

2025년 제2회 대전교육종단연구 학술대회 연구보고서



대전교육과학연구원

DEPI 대전교육정책연구소

CONTENTS

1. 스마트기기 사용유형에 따른 중학생의 미래역량 차이 (목원대 김다솔)	3
2. 고등학생의 자기주도 학습 시간과 사교육 참여 시간이 수업 참여도를 매개로 수학의 학업성취도 및 흥미도에 미치는 영향 (명석고 김정현)	23
3. 학업스트레스와 행복감의 관계: 사회적 지지의 조절효과 (명석고 배현민)	49
4. 대전 지역의 학급당 학생 수에 따른 학교 생활 영향 분석: 학습역량, 심리정서, 학교안전을 중심으로 (대전봉우중 박득춘 · 대덕중 김수현)	63
5. 고등학생의 방과후학교 프로그램 효과에 대한 인식과 자기주도학습 능력의 관계 (동아마이스터고 조준형)	95
6. 초·중등 교사의 전문성 개발 활동 유형과 수업전문성의 차이 분석 (공주대 박선주)	113
7. 교육행정 공무원의 직무요구와 직무만족 간 관계에서 조직문화의 조절 효과 (구죽초 노민정)	133



2025_1

스마트기기 사용유형에 따른 중학생의 미래역량 차이

연구자: 김 다 솔 목원대 강의교수

I. 서론

1. 연구의 필요성 및 목적

빠른 속도로 4차 산업혁명과 디지털 대전환(Digital Transformation)이 이루어지면서 사회가 변화하는 만큼 교육에서도 패러다임의 근본적인 변화가 요구되고 있다 (Schwab, 2016). 특히, 스마트기기는 현대 청소년들의 일상적 삶과 학습 환경에 가장 밀접하게 사용되는 핵심 매체로 자리 잡았다(한국지능정보사회진흥원, 2023). 중학생 시기는 스마트기기의 자기주도적 사용이 급증하는 반면, 학업 성취, 자아 정체성 및 사회적 관계 형성에 있어 결정적 전환이 이루어지는 시기라는 점에서(Erikson, 1968), 이들의 스마트기기 활용 양상과 발달의 관계를 알아보고 교육적인 대응방안을 찾아봐야 한다.

지금까지 청소년의 스마트기기 사용에 관한 선행연구들은 주로 스마트기기의 사용시간이나 빈도에 초점을 맞추어 과의존(overdependence) 및 중독(addiction) 경향성, 학업 저해와 같은 부정적 측면을 규명하는 데 집중되어 왔다(김익옥, 신선화, 2016; 이윤미, 권윤나, 채규만, 2019). 이렇게 사용시간이나 빈도중심의 접근은 스마트기기 사용시간에 숨겨진 다양한 동기와 목적을 간과할 수 있다 즉, 스마트기기 사용이 청소년의 발달에 미치는 영향은 얼마나 사용하는가의 양적 측면보다 무엇을 위해, 어떻게 사용하는가의 질적 측면에 의해 결정될 가능성이 높다(김다솔, 2020). 그러므로 이 연구에서는 스마트기기 사용 시간을 단순한 변수로 보는 관점에서 벗어나 다양한 사용 형태를 중심으로 접근하고자 한다. 이러한 접근 방법은 청소년들의 스마트기기 사용 행태를 보다 총체적이고 다각적으로 이해하고 사용유형을 구별할 수 있다.

동시에 미래 사회의 불확실성에 능동적으로 대처하기 위한 교육의 목표는 지식의 습득에서 미래역량(Future Competencies)의 함양으로 명확히 이동하고 있다(OECD, 2018). 미래역량은 개인이 복잡한 맥락 속에서 지식, 기술, 태도를 동원하여 당면 과제를 해결하는 총체적 능력을 의미한다. 이 연구에서는 미래역량을 인지적·학문적 측면의 학습역량, 관계적·정서적 측면의 사회적역량, 미래사회를 대비하는 미래대비역량으로 구분하여 고찰하고자 한다.

이 연구는 대전광역시교육청에서 구축한 신뢰도 높은 데이터인 대전교육종단연구자료를 활용하여 대전 지역 중학생의 스마트기기 사용유형을 K-평균 군집분석(K-means Cluster Analysis)을 통해 유형화하고, 도출된 사용유형 군집에 따라 미래역량의 핵심 구성요소인 학습역량, 사회적역량, 미래대비역량에 통계적으로 유의미한 차이가 나타나는지를 분석하는데 있다. 이 연구의 결과는 청소년의 스마트기기 활용 실태에 대한 심층적 이해를 제공하고, 단순한 사용 통제가 아닌 학생들의 유형별 특성을 고려한 맞춤형 디지털 리터러시 교육 및 미래역량 함양 정책을 수립하는데 중요한 기초 자료를 제공할 것이다.

2. 연구 문제

이 연구의 목적을 달성하기 위한 구체적인 연구 문제는 다음과 같다.

연구 문제 1. 대전 지역 중학생의 스마트기기 사용유형은 어떻게 군집화되며, 군집별 특성은 어떠한가?

연구 문제 2. 중학생의 스마트기기 사용유형 군집에 따라 학습역량은 유의미한 차이가 있는가?

연구 문제 3. 중학생의 스마트기기 사용유형 군집에 따라 사회적역량은 유의미한 차이가 있는가?

연구 문제 4. 중학생의 스마트기기 사용유형 군집에 따라 미래대비역량은 유의미한 차이가 있는가?

II. 이론적 배경

1. 스마트기기 사용유형

스마트기기는 청소년에게 학습 정보에 대한 즉각적인 접근성, 시공간을 초월한 지식 탐색, 동료 집단과의 원활한 소통 창구를 제공하는 긍정적 측면(한상연 외, 2011; 김경미, 염유식, 2025)과 유해 콘텐츠 노출, 사이버 불링, 학업 저해와 같은 부정적 측면(고충숙, 2012; 노언경, 2018; 최홍일, 정현주, 2023)을 모두 지닌 양면성을 가지고 있다. 이러한 복잡성을 설명

하기 위해서는 단순한 스마트폰 사용 시간이나 빈도와 같은 변인 중심의 접근이 가지고 있는 한계를 극복할 수 있도록 스마트기기의 사용 목적이 나 유형을 구분하는 유형 중심의 접근이 타당하다.

스마트기기 사용 연구에 이를 적용한다는 것은 청소년들이 게임, 미디어, SNS, 학업 등 다양한 사용 목적을 어떻게 조합하여 활용하는지에 따라 구별되는 유형을 적용하는 것이다.

선행연구에서는 잠재프로파일분석(LPA)이나 군집분석(Cluster Analysis)을 통해 청소년의 스마트기기 사용유형을 다양하게 분류해왔다 김다솔(2020)의 연구에서는 k-평균 군집 분석을 통해 ‘게임 중심 사용군’, ‘고사용군’, ‘미디어 중심 사용군’, ‘가족 및 정보 중심 사용군’, ‘또래 중심 사용군’ 5개의 군집으로 구분하였으며, 장유진, 홍예지(2019)는 잠재적 프로파일분석을 통해 ‘중간수준유지집단’, ‘급변화집단’, ‘저의존 증가집단’, ‘고의존 감소집단’ 등 4개의 잠재 집단으로 구분했다. 이 연구는 2025년 대전교육종단연구 데이터를 활용하여 K-평균 군집분석을 실시함으로써 대전 지역 중학생들의 사용유형을 도출하고자 한다.

2. 미래역량의 개념 및 구성요소

미래역량은 OECD의 DeSeCo 프로젝트(2003), Education 2030(2018) 등 다양한 국제적 프레임워크를 통해 논의되어왔다. 이 프레임워크들은 공통적으로 지식의 단순한 암기를 넘어 복잡한 실제 맥락에서 발생하는 문제를 해결하기 위해 지식, 기술, 태도를 동원하고 통합하는 고차원적 능력을 강조한다. 이 연구에서는 2025년 대전교육종단연구 데이터의 측정 변인을 고려하여 미래역량을 다음과 같은 세 가지 하위 차원으로 조작적으로 정의한다.

가. 학습역량(Learning Competency)

학습역량은 개인이 학습 과정을 주도적으로 관리하고 지속적으로 지식을 구성해 나가는 능력의 근간이다. 이는 자신의 학습 동기를 내적으로 유발하고 스스로 학습 목표와 전략을 수립하며, 자신의 인지 과정을 점검하는 ‘메타인지(Metacognition)’와 ‘자기주도학습능력(Self-directed

Learning)’을 핵심 요소로 포함한다(Zimmerman, 2010). 이 연구에서 2025년 대전교육중단연구를 통해 수집된 자기주도학습능력을 학습역량으로 활용하고자 한다.

나. 사회적역량(Social Competency)

사회적역량은 타인과 효과적으로 상호작용하고 공동체 내에서 긍정적인 관계를 형성·유지하는 능력이다. 이는 어려운 상황에서도 자신의 감정을 조절하고 문제를 해결하는 ‘자아탄력성(Resilience)’, 타인의 관점을 이해하고 감정을 공유하는 ‘공감(Empathy)’, 자신의 의사를 명확하고 적절하게 표현하는 ‘의사소통능력(Communication Skills)’, 그리고 공동의 목표 달성을 위해 타인과 협력하는 ‘협업능력(Collaboration)’ 등 다양한 요소를 포함하고 있다. 이 연구에서는 자아탄력성, 의사소통역량, 공동체 의식을 사회적역량으로 정의하였다.

다. 미래대비역량(Future-Ready Competency)

미래대비역량은 불확실한 미래 사회의 디지털 전환 및 기후 위기와 같은 변혁적 요구에 대응하여 디지털 활용역량을 기반으로 정보를 습득하고 문제를 해결하고, 생태환경 역량을 통해 지속가능한 가치를 추구하며, 이를 자신의 진로 성숙도와 통합하여 개인의 성장과 사회 발전에 기여할 수 있는 총체적이고 실천적인 준비를 할 수 있는 역량이라고 정의한다. 이 연구에서의 미래대비역량은 변화하는 미래사회를 예측하고 대비할 수 있는 역량으로 ‘진로성숙도’, ‘디지털 활용역량’, ‘생태환경역량’을 포함한다.

III. 연구 방법

1. 연구 대상 및 자료

이 연구는 대전교육정책연구소에서 수집한 대전교육중단연구(DELS) 2차년도(2025년)의 중학교 2학년 학생 데이터를 활용하였다. 이 연구의 목적에 따라 횡단 데이터를 활용하였으며, 대전교육중단연구의 데이터 수집

과정에서 복수응답, 무응답, 불성실한 응답을 배제하여 전체 응답자 8,549 명의 데이터를 모두 사용하였다.

2. 측정 도구

이 연구에 사용된 모든 변인은 대전교육중단연구의 설문 문항을 활용하였으며, 각 척도의 문항 구성과 신뢰도는 다음과 같다.

가. 군집화 변인

중학생의 스마트기기 사용유형을 분류하기 위해 대전교육중단연구의 문항 중 스마트기기의 주요한 사용 목적을 묻는 4개 문항을 군집화 변인으로 투입하였다. 스마트기기 사용 목적에 따른 사용 시간을 ‘전혀 하지 않음’, ‘1시간 미만’, ‘1시간 이상 ~ 2시간 미만’ 부터 ‘5시간 이상’ 등 구간이 일정하지 않아 시간으로 환산할 수 없지만, 군집 별 특성만을 파악하기 위해 사용되는 값이므로 응답결과 그대로를 점수로 사용하였다. 군집 별 특징을 알아보기 위해서 스마트기기 의존도를 묻는 문항 4개 문항을 사용하였다. 문항의 구성은 <표 1>과 같다.

<표 1> 군집화 및 군집 별 특성 분석 문항

순	영역	문항
1	스마트기기 사용 목적별 사용 시간	(하루 평균) 온라인 게임 시간은?
2		(하루 평균) 채팅과 SNS 활동(인스타그램 페이스북 등) 시간은?
3		(하루 평균) 학습 동영상 시청 시간은?
4		(하루 평균) 인터넷 TV 유튜브 숏츠 등 동영상 시청 시간은?
5	스마트기기 의존도	스마트기기 사용에 대해 집에서 잔소리를 듣는다
6		스마트기기 없이 외출하면 불안하다
7		일어나자마자 스마트기기를 확인한다
8		스마트기기가 인터넷에 연결되지 않으면 기분이 나쁘다

나. 종속변수(미래역량)

1) 학습역량

학습역량은 대전교육종단연구의 문항 중 자기주도적 학습역량을 묻는 4개 문항을 종속변수로 사용하였다. 문항의 구성은 <표 2>와 같다.

<표 2> 학습역량 문항

순	영역	문항
1	자기주도적 학습능력	나는 공부할 때 무엇을 먼저 할까 스스로 계획을 세운다
2		나는 공부할 때 중요한 내용이 무엇일까 생각하며 공부한다
3		나는 숙제나 해야 할 일이 어렵더라도 끝까지 한다
4		나는 성적이 나쁘면 노력이 부족하다고 생각하여 더 열심히 공부한다

2) 사회적역량

사회적역량은 대전교육종단연구의 문항 중 자아탄력성을 묻는 4개 문항, 의사소통역량을 묻는 4개 문항, 공동체의식을 묻는 4개 문항 등 총 12개의 문항을 사용하였다. 문항의 구성은 <표 3>과 같다.

<표 3> 사회적역량 문항

순	영역	문항
1	자아탄력성	나는 갑자기 놀라는 일을 당해도 금방 괜찮아지고 그것을 잘 이겨낸다
2		나는 평소에 해보지 않았던 새로운 일을 해보는 것을 좋아한다
3		나는 새롭고 다양한 종류의 일을 하는 것을 좋아한다
4		나는 의지가 강한 사람이라고 자신 있게 말할 수 있다
5	의사소통 역량	나는 다른 사람의 말에 귀를 기울인다
6		나는 다른 사람이 이해할 수 있도록 쉽게 설명하려고 노력한다
7		나는 다른 사람의 감정을 이해하기 위해 노력한다
8		나는 다른 사람과 의견이 다를 때 그 사람의 입장을 이해해 보려고 노력한다
9	공동체의식	나는 학급이나 학교에서 일어나는 일들에 관심을 가진다
10		나는 학급에서 어떤 문제가 발생하면 적극적으로 해결하고자 한다
11		나는 우리 학급과 학교의 행사에 적극적으로 참여한다
12		나는 학급에서 소외된 친구가 있으면 내가 먼저 말을 건다

3) 미래대비역량

미래대비역량은 대전교육중단연구의 문항 중 진로성숙도를 묻는 5개 문항, 디지털 활용역량을 묻는 4개 문항, 생태환경역량을 묻는 4개 문항 등 총 13개의 문항을 사용하였다. 문항의 구성은 <표 4>와 같다.

<표 4> 미래대비역량 문항

순	영역	문항
1	진로성숙도	나는 내가 잘하는 일이 무엇인지 안다
2		나에게는 소중한게 여기는 가치가 있다
3		나는 미래를 위해 다양한 경험을 쌓으려고 한다
4		나는 힘든 일이라도 내가 좋아하는 일이라면 선택할 것이다
5		나는 어떤 직업을 가지는가가 미래의 나의 인생에 중요한 영향을 미친다고 생각한다
6	디지털 활용역량	나는 디지털기기를 활용해 내가 필요한 정보를 찾을 수 있다
7		나는 온라인 수업에 참여하거나 온라인으로 정보공유를 할 수 있다
8		나는 디지털기기를 활용해 새로운 문서 그림 영상 등을 만들 수 있다
9		나는 온라인으로 찾은 정보는 정작하게 출처를 밝히고 사용한다
10	생태환경 역량	나는 일회용품을 쓰지 않으려고 노력한다
11		나는 일회용품을 분류배출해 버리는 방법을 알고 있다
12		나는 세계 곳곳에서 일어나는 환경 문제가 나와도 관련이 있다고 생각한다
13		나는 환경보호를 위한 사회적 활동에 기부 의견나기에 참여할 생각이 있다

3. 자료 분석 방법

본 연구의 자료 분석은 R 기반의 오픈소스 통계 프로그램인 Jamovi (Version 2.6.44)를 사용하였으며, 구체적인 분석 절차는 다음과 같다. 모든 통계적 유의수준은 $p < .05$ 로 설정하였다.

가. K-평균 군집분석(연구 문제 1)

K-평균 군집분석은 사전에 군집 수를 연구자가 결정해야 한다. 최적의 군집 수를 결정하기 위해 계층적 군집분석을 통해 6개의 군집으로 구성하였다.

Jamovi의 snowCluster 모듈을 활용하여 6개의 군집으로 K-평균 군집분석을 실시하였으며, 도출된 6개 군집의 특성을 파악하기 위해, 각 군집별 표준화 점수(Z-점수)를 비교 분석하였다. 각 군집이 어떤 사용 목적에서 상대적으로 높거나 낮은 Z-점수 패턴을 보이는지 해석하여 군집의 특성을 명명하였다

나. 일원배치 분산 분석(연구 문제 2, 3, 4)

도출된 스마트기기 사용유형 군집의 특성 파악할 수있는 스마트기기 의존도와 군집 별 학습역량, 사회적역량, 미래대비역량의 차이를 알아보기 위해 일원배치 분산분석(One-Way ANOVA)을 실시하였다.

일원배치 분산분석 결과 F값이 통계적으로 유의하여($p < .05$) 군집 간 평균 차이가 유의미한 것으로 나타날 경우, 구체적으로 어떤 군집 간에 차이가 있는지를 규명하기 위해 사후분석을 실시하였다. 표본의 크기가 충분히 크기 때문에 등분산을 가정하여 Tukey HSD으로 사후분석을 실시하였다.

IV. 연구 결과

1. K-평균 군집분석 결과

주요한 스마트기기 사용 목적에 따른 군집이 어떻게 형성되는지 알아보

기위해 군집분석을 실시하였다. 스마트기기 사용 목적별 사용 시간에 대한 4개의 문항을 이용하여 군집을 분류하였다. 먼저 적절한 군집의 개수를 판단하기 위해 계층적 군집분석(hierarchical cluster analysis)을 수행해 6개의 군집이 적합한 것으로 판단했다.

따라서 군집의 수를 6개 하여 K-평균 군집분석(K-means cluster analysis)을 실시하였다. 그 결과, 군집1은 1,434명, 군집 2는 14,98명, 군집 3은 1,599명, 군집 4는 1,013명, 군집 5는 988명, 군집 6은 2,017명으로 분류되었다.

전체 중학생의 게임 사용 시간 평균 점수는 3.78점(SD=2.00), SNS 사용 시간 평균 점수는 4.07점(SD=1.96), 학습동영상 시청 평균 점수는 2.78점(SD=1.70), 학습동영상을 제외한 각종 동영상 시청 평균 점수는 4.68점(SD=1.68)으로 나타났다. 이 점수를 바탕으로 군집 별 스마트기기 사용 목적에 따라 Z-점수를 환산하였다. 각 군집별 스마트기기 사용유형의 Z-점수는 <표 5>와 같다.

<표 5> 학습역량 문항

군집	게임	SNS	학습동영상	각종동영상
1	-1.00	0.94	-0.14	0.55
2	0.20	-0.41	1.09	-0.24
3	0.40	0.37	-0.54	-0.29
4	0.90	-1.02	-0.61	0.44
5	1.30	1.23	0.63	1.11
6	-0.85	-0.76	-0.30	-0.96

군집 1은 다른 집단에 비해 게임 목적의 사용 시간이 적고 SNS 목적의 사용 시간이 긴 것으로 나타나 ‘SNS 중심 사용군’으로 명명하였으며, 군집 2는 학습 동영상 시청 목적의 사용 시간이 긴 것으로 나타나 ‘학습 중심 사용군’으로 명명하였다. 군집3은 전체적으로 사용 시간의 특성이 다른 군집에 비해 두드러지게 나타나지 않아 ‘일반적 사용군’, 군집4는 게임 목적의 사용 시간이 길고 SNS 목적의 사용 시간이 짧아 ‘게임 중심 사용군’, 군집5는 게임, SNS, 각종 동영상 시청 목적의 사용 시간이 길어 ‘유희 중심 사용군’, 군집6은 전반적인 스마트기기 사용 시간이 짧아 ‘저 사용군’으로 명명하였다.

군집 별 특성을 파악하기 위해서 스마트기기 의존도 차이에 대한 일원 배치 분산분석을 수행한 결과는 <표 6>과 같다.

<표 6> 군집 별 스마트기기 의존도

군집	N	M	SD	F	p	Post-hoc
SNS 중심 사용군 ^a	1,434	3.26	0.798	161***	<.001	f<b,d<c,<a,e
학습 중심 사용군 ^b	1,498	2.71	0.830			
일반적 사용군 ^c	1,599	2.98	0.810			
게임 중심 사용군 ^d	1,013	2.79	0.852			
유희 중심 사용군 ^e	988	3.15	0.881			
저 사용군 ^f	2,017	2.54	0.886			

***p<.001

군집 별 스마트기기 의존도는 통계적으로 유의미한 수준에서 차이를 나타내고 있으며(F=161, p<.001), 사후분석 결과 ‘SNS 중심 사용군’과 ‘유희중심 사용군’의 스마트기기 의존도가 가장 높았으며, ‘일반적 사용군’, ‘학습중심 사용군’과 ‘게임 중심 사용군’, ‘저 사용군 순’으로 나타났다. 분석결과 SNS 목적의 사용 시간이 상대적으로 긴 ‘SNS 중심 사용군’, ‘일반적 사용군’, ‘유희중심 사용군’과 같이 SNS 목적의 사용 시간이 긴 집단에서 스마트기기 의존도가 높게 나타났다. 즉, 스마트기기 의존도에 가장 큰 영향을 미치는 요인은 SNS 목적의 스마트기기 이용 시간으로 추정할 수 있다.

2. 군집 별 미래역량 차이

가. 학습역량 차이

군집 별 학습역량 차이를 알아보기 위해 일원배치 분산분석을 수행한 결과는 <표 7>과 같다.

<표 7> 군집 별 학습역량 차이

군집	N	M	SD	F	p	Post-hoc
SNS 중심 사용군 ^a	1,434	3.27	0.889	129***	<.001	d,e<a,c<b<f
학습 중심 사용군 ^b	1,498	3.52	0.834			
일반적 사용군 ^c	1,599	3.24	0.858			
게임 중심 사용군 ^d	1,013	3.06	0.876			
유희 중심 사용군 ^e	988	3.04	0.943			
저 사용군 ^f	2,017	3.71	0.894			

***p<.001

군집 별 학습 역량은 통계적으로 유의미한 수준에서 차이를 나타내고 있으며($F=129$, $p<.001$), 사후분석 결과 ‘저 사용군’이 가장 높고 ‘학습 중심 사용군’, ‘SNS 중심 사용군’과 ‘일반적 사용군’, ‘게임 중심 사용군’과 ‘유희 중심 사용군’ 순으로 나타났다.

다시 말해 스마트기기 사용 목적과 관계없이 스마트기기를 적게 사용하는 집단이 학습역량이 가장 높으며, 학습 목적의 동영상 시청하는 집단이 그 다음으로 학습역량이 높은 것으로 나타났다. 게임이나 유희 중심의 스마트기기를 사용하는 집단은 상대적으로 학습역량이 낮은 것으로 나타났다. 그러므로 스마트기기를 게임이나 유희 목적으로 사용하기보다는 학습 동영상 시청 등의 목적으로 사용하도록 지도하고 절대적인 사용 시간을 조절할 수 있도록 교육적인 노력이 요구된다.

나. 사회적역량 차이

군집 별 학습역량 차이를 알아보기 위해 일원배치 분산분석을 수행한 결과는 <표 8>과 같다.

<표 8> 군집 별 사회적역량 차이

구분	군집	N	M	SD	F	p	Post-hoc
자아 탄력성	SNS 중심 사용군 ^a	1,434	3.26	0.865	31***	<.001	a,d<c,e<b,f
	학습 중심 사용군 ^b	1,498	3.52	0.874			
	일반적 사용군 ^c	1,599	3.41	0.846			
	게임 중심 사용군 ^d	1,013	3.21	0.864			
	유희 중심 사용군 ^e	988	3.37	0.896			
	저 사용군 ^f	2,017	3.53	0.912			
의사소 통역량	SNS 중심 사용군 ^a	1,434	3.98	0.705	28.3***	<.001	d<e<a,b,c<f
	학습 중심 사용군 ^b	1,498	3.97	0.744			
	일반적 사용군 ^c	1,599	3.92	0.709			
	게임 중심 사용군 ^d	1,013	3.75	0.750			
	유희 중심 사용군 ^e	988	3.86	0.807			
	저 사용군 ^f	2,017	4.07	0.734			
공동체 의식	SNS 중심 사용군 ^a	1,434	3.39	0.800	55.5***	<.001	d<e<a,b,c<f
	학습 중심 사용군 ^b	1,498	3.46	0.843			
	일반적 사용군 ^c	1,599	3.37	0.782			
	게임 중심 사용군 ^d	1,013	3.03	0.797			
	유희 중심 사용군 ^e	988	3.33	0.874			
	저 사용군 ^f	2,017	3.54	0.859			
사회적 역량	SNS 중심 사용군 ^a	1,434	3.54	0.627	51.3***	<.001	d<a,c,e<b,f
	학습 중심 사용군 ^b	1,498	3.65	0.684			
	일반적 사용군 ^c	1,599	3.57	0.630			
	게임 중심 사용군 ^d	1,013	3.33	0.641			
	유희 중심 사용군 ^e	988	3.52	0.697			
	저 사용군 ^f	2,017	3.71	0.680			

***p<.001

군집 별 사회적역량은 전체적인 사회적역량($F=51.3, p<.001$)과 하위 요소인 자아탄력성($F=31, p<.001$), 의사소통역량($F=28.3, p<.001$), 공동체의식($F=55.5, p<.001$) 모두 통계적으로 유의미한 수준에서 차이를 나타내고 있었다.

전체적인 사회적역량은 ‘학습 중심 사용군’과 ‘저 사용군’이 가장 높은 것으로 나타났으며, ‘SNS 중심 사용군’, ‘일반적 사용군’, ‘유희중심 사용군’이 같은 수준으로 나타났고, ‘게임 중심 사용군’이 가장 낮은 것으로 나타났다.

하위 요소 별로 살펴보면 자아탄력성은 ‘학습 중심 사용군’과 ‘저 사용군’이 가장 높은 것으로 나타났으며, ‘일반적 사용군’과 ‘유희중심 사용군’이 같은 수준으로 나타났고, ‘SNS 중심 사용군’과 ‘게임 중심 사용군’이 가장 낮은 것으로 나타났다. 의사소통역량과 공동체의식은 ‘저 사용군’이 가장 높은 것으로 나타났으며, ‘SNS 중심 사용군’, ‘학습 중심 사용군’, ‘일반적 사용군’이 그 다음으로 높은 수준으로 나타났고, ‘유희중심 사용군’이 더 낮은 것으로 나타났다. ‘게임 중심 사용군’은 가장 낮은 수준으로 나타났다.

즉, 사회적역량은 ‘저 사용군’이 가장 높으며, ‘게임 중심 사용군’이 가장 낮은 것으로 나타났다. 하위 영역별로는 ‘SNS 중심 사용군’이 ‘게임 중심 사용군’과 비슷한 수준으로 나타나 SNS 사용이 SNS를 통한 과장된 자기 연출과 모방 심리 등 부정적인 영향을 미치며(석가, 2019), 상대적 박탈감을 유발할 수 있다는 선행연구(김유미, 2017)를 지지한다. 또, ‘유희 중심 사용군’의 의사소통역량과 공동체의식이 ‘게임 중심 사용군’보다는 높지만, 다른 집단에 비해 낮게 나타났다는 점에서 스마트기기의 유희적 사용이 의사소통역량과 공동체의식을 함양하는데 도움이 되지 않는다는 것을 알 수 있다

학습역량과 마찬가지로 사회적역량도 ‘저 사용군’이 높게 나타났으며, SNS 사용이 대전 지역 중학생들의 사회적역량에 부정적인 것으로 나타났다. 그러므로 스마트기기의 사용 시간을 줄이기 위한 교육적 노력이 요구된다.

다. 미래대비역량 차이

군집 별 미래대비역량 차이를 알아보기 위해 일원배치 분산분석을 수행한 결과는 <표 9>과 같다.

<표 9> 군집 별 미래대비역량 차이

구분	군집	N	M	SD	F	p	Post-hoc
진로 성숙도	SNS 중심 사용군 ^a	1,434	3.75	0.724	27.5***	<.001	d<a<b,c<f
	학습 중심 사용군 ^b	1,498	3.90	0.750			
	일반적 사용군 ^c	1,599	3.85	0.714			
	게임 중심 사용군 ^d	1,013	3.72	0.750			
	유희 중심 사용군 ^e	988	3.80	0.768			
	저 사용군 ^f	2,017	3.99	0.726			
디지털 활용 역량	SNS 중심 사용군 ^a	1,434	3.99	0.728	23.7***	<.001	d<a,b,c<f
	학습 중심 사용군 ^b	1,498	4.00	0.753			
	일반적 사용군 ^c	1,599	3.96	0.739			
	게임 중심 사용군 ^d	1,013	3.82	0.760			
	유희 중심 사용군 ^e	988	3.89	0.763			
	저 사용군 ^f	2,017	4.11	0.738			
생태 환경 역량	SNS 중심 사용군 ^a	1,434	3.55	0.713	54.2***	<.001	d<a,c,e<b<f
	학습 중심 사용군 ^b	1,498	3.65	0.709			
	일반적 사용군 ^c	1,599	3.50	0.743			
	게임 중심 사용군 ^d	1,013	3.36	0.754			
	유희 중심 사용군 ^e	988	3.46	0.788			
	저 사용군 ^f	2,017	3.77	0.749			
미래 대비 역량	SNS 중심 사용군 ^a	1,434	3.76	0.584	47.1***	<.001	d<a,c,e<b<f
	학습 중심 사용군 ^b	1,498	3.85	0.623			
	일반적 사용군 ^c	1,599	3.78	0.583			
	게임 중심 사용군 ^d	1,013	3.64	0.599			
	유희 중심 사용군 ^e	988	3.72	0.645			
	저 사용군 ^f	2,017	3.96	0.609			

***p<.001

군집 별 미래대비역량은 전체적인 미래대비역량($F=47.1$, $p<.001$)과 진로성숙도($F=27.5$, $p<.001$), 디지털 활용역량($F=23.7$, $p<.001$), 생태환경역량($F=54.2$, $p<.001$) 모두 통계적으로 유의미한 수준의 차이를 나타내고 있었다.

전체적인 미래대비역량은 ‘저 사용군’이 가장 높은 것으로 나타났으며, ‘학습 중심 사용군’이 그 다음으로 높은 것으로 나타났다. 그 다음으로 ‘SNS 중심 사용군’, ‘일반적 사용군’, ‘유희중심 사용군’이 같은 수준으로 나타났고, ‘게임 중심 사용군’이 가장 낮은 것으로 나타났다.

하위 요소 별로 살펴보면 진로성숙도는 ‘저 사용군’이 가장 높은 것으로 나타났으며, ‘학습 중심 사용군’과 ‘일반적 사용군’이 그 다음으로 높게 나타났다. 그 다음은 ‘SNS 중심 사용군’이 높게 나타났고 ‘유희 중심 사용군’이 가장 낮게 나타났다.

디지털 활용역량은 ‘저 사용군’이 가장 높은 것으로 나타났으며, ‘SNS 중심 사용군’, ‘학습 중심 사용군’, ‘일반적 사용군’이 그 다음으로 높게 나타났고, ‘게임 중심 사용군’이 가장 낮게 나타났다.

생태환경역량은 ‘저 사용군’이 가장 높은 것으로 나타났으며, ‘학습 중심 사용군’이 그 다음으로 높은 것으로 나타났다. 그 다음으로 ‘SNS 중심 사용군’, ‘일반적 사용군’, ‘유희중심 사용군’이 같은 수준으로 나타났고, ‘게임 중심 사용군’이 가장 낮은 것으로 나타났다.

학습역량 및 사회적역량과 마찬가지로 미래대비역량도 ‘저 사용군’이 높게 나타났으며, ‘게임 중심 사용군’이 가장 낮은 것으로 나타났다. ‘게임 중심 사용군’의 전반적인 역량이 낮다는 것은 게임 위주의 고립적인 사용이 절대적인 스마트기기 사용 시간보다 더 부정적인 영향을 미친다는 김다솔(2020)의 연구를 지지한다.

V. 요약, 결론 및 제언

1. 요약

이 연구는 대전광역시 중학생을 대상으로 스마트기기 사용유형에 따라 미래역량의 차이를 분석하기 위해 수행되었다. 2025년 수행된 대전교육중단연구(DELS) 2차년도 자료를 활용하여 K-평균 군집분석을 실시한 결과, 학생들의 스마트기기 사용 목적에 따라 ‘SNS 중심 사용군’, ‘학습 중심 사용군’, ‘일반적 사용군’, ‘게임 중심 사용군’, ‘유희 중심 사용군’, ‘저 사용군’의 여섯 가지 유형으로 분류되었다.

이후 각 군집 간 미래역량의 차이를 검증하기 위해 일원분산분석(One-way ANOVA)과 Tukey 사후검정을 실시하였다. 분석 결과, 세 영역 모두에서 통계적으로 유의한 차이가 나타났다($p < .001$). 전반적으로 ‘저 사용군’이 모든 역량에서 가장 수준으로 나타났고, ‘게임 중심 사용군’이 가장 낮은 수준으로 나타났다. 특히, ‘학습 중심 사용군’은 ‘학습’ 목적이 뚜렷한 경우 높은 학습역량과 사회적역량을 보이는 것으로 확인되었다. 반면, ‘SNS 중심 사용군’, ‘유희 중심 사용군’과 같이 오락적·사회적인 목적으로 스마트기기를 사용할 경우 학습역량과 사회적역량에서 모두 낮은 수준을 보였다. 이는 스마트기기의 사용 시간이 아니라 사용 목적의 질적 차이가 청소년의 역량 수준을 결정하는 요인이라는 것을 시사한다.

2. 결론

첫째, 스마트기기 사용의 절제와 균형이 미래역량 함양의 가장 중요한 요인으로 나타났다. ‘저 사용군’은 모든 역량에서 가장 높은 수준을 보여, 스마트기기의 과도한 사용이 학습역량, 사회적역량, 미래대비역량 등에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 그러므로 스스로 사용을 통제할 수 있는 자기주도적 디지털 리터러시를 함양하기 위해 노력이 요구된다.

둘째, 스마트기기의 학습 중심적 활용은 미래역량 발달에 긍정적인 영향을 줄 수 있다. ‘학습 중심 사용군’은 학습역량과 사회적역량, 미래

배디역량 모두 높은 점수를 보였다. 이는 스마트기기를 정보 탐색과 지식 구성의 도구로 활용할 경우, 오히려 자기주도적 학습능력과 협업·의사소통 역량을 증진할 수 있음을 보여준다. 따라서 스마트기기 사용을 무조건 제한하기 보다는 ‘활용의 질 제고’에 초점을 맞춰 지도해야 한다.

셋째, ‘게임 중심 사용군’과 ‘유희 중심 사용군’은 전반적인 미래역량이 가장 낮았다. 이는 스마트기기의 오락적 사용이 단기적 즐거움을 제공하더라도, 학습 몰입과 사회적 참여 등을 방해할 가능성이 있음을 의미한다. 특히, ‘게임 중심 사용군’은 사회적역량까지 전반적으로 낮게 나타나 디지털 공간 내 고립적 활동이 가장 큰 문제가 될 수 있다는 것을 시사한다.

넷째, ‘SNS 중심 사용군’의 사회적역량이 높지 않다는 점에 주목할 필요가 있다. 이는 SNS 사용이 단순한 상호작용의 확대로 이어지기보다는, 자기노출, 비교, 과시적 문화로 인해 오히려 공감과 협업의 질을 떨어뜨릴 수 있음을 시사한다. 따라서 SNS 활용 교육에서는 관계 중심의 디지털 소통과 감정 관리, 그리고 온라인 공감 능력 증진을 중점적으로 다루어야 한다.

결국, 이 연구는 스마트기기의 사용 빈도도 중요한 요소이지만 그보다는 사용 목적의 질적 측면이 미래역량을 예측하는데 결정적인 요인이라는 점을 실증적으로 밝혔다. 스마트기기의 절제된 사용, 학습 중심의 활용, 그리고 자기조절적 디지털 습관은 중학생의 학습능력 뿐만 아니라 사회적 관계 형성, 미래사회 대응력의 기반을 강화하는 핵심 요소이다.

3. 제언

이 연구는 본 연구는 자기보고식 설문자료에 기반하므로 실제 사용 행태와 인식 간의 차이 존재할 가능성이 있으며, 스마트폰 사용시간의 간격이 일정하지 않아 비율척도가 아닌 명목척도로 처리되었다는 한계가 있다. 또, 횡단적 단면 자료를 사용하였으므로 스마트기기 사용유형이 시간에 따라 어떻게 변화하며 역량 발달에 어떤 인과적 영향을 미치는지를 규명하기는 어렵기 때문에 향후 연구에서는 종단 데이터를 활용하여 사용유형의 전이경로와 장기적 역량 변화를 추적할 필요가 있다.

그럼에도 이 연구를 통해 대전지역 중학생의 스마트기기 사용 유형에

따른 역량차이에 대해 유의미한 결과가 도출되었다. 이 연구르르 통해 도출된 결과를 바탕으로 다음과 같이 제언한다.

첫째, 스마트기기 활용 교육은 ‘시간 통제’ 중심에서 ‘사용 역량’ 중심으로 전환되어야 한다. 학교 차원에서는 학생의 사용 제한보다는 비판적 사고력, 자기조절력, 디지털 시민성을 기르는 방향으로 디지털 리터러시 교육을 강화해야 한다. 학생이 자신의 사용 습관을 성찰하고, 스마트기기를 학습과 성장의 도구로 재구성할 수 있는 교육적 환경이 필요하다.

둘째, 사용유형별 맞춤형 지원 프로그램이 필요하다. ‘SNS 중심 사용군’에게는 자아탄력성 회복을 위한 온라인 공감·소통 역량을 강화하는 관계 중심의 프로그램, ‘게임 중심 사용군’과 ‘유희 중심 사용군’에게는 자기조절력 향상과 대안적 여가활동을 제시하는 디지털 웰빙 프로그램, ‘학습 중심 사용군’에게는 학습효과를 극대화하는 AI 기반 학습도구 활용 교육 등을 제공하면 스마트기기 사용의 부작용은 최소화하고 효과는 극대화할 수 있을 것이다.

셋째, 교사 주도의 디지털 학습문화 조성이 중요하다. 교과 수업에서 스마트기기를 적극적으로 활용하되, 탐구·창작·협업 중심의 학습활동을 설계함으로써 학생들이 디지털 환경을 학습적 맥락에서 의미 있게 경험하도록 해야 한다. 이를 통하여 학생들이 자연스럽게 학습과 정보수집의 목적으로 스마트폰을 사용할 수 있도록 동기를 형성하고 구체적인 사용경험을 제공해야 한다.

참고문헌

- 고충숙. (2012). 청소년의 휴대폰 중독적 사용이 정신건강에 미치는 영향. 청소년문화포럼, 30, 8-36.
- 김경미, 염유식. (2014). 한국 청소년의 스마트기기 이용과 주관적 행복감. 한국사회학회 사회학대회 논문집, 397-400.
- 김다슬. (2020). 중학생의 스마트기기 사용 습관에 따른 군집 유형과 학업 태도의 관계. 교육발전, 40(2), 241-259.
- 김유미. (2017). 대학생의 SNS 사용에 의한 상대적 박탈감이 우울감에 미치는 영향 -자아탄력성을 조절변인으로-, 전주대학교 석사학위논문.

- 김일옥, 신선화. (2016). 중학생의 학업 스트레스가 스마트기기 중독에 미치는 영향: 자아존중감과 자기통제력의 조절효과. 정신간호학회지, 25(3), 262-271.
- 노연경. (2018). 청소년의 스마트기기 중독과 정신건강과의 관계에 대한 메타분석. 교육문제연구, 31(1), 141-168.
- 석가. (2019). SNS 문화 속 “자기내러티브” 연구, 국민대학교 석사학위논문.
- 이윤미, 권윤나, 채규만. (2019). 중학생의 부모 애착이 스마트기기 중독에 미치는 영향: 자기통제력의 조절 효과를 중심으로. 청소년문화포럼,, 55-79.
- 최홍일, 정현주. (2023). 스마트기기 과의존이 청소년의 주의력 결핍에 미치는 영향 -수면의 질과 우울의 연속다중매개효과를 중심으로-. 한국아동복지학, 72(1), 75-99.
- 한국지능정보사회진흥원. (2023). 2023년 스마트기기 과의존 실태조사. NIA.
- 한상연, 마은정, 최수건, 홍대순. (2011). 스마트기기 사용이 삶의 질에 미치는 영향 분석연구. 정보사회와 미디어,(20), 49-84.
- Erikson, E. H. (1968). Identity: Youth and crisis. W. W. Norton.
- Organisation for Economic Co-operation and Development. (2003). Key competencies for a successful life and a well-functioning society (D. S. Rychen & L. H. Salganik, Eds.). Hogrefe & Huber.
- Organisation for Economic Co-operation and Development. (2018). The future of education and skills: Education 2030. OECD Publishing.
- Schwab, K. (2016). The Fourth Industrial Revolution. World Economic Forum.
- Zimmerman, B. J. (2010). Becoming a self-regulated learner: An overview. Theory into Practice, 41(2), 64-70.

2025_2

**고등학생의 자기주도 학습 시간과
사교육 참여 시간이
수업 참여도를 매개로
수학의 학업성취도 및 흥미도에
미치는 영향**

연구자: 김 정 현 명석고 교사

I. 서론

수학교육의 궁극적인 목표는 단순히 문제해결 능력을 기르는 것을 넘어, 수학에 대한 흥미와 자신감 등의 긍정적인 태도를 함양하는 데 있다. 이는 교육과정이 개정될 때마다 인지적 영역과 함께 정의적 영역의 중요성이 꾸준히 강조되어 온 이유이기도 하다(남진영, 2015). 실제로 Maker(1982)가 주장했듯, 학습 활동에서 인지적 영역과 정의적 영역을 분리하는 것은 불가능하며, 정의적 영역은 학생의 수학적 정체성 형성에 핵심적인 역할을 한다(Haiduc et al., 2023). Ma와 Kishor(1997) 역시 NCTM(1989)와 National Research Council(1989)을 인용하여 수학교육자들에게 수학 교수 및 학습에 정의적 요소와 인지적 요소를 통합하도록 장려하였다고 밝혔다.

이러한 통합적 목표를 달성하기 위해 학생들은 교실 밖에서 각기 다른 방식으로 학습 노력을 기울이는데, 그 대표적인 양상으로 자기주도 학습(self-directed learning)과 사교육 참여(private education)이다. 먼저, 자기주도 학습(self-directed learning)은 학습자가 주체가 되어 학습의 전 과정을 능동적으로 이끌어가는 것으로(이주성, 전석주, 2019), 목표 지향적이고(goal-oriented) 자신감 있는(self-confident) 학습자를 기르는 핵심 역량으로 주목받고 있다(Taylor & Burgess, 1995). 목표 설정 훈련이 자기주도 학습 능력을 향상시킨다는 연구(Hemati et al., 2017)는 이러한 중요성을 뒷받침한다. 이처럼 자기주도 학습은 학습자 내면의 역량에 초점을 맞추고 있다.

한편, 치열한 입시 경쟁 구도 속에서 교육 현실 속 보편적인 교실 밖 학습 형태 중 하나인 사교육(private education)은 더 이상 학생들의 선택이 아닌 진학 등을 이유로 한 필수 전략으로 자리 잡았다. 대부분의 학생은 대학교 진학을 목표로 하고 있고, 학벌주의가 굳건한 사회 속에서 사교육은 지위 경쟁에서 살아남기 위해 유용한 도구로 기능한다(심재휘, 2023). 사교육에 대해 강한 심리적 의존이 드러나는 이유는 사교육을 받았을 때 학생의 학업성취도를 높일 수 있을 것이라는 믿음 때문이다(도승이 외, 2012). 이유정과 김진경(2019)의 주장에 따르면, 사교육이 성취도를 높이는 효과가 있다고 했을 때 학생들이 가진 정의적 특성에 의해 그 영

향력이 증가할 수도, 감소할 수도 있다. 그만큼 사교육 문제는 우리나라 교육정책 중 가장 관심 있게 논의되는 주제 중 하나이면서도 가장 어려운 교육 문제 중 하나이다(김혜미 외, 2018; 이정인, 2025).

이처럼 자기주도 학습과 사교육은 학생들의 수학 학습에 지대한 영향을 미치는 핵심 변인이다. 하지만, 두 학습 방식이 구체적으로 어떤 경로를 통해 학업성취로 이어지는지에 대한 비교 연구는 부족한 실정이다. 특히, 교실 밖 학습 노력이 실제 배움이 일어나는 교실 안에서의 학습 행동, 즉 ‘수업 참여도’에 미치는 영향을 통합적으로 분석한 연구는 찾아보기 어려웠다. 또한, 사교육에 참여한 연구는 다수 존재하였으나(박현정 외, 2008; 박순홍, 한기순, 2013; 김성연, 2014; 김혜미 외, 2018), 자기주도 학습이 수업 참여도를 매개로 하여 어떠한 효과를 나타내는지에 대한 실증적 규명은 미비하였다.

이에 본 연구는 자기주도 학습과 사교육 참여가 서로 다른 메커니즘을 통해 학생의 학습에 영향을 미칠 것이라는 문제의식 하에, 수업 참여도를 매개변인으로 설정하고자 한다. 궁극적으로 두 교실 밖 학습 유형이 수업 참여도를 매개로 수학의 인지적 영역인 학업성취도와 정의적 영역인 흥미에 미치는 구조적 관계를 통합적으로 규명함으로써, 수학교육 현장에 의미 있는 시사점을 제공하고자 한다. 이러한 목적을 달성하기 위해 다음과 같은 연구 문제를 설정하였다.

〈연구문제 1〉 고등학생의 자기주도 학습 경험, 사교육 참여와 수학 학업성취도, 수학 흥미도와와의 관계는 어떠한가?

〈연구문제 2〉 고등학생의 수업 참여도는 다음의 관계를 각각 유의미하게 매개하는가?

- 2-1. 자기주도 학습 시간과 수학 학업성취도 및 수학 흥미도의 관계
- 2-2. 사교육 참여 시간과 수학 학업성취도 및 수학 흥미도의 관계

II. 이론적 배경

본 절에서는 독립변인에 해당하는 자기주도 학습, 사교육 참여 경험, 그리고 매개변인에 해당하는 수업 참여도를 중심으로 선행문헌을 바탕으로 설명하고자 한다.

1. 자기주도 학습

자기주도 학습(self-directed learning)은 학습자가 경험하고 싶은 정보에 대해 스스로 자신의 학습이 필요하다는 결정을 내릴 수 있도록 허용하는 것의 결과로, 자신이 처한 개별적인 상황 요구를 충족시키기 위해 학습 목표와 수단을 스스로 통제할 책임을 지고 그에 따라 본인의 학습을 이끌어 나가는 것을 의미한다(Gureckis & Markant, 2012; Morris, 2019; Louws et al., 2017). 학교 현장에서 자기주도 학습은 통계청에서 정의한 내용에 따라 학교에서 하는지, 집에서 하는지를 두고 학습이 이루어지는 부분으로 설명한다. 그러다보니 학교에서는 자기주도 학습을 강조하는 경향이 나타나고 있다(Simons, 2000). 이러한 학술적 논의를 바탕으로, 본 연구에서는 자기주도 학습을 “학습자가 스스로의 의지를 가지고 학습 목표 수립, 전략 실행, 결과 평가의 전 과정을 주도해나가는 것”으로 조작적으로 정의하고자 한다.

Chen과 Tsai(2024)에 따르면 자기주도 학습 능력의 하위 요인으로 4가지를 제시하고 있다. 첫째, 학습에 대한 필요성을 인지하고 즐거움을 느끼는 등 학습을 시작하고 지속하게 하는 내적인 힘을 의미하는 학습 동기(learning motivation)이다. 둘째, 스스로 학습 목표를 세우고, 적절한 전략을 찾아 계획에 따라 학습을 수행하는 능력을 의미하는 계획 및 실행(planning and implementation)이다. 셋째, 자신의 학습 과정을 스스로 감독하고 평가하며, 새로운 지식을 기존의 경험과 연결하는 능력을 의미하는 자기 점검(self-monitoring)이다. 넷째, 다른 사람과의 상호작용을 통해 학습 계획을 세우고 정보를 효과적으로 전달하는 능력을 의미하는 대인관계 및 의사소통(interpersonal communication)이다.

그렇다면 자기주도 학습은 왜 중요한가? Gureckis와 Markant(2012)에 따르면 인지적·정보적 관점에서 장점 3가지-학습의 효율성, 새로운 정보에

대한 접근성, 기억력 강화-를 꼽았다. Morris(2019)는 자기주도 학습을 빠르게 변화하는 세상에서 살아가는 근본적인 역량으로 정의한 점에서 변화에 대한 적응력, 지식과 기술의 노후화 방지를 주장하였다. Simons(2000)은 자신만의 학습 환경을 설계하는 데 능동적으로 변화하는 점을 비롯하여 자신의 행동에 대해 성찰하는 능력이 중요하다고 설명하였다. Louws 외(2017)는 교사의 전문성 개발에서도 자기주도 학습의 중요성을 언급하였는데 그중 하나가 교사의 경력에 따라 서로 다른 학습 목표를 지니기 때문에 이를 탐색하는 것은 경력 단계에 맞는 차별적인 교육과정을 설계하는 데 필수적인 기초자료를 제공할 수 있다고 설명하였다. Guetersohn 외(2025)는 의료 기술 분야에서 자기주도 학습의 중요성을 언급하였는데 새로운 의료 장비 또는 기술이 도입되었을 때 이를 빠르고 효과적으로 습득하기 위해 이 능력이 필수적이라고 하였다. 이러한 점에서 단순히 학교 현장에서 자기주도 학습이 중요하다는 것이 아니라 인간이 살아가면서 죽을 때까지 자기주도 학습이 이루어진다는 점을 주목하여야 한다.

이를 바탕으로 자기주도 학습을 소재로 문헌 분석이 이루어진 Chou와 Chen(2008)의 연구에서는 다음과 같은 결과를 도출하였다고 밝혔다. 실증 연구 6편을 종합적으로 분석한 문헌 연구에서 자기주도 학습 능력과 학업 성취도 간의 연구 결과에 대해 동기(motivation)와 계획 및 실행(planning and implementation) 요인이 중요한 작용이었음을 밝혔고, 자기주도 학습의 효과를 논의할 때 하위 요인들을 구분하여 접근할 필요가 있음을 시사하였다.

이를 토대로 자기주도 학습 능력에 대한 중재(intervention)로 다음의 사례를 찾아볼 수 있었다. 박정길 외(2025)는 대안교육기관 학생들을 대상으로 연결학습코칭을 적용한 결과에서 코치와의 정서적 지지와 맞춤형 인지 활동이 학생들의 사고 기술을 향상시켰고, 타인 주도 학습에서 자기주도 학습으로 전환하는 긍정적인 변화를 이끌었다. 문희정(2021)은 대학생들을 대상으로 자기주도 학습 코칭프로그램을 적용한 후 내재적 동기를 유의미하게 향상시키는 효과를 보였고, 참여자들에게는 정서적 지지와 긍정적 상호작용을 핵심적인 경험으로 꼽았다. 김은정과 송기호(2015)는 초등학생을 대상으로 창의적 글쓰기 프로그램을 적용했을 때 자기주도 학습 능력이 향상되었는데, 구체적으로 학습 계획과 학습 평가 역량이 통계적으로 유의미하게 향상시켰음을 밝혔다. 해외에서도 이와 비슷한 사례가 있는

데, 대표적으로 Hematian 외(2017)는 Edwin Locke의 목표 설정 이론에 기반을 두고 훈련을 적용했을 때 자기주도 학습 점수와 성취동기, 학업성취도가 통계적으로 유의미하게 향상되었다고 밝혔다.

선행 연구를 고찰하면서 알게 된 사실로, 자기주도 학습이 다양한 변인을 통해 긍정적인 효과가 있었음을 일관되게 보여주었다. 하지만 대부분의 연구는 자기주도 학습의 효과를 직접적으로 살펴보았을 뿐, 이것이 수업 참여라는 구체적인 학습 과정을 통해 어떻게 발현되는지에 대한 탐색은 부족했다. 이에, 본 연구는 선행 연구의 논의를 확장해 수업 참여도라는 매개변인을 통해 효과의 내적 경로를 규명하고자 한다.

2. 사교육 참여

현재 우리나라의 사교육은 교육·사회·경제 측면에서 큰 관심사에 있고, 사교육 시장은 수요 및 공급 모든 측면에서 큰 비중을 차지하고 있으며, 동시에 꾸준히 증가하는 추세이다(김대열, 박명희, 2020). 우리가 흔히 알고 있는 사교육은 학교 등의 공교육에서 일어나는 상황과 반대되는 개념으로 사용되고 있다. Salmi(2000) 역시 사교육은 정부가 아닌 주체에 의해 운영되는 모든 종류의 교육을 의미하고 있다. 하지만 공교육을 보완하는 측면에서 학교 밖 교육활동으로 정의한 연구도 있었다(백일우, 정한나, 2013). 이를 통해 본 연구에서 사교육은 학교 일과 중 정규 교육과정 외에서 학업 향상을 목표로 비용을 지불하고 사적인 주체(과외, 학원 등)로부터 제공받는 학교 밖 교육활동으로 정의하고자 한다.

사교육에 대한 높은 수요는 코로나19 팬데믹과 같은 특수한 상황에서도 견고하게 유지되고 있어(심재휘, 2023), 교육 현장에서 지금까지도 중요한 변수로 자리 잡고 있다. 하지만 이처럼 높은 기대와 다르게 사교육의 효과는 절대적이지 않고 특정 조건에서 한계점이 드러나기도 한다. 실제로 도승이 외(2012)는 국내 상위 30%에 해당하는 중학생을 대상으로 한 연구에서 사교육 참여만으로는 최상위권의 학업성취를 보장할 수 없다고 밝혔다. 이러한 선행 연구들은 사교육의 영향력을 맹신하기보다 비판적으로 분석해야 할 필요성을 시사하였다.

이에, 본 연구에서는 사교육 참여 정도에 따라 학업성취도에 유의미한 결과가 있는지를 파악하고자 하며, 수업 참여도를 매개로 사교육 참여가 학업성취도에 영향을 미치는지를 분석하고자 한다.

3. 수업 참여도

일반적으로 참여(participation)는 사실에 기반하고, 정보에 입각하며, 개방적이고, 자발적이며, 협력적인 대화를 특징으로 하는 사회적 협상으로 묘사된다(Heid et al., 2023). 이러한 점에서 학생들의 수업 참여는 의미 있는 학습이라고 생각했을 때 이루어지는 것을 알 수 있다. Craven과 Hogan(2001)이 정의한 의미 있는 학습은 학생들이 학습 과정에서 흥미, 동기, 그리고 참여를 보이는 몰입 상태일 때 발생하는 것으로 정의하고 있으며, 적극적인 학습은 학생이 습득한 지식을 새로운 맥락에 적용하는 능력과 연결된다고 하였다. 종합적으로 수업 참여는 수업 자료와 관련하여 수업 중에 발언하는 모든 유형으로 정의하고 있다(Leraas et al., 2018). 참여와 관련해 학생 참여(student engagement)를 사용해 포괄적인 개념을 사용한 Anim-Wright(2024)는 학습 전략, 고차원적인 학습, 다양한 타인과의 토론, 협력 학습, 지지적 환경, 그리고 교수와 학생 간 상호작용을 포함하는 다차원적 구성 개념으로 간주하고 있다.

학생들의 수업 참여를 유도하기 위해서는 자신감(Rocca, 2010), 교수와 학생의 관계와 학생 간 관계(Leraas et al., 2018) 등이 필요로 한다. Rocca(2010)는 자신감에 따라 참여도가 달라짐을 언급하였는데, 많은 학생들이 동료 또는 교수자 앞에서 부적절해 보일 것이라는 두려움 때문에 참여를 주저한다고 하였다. 이는 반대로 두려움이 생기지 않았을 때 수업에 참여하는 경우가 높아진다는 것을 의미한다. Leraas 외(2018)는 교수와 학생들은 상호 신뢰적이고 친사회적인 유대감이 형성되었을 때 학습 참여가 이루어진다고 설명하고 있으며, 학생들이 동료의 비판을 두려워하지 않고 자유롭게 자신을 표현할 수 있는 협력적인 분위기를 설명하는 이른바 ‘연결된 교실 환경(connected classroom climate)’을 통해 학생 참여와 긍정적인 상관관계가 있음을 제시하였다.

수업 참여도와 관련한 중재(intervention) 연구의 사례로 다음과 같았다. 진민혜와 신영준(2016)은 거꾸로 수업을 활용한 과학 중심의 STEAM 수업을 진행한 처치프로그램을 통해 수업 만족도가 통계적으로 유의한 변화가 있었는지, 그리고 어떠한 변화가 있었는지를 살펴보았다. 혼합 연구로 진행된 점에서 질적 분석을 통해 얻은 결과로 동료와의 상호작용이 증가되었고, 수업 자신감이 향상되었으며, 수업이 재미있었다는 등의 반응을 보

였다고 하였다. 이해원(2022)은 대학생들을 대상으로 팀 활동 기반의 프레젠테이션 수업 모형을 적용해 학습자의 수업 참여도는 물론 협업 능력, 수업 만족도 등에 통계적으로 긍정적인 영향을 미쳤다고 밝혔다.

수업 참여도를 높이기 위해서는 학생들의 성격 유형이 파악되어야 하고, 이를 바탕으로 수업 참여를 높이는 전략을 세워야 한다(안화실, 2025). 여러 선행 문헌에서는 이와 관련해 제시 또는 제안하고 있는데, 주요 내용으로 참여를 유도할 수 있도록 긍정적인 라포(rapport)를 형성해야 함(Leraas et al., 2018)은 물론, 단답형 사실을 묻는 질문보다는 해석이나 생각을 유도할 수 있는 개방형 질문을 던짐으로써 학생들이 생각하고 말하는 참여 중심의 수업을 제안(Rocca, 2010)하기도 하였다. 이러한 점에서 본 연구에서는 활동에 대한 적극적인 참여를 수업 참여도를 나타내는 핵심 관측 지표로 설정하고, 이 소재가 두 독립변인과 종속변인 사이에서 어떻게 매개하는지를 규명하고자 한다.

이상의 이론적 배경을 종합하면, 자기주도 학습과 사교육이라는 교실 밖 학습은 학생의 내적 특성 및 외부 환경과의 상호작용을 통해 교실 안에서의 ‘수업 참여’라는 구체적인 행동으로 이어질 가능성이 있다. 그리고 이러한 적극적인 수업 참여는 선행 연구에서 일관되게 보여주듯이, 궁극적으로 학생의 인지적 성취 및 정의적 태도와 밀접한 관련을 맺을 것으로 예측할 수 있다. 하지만 두 교실 밖 학습 유형이 수업 참여에 미치는 영향의 경로가 다를 수 있다는 점에 대한 실증적 탐색은 부족하였다. 따라서 본 연구는 이 세 변인 간의 구조적 관계를 규명함으로써 기존 논의의 빈틈을 채우고자 한다.

4. 본 연구의 가설

본 연구에서는 수학 교과에서 자기주도 학습과 사교육에서 수업 참여도를 매개로 수학 학업성취도와 수학 흥미도의 관계를 구조방정식 중 하나인 경로 분석(path analysis)을 통해 규명하고자 한다. 본 연구모형을 기반으로 설정한 연구가설은 아래의 표 4와 같다.

〈표 1〉 본 연구의 가설

변인			연구가설
독립변인	매개변인	종속변인	
자기주도 학습	-	수업 참여도	자기주도 학습은 수업 참여도에 영향을 미칠 것이다.
	-	수학	자기주도 학습은 학업성취도에 영향을 미칠 것이다.
	수업 참여도	학업성취도	자기주도 학습은 수업 참여도를 매개하여 학업성취도에 영향을 미칠 것이다.
	-	수학 흥미도	자기주도 학습은 수학 흥미도에 영향을 미칠 것이다.
사교육 참여	수업 참여도	수학 흥미도	자기주도 학습은 수업 참여도를 매개하여 수학 흥미도에 영향을 미칠 것이다.
	-	수업 참여도	사교육에 참여한 학생은 수업 참여도에 영향을 미칠 것이다.
	-	수학	사교육에 참여한 학생은 학업성취도에 영향을 미칠 것이다.
	수업 참여도	학업성취도	사교육에 참여한 학생은 수업 참여도를 매개하여 학업성취도에 영향을 미칠 것이다.
	-	수학 흥미도	사교육에 참여한 학생은 수학 흥미도에 영향을 미칠 것이다.
	수업 참여도	수학 흥미도	사교육에 참여한 학생은 수업 참여도를 매개하여 수학 흥미도에 영향을 미칠 것이다.

Ⅲ. 연구 방법

1. 연구대상 및 표본

본 연구는 대전광역시교육청 대전교육정책연구소에서 주관하는 대전교육종단연구(DELS) 6차년도(2025) 고등학교 2학년 패널 데이터를 활용하였다. 주관 기관에 따르면 대전교육정책 수립을 위해 학교 교육활동의 현황을 파악하고 학생 성장과 발달에 영향을 미치는 요인을 체계적이고 지속적으로 조사·분석하기 위해 추진하고 있는 신뢰도 높은 데이터라고 설명하였다. 고등학교 2학년 학생 4,083명의 데이터를 최종 분석 대상으로 선

정하였다. 전체 표본 중 남학생은 2,021명(49.5%), 여학생은 2,062명(50.5%)이었다.

2. 연구 일정 및 측정 도구

본 연구를 수행하기 위한 조사 기간은 2025년 7월 7일부터 10일까지 4일간 진행되었으며, 설문 후 데이터를 전달받는 시기는 같은 해 9월 17일(수)에 받았다. 이때, 설문 참여자가 제공한 개인정보의 보호 및 응답 정보의 보호를 위해 민감성이 높은 개인정보 등을 삭제한 파일을 받았고, 연구자가 다시 한번 검토해 개인정보 등에 민감한 사항이 있는지를 확인하였다.

DELS에서 실시한 158문항 중 본 연구에 필요한 문항은 5문항으로, 각 변인에서 단일 문항이었다. 이때 신뢰도는 측정할 수 없는데 그 이유는 요인에 필요한 2개의 문항이었을 때 사용 가능하기 때문이다. 이에, 해당하는 변인과 그에 해당하는 질문으로 다음의 표 5와 같이 이루어졌다. 구체적으로, 독립변인에 해당하는 자기주도 학습 시간과 사교육 참여 시간은 Likert 6점 척도를 사용하고 있는데, 그중 1번 선택지는 자기주도 학습을 하지 않음, 사교육에 참여하지 않음 등인 ‘해당 없음’에 해당하는 선택지가 반영되어 있었고, 이후 2번부터 차례대로 2시간 단위로 계급을 설정하고 있었다. 예를 들어, 2번 선택지는 2시간 미만, 3번 선택지는 2시간 이상 4시간 미만 등으로 하여 6번은 8시간 이상으로 질문하고 있었다. 그리고 매개변인에 해당하는 수업 참여도는 Likert 5점 척도를 사용하고 있는데, 1번 선택지는 전혀 그렇지 않음을, 5번 선택지는 매우 그러함을 의미하는 질문지를 사용하고 있었다. 마지막으로 종속변인에 해당하는 수학 학업성취도, 수학 흥미도 역시 Likert 5점 척도를 사용하고 있는데, 점수가 높을수록 수학에 대한 학업성취도 및 흥미도가 높은 것을 의미하고 있었다.

〈표 2〉 각 변인과 DELS 6차년도에서 제시한 질문

변인	질문	설문 선택지	비고
자기주도 학습 시간	일주일 평균 다음 교과를 스스로 공부하는 시간은? : 수학	Likert 6점	1 : 하지 않음 2번부터 6번까지, 2시간 간격으로 질문
사교육 참여 시간	일주일 평균 다음 교과의 사교육 참여 시간은? : 수학	Likert 6점	1 : 하지 않음 2번부터 6번까지, 2시간 간격으로 질문
수업 참여도	나는 수업 시간의 활동(실험/실습/토론 등)에 적극적으로 참여한다.	Likert 5점	1 : 전혀 그렇지 않음 5 : 매우 그러함.
수학 학업성취도	다음 교과의 성취 수준은? : 수학	Likert 5점	점수가 높을수록 높은 성취 및 높은 흥미를 보이는 선택지를 담고 있음.
수학 흥미도	다음 교과의 흥미 정도는? : 수학	Likert 5점	

3. 분석 절차

본 연구에서 사용되는 자료를 분석하기 위해 SPSS 29.0과 Jamovi 2.7.6 통계 프로그램을 사용하여 다음의 절차를 따랐다.

첫째, SPSS 29.0은 고등학생들이 설문에 응답한 자료를 바탕으로 기술통계와 상관관계 분석에 사용하였다. 기술통계로는 평균, 표준편차, 왜도, 첨도 등을 산출하였고, 이후 각 변인 간 유의미한 상관관계가 있는지를 파악하기 위해 Pearson 상관계수 값을 통해 분석하였다. 그랬을 때 자기주도 학습, 사교육 참여가 수학 학업성취도와 수학 흥미도에 어떠한 관계가 있는지를 살펴보고, 수업 참여도를 매개로 하는 점에서 이 또한 관계를 밝히고자 하였다.

둘째, Jamovi 2.7.6은 경로 분석을 위해 사용하였는데, 자기주도 학습과 사교육 참여가 수업 참여도를 통해 학업성취도와 흥미에 미치는 매개효과의 통계적 유의성을 검증하기 위해 부트스트래핑(Bootstrapping)을 실시하였다. 표본을 5,000회 무선 재추출(resampling)하여 산출된 95% 신뢰구간

(Confidence Interval, CI)에 0이 포함되지 않았을 때 매개효과가 유의한 것으로 판단하였다.

IV. 연구 결과

1. 각 변인별 상관관계

1) 자기주도 학습 시간과 수업 참여도, 수학 학업성취도, 수학 흥미도의 상관관계

본격적인 매개효과 분석에 앞서, 주요 연구 변인인 자기주도 학습 시간, 수업 참여도, 수학 학업성취도, 수학 이해 정도, 수학 흥미 정도의 기술통계를 확인하고, 각 변인 간의 상호 관련성을 탐색하기 위해 Pearson의 상관관계 분석을 사용하였다. 그 결과 아래의 <표 4>와 같다.

<표 3> 자기주도 학습 시간과 수업 참여도, 수학 학업성취도, 수학 흥미도의 상관관계

		자기주도 학습 시간	수업 참여도	수학 학업성취도	수학적 흥미
자기주도 학습 시간	Pearson Corr.	1			
	유의확률(p)				
	N	4,083			
수업 참여도	Pearson Corr.	.191**	1		
	유의확률(p)	<.001			
	N	4,083	4,083		
수학 학업 성취도	Pearson Corr.	.517**	.194**	1	
	유의확률(p)	<.001	<.001		
	N	4,083	4,083	4,083	
수학적 흥미	Pearson Corr.	.484**	.223**	.627**	1
	유의확률(p)	<.001	<.001	<.001	
	N	4,083	4,083	4,083	4,083
	평균	2.76	3.83	3.34	2.95
	표준편차	1.489	1.578	1.347	1.294
	첨도	-0.477	0.272	-1.093	-1.020
	왜도	0.630	-0.553	-0.289	0.054

주요 연구 변인인 자기주도 학습 시간, 수업 참여도, 수학 학업성취도, 수학 흥미 정도 간의 Pearson 상관관계를 분석하였는데 분석 결과, 모든 변인 간에 통계적으로 유의미한 정적(+) 상관관계가 있는 것으로 나타났다($p < .001$). 자세한 내용을 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 자기주도 학습 시간은 수학 학업성취도($r = .517, p < .001$)와 가장 강한 정적 상관을 보였으며, 수학 흥미($r = .484, p < .001$)와도 높은 상관관계를 보였다. 이는 자기주도 학습 시간이 길수록 학업성취도와 교과에 대한 흥미 또한 높을 가능성이 크다는 것을 의미한다. 또한, 매개변인인 수업 참여도($r = .191, p < .001$)와도 유의미한 정적 상관을 보여, 자기주도 학습 시간이 긴 학생들이 수업에도 더 충실히 참여하는 경향이 있음을 알 수 있었다.

둘째, 매개변인인 수업 참여도와 종속변인들의 관계를 보면, 수업 참여도는 두 가지 종속변인 모두와 유의미한 정적 상관을 나타냈다. 구체적으로 수학 흥미도($r = .223, p < .001$)와 높은 상관관계를 보였고, 수학 학업성취도($r = .194, p < .001$)와도 유의한 관계를 보였다. 이는 수업에 충실히 참여하는 태도가 단순히 성적에만 영향을 미치는 것이 아니라, 학생들의 인지적 영역과 정의적 영역을 높이는 데에도 중요한 역할을 한다는 점을 시사하는 결과이다.

이상의 상관관계 분석 결과는 자기주도 학습이 수업 참여를 통해 수학 학습의 다양한 측면에 긍정적인 영향을 미칠 것이라는 본 연구의 가설을 지지하는 기초적인 증거를 제공하며, 다음 단계인 매개효과 분석의 타당성을 뒷받침한다.

2) 수학 사교육 참여 시간과 수업 참여도, 수학 학업성취도, 수학 흥미 정도의 상관관계

다음으로, 또 다른 독립변인인 수학 교과 사교육 참여 시간이 수업 참여도, 수학 학업성취도, 수학 이해 정도, 수학 흥미 정도와 어떠한 관련성을 갖는지 탐색하기 위해 동일하게 Pearson의 상관관계 분석을 사용하였다. 그 결과 아래의 <표 5>와 같았다.

〈표 4〉 사교육 참여 시간과 수업 참여도, 수학 학업성취도, 수학 흥미 정도의 상관관계

		사교육 참여 시간	수업 참여도	수학 학업성취도	수학 흥미도
사교육 참여 시간	Pearson Corr.	1			
	유의확률(p)				
	N	4,083			
수업 참여도	Pearson Corr.	.107**	1		
	유의확률(p)	<.001			
	N	4,083	4,083		
수학 학업 성취도	Pearson Corr.	.455**	.194**	1	
	유의확률(p)	<.001	<.001		
	N	4,083	4,083	4,083	
수학 흥미도	Pearson Corr.	.362**	.223**	.627**	1
	유의확률(p)	<.001	<.001	<.001	
	N	4,083	4,083	4,083	4,083
	평균	2.73	3.83	3.34	2.95
	표준편차	1.578	1.578	1.347	1.294
	첨도	-1.034	0.272	-1.093	-1.020
	왜도	0.377	-0.553	-0.289	0.054

분석 결과, 사교육 참여 시간 역시 모든 주요 변인들과 통계적으로 유의미한 정적(+) 상관관계를 맺고 있는 것으로 나타났다($p < .001$). 이는 사교육에 참여하는 시간이 길수록 다른 변인들의 수준 또한 전반적으로 높아지는 경향성이 있음을 보여준다. 그러나 각 변인과의 관계의 강도를 자기주도 학습 시간의 경우와 비교했을 때, 두 학습 유형이 지닌 특성의 차이가 드러났다.

첫째, 사교육 참여 시간은 수학 학업성취도($r = .455$, $p < .001$)와 높은 정적 상관관계를 보였다. 이는 사교육에 투입하는 시간이 학생의 실제 성적과 밀접한 관련이 있음을 의미한다. 또한, 수학 흥미($r = .362$, $p < .001$)와도 중간 수준의 유의미한 상관을 보여, 사교육 참여가 수학에 대한 긍정적인 정의적 태도와도 관계가 있음을 확인하였다.

둘째, 매개변수인 수업 참여도와와의 관계를 살펴보면, 사교육 참여 시간은 수업 참여도($r = .107$, $p < .001$)와 통계적으로 유의한 정적 상관을 보였다. 하지만 그 상관의 크기($r = .107$)는 자기주도 학습 시간과 수업 참여도의 상

관($r=.191$)보다 눈에 띄게 낮았다. 이는 두 학습 유형 모두 수업 참여와 관련이 있기는 하지만, 상대적으로 자기주도 학습이 학교의 공교육(수업) 참여와 더 강한 연관성을 가질 수 있음을 시사하는 대목이다.

결론적으로, 두 독립변인은 수학 학습의 인지적·정의적 측면에서는 유사한 수준의 긍정적 관계를 보였지만, 학습의 과정(수업 참여) 측면에서는 그 관련성의 정도에서 차이를 나타냈다. 이러한 차이점은 다음 단계인 매개효과 분석에서 두 학습 유형이 어떠한 다른 경로를 통해 학업성취도에 영향을 미치는지 구체적으로 탐색해 볼 필요가 있다.

2. 연구모형 검증: 경로 분석

주요 변인들 간의 인과적 관계와 수업 참여도의 매개효과를 검증하기 위해 경로 분석을 사용하였다. 각 경로에 대한 구체적인 분석 결과는 <표 6>, <표 7>과 같다.

<표 5> 각 변인에 대한 경로의 직·간접 효과 및 총 효과 검증 1

		비표준화 계수	표준화 계수	표준오차	유의확률
직접 효과 (direct)	수학 자기주도 학습 시간 ↓	0.3282	0.3627	0.01436	<.001
	수학 학업성취도				
	수학 사교육 참여 시간 ↓	0.2046	0.2397	0.01338	<.001
간접 효과 (indirect)	수학 학업성취도				
	수학 자기주도 학습 시간 ↓	0.0172	0.0190	0.00283	<.001
	수업 참여도				
	수학 학업성취도				
	수학 사교육 참여 시간 ↓	-8.03e-5	-9.41e-5	0.00157	0.959
	수업 참여도 ↓				
	수학 학업성취도				

		비표준화 계수	표준화 계수	표준오차	유의확률
총 효과 (total)	수학 자기주도 학습 시간				
	↓	0.3454	0.3817	0.01428	<.001
	수학 학업성취도				
	수학 사교육 참여 시간				
	↓	0.2045	0.2396	0.01347	<.001
	수학 학업성취도				

먼저, 직접 효과(direct effect)를 살펴보면, 수업 활동 참여의 영향을 통제된 상태에서도 자기주도 학습 시간($B=0.3282$, $\beta=0.3627$, $p<.001$)과 사교육 참여 시간($B=.02046$, $\beta=0.2397$, $p<.001$)은 모두 수학 학업성취도에 통계적으로 유의한 정적(+) 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 두 학습 방식 모두 수업 활동 참여와는 독립적으로 학업성취도에 직접적으로 기여하는 고유한 효과가 있음을 의미한다. 표준화 계수(β)를 비교했을 때 사교육 참여 시간($\beta=0.2397$)보다 자기주도 학습 시간($\beta=0.3627$)의 직접적인 영향력이 더 큰 것을 알 수 있다.

다음으로, 연구의 핵심인 간접 효과(indirect effect)를 분석한 결과, 두 독립변인 간에 뚜렷한 차이가 발견되었다. 자기주도 학습 시간은 수업 활동 참여를 통해 학업성취도에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 자기주도 학습 $\Rightarrow$ 수업 참여도 $\Rightarrow$ 수학 학업성취도로 이어지는 간접 효과는 통계적으로 유의하였으며($B=0.0172$, $\beta=0.0190$, $p<.001$, 95% CI [0.00283, 0.01183]), 신뢰구간에 0을 포함하지 않아 매개효과가 유의미함이 검증되었다. 반면, 사교육 참여 시간이 수업 참여도를 매개로 하여 수학 학업성취도에 미치는 간접 효과는 통계적으로 유의하지 않았다($B=-0.00008$, 95% CI [-0.00304, 0.00283], $p=.959$). 이는 사교육 참여 시간이 학생들의 수업 활동 참여를 유의미하게 변화시키고, 그것이 다시 수학 학업성취도에 영향을 미치는 구조적 경로는 존재하지 않음을 시사한다. 마지막으로 직접효과와 간접효과를 합한 총 효과(total effect)는 자기주도 학습 시간($B=0.345$, $p<.001$)과 사교육 참여 시간($B=0.205$, $p<.001$) 모두 유의미한 결과를 나타냈다.

다음은 수학 흥미도를 종속변인으로 한 경로 분석 결과를 나타낸 표이다.

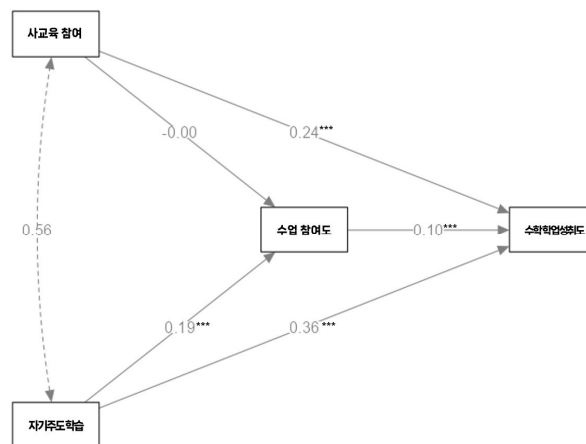
<표 6> 각 변인에 대한 경로의 직·간접 효과 및 총 효과 검증 2

		비표준화 계수	표준화 계수	표준오차	유의확률
직접 효과 (direct)	수학 자기주도 학습 시간 ↓	0.3337	0.3839	0.01431	<.001
	수학 수업 흥미도				
	수학 사교육 참여 시간 ↓	0.1077	0.1313	0.01333	<.001
	수학 수업 흥미도				
	수학 자기주도 학습 시간 ↓				
	수업 참여도 ↓	0.0226	0.0260	0.00316	<.001
간접 효과 (indirect)	수학 수업 흥미도				
	수학 사교육 참여 시간 ↓				
	수업 참여도 ↓	-1.06e-4	-1.29e-4	0.00207	0.959
	수학 수업 흥미도				
	수학 자기주도 학습 시간 ↓	0.3563	0.4100	0.01430	<.001
	수학 수업 흥미도				
총 효과 (total)	수학 사교육 참여 시간 ↓	0.1076	0.1312	0.01349	<.001
	수학 수업 흥미도				

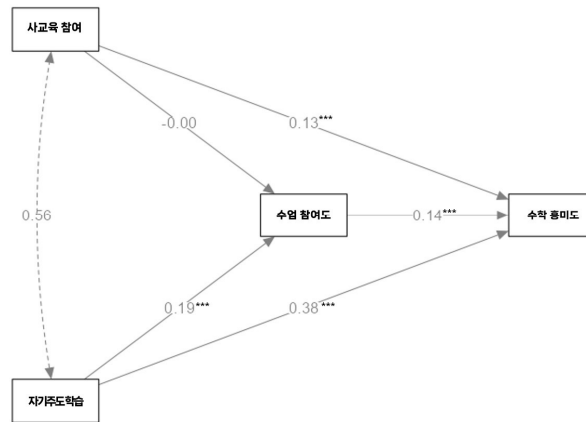
직접 효과(direct effect)를 분석한 결과, 자기주도 학습 시간($B=0.3337$, $\beta=0.3839$, $p<.001$)과 사교육 참여 시간($B=0.1077$, $\beta=0.1313$, $p<.001$)은 모두 수학 수업 흥미도에 통계적으로 유의한 정적(+) 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 두 학습 방식 모두 수학에 대한 학생의 흥미를 직접적으로 높이는 데 긍정적인 역할을 함을 시사한다.

다음으로, 연구의 핵심인 간접효과(indirect effect)를 분석한 결과, 이전의 두 종속변인(학업성취도, 이해도)과 동일한 패턴이 발견되었다. 자기주도 학습 시간은 수업 활동 참여를 통해 흥미도에 긍정적인 영향을 미치는 경로가 유의미하게 나타났다. 구체적으로 자기주도 학습 $\Rightarrow$ 수업 활동 참여 $\Rightarrow$ 수업 흥미도로 이어지는 간접효과는 통계적으로 유의하였으며($B=0.0226$, 95% CI [0.01663, 0.02919]), 신뢰구간에 0을 포함하지 않아 매개효과가 유의함이 검증되었다($p<.001$). 반면, 사교육 참여 시간이 수업 활동 참여를 통해 수업 흥미도에 미치는 간접효과는 통계적으로 유의하지 않았다($B=-0.0001$, 95% CI [-0.00404, 0.00371], $p=.959$).

이를 종합하여 수학 학업성취도를 종속변인으로 했을 때 경로 분석은 그림 2와 같았고, 수학 흥미도를 종속변인으로 했을 때 경로 분석은 그림 3과 같았다.



[그림 1] 수학 자기주도 학습 시간과 사교육 참여 시간이 수업 참여도를 매개하였을 때 학업성취도의 구조방정식



[그림 2] 수학 자기주도 학습 시간과 사교육 참여 시간이 수업 참여도를 매개하였을 때 수학 수업 흥미도의 구조방정식

V. 결론 및 제언

1. 결론 및 요약

본 연구는 고등학생의 대표적인 교실 밖 학습 활동인 자기주도 학습 시간과 사교육 참여 시간이 교실 내 학습 행동인 수업 참여도를 매개로 하여, 수학의 인지적 영역(학업성취도)과 정의적 영역(흥미)에 미치는 구조적 관계를 통합적으로 규명하고자 하였다. 대전교육종단연구(DELS)의 고등학교 2학년 학생 4,083명의 데이터를 활용한 경로분석 결과, 연구 문제에 따라 도출된 결론은 다음과 같다.

첫째, <연구문제 1>에 대한 결과로, 자기주도 학습 시간과 사교육 참여 시간은 모두 학생의 수학 학업성취도 및 흥미와 긍정적인 관계를 맺고 있었으나, 그 영향력의 본질에서는 차이를 보였다. 두 학습 방식 모두 투입 시간이 길수록 성취도와 흥미가 높아지는 경향을 보였다. 하지만 모든 관계에서 자기주도 학습 시간의 긍정적 영향력이 사교육 참여 시간보다 일관되게 더 크게 나타났다. 이는 단순히 학습 시간을 늘리는 것을 넘어, 학습의 주도권을 학생 스스로 갖는 것이 인지적·정의적 성장 모두에 더 효

과적임을 시사한다.

둘째, <연구문제 2-1>에 대한 결과로, 자기주도 학습은 수업 참여도를 매개로 하여 학업성취도와 흥미를 높이는 이상적인 선순환 경로를 형성하였다. 자기주도 학습 시간은 학생의 성취도와 흥미에 직접적으로 기여했을 뿐만 아니라, 학생들을 교실 수업에 더 적극적으로 참여하게 만드는 동력이 되었다. 그리고 높아진 수업 참여도는 다시금 학생의 학업성취도와 흥미를 유의미하게 향상시켰다. 즉, 자기주도 학습은 교실 밖에서의 노력이 교실 안에서의 충실한 배움으로 이어지고, 이것이 다시 긍정적인 학습 결과로 연결되는 통합적인 성장 메커니즘을 가지고 있음이 실증적으로 증명되었다.

셋째, <연구문제 2-2>에 대한 결과로, 사교육 참여는 수업 참여도를 통한 긍정적 효과를 나타내지 못했다. 사교육 참여 시간은 학생의 학업성취도와 흥미에 직접적인 영향을 미치기는 했으나, 그 효과가 수업 참여도를 높이는 경로로까지 이어지지 않는 않았다. 이는 사교육이 성적 향상이라는 가시적 목표 달성에는 일부 도움이 될 수 있으나, 학생을 공교육의 장인 교실 수업의 주도적인 참여자로 성장시키는 데까지는 그 영향력이 미치지 못함을 명확히 보여준다. 사교육을 통한 학습이 교실 내 학습 과정과는 분리된 채, 제한적으로만 작동하고 있음을 의미한다.

종합적으로, 본 연구는 자기주도 학습과 사교육이 학생의 성장에 기여하는 내적 메커니즘이 질적으로 다르다는 사실을 실증적으로 규명하였다. 자기주도 학습은 ‘학습 과정(수업 참여)’과 ‘학습 결과(성취, 흥미)’ 모두를 향상시키는 통합적 효과를 지녔으나, 사교육의 효과는 ‘학습 과정’을 배제한 채 ‘학습 결과’에만 제한적으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 진정한 학습 역량의 성장을 위해서는, 단순히 외부의 도움을 늘리는 것보다 학생 스스로 배움의 주인이 되도록 돕는 교육적 환경 조성이 무엇보다 중요함을 강력하게 시사한다.

2. 제언

이상의 연구 결과를 바탕으로 다음과 같은 제언을 하고자 한다.

첫째, 본 연구는 사교육이 학생의 ‘수업 참여’를 이끌어내지 못했고, 자기주도 학습은 교실 안팎에서 학습을 잇는 핵심적인 역할을 보여준 점

에서, 공교육 활성화를 위해 노력해야 한다. 이는 사교육 의존도를 낮추기 위한 가장 근본적인 해결책으로, 자기주도 학습 중심의 역할을 재정립할 필요가 있다. 공교육은 단순히 사교육을 따라가는 보충 학습 또는 문제 풀이 중심 교육에서 벗어나, 학생이 스스로 수학 지식을 탐구하고 배움의 즐거움을 느낄 수 있도록 하는 ‘자기주도 학습 역량’을 길러줄 수 있는 본질적인 역할에 집중해야 할 것이다. 이를 위해 교사는 지식 전달자에서 학습 조력자(facilitator)로의 역할로 전환해야 할 필요가 있으며, 이를 지원하기 위한 교사 연수 프로그램이 이루어져야 할 것이다. 또한, 결과 중심의 획일적인 평가 방식에서 벗어나, 학생의 성장 과정을 관찰하고 피드백을 제공하는 과정 중심 평가를 내실화하여 자기주도적 성장을 유도해야 할 것이다.

둘째, 자기주도 학습 역량은 단기간에 형성되는 것이 아니라, 학생의 성장 과정에 따라 체계적으로 길러져야 하는 핵심적인 삶의 기술이다. 따라서 고등학생 시기를 넘어, 초등학교 저학년 때부터 상급 학교로 진학해 대학생, 성인에 이르기까지 이어지는 생애주기적 관점의 자기주도 학습 지원 로드맵 개발을 제언한다. 초등학교 단계에서는 학습하는 데 흥미를 유발하고 동기 부여가 생길 수 있는 교육을, 중학교 단계에서는 구체적인 학습 방법, 학습 전략과 시간 관리 능력을 함양할 수 있는 교육을, 고등학교 단계에서는 학생의 관심 있는 진로와 연계하여 심도 있는 학습 계획을 수립하고 실행하는 복합적인 역량을 길러주는 방식의 교육과정이 연계되어야 한다. 이를 위해 교육 당국은 학생들이 자신의 자기주도 학습 수준을 스스로 진단하고 맞춤형 피드백을 제공받을 수 있도록 하는 프로그램을 개발하는 등 적극적인 대안을 모색할 필요가 있다.

셋째, 본 연구는 대규모 종단 데이터를 활용해 의미 있는 결과를 도출했으나 한계점이 드러난 점에서 이를 보완하기 위한 후속 연구를 제언한다. 먼저, 문항 수는 각 변인별 한 문항씩만을 도출했기 때문에 개념의 다차원성을 온전히 반영하지 못했을 가능성이 크다. 이에, 후속 연구에서는 각 변인에 해당하는 공인된 다문항 척도를 사용해 신뢰도와 타당도를 높임으로써 연구의 정교성을 높일 필요가 있다. 그리고, 본 연구 문제로 설정했던 것 중에서 ‘사교육은 왜 수업 참여로 이어지지 않았는가?’에 대해 심층적인 탐구가 필요하다. 학생들이 사교육을 통해 이미 내용을 학습했다고 판단하여 수업에 소홀해지는 것인지, 혹은 특정 유형의 사교육만

이 이러한 결과를 낳는 것인지 등을 학생 심층 면담, 수업 관찰 등 질적 연구 또는 혼합 연구를 통해 규명해 볼 것을 제언한다. 마지막으로, 본 연구는 자기주도 학습 시간과 사교육 참여 시간의 효과를 수업 참여도라는 단일 매개변인으로 설명하였다. 후속 연구에서는 학생의 자기효능감, 부모의 지지, 학교 풍토 등 다양한 심리적·환경적 변인들을 조절 또는 매개변인으로 포함하여, 더욱 복합적인 경로를 탐색해 볼 필요가 있다.

본 연구에 가장 적절한 고사성어로 교자채신(敎子採薪)이라는 말이 있다. 물고기를 잡아줄 것인가, 물고기를 잡는 방법을 가르칠 것인가. 교실 밖에서의 노력이 교실 안에서의 배움을 외면할 때, 잠깐은 성적이 향상되고 흥미를 높일 수 있겠지만 지속된 성장은 이루어지지 않을 것이다. 진정한 배움의 중심은 결국 학교와 교실이라는 점, 그리고 학생 스스로 그 공간의 주인이 되어 평생의 낚싯대를 얻게 되는 자기주도 학습이야말로 우리 공교육이 지켜야 할 가장 소중한 가치임을 잊지 말아야 한다.

참고문헌

- 김대열, 박명희. (2020). 국내 사교육 연구 동향 분석. *교육과학연구*, 51(1), 1-27.
- 김성연. (2014). 사교육이 중학생의 국어, 영어, 그리고 수학 성취도에 미치는 영향. *중등교육연구*, 62(1), 1-29.
- 김은정, 송기호. (2015). 창의적 글쓰기 프로그램이 초등학생의 자기주도 학습능력에 미치는 영향. *한국비블리아학회지*, 26(2), 5-23.
- 김혜미, 김용석, 한선영. (2018). 수학 학업성취도 및 정의적 요인과 사교육 참여 간의 관계에 관한 종단적 분석. *학교수학*, 20(2), 287-306.
- 남진영. (2015). 수학과 교육과정의 정의적 영역 목표 고찰. *한국초등수학교육학회지*, 19(2), 159-178.
- 도승이, 김성식, 김현철, 손수경. (2012). 사교육 의존도에 따른 학업우수 중학생의 특성 분석-국어·영어·수학 교과를 중심으로 -. *교육학연구*, 50(4), 185-220.
- 문희정. (2021). 대학생 자기주도 학습 코칭프로그램의 효과. *홀리스틱융합교육연구*, 25(2), 45-69.
- 박순홍, 한기순. (2013). 사교육과 영재교육 참여경험이 중학생의 수학성취도에 미치는 영향. *영재교육연구*, 23(1), 49-65.

- 박정길, 이경화, 배희라. (2025). 초중등 학생의 사고기술과 자기주도적 학습 향상을 위한 연결학습코칭 적용 사례연구. *교육과 학습*, 15(2), 87-110.
- 박현정, 상경아, 강주연. (2008). 사교육이 중학생의 학업성취에 미치는 효과. *교육평가연구*, 21(4), 107-127.
- 심재휘. (2023). 코로나19 전후 사교육 참여 격차 실태 분석: 학교급별 차이를 중심으로. *교육사회학연구*, 33(4), 185-212.
- 안화실. (2025). 중학생의 성격특성 군집유형별 행동적 수업참여 수준에 영향을 미치는 변인 탐색 사례연구. *청소년문화포럼*, 81, 65-93.
- 이정인. (2025). 공교육과 사교육의 관계 재검토: 철학적 분석. *열린교육연구*, 33(1), 261-285.
- 이주성, 전석주. (2019). 초등학생의 자기주도학습을 위한 LMS 활용방안. *정보교육학회논문지*, 23(2), 159-168.
- 이혜원. (2022). 수업 참여도 제고를 위한 팀 활동 기반 프레젠테이션 수업 모형 개발 및 적용 연구. *한국어문교육*, 38, 35-68.
- 진민혜, 신영준. (2016). 거꾸로 수업을 활용한 과학 중심 STEAM 프로그램이 학생의 수업 참여도에 미치는 영향. *한국초등교육*, 27(3), 77-98.
- Anim-Wright, K. (2024). Examining the Effect of Student Engagement on Student Experience in Higher Education Institutions. *Higher Education Studies*, 14(1), 70-75.
- Chen, M., & Tsai, M. (2024). Applying team-based learning combined with empathy map to improve self-directed learning skills. *BMC Nursing*, 23(683), 1-7.
- Chou, P. N., & Chen, W. F. (2008). Exploratory study of the relationship between self-directed learning and academic performance in a web-based learning environment. *Online Journal of Distance Learning Administration*, 11(1), 15-26.
- Craven, J. A., & Hogan, T. (2001). Assessing participation in the classroom. *Science Scope*, 25(1), 36-40.
- Gureckis, T. M., & Markant, D. B. (2012). Self-directed learning: a cognitive and computational perspective. *Perspective on Psychological Science*, 7(5), 464-481.
- Gutersohn, C., Schweingruber, S., Haudenschild, M., Huber, M., Grief, R., &

- Fuchs, A. (2025). Self-directed learning versus traditional instructor-led learning for education on a new anaesthesia workstation: a noninferiority, randomised, controlled trial. *British Journal of Anaesthesia*. S0007-0912(25)00276-4. Advance online publication
- Haiduc, A. M., Suazo-Flores, E., Kastberg, S. E., Kenney, R., Leach, S. E., & Barber-Dansby, A. F. (2023). Mathematics Teacher Questioning: Cognitive and Affective Domains to Nurture Students' Mathematical Identity Formation. North American Chapter of the International Group for the Psychology of Mathematics Education.
- Heid, H., Jüttler, M., & Kärner, T. (2023). Participation in the classroom as a basis for democracy education? a conceptual analysis of the concept of student participation. *Frontiers in Political Science*, 5, 1225620.
- Hematian, F., Rezaei, A. M., & Mohammadyfar, M. A. (2017). On the effect of goal setting on self-directed learning, achievement motivation, and academic achievement among students. *Modern Applied Science*, 11(1), 37-47.
- Leraas, B. C., Kippen, N. R., & Larson, S. J. (2018). Gender and student participation. *Journal of the Scholarship of Teaching and Learning*, 18(4), 51-70.
- Louws, M. L., Meirink, J. A., van Veen, K., & van Driel, J. H. (2017). Teachers' self-directed learning and teaching experience: what, how, and why teachers want to learn. *Teaching and Teacher Education*, 66, 171-183.
- Ma, X., & Kishor, N. (1997). Assessing the relationship between attitude toward mathematics and achievement in mathematics: a meta-analysis. *Journal for Research in Mathematics Education*, 28(1), 26-47.
- Maker, C. J. (1982). *Teaching models in education of the gifted*. Rockville, MD: Aspen Systems Corp.
- Morris, T. H. (2019). Self-directed learning: a fundamental competence in a rapidly changing world. *International Review of Education*, 65,

633-653.

- Salmi, J. (2000). Equity and quality in private education: The Haitian paradox. *Compare. A Journal of Comparative and International Education*, 30(2), 163-178.
- Simons, P. R. J. (2000). Towards a constructivistic theory of self-directed learning. *Self-learning*, 1-12.
- Taylor, I., & Burgess, H. (1995). Orientation to self-directed learning: Paradox or paradigm. *Studies in Higher Education*, 20, 87-99.

2025_3

학업스트레스와 행복감의 관계: 사회적 지지의 조절효과

연구자: 배 현 민 명석고 교사

I. 서론

고등학생 시기는 학업적 성취와 진로 결정이라는 중대한 과업에 직면하는 전환기이며, 이로 인한 높은 수준의 학업스트레스를 경험하는 시기이다 (김유진 & 이정윤, 2021). 한국 교육 환경의 특성상 대학 입시를 중심으로 한 무한 경쟁 체제는 학생들에게 과도한 학업 부담과 성적 압박감을 주어, 이는 청소년이 겪는 주된 스트레스 요인으로 작용한다 (박은영, 2018). 학업스트레스는 단순히 학습 능률 저하를 넘어, 불안, 우울, 신체화 증상 등 심리적 부적응을 야기하며 (최민아, 2019), 궁극적으로는 청소년의 행복감과 전반적인 삶의 질을 저해하는 심각한 요인으로 지목된다 (정서영, 2022).

행복감은 단순히 부정적 감정의 부재를 넘어, 개인이 자신의 삶에 대해 만족하고 긍정적인 정서를 느끼는 주관적 안녕감(Subjective Well-being)을 의미하며, 이는 청소년의 건강한 성장과 적응에 필수적인 심리적 자원이다 (Diener, 2009). 따라서 학업스트레스와 같은 부정적 요인이 청소년의 행복감에 미치는 영향을 규명하고, 이러한 부정적 영향을 완화할 수 있는 보호 요인을 탐색하는 것은 청소년 복지 및 교육 심리학 분야에서 중요한 과제이다. 기존 연구들에서도 학업스트레스가 행복감에 부정적인 영향을 미친다는 일관된 결과가 보고되고 있다 (이현주 & 김태형, 2020).

그러나 스트레스 상황에서 모든 개인이 동일한 수준의 부정적인 결과를 경험하는 것은 아니며, 이는 개인이 처한 환경이나 활용 가능한 자원에 따라 그 결과가 달라질 수 있음을 시사한다. 이와 관련하여, 스트레스 상황에서 개인이 활용할 수 있는 중요한 보호 요인 중 하나로 사회적 지지가 주목받고 있다. 사회적 지지는 가족, 친구, 교사 등 주변 사람들로 부터 받는 정서적, 정보적, 물질적 도움을 포괄하며 (Cohen & Wills, 1985), 스트레스가 건강이나 심리적 안녕에 미치는 부정적인 영향을 완화하는 ‘완충(buffering)’ 역할을 수행하는 것으로 알려져 있다 (Gottlieb, 1983).

본 연구는 고등학생의 학업스트레스와 행복감 사이의 관계에서 사회적 지지가 가지는 조절 효과를 검증함으로써, 부정적 요인(학업스트레스)의 영향력을 감소시키고 긍정적 결과(행복감)를 증진시키는 보호 요인의 역할을 구체적으로 밝히고자 한다. 이는 고등학생의 심리적 건강과 행복 증

진을 위한 실질적이고 효과적인 중재 방안 마련의 기초 자료를 제공할 수 있을 것이다.

본 연구는 고등학생을 대상으로 다음과 같은 연구 문제를 검증하고자 한다.

1. 고등학생의 학업스트레스는 행복감에 부적인 영향을 미치는가?
2. 고등학생의 사회적 지지는 행복감에 정적인 영향을 미치는가?
3. 고등학생의 학업스트레스가 행복감에 미치는 영향은 사회적 지지의 수준에 따라 조절되는가?

II. 이론적 배경

1. 학업스트레스의 개념 및 특성

학업스트레스(Academic Stress)는 학생이 학업과 관련된 요구, 기대, 압력에 직면했을 때 느끼는 심리적, 생리적 긴장 상태를 총체적으로 의미한다 (Misra & Castillo, 2004). 이는 단순히 학습 능력의 저하를 넘어 개인의 전반적인 안녕감과 직결되는 중요한 청소년기 문제로 인식되고 있다. 청소년기, 특히 고등학생 시기의 학업스트레스는 그 특성상 다음과 같은 두 가지 주요 측면을 가진다. 첫째, 만성화된 스트레스원이다. 대학 입시라는 장기적인 목표와 경쟁적인 환경은 일시적인 사건이 아닌 지속적인 압박으로 작용하여, 학생들에게 만성적인 긴장 상태를 유발한다 (김영희, 2021). 둘째, 정체성 발달과의 연계성이다. 이 시기의 학업 성과는 곧 개인의 미래 직업 및 사회적 지위와 연결된다는 인식이 강하여, 학업 실패는 자존감 하락과 정체성 위기로 이어지기 쉽다 (Erikson, 1968; 이성민, 2019).

이러한 학업스트레스는 내적 요인(예: 완벽주의, 시험 불안)과 외적 요인(예: 부모의 기대, 과도한 학업량, 경쟁적인 학교 분위기)이 복합적으로 작용하여 발생한다. 특히 한국의 고등학생들은 높은 수준의 학업 요구와 더불어, 제한된 여가 시간, 수면 부족 등 신체적 스트레스까지 경험하며, 이는 다른 문화권의 청소년들에 비해 더욱 강도 높은 스트레스 상황에 놓여 있음을 시사한다.

학업스트레스를 유발하는 요인은 크게 학업 관련 요인, 환경 관련 요인, 개인 심리적 요인으로 구분할 수 있다.

첫째, 학업 관련 요인은 성적, 시험, 숙제 및 과제물 부담, 그리고 학습 진도에 대한 압박 등이다. 고등학생들은 내신 성적과 수능 점수라는 구체적인 수치로 자신의 가치를 평가받는 환경에 노출되어, 시험 기간은 물론 일상적인 학습 과정에서도 높은 스트레스를 경험한다 (박현정, 최윤희, 2020).

둘째, 환경 관련 요인은 주로 사회적 압력에서 비롯된다. 여기에는 부모의 높은 기대와 간섭, 교우 관계 및 경쟁 구도, 그리고 사교육 등 사회 전반의 교육열이 포함된다. 부모의 과도한 학업적 기대는 청소년에게 가장 큰 외적 스트레스 요인 중 하나로 작용하며, 이는 자녀의 자율성 저해와 함께 심리적 부담을 가중시킨다 (정은혜, 2018).

셋째, 개인 심리적 요인은 자기 효능감 부족, 비합리적 신념, 그리고 완벽주의 성향 등이다. 특히 완벽주의 성향이 높은 학생들은 사소한 실수에도 스스로를 가혹하게 비판하며, 이는 학업 부담을 더욱 증폭시켜 스트레스의 주요 원인이 된다 (Hewitt & Flett, 1991).

선행 연구들은 학업스트레스가 청소년의 다양한 부정적 결과 변인(예: 우울, 불안, 비행, 수면 장애)과 유의미한 정적 상관관계를 가짐을 일관적으로 보고하며, 학업스트레스에 대한 효과적인 중재의 필요성을 강조하고 있다.

2. 주관적 행복감 (Subjective Happiness)

주관적 행복감(Subjective Well-being, SWB)은 개인이 자신의 삶에 대해 얼마나 긍정적으로 평가하고 만족하는지를 측정하는 포괄적인 개념이다 (Diener, 1984). 행복감은 외부 조건에 의해 결정되는 객관적인 지표가 아니라, 개개인의 주관적인 경험과 판단에 기반한다는 점에서 '주관적'이라는 용어를 사용한다.

Diener(1984)는 주관적 행복감을 세 가지 핵심 요소로 구성된다고 제시했는데, 이는 다음과 같다.

높은 긍정 정서(High Positive Affect): 기쁨, 즐거움, 흥분 등 긍정적인 감정을 자주 경험하는 경향성.

낮은 부정 정서(Low Negative Affect): 슬픔, 불안, 분노 등 부정적인 감정을 적게 경험하는 경향성.

높은 삶의 만족도(High Life Satisfaction): 개인이 자신의 전반적인 삶이나 특정 영역(예: 학업, 관계, 건강)에 대해 내리는 인지적인 평가와 만족 수준.

이 세 가지 구성 요소가 균형 있게 유지될 때 높은 수준의 주관적 행복감을 경험한다고 본다. 청소년을 대상으로 하는 연구에서는 삶의 만족도가 특히 중요하게 다루어지는데, 이는 학업, 가족, 또래 관계 등 청소년이 직면하는 다양한 생활 영역에서의 만족도를 종합적으로 반영하기 때문이다 (이동은, 2017).

청소년기는 신체적, 심리적, 사회적 변화가 급격히 일어나는 발달적 전환기이다. 이 시기의 행복감은 단순한 심리 상태를 넘어, 건강한 발달을 위한 필수적인 심리적 자원이자 적응 지표로 기능한다. 행복감이 높은 청소년은 다음과 같은 긍정적인 결과를 보인다 (Seligman, 2011). 첫째, 학업 성취 증진이다. 행복한 학생들은 학습에 대한 동기가 높고, 회복 탄력성이 뛰어나 어려움에 더 잘 대처하며, 결과적으로 학업적 성취도가 높아지는 경향이 있다. 둘째, 긍정적인 대인 관계 구축이다. 긍정 정서는 타인과의 상호작용을 촉진하고 사회적 관계망을 확장하는 데 기여하며, 이는 곧 사회적 지지 확보로 이어진다. 셋째, 심리적 문제 예방이다. 행복감은 우울, 불안, 공격성 등 다양한 심리적 부적응 문제를 예방하는 보호 요인 역할을 수행한다. 따라서 학업스트레스와 같은 부정적인 환경적 요인 속에서 청소년의 행복감을 유지하고 증진시키는 것은, 그들의 현재 삶의 질을 향상시키는 동시에 미래의 건강한 성인으로 성장하는 데 필수적인 요소로 간주된다.

이론적 및 경험적 연구들은 학업스트레스와 행복감 사이에 유의미한 부적(음의) 상관관계가 존재함을 일관적으로 보여준다. 즉, 학업스트레스 수준이 높아질수록 청소년이 인지하는 삶의 만족도와 긍정 정서가 감소하고, 부정 정서는 증가하여 주관적 행복감이 저하되는 것이다 (김민정, 박경숙, 2016). 이러한 관계는 자원 보존 이론(Conservation of Resources Theory, COR)으로 설명될 수 있다(Hobfoll, 1989). COR 이론에 따르면, 인간은 자신이 소유한 자원(예: 에너지, 시간, 심리적 안정감, 사회적 관계)을 보존하고 증진시키려는 기본적인 동기를 가진다. 학업스트레스는 이러한 심리적 자원을 고갈시키는 주요한 스트레스원(Stressors)이다. 지속적인 학업 압박에 시달릴 경우, 학생들은 스트레스 대처를 위해 자원을 소비하

게 되고, 자원의 순 손실은 결국 심리적 탈진 상태를 초래하며 행복감 저하로 이어진다. 특히 고등학생들은 학업에 지나치게 많은 자원을 투입함으로써 여가, 수면, 사회적 관계 등 다른 중요한 자원을 희생하게 되고, 이로 인해 전반적인 삶의 만족도가 낮아진다.

3. 사회적 지지 (Social Support)

사회적 지지(Social Support)는 개인이 타인과의 관계를 통해 얻는 보살핌, 애정, 도움, 소속감 등의 심리적 및 물질적 자원을 총칭한다(Cobb, 1976). 사회적 지지는 개인이 스트레스나 위협적인 상황에 직면했을 때 심리적 안정감을 유지하는 데 필수적인 보호 요인으로 간주된다.

사회적 지지는 그 기능에 따라 여러 유형으로 분류되는데, 가장 일반적으로는 다음과 같이 구분된다 (Thoits, 1983).

정서적 지지 (Emotional Support): 공감, 애정, 신뢰, 배려 등을 제공하여 개인이 사랑받고 가치 있는 존재임을 느끼게 하는 지지. 심리적 안정감과 유대감을 증진시키는 데 가장 효과적이다.

도구적/물질적 지지 (Instrumental Support): 숙제 도움, 금전적 도움, 정보 제공 등 구체적인 행동이나 물질을 통해 직접적인 도움을 제공하는 지지. 학업과 관련된 문제 해결에 실질적인 기여를 한다.

정보적 지지 (Informational Support): 문제 해결이나 상황 대처에 필요한 조언, 충고, 정보를 제공하는 지지. 진로 결정이나 학습 방법 선택 등에서 중요한 역할을 한다.

청소년기 사회적 지지의 주요 원천은 가족(부모), 친구, 교사의 세 가지 영역으로 나뉜다. 각 원천은 청소년의 발달 과업에 따라 상이한 기능적 중요성을 갖는다.

부모 지지: 부모는 청소년에게 가장 기본적인 정서적 안정감과 무조건적인 수용을 제공하는 원천이다. 부모와의 긍정적인 관계는 청소년이 스트레스 상황에서 회복력을 발휘할 수 있는 심리적 토대가 된다. 학업적으로는 학습 환경 조성이나 진로 관련 정보 제공 등 도구적 지지의 역할도 크다.

친구 지지: 청소년기에 친구는 동질감, 소속감, 그리고 일상적인 문제 해결에 가장 직접적인 영향을 미친다. 친구로부터 받는 공감과 이해는 정

서적 지지의 핵심이며, 학업스트레스에 대한 대처 방식을 공유하고 함께 극복하는 데 큰 역할을 한다.

교사 지지: 교사는 학교생활의 주된 환경인 학업과 관련된 정보적 및 도구적 지지의 중요한 원천이다. 교사의 공정한 평가, 격려, 그리고 학습에 대한 도움은 학생의 학업 동기 부여와 학교 적응에 긍정적인 영향을 미친다.

선행 연구들은 이 세 가지 원천으로부터 받는 사회적 지지가 청소년의 우울, 불안을 감소시키고, 삶의 만족도 및 자아 존중감을 향상시키는 데 유의미한 기여를 함을 입증하였다 (김은주, 2015).

사회적 지지가 스트레스와 심리적 안녕 사이의 관계에 영향을 미치는 방식에 대해 두 가지 주요 이론, 즉 주효과 가설(Main Effect Hypothesis)과 완충 가설(Buffering Hypothesis)이 존재한다(Cohen & Wills, 1985). 주효과 가설은 사회적 지지가 스트레스 수준과 관계없이 개인의 심리적 안녕에 전반적으로 긍정적인 영향을 미친다는 주장이다. 즉, 지지가 많은 사람은 스트레스가 낮은 높은 관계없이 행복감이 더 높다는 것이다. 완충 가설은 사회적 지지가 스트레스의 부정적인 영향을 조절(Moderating)하여 완화시킨다는 주장이다. 이 가설에 따르면, 사회적 지지는 스트레스 수준이 높을 때에만 그 영향력이 현저하게 발휘된다. 사회적 지지는 스트레스를 유발하는 사건을 위협적이지 않게 재평가하도록 돕거나, 대처 자원을 제공함으로써 스트레스와 부정적 결과 변인(이 경우, 행복감 저하) 사이의 연결 고리를 약화시킨다.

본 연구는 학업스트레스라는 부정적 요인이 행복감에 미치는 영향을 사회적 지지가 얼마나 약화시킬 수 있는지에 초점을 맞추고 있으므로, 완충 가설에 기반하여 사회적 지지의 조절 효과를 검증하고자 한다.

4. 학업스트레스, 행복감, 사회적 지지의 조절 효과

조절 효과는 독립변수와 종속변수 간의 관계의 강도나 방향이 제3의 변수의 수준에 따라 달라지는 현상을 의미한다(Baron & Kenny, 1986). 이 개념은 왜 스트레스 상황에서 어떤 청소년은 무너지지 않고 회복력을 보이는 반면, 어떤 청소년은 심각한 심리적 어려움을 겪는지에 대한 중요한 설명 기제를 제공한다. 단순히 학업스트레스가 행복감을 낮춘다는 주효과

만을 확인하는 것만으로는 스트레스 상황에 대한 효과적인 개입 방안을 마련하는 데 한계가 있다. 가장 효과적인 중재 방안은 부정적인 영향을 최소화할 수 있는 보호 요인(Protective Factors)을 강화하는 것이기 때문이다. 따라서 사회적 지지가 학업스트레스의 부정적인 영향으로부터 청소년의 행복감을 보호하는 기능을 하는지, 즉 완충적인 조절 역할을 수행하는지를 확인하는 것이 연구의 핵심이다.

선행 연구들은 청소년의 스트레스와 부적응 간의 관계에서 사회적 지지의 조절 효과를 검증해왔다. 예를 들어, 청소년이 높은 수준의 생활 스트레스나 학교 폭력을 경험하더라도, 부모, 친구, 교사로부터 충분한 사회적 지지를 받을 경우, 우울이나 불안과 같은 내재화 문제의 심각도가 유의미하게 감소함을 보고하였다(이민영, 2017).

본 연구의 맥락에서, 사회적 지지의 조절 효과는 다음과 같이 해석될 수 있다.

사회적 지지가 낮은 집단: 학업스트레스가 조금만 높아져도 행복감은 급격하게 하락할 가능성이 크다. 이들은 스트레스 상황에 홀로 대처해야 하므로, 자원 고갈 속도가 빠르고 스트레스 인지 수준이 높아진다.

사회적 지지가 높은 집단: 학업스트레스가 높아지더라도 행복감의 하락 폭이 상대적으로 완만하게 유지된다. 이는 사회적 지지가 '심리적 방패' 역할을 수행하여, 스트레스의 위협을 완화하고, 정서적 위로와 구체적인 문제 해결 자원을 제공하기 때문이다.

따라서 본 연구는 사회적 지지가 높을수록 학업스트레스가 행복감에 미치는 부정적 영향력이 약화될 것이라는 완충 가설을 경험적으로 입증함으로써, 고등학생의 행복 증진을 위한 사회적 지지망의 구조적 강화 필요성을 제시하고자 한다.

Ⅲ. 연구 방법

1. 연구대상 및 표본

본 연구에서는 대전광역시교육청 대전교육정책연구소에서 대전교육정책 수립을 위해 학교 교육활동의 현황을 파악하고 학생 성장과 발달에 영향

을 미치는 요인을 체계적이고 지속적으로 조사·분석하기 위해 추진하고 있는 대전교육중단연구(DELS) 6차년도(2025) 고등학교 2학년 패널 데이터를 활용하였다. 고등학교 2학년 학생 4,083명의 데이터를 최종 분석 대상으로 선정하였다. 전체 표본 중 남학생은 2,021명(49.5%), 여학생은 2,062명(50.5%)이다.

2. 측정 도구

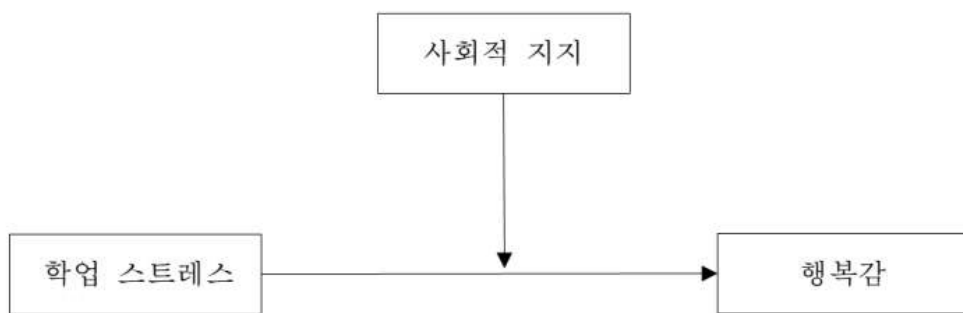
학업 스트레스 4문항, 사회적 지지는 지지원(교사, 친구, 부모님)별로 각 4문항씩 12문항, 행복감 3문항을 이용하였으며 각 문항은 리커트 5점 척도로 구성되었다.

〈표 1〉 분석에 사용된 변수 및 문항

변수		문항
학업스트레스		나는 시험을 생각하면 이유없이 답답해진다
		나는 부모님의 공부하라는 소리에 짜증이 난다
		나는 공부가 잘 되지 않으면 스트레스를 받는다
		나는 앞으로 공부를 몇 년을 더 해야 한다고 생각하니 삶의 의욕이 떨어진다
사회적 지지	친구	내 친구들은 내 이야기에 귀를 기울인다
		나는 친구들에게 나의 고민과 문제에 대해 이야기한다
		친구들은 나를 잘 이해해 준다
		나는 내 친구들을 믿는다
	교사	나는 선생님을 만나면 반갑게 인사한다
		나는 선생님과 이야기하는 것이 편하다
		선생님은 나에게 친절하시다
		나는 졸업한 다음에도 담임선생님을 찾아뵙고 싶다
	부모님	보호자(부모님)는 나의 의견을 존중해 주신다
		보호자(부모님)는 나에게 칭찬을 잘 해 주신다
		보호자(부모님)는 내가 학교생활을 어떻게 하는지 관심 있게 물어 보신다
		보호자(부모님)는 취미나 여가활동을 나와 함께 하신다
행복감		나는 사는 것이 즐겁다
		나는 걱정거리가 별로 없다
		나는 내 삶이 행복하다고 생각한다

3. 분석 절차

연구모형



[그림 1] 사회적 지지의 조절효과 모형

IV. 연구 결과

조절효과 분석을 통해 사회적 지지가 학업스트레스와 행복감 간의 관계를 조절하는지를 검증하였다. 분석 결과, 사회적 지지가 조절변수로서 유의한 조절효과를 나타냈다.

<표 2> 학업스트레스와 사회적 지지의 상호작용 효과

	Estimate	SE	Z	p
학업스트레스	-0.2521	0.0138	-18.24	<.001
사회적 지지	0.7918	0.0179	44.24	<.001
학업스트레스 * 사회적 지지	0.0942	0.0175	5.39	<.001

단순기울기 분석(Simple Slope Analysis)을 실시한 결과, 사회적 지지 수준에 따라 학업스트레스가 행복감에 미치는 부정적 영향의 정도가 달라지는 것으로 나타났다.

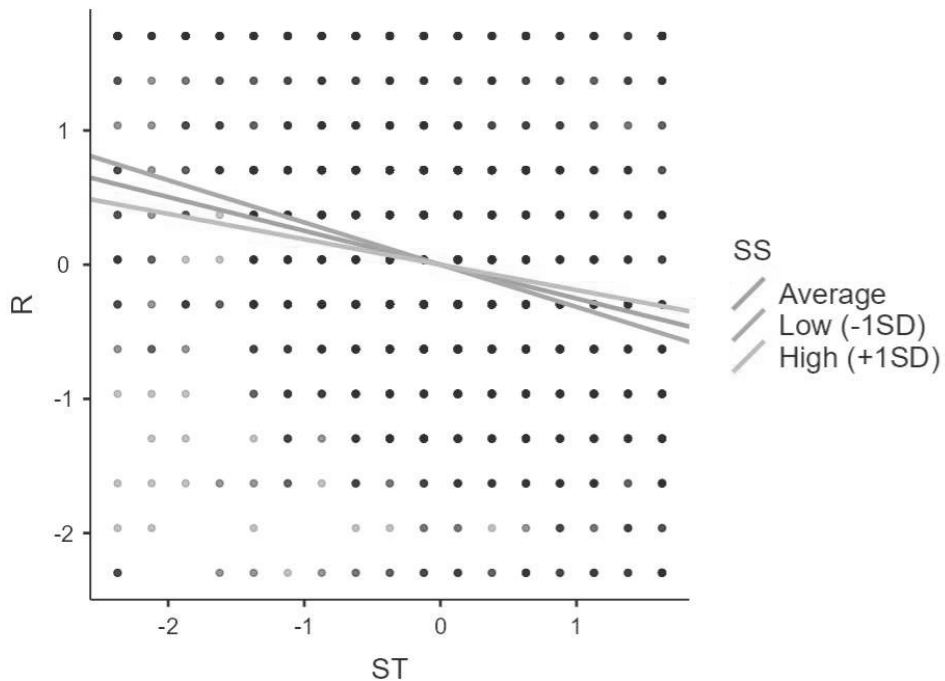
〈표 3〉 단순기울기 분석 결과

	Estimate	SE	Z	p
Average	-0.252	0.0139	-18.2	<.001
Low (-1SD)	-0.315	0.0196	-16.1	<.001
High (+1SD)	-0.189	0.0165	-11.5	<.001

구체적으로, 사회적 지지가 낮은 집단(-1SD)에서 학업스트레스가 행복감에 미치는 부정적 영향은 가장 크게 나타났으며(Estimate = -0.315, SE = 0.0196, Z = -16.1, $p < .001$), 평균 수준의 사회적 지지에서는 그 영향이 다소 완화되었고(Estimate = -0.252, SE = 0.0139, Z = -18.2, $p < .001$), 사회적 지지가 높은 집단(+1SD)에서는 학업스트레스가 행복감에 미치는 부정적 효과가 가장 약하게 나타났다(Estimate = -0.189, SE = 0.0165, Z = -11.5, $p < .001$).

이는 사회적 지지가 학업스트레스와 행복감의 관계를 완충(buffering)하는 역할을 한다는 것을 의미한다. 즉, 학업스트레스가 높더라도 개인이 지각하는 사회적 지지 수준이 높을수록 행복감이 덜 감소하는 경향을 보였다. 반대로 사회적 지지가 낮은 경우, 학업스트레스가 행복감에 미치는 부정적 영향이 더욱 두드러지게 나타났다.

이러한 결과는 사회적 지지가 스트레스-대처(stress-coping) 과정에서 보호요인으로 작용한다는 선행연구(Cohen & Wills, 1985; 박정민, 2019)와 일치한다. 따라서 사회적 지지는 학업스트레스 상황에서 학생들의 정서적 안녕감을 유지하고 증진시키는 핵심적 요인으로 기능함을 시사한다.



[그림 2] 단순기울기 분석 결과

V. 결론 및 제언

본 연구에서는 고등학생의 학업스트레스가 행복감에 미치는 영향에서 사회적 지지의 조절효과를 검증하였다. 분석 결과, 사회적 지지는 학업스트레스와 행복감 간의 관계를 유의하게 조절하는 것으로 나타났다. 단순기울기 분석 결과에 따르면, 사회적 지지가 낮은 집단에서는 학업스트레스가 행복감에 미치는 부정적 영향이 가장 크게 나타났으며(Estimate = -0.315, $p < .001$), 평균 수준의 사회적 지지에서는 그 영향이 다소 완화되었고(Estimate = -0.252, $p < .001$), 사회적 지지가 높은 집단에서는 그 부정적 영향이 가장 약하게 나타났다(Estimate = -0.189, $p < .001$).

이러한 결과는 사회적 지지가 학업스트레스의 부정적 영향을 완충(buffering)하는 역할을 한다는 점을 시사한다. 즉, 학업스트레스를 경험하

더라도 학생이 지각하는 사회적 지지 수준이 높을수록 행복감의 저하가 상대적으로 덜한 것으로 나타났다. 이는 사회적 지지가 개인의 정서적 안정과 긍정적 정서를 유지하는 보호요인(protective factor)으로 기능한다는 선행연구의 결과와 일치한다(Cohen & Wills, 1985; 이은정, 2018).

이러한 맥락에서 사회적 지지는 스트레스 상황에서의 정서적 회복력(resilience)을 강화하는 핵심 변인으로 해석할 수 있다. 특히 학업스트레스가 높은 한국의 고등학생들에게 있어, 부모, 교사, 또래로부터의 정서적 지지는 스트레스 대처과정을 지원하고, 자아존중감과 같은 긍정적 자기개념을 유지하도록 돕는 중요한 환경적 자원이라 할 수 있다(김지연, 2020). 따라서 본 연구의 결과는 학교 현장에서 학생들의 행복감을 증진하기 위해 사회적 지지체계를 강화하는 프로그램의 필요성을 제안한다. 예를 들어, 교사-학생 관계의 질을 높이는 상담 프로그램이나 또래 지지 네트워크 활성화는 학업스트레스의 부정적 영향을 완화하는 데 기여할 수 있을 것이다.

한편, 본 연구 결과는 학업스트레스와 행복감 간의 관계가 단순한 부(-)적 상관을 넘어, 사회적 환경 요인에 의해 조절된다는 점에서 이론적 의의가 있다. 이는 스트레스-대처 모형(Lazarus & Folkman, 1984)에서 제시한 ‘지각된 사회적 자원(perceived social resources)’의 중요성을 지지하며, 행복감 연구에서 개인 내 요인뿐 아니라 사회적 맥락 요인의 역할을 함께 고려해야 함을 보여준다.

종합하면, 본 연구는 사회적 지지가 학업스트레스의 부정적 영향을 완화하여 고등학생의 행복감을 유지하는 완충요인으로 작용함을 실증적으로 제시하였다. 이는 학생들의 정서적 복지 향상을 위해 사회적 지지체계 구축이 필수적임을 시사하며, 향후 연구에서는 지지의 세부 유형(예: 정서적 지지, 도구적 지지)에 따른 차이 및 장기적 효과를 탐색할 필요가 있다.

참고문헌

- 김지연. (2020). 고등학생의 사회적 지지와 행복감의 관계에서 자아존중감의 매개효과. 한국심리학회지: 일반, 39(4), 523-540.
- 이은정. (2018). 학업스트레스, 사회적 지지, 그리고 행복감 간의 관계 분석. 청소년학연구, 25(6), 89-111.
- Cohen, S., & Wills, T. A. (1985). Stress, social support, and the buffering hypothesis. Psychological Bulletin, 98(2), 310-357.
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). Stress, appraisal, and coping. Springer.

2025_4

대전 지역의 학급당 학생 수에 따른 학교 생활 영향 분석:

- 학습역량, 심리정서, 학교안전을 중심으로 -

연구자: 박 득 춘 대전봉우중 교사
 김 수 현 대덕중 교사

I. 서론

1. 연구의 필요성

학급당 학생수는 교실의 학습환경과 정서적 경험 전반에 영향을 미치는 핵심 교육 요인이다. 규모가 커질수록 교사의 개별 피드백 기회가 줄고 학생 간 상호작용이 제한되지만, 소규모 학급에서는 개인화된 교수 학습과 교사와 학생 간 밀접한 관계 형성이 가능하다(허숙, 2003). 이러한 차이는 단순한 교실 내 상호작용을 넘어 학교 간 구조적 불평등과 학생의 학습 및 정서 경험 격차로 이어진다.

우리나라는 여전히 OECD 평균보다 학급당 학생수가 많은 편으로, 이에 따른 학습격차와 교육 기회 불균형 해소가 주요 과제로 지적된다. 선행연구들은 학급당 학생수가 자기효능감, 수업이해도, 학습흥미, 학교적응 등 인지적 정서적 요인에 영향을 미친다고 보고한다(우명숙, 2017; 오희정, 2024). 특히 과밀학급은 교사의 생활지도 부담을 높이고 학생의 정서적 불안과 스트레스를 증가시킬 수 있어, 학급당 학생수는 학업성취도뿐 아니라 심리정서와 학교문화 인식, 학교시설 인식, 학교안전 인식까지 포괄하는 복합적 변인으로 주목된다.

한편, 학교가 위치한 지역적 맥락 역시 학급당 학생수의 효과를 조절하는 요인으로 작용할 수 있다. 도심 지역은 교육 자원과 경쟁 수준이 높지만 과밀학급이 많고, 외곽 지역은 소규모 학급이 상대적으로 많으나 교육 인프라가 부족한 경우가 있다. 이러한 지역 구조의 차이는 동일한 학급당 학생수에서도 학습과 정서 경험에 상이한 결과를 초래할 수 있다. 그러나 기존 연구는 대체로 ‘학급당 학생수가 많을수록 부정적이다’라는 일반화된 가설에 머물러 학교급별 및 지역별 구조적 차이를 충분히 반영하지 못했으며, 실제 교육현장에서 나타나는 복합적 양상을 설명하는 데 한계가 있었다. 예컨대 교육열이 높은 지역이나 선호도가 높은 고등학교에서는 학급당 학생수가 크더라도 학업성취도가 높게 나타나는 경우도 있다. 이에 본 연구는 학급당 학생수의 효과가 학교급(초, 중, 고)과 지역 맥락에 따라 어떻게 다르게 작용하는지를 실증적으로 규명하고자 한다.

2. 연구문제

본 연구는 「2025 대전교육종단연구」 데이터를 활용하여 대전광역시 초등학교 5학년, 중학교 2학년, 고등학교 2학년 학생을 대상으로 학급당 학생수가 학생의 학업성취도, 심리정서, 학교생활 인식(학교문화 인식, 학교시설 인식, 학교안전 인식)에 미치는 영향을 분석하였다. 특히 공공데이터포털 ‘학교알리미’에서 제공하는 학급당 학생수 지표를 활용하여 객관적 데이터를 확보하고, 학교 소재지(동구, 중구, 서구, 유성구, 대덕구)를 구분하여 지역 맥락의 상호작용 효과도 함께 검토하였다.

본 연구의 구체적 연구문제는 다음과 같다.

첫째, 학급당 학생수는 학생의 학업성취도, 수업이해도, 학습흥미, 행복감, 자아존중감, 학업스트레스, 그리고 학교문화 인식, 학교시설 인식, 학교안전 인식에 유의미한 영향을 미치는가?

둘째, 학생 수준(1수준) 변인과 학교 수준(2수준) 요인은 각각 어느 정도의 설명력을 가지며, 학급당 학생수의 직접효과와 학교환경 요인의 상대적 영향력은 어떻게 다른가?

셋째, 학교 소재 지역은 학급당 학생수와 학생의 학교생활 관련 변인 간 관계에서 조절효과를 가지는가? 즉, 동일한 학급당 학생수라 하더라도 지역에 따라 그 영향력은 달라지는가?

이를 위해 본 연구는 학급당 학생수가 학생의 학업, 심리정서, 학교생활 전반에 미치는 영향을 다각도로 분석하였다. 먼저 학급당 학생수에 따른 평균 차이를 살펴보기 위해 학교급 간 집단 비교(ANOVA 및 Welch ANOVA)를 실시하였으며, 이후 학생, 학교, 지역 간의 위계적 구조를 반영한 2수준 위계선형모형(Hierarchical Linear Model, HLM)을 적용하여 학교급과 지역 맥락에 따른 구조적 차이, 그리고 학교 수준 요인의 상대적 영향력을 실증적으로 검증하였다.

II. 이론적 배경

1. 학급당 학생수의 개념

학급당 학생수는 한 학급에 배정된 평균 학생 수를 의미하며, 교사 1인당 학생 수와는 구별된다(김달효, 2013). 이는 교실 내 상호작용, 교사의 피드백 가능성, 학생 참여도 등 학습환경의 질에 직접적인 영향을 미친다. 일반적으로 학급당 학생수가 많을수록 교사의 개별 지도가 어려워지고 학생 간 상호작용이 제한되지만, 지나치게 적을 경우 사회적 다양성과 자원 효율성 측면에서 한계가 있다.

본 연구에서는 공공데이터포털 ‘학교알리미’의 공식 통계값을 학교 수준 변수로 활용하였다. 「2025 대전교육중단연구」 원자료에서 학생 수와 학급 수를 직접 산출하지 않고, 학교알리미 자료를 그대로 병합하여 분석함으로써 지표의 객관성과 재현성을 확보하였다.

2. 학급당 학생수와 학습역량

학급당 학생수가 학습역량에 미치는 영향은 학교급에 따라 다르게 보고되어 왔다. 이아진(2017)은 초등학교에서는 학급당 학생수가 작을수록 학업성취도가 높지만, 중학교에서는 반대 경향을 보인다고 하였다. 오희정(2024)은 학급당 학생수의 영향이 특히 중학교에서 두드러진다고 보고하였으며, 우명숙(2017)은 위계선형모형 분석을 통해 과밀학급이 사회경제적 취약계층 학생에게 더 부정적으로 작용한다고 밝혔다.

이러한 연구들은 학급당 학생수가 학업성취도, 수업이해도, 흥미도 등 학습역량과 밀접하게 관련됨을 시사한다. 본 연구는 학습역량을 세 하위 영역(학업성취도, 수업이해도, 흥미도)으로 구분하여 학급당 학생수와 지역 간 상호작용 효과를 분석하였다.

3. 학급당 학생수와 심리정서 및 학교생활

학급당 학생수는 학습역량뿐 아니라 심리정서와 학교생활에도 영향을 미친다. 과밀학급에서는 교사와의 개별 상호작용이 부족해 자아존중감이 낮아지고 학업스트레스가 높아질 수 있다. 반면 적정 규모의 학급은 교사

와의 유대감, 또래 협력, 수업 몰입을 높여 긍정적 정서를 촉진한다. 박지혜와 하정희(2020)는 학급 및 학교 규모가 학생의 정서, 태도, 학교생활 만족도에 유의한 영향을 미친다고 보고하였다. 이를 바탕으로 본 연구는 심리정서 변인을 행복감, 자아존중감, 학업스트레스로 구성하였으며, 학업스트레스는 점수가 높을수록 스트레스 수준이 낮음을 의미하도록 역코딩하였다.

4. 학급당 학생수와 교육환경 및 학교안전

학교의 물리적·심리적 환경은 학급당 학생수와 밀접한 관련이 있다. 학급당 학생수가 많을수록 교실과 복도 등 공간의 밀집도가 높아져 안전과 위생이 저하될 수 있고, 반대로 소규모 학급은 공간적 여유와 안정감을 제공한다.

박지혜와 하정희(2020)는 학교의 청결, 휴식공간, 시설 등 생태학적 환경이 학생의 학교 적응과 심리적 안녕에 유의한 영향을 미친다고 하였다. 본 연구에서는 「2025 대전교육중단연구」 코드북을 바탕으로 학교문화 인식(교사와 학생 간 소통, 학급 예절, 학급 협력, 학급 질서), 학교시설 인식(휴식공간 환경, 디지털수업 환경, 청결한 학교 환경), 학교안전 인식(시설 안전, 학교폭력 안전)을 주요 측정변인으로 설정하였다.

5. 지역 맥락과 학급당 학생수의 상호작용

학교가 위치한 지역은 학급당 학생수의 효과를 조절하는 중요한 요인이다. 도시 지역은 교육 자원이 풍부하지만 과밀학급이 많고, 외곽 지역은 학급당 학생수가 적은 경향이 있으나 교육 인프라가 부족한 경우가 많다. 이처럼 지역 구조의 차이는 동일한 학급당 학생수 조건에서도 학습역량, 심리정서, 학교생활 인식에 상이한 영향을 미칠 수 있다.

허숙(2003)은 학교 규모와 학업성취도 간 관계를 분석하면서 지역 요인의 상호작용을 함께 고려해야 한다고 강조하였다. 이에 본 연구는 대전광역시 다섯 자치구(동구, 중구, 서구, 유성구, 대덕구)를 기준으로, 학급당 학생수와 지역 간 상호작용이 주요 결과변인에 미치는 차별적 영향을 분석하였다.

6. 위계선형모형(Hierarchical Linear Model, HLM)의 적용 타당성

학급당 학생수의 효과를 분석하기 위해서는 학생이 속한 학교와 학교가 위치한 지역이라는 위계 구조를 반영할 수 있는 분석틀이 필요하다. 위계 선형모형은 학생 수준(1수준)과 학교 수준(2수준)의 집단 간 상관성을 동시에 고려하여 구조적 영향력을 분석할 수 있는 통계기법이다.

HLM은 집단 내 상관계수(ICC)를 통해 학교 간 분산을 추정하고, 단일 수준 분석으로는 확인할 수 없는 학교 수준 요인의 효과를 파악할 수 있다. 본 연구는 「2025 대전교육중단연구」의 위계 구조를 반영하여 2수준 HLM을 적용하였으며, 학생 수준에는 개인 특성 변인을 통제하고 학교 수준 요인의 구조적 영향을 검증하였다.

또한 이지현(2014)은 지역 요인이 학교폭력 노출에 영향을 줄 수 있다고 보고하였으며, 이는 학교안전 인식과도 밀접하게 관련됨을 보여준다.

본 연구는 이러한 이론적 근거를 토대로 학급당 학생수와 지역 요인이 학습역량, 심리정서, 학교안전 인식에 미치는 구조적 효과를 실증적으로 검증하였다.

III. 연구방법

1. 연구대상 및 자료

본 연구는 「2025 대전교육중단연구」의 학생 설문자료와 공공데이터포털 ‘학교알리미’에서 제공하는 학급당 학생수 공시자료를 병합하여 분석하였다. 설문에는 학습역량(학습성취도, 수업이해도, 흥미도), 심리정서(행복감, 자아존중감, 학업스트레스), 학교생활 인식(학교문화 인식, 학교시설 인식, 학교안전 인식), 생활습관 및 배경 변인이 포함된다.

표본은 초등학교 135교(9,745명), 중학교 79교(8,504명), 고등학교 47교(4,040명)로, 총 261교 22,289명이다. 자료는 학교 고유코드를 기준으로 병합되었으며, 학생·학교 식별자는 무작위 마스킹 처리되었다. 학급당 학생수는 학교알리미에서 제공하는 학급당 학생 수를 기반으로 하였다. 대전광역시 초·중·고 학급당 학생수 구간별 학교 및 학생 분포와 표본의 구간별 분포 및 모집단과의 비교 결과는 ‘IV. 연구결과’ 기술통계 절에서 시각화하여 제시하였다.

2. 변인의 구성 및 정의

가. 독립변수

주요 독립변수는 학급당 학생수와 학교 소재지(동구, 중구, 서구, 유성구, 대덕구)이다. 학급당 학생수는 평균값을 기준으로 0.5단위 경계를 적용하여 반올림 기준으로 8개 구간(10명 미만, 10-15명, 16-18명, 19-21명, 22-24명, 25-27명, 28-30명, 31명 이상)으로 구분하였다. 모든 분석 단계에서 동일 구간 기준을 적용하였으며, HLM 분석에서는 학급당 학생수를 grand-mean 중심화하였다. 기준 지역(reference)은 학생 수가 가장 많은 서구로 설정하였다.

나. 종속변수

본 연구의 종속변수는 「2025 대전교육중단연구」의 학생 설문자료에 포함된 자기보고식(self-reported) 응답 문항을 기반으로 하며, 모든 측정 은 학생의 자기인식 및 주관적 평가에 기반한 지표로 구성되었다. 특히 학업성취도 역시 실제 성적이나 표준화된 평가 결과가 아닌, 학생이 스스로 인식한 학업 수준을 반영하므로, 인지적 능력보다는 자기효능감 및 학습 몰입에 대한 주관적 인식의 경향성을 반영한다는 점에서 해석 시 유의가 필요하다.

종속변수는 「2025 대전교육중단연구」 코드북의 소영역을 기준으로 구성되며, 총 9개 합성지표를 산출하였다.

- 학습역량: 학업성취도, 수업이해도, 흥미도
 - 과목별(국어, 영어, 수학, 사회, 과학) 자기보고 평균을 산출하고, 과목 간 평균을 취하는 2단계 방식으로 집계하였다.
- 심리정서: 행복감, 자아존중감, 학업스트레스
 - 각 문항 평균으로 산출하며, 학업스트레스는 점수가 높을수록 스트레스가 낮음을 의미하도록 역코딩하였다.
- 학교생활 인식:
 - 1) 학교문화 인식 (교사-학생 간 소통, 학급 예절, 학급 협력, 학급 질서)
 - 2) 학교시설 인식 (휴식공간 환경, 디지털수업 환경, 청결한 학교 환경)
 - 3) 학교안전 인식 (시설 안전, 학교폭력 안전)

→ 각 소영역을 구성하는 문항의 평균값으로 합성하였다.

다. 통제변수

학생 수준의 통제변수는 다음과 같다.

- 1) 성별, 거주지역(구), 독서량
- 2) 생활습관: 아침식사 빈도, 규칙적 운동, 충분한 수면 빈도, 수면 시간을 표준화한 후 평균하여 구성
- 3) 사교육 시간: 주당 과목별(국어, 수학, 영어, 과학, 사회) 사교육 시간을 중간값 기준으로 환산하여 평균값 산출

<표 1> 변수 구성 및 산출 방식 요약

소영역	변수	합성 항목
학습역량	학업성취도	자기보고식으로 국수영과사 과목별 평가한 값을 합성함
	수업이해도	
	흥미도	
심리정서	행복감	변수별 소문항을 합성함
	자아존중감	
	학업스트레스	
학교생활	학교문화 인식	학교문화 인식
		학급 예절
		학급 협력
		학급 질서
	학교시설 인식	휴식공간 환경
		디지털수업 환경
		청결한 학교 환경
	학교안전 인식	시설 안전
		학교폭력 안전

3. 분석 방법

가. 전처리 및 신뢰도 검증

비논리 응답과 과다 결측을 제거하기 위해 다음 배제 기준을 적용하였다.

- 1) 전 문항 동일 응답
- 2) 동일값 연속 응답 길이(longstring) ≥ 30
- 3) 문항 결측률 $\geq 20\%$.

이 과정에서 전체 응답자의 약 2.3%가 제외되었으며, 로그 및 배제 결과표를 보관하여 연구의 재현성과 투명성을 확보하였다.

각 척도의 신뢰도는 Cronbach's α 로 산출하였고, 문항 제외 여부는 α 변화율(delta $\geq .02$) 기준으로 검토하였다. 2문항 척도(예: 학교안전 인식)는 Spearman-Brown 보정을 참고하였다. 모든 척도의 α 는 .71~.90 수준으로 양호하였다.

나. 기술통계 및 기초 경향 분석

모집단과 표본 분포를 비교하고, 학급당 학생수 구간별로 각 종속지표의 평균과 표준편차를 산출하였다.

다. 집단 비교

정규성은 Shapiro-Wilk 검정, 등분산성은 Levene 검정으로 확인하였다. 가정 충족 여부에 따라 다음과 같은 본검정 및 사후비교를 수행하였다.

- 정규성 · 등분산성 충족: ANOVA $\rightarrow$ Tukey HSD
- 정규성 충족 · 등분산성 위배: Welch ANOVA $\rightarrow$ Games-Howell
- 비정규 또는 소표본 조건: Kruskal-Wallis $\rightarrow$ Dunn(Holm 보정)

보조적으로 Welch t-검정(Holm 보정)을 병행하였고, 대표 p값과 함께 FDR 보정된 q값(Benjamini-Hochberg)을 제시하였다. 효과크기는 Hedges' g (모수) 또는 Cliff's δ (비모수)로 산출하였다.

라. 상관분석

학급당 학생수와 각 종속지표 간 관련성을 파악하기 위해 Pearson 상관계수를 산출하였으며, 결측치는 pairwise 방식으로 처리하였다.

마. 위계선형모형(HLM)

학생(1수준)과 학교(2수준) 간 위계 구조를 반영하기 위해 2수준 위계선형모형(Hierarchical Linear Model)을 적용하였다.

고정효과는 학급당 학생수, 지역, 학급당 학생수×지역 상호작용으로 구성하였고, 1수준 통제변수(성별, 거주지역, 생활습관 평균, 독서량, 사교육 시간)를 포함하였다. 무작위효과는 학교 단위 절편(Random Intercept)으로 설정하였다.

Full 모형과 Additive 모형을 비교하여 ML 기준 가능성비검정(LRT)으로 상호작용의 유의성을 검증하였으며, 최종 보고는 REML 기준의 적합도(AIC, BIC, logLik) 및 분산 구성(τ^2 , σ^2), ICC, R^2 _marginal, R^2 _conditional)을 제시하였다.

<표 2> HLM 분석 단계 및 모형 구조 요약

단계	분석 목적	주요 모형식(요약)	주요 고정효과	적합 방법 및 검정
1단계 (Null)	학교 간 분산 존재 여부 확인(ICC 산출)	$y_{ij} = \beta_0 + u_{0j} + e_{ij}$	없음 (절편만 포함)	REML 적합, ICC 계산
2단계 (Additive)	학급당 학생수 및 지역의 주효과 검증	$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1(\text{class_size_c}) + \beta_2(\text{region}) + \beta_3(\text{통제변수}) + u_{0j} + e_{ij}$	학급당 학생수, 지역, 통제변수	ML 적합 (Full과 비교)
3단계 (Full)	학급당 학생수×지역 상호작용 효과 검증	$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1(\text{class_size_c}) + \beta_2(\text{region}) + \beta_3(\text{class_size_c} \times \text{region}) + \beta_4(\text{통제변수}) + u_{0j} + e_{ij}$	학급당 학생수, 지역, 상호작용, 통제변수	ML 기반 LRT 및 ΔBIC 비교
4단계 (최종 보고)	최종 선택 모형의 추정치·적합도 보고	선택된 모형(REML 기준)	위와 동일	REML 적합, AIC·BIC· R^2 보고

바. 분석 환경

분석은 R 4.5.1 (2025-06-13) 환경에서 수행하였으며, 주요 패키지는 tidyverse, lme4, broom.mixed, MuMIn, emmeans 등이다.

IV. 연구 결과

1. 주요 변인별 기술통계 및 기초 경향 분석

가. 모집단과 표본 분포의 비교

〈표 3〉은 대전광역시 초등학교 5학년, 중학교 2학년, 고등학교 2학년을 대상으로 한 전체 학교 기준 학급당 학생수 구간별 분포이고, 〈표 4〉는 설문 응답 학생들의 구간별 분포이다.

대전 지역은 학교급이 높아질수록 학급당 학생수가 증가하며, 초등학교는 16-24명 중심의 소규모 학급 구조이고, 중학교는 25-30명 중심의 중규모 학급 구조이며, 고등학교는 25명 이상이 주류를 이루는 대규모 학급 구조로 나타났다.

[그림 1]-[그림IV-3]은 대전광역시 전체 학교와 설문 응답 표본의 학급당 학생수 구간별 분포를 이중 막대그래프로 나타낸 것이다. 세 그래프 모두에서 전체와 표본의 분포 패턴이 유사하게 나타나 표본이 모집단 구조를 비교적 충실히 반영하고 있음을 확인할 수 있다. 다만, 중학교와 고등학교에서는 28-30명 구간에서 표본 비율이 약간 높아, 대규모 학급의 표본이 다소 과대표집된 경향이 있다. 이러한 차이는 연구 결과 해석 시, 학급당 학생수에 따른 경향을 판단할 때 대규모 구간의 표본 편중 가능성을 함께 고려할 필요가 있음을 시사한다.

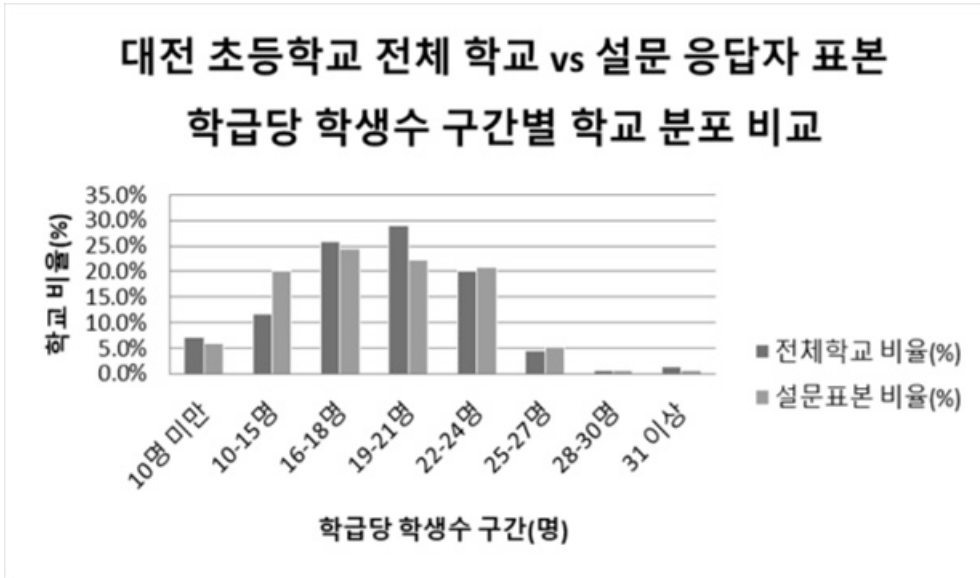
〈표 3〉 대전광역시 초·중·고 학급당 학생 수 구간별 학교 및 학생 분포 요약

학급당 학생 수 구간(명)	초등학교 5학년 학교수(%)	중학교 2학년 학교수(%)	고등학교 2학년 학교수(%)	전체 합계 학교수(%)
10 미만	11(7.1)	-	3(4.8)	14(9.0)

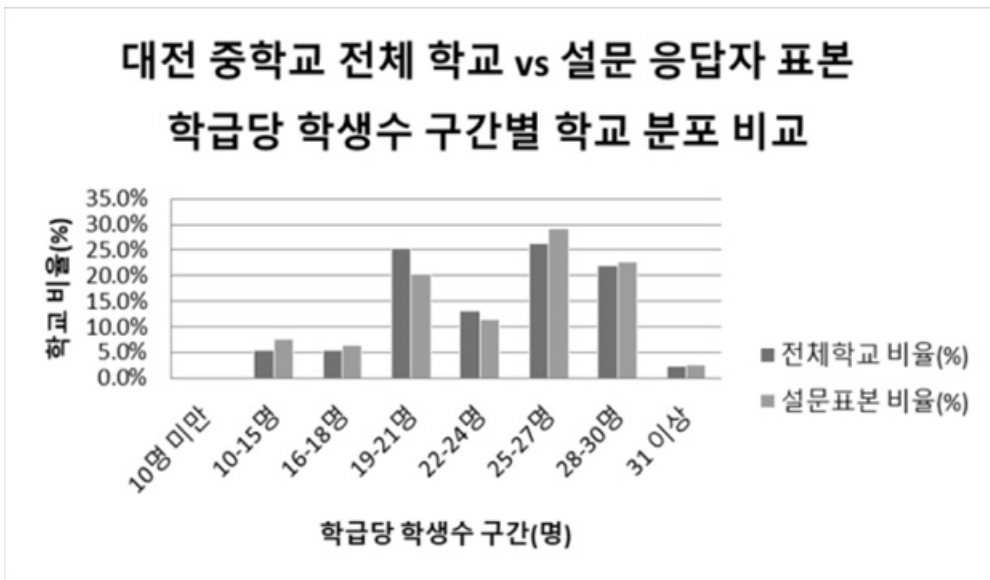
학급당 학생 수 구간(명)	초등학교 5학년 학교수(%)	중학교 2학년 학교수(%)	고등학교 2학년 학교수(%)	전체 합계 학교수(%)
10-15	18(11.6)	5(5.5)	2(3.2)	25(16.1)
16-18	40(25.8)	5(5.5)	9(14.5)	54(34.8)
19-21	45(29.0)	23(25.3)	15(24.2)	83(53.5)
22-24	31(20.0)	12(13.2)	9(14.5)	52(33.5)
25-27	7(4.5)	24(26.4)	17(27.4)	48(31.0)
28-30	1(0.6)	20(22.0)	5(8.1)	26(16.8)
31 이상	2(1.3)	2(2.2)	2(3.2)	6(3.9)
합계	155교 (11,951)명	91교 (13,174)명	62교 (12,770)명	308교 (37,895)명

〈표 4〉 설문 응답 학교 초·중·고 학급당 학생 수 구간별 학교 및 학생 분포 요약

학급당 학생 수 구간(명)	초등학교 학교수(%)	중학교 학교수(%)	고등학교 학교수(%)	합계 학교수(%)
10 미만	3(2.2)	-	3(6.4)	11(4.2)
10-15	10(7.4)	6(7.6)	2(4.3)	35(13.4)
16-18	33(24.4)	5(6.3)	5(10.6)	44(16.9)
19-21	30(22.2)	16(20.3)	11(23.4)	57(21.8)
22-24	28(20.7)	9(11.4)	6(12.8)	43(16.5)
25-27	19(14.1)	23(29.1)	14(29.8)	44(16.9)
28-30	1(0.7)	18(22.8)	3(6.4)	22(8.4)
31 이상	1(0.7)	2(2.5)	2(4.3)	5(1.9)
합계	135교 (9,745명)	79교 (8,504명)	47교 (4,040명)	261교 (22,289명)



[그림1] 대전 초등학교 전체 학교 vs 설문 응답자 표본 학급당 학생 수 구간별 학교 분포 비교



[그림 2] 대전 중학교 전체 학교 vs 설문 응답자 표본 학급당 학생 수 구간별 학교 분포 비교



[그림 3] 대전 고등학교 전체 학교 vs 설문 응답자 표본 학급당 학생 수 구간별 학교 분포 비교

(그림 출처: 연구자 작성, 대전교육종단연구(2025) 및 학교알리미 공시자료 기반)

나. 주요 변인별 기술통계 및 기초 경향 분석

학급당 학생수 구간별로 주요 변인(학습역량, 심리정서, 학교생활 인식)의 평균을 비교한 결과, 전반적으로 학급당 학생수가 많을수록 학업 관련 변인은 상승하고, 학교생활 인식 관련 변인은 하락하는 경향이 나타났다. 이러한 양상은 학교급에 따라 다소 차이를 보였으며, 초·중학교에서는 규모 확대에 따른 부정적 영향이, 고등학교에서는 반대로 긍정적 영향이 관찰되었다.

먼저 학습역량 영역에서는 학업성취도와 수업이해도가 초·중·고 모든 학교급에서 학급당 학생수가 증가할수록 점진적으로 상승하였다. 초등학교에서는 16-24명 구간에서 평균 3.6~3.8 수준이었으나 31명 이상 구간에서는 4.0 수준으로 높아졌으며, 중학교와 고등학교에서도 유사한 상승의 경향이 나타났다. 학습흥미 역시 완만한 상승을 보였으나, 효과의 크기는 비교적 작았다.

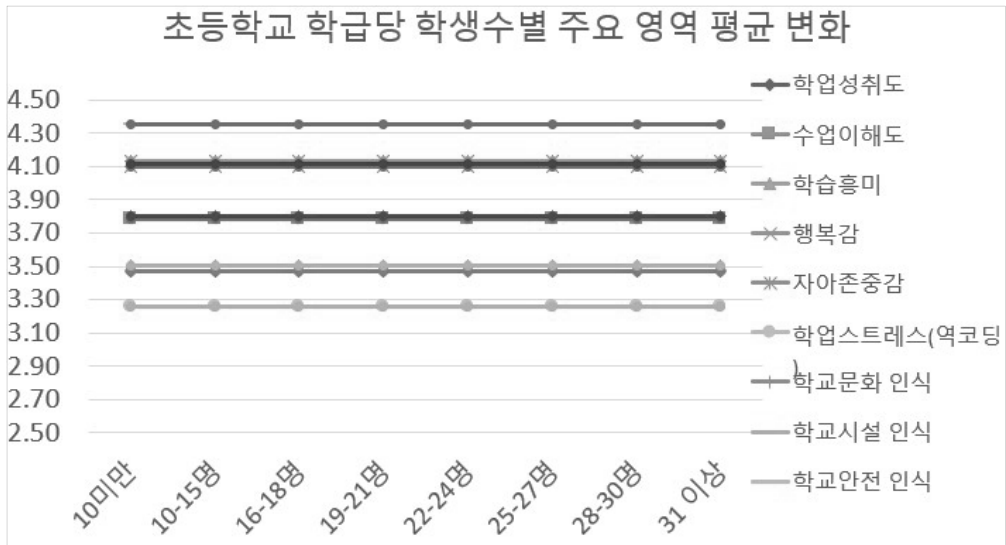
심리정서 영역의 자아존중감과 행복감은 대체로 안정적이었으며, 학급당 학생수에 따른 변화 폭은 크지 않았다. 초·중학교에서는 과밀학급일수

록 행복감이 다소 낮고, 학업스트레스(역코딩)는 낮아져 실제 스트레스 수준이 높아지는 경향을 보였다. 반면 고등학교에서는 자아존중감과 행복감이 대규모 학급에서 오히려 높게 나타나, 학교급에 따른 방향 차이가 존재하였다.

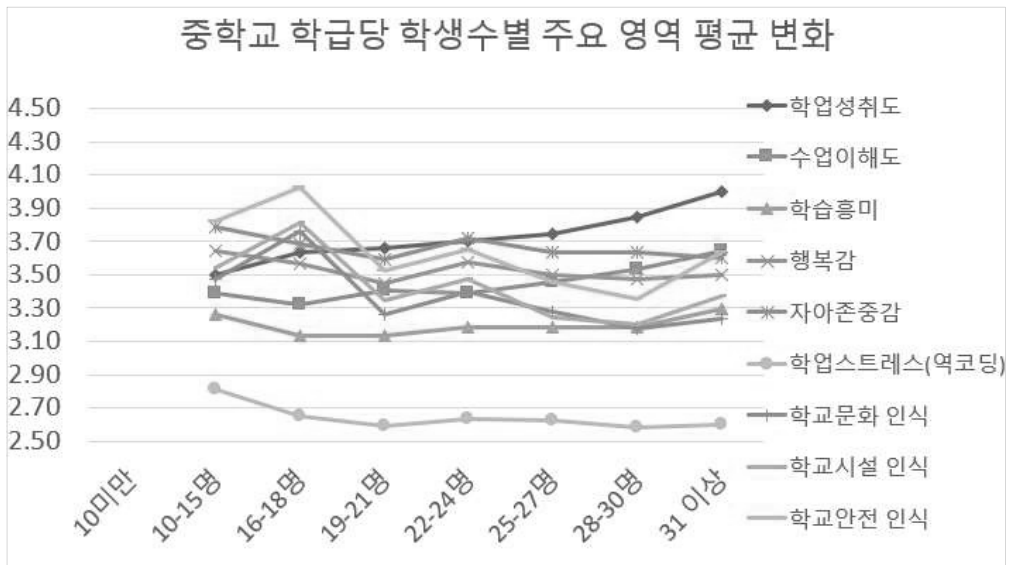
학교생활 인식 영역에서는 초·중학교의 경우 학급당 학생수가 많을수록 학교문화, 학교시설, 학교안전에 대한 인식이 낮아졌으나, 고등학교에서는 반대로 대규모 학급에서 시설과 안전 인식이 상승하는 ‘역전 효과’가 관찰되었다. 이는 학급 규모의 영향이 학교급에 따라 상이하게 작용함을 의미하며, 특히 고등학교에서는 사회적 상호작용과 학습 경쟁의 강화로 인해 규모 확대가 긍정적 학습 분위기로 이어질 가능성을 시사한다.

〈표 5〉 학교급별 주요 영역의 학급당 학생수 평균 경향 요약

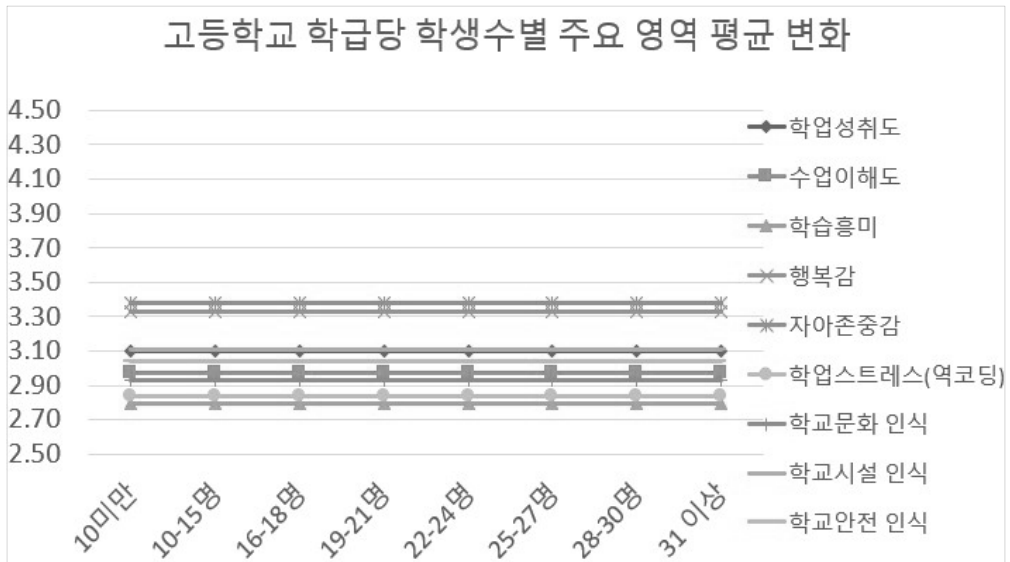
영역	초등학교	중학교	고등학교	종합 경향 (기술통계 기준)
학업성취도	상승	상승	상승	일관된 상승 경향
수업이해도	상승	상승	상승	일관된 상승 경향
학습흥미	완만 상승	완만 상승	상승	약한 상승
행복감	하락	하락	상승	초·중 하락, 고 상승
자아존중감	상승	하락	상승	학교급별 차이
학업스트레스 (역코딩)	하락	하락	하락	스트레스 실제 상승
학교문화 인식	하락	하락	상승	초·중 하락, 고 상승
학교시설 인식	하락	하락	상승	초·중 하락, 고 상승
학교안전 인식	하락	하락	상승	초·중 하락, 고 상승



[그림 4] 초등학교 학급당 학생수별 변인별 평균 변화



[그림 5] 중학교 학급당 학생수별 변인별 평균 변화



[그림 6] 중학교 학급당 학생수별 변인별 평균 변화

이상의 결과를 종합하면, 학급 규모의 확대는 초·중학교 수준에서는 학업 성취에는 긍정적이나 정서 및 학교생활 인식에는 부정적 영향을 주는 반면, 고등학교에서는 인지적·환경적 측면 모두에서 긍정적 경향이 강화되는 ‘학교급별 전환 효과’를 보였다. 이는 학급당 학생수의 영향이 단순한 양적 효과를 넘어, 발달 단계별·학교 환경적 맥락에 따라 달리 작용함을 보여주는 것이라 할 수 있다.

2. 집단 간 평균 차이 분석

가. 전제 조건 검증

학급당 학생수 구간별 주요 변인의 평균 차이를 검증하기 위해 각 학교 급별로 정규성(Shapiro-Wilk)과 등분산성(Levene)을 점검하였다. 대부분의 변인에서 형식적 유의성만으로 정규성 위배로 간주되었으나, 구간별 표본수가 충분하여 중심극한정리(Central Limit Theorem; CLT)를 충족하므로 평균 비교가 가능하다고 판단하였다. 등분산성은 일부 변인에서 위배되어, 조건에 따라 ANOVA 또는 Welch ANOVA를 병행 적용하였고, 사후검정은 각각 Tukey HSD와 Games-Howell 방식을 사용하였다. 요약하면, 세

학교급 모두 CLT 조건을 충족하였으며, 등분산성 위배 여부에 따라 적절한 통계 절차를 병행하였다.

<표 6> 전제 조건 검정 결과 및 적용 분석 방법 요약

학교급	정규성 검정	등분산성 위배 변인	적용 분석 방법	사후검정
초등학교	위배(CLT 적용)	수업이해도, 학교시설, 학교안전	ANOVA / Welch ANOVA	Tukey / Games-Howell
중학교	위배(CLT 적용)	학업성취도, 수업이해도, 학습흥미, 학교안전	ANOVA / Welch ANOVA	Tukey / Games-Howell
고등학교	위배(CLT 적용)	학교문화	ANOVA / Welch ANOVA	Tukey / Games-Howell

나. 집단 비교 및 사후검정

1) 초등학교

초등학교에서는 학급당 학생수가 많을수록 학업성취도($F=21.81$, $p<.001$, $\eta^2=.016$)와 수업이해도($F=29.38$, $p<.001$, $\eta^2=.020$)가 유의하게 상승하였다. 학습흥미는 유의하나 효과가 작았으며($\eta^2=.005$), 정서 영역에서는 행복감과 스트레스(역코딩)가 통계적으로 유의하지 않았다. 학교문화·시설·안전 인식은 모두 규모 증가에 따라 유의하게 하락하였고(모두 $p<.001$), 중간 이상의 효과크기(Hedges' $g \approx .8$)가 관찰되었다. 즉, 초등학교에서는 학업적 변인은 규모가 커질수록 높아지지만, 정서적·환경적 인식은 반대로 낮아지는 양상을 보였다.

2) 중학교

중학교에서도 학업성취도($F=12.34$, $p<.001$, $\eta^2=.009$)와 수업이해도($F=10.09$, $p<.001$, $\eta^2=.007$)는 유의하게 상승하였다. 다만 정서 영역의 행복감·자아존중감·스트레스(역코딩)는 모두 효과크기가 미미($\eta^2 \approx .002$)하여 실질적 영향은 제한적이었다. 학교생활 인식에서는 학급 규모가 커질수록 인식이 일관되게 낮아졌으며, 특히 학교안전 인식의 효과크기($\eta^2=.026$)가 가장 컸다. 즉, 중학교에서는 학업역량은 강화되지만, 학교환경 인식은 악화되는 이중적 양상이 나타났다.

3) 고등학교

고등학교에서는 학업성취도($F=18.39$, $p<.001$, $\eta^2=.024$), 수업이해도($F=17.21$, $p<.001$, $\eta^2=.024$), 학습흥미($F=17.52$, $p<.001$, $\eta^2=.027$)가 모두 뚜렷하게 상승하였다. 정서 영역에서는 행복감($\eta^2=.007$)과 자아존중감($\eta^2=.011$)이 유의하게 높았으며, 스트레스(역코딩)는 대규모 구간에서 낮아지는(즉, 실제 스트레스 상승) 경향이 확인되었다. 학교생활 인식은 학교 문화·시설·안전 모두 학급당 학생수 증가와 함께 유의하게 높아져($\eta^2 \approx .016 \sim .028$), 초·중학교와는 정반대의 경향을 보였다.

〈표 7〉 학교급별 학급당 학생수의 주요 변인별 평균 차이 및 방향 요약(ANOVA 결과 요약)

영역	초등학교	중학교	고등학교	전체 경향
학업성취도	↑ ($p<.001$, $\eta^2=.016$)	↑ ($p<.001$, $\eta^2=.009$)	↑ ($p<.001$, $\eta^2=.024$)	전 학교급 공통 상승
수업이해도	↑ ($p<.001$, $\eta^2=.020$)	↑ ($p<.001$, $\eta^2=.007$)	↑ ($p<.001$, $\eta^2=.024$)	전 학교급 공통 상승
학습흥미	↑ ($p<.001$, $\eta^2=.005$)	↑ ($p=.022$, $\eta^2=.002$)	↑ ($p<.001$, $\eta^2=.027$)	고등학교에서 만 중간 효과
행복감	—	약하락($p<.01$)	↑ ($p<.001$)	학교급별 상이
자아존중감	↑ ($p<.05$)	↓ ($p<.05$)	↑ ($p<.001$)	학교급별 상이
스트레스(역코딩)	—	—	↓ ($p<.001$)	대규모 학급에서 실제 스트레스 ↑
학교문화 인식	↓ ($p<.001$)	↓ ($p<.001$)	↑ ($p<.001$)	초·중 하락 / 고등 상승
학교시설 인식	↓ ($p<.001$)	↓ ($p<.001$)	↑ ($p<.001$)	초·중 하락 / 고등 상승
학교안전 인식	↓ ($p<.001$)	↓ ($p<.001$)	↑ ($p<.001$)	초·중 하락 / 고등 상승

주) ↑: 평균 상승, ↓: 평균 하락, —: 통계적으로 유의하지 않음.

모든 p값은 ANOVA 또는 Welch ANOVA 기준, 효과크기 η^2 는 부분 η^2 기준.

다. 종합 해석

세 학교급을 통합적으로 비교한 결과, 학급당 학생수가 증가할수록 학업성취도와 수업이해도는 전반적으로 유의하게 상승하였다. 그러나 정서 및 학교생활 인식에서는 학교급별 방향 차가 뚜렷했다. 초·중학교는 규모 확대에 따라 학교문화·시설·안전 인식이 낮아졌으며, 고등학교는 반대로 상승하였다. 정서 영역은 대체로 영향이 미미하였으나, 고등학교에서는 행복감과 자아존중감이 증가하고 스트레스가 다소 높아지는 교차적 경향을 보였다.

이러한 경향은 학급 규모의 영향이 단순한 양적 증가 효과에 그치지 않고, 발달단계 및 학교 맥락에 따라 다르게 작용함을 시사한다. 특히 고등학교에서는 학습 경쟁과 사회적 관계의 확대가 학업 및 환경 인식 모두에 긍정적으로 작용한 반면, 초·중학교에서는 학습 집중과 정서적 안정이 상대적으로 저해될 수 있음을 보여준다

3. 상관분석 결과

학급당 학생수와 주요 변인 간의 관계를 파악하기 위해 Pearson 상관분석을 실시하였다. 그 결과, 학급당 학생수가 많을수록 학업성취도($r = .22 \sim .29$)와 수업이해도($r = .18 \sim .26$)가 모두 유의한 정(+)의 상관을 보였다($p < .05$). 반면 학교문화, 학교시설, 학교안전 인식은 초·중학교에서 유의한 음(-)의 상관이 나타났으며($r \approx -.24 \sim -.33$), 학급 규모가 커질수록 학교생활 인식이 낮아지는 경향이 확인되었다.

정서 영역(행복감, 자아존중감, 스트레스[역코딩])의 상관은 대부분 $\pm .10$ 미만으로, 유의하거나 의미 있는 수준의 관계는 확인되지 않았다. 학교급별로 살펴보면, 초등학교는 학교문화·시설·안전 모두에서 가장 뚜렷한 부적 상관을 보였고, 중학교에서도 학교시설($r = -.27$)과 안전($r = -.33$)에서 유사한 경향이 확인되었다. 반면 고등학교에서는 학업성취도($r = .29$)와 수업이해도($r = .26$)가 유의한 정적 상관을 보여, 학급 규모 확대가 학업성취에는 긍정적으로, 정서나 인식에는 중립적으로 관련됨을 시사하였다

이러한 결과는 학급당 학생수가 학업역량 지표에는 일정한 긍정적 관계를, 학교생활 인식에는 학교급에 따라 상이한 방향의 관계를 보인다는 점을 보여준다. 초·중학교에서는 소규모 학급이 환경 인식에 유리하며, 고

등학교에서는 대규모 학급이 학업 및 학교생활 적응 측면에서 긍정적으로 작용할 가능성이 제기된다.

<표 8> 학교급별 학급당 학생수와 주요 변인 간 Pearson 상관계수 요약

변인	초등학교	중학교	고등학교	방향 및 해석
학업성취도	.22*	.24*	.29*	모든 학교급에서 상승 상관
수업이해도	.18*	.21*	.26*	모든 학교급에서 상승 상관
학교문화 인식	-.28*	-.24*	.05	초·중 하락, 고 비유의
학교시설 인식	-.31*	-.27*	.11	초·중 하락, 고 약상승
학교안전 인식	-.34*	-.33*	.08	초·중 하락, 고 비유의
정서 영역(행복·자존·스트레스)	±.10 미만	±.10 미만	±.10 미만	전반적으로 상관 약함

주) * $p < .05$ 수준에서 유의함.

±.10 이상은 약한 상관, ±.30 이상은 중간 이상 상관으로 해석함.

4. 위계선형모형(Hierarchical Linear Model, HLM) 분석

가. 분석 준비 및 모형 적합(압축본)

본 연구의 다층모형은 대전광역시 초등학교 135교(9,745명), 중학교 79교(8,504명), 고등학교 47교(4,040명)를 대상으로, 1수준(학생)에서 학급당 학생수를 주요 예측변인으로, 2수준(학교)에서 학교 간 차이를 고려하여 구성하였다. 학급당 학생수는 전체 평균 기준으로 평균중심화하여 절편을 “평균 학급당 학생수에서의 평균 예측치”로 해석 가능하게 하였고, 지역은 5개 자치구를 범주형으로 포함하되 표본이 가장 많은 서구를 기준으로 설정하였다. 성별, 거주지역, 아침식사·운동·수면, 독서량, 사교육 시간 등 개인 배경은 통제변수로 투입하여 학급당 학생수의 조건부 효과를 추정하였다.

기초모형(Null) 결과, 학습역량과 정서 지표는 전 학교급에서 개인 수준 변동이 상대적으로 크게 나타났고(ICC 대부분의 변인에서 0.01~0.05 내외),

학교생활 인식(학교문화·시설·안전)은 학교 수준 분산이 비교적 크게 나타났다(<표 9> 참고). 특히 중학교에서 학교안전·시설·문화의 ICC가 가장 높아(대략 0.10~0.15 범위) 학교 간 구조적 차이가 두드러졌다. 반면 학업성취도·수업이해도 등은 초·중·고 모두 개인 차이가 중심이었다.

<표 9> 학교급별 Null 모형 결과 및 집단 내 상관계수(ICC) 비교

영역	종속변인	초등학교 ICC	중학교 ICC	고등학교 ICC
학업역량	학업성취도	0.034	0.056	0.038
	수업이해도	0.046	0.042	0.035
	학습흥미	0.031	0.025	0.038
심리정서	행복감	0.023	0.015	0.016
	자아존중감	0.019	0.011	0.013
	스트레스	0.007	0.017	0.021
학교생활 인식	학교문화	0.092	0.102	0.081
	학교시설	0.072	0.120	0.104
	학교안전	0.071	0.146	0.102

모형 선정은 최대우도추정(ML) 기반의 우도비검정(LRT)과 베이지안정보 준거(ΔBIC)를 함께 고려하여 수행하였다. LRT 유의수준($p < .05$)을 1차 판단 기준으로 하되, 비유의 시 $\Delta BIC \geq +2$ 인 경우 단순모형(Additive)을, $\Delta BIC \leq -2$ 인 경우 상호작용모형(Full)을 유지하였다. 이를 통해 통계적 유의성과 모형의 간명성을 동시에 확보하고, 학교급별·변인별로 최적의 모형을 선택하였다. 초등·중등은 모든 종속변인에서 상호작용(학급당 학생수×지역)이 비유의였고, ΔBIC 도 Additive를 지지하여 전 변인에서 단순모형이 최종 채택되었다. 고등은 학업성취도·수업이해도·학습흥미에서만 상호작용이 유의하여(ΔBIC 뿐 아니라 ΔAIC 역시 Full 모형을 지지하였다.), 이들에 한해 Full 모형을 유지하고, 나머지 정서·학교생활 인식 변인은 Additive를 채택하였다(<표 10> 참고).

<표 10> 고등학교 종속변인별 Full-Additive 비교 및 최종 선정 모형

종속변인	LRT p값	$\Delta BIC(\text{Full-Add})$	판정 기준 결과 및 최종 모형
학업성취도	0.009	-19.60	$LRT < .05$, $\Delta BIC \leq -2 \rightarrow \text{Full}$
수업이해도	0.010	-19.83	$LRT < .05$, $\Delta BIC \leq -2 \rightarrow \text{Full}$
학습흥미	0.014	-20.72	$LRT < .05$, $\Delta BIC \leq -2 \rightarrow \text{Full}$
행복감	0.524	+30.01	$LRT > .05$, $\Delta BIC \geq +2 \rightarrow \text{Additive}$
자아존중감	0.124	+25.97	$LRT > .05$, $\Delta BIC \geq +2 \rightarrow \text{Additive}$
학업스트레스 (역코딩)	0.284	+28.18	$LRT > .05$, $\Delta BIC \geq +2 \rightarrow \text{Additive}$
학교문화 인식	0.550	+30.17	$LRT > .05$, $\Delta BIC \geq +2 \rightarrow \text{Additive}$
학교시설 인식	0.748	+31.28	$LRT > .05$, $\Delta BIC \geq +2 \rightarrow \text{Additive}$
학교안전 인식	0.208	+27.34	$LRT > .05$, $\Delta BIC \geq +2 \rightarrow \text{Additive}$

주) $\Delta BIC = (BIC_{\text{full}} - BIC_{\text{additive}})$. $\Delta BIC \leq -2$: Full 모형 우세,

$\Delta BIC \geq +2$: Additive 모형 우세.

$LRT p < .05$ 시 Full 모형을, 비유의 시 ΔBIC 기준으로 결정함.

학교급별 최종 모형의 적합도를 비교한 결과, 세 학교급 모두에서 학생 개인 수준의 변동이 우세하였다. 초등학교의 조건부 결정계수($R^2_{\text{conditional}}$)는 0.01~0.15, ICC는 0.01~0.11로 전반적으로 개인차가 중심이었으나, 학교문화·시설·안전에서 약 0.10 내외의 ICC가 나타나 학교 수준의 영향이 일부 확인되었다. 중학교는 $R^2_{\text{conditional}}$ 0.09~0.17, ICC 0.01~0.11로 초등보다 설명력이 다소 높았으며, 특히 학교문화(0.095), 학교시설(0.093), 학교안전(0.111) 영역에서 학교 수준 분산이 뚜렷했다. 고등학교는 $R^2_{\text{conditional}}$ 0.06~0.16, ICC 0.00~0.12로 개인 수준 요인이 여전히 상대적으로 우세하였으나, 학교문화·시설·안전에서 ICC가 0.07~0.12로 높게 나타났다. 반면 자아존중감과 스트레스(역코딩)은 0.01 이하로 개인차가 절대적이었다. 즉, 학습역량과 정서 영역은 개인 수준, 학교생활 인식은 학교 수준 요인의 영향이 상대적으로 크며, 그 경향은 중학교에서 가장 뚜렷하게 나타났다.

나. 다층모형(HLM) 분석 결과

1) 초등학교

가) 초등학교 학급당 학생수의 영향(1수준)

초등학교에서는 학급당 학생수가 학업성취도($\beta=0.011$, $p<.001$)와 수업이해도($\beta=0.010$, $p=.001$)에 소폭의 상승 효과를 보였고, 행복감($\beta=-0.008$, $p=.032$), 스트레스(역코딩)($\beta=-0.011$, $p=.001$), 학교문화($\beta=-0.021$, $p<.001$), 학교시설($\beta=-0.020$, $p<.001$), 학교안전($\beta=-0.0204$, $p<.001$)은 하락 효과를 보였다.

전반적 설명력($R^2_marginal$)은 0.036~0.165, 효과 크기는 $\beta \approx \pm 0.01 \sim 0.02$ 수준으로 작았다. 즉, 학급당 학생수 증가는 학업성과에는 미세한 긍정 효과가, 정서·학교환경 인식에는 부정 효과가 관찰되었다.

<표 11> 초등학교 학급당 학생수의 영향 요약

종속변인	β	방향	p	$R^2_marginal$	요약 해석
학업성취도	0.011	+	&.001	0.154	학생수 증가 시 성취도 소폭 상승
수업이해도	0.010	+	.001	0.165	학생수 증가 시 이해도 상승
행복감	-0.008	-	.032	0.108	규모 증가 시 행복감 소폭 저하
스트레스 (역코딩)	-0.011	-	.001	0.084	규모 증가 시 스트레스 상승 경향
학교문화	-0.021	-	&.001	0.036	문화 인식 저하
학교시설	-0.020	-	&.001	0.044	시설 인식 저하
학교안전	-0.020	-	&.001	0.038	안전 인식 저하

나) 학교 수준 요인의 영향(2수준)

학교 간 분산 비율(ICC)은 학습역량에서 대체로 0.023~0.046 수준(예: 학업성취도 0.034, 수업이해도 0.046), 학교생활 인식에서는 0.071~0.092 수준으로, 학교문화(ICC=0.0915), 학교시설(0.0715), 학교안전(0.0712)에서 학교 간 차이가 뚜렷했다. 조건부 결정계수($R^2_{\text{conditional}}$)는 0.094~0.118 수준으로 나타났으며, 학교 수준 영향은 개인 수준보다 작지만 학교환경 영역에서는 무시할 수 없는 수준이었다. 즉, 초등학교에서는 개인 수준 변동이 우세하되, 학교환경 요인에서 학교 간 차이가 상대적으로 크게 나타났다.

다) 지역 수준 상호작용

학급당 학생수 $\times$ 지역의 상호작용항은 대부분 유의하지 않았으며 ($p=.12\sim.76$), 지역별 차이는 구조적으로 크지 않았다. 다만 단순기울기 분석에서 서구($\beta=+0.013$, $p=.004$), 대덕구($\beta=-0.057$, $p<.001$)등 일부 지역에서만 제한적 경향이 확인되었다. 전반적으로 지역의 조절 효과는 매우 미약하였다.

2) 중학교 HLM 분석 결과

가) 학급당 학생수의 영향(1수준)

중학교에서는 학업성취도만 유의한 상승 효과가 나타났으며($\beta=0.011$, $p=.031$), 학교시설($\beta=-0.0287$, $p<.001$)과 학교안전($\beta=-0.0331$, $p<.001$)에서 유의한 하락 효과가 확인되었다. 수업이해도, 정서 영역(흥미·행복감·자아존중감·스트레스[역코딩])은 모두 비유의였다. 전반적 설명력(R^2_{marginal})은 0.04~0.13, 효과 크기는 $\beta \approx \pm 0.01\sim 0.03$ 으로 작았다. 즉, 학급당 학생수 증가는 학업 성취에는 미세한 긍정적 영향, 학교시설·안전 인식에는 부정적 영향을 주는 것으로 나타났다.

<표 12> 중학교 학급당 학생수의 영향 요약

종속변인	β	방향	p	R^2_{marginal}	요약 해석
학업성취도	0.011	+	.031	0.109	학생수 증가 시 성취도 소폭 상승
학교시설 인식	-0.029	-	<.001	0.048	규모 증가 시 시설 인식 저하
학교안전 인식	-0.033	-	<.001	0.062	규모 증가 시 안전 인식 저하
그 외 변인	-	비유의	-	0.04~0.13	영향 미약 또는 없음

나) 학교 수준 요인의 영향(2수준)

학교 간 분산 비율(ICC)은 학업성취도·정서 요인에서 0.01~0.03, 학교생활 인식에서는 0.09~0.11수준으로, 특히 학교안전(ICC=0.111)에서 학교 간 차이가 가장 뚜렷했다. 조건부 결정계수($R^2_{\text{conditional}}$)는 0.13~0.17범위로, 초등보다 설명력이 높았으며, 학교문화(ICC=0.095)와 학교시설(0.093)역시 학교 간 변동이 명확하게 확인되었다. 즉, 중학교에서는 학교 환경 요인의 분산이 개인 수준보다 약 3~4배 크며, 학교의 물리적·제도적 여건이 학생의 인식에 직접적인 영향을 주는 것으로 해석된다.

다) 지역 수준 상호작용

학급당 학생수와 지역 간 상호작용 효과는 모든 변인에서 통계적으로 유의하지 않았다($p=.25\sim.84$). 즉, 학급당 학생수가 학업성이나 정서, 학교생활 인식에 미치는 영향이 지역(동·서·유성·대덕·중구)에 따라 구조적으로 달라진다고 볼 근거는 없었다. 단순기울기 분석에서는 일부 지역에서 약한 경향($|\beta| \approx 0.01\sim 0.08$)이 관찰되었지만, 이는 국소적 변동에 불과하며 전반적 상호작용 효과로 해석하기 어렵다. 따라서 중학교 단계에서는 학급당 학생수의 영향이 지역적 요인과 무관하게 일정한 방향으로 작용하는 것으로 판단된다.

3) 고등학교 HLM 분석 결과

가) 학급당 학생수의 영향(1수준)

고등학교에서는 학습역량 전반에서 학급당 학생수의 상승 효과가 확인되었다. 학업성취도($\beta=0.041$, $p=.006$), 수업이해도($\beta=0.026$, $p=.014$), 학습흥미($\beta=0.024$, $p=.017$)가 모두 유의하였으며, 자아존중감($\beta=0.014$, $p=.001$)과 학교문화($\beta=0.0188$, $p=.015$), 학교안전($\beta=0.0187$, $p=.036$)도 상승 방향으로 나타났다. 스트레스(역코딩)는 하락의 유의한 효과($\beta=-0.007$, $p=.031$)가 나타났고, 학교시설·행복감은 비유의였다. 효과의 절대값은 $\beta \approx \pm 0.02$ 내외, 설명력($R^2_marginal$)은 0.02~0.07 범위로, 영향은 통계적으로 유의하나 작았다. 즉, 고등학교에서는 학업성취·이해·흥미 중심의 학습 효과가 미세하게 향상되었으며, 일부 정서 및 환경 인식에서도 긍정적 경향이 확인되었다.

<표 13> 고등학교 학급당 학생수의 영향 요약

종속변인	β	방향	p	$R^2_marginal$	해석
학업성취도	0.041	+	.006	0.021	학생수 증가 시 성취도 상승(유의한 정(+) 효과)
수업이해도	0.026	+	.014	0.021	학급 규모 증가 시 이해도 소폭 상승
학습흥미	0.024	+	.017	0.023	흥미 소폭 상승
자아존중감	0.014	+	.001	0.050	자기평가 강화
스트레스 (역코딩)	-0.007	-	.031	0.070	규모 증가 시 스트레스 약간 상승
학교문화	0.0188	+	.015	0.035	문화 인식 소폭 개선
학교안전	0.0187	+	.036	0.028	안전 인식 소폭 개선
그 외 (행복감·학교 시설)	-	비유의	-	0.02~0.07	영향 미약

주) 상호작용 모형: 주효과는 기준지역[서구]의 기울기

나) 학교 수준 요인의 영향(2수준)

학교 간 분산 비율(ICC)은 학습역량에서 0.025 내외, 학교환경 요인에서 0.07~0.12로 나타났다. 특히 학교시설(ICC=0.118)과 학교안전(ICC=0.116)은 학교 간 차이가 가장 컸다. 조건부 설명력($R^2_{\text{conditional}}$)은 학습역량 영역에서 약 0.046~0.049, 학교환경 영역에서는 0.10~0.14로 확인되어 학교 단위 요인이 전체 변동의 약 10% 내외를 설명하였다. 즉, 고등학교에서는 학교 간 차이가 상대적으로 작지만, 학교문화·시설·안전 등 환경 요인에서는 여전히 학교 수준의 영향이 뚜렷하게 작용함을 보여준다.

다) 지역 수준 상호작용

학급당 학생수와 지역 간 상호작용은 일부 학습역량 변인에서만 유의하였다. Type III 검정 결과, 수업이해도($p=.047$)와 학습흥미($p=.024$)에서만 통계적으로 유의하였으며, 학업성취도($p=.061$)는 경계 수준이었다. 단순기울기 분석에서는 서구·중구·유성구 등 일부 지역에서 상승 경향이 확인되었고 동구에서는 스트레스(역코딩)만 하락 방향으로 유의하였다($\beta \approx -0.037$, $p=.033$). 그러나 모든 효과의 절대값이 $\beta \approx \pm 0.02 \sim 0.04$ 로 작아, 지역 간 차이는 제한적이며, 상호작용 효과는 부분적·보조적 수준으로 해석된다.

4) 종합 해석 및 비교 요약

가) 초·중·고 학급당 학생수의 영향(1수준)

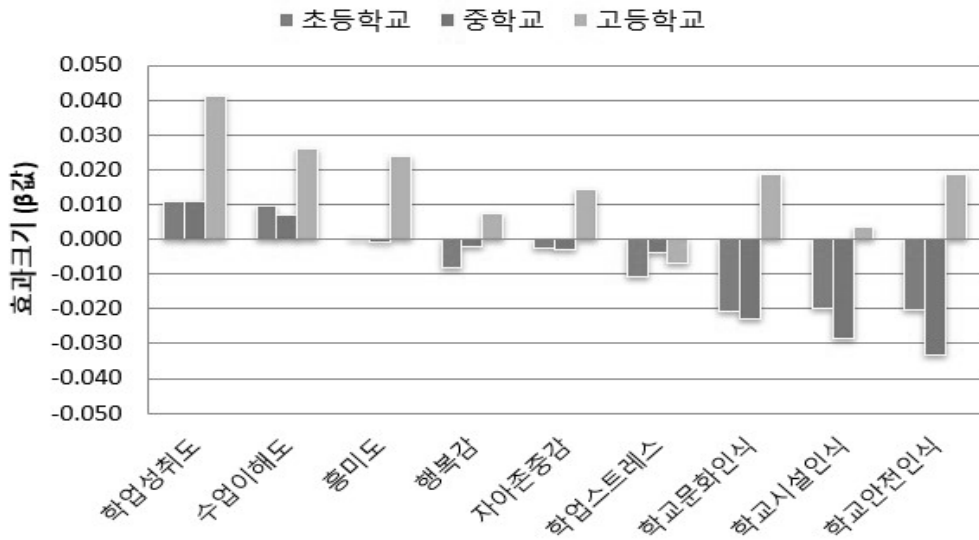
학급당 학생수의 직접효과는 전 학교급에서 작은 크기($\beta \approx \pm 0.01 \sim 0.04$)로 관찰되었고, 개인 수준 변동이 우세했다.

초등학교는 학업성취·수업이해가 소폭 상승인 반면, 행복감·스트레스(역)·학교문화·시설·안전은 일관된 하락 효과(예: 학교문화 $\beta \approx -0.0205$, 시설 $\beta \approx -0.0200$, 안전 $\beta \approx -0.0204$).

중학교는 학업성취만 상승이 유지($\beta \approx +0.011$), 학교시설·안전은 하락(시설 $\beta \approx -0.0287$, 안전 $\beta \approx -0.0331$).

고등학교는 학업성취($\beta \approx +0.041$)·수업이해($\beta \approx +0.026$)·흥미($\beta \approx +0.024$)뿐 아니라 자아존중감($\beta \approx +0.014$), 학교문화($\beta \approx +0.0188$), 안전($\beta \approx +0.0187$)이 상승이고, 스트레스(역)는 하락($\beta \approx -0.007$).

요약하면, 초→중에서는 정서·환경의 부정적 효과가 나타나고, 고등에서는 학습·환경의 긍정 효과로 전환된다.



[그림 6] 학급당 학생수 증가에 따른 효과 비교(위계선형모형 (1 수준)의 β 추정값 기준)

나) 학교 수준 요인의 영향(2수준)

학교 간 분산(ICC)과 조건부 설명력($R^2_{\text{conditional}}$)을 종합하면, 학교환경(학교문화·시설·안전)이 학습역량보다 일관되게 학교 수준의 영향을 크게 받았다.

초등: 학교문화 0.085 · 시설 0.063 · 안전 0.059(학습역량 대비 3~5배).

중등: 학교안전 0.111 · 문화 0.095 · 시설 0.093, $R^2_{\text{cond}} \approx 0.13 \sim 0.17$ (세 학교급 중 최댓값).

고등: 시설 0.118 · 안전 0.116 · 문화 0.070, $R^2_{\text{cond}} \approx 0.10 \sim 0.14$ (개인 변동 우세하나 환경에서는 학교차 지속).

즉, 중학교에서 학교 간 격차가 가장 크고, 고등으로 갈수록 개인차 영향이 확대된다.

다) 지역 수준 상호작용

학급당 학생수 $\times$ 지역 상호작용은 전반적으로 비유의(초 $p \approx .12 \sim .76$, 중 $p \approx .25 \sim .84$). 고등에서만 수업이해 · 흥미가 유의이나, 효과 크기는 매우 작음($\beta \approx \pm 0.02 \sim 0.04$). 결론적으로, 지역에 따른 구조적 차이는 제한적이며, 학급당 학생수의 영향은 주로 개인 · 학교 수준 요인으로 설명된다.

〈표 14〉 학교급별 학급당 학생수 수준별 영향 비교(핵심 수치만)

구분	초등학교	중학교	고등학교
1수준 (학급당 학생수)	학업성취·수업이해 +($\beta \approx +0.01$)행복감· 스트레스(역)·학교문 화·시설·안전 -($\beta \approx -0.02$)	학업성취 +($\beta \approx +0.011$)학교시 설·안전 -($\beta \approx -0.03$)	학업성취 +0.041, 수업이해 +0.026, 학습흥미 +0.024, 자아존중감 +0.014, 학교문화 +0.0188, 학교안전 +0.0187, 스트레스(역) -0.007
2수준 (학교 효과)	ICC: 문화 0.085, 시설 0.063, 안전 0.059R ² _cond $\approx$ 0.1 0~0.12	ICC: 안전 0.111, 문화 0.095, 시설 0.093R ² _cond $\approx$ 0.1 3~0.17 (최대)	ICC: 시설 0.118, 안전 0.116, 문화 0.070R ² _cond $\approx$ 0.10 ~0.14
지역 상호작용	class_size $\times$ 지역 전역 비유의	p 전역 비유의	일부 변인만 유의(수업이해·흥미) β $\approx \pm 0.02 \sim 0.04$

V. 결론 및 제언

대전광역시에 소재한 초등학교 5학년, 중학교 2학년, 고등학교 2학년 학생 자료를 바탕으로, 학급당 학생수가 학업성취도, 수업이해도, 흥미도 등 학습 역량과 행복감·자아존중감·학업스트레스(역코딩), 그리고 학교문화·시설·안전 인식에 미치는 영향을 기술통계, 평균 차이 검정, 상관분석, 위계선형모형(HLM)을 통해 점검하였다. 표본 분포는 모집단과 유사하여 대표성이 대체로 양호하나, 지역·학년 특성에 따른 일반화에는 한계가 있다.

첫째, 기술통계 및 평균 차이 분석에서 학급당 학생수 증가와 함께 학업성취도와 수업이해도가 전 학교급에서 유의하게 상승하였다($p < .001$). 효과크기는 고등학교($\eta^2 \approx .024$)가 가장 컸고, 초등학교(.016~.020), 중학교(.007~.009) 순이었다. 흥미도 역시 특히 고등학교에서 뚜렷하게 상승하였다($\eta^2 = .027$). 반면 학교생활 인식은 학교급별 방향이 달랐다. 초·중학교에서는 학교문화·시설·안전 인식이 규모 확대에 따라 유의하게 낮아졌

고(모두 $p < .001$), 고등학교에서는 동일 지표가 유의하게 높아졌다(모두 $p < .001$). 심리정서 영역에서는 고등학교에서 자아존중감과 행복감이 상승한 반면, 스트레스(역코딩)는 낮아져 실제 스트레스 상승 가능성이 시사되었다(단, 역코딩 지표이므로 해석에 주의가 필요함).

둘째, 상관분석에서도 위 결과가 보완되었다. 학급당 학생수는 학업 관련 지표와 일관된 정적 상관($r \approx .18 \sim .29$)을 보였고, 학교환경 인식은 초·중학교에서 부적 상관($r \approx -.24 \sim -.33$), 고등학교에서 약한 정적 또는 비유의 상관이 나타났다. 심리정서 영역의 상관은 대부분 $\pm .10$ 미만으로 작아, 개인·가정·학교 특성 등 다른 요인의 영향을 시사한다.

셋째, 위계선형모형 분석에서 학급당 학생수의 학생 수준(1수준) 직접효과는 전반적으로 작지만 유의하였다. 초등학교에서는 1수준(학급당 학생수)의 직접효과로 학업성취도·수업이해도는 상승하였으나, 행복감·스트레스(역코딩)·학교문화·시설·안전 인식은 하락하였다. 다만 학교 간 분산(2수준)은 학교생활 인식에서 상대적으로 크게 나타나, 학교별 환경 차이도 일정 부분 영향을 미친 것으로 보인다. 중학교는 학업성취도만 상승적 효과, 학교시설·안전 인식은 하락 효과, 기타 심리정서·학교인식 변인은 비유의였다. 고등학교는 학업성취도·수업이해도·흥미도, 자아존중감, 학교문화·안전 인식에서 상승적 효과이고, 스트레스(역코딩)만 하락 효과였다. 학교 수준(2수준) 분산은 학교생활 인식에서 크게 나타났으며, 특히 중학교에서 학교 간 차이가 가장 두드러졌다. 지역은 고정효과로 포함되었으나 상호작용 효과는 대부분 비유의였고, 고등학교 일부 변인에서만 제한적 유의성이 관찰되었다(효과 크기 작음).

이상의 내용을 종합하면, 학급당 학생수는 학업 지표에는 일관된 상승적 효과를 보이되, 심리정서와 학교생활 인식에서는 학교급별로 상반된 양상이 확인된다. 즉 초·중학교에서는 규모 확대가 정서적 안정과 학교환경 인식을 저해할 수 있고, 고등학교에서는 학업과 환경 인식의 동반상승이 관찰된다. 따라서 학급당 학생수 정책은 단순한 축소 중심 접근이 아니라, 학교급별 발달 특성·교육 목표·학교 수준 환경(특히 중학교의 환경 인식 민감성)을 종합적으로 고려한 차등적 설계가 필요하다. 구체적으로, 초등학교는 성취 향상과 병행하여 정서 지원과 관계 중심 운영을 강화하고, 중학교는 물리적·제도적 환경 개선을 통해 학교 간 격차를 완화하며, 고등학교는 협력적 경쟁과 사회적 학습을 조화시키는 수업·학급

구조로 학업성과와 환경 인식의 동반 향상을 도모할 필요가 있다.

연구의 한계로는 특정 지역 자료에 기반한 외적 타당도의 제약, 교사 특성·수업 방식·가정 배경 등 잠재적 교란요인의 불완전 통제, 역코딩 지표(스트레스) 해석의 민감성이 있다. 또한, 모든 주요 변수가 학생의 자기보고식(self-reported) 설문에 기반하고 있어, 특히 학업성취도와 같은 인지적 지표도 실제 성적이 아닌 주관적 인식에 따른 측정이라는 점에서 해석 시 주의가 필요하다. 이는 학생의 자기효능감, 학습 몰입도, 정서적 경험을 반영하는 장점이 있지만, 실제 능력이나 외적 행동과는 다를 수 있다는 점을 고려해야 한다.

향후에는 지역 간 비교, 종단 설계, 질적 자료 결합을 통해 설명력을 보완할 필요가 있다. 특히 ‘적정한 학급당 학생수’는 단일 수치로 규정하기보다, 발달 단계와 교육과정 목표, 학교 환경 질을 동시에 고려하는 다층적 의사결정으로 접근되어야 한다.

참고문헌

- 김달효. (2013). 학급규모에 대한 주요 쟁점 분석. 교육문화연구, 19(1), 5-27.
- 박지혜, 하정희. (2020). 학교부적응 청소년이 지각하는 학교의 생태학적 환경에 대한 질적 연구. 청소년상담연구, 28(1), 315-338.
- 오희정. (2024). 학교급별 학업성취도에 영향을 미치는 학급당 학생 수 요인 분석. 학습자중심교과교육연구, 24(13), 463-473.
<https://doi.org/10.22251/jlcci.2024.24.13.463>
- 우명숙. (2017). 학교규모와 학급규모가 학생과 교사의 교육활동에 미치는 영향: 경기도 초등학교를 중심으로. 교육재정경제연구, 26(4), 139-161.
- 이아진. (2017). 학급규모가 학업성취도에 미치는 영향 분석. 교육재정경제연구, 26(1), 1-26.
- 이지현. (2014). 학생 개인요인, 학교 구조적 요인, 교사요인이 학교폭력 가해행동에 미치는 영향: 위계적 선형모형 분석. 한국사회복지학, 66(4), 77-100.
- 허숙. (2003). 학교규모와 학업성취의 관계: 적정 학교규모의 탐색. 한국교육원교육연구, 20(3), 337-358.

2025_5

고등학생의 방과후학교 프로그램 효과에 대한 인식과 자기주도학습 능력의 관계

연구자: 조 준 형 동아마이스터고 교사

I. 서론

1. 연구의 필요성 및 목적

학교 교육은 단순한 지식 전달을 넘어, 학생의 자기주도적 학습 능력 함양에 중점을 두어야 한다는 시대적 요구가 높아지고 있다. 이러한 맥락에서 방과후활동(또는 방과후학교 프로그램)은 학교 교육과정의 한계를 보완하고 학생들의 잠재력을 개발하는 핵심적인 역할을 수행한다. 그러나 방과후활동의 효과에 대한 학생들의 인식과 실제 자기주도 학습 능력 간의 관계를 종합적으로 분석하고 실증적으로 규명한 연구는 여전히 부족한 실정이다.

본 연구에서는 자기주도 학습 능력을 직접적으로 측정하는 여러 지표 중, 실질적인 학습 노력을 반영하는 한 지표로서 학생들이 스스로 계획하고 실행하는 '자율 학습 시간'을 종속변수로 활용하여 방과후활동의 영향력을 분석하고자 한다. 특히, 현재 고등학교에서 운영되는 방과후활동이 학습의 주도성에 따라 자율 학습 시간이 높은 학생과 낮은 학생 중 어떤 학생에게 더 효과적인지, 그리고 프로그램 유형(예: 특기적성, 교과학습)에 따라 그 영향력이 어떻게 다르게 나타나는지에 대한 심층적인 분석이 절실하게 요구된다. 이러한 심층 분석은 방과후활동의 내용과 수준을 학생들의 특성에 맞게 다양화하고, 운영의 효율성을 극대화하는 데 필수적인 기초 정보를 제공할 것이다.

본 연구는 방과후활동에 대한 고등학생의 긍정적 인식이 자율 학습 시간에 유의미한 정적(+) 영향을 미칠 것으로 예상하며, 학생 스스로 목표를 설정하고 관리하는 능력이 필요한 특기적성 프로그램에 대한 인식이 교사 주도의 학습이 많은 교과학습 프로그램에 대한 인식보다 자율 학습 시간과 더 높은 상관관계를 보일 수 있는지에 주목하여 분석을 진행할 것이다. 더 나아가, 생활습관이나 여가활동 등 다양한 배경 변인을 통제하여 방과후활동 인식의 순수한 영향력을 규명하고자 한다. 따라서 본 연구는 고등학생의 방과후활동에 대한 인식과 자율 학습 시간의 관계를 실증적으로 분석함으로써, 방과후활동의 운영 및 프로그램 개발에 필요한 기초 자료를 제공하는 데 명확한 목적이 있다. 이를 위해 '2025년 대전교육종단연구' 자료를 활

용하여, 방과후활동의 효과에 대한 학생들의 인식과 이들의 자율 학습 시간의 관계를 파악하고 유형별 차이를 분석할 것이다. 궁극적으로 학교 현장에서 학생들의 요구와 특성을 반영한 효과적인 프로그램을 설계하고, 학생들의 학업 성취도 향상 및 전인적 성장에 기여할 수 있는 방안을 모색하고자 한다.

이러한 연구 결과는 학술적 측면에서는 방과후활동의 효과에 대한 기존 연구를 심화하고 학생의 인식과 자율 학습 시간 간의 관계를 실증적으로 규명하여 교육학 분야의 학문적 지평을 확장할 수 있으며, 정책적 측면에서는 교육청 및 학교 현장에서 학생들의 요구와 특성을 반영한 운영 방안 및 프로그램 개발 전략 수립에 실질적인 기초 자료를 제공한다. 마지막으로, 실천적 측면에서는 교사들이 학생들의 특성을 고려하여 프로그램을 기획하고 운영하는 데 도움을 주어, 학생들의 자기주도 학습 능력 향상과 전인적 성장에 실질적으로 기여할 수 있을 것으로 기대된다.

2. 연구 문제

연구 문제 1. 방과후학교 프로그램의 효과에 대한 대전광역시 고등학생의 인식은 어떠한가?

연구 문제 2. 대전광역시 고등학생의 자율 학습 시간(SDLT, Self-Directed Learning Time)은 어떠한가?

연구 문제 3. 방과후학교 프로그램의 효과에 대한 대전광역시 고등학생의 인식과 각 학생의 자율 학습 시간은 어떠한 관계가 있는가?

II. 이론적 배경

1. 방과후학교의 개념 및 교육적 의의

가. 방과후학교 프로그램 운영의 의의

방과후 학생들의 교육활동은 방과후학교로 정책화되기 이전에도 학원 등의 사교육과 방과후 보충수업 형태로 전개되었다. 우리나라의 방과후학교는 2000년대 초 정부가 정규교육과정 이외의 시간에 학교에서 학생들을 대상으로 다양한 교육활동을 학교 내로 흡수, 통합하고 정책적으로 지원하면서 제도화되었다. 배상훈(2021)은 방과후학교의 발전과정을 제도화 이전, 제도화 단계, 지방 이양과 분권화 단계로 구분하였다. 제도화 이전은 정부가 공교육 내에서 개인의 다양성이 발휘될 수 있는 다양한 교육적 기회를 제공하고 자 특기·적성 교육을 확대하고자 시도하던 시기이다.

제도화 단계는 교육부가 공식적으로 ‘방과후학교 활성화’ 정책을 전국 초·중·고등학교에 도입하고 이후 방과후학교를 제도화하고 정책적으로 확대하는 단계이다. 지방 이양과 분권화 단계는 교육부의 방과후학교에 대한 개입 축소하고 방과후학교를 시도교육청으로 이양하는 시기이다.

우리나라의 방과후학교는 제도화 단계 초기에 정규수업 시간 외에 다양한 학습 기회를 제공하여 학교교육을 보완하고, 사교육을 학교 안으로 유입시켜 중산층의 사교육 의존도를 낮추는 데 정책이 맞추어져 있었지만 이후 지역 및 계층 간 교육불균형을 완화하고 맞벌이·저소득 가정을 위한 안전한 돌봄 공간을 제공하고자 하는 목적이 강화되었다. 지방 이양 단계 이후 방과후학교는 정규수업을 보충하거나 교육격차를 해소하는 차원을 넘어, 정규수업 이후에도 아동과 청소년의 학습과 성장을 추구하는 학습체제로의 전환이 모색되고 있다.

방과후학교는 5.31 교육개혁안 이후 강조된 ‘수요자 중심 교육’의 관점에서 그 의의를 찾을 수 있다(정기오, 2007). 이는 학생과 가정의 관점에서 사교육비를 경감시키기 위한 대책으로 발표되었으며, 공교육 정상화를 통한 사교육비 경감 종합대책(2004년 2월 17일)의 10대 추진과제에 포함되었다. 이는 사교육 수요를 공교육기관인 학교에서 직접적으로 흡수하여 기존의 사교육 경감대책에 비해 적극적인 방법으로 사회 문제를 해결하려는 의지를 보여주는 것으로 평가된다(채재은 외, 2009). 그동안 많은 변화와 발전을 거듭하며 방과후학교에는 여러 프로그램이 포함되었는데, 공통적으로 학업성취 향상을 위한 교과 프로그램과 특기 적성을 개발하기 위한 프로그램이 대표적이다. 우리나라의 방과후학교는 학생들의 재능과 소질을 개발하고 능력을 향상시키며, 나아가 사교육비를 경감하고 계층 간, 지역 간 교육 격차를 해소하는 데 기여할 것을 기대한다(김홍원, 2012). 특히, 사교육비 경감 및

학생 간 격차 완화의 측면에서 방과후학교의 주요 목표는 지역 및 소득 등 교육 여건이 취약한 학생들의 학업성취도를 향상시키기 위한 목표로 운영되고 있다(변상민, 신중휘, 2022).

이와 같은 방과후학교는 정책 시행 이후 꾸준히 증가하여 2017년 기준 전국 학교의 99% 이상이 방과후학교를 운영하는 것으로 나타났다. 방과후학교 참여율이 매년 지속적으로 증가하여 전체 학생의 약 72%가 방과후학교에 참여하고 있는 것으로 나타났다. 하지만 방과후학교에 참여하는 학생의 수는 2007년 이후 꾸준히 증가하다가 2012년 이후 감소하고 있으며, 2013년 72.2%에서 2017년 58.9%까지 감소하였다. 교급별로 비교했을 때 방과후학교에 참여하는 비율은 초등학생(64.7%), 고등학생(62.9%), 중학생(42.9%) 순으로 나타났다(박승재 외, 2017). 방과후학교 정책이 전면적으로 시행되고 양적 증대가 이루어진 현 시점에서, 방과후학교가 교육 격차를 줄이고 사회양극화 현상을 완화시키는 역할을 제대로 수행하고 있는지를 평가하는 것은 중요하다.

방과후학교 정책 효과에 대한 선행 연구 결과를 살펴보면, 크게 학업성취도 향상 측면과 사교육비 경감 측면에서 많은 연구가 실행되었다(백순근·길혜지·박경인, 2012). 먼저 학업성취도 향상에 관한 연구로, 김성식(2012)의 연구에서는 학생 수준의 방과후학교 참여뿐만 아니라 학교 수준의 활성화 정도가 성취도에 미치는 영향을 2수준 다층모형으로 분석하였다. 분석 결과 고등학생의 경우 중3 성적을 통제 한 후에도 국어, 수학, 영어 과목에서 통계적으로 유의하게 긍정적인 효과를 발견하였다. 김경희 외(2012)의 연구에서도 2011년도 학업성취도 평가 전수 자료를 활용하여 초·중·고 각각에 대해 교과목별 방과후학교 효과성을 분석한 결과, 방과후학교에 참여하는 학생 집단이 그렇지 않은 학생 집단보다 평균 성취 수준이 높은 것으로 나타났다. 특히 방과후학교 참여율이 높은 학교일수록, 또는 방과후학교 참여에 대한 학생의 유용성 인식 정도가 높은 학교일수록 학교 평균 성취도가 높은 것으로 나타나 학생 및 학교 수준 모두에서 방과후학교의 긍정적 기능을 확인하였다.

2. 자기주도 학습 능력의 개념 및 구성 요소

자기주도적 학습(Self-Directed Learning, SDL)은 서구 사회에서 형식 교육이 아닌 성인 교육에서 먼저 보편화되었으며, Houle(1961)에 의해 성인 교육에서 학문적으로 주목받기 시작했다. Houle는 교사나 교육 내용보다는 학습자에게 관심을 두고 성인 학습자들이 학습을 계속하는 데 영향을 주는 요인들을 탐구하였다. 이후 Tough(1979)는 그의 저서 <성인 학습과제(The Adult's Learning Projects)>에서 학습자가 형식적인 과정보다는 자기주도화에 이루어지는 학습에서 더 많은 효과를 얻을 수 있다고 주장하면서 본격적인 이론적 틀을 잡기 시작하였다. Knowles(1975)는 '성인 교육학(andragogy)'이라는 용어를 사용하며 1975년에 출판한 『자기주도적 학습』을 통해 이 분야 연구의 기초적인 정의와 가정을 제공하였다. Knowles는 자기주도학습을 타인의 도움 여부와 관계없이 학습자가 자신의 학습 욕구 진단, 목표 설정, 자원 확보, 전략 선택 및 실행, 학습 결과 평가에 있어 주도권을 갖는 과정이라고 정의하였다.

학습의 주도권이 학습자에게 있다는 것이 자기주도학습의 핵심이며, Knowles는 학습 과정에 대한 결정권과 통제권의 비교를 통해 교사 주도 학습이 아닌 자기주도 학습의 필요성을 강조하였다. Knowles 이후 자기주도적 학습은 성인 교육의 핵심적인 관심사가 되었으며, 오늘날은 전 세계적으로 평생교육과 함께 자기 학습의 개념으로 이론적인 영역에 자리 잡았다.

우리나라에서는 1980년대 중반 성인 교육 분야에 처음 소개되었으나, 이후 초·중등교육에서도 적용 가능성이 검토되고(현정숙, 1999) 이를 뒷받침할 이론적 논의가 이루어지면서(배영주, 2006) 초·중등교육에의 적용이 가능한 것으로 보고되고 있다. 1990년대 초반 검증되기 시작하여 후반기에 연구가 활발해졌으며, 초기에는 교육학에서 주로 학습 몰입과의 관련성을 검증했으나 교육공학, 상담학으로까지 적용 영역이 확대되었다(송인섭, 2006). 자기주도적 학습에 대한 정의는 독학의 개념에서 출발하여 학생과 교사 간의 상호작용 및 학습 환경의 영향이 과정을 촉진시킬 수 있다는 다양한 방식으로 확장되고 있다. 본 연구에서는 자기주도적 학습을 학습자의 능력으로 간주하고, '교사, 부모 등 타인의 조력이 있거나 없는 모든 학습과정에서 학습자 스스로 계획·실행·평가할 수 있고, 어려운 상황에서 효율적으로 문제 해결을 할 수 있는 주도적인 학습 능력'으로 정의하고자 한다.

지식정보화 사회에서는 정보와 지식을 취사선택하고 활용해야 하는 자기주도성이 요구된다. 청소년 시기는 상위인지기술이 발달하고 고차원적 사고

가 가능한 시기이므로(Lovett & Flavell, 1990), 이 시기부터 자기주도 학습의 기초를 다지는 것은 매우 중요하며, 학습자의 자기주도 학습 능력을 향상시킬 수 있도록 돕고 그 필요성을 지속적으로 인식시켜줄 필요가 있다(김윤지, 김정섭, 2014). 이석재 외(2003)에 따르면, 자기주도학습능력은 학습자가 스스로 혹은 조력자와의 상호작용을 통해 학습을 계획하고, 실행하고, 평가하는 모든 과정을 주도하고 관리하는 능력을 의미한다. 자기주도학습능력과 관련된 학습자 특성은 인구학적 변인을 제외하면 주로 심리적 요인, 동기, 학습 전략 등과 함께 연구되고 있다. 자기주도학습능력은 긍정적 자아개념 및 자아인식, 자기효능감과 같은 심리적 요인과 관련이 있으며(최인선, 주은지, 2013), 높은 자기결정성 동기는 자기주도학습능력에 영향을 주었다(이희선, 권영애, 2012).

또한 학습 전략 관련 프로그램(정현옥, 김미영, 민세홍, 2010)을 통해 학습 기술을 훈련받은 학생들의 자기주도학습능력이 향상되는 것으로 나타났다. 마지막으로, 자기주도학습능력은 부모 관련 변인으로부터 영향을 받는데(송인섭, 2010), 부모는 자녀 발달의 핵심적 모델이며, 부모로부터의 자율성 지지는 학생들의 자율성과 자기주도성을 키우는 데 많은 영향을 준다. 따라서 부모의 자율성 지지는 청소년의 자기주도학습능력에 영향을 주는 중요한 변인이라 할 수 있다.

III. 연구 방법

1. 연구 대상 및 자료

본 연구의 연구 대상은 ‘2025년 대전교육중단연구’에 참여한 대전광역시 고등학생 응답자 총 4,083명으로 설정했다. 이 자료는 대전 지역 고등학생들의 학교생활, 심리적 특성, 방과후활동 등에 대한 광범위한 정보를 포함하고 있다.

<표 1> 연구 대상의 일반적 특성(N=4,083)

구분		빈도	비율(%)	행정 구역	구분		빈도	비율(%)
성별	남	2021	(49.5)		서구	1,755	(42.98)	
	여	2062	(50.5)		유성구	772	(18.91)	
설립 구분	공립	2,396	(58.68)		중구	641	(15.70)	
	사립	1,687	(41.32)		대덕구	554	(13.57)	
					동구	361	(8.84)	
계					4,083			

연구 대상의 일반적 특성은 다음과 같다.

첫째, 학생들의 학교 설립구분을 살펴보면, 공립 학교 소속 학생이 2,396명(58.68%)으로 가장 높은 비율을 차지하며, 사립 학교 소속 학생은 1,687명(41.32%)으로 나타났다.

둘째, 학생들의 행정구역 분포를 보면, 서구 지역 응답자가 1,755명(42.98%)으로 가장 많았고, 유성구(772명, 18.91%), 중구(641명, 15.70%), 대덕구(554명, 13.57%), 동구(361명, 8.84%) 순으로 분포한다. 이러한 분포는 대전광역시 고등학생들의 지역적, 학교 유형적 특성을 전반적으로 반영한다고 볼 수 있다.

본 연구는 신뢰도와 타당성이 확보된 종단연구 데이터를 활용함으로써, 방과후활동 인식과 자기주도 학습 능력 간의 관계를 실증적으로 분석하는데 적합성을 가진다.

2. 측정 도구

이 연구에 사용된 모든 변인은 대전교육종단연구의 설문 문항을 활용하였다. 이 연구에 사용한 8개의 문항을 하나의 척도로 구성하여 크론바흐 알파 신뢰도 분석을 실시한 결과 해당 8개 문항의 신뢰도 계수(α)는 0.7149로 나타났다. 일반적으로 사회과학 연구에서 신뢰도 계수가 0.7이상

이면 수용할 만한 수준의 신뢰도를 갖는 것으로 판단하기 때문에 적절한 신뢰도를 확보한 것으로 볼 수 있다. 각 척도의 문항 구성과 신뢰도는 다음과 같다.

<표 2> 대전교육중단연구 설문 문항 중 이 연구에 사용된 문항

순	영역	문항	문항제거시 Cronbach' s α
1	방과후학교 프로그램	교과학습 방과후학교 프로그램 효과	.7290
2		특기적성 방과후학교 프로그램 효과	.7393
3	자기주도 학습	자기주도 학습 시간	.6619
4		교과별 자기주도 학습 시간: 국어	.6576
5		교과별 자기주도 학습 시간: 수학	.6477
6		교과별 자기주도 학습 시간: 영어	.6557
7		교과별 자기주도 학습 시간: 과학	.6763
8		교과별 자기주도 학습 시간: 사회	.7146
8개 문항의 크론바흐 알파(α)			.7149

본 연구의 주요 변인 측정을 위해 선정된 8개 문항(문항 25, 26, 27, 28, 29, 30, 67, 68)을 하나의 척도로 통합하여 신뢰도를 검증한 결과, 크론바흐 알파(α) 값은 0.7149로 나타나 수용 가능한 수준을 충족한다. 그러나 문항 제거 시 신뢰도 값 및 문항-전체상관관계를 검토했을 때, ‘일주일 평균 다음 교과를 스스로 공부하는 시간은? :사회’ (0.244)와 ‘올해, 특기 적성분야 방과후학교 프로그램이 나에게 도움이 되었다’ (0.195) 문항은 문항-전체상관관계가 낮고 제거 시 전체 신뢰도가 상승하는 것으로 관찰된다. 이는 이 문항들이 다른 문항들과 동일한 잠재 변인을 측정하는 데 기여도가 낮거나 이질적임을 시사한다. 따라서 8개 문항을 하나의 단일 척도로 통합하여 사용하는 것은 측정의 순수성을 저해할 가능성이 높다고 판단된다. 이에 따라 본 연구에서는 측정 문항의 성격과 신뢰도 검증 결과를 반영하여, 8개 문항을 하나의 척도로 통합하는 대신, 문항의 개념적 구분에 따라 방과후학교 프로그램에 대한 인식 척도(문 67, 68)와 자율 학습 시간 척도(문 25, 26, 27,

28, 29, 30) 두 개의 독립된 변인으로 재구성하여 사용한다. 이렇게 변수를 재구성함으로써 각 변인의 측정 신뢰도를 높이고, 연구 가설에서 제시한 인식과 학습 능력 간의 관계를 보다 타당하게 분석할 수 있다.

3. 연구 분석 방법

본 연구의 분석은 다음과 같은 방법을 사용한다.

첫째, 연구 대상의 일반적 특성을 파악하기 위해 주요 변인에 대한 빈도 분석, 평균, 표준편차 등 기술통계를 산출한다.

둘째, 방과후학교 프로그램에 대한 인식과 자기주도 학습 능력 간의 관계를 명확히 파악하기 위해 상관분석을 실시한다.

셋째, 통제 변인을 고려한 상태에서 방과후활동 인식이 자기주도 학습 능력에 미치는 영향력을 심층적으로 분석하기 위해 다중회귀분석을 실시한다. 이를 통해 방과후활동의 어떠한 측면에 대한 인식이 자기주도 학습 능력에 유의미한 영향을 미치는지를 규명한다.

넷째, 방과후학교 프로그램 참여 여부나 참여 프로그램 유형 등에 따른 자기주도 학습 능력의 집단 간 차이를 알아보기 위해 t-test 또는 분산분석(ANOVA)을 실시한다.

IV. 연구 결과

본 연구는 방과후학교 인식 척도(문 67, 68)와 자율 학습 시간 척도(문 25~30)를 구성하는 총 8개 문항에 대해 기술통계, 상관관계, 다중회귀분석 및 집단 간 차이 분석을 실시했다. 모든 분석은 결측치가 없는 4,083명의 응답을 기준으로 진행됐다.

1. 연구 대상의 일반적 특성

개별 문항의 평균을 보면, 학생들은 수학 자율 학습 시간(M=2.76)에 가장 많은 시간을 할애하고 사회 자율 학습 시간(M=1.80)에 가장 적은 시간을 할

에한다. 방과후학교 인식에서는 교과학습 관련 프로그램(M=2.77)이 특기/적성 분야 프로그램(M=2.36)보다 도움이 되었다는 인식이 더 높게 나타났다. 특히, 교과학습 방과후학교 프로그램 참여 여부를 나타내는 문항 67의 응답은 49.01%가 ‘참여하지 않음’을 보였다.

<표 3> 조사문항에 대한 기술통계 분석 결과

문항		평균		표준편차	
방과 후학 교 인식	하루 중 스스로 공부하는 시간은? (숙제 포함)	4.50	2.65	1.90	1.00
	일주일 평균 수학 자율 학습 시간	2.76		1.49	
	일주일 평균 영어 자율 학습 시간	2.45		1.19	
	일주일 평균 국어 자율 학습 시간	2.26		1.11	
	일주일 평균 과학 자율 학습 시간	2.15		1.34	
	일주일 평균 사회 자율 학습 시간	1.80		1.12	
자율 학습 시간	교과학습 관련 방과후학교 프로그램 도움 여부	2.77	2.56	1.88	1.67
	특기/적성 분야 방과후학교 프로그램 도움 여부	2.36		1.79	

<표 4> 성별에 따른 차이 분석

문항	남학생 평균 (SD)	여학생 평균 (SD)	<i>t</i>	<i>p</i>
교과 방과후 인식	2.88 (1.89)	2.65 (1.86)	3.899	0.0001
특기/적성 방과후 인식	2.59 (1.88)	2.13 (1.68)	8.120	0.0000
스스로 공부하는 시간(전체)	4.46 (1.95)	4.54 (1.84)	-1.440	0.1499
국어 자율 학습 시간	2.28 (1.17)	2.24 (1.06)	1.091	0.2755
수학 자율 학습 시간	2.87 (1.54)	2.65 (1.43)	4.645	0.0000
영어 자율 학습 시간	2.47 (1.25)	2.43 (1.13)	0.976	0.3290
과학 자율 학습 시간	2.29 (1.40)	2.02 (1.27)	6.492	0.0000
사회 자율 학습 시간	1.74 (1.13)	1.86 (1.12)	-3.436	0.0006

성별에 따른 차이 분석 결과, 수학, 과학 자율 학습 시간과 두 가지 유형의 방과후학교 프로그램 도움 인식 모두 남학생이 여학생보다 통계적으로 유의하게 높게 나타났다($p<0.001$). 반면, 사회 자율 학습 시간만 여학생($M=1.86$)이 남학생($M=1.74$)보다 유의하게 긴 것으로 관찰됐다($p=0.0006$).

<표 5> 지역별 평균 차이 분석(유의한 항목만)

문항	대덕구	동구	서구	유성구	중구
수학 자율 학습 시간	2.48	2.86	2.82	2.69	2.87
교과 방과후 인식	2.89	3.01	2.65	2.50	3.18

행정구역에 따른 차이 분석 결과, 수학 자율 학습 시간($F=7.301$, $p<0.001$)과 교과학습 방과후학교 프로그램 도움 인식($F=16.087$, $p<0.001$) 등 6개 문항에서 통계적으로 유의한 차이가 존재한다. 특히 수학 자율 학습 시간은 중구($M=2.87$)와 동구($M=2.86$) 지역에서 가장 높게 나타났으며, 교과학습 방과후학교 프로그램 도움 인식은 중구($M=3.18$)에서 가장 높고 유성구($M=2.50$)에서 가장 낮게 나타났다. 이는 지역별로 학생들의 학습 시간 배분 경향과 방과후활동에 대한 인식 수준에 유의한 차이가 있음을 의미한다.

2. 상관관계 분석 결과

두 척도(방과후학교 인식 척도와 자율 학습 시간 척도) 간의 상관관계 계수(r)는 0.0392로 나타나, 두 변인 간에 매우 약한 정적(+) 관계만 존재하는 것으로 관찰된다. 방과후학교 인식 척도와 자율 학습 시간 척도 간의 상관관계 계수(r)는 0.0392로 나타났다. 이는 두 척도 간에 매우 약한 정적(+) 상관관계가 존재함을 의미한다. 즉, 방과후학교 프로그램에 대한 인식이 긍정적일수록 자율 학습 시간이 약간 증가하는 경향이 있지만, 그 관계의 크기는 매우 미미하다.

3. 다중회귀 분석 결과

모형 적합성: 모형의 설명력(R^2)은 0.077로, 독립변수들이 자율 학습 시간 척도의 분산을 약 7.7%정도 설명하는 것으로 나타났다. 모형의 F-통계량은

15.814이며, p값은 0.000으로 통계적으로 유의하다.

〈표 6〉 다중회귀 분석 결과

독립변수	비표준화 계수 (B)	t	p
(상수)	2.579	89.797	0.000
문 67 (교과학습 인식)	0.062	5.622	0.000
문 68 (특기/적성 인식)	-0.041	-3.587	0.000

문 67 (교과학습 인식): 문항 67의 B계수는 0.062이고 p값이 0.000으로, 이는 통계적으로 유의한 정적(+) 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 교과학습 방과후학교 프로그램에 대한 인식이 긍정적일수록 자율 학습 시간은 증가하는 것으로 해석된다.

문 68 (특기/적성 인식): 문항 68의 B계수는 -0.041이고 p값이 0.000으로, 통계적으로 유의한 부적(-) 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 특기/적성 방과후학교 프로그램에 대한 인식이 긍정적일수록 오히려 자율 학습 시간은 약간 감소하는 것으로 해석된다.

방과후학교 프로그램 인식과 자율 학습 시간 간의 관계는 매우 약하지만 통계적으로 유의하게 존재한다. 특히, 교과학습 방과후활동에 대한 긍정적 인식만이 자율 학습 시간 증가에 기여하며, 특기/적성 방과후활동에 대한 인식은 통계적으로 유의하지만 부적인 영향(0.041)을 보여준다. 이는 특기/적성 활동에 몰입하는 것이 학습 시간 확보와는 경쟁 관계에 있을 수 있음을 시사한다.

V. 요약, 결론 및 제언

1. 요약

이 연구는 본 연구는 고등학생의 방과후활동에 대한 인식과 자기주도 학습 시간(SDLT) 간의 관계를 실증적으로 분석하고, 성별 및 행정구역에 따른 차이를 규명하는 데 목적이 있다. ‘2025년 대전교육종단연구’의 고등학생 응답자 총 4,083명을 대상으로 기술통계, 상관분석, 다중회귀분석 및 집단 간 차이 분석을 실시했다. 분석 결과, 방과후활동 인식 척도와 자율 학습 시간 척도 간에는 매우 약한 정적 상관관계($r=0.0392$)가 나타났다. 다중회귀분석에서는 교과학습 방과후학교 프로그램에 대한 긍정적 인식이 자율 학습 시간에 유의한 정적(+) 영향($B=0.062$)을 미치는 것으로 나타났다. 반면, 특기/적성 분야 프로그램에 대한 긍정적 인식은 자율 학습 시간에 유의한 부적(-) 영향($B=-0.041$)을 미치는 것으로 관찰됐다. 집단 간 차이 분석에서는 성별에 따른 유의한 차이가 확인됐다. 남학생은 여학생에 비해 수학 및 과학 자율 학습 시간이 더 길고, 두 가지 유형의 방과후활동에 대한 도움 인식도 더 긍정적이었다. 반면 여학생은 사회 자율 학습 시간이 더 길게 나타났다. 행정구역별 차이 또한 존재했다. 수학 자율 학습 시간과 교과학습 방과후활동 인식은 중구 및 동구 지역에서 상대적으로 높게 나타났다. 특히 교과학습 방과후활동에 대한 도움 인식은 중구($M=3.18$)와 유성구($M=2.50$) 간에 가장 큰 격차를 보였다.

2. 결론

본 연구는 방과후활동의 효과에 대한 학생들의 인식이 자기주도 학습 능력에 미치는 영향을 실증적으로 분석하여, 방과후활동 운영 및 프로그램 개발에 필요한 기초 자료를 제공했다. 연구 결과를 통해 다음의 중요한 결론을 도출했다.

첫째, 방과후활동의 효과에 대한 인식과 자기주도 학습 시간 간의 관계는 프로그램 유형에 따라 상이한 것으로 나타났다. 교과학습 관련 방과후활동의 효과를 높게 인식한 학생들은 자율 학습 시간이 유의한 수준에서 큰 것으로 나타났다. 이는 자기주도적 학습 성향이 높은 학생들이 방과후학교의

교과학습관련 프로그램의 효과에 대해서 긍정적으로 인식하는 것을 의미한다. 반면, 특기·적성 분야 프로그램에 대한 긍정적 인식은 자기주도 학습 시간과 부적 관계를 형성했다. 이는 특기·적성 활동에 대한 참여와 만족이 학습 시간 확보와 상충되거나 경쟁하는 관계에 놓일 수 있음을 시사한다.

둘째, 학생들의 학습 태도와 방과후활동 인식은 성별 및 지역별 특성에 따라 다르게 나타난다. 남학생이 이과 성향의 교과 학습에 더 많은 시간을 할애하고 방과후활동을 더 긍정적으로 인식하는 것은 성별에 따른 학습 격차 해소를 위한 차별화된 접근이 필요함을 보여준다. 또한, 행정구역에 따라 방과후활동에 대한 인식과 참여도가 다르게 나타난 점은 학교 현장의 방과후활동 운영 시 지역별 요구와 특성을 정교하게 반영해야 함을 시사한다.

3. 제언

본 연구의 결과를 바탕으로 방과후학교 프로그램의 효과와 학생들의 자기주도 학습 능력 향상을 위해 다음과 같은 정책적 및 학술적 제언을 한다.

첫째, 방과후활동 프로그램의 이원적 개발 및 운영 전략을 수립해야 한다. 교과학습 관련 프로그램은 학생들의 자율 학습 시간 연장 및 학습 성취 향상에 직접적으로 기여하므로 그 질과 만족도를 극대화해야 한다. 반면, 특기/적성 프로그램은 학습 시간 확보와 상충되지 않도록 시간 배분 및 연계 방안을 모색해야 한다. 예를 들어, 특기/적성 활동을 자기주도 학습 능력의 한 축(예: 목표 설정 능력, 인내심)으로 연계할 수 있는 프로그램 설계가 필요하다.

둘째, 성별 및 지역별 특성을 반영한 맞춤형 지원을 강화해야 한다. 남학생이 상대적으로 낮은 사회 교과 학습 시간과, 여학생이 낮은 수학/과학 학습 시간을 보인다는 분석 결과에 기초하여, 성별 격차를 해소할 수 있는 방과후학교 콘텐츠를 제공해야 한다. 또한, 방과후활동 만족도가 낮은 지역(예: 유성구)에 대해서는 교육청 차원의 질 관리 및 프로그램 보급 지원을 확대하여 지역 간 교육 격차를 해소해야 한다.

셋째, 측정 도구의 개념적 분리를 통한 후속 연구가 필요하다. 본 연구에서 8개 문항을 하나의 척도로 통합하는 것이 적절하지 않음이 확인됐다. 따

라서 향후 연구에서는 방과후활동 인식과 자기주도 학습 시간이라는 두 개의 독립된 개념을 활용해야 한다. 또한, 대전교육중단연구의 특성을 살펴 장기적인 중단 분석을 실시하여 방과후활동 참여 및 인식 변화가 학생들의 자기주도 학습 능력의 인과적 관계를 규명할 것을 제언한다.

참고문헌

- 고충숙. (2012). 청소년의 휴대폰 중독적 사용이 정신건강에 미치는 영향. 청소년문화포럼, 30, 8-36.
- 김경미, 염유식. (2014). 한국 청소년의 스마트기기 이용과 주관적 행복감. 한국사회학회 사회학대회 논문집, 397-400.
- 김경희, 김완수, 최인봉, 상경아, 김희경, 신진아, 김성훈. (2011). 국가수준 학업성취도 평가에 나타난 우리나라 학력 향상의 특성 분석. 한국교육과정평가원 연구보고 RRE 2011-2-4.
- 김윤지, 김정섭. (2014). 고등학생이 지각한 부모의 자율성 지지와 부모-자녀 의사소통이 자기주도학습에 미치는 영향. 학습자중심교과교육연구, 14(1), 47-65.
- 김홍원. (2012). 방과후학교의 사교육비 경감 효과와 과제. 한국교육개발원 2012 Position Paper 제9권 제20-10호(통권 제178호). 현안보고 OR 2012-05-20-10.
- 박승재, 정영식, 하봉운, 이제원, 박성민, 이해나, 정은주, 전보미. (2017). 방과후학교 참여율 제고방안 연구. 연구보고 TR2017-43-2, 한국교육과정평가원.
- 배상훈. (2021). 코로나 이후 방과후학교 정책과제 발굴 및 제도화 방안 연구. 한국교육개발원.
- 배영주. (2006). 아동의 자기주도적 학교학습의 가능성과 실현 조건의 탐색. 교육과정연구, 24(2), 299-319.
- 백순근, 길혜지, 박경인. (2012). 방과후학교 및 EBS강의가 고등학생의 학업성취도와 학습태도에 미치는 영향. 제4회 국가수준 학업성취도 평가와 대학수학능력시험 자료 활용 분석 심포지엄. 연구자료 ORM 2012-109-2.

- 변상민, 신중휘. (2022). 고등학생의 수학 및 영어 성취도에 대한 방과후학교 참여의 성취수준별 효과 분석: 지역과 학교 특성에 따른 차별적 효과를 중심으로. *The SNU Journal of Education Research*, 31(1), 125-150.
- 송인섭. (2006). 현장적용을 위한 자기주도학습. 서울: 학지사.
- 이석재, 장유경, 이헌남, 박광엽. (2003). 생애능력 측정도구 개발연구: 의사소통능력, 문제해결능력, 자기 주도적 학습능력을 중심으로. 한국교육개발원.
- 이희선, 권영애. (2012) 초등학교 고학년 아동이 지각한 어머니의 심리적 통제와 자기주도적 학습과의 관계: 자기결정성동기의 매개효과 검증. *Family and Environment Research*, 50(8), 125-135.
- 정기오. (2007). 방과후학교 도입의 정책적 배경과 의미. 방과후학교의 이론적·철학적 기반 정립을 위한 세미나 자료집. 한국교육개발원.
- 정현옥, 김미영, 민세홍. (2010). 학습코칭 프로그램이 자기주도적 학습 능력에 미치는 효과. *실과교육연구*, 16(4), 197-212.
- 채재은, 임천순, 우명숙. (2009). 방과후학교와 수능강의가 사교육비 및 학업성취도에 미치는 효과 분석. *교육재정경제연구*, 18(3), 37-62.
- 최인선, 주은지. (2013). 청소년이 지각한 부모 양육태도, 학업적 자기효능감, 진로성숙도가 자기주도학습에 미치는 영향. *청소년학연구*, 20(10), 169-206.
- 현정숙. (1999). 아동의 자기주도학습 특성에 관한 연구. 동아대학교 학생생활연구소, 학생연구, 27, 231-253.
- Houle, C. O.(1961). *The inquiring mind*. Madison: University of Wisconsin Press.
- Knowles, M. S. (1975). *Self-directed learning : A guide for learners and teachers*. Chicago, IL : Follet.
- Lovett, S. B., & Flavell, J. H. (1990). Understanding and remembering: Children's knowledge about the differential effects of strategy and task variables on comprehension and memorization. *Child Development*, 61, 1842-1858.
- Organisation for Economic Co-operation and Development. (2018). *The future of education and skills: Education 2030*. OECD Publishing.

- Schwab, K. (2016). The Fourth Industrial Revolution. World Economic Forum.
- Tough, A.(1979). The adult's learning project: A fresh approach to theory and practice in adult learning. Toronto, Ontario: The Ontario Institute for Education.
- Zimmerman, B. J. (2010). Becoming a self-regulated learner: An overview. *Theory into Practice*, 41(2), 64-70.
- Houle, C. O.(1961). The inquiring mind. Madison: University of Wisconsin Press
- Organisation for Economic Co-operation and Development. (2018). The future of education and skills: Education 2030. OECD Publishing.
- Schwab, K. (2016). The Fourth Industrial Revolution. World Economic Forum.
- Zimmerman, B. J. (2010). Becoming a self-regulated learner: An overview. *Theory into Practice*, 41(2), 64-70.
- Tough, A.(1979). The adult's learning project: A fresh approach to theory and practice in adult learning. Toronto, Ontario: The Ontario Institute for Education.
- Knowles, M. S. (1975). Self-directed learning : A guide for learners and teachers. Chicago, IL : Follet.
- Lovett, S. B., & Flavell, J. H. (1990). Understanding and remembering: Children's knowledge about the differential effects of strategy and task variables on comprehension and memorization. *Child Development*, 61, 1842-1858.

2025_6

초·중등 교사의 전문성 개발 활동 유형과 수업전문성의 차이 분석

연구자: 박 선 주 국립공주대 강의교수

I. 서론

1. 연구의 필요성 및 목적

교사의 전문성은 정의, 환경, 구조적 맥락에 따라 다양하다. 그 중 교사의 수업전문성은 교사라는 직업이 갖는 타 직업과의 차별성을 의미하며, 따라서 교사가 갖추어야 할 전문성의 핵심으로 강조되었다(박주호·송인발 2015). 이러한 배경으로 수석교사제 도입, 교원평가제도의 개정 등의 수업 역량과 전문성을 강조한 정책적 시도들이 이루어졌으며, 교사의 수업전문성과 역량 향상을 위한 다양한 전문성 개발 활동들이 교내·외에서 이루어지고 있다(강호수·김한나, 2016: 52). 가장 보편적인 전문성 개발 방법인 교사연수에서 교사의 소극적이고 수동적 참여가 문제점으로 지적되었으며, 개선 방안으로 맞춤형 교사 전문성 개발 활동이 제안되기도 했다(전제상·윤지희, 2022 등).

교사의 전문성 개발은 공식적이고 구조화된 연수를 포함하며, 비공식적으로는 학교 안에서 동료 교사들과 이루어지는 다양한 활동으로 정의된다(Desimone, 2011). 전문성 개발 활동과 결과는 학업성취와 성장에 긍정적인 영향을 줄 수 있고, 학교 변화와 효과성 측면에서 학교 문화 변혁의 중요한 작동 기제가 될 수 있기 때문에 매우 중요하다(유하원·김수연·장재홍, 2022).

교사의 전문성 개발의 중요성에 따라 이를 주제로 다수의 연구가 수행되었으나 교사 전문성 개발 활동이 자유로운 방식으로 이루어진 까닭에 그 효과는 일관되지 않았으며(허주, 최원석, 2019; 김태우, 2024), 교사의 전문성 개발 활동이 수업전문성에 영향을 미치고 수업 개선에 효과가 있다는 주장은 일부 존재하나, 이를 실증적으로 검증한 연구(강호수 외, 2016; 박주호 외, 2015b)와 실제적 효과를 입증한 연구(허주·이동엽, 2019)는 상대적으로 부족하였다. 한편, 교사의 전문성 개발 활동을 다룬 기존 연구들(김태우, 2024; 이전이, 2022; 장재홍·신범철, 2022 등)은 주로 TALIS 데이터의 대리변수를 활용하여 관련 요인들을 분석함으로써, 변수의 적합성과 타당성이 저하될 가능성이 제기된다. 또한 학교 현장의 실제 요구나 맥락을 충분히 반영하지 못하였으며(송경오, 2019), 다양한 방식의 전문성

개발 방법에 관한 지표가 배제되었다는 문제가 있다.

이에 본 연구는 「2025년 대전교육중단연구」의 데이터를 기반으로 대전광역시교육청 소속 교사의 전문성 개발 활동 실태와 수업전문성에 미치는 영향력 파악을 통해 소속 교원의 전문성 개발, 교원연수 등에 기초 자료를 제공하는 것을 목표로 한다. 본 연구에서는 수업전문성을 교사가 수업을 계획, 실행, 평가 및 관리하는 데 필요한 역량으로 정의하였다.

2. 연구 문제

본 연구는 대전광역시교육청 소속 교내·외에서 이루어지는 교사들의 다양한 전문성 개발 활동의 현황을 파악하고 잠재프로파일 분석(Latent Profile Analysis; LPA)을 통해 전문성 개발에 실질적·차별적으로 도움을 줄 수 있는 제반 여건을 파악하고자 한다.

첫째, 교사의 전문성 개발 활동은 어떻게 유형화 되는가?

둘째, 학교급별 전문성 개발 활동에 따른 수업전문성의 차이는 어떠한가?

II. 이론적 배경

1. 교사 전문성의 정의와 영향요인

교사의 전문성은 단순한 교과 지식을 넘어서 교육적 가치관, 학생 이해, 교수 학습 전략, 학급 경영, 의사소통 능력, 학생 상담 및 생활지도, 자기 계발 노력, 원만한 인성과 품성 등 다양한 요소에 관한 복합적 역량이다. 이는 지식기반(교과 내용과 교육학 지식), 능력기반(수업 수행능력, 학급경영, 상담능력), 그리고 신념기반(교육적 가치관, 태도, 소명의식)으로 구성된다(조동섭, 2005). 교사는 이러한 전문성을 바탕으로 학생들의 학습과 성장을 효과적으로 지원하며, 교육 현장에서의 다양한 역할을 수행한다.

수업전문성은 교사의 전문성 중에서도 수업 운영에 필요한 핵심적 역량으로, 수업 기획, 실행, 평가, 관리 능력을 포함한다(Creemers, 1994; Sammons, Hillman, & Mortimore, 1995). 수업전문성은 학생의 학습 성취에 직접적인 영향을 미치는 교사의 수업행동과 관련되며, 교사가 수업을

통해 학생들의 학업성취를 높이는 데 중요한 역할을 한다(박주호 외, 2015b; 이옥화, 2022 등). 따라서 수업전문성은 교사의 전문성 중 가장 본질적인 부분이라고 볼 수 있다. 이처럼 교사의 전문성은 교육적 역량을 전반을 포함하는 포괄적인 개념인 반면, 수업전문성은 이 중에서도 수업과 직결된 구체적인 기술과 지식을 중심으로 하는 하위 개념이다.

수업전문성의 구성요소는 연구자마다 약간의 차이가 있으나, 대부분의 국내외 연구에서는 교사의 수업 전문성을 설계-실행-평가(및 성찰)의 영역으로 구분한다. 이는 수업의 전 과정을 포괄하며, 교사가 전문적으로 사고하고 실천하는 핵심 단계를 나타낸다(박주호·김미정·정인선, 2015; 이경화, 2018).

수업의 전 과정을 전문적으로 설계하고 실행하며 성찰하는 통합적 역량으로 이해되는 수업전문성은, 교사의 실천적 지식과 반성적 사고로 확장된 수업전문성의 영역은 설계-실행-평가의 순환적 과정이라고 할 수 있다(박주호 외, 2015a; 허주, 김영숙, 윤태진, 2019).

2. 교사의 전문성 개발 활동

교사 전문성 개발이란 일반적으로 교사들이 교수학습에 대해 깊이 이해하고 숙달된 능력을 갖추도록 역량을 개발하는 과정으로 교사의 전문성 개발 방법은 공식적·비공식적 활동을 통해 지식·기술·태도 등 다양한 영역에서 역량을 신장시키는 방식을 포괄한다(송인발, 박주호, 2014).

수업 전문성 개발 활동에 관한 다수의 연구가 OECD의 「TALIS(Teaching and Learning International Survey)」 한국 자료를 활용하였다. 교사의 수업 전문성을 주제로 이루어진 다수의 연구 중 수업전문성과 전문성 개발 활동의 관계를 분석한 연구는 <표 1>과 같다. TALIS에서는 교사의 전문성 개발 활동의 참여 여부, 참여 시간, 참여 활동 등이 분석 변수로 활용되었다. 관련 선행연구는 <표 1>과 같다.

〈표 1〉 전문성 및 전문성 개발 활동 관련 변수들

구분	관련 변수	분석 자료
강호수, 김한나 (2016)	<독립 변수> ▪ 능동적 학습, 지속성, 공동참여 <종속 변수> ▪ 교사 전문성 향상 정도: 담당 교과 영역에 대한 지식과 이해, 필요 교수 능력, 교과과정에 대한 지식 등	TALIS 2013
박주호 (2015b)	<독립 변수> ▪ 전통적 방식의 교사 연수 참여 정도(강의/워크숍, 타학교 시찰 등) ▪ 학교 내 교사 간 협력 활동 참여 정도(전문적 협력, 수업을 위한 교환 및 조정) <종속 변수> ▪ 교과 및 교수 전문성 향상(세부 변수는 강호수 외(2016)과 동일)	TALIS 2013
김태우 (2024)	<예측 변수> ▪ 교사: 경력, 내재적 동기, 전문성 개발 활동 참여 수요(교수학습, 학생 생활지도 및 학급 운영, 수업효능감, 수업자율성) ▪ 학교: 전문성 개발 활동 참여 지원(시간적, 금전적), 동료 교사의 혁신성, 교사협력(정보 교환 및 조정, 전문적 협력), 학교장 수업지도성 <결과 변수> ▪ 교수실천: 전통적 교수, 혁신적 교수, 학생통제, 평가 및 피드백	TALIS 2018
이전이 (2022)	<독립 변수> ▪ 교사: 자율성, 성별, 학위, 경력 ▪ 학교: 소재지, 설립유형, 교장 수업지도성 등 <종속 변수> ▪ 전문성 개발 활동: 개인 기반 전문성 개발 활동 참여, 학교 기반 전문성 개발 활동 참여	TALIS 2018
장재홍, 신범철 (2022)	<독립 변수> ▪ 전문성 개발 활동의 긍정적 특성(전문성 개발 관련 기회제공, 내용 제공 등) ▪ 전문성 개발 활동 지원 요인(시간, 비용 등) ▪ 전문성 개발 참여 방해 요인(업무일정 등) <종속 변수> ▪ 전문성 개발 활동의 긍정적 영향	TALIS 2018

III. 연구 방법

1. 연구 자료 및 대상

본 연구의 분석자료는 「2025년 대전교육중단연구」의 교사 데이터이며, 응답자 1,437명의 데이터가 분석에 활용되었다. 연구 대상의 인구통계학적 분포는 다음과 같다.

<표 2> 연구 대상

구분		빈도	퍼센트
성별	남	394	27.4
	녀	1,043	72.6
	합계	1,437	100.0
학교급	초	471	32.8
	중	525	36.5
	고	441	30.7
	합계	1,437	100.0

2. 측정 도구

가. 연구 변수: 잠재변수, 독립변수, 종속변수

연구 변수는 1) 전문성 개발 활동 유형(잠재변수이자 독립변수)과 2) 수업전문성(종속변수), 만족도(기타 종속변수)로 구분된다.

1) 전문성 개발 활동 유형

전문성 개발 활동을 변수로 잠재프로파일 분석(Latent Profile Analysis; LPA)을 통해 집단을 유형화하고, 유형화된 집단을 다시 독립변수로 투입하였다. 전문성 개발 활동에 대한 문항은 <표 3>과 같다.

〈표 3〉 전문성 개발 활동 관련 문항

구분	문항
전문성 개발 활동	기관 중심 연수(시·도 교육청, 교육연수원 등) 참여 횟수
	교육청 차원의 수업컨설팅(요청장학 포함) 참여 횟수
	교육청 차원의 교육연구회(교과교육연구회, 교사동아리 등) 활동 참여 횟수
	교내 단위학교 중심 연수 참여 횟수
	교내 수업 장학 참여 횟수
	교내 교사학습공동체 참여 횟수
	개별 전문성 개발 활동(독서, 대학원 수강 등) 참여 횟수

2) 수업전문성

종속변수는 수업전문성으로 「2025년 대전교육종단연구」에서 해당 변수를 구성하고 있는 문항에 대한 탐색적 요인분석을 실시하였다. 탐색적 요인분석에는 최대우도법과 베리맥스 회전을 적용하였다. KMO(Kaiser-Meyer-Okin)와 Bartlett 구형성 검증 결과, KMO=.097, Bartlett 's $\chi^2=9647.218(df=36, p<.001)$ 로 통계적 유의성이 나타났고, 공통성 .4 이하 문항 및 중복 요인 문항 제거 등의 과정을 통해 수업전문성을 구성하는 3개 요인(설계, 실행, 평가)과 측정 문항을 도출하였으며, 결과는 〈표 4〉와 같다.

〈표 4〉 수업전문성 관련 문항

구분	문항	Cronbach α
수업 전문 성	설 계	담당 학년/교과의 성취기준을 알고 있다
		성취기준을 고려하여 교과서 단원 또는 차시를 재구성한다
		성취기준을 고려하여 다른 교과의 학습 내용과 연계·통합한다
	실 행	수업에서 학생들 스스로 필요한 자료를 수집하고 조사하도록 지도한다
		학생들이 자유롭게 많은 아이디어를 내도록 지도한다
		학생들이 개념이나 현상을 비판적으로 분석하도록 지도한다
	평 가	교육과정을 분석하여 성취기준에 부합하는 평가 계획을 수립한다
		수업과 연계한 평가를 계획한다
		평가 기준에 근거하여 성취한 정도(결과)를 제시한다

3) 만족도(교직, 학교만족도)

전문성 개발 활동에 참여는 교사들로 하여금 더 높은 수준의 내재적 동기를 형성하고 유능감이나 자기효능감을 갖게 하며 궁극적으로 높은 직무 만족으로 이어질 수 있는 중요한 변수임을 고려하여(장유빈, 박주호, 2022), 교직만족도와 학교만족도를 추가적으로 분석하였다<표 5>.

<표 5> 만족도 관련 문항

구분		문항	
만족도	교직 만족도	교사라는 직업에 만족한다	1=전혀 그렇지 않음 2=그렇지 않음 3=보통 4=그러함 5=매우 그러함
	학교 만족도	현재 근무하는 학교에 만족한다	

3. 분석 절차 및 방법

연구문제별 분석 절차 및 방법은 다음과 같다. 첫째, 교사의 전문성 개발 활동에 대한 기술통계 분석을 실시하였다. 둘째, 전문성 개발 활동을 유형화를 위해 잠재프로파일 분석(LPA)을 실시하였다. 셋째, 잠재계층에 따른 12를 알아보기 위해 분산분석을 실시한다. 통계분석에는 Mplus 7.0을 활용하였다.

IV. 연구 결과

1. 기술통계 분석 결과

분석 변수에 대한 기술통계 분석 결과는 <표 6>과 같다. 전문성 개발 활동에서 기관 중심 연수와 개별 전문성 개발 활동(M=3.26, SD=1.205 / M=3.2, SD=1.369)의 참여도가 상대적으로 높게 나타났다. 반면, 교육청 차원의 수업컨설팅과 교육연구회는 참여가 낮은 편이었다.

표준편차를 살펴보면 개별 전문성 개발 활동과 교사학습공동체(SD=1.369 / SD=1.306)는 참여 정도의 개인차가 두드러지며, 교내 수업 장학과 수업컨설팅(SD=0.696 / SD=0.808)은 참여 수준이 비교적 일정하게 나

타났다.

수업전문성의 경우, 수업전문성_평가의 평균(M=4.4, SD=0.61)이 가장 높게 나타났지만, 세 영역 모두 평균 4점 이상으로 높은 수준을 보였다. 만족도에서 학교만족도와 교직원만족도의 평균 및 표준편차는 각각 M=3.88(SD=0.97), M=3.66(SD=1.084)였다.

<표 6> 기술통계 분석 결과

구분		M	SD	최소값	최대값
전문성 개발 활동	기관 중심 연수	3.26	1.205	1	5
	교육청 차원의 수업컨설팅	1.61	0.808	1	5
	교육청 차원의 교육연구회 활동	1.92	1.145	1	5
	교내 단위학교 중심 연수	2.95	1.118	1	5
	교내 수업 장학	2.22	0.696	1	5
	교내 교사학습공동체	2.69	1.306	1	5
	개별 전문성 개발 활동	3.2	1.369	1	5
수업 전문성	수업전문성_설계	4.3	0.631	1	5
	수업전문성_실행	4.13	0.708	1	5
	수업전문성_평가	4.4	0.61	1	5
교사 만족도	교직원만족도	3.66	1.084	1	5
	학교만족도	3.88	0.97	1	5

2. 전문성 개발 활동 유형화

교사의 전문성 개발 활동을 기반으로 잠재프로파일 유형을 도출하기 위해 2계층부터 단계적으로 계층 수를 증가시키며 모형을 검증하였다. 계층 수가 증가함에 따라 정보지수(AIC, BIC, sBIC)는 전반적으로 감소하는 경향을 보였다. 이는 모형의 적합도가 계층 수 증가에 따라 개선됨을 시사한다. 또한 현 계층(k) 모형과 이전 단계인 k-1 모형 간의 차이를 검증하는 모형비교검증(LMRT) 결과, 2계층부터 5계층까지는 통계적으로 유의한 차이가 나타났으나, 그 이후의 계층에서는 유의성이 확인되지 않았다. 이는 5계층까지의 분류가 통계적으로 타당함을 의미한다.

계층 분류의 질을 평가하는 지표인 Entropy는 1에 가까울수록 분류의 정확성이 높음을 의미하는데, 5계층 모형의 Entropy 값이 .935로 가장 높은 수준을 보여 가장 명확한 집단 분류를 나타냈다.

<표 7>과 같이 정보지수, 모형비교검증 지수, 그리고 계층 분류의 질을

종합적으로 고려한 결과(이정민·정혜원, 2016), 5계층 모형이 소속 교사의 전문성 개발 활동 유형을 설명하는 데 가장 적합한 것으로 판단하였다.

<표 7> 잠재계층 분석 결과의 적합도

분류	2계층	3계층	4계층	5계층	6계층
AIC	28,292.605	27,622.957	27,131.380	25,442.920	24,933.287
BIC	28,408.552	27,781.066	27,331.652	25,685.354	25,217.884
sBIC	28,338.665	27,685.766	27,210.939	25,539.227	25,046.345
Entropy	0.914	0.881	0.893	0.935	0.973
LMRT	1,527.028	674.059	498.997	501.225	-95.415
p-value	.000	.000	.043	.000	.987

모형검증 결과를 토대로 집단을 5개의 유형으로 분류하였고, 유형별 전문성 개발 활동의 평균을 분석한 후, 특징에 따라 집단을 명명하였다<그림 1], <표 8> 참고). ※ 기관 중심 연수의 경우 [집단2]를 제외한 모든 집단에서 평균이 높은 것으로 나타났다. 차별성이 낮음을 고려하여 특징 분석과 명명에는 활용하지 않았다.

교사의 전문성 개발 유형과 특징을 해석하면 다음과 같다. [집단 1]의 경우, 기관 중심 연수(M=4.05), 교내 수업 장학(M=4.48), 교내 교사학습공동체(M=4.23), 개인 전문성 개발 활동(M=4.00) 등 전 영역에서 참여 수준이 높았다. 따라서 공식적 연수와 비공식적 공동체, 개인적 개발 활동 모두 적극적으로 수행하여 **“높은활동형”**으로 명명하였다.

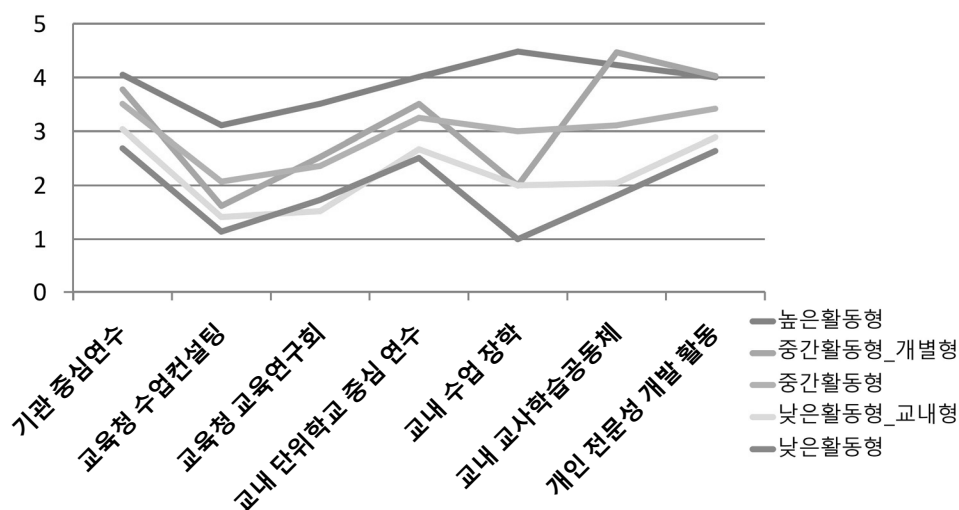
[집단 2]의 경우, 보통 수준의 참여형으로 교내 교사학습공동체(M=4.47), 개인 전문성 개발 활동(M=4.03)은 상대적으로 높지만, 교육청 차원의 활동(M=1.62)이나 교내 수업 장학(M=2.00)의 참여는 낮음. 즉, 공식적·행정적 지원보다는 자율적이고 개별 중심의 활동을 선호하는 집단임을 고려하여, **“중간활동형_개별형”**으로 명명하였다.

[집단 3]의 경우, 기관 중심 연수(M=3.51)와 교내 단위학교 중심 연수(M=3.35)와 개인활동(M=3.42)이 중간 수준으로, 자율적 참여와 조직 내 활동을 균형 있게 수행함을 고려하여 **“중간활동형”**으로 명명하였다.

[집단 4]의 경우, 대부분 활동에서 참여가 낮은 편이지만, [집단 5]와 비교했을 때, 교내 활동의 참여가 높아 학교 내부에서 이루어지는 최소한의

연수를 중심으로 참여하는 집단임을 고려하여, “**낮은활동형_교내형**”으로 명명하였다.

[집단 5]의 경우, 전 영역 걸쳐 집단 중 평균이 가장 낮았다. 전문성 개발에 전반적으로 소극적인 집단으로 참여 의욕이 낮거나 기회 접근성이 제한된 집단으로 해석되기 때문에 “**낮은활동형**”으로 명명하였다.



[그림 1] 유형별 전문성 개발 활동

<표 8> 유형별 전문성 개발 활동 평균

구분	기관 중심연수	교육청 수업 컨설팅	교육청 교육 연구회	교내 단위학교 중심 연수	교내 수업 장학	교내 교사학습 공동체	개인 전문성 개발 활동
높은활동형	4.05	3.11	3.51	4.01	4.48	4.23	4.00
중간활동형_개별형	3.78	1.62	2.53	3.51	2.00	4.47	4.03
중간활동형	3.51	2.07	2.36	3.25	3.00	3.11	3.42
낮은활동형_교내형	3.04	1.41	1.52	2.67	2.00	2.04	2.89
낮은활동형	2.69	1.14	1.73	2.51	1.00	1.81	2.64

<표 10>은 학교급별 전문성 개발 유형의 분포로 내용은 다음과 같다. 전체 학교급에서 낮은활동형_교내형의 비율이 가장 높게 나타났다(총 835명, 58.1%). 초등학교 교사는 낮은활동형_교내형(61.8%) 비율이 가장 높았고, 이는 교내 중심의 연수나 협력 활동에 주로 참여함을 나타낸다. 중학교와 고등학교 교사는 중간개별활동형(17.3%/16.3%)과 중간학교활동형(14.9%/15.0%) 비율이 상대적으로 높았다.

<표 9> 전문성 개발 활동 유형 분포(전체, 학교급별)

구분	전체 (n=1,437)		초 (n=471)		중 (n=525)		고 (n=441)	
	빈도	%	빈도	%	빈도	%	빈도	%
높은활동형	73	5.1%	21	4.5%	23	4.4%	29	6.6%
중간활동형_개별형	229	15.9%	66	14.0%	91	17.3%	72	16.3%
중간활동형	219	15.2%	75	15.9%	78	14.9%	66	15.0%
낮은활동형_교내형	835	58.1%	291	61.8%	297	56.6%	247	56.0%
낮은활동형	81	5.6%	18	3.8%	36	6.9%	27	6.1%

3. 전문성 개발 활동 유형에 따른 수업전문성의 차이 분석

학교급별 전문성 개발 활동 유형에 따른 수업전문성의 차이 분석 결과는 <표 10>, <표 11>, <표 12>과 같다.

<표 10> 전문성 개발 활동 유형별 수업전문성의 차이 분석 결과(초)

구분	유형	n	M	SD	F	scheffé /Games-Howell
수업전문성 _설계	높은활동형(a)	21	4.24	.518	.257	-
	중간활동형_개별형(b)	66	4.33	.593		
	중간활동형(c)	75	4.33	.659		
	낮은활동형_교내형(d)	291	4.27	.670		
	낮은활동형(e)	18	4.24	.558		
	-	471	4.29	.646		
수업전문성 _실행	높은활동형(a)	21	4.19	.742	.898	-
	중간활동형_개별형(b)	66	4.23	.640		
	중간활동형(c)	75	4.07	.750		
	낮은활동형_교내형(d)	291	4.08	.736		
	낮은활동형(e)	18	3.96	.604		

구분	유형	n	M	SD	F	scheffé /Games-Howell
	-	471	4.10	.721		
수업전문성 _평가	높은활동형(a)	21	4.44	.463	.597	-
	중간활동형_개별형(b)	66	4.47	.605		
	중간활동형(c)	75	4.39	.685		
	낮은활동형_교내형(d)	291	4.35	.642		
	낮은활동형(e)	18	4.39	.563		
	-	471	4.38	.634		
교직만족도	높은활동형(a)	21	3.76	.995	3.6**	b,d<e
	중간활동형_개별형(b)	66	3.32	1.139		
	중간활동형(c)	75	3.61	1.196		
	낮은활동형_교내형(d)	291	3.31	1.178		
	낮은활동형(e)	18	4.17	.857		
	-	471	3.41	1.171		
학교만족도	높은활동형(a)	21	3.95	.973	.197	-
	중간활동형_개별형(b)	66	4.03	.944		
	중간활동형(c)	75	4.07	.920		
	낮은활동형_교내형(d)	291	3.97	.935		
	낮은활동형(e)	18	3.94	1.056		
	-	471	3.99	.937		

** $p < .01$

초등교사의 수업전문성 인식은 평균 4점대로 전반적으로 높았지만, 유형 간 통계적으로 유의한 차이는 없었다. 수업전문성_평가 영역의 경우, 전체 평균은 4.38로 가장 높았다. 만족도의 경우, 교직만족도에서만 유의한 차이 ($F=3.6$, $p<.01$)가 나타났으며, 낮은활동형(e)($M=4.17$)이 중간활동형_개별형(b)($M=3.32$)과 낮은활동형_교내형(d)($M=3.31$) 보다 교직만족도가 높았다. 학교만족도의 경우, 중간활동형_개별형(b)($M=4.03$)과 중간활동형(c)($M=4.07$)의 평균이 상대적으로 높았다.

<표 11> 전문성 개발 활동 유형별 수업전문성의 차이 분석 결과(중)

구분	유형	n	M	SD	F	scheffé /Games-Howell
수업전문성 _설계	높은활동형(a)	23	4.32	.555	.730	-
	중간활동형_개별형(b)	91	4.44	.628		
	중간활동형(c)	78	4.44	.569		
	낮은활동형_교내형(d)	297	4.34	.589		
	낮은활동형(e)	36	4.37	.562		

구분	유형	n	M	SD	F	scheffé /Games-Howell
	-	525	4.37	.589		
수업전문성 _실행	높은활동형(a)	23	3.99	.902	2.178+	-
	중간활동형_개별형(b)	91	4.33	.692		
	중간활동형(c)	78	4.32	.615		
	낮은활동형_교내형(d)	297	4.16	.700		
	낮은활동형(e)	36	4.27	.642		
	-	525	4.21	.696		
수업전문성 _평가	높은활동형(a)	23	4.49	.585	.281	-
	중간활동형_개별형(b)	91	4.51	.563		
	중간활동형(c)	78	4.47	.570		
	낮은활동형_교내형(d)	297	4.47	.573		
	낮은활동형(e)	36	4.39	.604		
	-	525	4.47	.572		
교직만족도	높은활동형(a)	23	3.78	.951	1.620	-
	중간활동형_개별형(b)	91	3.79	.913		
	중간활동형(c)	78	3.50	1.171		
	낮은활동형_교내형(d)	297	3.80	1.024		
	낮은활동형(e)	36	3.58	1.105		
	-	525	3.74	1.034		
학교만족도	높은활동형(a)	23	3.74	.864	.103	-
	중간활동형_개별형(b)	91	3.84	.969		
	중간활동형(c)	78	3.87	.972		
	낮은활동형_교내형(d)	297	3.85	.945		
	낮은활동형(e)	36	3.81	1.037		
	-	525	3.84	.953		

+ $p < .1$

중학교 교사의 경우 수업전문성_실행 영역에서 활동 유형별 차이가 통계적으로 유의하였다. 중간활동형_개별형(b)(M=4.33)과 중간활동형(M=4.32)의 평균 대비 높은활동형(a)(M=3.99)의 평균이 상대적으로 낮았으며, 수업전문성은 전 영역에서 높게 나타났다.

<표 12> 전문성 개발 활동 유형별 수업전문성의 차이 분석 결과(고)

구분	유형	n	M	SD	F	scheffé /Games-Howell
수업전문성 _설계	높은활동형(a)	29	3.91	.806	3.574**	a<d
	중간활동형_개별형(b)	72	4.20	.558		
	중간활동형(c)	66	4.09	.813		
	낮은활동형_교내형(d)	247	4.31	.597		

구분	유형	n	M	SD	F	scheffé /Games-Howell
수업전문성 _실행	낮은활동형(e)	27	4.32	.670	1.806	-
	-	441	4.23	.655		
	높은활동형(a)	29	3.80	.814		
	중간활동형_개별형(b)	72	4.10	.622		
	중간활동형(c)	66	3.98	.772		
	낮은활동형_교내형(d)	247	4.09	.688		
	낮은활동형(e)	27	4.25	.638		
수업전문성 _평가	-	441	4.07	.700	1.871	-
	높은활동형(a)	29	4.15	.780		
	중간활동형_개별형(b)	72	4.42	.565		
	중간활동형(c)	66	4.23	.740		
	낮은활동형_교내형(d)	247	4.38	.589		
	낮은활동형(e)	27	4.41	.542		
	-	441	4.35	.624		
교직만족도	높은활동형(a)	29	3.72	1.099	.462	-
	중간활동형_개별형(b)	72	3.93	.939		
	중간활동형(c)	66	3.89	.930		
	낮은활동형_교내형(d)	247	3.79	1.023		
	낮은활동형(e)	27	3.78	1.013		
	-	441	3.82	.999		
학교만족도	높은활동형(a)	29	3.86	.953	2.038+	c>d
	중간활동형_개별형(b)	72	3.83	1.088		
	중간활동형(c)	66	4.05	.885		
	낮은활동형_교내형(d)	247	3.69	1.038		
	낮은활동형(e)	27	4.00	.877		
	-	441	3.80	1.015		

+ $p<.1$, ** $p<.01$

고등학교 교사의 경우, 수업전문성_설계 영역에서 유형 간 통계적으로 유의한 차이가 나타났다. 높은활동형(a)(M=3.91) 대비 낮은활동형_교내형(d)(M=4.31)의 평균이 높았다(낮은활동형(e)의 평균(M=4.32)이 가장 높았으나, 표본 크기로 인한 결과로 추측됨). 고등학교는 수업전문성의 전 분야에서 낮은활동형(e)의 평균이 다른 학교급 대비 상대적으로 높았다.

V. 결론 및 제언

1. 결과 요약 및 논의

첫째, 전체 집단의 전문성 개발 활동을 분석한 결과, 기관 중심 연수와 개별 전문성 개발 활동의 참여도가 상대적으로 높았고, 교육청 차원의 수업컨설팅과 교육연구회, 교내 수업 장학은 참여가 낮은 편으로 나타났다. 또한 개별 전문성 개발 활동과 교사학습공동체의 참여 정도의 개인차가 상대적으로 컸다.

둘째, 교사의 전문성 개발 활동에 따라 다음 5개 집단 ① 공식적 연수와 비공식적 공동체, 개인적 개발 활동 모두 적극적으로 수행하는 “높은 활동형”, ② 자율적이고 개별 중심의 활동을 선호하는 “중간활동형_개별형”, ③ 자율적 참여와 조직 내 활동을 균형 있게 수행하는 “중간활동형”, ④ 학교 내부에서 이루어지는 활동을 중심으로 최소한의 참여를 보이는 “낮은활동형_교내형”, ⑤ 참여 의욕이 낮거나 기회 접근성이 제한된 “낮은활동형”으로 유형화하였다.

학교급별 전문성 개발 유형의 분포에서는 전체 학교급에서 낮은활동형_교내형의 비율이 가장 높게 나타났다. 초등학교 교사는 낮은활동형_교내형 비율이 가장 높았고, 중학교와 고등학교도 낮은활동형_교내형 비율이 높았지만, 중간활동형_개별형과 중간학교활동형의 비율이 초등학교 대비 상대적으로 높았다.

셋째, 학교급별 전문성 개발 활동 유형별 수업전문성의 차이를 분석한 분석한 결과는 다음과 같이 요약될 수 있다. 전 학교급 모두 교사의 수업전문성에 대한 인식은 4점대로 높게 나타났으며, 특히, 평가 영역의 수업전문성이 상대적으로 높게 나타났다. 고등학교의 경우, 설계 영역에서의 수업전문성 인식은 높은 활동형 대비 낮은활동형_교내형과 낮은활동형이 높았다.

넷째, 만족도는 학교급별 다른 양상을 보이는데, 학교만족도의 경우, 모든 학교급에서 중간활동형의 평균이 높았다. 반면, 교직만족도의 경우 학교급별 결과가 달랐으며, 초등학교의 경우 낮은활동형의 교직만족도가 가장 높았다.

위의 결과를 바탕으로 몇 가지 논의를 제시하자면 다음과 같다. 첫째, 초등학교와 중학교의 경우 수업전문성 전 영역에서 중간활동형_개별형의

평균이 상대적으로 높았고, 고등학교의 경우 설계와 실행 영역에서 낮은활동형의 평균이 높은 것으로 나타났다. 이러한 사실은 전문성 개발 활동이 활발하다고 해서 반드시 수업전문성을 높게 인식하지 않을 수도 있음을 의미한다.

수업전문성의 일부 항목에서 높은활동형의 인식이 낮게 나타났는데 이는 성찰과 자기평가 기준의 향상에서 비롯된 결과로 판단된다. 즉, 전문성 개발 활동에 적극적으로 참여할수록 동료들과의 비교나 자기반성적 탐구 기회가 많아지게 되며, 이에 따라 자신의 현재 수업 역량에 대해 더 엄격하고 비판적으로 인식하게 되어 수업전문성에 대한 자기평가가 낮아질 수 있는 가능성도 있다. 비슷한 맥락에서 낮은활동형은 자신의 수업설계, 실행에 대한 경험이 많아 교수효능감이 높은 안정형 교사군(자율적 성숙형 교사)으로 해석될 수 있다.

수업전문성 전반에 걸쳐 중간활동형_개별형의 평균이 높았다는 사실은 자율성 기반의 학교/개인 주도의 참여가 수업전문성 개발에 긍정적 요인으로 작용할 가능성이 있음을 나타낸다. 이와 반대로 교육청 포함 기관 중심의 교사 전문성 개발 활동이 수업 전문성 향상에 기여할 수는 있으나 교사들의 자율성 침해, 과도한 행정 업무, 교수 학습과 직접 연결되지 않은 형식적·행정적 활동이 많아질 경우 오히려 수업 전문성에 부정적인 영향을 줄 가능성도 존재함을 시사한다.

교사의 전문성 개발 활동은 실질적 수업 개선과 연계되어 교사 주체적 참여와 동기를 고취하는 방향으로 설계 및 운영되어야 하며, 지속적이면서도 자율성이 확보되어야 한다.

만족도의 경우, 학교 중심 활동의 참여 수준이 높을수록 교직원만족도가 높아지는 경향을 보였다. 자율성 측면에서 적정 수준의 교사 주도의 수업전문성 및 학교 만족도 향상에 긍정적 요인으로 작용하는 것으로 위의 결과와 같은 맥락으로 해석된다.

2. 한계 및 보완점

본 연구는 전문성 개발 활동 유형 및 빈도와 전문성 인식 간 관계를 양적 지표 중심으로 단순화한 한계가 있다. 전문성 개발 활동의 질적 특성(내용·지속성·적용성) 외에도 교사의 참여 동기와 학교문화적 요인 등을 통

합적으로 고려한 다면적 분석이 필요하다. 또한 패널데이터를 활용함에 따라 수업전문성의 일부 문항을 대리변수로 활용하였다. 이로 인하여 타당도 측면에서 교사 전문성에 대한 제한이 존재하며, 해석상 주의가 요구된다. 추후 보다 정교한 측정도구 개발과 종합적 변인 구성을 통해 이러한 한계를 보완할 필요가 있다.

참고문헌

- 강호수, 김한나. (2016). 교과 및 교수 전문성 향상에 영향을 미치는 교사 전문성 개발 활동의 특성 탐색 연구. 학습자중심교과교육연구, 16(6), 51-71.
- 김태우. (2024). 효과적 교사 전문성 개발(Professional Development) 특성에 대한 교사 인식 기반 유형별 맞춤형 전문성 신장 전략 탐색. 한국교원대학교 대학원, 박사학위논문.
- 박주호, 김미정, 정인선. (2015). 교사의 수업전문성 구성요인 분석과 모형 개발. 한국교원교육연구, 32(2), 121-145.
- 박주호, 송인발. (2015). 교사의 전문성 개발활동이 교과 및 교수 전문성 향상에 미친 효과. 아시아교육연구, 16(1), 63-83.
- 송경오. (2019). 교사 전문성 개발 프로그램의 콘텐츠별 필요성 및 효과성 인식 분석. 한국콘텐츠학회 논문지, 19(10), 1-10.
- 송인발, 박주호. (2014). 교사의 전문성 개발 참여에 미친 학교 수준 변인의 영향. 한국교원교육연구, 31(4), 93-117.
- 유하원, 김수연, 장재홍. (2022). 학교풍토, 교사 전문적 학습공동체, 교사 전문성 개발, 학생 학업성취도의 구조관계 분석. 한국교원교육연구, 39(4), 175-199.
- 이경화. (2018). 수업전문성의 구성요소에 대한 탐색적 연구. 한국교육학연구, 54(3), 87-112.
- 이전이. (2022). 교사의 자율성이 전문성 개발 활동 참여에 미치는 영향 -TALIS 2018 자료를 바탕으로. 교원교육, 38(1), 315-334.
- 이정민, 정혜원. (2016). 잠재프로파일 분석을 통한 청소년의 휴대전화 사용과 의존도 유형 분류 및 관련 변인들의 영향력 검증. 한국청소년연

- 구, 27(2), 121-157.
- 장유빈, 박주호. (2022). 교사를 위한 피드백과 직무만족 관계에서 전문성 개발 수요와 참여의 매개효과. *교육학연구*, 60(5), 57-79.
- 장재홍, 신범철. (2022). 전문성 개발 활동 개선을 위한 교사 인식 분석: 긍정적 특성, 지원요인, 방해요인을 중심으로. *한국교원교육연구*, 39(1), 285-307.
- 전제상, 윤지희. (2022). 교원 전문성 개발을 위한 교원연수 경험적 일화 탐색. *지방교육경영*, 25(2), 1-30.
- 조동섭. (2005). 교사의 전문성 제고를 위한 정책 방향과 과제. 정책포럼 교육선진화를 위한 교원의 전문성 제고 방안. 2005년 5월13일 정책포럼. 한국교원교육학회·좋은국회교육연구회: 서울
- 허주, 김영숙, 윤태진. (2019). 교사의 수업평가 및 성찰활동이 전문성 발달에 미치는 영향. *교육과정평가연구*, 22(4), 1-25.
- 허주, 이동엽. (2019). 교사의 전문성 개발 활동 유형이 ‘전문적 자본’에 미치는 영향 분석. *학습자중심교과교육연구*, 19(11), 383-406.
- 허주, 최원석. (2019). 교사전문성 개발 활동 효과에 관한 메타 분석. *교원교육*, 35(2), 147-169.
- Creemers, B. P. M. (1994). *The effective classroom*. London: Cassell.
- Desimone, L. M. (2011). Improving Impact Studies of Teachers' Professional Development: Toward Better Conceptualizations and Measures. *Educational Researcher*, 40(3), 181-199.
- Sammons, P., Hillman, J. & Mortimore, P. (1995). *Key Characteristics of Effective Schools. A Review of School Effectiveness Research*. Institute of Education, London: Office for Standards in Education..

2025_7

교육행정 공무원의 직무요구와 직무만족 간 관계에서 조직문화의 조절 효과

연구자: 노 민 정 구즉초 교사

I. 서론

1. 연구의 필요성 및 목적

직무 스트레스는 조직 구성원의 건강과 복지는 물론, 조직의 성과 및 지속 가능성과도 밀접하게 연결되는 핵심 이슈이다. 특히 교육 행정직 공무원들은 교육 정책의 현장 실행을 담당하는 중추적인 역할을 수행하며, 이들의 직무 만족은 이직 의도 감소, 조직 몰입, 공공 서비스의 질 제고와도 직접적인 관련이 있다(박기관, 2008; 옥원호, 김성용, 2001; 윤정혜 외, 2011; 이환범, 이수창, 2006). 그러나 최근 공공 조직은 업무 복잡성과 책임 수준이 높아지며, 다양한 형태의 직무요구에 지속적으로 노출되고 있다(신민철 외, 2018). 이러한 환경에서 직무요구가 구성원의 만족도에 미치는 영향을 이해하고, 이를 완화할 수 있는 자원을 탐색하는 것은 실무적으로도 중요한 과제이나, 학교에서 근무하는 교육행정공무원들을 대상으로 한 연구는 부족한 실정이다(김홍복, 2019).

따라서 이 연구는 직무 스트레스 연구의 이론적 틀 중 하나인 직무요구-자원 모형(Job Demands-Resources model; JD-R: Bakker & Demerouti, 2007)에 기반하여, 조직문화가 직무요구와 직무만족 간의 관계에서 조절 변수로 작용하는지를 탐색하고자 한다. Bakker & Demerouti(2007)에 따르면, 조직문화는 구성원들이 공유하는 가치와 신념 체계로, 직무환경 속에서 심리적 안정감과 동기를 제공하는 핵심 자원 중 하나로 간주된다. 이 연구에서는 조직문화를 친화지향, 성취지향, 변화지향이라는 세 유형으로 구분하고, 각 조직문화가 교육행정공무원의 직무요구와 직무만족 간의 부정적 관계를 완화하는 완충 자원으로 기능할 수 있는지를 2025년 대전교육종단연구 자료를 이용하여 실증적으로 비교·분석하였다.

2. 연구 문제

이 연구의 연구문제는 다음과 같다.

연구 문제 1. 교육행정공무원의 직무요구와 직무만족은 어떠한 관계에 있는가?

연구 문제 2. 조직문화 유형(친화지향, 성취지향, 변화지향)은 직무요구와 직무만족 간의 관계를 조절하는가?

II. 이론적 배경

1. 직무요구와 직무만족의 관계

직무만족은 개인이 자신의 직무 또는 직무 환경에 대해 가지는 전반적인 긍정적 감정 상태를 의미하며, 이는 직무의 흥미도, 사회적 인정, 자율성, 성장 가능성, 그리고 조직의 제도 및 보상 수준 등 다양한 요인과 관련된다. 특히 공공부문에서는 직무만족이 조직 내 몰입, 이직 의도, 공공 서비스 질에 영향을 미치기 때문에 더욱 중요하게 다루어진다(Tett & Meyer, 1993).

직무요구는 직무수행 과정에서 개인이 경험하는 신체적·정신적 부담을 의미하며, 일반적으로 직무요구가 높아질수록 스트레스가 증가하고, 이로 인해 직무에 대한 부정적 정서가 누적되어 직무만족은 감소하는 경향을 보인다. 교육 행정직 공무원의 경우, 업무량의 과다, 반복적인 보고 체계, 그리고 제한된 자율성 등이 심리적 부담을 가중시키는 요인으로 지적되고 있으며, 이는 낮은 직무만족과도 밀접한 관련을 가진다(이효주, 박성민, 2019).

2. 조직문화의 직무자원으로서의 역할

직무요구-자원 모형(Job Demands-Resources model; JD-R)은 직무 환경을 요구와 자원이라는 두 가지 범주로 나누어 설명하며, 두 요소 간의 상호작용에 주목한다(Bakker & Demerouti, 2007). 직무요구는 건강 손상 경로를 통해 소진, 불안정성, 직무 불만족 등의 부정적 결과를 유발할 수 있고, 반대로 직무자원은 동기 강화 경로를 통해 직무몰입 및 만족도를 높이는 동시에, 높은 요구가 가져오는 부정적 영향을 완충하는 역할을 수행할 수 있다. 실제로, 윤익상(2023)은 교사를 대상으로 한 연구에서 지원, 자율성과 같은 직무자원이 직무요구와 직무만족의 부정적 관계를 조절함을 확인하였다.

이러한 관점에서 조직문화는 구성원에게 심리적 안정감, 소속감, 목표명료성, 협력 규범 등을 제공하는 핵심 조직 자원으로 이해된다(Schein, 2010). 특히 공공조직과 같이 제도적 제약과 절차적 통제가 강한 환경에

서는 문화적 자원이 정서적 지지와 동기 유발의 주요 근거가 된다.

조직문화는 구성원들이 공유하는 가치와 신념 체계로서, 직무 환경 속에서 구성원에게 심리적 안정감과 동기 부여를 제공하는 핵심적인 조직 자원 중 하나로 간주된다(Schein, 2010). 특히 공공 조직에서는 이러한 문화적 자원이 확실적인 규범이나 제도적 제약을 보완하고, 정서적·사회적 지지를 제공하는 기능을 수행할 수 있는데 JD-R 모델의 관점에서 조직문화는 직무요구의 부정적 영향을 상쇄할 수 있는 중요한 조절 요인임이 확인되었다(고선강 외, 2021; Bakker et al., 2005; Claes et al., 2023). 따라서 다양한 유형의 조직문화가 직무요구와 직무만족 간의 관계에 따라 다르게 기능할 수 있다는 점에 주목할 필요가 있다.

3. 조직문화 유형과 직무요구 및 직무만족과의 관련성

조직문화는 경쟁가치모형(Competing Values Framework; Cameron & Quinn, 2011)을 기반으로 친화지향(관계 중심), 성취지향(성과 중심), 변화지향(혁신 중심) 문화로 구분된다. 이 세 유형은 직무요구 상황에서 구성원이 직무를 해석하는 방식과 대처 전략을 달리 형성한다. 예를 들어, 친화지향 문화는 협력, 상호 존중, 공동체성을 강조하여 구성원이 정서적 지지와 심리적 안정감을 경험하도록 한다. 이러한 문화는 직무요구가 높을 때 스트레스를 완화하고 직무만족의 감소를 완충하는 자원으로 작용한다(김윤경, 2017; 김효실, 송민경, 2016).

성취지향 문화는 목표 달성과 성과 기준을 강조하여 동기 부여를 촉진할 수 있으나, 경쟁과 압박이 강화될 경우 직무요구와 결합하여 스트레스를 가중시켜 직무만족을 오히려 더 낮출 가능성이 있다. 변화지향 문화는 혁신, 유연성, 학습, 도전을 강조하며, 구성원이 직무요구를 부담이 아닌 성장과 발전의 기회로 재해석하도록 돕는다. 이는 직무요구의 부정적 영향을 완화하고, 오히려 직무만족과 몰입을 증진하는 자원으로 작동할 수 있다. 즉, 조직문화 유형은 직무요구가 직무만족에 미치는 영향을 강화하거나 완충할 수 있는 조절 요인으로 중요한 의미를 가지며, 조직 내 문화적 자원의 실질적 기능을 이해하는 데 있어 중요한 시사점을 제공한다.

III. 연구 방법

1. 연구 대상 및 자료

이 연구는 2025년 대전교육중단연구에 참여한 대전광역시 내 학교 행정실 직원 268명을 대상으로 수행되었다. 연구 대상자의 성별 분포는 남자 99명(36.9%), 여자 169명(63.1%), 학교급은 초등학교 110명(41.0%), 중학교 77명(28.7%), 고등학교 81명(30.2%)이었다.

2. 측정 도구

이 연구에 사용된 모든 변수는 2025년 대전교육중단연구 설문지에 포함된 문항을 활용하여 생성하였다. 각 문항은 모두 5점 리커트 척도(1=전혀 그렇지 않다, 5=매우 그렇다)로 측정되었으며, 변수는 해당 문항의 평균값을 산출하여 사용하였다. 즉, 점수가 높을수록 해당 변인의 수준이 높은 것을 의미한다. 각 척도의 문항 구성과 신뢰도는 다음과 같다.

가. 직무요구

직무요구는 업무 수행 과정에서 경험하는 과업 부담, 시간 압박, 역할 과중 등으로 인해 느끼는 신체적·정서적 부담의 수준을 의미한다. 이 연구에서는 행정업무 수행 시 발생하는 업무량 증가와 처리기한 압박으로 인한 심리적 피로감을 중심으로 직무요구를 정의하였다. 직무요구는 “일이 많아 시간에 쫓기며 일한다” 등의 4개 문항으로 측정되었다. 구체적인 문항 내용은 <표 1>에 제시하였으며, 내적일치도(Cronbach's α)는 .93이었다.

나. 직무만족

직무만족은 개인이 자신의 직무 특성, 근무환경, 대인관계 등에 대해 느끼는 전반적인 만족감의 수준을 의미한다. 이 연구에서는 행정업무가 개인의 기대와 역량에 적합하다고 인식하는 정도와 직무로부터 얻는 정서적 긍정감을 중심으로 직무만족을 정의하였다. 직무만족은 “담당 직무에 전반적으로 만족한다” 등의 4개 문항으로 측정되었다. 구체적인 문항 내용은 <표 1>에 제시하였으며, 내적일치도(Cronbach's α)는 .91이었다.

다. 조직문화

조직문화는 조직 구성원들이 공유하는 가치관, 상호작용 방식, 업무 수행에 대한 태도와 규범을 의미한다. 이 연구에서는 조직문화를 구성원이 직무를 해석하고 대응하는 데 영향을 미치는 문화적 환경으로 정의하고, 친화지향(관계 중심), 성취지향(성과 중심), 변화지향(혁신 중심)으로 세분화하여 개별 변수로 사용하였다. 세 유형의 조직문화는 “우리 학교 구성원들은 서로 협력한다”, “우리 학교 구성원은 업무 목표를 인식하고 있다”, “우리 학교 구성원은 변화를 기꺼이 수용한다” 등의 4개 문항으로 각각 측정되었다. 구체적인 문항 내용은 <표 1>에 제시하였으며, 내적일치도(Cronbach's α)는 .93, .75, .90이었다.

<표 1> 변수명 및 문항 내용

순	변수명	문항	신뢰도 (cronbach α)
1	직무요구	일이 많아 시간에 쫓기며 일한다	0.93
2		작년에 비해 업무량이 증가했다	
3		내가 할 수 있는 일보다 더 많은 일을 요구 받는다	
4		과중한 업무량 때문에 개인 시간이 없다	
1	직무만족	담당 직무에 전반적으로 만족한다	0.91
2		담당 직무가 나의 적성에 맞는다	
3		담당 직무를 수행하고 있는 나에게 자부심을 느낀다	
4		직무 수행 결과에 성취지향감을 느낀다	
1	친화지향 조직문화	우리 학교 구성원은 협력적이다	0.93
2		우리 학교 구성원은 서로 신뢰한다	
3		우리 학교 구성원은 타인에 대한 배려를 중시한다	
1	성취지향 조직문화	우리 학교 구성원은 업무 목표를 인식하고 있다	0.75
2		우리 학교 구성원은 실적을 중시한다	
3		우리 학교 구성원은 업무 효율을 강조한다	
1	변화지향 조직문화	우리 학교 구성원은 변화를 기꺼이 수용한다	0.90
2		우리 학교 구성원은 다양성을 존중한다	
3		우리 학교 구성원은 창의적인 업무 수행을 권장한다	

3. 분석 방법

직무요구가 직무만족에 미치는 영향에서 조직문화 유형의 조절효과를 검증하기 위해 SPSS 통계 프로그램과 Hayes의 PROCESS Macro(Hayes, 2018)를 사용하였다. 조직문화의 세 가지 유형(친화지향, 성취지향, 변혁)을 각각 조절변수로 설정하여 세 개의 모형을 구축하였으며, 각 모형에서 직무요구와 조직문화 간 상호작용항을 포함하였다. 분석 결과, 상호작용이 유의한 경우 조절변수의 평균 및 ± 1 표준편차 수준에서의 조건부 효과(conditional effects)를 포함하며, 이를 시각화하여 조절 양상의 차이를 해석하였다.

IV. 연구 결과

1. 기술통계 및 상관분석 결과

각 변수의 기술통계와 상관분석 결과는 <표 2>와 같다. 직무요구의 평균은 3.85(SD=0.75), 직무만족은 3.12(SD=0.81)로 나타났으며, 세 가지 조직문화 유형 중 변화지향 조직문화가 가장 높은 평균값(3.70, SD=0.65)을 보였다.

상관분석 결과, 직무요구와 직무만족 간 부적 상관관계($r=-.42$, $p<.01$)가 통계적으로 유의하여 직무요구가 높을수록 직무만족 수준이 낮아지는 일반적인 경향이 확인되었다. 또한 직무만족은 세 가지 조직문화 유형 모두와 유의한 정적 상관관계를 보였으며, 직무요구는 성취지향 문화를 제외하고 변화지향 조직문화($r=-.20$, $p<.05$) 및 친화지향 문화($r=-.15$, $p<.05$)와 유의한 부적 상관을 보였다.

<표 2> 기술통계 및 상관분석 결과

변수	평균	SD	직무요구	직무만족	친화지향 조직문화	성취지향 조직문화	변화지향 조직문화
직무요구	3.85	0.75	1				
직무만족	3.12	0.81	-0.42**	1			
친화지향 조직문화	3.55	0.68	-0.15*	0.35**	1		
성취지향 조직문화	3.6	0.72	0.05	0.28**	0.51**	1	
변화지향 조직문화	3.7	0.65	-0.20*	0.45**	0.62**	0.58**	1

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

2. 직무요구의 직무만족에 대한 주효과

분석 결과, 친화지향을 제외한 성취지향, 변화지향 조직문화 모형에서 직무요구가 직무만족에 미치는 주효과가 통계적으로 유의한 부적 관계에 있었다. 즉, 직무요구가 직무만족을 떨어뜨리는 감소의 강도가 조직문화 유형에 따라 다르게 나타남을 확인할 수 있다.

3. 조직문화 유형별 조절효과

세 개의 조직문화 유형을 각각 조절변수로 포함한 조절 회귀모형에서, 직무요구와 조직문화 간 상호작용항이 통계적으로 유의한 모형은 변화지향 조직문화 모형(모형3)이었다($B=0.102$, $p=.044$). 이 결과는 변화지향 조직문화가 직무요구와 직무만족 간의 부정적 관계를 완화하는 완충 역할을 수행할 수 있음을 의미한다. 성취지향문화 모형(모형2), 친화지향 조직문화 모형(모형1)의 상호작용항은 통계적으로 유의하지 않았다.

또한 상호작용항의 추가에 따른 설명력 변화는 변화지향 조직문화 모형에서 가장 컸으며($\Delta R^2 = 0.010$), 성취지향문화 모형($\Delta R^2 = 0.007$), 친화지향문화 모형($\Delta R^2 = 0.000$)의 순으로 나타났다. 이는 조직문화 유형에 따라 조절 효과의 크기와 통계적 유의성이 다르게 나타났음을 보여준다.

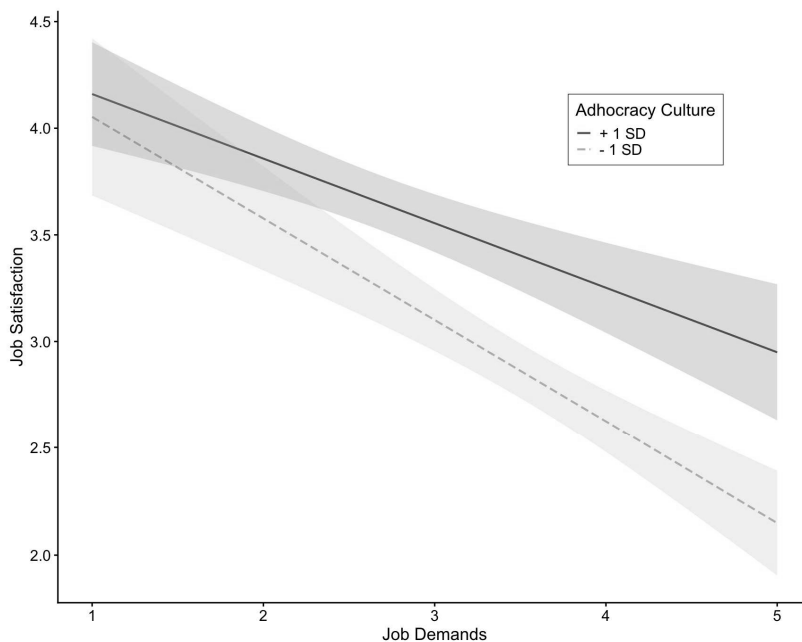
〈표3〉 조직문화 유형에 따른 직무요구와 직무만족의 조절효과 분석 결과

변수	B	t	p	R^2	ΔR^2
모형1 친화지향				0.344	0.0004
직무요구	-0.437	-1.933	0.054		
친화지향	0.275	1.469	0.143		
상호작용항	0.021	0.382	0.703		
모형2 성취지향				0.361	0.0069
직무요구	-0.817	-3.291	.001**		
성취지향	0.046	0.215	0.83		
상호작용항	0.112	1.688	.093+		
모형3 변화지향				0.332	0.0104
직무요구	-0.746	-3.968	.000**		
변화지향	-0.039	-0.239	0.811		
상호작용항	0.102	2.028	.044*		

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

4. 변화지향 조직문화의 조절효과와 단순기울기 분석

유의성이 확인된 변화지향 조직문화의 조절 효과를 구체적으로 파악하기 위해, 변화지향 조직문화의 수준을 1표준편차를 기준으로 구분하여 직무요구의 직무만족에 대한 조건부 관련성을 단순 기울기 분석을 통해 확인하였다(그림1). 분석 결과, 변화지향 조직문화 수준이 직무요구와 직무만족 간의 부정적 관계를 명확히 완화하는 관련성을 가짐을 보여준다. 변화지향 조직문화 수준이 낮을 때(-1 SD), 직무요구와 직무만족 간의 부적 관계의 강도는 -0.52로 가장 강하게 나타났다. 그러나 변화지향 조직문화 수준이 높을 때(+1 SD), 직무요구와 직무만족 간의 부적 관계의 강도는 -0.28로 상당 부분 약화되었다. 즉, 변화지향 조직문화 수준이 높을수록 직무요구로 인해 직무만족이 하락하는 기울기가 완만해지는 전형적인 완충 효과를 확인하였다.



[그림 2] 변화지향 조직문화 수준에 따른 직무요구와 직무만족 간 관계

V. 논의, 결론 및 제언

1. 논의

본 연구에서 변화지향 조직문화만이 직무요구와 직무만족 간의 부정적 관계를 유의하게 조절한 결과는 JD-R 모델에서 제시하는 직무자원의 완충 역할과 이론적으로 맥락을 같이한다(Bakker & Demerouti, 2007). 변화지향 조직문화는 혁신, 자기 성장, 재량권 부여 등과 관련된 특성을 내포하며(Schein, 2010), 이러한 조직문화 환경은 구성원으로 하여금 직무요구를 단순한 부담이 아닌 성장의 기회로 재해석하도록 돕는 심리적 및 구조적 자원을 제공할 수 있다.

교육행정직 공무원의 직무는 규정 기반의 집행 성격과 동시에 정책 개선, 대민 서비스, 내부 협업 등 복합적인 특성을 지니며, 이로 인해 높은 수준의 직무요구가 수반된다. 이러한 환경에서 변화지향 조직문화는 구성원에게 직무요구를 도전 과제로 인식하게 하고, 자율성과 문제 해결에 필요한 자원을 활성화하는 데 기여할 가능성이 있다. 실제로 단순 기율기 분석 결과, 변화지향 조직문화 수준이 높을수록 직무요구와 직무만족 간의 부정적 관계가 점진적으로 완화되는 양상이 관찰되었다. 이는 변화지향 조직문화가 높은 요구 상황에서 직무만족의 하락을 억제하는 조직자원으로 기능할 수 있음을 시사한다.

친화지향 조직문화는 협력, 정서적 지지, 상호 신뢰를 강조하는 관계 중심의 문화로, 선행연구에서는 직무만족과 긍정적 관련을 보이는 것으로 보고되어 왔다(Cameron & Quinn, 2011). 그러나 본 연구에서는 친화지향 조직문화가 직무요구와 직무만족의 관계를 조절하지 않는 것으로 나타났다. 이 결과는 직무요구가 주로 과업 수행의 양적·시간적 부담에서 기인하는 반면, 친화지향문화가 제공하는 자원은 정서적 안정 및 소속감과 같은 사회적 자원에 해당한다는 점에서 이해할 수 있다. 다시 말해, 직무요구의 성격(과업 부담)과 조직문화가 제공하는 자원의 성질(정서적 지지)이 서로 일치하지 않을 경우, 직무요구의 부정적 효과를 완충하기 어렵다. 즉, 이는 직무요구와 직무자원 간의 '자원-요구 적합성'이 조절효과의 핵심 조건임을 의미한다.

성취지향 조직문화는 목표 달성, 경쟁, 성과 책임을 강조하여 구성원에게 동기부여를 촉진할 수 있다. 본 연구에서도 성취지향문화는 직무만족과 정적 관련을 보였으나, 직무요구와의 상호작용은 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 성취지향문화가 일부 상황에서는 동기 자원으로 기능할 수 있지만, 직무요구가 일정 수준 이상 높아질 경우 성과 압력이 오히려 추가적인 심리적 부담으로 작용할 수 있음을 시사한다. 즉, 성취지향문화는 기본적인 만족을 강화할 수는 있으나, 과업 부담 그 자체를 줄여주는 자원은 아니기 때문에, 직무요구의 부정적 효과를 안정적으로 완충시키는 역할에는 한계가 있다.

2. 결론 및 제언

이 연구는 교육행정직 공무원을 대상으로 직무요구와 직무만족 간의 관계에서 조직문화가 조절 변수로 기능하는지를 검토하였다. 분석 결과, 변화지향 조직문화는 직무요구가 직무만족에 미치는 부정적 영향을 유의하게 완화하는 조절효과를 보였다. 반면, 친화지향 문화와 성취지향 문화는 직무만족과는 정적 관련을 나타냈으나, 직무요구의 부정적 영향을 실질적으로 완충하는 역할은 수행하지 않았다. 이는 조직문화가 단순히 긍정적 자원으로 작동하는 것이 아니라, 직무요구의 성격과 자원이 제공하는 기능이 서로 맞물릴 때에만 완충 효과가 발생한다는 점을 보여준다. 다시 말해, 직무요구와 조직자원의 ‘성질적 일치’가 조절효과의 핵심 조건임이 확인된 것이다.

이러한 분석 결과를 바탕으로 다음과 같은 학술적 및 실무적 제언을 제시하고자 한다.

첫째, 이론적 측면에서 본 연구는 JD-R 모델의 완충 경로를 조직문화 맥락에서 검증하였다는 점에서 의의가 있다. 특히 변화지향 조직문화만이 직무요구의 부정적 영향을 완화한 결과는, 자원-요구 간의 기능적 적합성 개념을 지지한다. 이는 단순히 자원이 존재하는가보다, 과업 중심적 직무요구에 실제로 대응 가능한 성격의 자원(예: 재량권, 자율성, 혁신성 등)이 중요하다는 점을 이론적으로 뒷받침한다. 또한 세 가지 조직문화 유형이 직무만족에 미치는 효과가 상이하게 나타났다는 점은, 향후 조직문화 연구에서 차별적 접근과 맥락적 해석의 중요성을 부각시킨다. 특히 성취지

항문화가 직무만족과는 정적 관련을 가지면서도 조절효과를 발휘하지 못한 결과는, 성과 중심 자원이 일정 조건에서는 오히려 심리적 자원 고갈(ego depletion)로 작용할 가능성에 대한 후속 연구의 필요성을 제기한다.

둘째, 실천적 관점에서 본 연구는 교육 행정직 공무원의 직무만족을 증진시키기 위한 조직문화 설계 방향에 실질적인 시사점을 제공한다. 먼저, 변화지향 조직문화 구축은 직무요구가 높은 환경에서 조직 효능감을 유지하기 위한 우선적 조직 개발 전략으로 고려되어야 한다. 이를 위해 구성원에게 문제 해결 재량권 부여, 정책 참여 기회 확대, 개인의 성장 촉진을 목표로 한 제도적 개선이 동반되어야 한다. 또한 정서적 지지(친화지향 문화)나 성과 목표 설정(성취지향 문화) 등의 자원이 직무만족에는 기여하더라도, 과업 압력 상황에서는 한계가 존재할 수 있으므로, 실제 요구에 대응할 수 있는 구조적 자원—예를 들어 전문성 강화 교육, 업무 절차 개선에 대한 자율성 제공등이 함께 제공되어야 한다.

이 연구는 교육행정직 공무원을 대상으로 직무요구와 직무만족 간의 관계에서 조직문화의 조절효과를 검증함으로써 이론적·실천적 시사점을 제시하였으나, 다음과 같은 한계가 존재한다. 첫째, 본 연구는 횡단적 자료에 기반하여 변인 간의 인과관계를 확정적으로 규정하기에는 제한이 있다. 향후 연구에서는 종단적 자료 또는 구조적 개입(조직문화 개선 프로그램 등)을 포함한 준실험 설계 등을 통해 인과적 해석의 타당성을 강화할 필요가 있다. 둘째, 조직문화는 학교·기관의 역사, 리더십, 구성원 관계 등에 의해 다차원적으로 형성되며, 본 연구에서는 조직문화 유형을 자기보고식 설문을 통해 단일 차원으로 측정하였다. 향후 연구에서는 다면평가, 질적 탐색, 관찰 기반 분석 등을 병행하여 조직문화의 특성을 보다 정교하게 파악할 필요가 있다. 이러한 한계를 고려하더라도, 본 연구는 직무요구의 부정적 영향이 조직문화의 성질에 따라 다르게 조정될 수 있음을 실증적으로 보여주었다는 점에서 의의가 있다. 향후 연구는 직무요구에 대응 가능한 자원이 어떤 형태로 조직 내에서 구축될 수 있는가를 보다 구체적으로 탐색하고, 조직문화 개선 전략을 실제 행정 실무와 연계하는 방안을 모색할 필요가 있다.

참고문헌

- 고선강, 김정환, 정선영. (2021). 직무요구-자원 모형에 기반한 교사 직무 스트레스 연구. *교육행정학연구*, 39(3), 423-448.
- 김윤경. (2017). 학교 조직문화가 교사 직무만족에 미치는 영향. *교원교육연구*, 33(2), 85-108.
- 김효실, 송민경. (2016). 교사협력문화와 직무만족과의 관계 탐색. *한국교육문제연구*, 34(1), 57-80.
- 김홍복. (2019). 교육행정직 공무원의 직무 스트레스 요인 분석. *지방행정연구*, 38(2), 201-224.
- 박기관. (2008). 공무원의 직무만족과 조직몰입. *한국행정연구*, 17(1), 123-148.
- 신민철, 이종찬, 박선경. (2018). 공공조직의 업무환경 변화와 직무요구 분석. *한국정책학회보*, 27(4), 85-107.
- 옥원호, 김성용. (2001). 지방 공무원의 직무만족 결정요인 분석. *한국정책과학학회보*, 5(1), 33-57.
- 윤익상. (2023). 교사의 직무요구, 직무자원, 직무만족 간 관계 분석. *한국교원교육연구*, 40(3), 211-230.
- 윤정혜, 박재홍, 배성주. (2011). 공공부문 조직 특성과 직무만족 간의 관계 연구. *행정논총*, 49(1), 45-70.
- 이효주, 박성민. (2019). 교육행정직 공무원의 직무 스트레스 요인 탐색. *교육정책연구*, 36(2), 97-121.
- 이환범, 이수창. (2006). 지방 공공부문 구성원의 직무만족과 조직성과. *지방정부연구*, 10(1), 125-146.
- Bakker, A. B., & Demerouti, E. (2007). The Job Demands-Resources model: State of the art. *Journal of Managerial Psychology*, 22(3), 309-328.
- Bakker, A. B., Demerouti, E., & Sanz-Vergel, A. I. (2014). Burnout and work engagement: The JD-R approach. *Annual Review of Organizational Psychology and Organizational Behavior*, 1, 389-411.

- Cameron, K. S., & Quinn, R. E. (2011). *Diagnosing and changing organizational culture: Based on the competing values framework* (3rd ed.). Jossey-Bass.
- Claes, R., Coucke, K., & Lievens, F. (2023). Organizational culture as a job resource: A multilevel test of the JD-R model. *Journal of Organizational Behavior*, 44(2), 147-162.
- Hayes, A. F. (2018). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach* (2nd ed.). Guilford Press.
- Schein, E. H. (2010). *Organizational culture and leadership* (4th ed.). Jossey-Bass.
- Tett, R. P., & Meyer, J. P. (1993). Job satisfaction, organizational commitment, turnover intention, and turnover: Path analyses based on meta-analytic findings. *Personnel Psychology*, 46(2), 259-293.

〈2025 자료집〉
제2회 대전교육중단연구 학술대회 연구보고서

발행일	2025년 11월
발행인	대전교육과학연구원장
발행처	대전교육과학연구원 대전교육정책연구소
주소	(34131) 대전광역시 유성구 대덕대로 507-50
전화	042)865-6396
홈페이지	http://desre.djsch.kr/

※ 이 연구 내용은 연구진의 시각에서 작성된 것으로, 대전광역시교육청 및 대전교육정책연구소의 공식 입장과 다를 수 있습니다.