세	스마트폰 중독	Sports 앱사용	스마트폰 중독	0.123	행동적	Table 2, M+F zero-order r
4	Noë et al. (2019)	영국	64	혼합	성인(평균 25.4세	스마트폰 중독	Travel And Local 앱사용	스마트폰 중독	0.143	행동적	Table 2, M+F zero-order r
4	Noë et al. (2019)	영국	64	혼합	성인(평균 25.4세	스마트폰 중독	Video Player 앱사용	스마트폰 중독	0.09	행동적	Table 2, M+F zero-order r
5	유은경 & 장하영 (2024)	대한민국	289	혼합	중장년층	스마트폰 중독	스마트폰 중독	우울	0.517	정서적	Pearson 상관계수, p<.01 (표 2)
5	유은경 & 장하영 (2024)	대한민국	289	혼합	중장년층	스마트폰 중독	스마트폰 중독	충동성	0.493	심리적	Pearson 상관계수, p<.01 (표 2)
5	유은경 & 장하영 (2024)	대한민국	289	혼합	중장년층	스마트폰 중독	충동성(스마트폰-변인 관계	우울	0.579	정서적	Pearson 상관계수, p<.01 (표 2)
5	유은경 & 장하영 (2024)	대한민국	289	혼합	중장년층	스마트폰 중독	스마트폰 중독	희망	-0.376	심리적	Pearson 상관계수, p<.01 (표 2)
5	유은경 & 장하영 (2024)	대한민국	289	혼합	중장년층	스마트폰 중독	충동성(스마트폰-변인 관계	희망	-0.371	심리적	Pearson 상관계수, p<.01 (표 2)
5	유은경 & 장하영 (2024)	대한민국	289	혼합	중장년층	스마트폰 중독	희망(스마트폰-변인 관계	우울	-0.386	정서적	Pearson 상관계수, p<.01 (표 2)
6	원소희 (2017)	대한민국	361	혼합	청소년	스마트미디어 중독	자기중심성	스마트미디어 중독	0.48	심리적	상관행렬(표18,19) 학위논문
6	원소희 (2017)	대한민국	361	혼합	청소년	스마트미디어 중독	소외감	스마트미디어 중독	0.58	사회-심리적	상관행렬(표18,19) 학위논문
6	원소희 (2017)	대한민국	361	혼합	청소년	스마트미디어 중독	사회적 고립감	스마트미디어 중독	0.48	사회적	상관행렬(표18,19) 학위논문
6	원소희 (2017)	대한민국	361	혼합	청소년	스마트미디어 중독	무력감	스마트미디어 중독	0.57	심리적	상관행렬(표18,19) 학위논문
6	원소희 (2017)	대한민국	361	혼합	청소년	스마트미디어 중독	BAS	스마트미디어 중독	0.31	신경-동기	상관행렬(표18,19) 학위논문
6	원소희 (2017)	대한민국	361	혼합	청소년	스마트미디어 중독	스마트미디어 중독	우울(스트레스 반응 하	0.52	정서적	상관행렬(표18,19) 학위논문

[그림 1] 논문데이터 선정

3.3. 코딩 및 분석

3.3.1. 코딩절차

본 연구에서는 Lipsy와 Wilson(2001), Cooper (2010)가 제시한 메타분석 절차를 참고하여 유튜브중독 관련 변인들을 분석하고 코딩을 진행하였다. 연구자료의 질을 평가하기 위해서 분석단계에서 자료의 이상치를 검토하였다. 메타분석 결과에 영향을 과도한 영향을 미치는 연구를 확인하기 위해 표준화 잔차, Cook's distance 및 leave-one-out 분석방법을 사용하여 이상치를 검토하였다. 본 연구에서는 코로나팬데믹 이전 2017년부터 2019년까지 유튜브 중독으로 검색된 논문 32편의 연구물 중 메타분석 연구 또는 단

순 문헌고찰 연구, 상관관계 수치가 없는 연구물 등을 제외한 최종 연구물에 대해 코딩을 실시하였다.

3.3.2. 출판편향(publication bias) 검토

메타분석에서 책상서랍과 출판편의의 문제가 있는 경우에는 전체효과 크기가 과대 추정되어 연구결과의 타당성이 저해되는 경향이 있다[26, 27]. 출판편향은 긍정적·유의한 결과를 가진 연구가 더 많이 출판되는 경향으로, 메타분석의 타당성을 위협한다[25]. 따라서 출판편향은 효과크기가 과대평가 되도록 만드는 위험이 있어 반드시 검토해야 한다[26]. 따라서 본 연구에서는 효과크기 분석 전 연구자료의 타당성을 확보하는 방법으로 책상서랍의 문제와 출판 편의를 검토하였다. 책상서랍의 문제는 Rosenthal과 Orwin의 Fail-safe N 방법을 사용하였고, 출판편의 문제는 Egger의 절편검증, 그리고 Duval과 Tweedie(2000)의 Trim and Fill의 방법을 사용하였다.

본 연구에서 메타분석은 CMA2 (Comprehensive Meta-Analysis) 프로그램을 사용하였다.본 연구는 다음 세 가지 방법을 사용하였다. 첫째, Funnel Plot 를 통해 효과크기와 표준오차(SE)의 시각적 대칭성 점검하였다. 둘째, Egger's regression test 를 기반으로 편향 존재 여부의 통계적 검증(Egger et al., 1997)을 실시하였다. 세 번째, Trim-and-Fill 을 기반으로 누락된 연구를 보정하여 효과크기를 재추정하였다. 따라서, funnel plot에서 비교적 완만한 비대칭성이 관찰되었으나, Egger 검정 결과는 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타나 출판편향 가능성은 크지 않은 것으로 판단하였다.

3.3.3. 코딩 신뢰도 및 분석 신뢰성 검토

본 연구에서는 코딩 일치도를 확인하기 위한 Cohen's κ는 .91로 매우 높았다. 이는 분석 신뢰도를 확보하는 데 중요한 근거가 된다(Landis & Koch, 1977). 또한, 감도 분석(sensitivity analysis)을 통한 특정 연구 제거 시 효과크기 변화 여부를 확인한 결과, 효과 변동은 미미하여 분석이 안정적인 것으로 확인되었다.

4. 연구결과

4.1. 이질성 검정에 따른 분석모형 선택

메타분석에서 연구물의 수는 연구자가 통제할 수 있는 것이 아니며 기술적으로는 2편 이상만 되어도 분석이 가능하다고 보고 있다[29]. 본연구에서는 32편중 선정된 총 7편의 연구물을 대상으로 이질성 검정을 실시하였다. 이질성의 정도를 나타내는 I^2 값은 97.3 이다. 일반적으로 I^2 값이 25%이면 낮은 수준, 50%이면 중간, 75%이면 높은 수준이라고 해석하는데[32] 본 연구의 연구물은 I^2 값이 97.3이 나타나 이질성이 높은 수준인 것으로 나타났다. 본 연구에서 나타난 높은 이질성은 이질성은 연구간 효과크기 산출 방식의 차이 등에 의해 발생했을 가능성이 있다. 이는 메타분석에서 분석된 연구물들이 유튜브 중독과 영향 요인 간 단일한 양상으로 설명되기보다는, 연구가 수행된 사회·문화적 맥락, 대상 집단의 특성 등에 따라 다양하게 나타날 수 있음을 시사한다. 이에 따라 중재변인 분석과 메타회귀분석을 통해 이질성의 원인을 분석하였다. 본 연구에서는 이질성을 반영하여 랜덤효과 모형을 사용하였다[[26]. 이를 통해 sampling error와 random error를 모두 반영하여 결과를 도출하였다. 이질성 검정을 실시한 결과, 이질성은 $Q(6)=222.188$, $p < .001$ 수준에서 유의하였으며, 개별 연구의 효과크기간 이질성이 있는 점을 반영하여 랜덤효과모형을 사용하여 결과를 도출하였다.

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.83

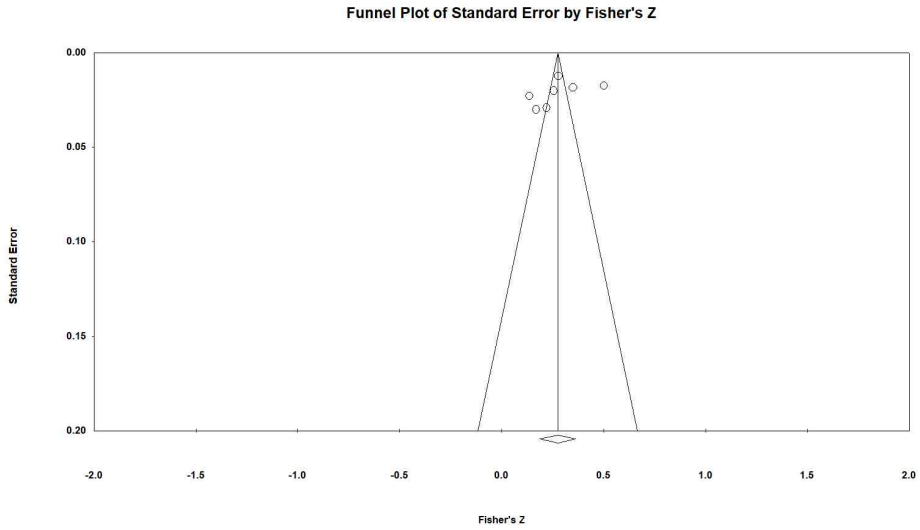
<표 1> 이질성 검정 결과

K	Q-value	p-value	I2
7	222.188	0.000	97.3

K=연구 수, Q-value=이질성 검정 통계량, p-value=이질성 검정 통계량의 유의수준 값
I^2=이질성 정도

4.2. 출판편향 검증

본 연구의 분석대상이 된 개별 연구물들의 효과크기 분포를 분석하기 위해 X축을 효과크기(Fisher's *z*)로, Y축을 표준오차로 한 깔대기 도표(funnel plot)를 통해 효과크기의 분포를 산출하였다. 출판편향 검증을 실시하기 위해 Funnel plot을 분석한 결과, 대칭축을 중심으로 좌우대칭을 이루고 있으므로 출판편향이 없는 것으로 나타났다(그림2).



[그림 2] 전체 분석대상 연구물의 funnel plot

출판편향을 검증하기 위한 또 다른 방법으로 추정치 가감법(trim and fill)을 적용한 결과, 보정된 추정값과 관측된 효과 크기가 동일하게 나타났다. 이 결과는 누락된 연구의 영향이 제한적임을 의미하며, 출판편향의 가능성은 크지 않은 것으로 해석된다. 출판편향을 검증하기 위한 Trim & Fill 방법에서는 예컨대 표본 수가 적은 연구가 요약 크기의 왼쪽보다 오른쪽에 많을 경우, 왼쪽에 있어야 할 연구들이 없어진 것으로 해석한다. 이러한 경우 추정치 가감법은 없어진 연구들이 존재하는 것으로 판단하고 분석에서 연구들을 추가하여 요약 효과크기를 다시 계산한다[32]. 따라서 이러한 통계치를 종합적으로 분석하였을 때 본 연구에서 제시된 연구대상 논문은 전체적으로 출판편향 가능성이 크지 않다고 판단할 수 있다(표2).

<표 2> 추정치 가감법(trim and fill) 검증 결과

	Studies trimmed	ES	95% CI
Observed value	-	0.268	0.183-0.348
Adjusted value	0	0.268	0.183-0.348

ES = 효과크기, 95% CI = 95% 신뢰구간

4.3. 전체 효과크기 검증

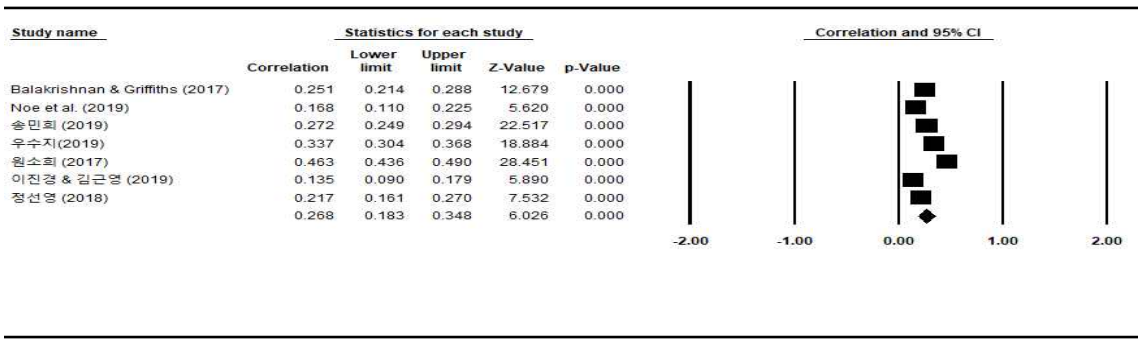
본 연구에서는 랜덤효과모형으로 분석하여 전반적으로 유튜브 중독과 영향요인의 상관관계 효과크기를 제시하고자 하였다. 분석 결과, 유튜브 중독과 영향요인의 상관관계 전체 효과크기는 0.268였고, 95% 신뢰구간은 0.183-0.348이었다. Cohen(1988)이 제시한 기준에 따라 0.1은 작은 효과크기, 0.3은 중간 수준의 효과크기, 0.5 이상은 큰 효과크기를 의미한다. 본 연구의 유튜브 중독과 영향 요인의 전체 상관관계 효과크기는 0.268로 중하 수준의 효과 크기인 것으로 나타났다. 이 결과는 해당 변인이 유튜브 중독에 미치는 영향은 존재하지만, 단일 요인으로서의 설명력은 크지 않으며, 다양한 개인적·환경적 요인과의 복합적 상호작용 속에서 이해될 필요가 있음을 의미한다. 또한 효과크기는 신뢰구간이 0을 포함하지 않으므로 유의미한 것으로 분석되었다(표3).

<표 3> 랜덤효과모형을 사용한 전체 효과크기

K	ES	95% CI	Z	p-value
7	0.268	0.183-0.348	6.026	0.000

K 효과크기 수, ES 효과크기, 95% CI-95% 신뢰구간

본 연구의 분석대상 forest plot은 <그림3>과 같다. 본 연구의 분석대상에 대한 Forest plot은 각 연구의 효과크기와 95% 신뢰구간을 시각적으로 제시하며, 전체 평균 효과크기와 연구 간 이질성을 확인하기 위해 작성되었다. 분석 결과, 이질성은 높은 수준(I^2 = 97.3%)으로 확인되었다.



[그림 3] 전체 분석대상 연구물의 forest plot

4.4. 국가별 구분에 따른 효과크기 분석

유튜브 중독에 영향을 미치는 요인들에 대한 상관관계 효과크기를 국가별로 분석한 결과, 국가에 따라 효과크기의 차이가 나타났다. 랜덤효과모형 분석 결과, 대한민국의 상관관계 효과크기(effect size, ES)는 0.300으로 가장 높게 나타났으며(p<.001), 95% 신뢰구간은 0.256에서 0.342로 확인되어 통계적으로 유의미한 중간 수준의 상관관계를 보였다. 인도의 효과크기는 ES = 0.251(p<.001)로 나타났으며, 95% 신뢰구간은 0.129에서 0.365로 확인되어 역시 통계적으로 유의미한 중간 수준의 상관관계를 시사하였다. 영국의 경우 효과크기는 ES = 0.168(p<.001)로 상대적으로 낮았으나, 95% 신뢰구간[0.078, 0.255]이 0을 포함하지 않아 통계적으로 유의미한 상관관계가 분석되었다. 집단 간 차이는 통계적으로 유의미한 차이

가 있는 것으로 분석되었다.

<표 4> 국가별 구분에 따른 효과크기

구분		K	ES	p-value	95% CI	Q_b(p)
국가	대한민국	44	0.300	0.000	0.256-0.342	7.230 (0.027)
	영국	18	0.168	0.000	0.078-0.255	
	인도	6	0.251	0.000	0.129-0.365	

K=the number of effect sizes , ES=effect size
CI=confidence interval , Q_b=between groups homogeneity

4.5. 성인 청소년 구분에 따른 효과크기

유튜브 중독에 영향을 미치는 요인들에 대한 상관관계 효과크기를 성인 청소년 구분에 따라 랜덤효과모형 분석 결과, 성인의 상관관계 효과크기(effect size, ES)는 0.244로 나타났으며(p<.001), 95% 신뢰구간은 0.186에서 0.301로 분석되어 통계적으로 유의미한 중하 수준의 상관관계를 보였다. 청소년의 효과크기는 ES = 0.290(p<.001)로 나타났으며, 95% 신뢰구간은 0.240에서 0.339로 확인되어 통계적으로 유의미한 중간 수준의 상관관계 효과크기가 나타났다. 이에 따라 청소년이 성인보다 높은 수준의 상관관계 효과크기가 나타났으나 집단 간 차이가 유의미한 수준은 아니었다.

<표 5> 성인 청소년 구분에 따른 효과크기

구분	K	ES	p-value	95% CI	Q_b(p)
성인	33	0.244	0.000	0.186-0.301	1.404 (0.236)
청소년	35	0.290	0.000	0.240-0.339	

K=the number of effect sizes , ES=effect size
CI=confidence interval , Q_b=between groups homogeneity

4.6. 유튜브 중독 영향 요인에 따른 효과크기

유튜브 중독에 영향을 미치는 요인을 개인심리적 요인과 사회행동적 요인으로 구분하여 상관관계 효과크기를 분석한 결과, 요인 유형에 따라 효과크기의 차이가 나타났다.

랜덤효과모형 분석 결과, 개인심리적 요인의 효과크기(effect size, ES)는 0.311로 p<.001, 95% 신뢰구간은 0.261에서 0.359로 확인되어 통계적으로 유의미한 중간 수준의 상관관계 효과크기를 보였다.

사회행동적 요인의 효과크기는 ES = 0.219(p<.001)로 나타났으며, 95% 신뢰구간은 0.161에서 0.275로 개인심리적 요인에 비해 상대적으로 낮은 수준의 상관관계효과크기가 있는 것으로 분석되었다. 신뢰구간은 0을 포함하지 않아 통계적으로 유의미한 상관관계가 확인되었다. 요인 유형 간 효과크기의 차이에 대한 이질성 검증 결과, 집단 간 이질성은 통계적으로 유의미한 것으로 나타났으며 (Q_between = 5.754, df = 1, p<.05), 이 결과는 개인심리적 요인과 사회행동적 요인이 유튜브 중독에 미치는 영향력에 차이가 있으며, 개인심리적 요인이 사회행동적 요인보다 유튜브 중독에 미치는 영향이 큰 것으로 분석되었다.

<표 6> 유튜브 중독 영향 요인에 따른 효과크기

구분		K	ES	p-value	95% CI	Q_b(p)
유튜브 중독 영향 요인	개인심리적 요인	34	0.311	0.000	0.261-0.359	5.754 (0.016)
	사회행동적 요인	34	0.219	0.000	0.161-0.275	

K=the number of effect sizes , ES=effect size
CI=confidence interval , Q_b=between groups homogeneity

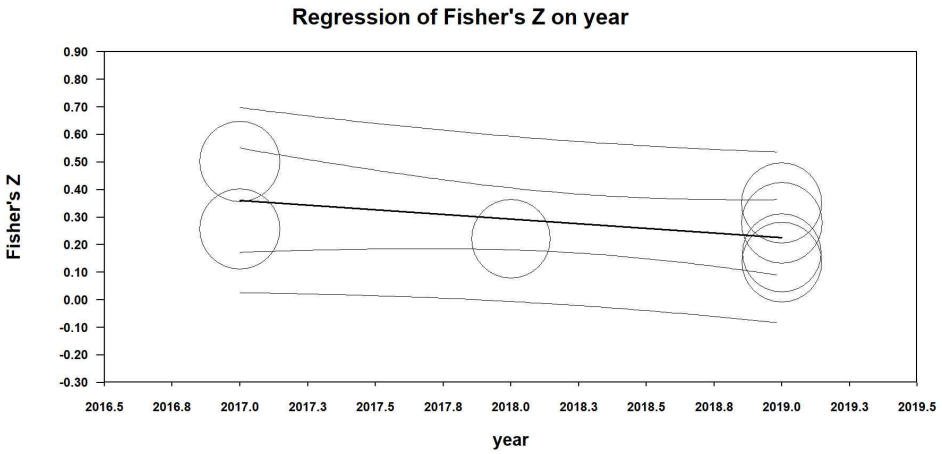
4.7. 연속 변인에 대한 메타회귀분석의 결과

본 연구에서는 출판연도에 따른 메타회귀분석을 실시하였다(표7). 메타분석에서는 메타회귀분석을 통해 특정한 연속형 변수가 효과크기에 미치는 경향성을 파악한다. 이러한 관점에서 본 연구에서도 출판연도에 따른 메타회귀분석을 실시하였다.

<표 7> 출판연도에 따른 메타회귀분석결과

	Point estimate	Standard error	Lower limit	Upper limit	Z-value	p-value
Intercept	137.281	99.932	-58.583	333.145	1.37	0.170
year	-0.068	0.050	-0.165	0.029	-1.37	0.170

분석 결과 연구물의 출판연도에 따른 회귀선의 기울기 계수는 -0.068 이었으며, 하한선은 -0.165, 상한선은 0.029로 나타났다. 기울기 계수는 신뢰구간이 0을 포함하므로 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 분석되었다(p>.05). 즉 2017년~2019년 사이의 연도에 따른 상관관계 효과크기는 유사한 것으로 분석되었다.



[그림 4] 출판연도에 따른 회귀선의 기울기 계수

5. 논의 및 결론

본 연구에서는 팬데믹 이전(2017년~2019년)를 기준점으로 유튜브 중독 영향요인 양상을 분석하고자 하

였다. 코로나 팬데믹이라는 전례 없는 환경적 변화가 미디어 과의존에 미친 영향을 통계적으로 입증할 수 있는 시대적, 사회적 맥락을 잘 반영한 메타분석 연구설계로 판단하였다. 따라서 본 연구에서는 유튜브 중독과 개인특성 요인 간의 관계를 규명하기 위해 랜덤효과 메타분석을 기반으로 전체 효과크기를 산출하고, 문화권·연령대·측정도구 차이 등 조절요인에 대한 메타회귀 분석을 수행하였다. 또한 연구결과의 신뢰성과 타당성 검증을 위해 감도분석및 출판편향 점검을 실행하였다. 코로나 팬데믹 이후 비대면 환경이 확대되면서 특히 이 기간 동안 전 세계 아동·청소년 연령층의 유튜브중독 누적발생률(cumulative incidence:CI)이 급격하게 증가하였음을 다수의 선행연구에서 보고하였다. 비대면 수업 기간 동안 유튜브 동영상을 링크하면서 학생들은 자연스럽게 매일 유튜브에 노출되고, 한 번 접속하면 시스템 알고리즘에 의해 헤어나지 못하는 '과몰입' 현상이 반복적으로 나타나 유튜브 중독에 이르게 된다는 것이 다수의 연구에서 보고되고 있다. 그렇지만 팬데믹 이전과 이후 비교 연구를 통한 유튜브중독 형성과정의 기제, 국가간 유병률 조사비교, 중독형성 과정의 영향요인, 통합된 진단기준 설정 등 체계적인 개입방법과 관련된 체계적인 연구는 여전히 미진하다. 이러한 측면에서 본 연구에서는 유튜브 중독 영향 요인들을 분석하기 위하여 코로나 팬데믹 이전 유튜브중독 태동기(2017~2019년)를 기준점으로 팬데믹 급성기(2020-2022) 유튜브 중독에 영향요인 변화를 추적하고자 한다. 코로나 팬데믹에 대한 세계보건기구(WHO)의 공중보건 비상사태 선언 시점은 2020년 1월부터 2022년 12월, 해제 시점은 2023년 5월로 정의하였다. 따라서 1단계 연구인 본 연구에서는 유튜브 플랫폼이 활성화된 2017년부터 팬데믹 2019년까지'유튜브중독'으로 검색된 국내·외 논문 32편의 연구물 중 메타분석 연구 또는 단순 문헌고찰 연구, 상관관계 수치가 없는 연구물 등을 제외하고 총 7편 연구물에 대해 코딩을 실시하였다. 연구물을 대상으로 먼저 이질성 검정을 실시하였다. 이질성의 정도를 나타내는 I^2 값은 97.3 이다. I^2 값이 25%이면 낮은 수준, 50%이면 중간, 75%이면 높은 수준이라고 해석하는데[30], 본 연구의 연구물은 I^2 값이 97.3이 나타나 이질성이 높은 수준인 것으로 나타났다. 이 결과는 분석된 연구물들이 유튜브 중독과 영향요인 간 단일한 양상으로 설명되기보다는, 연구가 수행된 사회·문화적 맥락, 대상 집단의 특성 등에 따라 다양하게 나타날 수 있음을 시사한다. 이에 따라 중재변인 분석과 메타회귀분석을 통해 이질성의 원인을 분석하였다. 또한 본 연구에서는 이질성을 반영하여 랜덤효과 모형을 사용하였다[26].

이를 통해 sampling error와 random error를 모두 반영하여 안정적인 결과를 구하고자 하였다. 본 연구의 분석대상이 된 개별 연구물들의 효과크기 분포를 분석하기 위해 X축을 효과크기(Fisher's z)로, Y축을 표준오차로 한 깔대기 도표(funnel plot)를 통해 효과크기의 분포를 산출하였다. 출판편향 검증을 실시하기 위하여 Funnel plot을 분석한 결과, 대칭축을 중심으로 좌우대칭을 이루고 있으므로 출판편향이 없는 것으로 나타났다. 따라서 이러한 통계치를 종합적으로 분석하였을 때 본 연구에서 제시된 연구대상 논문은 출판편향이 없다고 할 수 있다.

연구대상 연구물을 랜덤효과모형으로 분석하여 전반적으로 유튜브 중독과 영향요인의 상관관계 효과크기를 제시하였다. 분석 결과, 유튜브 중독과 영향요인의 상관관계 전체 효과크기는 0.268였고, 95% 신뢰구간은 0.183-0.348이었다. Cohen(1988)이 제시한 기준에 따라 0.1은 작은 효과크기, 0.3은 중간 수준의 효과크기, 0.5 이상은 큰 효과크기를 의미한다. 따라서 본 연구의 유튜브 중독과 영향 요인의 전체 상관관계 효과크기는 0.268로 중하 수준의 효과크기인 것으로 나타났다. 또한 신뢰구간이 0을 포함하지 않으므로 이러한 효과크기는 유의미한 것으로 분석되었다.

유튜브 중독에 영향을 미치는 요인들에 대한 상관관계 효과크기를 국가별로 분석한 결과, 국가에 따라 효과크기의 차이가 나타났다. 랜덤효과모형 분석 결과, 대한민국의 상관관계 효과크기(effect size, ES)는 0.300으로 가장 높게 나타났으며($p<.001$), 95% 신뢰구간은 0.256에서 0.342로 확인되어 통계적으로 유의미한 중간 수준의 상관관계를 보였다. 다음으로 인도의 효과크기는 ES = 0.251($p<.001$)로 나타났으며, 95% 신뢰구간은 0.129에서 0.365로 확인되어 역시 통계적으로 유의미한 중간 수준의 상관관계를 시사하였다. 영국의 경우 효과크기는 ES = 0.168($p<.001$)로 상대적으로 낮았으나, 95% 신뢰구간[0.078,

0.255]이 0을 포함하지 않아 통계적으로 유의미한 상관관계가 분석되었다.

전체적인 상관관계 효과크기는 대한민국이 가장 큰 것으로 나타났으며, 집단 간 차이는 통계적으로 유의미한 차이가 있는 것으로 분석되었다. 유튜브 중독에 영향을 미치는 요인들에 대한 상관관계 효과크기를 성인 청소년 구분에 따라 랜덤효과모형 분석 결과, 성인의 상관관계 효과크기(effect size: ES)는 0.244로 나타났으며(p<.001), 95% 신뢰구간은 0.186에서 0.301로 분석되어 통계적으로 유의미한 중하 수준의 상관관계를 보였다. 청소년의 효과크기는 ES = 0.290(p<.001)로 나타났으며, 95% 신뢰구간은 0.240에서 0.339로 확인되어 통계적으로 유의미한 중간 수준의 상관관계 효과크기가 나타났다. 청소년이 성인보다 높은 수준의 상관관계 효과크기가 나타났지만, 집단 간 차이가 유의미한 수준은 아니었다.

유튜브 중독에 영향을 미치는 요인을 개인심리적 요인과 사회행동적 요인으로 구분하여 상관관계 효과크기를 분석한 결과, 요인 유형에 따라 효과크기의 차이가 나타났다. 랜덤효과모형 분석 결과, 개인심리적 요인의 효과크기(ES)는 0.311로 p<.001, 95% 신뢰구간은 0.261에서 0.359로 확인되어 통계적으로 유의미한 중간 수준의 상관관계 효과크기를 보였다. 한편 사회행동적 요인의 효과크기는 ES = 0.219(p<.001)로 나타났으며, 95% 신뢰구간은 0.161에서 0.275로 개인심리적 요인에 비해 상대적으로 낮은 수준의 상관관계효과크기가 있는 것으로 분석되었다. 신뢰구간은 0을 포함하지 않아 통계적으로 유의미한 상관관계가 확인되었다.

요인 유형 간 효과크기의 차이에 대한 이질성 검증 결과, 집단 간 이질성은 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다 (Q_between = 5.754, df=1, p<.05), 이 결과는 개인심리적 요인과 사회행동적 요인이 유튜브 중독에 미치는 영향력에 차이가 있음을 시사한다. 개인심리적 요인이 사회행동적 요인보다 유튜브 중독에 미치는 영향이 큰 것으로 분석되었다.

출판연도에 따른 메타회귀분석을 실시하였다. 메타분석에서는 메타회귀분석을 통해 특정한 연속형 변수가 효과크기에 미치는 경향성을 파악하고자 하였다. 따라서 본 연구에서 출판연도에 따른 메타회귀분석을 실시하였다. 연구물의 출판연도에 따른 회귀선의 기울기 계수는 -0.068 이었으며, 하한선은 -0.165, 상한선은 0.029 였다. 이 기울기 계수는 신뢰구간이 0을 포함하므로 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 분석되었다(p>.05). 즉 2017년~2019년의 연도에 따른 상관관계 효과크기는 유사한 것으로 분석되었다. 유튜브 중독은 다양한 요인이 복합적으로 작용하여 형성된다는 것을 알 수 있다.

본 연구에서는 유튜브 중독 영향 요인들을 분석하기 위하여 코로나 팬데믹 이전 유튜브 중독 태동기(2017~2019년) 유튜브 중독 영향요인 크기를 추적하고자 하였다. 학문적인 시사점을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 유튜브 중독 연구의 이론적 확장이다. 기존 디지털 중독 연구는 주로 스마트폰 중독 또는 SNS 중독에 초점을 두었으나, 본 연구에서는 유튜브 플랫폼을 기존의 디지털 행동중독과 분리하여 독립적 이론체계를 구축함으로써 행동중독 연구의 영역 확장에 기여 하고자 하였다[13]. 유튜브는 콘텐츠 기반 특성과 인공지능 알고리즘 구조가 강화 자극을 제공하기 때문에, 기존 SNS와 구별되는 독자적 중독 기제가 존재한다[15, 17]. 따라서 본 연구는 유튜브라는 특정 플랫폼 기반 행동중독 기제를 다면적으로 분석하였다는 점에서 연구의 의의가 크다고 할 수 있다. 둘째, 개인특성 관련 유튜브중독 예측 요인 분석이다. 본 연구에서는 내담자의 정서조절, 자기통제 요인이 유튜브 중독의 중요한 예측 요인인 것으로 나타났다. 셋째, 연령 및 문화권에 따른 효과크기 차이를 분석하였다. 행동중독 연구에서 연령 및 문화권은 개인의 심리적 특성과 행동 양식에 영향을 미치는 주요 요인으로 분류된다. 연령간 미디어중독 효과크기 분석관련 연구에 의하면 성장기에 있는 유아·청소년은 성인에 비해 충동성 요인에 의해 미디어 중독에 취약하다[13]. 본 연구 결과에서도 청소년의 효과크기는 통계적으로 유의미한 중간 수준의 상관관계의 효과크기가 나타났다. 연구결과에서 청소년이 성인보다 높은 수준의 상관관계 효과크기를 보였다. 집단 간 차이는 유의미한 수준은 아닌 것으로 파악되었다. 이 결과는 청소년 시기가 발달적으로 정서조절 능력이 성숙하는 단계이고, 또래 관계에서의 스트레스가 높고, 숏폼 소비 비율이 높은 그룹이라는 점에서 유튜브 중독 위험이 구조적으로 높음을 의미한다. 또한 요인 유형 간 효과크기의 차이에 대

한 이질성 검증 결과, 집단 간 이질성은 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 이 결과는 개인심리적 요인과 사회행동적 요인이 유튜브중독 에 미치는 영향력에 차이가 있음을 시사한다. 본 연구에서는 개인심리적 요인이 사회행동적 요인보다 유튜브 중독에 미치는 영향이 큰 것으로 분석되었다. 유튜브중독 관련 임상개입 프로그램 구축 시 연령대를 반영한 모델 구축 필요성을 보여준다.

국가간 상관관계 효과크기는 영국과 인도에 비해 대한민국이 가장 큰 것으로 나타났고, 집단 간 통계적으로 유의미한 차이가 있는 것으로 분석되었다. 대한한국·중국 등 비서구권은 학업 스트레스와 정서적 회피 성향이 강해 중독 위험이 높다[3]. '한국의 대학생들이 터키의 대학생에 비해 고독감 레벨이 높다[17]'는 선행연구의 내용과 일치한다. 본 연구는 문화심리학적 관점에서 유튜브 중독 연구의 방향성을 제시하였다는데 의의가 있다. 문화권과 연령대는 개인특성 작용을 조절하는 핵심 요인이다[17]. 유튜브 플랫폼 구조는 이러한 개인특성과 상호작용하여 중독적 행동을 강화한다[17]. 상담교육 및 정책, 플랫폼 설계시 자기통제 강화 관련 프로그램 개발이 필요하다. 본 연구에서는 한국이 전체적으로 개인특성 요인이 유튜브 중독에 미치는 영향이 더 강하게 나타났는다. 이는 정서표현 억제, 사회적 규범 준수, 대인관계 부담 등의 문화적 요인이 정서조절 실패 및 회피적 미디어 사용과 결합하여 중독 경향을 높이는 방향으로 작용할 가능성이 있음을 시사한다. 문화권과 연령대의 조절효과가 존재함을 실증적으로 확인하였다는 것은 본 연구의 성과이다. 넷째, 효과크기를 반영한 유튜브 중독 예방 교육프로그램 구축 필요성이다. 유튜브 중독 문제 해결을 위한 정서조절 훈련(emotion regulation training), 인지치료(MBCT), 충동성 조절 개입등 효과적인 다양한 교육 개발이 필요하다[23]. 본 연구에서도 청소년에서 효과 크기가 가장 높게 나타나 학교 및 청소년 기관의 체계적인 유튜브중독 중독 예방 교육이 필요성이 있는 것으로 파악되었다. 다수의 연구에서 언급하였듯이 자기통제 훈련, 디지털 리터러시 교육, 시간관리 훈련(time-management training)등 다양한 영역의 교육프로그램 개설 필요성이 있다. 또한 유아청소년 뿐만 성인세대도 유튜브 중독은 생산성 저하·수면 부족·주의산만 등 문제를 일으킬 수 있다. 연구결과 성인보다 높은 수준의 상관관계 효과크기가 나타났으나 집단 간 차이가 유의미한 수준은 아니었다. 그렇지만 성인을 위한 기업 내 정신건강 프로그램에 유튜브 사용 관리 교육이 포함될 필요가 있다. 다섯째, 자동재생 및 알고리즘에 대한 규제등 정책적 시사점이다. 유튜브의 자동재생 기능은 중독적 패턴을 강화하는 것으로 보고되었다[15]. 본 연구결과 청소년의 효과크기는 통계적으로 유의미한 수준의 상관관계 효과크기가 나타났다. 따라서 청소년의 중독 위험이 성인에 비해 높은 만큼 정책 차원에서 사용시간 모니터링, 야간 과다 사용시 자동 제한 기능등 유아청소년 세대의 보호 정책을 강화해야 할 필요성이 있있다, 유튜브 플랫폼 구조는 이러한 개인특성과 상호작용하여 중독적 행동을 강화한다. 따라서 플랫폼의 기술적 특성까지 고려한 체계적인 연구가 필요하다.

연구결과의 의의에도 불구하고 본 연구에서는 몇 가지 한계가 점이 존재한다. 첫째, 본 연구에서는 검색된 다수의 논문 중 최종적으로 7편의 연구를 기반으로 메타분석을 수행하였다. 이러한 제한은 효과크기 산출 등이 가능한 연구만을 포함하고, 팬데믹 이전 유튜브 유튜브 중독 태동기의 영향 요인을 파악하기 위해 특정 기간(팬데믹 이전 기준선)을 엄격히 적용한 결과로 나타난 것으로 판단된다. 따라서 표본 연구 수가 상대적으로 적다는 점에서 결과 해석에 주의가 필요하다. 둘째, 본 연구에서 도출된 평균 효과크기(ES = 0.268)는 비교적 작은 효과크기에 해당된다. 해당 변인이 유튜브 중독에 일정 부분 영향을 미치지만, 단독으로 행동을 설명하기에는 제한적임을 시사하는 것으로 이해될 수 있다. 따라서 향후 연구에서는 다양한 연령층과 국가, 문화적 배경등 다양한 요인을 통합적으로 고려한 확장된 표본에 기반한 연구를 진행할 필요가 있다.

유튜브 중독은 개인의 심리적·정서적 요인과 플랫폼 구조와의 상호작용을 기반으로 형성되는 복합적 메커니즘으로 구성되어있다[17]. 본 연구의 결과에서도 나타났듯이 유튜브 중독은 보상 기반 모델, 정서조절 실패 모델, 습관화 모델 등이 자동재생 알고리즘과 상호작용하는 복합적 기제를 내포하고 있음을 확인하였다. 이 결과는 유튜브중독 연구는 기존의 행동중독의 이론적 틀에 기반하여 접근하기에는 한계

가 있음을 잘 보여주고 있다. 따라서 유튜브 중독을 기존의 행위중독에서 연구에서 분리하여 독자적인 개념화 연구 필요성이 있다. 알고리즘 기반 자동 추천 시스템 등이 해당 관계 보상 구조를 증폭시킨다는 점에서 플랫폼 구조의 기술적 이해에 기반한 이론 정립이 요구된다. 본 연구의 결과는 유튜브 중독 예방 관련 교육프로그램 개발, 정책 설계, 그리고 플랫폼의 알고리즘 개선 등에 활용될 수 있을 것으로 판단된다.

References

[1] Moon, M.K.(2019).The Causal Relationship between the Human Evaluation Model (HEM) and Self-regulation, Advanced Science Letters, Vol 25(1), 25-32.

[2] Kim, D. (2023). YouTube dependence among Korean adolescents: Personality and emotional predictors. Korean Journal of Psychology, 42(3), 215-233.

[3] Chan, T. J., Gao, L., & Roslan, S. N. (2022). Uses and gratifications factors predicting YouTube addiction among university students. Asian People Journal, 5(2), 16-28.

[4] Balakrishnan, J., & Griffiths, M. D. (2017). Social media addiction: The role of content and platform features in YouTube addiction. Journal of Behavioral Addictions, 6(3), 364-377.

[5] Kircaburun, K., et al. (2021). Problematic YouTube use and its associations with parasocial interactions. Psychiatry Investigation, 18(2), 110-118.

[6] Andreassen, C. S. (2015). Online social network site addiction: A comprehensive review. Current Addiction Reports, 2(2), 175-184.

[7] Montag, C., & Reuter, M. (2018). Neuroticism and digital overuse: A neuroscientific perspective. Addictive Behaviors, 87, 122-128.

[8] Zhou, Y. (2023). Mechanisms of problematic short-form video use: Implications for YouTube addiction. Media Psychology, 26(2), 144-162.

[9] Sha, P. (2022). The short-form video addiction mechanism: A media psychology perspective. Journal of Addiction Research, 15(1), 55-68.

[10] Sariyska, R., et al. (2019). Impulsivity and screen-based addiction: A behavioral investigation. Computers in Human Behavior, 97, 1-8.

[11] Li, W. (2021). Digital addiction among youth: The influence of emotion regulation and stress. Child & Youth Services Review, 121, 105-221.

[12] Moon,M.K.(2023). Smartphone addiction scale based on the human evaluation model (HEM), SARABOOK PUBLICATION, India, 978-93-91478-93-3.

[13] Pakpour, A. H., et al. (2023). Psychometric validation of the YouTube Addiction Scale (YAS). International Journal of Mental Health and Addiction, 21, 1440-1455.

[14] Lian, L. (2019). Self-control as a strong predictor of problematic video use. Frontiers in Psychology, 10, 168-182.

[15] Valkenburg, P. M. (2022). Algorithm-driven platforms and the rise of media addiction. Journal of Communication, 72(4), 567-590.

[16] Lejoyeux, M., & Weinstein, A. (2010). Compulsive buying. American Journal of Drug & Alcohol Abuse, 36(5), 248-253.

[17] Moon,M.K.(2024). The relationship between human evaluation model (HEM) and Behavioral Addiction, POFM, 978-89-8120-662-8.

[18] Brand, M., Young, K. S., Laier, C., Wölfling, K., & Potenza, M. N. (2016). Integrating psychological and neurobiological considerations regarding the development and maintenance of specific Internet-use disorders: An Interaction of Person-Affect-Cognition-Execution (I-PACE) model. Neuroscience & Biobehavioral Reviews, 71, 252-266.

[19] Kim, S., & Han, J. (2020). Effects of media literacy education on adolescents: Focus on middle school students. Korean Journal of Media Education, 14(2), 33-54.

[20] Park, J., & Oh, S. (2021). Counseling-based interventions for reducing SNS and YouTube addiction. Korean Journal of Counseling, 22(6), 511-532.

[21] Theopilus, R., Wang, Y., & Lee, H. (2024). Digital interventions for internet addiction in children: A randomized controlled trial. JMIR Pediatrics and Parenting, 7, e21567.

[22] Lee, H. (2022). Effects of a digital detox program for college students. Korean Journal of Youth Counseling, 30(3), 221-240.

[23] Elhai, J. D. (2020). Problematic smartphone and media use: The role of emotion dysregulation. Clinical Psychology Review, 78, 101-858.

[24] Pakpour, A. H., et al. (2023). Psychometric validation of the YouTube Addiction Scale (YAS). International Journal of Mental Health and Addiction, 21, 1440-1455.

[25] Cooper, H., Hedges, L. V., & Valentine, J. C. (2009). The handbook of research synthesis and meta-analysis (2nd ed.), Russell Sage Foundation.

[26] Borenstein, M., Hedges, L. V., Higgins, J. P. T., & Rothstein, H. R. (2009), Introduction to meta-analysis. Wiley.

[27] Balakrishnan, J., & Griffiths, M. D. (2017). Social media addiction: The role of content and platform features in YouTube addiction. Journal of Behavioral Addictions, 6(3), 364-377.

[28] Lipsey, M. W., & Wilson, D. B. (2001). Practical meta-analysis. Sage Publications.

[29] Higgins, J. P. T., & Green, S. (Eds.). (2008). Cochrane handbook for systematic reviews of interventions. Wiley-Blackwell.

[30] Rothstein, H. R., Sutton, A. J., & Borenstein, M. (2005). Publication bias in meta-analysis: Prevention, assessment and adjustments. Wiley.

[31] Cohen, J. (1988). Statistical power analysis for the behavioral sciences (2nd ed.).Lawrence Erlbaum Associates.

[32] Duval, S., & Tweedie, R. (2000). Trim and fill: A simple funnel-plot-based method of testing and adjusting for publication bias in meta-analysis. Biometrics, 56, 455-463.

새론상담심리교육연구
The Journal of Saeron Counseling, Psychology and Education
Vol. 5, No. 1, pp. 98-107 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.98

직장인의 무례함 경험과 인권옹호의식이 인권인지능력에 미치는 영향 : 자아존중감의 조절된 매개효과

장하영[1]

[1]박사, 사회복지학과, 세한대학교, besof@hanmail.net

Effects of Employees' Experiences of Incivility and Human Rights Advocacy Awareness on Human Rights Sensitivity: A Moderated Mediation Effect of Self-Esteem

Ha-young Jang[1]

[1]Ph.D., Department of Social Welfare, Sehan University, besof@hanmail.net

초 록: 본 연구는 직장인의 무례함 경험과 인권옹호의식이 인권인지능력에 미치는 영향을 분석하고, 이 관계에서 자아존중감의 조절된 매개효과를 검증하고자 하였다. 연구대상은 직장인 313명으로, 구조화된 설문지를 통해 자료를 수집하였다. 수집된 자료는 SPSS 25.0과 PROCESS macro 4.2를 사용하여 분석하였다. 분석 결과, 첫째, 무례함 경험은 인권옹호의식과 인권인지능력에 유의한 부(-)적 영향을 미쳤고, 인권옹호의식은 인권인지능력에 유의한 정(+)적 영향을 미쳤다. 둘째, 자아존중감은 인권옹호의식과 인권인지능력의 관계를 조절하는 것으로 나타났으며, 자아존중감 수준에 따라 인권옹호의식이 인권인지능력에 미치는 영향의 크기가 달라졌다. 셋째, 무례함 경험이 인권옹호의식을 매개로 인권인지능력에 미치는 간접효과는 자아존중감의 각 수준에서 모두 유의하게 나타났다. 이러한 결과는 직장 내 무례함이 구성원의 인권 관련 태도와 인식에 부정적 영향을 미칠 수 있음을 보여주며, 인권친화적 조직문화 조성과 인권옹호의식 증진을 위한 조직 차원의 노력이 필요함을 시사한다.

핵심어: 무례함 경험, 인권옹호의식, 자아존중감, 인권인지능력, 조절된 매개효과

Abstract: This study examined the effects of employees' experiences of workplace incivility and human rights advocacy awareness on human rights sensitivity and tested the moderated mediating effect of self-esteem in this relationship. The participants were 313 employees, and data were collected using a structured questionnaire. The collected data were analyzed using SPSS 25.0 and PROCESS macro 4.2. The results were as follows. First, workplace incivility had significant negative effects on both human rights advocacy awareness and human rights sensitivity, whereas human rights advocacy awareness had a significant positive effect on human rights sensitivity. Second, self-esteem significantly moderated the relationship between human rights advocacy awareness and human rights sensitivity, indicating that the strength of the effect of human rights advocacy awareness on human rights sensitivity differed depending on the level of self-esteem. Third, the indirect effect of workplace incivility on human rights sensitivity through human rights advocacy awareness was significant at each level of self-esteem. These findings suggest that workplace incivility may negatively affect employees' human rights-related attitudes and sensitivity, highlighting the need for organizational efforts to foster a human rights-friendly culture and to enhance human rights advocacy awareness.

Keywords: Workplace Incivility, Human Rights Advocacy Awareness, Self-Esteem, Human Rights Sensitivity, Moderated Mediation

Received 23 March 2026, Revised 30 March 2026
Accepted 31 March 2026
Corresponding Author: Ha-young Jang
Email: besof@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. 서론

최근 직장 내 무례함은 조직 구성원 간 존중의 규범을 훼손하는 문제로 주목받고 있다. Andersson과 Pearson은 직장 내 무례함을 상호존중의 규범을 위반하는 저강도 일탈행동으로 설명하였고, Cortina 등은 실제 조직 장면에서 이러한 무례함이 광범위하게 경험된다고 보고하였다[1,2]. 이후 Schilpzand 등[3]은 직장 내 무례함 연구를 종합하면서 무례함이 개인의 정서와 태도, 관계, 수행 전반에 부정적 영향을 미치는 중요한 조직행동 변인임을 정리하였다.

직장 내 무례함이 중요한 이유는 그것이 단순한 불쾌 경험을 넘어 개인의 자기평가와 심리적 자원을 약화시킬 수 있기 때문이다. Chen 등[4]은 직장 내 무례함이 개인의 자기고양 과정을 저해하여 업무몰입과 수행에 부정적 영향을 미칠 수 있음을 제시하였고, Adiyaman과 Meier[5]는 무례함 경험이 단기적으로 자아존중감을 낮출 수 있음을 보고하였다. 국내에서도 조직구성원의 무례함 경험이 감정소진과 이직의도에 영향을 미치며, 그 과정에서 자아존중감의 조절효과가 나타날 수 있음을 확인하였다[6].

한편 인권옹호의식과 인권인지능력은 조직 내에서 타인의 권리를 존중하고, 권리침해 상황을 민감하게 인식하며, 이를 옹호하려는 태도와 능력이라는 점에서 직장 내 관계의 질과 밀접하게 관련될 수 있다. 국내 연구에서도 자아존중감이 환자권리인식과 유의한 관련을 가진다고 보고하였고[7], 서요한과 류형선[8]은 자아존중감과 인권인지능력 간의 구조적 관련성을 확인하였다. 이러한 선행연구를 종합하면, 직장인의 무례함 경험이 인권옹호의식을 거쳐 인권인지능력에 영향을 미치고, 그 과정에서 자아존중감이 조절변수로 작용할 가능성을 추론할 수 있다. 그러나 이 네 변인을 하나의 모형으로 통합하여 검증한 연구는 상대적으로 많지 않다.

따라서 본 연구는 직장인의 무례함 경험과 인권옹호의식이 인권인지능력에 미치는 영향을 검증하고, 이 관계에서 자아존중감의 조절된 매개효과를 확인하고자 한다. 이를 통해 직장 내 무례함을 단순한 관계갈등이 아니라 인권적 관점에서 해석하고, 인권친화적 조직문화를 조성하기 위한 실천적 기초자료를 제공하고자 한다.

이러한 목적을 달성하기 위하여 다음과 같은 연구문제를 설정하였다. 첫째, 직장인의 무례함 경험, 인권옹호의식, 자아존중감, 인권인지능력 간의 상관관계는 어떠한가? 둘째, 직장인의 무례함 경험이 인권옹호의식을 경유하여 인권인지능력에 미치는 영향을 자아존중감이 조절하는가?

2. 이론적 배경

2.1 무례함 경험과 인권인지능력의 관계

직장 내 무례함은 조직구성원 간 상호존중의 규범을 위반하는 저강도의 일탈행동으로, 겉으로는 사소한 언행처럼 보일 수 있으나 반복될 경우 개인의 정서적 안정, 대인관계, 조직에 대한 신뢰를 훼손하는 특성을 지닌다. 선행연구에서는 무례함이 조직 내 갈등을 확산시키고, 직무태도와 심리적 적응에 부정적 영향을 미치는 중요한 관계적 스트레스 요인으로 제시되어 왔다. 따라서 직장 내 무례함은 단순한 불쾌 경험을 넘어, 타인을 존중하고 권리를 인식하는 조직문화의 기반을 약화시키는 요인으로 이해할 필요가 있다[1][3].

한편 인권인지능력은 일상생활과 조직생활 속에서 인간의 존엄과 권리침해 여부를 민감하게 인식하고 판단하는 능력으로 볼 수 있다. 국내 연구에서는 일상적 인권경험이 인권인식에 영향을 미치며, 인권침해경험 또한 인권감수성과 유의한 관련을 보이는 것으로 보고되었다[9]. 이는 개인이 경험하는

상호작용의 질이 인권에 대한 판단과 민감성 형성에 일정한 영향을 줄 수 있음을 시사한다. 특히 반복적인 무시, 배제, 비존중의 경험은 타인의 권리와 존엄에 대한 인식을 약화시키거나 왜곡할 가능성이 있으며, 반대로 이러한 경험을 통해 권리침해 상황에 더욱 민감해질 가능성도 함께 내포한다[10].

이러한 논의를 종합하면, 직장인의 무례함 경험은 인권인지능력과 유의한 관련을 가질 가능성이 높다. 다만 지금까지의 연구는 무례함을 주로 직무만족, 감정소진, 이직의도와 같은 조직행동 변인과 연결해 다루었고, 인권인지능력은 교육・복지・돌봄 맥락에서 주로 연구되어 왔다는 한계가 있다. 따라서 직장인의 무례함 경험이 인권인지능력에 어떠한 영향을 미치는지를 실증적으로 검증하는 것은 직장 내 관계문제를 인권의 관점에서 재해석하고, 인권친화적 조직문화 조성을 위한 기초자료를 제공한다는 점에서 의의가 있다.

2.2 인권옹호의식의 매개효과

장 내 무례함은 조직구성원 간 상호존중의 규범을 약화시키는 저강도의 일탈행동으로, 반복될 경우 개인의 정서적 안정뿐 아니라 타인에 대한 존중과 배려의 태도에도 부정적 영향을 미칠 수 있다. 특히 무례함은 조직 내 관계를 위축시키고 타인을 동등한 권리주체로 대하는 태도를 약화시킬 가능성이 있으므로, 인권 관련 태도의 형성과도 연결될 수 있다. 한편 인권의식은 자신과 타인의 권리를 존중하고 이를 적극적으로 수호・옹호하려는 태도를 포함하는 개념으로 이해된다. 따라서 직장인이 지속적으로 무례함을 경험할수록 타인의 권리를 적극적으로 옹호하려는 인식과 태도는 낮아질 가능성이 있다[1,2].

또한 인권 관련 연구에서는 인권감수성이 옹호태도와 옹호개입을 높이는 요인으로 제시되고 있으며, 인권옹호활동 역시 인권태도의 발현과 밀접한 관련을 갖는 것으로 보고되고 있다[9]. 이는 인권옹호의식이 단순한 태도 수준에 머무르지 않고, 인권침해 상황을 인식하고 판단하는 능력과도 연결될 수 있음을 시사한다. 이를 종합하면, 직장 내 무례함 경험은 직접적으로 인권인지능력에 영향을 미칠 뿐 아니라, 인권옹호의식을 약화시킴으로써 인권인지능력에 간접적인 영향을 미칠 가능성이 있다. 즉, 인권옹호의식은 무례함 경험과 인권인지능력 간의 관계를 설명하는 매개변수로 기능할 수 있다[11].

2.3 자아존중감의 조절효과

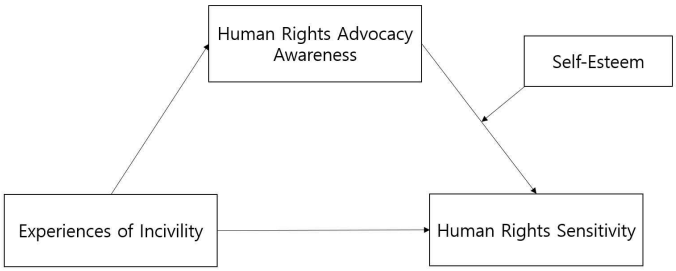
자아존중감은 개인이 자신을 가치 있고 유능한 존재로 인식하는 심리적 자원으로, 직장 내 부정적 상호작용이 개인에게 미치는 영향을 완충할 수 있는 변인으로 이해된다[12]. 선행연구에서는 조직구성원이 무례함이나 상사의 부정적 감독을 경험할 때 자아존중감이 그 부정적 결과를 조절하는 요인으로 작용할 수 있음이 보고되었다. 즉, 자아존중감이 높을수록 부정적 대인경험으로 인한 정서적 손상이나 부적응적 반응이 상대적으로 약화될 가능성이 있다[13].

또한 자아존중감은 인권 관련 태도와 인식에도 유의한 관련성을 갖는 것으로 보고되고 있다. 국내 연구에서는 자아존중감이 인권감수성 및 환자 권리에 대한 인식과 정적 관련을 보였으며, 자아존중감이 인권의식에 영향을 미치는 주요 심리적 변인으로 제시되었다[14]. 아울러 차별경험과 인권감수성의 관계에서도 자아존중감은 중요한 매개기제로 확인된 바 있다. 이러한 선행연구를 종합하면, 자아존중감은 인권옹호의식이 인권인지능력으로 이어지는 과정에서 그 영향력을 강화하거나 약화시키는 조절변수로 기능할 가능성이 있다.

3. 연구방법

3.1 연구모형

본 연구는 직장인을 대상으로 무례함 경험이 인권인지에 미치는 과정에서 인권옹호의식의 매개효과를 자아존중감이 조절하는지를 검증하기 위하여 Hayes[15]가 제안한 PROCESS macro ver. 4.2의 Model 14를 적용하였으며, 이에 따른 연구모형을 <Figure 1>과 같이 설정하였다.



<Figure 1> Research Model

3.2 연구대상

본 연구는 직장인의 무례함 경험과 인권옹호의식이 인권인지에 미치는 영향을 검증하기 위하여 직장인을 대상으로 설문조사를 실시하였다. 표본추출은 편의표집(convenience sampling) 방식으로 이루어졌으며, 총 330부의 설문지를 배포하였다. 회수된 설문지 중 응답이 불성실하거나 분석에 활용하기 어려운 17부를 제외하고, 최종적으로 313부를 분석 자료로 사용하였다. 연구대상자의 일반적 특성을 살펴본 결과, 성별은 남성 241명(77.0%), 여성 72명(23.0%)으로 나타났다. 연령대는 20대 82명(26.2%), 30대 142명(45.4%), 40대 66명(21.1%), 50대 23명(7.3%)으로 나타나 30대의 비율이 가장 높았다. 학력은 결측치 3부를 제외한 310명을 기준으로 고졸 이하 28명(9.0%), 전문대졸 48명(15.5%), 대학교졸 228명(73.5%), 대학원졸 이상 6명(1.9%)으로 확인되어 대학교졸의 비율이 가장 높은 것으로 나타났다.

3.3 측정도구

3.3.1 무례함 경험

무례함 경험은 Cortina 등[2]이 사용한 문항을 바탕으로 수정·구성한 척도를 사용하여 측정하였다. 본 척도는 상사의 무례함, 동료의 무례함, 지원부서의 무례함, 고객의 무례함의 네 하위 영역으로 구분되며, 총 20문항으로 구성되었다. 각 문항은 5점 Likert 척도(1=전혀 그렇지 않다, 5=매우 그렇다)로 측정하였고, 점수가 높을수록 무례함 경험 정도가 높음을 의미한다. 본 연구에서의 신뢰도(Cronbach's α)는 .970으로 나타났다.

3.3.2 인권옹호의식

인권옹호의식은 인권의 중요성을 인식하고 타인의 권리를 보호하며 옹호하려는 태도의 정도를 측정하기 위해 유화영[16]의 척도를 사용하였다. 본 척도는 총 13문항으로 구성되어 있으며, 각 문항은 5점 Likert 척도(1=전혀 그렇지 않다, 5=매우 그렇다)로 응답하도록 구성하였다. 점수가 높을수록 인권옹호의식 수준이 높음을 의미한다. 본 연구에서의 신뢰도(Cronbach's α)는 .946으로 나타났다.

3.3.3 자아존중감

자아존중감은 개인이 자신에 대하여 긍정적이고 가치 있는 존재로 인식하는 정도를 측정하기 위해 Rosenberg[17]가 개발한 자아존중감척도(Self-Esteem Scale)를 사용하였다. 본 척도는 총 10문항으로 구성되어 있으며, 각 문항은 5점 Likert 척도(1=전혀 그렇지 않다, 5=매우 그렇다)로 응답하도록 하였다. 점수가 높을수록 자아존중감 수준이 높음을 의미한다. 본 연구에서의 신뢰도(Cronbach's α)는 .877로 나타났다.

3.3.4 인권인지능력

인권인지능력은 Getz[18]의 인권검사를 수정·보완하여 사용한 유화영[16]의 척도를 활용하여 측정하였다. 본 척도는 총 16문항으로 구성되어 있으며, 각 문항은 5점 Likert 척도(1=전혀 그렇지 않다, 5=매우 그렇다)로 응답하도록 하였다. 점수가 높을수록 인권인지 수준이 높음을 의미한다. 본 연구에서의 신뢰도(Cronbach's α)는 .904로 나타났다.

3.4 분석방법

본 연구의 자료 분석은 SPSS Ver. 25.0과 SPSS PROCESS macro Ver. 4.2를 이용하여 수행하였다. 연구대상자의 일반적 특성을 파악하기 위해 빈도분석을 실시하였으며, 척도의 내적 일관성을 확인하기 위해 신뢰도 분석을 실시하였다. 아울러 주요 변수 간의 상관관계를 검토하기 위해 Pearson 상관분석을 실시하였고, 조절된 매개효과를 검증하기 위해 SPSS PROCESS macro의 Model 14를 활용하였다.

4. 연구결과

4.1 주요 변인 간 상관관계

무례함 경험, 인권옹호의식, 자아존중감, 인권인지능력 간의 상관관계를 파악하기 위하여 Pearson의 이변량 상관분석을 실시하였으며, 그 결과는 <표 1>과 같다. 분석 결과, 무례함 경험은 인권옹호의식($r=-.138$, $p<.05$), 자아존중감($r=-.464$, $p<.001$), 인권인지능력($r=-.280$, $p<.001$)과 유의미한 부적 상관관계를 보였다. 즉, 무례함 경험이 높을수록 인권옹호의식, 자아존중감, 인권인지능력은 낮아지는 것으로 나타났다. 또한 인권옹호의식은 자아존중감($r=.275$, $p<.001$) 및 인권인지능력($r=.446$, $p<.001$)과 유의미한 정적 상관관계를 보였으며, 자아존중감 역시 인권인지능력($r=.337$, $p<.001$)과 유의미한 정적 상관관계를 나타냈다. 독립변수 간 상관계수는 모두 .7 미만으로 나타나 다중공선성의 문제는 없는 것으로 판단된다.

주요 변인에 대한 기술통계 분석 결과, 무례함 경험의 평균은 2.2551점으로 5점 척도의 중간점수인 3점보다 낮게 나타났으며, 인권옹호의식은 3.4663점, 자아존중감은 3.7082점, 인권인지능력은 3.6371점으로 모두 중간점수를 상회하였다.

<Table 1> Correlation between major variables and descriptive statistics

Category	1	2	3	4
1. Experiences of Incivility	1			
2. Human Rights Advocacy	-.138*	1		

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.98

Awareness				
3. Self-Esteem	-.464**	.275**	1	
4. Human Rights Sensitivity	-.280**	.446**	.337**	1
M	2.2551	3.4663	3.7082	3.6371
SD	.7394	.6667	.6594	.5288

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

4.2 자아존중감의 조절된 매개효과

무례함 경험, 인권옹호의식 및 인권인지능력의 관계에서 자아존중감의 조절된 매개효과를 검증하기 위해 SPSS PROCESS macro 14번 모델을 활용하여 분석하였으며, 조절된 매개효과 검증을 위해 부트스트랩 방법을 적용하였다. 분석 결과는 <Table 2>, <Figure 2>, <Table 3>에 제시하였다.

무례함 경험은 인권옹호의식에 유의미한 영향을 미쳤으며(B=-.1243, p<.05), 인권옹호의식은 인권인지능력에 유의미한 영향을 미쳤다(B=.3077, p<.001). 무례함 경험은 인권인지능력에도 유의미한 영향을 주었다(B=-.1200, p<.01).

인권옹호의식과 자아존중감의 상호작용항은 인권인지능력에 유의미한 영향을 주었고(B=-.1190, p<.05), 상호작용항의 추가에 따른 R^2 의 증가량도 유의미하였다($\triangle R^2$ =.0118, p<.05). 따라서 인권옹호의식과 인권인지능력의 관계를 자아존중감이 조절하였다.

자아존중감의 세 조건에 따른 인권옹호의식의 조건부 효과를 분석한 결과, 자아존중감이 M-SD일 때(B=.3861, p<.001), M일 때(B=.3077, p<.001), M+SD일 때(B=.2292, p<.001) 모두 조건부 효과가 유의미하였다. 그러나 자아존중감이 증가할수록 인권옹호의식이 인권인지능력에 미치는 영향은 감소하는 것으로 나타났다.

조절변수인 자아존중감의 조건값에 따라 인권옹호의식의 조건부 효과가 구체적으로 어느 영역에서 유의미한지 확인하기 위해 Johnson-Neyman 방법을 적용한 결과, 자아존중감의 관측범위 내 전 구간에서 조건부 효과의 신뢰구간이 0을 포함하지 않아 모두 유의한 것으로 나타났다. 즉, 자아존중감의 전체 관측범위에서 인권옹호의식이 인권인지능력에 미치는 효과는 일관되게 유의하였다.

<Table 2> Analysis of moderated mediation effects

Category	Variable	coeffect	se	t value	*p*	LLCI*	ULCI**
Moderation Model (Dependent Variable: Human Rights Advocacy Awareness)	Constant	.2803	.1202	2.3325	.0203	.0438	.5168
	Experiences of Incivility	-.1243	.0506	-2.4543	.0147	-.2239	-.0246
Dependent Variable Model (Dependent Variable: Human Rights Sensitivity)	Constant	3.9221	.0934	42.0012	.0000	3.7384	4.1059
	Experiences of Incivility	-.1200	.0394	-3.0478	.0025	-.1975	-.0425
	Human Rights Advocacy Awareness	.3077	.0400	7.6915	.0000	.2290	.3864
	Self-Esteem	.1227	.0452	2.7117	.0071	.0337	.2117
	Human Rights Advocacy Awareness × Self-Esteem	-.1190	.0529	-2.2478	.0253	-.2231	-.0148

 https://doi.org/10.23339/srj.2026.5.1.98

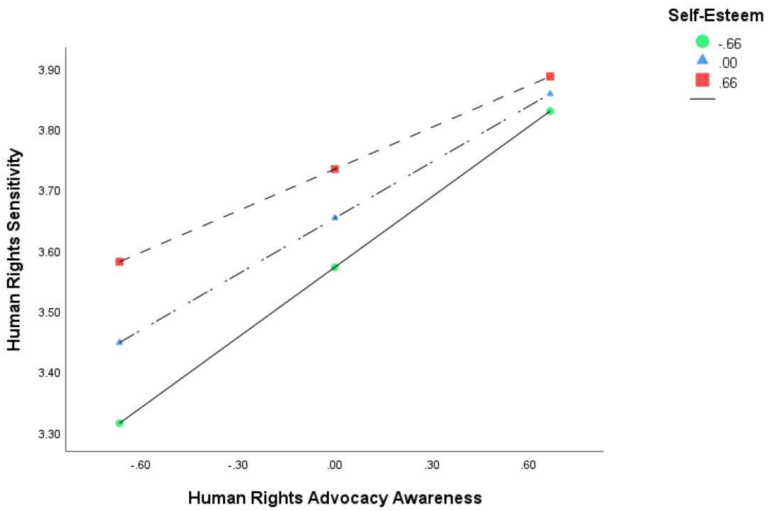
Increase in R^2 Due to Interaction			
Interaction Term	R^2	F	p
Human Rights Advocacy Awareness × Self-Esteem	.0118	5.0527	.0253

Conditional Effect of Human Rights Advocacy Awareness Based on Self-Esteem Level						
Self-Esteem	Effect	se	t value	p	LLCI*	ULCI**
-.6594(M-1SD)	.3861	.0547	7.0575	.0000	.2785	.4938
.0000(M)	.3077	.0400	7.6915	.0000	.2290	.3864
.6594(M+1SD)	.2292	.0514	4.4587	.0000	.1281	.3304

Region of significance of the conditional effect of the independent variable at values of the moderator					
Self-Esteem	Effect	se	t value	LLCI*	ULCI**
-1.7082	.5109	.1011	5.0518	.3119	.7099
		⋮			
1.2908	.1540	.0770	1.9995	.0024	.3055

*LLCI=Lower Bound Value within the 95% Confidence Interval of the Bootstrapped Indirect Effect
**ULCI=Upper Bound Value within the 95% Confidence Interval of the Bootstrapped Indirect Effect

자아존중감의 3조건(M, M±SD)에 따른 인권옹호의식의 조건부 효과를 그래프로 시각화하였으며, 그 결과를 [그림 3]에 제시하였다. 인권옹호의식의 증가에 따라 인권인지능력이 증가하는 기울기는 자아존중감이 M-SD(-.66)일 때가 M+SD(.66)일 때보다 더 가파른 것으로 나타났다. 즉, 인권옹호의식이 증가하면 인권인지능력이 증가하는데, 자아존중감이 낮은 집단의 인권인지능력이 더 가파르게 증가하였다.



<Figure 2> The moderating effect of self-esteem

무례함 경험 → 인권옹호의식 → 인권인지능력의 경로에서 자아존중감의 조건부 간접효과를 분석하였으며, 그 결과는 <표 3>에 제시하였다. 무례함 경험이 인권인지능력에 미치는 직접효과는 B=-.1200(p<.01)으로 유의미하였다. 무례함 경험 → 인권옹호의식 → 인권인지능력의 조건부 간접효과는 조절변수인 자아존중감이 M-SD일 때(B=-.0480, -.0934 ~ -.0094), M일 때(B=-.0382, -.0790 ~ -.0070), M+SD일 때(B=-.0285, -.0691 ~ -.0046) 모두 95% 신뢰구간(CI)에서 부트스트랩 하한값과 상한값 사이에 0을 포함하지 않아 유의미한 것으로 나타났다. 즉, 무례함 경험은 인권옹호의식을 경유하여

인권인지능력에 영향을 미쳤으며, 그 간접효과는 자아존중감의 모든 수준에서 유의하였다.

<Table 3> Conditional Indirect Effect of Self-Esteem

Direct effect (Experiences of Incivility → Human Rights Sensitivity)				
Effect	se	t value	LLCI*	ULCI**
-.1200	.0394	-3.0478**	-.1975	-.0425
Conditional indirect effect (Experiences of Incivility → Human Rights Advocacy Awareness → Human Rights Sensitivity)				
Self-Esteem	Effect	BootSE	BootLLCI*	BootULCI**
-.6594(M-1SD)	-.0480	.0215	-.0934	-.0094
.0000(M)	-.0382	.0181	-.0790	-.0070
.6594(M+1SD)	-.0285	.0164	-.0691	-.0046

**p<.01
*LLCI=Lower Bound Value within the 95% Confidence Interval of the Bootstrapped Indirect Effect
**ULCI=Upper Bound Value within the 95% Confidence Interval of the Bootstrapped Indirect Effect

5. 논의 및 결론

본 연구는 직장인의 무례함 경험이 인권옹호의식과 인권인지능력에 미치는 영향을 확인하고, 이 과정에서 자아존중감의 조절된 매개효과를 검증하고자 하였다. 분석 결과, 무례함 경험은 인권옹호의식과 인권인지능력에 모두 유의한 부적 영향을 미쳤다. 이는 직장 내 무례함이 단순한 불쾌감이나 관계갈등에 그치지 않고, 조직구성원 간 상호존중의 규범을 훼손하며 개인의 태도와 인식 전반에 부정적 영향을 미친다는 선행연구의 흐름과 맥을 같이한다. 즉, 직장 내에서 반복적으로 경험되는 무시, 비존중, 배제와 같은 무례한 상호작용은 타인의 권리를 존중하고 권리침해 상황을 민감하게 인식하는 능력까지 약화시킬 수 있음을 시사한다[1, 2].

또한 본 연구에서는 무례함 경험이 인권옹호의식을 낮추고, 낮아진 인권옹호의식이 다시 인권인지능력 저하와 연결되는 것으로 나타나 인권옹호의식의 매개효과가 확인되었다. 이는 조직구성원이 타인의 권리를 보호하고 옹호하려는 태도를 유지할수록 인권문제를 더 민감하게 인식하고 판단할 가능성이 높다는 점을 보여준다. 실제로 인권감수성은 옹호활동이나 옹호간호와 정적 관련성을 보였으며, 인권 관련 태도와 실천은 상호 긴밀하게 연결되어 있는 것으로 보고되어 왔다[10]. 따라서 직장 내 무례함은 인권인지능력에 직접적인 부정적 영향을 미칠 뿐 아니라, 인권옹호의식이라는 태도적 경로를 약화시킴으로써 간접적으로도 부정적 영향을 미친다고 해석할 수 있다.

자아존중감의 효과와 관련해서는, 자아존중감이 인권인지능력에 정적인 영향을 미쳤고, 인권옹호의식과 인권인지능력의 관계를 조절하는 것으로 나타났다. 다만 그 방향은 자아존중감이 높을수록 인권옹호의식이 인권인지능력에 미치는 영향력이 다소 약해지는 양상이었다. 이는 자아존중감이 높은 집단의 경우 인권인지능력이 상대적으로 안정적으로 유지되어 인권옹호의식 수준에 따른 변동폭이 크지 않은 반면, 자아존중감이 낮은 집단에서는 인권옹호의식이 인권인지능력으로 연결되는 정도가 더 크게 나타났기 때문으로 해석할 수 있다. 구체적으로, 자아존중감이 높은 집단의 경우 자기 확신, 정서적 안정감, 대인적 수용성이 상대적으로 높아 인권인지능력 형성에 작용하는 요인이 인권옹호의식에만 한정되지 않을 수 있다. 따라서 이 집단에서는 인권옹호의식이 인권인지능력에 미치는 직접적 영향이 상대적으로 약하게 나타났을 가능성이 있을 것이다. 반면

자아존중감이 낮은 집단에서는 인권옹호의식이 인권 관련 상황을 이해하고 해석하는 데 보다 핵심적인 심리적 자원으로 작용하여, 그 영향력이 더 크게 나타났다고 볼 수 있다. 이러한 결과는 자아존중감이 무례함과 같은 부정적 대인경험의 영향을 조절할 수 있는 심리적 자원이라는 선행연구와 부분적으로 일치하며, 동시에 자아존중감이 인권감수성이나 인권의식과 정적 관련을 가진다는 국내 연구 결과와도 연결된다[12][14].

따라서 향후 연구에서는 무례함 경험과 인권인지능력의 관계를 보다 정교하게 설명하기 위해 감정소진, 조직냉소주의, 공감능력, 인권교육 경험 등 다른 심리·조직적 변인을 함께 고려할 필요가 있다. 아울러 실천적으로는 직장 내 무례함을 감소시키는 조직 차원의 개입과 함께, 인권옹호의식을 강화하는 교육, 그리고 자아존중감을 보호·증진하는 지원체계를 병행할 필요가 있다.

References

[1] Andersson, L. M., & Pearson, C. M. (1999). Tit for tat? The spiraling effect of incivility in the workplace. Academy of Management Review, 24(3), 452-471. https://doi.org/10.5465/AMR.1999.2202131

[2] Cortina, L. M., Magley, V. J., Williams, J. H., & Langhout, R. D. (2001). Incivility in the workplace: Incidence and impact. Journal of Occupational Health Psychology, 6(1), 64-80. https://doi.org/10.1037/1076-8998.6.1.64

[3] Schilpzand, P., De Pater, I. E., & Erez, A. (2016). Workplace incivility: A review of the literature and agenda for future research. Journal of Organizational Behavior, 37(S1), S57-S88. https://doi.org/10.1002/job.1976

[4] Chen, Y., Ferris, D. L., Kwan, H. K., Yan, M., Zhou, M., & Hong, Y. (2013). Self-love's lost labor: A self-enhancement model of workplace incivility. Academy of Management Journal, 56(4), 1199-1219. https://doi.org/10.5465/amj.2010.0906

[5] Adiyaman, D., & Meier, L. L. (2022). Short-term effects of experienced and observed incivility on mood and self-esteem. Work & Stress, 36(2), 133-146. https://doi.org/10.1080/02678373.2021.1976880

[6] 황진수. (2024). 무례함을 경험한 조직구성원의 정서상태와 자아존중감의 조절효과. 경영과 정보연구, 43(2), 191-209.

[7] 정귀임. (2019). 간호대학생의 환자권리인식에 영향을 미치는 요인. Journal of The Korean Data Analysis Society (JKDAS), 21(1), 543-558. http://dx.doi.org/10.37727/jkdas.2019.21.1.543

[8] 서요한, & 류형선. (2022). 간호대학생의 대학생활적응과 인권인지능력, 자아존중감 및 공동체의식의 인과적관계. 인격교육, 43-61. http://dx.doi.org/10.18015/edumca.16.4.202211.43

[9] 양혜정, & 강상준. (2024). 인권교육 경험과 인권의식, 인권태도의 관계에 관한 연구-2022 년 인권의식실태조사를 중심으로. 문화와융합, 46(2), 199-210.

[10] 빅순천, & 조혜정. (2007). 정신질환을 가진 사람의 인권감수성과 인권침해경험에 관한 연구. 한국장애인복지학, (6), 125-160.

[11] 김영희, 김현례, 김유라, 임정희, & 현명선. (2012). 정신장애인을 위한 권익옹호 프로그램이 인권인식 수준과 자아존중감에 미치는 영향. Perspectives in Nursing Science (간호학의 지평), 9(1), 16-23. https://hdl.handle.net/10371/86552

[12] 조규준, 정홍준, & 신민주. (2023). 직장 내 괴롭힘이 직무태도에 미치는 영향: 노조지원인식과 자아존중감의 조절된 매개효과. 인사조직연구, 31(1), 21-53. http://dx.doi.org/10.26856/kjom.2023.31.1.21

[13] 이세영, & 최가희. (2022). 불안정 성인애착이 자기은폐에 미치는 영향: 자아존중감과 대인신뢰의 매개효과. 인간이해, 43(1), 171-189.

[14] 이인재, & 양난미. (2024). 중등교사의 자아존중감과 다문화 교육역량의 관계: 인권의식과 다문화 수용성의 매개효과. 다문화교육연구, 17(2), 121-141.

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

[16] 유화영. (2016). 지체장애인의 인권옹호의식 영향요인 연구: A Study on the Factors Influencing Consciousness for Advocating Human Rights of the Physically Disabled.

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

[18] Getz, I. R. (1985). Moral reasoning, religion, and attitudes toward human rights [Doctoral dissertation, University of Minnesota].

새론상담심리교육연구 제5권 제1호

인 쇄 | 2026년 3월 31일
발 행 | 2026년 3월 31일
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)

