

## 주최

한국직업능력개발원  
한국경제연구학회  
한국고용노사관계학회  
한국교육사회학회  
한국교육평가학회  
한국교육학회  
한국교육행정학회  
한국기업교육학회  
한국노동경제학회  
한국산업교육학회  
한국생애개발상담학회  
한국인력개발학회  
한국인사조직학회  
한국조사연구학회  
한국직업교육학회  
한국진로교육학회  
한국평생교육학회

# KEEP 2020

한국교육고용패널조사

## KRIVET 패널 학술대회 | 논문집 |

2020년 10월 23일 (금) 09:30

**LIVE** 온라인 생중계

 [www.youtube.com/c/한국직업능력개발원KRIVET](http://www.youtube.com/c/한국직업능력개발원KRIVET)

 [www.facebook.com/KRIVET4U](http://www.facebook.com/KRIVET4U)

※ 코로나-19 감염 예방 및 차단을 위해 온라인 생중계(대학원생 우수논문 발표)로 진행함

※ 일반 연구자의 논문은 미발표(추후 자료집 제공)로 진행함(홈페이지 게재)

※ 이번 학술대회 행사는 일반 청중없이 비대면으로 진행함

## 주최

---

한국직업능력개발원  
한국경제연구학회  
한국고용노사관계학회  
한국교육사회학회  
한국교육평가학회  
한국교육학회  
한국교육행정학회  
한국기업교육학회  
한국노동경제학회  
한국산업교육학회  
한국생애개발상담학회  
한국인력개발학회  
한국인사조직학회  
한국조사연구학회  
한국직업교육학회  
한국진로교육학회  
한국평생교육학회

---

# KEEP 2020

한국교육고용패널조사

## KRIVET 패널 학술대회 | 논문집 |

2020년 10월 23일 (금) 09:30

**LIVE** 온라인 생중계

 [www.youtube.com/c/한국직업능력개발원KRIVET](http://www.youtube.com/c/한국직업능력개발원KRIVET)

 [www.facebook.com/KRIVET4U](http://www.facebook.com/KRIVET4U)

※ 코로나-19 감염 예방 및 차단을 위해 온라인 생중계(대학원생 우수논문 발표)로 진행함

※ 일반 연구자의 논문은 미발표(추후 자료집 제공)로 진행함(홈페이지 게재)

※ 이번 학술대회 행사는 일반 청중없이 비대면으로 진행함

## | 일 반 |

1. 고등학생의 학업성취, 교사기대 효과인가? 귀인 효과인가?-KEEP I, KEEP II 비교- 곽수란(고구려대학교)	7
2. 대학생들의 학습자 중심 수업 참여 효과성 분석 김영식(경남대학교)·김진선(고려대학교)·장미소(고려대학교)	31
3. 대학 입학전형별 인적자본 축적양식 차이 분석 김진영(건국대학교)·송헌재(서울시립대학교)·조하영(서울시립대학교)	51
4. 청소년기 대인관계와 성인기의 사회적 신뢰도 간의 관계 연구 민숙원(한국직업능력개발원)·이세웅(미주리대학교)	81
5. 별점화 회귀모형을 적용한 대학신입생의 학업부진에 영향을 미치는 변인 탐색 방현주(충남대학교)·정혜원(충남대학교)	97
6. 직업지위점수를 활용한 대졸자의 노동시장 성과 백원영(한국직업능력개발원)·이재성(한국고용정보원)	119
7. 청년층의 일자리에서의 조직사회화 영향요인이 이직의도에 미치는 영향 분석 서숙영(계명대학교)·최명숙(계명대학교)	133
8. 대학 전공 선택에 나타난 성별 전공 분리 현상 탐색 윤혜준(한국직업능력개발원)·신선미(한국여성정책연구원)	159
9. 대입제도 쟁점분석: 수시와 정시 입학생들의 소득수준 비교 분석 이광현(부산교육대학교)·권용재(국민대학교)	177
10. 학교는 진로개발 격차를 줄일 수 있는가? 이영선(한국직업능력개발원)·이가영(한국직업능력개발원)·김정현(한국직업능력개발원)·이민욱(한국직업능력개발원)	199
11. 가정배경이 노동시장성과에 미치는 영향 - 교육성과를 매개로 황성수(한국직업능력개발원)·이지은(한국직업능력개발원)·금예진(한국직업능력개발원)	223

## 대학원생

- |  |     |
|--|-----|
| 12. 비용효과성분석을 통한 마이스터고등학교의 취업 성과 분석<br>고귀영(서울대학교)·민지식(서울대학교)·박자경(서울대학교)   | 247 |
| 13. 청소년의 학습동기 유형 분류 및 영향요인 검증과 학업, 진로, 개인 변인에 대한 차이검증<br>이승연(고려대학교)·장유진(고려대학교)·송지훈(고려대학교)                          | 271 |
| 14. 수시 전형 입학생의 진로개발역량과 대학생활만족도 잠재집단 간의 전이관계 분석:<br>입학사정관제 확대 전후 비교를 중심으로<br>윤예린(서울교육대학교)·유원선(서울교육대학교)·장유정(서울교육대학교) | 295 |
| 15. 마이스터고 학생의 진로성숙도 전이양상 및 영향요인 분석<br>김형란(부산대학교)   | 317 |

**KEEP** 한국교육고용패널조사  
**2020** KRIVET 패널 학술대회  
 | 논문집 |

1. 고등학생의 학업성취, 교사기대 효과인가? 귀인 효과인가?-KEEP I, KEEP II 비교-  
 | 곽수란 | 고구려대학교
2. 대학생들의 학습자 중심 수업 참여 효과성 분석  
 | 김영식 | 경남대학교 · | 김진선 | 고려대학교 · | 장미소 | 고려대학교
3. 대학 입학전형별 인적자본 축적양식 차이 분석  
 | 김진영 | 건국대학교 · | 송헌재 | 서울시립대학교 · | 조하영 | 서울시립대학교
4. 청소년기 대인관계와 성인기의 사회적 신뢰도 간의 관계 연구  
 | 민숙원 | 한국직업능력개발원 · | 이세웅 | 미주리대학교
5. 별점화 회귀모형을 적용한 대학신입생의 학업부진에 영향을 미치는 변인 탐색  
 | 방현주 | 충남대학교 · | 정혜원 | 충남대학교
6. 직업지위점수를 활용한 대졸자의 노동시장 성과  
 | 백원영 | 한국직업능력개발원 · | 이재성 | 한국고용정보원
7. 청년층의 일자리에서의 조직사회화 영향요인이 이직의도에 미치는 영향 분석  
 | 서숙영 | 계명대학교 · | 최명숙 | 계명대학교
8. 대학 전공 선택에 나타난 성별 전공 분리 현상 탐색  
 | 윤혜준 | 한국직업능력개발원 · | 신선미 | 한국여성정책연구원
9. 대입제도 쟁점분석: 수시와 정시 입학생들의 소득수준 비교 분석  
 | 이광현 | 부산교육대학교 · | 권용재 | 국민대학교
10. 학교는 진로개발 격차를 줄일 수 있는가?  
 | 이영선 | 한국직업능력개발원 · | 이가영 | 한국직업능력개발원 · | 김정현 | 한국직업능력개발원 · | 이민욱 | 한국직업능력개발원
11. 가정배경이 노동시장성과에 미치는 영향 - 교육성과를 매개로  
 | 황성수 | 한국직업능력개발원 · | 이지은 | 한국직업능력개발원 · | 금예진 | 한국직업능력개발원

# 고등학생의 학업성취, 교사기대 효과인가? 귀인 효과인가?-KEEP I, KEEP II 비교-

곽 수 란<sup>1)</sup>

## 요 약

본 연구는 고등학생의 학업성취가 교사의 기대 효과인지 아니면 학생의 귀인 효과인지 또는 학생의 귀인이 교사기대에 의한 자성예언 효과인지 검증하는 것이다. 분석맥락은 교사기대와 학생의 자아특성 그리고 학업성취의 시계열적 인과관계를 구조방정식모형을 설정하여 확인하는 것이다. 분석 자료는 한국교육고용패널(KEEP) I, 3차와 4차, 한국교육고용패널(KEEP) II, 1차와 2차 데이터이며, 표본은 고등학교 2학년에서 3학년 시점 모두 응답하고 측정변수에 결측치가 없는 패널이다. 분석방향은 고등학교 2학년 시점의 교사기대, 학생 자아관 그리고 학업성취가 고등학교 3학년시점의 교사기대, 학생 자아관 그리고 학업성취에 미치는 효과를 검증하는 것이다. 더 나아가 2006년~2007년에 수집된 KEEP I 과 2016년~2017년에 수집된 KEEP II를 경로모형을 설정하여 분석하고 비교하였다. 분석 프로그램은 LISREL이다.

분석결과 고등학생의 학업성취는 교사기대보다는 학생 자아관의 효과가 더 뚜렷하게 나타나며, 이것은 고등학생의 학업성취가 교사기대 효과보다는 학생 귀인 효과라는 것을 확인해 주고 있다. 또한 교사기대→자아관→학업성취로 연계되는 자성예언 효과는 KEEP I 은 고2시점에서만 확인되며, KEEP II는 각각 고2와 고3시점에서 모두 확인된다. KEEP I 과 KEEP II 분석결과의 차이가 어디에서 연유되었는지는 추가 분석이 필요할 것으로 판단된다. 본 연구 결과는 고등학생의 학업성취 제고에 도움이 되는 발달과정과 사회적 관계 특성을 확인할 수 있을 것으로 판단된다.

주제어: 교사기대, 자아관, 학업성취, 귀인효과, 자성예언 효과

## I. 연구배경 및 목적

교사기대 효과는 교사의 관심과 기대를 받은 학생이 그 기대에 부응하는 방식으로 학업활동을 수행함으로써 나타나는 교육성과이다. 특히 교사기대는 학교교육 현장에서 나타나기 때문에 교사기대 효과는 결국 학업성취로 확인된다. 다른 한편으로 학업성취는 학생이 학교교육을 통해 형성된 모든 교육성과라 볼 수 있으며, 따라서 교육성과를 위한 주변의 조건과 지원의 차이를 전제하고도 학생의 영역인 것이다. 학생의 학업활동이 자신의 이전 학업성취를 어떻게 인식하는지에 따라 달라지는 것을 귀인효과라 한다. 학생의 현재와 미래 학업성취는 교사기대에 의한 것이든, 자기 자신의 속성이나 상황에 의한 것이든 자신의 학업활동에 대한 자성예언으로 귀결된다고 볼 수 있다. 이에 본 연구는 고등학생의 학업성취가 교사기대에 의한 효과인

1) 고구려대학교 유아교육과 교수



가? 학생 자신의 이전 성취에 대한 귀인효과인가? 아니면 교사기대가 귀인 된 자성예언 효과인가?를 검증하고자 한다.

본 연구는 한국사회에서 학업성취가 가정배경의 영향이 실증적으로 확인되고 있는 상황에서 학생이 통제하기 어려운 가정배경 이외 학업성취 결정요인을 확인하는데 목적이 있다. 따라서 본 연구 결과는 고등학생의 학업성취 제고에 도움이 될 수 있는 교사역할과 학생의 학업활동 변화에 중요한 정보를 제공할 수 있을 것으로 판단된다.

## II. 교사기대와 귀인 그리고 자성예언 효과 탐색

학생들은 교사가 자신들에 대해 갖고 있는 기대수준을 감지하고 거기에 맞추어 행동하려는 성향을 갖고 있다(Rogenthal and Jacobson, 1968; Brophy & Good, 1974; Babad et al., 1982; 오욱환, 2005 재인용). 이 개념을 자성예언 즉, 실현가능할 것이라는 믿음이 실제로 현실화 되는 현상을 말한다. 자성예언은 Rosenthal & Jacobson(1968)에 의해 학업성취 향상시키는 피그말리온 효과로 검증되었다. 자성예언을 학교 내 교사-학생 상호작용에 적용하면, 교사의 관심과 기대를 받은 학생들은 자신들의 능력을 미리 단정하고 그에 근거하여 자신의 미래 학업성취 수준을 예언한 후 그 예언이 실현되는 방향으로 행동하게 되며, 따라서 교사의 학생에 대한 긍정적인 기대는 학생의 성취를 향상시킬 수 있게 되는 것이다. 자성예언 효과는 각 개인이 자신의 자아이미지에 자신의 행위를 맞추기 때문에 결과적으로 그 이미지로 되어 가는 현상을 말한다(오욱환, 2005). 자성예언 효과는 교사기대가 학생의 학업성취를 향상시키는 단순한 맥락이 아니라 교사기대가 학생의 자아이미지를 변화시키는 과정을 거쳐 나타나는 것이다.

학업성취 제고에 도움이 되는 자성예언 효과에는 두 가지 중요한 요인이 포함되어 있다. 교사의 학생에 대한 기대나 관심 그리고 학생이 학업활동의 방향을 결정하는 자아이미지, 즉 자신에 대한 평가인 자아개념이다.

먼저 학교현장에서 학업성취에 대한 교사기대 효과는 교사가 특정한 목표를 가지고 구체적인 프로그램이나 교수활동이 없이 즉, 교사의 학생에 대한 막연한 기대와 의식하지 못한 채 수행되는 교수행위에 의해서 야기되는 학생의 학업 및 행동 변화를 의미한다(오욱환, 2005). 그런데 교육전문 기관인 학교에서 교사의 교육활동은 당연히 학생들에게 바람직한 변화를 목적으로 수행된다. 따라서 학생의 교육적 성과를 목적으로 하는 교사의 기대는 교육활동 전반을 효율적으로 운영하게 하는 동기를 갖게 함으로써 학생의 학업성취 변화를 유인할 수 있는 것이다. 교사의 학생에 대한 기대가 학생의 학업성취 제고에 영향을 미친다는 국내·외 연구는 이러한 주장을 뒷받침해주고 있다(Brophy, 1983, 1986; Brophy & Good, 1974, 1983; Braun, 1976; Cooper, 1979, 1983; Desek & Joseph, 1983; Finn, 1972; Good et al 1980; Rogental, 1974; Tauber, 1998; 문정선, 문경숙, 2018; 노언경 외, 2020; 박희진, 남궁지영, 2019; 박희진·남궁지영, 2019; 유선, 정영애, 2012; 김정원, 2004; 김경식, 2006).

이러한 교사기대 효과는 1970년대 이후 교육학자들과 사회심리학자들의 주도아래 자성예언 효과와 함께 기대유지 효과로 연구되어 왔다(Cooper & Good, 1983; Good and Brophy, 1997). 기대유지 효과(Cooper & Good, 1983)는 교사가 학생의 이전 발달유형이 유지되기를 기대하고 그 유형이 해당 학생에게 당연 하다고 생각하며 잠재력의 변화가능성을 인정하지 않음으로써 발생하게 되는 결과를 의미한다(Good and Brophy, 1997). 교사들은 공부를 잘하는 학생들은 계속해서 잘할 것으로 기대하는 반면, 못하는 학생들은 변함없이 못할 것으로 기대하여 그 기대에 맞추어 학생들을 차별적으로 대하기 때문에 학생 간 학업성취 격차는 지속되거나 더욱 확대된다(오옥환, 2005).

기대 유지 효과와 유사한 맥락에서 학업성취를 향상시킬 수 있는 가능성이 있는 학생들에게 교사의 기대가 주어진다고 주장하는 연구들도 상당한 것을 확인할 수 있다. 대표적으로 Rist(1970)는 흑인어린이만 다니는 초등학교에서 교사들이 학생을 어떻게 구별하고 각각 다른 기대를 형성하는 지를 관찰하였다. 그는 교사들이 신입생들을 며칠이 안가서 세 집단으로 구분하는 것을 발견하였다. 교사들은 신입생들을 곧 우수학생, 중간학생, 열등학생으로 구분하고, 좌석배치, 질문, 관심표시 등에 있어서 세 집단을 다르게 대하는 것이었다. 이때 우수학생은 그 학급에서 상위계층 출신, 열등학생은 대개 하위계층 출신 어린이들이었다. 그리고 입학 초에 형성된 학생구분은 학년이 바뀌어감에 따라 거의 변함없이 지속되었다. 교사가 달라져도 학생의 구분에는 큰 변화가 없었다. 이러한 결과를 근거로 Rist는 교사들이 학생을 구분하는 기준이 사회계층과 연결되어 있다고 결론지었다(곽수란 2012). Rist(1970) 연구는 교사기대가 학생의 학업성취에 영향을 미치지 보다는 교사는 학생의 특성에 따라 분류해 놓고 가능성 있는 학생에게 기대를 표출한다는 것을 강조하고 있다. 또한 Rist의 연구결과에 동의하는 많은 연구자들이 교사기대 효과를 비판하는 연구를 다양하게 수행하여 확인해 주고 있다(Chaiken et al. 1974; Clifton, 1981; Crano & Mellon, 1978; Keddie, 1971; Sharp & Green, 1975; Willis, 1972; 김정원, 1999; 곽수란, 2012). Willis(1972)는 상반된 기대를 가지고 있는 학생들에 따라서 교사가 학생들에게 보이는 관심과 접촉의 양이 달라진다는 것을 발견하였다. 즉, 교사는 낮은 학업성취자에게는 적은 관심을 보이고, 그들의 이름을 더 적게 부르는 경향이 있다. 또한 교사는 높은 능력의 학생에게 설명해 줄 때 보다는 낮은 능력의 학생들에게 설명할 때 학생들을 무시하는 일이 더 빈번하다는 것을 확인하고 있다. 국내 연구 중 곽수란(2012)은 중학생을 대상으로 학업성취와 교사기대를 패널데이터를 사용하여 분석한 결과, 학생들의 학업성취가 높을 때 교사기대도 높아지고, 학생의 학업성취가 긍정적으로 변화되면 교사기대도 긍정적으로 변화된다는 것을 검증하였다. 한국사회에서 중학생의 학업성취는 교사기대 효과라기보다는 학업성취가 높은 학생들에게 교사기대가 주어지는 기대유지 효과(Cooper & Good, 1983)로 확인되고 있는 것이다.

학업성취에 영향을 미치는 자성예언과 관련된 또 다른 중요한 개념은 자성예언을 유인하는 학생 자신에 대한 이미지 또는 평가를 나타내는 자아개념이다. 학교에서 교사와의 관계로 살펴보면, 학생들은 교사와의 관계에서 자신의 지적능력 또는 앞으로의 성취수준 등을 지레 짐

작하거나 확인 도는 수정한다. 교사의 학생에 대한 인식, 학생의 자아개념, 학생의 교사에 대한 인식 등이 어울려 교사의 학생에 대한 기대와 학생의 자성예언이 학생의 학업성취와 자아개념 형성에 영향을 미치게 되는 것이다(오옥환, 2005). 결과적으로 교사기대 효과는 교사기대가 어떻든 간에 학생이 교사의 기대를 어떻게 해석하여 자신과 연계시키느냐에 따라 달라지기 때문에 자아개념과 직접적으로 연계되어 있는 것이다. 즉, 교사기대에 의해 형성된 긍정적 자아 평가에 따른 학업활동을 수행함으로써 학업성취가 향상되는 결과를 보여주게 되는 것이다. 다른 한편으로 교사기대와 별도로 이전 학업성취에 근거하여 자신의 능력을 긍정적으로 평가함으로써 학업성취가 향상되는 맥락을 가질 수도 있다. 이와 같이 개인이 현재와 미래 성취를 위한 행동이 그 자신이 이전에 개입했던 일의 성공과 실패에 근거한 자신의 평가에 의해 그 결과가 달라지는 현상을 귀인이론(attribution theory)이라 한다. Heider(1958)는 타인행위의 지각자는 그 행위가 행위자의 내면적 속성(능력, 노력, 의도, 태도 등) 탓인지 아니면 행위자가 처한 상황(일의 성격, 난이도, 역할, 운수 등) 탓인지 판단하려고 한다. 따라서 아동들에게 성취를 자신의 능력 탓으로 여기고 실패를 노력의 부족 탓으로 여기도록 훈련시키면 아동들을 열심히 일하게 만들어 미래에 성공을 거둘 가능성을 높일 수 있는 것이다(Dweck, 1975). 이를 학업성취에 적용하면, 학생이 이전 자신의 학업성적을 안정적이며 통제 가능한 상황으로 인식함으로써 긍정적 자아개념을 형성하면 추후 시험에서의 성공을 낙관적으로 전망하게 되고 따라서 그에 걸맞게 준비함으로써 학업성취를 향상시킬 수 있다는 논리인 것이다. 결과적으로 학생이 학업성취를 향상시킬 수 있는 근원이 이전 학업성취 결과에 따른 긍정적 자기평가 즉, 자아개념, 자존감, 자기효능감에 연유된 것이라면 귀인효과라 볼 수 있다. 긍정적 자기 평가가 학업성취 제고에 유의한 영향을 미친다는 연구는 상당히 축적되어 있는 것을 볼 수 있다(Gest et al., 2005; Hejazi et al., 2009; Kanoy et al., 1980; Rosenberg et al., 1995; 곽수란, 2014, 2016; 서원석 외, 2020; 이기종·곽수란, 2012; 이숙정 외, 2018; 정운경·송주연, 2018; 김아름·윤안순, 2018; 윤회정, 2015).

학생의 학업성취와 연계되는 중요한 요인을 교사기대와 학생의 자아개념과 관련하여 탐색하였다. 더불어 만약 학업성취 향상이 교사 기대가 원인으로 작용하여 긍정적 자기평가를 유인한 결과라면 교사기대-자아개념-학업성취로 이어지는 자성예언 효과가 될 수 있는 맥락을 설명하고 있다. 본 연구는 이러한 이론적 배경과 선행연구를 근거로 교사기대, 자아개념 그리고 학업성취 간의 인과관계를 시계열적 맥락에서 확인함으로써 고등학생의 학업성취가 교사기대 효과인지, 귀인효과인지 아니면 교사기대가 긍정적으로 귀인한 자성예언 효과인지 검증하고자 한다.

### Ⅲ. 연구방법

#### 1. 분석 대상

본 연구는 한국교육고용패널(KEEP) I 중3패널 3차~4차, KEEP II 고1패널 1차~2차 패널 데이터를 사용하여 학업성취에 대한 교사기대와 학생 자아관의 효과를 분석하였다. 분석대상은 고2에서 고3까지이며 교사기대, 학생의 자아관 그리고 학업성취 간 인과관계를 경로분석을 통해 시계열 분석을 실시하였다. 특히 본 연구에서는 세대별 차이를 확인하기 위하여 KEEP I 중3패널이 고2가 된 3차, 고3인 4차자료를 사용하였으며, KEEP II 고2패널 1차와 고3이 된 2차 자료를 사용하였다. 분석표본은 먼저 일반고 학생을 선정하고, 대상의 동질성을 위해 부모가 보호자인 학생을 선정하였다. 또한 구조방정식모형 분석에 적절하도록 투입되는 변수에 결측치가 있는 사례를 제외하고 최종적으로 KEEP I, 1007명(남학생 482명, 여학생 525명), KEEP II는 전체 2,321명(남학생 1,070, 여학생 1250명)을 분석표본으로 선정하였다. 본 연구에 투입된 데이터가 패널 자료이고 구조방정식모형 분석에 적절한 표본을 선정하는 과정에서 상당수의 표본이 불가피하게 제외되었다. 또한 KEEP I과 KEEP II 패널 사례수가 상당히 차이나는 것은 구조방정식모형의 적합도에 차이를 가져올 수 있는 요인이다. 본 연구 결과를 해석하고 적용하는데 있어 이러한 데이터의 속성을 고려해야 할 것으로 판단된다.

#### 2. 변수 내용 및 특성

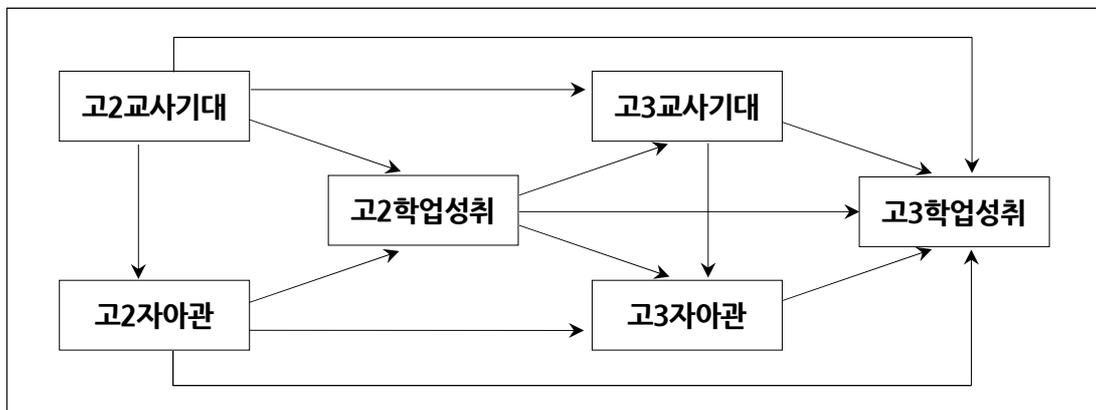
본 연구는 고2~고3까지 시점에서 교사기대, 학생자아 그리고 학업성취와의 관계를 시계열적 흐름에 따른 인과관계로 검증하는 것이다. 먼저 교사기대는 담임교사의 관심 4문항 5점 척도로 측정된 것이다. Rosenthal & Jacobson(1968)은 교사기대가 학생 변화에 목표를 정해 놓은 것 뿐 만 아니라 함께한 시간, 대화수준 그리고 호감을 갖고 편안한 느낌을 주는 것으로도 전달되는 것을 확인하고 있다. 또한 오욱환(2005)은 교사기대 효과를 교사가 의도를 분명히 인지하고 구체적인 전략을 구사하는 경우는 물론이며 학생에 대한 교사의 막연한 기대조차도 학생의 학업성취나 행동에 매우 의미 있는 변화를 가져올 수 있다고 설명하고 있다. 이러한 맥락에 따라 공정, 칭찬, 이해, 도움을 교사기대 문항으로 선정하였다. 자아관은 학생이 자아이미지를 긍정적으로 평가하는 자아개념, 자아정체감, 자아효능감 내용을 모두 포함하였다. 자아관은 5개 문항, 5점 척도로 측정된 것이다. 또한 학업성취는 9등급 학업성적을 역산하였다. 교사기대, 자아관, 학업성취는 KEEP I, 과 KEEP II에서 모두 동일하게 측정된 것이다. 다만 학업성적은 전체 9등급 성적이며, KEEP II\_2차 고3은 8개 각각의 교과 성적(9등급)을 평균으로 계산한 것이다. 구체적인 측정변수 구성 및 설명은 <표 1>과 같다.

〈표 1〉 변수의 구성 및 설명

측정 변수	내용	데이터 특성 및 신뢰도			
		KEEP I_3	KEEP I_4	KEEP II_1	KEEP II_2
교사 기대	✓ 각 학년 담임교사에 대한 학생의 평가 4문항 평균 담임선생님은 학생들을 공정하게 대하셨다. 담임선생님은 학생들에게 칭찬을 자주 하셨다. 담임선생님은 학생들의 입장에서 학생들을 이해하셨다. 담임선생님은 내가 어려운 문제가 있을 때 도와주신다. ✓ 5점 척도, 점수가 클수록 교사관심 높음	$\alpha=.824$	$\alpha=.851$	$\alpha=.890$	$\alpha=.903$
		KEEP I 과 KEEP II 동일문항			
자아관	✓ 자아개념, 자아정체감, 자아효능감을 포함하는 5문항 평균 내가 무엇을 잘하는지 알고 있다. 내가 좋아하는 일을 알고 있다. 내 삶에서 무엇이 중요한지를 알고 있다. 내가 결정해야 할 일을 무리 없이 결정한다. 내가 계획한 것을 잘 할 수 있다. ✓ 5점 척도, 점수가 클수록 자아개념이 긍정적	$\alpha=.753$	$\alpha=.801$	$\alpha=.833$	$\alpha=.871$
		KEEP I 과 KEEP II 동일문항			
학업 성취	✓ 9등급 학업성취, 역산 ✓ 점수가 클수록 학업성취 높음	KEEP II_2차_고3 학업성취는 8개 교과 9등급 평균			

### 3. 분석방법 및 모형

본 연구는 교사기대와 자아관 그리고 학업성취의 인과관계를 2년 간 시계열적 흐름으로 확인한 것이다. 먼저 각 변수에 대한 기술통계량과 상관관계 그리고 평균차이검증은 SPSS 프로그램을 사용하였다. 기술통계는 자료가 구조방정식모형 분석에 적합한지를 파악하기 위해 최솟값, 최댓값, 평균, 표준편차, 왜도, 첨도를 확인하였다. 상관계수는 모형에 투입되는 변수간의 관계를 파악할 수 있으며 Pearson 적률 상관계수로 제시 하였다. 또한 KEEP I 과 KEEP II 측정변수 평균차이 검증은 약10년 간의 세대별 차이가 어떻게 나타나는지 탐색하기 위해 수행하였다. 본 연구의 분석방법은 구조방정식모형인 경로분석이며, LISREL 프로그램을 사용하였다. 경로분석 모수추정은 최대가능법(ML)이며 연구모형은 [그림 1]과 같다.



〔그림 1〕 학업성취 경로모형

## IV. 분석 결과 및 해석

### 1. 기술통계 및 평균차이 분석

본 연구의 경로분석 추정치는 ML이다. ML추정치는 다른 추정방법보다 엄격한 다변량 정상성이라는 기본가정이 요구된다. 다중변수가 정상분포를 이룬다는 가정 하에 모수 값을 추정하고 이 모수 값에 최대한으로 접근하는 값을 설정된 모형의 추정치로 선택하기 때문이다.

〈표 2〉 다변량 정상성 검증 결과

모형	편포도			침도			편포도와 침도	
	추정값	Z값	p값	추정값	Z값	p값	$\chi^2$	p값
KEEP I (n=1,007)	.762	5.092	.00	53.642	7.370	.00	80.243	.00
KEEP II (n=2,321)	.652	10.435	.00	51.610	7.679	.00	167.855	.00

〈표 2〉는 LISREL PRELIS를 사용하여 다변량 정상성을 추정한 결과이다. 다변량 정상성 분석 결과, 다중변수의 편포도 및 침도 그리고 편포도와 침도를 동시에 검증한  $\chi^2$  검증 통계량이 크게 추정되고 있으며, 이 값이 관찰될 확률은 p=.00으로 두 시점 데이터는 다변량 정상성이 충족되지 않음을 알 수 있다. 다변량 정상성이 충족되지 않으면, 정상성 가정이 요구되지 않는 WLS와 같은 추정방법을 사용할 수 있다. 그러나 변수가 연속적이지 않거나 표본크기가 무한대로 크지 않은 경우에도 통계적 가정이 엄격한 ML이 신뢰할만한 결과를 나타낸다(이기종, 2012). 또한 〈표 3〉에 제시된 것처럼 개별 변수의 정상성 충족되고 있기 때문에 본 연구에서는 다변량 정상성은 개별변수의 정상성으로 대체하고 모수추정치는 ML방식을 사용하고자 한다.

〈표 3〉 기술통계량(KEEP I n=1,007, KEEP II n=2,321)

변수	최솟값		최댓값		평균		표준편차		편포도		침도	
	KEEP I	KEEP II										
고2교사기대	1.00	1.00	5.00	5.00	3.08	3.71	.76	0.80	-.26	-.37	.27	.01
고2자아관	1.60	1.00	5.00	5.00	3.37	3.65	.57	0.67	.13	-.11	.58	.20
고2학업성취	1.00	1.00	9.00	9.00	5.97	5.48	1.52	1.84	-.38	-.12	.23	-.51
고3교사기대	1.00	1.00	5.00	5.00	3.05	3.74	.80	0.82	-.23	-.55	-.01	.42
고3자아관	1.00	1.00	5.00	5.00	3.53	3.65	.59	0.68	-.22	-.21	.92	.65
고3학업성취	1.00	1.00	9.00	9.00	6.03	6.25	1.46	1.44	-.41	-.50	.31	.21

**<표 4> KEEP I 상관행렬 및 공분산행렬(n=1,007)**

변 수	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
고2교사기대(1)	.582	.062	.061	.155	.038	.029
고2자아관(2)	.142***	.329	.176	.031	.162	.122
고2학업성취(3)	.053	.202***	2.303	.041	.140	1.717
고3교사기대(4)	.255***	.067*	.033	.638	.043	.015
고3자아관(5)	.084**	.476***	.156***	.090**	.351	.103
고3학업성취(6)	.026	.145***	.773***	.013	.119**	2.141

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$ , 대각선 위는 공분산행렬, 대각선 아래는 상관행렬

**<표 5> KEEP II 상관행렬 및 공분산행렬(n=2,321)**

변 수	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
고2교사기대(1)	.635	.094	.086	.110	.066	.076
고2자아관(2)	.175***	.450	.136	.083	.192	.153
고2학업성취(3)	.058**	.110***	3.395	.048	.149	1.711
고3교사기대(4)	.169***	.152***	.032	.666	.123	.079
고3자아관(5)	.123***	.419***	.119***	.222***	.463	.147
고3학업성취(6)	.066***	.158***	.645***	.068***	.150***	2.073

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$ , 대각선 위는 공분산행렬, 대각선 아래는 상관행렬

<표 4>, <표 5>는 KEEP I 과 KEEP II의 상관행렬과 공분산행렬을 제시하고 있다. 특히 상관계수 추정치는 두 시점 데이터 사례수가 상당히 크기 때문에 매우 적은 추정치도 통계적으로 유의한 차이를 나타내고 있는 것을 볼 수 있다. 그러나 KEEP I 과 KEEP II의 공통적인 결과는 교사기대와 학업성취의 상관관계가 상대적으로 낮다는 것이다. 이것은 교사기대와 학업성취 간의 인과관계가 낮게 나타날 가능성을 시사하고 있다. 그러나 상관계수가 인과관계를 그대로 반영하는 것은 아니기 때문에 이러한 특성을 고려하여 결과를 확인할 필요가 있다.

<표 6>은 KEEP I 과 KEEP II 측정변수 평균차이를 검증한 결과이다. 분석결과, 6개의 측정변수 모두 두시점 간에 유의한 평균차이를 나타내고 있다. 특히 고2학업성취를 제외한 5개 측정변수는 KEEP II 평균이 높은 것을 확인할 수 있다. 이 결과는 KEEP I 과 KEEP II의 측정변수 간 인과관계에 차이가 있을 가능성을 시사한다. 그러나 평균차이가 인과관계 차이를 그대로 반영하는 것은 아니며, KEEP II 측정변수가 비교적 일관되게 높은 것은 KEEP I 과 KEEP II 인과관계 맥락이 유사하게 나타날 가능성도 배제할 수 없다. 이러한 두 시점 데이터의 특성을 고려하여 분석결과를 활용할 필요가 있는 것이다.

〈표 6〉 측정변수의 평균차이 분석(KEEP I vs KEEP II)

변수	성별	N	평균	표준편차	t	p
고2교사기대	KEEP I	1,007	3.082	.763	-21.217	.000***
	KEEP II	2,321	3.712	.797		
고2자아관	KEEP I	1,007	3.372	.574	-11.606	.000***
	KEEP II	2,321	3.654	.671		
고2학업성취	KEEP I	1,007	5.966	1.518	7.309	.000***
	KEEP II	2,321	5.483	1.842		
고3교사기대	KEEP I	1,007	3.053	.799	-22.333	.000***
	KEEP II	2,321	3.736	.816		
고3자아관	KEEP I	1,007	3.530	.592	-5.5058	.000***
	KEEP II	2,321	3.655	.681		
고3학업성취	KEEP I	1,007	6.029	1.463	-4.137	.000***
	KEEP II	2,321	6.255	1.440		

## 2. 교사기대, 자아관 그리고 학업성취 간 인과관계 분석

〈표 7〉은 고2~고3 시점의 교사기대, 학생 자아관 그리고 학업성취의 인과관계를 검증한 경로모형 적합도를 보여주고 있다. 먼저 정량적 적합도 평가지표인 Chi-square( $\chi^2$ )는 설정된 모형에 의해 시사되는 공분산행렬은 모집단에서의 변수간의 관계를 나타내는 공분산행렬에 잘 들어맞는 정도를 나타내는 적합도 지수이다. 따라서 구조방정식모형 평가에 있어  $\chi^2$ 값이 크고 확률 값이 유의미하게 작으면 모형이 적합하지 않다고 할 수 있다. 이러한 기준에 따르면 KEEP I  $\chi^2=.83(df=2, p=.66)$ 로 설정된 모형이 수집된 자료와 매우 잘 맞는 것으로 확인되었다. 그러나 KEEP II  $\chi^2=37.48(df=2, p=.00)$ 로 정량적 적합도가 적절하지 않는 것을 볼 수 있다. 또한 정성적 지표는 GFI=.99, CFI=.98, RMSEA=.087로 경로모형 적합도가 평가되고 있다. 를 평가하고 있을 것으로 보인다. 다른 한편으로 이 연구는 교사기대와 학생 자아관 그리고 학업성취 간 인과관계를 약 10년 간격의 시점 차이에 따라 어떻게 그 양상이 다른지를 비교하는 것이다. 인과관계 분석 결과를 비교하기 위해서는 전체 모형이나 개별 인과관계 맥락이 동일하다는 것을 전제로 할 때 정확하게 비교할 수 있다. 따라서 KEEP I과 KEEP II 시점의 인과관계 전체모형을 다집단모형 분석으로 확인하였다. 분석결과, 역시 정량적 지표는 적합하지 않으나 정성적 지표는 적합한 것으로 평가되었다. 이에 KEEP I 경로모형은 정량적 적합도, KEEP II 경로모형은 정성적 적합도 지표가 충족된다는 모형적합도 결과를 전제로 개별추정치를 비교 분석하고자 한다.

〈표 7〉 구조방정식모형 적합도 지수

구조방정식모형	$\chi^2(p)$	df	GFI	CFI	RMSEA
KEEP I (n=1,007)	.83(.66)	2	1.00	1.00	.000
KEEP II (n=2,321)	37.48(.00)	2	.99	.98	.087
KEEP I_II (n=3,328)	276.11(.00)	22	.99	.90	.083

[그림 2], [그림 3]은 표준화추정치로 제시한 구조방정식모형 추정 결과를 그림으로 보여주고 있다. 통계적으로 유의하지 않은 경로는 점선으로 제시하였다. <표 9>는 구조방정식모형 직접 효과 추정치를 제시하고 있다. 분석결과를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 고2~고3은 청소년기에서 성인기로 이행하는 직전 시기이기 때문에 사춘기 발달이 거의 마무리되는 시점이라 볼 수 있다. 따라서 사춘기 발달 속도가 다른 남학생과 여학생 특성 또한 거의 유사한 속성을 나타낼 것으로 추정된다. 이에 남학생과 여학생을 통합한 전체 모형으로 제시하였으며, 남학생과 여학생 모형은 부록에 첨부하였다.

먼저 고2교사기대가 고2자아관에 미치는 영향을 살펴보면, KEEP I 과 KEEP II 시점에서 모두 교사기대가 학생 자아관에 통적으로 유의한 정적 효과를 나타내고 있는 것을 확인할 수 있다. 일차적으로 교사기대는 학생의 긍정적 자아형성에 중요한 요인이라는 것이 검증해 주고 있는 것이다. 또한 이 맥락은 고3교사기대→고3자아관 경로에서도 동일한 결과를 나타내고 있다.

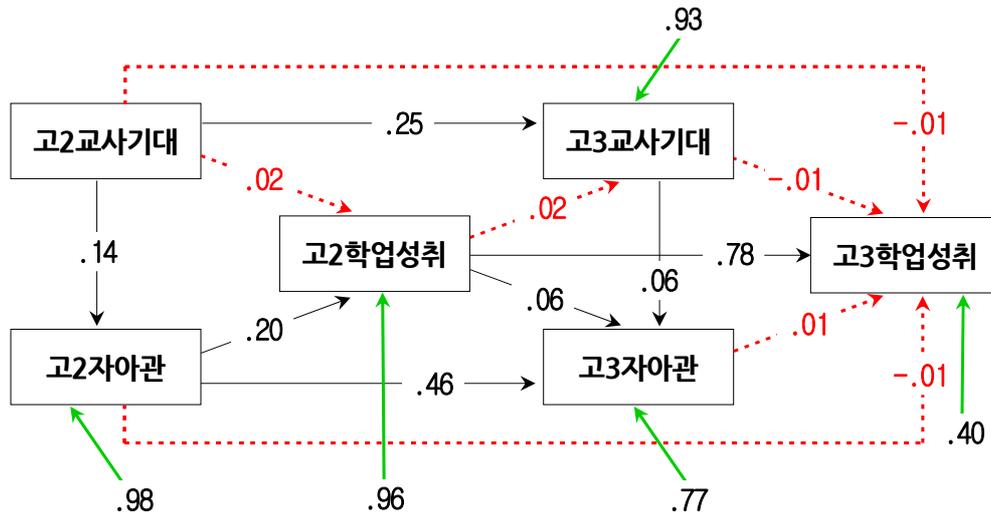
고2교사기대와 고2학업성취에 미치는 영향은 KEEP I 과 KEEP II 모형에서 공통적인 결과를 보여주고 있다. 즉, 고2교사기대→고2학업성취(KEEP I  $\beta=.02$ ,  $t=.80$ / KEEP II  $\beta=.04$ ,  $t=1.93$ )은 통계적으로 유의하지 않으며, 고2교사기대→고3학업성취(KEEP I  $\beta=-.01$ ,  $t=-.55$ / KEEP II  $\beta=.01$ ,  $t=.50$ ) 경로 또한 두 시점의 결과가 공통적이며, 통계적으로 유의한 영향을 나타내지 못하는 것이다. 이 결과는 고2 시점의 교사기대는 학업성취에 직접적인 영향요인이 아니라는 것을 확인해주고 있다. 그러나 고2자아관→고2학업성취는 두 시점 모두 통계적으로 유의하게 추정되고 있다(KEEP I  $\beta=.20$ ,  $t=6.35$ / KEEP II  $\beta=.10$ ,  $t=4.90$ ).

고2 시점의 교사기대, 자아관, 학업성취 인과관계 결과를 종합하면, 교사기대는 자아관에 직접 영향을 미치지 않지만, 학업성취에 미치는 효과는 유의하지 않게 나타나고 있다. 반면 자아관은 학업성취에 직접적인 영향을 미치고 있다. 이 결과는 고등학교 2학년 시점의 학업성취는 교사기대 효과가 아니라 학생이 자신을 긍정적으로 평가하여 학업성취에 영향을 미친 귀인효과인 것으로 해석할 수 있다. 그런데, 교사기대→자아관→학업성취로 연계되는 매개효과는 KEEP I 과 KEEP II 모두 통계적으로 유의한 결과를 나타내고 있어 교사기대가 학생의 긍정적 자아평가를 통해 학업성취에 간접효과를 나타내는 자성예언 효과를 시사하는 것으로 판단된다. 다만 시계열적 관점에서, 고2교사기대가 고2학업성취와 고3교사기대를 매개하여 고3학업성취 미치는 간접효과는 KEEP I 과 KEEP II 모형이 다른 결과를 보여주고 있다. KEEP I ( $\beta=.04$ ,  $t=1.49$ )은 통계적으로 유의하지 않으며, KEEP II ( $\beta=.06$ ,  $t=2.30$ )은 통계적으로 유의한 간접효과

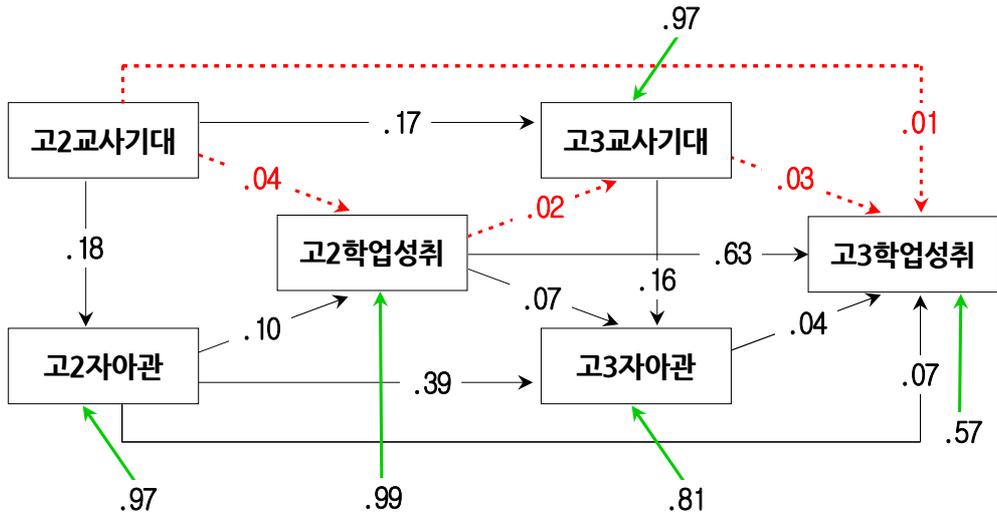
를 나타내는 것이다(<표 10> 참고). 그러나 고2자아관→고3학업성취는 두시점 모두 통계적으로 유의한 간접효과(KEEP I  $\beta=.16$ ,  $t=5.85$ , KEEP II  $\beta=.08$ ,  $t=5.36$ )는 통계적으로 유의한 결과를 보여주고 있다. 고2시점의 교사기대와 자아관이 고3시점의 학업성취로 연계되는 맥락에서 고3시점의 교사기대와 자아관의 효과에 차이가 있다는 것을 시사하는 것이라 판단된다.

고2학업성취가 고3교사기대와 고3자아관에 미치는 효과 또한 KEEP I 과 KEEP II 모형에서 공통적인 결과이다. 고2학업성취→고3교사기대(KEEP I  $\beta=.02$ ,  $t=.65$ / KEEP II  $\beta=.02$ ,  $t=1.08$ )은 통계적으로 유의하지 않으나, 고2학업성취→고3자아관(KEEP I  $\beta=.06$ ,  $t=2.17$ / KEEP II  $\beta=.07$ ,  $t=3.83$ )은 통계적으로 유의한 효과를 나타내고 있는 것이다. 학업성취는 교사기대보다는 학생의 자아 특성과 더 직접적인 인과관계라는 것을 확인하는 결과로 판단된다. 즉, 학생의 학업성취는 교사기대 효과 보다는 귀인 효과 즉, 학생들은 이전 자신 학업의 성공과 실패 경험을 통해 자신을 평가하며 그 평가를 근거로 현재 또는 미래 학업활동에 대한 동기를 형성하는 것으로 추정되는 것이다.

고등학생의 학업성취가 교사기대 효과 보다는 귀인효과일 가능성은 고3교사기대→고3학업성취, 고3자아관→고3학업성취 인과관계 결과에서도 확인된다. 먼저 고3교사기대→고3학업성취(KEEP I  $\beta=-.01$ ,  $t=-.49$ / KEEP II  $\beta=.03$ ,  $t=1.67$ )은 두 시점 모두 통계적으로 유의하지 않는 반면, 고3자아관→고3학업성취(KEEP I  $\beta=.01$ ,  $t=.25$ / KEEP II  $\beta=.04$ ,  $t=2.27$ )는 KEEP I 과 KEEP II 시점에서 각각 다른 결과를 보여주고 있다. KEEP I 은 통계적으로 유의하지 않으며, KEEP II 는 통계적으로 유의한 결과인 것이다. 더불어 고3교사기대→고3자아관 경로는 두시점 모두 통계적으로 유의한 정적 효과를 나타내고 있다(KEEP I  $\beta=.06$ ,  $t=2.06$ / KEEP II  $\beta=.16$ ,  $t=8.69$ ).



[그림 2] KEEP I 모형



[그림 3] KEEP II 모형

본 연구에서 교사기대는 담임교사의 관심으로 측정되었으며, 학생의 자아관은 자아개념, 자아정체감 그리고 자아효능감 특성을 포함하는 문항으로 구성되어 있다. 담임교사의 학생에 대한 관심은 학생의 긍정적 자아개념, 자아정체감 그리고 자아효능감을 제고하는데 명백한 효과를 나타내고 있는 것이다. 따라서 이 결과는 교사의 기대가 학생의 긍정적 자아이미지 형성을 통해 학업성취에 긍정적 영향을 미치는 자성예언 효과를 확인해 주는 것으로 추정된다. 그러나 고3교사기대와 고3자아관 그리고 고3학업성취 인과관계는 KEEP I 과 KEEP II 시점에서 차이를 나타내고 있어 자성예언 효과를 특정하기 어려운 모호한 결과를 보여주고 있다. 고3교사기대→고3학업성취(KEEP I  $\beta=-.01$ ,  $t=-.49$ / KEEP II  $\beta=.03$ ,  $t=1.67$ )은 통계적으로 유의하지 않은 결과를 보여주고 있어 학업성취에 대한 교사기대 효과를 확인할 수 없는 것이 비교적 명확하다. 그런데 고3자아관→고3학업성취 경로에서 KEEP I ( $\beta=.01$ ,  $t=.25$ )은 통계적으로 유의하지 않은 반면, KEEP II ( $\beta=.04$ ,  $t=2.27$ )에서는 통계적으로 유의한 결과를 보여주고 있어 두 시점 간 차이가 있는 것이다. KEEP I 시점의 고3교사기대와 고3자아관은 모두 학업성취에 유의한 영향을 미치지 않으며, 따라서 교사기대→자아관→학업성취로 이어지는 자성예언 효과 또한 확인할 수 없다. 그러나 KEEP II 시점에서는 학업성취가 교사기대가 아닌 학생 자아특성의 효과이며, 교사기대는 학업성취에 직접 영향을 미치지 못하지만 학생 자아특성을 매개하여 학업성취에 유의한 영향을 미치는 자성예언 효과를 추정해 볼 수 있는 결과를 보여주고 있는 것이다 (<표 9> 참고). 고3 시점의 교사기대, 자아관, 학업성취 간 인과관계를 종합하면, KEEP I 은 학생의 학업성취가 명백하게 귀인효과를 시사하며, KEEP II 는 교사기대→자아관→학업성취로 이어지는 경로가 통계적으로 유의한 결과를 보여주고 있기 때문에 귀인효과와 더불어 교사기대를 통한 자성예언 효과도 확인되었다고 볼 수 있다.

본 연구모형의 결과에서 명백하게 공통적인 결과는 고2교사기대→고3교사기대(KEEP I  $\beta=.25$ ,  $t=8.30$ / KEEP II  $\beta=.17$ ,  $t=8.16$ ), 고2자아관→고3자아관(KEEP I  $\beta=.46$ ,  $t=16.29$ / KEEP II  $\beta$

=.39,  $t=20.80$ ), 고2학업성취→고3학업성취(KEEP I  $\beta=.78$ ,  $t=37.85$ / KEEP II  $\beta=.63$ ,  $t=39.76$ ) 경로는 모두 통계적으로 유의한 정적 효과를 나타낸다는 것이다. 이 결과는 고2시점의 교사기대, 자아관, 학업성취는 고등학교 3학년까지 직접적이고 확실하게 연계된다는 것이다. 만약 장기간의 패널데이터가 축적되고, 동일한 맥락에서 학업성취를 추정한다면 학업성취의 비교적 구체적인 결정요인을 확인할 수 있을 것으로 판단된다.

〈표 8〉 학업성취 인과관계 직접효과

경로		KEEP I				KEEP II			
		비표준화 계수	표준화 계수	표준 오차	t	비표준화 계수	표준화 계수	표준 오차	t
고2교사기대	→고2자아관	.11	.14	.02	4.53***	.15	.18	.02	8.57***
	→고2학업성취	.05	.02	.06	.80	.09	.04	.05	1.93
	→고3교사기대	.27	.25	.03	8.30***	.17	.17	.02	8.16***
	→고3학업성취	-.02	-.01	.04	-.55	.01	.01	.03	.50
고2자아관	→고2학업성취	.52	.20	.08	6.35***	.28	.10	.06	4.90***
	→고3자아관	.47	.46	.03	16.29***	.39	.39	.02	20.80***
	→고3학업성취	-.03	-.01	.06	-.51	.14	.07	.04	3.81***
고2학업성취	→고3교사기대	.01	.02	.02	.65	.01	.02	.01	1.08
	→고3자아관	.02	.06	.01	2.17*	.03	.07	.01	3.83***
	→고3학업성취	.75	.78	.02	37.85***	.49	.63	.01	39.76***
고3교사기대	→고3자아관	.04	.06	.02	2.06*	.13	.16	.02	8.69***
	→고3학업성취	-.02	-.01	.04	-.49	.05	.03	.03	1.67
고3자아관	→고3학업성취	.01	.01	.06	.25	.08	.04	.04	2.27*

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

〈표 9〉 학업성취 인과관계 간접효과

경로		KEEP I				KEEP II			
		비표준화 계수	표준화 계수	표준 오차	t	비표준화 계수	표준화 계수	표준 오차	t
고2교사기대	→고2학업성취	.06	.03	.02	3.69***	.04	.02	.01	4.25***
	→고3교사기대	.00	.00	.00	.61	.00	.00	.00	.94
	→고3자아관	.06	.08	.01	4.89***	.08	.10	.01	6.18***
	→고3학업성취	.07	.04	.05	1.49	.10	.06	.03	2.30*
고2자아관	→고3교사기대	.01	.00	.01	.65	.00	.00	.00	1.06
	→고3자아관	.01	.01	.01	2.08*	.01	.01	.00	3.08**
	→고3학업성취	.40	.16	.07	5.85***	.17	.08	.03	5.36***
고2학업성취	→고3자아관	.00	.00	.00	.62	.01	.00	.00	1.08
	→고3학업성취	.00	.00	.00	.10	.01	.01	.00	2.18*
고3교사기대	→고3학업성취	.00	.00	.00	.24	.01	.01	.01	2.19*

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

본 연구는 고등학교 2학년부터 3학년까지 교사기대, 학생의 자아 특성 그리고 학업성취와의 인과관계를 시계열적으로 분석하였다. 이 결과를 해석하고 활용하는데 있고 참고해야 할 사항은 진로결정수준의 방해오차( $\zeta$ )이다. 먼저 고2자아관의 방해오차는 KEEP I 과 KEEP II 각각 .98, .97로 교사기대가 자아관을 설명하는 정도가 약2%, 3%이다. 또한 고2학업성취의 방해오차는 각각 .96, .99이며, 이것은 고2교사기대와 고2자아관이 학업성취를 설명하는 정도가 각각 4%, 1%라는 의미이다. 환언하면 고2학업성취는 본 연구모형에 포함된 2개의 측정변수와 인과관계 맥락이 매우 약하다는 것을 나타낸다. 또한 고3교사기대 방해오차는 각각 .93, .97이며, 고3자아관은 각각 .77, .81로 비교적 설명력은 낮다고 판단된다. 다만 교사기대보다는 자아관에 대한 설명력이 더 높은 것을 확인할 수 있다. 그런데 고3학업성취의 방해오차는 KEEP I 과 KEEP II 각각 .40과 .57로 고등학교 2학년의 교사기대, 자아관, 학업성취 그리고 고등학교 3학년 교사기대와 자아관이 고3학업성취를 설명하는 정도가 약60%와 43%로 고2학업성취 설명력보다는 상당히 높은 것을 볼 수 있다. 이 결과는 교사기대, 학생의 자아관 그리고 학업성취와의 관계를 횡단적으로 분석하게 되면 세 요인간의 구체적인 맥락을 확인하는데 한계가 있다는 것을 시사하며, 실제로 시계열적 자료를 축적하여 종단 분석을 수행한다면 상당한 수준의 설명력을 확보할 수 있다는 것을 보여준다. 다만 교사기대, 학생의 자아관 그리고 학업성취와의 시계열적 분석에서 각각의 요인이 다음 시점의 동일 요인에 미치는 영향이 매우 크게 추정되기 때문에 방해오차 값이 적게 추정되는 특성을 충분히 고려하여 결과를 활용할 필요가 있다고 판단된다.

## V. 요약 및 결론

본 연구는 2006년~2007년 KEEP I 과 2016년~2017년 KEEP II 데이터를 사용하여 고2~고3의 교사기대, 자아관, 학업성취 간의 인과관계를 통해 고등학교 2학년과 3학년의 학업성취가 교사기대 효과인지 아니면 귀인효과인지 또는 교사기대가 학생의 자아에 귀인 한 자성예언 효과인지 실증적으로 검증하였다. 분석결과와 결론은 다음과 같다.

첫째, 고2 시점의 교사기대, 자아관, 학업성취 인과관계 결과를 종합하면, 교사기대는 자아관에 직접적 영향을 미치고, 자아관 또한 학업성취에 통계적으로 유의한 영향을 나타내고 있다. 그러나 교사기대가 학업성취에 미치는 영향은 유의하지 않게 나타나고 있다. 따라서 고2 시점의 학업성취는 일차적으로 자아관 효과 즉, 귀인효과가 더 유력하다고 판단된다. 그런데 교사기대→자아관→학업성취로 이어지는 매개경로에서 통계적으로 유의한 간접효과를 나타내고 있어, 교사기대가 학생의 긍정적 자아 평가를 유인하여 학업성취에 영향을 미치는 자성예언 효과로도 해석이 가능하다. 또한 이 맥락은 KEEP I 과 KEEP II 모형에서 동일하게 나타나고 있다.

둘째, 고2학업성취가 고3교사기대와 고3자아관에 미치는 효과는 고등학생의 학업성취가 교사기대보다는 귀인효과 일 가능성을 확인해 주고 있다. 고2학업성취→고3교사기대는 통계적으

로 유의하지 않으나, 고2학업성취→고3자아관은 유의한 효과를 나타내고 있는 것이다. 학업성취는 교사기대보다는 학생의 자아 특성과 더 직접적인 인과관계 맥락을 나타내는 것으로 추정할 수 있다. 즉, 학생의 학업성취는 이전 자신 학업의 성공과 실패 경험을 통해 자신을 평가하며 그 평가를 근거로 현재 또는 미래 학업활동에 대한 동기를 형성하는 것으로 추정되는 것이다.

셋째, 고등학생의 학업성취가 교사기대 효과 보다는 귀인효과일 가능성은 고3교사기대→고3학업성취, 고3자아관→고3학업성취 인과관계 결과에서도 확인된다. 다만 KEEP I 모형에서는 고3교사기대→고3자아관→고3학업성취로 이어지는 간접효과가 유의하지 않기 때문에 순전히 귀인효과라 할 수 있으며, KEEP II는 교사기대→자아관→학업성취로 이어지는 경로가 통계적으로 유의한 결과를 보여주고 있기 때문에 귀인효과와 더불어 교사기대가 학생의 긍정적 자아 형성을 유인하여 학업성취 효과로 나타났다면 자성예언 효과를 추정해 볼 수 있는 것이다.

분석결과를 종합하면, 두시점 모두 교사기대가 학업성취에 미치는 직접효과는 확인되지 않고 있다. 또한 고2시점은 귀인효과와 더불어 자성예언 효과가 실증되었다고 볼 수 있다. 그러나 고3시점은 KEEP I 과 KEEP II에서 차이가 있는 것이 확인되었다. KEEP I은 고2와 고3의 학업성취가 비교적 명백하게 학생의 자아관의 효과 즉, 귀인효과인 반면, KEEP II는 귀인효과와 더불어 교사기대가 귀인 된 자성예언 효과 또한 확인된다고 결론 내릴 수 있다. 본 연구는 약 10년 간격으로 동일한 문항으로 수집된 KEEP I 과 KEEP II 두 시점에서의 교사기대, 자아관, 학업성취 간 인과관계를 확인하였다. 그런데 두 시점의 구조방정식모형 분석결과와 차이가 어떤 원인으로 나타나는지 확인하기 어렵다. 즉, 교사-학생 그리고 학업성취 맥락 간 실제적 현상의 차이인지, 아니면 사례수와 같은 데이터 속성의 차이인지는 본 연구모형 만으로는 판단할 수가 없는 것이다. 그런데 본 연구는 고등학생의 학업성취를 탐색하고 있다. 한국사회에서 고등학생의 학업성취는 광범위하게는 교육제도에서부터 가정배경까지 그리고 범위를 좁히면 학생의 교수-학습 과정에 이르기까지 매우 다양한 측면에서 설명되고 있다. 만약 두 시점의 차이를 구체적으로 확인하고 그 특성을 근거로 본 연구결과를 해석하고 활용한다면 실제적인 도움이 될 수 있을 것이라 판단된다.

## ❖ 참고문헌 ❖

- 곽수란(2012). 학업성취, 교사기대 그리고 학업적응과의 관계분석. *교육사회학연구*, 22(1), 1-24.
- 곽수란(2014). 아동청소년의 사회적 관계가 자아개념 및 학업성취에 미치는 영향. *교육사회학연구*, 24(2), 1-24..
- 곽수란(2016). 청소년의 학업성적과 행복감 인과관계 분석. *행정복지연구*, 12, 55-75.
- 김경식(2006). 교사기대 형성과 변화가 학업성취에 미치는 영향, *중등교육연구*, 54(2), 95-121.
- 김아름, 윤안순(2018). 자아존중감과 학업성취 간의 관계: 주의집중 문제를 통한 자기조절학습능력의 조절된 매개효과. *학습자중심교과교육연구*, 18(2), 969-990.
- 김정원(1999). 수업 내 교사의 아동 분류와 그 의미. *교육사회학연구*, 9(2), 65-95.
- 김정원, 김병숙(2004). 학생이 지각한 교사특성과 학문적 자아개념 및 학습태도와의 관계. *아동교육*, 13(2): 253-262.
- 노연경, 임혜정, 손수경, 김수혜(2020). 서울시 학생들의 수학성취에 대한 개인 및 학교수준 영향 요인 검증: 교차분류무선효과 모형의 적용. *한국교육학연구*, 26(2), 81-106.
- 문정선·문경숙(2018). 중학생이 지각한 부모의 학습관여와 교사의 기대가 자기조절학습능력을 매개로 학업성취도에 미치는 영향. *학습자중심교과교육연구*, 18(5), 191-215.
- 박희진·남궁지영(2019). 학업성취 변동 중단 분석: 교육격차 완화 요인 탐색을 중심으로. *교육사회학연구*, 29(4), 65-88.
- 서원석·장재혁·김석우(2020). 중학생의 자아존중감, 학업적 자기효능감, 학업성취도에 대한 중단연구: 다변량 잠재성장모형의 적용. *교육문화연구*, 26(2), 625-649.
- 오욱환(2005). *교육사회학의 이해와 탐구*. 서울: 교육과학사.
- 유선·정영애(2012). 사회경제적 지위와 학업성취의 관계: 문화자본과 교사기대지각의 매개효과. *교육학연구*, 50(4), 1-22.
- 윤희정(2015). 고등학생들의 학업성취도 관련 변인 간 구조적 관계 연구. *학습자중심교과교육연구*, 15(8), 483-504.
- 이기종·곽수란(2012). 부모의 양육방식이 아동·청소년의 자존감 및 학업성취에 미치는 영향. *아동청소년패널 학술대회*
- 이숙정·김희란·모화숙(2018). 학업성취도와 자기효능감 간의 중단적 관계. *학습자중심교과교육연구*, 18(4), 675-697.
- 정윤경·송주연(2018). 자아존중감과 자기효능감, 시험불안, 교육포부에 대한 학업성취의 역할: 성장신념의 조절효과. *청소년학연구*, 25(6), 321-348.
- Babad, E., Inbar, J. & Rosenthal, R.(1982). Pygmalion, Galatea, and the Golem: Investigation of biased and unbiased teachers. *Journal of Educational Psychology*, 74(4), 459-474.
- Braun, C.(1976). Teacher expectation: Sociological dynamics. *Review of Educational Research*, 46(2), 185-213.
- Brophy, J. E. & T.L. Good(1974). *Teacher-Student Relationships: Causes and Consequence*. New York: Holt. Rinehart and Winston.

- Brophy, J. E.(1979). Teacher Behavior and Its Effects. *Journal of Educational Psychology*, 71, 733-750.
- Brophy, J. E.(1983). Research on the Self-fulfilling Prophecy and Teacher Expectations. *Journal of Educational Psychology*. 75(5). 631-661.
- Brophy, J. E.(1986). Teacher Influences on Student Achievement. *American Psychologist*, 41(10), 1069-1077.
- Chaiken, A., E. Siger & Derlega, V.(1974). Nonverbal mediators of teacher expectation effects. *Journal of Personality and Social Psychology*, 30, 144-149
- Clifton, R. A.(1981). The effects of student's ethnicity and sex on the expectations. *Interchange*. 12, 31-38.
- Cooper, H. and Good, T.(1983). *Pygmalion grows up: Studies in the expectation communication process*. NY: Longman.
- Cooper, H. M.(1979). Some effects of performance information on academic expectations. *Journal of Educational Psychology*. 71, 39-49.
- Cooper, H. M.(1983). *A historical overview of teacher expectation effects*. ERIC Document.
- Crano & Mellon(1978).
- Dusek, J. B. & Joseph, G.(1983). The bases of teacher expectancies : A meta-analysis. *American Psychological Association*. 75(3), 327-346.
- Dweck, C. S.(1975). The role of expectations and attributions in the alleviation of learned helplessness. *Journal of Personality and Social Psychology*, 31, 674-785.
- Erknam, F., Caner, A., Sart, J. H., Borhan, B., & Sahan, K.(2010). Influence of perceived teacher acceptance, self-concept and school attitude on the academic achievement of school-age children in Turkey. *Cross-Cultural Research*, 44(3), 295-309
- Finn, J. D.(1972). *First grade teacher expectations in mathematics*. ERIC Document.
- Gest, S. D., Domitovich, C. E., & Welsh, J. A.(2005). Peer academic reputation in elementary school: associations with chances in self-concept and academic skills. *Journal of Educational Psychology*, 97(3), 337-346.
- Good, T. L. & Brophy, T. E.(1974). *Teacher-student relationships: Causes and consequences*. NY, Holt, Rinehart and Winston.
- Good, T. L. & Brophy, T. E.(1986). School Effects. In Wittrock, M.E.(Ed.). *Handbook of research on teaching*(3rd ed.). Chicago: Rand-McNally.
- Good, T. L. & Brophy, T. E.(1997). *Looking in Classrooms*(7th). NY: Longman.
- Good, T.L., Cooper, H. M. & Blakey, S. L.(1980). Classroom Interaction as a Function of Teacher Expectations, Student Sex, Time of Year. *Journal of Educational Psychology*, 72(3), 378-385.
- Hargreaves, D.(1972, 1975). *Interpersonal relations and education*. London: Routledge Kegan Paul.
- Heider, F.(1958). *The psychology of interpersonal relation*. NY: Wiley.
- Hejazi, E., Shahraray, M., Farsinejad, M., & Asgary, A.(2009). Identity style and academic achievement: mediation role of academin self-efficacy. *Sociology Psychology of Education*, 12(1), 123-135.
- Kanoy, R. C., Jonson, B. W., & Konoy, K. W. (1980). Locus of control and self-concept in

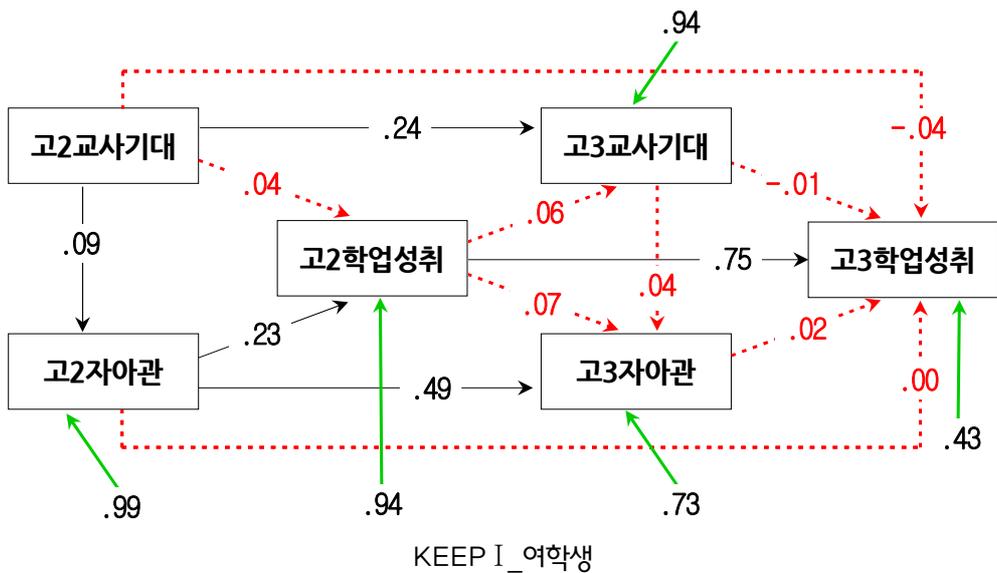
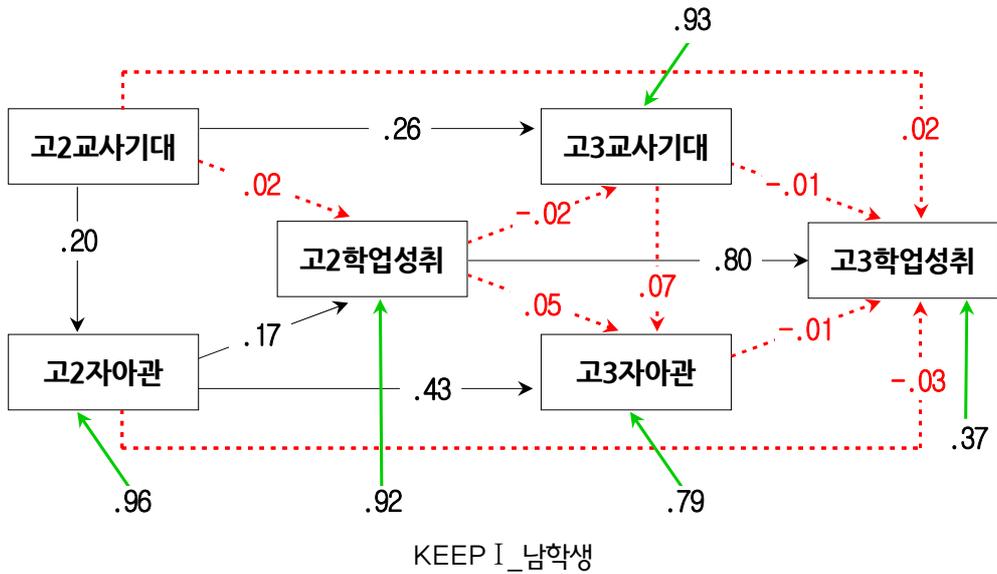


- achieving and underachieving bright elementary students. *Psychology in the Schools*, 17, 395-399.
- Keddie, N.(1971). Classroom knowledge. In M.F. D. Young(ed), *Knowledge and control: New directions for the sociology of education*. Collier-MacMillan, London.
- Merton, R.(1948). The self-fulfilling prophecy. *Antioch Review*, 8, 193-210.
- Rist, R. C.(1970). Student social class and teacher expectations: *The self- fulfilling prophecy in Ghetto Education*. Harvard Educational Review, 40(3), 411-451.
- Rosenberg, M., Schooler, C., Schoenbach, C., & Rosenverg, F.(1995). Global self-esteem and specific self-esteem: Different concepts, different outcomes. *American Sociological Review*, 60, 141-156.
- Rosenthal, R. & Jacobson, L.(1968). Pygmalion in the classroom: *Teacher expectation and pupils' intellectual development*. Newly and expanded edition. Williston, VT: Crown House. 심재관 역 (2003). 피그말리온 효과: 기대와 칭찬의 힘. 서울: 이플리오.
- Rosenthal, R.(1974). *On the Social Psychology of the Self-Filling Prophecy: Further Evidence for Pygmalion effects and Their Mediation Mechanism*. NY: MSS Modular Puvlications.
- Sharp, R. & Green, L.(1975). *Education and Social Control: A Study of Progressive Primary Education*. London: Routledge and Kegan Paul.
- Snow, R. E.(1969). Unfinished pygmalion. *Contemporary Psychology*, 14, 197-199.
- Tauber, R. T.(1998). *Good or bad, What teachers expect from students they generally get*. ERIC Digest.
- Willis, P.(1972). *Formation of Teachers' Expectations of Student Academic Performance*. UnPublished PH. D. Dissertation, University of Texas, Austin, Texas.

부록 1 | KEEP I\_남학생, KEEP I\_여학생 경로분석 결과

KEEP I 경로모형 적합도

구조방정식모형	$\chi^2(p)$	df	GFI	CFI	RMSEA
KEEP I_남학생(n=482)	2.53(.28)	2	1.00	1.00	.023
KEEP I_여학생(n=525)	2.38(.30)	2	1.00	1.00	.019



KEEP I 경로분석 직접효과

경로		KEEP I _남학생				KEEP I _여학생			
		비표준화 계수	표준화 계수	표준 오차	t	비표준화 계수	표준화 계수	표준 오차	t
고2교사기대	→고2자아관	.14	.20	.03	4.39***	.07	.09	.03	-1.39
	→고2학업성취	.03	.02	.02	.37	.08	.04	.09	.93
	→고3교사기대	.26	.26	.02	5.82***	.26	.24	.05	5.67***
	→고3학업성취	.04	.02	.03	.67	-.08	-.04	.06	-1.39
고2자아관	→고2학업성취	.45	.17	.12	3.60***	.60	.23	.11	5.41***
	→고3자아관	.47	.43	.04	10.46***	.48	.49	.04	12.71***
	→고3학업성취	-.07	-.03	.08	-.86	.00	.00	.08	-.01
고2학업성취	→고3교사기대	-.01	-.02	.02	-.38	.03	.06	.02	1.52
	→고3자아관	.02	.05	.02	1.29	.03	.07	.01	1.87
	→고3학업성취	.77	.80	.03	27.99***	.73	.75	.03	25.39***
고3교사기대	→고3자아관	.05	.07	.03	1.69	.03	.04	.03	1.07
	→고3학업성취	-.02	-.01	.05	-.32	-.01	.00	.05	-.09
고3자아관	→고3학업성취	-.02	-.01	.07	-.23	.05	.02	.09	.53

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

KEEP I 경로분석 간접효과

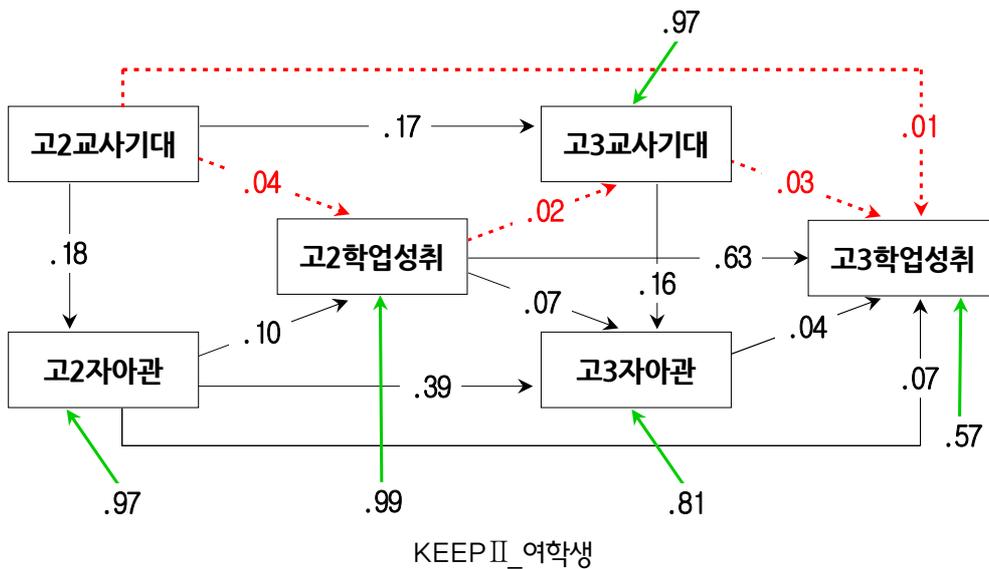
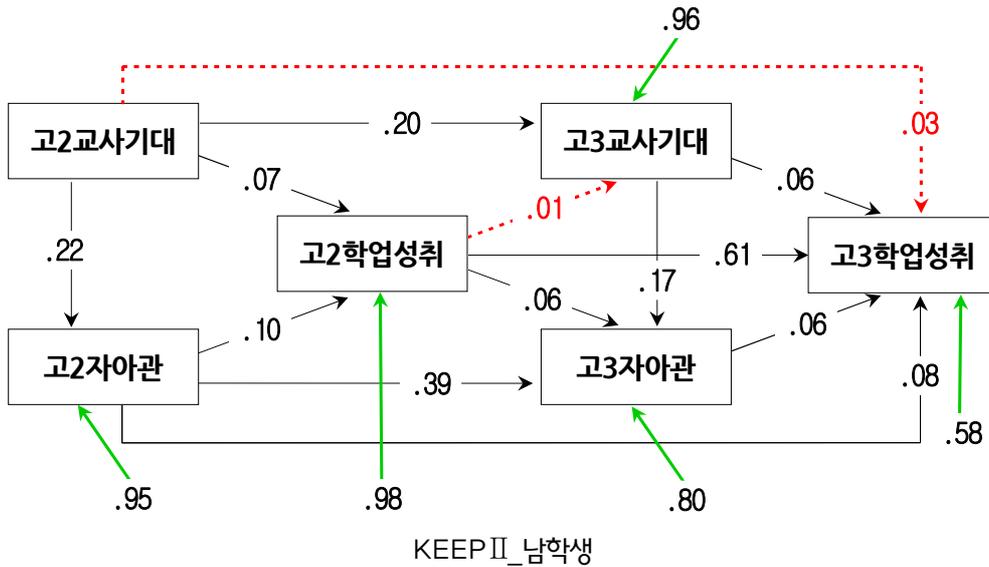
경로		KEEP I _남학생				KEEP I _여학생			
		비표준화 계수	표준화 계수	표준 오차	t	비표준화 계수	표준화 계수	표준 오차	t
고2교사기대	→고2학업성취	.06	.00	.02	2.78**	.04	.00	.02	1.88
	→고3교사기대	.00	.00	.00	-.36	.00	.00	.00	1.02
	→고3자아관	.08	.02	.02	4.41***	.04	.01	.02	2.34*
	→고3학업성취	.06	.01	.07	.87	.09	.03	.07	1.34
고2자아관	→고3교사기대	.00	.00	.01	-.38	.02	.01	.01	1.46
	→고3자아관	.01	.01	.01	1.19	.02	.02	.01	1.83
	→고3학업성취	.33	.13	.10	3.27**	.46	.18	.09	4.97***
고2학업성취	→고3자아관	.00	.00	.00	-.37	.00	.00	.00	.88
	→고3학업성취	.00	.00	.00	-.12	.00	.00	.00	.36
고3교사기대	→고3학업성취	.00	.00	.00	-.23	.00	.00	.00	.47

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

부록 2 | KEEP II\_남학생, KEEP II\_여학생 경로분석 결과

KEEP II 경로모형 적합도

구조방정식모형	$\chi^2(p)$	df	GFI	CFI	RMSEA
KEEP II_남학생(n=1,071)	20.82(.00)	2	.99	.98	.094
KEEP II_여학생(n=1,250)	37.48(.00)	2	.99	.98	.087



KEEP II 경로분석 직접효과

경로		KEEP II _남학생				KEEP II _여학생			
		비표준화 계수	표준화 계수	표준 오차	t	비표준화 계수	표준화 계수	표준 오차	t
고2교사기대	→고2자아관	.20	.22	.03	7.44***	.15	.18	.02	8.57***
	→고2학업성취	.17	.07	.08	2.15*	.09	.04	.05	1.93
	→고3교사기대	.21	.20	.03	6.80***	.17	.17	.02	8.16***
	→고3학업성취	.07	.03	.05	1.35	.01	.01	.03	.50
고2자아관	→고2학업성취	.28	.10	.09	3.27*	.28	.10	.06	4.90***
	→고3자아관	.39	.39	.03	14.00***	.39	.39	.02	20.80***
	→고3학업성취	.18	.08	.06	3.14**	.14	.07	.04	3.81***
고2학업성취	→고3교사기대	.00	.01	.01	.35	.01	.02	.01	1.08
	→고3자아관	.02	.06	.01	2.22*	.03	.07	.01	3.83***
	→고3학업성취	.48	.61	.02	25.68***	.49	.63	.01	39.76***
고3교사기대	→고3자아관	.15	.17	.02	6.24***	.13	.16	.02	8.69***
	→고3학업성취	.12	.06	.05	2.60**	.05	.03	.03	1.67
고3자아관	→고3학업성취	.12	.06	.06	2.13*	.08	.04	.04	2.27*

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

KEEP II 경로분석 간접효과

경로		KEEP II _남학생				KEEP II _여학생			
		비표준화 계수	표준화 계수	표준 오차	t	비표준화 계수	표준화 계수	표준 오차	t
고2교사기대	→고2학업성취	.06	.02	.02	2.99**	.04	.02	.01	4.25***
	→고3교사기대	.00	.00	.00	.35	.00	.00	.00	1.01
	→고3자아관	.12	.13	.04	8.24***	.08	.10	.01	9.99***
	→고3학업성취	.18	.09	.04	4.48***	.10	.06	.03	4.07***
고2자아관	→고3교사기대	.00	.00	.00	.35	.00	.00	.00	1.06
	→고3자아관	.01	.01	.00	1.85	.01	.01	.00	3.08**
	→고3학업성취	.18	.08	.05	3.85***	.17	.08	.03	5.36***
고2학업성취	→고3자아관	.00	.00	.00	.35	.00	.00	.00	1.08
	→고3학업성취	.00	.00	.00	1.34	.00	.00	.00	2.18*
고3교사기대	→고3학업성취	.02	.01	.01	2.02*	.01	.01	.01	2.19*

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

## ❖ Abstract ❖

High school students' academic achievement, Is it a teacher expectation effects? Is it a student attribution effects?

Kwak, Soo-Ran(Koguryeo college)

This study is to verify whether the academic achievement of high school students is a teacher's expectation effect, a student's attribution effect, or a student's self-prophecy effect attributed to the teacher's expectations. The analysis context is to explore the causal relationship between teacher expectations and student self concept that affects academic achievement, by the time series.

The subjects of study are students who responded to teacher expectations, student self concept, and academic achievement at the point from the second to third year of high school at the data of KEEP I and Keep II. As an analysis method, a path model was designed and compared KEEP I and Keep II data. And the analysis program is LISREL.

As the analysis result, it was confirmed that the academic achievement of high school students had a more pronounced effect on the student's self-concept than the teacher's expectations, and this was the effect of the student attribution, not the teacher's expectations. In addition, the effect of self-prophecy linked to teacher expectations → student self-concept → academic achievement was confirmed at the only second grade in the KEEP I data, and at the second and third grade in the KEEP II data. Further analysis will be needed to determine where the difference between the KEEP I and KEEP II analysis results originated. The results of this study are considered to be able to confirm the factor of developmental tasks and social relations that are helpful in enhancing the academic achievement of high school students.

**Key words:** teacher expectation, self concept, academic achivement, attribution effect, self-prophecy effect

## 대학생들의 학습자 중심 수업 참여 효과성 분석

김영식<sup>1)</sup> · 김진선<sup>2)</sup> · 장미소<sup>3)</sup>

### 요약

본 연구는 대학생들의 학습자 중심 수업 참여를 예측하는 요인을 탐색하고, 대학생의 학습자 중심 수업 참여가 학업성취 수준 및 학습시간에 미치는 영향을 인과적으로 추정하기 위하여 한국교육고용패널II (Korean Education and Employment Panel II) 3차년도 조사상의 4,541명에 대한 분석을 실시하였다. 주요 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 랜덤 포레스트 기법을 활용하여 대학생들의 학습자 중심 수업 참여에 영향을 미치는 변수 중 중요도 지수가 높은 변수들을 확인한 결과 '진로직업 탐색 전공 과목 수강 여부', '학과 교수와의 진로취업 상담 여부', '기업 및 채용 정보 제공 프로그램 경험 여부', '여가 활동 시 낮잠 휴식 여부', '진로직업탐색 교양과목 수강 여부', '2018년 1학기 등록금 총액', '월평균 독서량', '능력향상 목적 공부 경험 여부', '외국어 공부 여부', '2018년 2학기 등록금 총액'의 순서로 예측력이 높은 것으로 나타났다. 둘째, 랜덤 포레스트 분석 결과 중요도 지수가 높은 것으로 나타난 변수들을 활용하여 개별 표본들의 학습자 중심 수업 참여 관련 경향 점수를 도출한 후, OLS와 경향점수매칭 회귀분석, 경향점수 역확률가중치 회귀분석을 실시한 결과, 대학생들의 학습자 중심 수업 참여는 이들의 GPA 및 학습시간에 통계적으로 유의한 영향력을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이상의 분석 결과를 토대로 본 연구는 대학교육에서 학습자 중심 수업을 효과적으로 적용하기 위해서는 전반적인 학습과정을 주도하는 학습자의 능동성과 주도성, 그리고 조력자로서의 역할인 교수의 역할 변화가 필요하며, 이를 위한 실질적인 지원 방안의 모색이 필요함을 제안하였다.

## I. 서론

21세기 사회적인 변화와 요구에 대응하기 위한 교육은 단순히 기술적 지식이 아닌, 자기주도력, 협동학습력, 의사소통력, 대인관계력, 문화이해력, 시민의식력, 국제사회이해력 등과 같은 역량이 21세기 학습자가 미래 사회를 살아가는데 필요한 핵심역량으로 대두되고 있다(신중호, 2020). 이러한 시대적 요구에 따라 대학 교육의 방향성은 학습자의 역량을 길러주기 위한 지향점을 토대로 교수자 중심의 수업에서 학습자 중심 수업으로의 패러다임의 전환이 요구된다. 비판적 사고력, 협동력, 창의력과 같은 핵심역량은 학생이 학습의 주체로서 주도적으로 문제를 해결하고, 또래 학생들과 토론하고 협력하는 과정에 직접 참여함으로써 함양할 수 있기 때문

1) 경남대학교 교육학과 조교수  
2) 고려대학교 세종캠퍼스 교수학습지원센터 연구교수  
3) 고려대학교 세종캠퍼스 교수학습지원센터 연구원

이다(곽영순, 2012; 이경호, 안선희, 2014).

대학에서의 학습자 중심 수업이란 교수자 중심 수업에서 교수자가 교육의 책임을 지고 과제의 수행을 안내하던 것과 달리 허용적인 수업 분위기에서 학습자가 학습을 주도적으로 수행하여 지식을 구성하는 책임을 지는 것이며, 학습자에게 다양한 학습활동과 자원을 제공하여 학습자가 책임감을 가지고 수업에 적극적으로 참여하는 것이다(Froyd & Sympson, 2008). 학습자 중심 수업은 교육내용과 탐구학습, 발표학습, 팀 과제, 토론 등과 같은 학습자 중심 수업 방법의 적절한 조화를 통해 학생들의 역량을 자극하고, 촉진하는 역량기반 수업이라고 할 수 있다(한윤경, 김승실, 2019). 이러한 학습자 중심 수업에서 동료 학생들과의 토론과 토의, 소그룹으로 이루어지는 팀별 프로젝트 수행 및 결과 발표 과정을 통해 다양한 사회적·문화적 지식을 습득할 뿐만 아니라, 다양성에 대해서 배우고 타인과 의사소통하는 능력을 증진시키며, 다양한 문제를 해결하면서 문제 해결력이나 비판적 사고력과 같은 고차원적인 사고 역량을 향상시켜 나가게 된다(이민아, 2017). 학습자 중심 수업에서 이루어지는 토론과 토의, 팀별 프로젝트 수행 등의 학습 경험을 통해 학생들은 상호의존성과 책임감을 배우고, 다양한 소규모 스터디 그룹 활동에 보다 적극적으로 참여할 수 있을 것으로 기대된다(Johnson & Johnson, 2003; Johnson et al., 2000).

학습자 중심 수업에 대한 교육적 효과 관련 선행연구들의 경향성은 주로 학업 성취 관련 연구나 프로젝트학습, 플립러닝, 캡스톤 디자인 등의 수업사례를 탐색한 실험 및 사례연구가 주를 이루고 있다(김복순, 2017; 김수미, 2010; 김영선, 최용훈, 김지은, 2017; 박상준, 2015; 이지혜, 하정윤, 2016; 전영미, 2018). 이러한 긍정적 연구와는 달리, 학습자 중심 교육의 교육적 효과에 대한 비판적 시각과 우려의 관점에서 교육적 효과에 대한 부정적인 영향(김진호, 이소민, 2008; 강인애, 주현재, 2009; 권성연, 신소영, 김지심, 2011)도 보고되었다. 이상의 연구결과는 학습자 중심 수업이 긍정적인 교육 효과를 보장하는 것인가에 대한 비판적 시각에서 교육적 효과에 대한 의문을 가질 필요가 있으며, 보다 학습자 중심 수업에 대한 효과를 엄밀하게 검토할 필요성이 제기된다. 따라서 본 연구에서는 한국교육고용패널Ⅱ(Korean Education and Employment PanelⅡ: KEEPⅡ)의 3차년도(2018년) 조사 자료를 활용하여 대학생의 학습자 중심 수업의 참여 경험을 중심으로 이루어지는 교육적 효과에 주목하여 학습자 중심 수업의 효과성을 분석하고자 한다. 대학생의 학습자 중심 수업 참여와 관련된 요인들을 탐색적으로 도출함으로써, 학습자 중심 수업 방식의 효과성을 머신러닝(Random Forest), 경향점수 매칭(P propensity Score Matching), 고정효과 모형 등을 활용하여 학습자 중심 수업 참여와 관련된 변수들을 보다 인과적이고 실증적으로 규명해 보고자 한다. 긍정적인 교육적 효과를 기대하는 학습자 중심 수업 참여(경험)가 대학생들의 학업성취도가 향상되었는지, 학습시간을 증가시켰는지 등을 실증적으로 확인해보고, 이러한 연구결과를 토대로 학습자 중심 수업이 활성화되고 효과적으로 실행하기 위한 개선방안을 모색하는데 의미 있는 기초자료로써 활용될 것을 기대해본다.

## II. 이론적 배경

### 1. 학습자 중심 수업의 정의 및 특징

학습자 중심 수업이란 교수자가 수업에서 주도권을 가지고 과제를 안내했던 것과 달리 교육의 초점을 학생에게 두어 학습자가 능동적으로 학습을 수행하며 지식을 구성하는 것을 의미한다. 학습자 중심 수업의 주 교육내용은 토론, 발표, 팀과제, 탐구학습 등과 같은 수업 방법의 적절한 조화를 통해 학생들의 역량을 자극하고 촉진하는 수업이라고 할 수 있다. 학습자 중심 수업은 1980년대 중반 열린 교육이 소개되어 관심을 이끌었고, 1990년대 중반부터는 교육부의 주도하에 본격적으로 열린 교육이 학교 현장으로 확산되었으며, 2000년부터 중·고등학교에서 실행되기 시작한 제7차 교육과정에서는 자기주도적인 학습 능력을 갖춘 인간 양성을 핵심 과제로 삼으며 학습자 중심 수업을 교육의 기본 특성으로 하였다. 이러한 학습자 중심의 수업은 최근 가속화되는 사회의 변화와 지식의 폭발적 증가라는 흐름 속에서 과거 전통적 수업의 한계를 극복하고 미래를 대비하는 학습을 준비하고자 등장하게 되었다(이정민, 2009; 이지예, 하정윤, 2016).

학습자 중심 수업의 개념이나 정의는 기존의 연구에서 다양하게 설명되고 있는데 이를 정리하자면 다음과 같다. 먼저 국내의 학습자 중심 논문에서 가장 많이 언급되는 권낙원(2001)은 학습자 중심이라는 의미를 개인 학습자가 스스로 개인의 학습에 계획을 세우고 실천하며 평가하는 것이며, 교사는 지식 전달자로서의 위치에서 학생의 학습을 지원하는 참여 촉진자로 정의하고 있다. 강인애와 주현재(2009)는 학습자 중심 수업에 구성주의적 인식론에 입각하여 지식이 개별적·사회적으로 구성된다는 전제하에 학습자 중심 수업을 협력적 학습환경 속에서 학습자가 학습의 주체자로서 체험적, 성찰적 학습을 통해 의미있는 학습활동을 구성해 나가는 것으로 정의하였다. Elen 외(2007)와 Lea 외(2003)는 학습자 중심 수업에서는 편안하고 자유로운 학습 환경 속에서 학습자가 자율권과 동시에 책임과 책무성을 가지고 지식을 구성하며, 학습자와 교사와의 상보적인 상호관계를 강조하였다.

많은 선행연구서의 정의되는 학습자 수업 개념에 더불어, 제시되는 특징은 다음과 같다. 권낙원(2001)은 학습자가 학습을 계획하고 수행하는 데에 있어서 학습자의 자율성, 주도권, 선택권을 강조하며, 스스로 자신의 교육적 요구와 필요성을 알고 해결, 실천하도록 학습자에게 자기주도적 학습력이 필요하다는 것을 강조하고 있다. 장경원과 이지은(2009)은 학습자는 수업 내용과 과정에 대해 개별적으로 성찰하여야 하고, 평가는 학습과정에서 이루어져야 하며 다양한 방법으로 실제적인 능력을 측정해야 한다고 하였다. 또한 학습자와 교수자는 동등한 관계에서 존중하고 도움을 주고받도록 교수자의 역할 또한 융통성 있게 변화되어야 하며, 학습자와 교수자는 공유된 책임에 따라 학생 중심의 심층적인 학습활동을 경험해야 한다고 하였다. Baeten 외(2010)는 학습자 중심 수업의 특징으로서 학습자들이 문제기반학습, 문제해결학습 등의 형태의 실제적 주제로 과제를 수행하는 것과 학습자의 자율적인 의사결정을 강조하였다.

이러한 과정 속에서 학습자는 학습한 내용을 보다 깊게 이해하게 된다는 것이다. 국내외 선행 연구들의 논의에서 보듯이, 학습자 중심 수업의 공통적인 개념과 특징은 다음과 같이 정리할 수 있다. 학습에서의 학습자의 책임감과 주도성, 그리고 지식전달자이자 조력자라는 교수자의 역할의 변화를 제시하고 있다. 아울러, 교수자와 학생의 균형적인 인식변화 속에 상호존중적인 관계를 통해 학습자의 능동적 참여를 강조하고 있음을 알 수 있다(권성연 외, 2011). 앞서 살펴본 선행연구를 종합하여, 본 연구에서는 학습자 중심 수업을 학습자가 교수자와 상호존중적인 관계에서 수업에 대한 책임감을 가지고 다양한 정보와 학습자원을 탐색하여 체험적, 성찰적 학습을 수행해나가는 총체적인 활동이라고 정의하고자 한다.

## 2. 학습자 중심 수업 관련 선행 연구

4차 산업혁명 시대 교육의 경향을 다룬 최근 연구들은 공통적으로 학습자 중심 수업의 확산을 변화의 핵심으로 들고 있으며, 학습자 중심 수업의 구체적인 특징을 플립러닝과 같은 혼합 학습의 증가, 협력학습의 증가, 프로젝트학습 및 과제기반학습의 증가 등으로 보고 있다(조규성, 이훈병, 2017). 구체적으로 본 연구에서는 학습자 중심 수업을 ‘프로젝트학습’, ‘플립러닝’, ‘캡스톤 디자인’ 수업으로 한정하여 보고자 한다.

학습자 중심 수업관련 선행연구를 살펴보자면 다음과 같다. 학습자 중심 수업에 대한 특징과 원리 또는 실행도를 분석한 연구들(권낙원, 2001; 강인에 외, 2009; 권성연 외, 2011; Tangney, 2014), 학습자 중심 수업에 대한 인식과 태도에 관한 연구들(소연희, 2017; Baeten, et al., 2010)이 있으며, 학습자 중심 수업 학업성취 관련 연구(김복순, 2017; 김수미, 2010; 이지혜 외, 2016)와 수업의 수업전략이라 생각되는 플립러닝, 프로젝트학습, 캡스톤 디자인 등의 수업(박상준, 2015; 김영선 외, 2017; 전영미, 2018)를 탐색한 실험 및 사례연구가 주를 이뤘다. 이들 연구에서는 대부분 교수자 중심 수업에 비해 학습자 중심 수업이 학업성취를 높인 데 긍정적이라고 보고하고 있다.

구체적으로 살펴보자면, 김복순(2007)은 학습자 중심 수업에 참여한 학생들의 학업성취도가 교수자 중심 수업에 참여한 학생들 보다 상승하였다고 보고하였으며, 이들 중에서 상위 50% 학생들보다 하위 50% 학생들의 수업참여도 및 성적이 더욱 향상되었음을 제시하고 있다. 김수미(2010) 또한 학습자 중심 수업이 전통적 강의식 수업보다 하위 집단 학생들의 창의적 문제 해결력 향상에 효과적이라고 했으나, 학습자의 학업성취 수준에는 차이를 보이지 않았다고 하였다. 학습자 중심 수업의 수업전략인 플립러닝을 적용한 연구(박상준, 2015)에서는 학업 성취도뿐만 아니라 자기주도적 학습능력과 고차적 사고력, 긍정적 학습태도, 사회적 기능 발달에도 효과적인 것으로 보고하고 있다. 프로젝트학습법을 적용한 수업사례(김영선 외, 2017)에서는 일방적 강의식 수업을 받은 집단과 학업성취도를 비교해본 결과 성적 차이가 유의미하지 않게 나타났지만, 성적 상승자의 수를 봤을 때 프로젝트 기반 수업이 보다 효과적이었다는 것을 보고하고 있다. 따라서 효과적인 프로젝트 기반 수업을 수행하기 위해 다양한 탐구활동과 고차

원적인 아이디어를 생성할 수 있는 학습 주제 개발에 대한 고민을 제안하기도 하였다. 이 외에도 대학수업에 캡스톤디자인 수업법을 적용한 사례(전영미, 2018)에서는 학생들의 학생들이 당면한 문제를 소통과 협업을 통해 창의적으로 해결할 수 있는 문제해결능력을 길러주었으며, 자기주도역량이 통계적으로 유의한 향상도를 보인 것을 확인할 수 있었다. 이와 같은 사례들은 학습자 중심 수업이 이는 문제해결력이나 창의력과 같은 인지적 핵심역량 촉진한다는 주장(Baeten 외, 2010)과 일치하고 있음을 알 수 있다.

그러나 선행연구에서 학습자 중심 수업의 성공적인 결과들이 시사하는 바가 있음에도 불구하고, 여전히 모든 교육 현장에서 학습자 중심 수업을 잘 실천하기란 어려운 일이며 실천 정도도 높지 않다(김진호, 이소민, 2008). 강인애와 주현재(2009)는 수업 현장에서 학습자 중심 수업이 잘 실현되지 않는 주된 이유로 학습자 중심 수업에 대한 개념적 이해가 부족하다는 것을 언급하였다. 교사들은 학습자 중심 수업을 하나의 교수전략으로 인식하고 있으며 시도하고자 관심을 기울이기는 하나, 근본적으로 패러다임의 전환이 선행되어야 할 것을 주장하고 있다. 아울러 위에 언급된 선행연구와 같이 학습자 중심 수업에서 학업성취와 같은 학습 향상 효과를 확인하지 못했다는 의견(김수미, 2010; 김영선 외, 2017)도 확인할 수 있다. 실제로 권성연, 신소영, 김지심(2011)은 대학에서 학습자 중심 수업을 실시하였지만 학습효과가 높지 않았다고 하였다. 그 이유는 실제 교수자가 프로젝트학습, 플립러닝 등과 같이 학습자 중심의 수업을 진행하였더라도 학습자 중심 수업이 기존의 전통적인 수업에 비해 학생들에게 책임감을 부여함과 동시에 수행해야 할 과제와 활동도 늘어나기 때문에 학생들은 오히려 학습자 중심 학습활동을 과도한 부담으로 인식하기 때문이다(McCabe & O' Connor, 2014). 이와 같은 관점에서 프로젝트학습, 플립러닝, 캡스톤 디자인과 같은 학습자 중심 수업을 비판적 시각에서 정말 이러한 효과가 일관되게 확인되는 것인지 의문을 가질 필요가 있으며, 보다 학습자 중심 수업에 대한 효과를 보다 엄밀하게 분석할 필요가 있다.

현재까지 학습자 중심 수업의 학습효과를 분석한 대부분의 연구들은 사례기반 연구로 이루어져, 처치 집단과 통제 집단 간의 사전-사후 비교에 근거하여 효과성 여부를 검증하고 있는 것으로 확인된다. 실험연구들은 학습자 중심 수업 참여에 있어 처치집단과 통제집단간의 동질성이 확보되어야만 교육의 효과를 검증할 수 있지만, 대부분의 선행연구들은 편의 표집 방식을 활용하여 처치집단과 통제집단으로의 할당이 이루어지고 있다. 이처럼 선행연구들이 인과적 추론의 내적 외적 타당도 확보에 한계를 가지고 있으므로, 이를 보완하여 학습자 중심 수업의 참여 또는 미참여 효과를 보다 엄밀하게 분석할 필요가 있다. 본 연구는 대학생의 학습자 중심 수업 참여와 관련된 요인들을 탐색적으로 도출함으로써, 학습자 중심 수업 방식의 효과성을 머신러닝(Random Forest), 경향점수 매칭(Propensity Score Matching), 고정효과 모형 등을 활용하여 보다 인과적으로 추정하고자 한다.

### Ⅲ. 분석 대상 및 변수

#### 1. 분석 자료

본 연구는 대학생들의 학습자 중심 수업 참여를 예측하는 변수를 추정하고, 이들을 활용하여 학습자 중심 수업의 효과성을 분석하기 위하여 한국직업능력개발원에서 수집하여 제공하는 한국교육고용패널Ⅱ(Korean Education and Employment PanelⅡ: KEEPⅡ)의 3차년도(2018년) 조사 자료를 활용하였다. 한국교육고용패널Ⅱ는 2004년부터 중학교 3학년과 고등학교 3학년 각각을 대상으로 조사된 한국교육고용패널Ⅰ에 이어 2010년대를 살아가는 청소년들의 교육 경험과 진학, 진로, 직업세계로의 이행 등에 대한 이해를 위해 새롭게 시작된 조사이다. 이를 위해 KEEPⅡ에서는 2016년 당시 고등학교 2학년에 재학 중인 학생과 그 보호자(학부모) 및 담임교사, 참여 학교의 학교행정가에 대한 조사를 실시하였으며, 3차년도(2018년)에는 학생 패널(당시 대1) 8,485명을 대상으로 조사하였다. 본 연구에서는 3차년도 조사에 참여한 대학생 8,485명 중 2018년 12월 31일 기준 대학교에 재학 중인 학생들을 분석 대상으로 선정하였으며, 학습자 중심 수업 참여 문항에 응답하지 않은 218명을 제외한 4,541명을 대상으로 분석을 실시하였다.

#### 2. 변수 설명

본 연구는 대학생들의 학습자 중심 수업 참여와 관련된 변수들을 예측하고, 해당 분석 결과에 기초하여 학습자 중심 수업 참여라는 처치(treatment) 변수의 외생성을 확보한 후 학습자 중심 수업 참여가 대학생들의 학업성취 및 학습시간에 미치는 영향을 인과적으로 추정하는데 목적이 있다. 이에 학습자 중심 수업 참여를 어떻게 조작적으로 정의하며, 이를 측정할지가 중요한 문제 중 하나이다. 본 연구에서는 대학생들의 학습자 중심 수업을 “학습자가 교수자와 상호존중적인 관계에서 수업에 대한 책임감을 가지고 다양한 정보와 학습자원을 탐색하여 체험적, 성찰적 학습을 수행해나가는 총체적인 활동”으로 정의하고, 이의 구체적인 유형으로 PBL, 캡스톤디자인, 플립러닝을 설정하였다. 이에 따라 대학생들이 PBL(Project-Based Learning, Y19SB07021), 캡스톤디자인(Y19SB07022), 플립러닝(Y19SB07023) 수업 방법을 적용한 수업을 한 과목 이상 경험한 경우에는 1, 위의 3가지 수업 방법을 적용한 수업을 단 한 과목도 경험하지 못한 경우 0의 값을 부여하는 더미변수를 생성하였다. <표 1>에서 알 수 있듯이 분석대상인 4,541명 중 27.95%에 해당하는 1,269명이 학습자 중심 수업을 적용한 수업을 한 과목 이상 수강하였으며, 72.05%에 해당하는 3,272명은 학습자 중심 수업을 경험하지 않은 것으로 나타났다.

〈표 1〉 종속변수 빈도분석 결과(N=4,541)

학습자 중심 수업 참여 여부	경험	미경험
	1,269명 (27.95%)	3,272명 (72.05%)

이항변수를 종속변수로 하는 전통적인 로지스틱 회귀분석과 마찬가지로 랜덤 포레스트의 경우 또한 종속변수를 예측하기 위한 설명변수를 필요로 한다. 다만, 랜덤 포레스트의 경우 다양한 설명변수들의 상호작용과 비선형성을 고려하여 추정 결과를 얻을 수 있음과 함께, 많은 설명변수를 모형에 포함시키더라도 자유도 감소의 문제를 일으키지 않는다는 장점을 지니고 있기에(최필선, 민인식, 2018), 본 연구에서는 가능한 많은 변수를 포함하여 대학생들의 학습자 중심 수업 참여에 영향을 미치는 변수를 탐색적으로 예측하고자 하였다. 이에 본 연구에서는 KEEP II 3차년도 자료에서 제공하는 변수 중 추정 결과의 안정성을 확보하기 위하여 전체 응답자 중 25% 이상이 결측값을 보인 변수들을 제외한 186개의 설명변수들을 사용하여 대학생들의 학습자 중심 수업 참여에 영향을 미치는 요인을 분석하였다. 랜덤 포레스트 분석을 위해 활용된 설명변수들을 범주별로 제시하면 아래의 <표 2>와 같다.

〈표 2〉 랜덤 포레스트 분석에 활용된 설명변수 및 범주

범주	설명변수
입학 여부 및 학교 정보	대학 유형, 대학교 학과 유형, 대학 계열 코드, 대학교 소재지, 신규/입학 편입 여부
신입생, 편입생	입학 전형 방법, 수시/정시입학 여부, 입학 모집 단위, 대학선택 시 영향 준 사람 1순위, 대학선택 요인 1순위, 대학/학과 중 우선 선택, 학과선택 시 영향 준 사람 1순위, 학과선택 요인 1순위
1, 2학기 문항	2018년 이수 총학점수, 2018년 1/2학기 등록금 총액, 2018년 1/2학기 장학금 총액, 2018년 1/2학기 학자금 대출 총액, 2018년 1/2학기 성적(백점 환산)
계절학기 및 선택교육과정	2018년 계절학기 이수 학점, 교직과정 이수 여부, 복수 전공 이수 여부
학교 생활	대학의 시설과 재정지원 만족도(9개 문항), 학교 생활(11개 문항), 학과 만족도, 대학 만족도
대학의 진로 및 취창업	진로 및 취창업교육 과목(전공, 교양, 취업준비 관련 과목, 창업 관련 과목) 수강 여부, 대학의 진로 및 취창업서비스(학과 교수와의 진로취업상담, 경력개발 센터 등에서 진로취업상담, 진로직업멘토링, 진로개발 웹사이트 활용, 기업 및 채용 정보 제공, 취업준비 프로그램, 현장실습 및 인턴 프로그램, 잡 페스티벌 및 박람회, 취업 관련 동아리, 창업 관련 동아리) 경험 여부, 현장 실습 경험 횟수
대학 재학 중 교내 아르바이트 경험	1개월 이상 지속된 아르바이트 개수
대학 입학 준비	대학 입학 준비 여부



범주	설명변수
교육훈련	외국어 공부 여부, 공부한 외국어 개수, 임용 및 전문자격 시험/언론자 시험 준비 여부, 능력 향상 목적 공부 경험 여부, 해외연수 경험 여부, 자격증 소지 여부
구직 활동, 취업 의사 및 준비, 일자리	구직 활동 경험 여부, 구직 활동을 하지 않은 이유, 일자리 보유 여부, 지난 1주간 1시간 이상 수입을 목적으로 일을 한 경험 여부, 일자리 경험 여부,
가정생활	혼자 거주 여부, 거주 형태, 거주 지역, 거주지 규모, 혼인 상태, 배우자 선택시 가장 중요하게 고려하는 점, 자녀 유무, 가정생활 만족도, 월평균 소득, 월평균 저축액, 월평균 생활비, 부동산 시가 총액과 금융자산 총액, 부 일자리 보유 여부, 부 고용 형태, 부 최종학력, 모 일자리 보유 여부, 모 최종 학력, 부모님 부동산 임대소득 및 금융소득,
여가생활	하루 평균 여가시간(평일, 휴일), 여가시간 활동(TV, 게임, SNS, 인터넷 서핑, 독서, 운동, 동아리/종교활동, 노래방/오락실/만화방, 아르바이트, 집안일 돕기, 낮잠/휴식 등, 기타), 월평균독서량, 독서에 대한 인식(3개 문항), 한달 평균 용돈, 용돈 우선 순위, 동아리 활동 여부
진로 및 직업의식	미래 직업 결정 여부, 직업을 가지는 이유, 직업선택시 중요한 요소, 직업생활에서 성공하기 위해 가장 중요한 것, 인생에서 중요한 것, 다문화 수용성, 자아효능감
군복무	군 입대 경험 및 계획
기획문항	경제상황 만족도, 10년 후 경제상태 예상, 우리나라 경제 문제(5개 문항), 우리나라 미래 경제 상황 예측, 경제적 성공에 있어 가장 중요한 요소, 소비 행동(6개 문항), 부모가 경제적으로 자녀를 책임져야 하는 시기, 성공의 가능성에 대한 인식, 성격검사(30개 문항)
일반적 특성	성별, 건강에 대한 인식, 운동 시간, 수면 시간, 아침 식사 횟수, 흡연 여부, 음주 여부, 행복도, 행복사다리, 신장, 체중

이처럼, 본 연구는 <표 2>에 제시된 변수들을 대상으로 대학생들의 학습자 중심 수업 참여에 대한 예측력과 중요도가 높은 변수들을 탐색한 후, 이들을 활용하여 대학생들의 학습자 중심 수업 참여를 종속변수로 하는 경향점수를 추정한 후, 처치변수로서 대학생의 학습자 중심 수업 참여 변수의 효과성 추정과 관련된 내생성 이슈를 해소하고자 하였다.

### 3. 분석 방법

본 연구는 특정 처치변수에서의 참여를 예측해 온 선행연구들과 달리 연구자의 변수 선정 및 표본 구성에 따른 편의 등을 줄이기 위하여 학습자 중심 수업 참여 예측에 있어 머신러닝 기법 하나인 랜덤 포레스트를 활용하여 대학생들의 학습자 중심 수업 참여와 관련된 변수들을 추정하였다. 뿐만 아니라 랜덤 포레스트 분석 결과 도출된 학습자 중심 수업 참여 예측변수들을 활용하여 학습자 중심 수업 참여에 대한 경향점수를 도출한 후, 학습자 중심 수업 참여가 대학생들의 학업성취 및 학습시간에 미치는 영향을 보다 인과적으로 추정하기 위하여 OLS와 경향점수 매칭, 경향점수 역확률 가중치 회귀분석을 활용하여 분석을 실시하였다.

### 가. 랜덤 포레스트(Random Forest)

랜덤 포레스트는 Breiman(2001)이 개발한 분류 및 예측을 위한 지도 학습을 위한 머신러닝 기법이다. 랜덤 포레스트는 전통적인 의사결정나무(Decision Tree) 기법 중 하나인 CART(Classification and Regression Trees)를 수백 개의 나무로 확장하여, 그로부터 도출되는 수백 개의 결과를 종합(ensemble)하여 분석 결과를 제시한다(김성진, 안현철, 2016). 의사결정 나무의 경우 모형의 간명성 및 직관성이라는 장점에도 불구하고, 모형 도출을 위해 주어진 자료에 대한 설명력은 높은 반면 새로운 자료에 대한 예측력은 떨어지는 과적합(over-fitting) 문제를 지니고 있어 모형의 안정성이 떨어지는 단점을 지니고 있다(유진은, 2015).

이에 반해 랜덤 포레스트는 각 의사결정 나무가 무작위로 선택된 훈련 자료(train data)와 임의로 선택된 예측 변수들에 의해 형성되므로, 이렇게 생성된 나무들을 종합할 경우 대수의 법칙에 의해 모형의 예측력이 향상되며, 과적합 문제로부터도 자유로워짐은 물론, 잡음(noise)이나 이상치(outlier)로 인한 추정 결과의 편이가 줄어드는 장점을 지닌다(최필선 외, 2018). 이로 인해 기존에 주어진 데이터에 기반하여 새롭게 추가되는 데이터에 대한 분류 및 예측을 해야 하는 경우 매우 적합하면서도 효율적인 분석 기법으로 알려져 있다(김성진 외, 2016). 다만, 랜덤 포레스트를 적용하는데 있어 몇 개의 붓스트랩 표본을 사용할 것인지, 각 의사결정나무에 투입될 설명변수는 몇 개로 할 것인지, 결과를 어떻게 종합할 것인지 등에 대해서는 여전히 연구자의 전문성과 경험에 기반한 선택이 중요한 역할을 수행한다.

### 나. 경향점수 매칭(Propensity Score Matching)과 역확률 가중치 회귀분석

일반적인 중다회귀모형을 통한 회귀계수 추정은 처치 변수의 외생성을 확보하기 어려운 제약이 따른다. 이에 본 연구는 학습자 중심 수업 참여의 효과성을 추정하는데 있어 처치변수로 활용되는 학습자 중심 수업 참여와 관련된 선택 편의 및 이에 따른 내생성 이슈를 해소하기 위하여 랜덤 포레스트의 분석 결과를 활용하여 경향점수(Propensity Score)<sup>4)</sup>을 도출한 후 매칭과 역확률 가중치를 활용하여 학습자 중심 수업 참여의 효과성을 추정하고자 하였다.

경향점수의 경우 크게 매칭, 층화, 역확률 가중치<sup>5)</sup> 방식으로 활용된다. 매칭은 경향점수가 유사한 표본들끼리 짝을 이루어 처치집단과 통제집단으로 나누어짐에 따라 처치변수의 외생성이 확보되는 장점이 있지만, 매칭으로 인한 사례수 손실의 문제점이 존재한다. 역확률 가중치의 경우 매칭에 비해 사례수 감소를 최소화할 수 있다는 장점이 있지만, 처치집단과 통제집단 간의 동질성 확보에 있어서는 매칭에 비해 상대적으로 약점을 지닌다. 이에 본 연구에서는 경

4) 경향점수(Propensity Score)는 특정한 정책 혹은 프로그램 처치와 관련된 참여자들의 관찰가능한 변수값들이 주어질 때, 이들이 해당 처치를 경험할 조건부 확률(Conditional Probability of being treated)로 정의된다. 이러한 경향점수가 주어질 때 1)처치 집단에의 참여 여부( $T$ )가 관찰된 공변인( $X$ )과는 독립이며, 2)경향점수에 대한 강한 무관성(Strong Ignorability)의 가정이 성립한다면, 처치 집단과 통제 집단의 처치 이후 성과에 대해 다음과 같은 관계가 성립한다(Rosenbaum & Rubin, 1983).

5) 경향점수 역확률가중치 경향점수 모형에 따라 도출된 경향점수, 즉 처치 집단에의 할당 예측 확률의 역수로서 정의된다.

향점수 매칭과 경향점수 역확률 가중치를 모두 활용하여 학습자 중심 수업 참여의 효과성을 보다 인과적으로 추정하고자 하였다.

## IV. 분석 결과

### 1. 학습자 중심 수업 참여 예측 요인

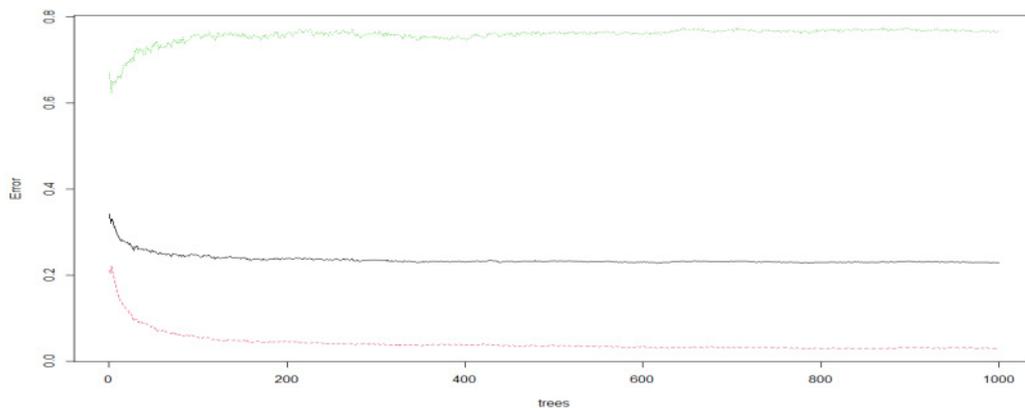
본 연구는 우선 2018년 12월 31일 기준 대학교에 재학 중이던 학생들의 학습자 중심 수업 참여에 영향을 미치는 요인을 분석하기 위해 표본을 훈련자료와 시험자료로 나누어 훈련 자료를 대상으로 취업 예측 모형을 도출한 후, OOB(Out-of-bag) 자료를 대상으로도 모형의 예측 성과를 분석함으로써 랜덤 포레스트 모형의 성능을 점검하였다. OOB 자료는 랜덤 포레스트에서 활용되는 부트스트랩 표본으로 뽑히지 않은 자료들을 의미하는 것으로 랜덤 포레스트에서는 이를 시험 자료 대신 모형의 성능 점검에 활용한다.

예측성과 분석을 위해서는 정분류율(Correct Classified Rate: CCR)과 민감도(Sensitivity), 특이도(Specificity) 값을 활용하였다. 정분류율은 전체 관측치 중 랜덤 포레스트 분석 결과 학습자 중심 수업 참여 혹은 미참여 여부를 정확히 예측한 비율을 나타내는 것으로, 해당 값이 높을수록 모형의 예측력이 높음을 의미한다. 그리고 민감도는 학습자 중심 수업 참여자들을 대상으로 이들의 실제 참여 여부를 정확히 예측한 비율을 의미하며, 특이도는 학습자 중심 수업 미참여자 중 이들의 미참여를 정확히 예측한 비율로서 민감도와 특이도 또한 높은 값일수록 모형의 예측력이 좋음을 의미한다. 아래의 <표 3>과 같이 학습자 중심 수업 참여 여부에 대한 예측성과 분석 결과를 살펴보면 정분류율과 특이도 측면에서 모형의 타당성이 확보되고 있음을 알 수 있다. 다만, 시험자료와 OOB 자료에서 민감도가 낮게 나타나고 있는 부분은 학습자 중심 수업에 참여한 학생의 비율이 전체의 30%에도 미치지 못해 미참여 학생들에 비해 절반 이상 적은데서 비롯된 결과이다. 이에 후속 연구에서는 이를 보완하여 보다 타당한 모형 설정이 이루어질 필요가 있다.

**<표 3> 학습자 중심 수업 참여에 대한 랜덤 포레스트의 정분류율, 민감도, 특이도**

모형	정분류율(%)	민감도(%)	특이도(%)
시험 자료(OOB)	74.4%	10.3%	98.2%
훈련 자료	100.0%	100.0%	100.0%
시험 자료	80.6%	12.7%	98.9%

한편, OOB 자료에 대하여 의사결정나무 개수별 예측오차 비율의 변화를 [그림 1]과 같이 제시하였다. 랜덤 포레스트는 표본과 변수를 무작위로 선택해 의사결정나무를 생성하는 과정을 반복하는데, 본 연구에서는 최대 1,000개의 의사결정나무를 생성하도록 설정한 후 오차율 변화를 확인하였다. 이는 결정나무의 숫자에 따라 예측 오차 비율이 어떻게 변하는지 살펴봄으로써 1,000개의 의사결정나무를 생성하는 것이 예측성과를 평가하는데 충분한 숫자인지 확인하기 위한 것이다.



[그림 1] 의사결정나무 개수별 학습자 중심 수업 참여 여부에 대한 예측오차 비율 변화

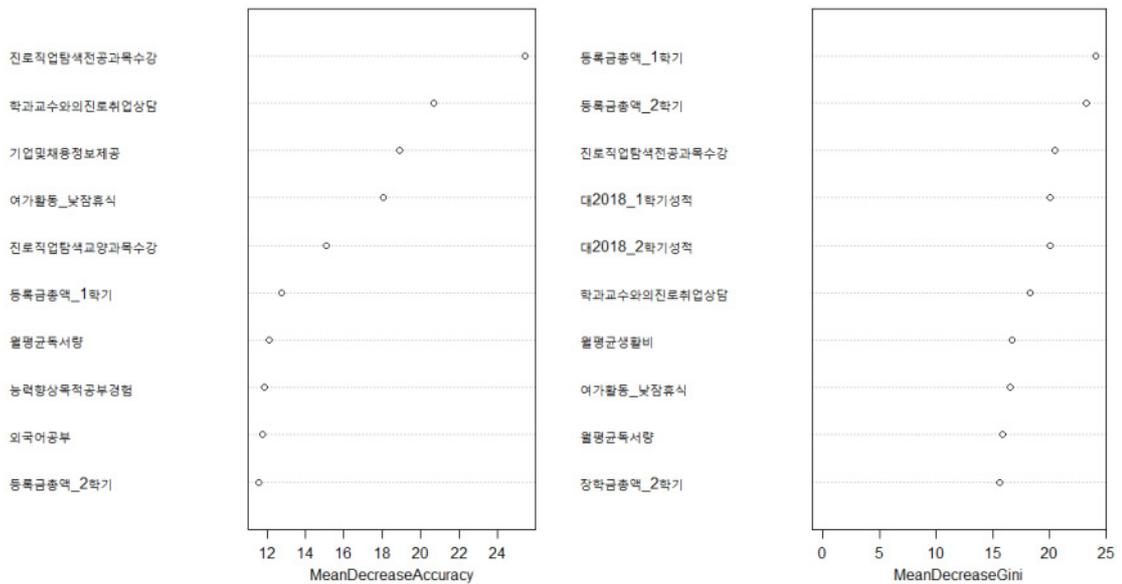
본 자료의 경우 예측 오차들이 의사결정나무가 약 100개를 넘어서부터 일정한 값으로 수렴하는 경향을 보임을 확인할 수 있다. 따라서 1,000번의 의사결정나무 생성을 반복한 본 연구의 랜덤 포레스트 모형은 오차율이 안정적으로 수렴하게 만드는데 충분한 숫자임을 확인할 수 있다.

랜덤 포레스트의 모태가 되는 의사결정나무의 경우 종속변수 예측에 중요한 영향을 미치는 변수를 쉽게 파악할 수 있다. 이에 반해 랜덤 포레스트는 다수의 의사결정나무를 반복적으로 생성하기 때문에 어떠한 설명변수가 종속변수를 예측하는데 있어 더 중요한지 여부를 판단하기 어려운 한계점이 있다. 이러한 약점을 보완하기 위하여 랜덤 포레스트는 각 의사결정나무마다 오분류율(1-정분류율)을 계산한 다음, 특정 예측변수들을 재조합한 후 다시 오분류율을 계산하여 두 결과를 비교하는 방법을 취한다. 이는 해당 변수가 중요하지 않다면 해당 변수값을 재조합하여 예측하더라도 그 결과에 큰 차이가 없을 것이라는 가정에 근거한다. 이에 따라 각 의사결정나무마다 이러한 작업을 반복적으로 실행하여 특정 예측 변수의 모형정확도 개선 지수(Mean Decrease Accuracy: MDA)를 산출한 후, 해당 값이 클 경우 예측 오차에 큰 영향을 미치는 중요한 변수로 간주한다(최필선 외, 2018).<sup>6)</sup>

6) 랜덤 포레스트 기법은 예측 변수의 상대적 중요도를 측정하는 또 다른 지수로 Gini 지수를 활용하는 MDG(Mean Decrease Gini) 또한 추가적으로 제공한다. 일반적으로 MDG는 MDA에 비해 편의(bias)를 지니고 있으며, 불안정한 결과를 제시하는 것으로 알려져 있다(Sandri & Zuccolotto, 2010). 그렇지만 본 연구에서는 두 지수를 모두 활용하여 예측 변수의 상대적 중요도를 측정한 후 그 결과를 제시하였다.

이에 대학생들의 학습자 중심 수업 참여와 관련하여 설명변수의 상대적 중요도를 분석하기 위해 모형정확도 개선 지수를 확인한 결과는 위의 [그림 2]와 같다. 해당 그림은 랜덤 포레스트 분석 모형에 투입된 187개 설명변수 중 대학생의 학습자 중심 수업 참여에 대한 중요도가 높은 순으로 상위 10개의 변수를 제시한 것이다.

모형정확도 개선 지수를 기준으로 대학생들의 학습자 중심 수업 참여 예측 변수들을 살펴보면, 우선 '진로직업 탐색 전공 과목 수강 여부'의 중요도가 가장 높은 것으로 나타났다. 다음으로 '학과 교수와의 진로취업 상담 여부'가 뒤를 이었고, 이어서 '기업 및 채용 정보 제공 프로그램 경험 여부', '여가 활동 시 낮잠 휴식 여부', '진로직업탐색 교양과목 수강 여부', '2018년 1학기 등록금 총액'의 중요도 지수가 높은 것으로 나타났다. 다음으로는 '월평균 독서량', '능력향상 목적 공부 경험 여부', '외국어 공부 여부', '2018년 2학기 등록금 총액'의 순서로 상대적 중요도 지수가 높은 것으로 확인되었다.



[그림 2] 학습자 중심 수업 참여 관련 중요도 지수 상위 10개 변수

## 2. Random forest 분석 결과에 기반한 경향점수 도출

본 연구는 학습자 중심 수업 참여를 예측하는 랜덤 포레스트 분석 결과를 참고하여 대학생들의 학습자 중심 수업 참여에 영향을 미치는 위의 10개 변수들을 선결변수(Predetermined variables)로 설정한 후 경향점수 산출 모형에 투입한 후 프로빗 모형을 통하여 각 표본의 경향점수를 산출하였다(이필남 2012; 조규형 외, 2016).

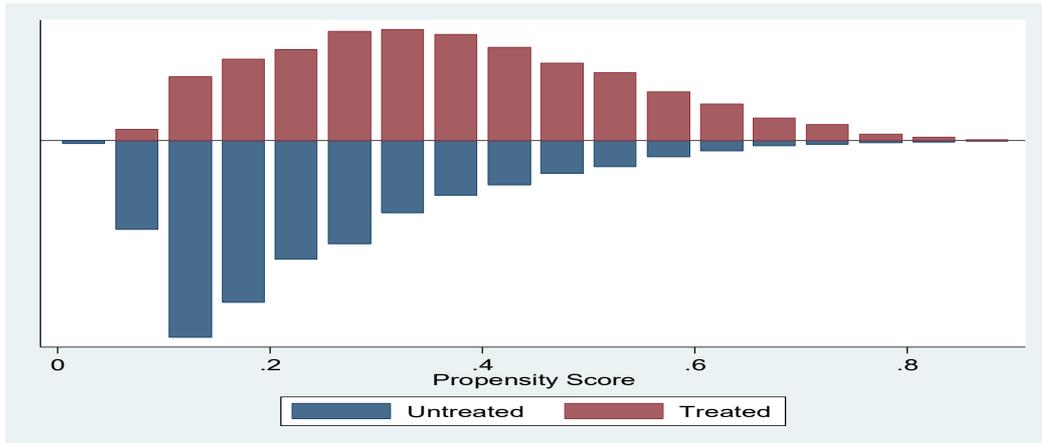
이와 같이 도출된 경향점수를 활용하여 두 집단 간에 가장 유사한 경향점수를 가진 표본끼리 매칭을 실시하였고<sup>7)</sup>, 그 결과 <표 4>와 [그림 3]에서 확인할 수 있는 바와 같이 경향점수 매칭 결과 매칭 전과 달리 매칭 이후 학습자 중심 수업 참여 집단과 미참여 집단 간의 특성이 통계적으로 유의한 차이가 없음을 확인하였다. 그리고 이렇게 매칭된 표본들을 대상으로 회귀 분석을 실시함과 동시에 경향점수를 역확률 가중치로 활용한 회귀분석을 추가적으로 실시함으로써 학습자 중심 수업 참여가 대학생들의 학업성적 및 학습시간에 미치는 영향을 보다 엄밀하게 추정하고자 하였다.

**<표 4> 경향점수 매칭 전후 학습자 중심 수업 참여 집단과 미참여 집단 간 평균 차이 검정**

구분	매칭 전			매칭 후		
	학습자 중심 수업 미경험	학습자 중심 수업 경험	평균 차이	학습자 중심 수업 미경험	학습자 중심 수업 경험	평균 차이
진로직업탐색전공과목수강	0.212	0.372	-0.160***	0.374	0.378	-0.004
학과교수와의진로취업상담	0.376	0.598	-0.222***	0.594	0.604	-0.010
기업및채용정보제공	0.084	0.188	-0.104***	0.190	0.176	0.014
여가활동_낮잠휴식	2.862	3.347	-0.485***	3.327	3.359	-0.032
진로직업탐색교양과목수강	0.219	0.362	-0.144***	0.366	0.362	0.004
ln_등록금총액_1학기	326.238	350.01	-23.772** *	5.805	5.798	0.007
월평균독서량	1.013	1.323	-0.310***	1.281	1.328	-0.047
능력향상목적공부경험	0.072	0.17	-0.097***	0.173	0.157	0.015
외국어공부	0.187	0.362	-0.175***	0.364	0.342	0.023
ln_등록금총액_2학기	317.991	339.043	-21.052** *	5.779	5.772	0.006

\* 범례: \*\*\* < .01 \*\* < .05 \* < .1.

7) 처치집단 표본과 통제집단의 표본을 어떠한 방식으로 매칭시키는 지에 따라 일대일매칭(one-to-one matching), 일대다매칭(one-to-many matching)으로 나눌 수 있다(백순근, 길혜지, 홍미애, 2013). 본 연구에서는 일대다매칭 방식 중 처치집단의 사례를 통제집단에서 경향점수가 가장 비슷한 3개의 사례와 매칭하는 1:3 방식의 매칭을 활용하였다. 또한 매칭의 질을 높이기 위해 매칭이 이루어진 사례들도 다시 투입하여 중복하여 매칭이 이루어질 수 있도록 하는 대체(replacement)를 허용하였다.



[그림 4] 경향점수 매칭 후 경향점수별 표본 분포

### 3. 학습자 중심 수업 참여가 학업성취 및 학습시간에 미치는 영향 분석

본 연구는 대학생들의 학습자 중심 수업 참여에 대한 랜덤 포레스트 분석 결과에 근거하여 학습자 중심 수업이 대학생들의 학업성취 및 주당 학습시간에 미치는 영향을 분석하였다. 이는 학습자 중심 수업 자체가 일종의 교수학습 방법으로서 학습의 성과를 높이는데 목적을 두고 있음을 감안한 것이다. 이를 위하여 본 연구는 대학생들의 학업성취를 확인하기 위하여 KEEP II 3차년도 조사 응답자들이 응답한 2018년 학기별 이수 학점수 및 학기별 평점 평균, 평점 만점을 활용하여 표본별로 2018년의 학업성취 수준(백점 환산 GPA)를 도출하였다. 그리고 주당 학습 시간은 혼자서 공부하는 시간과 친구들과 함께 공부하는 시간의 합계로 해당 변수값을 도출하였다. 우선 학습자 중심 수업 참여가 대학생들의 학업성취에 미치는 영향을 아래의 <표 5>와 같다.

<표 5> 협력적 학습 참여가 대학생의 학업성취에 미치는 영향 분석

구분	OLS	PSM & 회귀분석	경향점수 역활를 가중회귀분석
	회귀계수	표준오차	회귀계수
협력적 학습 참여	-0.712 (0.396)	-0.597 (0.440)	-0.851 (0.444)

\* 주: 제시값( $\beta$ )은 회귀계수이며 ( )안의 값은 표준오차임. 종속변수는 응답 패널의 2018년도 대학 학점(백점 환산)이며, 통제변수로는 대학 학점에 대한 랜덤포레스트 분석 결과 예측 중요도가 가장 높게 나타난 10개 변수(장학금총액(2018년 2학기), 흡연 여부, ln(2018년 1학기 장학금 수혜액), 최근에 본 영어시험, 2018년 1학기 및 2학기 이수학점수, 자아효능감, 학교 소재지, 학과만족도, 월평균 독서량)가 활용되었음. 지면 제약과 본 연구의 목적이 협력적 학습 참여라는 처치 변수의 효과성을 검증하는데 있음을 고려하여 분석 결과표에서는 처치변수의 추정 회귀계수와 표준오차만을 제시하였음.

\* 범례: \*\*\* < .001 \*\* < .01 \* < .05.

<표 5>의 분석 결과에 따르면 OLS와 경향점수매칭 회귀분석, 경향점수 역확률 가중회귀분석의 세 모형 모두 협력적 학습 참여가 대학생들의 학업성취와 유의한 관련성이 없는 것으로 나타났다. 즉, 랜덤 포레스트를 통하여 도출된 학습자 중심 수업 참여와 관련된 주요 선결 변수들을 고려하여 경향점수매칭을 통하여 처치변수의 내생성을 완화한 후 학습자 중심 수업이 대학생들의 GPA에 미친 영향을 살펴본 결과, 학습자 중심 수업이 학생들의 학업성취 수준 제고에는 통계적으로 유의한 영향력이 없음을 확인하였다.

한편, 학습자 중심 수업이 대학생들의 학습시간에 미치는 영향력은 <표 6>과 같이 추정되었다. 이에 따르면 앞선 <표 5>와 마찬가지로 학습자 중심 수업 참여 여부는 학생들의 학습 시간 증감에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

**<표 6> 협력적 학습 참여가 대학생의 학습시간에 미치는 영향 분석**

구분	OLS	PSM	경향점수 역확률 가중회귀분석
	회귀계수	표준오차	회귀계수
협력적 학습 참여	-0.311 (0.298)	-0.262 (0.339)	-0.356 (0.323)

\* 주: 제시값( $\beta$ )은 회귀계수이며 ( )안의 값은 표준오차임. 종속변수는 응답 패널의 2018년도 대학 학점(백점 환산)이며, 통제변수로는 대학 학점에 대한 랜덤포레스트 분석 결과 예측 중요도가 가장 높게 나타난 10개 변수(장학금총액(2018년 2학기), 학과만족도, 월평균독서량, 학교유형, 2018년 학점(백점 환산), 평일 하루평균 여가시간, 여가시간(SNS 활동 여부), ln(2018년 1학기 등록금 총액) 등이 활용되었음. 지면 제약과 본 연구의 목적이 협력적 학습 참여라는 처치 변수의 효과성을 검증하는데 있음을 고려하여 분석 결과표에서는 처치변수의 추정 회귀계수와 표준오차만을 제시하였음.

\* 범례: \*\*\* < .001 \*\* < .01 \* < .05.

이상과 같은 분석 결과를 고려할 때 학습자 중심 수업의 효과성에 대한 검증은 학업성취 및 학습 시간 등과 같이 학습의 성과 및 과정을 통해서 살피기보다는 학습자 중심 수업이 애초에 의도한 설계 목적 및 정책 목표를 고려하여 실시할 필요가 있음을 알 수 있다.

## V. 요약 및 결론

본 연구는 대학생들의 학습자 중심 수업 참여를 예측하는 요인을 확인하기 위해 한국교육고용패널Ⅱ(Korean Education and Employment PanelⅡ: KEEPⅡ) 3차년도 자료, 대학생 4,541명의 응답결과를 활용하여 학습자 중심 수업 참여 여부를 종속변수로 설정하고 이를 예측하는 설명변수들을 탐색해보았다. 그리고 그 분석결과에 기반하여 학습자 중심 수업 참여가 대학생들의 학업성취 및 학습시간에 미치는 영향력을 인과적으로 추정하고자 하였다.

구체적으로는, 랜덤 포레스트 기법을 활용하여 대학생들의 학습자 중심 수업 참여에 영향을 미치는 요인을 탐색적으로 추정하는 데에 일차적 목적을 두고, 186개 설명변수를 활용하여 학습자 중심 수업 참여 예측 모형을 도출한 후, 학습자 중심 수업 참여에 영향을 미치는 설명변

수들의 상대적 중요도를 확인하여 종속변수에 대한 예측력이 높은 상위 10개의 설명변수를 도출하였다. 그리고 해당 설명변수들을 활용하여 학습자 중심 수업 참여에 대한 경향점수를 도출한 후 매칭과 역확률 가중치 방법을 활용하여 학습자 중심 수업 참여가 대학생들의 학업성취 및 학습시간에 미치는 효과를 인과적으로 추정하였다. 주요 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 랜덤 포레스트 기법을 활용하여 대학생들의 학습자 중심 수업 참여에 영향을 미치는 설명변수 중 중요도 지수가 높은 변수들을 확인한 결과, '진로직업 탐색 전공 과목 수강 여부', '학과 교수와의 진로취업 상담 여부', '기업 및 채용 정보 제공 프로그램 경험 여부', '여가 활동 시 낮잠 휴식 여부', '진로직업탐색 교양과목 수강 여부', '2018년 1학기 등록금 총액', '월평균 독서량', '능력향상 목적 공부 경험 여부', '외국어 공부 여부', '2018년 2학기 등록금 총액'의 순으로 예측력이 높은 것으로 나타났다.

둘째, 중요도 지수가 높은 것으로 나타난 변수들을 활용하여 학습자 중심 수업 참여에 대한 경향점수를 도출한 후, 해당 처치변수의 내생성을 해소하기 위하여 경향점수 매칭 및 역확률 가중치를 적용한 회귀분석을 실시한 결과 학습자 중심 수업 참여는 대학생들의 학업성취 및 학습 시간에 영향을 미치지 못함을 확인하였다. 이러한 분석 결과는 학습자 중심 교육의 중요성이 지속적으로 강조되고 있음에도 불구하고, 실제 수업 현장에서의 학습자 중심 수업이 학습자 수업의 취지가 제대로 구현되지 못하고 있음을 확인하였다. 새로운 교육방법이나 프로그램이 교육현장에서 적용되어 변화를 일으킨다는 것은 상당히 복잡한 과정일 뿐만 아니라, 많은 시간을 필요로 한다(김진호 외, 2008; 신중호, 2017; McCabe & O' Connor, 2014). 또한 새로운 교육방법을 도입하더라도 모든 교수자가 이를 동시에 수용하는 것도 아니며 교수자 개인에 따라 실행하는 수준과 행태가 다양하기 때문이다(신중호, 2014). 따라서 대학교육에서 학습자 중심 수업을 효과적으로 적용하기 위해서는 전반적인 학습과정을 주도하는 학습자의 능동성과 주도성, 그리고 조력자로서의 역할인 교수자의 역할 변화가 매우 중요하다고 할 수 있다(강인에 외, 2009; 권성연 외, 2011; 장경원 외, 2009). 즉, 학습자 중심 수업의 실천 주체인 교수자와 학습자의 요구를 토대로, 학습의 부담을 경감시킬 수 있는 인식 전환 방안과 학습동기와 의지를 높여줄 수 있는 학습방법 및 전략을 활용할 수 있도록 지원방안이 모색되어야 할 것이다. 교수자 역시, 학생들의 상호작용을 높일 수 있는 다양한 교수전략에 대한 역량 향상을 위한 노력과 지원 방안이 필수적으로 제공되어야 할 것이다.

본 연구의 제한점은 다음과 같다. 다양한 학습자 중심 수업 유형이 있음에도 불구하고, 본 연구는 학습자 중심 수업 유형을 프로젝트학습, 플립러닝, 캡스톤디자인으로만 한정하였다는 점을 들 수 있다. 이는, 한국교육고용패널Ⅱ(Korean Education and Employment PanelⅡ: KEEPⅡ) 3차년도 문항 중 수업 방법에 대한 변수로 위의 세 가지 유형만 포함되어 있어 이 밖의 다른 유형의 학습자 중심 수업은 실제적으로 분석이 불가하다는 이유를 들 수 있다. 위의 제한점을 바탕으로 후속연구를 위한 제언을 다음과 같다. 본 연구에서는 학습자 중심 수업 참여는 대학생들의 학업성취 및 학습 시간에 영향을 미치지 못하는 것으로 확인되었다. 그러

나 학습자 중심 수업의 각 수업전략에 따른 효과는 다르게 나타날 수 있기 때문에, 향후 개별 수업 전략에 대한 학습 효과 분석에 대한 연구가 이루어져야 할 것이다. 아울러 학습자 중심 수업의 학습 효과는 학업성취도나 학습시간 외에 학습자의 문제해결능력, 대인관계능력, 학습자 관련 변인(자기효능감, 자신감, 학습 태도 등) 등의 효과도 포함될 수 있기 때문에 따라서 향후 학습자 중심 수업의 다양한 학습 효과는 무엇인가에 대한 연구도 심층적으로 이루어져야 할 필요가 있다.

마지막으로 본 연구는 랜덤 포레스트를 활용하여 처치변수의 외생성을 확보하는 한편, 경향점수 매칭과 경향점수 역확률 가중치 등을 활용함으로써 머신러닝 기법을 활용한 정책 혹은 프로그램 효과성 연구의 외연을 넓히는데 기여하고자 하였다. 기존에 머신러닝 기법을 활용한 연구들은 대부분 머신러닝 기법의 활용 그 자체에 목적을 두고 특정 처치 및 변수를 예측하는 요인들을 추정하는 탐색적인 목적을 지녀왔다. 향후 추정 결과를 경향점수 매칭 및 역확률 가중치, 더 나아가서는 다층모형 및 구조방정식 등과 연계할 경우 머신러닝 기법의 활용 가능성을 보다 넓힐 수 있을 것으로 기대된다.

## ❖ 참고문헌 ❖

- 강인애, 주현재(2009). ‘학습자중심교육’의 의미에 대한 재조명: 현직교사들의 이해와 실천을 중심으로. 학습자중심교과교육연구, 9(2), 1-34.
- 곽영순(2012). 학습자의 핵심역량 개발을 위한 과학과 수업방법 개선방안, 한국과학교육학 회지, 32(5), 855-865
- 권낙원(2001). 학습자중심교육의 성격과 이론. 학습자중심교과교육연구, 1(1), 29-4
- 권성연, 신소영, 김지심(2011). 대학수업의 질 제고를 위한 학습자중심교육의 중요도와 실행도 분석: 교수들의 인식을 중심으로. 학습자중심교과교육연구, 11(1), 51-78.
- 김복순(2007). 학습자 중심 수업이 상·하위 학생에게 미치는 영향. 언어연구, 24(2), 1-18
- 김성진, 안현철(2016). 기업신용등급 예측을 위한 랜덤 포레스트의 응용. 산업혁신연구, 32(1), 187-211
- 김수미(2010). 학습자 중심 수업이 고등학생들의 과학 창의적 문제해결력, 학업성취도, 과학에 대한 태도에 미치는 영향. 이화여자대학교 교육대학원 석사학위논문.
- 김영선, 최용훈, 김지은(2017). 프로젝트학습이 학업성취도와 인식에 미치는 영향. 예술인문사회융합멀티미디어논문지, 7(3), 871-878.
- 김진호, 이소민(2008). 학습자 중심 수업에 대한 오해와 진실. 초등수학교육, 11(2), 81-94.
- 김훈호(2019). 대학생이 경험하는 협력적 학습의 특성 및 교육적 효과 분석, 한국교원교육연구, 36(4), 205
- 박상준(2015). 거꾸로 교실 모형의 개발과 적용 사례의 연구 - 예비교사 교육에의 적용 결과를 중심으로 -. 사회과교육연구, 22(2), 1-21
- 백순근, 길혜지, 홍미애(2013). EBS 강의가 고등학생의 교과별 사교육비와 영역별 수능성적에 미치는 영향. 아시아교육연구, 14(1), 137-162
- 소연희. (2017). 대학생 학습자 중심 수업인식, 학습동기와 비판적 사고력 간의 구조적 관계.교육치료연구, 9(3), 497-510.
- 신종호(2020). 대학 학습자 중심 수업에서의 학습자 저항 측정도구 개발 및 타당화, 학습자 중심교과교육연구, 20(15), 485
- 유진은(2015). 랜덤 포레스트: 의사결정나무의 대안으로서의 데이터 마이닝 기법. 교육평가연구, 28(2), 427-448.
- 이경호, 안선희(2014). 역량기반 교육 활성화를 위한 교육적 과제 탐색, 한국교육학연구, 20(1), 141-173
- 이민아(2017). 대학생들이 인식한 협동학습 수행의 기본요소 반영 정도와 학습양식에 따른 수업만족도 차이 분석, 교육혁신연구, 27(1), 115
- 이정민(2009). 학습자 중심 수업이 중학생들의 학업성취도와 과학에 대한 태도에 미치는 영향. 이화여자대학교 교육대학원 석사학위논문
- 이지혜, 하정운(2016). 학업적 자기효능감, 학습동기, 학습전략이 학업성취도에 미치는 영향: 교수자 중심 수업과 학습자 중심 수업 비교. 학습자중심교과교육연구, 16(5), 259-278.
- 장경원, 이지은(2009). 학습자중심교육에 대한 교육행정가, 교사, 예비교사 인식비교 연구. 학습자

- 중심교과교육연구, 8(2), 331-355.
- 전영미(2018). 캡스톤디자인 수업이 학생역량 및 수업만족도에 미치는 효과에 대한 사례 연구. 한국콘텐츠학회논문지, 18(3), 601-610.
- 조규성, 이훈병(2017). 전문대학 교수학습연구대회 연구 및 교수법 경향 분석. 인문사회 21, 8(6), 963-978.
- 최필선, 민인식(2018). 머신러닝 기법을 이용한 대졸자 취업예측 모형. 직업능력개발연구, 21(1), 31-54
- 한윤영, 김은경(2019). 학습자 중심 수업 척도 개발 및 타당화, 학습자중심교과교육연구, 19(23), p.384.
- Baeten, M., Kyndta, E., Struyvena, K., & Dochya, F.(2010). Using student-centered learning environments to stimulate deep approaches to learning: Factors encouraging or discouraging their effectiveness. Educational Research Review, 5(3), 243-260.
- Elen, J., Clarebout, G., Léonard, R., & Lowyck, J.(2007). Student-centred and teacher-centred learning environments: what students think. Teaching in Higher Education, 12(1), 105-117.
- Froyd, J., & Simpson, N.(2008). Student-centered learning: Addressing faculty question about student-centered learning. Presented at the Course, Curriculum, Labor, and Improvement Conference, Washington, D.C.
- Johnson, D. W., & Johnson, R. T. (2003). Student motivation in cooperative groups: Social interdependence theory. In R. M. Gillies & A. F. Ashman (Eds.), Cooperative Learning: The social and intellectual outcomes of learning in groups (pp. 136-176). London: Routledge Falmer.
- Lea, S. J., Stphenson, D., & Troy, J.(2003). Higher education students' attitudes to student-centered learning: Beyond 'education bulimia?' Studies in Higher Education. 28(3), 321-334.
- Tangney, S.(2014). Student-centered learning: a humanist perspective. Teaching in Higher Education. 19(3), 266-275.

# 대학 입학전형별 인적자본 축적양식 차이 분석

김진영<sup>1)</sup> · 송헌재<sup>2)</sup> · 조하영<sup>3)</sup>

## 요약

이 논문은 대학입학전형 별로 고교 시절 다른 교육투자행태를 보이는지 실증적으로 확인해본다. 교육투자는 비용과 시간이라는 두 가지 측면에서 이루어지므로 사교육비와 자습시간이라는 두 측면에서 정시입학생 집단과 수시입학생 집단의 교육투자 차이를 분석했다. 분석결과수시전형으로 대학에 입학한 학생들이 연평균 사교육비와 일주일 평균 혼자서 공부한 시간이 정시전형으로 대학에 입학한 학생들보다 낮았다. 또한 수시전형으로 대학에 입학한 학생들이 TV 시청, 컴퓨터 이용 등과 같은 여가시간과 수면시간이 더 긴 것으로 나타났다. 2007년 당시 고등학교 3학년 학생들 (2007년 코호트)과 2017년 당시 고등학교 3학년이었던 학생들 (2017년 코호트)을 비교하면, 수시 입학생들이 더 적은 비용과 시간을 투자하는 경향은 시간이 흐르면서 강화되었다. 유사한 환경에서 유사한 수준의 대학에 입학한 경우, 수시입학 집단의 사교육비 금액이 더 적었으며, 수시입학 집단의 여가시간과 수면시간이 더 길었는데 늘어난 여가시간 대부분은 TV시청과 컴퓨터 이용으로 보내고 있었다. 한편, 서로 다른 경로를 통해 입학한 집단들 간에 대학입학 후 큰 차이를 보이지 않고 있다. 인적자본 축적이라는 측면에서 볼 때 향후 입시제도의 개선을 위한 논의에서 특정 전형을 배제하기 위해 실증적 근거가 마련되지 않은 논쟁을 벌이기보다는 서로 다른 입학전형을 통해 입학한 학생들의 대학 생활이 미래를 위해 더 적절한 인적자본 투자로 이어질 수 있는 방안들을 찾는 노력이 더 필요할 것이다.

## I. 서론

대학 진학률이 높은 대한민국에서 대학입학 과정의 공정성은 여러 분야에서 중요한 문제로 대두되고 있다. 입학 과정의 공정성이 중요하다는 사실은 새삼 강조할 필요가 없을 정도이며, 공정성에 대한 요구는 매우 강력하여 교육부에서는 신입생 중 정시모집으로 입학하는 학생들의 비율을 높이겠다는 대책을 발표하기도 했다. 대학수학능력시험이라는 표준시험을 통해서 각자의 실력을 겨루고, 객관적인 점수를 기반으로 대학에 진학하는 방식이 더 공정하다는 인식이 정책 결정의 배경으로 작용한 것이다.

그러나 일각에서는 대학수학능력시험이 요구하는 학생의 자질과 실제 대학에서 요구하는 학문적 능력에는 차이가 있으며, 도리어 수시모집에서 제공하는 차별 철폐 조치(affirmative

1) 건국대학교 경제학과 교수. Email: jykm19@konkuk.ac.kr  
 2) 서울시립대학교 경제학과 부교수. Email: heonjaes@uos.ac.kr  
 3) 서울시립대학교 경제학과 박사과정. Email: hayoungj12@naver.com

action)가 줄어들어 교육기회의 평등에 어긋날 수 있다는 비판을 제기하고 있다. 또한, 실제 입학생들의 가정환경을 보면 수시와 정시가 큰 차이가 나지 않는다는 지적도 있다.

그런데 이런 공정성 혹은 형평성의 논의에 문혀 주목받지 못하고 있는 중요한 문제 중 하나는 과연 학생들이 고등학교 시절을 어떻게 보낼까 하는 것이다. 대학입시 제도는 중고등학생들의 인적자본 투자 행태에 막대한 영향을 주기 때문에 입시제도는 실제로 중고등학교 학생들이 무슨 공부를 하면서 어떻게 시간을 보내는지를 고려하면서 설계될 필요가 있다. 실제로 수험능력시험의 도입이나 수시확대와 같은 입시제도의 큰 변화는 모두 반복 암기를 강요하는 한 줄 세우기를 탈피하자는 취지에서 도입되었다는 점을 기억해야 할 것이다.

교육에 대한 투자라는 방식으로 인적자본을 축적하는 양태가 입학제도의 영향을 받는지는 중요한 연구과제라 할 수 있다. 즉, 정시 또는 수시에 지원한 학생들의 인적자본 투자 행태에 실제로 차이가 있는지를 실증적으로 고찰할 필요가 있는 것이다. 공정성이 입시의 절차적 정당성과 관련된 문제라면, 인적자본의 축적 양태는 대한민국의 미래 생산성과 더 직접적으로 관련된 문제라고 할 수 있기 때문에 이러한 고찰 역시 입시제도 설계에 있어서 중요하게 고려해야 할 사항이다.

본 연구는 과연 대학입학전형 별로 다른 교육투자행태를 보이는지 실증적으로 확인해보고자 한다. 교육투자는 대개 비용과 시간이라는 두 가지 측면에서 이루어지므로 포괄적인 분석을 위해서는 대학입학 전에 이루어졌던 교육투자에 대한 상세한 자료가 필요하다. 그러나 안타깝게도 대학입학 전 교육투자에 대한 정보를 제공해 주는 자료는 많지 않다. 다행히 한국교육고용패널 자료는 청소년의 교육 및 진학에 대해 광범위한 내용을 제공하고 있어 본 연구에서는 이 자료를 이용하였다. 한국교육고용패널 자료는 2004년 당시 중학교 3학년, 일반계 고등학교 3학년, 전문계 고등학교 3학년 학생들을 대상으로 2015년까지 추적조사를 바탕으로 생성되었기 때문에 대학에 입학한 학생들의 사교육비, 공부시간, 여가시간, 수면시간 등 다양한 정보가 패널자료의 형태로 제공되고 있다. 또한, 2016년에 고등학교 2학년생들을 대상으로 한 두 번째 패널자료도 추가됨으로써 코호트(cohort) 간 차이도 분석할 수 있다.

실증분석을 통해 확인하고자 하는 사항은 앞서 언급한 바와 같이 수시-정시 선택에 따른 사교육비 및 학습시간의 차이가 있는지도. 이와 함께 사교육비 및 학습시간 차이에서 2007년 고등학교 3학년 학생들과 2017년 고등학교 3학년 학생들 사이에 서로 다른 패턴이 발견되는지도 살펴볼 것이다.

이후 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서 대학입학전형별 교육투자에 관련한 연구를 정리한 후 제Ⅲ장에서 분석에 활용한 자료와 분석방법을 소개한다. 이어지는 제Ⅳ장과 제Ⅴ장에서 분석결과에 대해 논의한다. 제Ⅵ장에서는 논문의 주요 결과를 요약하면서 정책 시사점을 제시한다.

## II. 선행연구

교육투자와 관련한 대부분의 연구는 사교육비 지출수준에 집중되어 있다. 그중에서도 입학사정관 전형을 다룬 연구가 많은데, 이는 입학사정관 전형이 사교육을 줄이고 다양한 학생들을 대학에 입학시키는 등의 목적을 가지고 도입되었기 때문이다. 이필남(2011)은 한국교육중단 연구 6차 연도 자료를 이용하여 입학사정관 전형이 실제로는 사교육 지출 및 참여에 유의한 영향을 미치지 못하였다는 결과를 얻었다.

강태중 외(2012)는 서울시내 중상위권 대학인 A대학의 학생들을 대상으로 설문조사를 시행한 결과 입학사정관 전형으로 입학한 학생들의 경우 사교육비 지출이 더 적은 것을 확인하였다. 박여진 외(2012)는 경희대학교 서울캠퍼스와 국제캠퍼스에 재학 중인 학생들을 대상으로 설문조사를 수행하여 입학사정관 전형으로 대학에 입학한 학생들의 사교육 경험이 더 적은 것을 발견하였다. 조형정 외(2013)는 천안·아산지역에 있는 입학사정관 전형에 지원하고자 하는 고등학생을 조사하여 입학사정관 전형을 준비하는 학생 역시 내신 성적 및 수능과 관련한 사교육을 이용하고 있다고 보고하였다.

최근에는 입학사정관 전형만을 분석하는 경향에서 벗어나 다양한 전형유형을 함께 고려하는 연구가 진행되고 있다. 지은림 외(2014)는 전국 7개 대학의 재학생을 대상으로 설문을 실시하였고, 이를 이용하여 여러 전형유형 중 정시전형이 상대적으로 사교육 경험 비율도 높고, 사교육을 받은 기간도 길었으며, 월평균 사교육 비용 또한 많다고 보고하였다. 또한 류영철(2016)은 C 대학에 재학중인 학생들을 설문조사하여 정시전형으로 입학한 학생들이 다른 전형으로 입학한 학생들보다 사교육 경험 비율이 높다는 결과를 얻었다.

김영식 외(2019)는 한국교육고용패널을 이용하여 기계학습 기법 중 하나인 랜덤포레스트(Random Forest)를 이용하여 혼자 공부하는 시간이 대학입학전형 중 수시를 선택하는데 중요한 영향을 미치고 있음을 발견하였다. 그러나 랜덤포레스트방식의 경우 선형 모형과 같이 쉽게 해석할 수 있는 결과가 도출되는 것이 아니기 때문에 이 연구 결과로부터 혼자 공부하는 시간이 늘어나는 것과 대학입학전형 중 수시를 선택할 확률 간의 인과관계를 확인할 수는 없다.

이상에서 살펴본 바와 같이 개별 대학이나 몇 개 대학에 입학생에 대한 설문조사를 바탕으로 한 연구들은 찾아볼 수 있으나 전국단위 자료를 이용하여 대학입학전형별 교육투자 차이를 살펴본 논문은 찾아보기 힘들다. 하지만 소수의 연구에서 대입제도의 변화가 사교육비를 감소시켰다는 결과를 보여주고 있다. 채창균 외(2009)는 입학사정관제도를 명시적으로 도입한 2008학년도 대입제도가 고등학생들의 사교육 참여도를 낮추고 사교육비 수준을 감소시켰음을 보인다. 이수정(2011)과 이수정·조원기(2014) 또한 채창균 외(2009)와 유사한 분석을 통해 2008학년도 대입제도 변화로 인해 사교육비 지출 정도나 과목별 사교육 참여 시간 모두 줄어드는 것을 관찰하였다.

지금까지의 기존 연구를 정리해 보면 주로 사교육비를 대상으로 분석하고 있으며, 특정 전형에 초점을 맞추고 있거나 한정된 대학의 자료만을 이용하였기 때문에 해당 결과가 다른 전



형 혹은 다른 대학에도 동일하게 적용될지는 알 수 없다. 또한 전국단위 자료를 이용한 채창균 외(2009), 이수정(2011), 그리고 이수정·조원기(2014)의 연구 모두 본 연구에서 이용한 자료인 한국교육고용패널을 이용하였으나 본 연구와는 달리 고등학교 3학년 때의 자료만을 이용하였다는 한계가 있다.

본 연구에서는 전국단위의 자료를 이용하였고, 재수생을 고려하였을 뿐만 아니라 사교육비와 함께 교육에 투자한 시간까지 교육투자의 한 양상으로 간주하여 분석의 범위를 넓혔다는 점에서 이전의 연구와 차별성을 가진다. 물론 입학 연도가 크게 차이가 나는 다른 학생들 집단을 비교한다는 점에서도 이전 연구와는 차별성을 지닌다.

### Ⅲ. 분석자료 및 분석방법

#### 1. 분석자료

교육에 대한 투자는 시간과 비용이라는 두 가지 자원을 통해 이루어진다. 따라서 각 학생의 교육투자 수준을 정확히 측정하기 위해서는 학생과 학부모가 교육을 위해 투입한 시간과 비용에 대한 자료를 모두 살펴볼 필요가 있다.

우선 한국교육고용패널(KEEP: Korean Education and Employment Panel) 1차 자료부터 살펴보자. KEEP은 청소년의 교육경험과 진학, 진로, 직업세계로의 이행 등을 파악하기 위하여 2004년에 중학교 3학년, 전문계 고등학교 3학년, 일반계 고등학교 3학년 학생을 대상으로 2015년까지 추적 조사한 내용을 담고 있다. 이하에서는 고등학교 시절의 교육투자 정보를 모두 확보할 수 있는 중학교 3학년생 코호트만을 대상으로 분석할 것이다.

한편 한국교육고용패널 2차 자료는 2016년의 고등학교 2학년 학생들을 대상으로 추적 조사 중에 있으며 현재 2018년 자료까지 조사되어 있다. 따라서 이들이 수능능력시험을 치른 시점을 기준으로 보자면 2007년 당시 고등학교 3학년 학생과 2017년 당시 고등학교 3학년 학생을 비교하면서 살펴보게 되는 것이다. 10년 동안 입시제도에서 적지 않은 변화가 있었기 때문에 시점에 따른 차이를 살펴보는 것이 본 연구의 새로운 기여라고 할 수 있다. 이하에서는 편의상 한국교육고용패널 1차 자료의 2007년 고등학교 3학년 학생 집단을 2007년 코호트, 한국교육고용패널 2차 자료의 학생 집단을 2017년 코호트라고 칭하기로 한다.

KEEP은 학생들의 교육과 그에 따른 인적자본 축적 등을 측정하는 것을 목표로 하고 있으며 부모님의 교육수준, 가구소득 및 고등학교 소재지, 졸업한 고등학교 계열 등에 대한 자세한 정보가 수록되어 있다. 특히 매년 조사대상이 대학진학을 위하여 사용한 교육비와 공부시간 등 교육투자에 관한 상세한 문항을 조사하고 있어 본 연구를 수행하기에 적합하다. 분석대상에는 대학진학을 목표로 공부하는 재수생, 대학교에 진학하지 않고 직장에 취업한 학생, 홈스쿨링을 선택한 학생 등을 일단 모두 포함하였으며, 필요에 따라 동일한 진로를 선택한 학생들을 대상으로 한 분석을 추가하기도 했다.

## 2. 분석방법

분석에 이용한 원자료는 패널 자료이지만, 학생들이 대학에 진학하는 사건의 발생은 자퇴 후 재입학하는 등의 특수한 경우를 제외할 경우 1회에 그치기 때문에 패널 분석은 수행하지 않았다. 물론, 측정이 1년 단위로 이루어지기 때문에 고등학교 1학년, 2학년, 3학년이라는 각 시점에서 횡단면 분석을 할 수 있다. 기본적인 분석모형은 아래와 같다.

$$y_i = \alpha + \beta susi_i + \gamma X_i + \epsilon_i$$

$y_i$ 는 각 학생이 대학에 들어가기 전까지 이용한 사교육 비용의 연간 금액과 일주일 평균 혼자 공부한 시간 및 일주일 평균 여가, TV 시청, 컴퓨터 이용 및 하루 평균 수면시간 등의 시간 활용 변수이다. 본 연구에서 공부한 시간은 학원 및 과외 등에 소요된 시간을 포함하지 않고 혼자서 공부한 시간만을 포함한다. 즉 사교육비는 비용과 자습시간을 비롯한 시간 활용 변수들이 종속변수이다. 고등학교 재학 기간을 학년별로 나누어 분석하는 과정에서 분석 시기 및 변수에 따라서 관측치 수가 조금씩 다르게 나타난다. 이는 특정 시기에는 응답했지만 이후에는 응답하지 않거나, 특정 문항에 응답하지 않은 경우 등의 결측치가 있기 때문이다. 그러나 고등학교 재학 시기 중 사교육 비용 및 시간 사용을 종합적으로 분석한 결과는 사교육을 한 번이라도 이용한 경우 분석대상으로 포함한 것이기 때문에 평균적인 경향을 살펴보는 데에는 큰 무리가 없을 것으로 생각된다.

변수  $susi_i$ 는 학생  $i$ 가 수시전형으로 대학에 입학한 경우 1의 값을 갖는다. 본 연구에서 가장 관심을 가지는 회귀계수는  $\beta$ 로, 만일 수시전형으로 대학에 입학한 학생이 정시전형과 다른 교육투자행태를 보인다면  $\beta$ 값이 통계적으로 유의미하게 다를 것으로 예상할 수 있다.

$X_i$ 는 학생  $i$ 의 특성을 통제하기 위한 통제변수 벡터로, 학교 특성을 통제하기 위한 요소와 인구통계학적 요소가 포함되어 있다. 학교 특성을 통제하기 위한 변수로는 4년제 대학 진학 여부, 서울 소재 4년제 대학 진학 여부, 특성화고교 졸업 여부 및 고등학교 소재지가 있다. 4년제 대학 진학 여부 변수는 4년제 대학에 진학한 경우 1의 값을 갖는 변수이며, 서울 소재 4년제 대학 진학 여부는 서울에 위치한 4년제 대학을 진학한 경우 1의 값을 갖는다. 또한 특성화고교 졸업 여부는 학생  $i$ 가 특성화고교를 졸업한 경우 1의 값을 부여하였다. 따라서 세 더미 변수를 통해 기준집단은 특성화고교를 졸업하지 않았으며 지방에 소재한 전문대학에 합격한 학생들이다.

더불어 인구통계학적 요소를 통제하기 위해 여성 더미, 나이, 형제자매 수, 재수 여부, 가구 소득, 부모님의 교육연수 및 연도더미 등을 포함하였다. 여성 더미 변수의 경우 여성이면 1의 값을 갖게 되고, 재수 여부 또한 재수 및 삼수 등과 같이 여러 차례 대학입시를 거친 경우 1의 값을 갖도록 변수를 구성하였다.

종속변수 중 연평균 사교육비의 경우 사교육을 이용하지 않은 학생의 비율이 약 27%로 무

시할 수 없는 정도로 많아 토빗모형 (Tobit model)을 이용하여 분석하였다. 토빗모형을 이용하면 종속변수가 일정 값 이상이나 이하에서만 관찰되는 중도절단자료(censored data)에서 회귀 분석을 수행할 때 일치 추정량을 얻을 수 있다. 본 연구에서 사용한 추정식은 다음과 같다.

$$private_i = \max(0, \alpha + \beta susi_i + \gamma X_{it} + \epsilon_i)$$

$private_i$ 는 학생  $i$ 의 고등학교 재학 및 재수기간 동안 연평균 사교육비로 구성된 잠재변수이다. 이 학생이 사교육을 이용한 경우 실제로  $private_i$ 를 관측하게 되지만 그렇지 않은 경우에는 0의 값을 가진다.

### 3. 기초통계

<표 1>에는 2007년 코호트에 대해 정시전형과 수시전형을 비교하고 있다. 대학 입학전형에 따른 교육투자 차이가 주된 관심 대상이기 때문에 분석에는 대학 진학자들만 포함된다. 분석에 이용한 자료를 모두 갖춘 표본 중 정시전형으로 대학에 진학한 학생은 576명, 수시전형으로 대학에 진학한 학생은 568명이었다. 별도로 시기 구분을 하지 않은 경우는 개인별로 고 1에서 고등학교 3학년 사이의 평균값을 바탕으로 계산하였다.

두 집단의 기초통계를 비교해 보면 선택한 입학전형에 따라 학생들의 특성이 어느 정도 차이가 있음을 알 수 있다. 연평균 사교육비의 경우 정시전형으로 대학에 입학한 학생들이 수시전형으로 대학에 입학한 학생들의 약 2배에 가까운 것을 볼 수 있다. 또한 일주일 혼자서 공부한 시간의 평균값에서도 정시전형과 수시전형 간에는 큰 차이를 보이고 있다. 기초통계만을 살펴보아도 정시전형으로 대학에 입학한 학생과 수시전형으로 입학한 학생 사이의 교육투자에서 상당한 차이를 보이고 있다.

반면 일주일 평균 여가시간이나 하루 평균 수면시간은 수시전형에 합격한 학생들이 더 길었다. 여가시간의 경우 대부분을 TV를 시청하거나 컴퓨터를 이용하는 것으로 나타났다. <표 1>의 결과만을 놓고 논의한다면, 2007년 코호트 중 수시전형으로 대학에 합격한 학생들의 경우 상대적으로 적은 시간과 비용을 교육에 투자하고 있다고 해석할 수 있다.

대학 진학과 관련한 부분을 살펴보면, 수시전형을 선택한 학생 중 전문계고 비율이 정시 전형에 비해 3배 이상 많고, 4년제 대학 진학자 비율이나 서울 소재 4년제 대학 진학자 비율, 재수 비율은 정시전형을 선택한 학생이 2배이다. 수시전형을 선택한 학생 중 전문계 고등학교 졸업생 비율이 높은 이유는 수시전형 중 전문계 고등학교 학생들을 대상으로 하는 특성화 고등학교 전형이 따로 존재하기 때문으로 보인다. 정시전형을 선택하여 경쟁자를 늘려서 합격할 확률을 낮추기보다는 특성화 고등학교 학생들만 경쟁하는 전형을 선택하는 전략적인 행동의 결과라고 볼 수 있는 것이다. 하지만 <표 1>에서 보듯이 전문계고등학교를 제외하더라도 수시전형의 교육투자가 상대적으로 적다는 사실은 변하지 않는다.

인구통계학적 변수는 그다지 차이를 보이지 않았다. 여학생의 비율은 약 50% 내외로 비슷한 수준이었고, 부모님의 교육 연수와 월평균 가구소득 수준은 수시전형으로 대학에 입학한 학생이 정시전형으로 대학에 입학한 학생보다 낮은 것으로 나타난다. 그러나 그 차이가 크지 않아 두 집단 사이에 유의한 차이가 있다고 보기는 어렵다.

〈표 1〉 기초통계량 - 2007년 코호트

	전체		전문계고 졸업생 제외	
	정시전형	수시전형	정시전형	수시전형
연평균	346.8	180.2	378.4	240.8
사교육비 (만원)	(391.3)	(278.1)	(396.5)	(307.9)
고1 연평균 사교육비 (만원)	267.8 (302.5)	157.7 (254.7)	292.7 (306.0)	205 (283.2)
고2 연평균 사교육비 (만원)	281.7 (344.6)	143.2 (236.4)	310.2 (349.2)	193.1 (263.4)
고3 연평균 사교육비 (만원)	298.6 (410.2)	131.8 (259.3)	326.5 (419.9)	179.7 (292.4)
일주일 평균 혼자서 공부한 시간	16.00 (11.52)	10.76 (10.44)	17.07 (11.44)	13.56 (11.14)
일주일 평균 여가시간	32.02 (13.21)	39.54 (15.80)	30.24 (11.46)	35.10 (12.84)
일주일 평균 TV 시청시간	13.20 (7.268)	16.81 (8.555)	12.58 (6.705)	14.89 (7.338)
일주일 평균 컴퓨터 이용시간	13.39 (7.153)	16.99 (8.677)	12.80 (6.620)	15.00 (7.357)
하루 평균 수면시간	7.723 (1.365)	8.284 (1.424)	7.619 (1.290)	7.966 (1.241)
전문계고 졸업 비율	9.2%	29.8%	-	-
4년제 대학 진학 비율	72.9%	56.3%	76.7%	67.9%
서울 소재 4년제 대학 진학자 비율	14.2%	8.1%	14.3%	10.5%
재수 비율	16.1%	8.1%	15.9%	8.0%
대학 진학 당시 나이	19.39 (1.074)	19.36 (1.131)	19.35 (0.955)	19.33 (1.049)
여성비율	48.4%	50.7%	50.5%	53.9%
형제자매 수	1.198 (0.601)	1.315 (0.688)	1.182 (0.580)	1.326 (0.679)
월평균 가구소득 (백만원)	355.3 (238.4)	306.3 (186.1)	366.7 (245.0)	313.8 (152.8)
부 교육연수	13.14 (2.791)	12.12 (2.893)	13.28 (2.777)	12.41 (2.879)
모 교육연수	12.13 (2.593)	11.44 (2.485)	12.25 (2.584)	11.72 (2.358)
관측치 수	576	568	523	399

주: 괄호 안의 숫자는 표준편차를 의미함.  
 자료: 한국교육고용패널 1차 자료, 2005년~2015년.

<표 2>에서는 2017년 코호트에 대해 정시전형 입학생과 수시전형 입학생을 비교하고 있다. 사교육 비용과 관련해서는 두 가지 중요한 사실을 발견할 수 있다. 우선 사교육비 지출액이 입시전형과는 관계없이 큰 폭으로 증가하였다. 정시전형 집단은 2017년 코호트가 2007년 코호트에 비해 사교육비 지출액이 약 1.4배 증가하였으며, 수시전형 집단은 약 2배 증가하였다. 즉, 약 10년에 가까운 기간 동안 있었던 여러 정책에도 불구하고 사교육비는 줄어들지 않고 도리어 증가하였음을 알 수 있다. 이는 수시전형의 확대가 사교육비를 감소시키는 역할을 하지는 못했다는 사실을 보여주기도 한다. 2007년 코호트가 고등학교 1학년인 2005년에서 2017년 코호트가 고등학교 3학년인 2017년 사이에 소비자 물가지수 상승률이 약 31%라는 점을 감안하더라도 실질사교육비 지출이 큰 폭으로 증가했기 때문이다.

두 번째로 정시전형에 비해서 수시전형의 평균 사교육비가 여전히 더 낮다는 사실도 확인된다. 절대 금액 면에서 보자면 두 집단 간 차이가 2007년 코호트에서는 170만원이었는데 2017년 코호트에서는 약 134만원으로 감소하였다. 비율로 보자면 차이가 줄어들었는데 2007년 코호트에서 정시전형 집단이 수시전형 집단에 비해 2배가량 더 많은 사교육비를 지출하고 있었던 반면 2017 코호트에서는 1.37배 더 많은 지출을 하고 있다. 전문계고를 제외할 경우 수시전형과 정시전형의 사교육비 차이는 금액상으로는 113만원, 비율상으로는 1.27배로 다소 줄어들지만 두 집단 간의 차이가 난다는 사실에는 변화가 없다.

그 외의 지표들에서는 두 집단 간 큰 차이가 보이지 않는다. 정시전형의 자습시간이 일주일 평균 1.4시간 정도 더 긴 경향이 있는데, 수시전형 학생들의 여가시간이 3시간 정도 더 많고 하루 평균 수면시간이 0.16시간 정도 더 많다는 것을 감안하면, 수시전형 학생들이 학습시간을 주로 수면과 여가로 대체한다고 할 수 있다.

한편 가구소득은 정시전형 집단 쪽이 약간 더 높으며 부모의 학력 또한 정시전형 쪽이 다소 높은 편이다. 수시전형 안에서도 매우 다양한 선발 방식이 포함되어 있기 때문에 선부른 일반화는 어렵겠지만 적어도 평균적으로 보자면 수시 쪽에 가정환경이 더 나은 학생이 몰린다는 주장은 하기 어렵다고 볼 수 있다. 4년제 대학 진학자 비율, 서울 소재 4년제 대학 진학자 비율 등의 입학 성과 면에서는 양 집단 간 큰 차이가 나지 않는다. 전문계 출신 학생들의 비중은 수시전형 쪽이 두 배 가까이 높다.

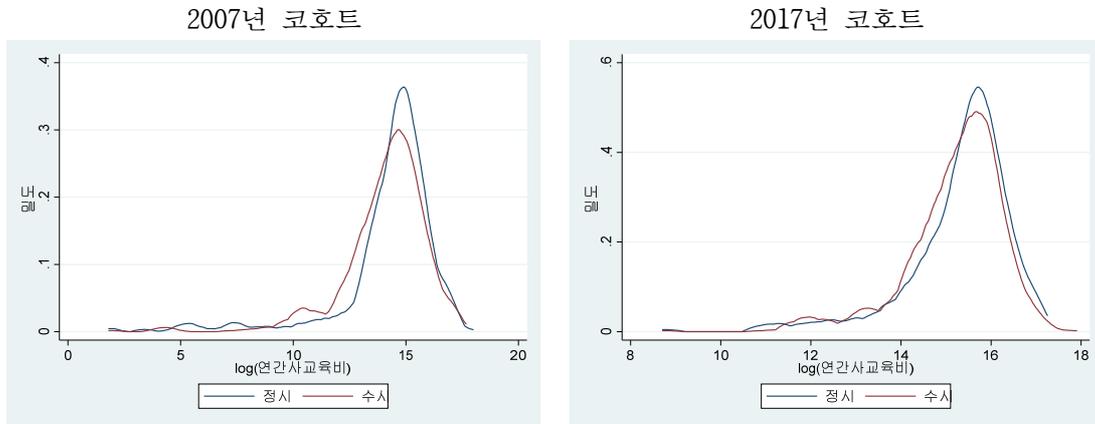
〈표 2〉 기초통계량 - 2017년 Cohort

	전체		전문계고 제외	
	정시전형	수시전형	정시전형	수시전형
연평균	496.4	362.6	525.6	412.4
사교육비 (만원)	(496.1)	(419.1)	(498.9)	(424.6)
일주일 평균	12.67	11.25	13.30	12.51
혼자서 공부한 시간	(8.948)	(9.243)	(8.888)	(9.305)
일주일 평균	22.93	25.90	22.11	24.33
여가시간	(10.97)	(11.53)	(10.37)	(10.73)
일주일 평균	2.361	2.531	2.336	2.471
운동시간	(3.316)	(3.273)	(3.355)	(3.311)
하루 평균 수면시간	5.944	6.104	5.903	6.012
	(1.063)	(1.107)	(1.024)	(1.020)
전문계고 졸업생				
비율	8.7%	15.5%	-	-
4년제 대학 진학자				
비율	72.4%	69.8%	75.7%	77.3%
서울 소재 4년제				
대학 진학자 비율	18.9%	18.3%	19.6%	20.6%
여성비율	55.7%	55.1%	56.5%	56.3%
형제자매 수	2.044	2.118	2.044	2.095
	(0.858)	(0.887)	(0.846)	(0.885)
월평균	614.2	577.4	625.9	590.0
가구소득 (백만원)	(327.2)	(324.2)	(329.2)	(327.7)
부 교육연수	14.27	13.88	14.39	14.08
	(2.581)	(2.587)	(2.551)	(2.572)
모 교육연수	13.77	13.32	13.91	13.50
	(2.343)	(2.455)	(2.238)	(2.391)
관측치 수	1,179	3,225	1,076	2,724

주: 괄호 안의 숫자는 표준편차를 의미함.  
 자료: 한국교육고용패널 2차 자료, 2017년~2019년.

그러나 평균적으로는 수시입학 집단의 사교육비 지출수준이 낮지만, 수시입학 집단 중 일부 학생들이 상당한 액수의 사교육비를 지출하고 있어 정시입학 집단과 수시입학 집단의 사교육비 지출 분포가 다를 가능성이 있다. 이를 검토하기 위해 두 집단의 사교육비 지출의 분포를 살펴보았다. [그림 1]은 정시입학 집단과 수시입학집단의 사교육비 자연로그값의 분포를 2007년 코호트와 2017년 코호트로 나누어서 제시하고 있다. 분포에서도 나타나듯이 정시입학 집단의 사교육비 지출 평균이 높을 뿐 아니라 상대적인 고액 사교육비 지출자들의 비중도 정시 쪽이 다소 더 높다는 것을 알 수 있다. 이는 2007년과 2017년 코호트에 공통되는 현상이다.

[그림 1] 정시입학집단과 수시입학집단의 사교육비 지출



### Ⅲ. 사교육비 및 시간사용 분석

앞서 두 정시전형과 수시전형 두 집단 간 교육투자에서 눈에 띄는 차이가 있다는 점을 살펴 보았다. 이는 평균 수치만을 본 것으로 가정환경 등 “다른 조건이 동일할 때에도” 차이가 나는 것인지는 확인해 볼 필요가 있다. 이번 장에서는 회귀분석을 통해 두 집단 간 사교육비 및 시간 활용의 차이를 살펴본다.

#### 1. 사교육비 및 공부시간

대학 입학전형 별 교육투자행태를 살펴보기 위한 회귀분석 결과는 <표 3>과 <표 4>에 요약하였다. 분석결과, 단순 평균 비교에서 살펴본 내용이 다시 확인되고 있다. 즉, 수시전형으로 대학에 입학한 경우 연평균 사교육비와 혼자서 공부한 시간이 더 적은 것으로 나타난다.

구체적으로 살펴보면, 토빗 모형의 한계효과를 요약한 <표 3>의 2열의 결과에서 수시전형으로 대학에 입학한 경우 연평균 사교육비를 44만원 덜 사용하고, 일주일 평균 혼자서 공부한 시간이 1시간 정도 적은 것을 확인할 수 있다. 즉 가정환경이나 진학한 대학 유형을 고려하고 비슷한 범주의 대학에 진학한 학생이라고 하더라도 수시전형으로 입학할 경우 상대적으로 교육투자를 적게 했다는 결과가 도출된 것이다. 전체표본에서 사교육을 이용한 학생들의 평균 사교육비가 연간 281만원, 혼자서 공부한 시간은 10시간인 것을 고려하면 수시전형으로 대학에 입학한 학생들의 교육투자가 정시전형으로 대학에 입학한 학생들보다 매우 낮은 편이라고 평가할 수 있다.

정시전형의 경우 대학수학능력시험에서 고득점을 받는 것이 중요한데, 시험에 어떤 문제가 나오게 될지 알 수 없는 데다가 국어, 수학, 영어, 탐구 등 다양한 영역에 투자가 이루어져야

한다. 반면에 수시전형의 경우 대학수학능력시험점수가 필요하지 않거나 필요하다고 하더라도 학교에서 요구하는 최소한의 등급만 받으면 되기 때문에 선택과 집중이 가능하다. 그렇다면, 적어도 입시 결과를 목표로하는 투자라는 측면에서 보자면 수시전형을 선택하는 학생들이 효율적으로 교육투자를 했다는 해석도 가능할 것이다. 지원하고자 하는 학교에서 요구하는 일정 성적을 유지하기만 하면, 수시전형에 필요한 특정 형태의 인적자본에 집중하여 투자할 수 있는 것이다. 즉, 다양한 형태의 수시 입학전형에 반응하는 전략적인 행태를 선택함으로써 더 적은 교육투자로 같은 대학에 진학했다면 이를 입시에 있어서는 효율적인 교육투자라고 해석할 여지가 있는 것이다.

수시전형과 정시전형에서 비중을 두는 요소가 다르다는 점도 교육투자를 감소시키는 배경이 될 수 있을 것이다. 수시전형의 경우 대부분 대학수학능력 점수보다는 학교성적, 혹은 각 전형에 필요한 기타 요소들이 중요하다. 사교육 시장에서 대학수학능력시험과 관련한 강의보다 학교성적을 관리하기 위한 강의를 더 저렴하게 제공된다는 증거는 없지만, 몇 가지 형태의 수시 입학전형은 단기간에 인적자본을 축적하여 장기간 사교육의 필요성을 낮출 가능성도 생각해 볼 수 있다. 또 다른 가능성으로는 2007년 코호트의 경우 수시 사교육 시장이 충분히 활성화 되지 않은 상황도 생각해 볼 수 있을 것이다.

이런 여러 가능성도 수시전형으로 대학에 입학한 학생의 사교육비가 낮은 현상의 일부를 설명할 수 있겠지만, 뒤에서 살펴보듯이 가장 큰 요인은 입학 결정 시점에 있는 것으로 생각된다. 이는 학년별 사교육비 지출 패턴으로부터 유추되는 데 이점에 대해서는 다음 장에서 자세히 논하기로 한다.

그 이외 변수들의 영향을 살펴보면, 4년제 대학에 입학했거나 서울 소재 4년제 대학에 입학하는 경우 사교육비를 더 지출하고 혼자서 공부하는 시간이 긴 것으로 나타났다. 이는 4년제 대학, 그리고 서울에 소재한 대학에 입학하고자 하는 학생들이 많아 경쟁이 치열한 것을 고려하면 상식에 부합하는 결과이다.

흥미로운 점은 여학생이 남학생보다 연평균 50만원 가량의 사교육비를 더 투자한다는 것이다. 이 현상은 그 자체로 흥미로운 연구 대상이 될 수 있을 것이다. 몇 가지 가능한 설명으로 상대적으로 여학생이 남학생에 비해 부모의 의사에 더 잘 따르는 경향을 생각해 볼 수 있다. 한편 여성이 남성보다 불확실성을 기피했기 때문에 나타나는 현상이라고 볼 수도 있을 것이다. 예컨대, 더 많은 교육투자는 입학결과에서 불확실성을 제거하려는 노력으로 해석할 수도 있을 것이다.

이 외에도 월평균 가구소득이 높을수록, 부모의 교육 연수가 길수록 사교육비가 더 많은 것으로 나타나는데 이는 많은 기존 연구에서도 공통으로 나타나는 현상이다. 월평균 가구소득이 높으면 더 많은 사교육비를 감당할 여력이 있으며, 부모의 교육 연수가 길수록 교육투자에 관심이 더 높기 때문으로 보인다. 또한 입학 당시 나이가 많을수록, 재수를 통해 대학에 입학한 경우 사교육비가 적지만 혼자서 공부한 시간은 길었다. 이 결과로 미루어보아 재수하는 경우에는 사교육에 투자하기보다 이미 배운 것들을 체화하기 위하여 혼자서 공부하는 시간을 늘리는 경향이 있음을 짐작해볼 수 있다.



〈표 3〉 대학입학전형이 연평균 사교육비와 일주일 평균 공부시간에 미친 영향 - 2007년 코호트

	사교육비		공부시간
	토빗모형	한계효과	OLS
수시전형으로 대학 입학	-65.95*** (20.49)	-44.38*** (13.72)	-0.819 (0.606)
4년제 대학 입학	189.4*** (22.99)	127.4*** (15.30)	3.752*** (0.628)
서울 소재 4년제 대학 입학 여부	146.0*** (43.68)	98.28*** (29.06)	4.728*** (1.206)
전문계 고등학교 졸업	-312.9*** (28.05)	-210.5*** (18.20)	-7.246*** (0.561)
여성 더미	74.78*** (23.31)	50.32*** (15.71)	0.711 (0.659)
입학 당시 나이	-49.52** (21.17)	-33.33** (14.26)	-1.913*** (0.730)
형제자매 수	-31.17* (15.93)	-20.98* (10.71)	0.401 (0.436)
재수 여부	-48.73 (57.20)	-32.79 (38.49)	10.50*** (1.434)
월평균 가구소득	0.301*** (0.0920)	0.203*** (0.0618)	0.00163 (0.00159)
부 교육연수	10.77** (4.947)	7.246** (3.321)	0.341*** (0.124)
모 교육연수	16.18** (6.340)	10.89** (4.239)	-0.243* (0.144)
상수항	1,191** (487.8)		53.74*** (18.11)
관측치 수	1,144	1,144	1,144

주: 1. 출신 고등학교 소재지 지역더미, 연도더미 및 입학한 학과더미를 포함하였으나 보고는 생략함

2. 괄호 안의 숫자는 표준오차를 의미하며, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

자료: 한국교육고용패널 1차 자료, 2005년~2015년.

〈표 4〉 대학입학전형이 연평균 사교육비와 일주일 평균 공부시간에 미친 영향 -2017년 코호트

	사교육비		공부시간
	토빗모형	한계효과	OLS
수시전형으로 대학 입학	-80.52*** (16.24)	-58.37*** (11.75)	-0.974*** (0.279)
4년제 대학 입학	161.3*** (20.35)	116.9*** (14.65)	3.356*** (0.315)
서울 소재 4년제 대학 입학 여부	19.50 (21.29)	14.14 (15.43)	3.306*** (0.404)
전문계 고등학교 졸업	-422.6*** (26.01)	-306.4*** (18.24)	-4.923*** (0.296)
여성 더미	113.1*** (15.07)	82.01*** (10.83)	1.226*** (0.273)
형제자매 수	-40.23*** (8.499)	-29.17*** (6.087)	-0.227 (0.143)
월평균 가구소득	0.234*** (0.0295)	0.170*** (0.0212)	0.000283 (0.000390)
부 교육연수	15.78*** (3.177)	11.44*** (2.314)	0.246*** (0.0568)
모 교육연수	12.38*** (3.448)	8.975*** (2.493)	0.134** (0.0580)
상수항	13.74 (147.4)		1.737 (1.527)
관측치 수	4,547	4,547	4,510

주: 1. 출신 고등학교 소재지 지역더미, 입학한 학과더미를 포함하였으나 보고는 생략함

2. 괄호 안의 숫자는 표준오차를 의미하며, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

자료: 한국교육고용패널 1차 자료, 2016년~2019년.

이상의 경향은 2007년 코호트와 2017년 코호트에 동일하게 나타나는데, 회귀분석 결과에 비추어 보면 다른 조건이 동일하다고 할 때 수시전형과 정시전형의 사교육비 지출금액이나 자습시간의 차이는 10년 사이에 더 벌어지고 있다.

## 2. 시간 사용

수시전형을 선택한 학생들이 혼자서 공부한 시간을 줄였다면, 그 시간을 과연 어디에 분배하였는지 살펴보기 위하여 대학입학유형별 시간 사용 행태에 대한 회귀분석을 해보았다. <표

5>와 <표 6>은 그 결과를 요약하고 있다. 여가시간이나 수면시간의 경우 대부분의 학생들이 필수적으로 이용하는 시간이기 때문에 0이라는 값이 나타나지는 않으므로 최소자승(OLS) 회귀분석 모형을 이용하였다. 여가시간 및 TV시청 시간, 컴퓨터 이용시간은 일주일 평균시간이며, 수면시간은 일 평균이다.

분석결과, 수시전형으로 대학에 입학한 경우 여가시간과 일 평균 수면시간이 더 긴 것으로 나타났다. <표 5>에서 보듯이 2007년 코호트의 경우 수시전형 입학생 집단이 정시전형 입학생 집단에 비해 혼자서 공부한 시간이 짧은 것 이상으로 여가시간이 더 길며(회귀계수는 공부시간이 -0.819, 여가시간이 2.794), TV 시청시간과 컴퓨터 이용시간, 그리고 수면시간 모두 정시전형 입학생들에 비해 긴 것으로 나타난다.

주요 관심변수 외의 결과를 살펴보면, 4년제 대학에 입학하였거나 서울에 소재한 4년제 대학에 입학한 경우 여가시간과 수면시간 모두 감소한다. 즉, 학생들이 자신의 여가시간과 수면시간을 줄여서 혼자서 공부하는 시간을 늘리는 것이다. 또한, 전문계 고등학교를 졸업한 경우 수면시간과 여가시간이 더 길었다.

여학생의 TV시청 시간과 컴퓨터 이용시간이 더 길다는 결과는 다소 의외의 결과로 볼 수도 있다. 그런데 이는 한국교육고용패널에서 여가시간에 하는 일 중에 ‘노래방, 오락실, 만화방 등’을 따로 설문하는 과정에서 남학생들이 컴퓨터 이용이 아니라 ‘노래방, 오락실, 만화방 등’을 선택하였기 때문으로 보인다. 또한 연평균 가구소득이 많은 경우 TV시청 시간과 컴퓨터 이용시간이 줄어드는 결과를 보였다. 더불어 아버지의 교육 연수가 길면 TV시청 시간이 짧고, 어머니의 교육 연수가 길면 컴퓨터 이용시간이 짧은 것으로 나타났다. 대체로 부모의 학력이 높고 가구소득이 높을수록 학생들을 더 관리하는 모습을 보인다고 해석할 수 있다.

2017년 코호트를 대상으로 한 회귀분석 결과도 종속변수에서는 다소 차이가 있지만 질적으로는 거의 동일하게 나타난다. 다만 양 집단 간의 여가시간 차이가 2007년 코호트에 비해 다소 줄어들고 있다는 점은 주목할 만하다.

〈표 5〉 대학입학유형이 시간사용에 미친 영향 - 2007년 코호트

	여가시간	TV시청 시간	컴퓨터 이용시간	일평균 수면시간
수시전형으로 대학 입학	2.794*** (0.786)	1.189*** (0.433)	1.316*** (0.438)	0.195** (0.0783)
4년제 대학 입학	-4.994*** (0.968)	-2.805*** (0.532)	-3.115*** (0.543)	-0.268*** (0.0884)
서울 소재 4년제 대학 입학	-2.954*** (1.125)	-2.702*** (0.682)	-2.749*** (0.684)	-0.0963 (0.119)
전문계 고등학교 졸업	13.45*** (1.259)	5.002*** (0.686)	4.891*** (0.696)	0.992*** (0.107)
여성 더미	-0.310 (0.886)	1.819*** (0.435)	1.929*** (0.470)	-0.0271 (0.0818)
입학 당시 나이	-1.908*** (0.605)	-1.575*** (0.202)	-0.643* (0.335)	-0.407*** (0.0721)
형제자매 수	0.288 (0.700)	0.287 (0.373)	0.386 (0.372)	0.0361 (0.0621)
재수 여부	5.139*** (1.905)	1.450 (0.995)	2.638** (1.025)	0.802*** (0.153)
월평균 가구소득	-0.000597 (0.00169)	-0.00264** (0.00114)	-0.00234** (0.00114)	-0.000372** (0.000156)
부 교육연수	-0.217 (0.177)	-0.235** (0.106)	-0.174 (0.107)	-0.0436** (0.0180)
모 교육연수	-0.200 (0.199)	-0.142 (0.118)	-0.181 (0.121)	0.0243 (0.0192)
상수항	68.29*** (14.41)	50.85*** (4.371)	28.26*** (8.455)	15.47*** (1.763)
관측치 수	1,144	1,144	1,144	1,144

주: 1. 출신 고등학교 소재지 지역더미, 연도더미, 입학한 학과더미를 포함하였으나 보고는 생략하였음

2. 괄호 안의 숫자는 표준오차이며, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

자료: 한국교육고용패널 1차 자료, 2005년~2015년.

〈표 6〉 대학입학유형이 시간사용에 미친 영향 - 2017년 코호트

	여가시간	운동시간	일평균 수면시간
수시전형으로 대학 입학	1.854*** (0.369)	0.120 (0.0813)	0.0681* (0.0392)
4년제 대학 입학	-4.123*** (0.493)	-0.164 (0.104)	-0.244*** (0.0549)
서울 소재 4년제 대학 입학	-2.925*** (0.438)	-0.120 (0.104)	-0.0196 (0.0461)
전문계 고등학교 졸업	6.608*** (0.581)	0.224* (0.115)	0.359*** (0.0643)
여성 더미	-1.683*** (0.364)	-1.308*** (0.0802)	-0.322*** (0.0394)
형제자매 수	0.440** (0.187)	0.0549 (0.0391)	0.0497** (0.0199)
월평균 가구소득	-0.000341 (0.000535)	0.000361*** (0.000128)	1.01e-05 (6.20e-05)
부 교육연수	-0.281*** (0.0756)	0.0100 (0.0160)	-0.0215*** (0.00808)
모 교육연수	-0.210** (0.0873)	-0.0173 (0.0180)	-0.00277 (0.0100)
상수항	36.47*** (3.666)		6.570*** (0.276)
관측치 수	4,507	4,462	4,539

주: 1. 출신 고등학교 소재지 지역더미, 입학한 학과더미를 포함하였으나 보고는 생략하였음

2. 괄호 안의 숫자는 표준오차이며, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

자료: 한국교육고용패널 2차 자료, 2016년~2019년.

지금까지 살펴본 내용을 종합해 보면, 대체적으로 수시전형으로 대학에 입학한 학생들이 정시전형으로 대학에 입학한 학생들보다 더 적은 교육투자를 하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 앞선 연구들과 유사한 결과라 할 수 있다. 수시전형을 선택한 경우 상대적으로 적은 비용이나 시간을 투입하고 있는데, 이런 적은 투자로 유사한 결과를 얻는다는 면에서는 효율적인 투자를 하는 것으로 해석할 수도 있다. 하지만 다른 측면에서 보면, 수시전형으로 대학에 입학한 학생들과 정시전형으로 대학에 입학한 학생들 사이에 존재하는 교육투자의 차이에 대해 일종의 ‘불공정성’으로 해석할 여지도 있다. 유사한 조건에 있는 두 집단이 전형유형이 다르다는 이유로 다른 정도의 교육투자를 통해 같은 대학에 진학한다면 더 많은 시간과 비용을 투입한 집단에서 불공평하다고 인식할 수도 있을 것이다. 만일 이러한 차이가 장기적으로 유지된다면 수험생과 학부모의 입장에서는 정시전형보다는 수시전형으로 대학에 입학하는 방향을 선호하게 될 여지도 있다. 적은 투자로 동일한 결과를 얻을 수 있기 때문이다.

자료의 한계로 추가적인 분석은 불가능하겠지만, 또 하나 고려해야 할 사항은 수시전형 입

학 집단의 줄어든 공부시간이 과연 생산적인 투자로 이어졌는가 하는 점이다. 수시전형을 준비하는 학생의 경우 더 많은 여가시간과 수면시간을 확보하고 있어 정신건강 및 체력적인 부분을 관리하는 측면에서도 긍정적으로 볼 여지가 있기는 하다. 하지만 구체적으로 자습시간을 대체한 활동이 무엇인지는 분명하지 않기 때문에 과연 늘어난 여가시간을 긍정적으로 해석할 수 있을지에 대한 판단은 현재로서는 유보할 수밖에 없다.

#### IV. 입학전형 별 교육투자 차이의 원인과 결과 분석

앞서 정시 입학생 집단과 수시 입학생 집단 간 차이가 난다는 점을 확인하였는데 이하에서는 집단 간 차이의 원인과 그 결과를 좀 더 살펴보기 위해 교육투자에서 학년 별 차이와 입학한 대학에 따른 차이, 그리고 대학 입학 후의 차이라는 몇 가지 측면을 좀 더 자세히 분석해 본다.

##### 1. 학년별 차이

<표 7>~<표 9>는 2007년 코호트의 사교육비와 시간 활용을 학년별로, 그리고 <표 10>과 <표 11>은 2017년 코호트의 사교육비와 시간 활용을 고등학교 2학년과 고등학교 3학년으로 나누어서 회귀분석한 결과를 제시하고 있다.

우선 2007년 코호트를 보면 사교육비 차이는 주로 고등학교 3학년 시기에 집중되고 있음을 알 수 있다. 회귀분석의 결과를 살펴보면 통계적으로 유의한 입학전형 별 사교육비 차이는 고등학교 2학년과 3학년 시기에서만 관측된다. 시간 활용 면에서도 여가시간과 수면시간의 차이 역시 고등학교 3학년 시기에서만 관측된다. 이런 현상은 전체 평균으로 본 집단 간 교육투자 차이가 정시와 수시의 준비 과정 전반에 걸쳐 존재한다기보다는 입학 결정 시기에서 기인할 가능성을 강하게 암시한다. 고등학교 3학년 중간에 입학이 결정되는 경우 입시를 위한 사교육이나 공부시간이 줄어드는 것은 당연한 현상이라고 볼 수 있다.

반면 2017년 코호트는 사교육비의 경우 대학입학전형별 차이가 고등학교 2학년과 고등학교 3학년 시기 모두에서 큰 차이를 보이지만 학습시간에서는 고등학교 3학년 시기에만 유의한 차이를 보이고 있다. 이는 10년 전 코호트와 비슷한 양상이다. 입학 준비 과정에서 수시 입학생 집단이 사교육비를 덜 쓰는 현상이 시기와 관계없이 일관되게 나타나는 것이다. 이는 적어도 평균적으로는 수시전형이 사교육비의 필요 정도가 덜한 입시 형식이기 때문에 나타나는 현상으로 해석할 수 있다.

학습시간의 차이에서 고등학교 2학년까지는 큰 차이가 없다가 고등학교 3학년 때 큰 차이를 보이는 현상의 원인으로 수시전형에서 내신성적의 반영이 고등학교 3학년 1학기에 그치는 제도적 요인을 고려해 볼 수 있다. 수시입학 집단의 경우 고등학교 3학년 2학기 수학능력평가에

대비하기 위한 공부에 시간을 덜 쓰게 된다면 그만큼 학습시간이 줄어들 수 있다. 하지만 모든 자료가 연간 자료이기 때문에 그 개연성이 높음에도 불구하고 이러한 가설을 통계적으로 검증할 수는 없다.

그 원인에 대한 탐구의 필요성과는 별개로, 이상의 분석을 통해 학생과 학부모들이 입시제도에 상당히 민감하게 반응하고 있는 것만은 분명하게 나타나고 있다. 즉, 입시제도가 교육투자 양상을 변화시키는 유력한 수단이 될 수 있음이 확인되는 것이다. 따라서 입시제도를 설계하는 입장에서는 공정성 외에도 바람직한 인적자본 투자를 유도하고, 입시 과정에서 중복투자가 이루어지고 있다면 이를 막는 방안을 마련하는 것이 바람직한 방향일 것이다.

〈표 7〉 대학입학유형이 고등학교 1학년 당시 교육투자 및 시간사용에 미친 영향- 2007년 코호트

	사교육비	공부시간	여가시간	TV시청 시간	컴퓨터 이용시간	일평균 수면시간
수시전형	-12.50 (12.56)	-0.769 (0.504)	0.742 (0.885)	0.523 (0.459)	0.523 (0.459)	-0.00358 (0.0796)
4년제 대학	96.72*** (14.94)	1.755*** (0.533)	-2.552** (1.101)	-2.320*** (0.567)	-2.320*** (0.567)	-0.180* (0.0923)
인서울 4년제	82.95*** (21.62)	5.206*** (1.256)	-2.120 (1.310)	-2.133*** (0.768)	-2.133*** (0.768)	-0.151 (0.119)
전문계고	-195.6*** (20.01)	-3.369*** (0.496)	10.46*** (1.429)	3.585*** (0.687)	3.585*** (0.687)	0.881*** (0.107)
여성 더미	40.75*** (13.84)	0.764 (0.581)	0.562 (0.991)	2.502*** (0.473)	2.502*** (0.473)	-0.0529 (0.0823)
입학당시 나이	-10.68 (20.21)	-0.460 (0.406)	-1.513** (0.631)	-0.176 (0.468)	-0.176 (0.468)	-0.127* (0.0694)
형제자매 수	-23.78** (10.73)	-0.119 (0.381)	0.00394 (0.702)	-0.167 (0.398)	-0.167 (0.398)	-0.0362 (0.0565)
재수 여부	-21.57 (37.49)	1.147 (1.328)	1.580 (2.735)	-0.900 (1.339)	-0.900 (1.339)	0.354 (0.221)
가구소득	0.169*** (0.0493)	-0.000730 (0.00114)	-0.00285 (0.00174)	-0.000526 (0.00121)	-0.000526 (0.00121)	-0.000174 (0.000153)
부 교육연수	4.973* (2.981)	0.121 (0.121)	-0.103 (0.189)	-0.174 (0.116)	-0.174 (0.116)	-0.0156 (0.0167)
모 교육연수	7.388** (3.465)	0.0837 (0.137)	-0.301 (0.209)	-0.340*** (0.128)	-0.340*** (0.128)	-0.0260 (0.0192)
상수항		16.12 (9.962)	56.46*** (14.90)	19.42* (10.39)	19.42* (10.39)	8.596*** (1.724)
관측치 수	1,132	1,080	1,060	1,062	1,062	1,079

주: 1. 출신 고등학교 소재지 지역더미, 연도더미, 입학한 학과더미를 포함하였으나 보고는 생략하였음

2. 괄호 안의 숫자는 표준오차이며, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

3. 사교육비는 Tobit 분석 후 한계효과를 제시함

자료: 한국교육고용패널 1차 자료, 2005년~2015년.

〈표 8〉 대학입학유형이 고등학교 2학년 당시 교육투자 및 시간사용에 미친 영향- 2007년 코호트

	사교육비	공부시간	여가시간	TV시청 시간	컴퓨터 이용시간	일평균 수면시간
수시전형	-32.53*** (12.12)	-0.0677 (0.613)	0.859 (0.770)	0.472 (0.487)	0.472 (0.487)	0.0905 (0.0731)
4년제 대학	111.3*** (14.59)	2.754*** (0.649)	-2.660*** (0.917)	-2.448*** (0.607)	-2.448*** (0.607)	-0.254*** (0.0917)
인서울 4년제	63.50*** (23.49)	3.000** (1.235)	-3.653*** (1.098)	-1.975*** (0.711)	-1.975*** (0.711)	-0.234** (0.116)
전문계고	-187.3*** (17.14)	-4.573*** (0.604)	9.933*** (1.176)	4.023*** (0.775)	4.023*** (0.775)	0.692*** (0.108)
여성 더미	48.79*** (13.44)	-0.191 (0.677)	0.593 (0.828)	1.550*** (0.543)	1.550*** (0.543)	0.0670 (0.0780)
입학당시 나이	-11.46 (15.04)	-0.189 (1.186)	-0.0677 (0.665)	-0.306 (0.510)	-0.306 (0.510)	-0.0158 (0.139)
형제자매 수	-17.29* (9.799)	0.614 (0.431)	1.190* (0.718)	0.645 (0.401)	0.645 (0.401)	-0.0102 (0.0586)
재수 여부	-11.98 (40.32)	0.752 (1.634)	1.538 (2.316)	0.458 (1.408)	0.458 (1.408)	0.152 (0.197)
가구소득	0.167*** (0.0515)	0.00335* (0.00182)	0.00136 (0.00167)	-0.00308** (0.00129)	-0.00308** (0.00129)	-0.000372** (0.000164)
부 교육연수	8.531*** (3.185)	0.199 (0.130)	-0.0323 (0.172)	-0.125 (0.105)	-0.125 (0.105)	-0.0230 (0.0171)
모 교육연수	7.153* (3.756)	-0.252* (0.144)	-0.161 (0.215)	-0.0150 (0.121)	-0.0150 (0.121)	0.0226 (0.0183)
상수항		19.49 (26.32)	19.49 (15.48)	14.75 (12.09)	14.75 (12.09)	6.538** (2.985)
관측치 수	1,144	1,106	1,102	1,100	1,100	1,107

주: 1. 출신 고등학교 소재지 지역더미, 연도더미, 입학한 학과더미를 포함하였으나 보고는 생략하였음

2. 괄호 안의 숫자는 표준오차이며, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

3. 사교육비는 Tobit 분석 후 한계효과를 제시함

자료: 한국교육고용패널 1차 자료, 2005년~2015년.

〈표 9〉 대학입학유형이 고등학교 3학년 당시 교육투자 및 시간사용에 미친 영향- 2007년 코호트

	사교육비	공부시간	여가시간	TV시청 시간	컴퓨터 이용시간	일평균 수면시간
수시전형	-56.01*** (14.63)	-0.744 (0.857)	4.132*** (0.983)	1.673*** (0.436)	1.673*** (0.436)	0.309*** (0.0797)
4년제 대학	132.5*** (17.29)	3.310*** (0.871)	-6.311*** (1.235)	-2.421*** (0.587)	-2.421*** (0.587)	-0.261*** (0.0986)
인서울 4년제	62.39** (29.72)	3.698** (1.687)	-1.498 (1.395)	-2.142*** (0.591)	-2.142*** (0.591)	0.0127 (0.116)
전문계고	-182.8*** (21.89)	-8.537*** (0.685)	13.22*** (1.597)	4.160*** (0.807)	4.160*** (0.807)	0.837*** (0.119)
여성 더미	40.04** (17.09)	1.369 (0.955)	-1.472 (1.111)	0.844* (0.482)	0.844* (0.482)	-0.182** (0.0808)
입학당시 나이	-3.964 (14.91)	-1.400* (0.825)	-0.444 (0.654)	0.168 (0.344)	0.168 (0.344)	-0.0194 (0.126)
형제자매 수	-10.93 (11.89)	0.211 (0.626)	-1.137 (0.858)	-0.0329 (0.385)	-0.0329 (0.385)	0.0333 (0.0672)
재수 여부	17.40 (45.53)	4.335** (1.955)	5.306* (2.842)	1.227 (1.278)	1.227 (1.278)	-0.298 (0.230)
가구소득	0.174*** (0.0510)	0.00324* (0.00178)	-0.000744 (0.00188)	-0.00172** (0.000855)	-0.00172** (0.000855)	-0.000230 (0.000163)
부 교육연수	8.165** (3.510)	0.455*** (0.174)	-0.137 (0.219)	-0.158 (0.110)	-0.158 (0.110)	-0.0239 (0.0178)
모 교육연수	8.673* (4.763)	-0.494** (0.201)	-0.202 (0.246)	-0.0673 (0.121)	-0.0673 (0.121)	0.00747 (0.0189)
상수항		45.18** (20.59)	34.51** (15.28)	6.932 (8.414)	6.932 (8.414)	6.396** (2.568)
관측치 수	1,138	1,142	1,144	1,136	1,136	1,141

주: 1. 출신 고등학교 소재지 지역더미, 연도더미, 입학한 학과더미를 포함하였으나 보고는 생략하였음

2. 괄호 안의 숫자는 표준오차이며, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

3. 사교육비는 Tobit 분석 후 한계효과를 제시함

자료: 한국교육고용패널 1차 자료, 2005년~2015년.

〈표 10〉 대학입학유형이 고등학교 2학년 당시 교육투자 및 시간사용에 미친 영향- 2017년 코호트

	사교육비	공부시간	여가시간	운동시간	일평균 수면시간
수시전형	-56.20*** (12.33)	-0.458 (0.300)	1.793*** (0.468)	0.0808 (0.0897)	0.106*** (0.0379)
4년제 대학	131.7*** (16.10)	2.795*** (0.344)	-4.487*** (0.623)	-0.127 (0.117)	-0.231*** (0.0520)
인서울 4년제	26.33 (16.24)	2.738*** (0.446)	-3.614*** (0.546)	-0.183 (0.120)	-0.0860* (0.0456)
전문계고	-305.6*** (20.78)	-4.401*** (0.303)	7.251*** (0.711)	0.223* (0.131)	0.446*** (0.0614)
여성 더미	83.97*** (11.73)	1.271*** (0.296)	-1.466*** (0.456)	-1.297*** (0.0900)	-0.358*** (0.0387)
형제자매 수	-26.63*** (6.681)	-0.257* (0.146)	0.339 (0.250)	0.0890* (0.0456)	0.0347* (0.0200)
가구소득	0.135*** (0.0206)	0.000652 (0.000403)	-0.00133** (0.000666)	0.000236* (0.000127)	-0.000104* (5.37e-05)
부 교육연수	12.29*** (2.433)	0.153** (0.0617)	-0.175* (0.0968)	0.0277* (0.0167)	-0.0108 (0.00783)
모 교육연수	6.966*** (2.676)	0.124** (0.0624)	-0.319*** (0.0991)	-0.0227 (0.0194)	0.00140 (0.00808)
상수항		1.372 (1.680)	40.23*** (4.610)		6.237*** (0.260)
관측치 수	4,547	4,534	4,526	4,508	4,538

주: 1. 출신 고등학교 소재지 지역더미, 연도더미, 입학한 학과더미를 포함하였으나 보고는 생략하였음

2. 괄호 안의 숫자는 표준오차이며, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

3. 사교육비는 Tobit 분석 후 한계효과를 제시함

자료: 한국교육고용패널 1차 자료, 2016년~2019년.

**<표 11> 대학입학유형이 고등학교 3학년 당시 교육투자 및 시간사용에 미친 영향- 2017년 코호트**

	사교육비	공부시간	여가시간	운동시간	일평균 수면시간
수시전형	-64.84*** (16.20)	-1.588*** (0.428)	2.066*** (0.465)	0.190* (0.112)	0.0983** (0.0412)
4년제 대학	130.5*** (22.01)	3.902*** (0.465)	-4.234*** (0.617)	-0.258* (0.137)	-0.291*** (0.0517)
인서울 4년제	2.171 (20.33)	3.889*** (0.598)	-2.860*** (0.560)	-0.0234 (0.145)	-0.128*** (0.0469)
전문계고	-411.0*** (31.58)	-5.604*** (0.430)	6.627*** (0.719)	0.249* (0.149)	0.451*** (0.0579)
여성 더미	77.12*** (15.65)	1.234*** (0.405)	-2.238*** (0.463)	-1.528*** (0.109)	-0.323*** (0.0394)
형제자매 수	-27.28*** (9.037)	-0.200 (0.221)	0.582** (0.241)	0.0506 (0.0564)	0.0380* (0.0197)
가구소득	0.189*** (0.0287)	-0.000260 (0.000602)	0.000270 (0.000697)	0.000438** (0.000177)	0.000120* (6.99e-05)
부 교육연수	10.09*** (3.340)	0.374*** (0.0825)	-0.335*** (0.0968)	-0.0190 (0.0226)	-0.0211*** (0.00802)
모 교육연수	12.48*** (3.554)	0.169** (0.0850)	-0.130 (0.110)	0.0149 (0.0242)	-0.00903 (0.00881)
상수항		3.107* (1.791)	33.14*** (3.740)		6.881*** (0.449)
관측치 수	4,547	4,459	4,397	4,450	4,458

주: 1. 출신 고등학교 소재지 지역더미, 연도더미, 입학한 학과더미를 포함하였으나 보고는 생략하였음

2. 괄호 안의 숫자는 표준오차이며, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1.

3. 사교육비는 Tobit 분석 후 한계효과를 제시함

자료: 한국교육고용패널 2차 자료, 2016년~2019년.

## 2. 대학 별 차이

교육투자는 목표로 하는 대학이 어디인지에 따라 크게 달라질 수 있다. 아쉽게도 한국교육고용패널 자료의 표본 수나 입학 대학에 대한 정보가 충분하지 않기 때문에 대학별 자료까지 얻을 수는 없다. 따라서 여기서는 다소 성긴 구분이기는 하지만 서울 소재 4년제 대학과 그 외의 대학으로 나누어 두 집단의 차이를 살펴보고자 한다.

<표 12>와 <표 13>은 각각 2007년과 2017년 코호트에 대해 서울 소재 4년제 대학과 그 외

의 대학으로 나누어 입학전형 집단별 교육투자와 개인특성 및 가구 환경 변수들의 기초통계를 제시하고 있다.

먼저 2007년 코호트를 살펴보면 서울 소재 4년제 대학으로만 표본을 한정할 경우 정시 입학생 집단과 수시 입학생 집단 간 차이는 상당 부분 사라지는 것을 확인할 수 있다. 가구소득과 부모의 학력 면에서도 두 집단 간 차이는 서울 소재 4년제 대학 입학생들 사이에서는 거의 찾을 수 없다. 즉, 앞서 살펴본 정시 입학생과 수시 입학생 간 교육투자 양상의 차이 중 대부분은 서울 소재 4년제 대학 외의 대학교에 입학한 학생들에게서 나오는 것이라 유추할 수 있다. 그렇다면 학생들과 학부모들이 선호하는 서울 소재 4년제 대학의 입학을 목표로 하는 집단의 경우에는 수시와 정시라는 구분이 교육투자의 강도라는 면에서는 큰 차이를 주지 않는다고 해석할 수 있을 것이다.

한편, 2017년 코호트에서는 서울 소재 4년제 대학 입학생들과 그 외 대학 입학생들 사이에서 모두 수시입학 집단이 사교육이라는 측면에서는 교육투자를 덜 하고 있음이 확인된다. 반면, 서울 소재 4년제 대학생들의 경우 정시 입학생보다 수시입학 집단의 학습시간이 더 길며, 그 외 대학에서는 정시 입학생의 학습시간이 월등히 긴 것을 알 수 있다.

이상의 결과는 10년의 시간과 입학제도의 차이가 교육투자 양상에 큰 변화를 낳았음을 볼 수 있다. 또한, 사교육이 줄고 자기 학습시간이 늘어나는 것을 바람직한 방향이라고 본다면 수시의 긍정적인 역할이 있었다고 해석할 수 있을 것이다.

2017년 코호트에서 가구소득과 부모 학력 등 가정환경의 경우는 서울 소재 4년제 대학에서는 큰 차이를 보이지 않지만, 그 외 대학에서는 정시 입학생 쪽이 더 높다는 사실도 확인된다. 서울 소재 4년제 대학이 학생들에게 선호되는 대학이라고 한다면, 선호되는 대학에 들어가기 위한 투자에서는 정시와 수시 집단 간 큰 차이가 보이지 않지만 선호도가 떨어지는 대학에서는 수시 집단이 투자를 훨씬 덜 하고 있음이 나타난다.

〈표 12〉 대학입학유형 및 서울 소재 4년제 대학 재학여부에 따른 기초통계량- 2007년 코호트

	서울 소재 4년제 대학		서울 소재 4년제 이외 대학	
	정시전형	수시전형	정시전형	수시전형
연평균 사교육비 (만원)	576.3 (538.4)	547.5 (458.2)	308.7 (337.3)	146.2 (226.1)
일주일 평균 혼자서 공부한 시간	21.63 (12.74)	22.18 (15.22)	14.54 (10.83)	9.295 (8.891)
일주일 평균 여가시간	27.31 (12.75)	29.25 (10.45)	32.32 (13.05)	39.44 (15.71)
일주일 평균 TV시청시간	8.936 (6.435)	10.76 (5.953)	13.58 (7.360)	16.78 (8.475)
일주일 평균 컴퓨터 이용시간	9.540 (6.431)	11.29 (7.020)	13.79 (7.283)	16.96 (8.578)
일평균 수면시간	7.137 (1.265)	7.682 (1.198)	7.621 (1.420)	8.123 (1.517)
특성화고 졸업비율	7.2%	10.0%	8.9%	31.2%
재수비율	37.1%	22.0%	12.5%	7.4%
가구소득 (백만원)	467.0 (379.7)	464.6 (392.9)	335.3 (188.4)	292.0 (148.0)
부 교육연수	14.53 (2.828)	13.83 (3.030)	12.93 (2.739)	11.99 (2.802)
모 교육연수	13.15 (2.952)	12.82 (2.804)	11.95 (2.507)	11.31 (2.390)
서울 소재 고등학교 졸업비율	35.1%	42.0%	17.4%	7.9%
관측치 수	97	50	564	591

주: 괄호 안의 숫자는 표준편차를 의미함.  
 자료: 한국교육고용패널 1차 자료, 2005년~2015년.

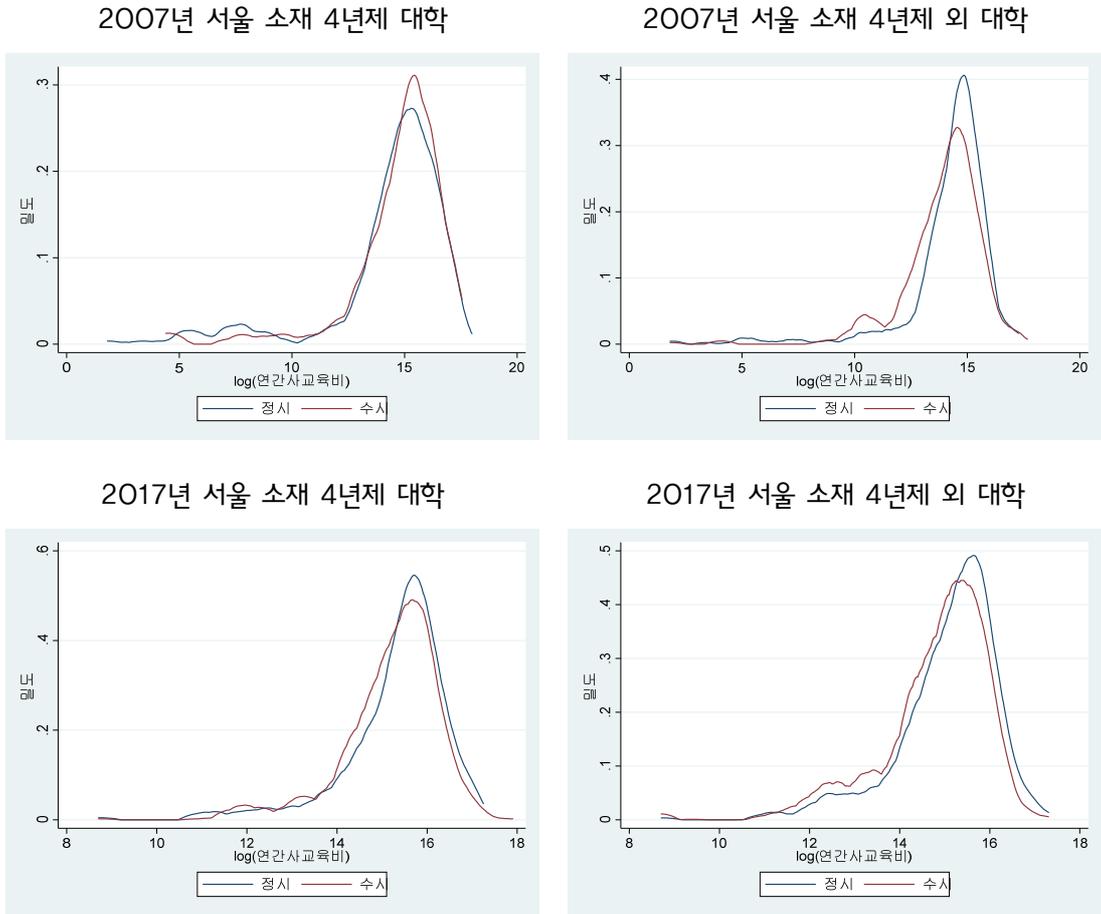
〈표 13〉 대학입학유형 및 서울 소재 4년제 대학 재학여부에 따른 기초통계량 - 2017년 코호트

	서울 소재 4년제 대학		서울 소재 4년제 이외 대학	
	정시전형	수시전형	정시전형	수시전형
연평균 사교육비 (만원)	627.0 (587.9)	553.6 (554.4)	465.9 (467.3)	320.4 (370.3)
일주일 평균 혼자서 공부한 시간	14.42 (9.069)	16.94 (10.75)	12.26 (8.875)	9.977 (8.362)
일주일 평균 여가시간	19.73 (10.37)	20.42 (9.353)	23.68 (10.98)	27.13 (11.61)
일주일 평균 운동시간	2.396 (3.994)	2.351 (3.634)	2.353 (3.139)	2.572 (3.185)
일평균 수면시간	5.886 (0.966)	5.801 (0.913)	5.957 (1.085)	6.172 (1.134)
특성화고 졸업비율	5.4%	4.8%	9.5%	17.9%
가구소득 (백만원)	698.1 (381.9)	673.8 (371.1)	594.1 (310.1)	556.3 (309.9)
부 교육연수	15.09 (2.585)	15.12 (2.417)	14.07 (2.543)	13.60 (2.545)
모 교육연수	14.58 (2.016)	14.32 (2.263)	13.59 (2.375)	13.10 (2.441)
서울 소재 고등학교 졸업비율	32.7%	24.2%	13.3%	7.8%
관측치 수	223	590	956	2,637

주: 괄호 안의 숫자는 표준편차를 의미함.  
 자료: 한국교육고용패널 2차 자료, 2016년~2019년.

마지막으로 사교육비 지출의 분포에 대해 수시입학 집단과 정시입학 집단 사이의 차이가 대학 소재지 별로 어떻게 다른지를 살펴보자. 2007년 코호트의 경우 서울 소재 4년제 대학 입학생과 그 외 대학 입학생의 사교육비 지출액 분포는 큰 차이를 보인다. 수도권 4년제 입학생들만으로 한정해 보면 수시입학 집단이 오히려 더 많은 사교육비를 지출하는 경향이 있다. 하지만 그 외 대학의 경우는 정시입학 집단이 월등히 더 많은 사교육비 지출을 하고 있다.

반면 2017년 코호트에 오면 서울 소재 4년제 대학과 그 외 대학 모두 정시입학 집단 쪽이 더 많은 사교육비 지출을 하고 있다. 수시입학 집단 일부가 극도로 많은 사교육비 지출을 하고 있다는 증거도 찾을 수 없다.



[그림 2] 사교육비 지출액의 코호트별 입학전형 별, 대학 별 차이

### 3. 입학 이후 차이

그렇다면 이렇게 다른 경로로 대학에 들어간 학생들이 대학 입학한 이후에는 어떤 방식으로 교육에 대한 투자를 하고 있으며 어떤 결과를 얻고 있을까? <표 13>은 2007년 코호트에 대하여 사교육 비용, 전공교육 및 공무원 시험 공부시간, 자격증 취득 등의 투입과 학점으로 대변되는 성과 측면에서 정시와 수시 양 집단을 비교하고 있다. <표 13>을 살펴보면 대학진학 이후에 수시 집단과 정시 집단 사이에는 거의 차이가 없음을 알 수 있다. 대학입학 이후의 전공 학습시간에서 양 집단 간의 차이는 거의 보이지 않으며 학점 면에서도 마찬가지다. 이러한 현상은 서울 소재 4년제 대학과 그 외 대학에서 일관되게 나타나고 있다. 대학입학전형이 다르다고 하더라도 대학 생활에 적응하고, 성과를 내는 데 아무런 차이가 없다고 해석할 수 있다.

〈표 14〉 대학입학전형 및 서울 4년제 대학 재학 여부에 따른 기초통계량

(단위:만원, 시간, %)

	서울 4년제 대학 이외 재학		서울 4년제 대학 재학	
	정시전형	수시전형	정시전형	수시전형
월평균 전공 사교육비용1)	21.64 (13.17)	21.90 (14.59)	20.81 (22.11)	22.94 (14.07)
주간 전공 공부시간1)	11.08 (12.69)	11.48 (14.74)	14.39 (13.28)	15.09 (14.10)
일평균 공무원 수업시간2)	4.81 (2.52)	4.98 (2.67)	4.15 (1.34)	4.04 (0.84)
주간 공무원 공부시간2)	14.79 (15.86)	11.81 (15.29)	28.18 (17.32)	17.05 (13.85)
공무원 비용2)	66.29 (69.12)	60.18 (97.61)	156.85 (194.07)	47.15 (48.04)
학기당 장학금	51.20 (70.04)	45.05 (73.10)	85.53 (103.8)	109.9 (142.0)
등록금	330.4 (114.4)	340.8 (124.5)	383.6 (80.74)	390.5 (87.96)
휴학비율	56.6%	45.1%	74.4%	57.1%
대학원 진학의사 비율	22.0%	11.2%	33.4%	35.9%
해외유학 의사 비율	18.4%	14.7%	30.3%	27.7%
월간 독서량	1.278 (1.328)	1.351 (2.780)	1.699 (1.793)	1.410 (1.248)
동아리 및 동호회 활동	25.7%	20.1%	34.3%	36.0%
자원봉사 참여	21.1%	17.8%	39.8%	44.2%
공무원시험	12.5%	6.3%	11.8%	10.9%
자격증 취득비율	41.8%	43.2%	33.2%	40.1%
해외연수 및 어학연수	11.4%	6.7%	21.3%	17.7%
담배피우는지	24.4%	30.3%	18.5%	15.6%
음주 빈도	3.035 (0.842)	3.115 (0.893)	2.984 (0.893)	3.179 (0.766)
학점 (100점 만점)	78.71 (10.89)	77.02 (12.93)	78.91 (10.43)	80.71 (9.953)
근로비율	69.4%	63.6%	75.4%	67.3%
편입비율	19.3%	15.3%	15.6%	18.4%
관측치 수	607	884	211	147

주: 괄호 안의 숫자는 표준편차를 의미함.

1) 주간 전공 공부시간을 응답한 660명을 대상으로 기초통계량을 구하였음

2) 공무원 시험을 준비한다고 응답한 210명을 대상으로 기초통계량을 구하였음

자료: 한국교육고용패널 1차 자료, 2005년~2015년.

## IV. 결론

우리나라에서 대학입시 관련 주제는 항상 많은 이들의 관심 대상이다. 특히 공정성과 형평성은 수많은 수험생과 학부모가 중요하게 생각하는 요소 중 하나이다. 공정성을 당연히 추구해야 할 가치이나 지나치게 공평성과 형평성만을 강조할 경우 자칫하면 극단적인 선택을 할 위험이 있다. 즉, 수학능력시험 도입과 수시전형 도입 이전으로 돌아갈 우려가 있는 것이다. 본 연구는 대학입학 전형의 공정성과 함께 고려해야 할 중요한 사항으로 고등학교 시절의 교육투자 행태가 입학전형별로 차이를 보이는지 살펴보았다.

분석결과를 요약하면 수시전형으로 대학에 입학한 학생들이 연평균 사교육비와 일주일 평균 혼자서 공부한 시간이 정시전형으로 대학에 입학한 학생들보다 낮았다. 또한 수시전형으로 대학에 입학한 학생들이 TV 시청, 컴퓨터 이용 등과 같은 여가시간과 수면시간이 더 긴 것으로 나타났다. 즉, 유사한 대학에 진학한 학생이라고 하더라도 수시전형으로 대학에 입학한 학생들이 정시전형으로 대학에 입학한 학생들보다 대학진학을 위한 투자를 적게 하는 경향이 있었다. 게다가 2007년 당시 고등학교 3학년 학생들 (2007년 코호트)과 2017년 당시 고등학교 3학년이었던 학생들 (2017년 코호트)을 비교하면, 수시 입학생들이 더 적은 비용과 시간을 투자하는 경향은 시간이 흐르면서 강화되었다. 유사한 환경에서 유사한 수준의 대학에 입학한 경우, 수시입학 집단의 사교육비 금액이 더 적었으며, 수시입학 집단의 여가시간과 수면시간이 더 길었다. 늘어난 여가시간 대부분은 TV시청과 컴퓨터 이용으로 보내고 있었다. 이러한 결과는 대학입학 제도가 교육투자의 양태를 바꿀 가능성을 보여주며, 나아가 필요한 인적자본투자를 효율적으로 이루어지도록 유도할 가능성도 있음을 보여준다.

이와 반대로 서로 다른 경로를 통해 입학한 집단들 간에 대학입학 후 큰 차이를 보이지 않는다는 점도 확인할 수 있었는데, 특정 집단의 대학 생활 적응이 크게 잘못되지 않은 이상 몇 가지 입학전형을 유지하는 것은 큰 문제가 없으리라고 판단된다. 그렇다면 인적자본 축적이라는 측면에서 볼 때 향후 입시제도의 개선을 위한 논의에서 특정 전형을 배제하기 위해 실증적 근거가 마련되지 않은 논쟁을 벌이기보다는 서로 다른 입학전형을 통해 입학한 학생들의 대학 생활이 미래를 위해 더 적절한 인적자본 투자로 이어질 수 있는 방안들을 찾는 노력이 더 필요할 것이다.

물론 현 단계의 분석에는 많은 한계가 있다. 분석에 이용한 자료가 패널 자료임에도 불구하고 관측치 수도 적고 결측치도 많아 충분한 표본을 확보하지 못한 것은 아쉬움으로 남는다. 이렇게 충분한 표본을 확보하지 못했기 때문에 수시 내에 존재하는 논술과 학생부 종합전형, 기회 균등전형 등 서로 다른 다양한 전형 별 차이는 검토할 수 없었다. 이에 더하여 입학한 대학에 대한 정보도 한계가 있었기 때문에 목표한 대학에 따른 교육투자의 차이에 대한 분석도 충분히 진행할 수 없었다.

이러한 한계점들에도 불구하고 평균적으로는 수시입학 집단 쪽이 적은 투자를 하고 있다는 실증적 사실은 어느 정도 설득력 있게 보였다고 판단된다. 만약 고등학교 교육에서 과도한 선

별로 인한 심각한 중복투자 및 과잉투자가 이루어지고 있다면, 수시전형이 중복투자를 막을 수 있다는 면에서는 바람직한 측면이 있다고 해석할 수 있다. 하지만 수시전형 집단의 인적자본 투자가 더 바람직하다고 볼 수 있다는 규범적인 해석을 내리기는 어려운 것이 사실이다. 줄어든 학습시간이 여가시간과 수면시간으로 대체되지만 구체적으로 어떤 활동으로 이어지는지, 그리고 늘어난 수면시간이 더 건강한 삶으로 이어지는지는 아직 확인되지 않았기 때문이다.

아직 초기 단계의 시도일 뿐이지만 여러 한계점에도 불구하고 본 연구는 전국단위 자료를 이용하여 입학제도에 사교육비와 자습시간으로 본 교육투자 행태가 달라질 수 있다는 면을 보여주었다는 점에서 의미를 갖는다. 하지만 입시가 교육의 모든 것은 아니고 인적자본 투자의 최종결과는 아니기 때문에, 앞으로 이런 다른 투자 양상이 대학에서도 이어질지 그리고 노동시장에서의 성과 차이로 이어질지는 좀 더 긴 시계를 가지고 살펴보아야 할 것이다.

## ❖ 참고문헌 ❖

- 강태중·송혜정·김진경 (2012), 「'사교육'에 대한 입학사정관 전형의 영향 분석」, 『아시아교육연구』, 제13권 제4호, pp. 1-34.
- 김영식·이은정·주현준 (2019), 「랜덤 포레스트를 활용한 대학 수시 전형 선택 관련 예측 요인 탐색」, 『교육과학연구』, pp. 233-255.
- 류영철 (2016), 「대입전형에서의 사교육 영향평가 연구: C대학을 중심으로」, 『입법과 정책』, 제8권 제2호, pp. 399-425.
- 박여진·공자원·박은아 (2012), 「사교육 유발요인과 입시정책과의 관계 연구 - 경희대학교 재학생을 대상으로 -」, 『입학전형연구』, 제1권, pp. 235-261.
- 이수정 (2011), 「대입제도의 변화가 사교육비 지출에 미친 영향 분석」, 『교육재정경제연구』, 제20권 제1호, pp. 127-147.
- 이수정·조원기 (2014), 「대입전형에서 학생부 대신 반영 강화 정책과 고교생의 사교육비 지출간의 관련성 분석」, 『직업능력개발연구』, 제27권 제3호, pp. 125-150.
- 이필남 (2011), 「대학 입학사정관전형 지원 계획과 사교육 수요 관계 분석」, 『교육재정경제연구』, 제20권 제4호, pp. 125-151.
- 조형정·윤지영·김기덕 (2013), 「입학사정관 전형 대학입시와 사교육의 관계에 관한 연구: 천안, 아산 지역을 중심으로」, 『순천향 인문과학논총』, 제32권 제2호, pp. 129-164.
- 지은림·김경숙·차정민·정연재 (2014), 「전형유형별 사교육 요인 탐색」, 『입학전형연구』, 제3권, pp. 111-128.
- 채창균·유한구·류지영·이수정·장석환 (2009), 『대입정책의 변화가 사교육비 지출에 미치는 영향』, 2009년 정책연구개발사업 연구보고서, 교육과학기술부.

## 청소년기 대인관계와 성인기의 사회적 신뢰도 간의 관계 연구

민숙원<sup>1)</sup> · 이세웅<sup>2)</sup>

### 요약

본 연구에서는 청소년기 대인관계(또래 관계, 교사와의 관계, 부모와의 관계)가 대학 시절의 대인관계로 연결되는지 실증적으로 알아보았으며, 청소년기 대인관계가 성인기의 사회적 적응에 기반이 되는 사회적 신뢰도와 연결되는지 역시 검증하였다. 연구 분석을 위해서는 한국교육고용패널(KEEP)의 1차부터 12차년도 of 고등학교 3학년과 중학교 3학년 코호트 자료가 활용되었으며, 코호트 고정효과모형이 사용되었다.

연구 결과, 청소년기에 교사와의 관계가 좋은 학생들이 대학 시절의 대인관계도 좋은 경향을 보였다. 또한 청소년기에 또래와의 우호적인 관계를 형성한 학생일수록 대학 시절의 대인관계 역시 좋은 것으로 나타났으며, 청소년기의 부모와의 관계도 대학 시절의 대인관계를 예측하는 유의미한 요인인 것으로 나타났다. 청소년기 대인관계가 성인기 사회적 신뢰도에 미치는 영향 분석의 경우, 대학 시절의 대인관계를 포함하여 개인의 특성, 가정 배경 및 교육적 배경 등 다양한 요인들을 통제했을 때 청소년기 시절의 교사와의 관계와 부모와의 관계가 성인기 사회적 신뢰수준을 예측하는 유의미한 요인인 것으로 나타났다.

[주제어] 대인관계, 사회적 신뢰도, 한국교육고용패널조사(KEEP)

## I. 서론

많은 연구에서는 대인관계가 인간의 삶에 중요한 영향을 끼친다는 점을 강조해왔다(Larson, Whitton, Hauser, & Allen, 2007). Sullivan(1953)의 대인관계이론(Interpersonal Theory)에 따르면 인간에게는 관계 형성 욕구가 있으며, 성장 단계별로 다양한 사람들과 인간 관계를 형성하면서 사회적 인간으로서의 모습을 형성해나간다(Sullivan, 1953; 강동훈, 2015에서 재인용). 어린 시절 부정적인 대인관계의 경험은 성장하면서 우울, 낮은 자존감, 심리적 부적응, 대인기피 등 개인의 삶에 다양한 부정적 영향을 미친다(하영희, 김경연, 2003). 따라서 인간관계가 점차 확장되어 가는 청소년기 시기에 긍정적인 대인관계 경험을 통해서 심리적 안정과 자아존중감, 타인에 대한 신뢰감 등을 형성시켜 나가는 것이 중요하다(김한솔 외, 2019) 청소년기에는 가치관 형성에 주변 사람들의 영향을 많이 받을 뿐만 아니라 대인관계가 개인의 성격 형성에 많은 역할을 하는 것으로 알려져있다(정소라, 정석진, 2017). 특히 또래와의 관계를 통해서 자신과 다른 배경이나 성격의 사람들과 소통하고 관계를 형성하는 방법을 학습하게 된다. 또한 학교에서 장시간을 보내는 만큼 청소년들에게 있어서 교사와의 관계는 또래관계 만큼이나 대

1) 한국직업능력개발원 부연구위원

2) 미주리대학교 교육학과 조교수

인관계의 큰 비중을 차지하며, 가정에서는 부모와의 관계 형성이 중요시 된다(송진영, 2016; 하영희, 2004).

부정적인 대인관계의 영향은 사회적 부적응자를 양산시킬 수 있다는 점에서 단순히 개인의 삶뿐만 아니라 사회적 차원에서도 접근해볼 필요가 있다. 사회 발전을 위해 경제적 성과와 개인의 인적 자원에 집중하였던 과거와는 달리 현대 사회에서는 안정된 사회 풍토와 긍정적 사회 분위기를 형성하기 위해 구성원 간 신뢰와 네트워크를 강조하는 사회적 자본(Social Capital)에 대한 관심이 점차 높아지고 있다. 사회적 자본의 형성에 있어서 개인들의 사회에 대한 신뢰는 중요한 구성요소로 인식되고 있으며, 사회 구성원들이 사회에 대한 신뢰가 높은 경우 사람들끼리의 유대관계가 긴밀하고, 긍정적인 사회 분위기를 기대할 수 있다. 그리고 사회적 신뢰도가 높은 사회는 구성원들의 공동체 의식 및 연대의식이 높으며, 행복도 및 삶의 만족도도 높은 경향이 있는 것으로 알려져있다(김동현, 전희정, 2018; 문상석, 2017).

사회적 신뢰가 어떻게 형성되는가에 대한 관심이 많아지면서 이에 대한 연구도 활발해지고 있다. 기존 연구를 보면 결과론적인 측면에서 사회 구성원들의 사회 신뢰도를 측정하기 위한 지표 개발의 노력이 존재하지만, 장기적인 차원에서 사회적 신뢰를 형성하는 요인들에 대한 논의는 상대적으로 많이 이루어지지 않았다. 그리고 사회적 신뢰에 있어서 사회 제도나 정치에 대한 신뢰도를 측정하는데 많은 관심을 두었으나, 타인에 대한 신뢰 정도에 대해서는 덜 주목한 경향이 있다. 본 연구에서는 청소년기 대인관계가 향후의 대인관계를 설명하는 유의미한 요인인지 알아보기 위해서 청소년기 대인관계와 대학시절의 대인관계와의 관련성을 실증적으로 알아보았다. 또한 청소년기 대인관계가 성인기의 사회적 적응에 기반이 되는 사회적 신뢰도와 연결되는지 역시 검증하였다. 분석에는 청소년기 교사, 부모, 또래와의 관계에서부터 대학시절의 대인관계는 물론 성인기의 일자리 및 생활 전반, 사회에 대한 인식 등을 종합적으로 알아볼 수 있는 한국교육고용패널 I의 1차부터 12차년도 데이터가 활용되었다.

## II. 선행연구 검토

### 1. 사회적 신뢰도

사회적 신뢰도는 사회적 자본(Social capital)을 구성하는 요소로 자주 언급된다. 사회적 신뢰도에 대한 정의는 학자마다 다양하다. 후쿠야마(1996)는 신뢰를 “어떤 공동체의 구성원들이 보편적인 규범에 기초하여 규칙적이고 정직하게 그리고 협동적인 행동을 할 것으로 기대하는 것”이라고 정의하였다(후쿠야마, 1996; 엄모섭, 2007:11에서 재인용). 그리고 박종민과 김왕식(2006)은 사회 신뢰를 “사회의 구성원들이 동료 시민들에 대해 갖는 집합적 태도”라고 정의하였다(박종민, 김왕식, 2006: 152). 즉 자신이 아는 대상에 대한 신뢰는 물론 잘 모르는 타인에게까지 확장된 범위의 신뢰감을 뜻한다.

어떤 사람이 사회적 신뢰도가 높은가에 대한 질문에 응답하기 위해 개인의 사회적 신뢰에 영향을 주는 요인에 대해 살펴본 여러 선행 연구가 존재한다. 기존 연구에서는 개인의 사회적 신뢰 생성에 영향을 주는 요인을 크게 제도적 차원과 개인 및 사회관계적 요인으로 구분하였다(박병진, 2007). 특히 여러 연구에서 사회적 신뢰와 사회 제도와의 관련성에 집중하였다. 예를 들어, Levi(1996)의 연구에 따르면 사회적 신뢰는 정치나 정부 제도에 크게 영향을 받는다. 우리나라 맥락에서 살펴본 박종민과 김왕식(2006)의 연구에서도 사회적 신뢰 형성에 시민사회의 역할과 국가 제도의 역할이 중요하며, 특히 국가 제도가 사회신뢰 형성에 미치는 영향이 상대적으로 더 중요한 것으로 나타났다.

개인 및 사회관계적 요인과 사회적 신뢰 간의 관계를 살펴본 연구도 다수 존재한다. Putnam(2000)의 연구에 따르면 시민적 연대나 사회 참여율이 사회적 신뢰도와 긴밀하게 연계되어 있다. 청년층의 사회적 자본 형성과 연관된 요인에 대해서 알아본 김영식 외(2018)의 연구에서는 개인 특성, 교육 관련 경험, 경제 상황 등과 사회적 신뢰와의 유의미한 관계를 밝혀냈다. 구체적으로 살펴보면 혼인 여부, 개인 및 부모의 교육 수준, 자산 수준 등이 개인이 사회적 신뢰 수준을 예측하는 요인인 것으로 나타났다. 사회적 신뢰 형성 과정에 집중한 김우철(2014)의 연구에 따르면 개인의 교육 수준과 사회적 신뢰 간의 상관 관계가 높은 것으로 나타났다.

사회적 신뢰와 연결된 다양한 요인을 살펴본 기존 연구가 존재함에도 불구하고, 장기적으로 사회적 신뢰에 영향 주는 요인에 대한 연구는 많지 않다. 본 연구에서는 이러한 한계를 보완하기 위하여 청소년기의 개인 특성 중에서 특히 청소년 시기의 대인관계 양상이 성인기 단계에서의 사회적 신뢰 수준과 어떤 연관성을 가지는지 밝히고자 한다.

## 2. 청소년기의 대인관계

청소년기의 대인관계의 중요성과 이의 장기적 효과에 대한 다양한 연구가 존재한다. 청소년기에는 개인의 생활 반경이 확장되면서 가족뿐만 아니라 학교, 지역 사회 등에서 다양한 인간 관계를 형성하고 많은 이들과 의사소통하면서 자아를 확립해나가는 중요한 시기이다(송진영, 2016). 기존 연구에서는 청소년기 대인관계를 주로 또래와의 관계, 교사와의 관계, 부모와의 관계로 나누어서 살펴보고 있다. 부모와의 관계의 경우 개인의 가치관 형성이나 정서적 발달과 밀접한 관계가 있기 때문에 많은 연구가 그 관계성을 주목해 왔으며, 또래 및 교사와의 관계의 경우 청소년들이 학교에서 주된 시간을 보내는 만큼 대인관계에서 그들이 차지하는 비중이 막대하기 때문에 주요 관심 대상이 되어왔다.

무엇보다도 청소년기의 또래관계 중요성을 강조한 연구들이 많이 존재한다. 청소년기에는 다양한 배경이나 성격의 친구들과 교제하며 친밀감을 형성하기도 하고 갈등 상황을 맞이하기도 한다. 청소년기 또래관계에 있어서 부적응을 경험한 경우 일탈행동을 겪거나 낮은 자기존중감으로 인해 장기적인 측면에서도 개인의 삶에 많은 부정적인 경험과 상관성이 높은 것으로

알려져 있다(김용석, 외, 2019; 조춘범, 2017). 청소년기에는 또래와의 관계만큼이나 교사와의 관계도 중요하다. 교사는 청소년들이 가장 많은 시간을 보내는 학교생활 속에서 자주 접하게 되는 대표적인 성인이며 교사를 통해 학업적인 도움뿐만 아니라 가치관 형성에 도움을 받기 때문에 이들과의 성공적인 관계 형성 경험이 향후 다른 대인관계를 맺는 기반이 될 수 있다(김진구, 신희영, 2018).

유사하게, 부모와 관계 역시 개인의 성격 형성과 사회성 형성에 기여하는 중요한 요인으로 알려져 있다. 부모와 우호적인 관계를 형성하는 사람일수록 우울감이 덜하며 자아존중감이 높은 경향이 있다(송진영, 2016; 하영희, 2004). 또한 부모와 관계가 좋은 사람일수록 심적으로 안정되며, 긍정적인 삶의 경험을 하는 경향이 있다고 기존 연구는 주장한다. 하영희(2004)에 따르면 부모와의 갈등을 경험하거나 건강한 애착관계가 형성되지 못한 경우, 청소년기에 우울이나 문제 행동을 경험할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 사회화 과정에 있어서 부모와 자녀 간의 상호작용은 자녀의 성격이나 행동 형성에 많은 영향을 미치며, 부모-자녀와의 관계가 자녀의 사회에서의 상호작용을 예측하는데 중요한 요인이 된다(하영희, 2004).

본 연구에서는 사회의 다른 구성원에 대한 일반적 신뢰 정도가 청소년기 대인관계와 어떠한 관련성을 가지는지 살펴보았으며, 이를 위해 대학 시절의 대인관계 등 다양한 요인들을 통제하여 연구 문제를 살펴보았다. 선행연구 검토를 통해 도출한 본 연구의 구체적인 연구 문제는 다음과 같다.

첫째, 청소년기의 대인관계는 대학 시절의 대인관계와 연관성이 있는가?

둘째, 청소년기의 대인관계는 성인기의 사회에 대한 신뢰 수준과 유의미한 관계가 있는가?

### Ⅲ. 연구방법

#### 1. 분석 자료 및 대상

본 연구는 청소년기 대인관계와 성인기의 사회적 신뢰도 간의 관계를 알아보기 위해 한국직업능력개발원에서 제공하는 한국교육고용패널 I (Korean Education and Employment Panel I: KEEP I)의 1차년도~12차까지의 고등학교 3학년과 중학교 3학년 코호트 자료를 활용하였다. 연구의 분석 대상은 KEEP의 고등학교 3학년 코호트(일반계 고등학교, 전문계 고등학교 포함)와 중학교 3학년 코호트를 합친 6,000명이다. 연구대상자의 성별을 살펴보면 남성이 약 54%이며, 여성이 46%로 남성의 비율이 더 높았다. 학생의 최종 학력을 살펴보면 학부 졸업생이 가장 큰 비중을 차지하고 있으며, 전공 계열은 공학, 자연, 의약 계열이 전체의 약 27%로 가장 많았다. 취업 여부에 응답한 사람 중 약 79%는 취업자인 것으로 나타났고, 미혼과 기혼의 비율은 거의 비슷한 것으로 나타났다. 연구대상자의 주요 특성은 <표 1>에 제시되어있다.

〈표 1〉 연구대상자의 주요 특성

구분		전체 연구대상		
		빈도	%	누적%
코호트	일반계 고3	2,000	33.33	33.33
	중학교 3	2,000	33.33	66.67
	전문계 고3	2,000	33.33	100.0
성별	남자	3,218	53.63	53.63
	여자	2,782	46.37	100.0
학생의 최종학력	고졸 이하	412	5.84	5.84
	학사 졸업	1,663	23.56	29.39
	석사 이상	163	2.31	31.70
	결측치	4,826	68.30	100.0
전공계열	인문사회 계열	1,182	19.70	19.70
	교육계열	183	3.05	22.75
	공학, 자연, 의약계열	1,630	27.17	49.92
	예체능 계열	449	7.48	57.40
	결측치	2,556	42.60	100.0
취업 여부	취업	1,763	24.97	6.73
	미취업	475	6.73	31.70
	결측치	4,822	68.30	100.0
혼인 여부	기혼	1,085	15.37	15.37
	미혼	1,153	16.33	31.70
	결측치	4,822	68.30	100.0
합 계		6,000	100.0	100.0

## 2. 변수 설명

### 1) 종속변수

본 연구의 종속변수로는 대학 시절의 대인관계 수준과 성인기의 사회적 신뢰도가 사용되었다. 대학 시절 대인관계 변수는 5차년도 데이터에서 대인관계를 묻는 5점 척도 문항 3개를 사용하여 하나의 문항을 생성하였다. 사회적 신뢰도 변수는 한국교육고용패널(KEEP) 12차년도의 학생 데이터에서 '사람들은 신뢰할 만하다고 생각하는가'에 대해서 4점 척도로 응답한 값을 사용하였다.

### 2) 독립변수

본 연구의 주요 설명변수는 청소년기 대인관계를 측정하는 청소년기 또래관계, 부모와의 관계, 교사와의 관계 변수이다. 청소년기 또래관계는 1차년도 학생 및 교사 데이터에서 학생의



교우 관계를 묻는 문항 2개를 사용하여 하나의 문항을 생성하였다. 청소년기 부모와의 관계는 1차년도 학생 데이터에서 학생과 부모와의 관계를 묻는 5점 척도 문항 7개를 사용하여 하나의 문항을 생성하였다. 청소년기 교사와의 관계는 1차년도 학생 데이터에서 응답자가 교사와의 관계에 대해서 응답한 4가지 문항을 합하여 하나의 변수로 생성하였다. 1차년도 학생 데이터에서 교사와의 관계를 묻는 문항 4개를 사용하여 하나의 문항을 생성하였다.

그리고 나머지 설명 변수는 개인의 특성을 측정하는 변수와 대학 관련 변수, 일자리나 가구 관련 변수로 나누어서 설정하였다. 우선, 성별 변수의 경우 여성의 경우 1, 남성의 경우 0으로 코딩하였다. 부모의 월소득의 경우는 1차년도 가구 조사에서 수집된 가구의 월소득 정보를 로그로 환산한 정보를 사용하였다. 그리고 중학교 3학년 및 고등학교 3학년 코호트의 연령을 통제하기 위하여 코호트 정보를 연구 모형에 반영하였다(고등학교 3학년 코호트=1, 중학교 코호트=0). 부모의 교육수준 변수는 1차년도 가구데이터의 부모 교육 연한을 합산한 후 평균값을 산출하여 사용하였다. 그리고 고등학교 계열 변수는 문과의 경우 1, 이과의 경우 0으로 코딩하였다. 출신 대학 유형은 준거집단을 4년제 일반대학으로 설정하고 전문대학 변수와 대학원 변수를 더미변수로 각각 코딩하였다. 그리고 대학의 전공 변수는 최종 학력 기관 정보를 바탕으로 교육계열, 공학, 자연, 의약계열, 예체능계열 변수를 더미로 코딩하였으며, 이 때 인문사회계열을 준거집단으로 설정하였다. 대학의 소재지의 경우 최종 졸업한 대학이 수도권 지역인 경우 1, 비수도권 지역인 경우는 0으로 설정하였다. 본인의 월소득 변수의 경우 12차년도 학생 데이터의 월소득 응답값을 로그로 변환하여 변수로 생성하였다. 취업 여부 변수의 경우 12차년도 학생 데이터의 응답값을 바탕으로 취업한 경우 1, 미취업 상태인 경우 0으로 코딩하였다. 그리고 직장 규모는 12차년도 학생 데이터에서 직장의 재직자 규모에 대해서 응답한 값을 바탕으로 4간 척도로 코딩하였다. 혼인 여부의 경우 12차년도 개인의 응답값을 바탕으로 더미 변수를 생성하였으며, 자녀 유무 역시 12차년도 데이터의 응답값을 활용하였다. 본 연구에 사용된 종속변수와 설명변수에 대한 변수명과 변수처리 정보는 아래 <표 2>에 제시하였다.

**<표 2> 변수의 구성 및 설명**

변수명		변수처리
종속 변수	대학 시절 대인관계	5차년도 데이터에서 대인관계를 묻는 문항 3개를 사용하여 하나의 문항을 생성함. 1) 나는 동료(선배/후배)들과 정기적으로 연락한다. 2) 나는 개인적인 고민을 털어놓을 수 있는 동료(선배/후배)가 많다. 3) 나는 팀원들 간의 의견이 다를 때 이를 조정하는 역할을 한다.
	사회적 신뢰도	12차년도 데이터에서 사회에 대한 신뢰 정도 측정한 변수(‘사람들은 신뢰할 만하다고 생각하는가’)를 4점 척도로 측정된 값을 사용함.

변수명		변수처리
설명 변수	청소년기 대인관계	
	청소년기 교사와의 관계	1차년도 학생 데이터에서 교사와의 관계를 묻는 문항 4개를 사용하여 하나의 문항을 생성함. 1) 존경하는 선생님이 있다; 2) 나의 적성과 진로에 관심을 가져주는 선생님이 있다; 3) 좋아하는 선생님이 있다; 4) 나를 이해해 주는 선생님이 있다
	청소년기 또래 관계	1차년도 데이터에서 또래와의 관계를 묻는 문항 2개를 사용하여 하나의 문항을 생성함. 1) 학생이 응답한 '친구 관계가 좋다'에 대한 응답값; 2) 답임이 평가한 '친구 관계가 좋다'에 대한 응답값
	청소년기 부모와의 관계	1차년도 학생 데이터에서 부모와의 관계를 묻는 문항 7개를 사용하여 하나의 문항을 생성함. 1) 나의 의견이나 감정을 믿고 존중해 준다; 2) 나의 성적에 관심이 많다; 3) 나를 위한 물질적 지원을 해 준다; 4) 나와 대화를 자주 한다; 5) 나의 친구관계를 잘 안다; 6) 나는 그 분과 갈등이 있다; 7) 나는 그 분을 존경한다
	통제 변수	
	성별	여성=1, 남성=0
	부모의 월소득	1차년도 가구데이터의 부모 월소득을 로그로 환산
	코호트	고등학교 3학년 코호트=1, 중학교 3학년 코호트=0
	부모의 교육수준	1차년도 가구데이터의 부모 교육 연한을 합산한 후 평균값을 산출하여 사용함.
	고등학교 계열	문과=1, 이과=0
	출신 대학유형	준거집단: 4년제 대학
	전문대학	전문대학=1, 비(非) 전문대학=0
	대학원	대학원=1, 비(非) 대학원=0
	전공	준거집단: 인문사회계열
	교육계열	교육계열=1, 비(非) 교육계열=0
	공학, 자연, 의약계열	공학, 자연, 의약계열=1, 비(非) 공학, 자연, 의약계열=0
	예체능계열	예체능계열=1, 비(非) 예체능계열=0
	대학소재지	수도권 지역=1, 비(非) 수도권 지역=0
	본인의 월소득	12차년도 학생데이터의 월소득 응답값을 로그로 변환하여 변수 생성
	취업 여부	12차년도 학생 데이터의 응답값 사용 예=1, 아니오=0
	직장 규모	12차년도 학생 데이터의 직장 재직자 규모에 대한 응답값 사용 1=1~99명, 2=100~499명, 3=500~999명 4=1000명 이상
	혼인 여부	12차년도 학생 데이터의 응답값 사용 기혼=1, 미혼=0
	자녀 유무	자녀 있음=1. 자녀 없음=0

### 3. 분석 방법 및 분석 모형

청소년기 대인관계가 대학 시절 대인관계 및 성인기 사회 신뢰도에 미치는 영향을 살펴보기 위해 코호트 고정효과모형(Cohort Fixed Effects Model)을 활용하였다. 고정효과모형은 학년이 다른 두 개의 코호트가 있는 KEEP과 같은 패널 데이터 사용 시 이질적인 집단의 특성을 통제하고 연구모형에 미칠 수 있는 편의를 제한하기 위하여 사용된다.

우선 청소년기 대인관계가 대학 시절 대인관계에 미치는 영향을 살펴보기 위해 코호트 고정효과 모형을 활용하였으며 이 단계의 모형식은 아래의 수식(1)과 같다.

$$Y_i = \beta_0 + \chi_i \beta_1 + M_i \beta_2 + C_i \beta_3 + U_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

여기서  $Y_i$ 는 학생  $i$ 의 대학 시절 대인관계 값을 나타낸다.  $\chi_i$ 는  $i$ 의 개인 및 가정 배경 변수들을 나타내는 벡터로서, 성별, 부모의 교육연한, 부모의 로그 월소득, 그리고 고등학교 계열(준거집단: 문과)을 나타낸다.  $M_i$ 는 학생  $i$ 의 대학 관련 변수들을 알려주는 벡터로 학생의 대학 전공(준거집단: 인문사회계열), 대학 소재지, 대학 유형(준거집단: 4년제 대학)을 의미한다.  $C_i$ 는 본 연구의 관심 변수 벡터로 교사와의 관계, 또래와의 관계, 그리고 부모와의 관계를 나타낸다. 각각의 청소년기 대인관계가 대학 시절 대인관계에 미치는 효과를 알아보기 위해 개별적으로 변수들을 넣고 모형 분석을 하였다. 코호트 분석 시에는 코호트 더비 변수를 포함하였고(고등학교 3학년 코호트=1, 중학교 3학년 코호트=0), 이는 공식에서  $U_i$ 로 표현했다. 마지막으로  $\varepsilon_i$ 는 모형의 오차항이다.

두 번째 연구문제인 청소년기 대인관계가 사회 신뢰도에 미치는 영향을 알아보기 위해 수식(1)에 추가적으로 직장 관련 변수들을 통제하였으며 이를  $P_i$ 로 표현하였다.  $P_i$ 는 직장 관련 벡터로 취업 여부, 직장 규모 등을 나타낸다. 또한 개인 및 가정 배경 변수로 학생의 로그 월소득, 최종 학력(준거집단: 4년제 대학 졸업), 결혼 여부 및 자녀 유무를 추가적으로 통제하였다. 위와 마찬가지로 코호트 고정효과모형을 적용하였다.

$$Y_i = \beta_0 + \chi_i \beta_1 + M_i \beta_2 + C_i \beta_3 + P_i \beta_4 + U_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

본 연구의 분석에는 STATA 16.0 프로그램이 활용되었으며, 결측값은 다중 대체법(multiple imputation)을 활용하였다. KEEP과 같이 종단연구의 경우 결측치 발생은 불가피한데 이를 단순히 제거해버리게 되면 표본 수의 감소는 물론 표본의 편의를 유발할 수 있어 통계적 추론의 정확성을 확보하기 위해 사회과학에서는 다중대체법 활용이 늘어나고 있다. 20개의 가상의 완전한 자료를 생성하여 이를 통해 통계적 추론을 하였다.

## IV. 분석 결과 및 해석

청소년기 대인관계가 대학 시절 대인관계로 이어지는지 알아보기 위해서 코호트 고정효과모형이 사용되었다. 종속 변수로는 대학 시절 대인관계이며, 청소년기 대인관계를 보여주는 지표로는 또래관계, 교사와의 관계, 부모와의 관계 변수가 사용되었다.

### 1. 청소년기 대인관계가 대학 시절 대인관계 간의 연관성 분석 결과

<표 3>은 청소년기 대인관계가 대학 시절 대인관계 간의 연관성을 보여준다. 우선 첫 번째 모형에서는 개인 특성 및 가정 배경, 교육적 배경을 통제했을 때 나타나는 청소년기 대인관계가 대학 시절 대인관계 간의 관계를 살펴보았다.

분석 결과에 따르면, 청소년기에 교사와의 관계가 좋은 학생들이 대학 시절의 대인관계도 좋은 경향을 보였다( $\beta=.13, p<.001$ ). 또한 두 번째 연구 모형의 결과에 따르면, 청소년기에 또래와의 우호적인 관계를 형성한 학생일수록 대학 시절의 대인 관계 역시 좋은 것으로 나타났다( $\beta=.18, p<.001$ ). 유사하게, 청소년기의 부모와의 관계도 대학 시절의 대인 관계를 예측하는 유의미한 요인인 것으로 나타났다( $\beta=.18, p<.001$ ).

그 밖에도 성별에 따른 대학 시절 대인관계를 살펴보면 남성이 여성보다 대학 시절에 더욱 긍정적인 대인관계를 유지하는 것으로 나타났다. 그리고 부모님의 가구 소득이나 교육 수준이 높을수록 대학 시절 대인관계가 유의미하게 좋은 것으로 나타났다. 하지만 고등학교 시기의 계열이나 출신 대학 유형 및 소재지에 따른 대학 시절 대인관계의 차이는 나타나지 않았으며, 전공 계열에 따른 대학 시절 대인관계 수준 역시 유의미한 차이를 보이지 않았다.

**<표 3> 청소년기 대인관계가 대학시절 대인관계에 미치는 영향**

	모형 I		모형 II		모형 III	
	coef	SE	coef	SE	coef	SE
청소년기 대인관계						
교사와의 관계	0.13***	(0.02)				
또래와의 관계			0.18***	(0.02)		
부모와의 관계					0.18***	(0.02)
성별(여성)	-0.16***	(0.03)	-0.13***	(0.03)	-0.15***	(0.04)
부모의 월소득	0.07**	(0.02)	0.06*	(0.02)	0.07*	(0.03)
부모의 교육연한	0.02**	(0.01)	0.02**	(0.01)	0.02*	(0.01)
고등학교 계열 (문과)	-0.02	(0.05)	-0.01	(0.05)	-0.01	(0.05)
대학유형(전문대학)	-0.06	(0.04)	-0.07	(0.04)	-0.04	(0.04)
대학 소재지(수도권)	0.03	(0.04)	0.03	(0.04)	0.01	(0.04)

	모형 I		모형 II		모형 III	
	coef	SE	coef	SE	coef	SE
전공 계열 (준거집단: 인문사회계열)						
교육계열	0.08	(0.08)	0.09	(0.08)	0.11	(0.08)
공학, 자연, 의약계열	-0.01	(0.05)	-0.01	(0.05)	-0.03	(0.05)
예체능계열	-0.01	(0.06)	-0.03	(0.06)	-0.01	(0.06)
Cons.	-0.45***	(0.14)	-0.37**	(0.14)	-0.37**	(0.16)
코호트 고정	✓		✓		✓	
N	3,613		3,587		3,329	
Adjust R2	0.04		0.05		0.05	

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

## 2. 청소년기 대인관계가 성인기 사회적 신뢰도에 미치는 영향 분석

청소년기 대인관계가 성인기 사회적 신뢰도에 미치는 영향 분석하기 위하여 코호트 고정효과모형이 사용되었으며, 이 때 대학 시절의 대인관계는 통제 변수로 포함되었다. 아래의 <표 4>에 따르면, 대학 시절의 대인관계를 포함하여 개인의 특성, 가정 배경 및 교육적 배경 등 다양한 요인들을 통제했을 때 청소년기 시절의 교사와의 관계나 학부모의 관계는 성인기 사회적 신뢰수준과 유의미한 관계를 보이는 것으로 나타났다( $\beta = .04$ ,  $p < .05$ ;  $\beta = .10$ ,  $p < .001$ ). 반면 청소년기 또래와의 관계는 대학생 대인관계를 통제하였을 때 성인기 사회적 신뢰 수준과 관련성이 없는 것으로 나타났다.

그 밖에 성인기 사회적 신뢰도와 관련이 있는 요소를 살펴보면, 4년제 일반대학 출신이 전문대학 출신보다 높은 사회적 신뢰수준을 보였고 소득이 높을수록 사회적 신뢰도도 높은 경향이 있는 것으로 나타났다. 대학의 전공 계열 간 차이를 살펴보았을 때는 교육 계열 출신자들이 인문사회계열 출신자에 비해서 높은 사회적 신뢰도를 나타냈다. 그 외에 일자리 특성이나 가구 배경 등은 사회적 신뢰도와 직접적인 관련이 없는 것으로 나타났다.

〈표 4〉 청소년기 대인관계가 성인기 사회적 신뢰도에 미치는 영향

	모형Ⅳ		모형Ⅴ		모형Ⅵ	
	coef	SE	coef	SE	coef	SE
청소년기 대인관계						
교사와의 관계	0.04*	(0.01)				
또래와의 관계			0.03	(0.02)		
학부모와의 관계					0.10***	(0.02)
대학생 대인관계	0.12***	(0.02)	0.11***	(0.02)	0.11***	(0.02)
성별(여성)	-0.03	(0.04)	-0.03	(0.04)	-0.04	(0.04)
부모의 월소득	0.01	(0.03)	0.02	(0.03)	0.01	(0.03)
부모의 교육연한	-0.01	(0.01)	-0.01	(0.01)	-0.01	(0.01)
전문대학	-0.16***	(0.04)	-0.17***	(0.04)	-0.15**	(0.04)
대학원	0.00	(0.05)	0.00	(0.05)	0.00	(0.05)
대학소재지(수도권)	-0.05	(0.04)	-0.04	(0.04)	-0.05	(0.04)
전공계열 (준거집단: 인문사회계열)						
교육계열	0.20*	(0.08)	0.22**	(0.08)	0.22**	(0.08)
공학, 자연, 의약계열	0.00	(0.05)	0.00	(0.05)	-0.02	(0.05)
예체능계열	0.06	(0.06)	0.05	(0.06)	0.03	(0.06)
고등학교 계열(문과)	0.01	(0.06)	0.01	(0.06)	0.02	(0.06)
본인의 월소득	0.03**	(0.01)	0.02*	(0.01)	0.04**	(0.01)
취업 여부	0.01	(0.05)	0.01	(0.05)	0.01	(0.05)
직장 규모	0.01	(0.02)	0.00	(0.02)	0.01	(0.02)
결혼 여부	0.05	(0.04)	0.06	(0.04)	0.04	(0.04)
자녀 유무	-0.01	(0.05)	-0.01	(0.05)	0.00	(0.05)
Cons.	1.83***	(0.19)	1.85***	(0.19)	1.83***	(0.21)
코호트 고정		✓		✓		✓
N		1,720		1,707		1,589
Adjust R2		0.05		0.05		0.05

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

## V. 요약 및 결론

사람은 다양한 사람들과의 관계를 형성하며 살아간다. 긍정적인 대인관계 경험은 사람의 자아존중감을 높이고 심리적인 안정을 이끌어 내는 반면, 부정적인 경험은 우울감이나 대인기피 등을 일으켜 개인의 삶의 질을 낮추고 사회적으로는 타인과의 관계 형성에 어려움을 겪거나 사회에 부적응하는 사람들을 양산할 수 있다는 차원에서 학자들은 원만한 대인관계의 중요성을 강조해왔다(김한솔 외, 2019; 송진영, 2016). 본 연구는 청소년기 대인관계가 향후의 대인관계를 설명하는 유의미한 요인인지 알아보기 위해서 청소년기 대인관계와 대학 시절의 대인관계와의 관련성을 검증하였으며, 청소년기 대인관계가 성인기의 사회적 적응에 기반이 되는 사회적 신뢰도와 연결되는지 역시 알아보았다.

본 연구의 주요 연구 결과를 정리하면 다음과 같다. 먼저, 청소년기에 교사, 또래, 부모와의 관계가 좋은 학생들이 대학 시절의 대인관계도 좋은 경향을 보였으며, 이경향성은 개인 및 가족적 배경, 교육적 배경 등을 통제하였을 때도 유지되었다. 이 결과는 청소년기에 정립된 대인관계 특성이나 패턴이 성인이 된 이후인 대학 시절의 대인관계와도 밀접하게 연관성을 가진다는 것을 보여준다. 대인관계의 대상을 교사, 또래, 부모로 나누어 살펴보았을 때 일관적인 결과가 나오는 것을 통해 청소년기 대인관계의 중요성을 새삼 확인할 수 있다. 무엇보다도 대인관계에서 성공한 경험이 한 개인의 향후 대인관계에 있어서도 긍정적인 연관성을 보여준다는 점은 어린 시절부터 원만한 대인관계를 형성하고 이를 학습할 수 있도록 어른들의 조력이 필요함을 강조한다. 청소년들의 경우 비교적 제한적인 사람과의 대인관계 경험만이 존재하기 때문에 인간관계에서 발생할 수 있는 다양한 갈등 상황을 어떻게 원만하게 해결해 나갈 것인가에 대한 전략이 부족한 경우가 많으며, 이로 인해 사회적 관계에 대한 스트레스를 받는 학생들도 많이 존재한다(염혜선, 이은주, 2018). 따라서 가정에서나 학교에서 청소년들이 건강한 대인관계 경험을 쌓을 수 있도록 부모 및 교사의 적극적인 지원이 필요하다.

둘째, 청소년기 시절의 교사와의 관계나 학부모의 관계는 성인기 사회적 신뢰수준과 유의미한 관계를 보이는 것으로 나타났으며, 이는 대학시절의 대인관계를 포함하여 개인의 특성, 가정 배경 및 교육적 배경 등 다양한 요인들을 통제했을 때도 유지되었다. 이 결과는 타인과의 인간관계가 급격하게 늘어나는 시기인 청소년기에 어떠한 대인관계를 형성해나가는지가 향후 개인의 안녕뿐만 아니라 사회 구성원들 간의 신뢰 형성에도 중요한 요인임을 이야기한다. 사회적 신뢰는 사회 구성원의 공동체 의식, 행복도, 삶의 질 등과 연계되어 점차 개인화 되어가는 현대 사회에서 더욱 중요한 요소로 인식되어가고 있다. 사회적 신뢰는 단시간에 축적되는 것이 아니라 구성원들의 사회에 대한 긍정적 인식이 모여서 생성될 수 있다. 청소년기의 긍정적 대인관계가 장시간이 지난 성인기 시점의 사회 구성원에 대한 개인의 신뢰 수준과 유의미한 관계가 있다는 본 연구의 결과는 청소년기 대인관계의 역할이 개인적인 이유뿐만 아니라 사회적으로도 매우 중요하다는 것을 강조하고 있으며, 사회가 분화되고 점차 개인화 되어가는 우리 사회에서 시사하는 바가 크다.

다양한 시도에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 한계점을 가지고 있다. 먼저 본 연구의 분석에 활용된 한국교육고용패널(KEEP) 데이터에는 응답자의 청소년기와 대학 시절의 대인관계를 측정하는 문항이 여럿 존재함에도 불구하고, 다각도로 나타나는 개인의 복잡한 대인관계의 측면을 세부적으로 측정하기에는 한계가 있다. 또한 청소년기 대인관계와 사회적 신뢰 관계 분석에 있어서 긴 시간차를 고려하여 다양한 요소를 통제 변수로 활용하였으나 결측치가 높은 일부 변수에 대해서는 분석에서 제외함에 따른 한계도 존재한다. 여러 한계점에도 불구하고 한국교육고용패널(KEEP) 데이터는 청소년기 대인관계가 장기적인 차원에서 사회적 신뢰 수준과 어떠한 관계가 있는지 다양한 요인들을 고려해서 분석이 가능하다는 측면에서 많은 장점을 가지고 있다. 추후 연구에서는 어린 시절의 대인관계가 성인기 사회적 신뢰도를 매개로 다른 개인적 행동이나 또는 사회적 인식 등에 영향을 주는지 다양한 분석을 통해 실증할 필요가 있다.

## ❖ 참고문헌 ❖

- 강동훈. (2015). 종교 활동 참여가 대인 관계 만족에 미치는 영향. *사회과학연구*, 31(1), 327-343.
- 김동현, & 전희정. (2018). 사회적 자본이 지역주민의 사회적 지위 인식과 행복에 미치는 영향: 수도권 거주자의 조절효과를 중심으로. *한국지역개발학회 학술대회*, 3-36.
- 김영식, 신철균, & 문찬주. (2018). 청년층의 사회적 자본 형성에 영향을 미치는 요인 탐색. *직업교육연구*, 37(4), 45-66.
- 김용석, 송진희, & 신희연. (2019). 청소년의 또래관계와 음주·흡연 경험: 사회관계망 분석의 적용. *정신건강과 사회복지*, 47(3), 171-199.
- 김우철. (2014). 사회적 자본으로서의 신뢰 형성:개인자료에 의한 미시적 접근. *16(1)*, 191-224.
- 김진구, & 신희영. (2018). 초기 청소년기 또래거부의 사회화 과정: 친구네트워크와 교사-학생 관계의 영향. *한국심리학회지: 발달*, 31(3), 163-182.
- 김한솔, 염동문, & 장유미. (2019). 청소년의 자아존중감이 자살생각에 미치는 영향: 대인관계스트레스 유형에 따른 매개효과검정. *사회과학연구*, 30(1), 67-85.
- 문상석. (2017). 사회통합을 위한 새로운 접근을 모색하며: 사회적 자본과 공동체 건설을 중심으로. *국제학논총*, 25, 5-36.
- 박종민, & 김왕식. (2006). 한국에서 사회신뢰의 생성: 시민사회와 국가제도의 역할. *한국정치학회보*, 40(2), 149-169.
- 송진영. (2016). 중학생이 지각한 부모-자녀간 개방적 의사소통과 자녀의 공격성의 관계에서 자기통제력의 매개효과. *청소년학연구*, 23(7), 29-58.
- 염모섭. (2007). 시민사회의 문화와 사회적 신뢰. *문화와 사회*, 3, 7-45.
- 염혜선, & 이은주. (2018). 중학생의 또래관계 변화신념, 사회적 성취목표, 갈등해결전략, 또래관계 질 및 공격성의 관계. *교육심리연구*, 32(2), 295-319.
- 정소라, 장석진(2017). 청소년의 완벽주의와 대인관계문제의 관계에서 자기불일치의 매개효과. *청소년학연구*, 24(8), 1-25.
- 조춘범. (2017). 청소년의 또래관계와 스마트폰 중독과의 관계연구: 우울의 매개효과 검증. *Korean Journal of Social Welfare Research*, 52, 5-34.
- 하영희. (2004). 부모-자녀관계와 청소년의 우울 및 문제행동과의 관계. [KYCI] *청소년상담연구*, 12(2), 42-52.
- 하영희, 김경연 (2003). 청소년의 도덕적 금지행동과 개인 및 가정환경 변인 간의 인과관계. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 17(1), 17-29.
- Larson, J. J., Whitton, S. W., Hauser, S. T., & Allen, J. P. (2007). Being close and being social: Peer ratings of distinct aspects of young adult social competence. *Journal of personality assessment*, 89(2), 136-148.
- Sullivan, H.S. 1953. *The interpersonal theory of psychiatry*. New York: Norton.

## ❖ Abstract ❖

### A Study on the Relationship between Interpersonal Relationship in Adolescence and Social Trust in Adulthood

Sookweon Min(KRIVET), Se Woong Lee(University of Missouri)

This study is to examine the association between interpersonal relationship(i.e., teacher-student relationship, friendship, and parent-child relationship) in adolescence, interpersonal relationship in college, and social trust in adulthood. We used the Korean Education and Employment Panel(KEEP) data, collected by the Korea Research Institute for Vocational Education and Training(KRIVET) that tracks two nationally representative cohorts of middle and high school seniors over a decade. The findings of this study show that all types of interpersonal relationship in adolescence are positively associated with one's interpersonal relationship in college. While interpersonal relationship in college is shown to be the strongest predictor for social trust in adulthood, teacher-student relationship and parent-child relationship are also positively associated with social trust in adulthood.

**Key words:** KEEP, Interpersonal Relationship, Social Trust

## 별점화 회귀모형을 적용한 대학신입생의 학업부진에 영향을 미치는 변인 탐색

방현주<sup>1)</sup> · 정혜원<sup>2)</sup>

### 요약

본 연구는 대학신입생의 학업부진에 영향을 미치는 변인을 탐색하고자 수행되었다. 이를 위하여 한국고육고용패널(KEEP) II 3차년도(2018년, 대학교 1학년)데이터에 빅데이터 분석 시 활용되는 머신러닝기법 중 하나인 별점화 회귀모형 중 라쏘(LASSO, Least Absolute Shrinkage and Selection Operator)를 적용하였다. 분석 결과, 대학신입생의 학업부진에 영향을 미치는 변인 탐색을 위해 모형에 투입한 120개 변인 중 21개의 변수가 관련변수로 선택되었다. 구체적으로, 선행연구에서 학업부진과 관련 있는 변인으로 도출되었던 성별, 학교선택요인(본인의 적성과 희망), 장학금 수혜, 대학시설-컴퓨터 사용 환경, 학교생활-학생상담, 학생의견반영, 기초학습프로그램 제공, 일주일평균 혼자 전공 공부하는 시간, 학과만족도, 여가시간, 여가시간 활동 빈도(동아리·동호회/종교 활동), 흡연 변인이 선택되었다. 그 외, 진로/직업탐색 전공과목 수강, 창업과목수강, 타문화권 사람 이해, 자신에 대한 질문, 성격검사 등의 변인이 새롭게 도출되었으며 여가시간 활동 빈도(인터넷서핑), 음주 변인이 기존의 선행연구와는 달리 학업부진에 부적인 영향이 있는 것으로 나타났다. 이러한 연구결과를 토대로 시사점 및 후속연구를 위한 제언을 제시하였다.

주제어 : 학업부진, 별점화 회귀모형, LASSO, 머신러닝

## I. 서론

최근 한국의 대학은 외부 환경적으로도, 내부적으로도 위기라는 말이 있다. 외부 환경적 위기 요인에는 학령인구의 가파른 감소, 높은 등록금 의존도와 낮은 재정자립도, 과도한 정부규제, 대학을 대체할 수 있는 새로운 교육서비스의 등장이다. 내부적 위기 요인은 시대 변화에 유연하지 못한 경직된 학사운영, 학생의 전공 선택권 미비로 인한 전공과 경력의 불일치, 디지털 네이티브 세대에게 맞지 않는 학습 방식, 대학 경영의 혁신성과 전문성 결여 등이 있다(한겨레, 2019). 특히 학령인구의 감소로 인한 대학진학률 감소는 자연스럽게 각 대학의 입학지원 감소로 이어지므로 대학의 커다란 재정 부담으로 다가오고 있다. 이는 대학의 교육에 대한 투자 감소로 이어져 전반적인 대학교육의 질 하락을 가져올 수 있다(김수연, 2006).

그동안 대학이 우수 인재 선발에 주된 관심을 가져 왔다고 본다면, 최근 대학에서는 대학생이 대학에 입학한 이후에 어떻게 생활하며 적응하는지에 대해 더 많은 관심을 가지게 되었다

1) 충남대학교 교육학과 박사수료

2) 충남대학교 교육학과 교수

(강성배, 김광현, 2019). 대학생의 학업부진과 관련한 대학적응 문제를 학생의 개인 문제로 보는 것이 아닌 대학 차원에서 연구(성소연, 배성아, 2017; 심고은 외, 2019; 이영옥, 전윤화, 김미선, 2018)하거나, 대학생의 대학적응측정을 위한 척도개발(이정희 외, 2018; 최태진, 백유미, 2019) 연구가 꾸준히 이루어지고 있는 것으로 비추어볼 때 최근 대학의 이러한 관심의 변화는 대학 위기의식을 극복하고자 하는 방법의 일환이다(강성배, 김광현, 2019). 대학신입생 시기의 학업성취가 높다는 것이 항상 대학생활에 잘 적응하는 것을 의미하지는 않지만 학업부진이 있는 학생들은 학업성취에 어려움을 겪고 향후 대학생활 적응에 문제가 있을 가능성이 높음을 알 수 있다(신중호, 최재원, 2019). 또한 대학 첫 학기의 학습 성공이 학습 성과와 이후의 학업 지속에 유의미한 영향을 미친다는 점(김수연, 2006)을 기반으로 대학 신입생의 학업부진 여부에 영향을 미치는 요인을 효과적으로 탐색한다면 보다 선제적으로 대학신입생의 학교 적응을 돕고 학업부진을 예방할 수 있을 것이다.

대학신입생의 학업부진에 대한 관심의 증가와 함께 관련 연구가 계속하여 수행되고 있으며, 그 결과 대학시설환경을 포함하여 다양한 개인적, 사회적, 정서적 변인이 학업부진에 영향을 미치는 것으로 연구되고 있다(권혁재, 2012; 강순화, 이은경, 양난미, 2000; 김옥분, 김혜진, 2019; 노혜란, 최미나, 2008; 임이랑, 2016; 탁수연, 박영신, 김의철, 2007). 학업부진은 지방의 일부대학만의 문제가 아니라 우수한 학생들이 입학하는 상위권 대학에서도 일정 비율 이상 항상 발생하는 대학의 문제이기에(이지희, 신효정, 2017), 대학이 당면한 주요 해결 과제 중 하나이다. 또한 대학신입생 시기의 낮은 학업성취는 학사경고나 중도탈락과 매우 높은 상관관계가 있으며(신중호, 최재원, 2019), 이후의 학업지속을 계속 할지 여부를 예측하는 중요한 유의한 변인(Gershenfeld et al., 2016)이기에 대학신입생의 학업부진에 영향을 미치는 변인을 탐색하는 것은 대학생의 학업부진을 예방하고 성공적인 대학생활로 이끄는 데 중요한 역할을 한다. 진성희와 김균희(2019)의 연구에서는 대학신입생의 입학 첫 학기와 이후의 학업성취수준에 영향을 미치는 주요 변인으로 학문적 통합성, 학업시간 충분성이 있었다.

대학생을 대상으로 학업성취, 학업부진과 관련 변인을 탐색한 선행연구를 살펴보면 김옥분과 김혜진(2019)의 연구에서는 학업성취가 높은 집단이 다른 집단보다 시간관리, 공부환경, 수업태도, 노트필기, 기억전략, 시험 준비 전략 등에서 더 높은 점수를 보였으며, 반면 학업성취가 낮은 집단은 짜증과 불안 점수가 높은 것으로 나타났다. 학업지속의 의도 및 학업지속의 영향 요인에서는 대학만족 요인이 가장 중요한 변인으로 도출되었으며 학업지속을 예측하는 영향 요인으로는 대학만족, 통학만족, 교수신뢰, 경제적 어려움이 유의미한 예측력을 지니는 것으로 나타났다(박혜진, 한영석, 김명소, 2013). 또한 학교와 전공에 대한 목표의식이 분명하거나 전공이 적성에 부합할 경우 학업중단의 확률이 낮았다(노혜란, 최미나, 2008). 남학생보다 여학생이 학업성취도가 높고 학업부진이 생길 확률이 낮으며(김성식, 2008; 김외숙, 2013; 김현철, 2005). 학과만족도와 학업성취 간에 유의한 정적 상관관계가 있었으며 대학만족도가 수업태도를 매개로 학업성취도에 중요한 영향을 준다(김형수 외, 2010). 또한 학업부진이나 학사경고집단에 비해 학업우수 집단의 학과(전공)만족도가 높게 나타났다(강순화, 이은경, 양난미,

2000; 김형수, 2001).

이렇듯 학업부진에 영향을 미칠 수 있는 변인들은 다양하게 도출되었으나 대부분의 선행연구들은 선행연구의 이론과 연구자의 관심분야에 기반 하여 제한된 개수의 변인들로 각각 연구모형을 설정하고 분석하였다. 따라서 기존 연구에서 널리 사용되는 회귀모형이나 구조방정식모형을 활용할 경우에 변인의 투입순서나 모형에 따라 일관되지 않은 결과가 나올 수 있으며, 동시에 많은 변인을 투입할 경우 과적합(overfitting)의 문제가 발생한다는 한계가 존재한다. 또한 기존 이론에 포함되지 않았던 새로운 변인을 발굴하기가 쉽지 않다(유진은, 2016; 정혜원, 김예림, 박소영, 2020).

이러한 한계를 극복하기 위해 본 연구에서는 한국교육고용패널(KEEP)Ⅱ 자료 중 3차년도(2018년, 대학교 1학년) 자료를 활용하여 가능한 많은 변인을 사용하여 대학신입생의 학업부진에 영향을 미치는 변인을 탐색하고자 한다. 패널 자료에는 수백 개의 변인이 존재하기에 가능한 많은 변인을 활용한다면 기존 연구에서 도출되지 않았던 새로운 의미 있는 변인이 도출될 가능성도 있다. 이러한 패널 자료의 장점을 살리고 기존 연구의 한계를 극복하고자 본 연구에서는 빅데이터 분석 시 활용되는 머신러닝 기법 중 하나인 별점화 회귀모형(penalized regression)을 사용하고자 하며 그 중 라쏘(least absolute shrinkage and selection operator)를 활용해 분석하고자 한다. 이 모형을 통해 대학신입생의 학업부진에 대한 영향력이 낮은 변수들의 회귀계수를 0으로 축소하여 모형의 복잡도를 최소화하고 모형을 간명하게 할 수 있다(권재명, 2017). 이후 도출되는 변인들이 기존의 학업부진에 영향을 미치는 것으로 알려진 변인들과 어떠한 공통점과 차이점이 있는지 살펴보고 새롭게 도출되는 변인들을 살펴 대학신입생의 학업부진에 관한 시각을 확장하고 이해의 폭을 넓힐 수 있으리라 기대한다. 이러한 목적을 달성하기 위해 본 연구의 연구문제를 기술하면 다음과 같다.

첫째, 대학신입생의 학업부진에 영향을 미치는 변인은 무엇인가?

둘째, 대학신입생의 학업부진에 영향을 미치는 변인 중 새롭게 도출된 변인은 무엇인가?

## II. 선행연구 검토

### 1. 학업부진의 개념

대학생의 학업성취는 대학교육을 통해 배운 인지적, 비인지적 결과를 포함하며 대학 교육과정을 얼마나 잘 이수하였는지 판단하는 지표로 볼 수 있다(이영희, 이영미, 김동기, 2009). 대학에서 학업성취는 일반적으로 학생이 수행하여 성취한 결과로 보통 학점으로 표기하며(염민호, 박선희, 오종욱, 2012), 학업성취는 인지적 능력 외에 사회적, 심리적, 대학환경 등 다양한 요인에 의해 영향을 받는다(박덕희, 2017). 학업부진(under achievement)은 학업성취도와 관련이 있는 개념인데 일반적으로 학생의 인지적 능력으로 예측이 가능한 학업성취 수준보다 현저히 낮은 학업성취를 보이는 경우를 말한다(백병부, 김정숙, 2009). 학업부진과 유사하게 사용되는 개념으로 학업저성취(low achievement)가 있는데 이는 동일한 집단에서 상대적으로 성취수준이 낮은 경우를 말하며 이때의 성취수준은 개인의 잠재적인 능력이나 인지적 능력은 고려하지 않고 결과로 나타난 학업성취 수준만을 나타낸다(백병부, 김정숙, 2009). 근래에는 대학생의 경우에 일정 수준 이상의 평가 절차를 통해 입학할 하였으므로 학업부진이라는 용어보다는 학업저성취라는 용어가 더 적절하다는 의견도 있으며(진성희, 임고운, 김태현, 2019), 보통 학업부진과 학업저성취라는 용어는 자주 중복되어 사용되고 있다(백병부, 김정숙, 2009).

국내 대부분의 대학은 학업부진여부를 평균평점으로 판단하는데 보통 평균평점 4.5점 만점 중에 1.5~2.0점 미만인 경우 학사경고 조치를 취하고 있으며 연속 3회 또는 누적 3회인 경우 제적처리를 하게 된다. 그러나 학사경고에 해당하는 성적의 학생들만 학업부진에 해당한다고 정의한다면 해당되는 학생의 수가 매우 적어지며 학업부진 학생의 특성을 예측하기에 적합한 모형 수립이 어려울 수 있다. 또한 전반적인 학업부진을 예방하는 차원에서 변인을 탐색하는 연구이므로 학업부진의 의미를 조금 더 확장하는 것이 적절하다. 따라서 본 연구에서는 신입생 첫 학기 평균평점이 2.33점(4.0 만점 기준)인 경우 학업부진으로 정의한 선행연구(Gershenfeld et al., 2016)와 2.5점(4.5점 만점)을 학업부진으로 결정한 선행연구(신종호, 최재원, 2019)를 참고하여 대학교 1학년 1, 2학기 평균평점의 평균이 2.5점(4.5점 만점 기준)이하인 경우를 학업부진으로 정의하였다.

### 2. 학업부진에 영향을 미치는 변인

대학생의 학업부진의 영향 변인을 탐색한 선행연구에서는 다양한 개인적, 정서적, 인지적, 사회적 변인과, 대학지원시설 변인들이 학업부진에 영향을 미친다고 보고되고있으며, 이를 <표 1>에 제시하였다. 학업부진에 영향을 미치는 개인적 요인으로는 성별, 부모의 기대수준이나 양육태도와 같은 가정의 배경 요인, 가정의 사회경제적 배경 요인 등이 있으며 정서적 요인으로는 다양한 심리문제, 성격문제, 학습동기, 자기효능감 등의 문제가 있을 수 있으며 인지

적 요인으로는 효과적인 학습전략 요인들이 있을 수 있다. 사회적 측면에서는 또래와 선배, 교수와의 관계 등이 있으며 대학 지원시설 변인으로는 대학의 재정, 시설, 지원프로그램 등의 다양한 영향 요인이 있다.

〈표 1〉 대학생의 학업부진 영향 요인

연구자	학업부진 영향 요인
강순화, 이은경, 양난미(2000)	학교만족도, 학부/전공학과만족도, 학업동기, 학업적 자기효능감, 학습습관, 전반적 학습방법 미숙
신명희, 박승호, 서은희 (2005)	목표설정, 우선순위, 시간관리, 불안, 완벽 성향, 과제에 대한 혐오감, 성공에 대한 두려움, 통제에 대한 반발심 등
탁수연, 박영신, 김의철(2007)	부모자녀관계, 자기효능감, 성취동기, 공부시간
노혜란, 최미나 (2008)	전공과 적성의 부합여부, 교수와의 관계, 학비마련어려움 여부
권혁재(2012)	개인 내적 요인(학습방법무지, 학습의지부족, 심리건강문제 등), 개인 외적 요인(학습환경 부적합, 수업방식 부적응 등)
김외숙 (2013)	시간관리, 성별
임이랑(2016)	자아존중감, 회복탄력성, 스트레스, 강의만족도, 시간관리, 부모의 지지
김옥분, 김혜진 (2019)	성격적, 정서적, 동기적 특성 학습전략(시간관리, 수업태도, 공부환경, 노트필기, 집중 등)
전영미(2019)	자기관리, 학교·학과·전공·친구 불만족, 학업역량부족, 편입·교차지원, 무관심과 무기력, 건강, 아르바이트, 가정환경
주영아, 정희진, 황선희, 김영혜 (2013)	자기결정성, 스트레스 대처

### Ⅲ. 분석 대상 및 변수

#### 1. 분석 대상

본 연구는 대학신입생의 학업부진에 영향을 미치는 변수를 탐색하기 위하여 한국직업능력개발원에서 제공하는 한국교육고용패널(KEEP)Ⅱ자료 중 3차년도 자료(2018년, 대학교 1학년)를 활용하였다. 한국교육고용패널(KEEP)Ⅱ자료는 2004년(1차년도)에서 2015년(12차년도)까지 조사되었던 한국교육고용패널(KEEP)Ⅰ자료의 후속 연구 성격을 지닌다. 2016년에 고등학교 2학년이었던 학생(일반고, 특성화고, 특목고)들을 대상으로 모집단이 설정되었다. 본 연구에서 활용한 3차년도 자료는 고등학교 2학년 학생들이 대학교 신입생이 되는 2018년 시점으로 조사된



자료이다. 본 연구에서는 3차년도 설문에 참여한 8,485명 중 조사시점에 대학교에 재학 중인 4,498명(남자 1,925명, 여자 2,573명)을 대상으로 분석하였다.

## 2. 변수 설명

### 가. 데이터 정리

한국교육고용패널(KEEP)Ⅱ 3차년도 자료의 변수는 총 2,416개이나, 고등학교 재학기간동안의 문항(예, 고등학교의 시설, 고등학교 선생님, 고등학교 과목별 현황, 사교육 현황 등) 299문항, 대학교 3학년 이상에서 실시하는 현장실습과 관련된 14문항, 대학생의 경우 결측률이 80% 이상인 일반적 일자리 관련 287문항, 주된 일자리(임금근로자, 자영업자 외) 관련 271문항, 자격증과 관련한 119개 문항을 삭제하였다. 이 외 결측치가 75~99%인 외국어와 관련한 299개 문항, 시험준비와 관련한 269개 문항, 교육훈련과 관련한 316개 문항, 해외연수와 관련한 89개 문항을 삭제하였다. 또한 모형에 투입할 수 없거나 의미가 없는 개인 식별문항(학생 ID, 가구 ID, 답입 ID 등) 등 43문항을 삭제하였다. 이후 응답률을 확인하여 결측치가 30%(유진은, 노민정, 2017)가 넘는 290문항을 삭제하였다. 최종적으로 대학신입생의 학업부진에 직·간접적으로 영향을 미칠 것으로 추정되는 120개 변인을 투입하였다. 이후 결측률은 0.1%~0.8%로 나타나 완전제거법을 적용해 결측치를 제거하여 당초 4,498명에서 최종 연구 대상은 3,971명(남자 1,685명, 여자 2,286명)이었다.

### 나. 설명변수

데이터 정리를 통해 선택된 설명 변수 중 범주형 변수 중 경험 여부를 묻는 경우에 예=1, 아니오=2로 코딩되어 있는 문항들을 예=1, 아니오=0으로 재코딩하였다. [학과 선택 시 영향 준 사람 1순위] 변수의 경우 1(본인)을 '1'로, 그 외 2(부모님 혹은 보호자), 3(학교선생님), 4(친인척), 5(학원, 과외 선생님), 6(선배), 7(친구), 8(전공 관련 유명인사), 9(기타)를 모두 '0'으로 재코딩하여 더미변수 처리하였다. [학과선택 요인 1순위] 변수의 경우 2(본인의 적성과 희망)을 1로, 그 외 1(전공에 대한 사회적 평판), 3(성적), 4(취업전망), 5(대학 측의 홍보), 6(가정형편), 7(원하는 직업과의 관련성), 8(기타)를 모두 '0'으로 재코딩하여 더미변수 처리하였다. 한 달 용돈 액수, 부모의 월평균소득 등은 로그값으로 변환하여 재코딩하였다. 성별은 남자를 '1'로, 여자를 '0'으로 재코딩하였다. 부모의 최종학력은 4년제 미만은 '0', 4년제 이상은 '1'로 재코딩하였다. 본 연구를 위해 활용한 설명변수를 범주별로 제시하면 <표 1>과 같다.

〈표 2〉 범주별 설명변수

변수		변수 내용
대학 생활	대학시설	강의/실습시설, 컴퓨터 사용 환경, 도서관/강의실, 책과 자료, 장학금 지원, 학생 휴게시설, 체육/스포츠 시설, 기숙사시설, 식당 시설
	학교생활	학생들과의 관계, 학과 자부심, 학생상담, 진로정보/상담, 학생 의견 반영, 다양한 교육과정, 공정한 성적평가, 기초학습프로그램, 학교 자부심, 해외연수 지원, 일주일 평균 혼자 전공 공부하는 시간, 일주일 평균 여럿이 전공 공부하는 시간, 학과만족도, 대학만족도, 교수의 교과목 선택지도
	수업방법	PBL수강여부, 캡스톤디자인 수강여부, 플립러닝 수강여부, 영어매개 강의 수강여부
	다양한 경험 여부	학과교수와의 진로/취업상담, 경력개발센터 진로/취업상담, 진로/직업 멘토링, 진로개발 웹사이트 활용, 기업/채용 정보제공, 취업준비프로그램, 창업관련 동아리 경험, 외국어 공부, 해외연수, 독서 여부, 장학금 수혜 여부 등
가정생활		아버지 월평균 소득, 어머니 월평균 소득, 아버지 최종학력, 어머니 최종학력, 한 달 용돈 액수, 학자금 대출 여부
여가생활		여가시간(평일, 휴일), 여가 활동 종류 및 빈도(TV/영화/동영상, 게임, 독서, 운동, 아르바이트 등) 동아리 활동 여부
일반적 특성		건강상태, 운동시간, 흡연여부, 음주 여부 행복한 정도, 삶의 상태
타문화권 이해		이웃, 친구/동료, 가장 친한 친구/동료, 이성친구, 결혼
자신에 대한 이해		잘하는 일, 좋아하는 일, 삶에서 중요한 것, 계획수행, 결단력, 자신의 경제상황 만족도, 노력에 의한 성공 가능성
성격적 특성		분위기 주도, 당당한 태도, 활발한 대화, 대화 시작 주도, 시선 집중, 말 많음, 걱정, 화, 짜증, 우울, 마음 심란, 잦은 기분 변화, 타인에 대한 관심, 따뜻한 마음, 편안함, 타인의 기분 이해, 타인에게 시간 할애, 타인의 감정 공감, 청소, 계획대로 실행, 일에 대한 열의, 세밀한 주의, 준비성, 질서정연, 상식/어휘, 상상력, 아이디어, 어려운 단어, 빠른 이해

다. 종속변수

우선 대학신입생의 학업부진 여부를 판단하기 위해 2018학년도 1학기과 2학기 평균평점 변수를 활용하였다. 대부분의 대학에서는 평균평점이 4.5점 만점을 기준으로 표기되었으나 4.0점/4.3점/100점 만점인 경우 이를 모두 4.5점 만점 대비 평균평점으로 변환하였다. 그 후 두 학기 평균평점의 평균을 계산하였다. 학업부진 여부는 선행연구(신종호, 최재원, 2019)를 참고하여 2.5점(4.5점 만점)을 기준으로 하였으며 2.5점 이하를 1로, 2.5점 이상을 0으로 재코딩하였다.

### 3. 분석 방법

회귀분석은 설명과 예측에 널리 사용되고 있으며 설명력과 예측력을 높이는 주요 변인을 선택하는 것이 중요하다. 또한 패널 자료의 다수의 변인을 한 번에 투입할 경우 수렴하지 않거나 과적합의 문제가 발생할 수 있다(Yoo, 2018). 일반선형회귀분석에서는 다음 수식을 통해 최대우도추정치(Maximum Likelihood Estimator)  $\hat{\beta}$ 을 찾는다.

$$\min_{\beta} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [-l(y_i, x_i\beta)] \min \quad (1)$$

일반선형회귀 분석에서 많이 사용되는 변수선택법은 단계적회귀, 전진선택법, 후진제거법 등이 있다(문지영 외, 2018). 이 경우 변수 투입의 순서에 따라 통계적 유의성이 달라질 수 있다(유진은, 김형관, 노민정, 2020). 단순회귀모형에서 수백 개의 변인을 투입한다면 모형의 해석가능성이 떨어지고 예측 능력도 떨어지게 된다. 이러한 문제를 극복하기 위해 영향력이 낮은 변수들의 회귀계수를 0으로 추정하여 모형의 복잡도를 최소화하는 것을 벌점화 회귀분석이라고 한다(권재명, 2017). 즉 다음의 함수를 최소화하는 것이다.

$$\min_{\beta} (-\text{우도}(\beta, X, Y) + \text{모형의 복잡도}(\beta)) \quad (2)$$

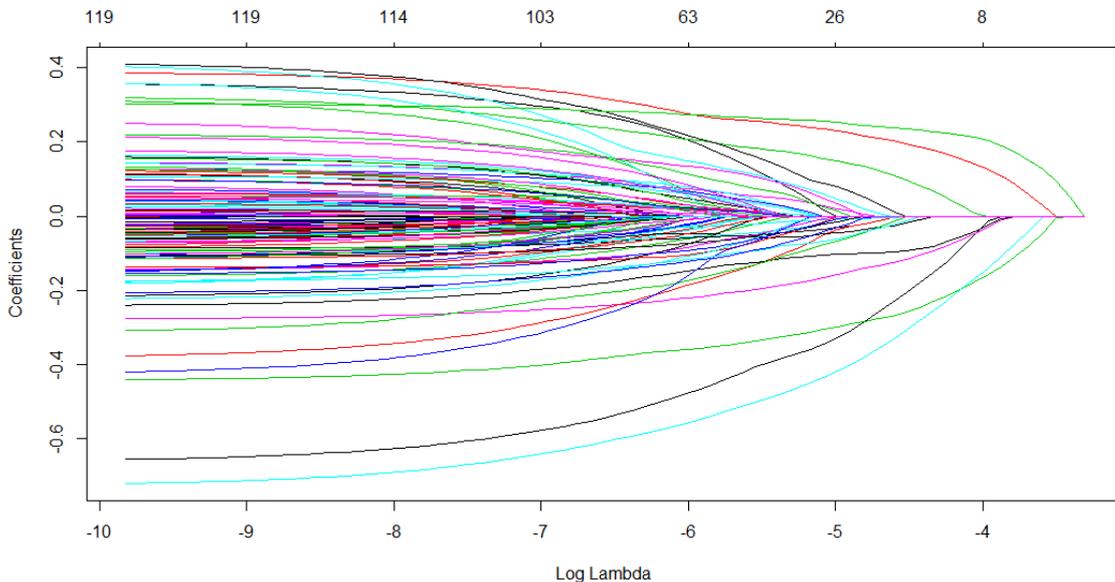
여기서 라쏘(LASSO)회귀모형은 복잡도로 L1-norm  $\|\beta\|_1 = |\beta_1| + \dots + |\beta_p|$ 를 사용한다(권재명, 2017). 벌점화 회귀분석은 이 복잡도의 종류에 따라 라쏘회귀, 능형회귀(ridge regression), 일래스틱넷(elasticnet)모형으로 나눌 수 있다. 이중 라쏘회귀모형은 계수 추정 및 변수 선택이 동시에 이루어지는 장점으로 인해 다양한 기계학습 분야에서 널리 쓰이고 있으며(유진은, 2016), 최종 모형이 소수의 변수만을 포함하게 되므로 실질적으로 주요 변수 선택 방법으로 사용할 수 있다(권재명, 2017).

$\lambda$ 의 값이 커질수록 정규화된 모형이 되어 더 많은 추정모수 값을 0으로 만들어 주는데 라쏘를 통한 계수 추정에는 이  $\lambda$ 값의 크기를 결정하는 것이 중요하며 이를 위해 보통 CV(Cross-Validation; 교차타당화)를 실시하는데(Hastie, Tibshirani, & Friedman, 2009), 본 연구에서는 10-fold CV를 실시하였다. 또한 자료는 70%의 훈련자료와 30%의 검증자료로 분리하여 분석하였다. 라쏘분석을 위하여 R 3.6.2프로그램의 glmnet패키지(Ver, 3.0-2)(Friedman, Hastie & Tibshirani, 2019)를 사용하였다.

## IV. 분석 결과 및 해석

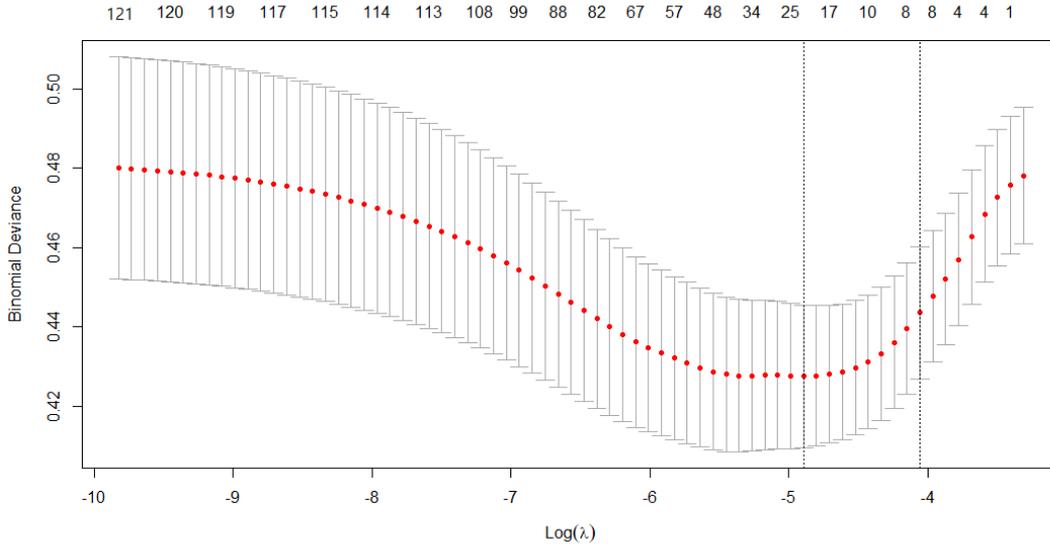
### 1. LASSO 별점화 회귀모형 구축

[그림 1]에서 가로축(LogLambda)은 별점모수에 자연로그를 취한 값이고 세로축은 회귀계수 값이며 각각의 선들은 120개의 설명변수의 회귀계수들이 별점모수( $\lambda$ )의 값이 증가함에 따라 0으로 축소되는 것을 보여준다. [그림 1]의 위 부분의 숫자는 각 별점모수 값에 대한 설명변수의 개수를 나타낸다.



[그림 1] 별점모수와 회귀계수

이후 최적의 모형을 찾기 위해 과적합을 줄일 수 있는 방법으로 알려진 교차검증(CV, Cross Validation)을 실시하였다. 교차검증 결과는 아래 [그림 2]와 같다.  $\chi$ 축은  $\lambda$ 값이며 그림 상단의 숫자는 선택된 변수의 숫자가 나타나있다. 왼쪽으로 갈수록 모든 변수를 포함한 복잡한 모형이며 오른쪽으로 갈수록 간단한 모형이다. 최적의  $\lambda$ 는 두 종류가 있는데 lambda.min의 경우는 교차검증 오차의 평균값을 최소화하는 값이며 산출된  $\lambda$  로그값은 -4.8927이다. 두 번째로 교차검증 오차의 평균값이 최소값으로부터 1 표준편차 이상 떨어지지 않는 가장 간단한 값인 lambda.1se이며 본 연구에서 산출된  $\lambda$  로그값은 -4.0554이다. 이 값들은 [그림 2]의 두 세로 점선의  $\chi$ 축 크기와 일치한다. 보통 최적의 예측력을 위해서는 lambda.min을 사용하고, 해석 가능한 모형을 위해서는 lambda.1se를 사용하는 것이 좋다(권재명, 2017). 본 연구에서는 최적의 예측을 위하여 lambda.min값을 사용하였다.



[그림 2] 교차검증 결과

## 2. 대학신입생의 학업부진에 영향을 미치는 변인 탐색

본 연구에서 사용한 설명변수 120개 중 대학신입생의 학업부진에 영향을 미치는 회귀계수가 0이 아닌 변인은 모두 21개였다. 학교생활, 대학시설, 성적 등과 관련된 변인이 11개, 개인의 일반적 특성, 여가생활, 성격특성 등 개인과 관련된 변인이 9개 선택되었다. 성별(여학생=1, 남학생=0)은 학업부진에 부적인 영향을 미쳤으며 이는 여학생일 경우 학업부진일 경우가 낮으며, 남학생일수록 학업부진일 경우가 많다는 것을 의미한다. 본인의 적성과 희망에 의해 학과 선택을 한 경우 또는 부모님이나 학교 또는 학원의 선생님, 친인척, 선배 등에 의해 학과 선택을 한 경우 학업부진에 속할 확률이 낮았다. 장학금을 받을수록 학업부진에 속할 확률은 낮았다. 창업과목과 진로/직업 탐색 전공 과목을 수강할수록, 흡연을 할수록 학업부진에 속할 가능성이 높았으며, 반면 음주는 학업부진에 속할 확률이 낮았다. 대학시설 중에 학교의 인터넷 등의 컴퓨터 사용 환경이 만족스러울수록 학업부진일 가능성이 낮았다. 학교생활 중 학교에서 학생의 고민에 대한 상담이 잘 이루어질수록 학생들의 의견을 잘 반영할수록, 기초학습능력(영어, 수학 등)이 떨어지는 학생들을 위한 프로그램을 운영할수록 학업부진에 속할 확률은 낮아졌다. 개인과 관련된 문항 중 나와 문화적 배경이 다른 사람을 이웃으로 받아들일수록, 내가 무엇을 잘 하는지 알고 있을수록 학업부진에 속할 가능성이 증가하였다. 개인의 성격검사 중 마음이 자주 심란하다고 느낄수록 학업부진에 속할 가능성이 높았으며, 항상 무엇이든지 할 준비가 되어있다고 느낄수록 학업부진에 속할 가능성이 낮았다. 학과만족도가 높을수록, 일주일동안 혼자 전공을 공부하는 시간이 많을수록 학업부진의 가능성이 낮았다. 평일의 여가시간이 길수록 학업부진에 속할 가능성이 증가하였다. 한국교육고용패널(KEEP)Ⅱ의 여가시간의 활동 빈

도와 관련한 활동은 TV시청, 게임, SNS, 노래방이나 오락실 등 다양한 활동이 있었는데 그중 인터넷 서핑, 동아리(동호회) /종교 활동 변수가 학업부진에 속할 가능성이 낮았다. 즉, 여가시간에 동아리(동호회)활동이나 종교 활동을 하는 경우, 인터넷서핑을 하는 경우에 학업부진일 확률이 낮아졌다.

〈표 3〉 학업부진에 대한 별점화 회귀분석 결과

변수	변수 내용	회귀계수	비고
GENDER0	성별(여학생)	-0.307	0=여자, 1=남자
Y19SB03012	학과선택 요인 1순위	-0.150	0=그외, 1=본인의 적성과 희망
Y19SB04006	2018년도 1학기 장학금 수혜여부	-0.026	0=아니오, 1=예
Y19SB05006	2018년도 2학기 장학금 수혜여부	-0.290	
Y19SB08004	창업과목 수강여부	0.012	
Y19SB08001	진로/직업탐색 전공 과목 수강여부	0.141	
Y19SZ01005	흡연여부	0.249	
Y19SZ01007	음주여부	-0.018	
Y19SB07004	대학시설-(컴퓨터 사용 환경) 학교의 컴퓨터 사용 환경(인터넷 등)이 만족스럽다.	-0.028	
Y19SB07013	학교생활-(학생상담) 우리 학교에서는 학생의 고민에 대한 상담이 잘 이루어진다.	-0.008	
Y19SB07015	학교생활-우리 학교는 학교 운영에 학생들의 의견을 반영한다.	-0.041	
Y19SB07019	학교생활-(기초학습프로그램) 우리 학교는 기초학습능력(영어, 수학 등)이 떨어지는 학생들을 위한 프로그램을 운영한다	-0.008	
Y19SN01013	나와 문화적 배경이 다른 사람(타문화권)을 이웃으로 받아들일 수 있다.	0.066	
Y19SN01018	자신에 대한 질문-내가 무엇을 잘 하는지 알고 있다.	0.018	
Y19SS02011	성격검사-마음이 자주 심란해진다	0.033	
Y19SS02023	성격검사-(준비성) 항상 무엇이든지 할 준비가 되어 있다.	-0.052	
Y19SB07035	학과 만족도	-0.101	
Y19SB07033	일주일 평균 혼자 전공 공부하는 시간	-0.399	
Y19SL01001	여가시간-평일	0.223	1=전혀 하지 않음 ~ 5= 거의 매일 (Likert 척도)
Y19SL01006	여가시간 활동빈도-인터넷 서핑	-0.007	
Y19SL01009	여가시간 활동빈도-동아리(동호회) /종교 활동	-0.056	

대학생의 학업부진과 관련한 가장 중요도가 높은 변인은 ‘일주일 평균 혼자 전공 공부하는 시간’이었다. 공부시간과 관련하여 한국교육고용패널(KEEP)Ⅱ의 3차년도 자료 중 대학생을 대상으로 하는 문항 중에는 ‘일주일 평균 혼자 전공 공부하는 시간’, ‘일주일 평균 여럿이 전공 공부하는 시간’, 2가지의 문항이 있는데 이중 유의한 변수로 도출된 것은 ‘일주일 평균 혼자 전공 공부하는 시간’ 변수였다. 그 다음 유의한 변수는 성별이었다. 조사된 연도의 1, 2학기 장학금 수혜여부가 모두 학업부진에 유의한 영향을 미쳤으며 그 중 2학기 장학금 수혜여부의 중요도가 더 높은 것으로 나타났다. 흡연여부도 학업부진에 영향을 미치는 주요 요인으로 나타났다. 본 연구에서 대학만족도는 학업부진에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으나 학과만족도는 학업부진에 영향을 미치는 유의한 변수이며 이와 더불어 학과의 선택 시 본인의 적성과 희망에 따라 학과를 선택한 경우 학업부진에 유의한 영향을 미침을 확인할 수 있었다. 이를 통해 본인의 선택보다는 부모나 선생님 등의 타인의 의견으로 학과를 선택하거나 학과에 대한 만족도가 낮은 경우 학업부진에 영향을 미칠 수 있음을 알 수 있다. 대학시설과 관련한 변인에는 강의실/실습실, 도서관/강의실, 책과 자료, 장학금 지원, 학생 휴게시설, 체육/스포츠 시설, 기숙사 시설, 식당 시설 등이 있었는데 이 중 유의하게 학업부진에 영향을 미칠 수 있는 변인으로는 학교의 컴퓨터 사용 환경이었다. 학교생활과 관련된 변인으로는 학생들 간의 관계, 학교 자부심, 학과 자부심, 진로정보/상담, 교수의 교과목 선택지도, 다양한 교육과정, 공정한 성적평가, 해외연수 지원 등이 있었는데, 학교에서 학교운영에 학생들의 의견을 반영하는지, 학생들에 대한 고민 상담이 잘 이루어지는지, 기초학습능력이 떨어지는 학생들을 위한 프로그램이 존재하는지 여부가 학업부진에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

‘흡연’, ‘여가시간’, ‘창업과목 수강여부’, ‘진로/탐색 전공과목 수강여부’, ‘나와 문화적 배경이 다른 사람을 이웃으로 받아들일 수 있다’는 학업부진과 정적인 관계가 있었던 변인이었다. 다시 말해 흡연을 할수록, 평일의 여가시간이 길수록, 창업과 진로/탐색 과목을 수강 할수록 학업부진에 속할 확률이 높았다. 흡연 변인은 흡연이 학업성취와 유의한 부적 상관을 보였다는 선행연구(강승호, 2010)와 현재 흡연을 하고 있으면 문제음주자일 경우가 많았으며 알코올존도에 따른 학습몰입도는 음의 상관관계가 있었다는 선행연구 결과를 지지한다. 그러나 창업과목 수강여부와 진로/탐색 전공과목 수강여부 변수는 기존 선행연구에서는 찾아 볼 수 없는 새롭게 도출된 변수이나 관련 내용의 타당성을 확보하기 위해서 더 자세한 후속 연구가 필요하다. 이 과목들의 특성상 대학 고학년에서 수강하는 경우가 많으므로 향후 보다 면밀한 후속 연구가 진행될 필요가 있을 것으로 보인다. ‘나와 문화적 배경이 다른 사람을 이웃으로 받아들일 수 있다’ 변인도 새롭게 도출된 변인데 이 문항은 “진로 및 직업의식” 범주의 현재 본인이 생각하고 있는 가치관을 바탕으로 타 문화배경을 가진 사람들을 어떻게 생각하는지에 대한 답을 하는 문항 중 하나이다. 이 문항 외에 ‘나와 문화적 배경이 다른 사람을 친구나 동료로 받아들일 수 있다’, ‘이성 친구를 사귀게 된다면 나와 문화적 배경이 다른 사람을 이성 친구로 사귄 수 있다’ 등 5문항으로 구성되어 있다. 진로 및 직업의식과 관련된 가치관과 관련된 변인기에 이 변인에 대해서도 더욱 타당성 있는 해석이 가능한 후속 연구가 필요하다.

‘일주일 평균 혼자 전공 공부하는 시간’, ‘성별’(여학생), ‘2018년 2학기 장학금 수혜 여부’, ‘학과선택요인(1순위가 본인의 적성과 희망)’, ‘학과만족도’, ‘여가시간 활동 빈도 중 동아리(동호회)/종교 활동’ 변인은 학업부진과 부적의 관계에 있었다.

## V. 요약 및 결론

교육부(2019)는 ‘2021년 대학기본역량진단 기본계획(안)’을 발표하면서 2020년에 대입정원 대비 고등학생 및 재수생을 포함한 대입가능자원 수가 처음으로 역전되며 이 후 지속적으로 감소하여 2024년에는 대입정원보다 대입가능자원이 12만명 정도 미달될 것으로 전망하였다. 대학은 학령인구의 가파른 감소에 대비하여 신입생의 이탈을 막고 양질의 교육서비스를 제공하기 위해 학업부진에 영향을 미치는 요인을 파악하여 조기에 예방할 수 있는 시스템을 구축하는 것이 중요하다고 할 수 있다. 이에 본 연구는 한국직업능력개발원에서 수집하여 제공하는 한국교육고용패널(KEEP)Ⅱ자료 중 3차년도 자료(2018년, 대학교 1학년)를 활용하여 대학신입생의 학업부진에 영향을 미치는 변인을 탐색하고자 하였다. 특히 본 연구는 패널 자료를 사용하는 장점을 살려 최대한 많은 변인을 투입하여 기존의 선행연구를 통해 알려진 학업부진과 관련된 중요 변인이 무엇인지, 기존의 선행연구에서 보이지 않았던 새롭게 도출되는 변인이 있는지 살펴보고자 머신러닝 기법 중 하나인 별점화 회귀모형 중 LASSO를 적용하였는데 그 의의가 있다. 본 연구를 통해 확인된 주요 결과는 다음과 같다.

우선, 대학신입생의 학업부진에 영향을 미치는 변인 중 가장 중요한 변인으로 ‘일주일 평균 혼자 전공 공부하는 시간’이 도출되었다. 이는 학습전략을 많이 가지고 있는 학생일수록 학업에 열중하는 시간이 길며 간접적으로 높은 학업성취를 보인다는 연구(송영주, 2013)와 대학생의 입학 첫 학기와 이후 학업성취 수준에 영향을 미치는 중요 요인 중 학업시간 충분성이 있었다는 연구결과(진성희, 김균희, 2019)와 일치한다. 대학 교육의 질적 내실화를 강조하고 이러한 교육의 질을 평가하는데 있어서 대학생이 자신의 학문적 성취를 위해 얼마나 학습에 투자하는지가 중요한 요인 중 하나(배상훈, 장환영, 2012)라는 관점에서 볼 때, 스스로 충분한 학습 시간을 가지고 공부하는 시간을 가질수록 학업부진을 막고 이를 통해 교육의 질을 향상시킬 수 있을 것이다. 또한 공부할 수 있는 시간을 확보하는 것이 중요한 만큼 대학에서는 학생들이 언제든지 공부할 수 있는 도서관 열람실이나 스터디 학습실 환경을 충분히 확보하고 제공하여야 할 것이다.

두 번째 주요 변인으로 도출된 것인 성별이었는데 남학생일수록 학업부진일 확률이 높은 것으로 나타났다. 이는 선행연구 대부분의 공통된 결과로 여학생이 남학생보다 학업적응, 대학적응, 학업성취 면에서 우수하다는 연구결과(김외숙, 2013; 박진영, 2010; 전소연, 2010; 전재은, 신윤정, 김희연, 2015)와 맥을 같이 한다. 장학금 수혜여부도 중요한 변수였는데 본 연구에서는 특히 2학기 장학금 수혜여부가 1학기 장학금 수혜여부보다 더 중요한 변수로 도출되었다. 이



는 대학에서의 첫 학기 평균평점이 다음 학기 평균평점에 영향을 미치며(Santosa & Chrismanto, 2017), 첫 학기의 점수는 학업지속과 졸업에도 지속적인 영향을 미친다(Stinebrickner & Stinebrickner, 2003)는 선행연구와는 일치하지 않는 결과이다. 흡연 여부도 대학신입생의 학업부진에 영향을 주는 주요 변수 중 하나로 도출되었다. 이는 흡연이 학업성취에 유의하게 부적 상관관계를 나타내었다는 선행연구(강승호, 2010)의 결과와 일치한다. 금연교실지원을 비롯해 금연홍보 및 교육을 실시하여 대학생들의 흡연율을 낮추기 위한 노력을 기울여야 할 것이다. 여가시간이 길수록 학업부진 확률이 높았다. 본 연구에서 사용한 한국교육고용패널(KEEP)Ⅱ3차년도 패널 데이터에서의 여가시간은 ‘수면시간, 식사시간, 학교 수업시간, 병원 방문, 경제 활동 등을 제외하고 자기 충전, 휴식, 취미활동 등이 포함되는 자유로운 시간’으로 평일과 휴일로 나누어 문항이 제작되었다. 이 문항의 의미로 보면 자유로운 시간에 신체적 여가나 비신체적 여가활동이 모두 포함되었으리라 생각된다. 여가 시간과 관련된 기존 선행연구 중에는 여가를 운동과 같은 신체적 여가와 TV시청, 컴퓨터게임, SNS와 같은 비신체적 여가로 나누어 분석을 실시한 결과 여학생 그룹에서 학업 고성취집단의 경우 신체적 여가 참여빈도가 높으며 비신체적여가의 참여빈도가 낮았다는 연구결과도 있다(심재명, 2016).

또한, 본인의 적성과 희망에 맞추어 학과를 선택한 경우 학업부진에 속할 확률이 낮아졌다는 점은 시사하는 바가 크다. 본인의 적성을 고민하고 탐색하는 과정을 거쳐 본인의 희망으로 원하는 학과를 선택한 경우 학업성취가 높은 것은 자명한 사실이나 아직까지도 본인의 희망과 적성보다는 주변의 권유나 수능점수에 맞추어 대학과 학과를 정하는 경우가 많기 때문이다. 여전히 대학이나 학과를 선택할 시기에 사회적 평판이나 자신의 성적, 취업에 유리한 전공을 선택하는 경향이 있는데 이는 결국 입학 후 학과만족도를 떨어뜨리게 되며 이후 사회로 나가게 되는 진로와 관련된 문제도 일으킬 수 있으므로(박희인, 구자경, 2011), 가급적 대입시 본인의 적성과 희망에 따라 전공을 선택하게 하고 대학에 입학한 후에도 본인의 적성을 탐색할 수 있는 기회를 제공하고 부전공이나 복수 전공 제도, 다중전공제도 등 유연한 학사제도를 운영하여 학생들의 적성과 흥미를 찾는 데 일조해야 할 것이다.

대학생의 학업부진과 관련 있는 변수로 학교생활 관련 변인 3개, 대학시설과 관련한 변인 1개로 대학생활 관련 변인은 모두 4개가 도출되었다. 학교가 학교 운영에 학생들의 의견을 반영한다고 생각할수록, 기초학습능력(영어, 수학 등)이 떨어지는 학생들을 위한 프로그램을 운영할수록, 학생의 고민에 대한 상담이 잘 이루어진다고 생각할수록 학업부진에 속할 확률이 낮았다. 학교가 학교 운영에 학생들의 의견을 잘 반영하는 대학일수록 학생자치기구의 활동도 활발하고 학생들의 참여가 적극적인 대학일 것이다. 학생들의 의견을 수렴할 수 있는 다양한 채널을 개설하고 활발한 의사소통이 이루어질 수 있도록 장려해야 할 것이다. 학생의 고민에 대한 상담이 잘 이루어지도록 하기 위해서 학내 학생상담센터 및 상담체계를 잘 구축하고 홍보하여 학생들의 방문접근성을 높여야 할 것이다. 또한 전문가와의 상담도 중요하지만 학과 지도교수와의 상담에 대한 효과도 큰 만큼(진성희, 임고운, 김태현, 2019) 교수들에 대한 지속적인 상담교육을 통해 효과적인 상담이 이루어지도록 지원할 필요가 있다. 대학시설 중 컴퓨

터 사용 환경(인터넷 등)이 만족스러울수록 학업성취가 높았다. 이와 관련하여 대학캠퍼스 공간 환경에 대한 전반적인 만족도가 높아질 때 학업성취도 높아진다는 김원필(2013)의 연구결과도 있다. 반면, 학업지속에 영향을 미치는 요인에 관한 선행 연구 중 대학환경만족(장학금지원제도, 행정서비스 수준, 시설만족, 전반적 면학분위기)은 여학생과 4학년에게만 유의한 관계가 있었다는 연구(박혜진, 한영석, 김명소, 2013)결과도 있다.

최근 대학 교육의 문제점으로 대두되고 있는 것 중의 하나가 다수의 학생들이 대학 수준의 학습을 감당할 수 있는 기초 학문 지식이 미비된 상태로 대학에 입학한다는 것이다(전보라, 강승희, 윤소정, 2015). 이러한 학생들의 증도탈락을 막기 위해 현재 대부분의 대학에서는 수학, 물리, 영어, 화학과 같은 기초학습능력을 강화시키기 위한 프로그램들을 제공하고 있다. 이러한 프로그램들의 지속적인 제공과 함께 학생들이 언제나 도움을 요청하고 지원받을 수 있도록 수준별 기초학습 프로그램을 제공하여야 할 것이다. 여가시간 활동 빈도 중 동아리(동호회)/종교 활동이 많을수록 학업부진일 확률이 낮았다. 이는 동아리활동이 학업성취에 부정적 영향을 미쳤다는 선행연구(신정철, 정지선, 신태수, 2008)의 결과와는 다른 결과이다.

본 연구를 통해 대학신입생의 학업부진에 영향을 미치는 변인으로 새롭게 진로/직업탐색 전공과목 수강, 창업과목수강, 타문화권 사람 이해, 자신에 대한 질문, 성격검사(심란, 준비성) 변인이 도출되었다. 기존 연구결과와 달리 여가시간 활동 빈도(인터넷서핑), 음주는 학업부진에 속할 가능성이 낮은 것으로 나타났다. 진로/직업탐색 전공과목 수강, 창업과목수강여부, 진로 및 직업의식 범주 안에 있는 타문화권 사람 이해, 자신에 대한 질문과 관련한 변인이 학업부진에 속할 가능성이 증가하는 것으로 나타났는데 이에 대한 보다 면밀한 후속 연구가 필요할 것으로 보인다. 여가시간의 활동 빈도를 묻는 문항은 TV프로그램 및 영화, 게임, SNS, 독서 등 모두 12문항이었는데 이 중 인터넷서핑 변인이 대학신입생의 학업부진과 부적인 관계로 나타나 활동 빈도가 높을수록 학업부진일 확률은 낮아졌다. 음주 여부는 대학신입생의 학업부진과 부적인 관계로 음주를 할 경우 학업부진의 확률은 낮아졌다. 이는 음주와 학업성취의 부적 상관관계를 나타내는 선행연구들(강승호, 2010; 전재은, 신윤정, 김희연, 2015)과는 다른 결과였다. 다만 본 연구에서 사용한 변인은 과음/폭음 정도를 알 수 없는 단순히 음주 여부를 묻는 문항인 것을 고려해야 할 것이다.

대학신입생의 학업부진에 영향을 미치는 변인 중 의미 있는 변인을 중심으로 학업부진 예방 및 처방을 위한 제언은 다음과 같다.

첫째, 학과 선택 시 본인의 적성과 희망에 의해 선택할 경우와 학과만족도가 높을 경우에 학업부진에 속할 확률이 낮아졌다. 타인의 권유보다는 본인이 자신의 적성을 알고 본인의 의지로 학과를 선택하는 것이 학업부진 예방에 중요한 요인 중 하나인 것이다. 본인의 적성과 흥미가 전공과 일치한다면 학업성취 향상은 물론 나아가 미래 직업에 대한 진로결정 자기효능감에도 영향을 미치기에(김지연, 강혜영, 정태중, 2018), 대학에서도 이와 관련한 유연한 지원이 필요하다. 학생들이 대학에서도 본인의 적성을 재탐색할 수 있는 기회를 제공하고 복수전공, 부전공, 다중전공제도 등의 확대를 통해 자신의 흥미와 적성에 맞는 전공을 가질 수 있도록

록 여러 대안을 마련해 제공하는 것이 바람직하다.

둘째, 학업부진 학생들의 성공적인 대학생활적응을 위해 맞춤형 기초학습프로그램, 학생상담 프로그램이 제공되어야 한다. 수학, 물리, 영어와 같은 기초 과목에 대해 동료나 선배와의 튜터링, 멘토링과 같은 프로그램의 제공으로 대학생활 적응에 도움을 줄 수 있을 것이다. 특히 대학신입생 시기에 학업부진을 겪게 되면 신입생 이후 시기에 이러한 낮은 학업성취가 지속될 가능성이 높으며 이후 이를 개선하기 위한 많은 노력이 요구되므로(신중호, 최재원, 2019) 대학신입생 시기에 적절히 이러한 기초학습프로그램을 제공하는 것이 바람직할 것이다. 대학의 튜터링 관련 프로그램은 그 효과성이 입증(안현아 외, 2016; 유경아, 2017; 홍송이, 임성택, 2016) 되어 대부분의 대학에서 실시하고 있으며 과목별로 수준별 프로그램의 운영이 바람직하다. 최근에는 대학신입생 입학 초기에 진단평가를 실시하여 본 수업에 어려움이 없도록 기초 과목에 대한 비교과프로그램을 운영하는 경우도 있다(안미영, 이효숙, 이연주, 2017; 유경아, 2018).

셋째, 대학신입생의 학업부진을 초기에 바로잡고 처방해주기 위해서는 신입생역량진단검사 - 위기학생 스크리닝 - 학생 상담(학생상담센터/지도교수) - 학업 상담 및 처방으로 이어지는 유기적인 시스템 구축이 필요하다. 대학신입생 입학 초기에 신입생역량검사나 기초학력검사를 실시하고 이 결과를 바탕으로 위기학생으로 판정되었을 경우 신속히 학과와 상담센터에 정보를 전달하여 위기학생 관리가 이루어질 수 있도록 해야 할 것이다. 기초학력이 부족한 학생에게는 기초학습 프로그램을 제공하고 심리적 문제일 경우 학생상담센터를 통해 적절한 처방이 이루어져야 한다. 또한 지도교수와 면담횟수가 많을수록 학교생활만족도가 높다고 알려져 있으나, 이는 지도교수의 또 다른 부담요인이 될 수 있으므로 상담에 어려움을 겪는 교수들을 위해서 상담지도프로그램을 실시하여 도움을 줄 수 있도록 해야 한다(정주영, 2013).

본 연구는 빅데이터 분석에서 널리 사용되는 머신러닝 기법 중 하나인 별점화 회귀모형의 LASSO를 통해 대학신입생의 학업부진에 영향을 미치는 변인을 탐색하여 여러 의미 있는 변인을 도출하고 기존 선행연구에서 알려졌던 변인들과 새롭게 도출된 변인들을 알아보고 대학신입생의 학업부진에 미치는 변인들의 중요도까지 확인하였다. 본 연구에서는 대학 입학 후 첫 해인 신입생의 학업부진에 영향을 미치는 변인들을 탐색하였는데 향후 패널 데이터가 축적되어 고학년의 대학생까지 종단적인 변화 양상을 탐색하여, 보다 패널 데이터의 장점을 살리고 학년별 변화양상까지 볼 수 있는 의미 있는 시사점을 제공해 줄 수 있는 후속 연구가 수행되기를 기대한다.

## ❖ 참고문헌 ❖

- 강성배, 김광현(2019). 대학 신입생의 대학생활적응과 학습태도간의 관계: 입학전형의 차이분석. **교양교육연구**, 13(6), 77-96.
- 강순화, 이은경, 양난미(2000). 학업우수 및 학업부진 학생의 학업실태 분석을 통한 대학에서의 학업지원방안에 관한 연구. **한국심리학회지: 상담 및 심리치료**, 12(2), 221-242.
- 강승호. (2010). 대학생의 학업성취와 중도탈락 생각에 영향을 미치는 변인 분석. **교육평가연구**, 23(1), 29-53.
- 권재명(2017). **실리콘밸리 데이터 과학자가 알려주는 따라하며 배우는 데이터 과학**. 파주: 제이펍.
- 권혁재(2012). **대학생의 학습부진 원인과 개선방안**, 석사학위논문, 강원대학교.
- 교육부(2019). 2021년 대학기본역량진단기본계획(안).
- 김성식. (2008). 대학생들의 학업중단 및 학교이동에 대한 탐색적 분석: 대학선택요인과 대학생활만족도의 영향. **한국교육**, 36(1), 227-249.
- 김수연. (2006). 대학생의 학업지속과 중도탈락 요인 분석. **한국교육**, 33(4), 33-62.
- 김옥분, 김혜진(2019). 대학생의 학업성취 수준에 따른 정의적 특성 및 학업 관련행동적 특성 차이 분석. **예술인문사회융합멀티미디어논문지**, 9(11), 113-120.
- 김외숙(2013). 대학생의 시간관리가 자기효능감과 학업성취도에 미치는 영향. **한국가족자원경영학회지**, 17(4), 1-17.
- 김원필(2013). 대학캠퍼스의 인지적 외부 공간환경에 대한 재학생만족도가 학업성취도에 미치는 영향 연구. **교육시설 논문지**, 20(5), 27-34.
- 김지연, 강혜영, 정태중(2018). 전공불일치감 수준과 학업성취에 따른 대학생활적응과 진로결정자기효능감의 차이. **학습자중심교과교육연구**, 18(3), 459-482.
- 김현철(2005). 대학생의 학업성취(II): 학업성취도에 대한 새로운 예측변수의 탐색. **한국교육**32(2), 247-274.
- 김형수(2001). **대학생의 학업성취 수준과 대학생활 인식간의 관계**. 석사학위논문, 서울대학교.
- 김형수, 김옥진, 강미희, 조정운(2010). 지방 사립 대학생의 삶의 의미 수준에 따른 학과 만족도 및 학업성취도 간의 차이. **인간이해**, 31(2), 267-282.
- 노혜란, 최미나(2008). 대학생의 중도탈락 영향요인 분석을 통한 고등교육 인적자원개발 정책 방안: S 대학 사례를 중심으로. **인적자원개발연구**, 11(1), 89-107.
- 문지영. 모은비, 서은경, 조정우(2018). 별점화회귀모형을 사용한 사교육비 관련요인 탐색. **한국교육**, 45(1), 111-137.
- 박덕희. (2017). 학업 저성취 대학생을 위한 일대일 학습공동체 프로그램 효과 분석. **학습자중심교과교육연구**, 17(6), 375-402.
- 박진영(2010). 성인대학생의 학업탄력성 및 대학생활적응 연구. **평생교육학연구**, 16(4), 1-29.
- 박혜진, 한영석, 김명소(2013). 학업지속에 영향을 미치는 요인에 관한 연구. **한국심리학회지: 여성**, 18(4), 567-580.
- 박희인, 구자경(2011). 전공-적성 불일치로 인해 전공만족도가 낮은 대학생들의 진로문제에 대한 합리적 질적 연구. **진로교육연구**, 24(4), 173-190.



- 배상훈, 장환영(2012). 대학생의 학습투자시간 및 교수와의 관계에 영향을 미치는 변인 탐색: 개인 변인 및 대학 변인을 중심으로. **아시아교육연구**, 13(4), 163-187.
- 백병부, 김정숙(2009). 학습부진 학생들의 학업 자아개념 결정요인 및 학습부진 지도수업의 조절 효과 검증. **교육사회학연구**, 19(1), 125-149.
- 성소연, 배성아(2017). 대학환경 및 개인특성 요인이 대학생활적응과 진로결정수준에 미치는 영향에 관한 연구. **학습자중심교과교육연구**, 17(4), 565-586.
- 송영주(2013). 학습유형과 학습전략, 학습시간에 따른 전문대학생의 학업성취 경로분석. **열린교육연구**, 21(4), 47-68.
- 신명희, 박승호, 서은희(2005). 여자 대학생의 학업성취도에 따른 시간관리 및 지연행동 연구. **교육학연구**, 43(3), 211-230.
- 신정철, 정지선, 신택수(2008). 대학생의 학업성취도와 그 영향요인들 간의 인과관계 분석. **교육행정학연구**, 26(1), 287-313.
- 신중호, 최재원(2019). 학습분석 기반 대학 신입생 대상 학습부진 위험학생 조기에측 모델 개발 및 군집별 특성 분석. **교육공학연구**, 35(2), 425-454.
- 심고은, 김선영, 박민규, 강성배, 김광현, 백승수, 김운옥(2019). 신입생 적응 지원 프로그램 효과성 분석-K 대학교 신입생 세미나를 중심으로. **교양교육연구**, 13(6), 57-75.
- 심재명(2016). 대학생의 학습수행과 신체적 여가의 관계. **Tourism Research**, 41(4), 127-148.
- 안미영, 이효숙, 이연주(2017). 건국대 글로벌캠퍼스 교양대학 기초학문강화 비교과프로그램 운영 모델. **한국문화융합학회**, 39(4), 259-284.
- 안현아, 박영신, 김경이, 장미숙(2016). 동료 튜터링 프로그램 유형이 대학생의 학업성취에 미치는 효과: C 대학교 사례를 중심으로. **학습자중심교과교육연구**, 16(10), 357-377.
- 염민호, 박선희, 오종욱(2012). 대학 학습공동체 효과 분석. **교육행정학연구**, 30(2), 1-26.
- 유경아. (2017). 대학 튜터링 프로그램이 학습자들의 영어 성취와 학습동기에 미치는 영향. **열린정신 인문학연구**, 18(2), 145-172.
- 유경아. (2018). 교양영어 교과목 관련 튜터링 프로그램 운영과 개선 방안. **예술인문사회융합멀티미디어논문지**, 8(1), 261-269.
- 유진은, 김형관, 노민정(2020). Group Mnet 기계학습 기법을 통한 중학생의 끈기( grit)관련 변수 탐색. **한국청소년연구**, 31(1), 157-182.
- 유진은(2016). 데이터 마이닝 기법을 통한 교육 패널데이터 분석: 별점회귀모형과 KYPS 자료. **아시아교육연구**, 17(3), 1-19
- 유진은, 노민정(2017). Group lasso를 통한 중학생의 삶의 만족도에 영향을 미치는 변수 탐색. **한국청소년연구**, 28(1), 127-149.
- 이영옥, 전윤화, 김미선(2018). 간호대학생의 대인관계, 자아탄력성, 셀프리더십이 대학생생활 적응에 미치는 영향. **한국생활환경학회지**, 25(3), 336-345.
- 이영희, 이영미, 김동기(2009). 치과대학생의 성격유형과 학업성취도의 관계. **인간발달연구**, 16(1), 179-196.
- 이정희, 윤명희, 함수민, 강창완, 김민희, 고미나, 박은영(2018). 대학생들의 대학 생활 적응을 돕기 위한 DEU-GRIT 척도의 기준 개발 연구: D 대학을 중심으로. **사회과학연구**, 30(3), 139-157.
- 이지희, 신희정(2017). 대학 입학 성적우수 학생들의 학사경고 경험에 대한 연구. **한국웰니스학회**

- 지, 12(1), 183-201.
- 임이랑(2016). **학업 저성취 대학생의 특성탐색 검사 문항개발 및 타당화**, 박사학위논문, 이화여자 대학교.
- 전보라, 강승희, 윤소정(2015). 학사경고 경험 대학생의 학업적 특성과 집단 학습컨설팅 효과. **학습자중심교과교육연구**, 15(9), 37-160.
- 전소연(2010). 대학생들의 사회적 지지와 건강상태, 대학생활 적응 및 학업성취도와의 관계. **한국 학교보건교육학회지**, 11(1), 93-115.
- 전영미(2019). 대학생들의 학업부진원인과 학업부진지원 프로그램의 성과 연구. **열린교육연구**, 27(4), 51-73.
- 전재은, 신윤정, 김희연(2015). 대학생의 성별에 따른 음주행위와 학업자기효능감이 학업 성과에 미치는 영향 분석: 학업태만행위의 매개효과. **아시아교육연구**, 16(2), 263-288
- 정주영(2013). 지도교수와의 면담이 대학생의 학교생활만족도에 미치는 영향에 관한 구조적 분석. **한국교육문제연구**, 31(4), 95-114.
- 정혜원, 김예림, 박소영(2020). 초· 중학생의 그것에 영향을 미치는 변수 탐색. **학습자중심교과교육 연구**, 20(8), 673-693.
- 주영아, 정희진, 황선희, 김영혜(2013). 학업 저성취 대학생의 자기결정성 및 스트레스 대처전략 증진 집단상담 프로그램 효과 연구. **학습자중심교과교육연구**, 13(2), 85-115.
- 진성희, 김균희(2019). 대학 신입생들의 대학생활적응력이 학업성취 및 중도탈락에 미치는 영향. **학습자중심교과교육연구**, 19(20), 805-824.
- 진성희, 임고운, 김태현(2019). 학업 저성취 대학생들을 위한 학력향상 프로그램의 교육적 효과. **아시아교육연구**, 20(3), 671-694.
- 최태진, 백유미(2019). 외국인 유학생의 대학생활적응 탐색 척도 개발 및 실태분석: J 대학 사례. **문화와융합**, 41(6), 637-668.
- 탁수연, 박영신, 김의철(2007). 대학생의 학업성취와 관련 변인의 관계 분석: 부모자녀관계, 자기효능감, 성취동기, 공부시간을 중심으로. **아동교육**, 16(1), 143-154.
- 한겨레(2019. 4. 28.). “한국 대학 위기…학문 단위 융합하고 교육방식 혁신해야” <http://www.hani.co.kr/arti/society/schooling/891787.html>에서 2020년 9월14일 인출.
- 홍송이, 임성택(2016). 학습컨설팅 지원 튜터링 프로그램이 대학생의 학습동기, 학습몰입, 학업성취에 미치는 효과. **교육학연구**, 54(4), 295-327.
- Friedman, J., Hastie, T., & Tibshirani, R. (2019). *Glmnet: Lasso and elastic-net regularized generalized linear models*. [http://CRAN.R-project.org/package = glmnet](http://CRAN.R-project.org/package=glmnet). R package version, 3.0-2.
- Gershensfeld, S., Ward Hood, D., & Zhan, M. (2016). The role of first-semester GPA in predicting graduation rates of underrepresented students. *Journal of College Student Retention: Research, Theory & Practice*, 17(4), 469-488.
- Hastie, T., & Tibshirani, R. & Friedman, J. (2009). *The Elements of Statistical Learning; Data Mining, Inference and Prediction*(2nd ed.). New York: Springer.
- Santosa, R. G., & Chrismanto, A. R. (2017). Logistic Regression Model for Predicting First Semester Students GPA category Based on High School Academic Achievement. *Researcherworld Journal of Arts, Science & Commerce Volume-VIII Issue-2(1)*, 58-66.



- Stinebrickner, R., & Stinebrickner, T. R. (2003). Understanding educational outcomes of students from low-income families evidence from a liberal arts college with a full tuition subsidy program. *Journal of Human Resources*, 38(3), 591-617.
- Yoo, J. E. (2018). TIMSS 2011 student and teacher predictors for mathematics achievement explored and identified via Elastic Net. *Frontiers in Psychology*, 9, 317. Retrieved from <https://www.frontiersin.org/articles/10.3389/fpsyg.2018.00317/full>.

❖ Abstract ❖

Exploring Variables Affecting Low achievement of Freshman  
at University using Penalized Regression

The purpose of this study was to explore factors affecting under achievement of freshman at University. Thus, Lasso(Least Absolute Shrinkage and Selection Operator) penalized regression model, one of the machine learning techniques used in big data analysis was applied to the Korea Education and Employment Panel(KEEP) II 3rd wave dataset. The results are as follows. Among 120 variables, 21 variables were finally selected as influencing variables. Specifically, ‘gender’, ‘major choice factor(self-interest)’, ‘scholarship’, ‘college facilities-computer environment’, ‘school life-student counseling’, ‘student opinion reflection’, ‘basic learning program provision’, ‘weekly average study time alone’, ‘department satisfaction’, ‘leisure time’, ‘frequency of leisure activities(club/religious activities)’, and ‘smoking’ were selected as influencing variables which have been reported in previous literature. Variables such as ‘career exploration major courses’, ‘start-up courses’, ‘understanding people from other cultures’, ‘questions about themselves’, and ‘personality tests’ were newly derived as influencing variables. ‘Frequency of leisure activities(Internet surfing)’, ‘drinking’ were negatively related to low achievement of freshman with different results from previous literature. Based on these results, the implications of this study were discussed.

**Key words:** low achievement, penalized regression, LASSO, machine learning

## 직업지위점수를 활용한 대졸자의 노동시장 성과

백원영<sup>1)</sup> · 이재성<sup>2)</sup>

### 요약

본 연구는 「한국교육고용패널조사 I」을 활용하여 전문대학 및 일반대학 졸업자의 개인 특성, 부모 직업, 대학 특성 등이 취업 여부뿐만 아니라 첫 일자리의 임금 및 직업지위 점수에 어떠한 영향을 미치는지 실증분석하였다. 주요 결과는 첫째, 부모 직업의 경우 첫 직장 임금에는 영향을 미치지 않지만, 자녀의 직업지위 점수에는 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 분석 결과는 전문대학 졸업생의 경우 강하게 나타나고 있다. 둘째, 전공별 임금 프리미엄은 의약, 공학 순으로 나타났으며, 이는 직업지위 점수에도 비슷하게 나타난다. 그러나 전문대학과 일반대학 졸업생의 표본을 나누어 분석하였을 때 일반대학 졸업생의 경우 의약계열의 임금 프리미엄만 존재하는 반면, 직업지위 점수는 교육, 공학, 자연계열 순으로 높게 나타난다. 이상의 분석 결과는 부모와 자녀의 직업 간에 세대 이전이 나타나고 있으며, 전공 분야에 따라 높은 임금이 일자리의 질을 담보하는 것은 아니라는 것을 시사한다. 또한 변화하는 산업 구조에 따라 직업지위 점수가 임금 등과 함께 노동시장 성과를 측정하는 하나의 변수로 고려될 수 있음을 제시한다.

## I. 서론

청년층의 노동시장 이행에 관한 이론적 관점에서는 여전히 대학에서의 교육이 원활한 청년층의 원활한 노동시장 이행을 위한 중요한 자원 중에 하나로 인식된다. 특히 최근 노동시장은 기술의 발전, 소비패턴 변화, 서비스 부문에 대한 노동수요 증대 등 여러 변화를 경험하고 있다. 이와 관련하여 기존의 산업사회에서 표준적으로 통용되던 고용관계와는 다른 새로운 고용형태들이 확대되면서, 기존에 청년층의 노동시장 이행에 관한 연구에서 첫 일자리의 이행과 정과 관련된 성과인 임금, 정규직/비정규직, 또는 종사상 지위 등으로 일자리의 질을 대변하기 어려운 상황이다.

최근에는 사회학을 중심으로 특정한 교육 분야가 사회 계층화에 미치는 영향에 관한 연구가 활발히 이루어지고 있는데, 특히 직업적 위신(occupational prestige), 일자리 미스매치, 고용 형태, 소득 등과 같은 노동시장 성과에 미치는 영향을 분석한 연구들이 보고되고 있다 (Katz-Gerro and Yaish, 2003; Van de Werfhorst, 2004; Shwed and Shavit, 2005). 이러한 연구들에서 직업지위를 노동시장 성과를 살펴보았을 때 기존에 임금 등에 미치는 영향을 살펴본

1) 한국직업능력개발원 부연구위원

2) 한국고용정보원 부연구위원

결과와는 다른 결과를 나타내기도 한다. 예를 들어 인문 사회과학 분야 전공자의 경우 공학이나 경영학 등의 전공 분야보다 상대적으로 더 낮은 임금을 받는다고 보고한 연구들이 있지만 (Arcidiacono, 2004; Marini and Fan, 1997), 전공 분야가 직업적 지위에 미치는 영향은 그 결과가 연구자나 국가에 따라 다르게 나타난다(Van de Werfhorst, 2004).

직업을 분류하는 것은 상당 부분 계층화 연구의 바탕을 이룬다(Grusky and van Rompaey, 1992). 이와 관련한 연구에서는 사회적 불평등이나 직업이 사회적 계층의 주요 차원이며, 이와 관련하여 직업에 대한 정보로부터 지위를 측정하는 방법을 개발하고자 하였다. 직업적 지위에 대한 시초는 국내의 한국표준직업분류와 같이 세부적으로 나누어져 있는 자료를 개별 연구자의 선호도와 실질적인 연구 목적에 따라 관련성 있는 척도로 재코딩하여 활용된다. 특히 직업 변수가 세대 간 지위 세습에 관한 연구 등에서는 사회경제적 지수(socioeconomic index)나 직업위세점수 등으로 활용된다(Ganzeboom and Treiman, 1996; 방하남·김기현, 2001).

본 연구는 대졸자의 노동시장 성과를 이러한 직업지위 점수를 활용하여 살펴보고자 한다. 기존의 연구를 살펴보면 노동시장 성과를 측정하기 위해 임금이나 종사상 지위를 활용한 일자리의 질 등을 사용하고 있다. 본 연구에서는 직업지위 점수를 노동시장 성과의 한 변수로 활용할 경우 임금 등을 활용한 기존 연구 결과와 비교할 수 있으며, 결과에 차이가 있다면 어떤 요인들이 직업지위 점수에 대해 높은 설명력을 갖는지 실증하고자 한다.

직업지위와 노동시장 성과에 관한 연구들은 대부분 가구 배경과 자녀의 경제적 성취 간에 긍정적인 상관관계가 존재한다고 보고한다(Duncan, 1997; Bowles et al., 2009; Ziolo-Guest et al. 2009; Ermisch et. al, 2012). 이러한 연구들은 직업지위 등으로 측정한 가구 배경이 유전적 요인뿐만 아니라 인지적·비인지적 능력을 향상시키기 위한 부모의 투자가 자녀의 인적자본의 중요한 결정요인이 되지만(Becker and Tomes, 1986), 일부 연구에서는 학력이나 직업과 같은 전통적인 척도로는 이러한 상관관계를 충분히 설명할 수 없다고 제시한다(Bowles and Gintis, 2002; Franzini and Raitano, 2009; Mazzona, 2014; Raitano and Vona, 2015). 또한 부모의 네트워크는 그들의 자녀들이 노동시장에서 더 나은 기회를 획득하는 데 활용되기도 한다. 특히 자녀의 인적자본이 부족할 때 이러한 네트워크 효과는 특히 두드러진다. 스페인과 이탈리아의 사례를 통해 분석한 연구에서는 사회경제적 지위가 높은 가정에서 저능력(low ability) 자녀의 임금 프리미엄을 보장하는 낙하산 효과(parachute effect)가 있음을 실증한 바 있다(Checchi et al., 1999, Pezzilari, 2010, Raitano and Vona, 2015).

본 연구에서는 부모의 사회경제적 배경과 같은 가구 배경과 개인의 직업지위에 초점이 맞추어져 왔던 기존의 연구를 개인 특성, 훈련 경험, 대학 전공 등 다양한 특성 변수로 확대하여 대졸자의 교육과 노동시장 이행의 관점에서 살펴보고자 한다. 임금뿐만 아니라 직업지위 점수를 활용하여 노동시장 성과를 실증함으로써 급속하게 변화하는 노동시장의 상황에 따라 직업지위 점수가 노동시장 성과의 결정요인을 분석할 때 보완적인 변수가 될 수 있을 것이라 기대한다.

## II. 분석 자료

본 연구에서는 직업지위 점수를 활용한 대졸자의 노동시장 성과를 분석하기 위하여 「한국 교육고용패널(Korean Education & Employment Panel: KEEP) I」 1~12차연도(2004~2015년) 자료와 2020년도에 동일한 패널 3,150명을 대상으로 마지막 조사(12차연도) 이후의 학력 및 노동시장 변화를 살펴보기 위하여 추적조사한 자료를 연결하여 활용하였다. 본 연구에서는 직업지위의 점수와 범주화를 위해 Ganzeboom and Treiman(1996)의 코드를 활용한다. 이들은 사회경제적 지위 점수(International Socio-Economic Index of Occupational Status: ISEI) 및 계층화 범주(Erickson and Goldthorpe's class categories: EGP)를 1988년 국제표준직업분류의 3~4 자리 단위에서 제시하고 있다. 이러한 용어들은 사회경제적 지위 점수뿐만 아니라 직업지위 점수로 통용되고 있으며, 본 연구에서는 이러한 직업지위 점수를 측정하기 위해서 전문대학 또는 일반대학 졸업 이후 첫 일자리 직업의 고용직업분류(KECO)를 한국표준교육분류로 연계한 뒤 다시 국제표준직업분류로 분류하여 Ganzeboom and Treiman(1996)이 제시한 점수를 매칭하였다.

<표 1>은 Ganzeboom and Treiman(1996)에서 제시된 EGP 범주를 나타낸 표이다. 본 연구에서는 직업지위를 ISEI의 연속된 점수로 활용하고, 부모 직업의 경우 자영업자를 제외한 5계급으로 범주화하여 분석에 포함한다.

**<표 1> 직업지위 분류 기준**

		ISEI 평균	6계급
I	상위 전문직, 관리직, 대기업 경영자	68	전문관리직 및 고용주
II	하위 전문직, 관리직, 상위 기술직, 소기업 경영자, 사무 감독직	58	
III	사무직 노동자	45	사무직 노동자
IVa	피고용인이 있는 소규모 자영업자	48	자영업자
IVb	피고용인이 없는 소규모 자영업자	42	
V	하위 기술직, 육체 근로자 감독직	40	숙련 육체노동자
VI	숙련 육체 노동자	36	
VIIa	반숙련, 미숙련 육체 노동자(비농업 부문)	31	비숙련 육체 노동자
VIIb	농업 등 1차산업 노동자	18	농업 노동자
IVc	농민, 소지주, 1차산업 자영업자	26	

출처: Ganzeboom and Treiman(1996) p.214를 재구성함.

표본은 1차(2004)연도 중학교 3학년 2,000명, 고등학교 3학년 4,000명 중 12차(2015)연도 및 추적조사(2020)연도에 일반대학과 전문대학 졸업자로 구성하였다. 임금과 직업지위 점수 결정 요인에 관한 분석에서는 졸업 후 첫 일자리를 가진 표본 중 임금 근로자를 대상으로 한다.

<표 2>는 직업지위를 범주화하여 각 범주의 기초통계를 제시한 것이다. 일반대학 또는 전문대학 졸업 후 임금근로자로 취업한 표본 중 전문관리직 및 고용주는 984명, 사무직 노동자는 436명, 숙련 노동자는 211명, 비숙련 노동자는 228명이다. 성별로는 사무직 노동자를 제외하고는 남성이 차지하는 비중이 높게 나타난다. 대학 전공별로 살펴보면, 사무직 노동자 범주를 제외하고는 공학계열 전공자의 비중이 높은 편이다. 사무직 노동자에서는 경영·경제 전공자가 28%, 공학계열이 23%인 것으로 나타났다. 학력별로는 전문관리직 및 고용주와 사무직 노동자에서 일반대학 졸업자의 비중이 각각 69%, 62%를 차지하는 반면, 숙련 노동자와 비숙련 노동자 범주에서는 전문대학 졸업자의 비중이 각각 60%, 63%로 상대적으로 높은 편이다. 첫 일자리 성과와 관련된 변수들의 경우 첫 일자리 이행 기간의 경우 비숙련 노동자(18.1개월), 전문직 및 고용주(16.3개월), 사무직 노동자(16.3개월), 숙련 노동자(14.1개월)의 순으로 나타났으며, 월 평균 임금의 경우 전문관리직 및 고용주(189.0만 원), 숙련 노동자(170.9만 원), 사무직 노동자(157.8만 원), 비숙련 노동자(154.1만 원)이다. 직업지위 점수(ISEI)의 경우 <표 2>에서 제시한 직업지위의 범주 순서에 따라 각각 59.5점, 43.7점, 35.6점, 30.5점 순으로 나타난다.

<표 2> 직업지위의 범주별 표본 특성

구분		전문관리직 및 고용주	사무직 노동자	숙련 노동자	비숙련 노동자
인구학적 특성	성별(남성=1)	0.56 (0.50)	0.45 (0.50)	0.72 (0.45)	0.72 (0.45)
	연령(중학교 코호트=1)	0.40 (0.49)	0.33 (0.47)	0.38 (0.49)	0.35 (0.48)
부(모) 직업지위	전문관리직 및 고용주	0.58 (0.49)	0.49 (0.50)	0.42 (0.49)	0.44 (0.50)
	사무직 노동자	0.05 (0.22)	0.06 (0.24)	0.03 (0.18)	0.04 (0.19)
	숙련 노동자	0.11 (0.32)	0.11 (0.31)	0.13 (0.34)	0.14 (0.35)
	비숙련 노동자	0.19 (0.39)	0.26 (0.44)	0.28 (0.45)	0.23 (0.42)
	농업 노동자	0.07 (0.25)	0.08 (0.28)	0.14 (0.35)	0.16 (0.37)
학력	대졸(일반대학 졸업=1)	0.69 (0.46)	0.62 (0.49)	0.40 (0.49)	0.37 (0.48)
대학 전공	인문계열	0.10 (0.30)	0.13 (0.34)	0.04 (0.19)	0.08 (0.27)
	경영·경제	0.11 (0.31)	0.28 (0.45)	0.03 (0.16)	0.17 (0.37)
	법	0.02 (0.12)	0.01 (0.11)	0.00 (0.06)	0.01 (0.11)

구분	전문관리직 및 고용주	사무직 노동자	숙련 노동자	비숙련 노동자
사회과학	0.07 (0.26)	0.10 (0.31)	0.10 (0.30)	0.07 (0.25)
교육계열	0.08 (0.27)	0.05 (0.23)	0.01 (0.12)	0.02 (0.13)
공학계열	0.29 (0.45)	0.23 (0.42)	0.38 (0.49)	0.40 (0.49)
자연계열	0.10 (0.30)	0.08 (0.27)	0.14 (0.35)	0.09 (0.29)
의약계열	0.11 (0.31)	0.03 (0.16)	0.11 (0.32)	0.05 (0.22)
예체능계열	0.12 (0.33)	0.09 (0.28)	0.19 (0.39)	0.12 (0.32)
학업성취도	졸업 평점(100점 환산) 82.91 (10.34)	81.60 (10.10)	82.01 (10.23)	81.93 (10.84)
훈련 경험	취·창업 교육훈련(경험=1) 0.28 (0.45)	0.36 (0.48)	0.29 (0.45)	0.23 (0.42)
첫 일자리 성과	이행 기간(월) 16.57 (22.98)	16.31 (23.59)	14.13 (19.61)	18.09 (23.70)
	월평균 임금(만 원) 188.97 (101.90)	157.81 (72.65)	170.88 (84.99)	154.09 (68.25)
	직업지위 점수(ISEI) 59.50 (11.29)	43.71 (8.03)	35.58 (7.91)	30.53 (5.84)
N	984	436	211	228

주 : 개인의 직업지위 범주에서 농업 노동자 범주에 속하는 표본 수는 6명에 불과하여, 표에서 제시하지 않음.  
출처: 한국교육고용패널(KEEP) | 1차(2004)~12차(2012), 13차(2020)연도 자료.

### III. 분석 결과

<표 2>는 일반대학과 전문대학 졸업생을 대상으로 첫 일자리 취업에 미치는 영향을 로짓 분석을 통해 추정한 결과이다. 종속변수는 임금근로자로 취업 여부에 관한 더미변수이며, 설명 변수는 개인 특성, 가구소득, 고등학교 시절의 성장지, 부(모) 직업지위의 범주, 대학 유형, 학업 성과, 교육훈련 경험 여부 등을 포함하였다.

추정 결과를 보면, 남성은 여성보다 임금근로자로 취업할 가능성이 유의하게 낮다. 특히 여성은 상대적으로 전문대학 졸업 이후 임금근로자로 취업할 확률이 높게 나타났으나, KEEP I에서 일부 표본에 대해 추적조사를 진행하였기 때문에 여전히 남성의 경우 군입대 등을 고려하면 노동시장 진입 표본이 많지 않은 것에 기인하였을 수 있다. 한편 가구소득 및 성장지, 부

(모) 직업지위의 경우 전문대학 졸업생의 취업에는 영향을 미치지 않지만, 일반대학 졸업생의 취업에는 유의한 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 구체적으로 가구소득이 1,000만 원 이상인 범주에 속할 경우 1,000만 원 미만에 속할 경우보다 취업할 확률이 높다. 또한 부모의 직업이 농업 노동자인 경우에 비해 전문관리직 및 고용주이거나 비숙련 노동자인 경우 취업할 확률이 유의하게 높게 나타났다. 취업을 위한 창업 및 교육훈련 경험의 경우 전문대학 졸업생에서는 첫 일자리를 획득하는 데 영향을 미치지 않지만, 일반대학 졸업생에서는 유의하게 긍정적인 영향을 미치고 있다. 대학 전공 분야가 첫 일자리 취업 여부에 미치는 영향을 보면, 법학계열은 인문계열에 비해 취업할 가능성이 유의하게 낮게 나타난다. 그리고 공학계열과 의약계열은 첫 일자리에 취업할 가능성이 유의하게 높게 나타난다. 전문대학과 일반대학 졸업생의 표본을 나누어서 분석한 결과 전문대학 졸업생의 경우 사회과학, 교육, 의약계열에서 인문계열에 비해 취업할 확률이 높게 나타났고, 일반대학 졸업생은 법, 사회과학, 교육계열에서 인문계열에 비해 취업할 확률이 낮았으나 공학 및 의약계열은 유의하게 높게 나타났다. 이상의 분석 결과는 졸업 후 첫 일자리 취업에 미치는 영향을 살펴본 것으로, 취업에 긍정적인 영향을 미치는 요인들이 안정적인 일자리 등 취업의 질이라고 보기는 어려울 수 있다. 따라서 <표 3>과 <표 4>에서 임금근로자를 대상으로 첫 일자리 임금 및 직업지위 점수에 대한 결정요인을 회귀분석 하였다.

<표 3> 대졸자의 취업 결정요인

		전체	전문대학	일반대학
인구학적 특성	성별(남성=1)	-0.053* (0.028)	-0.106** (0.051)	-0.006 (0.035)
	연령(중학교 3학년 코호트=1)	-0.057* (0.030)	-0.101* (0.052)	-0.017 (0.039)
가구소득	100만 원 미만	-0.111 (0.124)	0.134 (0.106)	-0.287* (0.157)
	100~300만 원 미만	-0.108 (0.115)	0.088 (0.086)	-0.215 (0.142)
	300~500만 원 미만	-0.134 (0.114)	0.061 (0.088)	-0.249* (0.141)
	500~700만 원 미만	-0.131 (0.118)	- (0.118)	-0.241* (0.145)
	700~1,000만 원 미만	-0.111 (0.130)	- (0.130)	-0.273* (0.155)
성장지	특별시/광역시	-0.035 (0.033)	0.051 (0.050)	-0.079* (0.044)
	시 지역	-0.007 (0.033)	0.040 (0.050)	-0.044 (0.043)
부(모) 직업지위	전문관리직 및 고용주	0.024 (0.043)	-0.077 (0.064)	0.099* (0.059)

		전체	전문대학	일반대학
	사무직 노동자	0.049 (0.065)	-0.056 (0.102)	0.133 (0.084)
	숙련 노동자	0.008 (0.050)	-0.020 (0.073)	0.055 (0.067)
	비숙련 노동자	0.029 (0.045)	-0.087 (0.064)	0.124** (0.062)
대학 유형	일반대학 졸업	-0.085*** (0.030)	-	-
대학 전공	경영·경제	0.034 (0.043)	0.116 (0.093)	0.009 (0.050)
	법	-0.218** (0.104)	-	-0.232** (0.106)
	사회과학	-0.022 (0.049)	0.172* (0.101)	-0.112* (0.057)
	교육계열	-0.046 (0.057)	0.237* (0.138)	-0.129** (0.066)
	공학계열	0.097** (0.042)	0.131 (0.087)	0.086* (0.049)
	자연계열	0.000 (0.047)	0.113 (0.103)	-0.046 (0.053)
	의약계열	0.182*** (0.058)	0.190** (0.095)	0.224** (0.087)
	예체능계열	0.042 (0.046)	0.138 (0.092)	0.004 (0.056)
	학업성과	졸업평점(100점 환산)	-0.001 (0.001)	0.002 (0.002)
훈련경험	교육훈련 참여	0.037 (0.024)	-0.056 (0.041)	0.071** (0.030)
N		1,890	626	1,238

주 : 1. 가구소득의 준거집단은 1,000만 원 이상, 성장지의 준거집단은 읍·면지역, 부(모) 직업지위의 준거집단은 농업 노동자, 대학 전공의 준거집단은 인문계열임.  
 2. 졸업 연도, 대학 소재지 등은 분석에 포함하였으나 표에는 제시하지 않음.  
 3. 추정치는 한계효과(marginal effect)임.  
 4. 괄호 안은 표준편차를 의미함.  
 5. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%에서 통계적으로 유의함.  
 자료: 한국교육고용패널(KEEP) | 1차(2004)~12차(2012), 13차(2020)연도 자료.

<표 4>와 <표 5>에서 종속변수인 임금과 직업지위 점수는 로그 값이고, 설명변수는 앞의 추정모형에 사용한 변수와 함께 첫 일자리로의 이행 기간 변수를 추가하였다. 임금 및 직업지위에 영향을 미치는 다양한 요인들을 통제한 후에 성별, 부모 직업, 대학 유형, 학업 성과, 훈련 경험의 효과를 살펴보면, 임금과 직업지위 결정요인 간에 유의하게 나타나는 변수들에 차이가 있는 것을 알 수 있다. 추정 결과를 보면, 남성은 여성보다 유의하게 높은 임금을 받지만,

직업지위 점수는 낮게 나타난다. 부모의 직업은 임금에는 영향을 미치지 않지만, 직업지위 점수에는 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 예를 들어, 부모 직업이 전문관리직 및 고용주인 경우 농업 노동자에 비해 직업지위점수가 약 8.9% 높게 나타났고, 비숙련 노동자는 농업 노동자에 비해 약 농업 노동자인 경우에 비해 전문관리직 및 고용주인 경우 개인의 직업지위 점수는 약 8.0% 높다. 일반대학 졸업자는 전문대학 졸업자에 비해 상대적으로 직업지위점수가 높았으나, 임금에는 영향이 없는 것으로 나타났다. 대학 전공분야의 임금 및 직업지위점수의 효과를 살펴보면, 두 분석 결과에 큰 차이가 없는 것으로 요약할 수 있다. 즉 인문계열에 비해 사회과학, 교육, 공학, 의약계열 전공자의 임금 및 직업지위점수가 유의하게 높게 나타났다.

〈표 4〉 대졸자의 임금 및 직업지위 결정요인

		임금	직업지위
인구학적 특성	성별(남성=1)	0.109*** (0.037)	-0.076*** (0.023)
	연령(중학교 3학년 코호트=1)	-0.115*** (0.039)	-0.030 (0.025)
부(모) 직업	전문관리직 및 고용주	0.034 (0.051)	0.085*** (0.033)
	사무직 노동자	0.092 (0.076)	0.075 (0.050)
	숙련 노동자	-0.064 (0.058)	0.072* (0.038)
	비숙련 노동자	0.014 (0.052)	0.077** (0.034)
대학 유형	일반대학 졸업	0.036 (0.037)	0.142*** (0.024)
대학 전공	경영·경제	0.067 (0.057)	0.068* (0.036)
	법	0.036 (0.144)	0.030 (0.084)
	사회과학	0.105* (0.064)	0.081** (0.039)
	교육계열	0.140* (0.074)	0.149*** (0.046)
	공학계열	0.152*** (0.055)	0.135*** (0.034)
	자연계열	0.089 (0.062)	0.089** (0.038)
	의약계열	0.254*** (0.068)	0.165*** (0.043)

		임금	직업지위
	예체능계열	-0.006 (0.061)	0.040 (0.038)
학업성과	졸업평점(100점 환산)	-0.001 (0.001)	0.002* (0.001)
훈련경험	교육훈련 참여	-0.023 (0.030)	-0.001 (0.019)
첫 일자리 이행기간		0.004*** (0.001)	0.001** (0.000)
대학전공		Yes	Yes
졸업연도		Yes	Yes
N		1,037	1,225

주 : 1. 부(모) 직업지위의 준거집단은 농업 노동자임.  
 2. 가구소득, 고등학교 시절 성장지, 대학 소재지, 졸업 연도 등은 분석에 포함하였으나 표에는 제시하지 않음.  
 3. 괄호 안은 표준편차를 의미함.  
 4. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%에서 통계적으로 유의함.  
 자료: 한국교육고용패널(KEEP) | 1차(2004)~12차(2012), 13차(2020)연도 자료.

<표 5>는 전문대학과 일반대학 졸업자 표본을 나누어서 추정된 결과를 제시한 것이다. 분석 결과 취업 결정요인에 있어서 부모 직업이 일반대학 졸업생의 표본에서만 영향을 미치지만, 직업지위 점수에는 전문대학 졸업생의 표본에서만 영향을 미치는 것으로 나타났다. 첫 일자리 이행 기간은 일반대학이나 전문대학 졸업생 두 집단에서 모두 임금에만 영향을 미치지만 직업지위 점수에는 영향을 미치지 않는다. 전공별 임금 및 직업지위 점수의 프리미엄은 전문대학 또는 일반대학 졸업생 집단에 따라 차이가 나타난다. 임금 및 직업지위 점수에 영향을 미치는 다양한 요인들을 통제한 후에 추정 결과를 살펴보면, 전문대학 졸업생의 경우 의약계열 전공자가 가장 높은 임금 프리미엄을 받으며, 이어서 공학, 자연, 사회과학, 교육, 예체능, 경영·경제 전공자가 인문학 전공자와 비교해 유의하게 높은 임금 프리미엄을 받는 것으로 추정되었다. 기존 연구에서도 대학 학과별 입학성적을 통제한 후에도 의약, 공학계열 전공자가 인문학 전공자에 비해 높은 임금 프리미엄을 받는다고 보고한 바 있다(이병희, 2004) 반면 직업지위의 경우 의약, 사회과학, 공학, 경영·경제를 제외하고는 인문학에 비해 다른 전공에서의 유의한 임금 차이가 나타나지 않았다. 일반대학 졸업생의 경우 임금과 직업지위 간 전공계열에서의 유의도 차이가 더욱 분명하게 나타나는데, 인문학과 비교해 의약계열 전공자의 임금이 높고 예체능계열 전공자의 임금이 낮게 나타나지만, 교육, 공학, 자연계열 전공자가 인문학 전공자보다 유의하게 직업지위 점수가 높은 것으로 나타난다. 이러한 분석 결과는 높은 임금이 곧 좋은 직장을 의미하는 것이 아닐 수 있으며, 전공 분야에 따라 집중되는 직업 분야 때문에 나타나는 현상일 가능성도 존재한다.

〈표 5〉 전문대학 및 일반대학 졸업생의 임금 및 직업지위 결정요인

		전문대학		일반대학	
		임금	직업지위	임금	직업지위
인구학적 특성	성별(남성=1)	0.006 (0.063)	-0.047 (0.043)	0.126** (0.049)	-0.104*** (0.029)
	연령(중학교 3학년 코호트=1)	-0.038 (0.065)	0.004 (0.045)	-0.176*** (0.053)	-0.051 (0.032)
부(모)직업	전문관리직 및 고용주	-0.001 (0.069)	0.090* (0.048)	0.045 (0.077)	0.075 (0.047)
	사무직 노동자	0.169 (0.116)	0.143* (0.080)	0.099 (0.107)	0.035 (0.067)
	숙련 노동자	-0.056 (0.079)	0.064 (0.056)	-0.083 (0.088)	0.058 (0.055)
	비숙련 노동자	0.012 (0.070)	0.105** (0.050)	-0.018 (0.081)	0.055 (0.049)
대학 전공	경영·경제	0.308** (0.127)	0.150* (0.081)	0.040 (0.068)	0.048 (0.041)
	법	0.639 (0.430)	-0.041 (0.313)	-0.032 (0.159)	0.023 (0.087)
	사회과학	0.411*** (0.134)	0.174** (0.085)	0.052 (0.078)	0.046 (0.046)
	교육계열	0.398** (0.161)	-0.005 (0.104)	0.102 (0.087)	0.199*** (0.052)
	공학계열	0.476*** (0.123)	0.160** (0.078)	0.105 (0.066)	0.144*** (0.039)
	자연계열	0.437*** (0.134)	0.077 (0.087)	0.036 (0.075)	0.105** (0.044)
	의약계열	0.491*** (0.127)	0.237*** (0.082)	0.301*** (0.105)	0.082 (0.060)
	예체능계열	0.391*** (0.126)	0.080 (0.081)	-0.127* (0.077)	0.022 (0.045)
학업성과	졸업평점(100점 환산)	0.000 (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.002)	0.003** (0.001)
훈련경험	교육훈련 참여	-0.066 (0.049)	-0.011 (0.033)	-0.003 (0.039)	0.012 (0.023)
첫 일자리 이행기간		0.004*** (0.001)	0.001 (0.001)	0.004*** (0.001)	0.001 (0.001)
전공 졸업연도		Yes Yes	Yes Yes	Yes Yes	Yes Yes
N		396	442	641	783

주 : 1. 부(모) 직업지위의 준거집단은 농업 노동자임.

2. 가구소득, 고등학교 시절 성장지, 대학 소재지, 졸업연도 등은 분석에 포함하였으나 표에는 제시하지 않음.

3. 괄호 안은 표준편차를 의미함.

4. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10%에서 통계적으로 유의함.

자료: 한국교육고용패널(KEEP) | 1차(2004)~12차(2012), 13차(2020)연도 자료.

## VI. 요약 및 시사점

본 연구는 한국교육고용패널 1~12차연도 및 2020년 추적조사 자료 통해 대졸자의 노동시장 성과 결정요인을 취업 여부뿐만 아니라 임금과 직업지위 점수를 활용하여 실증하였다. 분석 결과 임금과 직업지위 점수에 유의하게 영향을 미치는 요인에 차이가 있음을 확인하였다.

첫째, 부모 직업의 경우 첫 직장 임금에는 영향을 미치지 않지만, 직업지위 점수(ISEI)에는 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 부모 직업을 6개 집단으로 범주화한 후 노동시장 성과를 직업지위 점수로 살펴보았을 때, 부모의 직업이 농업 노동자일 때 비해 전문관리직 및 고용주, 숙련 노동자, 비숙련 노동자일 때 통계적으로 유의미하게 자녀의 직업지위 점수가 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 부모의 직업이 자녀의 소득보다는 직업지위에 결정적으로 영향을 미치는 것을 의미한다. 즉 부모와 자녀 간 직업지위의 세대 이전 효과가 존재할 가능성을 보여준다. 이러한 효과는 전문대학 졸업생의 경우 상대적으로 강하게 나타나고 있으며 부모 배경의 영향이 특정 계층의 청년에 가중되어 나타날 수 있음을 보여준다.

둘째, 전공별 임금 및 직업지위 점수의 프리미엄은 의약, 공학, 교육계열 순으로 나타난다. 이러한 전공별 임금 프리미엄은 일반대학 졸업자에게서는 의약계열을 제외하고는 나타나지 않으나 직업지위 점수에 대해서는 교육계열, 공학계열, 자연계열 순으로 나타난다. 이러한 결과는 본 연구에서 전문대학의 전공에 따른 임금 및 직업지위 점수에 대한 추정치 및 전공별 임금 프리미엄을 연구한 기존 연구 결과에서 의약, 공학, 사회과학 전공자의 임금 프리미엄이 존재한다는 보고와는 다른 결과이다.

이상의 분석 결과는 임금 및 취업 여부로 노동시장 성과를 살펴보는 것은 제한적일 수 있음을 시사한다. 부모 학력이나 직업 등과 같은 가구 배경이 노동시장 진입 단계에서는 임금이나 취업 여부에 미치는 영향이 거의 없지만, 여전히 자녀의 직업지위에는 유의하게 영향을 미친다. 또한 대학 전공의 경우에도 의약, 공학 등의 전공에서는 임금과 직업지위에 미치는 영향이 유사하게 나타나지만, 전공 분야에 따라 높은 임금이 일자리의 질을 담보하는 것은 아니라는 것을 시사한다.

본 연구는 전문대학과 일반대학 졸업자의 개인 특성, 대학 특성, 부모 특성 등 다양한 변수들이 임금 및 직업지위 점수에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과를 토대로 부모 직업이나 전공 분야에 초점을 맞추어서 분석한다면, 개인의 임금뿐만 아니라 직업지위와의 관련성에 관해 더 의미 있는 결과를 제시할 수 있을 것이다. 향후 직업지위가 노동시장 성과를 반영하기 위한 하나의 지표로 자리 잡기 위해서는 다양한 측면에서 직업지위 점수에 미치는 요인들을 분석하고, 이를 임금과 안정적인 일자리 등의 지표와 비교 분석하는 것에 대한 심층적인 분석은 향후의 과제로 남아 있다.

## ❖ 참고문헌 ❖

- Arcidiacono, P.(2004). Ability sorting and the returns to college major. *Journal of Econometrics*, 121(1-2), 343-375.
- Becker, G. S., & Tomes, N.(1986). Human capital and the rise and fall of families. *Journal of Labor Economics*, 4(3, Part 2), S1-S39.
- Bowles, S., & Gintis, H.(2002). The inheritance of inequality. *Journal of Economic Perspectives*, 16(3), 3-30.
- Bowles, S., Gintis, H., & Groves, M. O. (Eds.).(2009). Unequal chances: Family background and economic success. Princeton University Press.
- Checchi, D.(2006). The economics of education: Human capital, family background and inequality. Cambridge University Press.
- Ermisch, J., Jäntti, M., Smeeding, T., & Wilson, J. A.(2012). Advantage in comparative perspective. Chap. 1 in From Parents to Children: *The Intergenerational Transmission of Advantage*, edited by John Ermisch, Markus Jantti, and Timothy M. Smeeding. New York: Russell Sage Foundation.
- Duncan, G. J.(1997). Consequences of growing up poor. New York: Russell Sage Foundation. Duncan, GJ, Brooks-Gunn, J., and Klebanov, PK (1994). Economic deprivation and early childhood development. *Child Development*, 65, 296-318.
- Franzini, M., & Raitano, M. (2009). Persistence of inequality in Europe: the role of family economic conditions. *International Review of Applied Economics*, 23(3), 345-366.
- Ganzeboom, H. B., & Treiman, D. J. (1996). Internationally comparable measures of occupational status for the 1988 International Standard Classification of Occupations. *Social Science Research*, 25(3), 201-239.
- Grusky, D. B., & Van Rompaey, S. E. (1992). The vertical scaling of occupations: some cautionary comments and reflections. *American Journal of Sociology*, 97(6), 1712-1728.
- Katz-Gerro, T., & Yaish, M. (2003). Higher education: is more better? Gender differences in labour market returns to tertiary education in Israel. *Oxford Review of Education*, 29(4), 571-592.
- Marini, M. M., & Fan, P. L. (1997). The gender gap in earnings at career entry. *American Sociological Review*, 588-604.
- Mazzonna, F. (2014). The long-lasting effects of family background: A European cross-country comparison. *Economics of Education Review*, 40, 25-42.
- Pellizzari, M. (2010). Do friends and relatives really help in getting a good job?. *ILR Review*, 63(3), 494-510.
- Raitano, M., & Vona, F. (2015). From the Cradle to the Grave: the impact of family background on carrier paths of Italian males. Document de Travail OFCE, 5.
- Shwed, U., & Shavit, Y. (2006). Occupational and economic attainments of college and university graduates in Israel. *European Sociological Review*, 22(4), 431-442.
- Van de Werfhorst, H. G. (2004). Systems of educational specialization and labor market outcomes in

Norway, Australia, and the Netherlands. *International Journal of Comparative Sociology*, 45(5), 315-335.

Ziol-Guest, K. M., Duncan, G. J., & Kalil, A. (2009). Early childhood poverty and adult body mass index. *American Journal of Public Health*, 99(3), 527-532.

방하남, 김기현(2001). 변화와 세습: 한국 사회의 세대간 지위세습 및 성취구조. *한국사회학*, 제35권 제3호, 1-30.

이병희(2004). 대학 전공의 노동시장 성과. *노동정책연구*, 제4권 제4호, 1-20.

## ❖ Abstract ❖

### The Determinants of the College Graduate's Labor Market Outcomes

Won Young Baek(KRIVET), Jae-seong Lee(KEIS)

We demonstrated how the individual characteristics, family background such as parents' jobs, and their majors in college or universities affect the international socio-economic index of occupational status(ISEI) as well as their employment. One of our results suggests that parents' job status does not affect their first job wage, but significantly affects graduates' ISEI. This result is strongly applicable to the group of college graduates. Second, the wage premium by college major was shown in order of medicine and engineering, which is similar to the ISEI. However, from the analysis of graduates' samples, the wage premium exists only in medicine while ISEI is high in education, engineering, and nature sciences. The above analysis suggests that there exists a generation transfer between parents' and their children's jobs, and high wages do not guarantee the quality of jobs depending on the area of their major. It also suggests that a score of ISEI can be considered a variable that measures labor market performance, wages, or decent jobs as the structure of the industry changes.

**Key words:** ISEI, school-to-work transition, family background, labor outcomes

## 청년층 일자리에서의 조직사회화 영향요인이 이직의도에 미치는 영향 분석

서숙영<sup>1)</sup> · 최명숙<sup>2)</sup>

### 요약

본 연구는 한국교육고용패널조사(KEEP)의 2019년도 청년층 노동시장 이행 추적조사자료를 활용하여 청년층의 현재일자리에서의 조직사회화 영향요인이 이직의도에 직접적인 영향을 미치는지에 대해 분석하였다. 분석 결과, 조직사회화 선행요인 중 학습전략, 인사고과, 제도화된 전략, 업무만족은 이직을 하지 않겠다는 의지에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히, 조직특성으로 분류되는 제도화된 전략과 업무만족은 투입된 다른 변인보다 이직의도에 주도적으로 많은 영향을 미치는 요인으로 확인되었다. 반면, 청년층의 기술과 지식은 이직을 하지 않겠다는 의지에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 이직의도에 영향을 미치는 통제변수를 독립변수로 투입한 결과 과거일자리수와 학력은 이직을 하지 않겠다는 의지에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 청년층이 과거 일자리의 경험이나 학력이 높을수록 이직을 하겠다는 의지에 더 많은 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 청년층의 현재 일자리에서 이직을 감소시키기 위해서는 조직사회화의 학습을 위한 구체적인 방법과 다양한 학습도구의 개발, 조직사회화의 중요성에 대한 경영자 인식 등이 우선적으로 개선되어야 할 것으로 판단된다.

## I. 서론

기업은 외부의 경영환경 변화에 대응하여 다양한 방법과 경영기법을 통해 조직변화를 지속해서 추진한다(김정진, 박경규, 2008). 조직변화는 기술혁신과 더불어 무한경쟁에 직면한 기업들이 전략적 사고를 통해 희소한 경영자원을 배분하여 기업의 경쟁우위를 창출하는 과정이며 이러한 과정의 주체는 기업을 구성하는 인적자원이다(장세진, 2014). 특히, 경영환경의 급격한 불확실성 증가는 기업에 미치는 파급력을 가늠하기 쉽지 않다(안영진, 2018). 이러한 경영환경을 극복하기 위해 기업은 외부의 자원보다 내부의 인적자원을 통한 위기 극복에 더 많은 노력을 요구하고 있다(Ha, 2020). 어떠한 조직이든 조직의 성장과 발전을 추구하기 위해서는 조직변화의 주체인 구성원의 행동이 우선하여야 한다(백기복, 2011). 이는 조직의 혁신을 비롯한 모든 조직변화의 기본적 전제조건이 바로 개인의 행동에서 출발하기 때문이다(김일천, 김종우, 이지우, 2004).

한편, 한 글로벌 컨설팅 업체가 아시아태평양 14개국 직장인 총 14만명을 대상으로 진행한

1) 계명대학교(교육심리 및 공학 박사과정 수료)

2) 계명대학교(교육학교수, 교육혁신처장)

‘아시아태평양 노동시장 현황 조사’ 결과에서 한국 직장인의 이직 희망비율이 가장 높은 것으로 조사되었다(이윤정, 2020). 이는 조직에 충성하기보다 자신의 경력개발에 더 무게를 두는 90년대 출생자인 청년층이 취업 전선에 등장하면서 향후 잠재적 이직자가 급증할 것이라는 전망과 맥락을 같이한다(임홍택, 2018). 물론 자신의 경력개발을 통해 부가가치를 높이고 더 나은 근로조건을 탐색하는 것은 다소 경직된 국내 노동시장을 활성화하는 등 다양한 긍정적인 요인을 제공하기도 한다. 그러나 취업반수생이라는 신조어가 나올 정도로 청년층의 잦은 이직과 취업은 기업의 인적자원 관리비용 증대는 물론 이직을 준비하는 과정에서 조직의 구성원에게 부정적인 영향을 미칠수 밖에 없다. 특히 청년층의 경우, 대기업을 선호하는 일반적인 인식에 따라 중소기업의 퇴사율이 대기업에 비해 3배 정도가 더 높은 것으로 조사되었다(고용노동부, 2018).

청년층의 이직이 빈번히 이루어진다고 해서 이러한 이직 자체만으로 보편적인 사회특정 현상에 유·불리의 영향이 미친다고 단정할 수는 없다. 다만, 이직의도(turnover intention)가 이직으로 이어지지 않더라도 이직의도가 있다는 것은 잠재적 이직자를 의미한다. 즉, 어떠한 좋은 기회가 있으면 언제든지 이직할 의사가 있음을 의미하며, 나아가 이직을 실행하기 위한 상시적 준비를 하고 있다는 것을 전제로 한다. 이러한 이직의도를 갖고 있는 조직 구성원은 근로의무에 대한 책임감이 낮아 결근이나 지각과 같은 행동이 자주 발생한다(Hom, Mitchell, Lee, & Griffeth, 2012). 또한, 조직의 조직몰입과 경력몰입 등이 낮아 성과 창출의 기반이 되는 조직시민행동이 약화 될 수 있다(Coyne & Ong, 2007). 나아가 기존의 조직 이익과 상반되는 행동이나 조직문화를 훼손하고 구성원간 신뢰 저해 행위가 증가할 수 있다(Kim & Kao, 2014).

실제 적정수준의 이직은 인력채용의 순환적 과정을 견인하여 기업이 필요로 하는 양질의 우수한 인력을 채용할 수 있는 기회제공과 함께 새로운 아이디어나 기술 등 기업혁신을 촉진시키고 정체된 조직분위기를 쇄신시켜줄 수 있다. 반면, 이직은 인력수급정책의 차질에 따른 생산계획을 비롯한 공정전반의 혼란을 가져와 경영의 안정을 저해할 수 있다. 실제 기업입장에서 근로자의 잦은 이직은 비용의 증대를 가져온다. 즉, 잠재적 이직자의 조직에 대한 불만, 이직준비로 인한 생산성저하, 신규인력의 채용과 교육훈련에 따른 비용의 증대, 조직사회화(organizational socialization) 과정에서의 생산성 저하 및 관리비용 증대, 신규인력의 숙련성 저하로 인한 생산성 저하 및 산재발생 가능성 등으로 인한 상당한 비용손실을 초래할 수 있다.

선행연구는 이러한 청년층의 이직이 조직사회화 과정을 충분히 거치지 못한 경우에 발생하는 것으로 제시하였다(황영훈, 김진모, 2019). 조직사회화는 청년층이 일자리에서의 적응과정으로 선행 사회화, 대면, 변화와 습득, 행동적 결과, 정서적 결과의 단계를 거친다(Jex & Britt, 2008/2012). 이러한 단계를 통해 청년층은 조직의 역사, 언어, 정치, 사람, 조직 목표와 가치, 직무 숙련성 등을 습득하게 된다(Chao, O’Leary-Kelly, Wolf, Klein, & Gardner, 1994). 국·내외 학술지를 통한 조직사회화의 연구는 주로 심리사회요인, 개인특성요인, 조직사회화전략, 직무특성을 선행요인으로 제시되었다(오진주, 김진모, 2014). 최근에는 국내연구만을 대상으로 조직사회화를 상황주의적 접근, 개인주의적 접근, 상호작용적 접근으로 나누어 선행연구를 구분하

였다(박선주, 임세영, 2019).

기업은 현재 코로나19라는 사상 초유의 경영환경하에 새로운 패러다임의 경영전략을 요구받고 있다. 그러나 그 어떠한 경영전략도 구성원의 조직몰입(organizational commitment)이나 조직충성도(organizational loyalty)를 대신할 수 없다. 기업이 코로나19 이후 다가오는 급격한 경영환경의 변화에 적응하기 위해서는 무엇보다 전 방위적인 혁신이 필요한 시점이다. Hamel(2012/2012)은 경영의 다양한 불확실성과 경제 위기를 넘어서는 유일한 대안이 혁신이라고 강조했다. 이는 기업에 부가가치를 만들어 주던 기존의 가치사슬(value chain)이 파괴되는 현상이 일반화되고 산업 간 경계가 희미해지는 지금, 세계시장에서 성공한 기업이라도 지속적인 혁신 없이는 경쟁우위를 유지할 수 없기 때문이다(이장우, 2013). 따라서 기업의 인적자원 관리 측면에서 이직발생은 필연적인 채용과 퇴직의 순환과정으로 볼 수 있으나 적어도 잠재적 이직상태에 놓여 있는 구성원의 비율을 최소화하고 초기경력자인 청년층의 조직사회화 과정의 효과적 운영을 통해 이직자 또는 잠재적 이직자를 최소화하여야 할 것으로 판단된다.

본 연구는 한국직업능력개발원이 제공한 2019년도 한국교육고용패널(KEEP: Korean Education and Employment Panel)의 청년층 노동시장 이행 추적조사 자료를 활용하여 청년층 직장인의 조직사회화에 영향을 미치는 선행요인이 이직의도에 직접적인 영향을 미치는지 살펴보고자 한다. 본 연구의 연구문제는 다음과 같다.

- 연구문제 1. 청년층의 일자리에서 심리·사회적요인은 이직의도에 어떠한 영향을 미치는가?
- 연구문제 2. 청년층의 일자리에서 학습·경험적요인은 이직의도에 어떠한 영향을 미치는가?
- 연구문제 3. 청년층의 일자리에서 조직사회화전략요인 이직의도에 어떠한 영향을 미치는가?
- 연구문제 4. 청년층의 일자리에서 직무특성요인은 이직의도에 어떠한 영향을 미치는가?

## II. 선행연구 검토

### 1. 이직과 이직의도

#### 가. 이직

이직(turnover)의 사전적 의미는 직장을 옮기거나 바꿈을 의미한다(국립국어원, 연도미상). 일반적인 이직의 개념은 조직의 구성원이 소속되어 있는 조직을 떠나 조직의 외부로 이동하는 것을 의미한다(문영주, 2010). 한편, 이러한 이직의 개념은 단순히 이동의 범위를 중심으로 정의되나 이직의 유형 또는 결과를 중심으로 하는 관점에 따라 자발성 유무, 통제 가능 유무, 조직영향 유무 등 다양한 측면의 개념 정립이 제기된다(유지혜, 2019). 그러나 이직의 유형이나 이직의 결과 등에 따른 개념의 정립은 단순한 이직의 개념을 오히려 더 난해하게 만들 수 있다. 따라서 이직의 개념은 조직체를 중심으로 구성원의 조직이동, 즉, 근로기준법에 따른 고용

관계의 종료라는 좀 더 단순 명료한 정의가 필요하다(성지현, 2013). 물론 이동범위를 좀 더 넓히는 개념적 정의로 국가, 지역, 산업, 산업 간 및 조직 외부로의 이동을 이직으로 정의할 수 있다(Flilppo, 1984). 그러나 이러한 광의의 이직개념은 종업원의 입직(accession)과 이직(separation)을 모두 포함하는 개념을 전제로 한다(Bluedorn, 1978). 따라서 조직사회화 과정에서 발생하는 자발적 이직은 단일사회나 조직, 공장으로부터의 이직을 의미하는 노동이직(labor turnover)의 개념을 기반으로 정립하여야 한다. 따라서 본 연구에서의 이직은 근로자 자신의 의지에 따라 소속된 조직과의 근로관계를 종료하는 자발적 이직으로 타사로 이전을 목적으로 하는 것을 의미한다.

## 나. 이직의도

의도(intention)는 어떠한 일을 성취하고자 하는 마음 또는 ‘심리’ 선택이나 행위의 결정에 대한 내적이고 개인적인 역량으로 볼 수 있다(김명섭, 2020). 의도는 태도로서 행동이라는 결과를 도출하기 위한 연결의 역할을 한다(Krueger et al., 2000). 의도는 유기체가 자신의 주위를 둘러싼 환경에 자연적으로 영향을 받는 필연성이 아니라 인간에게 내재 되어 있는 이성이라는 개별적인 특징에 의해 자신의 행동을 자신의 사고 원리를 통해 끌어내는 실천적인 이성을 의미한다(Yovel, 1998). 의도는 실질적인 행동을 유발하는 동기적 요인을 포함하는 생각이나 계획을 의미한다(문영주, 2010). 실제 이직의 발생을 측정하기 위해 의도를 측정하는 것은 행동이 의지의 통제를 받기 때문에 행동을 예측 하려면 그 행동을 실행할 의지를 측정해야 하기에 의도를 측정하는 것으로 볼 수 있다(Ajzen, 2002). 대부분의 인과관계 연구는 인지 설문을 사용하여 측정한 의지나 의도를 행동이 발생한 것으로 간주하여 연구를 진행하였다(Krueger Jr & Brazeal, 1994).

이직의도(turnover intention)는 조직의 구성원이 연속된 조직생활 도중 다양한 요인으로 인해 현재의 조직과의 근로관계 단절을 원하는 생각이나 계획으로 개인의 심리적인 의지를 의미한다(강인주, 2015). 또한, 이직의도는 근로자 스스로의 자발적인 의지에 초점을 두고 소속된 조직을 옮기거나 주된 직무를 변경하고 싶다는 생각, 자신의 능력과 직장의 조건 등을 대비하여 불특정 미래에 소속된 조직을 떠날 계획 등으로 정의된다(Vandenberg & Nelson, 1999). 근로관계의 특성을 반영한 정의로 노동의 대가로 근로를 제공하는 구성원이 자신의 노무급부에 대한 의무를 종결하고 조직을 떠나고자 하는 의지로 제시하였다(Mobley, 1982). 본 연구에서는 이직의도를 청년층이 조직사회화 과정에서 자발적인 사유로 조직을 떠나고자 하는 의지 또는 의도로 정의하였다.

## 2. 조직사회화

사회화는 어떠한 유기체가 전통적으로 가지고 있는 공통의 규범과 내재된 암묵적 가치를 해당 유기체에 진입한 대상이 이에 대한 적응과정을 거치는 것을 의미하고 조직사회화는 적응

대상이 기업체와 같은 조직으로 새로운 구성원이 조직으로 진입한 후, 조직원으로 변화되는 전반적인 과정을 의미한다(Adkins, 1995). 즉, 조직사회화는 개인이 조직의 구성원으로 진입한 후 조직 내부의 공통된 규범, 기치, 직무수행에 필요한 기술과 지식, 구성원 상호작용에 필요한 지식을 습득하고 학습해 나가는 일련의 과정을 의미한다(Louis, 1980). 조직사회화는 연구자의 관점에 따라 조금은 상이하게 정의되나 공통적인 의미는 조직의 규범이나 가치관을 학습하는 형태로 정의된다(Taormina, 1997).

조직사회화는 조직 진입 전 해당조직에 대한 정보를 수집하는 ‘선행 사회화’, 진입 후 실제 업무와 조직문화와 접촉하는 ‘대면’, 자신의 담당 직무에 대한 과업 익힘과 조직문화에 적응하는 ‘변화와 습득’, 조직원으로서의 책무의 완성과 소통, 지속적인 근속을 통한 ‘행동적 결과’, 나아가 조직에 대한 충성과 일체감을 느낄 수 있는 ‘정서적 결과’의 5단계로 구분할 수 있다(Jex & Britt, 2008/2012). 또한, 조직으로 진입하는 개인은 조직사회화 과정을 통해 조직이 지난 온 역사, 조직 내의 업무상 용어를 포함한 지역의 방언과 같은 조직내부의 언어, 조직 내에 잠재되어있는 암묵적 지식과 자원배분 등의 과정에서 발생하는 조직정치, 조직 내 신뢰관계 및 의사소통 방법, 조직의 전략과 목표의 내재화, 개인에게 주어진 직무의 고도화 등을 습득하게 된다(Chao, O’Leary-Kelly, Wolf, Klein, & Gardner, 1994).

### 3. 조직사회화 영향요인

선행연구는 조직사회화 단계의 행동적 결과나 정서적 결과를 중심으로 조직사회화 수준을 측정하였다(Van Maanen & Schein, 1979). 이는 성공적인 조직사회화의 결과가 완전한 조직원으로서의 적응을 측정하기 위해 진입자의 태도를 측정할 수 있는 직무몰입, 직무만족, 이직의도 등을 사용하였다(Ostroff & Kozlowsky, 1992). 실증사례연구에서 신입사원을 대상으로 한 조직사회화 종단연구에서는 조직사회화전략과 조직적응으로 영향요인을 구분하여 제시하였다(박경규, 윤종록, 임효창, 1999). 최근 신입사원중 대졸 신입사원만을 대상으로 조직사회화 문헌분석 연구에서는 상황주의적 접근과 개인주의적 접근으로 영향요인을 구분하여 제시하였다(박선주, 임세영, 2019). 반면, 조직사회화의 대상과 범위를 일반화한 조직사회화 영향요인 연구에서는 개인특성요인과 조직특성요인으로 영향요인을 구분하여 제시하였다(오진주, 김진모, 2014). 본 연구에서는 오진주, 김진모(2014)가 문헌고찰을 통해 분류한 조직사회화 영향요인인 심리·사회적, 학습경험적, 직사회화전략, 직무특성으로 구분하였다.

#### 가. 심리·사회적요인

심리·사회적특성은 새로운 구성원이 조직원으로서의 역할과 책임을 다하기 위한 일련의 학습 과정과 동일하게 볼 수 있다(Louis, 1980). 심리·사회적 특성은 개인의 학습과정에서 나타날 수 있는 개인의 특성과 관련성이 높는데, 주로 자아개념과 타인과의 대화 및 관계유지, 의사소통능력, 감성지능 등을 말한다(김아영, 1996). 오진주, 김진모(2014)는 문헌연구를 통해 심리·사

회요인을 자기관리능력, 통제위치, 자기존중감, 선도적행위(주도적 성격), 피드백추구, 사회적 네트워크(대인관계), 자기효능감, 성장욕구, 기대 등으로 제시하였다. 본 연구에서는 통제위치와 네트워크(대인관계)를 심리·사회적 요인으로 구성하였다.

먼저, 통제위치(locus of control)란 자신의 주변에서 발생하는 일상에 대해 스스로가 통제할 수 있다는 자신에 대한 믿음의 과정이다. 이러한 통제위치는 문제가 발생할 경우 이에 대한 해결방법을 스스로 찾고자 하는 태도를 가진 내적 통제위치와 외부의 다양한 영향요인에 의해 문제가 해결될 것이라는 태도를 가지는 외적 통제위치로 구분할 수 있다(Mukherjee & Mukherjee, 2014). 내적 통제위치의 태도를 가지고 있는 개인은 자신의 선택, 행동, 문제해결 방법에 따라 나타나는 다양한 결과를 자신이 통제할 수 있으며, 스스로를 주어진 자신의 운명에 대한 개척자로 생각한다(Rotter, 1996). 내적 통제위치를 지닌 개인은 자신에게 주어진 과제나 문제를 해결하기 위해 외부의 환경과 관련된 정보나 지식을 적극적으로 탐색하는 특성으로 인해 외적 통제위치에 있는 개인보다 더 높은 직무만족도를 보인다(1983; Spector, 1982). 국내 선행연구에서도 내적 통제위치에 있는 개인이 외적 통제위치에 있는 개인보다 더 높은 조직 적응성을 보였다(옥주영, 탁진국, 2012). 따라서 본 연구에서는 대응지표로 사회적자본의 범주에서 개인의 통제 가능성을 사용하였다.

다음으로, 사회적 네트워크란 사인 간의 관계로, ‘개인이 주체가 되어 설정한 집단의 사람들 혹은 사회적 참여를 통해 연결되는 방식’으로 정의된다(Seibert et al., 2001). 즉, 네트워크는 사인 간의 교류를 통한 인적 소유자원의 교환 및 학습을 통한 경험의 축적 등을 의미한다(한수진, 나기환, 2015). 네트워크는 개인이 조직의 일원으로 또는 개인 생활에서 다양한 대인관계를 형성하는 것을 의미하는데, 이러한 대인관계의 형성은 조직사회화 과정의 개인 학습을 지원하고 발생된 문제에 대한 해결방안을 제시하면서 멘토·멘티의 관계를 형성한다(Noe, 1988). 네트워크는 개인이 조직의 구성원으로 정착하는데 있어 평온한 심리상태를 유지할 수 있도록 도와주고 스스로의 효능감을 높여 조직에 대한 적응력을 향상시켜 준다(Viator, 2001). 국내 실증사례 연구에서도 긍정적인 대인관계는 개인의 조직사회화에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(장지현, 장원섭, 2011). 따라서 본 연구에서는 사회적 자본의 참여 정도를 사회적 네트워크의 대응지표로 사용하였다.

## 나. 학습·경험적 요인

개인은 조직사회화의 각 단계를 거치면서 다양한 경험과 학습을 통해 소속된 조직에 대한 적응도를 높인다. 조직의 구성원으로 진입한 개인이 효과적인 조직사회화가 이루어질수록 조직에 대한 직무만족과 조직몰입은 향상된다(김우택, 김인호, 1999). 선행연구는 조직사회화 과정에서 학습한 내용을 충분히 개인에게 내재화될 때 조직으로 진입하는 개인의 정서적 몰입의 향상에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(Simosi, 2010). 오진주, 김진모(2014)는 문헌 연구를 통해 학습경험 요인을 조직사회화 학습내용, 정보추구행동, 기술과 지식, 학습전략으로 제시하였다. 본 연구에서는 기술과 지식, 학습전략을 학습·경험적 요인으로 구성하였다.

먼저, 지식과 기술은 조직이 구성원의 직무를 효율적·효과적으로 수행할 수 있도록 하는 교육의 핵심적인 목표로 개인의 조직원으로서의 진입을 돕는 가장 기본적인 요인으로 볼 수 있다. 개인은 조직사회화의 각 단계를 통해 다양한 것을 습득하지만, 직무만족이나 조직몰입 등과 같은 정서적 몰입의 기본 바탕은 개인이 조직 구성원으로서 수행하여야 하는 직무의 전문성이다(왕태규, 2019). 개인이 조직을 통해 근로를 제공하는 내용은 조직이 필요로 하는 지식과 기술이 포함된 과업으로 구성되기 때문이다(황영훈, 김진모, 2019). 이러한 지식과 기술은 조직의 구성원이 되기 이전 대학 등의 교육기관을 통해 학습한 전공 분야와 입사 후 조직에서 수행하는 직무가 일치하는 경우, 일치하지 않는 직무를 수행하는 구성원에 비해 더 높은 것으로 나타났다(채희선, 박지성, 2019). 따라서 본 연구에서는 전공·직무 일치 정도를 지식과 기술의 대용지표로 사용하였다.

둘째, 조직의 학습전략은 일터학습(workplace learning)의 다양한 학습방법 및 도구를 의미한다. 일터학습은 일반적으로 조직에서 일어나는 모든 학습을 의미하며, 형식학습, 비형식학습, 무형식학습으로 구분한다(Colley, Hodkinson, & Malcom, 2003). 일터학습은 자기효능감, 조직몰입, 직무만족도, 조직충성도, 조직유효성 등에 긍정적인 영향을 미치며 조직사회화에도 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(박지희, 백지연, 2016; 임미래, 2019; 조준, 윤동열, 한승현, 2018). 특히, 조직학습은 초기경력자의 조직사회화에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(박혜선, 이찬, 2012). 따라서 본 연구에서는 조직의 학습전략, 학습지원도구, 학습방법 등 학습전반에 대한 만족도를 학습전략의 대용지표로 사용하였다.

#### 다. 조직사회화전략

조직사회화 전략은 초기경력자들이 진입하는 조직에 대한 적응력을 높이기 위해 조직에서 활용하는 다양한 제도와 방법 등의 효과적인 운영과 적용을 의미한다(박경규, 윤종록, 임효창, 1999). 조직은 새로 진입한 조직 구성원들이 자신의 업무와 함께 전반적인 역할을 신속하게 학습하게 하여 조직의 유기적인 체계를 강화하여야 한다(김현석, 2007). 최근의 국내 실증사례연구는 조직사회화 전략의 하위 요인을 업무에 대한 전문교육, 멘토링, 제도적인 지원 등으로 구성하였다(박종철, 최현정, 2017; 양재영, 박영진, 2019; 정태연, 2019). 오진주, 김진모(2014)는 조직특성을 중심으로 좀 더 세분화하여 구분한 선행연구에 따라 조직사회화 전략을 상사행동스타일, 제도화된 전략, 멘토링, 상사의 피드백, 인사고과로 구분하였다. 본 연구에서는 제도화된 전략과 인사고과로 구성하였다.

먼저, 제도화된 전략은 조직사회화를 촉진하는 조직, 집단, 개인의 전략으로 구분할 수 있다. 조직차원은 교육·훈련, 신입사원 프로그램, 멘토링, 조직학습 등 다양한 학습중심의 제도, 집단 차원은 지식공유 등을 통한 사회적지원, 사회적 상호작용 등을 기반으로 하는 제도, 개인차원은 흡수역량 등 개인이 조직의 가치와 지식 등을 흡수하기 위한 역량 등을 비롯한 행동을 의미한다(Saks & Ashforth, 1997). 본 연구에서는 이러한 제도화된 전략으로 직장에서의 대인관계 만족도, 고용의 안정성 만족도, 사회적 평판 만족도를 제도화된 전략의 대용지표로 사용하였다.

다음으로, 인사고과는 구성원들의 직무수행 정도, 성과, 기여도 등을 종합적으로 평가하는 것으로 인적자원 관리제도의 기반 요인으로 작용한다(최지애, 이인석, 전무경, 2014). 인사고과는 구성원의 업무실적, 업무능력, 근무태도, 조직기여 등에 관한 평가를 통해 직급, 직책, 임금 등의 결정을 위해 반드시 필요하다(신승인, 김찬중, 2018). 공정한 인사고과는 조직으로 진입한 초기경력자들의 만족과 동기유발, 태도, 동료·상사와의 관계 등에 영향을 주어 조직사회화에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났다(김종관, 윤준섭, 이염남, 2013; 차은애, 정현우, 김영조, 2015; Alexander & Ruderman, 1987). 따라서 본 연구에서는 인사체계(승진제도)에 관한 만족도를 인사고과의 대용지표로 사용하였다.

## 라. 직무특성요인

직무특성요인은 직무를 수행하는 과정의 노력과 결과에 대한 보상, 성과목표 달성에 대해 영향을 줄 수 있는 요소로 직무 자체를 수행하는 과정과 다른 직무수행 간의 상호영향 요인까지 모두 포함한다(Bonner & Sprinkle, 2002). 직무특성이란 조직 구성원 개별로 부여된 과업에 대한 다양한 개념과 책임을 기반으로 한다. 즉, 업무수행 결과에 대한 인지를 통해 결과와 성과에 영향을 미치는 포괄적인 직무의 핵심적 속성으로 볼 수 있다(Hackman & Oldham, 1975). 오진주, 김진모(2014)는 직무특성을 업무만족, 업무처리방식, 업무설계로 구성하였다. 한편, 국내 실증사례연구에서는 직무특성을 직무정체성, 과업중요성, 자율성, 피드백으로 구성하고 피드백이 내적동기에 가장 많은 영향을 미친다고 제시하였다(황상탁, 2012). 본 연구에서는 업무만족 요인만을 직무특성 요인으로 구성하였다.

업무만족은 일반적으로 조직의 구성원이 자신에게 주어진 과업에 대한 긍정적인 정서의 반응 결과로 생기는 감정과 업무 적응에 대한 전반적인 태도를 의미한다(Seo, Park, & Lee, 2003). 업무만족은 개인이 직무를 수행하기 위한 모든 행동과 태도에 영향을 미치며, 자신에게 주어진 과업을 효과적·효율적으로 수행하여 업무수행 능력을 촉진한다. 이러한 업무만족은 정서적인 상태를 의미하는 것으로 과업의 단위로 이루어진 개별의 업무가 아닌 자신에게 주어진 직무수행에 따른 대인관계, 감정, 태도, 연봉, 진급, 직무, 인정, 평가, 복리후생, 작업환경, 동료관계, 근로조건 등의 다양한 요소가 포함된다(Locke, 1976). 황상탁(2012)은 업무만족과 유사한 개념으로 피드백을 사용하였으며, 실증사례연구에서 직무특성의 다양한 요인중 피드백이 가장 많은 영향을 미치는 것으로 제시하였다. 따라서 본연구에서는 근무환경 만족도, 근무시간 만족도, 임금 만족도, 복리후생제도 만족도를 업무만족의 대용지표로 사용하였다.

### Ⅲ. 분석 대상 및 변수

#### 1. 분석 대상

본 연구는 2019년도 한국직업능력개발원의 청년층 노동시장 이행추적 조사 자료를 사용하였다. 분석 대상 자료는 학적정보, 경제활동, 취업자, 미취업자 및 비경제활동인구, 과거일자리, 여가생활 및 경제의식, 사회적 자본, 가정생활을 중심으로 하위 범주를 구성하였다. 본 연구는 3,150명의 설문 응답자 가운데 현재 일자리를 갖고 있는 것으로 응답한 1,842명을 대상으로 분석하였다. 연구 대상자의 인적사항은 다음과 같다.

〈표 1〉 인구통계학적 변수

성별		학력				전공계열					명(%)
남	1185 (64.3)	고졸	300 (16.3)	전문대졸	538 (29.2)	인문	255 (13.8)	사회	264 (14.3)	교육	71 (3.9)
여	657 (35.7)	대졸	857 (46.5)	대학원졸	147 (8.0)	공학	549 (29.8)	자연	120 (6.5)	의학	96 (5.2)
계	1842 (100)	계	1842 (100)		예체능	186 (10.1)	결측	301 (16.3)	합계	1842 (100)	

#### 2. 변수 설명

본 연구에서 종속변수는 현 일자리에서의 이직의도 여부로 설정하였다. 먼저 종속변수에 상당한 영향을 미칠 것으로 예상되는 통제변수는 ‘학력, 근속월수, 연봉, 과거일자리수’로 구성하였다. 이 중 근속년수, 연봉, 과거일자리수는 응답 단위를 통일한 후 이를 백분위로 나누어 5단계의 척도로 다시 구분하였다.

〈표 2〉 통제변수의 재 범주화

백분위 수(%)	근속개월 수	연봉	과거일자리 수	척도(설명)
0~20	16개월이하	2400만원미만	1개	1(매우적음)
21~40	17개월~32개월	2400만원~3000만원미만	2개	2(적음)
41~60	33개월~53개월	3000만원~3600만원미만	3개	3(보통)
61~80	54개월~80개월	3600만원~4400만원미만	4개~5개	4(많음)
81~100	81개월이상	4400만원이상	6개이상	65(매우많음)

독립변수는 변수는 기존 설문문항의 내용을 통제위치, 사회적네트워크, 기술과지식, 학습전략, 조직사회화전략, 직무특성요인으로 재구성하였다. 독립변수 및 종속변수에 대한 설명은 <표 3>과 같다.

**<표 3> 연속형 독립변인에 대한 설명**

변인		변인설명	변인 값	Cronbach's $\alpha$	
연속형 독립변인	심리 사회적 요인	통제위치	자신의 인생 통제정도	전혀그렇지않다=1 ~매우그렇다=10	-
		사회적네트워크	사회적 참여정도(종교, 레저, 문화, 친목, 정당, 환경단체, 기타시민단체)	참여하지않는다=1 ~적극적으로 참여한.다=5	.70
	학습 경험적 요인	기술과 지식	학습경험(전공·직무일치, 학력 전공유용성, 교육·직무유용성)	전혀일치(유용)하지않다=1 ~매우일치(유용)하다=5	.95
		학습전략	교육훈련(직무교육기회, 콘텐츠·강사역량, 교육만족도)	전혀그렇지않다=1 ~매우그렇다=5	.93
	조직 사회화 전략	제도화된 전략	조직만족도(개인발전가능성, 고용의 안정성, 사회적 평판, 대인관계)	전혀그렇지않다=1 ~매우그렇다=5	.73
		인사고과	인사체계 만족도(승진체계)	전혀그렇지않다=1 ~매우그렇다=5	-
직무특성요인	업무만족	업무만족도(근무환경, 근무시간, 임금, 복리후생)	전혀그렇지않다=1 ~매우그렇다=5	.75	
종속변인	이직 의도	이직을 하지 않는다(기준변수)	이직하지 않는다=1 이직한다=0	-	

이상의 변인은 2019년도 한국교육고용패널조사의 청년층 노동시장 이행 추적조사 설문지를 기반으로 재구성하였다. 본 연구에서 사용한 연봉과 근속년수의 경우 설문에 대한 응답자별로 변수의 단위가 달라 시간급, 주급, 월급의 경우 근로기준법에 따른 법정근로시간을 기준으로 재산정하였다. 근속년수의 경우 현재 일자리에서의 근무시작일을 기준으로 설문시점까지의 근속기간을 개월수로 재산정하였다. 또한, 재산정한 연봉과 근속개월수, 과거일자리는 백분위수를 안분비율로 5단계 척도로 구분하였다. 연속형 독립변인은 청년층 노동시장 이행 추적조사 설문내용 중 조직사회화의 영향요인을 중심으로 재구성하였는데, 이에 대한 타당성 검토를 위해 경영학박사 학위를 소지한 컨설팅전문가 3인의 검토와 수정의견을 반영하였다. 또한, 신뢰도는 전문적인 연구기관에서 대규모 패널조사를 통해 확보한 자료라는 점과 재구성한 설문 의 응답에 대한 신뢰도 계수 Cronbach's  $\alpha$ 가 모두 .7이상 인점을 고려하여 신뢰도가 확보된 것으로 간주하였다.

본 연구의 통제변수로 근속개월수, 연봉, 과거일자리수, 학력을 사용하였다. 이들 변수는 선행연구에서 조직사회화에 영향을 주는 변인으로 확인되었다(박선주, 임세영, 2019; 오진주, 김진모, 2014; 송지은, 김재용, 2020; 황영훈, 김진모, 2019; 나은숙, 전정호, 2017). 이외의 인구통계학적 변수인 성별, 전공계열 등은 조직사회화 영향요인과의 관련성이 적어 통제변수에서 제외하였다.

### 3. 분석 방법

본 연구에서는 수집된 자료를 SPSS 21.0 프로그램을 이용하여 분석하였다. 먼저, 독립변인과 종속변인의 기술통계치를 산출한 후 독립변수와 종속변수의 공동변화를 분석하기 위해 범주형 변수의 경우 교차분석, 연속형과 범주형변수는 독립표본 t검정을 실시하였다. 이때 연속형 독립변인은 통제위치, 사회적네트워크, 기술과지식, 학습전략, 제도화된 전략, 인사고과, 업무만족을 중심으로 하위 문항은 항목합산(par-celling)을 시행하였다. 다음으로 이항로지스틱 회귀분석을 통해 독립변수의 종속변수 설명력 등을 분석하였다.

## IV. 분석 결과 및 해석

### 1. 기술통계

본 연구는 조직사회화의 선행요인이 이직의도에 미치는 영향을 확인하기 위하여 심리사회적, 학습경험적, 조직사회화전략, 직무특성요인의 하위요인별로 평균, 표준편차, 왜도, 첨도를 분석하였다. 분석결과는 <표4>와 같다. 분석 대상은 현재 일자리를 갖고 있는 1,842명을 대상으로 하며 척도별로 일부 누락된 응답은 제외하고 분석하였다.

<표 4> 독립변인 및 종속변인 기술통계치

변인	평균	표준편차	왜도	첨도	
심리·사회적요인	통제위치	6.40	2.017	-.391	-.128
	사회적네트워크	1.89	.639	.692	.382
학습·경험적요인	기술과 지식	2.83	1.33	.046	-1.211
	학습전략	3.14	.918	-.277	-.077
조직사회화전략	제도화된 전략	2.93	1.003	-.077	-.156
	인사고과	3.42	.7333	-.235	.251
직무특성요인	업무만족	3.24	.779	-.128	-.078

본 연구의 설문응답 수준을 보면 10점 척도 중 통제위치, 5점 척도 중 학습전략, 인사고과, 업무만족의 경우 모두 보통이상으로 나타나 긍정적 수준으로 파악되었다. 반면, 사회적 네트워크는 5점 척도 중 1.89로 부정적인 수준으로 나타났다. 5점 척도의 표준편차는 .639에서 1.33수준, 10점 척도는 2.017수준으로 안정적인 분산정도를 보였다. 또한, 응답 자료의 편향성을 알아보기 위한 첨도 및 왜도의 분석결과, 정규분포의 절대값 기준(왜도 < 2, 첨도 < 2)을 충족하는 것으로 나타났다(김원표, 2017). 따라서 본 연구에서 이들 문항을 회귀분석에 사용해도 문제가 없을 것으로 간주하였다.

## 2. 공동화 변화 분석

회귀분석은 독립변수와 종속변수 간에 상관성이 존재해야 한다, 즉 독립변수가 변화할 때 이에 대한 영향을 받는 종속변수가 변화해야 한다. 따라서 이항로지스틱분석에서도 독립변수가 달라짐에 따라 종속변수에 차이 혹은 연관성이 있어야 한다. (채구목, 2018). 본 연구에서 사용하고자 하는 이항 로지스틱 회귀분석에서는 종속변수가 두 개의 범주로 된 범주형 자료이기 때문에 범주형 독립변수는 교차분석을 이용하여 공동변화를 분석하였다. 분석 결과는 <표 5>와 같다.

**<표 5> 교차분석 결과(종속변수 기준: 이직하지 않음)**

독립변수	Pearson 카이제곱	자유도	유의 확률	5점 척도(설명)				
				1 (매우적음)	2 (적음)	3 (보통)	4 (많음)	5 (매우많음)
과거일자리 수	16.814	4	.002	54.8%	51.6%	51.3%	47.6%	38.9%
근속개월수	13.129	4	.011	46.7%	47.0%	45.5%	54.3%	55.6%
연봉	10.389	4	.034	49.8%	45.7%	47.9%	49.6%	49.8%
학력	12.948	4	.012	고졸 51.2%	전문대졸 54.4%	대졸 48.0%	대학원 (석사) 43.3%	대학원 (박사) 25.0%

분석결과를 살펴보면, 과거일자리수와 이직의도 간의 교차분석 결과를 보면, 과거에 많은 일자리를 경험한 응답자일수록 현재 일자리에 이직하지 않겠다는 응답이 낮게 나타났다.  $\chi^2$ 은 16.814, p값은 .002로 과거일자리수는 이직의도와 관련성이 있으며 과거일자리수가 달라질수록 이직의도가 변화하여 공동변화가 확인되었다. 근속개월수와 이직의도 간의 교차분석 결과를 보면, 현재 일자리에 있는 근속기간이 많은 응답자일수록 현재 일자리에 이직하지 않겠다는 응답이 높게 나타났다.  $\chi^2$ 은 13.129, p값은 .011로 현재 일자리에 있는 근속기간은 이직의도와 관련성이 있으며 일자리에 있는 근속기간이 달라질수록 이직의도가 변화하여 공동변화가 확인되었다. 연봉과 이직의도 간의 교차분석 결과를 살펴보면, 현재 일자리에 있는 연봉은 일정구간

에서 이직의도에 영향을 주는 것으로 나타났다.  $F$ 는 10.389,  $p$ 값은 .034로 연봉과 이직의도와는 관련성이 있으며 연봉이 달라질수록 이직의도가 변화하여 공동변화가 일어났다. 학력과 이직의도 간의 교차분석 결과를 보면, 학력이 높은 응답자일수록 현재 일자리에서 이직하지 않겠다는 응답이 낮게 나타났다.  $F$ 는 12.948,  $p$ 값은 .012로 학력은 이직의도와 관련성이 있으며 학력이 달라질수록 이직의도가 변화하여 공동변화가 확인되었다.

다음으로 연속형 변수인 통제위치, 사회적 네트워크, 기술과 지식, 인사고과, 제도화된 전략, 업무만족과 이직의도 간의 공동변화를 알아보기 위해 독립표본  $t$ 검정을 실시하였다. 분석결과는 <표6>과 같다.

<표 6> 독립표본  $t$ 검정 결과(종속변수 기준: 이직하지 않음)

변인		Levene의 등분산 검정		평균의 동일성에 대한 $t$ -검정			평균	
		F	유의확률	t	자유도	유의확률	이직	미이직
인생 통제정도	등분산이 가정됨	3.858	.050	-5.333	1838	.000	6.15	6.65
	등분산이 가정되지 않음			-5.335	1832.599	.000		
사회적 네트워크	등분산이 가정됨	2.964	.085	-2.462	1838	.014	1.859	1.932
	등분산이 가정되지 않음			-2.461	1833.351	.014		
기술과 지식	등분산이 가정됨	1.500	.221	-1.832	1838	.067	2.774	2.889
	등분산이 가정되지 않음			-1.832	1837.955	.067		
학습도구	등분산이 가정됨	4.365	.037	-14.639	1838	.000	2.850	3.444
	등분산이 가정되지 않음			-14.645	1823.379	.000		
인사고과	등분산이 가정됨	2.628	.105	-15.174	1838	.000	2.60	3.27
	등분산이 가정되지 않음			-15.174	1837.722	.000		
제도화된 전략	등분산이 가정됨	1.287	.257	-18.360	1838	.000	3.134	3.711
	등분산이 가정되지 않음			-18.364	1834.281	.000		
업무만족	등분산이 가정됨	.728	.394	-18.424	1838	.000	2.939	3.554
	등분산이 가정되지 않음			-18.428	1835.083	.000		

분석결과를 살펴보면, 인생통제, 사회적네트워크, 기술과지식, 학습전략, 인사고과, 제도화된 전략, 업무만족은 이직하지 않겠다고 답변한 집단이 더 높게 나타났다. 또한 차이검정 결과 기술과 지식의 경우 유의확률 .05수준에서 유의하지 않게 나타났고 다른 변인은 유의확률 .05수준에서 유의한 차이를 보였다. 기술과 지식의 경우 유의확률이 .05보다 높은 수준으로 나타났으나 평균의 차이와 유의확률 수준에 근접한 점을 고려한다면 기술과 지식이 이직의도 간에 관련성이 없다고 판단하기에는 무리가 있다고 판단하였다. 이에 본 연구에서는 연속형 독립변수 전체를 이항 로지스틱 회귀분석에 투입하였다.

### 3. 이항 로지스틱 회귀분석

본 연구에서는 범주형 통제변수로 ‘과거일자리수, 근속개월수, 연봉, 학력’, 연속형 독립변수

로 ‘인생통제정도, 사회적네트워크, 기술과 지식, 학습전략, 인사고과, 제도화된 전략, 업무만족’, 종속형 변수로 ‘이직의도’를 투입하여 이항 로지스틱 회귀분석을 실시하였다. 모형계수 전체 테스트에서는 초기모형에 비해 변수가 투입된 후  $\chi^2$ 은 477.985 감소하였고 이는 유의한 변화로 나타났다(df=23,  $p < .001$ ). 이에 도출된 로지스틱 회귀모델의 적합성을 검정하기 위해 Hosmer & Lemeshow 적합도지수, 유사 R2(Pseudo R2)으로 도출된 모델이 얼마나 적합한지를 분석하였다. 다음으로 회귀계수의 유의성 검정과 회귀계수를 해석하였다.

### 가. 모델적합도 검정

Hosmer & Lemeshow 적합도지수는  $\chi^2$  검정과 유사한 방법으로 실제치와 예측치 간에 차이가 없는지를 검정하는 것이며, 유사 R2은 선형 회귀모델에서의 설명력인 R2과 유사한 개념으로 로지스틱 회귀모델에서 산출되는 Cox & Snell(1989)의 R2과 Nagelkerke(1991)의 R2을 활용하였다(김원표, 2017). 분석결과는 <표7>과 같다.

<표 7> 모형적합도 결과

Hosmer & Lemeshow 적합도			모형요약		분류표			
카이제곱	자유도	유의확률	Cox & Snell의 R-제곱	Nagelkerke의 R-제곱	감시됨	예측		분류정확(%)
						이직의도		
						이직	미이직	
12.498	8	.130	.229	.305	이직	663	261	71.8
					미이직	258	658	71.8
					전체(%)			71.8

먼저 Hosmer & Lemeshow 적합도 지수는 종속변수의 기대확률값을 순서로 10개 집단에서 실제 관측된 값과 로지스틱모델에 의해 예측된 기댓값 간에 차이가 있는지를 계산한 것이다. 따라서 Hosmer & Lemeshow 검정 결과 유의확률이 .05보다 커야 실제관측치와 모델의 예측치 간에 차이가 없다는 귀무가설을 채택하여 로지스틱 모델이 적합하다는 판단을 내릴수 있다(김원표, 2017). 본 연구에서의 로지스틱 회귀모델의 Hosmer & Lemeshow 적합도 지수는 유의확률은 .05보다 높은 것으로 나타나 모델이 적합한 것으로 판단하였다. 또한, 유사 R2의 경우 설명력이 높지 않아 모형의 적합성에 대한 의문이 생길수 있으나 로지스틱회귀분석에서 산출된 R2은 선형회귀분석에 비해 일반적으로 낮은 편이어서 로지스틱 회귀모델의 적합도를 평가할 때 R2의 결과를 선형회귀분석처럼 중시할 필요는 없다(Hosmer & Lemeshow, 2000). 한편, 추정된 모형이 예측과 분류에서 얼마나 정확도를 보이는가를 알기위한 분류 정확도는 71.8%로 나타나 높은 정확도를 보이고 있는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서 도출된 회귀모델은 적합한 것으로 판단하였다.

나. 회귀계수 유의성 검정과 해석

회귀모형을 기반으로 방적식에 포함된 변수의 모형계수를 추정하였다. 이러한 모형 계수 추정은 각 공변량의 계수값이 '0'인지 여부를 세부적으로 검증하기 위해 Wald 통계량과 유의확률을 근거로 한다. 이러한 로지스틱 회귀분석 추정의 기본원리는 최대우도법(Maximum Likelihood Method)이다. 최대우도 추정방법으로 회귀계수를 추정하는 경우 Wald 통계값은 평균이 0인 정규분포를 이루며  $z^2$ 은 자유도 1인 카이제곱분포를 이룬다. 따라서 로지스틱 회귀분석에서는 회귀분석의 유의성 검정을 카이제곱 값으로 검정한다(채구목, 2018). 본 연구는 공변량으로 11개의 독립변수를 투입하였으며, 그 중 근속개월수, 연봉, 과거일자리경험수, 학력은 범주형, 통제위치, 사회적네트워크, 기술과 지식, 학습전략, 인사고과, 제도화된 전략, 업무만족은 연속된 데이터이다. 모형계수 추정결과는 <표 8>과 같다.

<표 8> 모형계수 추정 결과표

	B	S.E.	Wals	자유도	유의 확률	Exp (B)	EXP(B)에 대한 95% 신뢰구간	
							하한	상한
근속개월수			1.721	4	.787			
17개월~32개월	-.046	.171	.072	1	.788	.955	.684	1.334
33개월~53개월	-.127	.171	.550	1	.458	.881	.630	1.232
54개월~80개월	.082	.172	.226	1	.635	1.085	.775	1.520
81개월 이상	.032	.180	.031	1	.859	1.032	.725	1.470
연봉			4.815	4	.307			
24백만~30백만미만	-.258	.160	2.609	1	.106	.773	.565	1.057
30백만~36백만미만	-.152	.157	.935	1	.334	.859	.632	1.169
36백만~44백만미만	-.279	.182	2.350	1	.125	.756	.529	1.081
44백만원이상	.005	.182	.001	1	.977	1.005	.703	1.437
과거일자리수			12.644	4	.013			
2개	-.204	.160	1.625	1	.202	.815	.595	1.116
3개	-.159	.164	.944	1	.331	.853	.619	1.175
4개~5개	-.326	.160	4.128	1	.042	.722	.527	.989
6개이상	-.670	.196	11.643	1	.001	.512	.348	.752
학력			36.996	4	.000			
전문대졸	.258	.168	2.344	1	.126	1.294	.930	1.800
대졸	-.330	.163	4.131	1	.042	.719	.523	.988
대학원_석사	-.805	.266	9.182	1	.002	.447	.266	.752
대학원_박사	-2.139	.621	11.879	1	.001	.118	.035	.397
통제위치	-.001	.029	.001	1	.972	.999	.944	1.057
사회적네트워크	.041	.086	.223	1	.637	1.042	.880	1.233
기술과지식	-.110	.047	5.536	1	.019	.896	.817	.982
학습전략	.273	.075	13.354	1	.000	1.314	1.135	1.521
인사고과	.233	.071	10.705	1	.001	1.262	1.098	1.451
제도화된전략	.685	.120	32.731	1	.000	1.984	1.569	2.509
업무만족	.614	.105	34.338	1	.000	1.847	1.504	2.268
상수항	-5.125	.408	157.962	1	.000	.006		

주 : 범주형 변수의 참조변수는 근속개월수 16개월이하, 연봉 24백만원미만, 과거일자리수 1개, 학력 고졸

먼저, 범주형변수의 분석결과를 살펴보면, 투입된 변수들 중에서 근속개월수, 연봉은유의확률이 .05보다 작아 이직의도에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 범주형 변수중 과거일자리수는 1개의 일자리 경험이 있는 기준집단에 비해 과거일자리의 수가 많을수록 전반적으로 승산비가 낮아지는 경향이 있으며 모두 음의 값으로 나타났다. 이중 과거일자리수 2개와 3개의 경험이 있는 집단은 유의확률이 .05보다 높아 유의하지 않은 것으로 나타났으나, 과거일자리수 4~5개, 6개이상의 두 집단은 유의확률이 .05보다 낮아 유의한 것으로 나타났다. 실제 과거 일자리수가 1개인 청년층보다 6개 이상의 일자리 경험이 있는 청년층은 이직하겠다는 의지가 2배나 높은 것으로 나타났다. 이는 청년층의 과거 일자리수가 많을수록 이직을 하지 않겠다는 의지에는 부정적인 영향을 미치는 것으로 볼 수 있다. 즉, 과거 일자리의 경험이 많을수록 이직을 하겠다는 이직의도 또한 높게 나타나는 것으로 판단할 수 있다.

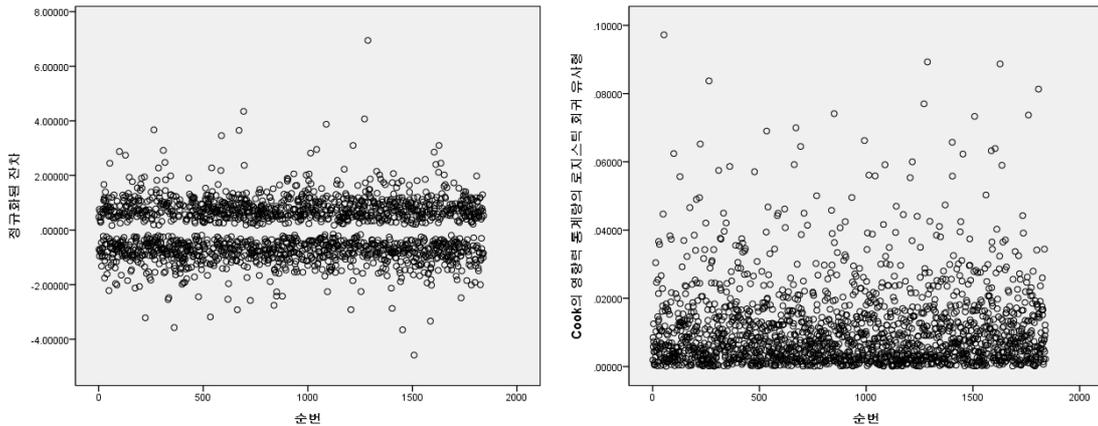
다음으로 학력은 고등학교 졸업자를 기준으로 하는 집단에 비해 대졸, 대학원 등의 학력으로 변화할수록 이직하지 않겠다는 의도에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 전문대졸 집단의 경우 승산비가 1.294로 나타났으나 유의확률이 .05보다 낮아 이직의도에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 반면, 이직의도에 유의한 영향을 미치는 대졸의 승산비는 .719, 대학원(석사)의 승산비는 .447, 대학원(박사)의 승산비는 .118로 학력이 높을수록 승산비는 급격히 낮아지는 것으로 나타났다, 즉 학력이 높을수록 이직을 하겠다는 이직의도 또한 높게 나타나는 것으로 판단할 수 있다.

한편, 본 연구에서 사용한 연봉이 이직의도에 전혀 유의한 영향을 미치지 않는다고 나타난 것은 자료코딩의 한계성으로 판단된다. 즉, 근로시간을 상대적으로 고려하여 시간당 통상임금을 기준으로 비교하지 않고 단순 연봉 금액을 투입한 점과 직무급을 비롯한 임금체계의 다양성으로 투입되는 노동의 질과 양의 상태에 따라 급여가 달라지는 특성을 충분히 반영하지 못한 결과가 주된 원인이라고 추정된다.

다음으로 연속형 독립변수의 분석결과를 살펴보면, 통제위치와 사회적네트워크를 제외한 기술과 지식, 학습전략, 인사고과, 제도화된 전략, 업무만족은 유의확률이 .05보다 낮아 이직의도에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다만, 학습전략, 인사고과, 제도화된 전략, 업무만족은 이직을 하지 않겠다는 의도에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으나 기술과 지식은 이직을 하지 않겠다는 의도에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 승산비를 보면 학습전략은 1.314, 인사고과는 1.261로 '1'에 가까운 값을 갖고 있어 학습전략과 인사고과의 만족여부가 이직의도에 많은 영향을 주지 않음을 알 수 있다. 반면, 업무만족의 승산비는 1.847로서 업무만족도가 1단위 증가하면 이직을 하지 않겠다는 의지가 1.847배 증가하는 것으로 나타났다. 제도화된 전략의 승산비는 1.984로서 제도화된 전략의 만족도가 1단위 증가하면 이직을 하지 않겠다는 의지가 1.984배 증가하는 것으로 나타났다.

#### 다. 이상치의 검정과 제거, 변수의 재범주화 검토

본 연구에서 투입된 변수값의 이상유무를 검정하기 위해 표준화 잔차(ZRE)와 Cook의 거리(COO)를 투입하여 산점도를 파악하였다. 산점도의 결과는 <그림1>과 같다.



[그림 1] 표준화 잔차와 Cook의 거리 투입 산점도

산점도를 살펴보면, 이분형 로지스틱에 적합하지 않는 케이스들과 계수추정에 많은 영향을 주는 케이스를 알아낼 수 있다. 먼저 <그림1>의 좌측의 표준화 잔차 산점도는 잔차를 각각의 표준편차로 나누어 표준화한 것으로서 이상치 판정의 중요한 기준이 된다. 또한 우측의 Cook 거리 산점도는 잔차도표를 발전시킨 것으로서 영향력이 큰 관측치를 가시적으로 도출할 수 있다. 이러한 표준화 잔차와 Cook의 거리를 종합적으로 감안하여 가장 큰 값을 갖는 케이스등을 다시 한번 검토하여 변수가 이상치를 여부 판단과 제거, 변수의 재범주화 등을 통해 회귀식모델의 검정력을 높여야 한다. 그러나 본 연구에서는 연구자가 수집한 자료가 아닌 만큼 자료의 이상치 판단과 재범주화를 통한 추가적인 분석은 시행하지 않았다.

## V. 논의 및 요약

본 연구는 한국직업능력개발원이 청년층의 교육과 노동시장의 연관성 등에 대한 정책수립을 하고자 2019년도 10월에 조사한 청년층 노동시장 이행 추적조사 자료를 활용하여 국내 청년층의 일자리에서의 조직사회화 영향요인이 이직의도에 미치는 영향을 분석하였다. 조직사회화 영향요인으로는 ‘통제위치, 사회적네트워크, 기술과지식, 학습전략, 인사고과, 제도화된 전략, 업무만족’을 사용하였으며, 추가적으로 연봉, 일자리의 근무월수, 과거일자리수, 학력이 이직의도에 미치는 영향을 이항 로지스틱회귀분석을 통해 확인하였다. 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 심리사회적 영향요인은 청년층의 이직의도에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 하위 요인으로 환경에 대한 통제와 관련해서 자신의 능력에 대한 지각을 나타내는 통제위치는 이직의도에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 통제위치가 조직사회화에 영향을 미치거나 유리천장과 이직의도간, 직무배태성과 이직의도간 조절효과가 있는 것으로 제시한 선행연구와 결과를 달리한다(김용순, 조광주, 2012; 옥주영, 탁진국, 2003; 송하식, 김용순, 2009). 이러한 본 연구의 결과는 조직사회화에 긍정적인 영향을 미치는 통제위치가 당연히 이직의도에

도 영향을 미칠수 있다는 논리적 접근에 따른 것이나 단일 측정항목을 사용한 점, 사회진입 과정에 있는 청년층의 경우 자신의 능력에 대한 지각정도 등이 선행연구와 상이한 점, 연구대상이 주로 30대에 집중되어 있는 점 등이 선행연구와 결과가 달라지는 주된 원인이라고 추정된다. 또 다른 하위요인인 사회적네트워크 역시 이직의도에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 본 연구에서 사회적 네트워크는 네트워크의 구조적, 인지적, 관계적 속성이 아닌 개인과 개인의 사회적 관계를 기반으로 성립된 연결 관계(손동원, 2002)로서 직무와 경력개발에 도움을 받을 수 있는 사회인들과 관계를 맺기 위한 개인의 활동성 측정을 의미한다. 선행연구는 외부의 사회적네트워크 활동이 이직의도에 부정적인 영향을 미치는 것으로 제시하였다(정명호, 김희진, 2012). 또한 사회적네트워크의 인지적차원은 이직의도에 영향을 미치지 않는 것으로 제시하였다(한나영, 박상봉, 2015). 본 연구에서 사회적자본이 이직의도에 영향을 미치지 않는 것으로 나타난 이유는 사회적자본의 하위 범주가 개인의 직무나 경력개발과의 관련성이 낮은 종교, 레저, 정당, 환경단체, 시민단체 등으로 이루어진 것이 주된 이유로 추정하였다.

둘째, 학습·경험적 영향요인은 청년층의 이직의도에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하위요인으로 청년층의 직무에 대한 기술과 지식의 보유정도는 이직의도에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 전공직무가 일치하는 직종에 종사하는 사람의 경우 자신의 직무수행에 대한 기술과 지식이 높을 경우 이직의도에 부정적인 영향을 미친다는 선행연구와 상반된 결과로 나타났다(배하영, 박세영, 2018). 전공직무가 일치할 경우 지식과 기술수준이 높아 이직의도에 부정적인 영향을 미친다는 연구결과는 전공직무 불일치가 직장선택에 있어서의 낮은 임금, 높은 비정규직 업종 취업가능성, 낮은 직무만족도를 예측한다고 볼 수 있다(안치숙, 2018). 그러나 대기업과 공공기관 중심의 블라인드 채용, 전형적인 문·이과 구분 필요성 저하, 다양한 직업의 증가 등으로 전공직무의 일치가 반드시 직무만족이나 이직의도를 예측하는 변인으로 보기는 어렵다. 본 연구는 초기경력자로 직장에 진입하는 청년층의 경우, 전공직무가 일치하는 경우에는 조직에 충성하기보다 자신의 경력개발에 더 무게를 두는 청년층의 특성상 전공직무일치가 이직의도에 부정적인 영향을 줄 가능성 또한 상당히 높은 것으로 판단된다. 또 다른 하위요인인 학습전략은 이직의도에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 일터학습이 이직의도를 감소시킨다는 긍정적 영향의 선행연구와 맥락을 같이한다(신승경, 마저리양, 2020). 반면, 교육훈련이 이직의도에 유의한 영향을 미치지 않는다는 연구결과도 제시되었다(강원석, 김우철, 2019). 따라서 학습전략의 경우 이직의도에 직접적인 영향을 미친다기보다는 조직사회화의 선행요인으로 이직의도에 간접적인 영향요인을 종합적으로 분석하는 것이 더 효과적일 것으로 판단된다(황영훈, 김진모, 2019).

셋째, 조직사회화전략요인은 청년층의 이직의도에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 하위요인으로 청년층의 일자리에서의 인사고과 만족도는 이직의도에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 개인이 인사고과에 대한 만족도가 높을수록 조직사회화에 긍정적인 영향을 미쳐 이직의지를 감소시킨다는 선행연구와 맥락을 같이한다(차종석, 2011). 인사고과는 조직 구성원의 직무에 대한 동기부여 수단으로 사용되며, 성과에 대한 기준과 판단, 성장 등에

대한 피드백의 역할을 한다(Snell & Bohlander, 2010). 이러한 의미에서 선행연구는 인사제도의 긍정적 인식이 개인에게 내재화될 때 이직의도를 감소시키는 것으로 실증사례를 통해 제시하였다(김진희, 2012). 그러나 본 연구에서는 이직의도는 긍정적인 영향을 미치나 사용된 연속된 변수중 가장 낮은 승산비로 나타났다. 이는 초기경력자로서 소속된 일자리의 인사제도에 대한 내재화의 부족으로 판단된다. 또 다른 하위요인인 제도화된 전략은 이직의도에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 본 연구에서는 조직사회화를 촉진하는 전략으로 조직문화 측면의 조직만족도는 이직을 하지 않겠다는 의지를 강화시키는 것으로 투입된 변수 중 가장 높은 승산비로 나타났다. 이러한 결과는 개인, 집단, 조직수준의 제도화된 전략이 이직의도에 긍정적인 영향을 미친다는 선행연구와 그 맥락을 같이한다(김상표, 김태열, 2004; 최순옥, 2005). 또한, 최근 국내 실증사례연구에서도 제도화된 전략의 일환인 인적자원관리의 전략적 접근은 이직의도에 긍정적인 영향을 미치고 이직을 예방하는 것으로 제시되었다(강현, 2017).

넷째, 업무만족으로 측정된 직무특성요인은 청년층의 이직의도에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 본 연구에서 업무만족은 제도화된 전략과 함께 가장 높은 승산비를 보였다. 이는 선행연구에서 임금, 고용안정, 워라벨, 복리후생 등의 조직지원인식이 이직의도에 긍정적인 영향을 미친다는 연구결과와 동일한 맥락이다(이을터, 2019). 또한, 업무만족과 업무처리방식을 통합하여 직무만족의 개념으로 이직의도와와의 영향관계를 분석한 선행연구 역시 직무특성은 이직의도에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(박은혜, 이영은, 2015). 특히, 직무특성요인은 초기경력자를 대상으로 하는 조직사회화에 가장 많은 영향을 미치는 요인으로 본 연구에서는 조직사회화의 하위 요인이 아닌 이직의도에 직접 영향을 미치는 선행변인으로 확인되었다.

다섯째, 본 연구에서는 근속개월수, 연봉, 과거일자리수, 학력을 종속변수에 영향을 주는 통제변수로 판단하고 범주형 독립변수로 투입하였다. 그 결과 과거일자리수와 학력은 일정 범주 집단을 제외하고 이직의도에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 과거일자리수의 경우 청년층의 직장경험이 많을수록 조직사회화에 대한 적응에 긍정적일 것으로 예상하였으나 실제 과거 일자리경험이 많은 청년층일수록 이직을 하겠다는 의지가 높게 나타났다. 이는 의도가 이직경험이 있는 이직의도에 조절효과가 있다는 선행연구(이상희, 김혁수, 2014)와 이직경험이 있는 근로자는 자신의 경험보상을 위해 좀 더 개선된 근로조건을 위해 이직을 결정한다는 선행연구(조민호, 김경림, 2010)와 맥락을 같이한다. 한편, 학력과 이직의도 관련해서 1990년대의 경우 경제적인 대우의 불만을 주된 이유로 고졸취업자의 이직성향이 대졸자보다 2배에 가까운 것으로 보고되었다(전찬열, 1996). 반면, 최근 선행연구는 학력이 높을수록 단기간 이직확률이 더 높아진다는 연구결과가 제시되었다(황광훈, 2020). 본 연구 또한 전문대 집단을 제외하고 학력이 높을수록 이직의도에는 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 학력의 어떠한 요인이 이직의도에 영향을 주는지에 대한 접근이 아닌 단순한 현상을 통계적으로 분류한 결과라는 측면에서 좀 더 신중한 접근이 요구된다.

## VI. 결론

본 연구에서는 국내 청년층이 현재 일자리에서 갖고 있는 이직의도에 영향을 미치는 요인에 대해 조직사회화에 중점을 두고 확인하고자 하였다. 대부분의 선행연구는 이직의도에 영향을 미치는 요인으로 조직사회화를 거시적으로 사용하면서 조직사회화의 선행변인과 이직의도와의 직접적인 영향관계를 탐색한 연구나 특정 직업군이 아닌 청년층의 이직의도에 대한 영향연구는 많지 않다. 이에 본 연구는 조직사회화 선행변인과 영향을 미칠 것으로 예상되는 통제변수를 이직의도에 영향을 미치는 독립변수로 투입한 결과, 청년층의 현재 일자리에서의 학습전략, 인사고과, 제도화된 전략, 업무만족은 이직을 하지 않겠다는 의지에 긍정적인 영향을, 기술과 지식, 과거일자리수, 학력은 이직을 하지 않겠다는 의지에 부정적인 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 또한, 이직을 하지 않겠다는 의지에 영향을 미치는 변수의 승산비를 중심으로 결과를 살펴보면, 제도화된 전략과 업무만족이 가장 높은 것으로 확인되었다. 이는 모두 조직특성에 속하는 요인으로 청년층의 이직의도를 감소시키기 위해서는 조직의 사회화전략과 직무특성을 기반으로 조직문화의 개선과 조직몰입을 위한 다양한 제도의 도입과 노력이 필요함을 의미한다. 특히, 청년층은 조직의 초기경력자로 조직변화의 핵심 원동력이자 장래에 조직의 존속을 결정하는 인적자원의 기반이 된다. 코로나19와 같이 전혀 예견하지 못한 경영환경에서 기업이 생존하기 위한 유일한 수단이 혁신에 달려있다면 이러한 혁신의 주체가 사람이기에 청년층의 높은 이직률을 간과하기에는 상당한 무리가 있을 것으로 판단된다.

한편, 기술과 지식, 과거일자리수, 학력은 이직을 하지 않겠다는 의지에 부정적인 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 전공과 직무가 일치할 경우 그렇지 못한 경우보다 현재 일자리에서의 직무에 더 많은 지식과 기술을 보유한 것으로 예정한 본 연구는 전공과 직무가 일치하거나 지식과 기술이 많은 경우 이직을 하지 않겠다는 의지에 긍정적인 영향을 미친다는 대부분 선행연구의 결과와 달리한다. 이는 승산비가 높지 않아 일반화하기에는 어려운 결과일 수도 있으나 대졸이상의 경우 지식과 기술을 많이 보유하게 되는 경우 좀 더 나은 근로조건과 자기 발전을 위해 이직을 결심하는 확률이 높은 만큼, 이는 예외적인 결과로 향후 구체적인 추가 실증사례 연구를 통해 후속연구의 진행이 필요한 부분이라고 판단된다.

이와 관련하여 과거 일자리에 대한 경험이 많은 청년층일수록 이직과 신규 취업에 대한 두려움이 상대적으로 적고 상당한 지식과 기술의 축적으로 이직에 대한 의지가 높고 잦은 이직으로 인한 조직사회화에 부적응, 상대적 만족도 저하, 조직문화의 거부 등으로 인해 일자리에서의 이탈이 가속화되는 것으로 판단된다. 따라서 청년층의 일자리에서의 이직을 감소시키기 위해서는 조직사회화의 학습을 위한 구체적인 방법과 다양한 학습전략의 개발, 조직사회화의 중요성에 대한 경영자의 인식 등이 우선하여 개선되어야 할 것으로 판단된다.

## ❖ 참고문헌 ❖

- 고용노동부(2018). 2018년도 고용노동백서. 서울: 고용노동부.
- 강원석, 김우철(2019). 일학습병행제 학습근로자의 교육훈련 만족도와 업무몰입, 이직의도의 구조적 관계에 대한 연구. *역량개발학습연구*, 14(1), 53-86.
- 강인주(2015). 대기업 사무직 근로자의 이직의도와 경력학습, 경력동기, 조직지원인식, 조직 몰입, 경력몰입 및 고용가능성의 관계. 박사학위논문, 서울대학교.
- 강현(2017). 전략적 인적자원관리와 이직의도의 관계 : 조직유효성의 매개효과. *한국산업보안연구*, 7(1), 31-64.
- 국립국어원(연도미상). 단어검색. 2020년 9월 20일 검색: <http://www.korean.go.kr>
- 김명섭(2020). 지방공기업 직원의 흡수역량, 창의성, 지식공유, 혁신의지, 혁신행동 간의 구조 관계 분석. 박사학위논문, 계명대학교.
- 김상표, 김태열(2004). 조직의 사회화 전략과 신입사원의 선도적 행위가 사회화 결과들에 미치는 효과에 관한 연구. *인사조직연구*, 12(1), 175-212.
- 김우택, 김인호(1999). 상사의 행동 스타일과 개인 및 조직가치의 적합성이 조직사회화와 조직구성원 태도간 관계에 미치는 영향에 관한 연구. *조직과 인사관리연구*, 23(1), 189-220.
- 김아영(1996). 목표설정이론과 자기효능감-자기조절이론체계하에서의 관계에 대한 이해. *산업 및 조직심리학회 춘계학술발표대회 논문집*, 41-51.
- 김용순, 조광주(2012). 직무배태성과 이직의도 사이의 관계에 대한 통제위치의 조절효과. *관광레저연구*, 24(6), 23-37.
- 김일천, 김종우, 이지우(2004). 혁신적 업무행동의 선행요인에 관한 연구. *경영연구*, 19(2), 281-316.
- 김원표(2017). 고급회귀분석. 서울: 와이즈인컴퍼니.
- 김종관, 윤준섭, 이엽남(2013). 인사공정성이 종업원의 혁신행동과 조직시민행동에 미치는 영향. *인적자원관리연구*, 20(1), 171-188.
- 김정진, 박경규(2008). 조직변화에 대한 구성원 저항의 다차원적 접근. *인사조직연구*, 16(3), 1-41.
- 김진희(2012). 인사제도의 내재화, 직무몰입, 역할피로 및 이직의도와의 관계에 대한 연구. *노동정책연구*, 12(3), 119-145.
- 김현석(2007). 지각된 사회화 전략 및 주도적 성격과 조직유효성과의 관계에 있어서 주도적 행위(proactivity)의 매개효과에 관한 연구. 박사학위논문, 충남대학교.
- 나은숙, 전정호(2017). 학습조직이 조직사회화에 미치는 영향에 관한 연구. *역량개발학습연구*, 12(1), 29-59.
- 문영주(2010). 사회복지 서비스 전달체계 개편이 사회복지전담공무원의 역할 스트레스와 직무만족에 미치는 영향. *사회연구*, 11(2), 9-35.
- 박경규, 윤종록, 임효창(1999). 신입사원의 조직사회화에 대한 종단적 연구. *인사조직연구*, 7(1), 43-82.
- 박선주, 임세영(2019). 국내 대졸 신입사원의 조직사회화 영향 요인에 관한 문헌 분석. *대한 설비관리학회지*, 24(3), 83-99.
- 박은혜, 이영은(2015). 어린이급식관리지원센터 직원의 업무만족, 직무만족, 조직몰입 및 이직의도.



- 한국식품영양과학회지, 44(12), 1881-1894.
- 박종철, 최현정(2017). 호텔기업의 조직사회화전략에 따른 직원의 조직사회화가 조직변화몰입 및 조직기반자존감에 미치는 영향. 호텔경영학연구, 26(8), 207-222.
- 박지희, 백지연(2016). 조직사회화 전략이 신입사원의 조직적응에 미치는 영향과 긍정심리 자본의 매개효과. 대한경영학회지, 29(1), 47-63.
- 박혜선, 이찬(2012). 무형식학습 영향 요인에 관한 통합적 문헌 고찰. 평생교육학연구, 18(2), 213-245.
- 백기복(2011). 조직행동연구. 서울: 창민사.
- 배하영, 박세영(2018). 직장인의 전공-직무 일치 여부와 이직의도와의 관계: 직무만족과 조직몰입의 매개효과. 지역과 세계, 42(1), 99-125.
- 송지은, 김재웅(2020). 초기 경력자의 조직사회화에 미치는 셀프리더십의 매개효과: 마이스터고교 졸업자와 대학 졸업자를 중심으로. 교육과학연구, 51(1), 111-133.
- 성지현(2013). 카지노 종사원의 경력정체 지각이 이직의도에 미치는 영향: 긍정심리자본과 상사부하 교환관계의 조절효과를 중심으로. 박사학위논문, 경기대학교.
- 손동원(2002). 신뢰의 경제적 가치 창출 과정 및 역할. 경영연구, 17(1), 285-312.
- 송하식, 김용순(2009). 유리천장에 대한 지각과 이직의도: 통제위치의 조절효과. 산업과경영 22(1), 253-264.
- 신승경, 마저리양(2020). 호텔조리사가 지각하는 일터학습이 이직의도에 미치는 영향에 있어 이중몰입의 매개효과. Tourism Research, 45(2), 235-261.
- 신승인, 김찬중(2018). 인사고과 공정성, 정서적 안녕, 이타적 행동의 관계. 인적자원관리연구, 25(1), 17-41.
- 안영진(2018). 변화와 혁신. 서울: 박영사.
- 안치숙(2018). 대졸취업자의 전공-직무 불일치가 직무만족과 이직의도에 미치는 영향. 석사학위논문, 경기대학교.
- 양재영, 박영진(2019). 조직사회화 전략이 기업충성도와 조직효율성에 미치는 영향: 리조트종사원들을 중심으로. 호텔경영학연구, 28(7), 89-103.
- 오진주, 김진모(2014). 조직사회화의 영향요인에 관한 통합적 문헌 고찰. 농업교육과 인적자원개발, 46(1), 151-180.
- 옥주영, 탁진국. (2003). 개인과 환경변인이 조직사회화에 미치는 영향. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 16(1), 1-18.
- 유지혜(2019). 긍정심리자본이 이직의도에 미치는 영향에 관한 연구 : 조직몰입의 매개효과와 고용형태의 조절효과를 중심으로. 박사학위논문, 경기대학교.
- 이윤정(2020. 2. 12). 韓 직장인 평균 2.5번 이직... 나이 어린 상사는 '거부감'. 조선일보.
- 이상희, 김혁수(2014). 외식업체 종사원의 이직경험에 따른 직무만족과 이직의도 영향관계. 호텔경영학연구, 23(3), 245-258.
- 이을터(2019). 조직지원인식 기반 인사시스템, 조직몰입 및 이직의도의 관계. 글로벌경영학회지, 16(6), 151-171.
- 이장우(2013). 창조경제에서의 경영전략. 경기 파주: 법문사.
- 임미래(2019). 프랜차이즈 베이커리 종사자의 학습유형에 따른 조직사회화, 이직의도의 구조관계

- 연구. 박사학위논문, 경기대학교.
- 임홍택(2018). 90년생이 온다. 서울: 웨일북
- 왕태규(2019). 조직사회화 이론에 기초한 공직가치에 대한 연구. 한국공공관리학보, 33(1), 105-127.
- 장세진(2014). 경영전략. 서울: 박영사.
- 장지현, 장원섭(2011). 개발지원 관계망 특성이 조직사회화의 학습 및 태도 결과에 미치는 영향. 직업교육연구, 30(3), 373-403.
- 정명호, 김희진(2012). 네트워킹 행동과 경력지향성이 이직의도에 미치는 영향. 한국인적자원관리 연구, 19(5), 141-164.
- 조민호, 김경림(2010). 호텔 객실관측지배인의 이직 결정요인에 관한 연구. 호텔경영학연구, 19(6), 99-116.
- 조준, 윤동열, 한승현(2018). 무형식학습이 조직몰입에 미치는 영향 : 자기효능감의 매개효과를 중심으로. 대한경영학회지, 31(8), 1527-1547.
- 전찬열(1996). 한국기업의 근로자학력별 이직성향에 관한 연구. 한국전통상학연구, 9, 249-290.
- 정태연(2019). 국내 항공사 조직사회화 전략이 직무만족, 조직몰입, 직무성공에 미치는 영향에 관한 연구. 관광경영연구, 23(3), 521-544.
- 차은애, 정현우, 김영조(2015). 인사고과의 공정성과 진정성 리더십이 고과결과 수용과 조직 몰입에 미치는 영향에 관한 연구. 인적자원관리연구, 22(3), 223-245.
- 차종석(2011). 조직사회화의 선행요인과 이직의도의 관계. 대한경영학회지, 24(5), 549-2569.
- 채구목(2018). SPSS와 AMOS를 이용한 고급통계학. 서울: 양서원.
- 채희선, 박지선(2019). 주도적 성격과 창의성: 자율성과 피드백의 조절효과. 인사조직연구, 27(3), 19-42.
- 최순옥(2005). 시스템다이나믹스를 이용한 신규간호사의 조직사회화과정 모델. Journal of Korean Academy of Nursing, 35(2), 323-335.
- 최지애, 이인석, 전무경(2014). 인사평가의 절차공정성과 조직구성원의 직무태도간의 관계에서 상호작용공정성의 조절효과분석. 전문경영인연구, 17(1), 103-123.
- 한나영, 박상봉(2015). 사회적 자본이 이직의도에 미치는 영향에 관한 연구 : 조직지원인식의 조절효과를 중심으로. 경영과 정보연구, 34(5), 295-312.
- 한수진, 나기환(2015). 신입사원의 사회적 비공식/공식 네트워크가 개인의 흡수역량과 학습 전이에 미치는 영향. 대한경영학회지, 28(7), 1835-1857.
- 황광훈(2020). 첫 일자리 이탈 영향요인 분석. 노동경제논집, 43(2), 41-74.
- 황상탁(2012). L기업 구성원의 직무특성과 창의적 행동의 관계에서 내적 동기의 매개효과. 석사학위논문, 고려대학교.
- 황영훈, 김진모(2019). 대기업 영업직 초기경력자의 형식학습, 무형식학습, 조직사회화 및 이직의도의 구조적 관계. HRD연구, 21(1), 29-66.
- Adkins, C. L. (1995). Previous work experience and organizational socialization: A Longitudinal Examination. Academy of Management Journal, 38(3), 839-862.
- Ajzen, I. (2002). Perceived behavioral control, self efficacy, locus of control, and the theory of planned behavior 1. Journal of Applied Social Psychology, 32(4), 665-683.
- Bluedorn, A. C. (1982). A unified model of turnover from organization. Human Relations, 35, 135-153.



- Chao, G. T., O'Leary-Kelly, A. M., Wolf, S., Klein, H. J., & Gardner, P. D. (1994). Organizational socialization: Its content and consequences. *Journal of Applied Psychology*, 79, 730-749.
- Coyne, I., & Ong, T. (2007). Organizational citizenship behaviour and turnover intention: A cross-cultural study. *The International Journal of Human Resource Management*, 18(6), 1085-1097.
- Hosmer, & Lemeshow, S. (2000). Applied logistic regression. New York: Wiley.
- Flippo, E. B. (1984). Personnel management. NY: McGraw-Hill
- Ha, Kyoo-Man. (2020). Digital business leadership: Digital transformation, business model innovation, agile organization, change management. *R&D Management*, 50(2), 171-172.
- Hamel, G. (2012). **지금 중요한 것은 무엇인가** (방영호 역). 서울: 알키. (원서 2012년 발행)
- Hom, P. W., Mitchell, T. R., Lee, T. W., & Griffeth, R. W. (2012). Reviewing employee turnover: focusing on proximal withdrawal states and an expanded criterion. *Psychological bulletin*, 138(5), 831.
- Jex, S. M., & Britt, T. W. (2012). **조직심리학** (박영석, 서용원, 이주일, 장재윤 역). 서울: 시그마프레스 (원서 2008년에 발행).
- Kim, H., & Kao, D. (2014). A meta-analysis of turnover intention predictors among US child welfare workers. *Children and Youth Services Review*, 47, 214-223.
- Krueger, N. F., Reilly, M. D., & Carsrud, A. L. (2000). Competing models of entrepreneurial intentions. *In Journal of Business Venturing*, 15(5), 411-432.
- Krueger Jr, N. F., & Brazeal, D. V. (1994). Entrepreneurial potential and potential entrepreneurs. *Entrepreneurship: Theory & Practice*, 18(3), 91-104.
- Louis, M. R. (1980). Surprise and sense making: What newcomers experience in entering unfamiliar organizational setting. *Administrative Science Quarterly*, 25, 226-251.
- Mobley, W. H. (1982). *Employee turnover: Causes, consequences and control*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Ostroff, Cheri, & Kozlowski, Steve W. J. (1992). Organizational Socialization as a Learning Process: the Role of Information Acquisition. *Personnel Psychology*, 45, 849-874.
- Snell, S., Bohlander, G. W., & Bohlander, G. (2010). *Principles of human resource management*. South-Western Cengage Learning.
- Taormina, R. J. (1997). Organizational Socialization - a Multidomain, Continuous Process Model. *Domains of Organizational Socialization*, 5(1), 29-47.
- Vandenberg, R. J., & Nelson, J. B. (1999). Disaggregating the motives underlying turnover intentions: when do intentions predict turnover behavior? *Human Relations*, 52(10), 1313-1336.
- Van Maanen, J., & Schein, E. H. (1979). Toward a theory of organizational socialization. *Research in Organizational behavior*, 1, 209-264.
- Yovel(1998). Kant's practical reason as will: interest, recognition, judgment, and choice. *Review of Metaphysics*, 52(2), 267-294.

## ❖ Abstract ❖

### The Factors influencing organizational socialization in youth jobs Analysis of impact on turnover intention

Seo Sook-Young·Choi myoung-sook(Keimyung University)

This study analysis whether the factors influencing the organizational socialization in the current job position of the youth directly affect the intention to turnover by using the data of the 2019 youth labor market transition tracking survey data of the Korean Education and Employment Panel Survey (KEEP).

As a result of the analysis, it was found that among the preceding factors for organizational socialization, learning strategy, personnel evaluation, institutionalized strategy, and job satisfaction had a positive effect on the will not to turn over. In particular, the institutionalized strategy and job satisfaction categorized by organizational characteristics were identified as factors that proactively influence turnover intention more than other variables.

On the other hand, it was found that the skills and knowledge of young people negatively influenced their willingness not to turn over. In addition, as a result of inputting control variables that affect turnover intention as independent variables, it was found that the number of past jobs and educational background had a negative effect on the will not to turn over. It was found that the higher the young people's past job experience or educational background, the more influence they will have on their willingness to change.

Therefore, in order to reduce the turnover of young people from their current jobs, it is judged that concrete methods for learning organizational socialization, development of various learning tools, and managerial awareness of the importance of organizational socialization should be improved first.

**Key words:** organizational socialization, turnover intention, job satisfaction, youth jobs

# 대학 전공 선택에 나타난 성별 전공 분리 현상 탐색

윤혜준<sup>1)</sup> · 신선미<sup>2)</sup>

## 요약

대학에서 어떠한 전공을 선택하였는지는 개인이 앞으로 삶에서 마주할 선택의 기회와 가능성에 영향을 준다. 본 연구는 여학생의 전공 선택에 영향을 미치는 요인을 분석함으로써 성별 분리 현상을 탐색하기 위해 전공선택 유형을 남학생 지배적 전공, 여학생 지배적 전공, 성별혼합 전공으로 나누고 개인특성, 가정배경, 학교특성 요인들과 남학생 지배적 전공 선택 간 관계를 실증적으로 분석하였다. 본 연구의 분석을 위해 한국교육고용패널조사(KEEP) 2차 웨이브의 1차년도 학생, 가구, 교사 자료 및 3차년도 학생 자료를 활용하였다. 주요 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 여학생의 전공 선택에 있어 과학 교과목에 대한 선호가 다른 변수들에 비하여 중요한 요인으로 작용하였다. 진로 관련 변수들은 남학생 지배적 전공 선택에는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 성격 5요인과 전공선택 간 관계를 분석한 결과 성실성 성격특질 변수의 유의성이 확인되었으며 여학생의 남학생 지배적 전공 선택이 개인의 자질, 적성이나 직업선택을 중시하여 고려한 결정이라기 보기 어려움을 확인하였다. 이상의 결과를 기반으로 연구의 함의 및 후속 연구를 위한 제언을 제시하였다.

## I. 서론

대학에서 어떠한 전공을 선택하였는지는 개인이 앞으로 삶에서 마주할 선택의 기회와 가능성에 영향을 준다. 지난 역사를 통하여 대학이 개인의 성장과 탐색의 시간과 학문과 진리를 탐구의 장을 제공해 왔음은 부인할 수 없으며 대학의 다양한 전공은 개인으로 하여금 학문이 가진 정체성과 특수성을 기반으로 세상을 보는 새로운 관점과 전문성을 키워나가도록 해주었다. 그러나 대졸 청년층의 취업난이 심각한 사회문제로 부상하면서 취업에 유리한 학과와 그렇지 않는 학과로 전공이 구분되는 등 대학 전공 선택은 이제 취업과 분리하여 생각할 수 없게 되었다. 실제로 기존 연구에서 대학 전공은 졸업 이후 노동시장 진입, 임금 수준, 고용안정성에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다(안영은·민윤경·문인영, 2017).

한편 대졸 청년이라도 대학에서 직업 세계로 이행하는 과정에서 여성과 남성은 서로 다른

1) 한국직업능력개발원

2) 한국여성정책연구원

\* 본 연구는 한국여성정책연구원의 2020년도 기본연구 '노동시장 성격차 해소를 위한 분야별 전략개발: 성별 전공 분리를 중심으로'(연구책임자: 신선미)의 일환으로 수행되었으며 본 연구의 일부 내용은 해당 연구에 반영될 예정이다.

장벽을 경험한다(구정화, 2008). 최근 교육통계에 따르면 고등교육기관으로의 진학률은 2019년 현재 70.4%로 전 세계적으로 가장 높은 수준에 해당하며 전체 고등교육 기관 중 여학생의 비율은 2000년의 38.3%에서 2019년 44.6%로 매년 꾸준히 상승하고 있다(한국교육개발원, 2019). 그럼에도 불구하고 성별에 따른 대학 전공 선택의 차이는 여전히 존재하며 이러한 현상은 우리나라에만 국한되지 않는다. OECD 회원국의 청년층의 진로 선택의 관점에서 전공별 지표를 분석한 『OECD 교육지표 2017』(Education at a Glance: OECD Indicators 2017)에 따르면 성별에 따라 진로를 선택하는 방식의 차이는 지속적으로 존재하여 왔으며 이는 대학 전공 선택 시 보다 두드러지는데 이공계 전공인 경우 약 4명 중 3명이, ICT 전공의 경우 약 5명 중 4명이 남성인 것으로 나타났다(OECD, 2017). 강민정·신선미(2016)는 여성고용의 문제가 경력단절이나 일과 삶의 양립에 집중되어 청년여성은 정책적 사각지대에 놓여있다고 지적하였는데 특히 노동시장 이행 이전 단계에서 남성은 고용률이 높은 공학 계열에, 여성은 고용률이 낮은 인문·사회 계열에 집중적으로 분포되어 있는 것으로 나타났다. 4년제 대학을 졸업한 이공계 여성청년의 고용률이 동일계열 출신 남성 청년층보다 낮은 현실은 직업 세계로 진입하는 과정에서 드러나지 않는 구조적 문제가 존재함을 시사한다(신선미·정해숙·권소영, 2013).

대학 전공 선택은 고등학교 졸업 후 취업이 아닌 진학을 결정한 고등학생이 경험하는 진로 선택의 실질적인 출발점으로 개인의 적성이나 흥미, 내재적 동기뿐 아니라 성적이나 교사, 부모 등을 포함한 다양한 외적 요인들도 복합적으로 작용한다(윤수경·한유경·임소현, 2017; 정정화·노보람, 2019). 대학 전공 선택 영향 요인을 분석한 연구들에 따르면 초등학교에서 대학에 이르기까지 남학생과 여학생은 선호하는 진로와 전공에 있어서 차이를 보인다. 구인회(2006)는 직업에서의 성별 분리 현상은 “개인적이고 자발적인 선택이라고 여겨지는 대학생의 희망직업의 선택에서도 성별로 다른 선택을 하게 하는 힘을 발휘”할 것이라고 주장하였다.

본 연구는 대학 교육에서 이공계열의 특정 전공 영역에 성별 분리 현상이 왜 나타나는지 탐색하는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 대학 전공을 남학생 지배적 전공, 여학생 지배적 전공, 혼합 전공의 세 범주로 유형화하고 해당 유형을 전공으로 선택한 여학생 집단이 개인 및 환경 변수에 어떠한 차이를 보이는지 살펴본다. 다음으로 특히, 여학생의 남학생 지배적 전공 선택에 영향을 미치는 개인적 특성, 가정배경, 학교 변인들을 분석한다. 대학 전공선택에 나타난 성별에 따른 차이가 어디에 기인하는가에 관한 탐색은 전공선택 과정의 양상을 이해하고 ‘성별 전공분리’ 원인을 심층적으로 분석함으로써 개인에게는 보다 합리적이고 효과적인 진로탐색을 위한 시사점과 교육 분야에서의 불평등 해소를 위한 정책적 시사점을 제공할 수 있을 것이다.

## II. 이론적 배경

학생의 대학 전공이라는 주제는 다양한 학문 분야에서 지속적으로 연구되어 온 주제로 대학 전공이 개인의 대학 진학 이후의 전반적 생활 뿐 아니라 미래의 삶에 중요한 영향을 미친다는

점을 전제로 한다는 점은 동일하나 탐색하고자 하는 연구의 주제와 흐름은 학문 분야별로 다르게 전개되어 왔다.

교육학 분야를 중심으로 이루어진 대학 전공 선택에 관한 일련의 연구들은 주로 대학 입학 과 함께 이루어지는 전공 선택이 대학 재학 기간 중에 나타나는 개인의 인식과 행동에 어떠한 영향을 미치는 지 밝히고자 하였다. 학생들은 대학 입학과 함께 전공 중심 과목을 이수하며 지식을 습득하고 전공을 매개로 다양한 대학 생활을 경험한다. 어떠한 대학과 전공을 선택했느냐에 따라 학생들은 경험하는 환경과 제공받는 기회가 달라지므로 전공 선택의 결과는 대학 생활 만족도, 대학생활 적응, 학업성취도, 전과 및 중도탈락 결정, 진로만족, 진로활동 및 의사 결정, 우울 수준 등에 영향을 준다(김유호, 2013; 박영태, 2000; 박우정·최바울, 2020; 신선임, 2018). 특히, 한국의 사회문화적 맥락에서 많은 학생들이 자신의 적성과 소질보다 시험 점수에 따라 대학과 전공을 선택하는 경향이 높아 전공-적성 불일치는 대학 진학 이후 학생의 인식과 태도 그리고 행동에 영향을 미치는 중요한 매개적 변수로서 주목을 받아 왔다(박희인·구자경, 2011; 선혜연·이제경·김선경, 2012).

한편 경제학 분야를 중심으로 한 연구는 개인의 대학 전공 선택 과정은 노동시장에 진입 이전 단계의 직업 준비 활동으로 졸업 이후 노동시장에서 해당 전공이 갖는 잠재적 효과에 의해 영향 받는다고 보았다(Daymont & Andrisani, 1984). 이러한 학문적 관심은 대학 전공의 임금 효과, 전공과 노동시장 성과 간 관계, 성별 임금 격차 등의 다양한 주제의 연구적 흐름으로 이어져 왔다. 특히 한국사회에서 학력이 갖는 위계적 효과와 전공에 따른 차별적 노동시장 성과에 관한 연구는 이 분야에서 지속적으로 다루어지고 있는 주제이다. 예를 들어, 한국노동패널 자료를 활용하여 대학 전공의 임금효과를 분석한 이병희(2004)의 연구는 의약학, 공학, 법학, 경영학의 순으로 전공의 임금 프리미엄 효과가 나타나지만 대학 입학 이전에 형성된 개인의 능력을 보여주는 대리 변수인 학과별 평균 입학성적을 통제하였을 경우 대학 전공을 통한 대학 교육의 임금 효과는 크게 감소함을 밝힘으로써 대학 서열이 증시되는 학벌중심 사회에서 대학 전공교육을 통한 노동시장 성과는 제한적이라고 주장하였다.

한편 전공 선택에 영향을 미치는 요인이 무엇인가에 대한 학문적 탐색은 사회학, 심리학, 교육학 등 여러 학문 분야에서 이루어져 왔다. 일련의 연구에 따르면 학생의 가정배경 요인들이 학생의 대학이나 전공 선택에 미치는 영향을 분석하는 것은 전통적인 연구 주제였다. 기존의 연구들은 부모의 학력, 직업지위, 소득 수준 등의 사회경제적 지위를 객관적으로 수치화된 요인들이 대학 전공, 그리고 이후의 노동시장 이행에 미치는 효과를 검증하여 왔다(김기현·오병돈, 2013; 윤수경·한유경·임소현·김화영, 2015; 박현준·이자형·김경근, 2015). 둘째, 개인의 진로 및 취업과 관련 인식과 행동은 대학 전공 선택에 있어 중요한 영향을 미친다(신희경·이종승, 2007). 우리나라에서 이루어지고 있는 진로교육의 주요 목표도 학과에 대한 이해를 바탕으로 학생 개인의 특성과 적성이 전공과 최대한 부합하도록 선택할 수 있도록 하는 것(진미석·임언·손유미, 1999)이라고 볼 때 진로 관련 요인은 전공 선택 과정에서 중요한 역할을 하게 된다. 홍경선·김동익(2016)은 전공 선택은 진로발달 단계에서 자신의 미래에 대한 전망을 고려

하여 학문적 영역을 선택하는 행위이므로 개인이 수행해야 할 진로 발달과업에 대한 준비도로 정의되는 진로성숙도와 전공 선택은 깊은 연관성을 가지며 나아가 전공 선택 동기, 희망 전공, 고취업률 학과에 대한 인식에 있어 여학생과 남학생은 유의미한 차이가 나타난다고 보았다. 셋째, 학생이 갖는 특정 교과목에 대한 선호 또는 기피 정도와 성적이나 학업성취도 변수는 대학 및 전공 선택에 의미있는 영향을 주는 핵심 요인으로 지속적으로 연구되어 왔다(김미란, 2006; 김성옥, 2004). 예를 들어, 김기현·오병돈(2013)의 연구는 학생의 고교 성적은 과목별로 상이한 영향을 미치는데 수학이나 과학 성적이 높을수록 공학계열 선택 가능성이 높은 반면 국어나 영어 성적이 높을수록 인문계열 선택 확률이 높음을 확인하였다.

한편 우리나라의 대학 학생수는 1980년 이후 2005년까지 가파르게 증가하여 2010년 2백만명을 돌파하였고, 2014년 정점을 찍은 후 감소하여 2019년 기준 학생수는 2,001,643명으로 나타났다(교육부·한국교육개발원, 2019). 이러한 학생수 증가는 여학생의 급속한 증가가 전인하였다고 볼 수 있는데 1985년 전체 학생의 26.8%에 불과했던 여학생 비율이 2019년에는 42.0%를 차지하였다(교육부·한국교육개발원, 2019). 한편, 2019년 기준 계열별 학생수 통계를 살펴보면 공학계열 학생이 28.5%로 가장 많았으나 여학생 비율이 19.7%에 불과한 것으로 나타났는데, 의약계열의 경우 60.2%, 자연계열의 경우 45.1%인 것과 비교하면 현저히 낮은 비율이다(교육부·한국교육개발원, 2019).

대학 전공 선택에서의 성비 차이는 비단 우리나라 뿐 아니라 국제 통계 자료에서도 잘 나타나 있다. OECD 교육통계 자료에 따르면 OECD 회원국에서 “공학, 제조 및 건설 전공의 경우 여학생 신입생 비율은 여전히 4분의 1에 불과”한 반면 “보건 및 복지 전공의 경우 신입생 중 거의 4분의 3이 여학생”이었으며 “경영행정 및 법, 자연 과학, 수학 및 통계 등 기타 전공 분야의 경우 거의 균형적 성비를 보여주고 있다(OECD, 2017: 31). 또한, 이러한 전공 선택의 남녀 차이는 이후 과학 및 공학 분야 직업 종사자의 압도적인 성비 차이로 이어진다고 보았다(OECD, 2017).

실제로 노동시장에 나타난 성별 직종분리는 전 세계적으로 대부분의 사회집단에서 광범위하게 발생하는 현상이다(Anker, 1997). 황수경(2001)은 여성의 경제활동 참여가 전반적으로 증가하면서 성별 직종분리 현상이 감소 추세를 보인다는 증거에도 불구하고 고학력 여성의 경우 일부 직종에의 집중 현상이 두드러진다는 점, 전문직이나 사무직과 달리 생산직에 한정할 경우 성별 직종분리의 감소추세가 나타나지 않는다는 점 등을 직종분리 현상의 완고함을 야기하는 주요한 동력으로 설명하였다.

대학 전공에 나타난 성별 차이에 관한 연구들은 학위 취득에 있어서의 성별 격차는 감소하고 있음에도 불구하고 전공계열에 따른 격차는 여전히 유효하다고 보고 이러한 현상의 원인을 탐색하고 있다. 전공 선택에 관한 기존의 연구들은 전공 선택 이후의 성과나 행동에 앞서 여성과 남성이 미래의 진로와 전공을 선택하는 동기에 차이가 존재하나 결과는 연구에 따라 일관적이지 않다. 본 연구에서는 우리나라의 4년제 대학에 진학한 여학생을 대상으로 남학생 집중전공 선택과 유의미한 관계를 갖는 개인특성, 학교, 가정배경 변수들을 실증적으로 파악하고

자 한다. 특히, 대학 전공 선택을 연구하는 학자들에게 학력주의라는 한국의 사회문화적 맥락은 학생 개인의 대학과 전공 선택 결과를 해석하는 중요한 요인 중 하나로 고려하여야 한다. 이는 이왕원·최지은·최율(2017)은 한국사회에서 대학 학력은 ‘사회적으로 인정된 상징지위이자 인적자본으로서 노동시장 및 사회적 성취를 결정짓는 핵심요인’(p. 58)으로 적성과 관계없이 원하는 대학에 가기 위해 문과나 이과의 선택, 학과 선택이 달라질 수 있음을 지적하였다. 또한 ”입시경쟁 가운데 놓여 있는 학생들은 마치 죄수의 딜레마(Prisoner’s dilemma)에서처럼 진로탐색의 유용성에도 불구하고 당면한 입시경쟁때문에 시간을 투자하기 어렵다”고 비판하였다(한요셉, 2002; p. 7). 이러한 관점에서 기존의 연구에서 확인된 주요 변수들과 함께 학생의 전공 선택 결정에 한국적 맥락이 어떠한 영향을 갖는가에 대한 연구가 지속될 필요가 있다.

### Ⅲ. 연구방법

#### 1. 연구자료 및 대상

본 연구는 한국직업능력개발원에서 제공하는 한국교육고용패널Ⅱ(Korean Education & Employment Panel, 이하 KEEPⅡ) 1차년도 및 3차년도 조사자료를 활용하였다. KEEPⅡ는 학교에서 노동시장으로의 이행 과정에 대한 객관적이고 중장기적인 기초자료를 구축하기 위해 2016년 국내 고등학교에 재학중인 고등학교 2학년 학생, 학생의 학부모 또는 보호자, 학생의 담임교사, 조사학교의 교감 또는 교무담당자를 대상으로 실시한 1차년도 조사를 시작으로 2차년도 이후부터 학생을 매년 추적하는 패널 조사이다. 모집단은 한국교육개발원의 『2016년 교육통계연보』를 기준으로 전수 조사대상 고등학교 2,356개교 중 2학년 학생이 50인 미만인 189개 학교를 제외한 2,167개교이다. KEEPⅡ는 2016년 기준 고등학교 2학년에 해당하는 10,558명의 학생 표본을 대상으로 하여 매년 이들을 추적, 조사하고 있다(한국직업능력개발원, 2017).

KEEPⅡ 1차년도 자료는 2016년 기준 고등학교 2학년에 해당하는 조사대상자가 개인적 특성, 학습, 학업, 진로, 학교 및 가정생활, 가치관 영역에 관한 문항에 응답하도록 설계되었다. 또한 1차년도 자료에는 학생의 담임교사, 부모 또는 보호자가 응답한 학업성적, 학생과의 관계, 부모 또는 보호자의 학력, 가구소득 등 학생의 사회경제적 배경을 분석하기 위한 데이터와 함께 학교알리미 정보가 제공되어 학생 개인이 속한 학교의 정보도 함께 포함되어 있다. 학생이 고등학교를 졸업 이후를 추적한 3차년도 자료는 1차년도 조사 당시 고등학교 2학년 학생의 대학진학 여부, 대학 및 학과 정보 파악이 가능하다.

본 연구의 분석대상은 KEEPⅡ 1차년도 고등학교 2학년 패널을 시작으로 3차년도 조사에서 2018년도를 기준으로 4년제 대학에 진학하였다고 응답한 학생이다. 구체적으로 3차년도 조사를 기점으로 4년제 대학진학과 세부 전공에 대한 측정 자료가 있는 응답자는 전체 응답자 8,485명 중 3,568명이었는데 특성화고등학교와 마이스티고의 경우 졸업 이후 진학이 아닌 취업

을 목적으로 한 교육과정을 운영하고 있다는 점을 고려하여 해당 고등학교 졸업생 270명을 제외한 총 3,298명을 대상으로 하였다. 분석대상의 성별 구성을 살펴보면 여성이 1,833명(55.6%), 남성이 1,465명(44.4%)이며, 출신 고교 유형의 경우 일반고 졸업생이 2,151명(76.3%)으로 다수를 차지하였고, 자율고 280명(8.5%), 과학고 119명(3.6%), 외국어·국제고 143명(4.3%), 예술고 125명(3.8%), 체육고 116명(3.5%) 순이었다.

한국교육개발원(KEDI) 전공대계열 분류에 따른 분포를 살펴보면 사회계열, 공학계열, 인문계열의 순으로 각각 25.0%, 24.6%, 11.5%를 차지하고 있다. 성별에 따른 전공계열 분포를 살펴보면 인문계열, 교육계열, 의약계열의 경우 여학생이 약 70% 이상을 차지하였고 공학계열은 약 30% 미만으로 여학생의 비율이 가장 낮아서 본 연구의 분석 자료에서 공학계열에 해당하는 여성은 전체 학생 중 7.2%로 나타났다.

〈표 1〉 분석대상의 성별, 고교유형, 전공대계열에 따른 빈도

구분		성별				총계 빈도
		여성		남성		
		빈도	%	빈도	%	
전공분류 (KEDI 대계열)	인문	269	71.0	110	29.0	379
	사회	498	60.4	327	39.6	825
	교육	167	74.2	58	25.8	225
	공학	238	29.3	573	70.7	811
	자연	222	56.3	172	43.7	394
	의약	179	71.0	73	29.0	252
	예체능	260	63.1	152	36.9	412
전체		1833	55.6	1465	44.4	3,298

## 2. 연구변수 및 분석방법

본 연구의 목적은 KEEPII 1차년도와 3차년도 자료를 활용하여 고등학교 단계에서의 개인특성, 가정배경, 학교특성 변수들과 4년제 대학에 진학한 여학생의 세 범주에 따른 전공 선택(여학생 지배적 전공, 성별 혼합 전공, 남학생 지배적 전공) 간 관계를 탐색하는 것이다.

종속 변수를 생성하기에 위해 첫 번째로 3차년도 조사자료에 나타난 응답자의 대학 학과/전공 코드를 기반으로 전공중계열 변수를 추출하였다. 여기에서 대학에 응답하지 않았거나 4년제 대학이 아닌 전문대학 또는 기타 유형의 대학에 입학한 응답자 그리고 4년제 대학에 입학하였으나 전공이 조사되지 않은 경우는 분석 대상에서 제외하였다. 다음으로 한국교육개발원에서 제공하는 교육통계연보의 2018년도 대학입학자 통계 자료를 중계열별로 추출해서 학과를 여학생이 70% 이상이면 “여학생 지배적 전공”, 남학생이 70% 이상이면 “남학생 지배적 전공”,

그 외의 경우는 “남녀 혼합 전공”으로 구분<sup>3)</sup>하여 세 개의 범주로 코딩하고 이를 KEEPII의 전공중계열 응답값과 매칭하여 응답자가 세 집단으로 분류한 후 해당 범주 선택 여부에 따라 이분 변수로 코딩하였다. 예를 들어 남학생 지배적 전공 선택 여부에 대해 ‘예’는 1, ‘아니오’는 0으로 코딩하였다.

독립변수로는 학교특성 변수, 가구특성 변수, 개인특성 변수를 포함하였다. 구체적으로 학교특성 변수는 고등학교 소재지(서울 및 광역시는 1, 그 외 지역 0), 고등학교의 남녀공학 여부, 과학고 여부, 과학고나 외고 여부를 포함하였다. 종속변수가 여학생 지배적 전공 선택이거나 혼합 전공 선택인 경우에는 과학고 여부 대신 외고 또는 과학고 여부 변수를 사용하였다. 남녀공학 변수의 경우 1차년도 자료와 함께 제공된 학교알리미 자료를 활용하였다. 가구특성 변수의 경우 가구소득, 부모의 학력 변수를 포함하였다. 가구소득의 경우 1차년도에 학생의 부모 또는 보호자가 응답한 월평균 가구소득에 자연로그를 취한 값을 사용했으며 부모의 학력 변수의 경우 아버지의 최종학력을 기준으로 전문대학 졸업 이상은 1, 고등학교 졸업 이하는 0으로 코딩하였으며 아버지가 없는 학생의 경우 어머니의 학력으로 대체하였다.

개인특성 변수는 크게 세 범주로 나눌 수 있는데 첫 번째로 개인의 학업 및 성적과 관련한 변수들이다. 먼저 학생의 과목선호도의 경우 1차년도 자료의 교과목에 대한 문항 중 국어, 영어, 수학, 과학 교과목이 ‘재미있다’와 ‘좋아한다’고 기술한 두 항목에 대해 각각 “전혀 그렇지 않다(1)”와 “매우 그렇다(5)”의 5점 척도로 응답한 값의 평균값을 활용하였다. 각 과목별 선호도 변수의 신뢰도 값은 국어(Cronbach’s  $\alpha=.878$ ), 영어(Cronbach’s  $\alpha=.912$ ), 수학(Cronbach’s  $\alpha=.922$ ), 과학(Cronbach’s  $\alpha=.942$ )으로 나타났다. 암기식 학습 변수의 경우 1차년도 학습 방법에 대한 질문 중 5점 척도로 측정한 “나는 공부할 때 모든 내용을 다 외우려고 애쓴다”, “나는 공부할 때 될 수 있는 한 많은 것을 외운다”, “나는 공부할 때 반복해서 중얼거리거나 밑줄을 긋고 그 내용을 암기하려 애쓴다”를 포함한 세 문항의 평균값을 활용하였다(Cronbach’s  $\alpha=.776$ ). 학생의 성적 변수는 자신이 응답한 중학교 3학년 성적등급(1~9등급)과 담임교사가 평가한 2학년 1학기 성적등급을 모두 포함하였는데, 고등학교 성적 등급의 경우 상위 등급(23%이하), 중위 등급(23%초과~77%이하), 하위 등급(77%초과)의 세 등급으로 재분류하여 더미변수화 하였다.

두 번째로 진로 관련 변수로 진로교육활동 만족도와 주도적 진로탐색 변수를 활용하였다. 먼저 진로교육활동 만족도 변수는 1차년도의 “학교에서 수행하는 진로교육 및 활동에 대하여 만족하고 있습니까?”의 5점 척도 문항을 활용하였다. 주도적 진로탐색 변수의 경우 1차년도의 진로에 관한 생각과 태도를 묻는 문항 중 “나는 나의 특성과 환경을 고려하여 장기적인 진로 계획을 세울 수 있다”, “나는 내가 원하는 진로를 준비하는 방법을 알고 있다”, “나는 진로를 준비할 때 발생하는 어려움을 극복할 수 있다”(5점 척도)를 활용하였다(Cronbach’s  $\alpha=.776$ ). 이외에도 대학과 전공 선택시 무엇을 우선 고려하여 선택하였는가를 묻는 문항을 활용하였는데 1) 대학을 우선 고려, 2) 전공을 우선 고려, 3) 대학과 전공을 모두 고려하였다는 응답(기타 응

3) 일반적으로 Hakim의 분류에 따라 직종 내 성별 비율에 따라 여성 비중이 70% 이상인 경우 여성 지배적 직종, 남성 비중이 70% 이상인 경우 남성 지배적 직종, 여성 비중이 30~70%에 해당하는 경우 혼합 직업으로 정의함(황수경, 2001).

답 포함)의 세 범주로 분류하여 더미변수화 하였다.

마지막으로 본 연구에서는 개인의 성격적 특성과 전공 선택 간 관계를 탐색하기 위해 성격 5요인(Big 5) 변수를 활용하였다. 성격 특성을 개방성(openness), 성실성(conscientiousness), 외향성(extroversion), 친화성(agreeableness), 신경증(neuroticism)의 5가지 요인으로 단순화한 ‘Big 5’는 성격 및 심리학 연구 분야의 대표적인 성격 모형으로 개인의 다양한 행동을 예측하는데 널리 활용되는 타당성 높은 측정 도구이다. 본 연구에서는 성격 5요인 모형에 기초하여 3차년도 자료에 각 성격 요인을 측정하는 6개 문항에 대해 개인이 “전혀 그렇지 않다(0)”, “그렇지 않은 편이다(1)”, “그런 편이다(2)”, “매우 그렇다(3)”의 4점 척도로 응답한 값의 평균값을 활용하였다. 예시 문항을 살펴보면 개방성 요인의 경우 “상식이나 어휘를 많이 아는 편이다”, 성실성 요인의 경우 “일에 대해서는 가혹하리만큼 열심히 한다”, 외향성 요인의 경우 “모임에서 많은 사람과 이야기를 나눈다”, 친화성 요인의 경우 “다른 사람의 기분을 잘 이해하는 편이다”, 신경증 요인의 경우 “걱정을 많이 하는 편이다” 등의 문항을 포함한다. 각 요인별 신뢰도 값은 개방성(Cronbach’s  $\alpha=.717$ ), 성실성(Cronbach’s  $\alpha=.767$ ), 외향성(Cronbach’s  $\alpha=.830$ ), 친화성(Cronbach’s  $\alpha=.751$ ), 신경증(Cronbach’s  $\alpha=.866$ )이다. <표 2>에는 본 연구에서 사용한 변수들의 기초통계를 제시하였다. 본 연구는 4년제 대학에 진학하는 여학생이 남성집중전공 선택에 미치는 요인을 탐색하는 것을 목적으로 하며 종속변수인 전공 선택 여부가 이분 변수인 점을 고려하여 로지스틱 회귀분석을 실시하였다.

〈표 2〉 기초통계

변수		표본 수	평균	표준편차
종속변수	남학생 집중전공 선택 여부 (선택=1)	1,833	0.0720	0.2586
	여학생 집중전공 선택 여부 (선택=1)	1,833	0.2499	0.4330
	성별혼합 전공 선택 여부 (선택=1)	1,833	0.6781	0.4673
학교 특성				
	고등학교 소재지 (서울 및 광역시=1)	1,833	0.4463	0.4972
	학교 유형: 과학고 여부 (과학고=1)	1,833	0.0158	0.1248
	학교 유형: 외고나 과학고 여부 (외고 또는 과학고=1)			
	학교 유형: 남녀공학 여부 (남녀공학=1)	1,833	0.6328	0.4822
가구 특성				
	월평균 소득(만원)	1,749	554.81	129.540
	부모 학력 (전문대졸 이상=1)	1,805	1.6465	0.4782
개인 특성				
	중3 성적등급	1,830	3.1689	1.6376
	고2 성적: 상 (23% 이하=1)	1,832	0.4503	0.4977
	고2 성적: 중 (23% 초과~77% 이하=1)	1,832	0.4896	0.5000
	고2 성적: 하 (77% 초과=1)	1,832	0.0600	0.2376
독립변수	국어과목 선호도	1,833	3.6536	0.8775
	영어과목 선호도	1,833	3.2471	1.1059
	수학과목 선호도	1,833	3.3735	1.0549
	과학과목 선호도	1,833	3.2633	1.1720
	Big 5 성격특성-외향성	1,833	2.7504	0.4947
	Big 5 성격특성-개방성	1,833	2.6769	0.4235
	Big 5 성격특성-친화성	1,833	2.8864	0.4025
	Big 5 성격특성-성실성	1,833	2.6535	0.4638
	Big 5 성격특성-신경증	1,833	2.2661	0.6011
	진로교육·활동 만족도	1,833	3.6129	0.7360
	주도적 진로탐색	1,833	3.0600	0.910
	대학-학과 우선 순위 (대학 우선=1)	1,729	.2157	.4115
	대학-학과 우선 순위 (전공 우선=1)	1,729	.5442	.4982
	대학-학과 우선 순위 (대학-전공 모두 고려=1)	1,729	.2400	.4272
	전공 선택 영향 요인(본인 희망·적성=1)	1,728	0.5932	0.4914

자료: 한국직업능력개발원, 『한국교육고용패널 II』 1차년도 및 3차년도 데이터



〈표 3〉 로지스틱 회귀분석(종속변수: 여학생의 남학생 지배적 전공 선택)

변수	B	SE	Wald	p-value	Exp(B)
고등학교 소재지 (서울 및 광역시=1)	.352	.215	2.685	.101	1.422
학교 유형: 과학고 여부 (과학고=1)	1.168	.522	5.012	.025 *	3.216
학교 유형: 남녀공학 여부 (남녀공학=1)	-.148	.224	.435	.510	.863
월평균 로그소득	.193	.212	.834	.361	1.213
부모 학력 (전문대졸 이상=1)	.309	.248	1.553	.213	1.362
성격특성					
외향성	-.122	.245	.246	.620	.886
개방성	-.424	.291	2.116	.146	.655
친화성	.028	.294	.009	.924	1.028
성실성	-.794	.258	9.448	.002 **	.452
신경증	-.007	.185	.001	.970	.993
고2 성적등급 <sup>2)</sup>					
고2 성적: 상위	-.651	.227	8.227	.004 **	.521
고2 성적: 하위	-.968	.758	1.628	.202	.380
중3 성적등급	-.319	.087	13.539	.000 ***	.727
과목 선호도					
국어과목 선호도	-.390	.121	10.368	.001 **	.677
영어과목 선호도	.127	.113	1.276	.259	1.136
수학과목 선호도	.078	.119	.428	.513	1.081
과학과목 선호도	.810	.127	40.778	.000 ***	2.247
암기식 학습법 활용	-.397	.134	8.823	.003 **	.672
대학-학과 선택 우선 순위 <sup>3)</sup>					
대학 우선 선택	.631	.310	4.135	.042 *	1.880
학과 우선 선택	.275	.284	.941	.332	1.317
전공 선택 영향 요인(본인 희망-적성=1)	-.638	.216	8.739	.003 **	.528
진로교육-활동 만족도	-.143	.120	1.416	.234	.867
주도적 진로탐색	-.397	.161	6.070	.014 *	.673
상수	1.176	1.817	.419	.517	3.242
-2 Log Likelihood = 683.555					
Nagelkerke R <sup>2</sup> = .240					

주: 1) \*p<.10, \*\*p<.05, \*\*\*p<.001

2) 기준집단은 고2 성적 중위그룹

3) 기준집단은 대학과 학과를 동시에 고려한 그룹

자료: 한국직업능력개발원, 『한국교육고용패널 II』 1차년도 및 3차년도 데이터

〈표 4〉 로지스틱 회귀분석(종속변수: 여학생의 여학생 지배적 전공 선택)

변수	B	SE	Wald	p-value	Exp(B)
고등학교 소재지 (서울 및 광역시=1)	.084	.123	.467	.494	1.088
학교 유형: 외고/과학고 여부 (외고/과학고=1)	.491	.243	4.081	.043 *	1.634
학교 유형: 남녀공학 여부 (남녀공학=1)	.003	.132	.000	.984	1.003
월평균 로그소득	.024	.118	.040	.841	1.024
부모 학력 (전문대졸 이상=1)	.200	.132	2.319	.128	1.222
성격특성					
외향성	-.111	.139	.637	.425	.895
개방성	.039	.163	.058	.810	1.040
친화성	.208	.170	1.506	.220	1.232
성실성	-.320	.143	5.011	.025 *	.726
신경증	.013	.103	.016	.900	1.013
고2 성적등급 <sup>2)</sup>					
고2 성적: 상위	.449	.136	10.962	.001 **	1.567
고2 성적: 하위	.386	.253	2.327	.127	1.472
중3 성적등급	.052	.044	1.421	.233	1.054
과목 선호도					
국어과목 선호도	.076	.073	1.058	.304	1.079
영어과목 선호도	.119	.063	3.535	.060	1.125
수학과목 선호도	-.203	.060	11.368	.001 **	.816
과학과목 선호도	-.220	.055	15.987	.000 ***	.802
암기식 학습법 활용	-.034	.080	.185	.667	.966
대학·학과 선택 우선 순위 <sup>3)</sup>					
대학 우선 선택	.001	.183	.000	.997	1.001
학과 우선 선택	.140	.148	.900	.343	1.085
전공 선택 영향 요인(본인 희망·적성=1)	.334	.127	6.921	.009 **	1.397
진로교육·활동 만족도	-.117	.067	2.992	.084	.890
주도적 진로탐색	.081	.089	.840	.359	1.085
상수	-1.078	1.011	1.137	.286	.340
-2 Log Likelihood = 1741.776					
Nagelkerke R <sup>2</sup> = .075					

주: 1) \*p<.10, \*\*p<.05, \*\*\*p<.001

2) 기준집단은 고2 성적 중위그룹

3) 기준집단은 대학과 학과를 동시에 고려한 그룹

자료: 한국직업능력개발원, 『한국교육고용패널 II』 1차년도 및 3차년도 데이터



〈표 5〉 로지스틱 회귀분석(종속변수: 여학생의 성별혼합 전공 선택)

변수	B	SE	Wald	p-value	Exp(B)
고등학교 소재지 (서울 및 광역시=1)	-.189	.113	2.775	.096	.828
학교 유형: 외고/과학고 여부 (외고/과학고=1)	-.281	.226	1.549	.213	.755
학교 유형: 남녀공학 여부 (남녀공학=1)	.005	.121	.002	.968	1.005
월평균 로그소득	-.086	.108	.635	.426	.917
부모 학력 (전문대졸 이상=1)	-.270	.121	4.947	.026 *	.763
성격특성					
외향성	.087	.128	.462	.496	1.091
개방성	.043	.151	.082	.775	1.044
친화성	-.220	.156	1.993	.158	.802
성실성	.455	.133	11.625	.001 **	1.575
신경증	.001	.095	.000	.995	1.001
고2 성적등급 <sup>2)</sup>					
고2 성적: 상위	-.152	.123	1.519	.218	.859
고2 성적: 하위	-.178	.244	.530	.467	.837
중3 성적등급	.052	.041	1.583	.208	1.053
과목 선호도					
국어과목 선호도	.060	.067	.784	.376	1.062
영어과목 선호도	-.132	.058	5.162	.023 *	.876
수학과목 선호도	.153	.056	7.391	.007 **	1.166
과학과목 선호도	-.003	.051	.003	.953	.997
암기식 학습법 활용	.169	.072	5.462	.019 *	1.185
대학·학과 선택 우선 순위 <sup>3)</sup>					
대학 우선 선택	-.220	.166	1.772	.183	.802
학과 우선 선택	-.194	.138	1.989	.158	.824
전공 선택 영향 요인(본인 희망·적성=1)	-.106	.115	.858	.354	.899
진로교육·활동 만족도	.142	.062	5.162	.023 *	1.152
주도적 진로탐색	.016	.082	.037	.848	1.016
상수	-.275	.931	.087	.768	.760
-2 Log Likelihood = 1981.103					
Nagelkerke R2 = .052					

주: 1) \*p<.10, \*\*p<.05, \*\*\*p<.001

2) 기준집단은 고2 성적 중위그룹

3) 기준집단은 대학과 학과를 동시에 고려한 그룹

자료: 한국직업능력개발원, 『한국교육고용패널 II』 1차년도 및 3차년도 데이터

## IV. 분석 결과

학교특성, 가구배경 및 개인특성 변수들이 종속변수인 여학생의 남학생 지배적 전공 선택과 어떠한 관계를 갖는 지 보여주는 분석 결과는 <표 3>에 제시되었다. 먼저 학교특성 변수인 학교유형의 경우 과학고 출신 여부만이 남학생 지배적 전공 선택에 통계적으로 유의미한 영향을 미쳤다. 즉, 과학고를 졸업한 여학생은 기타 유형의 고등학교를 졸업한 여학생에 비하여 남학생 지배적 전공을 선택할 확률이 3.216배 높았다. 가구배경 변수인 부모의 학력과 가구소득은 유의미한 영향이 없는 것으로 나타났다. 학교와 가구배경 변수를 통제한 후에도 학생의 성격변수, 성적, 과목선호도, 중3 성적등급, 학습방법, 주도적 진로탐색, 대학 우선 선택, 선택 전공의 희망적성 부합 여부 등의 개인특성 변수들은 여학생의 남학생 지배적 전공 선택에 통계적으로 유의미한 영향을 미쳤다. 먼저, 성격 5요인에 기반한 개인의 성격특성 중 성실성 요인만이 남학생 지배적 전공 선택과 통계적으로 유의미한 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 학생 중학교 3학년 성적등급의 경우 최상위 1등급에허 최하위 9등급으로 구분되는데 성적이 하위등급 내려갈수록 남학생 지배적 전공 선택의 가능성은 낮아지는 것으로 나타났다. 반면, 담임교사가 평가한 고등학교 2학년의 성적등급의 경우 성적에 따라 상, 중, 하의 세 집단으로 구분하고 중위권 집단을 기준으로 상위권 집단에 속한 학생일수록 남학생 지배적 전공 선택 확률은 낮아졌다. 과목 선호도는 본 연구 모형에서 전공 선택에 중요한 영향을 미치는 요인들로 국어과목을 선호하지 않는 학생과 과학과목을 선호하는 학생일수록 남학생 지배적 전공 선택 가능성이 높아지는 것으로 나타났다. 여기에서 영어와 수학과목의 영향력은 통계적으로 유의하지 않았다. 분석 결과 최종모형의  $-2\text{Log likelihood}$ 가 683.555이고  $\chi^2=166.913(p<.000)$ 으로 모형은 유용하며 Nagelkerke R<sup>2</sup> 값은 .240으로 종속변수 분산의 약 24%가 모형에 의해 설명된다고 할 수 있다.

본 연구는 주된 관심은 여학생의 남학생 지배적 전공 선택에 대한 영향 요인을 탐색하는 것이나 학생이 여학생 지배적 전공과 성별혼합 전공을 선택한 경우와의 비교를 통해 동일한 설명변수의 영향력이 어떻게 달라지는 지 살펴보았다. 다만, 이 경우 통제변수인 고교유형 변수에 과학고 여부가 아닌 외고나 과학고 여부를 투입하였다. 여학생의 전공 선택에 미치는 영향을 실증적으로 살펴보기 위한 다른 특성 변수들의 추정치를 살펴보면 다음과 같다. 대학 진학 시 대학과 학과 중 무엇을 우선 선택하였는지와 관련하여 대학과 학과를 동시에 고려한 집단을 기준으로 하였을 때 학과보다 대학을 우선 고려하였다는 학생이 남학생 지배적 전공 선택에 양(+)의 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 전공 선택의 이유가 희망과 적성에 부합할수록 그리고 진로탐색에 있어 주도적일수록 남학생 지배적 전공 선택의 선택 가능성은 낮았다. 진로교육에 대한 만족도는 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않았다.

다음으로 여학생의 여학생 지배적 전공 선택과 관련된 독립변수들의 통계적 유의성과 변수들 간 상대적 영향력을 살펴본 결과(<표 4>) 고등학교 유형(외고/과학고 여부), 성격 5요인 성실성, 고2 담임평가 성적등급(상위), 수학과목 선호도, 과학과목 선호도, 전공 선택 영향요인이

여학생 지배적 전공선택 여부에 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다른 고교유형 졸업자보다는 외고나 과학고 졸업생, 중위권 성적등급 집단에 비하여 상위권 집단, 본인의 희망과 적성에 따라 전공을 선택한 집단이 여학생 지배적 전공을 선택할 확률이 높음을 알 수 있다. 반면, 성실성 성격요인과 수학과목 및 과학과목에 대한 선호도는 여학생 지배적 전공 선택과 음(-)의 관계를 보여주었다.

마지막으로 여학생의 성별혼합 전공 선택과 관계된 독립변수들의 통계적 유의성과 변수들 간 상대적 영향력을 살펴보았다(<표 5>). 부모의 학력, 성격 5요인 성실성, 영어와 수학과목 선호도, 암기식 학습법 활용이 성별혼합전공 선택 여부에 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 부모 중 한 명이 전문대 졸업 이상의 학력을 가진 학생의 경우 그렇지 않은 학생에 비하여 성별혼합 전공을 선택할 확률이 낮았다. 성격 5요인 중 성실성 변수의 경우 위의 경우와 반대로 성실성이 높을수록 성별혼합 전공 선택 가능성이 높았다. 과목 선호도의 경우 영어과목에 대한 선호도는 종속변수와 음의 관계를 보였으나 수학과목을 선호할수록 성별혼합 전공 선택 가능성은 높게 나타났다. 학습방법에 있어 암기식 학습법 활용도가 높아질수록 성별혼합 전공 선택 확률이 높았는데 이는 남학생 지배적 전공 선택에서 음의 관계를 보였던 것과 대조적인 결과이다. 마지막으로 진로교육 및 활동에 대한 만족도는 종속변수인 성별혼합 전공 선택과 양의 관계를 보여주었다.

## V. 결론 및 제언

본 연구는 여학생의 전공 선택에 영향을 미치는 요인을 분석함으로써 성별 분리 현상을 탐색하기 위해 전공선택 유형을 남학생 지배적 전공, 여학생 지배적 전공, 성별혼합 전공으로 나누고 개인특성, 가정배경, 학교특성 요인들과 남학생 지배적 전공 선택 간 관계를 실증적으로 분석하였다. 주요 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 여학생의 전공 선택에 있어 교과목에 대한 선호가 다른 변수들에 비하여 중요한 요인으로 작용하였다. 부모 학력과 가정배경, 학교특성 변수를 통제하였을 때 여학생의 남학생 지배적 전공 선택은 과학과목에 대한 선호도는 정적 관계가 나타난 반면 국어과목 선호도에는 부적 관계를 보였다. 주목할 만한 점은 여학생의 여학생 지배적 전공 선택의 경우 교과목의 영향이 선호도가 낮은 과목들에서 통계적으로 유의하게 나타났다는 점이다. 즉, 여학생이 과학과목을 선호할 경우 남학생 지배적 전공을 선택할 가능성이 높았으나, 여학생 지배적 전공 선택에 있어서는 국어나 영어과목을 선호도가 아닌 수학과목과 과학과목을 선호하지 않을 경우 해당 전공 선택 확률이 높았다. 이러한 결과는 고등학생의 대학 이·공계열 선택에 있어 성적보다 교과목 선호가 보다 중요한 요소로 작용한다는 기존의 연구(김미란, 2006)와 일치한다.

둘째, 진로 관련 변수들은 남학생 지배적 전공 선택에는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 학생들의 진로성숙도는 대학 전공 선택에 있어 중요한 역할을 한다는 기존

의 연구 결과와 달리 혼합성별 전공을 선택하는 학생들의 경우를 제외하고는 진로교육·활동 만족도는 유의한 영향을 미치지 않았다. 오히려 자신의 특성과 환경을 고려하여 장기적인 진로계획을 세우고 준비하며 이 과정에서 발생하는 어려움을 극복할 수 있는 주도적 진로탐색의 수준이 낮은 여학생이 남학생 지배적 전공을 선택할 가능성이 높게 나타났다. 또한 대학 진학 시점에 대학과 학과를 모두 고려한 학생에 비해 학과보다 대학을 우선적으로 선택한 학생이 남학생 지배적 전공선택의 가능성이 높았다. 이와 유사하게 학과 선택의 1순위 요인이 자신의 희망과 적성인 학생은 그렇지 않은 학생에 비하여 남학생 지배적 전공 선택의 가능성이 낮았다. 이러한 일련의 결과들은 여학생의 남학생 지배적 전공 선택이 개인의 자질, 적성이나 직업선택을 중시하여 고려한 결정이라기 보기 어렵다는 점을 시사한다. 또한 고등학교 2학년 성적 등급이 상위권에 속하는 학생은 중위권 학생에 비해 남학생 지배적 전공 선택 확률이 낮다는 결과는 상위권 여학생이 의약계열 진학을 목표로 이과를 선택하는 경향과도 맞물려 있다.

셋째, 성격 5요인과 전공선택 간 관계를 분석한 결과 성실성 성격특질 변수의 유의성이 확인되었다. 성실성은 목표지향적, 책임감, 자기규율적, 계획적이고 조직적인 특성을 핵심적인 측면으로 포함하는데 성실성 변수는 여학생의 여학생 지배적 전공과 남학생 지배적 전공선택과 부적 관계를 보이는 것으로 나타난 반면 혼합전공 선택과는 정적 관계를 보였다. 이와 유사하게 암기식 학습 방법에 대한 활용도는 혼합전공 선택과는 정적 관계를 보였으나, 남학생 지배적 전공 선택과는 부적 관계를 보였다. 성격 5요인(Big Five)를 중심으로 성격 특성과 대학 전공 선택 간의 관계를 분석한 연구는 지속적으로 수행되어 왔지만 합의된 결론 없이 다양한 해석이 있어 왔지만(Vedel, 2016), 한국적 맥락에서 이를 주제로 심층적으로 분석한 국내 연구는 드물다. 본 연구에서는 6개 문항으로 축소한 측정도구를 활용하여 탐색적으로 성격의 전공 선택 영향을 살펴보았으나 성격 특성이 전공선택 간 관계의 매커니즘 분석을 통해 교과목이나 전공 대한 선호 뿐 아니라 일과 직업 선택에 있어서의 성격의 잠재적 역할은 향후 연구에서 보다 면밀하게 분석할 필요가 있다.

본 연구에서 활용한 한국교육고용패널 자료는 고등학교에서 대학으로의 이행 단계에서 전공 선택에 영향을 미치는 개인적 특성과 학업성취 관련 변수, 가정배경 변수, 학교특성 변수 등 다양한 문항을 포함하고 있는 자료임에도 불구하고 개인의 전공 선택을 심층적으로 설명하기에는 한계를 갖고 있는데 특히, 대학 전공 선택 이전 단계에서 이루어지는 문과와 이과 선택과 관련한 심도 있는 탐색이 요구된다. 앞으로 패널자료를 활용한 양적 연구 뿐 아니라 질적 연구를 통한 통해 본 연구의 주제가 재탐색되어 우리나라 고등학생의 전공 선택에 관련한 정책 개발에 활용될 수 있는 연구가 수행되기를 기대한다.

## ☞ 참고문헌 ☞

- 강민정·신선미(2016). 청년여성 취업 애로요인 해소를 위한 정책과제. 서울: 한국여성정책연구원.
- 김기현·오병돈(2013). 대학 전공 선택 성별 및 가족배경 요인 검증. 『교육사회학연구』, 23(4), 4, 59-84.
- 김성옥(2004). 전공 선택과 수학, 『한국과학기술정보연구원』, 18(2), 155-162.
- 김미란(2006). 이과계열 전공 선택에 있어 남녀 차이: 선호, 성적, 가족 배경. 제2회 한국교육고용패널 학술대회 논문집.
- 김성남·최수정(2012). 전문대학생의 중·고등학교 시기 진학·전공 결정에 관한 분석. 『직업교육연구』, 31(2), 339-356.
- 구정화(2008). 대학생의 희망직업 및 기대임금에서 성 차이: 4년제 대학 인문 및 사회계열을 중심으로. 『시민교육연구』, 40(4), 1-20.
- 김유호(2013). 대학생들의 전공에 따른 진로선택·만족 및 전공적응에 대한 인식차이 분석-보건의료계열과 사회과학계열의 비교를 중심으로. 『위기관리 이론과 실천』, 9(10), 165-182.
- 박우정·최바울(2011). 대학생의 전공선택동기에 따른 중도탈락의도, 전공만족도, 대학생활적응, 학업성취도 차이. 『청소년학연구』, 27(7), 183-209.
- 박현준·이자형·김경근(2015). 대학 전공 선택에 대한 가정배경 및 성장지의 영향, 『교육사회학연구』, 25(4), 25-51.
- 박희인·구자경(2011). 전공-적성 불일치로 인해 전공만족도가 낮은 대학생들의 진로문제에 대한 합의적 질적 연구. 『진로교육연구』, 24(4), 173-190.
- 선혜연·이제경·김선경(2012). 진로미결정 대학생의 진로고민 내용 및 원인과 결과: 합의적 질적 분석을 중심으로, 『아시아교육연구』, 13(2), 1-24.
- 신선미·정해숙·권소영(2013). 이공계 여대생 현장체험형 직업역량개발 지원방안. 서울: 한국여성정책연구원.
- 신선임(2018). 대학생의 전공선택동기와 진로결정수준에 따른 자기비난적 우울과 의존적 우울의 차이, 『학습자중심교과교육연구』, 18(1), 159-173.
- 신희경·이종승(2007). 내적동기를 매개변인으로 한 고등학생의 진로결정수준이 대학 및 학과에 대한 만족도와 학문적 적응도에 미치는 영향. 『교육학연구』, 45(1), 71-100.
- 진미석·임언·손유미(1999). 꿈·미래·직업. 서울: 한국직업능력개발원.
- 안영은·민윤경·문인영(2017). 대졸자의 전공계열에 따른 중장기적 고용안정성 연구, 『직업교육연구』, 36(5), 73-94.
- 윤수경·한유경·임소현(2017). 대학 및 전공 선택에 영향을 미치는 요인 분석. 『한국교육』, 42(2), 87-107.
- 조혜선(2002). 성별 분리와 가치 차별에 대한 다층분석, 『노동정책연구』, 2(3), 1-29.
- 한국교육개발원(2019). 간추린 교육통계. 한국교육개발원.
- 한요셉(2020). 전공 선택의 관점에서 본 대졸 노동시장 미스매치와 개선방향, 『KDI Focus』, 제99호, 1-8.
- 황수경(2001). 직종특성과 성별 직종분리: 미국 노동시장의 사례를 중심으로. 『노동정책연구』, 11, 1-29.

- 홍경선·김동익(2016). 남녀 고등학생들의 취업관련 인식 및 대학 전공 선택 연구. 『학습자중심교과교육연구』, 16(2), 25-44.
- 교육부·한국교육개발원(2019). 2019 교육통계 분석자료집. 교육부·한국교육개발원.
- OECD(2017). OECD 교육지표(Education at a Glance: OECD Indicators). 교육부·한국교육개발원.
- Anker, R. (1997). Theories of occupational segregation by sex: An overview. *International Labour Review*, 136(3), 315-339.
- Vedel, A. (2016). Big Five personality group differences across academic majors: A systematic review. *Personality and Individual Differences*, 92, 1-10.

## ❖ Abstract ❖

### Gender segregation in the choice of college majors: An exploratory investigation in South Korean context

Yoon Hea Jun, Shin Sunmi

Males and females are noticeably different in their choice of college major. The current study is primarily concerned with exploring and empirically analyze the factors that influence high school female students in their college major selection in South Korean context. Data used in the analysis are from the Korean Education and Employment Panel Survey(KEEP II). The results demonstrate that preferences for science, proactive career planning, personality trait of conscientiousness, major section based personal career aptitude are significant associations with female students' selection in male-dominated college majors after controlling for key contextual variables that would likely affect college major selection in our sample. Implications for research and practice are discussed.

**Key words:** college major choice, gender segregation, higher education, KEEP

## 대입제도 쟁점분석: 수시와 정시 입학생들의 소득수준 비교 분석

이광현<sup>1)</sup> · 권용재<sup>2)</sup>

### 요약

대입제도와 관련된 논쟁 중 하나는 수시전형과 정시전형 중 어느 입학전형이 사회적 계층이동을 위한 기제로서 작동하는지에 대한 것이다. 본 연구는 한국교육고용패널조사Ⅱ(KEEP Ⅱ) 데이터의 3차년도 자료를 활용하여 입학전형(수시전형 vs 정시전형)에 따른 대학입학생들의 소득수준을 분석하여 관련 논의에 기여하고자 하였다. 3차년도 자료 분석결과 일반대학에 입학한 학생들 전체적으로는 정시와 수시 입학생들 간의 부모소득은 거의 유사한 것으로 나타났다. 정시는 585.4만원 수시는 586.4만원으로 수시전형 입학생이 월평균 부모소득이 1만원이 더 높은 것으로 나타났는데 실용적으로나 통계적으로는 의미가 없었다. 다음으로 카이제곱검정을 통해 부모소득과 정시/수시입학유형 간의 관계를 분석한 결과 역시 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다. 그러나 대학순위그룹별로 분석한 결과 전반적으로 상위권 대학으로 갈수록 입학생들이 부모소득수준이 높아지는 것으로 나타났으며, 특히 본 연구의 주제인 입학전형별로 보면 정시전형 입학생들보다 수시전형 입학생들의 월평균 부모소득이 더 높은 것으로 나타나고 있었다. 따라서 수시(학종)전형이 상대적으로 더 금수저 전형일 가능성이 높음을 보여주며, 정시수능전형보다 사회적 계층이동을 원활히 하는 통로로서 작동하고 있지 못하고 있는 것으로 보는 것이 더 합리적인 판단으로 보인다.

주제어: 대입제도, 수시전형, 정시전형, 사회적 계층이동

## I. 서론

대입제도에 대한 논쟁은 지속적으로 진행되고 있다(안선희, 2018; 이광현, 2018). 이른바 수시학생부종합전형(수시학종)제도가 학생의 노력보다는 부모의 사회적 자본에 의해 결정되어지고 합법을 가장한 불공정한 제도라는 지적이 최근의 대입제도 논란에서 중심을 이루었다. 이에 지난 2019년 10월 22일 대통령의 국회시정연설에서는 정시비중확대를 포함한 대입제도 개편 추진안이 발표된 상황이다. 그에 따라 현재 교육부에서는 정시수능전형 입학생 비율을 40% 이상 확대할 것을 대학에 권고한 상황이다.

대입정책과 관련해서 여러 쟁점이 존재하지만 수시학종 혹은 정시수능위주의 대입전형과 관련한 주요 쟁점 중은 어느 전형이 어느 계층에게 유리 혹은 불리한지이다. 사교육걱정없는세

1) 부산교육대학교 교육학과 교수, leekwang@bnue.ac.kr

2) 국민대학교 재무금융·회계학부 부교수, yjkwon@kookmin.ac.kr

상(사격세) 등의 사회단체에서는 정시비중을 상향하게 하면 수능전형을 선호하는 고소득층이 수혜를 누리게 될 것이며 대입준비 사교육비가 폭증할 것이라는 취지로 비판을 한 바가 있다(사격세 보도자료, 2019). 그리고 정시수능전형에 대한 사회경제적 배경의 영향력과 관련된 논문들과 보고서(최필선·민인식, 2015; 김희삼, 2010)가 일부 소개되면서 수능위주전형이 오히려 금수저 전형이라는 주장이 제기되고는 있지만(이창수 외, 2015), 해당 논문의 내용이 정확하게 분석되어 제시되지 않고 있다. 따라서 어느 대입전형이 소위 금수저 전형인지에 대해서는 좀 더 구체적이고 면밀한 데이터를 기반으로 한 분석이 이루어질 필요가 있다.

이 논문에서는 이러한 문제의식 하에 한국교육고용패널II 자료를 이용하여 대입전형유형(수시,정시)에 따른 입학생들의 소득수준에 통계적으로 유의한 차이가 있는지에 대해서 분석함으로써 대입전형유형에 따른 사회이동성에 대해서 살펴보고자 한다.

## II. 선행연구 검토

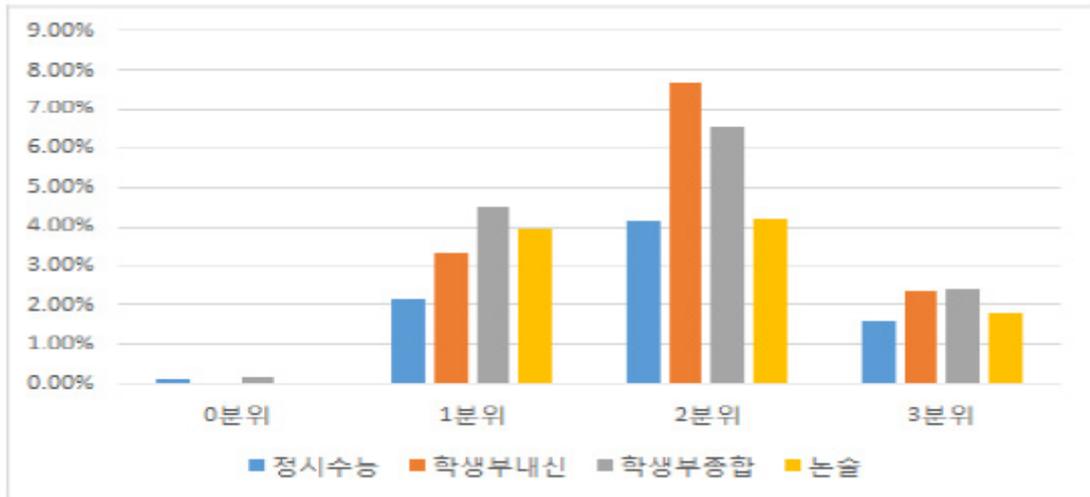
정시수능위주의 대학입학전형은 수능성취도가 사회경제적 지위와의 연관성이 높으며 한국사회에서는 입시사교육을 통해서 수능성적 향상이 가능하기 때문에 상위계층, 혹은 고소득 계층에게 유리한 제도라는 지적이 이루어져 왔다(김경근, 2005; 민인식·최필선, 2015; 사격세, 2019). 더불어 수능의 5지선다형 객관식 문제를 통한 학생역량 측정은 제한적일 뿐만 아니라 공교육의 왜곡·문제풀이식 교육을 야기하는 문제가 지속적으로 제기되어 왔다. 이에 과도한 입시경쟁을 완화하고 학생들의 다양한 잠재력을 평가하여 대학에서 요구하는 인재상에 맞는 학생을 선발하겠다는 취지로 수시입학제도가 확대되어 왔다.

그러나 학생의 자기소개서와 교사추천서, 비교과활동 역시 부모의 사회경제적 배경의 영향을 많이 받는 것으로 나타나고 있다. 특히 학생부종합전형(입학사정관계) 입시정보와 관련해서 소득에 따른 영향력을 무시할 수가 없다(황여정·김경근, 2012). 미국의 경우도 제반 비교과활동에서의 소득 수준에 따른 격차와 이로 인한 대학입학에서의 계층간 불평등성 문제가 지속적으로 제기가 되고 있다(Putnam, 2015). 따라서 기존의 연구들의 주장을 종합해보면 학업역량을 측정하는 수능이나 교과내신, 그리고 학생들의 다양한 특기적성과 여타 잠재력을 측정하기 위해서 사용된다는 학생부의 비교과활동기록 모두 사회자본이나 문화자본, 그리고 부모의 경제력에 의해서 영향을 받는다는 점이 지적되고 있음을 알 수 있다.

이러한 정시수능위주의 대입전형의 사회경제적 이동성에 대한 문제제기는 수시학종 대입전형이 상대적으로 소득수준과의 상관성이 낮고 고소득층에게 유리하지 않다는 주장으로 이어진다. 이를 검증하기 위해서는 실제로 정시수능 입학생과 수시학종 입학생의 소득수준에 대한 비교 분석이 구체적으로 이루어질 필요가 있다.

이와 관련한 실증연구는 많지 않다. 최근의 김진영(2020)의 연구는 서울 지역에 소재한 A사립대학의 2017년도 입학생에 대한 분석에서 국가장학금을 받는 학생 비율을 조사하여 전형별

저소득층 가구 학생의 입학현황을 제시하고 있다. 김진영(2020)의 논문에서는 정확한 표 대신 그림으로 관련 자료를 제시하고 있는데, A사립대학의 경우 상대적으로 정시수능 입학생들의 경우 저소득층 학생의 입학 비중이 가장 낮은 것으로 나타나고 있다. 정확한 세부 값이 제시되지 않아 파악하기에는 어렵지만, 해당 논문에서 제시된 관련 그림은 다음과 같다.



[그림 1] 서울소재 A사립대학의 2017년 전형별 저소득 분위 가구 학생 입학현황

출처: 김진영(2020)

그림을 잘 보면 0분위, 즉 기초생활수급가정 출신 학생의 경우 정시수능과 학생부종합전형이 매우 낮은 비율이지만 유사한 비율을 보여줌을 알 수 있다. 보통 기초생활수급가정전형, 즉 고른기회전형의 경우는 대부분의 대학에서 정시수능에서는 거의 선발하지 않고 수시학종에서 대부분 선발한다. 그럼에도 불구하고 정시수능에 기초생활수급가정 출신이 수시학종 선발전형과 유사한 비율로 있다는 점은 주목해볼 필요가 있다. 즉, 정시수능이 기초생활수급가정 학생들 중에서 수능성취도가 높은 학생들에게 일종의 대학입학기회로 작용하고 있을 가능성을 보여준다.

1분위 학생의 경우는 학종, 논술, 내신, 수능전형 순으로 나타나고 있다. 흔히 논술전형이 수능전형 못지 않게 고소득층 자녀가 많이 입학하고 있다는 인식이 있는데, 이 A사립대학의 경우는 그렇지 않을 수 있다는 점을 보여준다. 2분위의 경우는 흥미롭게도 학종보다 학생부교과내신전형입학생들 중에서 비율이 가장 높게 나타나고 있다. 그리고 학종, 논술, 수능 순으로 나타난다. 3분위의 경우는 학종과 내신, 논술, 수능전형 순으로 나타난다. 따라서 일단 A사립대학의 경우 전반적으로 학생부교과전형이나 학생부종합전형에서 취약계층 학생비중이 높은 것으로 나타난다.

그러나 김진영(2020)의 논문은 2013-2017년도 입학생의 자료를 활용한 분석인데, 2013~2017년도 전체적인 국가장학금 수혜학생 비율에 대해서 세부적인 자료 제공이 안되고 있다. 세부적인 자료 제공이 된다면(그림이 아니라 표로 정확한 입학생 수와 국가장학금 수혜학생 수가

연도별로 제공되었으면) 대입전형 유형과 입학생들의 소득수준에 대한 분석이 좀 더 면밀한 논의가 이루어질 수 있었을 것으로 보이나, 관련 자료제시가 구체적이지 않아서 아쉬움이 남는다.

한편 이광현 외(2019)의 연구에서는 수시학과와 정시수능전형별로 소득수준에 대한 여러 자료를 분석해서 제공해주고 있다. 이광현 외(2019)의 연구에서는 고른기회전형의 경우 수능위주로 선발하거나 혹은 수시학과로 선발하거나 취약계층 자녀가 들어오는 것은 동일하기 때문에 고른기회전형을 제외한 일반수시와 일반수능전형위주로 자료를 세부적으로 분석하고 있다. 관련 분석자료 중 일부를 보면 다음 <표 1>과 같다.

**<표 1> 기회균형전형 인원 제외 학종과 수능전형 국가장학금 수혜 학생 비율 추정: 서울 주요 6개 대학 2016-18학년도 입학생**

대학	입학 연도	학생부종합전형			수능위주전형			수혜율 차이 (학종-수능)
		학종전체 입학인원 (a)	국가장학금 I 수혜인원 (e)	수혜율 (e/a)	입학인원 (b)	국가 장학금 I 수혜인원 (f)	수혜율 (f/b)	
A	2016	2,209	494	22.4%	912	212	23.2%	-1.5%
	2017	2,162	432	20.0%	958	207	21.6%	-2.3%
	2018	2,308	385	16.7%	859	178	20.7%	-4.7%
B	2016	449	85	18.9%	1,308	296	22.6%	-5.3%
	2017	448	64	14.3%	1,327	314	23.7%	-10.8%
	2018	566	76	13.5%	1,283	290	22.6%	-10.7%
C	2016	252	0	0%	1,217	286	23.5%	-25.0%
	2017	452	35	7.8%	1,187	271	22.8%	-16.5%
	2018	2,186	322	14.7%	781	172	22.0%	-10.2%
D	2016	440	0	0%	1,129	279	24.7%	-28.1%
	2017	726	67	9.3%	714	163	22.8%	-18.8%
	2018	884	107	12.1%	689	130	18.9%	-12.5%
E	2016	1,171	293	25.0%	911	206	22.6%	-2.3%
	2017	1,113	245	22.0%	945	179	18.9%	-1.7%
	2018	999	64	6.4%	962	230	23.9%	-21.9%
F	2016	608	240	39.4%	1,611	467	29.0%	4.6%
	2017	667	270	40.5%	1,433	376	26.2%	6.2%
	2018	770	299	38.8%	1,331	288	21.7%	8.0%

출처: 이광현 외 (2019), 김해영 국회의원실, 한국일보 보도자료를 재분석한 자료. 6개 대학은 서울대, 연세대, 고려대, 경희대, 중앙대, 한국외대임. 당시 성균관대, 서강대, 한양대 등 일부 주요 사립대학들은 자료제출을 거부함.

서울의 주요대학의 경우 F대학, 즉 한 대학을 제외하고는 모두 학생부종합전형에서 보다는 수능전형에서 소득수준이 낮은 학생들에게 지급하는 국가장학금 수혜학생 비율이 더 높게 나

타나고 있다. 즉, 일반적으로 수능전형학생들의 소득수준이 더 높으며 국가장학금 수혜학생의 비율이 더 낮을 것이라는 상식과 다른 결과가 나오고 있다. 이렇게 다른 결과가 나오는 이유는 수시학종에 고른기회선발전형(기회균형선발전형)이 포함되어 있어서 일종의 착시현상이 나타나기 때문이다. 즉 수시학종으로 취약계층자녀를 선발하는 고른기회선발전형을 시행함으로써 수시학종이 정시수능전형보다 더 형평성이 높은, 사회계층이동에 도움이 되는 전형으로 인식되게 만든다. 그러나 고른기회선발전형을 제외한 일반 수시학종전형만 놓고 보면 소득수준이 오히려 수능전형보다 더 높을 수 있다는 점을 보여준다.

작년 2019년도 하반기에 법무부장관 후보 자녀의 수시학종입학으로 인해 불거진 대입제도 공정성 논란이 생기자 교육부에서 급하게 일부 주요대학들에 대한 학종실태조사를 수행한 결과에서도 이러한 점을 보여준다. 다음 표는 교육부에서 발표한 서울의 주요 3개 대학의 수시학종과 정시수능전형 입학생들의 소득수준을 보여주는 조사자료이다.

〈표 2〉 서울 주요 3개 대학의 2016~19학년도 3구간 이하 국가장학금 I 유형 수혜학생 비율

구분	A대	B대	C대	3개 대학의 평균
학종	11.1%	23.2%	9.7%	12.5%
학종기균제외	7.9%	9.0%	6.8%	7.7%
수능	8.1%	8.6%	6.8%	7.7%
수능기균제외	8.1%	8.6%	6.0%	7.6%

출처: 교육부(2019), 학종실태조사결과 발표 분자료, 서울의 주요 3개 대학, 즉 서울대, 연세대, 고려대로 보임

<표 2>를 보면 서울의 주요 3개 대학의 2016-19학년도에서 3구간 이하 국가장학금 I 유형 수혜학생 비율이다. 앞의 건국대 김진영 교수의 2020년도 발표논문의 경우에서도 3구간 이하를 살펴본 그림이 제시되었는데, 그 경우에는 기회균형발전형(혹은 고른기회선발전형) 학생이 제외되지는 않았다. 그러나 교육부의 2019년도 학종실태조사 결과 보도자료에서는 기회균형선발전형인원을 포함한 자료와 제외한 자료를 보여줌으로서 일반 수시학종 입학생과 일반 정시수능입학생들의 자료를 보여주고 있다.

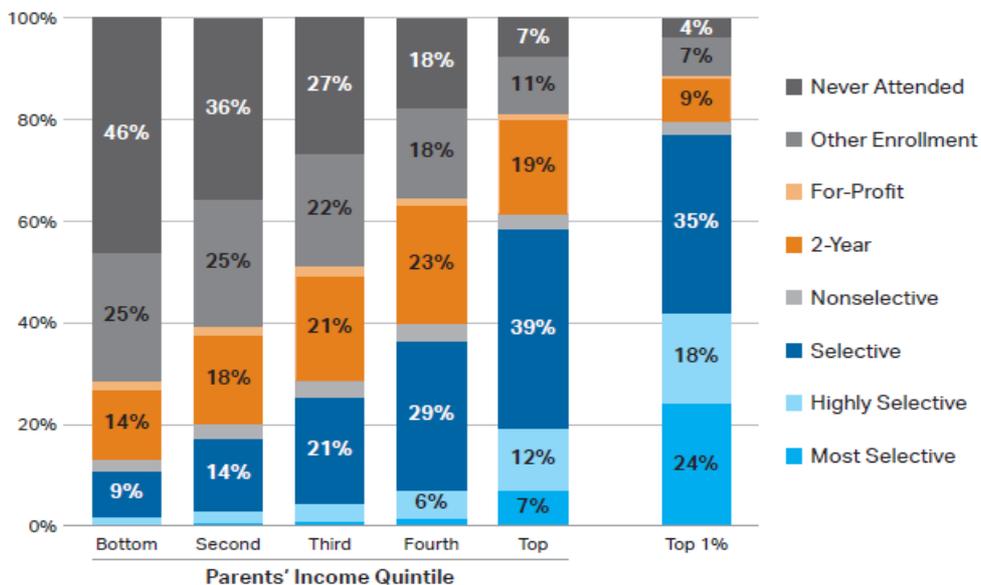
표를 보면 A대학의 경우 수시학종에서 저소득층 학생 입학비율이 11.1%로 정시수능입학생 8.1%보다 높게 나타나고 있다. 그러나 기회균형선발전형 학생을 제외하면 오히려 수시학종 입학생들 중에서 저소득층 학생 입학비율이 정시수능전형 입학생들보다 더 낮은 것으로 나타나고 있다. 즉, A대학의 경우 수시 학종이 수능정시전형보다 고등교육을 통한 사회적 계층이동의 원활한 전형은 아님을 보여준다. A대학의 경우 서울대학교로 추정되는데 서울대학교는 일반 수시학종에 지역균형선발전형이 포함된다. 지역균형선발전형의 경우 지역을 안배해서 선발하는 전형인데 지역균형선발전형으로 지역에서 가구소득이 낮은 학생들이 입학하고 있지 않을 수 있음을 시사해준다.

B 대학은 수시학종이나 정시수능이나 차이가 사실상 없는 것으로 나타나고 있다. C 대학은 학종이 취약계층에게 매우 근소하게 유리할 수 있음을 보여준다. 그러나 우리가 일반적으로

생각해왔던 학종이 취약계층에 상당히 유리한 제도일거라는 생각은 단순한 상상일 수 있음을 보여준다.

따라서 수시, 혹은 정시전형 중 어느 대입전형에서 사회경제적 영향력이 덜 반영되고, 계층 이동에서 긍정적인 방향으로 작동될지에 대해서 실증적인 자료를 통한 검토와 논의가 지속적으로 이루어질 필요가 있다. 물론 단순한 소득수준만 놓고 분석하는 것은 다차원적인 분석에 있어서, 예를 들어 수능, 학종의 어떠한 요인이 소득계층별로 어떻게 입시준비에 유/불리한 점인지 등에 대한 면밀한 분석에서는 한계가 있을 수 있으나, 이러한 전형유형에 따른 입학생들의 소득수준, 그리고 계층이동의 가능성 등에 대한 검토는 지속될 필요가 있다. 예를 들어 미국의 경우 입학전형유형이 한국처럼 수시학종, 정시학종으로 구분되어 있지는 않으나, 고등교육을 통한 계층이동가능성을 검토하기 위해서 고등학교 졸업자의 대학 등록현황을 사회경제적 지위(가구소득)와의 관계패턴을 살펴보고 있다.

미국 대학위원회의 보고서는 대학유형, 최상위대학(Most Selective), 상위대학(Highly Selective), 중간대학(Selective), 하위대학(Nonselective), 2년제 대학, 영리대학 등으로 구분하여 부모소득 분위별 대학입학분포 자료를 제공하고 있다<sup>3)</sup>. 이러한 소득수준별 대학순위별 입학현황 자료 분석으로 통해 고등교육을 통한 계층이동성을 살펴보고 있다. [그림 2]를 보면 소득수준이 높을수록 중상위대학에 입학하는 비율이 높아지고 있음을 알 수 있다. 부모소득이 상위 20%에 해당하는 학생들의 경우 중상위대학에 입학한 비율이 58%이나, 하위 20%에 해당하는 학생들의 경우 약 9~10%정도에만 머물고 있다.



[그림 2] 부모소득 분위별 대학입학 분포

출처: College Boards, Education Pays 2019. figure 2.15B

3) Nonselective의 경우 하위대학, Selective의 경우 중위대학으로 번역하였는데, 번역의 적절성에 대한 의견이 있을 수 있을 것으로 보이나, 일단 서열적 의미로 번역하였다.

미국의 경우 한국처럼 입학유형이 다양하지 않기 때문에 입학전형유형별 소득수준비교 분석은 이루어지지 않고 있으나 이처럼 전반적인 소득수준에 따른 대학입학현황을 살펴보고 있다. 한국의 경우 국회에서 정기국정조사과정에서 서울대학교 학생들의 지역별 입학현황을 분석하여 서울강남지역의 입학생들이 많은 것이 보고되고는 있다. 그러나 지역출신에 대한 분석, 그리고 서울대만 분석하는 것은 한계가 존재한다. 미국의 대학위원회의 보고서처럼 고등교육기관 전반에 걸친 입학생들 소득수준 분포를 살펴봄으로서 교육을 통한 계층이동의 현황을 한국에서도 분석할 필요가 있다.

### Ⅲ. 분석 자료 및 방법

#### 1. 분석 자료

본 연구는 한국직업능력개발원의 한국교육고용패널(KEEP II) 2주기의 3차년도 자료를 이용하여 분석하였다. 3차년도 자료에는 학생들의 대학입학 유형을 수시와 정시로 구분하여 조사를 하고 있다. 3차년도 입학생들은 대부분 2017, 18년도 입학생들이어서 최근의 수시와 정시 입학생들 소득수준 비교 분석 자료로서 의미가 있을 것으로 보인다. 다만 수시전형에는 수시 학종, 수시논술, 수시교과(학생부교과전형) 등이 존재하나, 한국교육고용패널 설문지에서는 수시전형의 세부유형은 조사하고 있지 않은 한계점이 존재한다. 그러나 수시전형은 대부분 학종이나 교과전형이 거의 대부분의 비중을 차지하고 있으며 정시전형은 수능위주로 대부분 구성되어 있음을 고려할 필요가 있다. 한편 고른기회전형의 경우 수시학종으로 대부분 선발하고 있기 때문에 상대적으로 수시 입학생들의 소득수준이 낮을 것으로 예측할 수는 있다.

#### 2. 분석 방법

본 연구에서는 기초통계분석 위주로 일단 분석을 수행하였다. 부모소득 변수는 아버지와 어머니의 월평균소득조사 값을 합산하여 부모소득(혹은 가정/가구소득)으로 산출하였다. 가구의 임대소득이나 금융소득 등은 일단 분석에서 제외하였다. 임대소득 및 금융소득은 전체 응답자 7,019명 중에서 과반수 이상인 4,855명이 없다고 응답하였으며 결측 값도 1,466명이 된다. 그리고 구간별로 조사가 이루어져서 10만원단위로 구간이 존재하기 때문에 자료의 편차도 존재해서 정확한 가구 소득으로 포함시켜서 산출하는데에 어려움이 있다. 따라서 연속변수로 조사한 아버지와 어머니의 월평균 소득을 합산한 부모소득을 분석자료로 이용하였다.

분석은 전체 일반대학, 전문대학 등 대학유형별로, 그리고 계열별로 전반적인 입학생들의 소득수준을 살펴보았으며 전형유형, 즉 수시/정시 입학생들의 부모소득수준을 비교분석하였다. 한국고용교육패널 조사에서 일반대학은 4년제와 더불어 5,6년제까지도 분류가 되어 있는데, 5



년, 6년제 일반대학도 모두 일반대학으로 포함시켰다. 그리고 전문대학은 2,3,4년제로 조사 분류가 되어 있는데, 이 역시 모두 전문대학으로 분류하였다. 계열 구분은 인문, 사회, 교육, 자연, 이공, 의학, 예체능 계열의 구분자료를 그대로 이용하였다.

전체 경향과 더불어 분석대상을 대학의 명성도에 따라 제한하여 분석을 수행하였다. 대학의 명성(reputation)은 흔히 대학평가순위로도 표현된다. 한 언론사에서 매년 주기적으로 30위권까지 발표하는 대학평가 순위자료(2019년 조사결과 발표)를 이용하여 상위 5위권 대학, 10위권 대학, 20위권 대학, 30위권 대학까지 입학한 학생들의 부모소득수준을 분석하였다.

〈표 3〉 대학 순위별 포함 대학명

대학순위	대학명	국립대 수
5위권	서울대, 성균관대, 한양대(서울), 연세대, 고려대	1개교
10위권	5위권대학 + 경희대, 중앙대, 서강대/이화여대, 한양대(에리카)	
20위권	10위권대학 + 아주대, 서울시립대, 한국외대, 건국대(서울), 인하대, 국민대, 동국대, 부산대, 숙명여대, 전북대	4개교(시립대포함)
30위권	20위권대학 + 서울과학기술대, 세종대, 경북대, 인천대, 전남대, 충남대, 홍익대, 충북대, 가천대/가톨릭대	10개교

\*중앙일보 2019년도 대학평가에 따른 순위. 중앙일보(2019.11.16.). 2019 대학평가, 서울대 5년 연속 1위, 성균관 2위, 한양 3위.

그리고 대학의 설립유형에 따른 수시, 정시 입학생들의 부모소득수준에서도 차이가 있을 것으로 보이기 때문에 12개 주요거점국립대학(강원대, 경북대, 경상대, 부산대, 서울대, 제주대, 충남대, 충북대, 전남대, 전북대, 인천대, 서울시립대)과 교육대학교(경인교대, 공주교대, 광주교대, 대구교대, 부산교대, 서울교대, 전주교대, 진주교대, 청주교대, 한국교원대)의 수시, 정시입학생들의 부모소득수준과 수도권 주요 16개 사립대학교(연세, 고대, 성균관, 경희, 중앙, 서강, 한양, 한양에리카, 이화, 외대, 건국, 동국, 아주, 세종, 인하, 홍익)의 수시, 정시입학생들의 부모소득수준에 대해서도 각각 분석을 수행하였다.

## IV. 분석 결과

### 1. 일반대학, 전문대학 입학생의 부모소득 수준 비교

먼저 대학진학 자 중 일반대학과 전문대학 입학생들로 구분하여 부모소득 수준을 비교하였다. <표 4>를 보면 일반대학 입학생들의 부모소득 수준이 전문대학 입학생들보다 약 월평균 66만원 정도 높은 것을 알 수 있다.

〈표 4〉 일반대학, 전문대학 입학생의 월평균 부모소득 비교

(단위: 만원)

	N	평균	표준 편차	평균에 대한 95% 신뢰구간		최소값	최대값	t
				하한	상한			
전문대	1,250	522.9	603.5	489.4	556.4	20	14,000	16.172***
일반대	2,807	588.6	413.5	573.3	603.9	25	8,000	
전체	4,057	568.4	481.0	553.5	583.2	20	14,000	

주 : \*\*\* P<0.001, \*\* P<0.01, \* P<0.05에서 통계적으로 유의

다음으로 시도별(대학 소재지)로 일반대학 입학생들의 월평균 부모소득수준이다. 시도별로 일부 시도는 표본수가 30명이 되지 않기 때문에 통계적 유의성을 보기에는 어려움이 존재한다. <표 5>를 보면 일단 대체적 경향이 서울시나 광역시에 소재한 일반대학에 입학한 학생들의 부모소득수준이 더 높은 것을 알 수 있다. 세부적으로 보면 세종특별자치시와 외국대학 입학생들의 부모소득수준이 월평균 800만원 이상으로 상대적으로 매우 높게 나타난다. 그러나 표본수가 작은 점을 염두해둘 필요가 있다. 세종시와 외국소재 일반대학 입학생들을 제외하면 서울소재 일반대학 진학자들의 월평균 소득이 654만원으로 가장 높게 나타나면 다음이 인천광역시 650만원으로 두 번째로 높게 나타난다. 충북의 경우 622만원으로 세 번째로 높게 나타나고 있다. 가장 부모소득이 낮은 지역은 전라남도와 제주도로 나타나고 있다.

〈표 5〉 시도별 일반대학 입학생의 월평균 부모소득

(단위: 만원)

	N	평균	표준화 편차	평균에 대한 95% 신뢰구간		최소값	최대값
				하한	상한		
서울특별시	731	654.5	524.2	616.4	692.5	25	8,000
부산광역시	283	532.5	244.7	503.9	561.2	55	2,500
대구광역시	108	577.4	272.8	525.3	629.4	65	2,100
인천광역시	78	650.4	474.1	543.5	757.3	78	2,700
광주광역시	145	521.5	198.9	488.9	554.2	95	1,260
대전광역시	169	590.4	261.9	550.6	630.2	95	1,800
울산광역시	31	591.2	243.5	501.9	680.5	158	1,100
경기도	326	594.3	374.4	553.5	635.1	95	3,995
강원도	92	530.2	665.4	392.4	668.0	28	6,500
충청북도	119	622.2	551.7	522.1	722.4	38	5,100
충청남도	206	544.7	309.2	502.2	587.2	95	2,995
전라북도	106	518.1	255.2	468.9	567.2	148	2,200
전라남도	50	469.5	186.7	416.4	522.5	115	900
경상북도	192	543.7	269.7	505.3	582.1	118	1,995
경상남도	124	573.1	271.0	524.9	621.3	155	1,998
제주특별자치도	19	475.8	217.4	371.0	580.6	195	1,000
세종특별자치시	22	883.7	1,257.7	326.1	1,441.3	195	6,400
외국	6	855.5	477.6	354.3	1,356.7	395	1,500
전체	2,807	588.6	413.5	573.3	603.9	25	8,000

F=3,534\*\*\*

<표 6>은 시도별 전문대학 입학생의 월평균 부모소득 통계이다. 전문대학 입학생들의 수가 일반대학보다는 전반적으로 적게 나타나고 있다. 전문대학의 경우 서울소재 전문대학 입학생들이 745만원으로 가장 높게 나타나고 있으며 다음으로는 강원도가 612만원으로 높게 나타나고 있다. 그러나 시도별 표본수를 보면 강원도, 울산, 제주, 세종시 등이 30명 미만임을 유의할 필요가 있다.

**〈표 6〉** 시도별 전문대학 입학생의 월평균 부모소득

(단위: 만원)

	N	평균	표준편차	평균에 대한 95% 신뢰구간		최소값	최대값
				하한	상한		
서울특별시	126	745.3	1,546.9	472.6	1,018.1	95	14,000
부산광역시	96	483.0	152.4	452.1	513.9	152	900
대구광역시	131	473.4	208.5	437.3	509.4	148	1,600
인천광역시	55	449.7	213.2	392.1	507.4	65	1,195
광주광역시	36	457.2	254.1	371.2	543.2	145	1,498
대전광역시	99	541.7	541.8	433.6	649.8	28	5,550
울산광역시	17	572.8	247.4	445.6	700.0	148	1,180
경기도	322	506.0	443.3	457.4	554.6	25	7,000
강원도	24	612.3	332.3	472.0	752.6	195	1,495
충청북도	52	486.4	199.1	430.9	541.8	195	1,000
충청남도	42	467.0	222.1	397.8	536.2	148	995
전라북도	42	514.3	383.1	394.9	633.7	165	2,595
전라남도	50	449.5	170.7	401.0	498.0	145	795
경상북도	67	466.5	214.1	414.3	518.7	85	850
경상남도	64	577.5	613.5	424.2	730.7	95	5,000
제주특별자치도	19	433.7	224.9	325.3	542.1	20	800
세종특별자치시	8	467.5	142.6	348.3	586.7	145	600
전체	1,250	522.9	603.5	489.4	556.4	20	14,000

F=1.480

<표 7>은 일반대학의 계열별 월평균 부모소득 통계이다. 표를 보면 자연계열이 620.9만원으로 높게 나타나고 있으며 의약계열이 542.2만원으로 가장 낮은 것으로 나타나고 있다. 그러나 통계적으로 유의한 차이는 아닌 것으로 나타나고 있다.

〈표 7〉 일반대학 계열별 입학생의 월평균 부모소득

(단위: 만원)

	N	평균	표준 편차	평균에 대한 95% 신뢰구간		최소값	최대값
				하한	상한		
인문	311	544.3	260.9	515.2	573.4	75	1,600
사회	720	608.3	571.0	566.5	650.1	35	8,000
교육	168	576.2	453.7	507.1	645.3	85	5,100
공학	721	597.5	362.4	571.0	624.0	75	6,400
자연	338	620.9	350.8	583.3	658.4	25	2,200
의약	198	542.2	301.3	500.0	584.4	65	2,995
예체능	336	574.4	315.7	540.5	608.2	28	2,495
전체	2,792	589.2	414.3	573.8	604.6	25	8,000

F=1.768

다음은 전문대학의 계열별 입학생의 월평균 부모소득자료이다. 전문대학의 경우 교육계열이 600.4만원으로 가장 높게 나타나고 있으며 자연계열이 474.8만원으로 가장 낮은 것으로 나타나고 있다. 그러나 통계적으로 유의한 차이는 아닌 것으로 나타나고 있다.

〈표 8〉 전문대학 계열별 입학생의 월평균 부모소득

(단위: 만원)

	N	평균	표준편차	평균에 대한 95% 신뢰구간		최소값	최대값
				하한	상한		
인문	22	591.0	470.8	382.3	799.8	148	2,495
사회	282	524.9	533.9	462.3	587.5	95	7,000
교육	56	600.4	1,043.0	321.1	879.8	65	8,100
공학	325	489.6	339.8	452.5	526.7	28	5,000
자연	96	474.8	276.9	418.7	530.9	95	2,595
의약	257	546.3	519.1	482.6	610.1	115	7,995
예체능	201	541.5	987.6	404.1	678.8	20	14,000
전체	1,239	523.5	605.9	489.7	557.3	20	14,000

F=0.558

다음은 일반대학의 입학전형별(수시, 혹은 정시) 입학생의 월평균 부모소득 통계표이다. 평균을 보면 평균 값의 차이가 거의 나지 않는다. 수시전형 입학생의 월평균 부모소득은 586.4만원, 정시전형 입학생은 585.4만원으로 1만원 차이 밖에 나지 않으며 통계적으로도 유의미한 차이는 없는 것으로 나타나고 있다.

〈표 9〉 일반대학 입학전형별(수시: 정시) 입학생의 월평균 부모소득

(단위: 만원)

	N	평균	표준화 편차	평균에 대한 95%신뢰구간		최소값	최대값
				하한	상한		
정시	655	585.4	418.9	553.3	617.6	38	6,500
수시	1,997	586.4	379.2	569.7	603.0	25	7,995
전체	2,652	586.1	389.3	571.3	600.9	25	7,995

t=0.958

다음 표는 일반대학 입학생들의 가구소득이 200만원 이하인 학생들의 입학유형별 빈도표이다. 상대적으로 수시입학생들 중에서 월평균 부모소득이 200만원 이하인 경우가 7.1%로 나타나고 있으며 정시입학생들 중에서는 5.3%로 나타나고 있다. 그러나 카이제곱검정 결과 소득수준(200만원 이하여부)과 입학유형과는 통계적으로 유의한 상관관계가 없는 것으로 나타나고 있다.

〈표 10〉 일반대학 입학생들의 입학유형별 소득수준(200만원 이하 기준)별 현황

		소득수준		전체
		200만원 초과	200만원 이하	
입학유형	정시 빈도	620	35	655
	수시입학 중 %	94.7%	5.3%	100.0%
	수시 빈도	1,855	142	1,997
	수시입학 중 %	92.9%	7.1%	100.0%
전체	빈도	2475	177	2,652
	수시입학 중 %	93.3%	6.7%	100.0%

chi-square=2.473, p-value=0.116

다음 표는 일반대학 입학생들의 가구소득이 300만원 이하인 학생들의 입학유형별 빈도표이다. 상대적으로 수시입학생들 중에서 월평균 부모소득이 300만원 이하인 경우가 16.1%로 나타나고 있으며 정시입학생들 중에서는 15.3%로 나타나고 있다. 그러나 카이제곱검정 결과 소득수준(300만원 이하여부)과 입학유형과는 통계적으로 유의한 상관관계가 없는 것으로 나타나고 있다.

〈표 11〉 일반대학 입학생들의 입학유형별 소득수준(300만원 이하 기준)별 현황

		소득수준		전체	
		300만원 초과	300만원 이하		
입학유형	정시	빈도	555	100	655
		수시입학 중 %	84.7%	15.3%	100.0%
	수시	빈도	1675	322	1,997
		수시입학 중 %	83.9%	16.1%	100.0%
전체		빈도	2,230	422	2,652
		수시입학 중 %	84.1%	15.9%	100.0%

chi-square=0.271, p-value=0.603

전문대학의 경우 일반대학과는 달리 정시전형 입학생들의 월평균 부모소득이 573만원으로 수시전형 입학생들 496.1만원보다 높은 것으로 나타나고 있다. 그러나 통계적으로는 유의미한 차이는 아닌 것으로 나타나고 있다( $\alpha=0.05$  레벨에서 유의미한 차이는 부재).

〈표 12〉 전문대학 입학전형별(수시: 정시) 입학생의 월평균 부모소득

(단위: 만원)

	N	평균	표준화편차	평균에 대한 95% 신뢰구간		최소값	최대값
				하한	상한		
정시	257	573.0	989.3	451.5	694.6	25	14,000
수시	919	496.1	382.9	471.3	520.9	20	8,100
전체	1,176	512.9	573.4	480.1	545.7	20	14,000

t=3.625

## 2. 대학 순위 그룹별 입학생들의 소득수준 분석

다음은 대학 순위 그룹별 입학생들의 부모소득수준에 대한 분석이다. 다음 표는 상위 5위권 대학 입학생들의 입학전형별 월평균 부모소득 통계표이다. 상위 5위권 대학에 수시전형으로 입학한 학생들의 월평균 부모소득은 737.9만원, 정시전형으로 입학한 학생들은 693.3만원으로 나타나고 있다. 통계적으로는 유의한 차이는 아닌 것으로 나타나고 있으나, 수시전형 입학생들의 소득수준이 높은 것으로 나타나고 있다.

〈표 13〉 대학평가 상위 5위권 대학 입학생들의 입학전형별 월평균 부모소득

(단위: 만원)

	N	평균	표준화편차	평균에 대한 95% 신뢰구간		최소값	최대값
				하한	상한		
정시	35	693.3	449.8	538.8	847.9	95	2,000
수시	171	737.9	665.6	637.5	838.4	35	7,995
전체	206	730.4	633.4	643.3	817.4	35	7,995

t=0.143

다음 표는 상위 10위권 대학 입학생들의 입학전형별 월평균 부모소득 통계표이다. 상위 10위권 대학에 수시전형으로 입학한 학생들의 월평균 부모소득은 703.6만원, 정시전형으로 입학한 학생들은 620.9만원으로 나타나고 있다. 통계적으로는 유의한 차이는 아닌 것으로 나타나고 있으나, 수시전형 입학생들의 소득수준이 높은 것으로 나타나고 있다.

〈표 14〉 대학평가 상위 10위권 대학의 입학생들의 입학전형별 월평균 부모소득

(단위: 만원)

	N	평균	표준화편차	평균에 대한 95% 신뢰구간		최소값	최대값
				하한	상한		
정시	67	620.9	364.1	532.1	709.7	95	2,000
수시	300	703.6	543.7	641.9	765.4	35	7,995
전체	367	688.5	516.2	635.5	741.5	35	7,995

t=1.409

다음 표는 상위 20위권 대학 입학생들의 입학전형별 월평균 부모소득 통계표이다. 상위 20위권 대학에 수시전형으로 입학한 학생들의 월평균 부모소득은 665만원, 정시전형으로 입학한 학생들은 621.5만원으로 나타나고 있다. 통계적으로는 유의한 차이는 아닌 것으로 나타나고 있으나, 수시전형 입학생들의 소득수준이 높은 것으로 나타나고 있다.

〈표 15〉 대학평가 상위 20위권 대학의 입학생들의 입학전형별 월평균 부모소득

(단위: 만원)

	N	평균	표준화편차	평균에 대한 95% 신뢰구간		최소값	최대값
				하한	상한		
정시	117	621.5	372.1	553.3	689.6	45	2,500
수시	483	665.0	478.7	622.2	707.8	25	7,995
전체	600	656.5	459.9	619.6	693.4	25	7,995

t=0.842

다음 표는 상위 30위권 대학 입학생들의 입학전형별 월평균 부모소득 통계표이다. 상위 30위권 대학에 수시전형으로 입학한 학생들의 월평균 부모소득은 658.2만원, 정시전형으로 입학한 학생들은 616만원으로 나타나고 있다. 통계적으로는 유의한 차이는 아닌 것으로 나타나고 있으나, 수시전형 입학생들의 소득수준이 높은 것으로 나타나고 있다.

〈표 16〉 대학평가 상위 30위권 대학의 입학생들의 입학전형별 월평균 부모소득

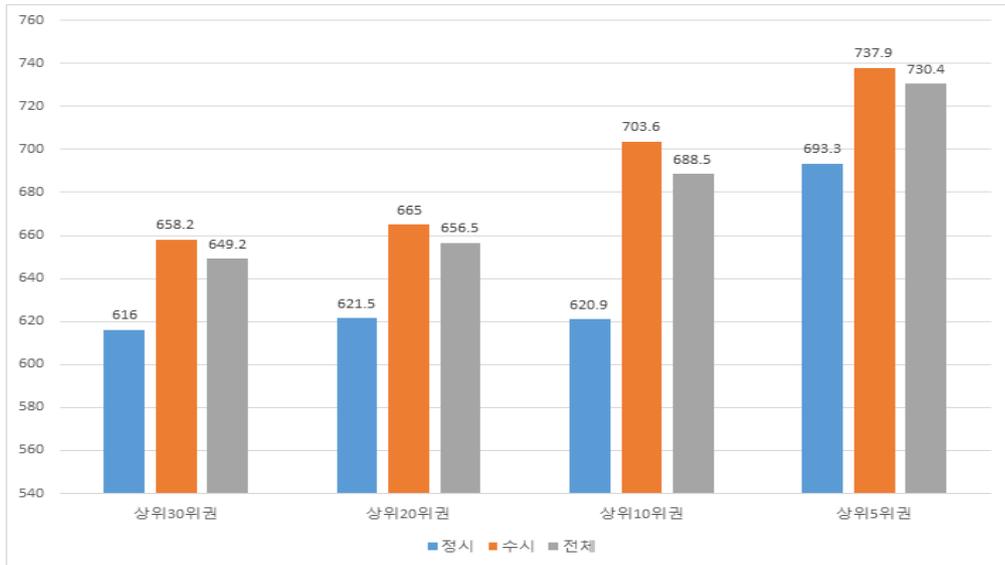
(단위: 만원)

	N	평균	표준화편차	평균에 대한 95% 신뢰구간		최소값	최대값
				하한	상한		
정시	182	616.0	337.7	566.6	665.4	45	2,500
수시	671	658.2	498.9	620.4	696.0	25	7,995
전체	853	649.2	469.3	617.7	680.7	25	7,995

t=1.157

다음 [그림 3]에서는 앞의 표들에서 제시된 대학 순위 그룹에 따른 정시전형 입학생들과 수시전형 입학생들의 월평균 부모소득을 종합하였다. 그림을 보면 알 수 있지만, 대학순위가 30위권, 20위권, 10위권, 5위권으로 올라갈수록 전반적인 입학생들의 부모소득이 높아지는 경향을 보이는 것을 알 수 있다. 즉 수시 혹은 정시전형 여부를 떠나서 일단 상위권 대학에 입학하는 학생들의 월평균 부모소득이 높게 나타난다. 그리고 수시 입학생들의 경우도 대학 순위가 올라갈수록 부모소득이 높아짐을 알 수 있다.

다만 정시전형 입학생들의 경우 상위 5위권의 경우와 5위권 미만의 그룹(10위권, 20위권, 30위권) 간의 차이가 크고 10위권, 20위권, 30위권 간에는 부모소득이 620만원 전후로 유사함을 알 수 있다. 이는 앞의 <표 3>에서 대학순위그룹별 현황을 보면 20위, 30위권에 서울시립대, 부산대, 서울과기대, 경북대, 인천대, 전남대, 충남대, 충북대 등 국립대학이 포함되기 때문으로 보인다. 국립대가 포함됨으로 인해서 20위와 30위권의 정시전형 입학생들의 부모소득수준이 낮아지고 유사해지는 것은 <표 17>과 <표 18>에서 제시된 바와 같이 거점국립대들의 전반적인 입학생들의 월평균 부모소득이 서울지역 주요 사립대학과 비교하면 평균적으로 100만원 정도 낮기 때문으로 볼 수 있다.



[그림 3] 대학 순위그룹별 정시, 수시 입학생의 월평균 부모소득

<표 17>과 <표 18>을 보면 국립대는 정시전형 입학생들의 월평균 부모소득이 수시전형 입학생들보다 더 높으며, 수도권 주요 16개 사립대학교의 경우 수시전형 입학생들의 월평균 부모소득이 정시전형 입학생들보다 높은 것을 알 수 있다. 그리고 <표 19>와 <표 20>을 보면 서울 주요 사립대학의 경우 정시전형 입학생들에서 소득수준이 낮은(200만원 이하, 그리고 300만원 이하) 경우가 더 많은 것을 알 수 있다. 다만 200만원 이하와 300만원 이하의 케이스가 적은 관계로 상대적으로 통계적 유의성이 잘 나타나지 않고는 있다. 종합하면 국립대학은 전반적으로 소득수준이 낮은 학생들이 수시전형을 통해서 입학하게 될 가능성이 높으며 계층이동의 통로로서 작동하는 가능성이 있음을 알 수 있다. 반면 서울 주요 사립대학의 경우 수시전형이 고소득층의 입학통로로서 작동할 가능성이 더 높음을 알 수 있다.

<표 17> 거점국립대학(교대포함) 입학생들의 입학전형별 월평균 부모소득

(단위: 만원)

	N	평균	표준화편차	평균에 대한 95% 신뢰구간		최소값	최대값
				하한	상한		
정시	88	614.0	317.3	546.8	681.2	125	2,500
수시	285	568.3	293.4	534.1	602.6	95	2,995
전체	373	579.1	299.4	548.6	609.6	95	2,995

t=0.212

〈표 18〉 수도권 주요 16개 사립대학 입학생들의 입학전형별 월평균 부모소득

(단위: 만원)

	N	평균	표준화편차	평균에 대한 95% 신뢰구간		최소값	최대값
				하한	상한		
정시	95	600.6	350.1	529.3	671.9	95	2,000
수시	387	692.4	576.5	634.8	750.0	35	7,995
전체	482	674.3	540.4	626.0	722.7	35	7,995

t=2.208

〈표 19〉 서울 주요 사립대학 입학유형별 소득수준(200만원 이하 기준)별 현황

			소득수준		전체
			200만원 초과	200만원 이하	
입학유형	정시	빈도	86	9	95
		수시입학 중 %	90.5%	9.5%	100.0%
	수시	빈도	364	23	387
		수시입학 중 %	94.1%	5.9%	100.0%
전체	빈도	450	32	482	
	수시입학 중 %	93.4%	6.6%	100.0%	

chi-square=1.534, p-value=0.216

〈표 20〉 서울 주요 사립대학 입학유형별 소득수준(300만원 이하 기준)별 현황

			소득수준		전체
			300만원 초과	300만원 이하	
입학유형	정시	빈도	78	17	95
		수시입학 중 %	82.1%	17.9%	100.0%
	수시	빈도	344	43	387
		수시입학 중 %	88.9%	11.1%	100.0%
전체	빈도	422	60	482	
	수시입학 중 %	87.6%	12.4%	100.0%	

chi-square=3.221, p-value=0.073

## V. 요약 및 결론

대입제도와 관련된 논쟁 중 하나는 소위 어느 입학전형이 사회적 계층이동을 위한 기제로서 작동하는지에 대한 것이다. 즉, 쉽게 표현하자면 어느 전형이 금수저 전형으로서 계층이동을 막고 있는 제도인지에 대한 논쟁이다. 이 논쟁의 가운데에는 수시학과와 정시수능이 놓여 있다. 수시학과전형을 지지하는 입장을 가진 시민단체에서는 정시수능전형을 통해서 고소득층이 입학하고 있다고 주장하고 있다. 한편 최근의 교육부(2019)의 학종실태 조사 자료에서는 서울의 최상위 3개 주요 대학의 경우 기회균형선발인원을 제외하면 수시학과와 정시수능전형이 저소득층 입학비율에 사실상 차이가 없다는 결과가 제시된 바가 있다. 그리고 이광현 외(2019)의 연구에서는 서울의 주요 대학의 경우 기회균형선발전형을 제외한 일반수시학과입학생들과 일반정시수능입학생들의 국가장학금 비수혜학생 비율(고소득층 비율)에서 오히려 일반수시학과입학생들이 더 높은 것으로 나타나고 있다.

한편 서울의 주요 A사립대학의 한 사례에서는 학생부교과전형과 학생부종합전형의 입학생들 중에서 저소득층 학생 비율이 상대적으로 더 높은 것으로 나타나고 있다(김진영, 2020). 그러나 이는 한 대학의 사례이며, 문제는 세부적인 연도별 자료가 제공되지 않고 대략적인 1개 년도의 그림만 제공되고 있다는 아쉬움이 있다. 이처럼 주요한 정책적 쟁점인 대입전형 유형에 따른 가구소득 혹은 부모의 소득수준에 따른 입학현황에 대한 연구는 많지 않은 상황이다. 이에 본 연구에서는 한국교육고용패널II 3차년도 자료를 이용하여 대입전형 유형, 수시와 정시전형별로 입학생들의 부모소득수준에 대한 분석을 수행하여 관련 논의에 기여하고자 하였다.

자료 분석결과 일반대학에 입학한 학생들 전체적으로는 정시와 수시 입학생들 간의 부모소득은 거의 유사한 것으로 나타났다. 정시는 585.4만원 수시는 586.4만원으로 수시전형 입학생이 월평균 부모소득이 1만원이 더 높은 것으로 나타났는데 실용적으로나 통계적으로는 의미가 없었다. 200만원 이하 300만원 이하 여부와 정시/수시입학유형별로 빈도를 분석한 결과 역시 통계적으로 상관관계가 없는 것으로 나타났다. 한편 대학순위그룹별로 입학생들의 부모소득에 대한 분석결과에서는 상위권으로 갈수록 전반적인 부모소득수준이 높아짐과 동시에, 특히 수시전형 입학생들의 월평균 부모소득이 매우 높아지고 있었다.

거점주요국립대(교육대학 포함)와 수도권 주요 16개 사립대학교의 입학전형별 월평균 부모소득을 보면 정반대의 경향이 나타나고 있는 것으로 분석되었다. 거점국립대학의 경우 수시전형 입학생들이 정시전형 입학생들보다 월평균 부모소득이 약 45.7만원(연간 548만원)이 더 낮은 것으로 나타난 반면, 주요 사립대학은 수시전형 입학생들의 부모소득이 정시전형 입학생들보다 약 92만원 정도(연간 1,102만원) 더 높은 것으로 나타났다. 입학전형유형을 떠나 거점국립대학과 주요 사립대학 간의 전반적인 월평균 부모소득의 경우 주요 사립대학은 674.3만원, 거점국립대학은 579.1만원으로 나타나고 있다. 이 차이는 연봉으로 환산하면 1,142만원에 이른다. 즉, 전반적으로 입학생들의 부모소득수준이 연봉으로 보았을 때 천만원 이상 차이가 나고 있어서 사립대학에 입학하는 학생들이 거점국립대학에 입학하는 학생들보다 고소득층임을 알

수 있으며 상대적으로 부모의 소득수준이 더 높은 학생들이 수시전형을 통해 서울의 주요사립 대학에 입학하고 있음을 알 수 있다. 반면 거점국립대학은 주요 사립대학과 비교하면 소득수준이 상대적으로 낮은 학생들이 수시모집을 통해서 입학하고 있음을 알 수 있다.

종합하면 수시전형이 상위권 대학, 특히 주요 수도권 사립대학에서 상대적으로 더 금수저전형일 가능성이 높음을 시사해주며, 수능전형보다 사회적 계층이동을 원활히 하는 통로로서 작동하고 있지 못할 수 있음을 보여준다. 다만 본 연구는 설문조사 문항의 제약상 수시전형의 세부적인 전형, 즉 학종, 학생부교과전형, 논술전형으로 구분해서 분석하지 못한 한계점이 남는다. 그럼에도 불구하고 일부 시민단체나, 한 대학의 분석사례(김진영, 2020)를 통해서 제시되는 예상과 달리 수시전형이 계층이동의 통로로서 전반적으로 작동하지 못하고 있는 것으로 보는 것이 더 합리적인 판단일 수 있음을 보여준다.

## ❖ 참고문헌 ❖

- 교육부(2019). 2016~2019학년도 13개 대학 학생부종합전형 실태조사 결과. 교육부 학생부종합전형 조사단. 2019년 11월 5일.
- 김경근(2005). 한국사회 교육격차의 실태 및 결정요인. *교육사회학연구*, 15(3), 1-27.
- 김진영(2020). 입학전형별 대학생활에 대한 실증분석: 한 대학의 사례. *한국경제의 분석*, 26(2), 1-49.
- 김희삼(2010). 학업성취도, 진학 및 노동시장 성과에 대한 사교육의 효과 분석. *KDI 연구보고서* 2010-05.
- 사교육걱정없는세상(2019). 문대통령 시정연설 중 정시비중 상향을 포함한 입시제도 개편안에 대한 논평. 문대통령이 언급한 정시비중 상향, 현재 특권 대물림 교육 체제에 절망한 국민 다수의 바람과는 아무 관계없어.
- 안선희(2018). 학생부 중심 대입제도의 추진과정과 정책문제 분석. *교육문화연구*, 24(6), 87-116.
- 이광현(2019). 학생부종합전형의 쟁점분석과 대입제도 개선방향. *교육사회학연구*, 28(3), 57-95.
- 이광현 외(2019). 학생부종합전형 쟁점 분석: 학종 입학생들의 소득 수준 분석. 2019년도 한국교육 사회학회 학술대회 발표집, 132-157.
- 이창수·전종규·송백훈(2015). 대입전형 결과의 사회경제적 비형평성: 한국과 미국 연구의 시사점. *비교교육연구*, 25(1), 47-72.
- 중앙일보(2019.11.16.). 2019 대학평가, 서울대 5년 연속 1위, 성균관 2위, 한양 3위. (<https://news.joins.com/article/23634027>)
- 최필선·민인식(2015). 부모의 교육과 소득수준이 세대 간 이동성과 기회불균등에 미치는 영향. *사회과학연구*, 22(3), 31-56.
- 한국일보(2019. 10.2). 금수저 학종? 국가장학금 1유형 정시 입학생보다 더 받아.
- 황여정·김경근(2012). 입학사정관 제도에 대한 정보접근성 영향요인 및 그 계층적 함의. *한국교육학연구*, 18(3), 183-211.
- College Board(2019). *Education Pays 2019*.
- Putnam, R.D.(2015). *Our Kids: The American Dream in Crisis*. 정태식 옮김. *우리아이들: 빈부격차는 어떻게 미래 세대를 파괴하는가? 페이퍼로드*.

## ❖ Abstract ❖

### Analysis on the Issue of the College Admission Systems: Comparison of Parental Income Level of College Entrants of Early and Regular Admissions

One of the debates related to the college admission systems is about which admissions screening works as a mechanism for social mobility, between early and regular admissions. This study attempted to contribute to related discussions by analyzing the income level of college admissions students according to the admissions screening (early vs. regular admissions) using data from the third year survey of the Korean Education & Employment Panel II (KEEP II). Analyzing the dataset, we found that parental income was almost the same between students admitted from early and regular admissions. To be specific, average monthly parental income was 586.4 million Korean Won for students admitted from early admission while it was 585.4 million Korean Won for those admitted from regular admission, which means that the difference between the two was neither practically nor statistically significant. Applying the chi-square test, we tested whether the relationship between parental income and types of college admissions and found no statistical significance. Finally, categorizing colleges where students are admitted by ranking, we compared parental incomes among students. We found that parental income was higher for top-ranked universities, and that parental income was higher for students admitted from early admission. We concluded that early admission can possibly be an admission system for “well-offs” between the two, and that early admission may not be working as a pathway to facilitate social mobility compared to the regular admissions.

**Key Words:** College Admission System, Early Admission, Regular Admission, Social Mobility

## 학교는 진로개발 격차를 줄일 수 있는가?

이영선 · 이가영 · 김정현<sup>1)</sup> · 이민욱<sup>2)</sup>

### 요약

본 연구에서는 일반계 고등학교를 대상으로 부모의 사회경제적 지위에 따라 학생 간 진로개발역량에서 격차가 발생하는지, 학교에서 시행하는 진로교육이 학생의 가정 배경의 영향력을 줄일 수 있는지 검증하고자 수행되었다. 이를 위하여 한국교육고용패널(KEEP)Ⅱ 자료를 활용하였으며, 학교 고정효과(school fixed effect)를 적용한 최소자승회귀모형으로 분석하였다.

연구 결과, 부모의 사회경제적 지위 중에서 부모 학력이 고등학생의 진로개발역량과 정적인 관계를 보였고, 가구소득의 영향력은 통계적으로 유의하지 않았다. 다음으로 부모 학력이 고등학생의 진로개발역량에 미치는 영향력은 진로 교과 수업에 참여한 학생들에게서 더 작은 것으로 나타났다. 또한, 학생의 학교 진로 교육 만족도가 높을 때 부모 학력의 영향이 줄어들었다. 이러한 결과를 바탕으로 고등학생의 진로 개발이 형평성 있게 이루어지는데 학교 진로교육이 기여할 가능성을 논하였으며 관련 정책과 후속 연구를 제안하였다.

## I. 서론

부모의 경제력에 따라 자녀의 학업성취, 대학 진학에서 발생하는 계층 간 교육 격차는 오래 전부터 우리 사회의 문제로 지적되어왔다. 부모의 계층은 자녀의 소득, 학력을 넘어 직업 획득에도 영향을 미치는데(이경희, 민인식, 2016), 고학력, 전문직 부모의 자녀가 전문직에 종사할 확률은 최근 세대에서 더 높게 나타나 학력 및 직업 지위의 대물림 심화를 우려케 한다(여유진 외, 2015). 이에 반해 빈곤 가정 청소년은 진로 탐색 및 준비 과정에서 물질적·정서적 지원의 부족으로 결핍과 박탈감을 겪고 있으며(김수정, 차영화, 최셋별, 2020; 정하은, 2019), 불우한 가정환경 때문에 결국 장래 희망을 포기하기에 이른다(이영광, 김민수, 김민주, 2014). 이처럼 부모의 지원 없이 꿈을 이루기 어렵다는 사회 전반의 인식은 진로를 계획하고 준비하는 청소년에게 무력감을 안겨주고 있다.

청소년 시기 진로발달에 가정 배경에 따른 격차가 우려되는 가운데 본 연구는 그동안 학업 성취도에 주목했던 교육 결과의 격차에 관한 연구(박주호, 백종면, 2019)가 진로교육으로 확장되어야 한다는 필요에서 착안되었다. 2009 개정 교육과정이 도입되고 2013년 시작된 자유학기

1) 한국직업능력개발원 연구조원

2) 교신저자, 한국직업능력개발원 연구위원(wook0623@krivet.re.kr)

제가 2016년부터 전면 시행되는 등 학교 진로교육은 꾸준히 확대되어 왔다(교육부, 2016; 이지연, 2014). 더불어 자유학기제 초기에는 지역·학교 간 진로교육 투입의 격차가 우려되었으나(장현진, 김민경, 류지영, 윤수린, 유미애, 2015), 2019년 중·고등학교 기준 학교 진로교육의 연간 계획, 예산, 전담 부서 확보 비율이 94%를 상회하여 투입의 격차는 비교적 해소되는 것으로 보인다(한상근 외, 2019). 과거에는 진로교육의 중요성에 대한 사회적 인식을 제고하고 진로교육 자료와 인프라를 양적으로 확대하는 것이 중점이었다면(교육부, 2012.1.), 이제는 모든 학생이 학교 진로교육 기회를 충분히 누리고 있는지, 모든 학생이 진로발달 성취수준에 도달하고 있는지 논의가 필요한 시점이다.

2015년 제정된 「진로교육법」에서는 모든 학생이 스스로 진로를 개척하고 지속적으로 개발해나갈 수 있는 진로개발역량을 갖추는 것을 학교 진로교육의 목표로 지정하였다(교육부, 2015). 이에 진로개발역량은 진로교육의 성과를 확인하는 대표적인 지표이며, 모든 학생의 진로개발은 공교육의 목표 중 하나로 볼 수 있다. 진로개발역량(Career Development Competencies)은 개인이 진로를 합리적으로 선택, 준비하고 관리할 수 있는 역량으로 진로성숙도와 유사한 개념으로 혼용되어 왔으며(김소라, 문승태, 2017) 선행 연구들은 이러한 역량이 성공적인 대학 적응과 학업 및 졸업 후 노동시장 성과까지 예측한다고 보고하고 있다(Crook, Healy & O'Shea, 1984; Liu, Peng & Wong, 2014; Perry, Cabrera & Vogt, 1999). 이처럼 진로개발역량은 학생이 학업을 지속하고 직업을 준비하는데 긍정적으로 작용하는 변인으로 보고되고 있다.

최근 진로교육의 질적 제고, 사각지대 없는 진로교육이 정책 이슈로 등장하였으며(교육부, 2020. 2.), 취약계층 및 읍면·도서지역에 대한 진로 체험 추가 지원이 이루어지고 있다(관계부처합동, 2018). 선행 연구는 학교 교육이 가정의 지원이 부족한 학생들도 교육 성취에서 뒤처지지 않도록 지원해주는 역할을 할 수 있을 것으로 보고 있다(Greenwald, Hedges & Laine, 1996; Parcel & Dufur, 2001; 박경호, 2018). 그러나 청소년기 진로발달에는 가정의 영향력이 상당하였으며(김소라, 문승태, 2017; 노혁, 2006), 학교 진로교육의 효과는 뚜렷하지 않다는 결과도 제시되었다(남수정, 2011). 또한, 진로교육 정책은 대학 진학 위주의 사회 풍토 속에서 효과적이지 못할 수 있다(이인수, 2017; 이지연, 2014). 학교 진로교육 활동이 가구소득이 높은 학생들에게 더 많이 기회가 배분되거나(백선희, 심우정, 2018), 교육이 상위 계층에게 유리한 결과를 가져온다면(류방란, 김성식, 2006) 학교 진로교육이 학생의 가정 배경의 영향력을 보완하기 어려우며 격차를 심화시킬 수도 있는 것이다.

따라서 본 연구는 부모의 사회경제적 지위가 학생의 진로개발역량에 미치는 영향력을 확인하고 학교 진로교육이 격차를 줄일 가능성을 탐구하고자 한다. 연구에서 주목한 고등학생은 학교에서 사회로 이행하는(school-to-work) 진로 전환기 즉, 학생들은 진학 또는 취업 결정, 대학 및 전공 선택을 위하여 진로탐색과 진로결정을 해야 하는 시기에 있다(남수정, 2011). 또한, 학교 진로교육의 양적 확대를 넘어 질적 제고가 요구됨에 따라(교육부, 2020. 2.; 이지연, 2014), 학교 진로교육 경험 여부와 함께 질적으로 학생이 만족하는 진로교육 경험을 하였는지

를 함께 고려하였다. 이에 고등학생을 대상으로 진로교육의 형평성(equity)에 대한 학교 진로교육의 역할과 그 가능성을 탐색하고자 하며, 아래와 같이 연구 문제를 진술하였다.

첫째, 부모의 사회경제적 지위는 고등학생의 진로개발역량에 영향을 미치는가?

둘째, 부모의 사회경제적 지위가 고등학생의 진로개발역량에 미치는 영향은 학교 진로교육(경험/만족도)에 따라 조절될 수 있는가?

## II. 이론적 배경

교육 결과에서 개인 간 차이는 능력, 흥미, 노력 등 다양한 요인에 의해 발생할 수 있다. 하지만 이러한 차이가 부모의 계층, 거주 지역과 같이 개인의 노력으로 극복하기 어려운 귀속적 요인이나 사회적으로 합의할 수 없는 기준에 기인하고 있을 때, 그리고 이러한 교육적 성취가 취업, 임금 등 사회적 보상과 성공으로 이어질 수 있다고 판단될 때 교육 격차는 사회적 문제가 된다(박경호, 2018). 진로개발의 형평성에 관한 논의의 타당성을 확보하기 위하여 본 연구는 진로개발역량이 고등학생이 미래에 얻게 될 사회적 보상과 관련이 있는지 개념과 의의를 살펴보고자 한다. 이어서 부모의 사회경제적 지위에 따라 학생의 진로 발달에 유의한 차이가 발생하는지, 학교 교육이 이에 어떤 방식으로 관여할 수 있을지에 관하여 살펴본 선행연구를 분석하였다.

### 1. 진로개발역량

진로개발은 “교육, 직업 및 삶과 관련된 역할을 찾고 선택하고 결정하면서 발생하는 동시다발적인 많은 일들로 구성된 전 생애에 걸친 과정”(NCDA, 2004: 1)으로 진로개발역량은 “개인이 진로 개발을 하는 데 필요한 역량으로서 삶의 지향점을 설정하고, 진로를 선택하고, 그러한 선택이 실제로 구현될 수 있도록 준비하고 노력하는 과정에서 필요한 지식, 스킬, 태도, 가치와 성향”(임언 외, 2008: 183)을 의미한다.

진로개발역량과 유사한 개념으로는 진로역량과 진로성숙도가 있다<sup>3)</sup>. 고등학생의 높은 진로

3) 진로 역량은 “개인의 삶 전체 맥락에서 진로를 개발하는 데 요구되는 역량으로 개인이 설정한 진로목표에 접근하고 달성해 가는 과정에서 필요한 지식, 능력, 태도, 가치와 성향”을 포괄한다(김봉환, 정철영, 김병석, 2006). 진로개발역량이 학령기 청소년을 대상으로 고려한 개념임을 고려해, 진로역량 중 청소년을 대상으로 할 경우 진로개발역량과 유사한 개념이라고 보았다. 진로성숙도는 “직업 발달 과업을 수행할 수 있는 준비정도”(Savickas, 1984: 1)를 의미한다. 진로성숙은 발달수준을 강조한 개념이었으나, 심리학의 일반적 발달과 진로발달 과정이 차이가 있다는 점과 진로교육에서 정책적 지원의 필요성이 강조되면서, 자기주도적으로 진로를 개척하는 의지를 부각하고자 ‘개발’이라는 용어로 대체되기 시작하였다(임언, 2008). 선행연구는 진로성숙도가 높은 개인은 진로를 합리적으로 선택할 역량을 지니는 것으로 보아 유사 개념으로 간주하여 분석하였다(김소라, 문승태, 2017).

개발역량과 진로성숙도는 학교생활과 학업성취 뿐 아니라 노동시장 성과를 예측할 수 있는 변인으로 보고되고 있다. 고등학생의 진로성숙도는 학업동기(황매향, 임은미, 2004), 학교생활만족도와 학업성취도(조명희, 이해연, 이현우, 2013)에 정적인 관계가 있다고 밝혀졌다. 또한, 직업계고 학생에게 진로성숙도는 학업성취(김장희, 정성수, 2012) 외에도 고졸 취업 이후 직장에서의 직무만족도(라종민, 이기중, 2016)에 유의한 영향을 주고 있었다. 뿐만 아니라 고등학교 재학 시 진로성숙도가 높은 학생들이 대학생활 적응을 잘하는 것으로 보고되었다(김규효, 이은경, 2019).

대학생을 대상으로 진로역량 및 진로성숙이 학업 및 입직에 미치는 영향을 살펴본 연구로 정은이(2016)는 대학생의 진로 역량이 높을수록 대학 환경에 잘 적응하고 있음을 확인했다. 대학생의 진로성숙은 학점, 교육만족도, 교수와의 관계, 학업 지속에 대한 타인의 격려 정도와 같은 대학생의 학업 지속에 주요 요인들과 정적인 관계를 보이고 있었다(Perry, Cabrera & Vogt, 1999). 나아가 Crook, Healy & O'Shea(1984)는 대학생의 진로성숙도가 대학 학점과 이후의 업무성취를 예측할 수 있음을 밝혔으며, Liu, Peng & Wong(2014) 또한 대학생의 진로성숙이 성공적인 취업에 긍정적인 영향을 미치고 있음을 확인했다.

정리하자면, 고등학생의 진로개발역량은 고교 및 대학 학업성취, 대학생활 적응, 고용 가능성과 같은 변인과 관계가 있는 요인으로 학생의 대학 생활 뿐 아니라 미래 직업 지위와 경제적 안정성에도 영향을 줄 수 있을 것으로 보인다. 이처럼 진로개발역량이 학업, 생활, 진학 또는 취업 후 성과와 연관이 있다면 모든 학생에게 중요한 역량이라고 할 수 있으며, 이에 가정 배경에 의한 역량 차이는 정당하지 않은 발달격차라고 할 수 있다. 따라서 본 연구는 부모의 사회경제적 지위가 학생의 진로개발역량에 미치는 영향을 확인하고, 이것이 학생의 학교 진로 교육 경험에 따라 달라지는지 검증하고자 한다.

## 2. 부모의 사회경제적 지위와 고등학생의 진로개발역량

청소년의 진로역량 수준을 논할 때 고려되는 변인 중 가정 배경변인의 하나인 부모의 사회경제적 지위(socioeconomic status: SES)는 진로성숙에 영향을 미치는 중요한 변인이며(Luzzo, 1993), 외부 환경에 민감하게 반응하는 청소년 시기에 중요한 외적 변인이다(노혁, 2006). 그러나 이러한 부모의 사회경제적 지위는 자녀가 극복하기 어려운 구조적인 환경이라는 한계가 있으며(임지윤, 2018), 부모의 학력과 소득이 자녀를 양육하는 태도와 자녀의 학습과정에 관여하여 궁극적으로 자녀의 진로성숙에 영향을 미치기도 한다(박창남, 도종수, 2005). 이렇듯 부모의 사회경제적 지위가 자녀의 진로성숙도와 같은 진로관련 변인에 미치는 영향은 다수의 연구에서 보고되고 있다.

먼저, 부모의 학력과 가구소득 수준이 청소년의 진로발달에 긍정적인 영향을 주었다는 결과를 낸 연구들이 있다(김재희, 2019a; 노혁, 2006; 원지영, 2019; 이은정, 장윤옥, 2008 등). 노혁(2006)은 부 학력과 가구소득 수준이 모두 중학생의 진로성숙에 유의한 정적 영향을 미친다는

결과를 보고했다. 다만 학년이 올라가면서 부 학력의 유의성이 사라져 청소년 시기 내에서도 진로성숙 수준에 영향을 주는 부모의 사회경제적 지위 변인이 달라질 수 있다고 하였다. 또한 이은정, 장윤옥(2008)은 가정의 사회경제적 지위가 중학생의 진로태도성숙 하위요인 중 확신성에 정적 영향을 미친다는 결과를 보고했는데, 이러한 결과를 사회적으로 성공한 부모 아래에서 자란 자녀일수록 본인도 성공할 수 있다는 믿음을 가질 수 있다고 설명했다.

고등학생 대상 연구로 원지영(2019)은 가구소득 상 집단의 학생은 가구소득 중, 하 집단의 학생보다 높은 진로성숙 수준이 대학교 진학 이후까지 지속된다고 하였으며, 최수정(2007)은 부모의 사회경제적 수준이 높을수록 자녀의 진로성숙 성장률이 높다고 하였다. 진성미(2011)의 연구에서는 아버지와 어머니의 학력에 따라 초·중·일반고·전문계고 학생들의 진로성숙도에 차이가 있었으며, 모든 학교급에서 부모의 학력이 높을수록 자녀의 진로성숙도가 높은 경향을 보였다. 또한, 자녀의 진로성숙도와 가구소득 수준의 상관 역시 정적으로 나타났다. 마찬가지로 김재희(2019a)의 연구에서도 가정의 소득수준이 높을수록 일반계 고등학생의 진로성숙도가 더 높은 경향을 보였다는 결과를 보고하고 있다.

반면, 장현진(2019)의 연구에서는 부모의 사회경제적 지위가 진로성숙도에 미치는 영향이 유의하지 않았다는 결과를 보고했으며, 마찬가지로 김순미, 이성하, 조선희, 김민순(2020)의 연구에서도 부모의 사회경제적 수준이 진로태도성숙에 미치는 직접적인 영향이 유의하지 않았다. 이 연구는 부모의 사회경제적 수준이 진로지지와 진로동기를 거쳐 진로태도성숙까지 이르는 경로를 검증하여 부모의 사회경제적 수준의 간접효과가 유의함을 밝혔다. 또한 김희자(2008)도 빈곤이 청소년의 진로성숙에 미치는 직접적인 영향은 유의하지 않다는 결과를 보고하고 있다.

소결하면, 부모의 학력과 소득 수준이 높을수록 자녀의 진로발달 수준에 긍정적인 영향을 미친다는 연구가 다수 존재하였으나 유의하지 않거나 직접적인 영향을 주지 않는다는 결과도 보고되었다. 진로개발의 계층 간 형평성 논의는 고등학생의 진로개발이 부모 사회경제적 지위의 영향에 따른 격차가 있음을 전제하기에 이에 대한 확인이 필요하다. 이에 본 연구는 진로개발역량에 영향을 주는 개인, 가정 및 학교의 진로 개발 관련 특성을 통제하고도 부모의 사회경제적 지위가 미치는 영향력이 유의한지 검증하고자 한다.

### 3. 진로개발역량 격차와 학교 진로교육의 관계

본 연구는 부모의 사회경제적 지위에 따라 학생의 진로개발역량 수준에 차이가 있는지 확인하고, 학교에서의 진로교육 활동 경험과 만족도에 따라 가정 배경 영향력의 차별적 양상을 검증한다. 이에 부모 및 가정의 영향으로 인한 학생 간 교육 결과(outcomes) 격차에 학교 교육이 어떻게 작용하는지 살펴보고 이를 진로개발(career development) 격차에 적용하여 논의하려 한다.

우선, 부모의 사회경제적 지위가 낮은 학생에게 공교육은 가정의 결손을 보상(compensate)하는 방향으로 작용할 수 있다(Greenwald, Hedges & Laine, 1996; Parcel & Dufur, 2001). 학

생이 수업에 집중, 참여, 이해하는 수준은 학업성취를 정적으로 예측하고 있으며, 이러한 학교 수업 활동을 통한 학업성취 제고 효과는 하위 계층 학생에게서 더 크게 나타났다(류방란, 김성식, 2006; 박희진, 남궁지영, 2019). 또한, 학교 교사의 역할에 주목한 연구들은 부모의 사회경제적 지위가 자녀의 학업성취도에 미치는 영향이 교사의 전문성과 열의, 효능감이 높은 경우에는 줄어든다고 밝혔다(김성민, 황진태, 2011; 류방란, 김성식, 2006; Parcel & Dufur, 2001). 학교에 대한 유대와 안정감, 교사에 대한 신뢰, 학교 구성원의 참여와 같은 학교 풍토 역시 가정 배경과 학업성취 간 관계를 완화하고, 저소득 또는 결손 가정 학생의 낮은 학업성취에 긍정적으로 작용하였다(백병부, 김정숙, 2014; Hopson & Lee, 2011; O'Malley, Voight, Renshaw & Eklund, 2014). 또한, 동일한 교육 정책의 효과는 가구소득 수준이 낮거나 학습 자원이 부족했던 학생들에게서 더 크게 나타날 수 있다(박경호, 2018: 169). 가정 및 지역의 교육 지원이 적었던 학생에게 방과 후 학교, EBS 교육방송 등 정부 지원 교육 프로그램의 학업성취 제고 효과가 더 크게 나타난다는 결과는 이를 뒷받침한다(김성숙, 송미영, 김준형, 이현숙, 2011; 박현정, 길혜지, 2013).

그러나 교육성과에 대한 가정 배경의 영향력은 학교 교육과 비교하여 여전히 상당한 것으로 알려져 있다(Dufur, Pardel & Troutman, 2013). 또한, 가정의 지원과 학교 교육이 상호 촉진할 때 교육의 효과가 배가된다는 연구 결과도 보고되었다. 강유진(2010)은 가구소득이 중학생의 학업성취에 미치는 영향이 교사와의 애착이 큰 학생에게서 더 커진다고 하였으며, 류방란, 김성식(2006)은 비인지적 성취로 학생의 자기존중감에 대한 교사 열의, 학교 풍토의 정적 영향은 상위 계층 학생에게서 더 크게 나타난다고 밝혔다. Parcel & Dufur(2001)의 연구에서도 교사의 돌봄 수준과 부모의 인적자본은 학생의 성취도에 정적으로 상호작용하였다.

요컨대, 학교 교육은 부모의 사회경제적 지위에 따른 학생 간 교육 격차를 좁힐 가능성이 있고, 최근 사회 양극화에 대한 우려로 인해 이와 같은 공교육의 역할이 더욱 기대되고 있다. 그러나 가정의 지원과 학교의 교육이 병행되었을 때 효과가 커진다는 연구 결과를 보면, 학교 교육이 형평성을 충분히 고려하지 않고 운영된다면 격차가 심화될 여지도 존재한다(류방란, 김성식, 2006). 특히, 학생의 교내 진로교육, 체험 및 동아리 활동 참여가 가구소득과 부모의 학업 관여 수준에 따라 달라진다는 연구는 학교 교육 경험의 기회가 고르게 분배되지 못할 가능성을 우려케 한다(백선희, 심우정, 2018; 심우정, 백선희, 2020; 황진구, 허효주, 2014). 그동안 교육 격차와 학교 교육 간 관계를 주목한 기존 연구들은 주로 인지적 성과인 학업성취를 분석하였고, 교육 활동에 주목하기보다 학교 구성원 간 사회적 관계와 풍토 등 거시적 맥락에서 학교 교육과의 관계를 살펴본 것이 많았다. 본 연구는 학교 교육성과 중 진로개발역량의 형평성에 주목하였으며 학생의 학교 진로교육 활동 경험과 만족도에 초점을 두고 가정 배경이 고등학생의 진로개발에 미치는 영향을 학교 진로교육이 줄일 수 있는지 확인하고자 한다.

### Ⅲ. 연구 방법

#### 1. 분석 자료 및 대상

본 연구는 부모의 사회경제적 지위가 고등학생 자녀의 진로개발역량에 미치는 영향, 그리고 학교 진로교육이 이러한 영향력을 어떻게 조절하는지 분석한다. 이를 위하여 한국교육고용패널Ⅱ(Korean Education & Employment PanelⅡ, 이하 KEEPⅡ) 2016년 자료를 활용하였다. 이 자료는 고등학생의 진로개발역량 변인과 학생의 진로개발에 영향을 줄 수 있는 개인·가정 요인을 함께 조사하였기 때문에 연구 설계에서 혼동 변수(confounding variables)로 인한 편의(bias)를 줄일 수 있다.

연구의 대상은 2016년 일반계 고등학교 2학년 학생이다. KEEPⅡ은 전국 고등학생을 모집단으로 지역 층화 후 전국 대비 해당 지역 학생 수에 비례하여 학교를 계통 추출하였다.<sup>4)</sup> 이 중 일반고 학생은 5,392명으로, 부모 학력의 영향력을 정확하게 반영하고자 부 또는 모가 아닌 보호자의 학력만 조사된 사례(0.6%)를 분석에서 제외하였다. 그 외 결측값을 포함한 사례를 제거(listwise deletion)하고 최종 분석에 포함한 학생 수는 총 5,065명이다.

#### 2. 주요 변수 설명

연구의 분석에 사용된 변수로 먼저 종속변수인 진로개발역량은 학생이 자신의 진로에 관한 생각과 태도에 관한 14문항의 평균값을 활용하였다. 이는 ‘직업 이해’, ‘진로 탐색’, ‘진로설계 및 준비’의 3개 영역으로 이루어져 있다<sup>5)</sup>. 다음으로 독립 변인인 부모의 사회경제적 지위는 부모가 응답한 ‘부모 학력’과 ‘가구소득’을 활용한다. 부모 학력은 부 또는 모의 최종 학력을 교육연한으로 변환하여 높은 값을 활용하였다. 부 또는 모의 응답 중 중 한 값이 결측일 때는 존재하는 값으로 대체하였으며, 부와 모의 학력이 모두 결측인 사례는 분석에서 제외하였다. 가구소득은 월평균 가구소득에 자연로그를 취하여 편포를 조정한 후 활용하였다. 조절변인인 학교 진로교육은 고등학생의 학교 진로교육 경험과 학교 진로교육에 대한 만족도를 활용하여 진로교육의 양적, 질적 측면을 모두 고려하고자 하였다. 학생의 진로교육 경험은 데이터에서 제공하는 진로교육 유형을 진로 교과 수업, 진로 심리 검사, 진로 상담, 진로 동아리, 진로 체험 활동으로 재구성하였고<sup>6)</sup> 학생이 해당 활동을 경험했다면 1, 경험하지 않았다면 0으로 코딩하

4) ‘한국교육고용패널Ⅱ 1차(2016)년도 조사 사용자 지침서(User Guide)’를 참고하여 서술하였다.

5) 본 연구에서 ‘진로개발역량’으로 활용한 KEEPⅡ의 문항은 교육부 진로교육현황조사에서 개발한 진로개발역량 22문항과 비교하여(장현진 외, 2015) ‘자아이해와 사회적 역량 개발’에 해당하는 영역이 빠진 한계가 있다. 그러나 본 연구는 이를 감안 하고도 고등학생은 중학교까지 형성된 자기 이해를 바탕으로 직업 이해, 진로 탐색 및 구체화가 이루어지는 시기임을 고려하여 KEEPⅡ의 문항을 진로개발역량으로 조작적 정의한 선행연구를 참고하였고(김재희, 2019b), 진로개발역량으로 명명하여 전개하였다.

6) KEEPⅡ에서는 학생이 학교에서 수행하는 진로교육 및 활동 경험으로 ‘진로와 직업’ 수업, 진로 관련 창의적 체험활동, 진로 심리검사, 진로 상담, 진로 동아리, 직업인 멘토 특강, 현장 견학, 학과 체험, 현장 직업 체험,

였다. 학교 진로교육 만족도는 학교에서 시행하는 진로교육 전반에 대한 학생 만족도의 5점 척도 문항으로 1점은 ‘전혀 그렇지 않다’, 5점은 ‘매우 그렇다’를 나타낸다<sup>7)</sup>.

본 연구는 고등학생의 진로개발역량에 영향을 줄 수 있는 특성으로 성별(Choi, Hutchison, Lemberger & Pope, 2012), 거주 지역(Jay, Rojewski & John, 1995), 자기효능감(Creed & Patton, 2003; Lee, Lee, Song & Kim, 2015), 부모의 관여(Park, Rojewski & Lee, 2018, Lee, 2018), 학생의 진로에 관한 교사의 관심(윤민중, 2016; Metheny, McWhirter & O’Neil, 2008), 학생의 수업 태도(김동심, 윤혜준, 2020)를 통제변수로 모형에 투입하였다. 부모의 관여는 부모와 학교생활, 흥미·적성, 미래 직업, 학교 및 학과 선택, 삶의 가치관에 관하여 대화하는 빈도이며, 학생이 응답한 값이다. ‘전혀 하지 않음’, ‘월 1회 정도’, ‘주 1~2회 정도’, ‘주 3~4회 정도’, ‘거의 매일’ 중 선택하여 응답하였으며 본 연구에서는 선행 연구를 참고하여 5점 척도로 활용하였다(김소라, 문승태, 2017). 학생의 수업 태도는 수업 시간 집중, 활발한 질문, 숙제 수행, 연습 및 복습을 수행하는 정도를 학생이 평가하여 5점 척도로 측정된 문항을 활용하였고, 값이 클수록 수업에 임하는 태도가 매우 좋음을 의미한다. 이하 변수의 구성과 설명을 아래 <표 1>과 같이 제시한다.

<표 1> 변수의 구성 및 설명

변수명		변수 설명
종속 변인	진로개발역량	진로에 관한 학생의 생각과 태도 관련 14문항 평균
독립 변인	부모 학력 연한	부 또는 모의 최종 학력 교육 연한 중 더 높은 값 초졸(6), 중졸(9), 고졸(12), 초대졸(14), 대졸(16), 석사졸(18), 박사졸(21)
	가구소득	월평균 가구소득에 자연로그를 취한 값
조절 변인	학교 진로교육 경험	학교에서의 진로 교과 수업, 진로 심리검사, 진로 상담, 진로 동아리, 진로 체험활동 경험: 경험(=1), 미경험(=0)
	학교 진로교육 만족도	학교 진로교육 전반에 대한 학생의 만족도 문항 (5점 척도)
학생 특성	성별	여학생(=1), 남학생(=0)
	자기효능감	자기효능감 관련 6문항 평균 (5점 척도)
	부모의 관여	학교 생활, 흥미, 적성, 진학, 가치관, 직업 등에 관하여 부모와 대화 빈도 5문항 평균 (5점 척도)
	교사의 진로 관심	학생의 진로·적성에 관심갖는 교사 있음 (5점 척도)
	학생의 수업 태도	학생의 수업 태도에 관한 5문항 평균 (5점 척도)
	학생 거주 지역	대도시, 시 지역, 읍면 지역 더미 코딩 (참조: 읍면지역)

모의 직업 체험, 진로 캠프, 11개의 진로교육 활동으로 구분하여 조사하고 있다. 이 중 ‘진로와 직업 교과 수업’과 ‘창의적 체험활동 중 진로 활동’은 정규 수업 시간에 이루어진다는 점에서 활동의 형태가 유사하며 응답자가 명확하게 구분하기에 어려움이 있다고 판단하였고(장현진 외, 2015) 두 활동 중 하나를 경험한 경우 ‘진로 교과 수업’에 참여한 것으로 코딩하였다. 진로 체험활동은 학생이 직업인 멘토 특강, 현장 견학, 학과 체험, 현장 직업 체험, 직업 실무 체험, 진로 캠프 6가지 진로 체험 중 하나 이상의 활동을 경험해보았다면 경험한 것으로 처리하였다.

7) 이는 학생이 참여한 학교 진로교육 활동에 대하여 활동 별로 조사한 만족도와는 다른 문항으로, 다중공선성의 문제가 발생하지 않음을 확인하였다.

### 3. 분석 방법

연구의 분석은 학교 고정효과(school fixed effect)를 투입한 최소자승회귀모형(Ordinary Least Square Model)으로 진행하며, 아래 <식 1>과 같다.

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 SES_i + \beta_2 CONTROLS + S_i + \epsilon_i \quad \text{<식 1>}$$

위 식에서  $y_i$ 은 종속변수인 진로개발역량을 의미하며, 우변의  $SES_i$ 는 부모의 사회경제적 지위인 부모 학력과 가구소득이다. 학교 진로교육 활동에 대한 학생의 참여와 만족도는 진로교육을 시행하는 학교의 특성에 영향을 받을 수 있다. 또한, 부모의 사회경제적 지위는 가정 내에서의 영향력 외에도 선별적인 학교 선택으로 이어져 영향을 줄 수 있다(Musset, 2012: 32). 따라서 본 연구는 선택적인 고교 진학으로 인한 영향을 배제하고자 일반계 고등학교만을 분석에 활용하였으며, 일반계고 간에도 관측되지 않은 학교 특성의 영향력을 배제하고자 최소자승가변수 추정(Least Square Dummy Variable: LSDV) 방식으로 개별 학교 더미( $S_i$ )을 모형에 투입하여 분석하였다(Cyrenne & Chan, 2012). 부모 사회경제적 지위가 고등학생의 진로개발역량에 미치는 영향은  $\beta_1$ 의 유의성으로 확인한다.

연구문제 2에서는 부모 사회경제적 지위가 진로개발역량에 미치는 영향력이 학교 진로교육의 참여와 만족도에 따라 크거나 작아질 수 있는지 조절효과에 관심을 두고 있다. 따라서 아래 <식 2>와 같이 학교 진로교육 경험 여부 및 만족도와 부모 사회경제적 지위 간 상호작용항을 투입하여 분석을 수행하였다.

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 SES_i + \beta_2 CONTROLS + \beta_3 (SES_i \times CAR_i) + S_i + \epsilon_i \quad \text{<식 2>}$$

학교 진로교육의 참여와 만족도가 부모의 경제력으로 인한 진로교육 격차를 조절할 수 있는지는 상호작용항  $\beta_3$ 의 유의성으로 추론할 수 있다(류방란, 김성식, 2006). 연구의 모든 분석은 STATA 13.0으로 수행하였고, 강건표준오차(robust standard error)를 도출하였다.

## IV. 연구 결과

### 1. 기술통계

분석에 앞서 활용한 자료를 기준으로 2016년 한국 고등학생의 부모 사회경제적 지위 현황을 아래 <표 2>와 같이 제시하였다. 먼저, 부모의 높은 학력이 대학 졸업인 사례가 1,899(37.43%)명으로 가장 많았다. 이와 비슷하게 고졸 이하인 사례도 1,725(34.00%)명으로 나타났고, 2·3년

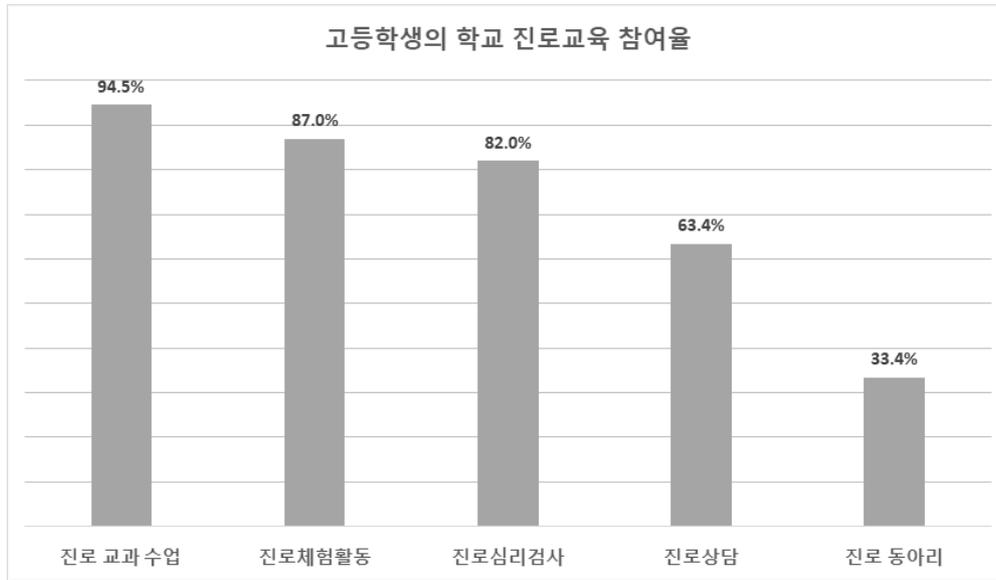
제 전문대학을 졸업한 사례는 16.81%, 석·박사로 대학원을 재학 또는 졸업한 비율은 11.77%였다.

가구소득은 부모가 응답한 금액을 250만 원씩 구간별로 구분하여 살펴보고, 월평균 소득을 250만 원 이상 500만 원 미만으로 응답한 사례가 1,821가구로 가장 많은 35.89%를 차지하였다. 월 소득이 500만 원 이상 750만원 미만인 사례는 1,803가구로 35.53%였다. 일반계 고등학생 중 약 9%의 가구는 월 소득을 1000만 원 이상으로 보고하였으며, 약 10%의 가구는 월 250만 원 미만의 소득으로 생활하고 있다.

〈표 2〉 고등학생 부모의 사회경제적 지위 현황

		빈도(명)	비율(%)	누적 비율(%)
부모 학력	고졸 이하	1,725	34.00	34.00
	전문대 졸업	853	16.81	50.81
	대학 졸업	1,899	37.43	88.23
	대학원 재학·졸업	597	11.77	100
월평균 가구소득	0 ~ 250만원 미만	507	9.99	9.99
	250만원 이상 500만원 미만	1,821	35.89	45.88
	500만원 이상 750만원 미만	1,803	35.53	81.42
	750만원 이상 1000만원 미만	491	9.68	91.09
	1000만원 이상	452	8.91	100
계		5,074	100	100

다음으로, 고등학생의 학교 진로교육 참여 현황을 [그림 1]을 통해 살펴보았다. ‘진로와 직업’ 수업을 경험한 학생은 94.5%로 여러 형태의 학교 진로교육 중 학생들이 참여한 비율이 가장 높았다. 이어서 87%의 학생이 다양한 유형의 진로 체험활동에 하나 이상 참여해 본 적이 있다고 응답하였다. 진로 심리검사를 받아 본 학생은 82%였고, 진로 상담은 63.4%로 비교적 학생의 참여 비율이 낮은 편에 속하였다. ‘진로 관련 창의적 체험활동’에는 79.3%의 고등학생이 참여 경험이 있는 것으로 나타났다. 또한, 33.4%의 학생이 진로 동아리 활동을 경험한 적이 있다고 응답하였다.



[그림 1] 고등학생의 학교 진로교육 유형별 참여 비율

이어서, 부모의 사회경제적 지위에 따라 고등학생 자녀의 진로개발역량이 차이가 보이는지 회귀분석 전 평균 비교를 통해 개괄적으로 살펴보았다. 아래 <표 3>에서는 부모 학력이 높을 수록 자녀의 진로개발역량의 평균값이 점진적으로 상승하는 것을 확인할 수 있다.

<표 3> 부모의 사회경제적 지위에 따른 고등학생의 진로개발역량

		진로개발역량		
		N	Mean	SD
부모 학력	고졸 이하	1,725	3.419	0.615
	전문대 졸업	853	3.483	0.572
	대학 졸업	1,899	3.537	0.600
	대학원 재학·졸업	597	3.694	0.584
월평균 가구소득	0 ~ 250만원 미만	507	3.408	0.630
	250만원 이상 500만원 미만	1,821	3.466	0.595
	500만원 이상 750만원 미만	1,803	3.535	0.590
	750만원 이상 1000만원 미만	491	3.576	0.612
	1000만원 이상	452	3.591	0.639
계			5,074	

고졸 이하 부모의 고등학생 자녀는 진로개발역량이 5점 기준 평균 3.419였으나 석·박사 부모의 자녀는 평균 3.694로 나타났다. 가구소득과의 관계도 같은 방향으로 나타났는데, 월 소득 250만 원 미만인 가구의 자녀는 진로개발역량 평균값이 3.408이나, 월 소득 1000만 원 이상인

가구의 자녀는 진로개발역량 평균값이 3.591로 보고되고 있다. 이러한 기술통계 결과는 부모의 사회경제적 지위에 따라 고등학생의 진로개발역량에서 차이가 있음을 보여준다. 그러나 이러한 격차가 학생의 개인 특성 또는 부모·교사의 관여가 아니라 부모의 사회경제적 지위에서 기인하는지 엄밀하게 확인하기 위해서는 진로개발역량의 유관 변인을 통제된 회귀분석이 요구된다. 전술한 주요 관심 변인을 포함하여 회귀분석에서 활용한 변수들의 기술통계는 아래 <표 4>와 같이 제시하였다.

<표 4> 기술통계

구분	변수명	Mean	SD	min	Max	
종속 변수	진로개발역량	3.506	0.605	1.000	5.000	
독립 변수	부모 학력 연한	14.563	2.466	0.000	21.000	
	가구소득(만원)	552.563	366.581	30.000	8000.000	
	가구소득(자연로그)	6.162	0.557	3.405	8.987	
관심 변수	학교 진로교육 만족도	3.144	0.922	1.000	5.000	
	진로 교육 경험	진로 교과 수업	0.945	0.228	0.000	1.000
		진로 심리검사	0.820	0.384	0.000	1.000
		진로 상담	0.634	0.482	0.000	1.000
		진로 동아리	0.334	0.472	0.000	1.000
		진로 체험활동	0.870	0.336	0.000	1.000
통제 변수	성별(여학생=1)	0.535	0.499	0.000	1.000	
	자기효능감	3.670	0.646	1.000	5.000	
	부모의 관여	2.974	0.916	1.000	5.000	
	교사의 진로 관심	3.689	0.888	1.000	5.000	
	학생의 수업 태도	3.090	0.707	1.000	5.000	
	학생 대도시 거주	0.414	0.493	0.000	1.000	
	시 지역 거주	0.399	0.490	0.000	1.000	
	읍면 지역 거주	0.187	0.390	0.000	1.000	
N		5,074				

## 2. 부모의 사회경제적 지위가 고등학생의 진로개발역량에 미치는 영향

첫 번째 연구 문제인 부모의 사회경제적 지위가 고등학생의 진로개발역량에 영향을 미치는지 확인하기 위하여 학교 고정효과(school fixed effect)를 최소자승더미변수(LSDV)로 투입한

회귀분석(Ordinary Least Square Regression)을 수행하였고, <표 5>와 같이 제시하였다.

최소자승회귀분석 결과인 (1)을 먼저 살펴보면 부모의 사회경제적 지위(SES) 중에서 부모 학력이 높을 때 학생의 진로개발역량은 0.013만큼 증가하며, 이는 유의수준 0.01에서 통계적으로 유의하였다. 부모 학력 연한은 학교고정효과를 투입하여 학교 간 이질적 차이를 통제한 (2)에서도 정적으로 유의한 것( $\beta=0.011$ )으로 나타났다. 즉, 학생들이 동일한 조건의 학교 교육을 받는다고 가정하더라도 부모의 학력이 높은 학생이 진로개발역량이 더 높아 부모 학력으로 인하여 학생 간 진로개발역량의 차이가 발생하는 것을 추론할 수 있다. 한편, 독립변수 중 가구 소득은 (1)과 (2)에서 모두 유의하지 않았다.

**<표 5> 부모의 사회경제적 지위가 고등학생의 진로개발역량에 미치는 영향**

		(1)		(2)		
		$\beta$	SE	$\beta$	SE	
독립 변수	부모 학력 연한	0.013***	0.003	0.011***	0.003	
	가구소득	0.003	0.012	-0.007	0.012	
관심 변수	학교 진로교육 만족도	0.020**	0.032	0.017**	0.032	
	진 로 교 육 경 험	진로 교과 수업	0.047	0.018	0.042	0.019
		진로 심리검사	0.069***	0.014	0.070***	0.014
		진로 상담	0.027*	0.014	0.022	0.015
		진로 동아리	0.028**	0.021	0.036**	0.023
		진로 체험활동	0.077***	0.008	0.072***	0.009
통제 변수	성별(여학생=1)	0.098***	0.013	0.108***	0.018	
	자기효능감	0.444***	0.012	0.440***	0.013	
	부모의 관여	0.060***	0.008	0.063***	0.008	
	교사의 진로 관심	0.066***	0.009	0.068***	0.009	
	학생의 수업 태도	0.144***	0.012	0.140***	0.012	
	학생 대도시 거주	0.011	0.018	0.003	0.042	
	시 지역 거주 (참조: 읍면)	-0.000	0.018	-0.030	0.030	
school-fixed effect		-		yes		
cons		0.484***	0.088	0.494***	0.139	
R2		0.434		0.472		
N		5,074				

- Standard errors are in parentheses. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

모형 (2)에서 부모의 사회경제적 지위와 부모, 교사의 교육적 지원, 학생의 개인 특성이 동일하다고 가정하였을 때, 학생이 학교의 진로교육에 참여하고 만족도가 높을 때 진로개발역량 역시 높은 것으로 나타났다. 먼저, 학교 진로교육 만족도의 계수 값이 0.017으로 유의하였다. 진로 심리검사, 진로 동아리, 진로 체험활동 경험이 고등학생의 진로개발역량과 정적인 관계가 있었다. 진로 교과 수업, 진로 상담은 최종 모형인 (2)에서는 유의하지 않았다. 통제변수 중에서는 여학생이 남학생보다 진로개발역량이 높았으며, 자기효능감이 높고 부모의 관여가 활발할 때, 교사가 학생의 적성과 진로에 관심을 가질수록, 학생의 수업 태도가 좋을 때 고등학생의 진로개발역량도 높은 것을 확인하였다.

### 3. 부모 학력이 진로개발역량에 미치는 영향과 학교 진로교육의 조절효과

연구 문제 2로 부모의 사회경제적 지위가 고등학생의 진로개발역량에 미치는 영향력이 학교 진로교육을 통해 달라질 수 있는지 확인하였다. 앞서 부모의 사회경제적 지위가 진로개발역량에 미치는 영향을 분석한 결과 가구소득은 유의하지 않았고 부모 학력 연한은 정적으로 유의하였다. 이에 본 연구는 부모 학력 연한을 주요 변수로 학교 진로교육과의 상호작용 분석을 수행하였다. 학교 진로교육을 나타내는 지표로 (가) 고등학생의 학교 진로교육 유형별 경험 여부와 (나) 고등학교 진로교육 전반에 대한 만족도를 활용하였고 각각 살펴보았다. 통제변수는 <표 5>와 동일하게 모형에 투입하였으며 지면 관계로 생략하였다.

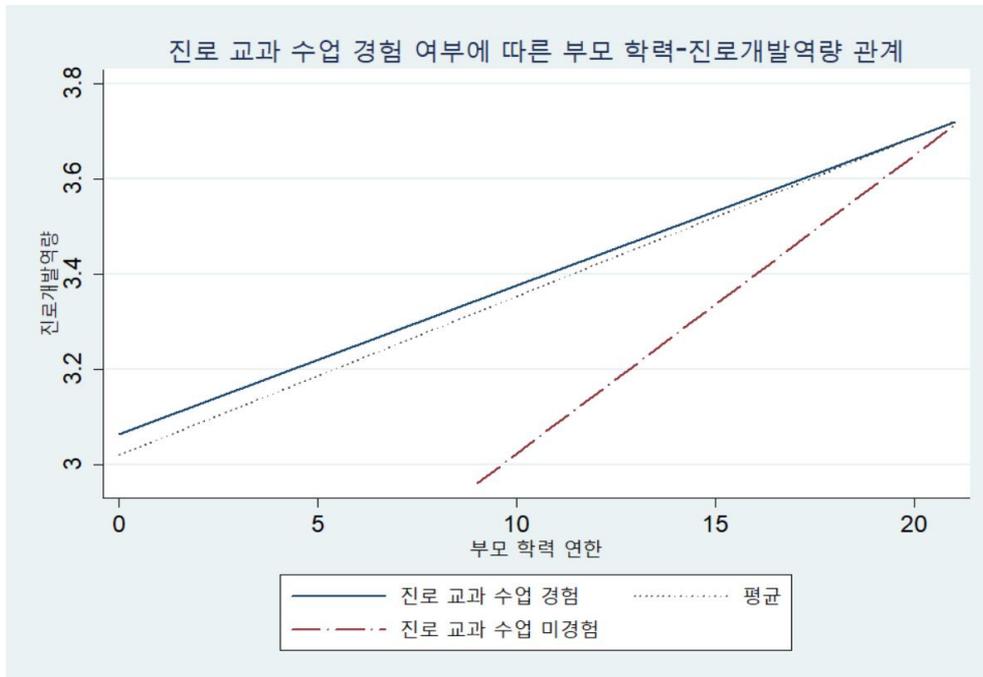
#### 가. 학교 진로교육 경험의 조절효과

먼저, 부모 학력이 고등학생의 진로개발역량에 미치는 영향이 학생의 학교 진로교육 경험 여부에 따라 달라지는지 살펴보았다. 최소자승회귀분석에 학교 고정효과를 투입한 FE모형을 최종적으로 <표 6>에 제시하였다. 진로 교과 수업, 진로 심리검사, 진로 상담, 진로 동아리, 진로 체험활동 이렇게 5가지 진로교육 유형별로 상호작용항을 살펴보았고 모형 (3)에서 ‘진로와 직업’ 수업 경험 여부와 부모 학력의 상호작용항은 계수 값이 -0.028로 부적으로 나타났으며 0.05 수준에서 유의하였다. 즉, 진로 교과 수업에 참여한 적 있는 학생들에게서 수업 미참여 학생과 비교하여 부모 학력의 영향력이 더 적어지는 것으로 해석할 수 있다. 이외의 학교 진로교육 활동으로 진로 심리검사, 진로 상담, 진로 동아리, 진로 체험활동에 대해서는 조절효과가 통계적으로 유의하지 않았다.

〈표 6〉 부모 학력이 진로개발역량에 미치는 영향에 대한 학교 진로교육 경험의 조절효과

	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
진로 교과 수업*부모 학력	-0.028** (0.013)				
진로 심리검사*부모 학력		0.000 (0.007)			
진로 상담*부모 학력			-0.005 (0.005)		
진로 동아리*부모 학력				0.005 (0.005)	
진로 체험활동*부모 학력					-0.006 (0.008)
School-fixed effect	yes	yes	yes	yes	yes
cons	0.124 (0.221)	0.500*** (0.164)	0.446*** (0.148)	0.518*** (0.142)	0.419** (0.167)
R2	0.472	0.472	0.472	0.472	0.472
N	5,074	5,074	5,074	5,074	5,074

- Standard errors are in parentheses. \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1  
 - 통제변수는 〈표 5〉와 같이 투입함



〔그림 2〕 [진로 교과 수업 경험에 따른 부모 학력과 학생 진로개발역량 간 관계]

앞서 상호작용항이 유의하게 나온 모형 (3)의 분석 결과를 구체적으로 확인하고자 진로 교과 수업 경험 여부에 따라 부모 학력 연한과 진로개발역량 간 추정 회귀선(fitted line)을 도출하였다. [그림 2]를 보면 진로 교과 수업 경험 집단의 기울기가 수업 미경험 집단의 기울기보다 완만하다. 수업 경험 집단의 기울기는 진로 수업 경험 여부에 따라 집단 구분을 하지 않은 평균적 회귀선의 기울기보다도 더 완만한 것을 확인할 수 있다.

#### 나. 학교 진로교육 만족도의 조절효과

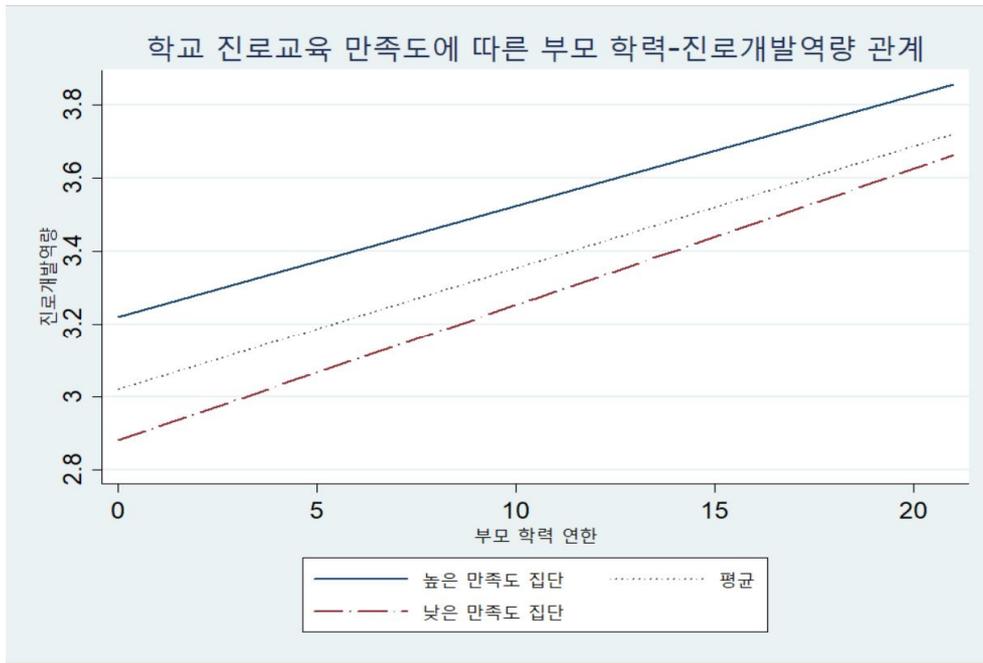
다음으로, 부모 학력이 고등학생의 진로개발역량에 미치는 영향이 학생의 학교 진로교육 만족도에 따라 달라지는지 살펴보았다. 아래 <표 7>에서 OLS분석 결과인 모형 (8)에서 학교 진로교육 만족도와 부모 학력의 상호작용항의 계수는 -0.005이었고, 0.1 수준에서 유의하였다. 학교 고정효과를 적용한 (9)에서는 계수 값이 -0.006로 유의수준 0.05에서 유의하였다. 즉, 학생이 학교 진로교육에 만족할 때 부모 학력이 고등학생의 진로개발역량에 미치는 영향력이 더 작았다.

학교 진로교육 만족도와 부모 학력 간 조절효과 분석 결과는 다음 [그림 3]을 통해서도 확인할 수 있다. 학교 진로교육 만족도는 중위값(median)인 3점을 기준으로 4, 5점은 고집단, 3점 이하의 저집단으로 구분하였다. 먼저, 학교 진로교육에 대한 만족도가 높은 집단에서 진로개발역량도 더 높은 것으로 나타난다. 또한 만족도 고집단의 회귀선, 평균 회귀선과 비교해서 만족도 저집단 학생들에게서 회귀선의 기울기가 더 가파른 것을 확인할 수 있다. 다시 말하면, 학교 진로교육에 만족감을 느끼고 있는 학생들에게서는 학생의 진로개발역량에 대한 부모 학력의 영향력이 작은 것으로 볼 수 있다.

<표 7> 부모 학력이 진로개발역량에 미치는 영향에 대한 학교 진로교육 만족도의 조절효과

		(8)		(9)	
		$\beta$	SE	$\beta$	SE
학교 진로교육 만족도*부모 학력		-0.005*	0.003	-0.006**	0.003
학교 진로교육 만족도		0.099**	0.463	0.111**	0.046
SES	부모 학력 연한	0.030***	0.010	0.031***	0.010
	가구소득	0.003	0.012	-0.007	0.012
school-fixed effect		-		yes	
cons		0.236	0.173	0.204	0.202
R2		0.435		0.472	
N		5,074		5,074	

- 통제변수는 <표 5>와 같이 투입하였음  
 - Standard errors are in parentheses, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1



[그림 3] 학교 진로교육 만족도에 따른 부모 학력과 학생 진로개발역량 간 관계

## V. 결론

급변하는 사회에서 청소년의 진로 선택, 직업 획득과 적응, 일생 전반의 진로 개척을 위하여 진로개발역량이 요구되고 있으며 이에 모든 학생이 진로를 스스로 계획하고 준비해나갈 역량을 기를 수 있도록 하는 학교 진로교육이 강화되고 있다(교육부, 2020.2.). 이러한 가운데 본 연구는 모든 학생의 진로개발역량을 성취를 목표로 하는 학교 진로교육의 역할에 주목하였다. 이에 부모의 사회경제적 지위가 고등학생의 진로개발역량에 미치는 영향이 학교 진로교육 경험과 만족도에 따라 차별적으로 나타나는지 검증하고자 하였다. 한국교육고용패널Ⅱ(KEEPⅡ)의 2016년도 고등학생을 대상으로 하였으며 최소자승회귀모형에 학교고정효과(school fixed effect)를 적용하여 분석하였다.

연구의 결과로 먼저, 기술통계 분석에서 고등학생의 학교 진로교육 참여 현황으로 진로 교과 수업(94.5%)을 경험한 비율이 가장 높았고 이어서 진로 체험활동(87.0%), 진로 심리검사(82.0%), 진로 상담(63.4%), 진로 동아리(33.4%) 순으로 나타났다. 또한, 가구소득이 낮은 고등학생보다 높은 학생들에게서 진로개발역량의 평균이 높았고, 부모 학력 역시 고학력 부모를 둔 학생의 진로개발역량 평균값이 더 높아 가구소득과 부모 학력에 따라 고등학생 자녀의 진로개발역량에서 차이가 나타났다.

다음으로, 부모의 사회경제적 지위 중 부모 학력 연한이 고등학생의 진로개발역량에 대한

회귀분석 결과 정적으로 유의하였으며, 가구소득은 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 부모 학력과 가구소득 모두가 정적인 유의성을 나타냈다고 보고한 노혁(2006)과 이은정, 장윤옥(2008)의 연구와 일부만 일치하는 결과한다. 이러한 결과가 나타난 이유는 노혁(2006)의 연구에 비추어 학년별로 진로성숙도에 영향을 미치는 변인이 다른 것으로 볼 수 있다. 즉, 분석 대상인 2016년 일반계 고등학교 2학년 학생들에게는 부모의 학력이 유의하게 작용한 것으로 추측할 수 있다. 또한 기술통계 분석 결과 가구소득이 증가함에 따라 학생의 진로개발역량이 높아지는 경향을 보여주고 있어 소득수준이 높은 가정의 고등학생 진로성숙도가 더 높은 경향을 보였다(김재희, 2019a; 원지영, 2019; 진성미, 2011)와 맥을 같이 한다.

끝으로, 학교 진로교육 경험 및 만족도와와의 상호작용 분석에서 학생의 진로 교과 수업 경험은 부모 학력의 영향을 부적으로 조절하였다. 또한, 학교 진로교육 만족도가 높은 학생들에게서 부모 학력의 영향이 줄어들었다. 이는 학교 진로교육의 효과가 부모의 사회경제적 지위가 낮은 학생들에게 더 크게 작용할 수 있으며(박경호, 2018), 가정 배경의 영향력으로 인한 차이를 보완할 수 있다는 선행연구(Greenwald, Hedges & Laine, 1996)와 맥락을 같이 한다.

이와 같은 연구 결과를 바탕으로 본 연구는 진로교육의 형평성을 제고하기 위하여 다음과 같이 정책을 제안한다. 첫째, 모든 학생에게 진로 교과 수업의 기회를 보장하되, 수업의 질 제고를 위한 지원도 병행되어야 한다. 2019년 학교 진로교육 현황에 따르면 ‘「진로와 직업」 교과 수업’, ‘교과 수업 중 진로탐색활동’은 84% 이상의 고등학생이 참여하여 참여율이 가장 높은 활동이었다. 그러나 학생들의 활동 만족도와 향후 재참여 의향은 다른 활동에 비해 상대적으로 낮은 편이었다(한상근, 김민경, 안유진, 안중석, 김다래, 2019). 이는 앞선 분석 결과에서 진로 교과 수업과 학생의 진로개발역량 간 정적 회귀계수가 유의하지 않았다는 점과 함께 고려해보면 현재 학교 진로 교과 수업의 효과성에 관하여 의문이 제기될 수 있다. 진로 교과 수업의 효과가 부모의 교육 수준이 낮은 학생들에게 더 크게 나타날 수 있다 하더라도 수업의 질이 보장되어야 격차를 해소하는데 기여할 수 있을 것이다. 따라서 진로 교과 수업을 확대 시행하는 것에서 그치지 않고 학생이 자신의 진로에 관하여 능동적으로 사고하고 경험할 수 있도록 교육 내용과 방법의 내실화가 중요하겠다(교육부, 2020.2.).

둘째, 학교에서의 교과 수업 외 진로 상담, 진로 체험, 진로 동아리 등 진로교육 활동 또한 학생이 만족할 수 있는 방향으로 운영될 때 가정 배경으로 인한 격차를 좁히는 데 기여할 수 있다. 최근 연구들은 진로교육 활동 경험 자체보다 학생이 만족할 때 그 경험이 유의미하다는 결과를 도출한 바 있다(장현진, 2018). 또한 본 연구의 결과도 학교 진로교육에 만족감을 느끼는 고등학생들에게서는 부모 학력이 진로개발역량에 미치는 영향이 줄어들었다. 이를 고려했을 때 학교 진로교육은 대규모, 일방향의 교육보다는 학생 간 서로 다른 진학 및 취업 희망과 필요한 정보(needs)의 차이를 반영하여 맞춤형으로 이루어질 필요가 있다.

셋째, 학교의 진로교육은 소외계층 학생의 진로개발을 적극적으로 지원하여 교육격차를 줄이는 방향으로 이루어져야 한다. 현재 읍면·도서 지역 및 사회적 취약 계층 학생의 진로 체험 기회 확보를 위하여 원격영상 진로멘토링, 진로 체험버스, 대학 진로탐색캠프 사업이 운영되고

있으며, 각 프로그램은 중소도시 학생, 다문화 학생, 학교 밖 청소년 등 참여대상을 확대해왔다(관계부처합동, 2018). 이처럼 학교 밖 기관과 연계하는 진로 체험 뿐 아니라 학교 내에서의 진로교육 수업과 상담 역시 가정에서의 진로 지도가 부족하고 진로개발역량이 낮은 학생들의 어려움에 관심을 기울일 필요가 있다. 또한, 학생의 적성·진로에 대한 교사의 관심이 고등학생의 진로개발역량에 정적인 상관이 보고되는바, 학교에서 진로전담교사, 담임교사의 정보 제공 및 정서적 지원이 더욱 필요한 학생들에게 차별적으로 이루어질 때 가정 배경에 따른 진로개발역량 격차를 좁힐 수 있을 것이다.

본 연구는 부모의 학력에 따라 학교 진로교육의 성과인 고등학생의 진로개발역량에 유의한 차이가 나타남을 실증적으로 밝혔다. 또한, 학교 진로교육 중 진로 교과 수업 경험과 학교 진로교육 만족도가 부모 사회경제적 지위의 영향을 조절할 수 있음을 제시하였다. 그러나 본 연구는 다음과 같은 한계가 있으므로 후속 연구를 통한 보완이 필요하다.

첫째, 본 연구는 종단 연구가 아니며 한 시점의 자료로 회귀분석을 진행하였고 학생의 진로교육 경험 및 만족도와 진로개발역량의 발생 시점과 순서를 보장하기 어렵다. 따라서 학교 진로교육으로 학생의 진로개발역량 격차를 줄였다는 엄밀한 인과적 해석이 불가함을 밝힌다. 다만 고등학생의 학교 진로교육 경험 및 만족도에 따라 진로개발역량에 대한 부모 학력의 설명력이 유의하게 다르다는 점에서 진로개발 격차와 학교 진로교육의 상관성에 주목해 관련 논의가 활발히 이루어질 필요가 있다.

또한, 본 연구의 결과로는 학교 진로교육의 과정(process)을 충분히 논하기 어렵다. 특히, 연구에서의 ‘학교 진로교육 경험’은 분석 자료에서 구분하여 제공한 일반적인 범주이다. 동일 유형의 진로교육에 대해서 학생들 간 경험의 질적 차이가 나타날 수 있는데 연구진은 이를 통제된 분석을 시도했을 뿐 그 자체를 들여다볼 수는 없었다. 따라서 학교 진로교육이 어떻게 진행되었을 때 소외계층 학생들에게 유익하며, 가정 배경의 영향을 줄이게 되는지 특성과 조건, 맥락을 파악하려는 시도가 필요하다. 이는 학교 진로교육을 경험한 학생, 교사를 대상으로 면담 연구와 같이 질(質)적인 접근을 통해 가능할 것이다.

끝으로, 학교 진로교육이 확대되면서 학생 간 진로교육 투입 및 결과의 격차를 줄이기 위하여 다양한 정책적 노력이 있다. 지역 간 진로 체험 격차 해소를 위한 진로 체험 프로그램과 소외계층 및 진로취약계층을 위한 추가적 지원을 예로 들 수 있다(관계부처합동, 2018). 본 연구에서는 일반적인 공교육의 역할 또는 학교 효과로써 학교 진로교육 경험과 만족도가 진로 격차 해소에 기여할 가능성을 탐색하였으나 이는 진로교육격차 해소를 목적으로 하는 정책이라고는 할 수 없다. 추후 학교 진로교육의 안정적 운영과 발전을 위해서는 지역 간, 계층 간 교육과정과 결과의 형평성을 면밀히 진단하는 동시에 격차 해소를 위해 시행된 정책의 효과성에 관하여 실증적 검증이 이루어질 필요가 있다.

## ❖ 참고문헌 ❖

- 관계부처합동(2018). 진로교육 활성화 방안.
- 교육부(2012.1.). 2012년 진로교육 활성화 추진계획(안).
- 교육부(2015). 2015 학교 진로교육 목표와 성취기준.
- 교육부(2016.4.5.). 제2차 진로교육 5개년 기본계획 (2016~2020).
- 교육부(2020.2.). 2020 학교 진로교육 지원계획.
- 김규효, 이은경(2019). 고등학교 재학 시 진로교육경험이 대학생활적응에 미치는 영향: 진로성숙의 매개효과를 중심으로. 동서정신과학, 22(1), 97-110.
- 김동심, 윤혜준(2020). 고등학생의 진로성숙도와 행복에 미치는 영향변인 분석 및 학교유형에 따른 차이분석. 중등교육연구, 68(2), 333-359.
- 김봉환, 정철영, 김병석(2006). 학교진로 상담. 서울: 학지사.
- 김성민, 황진태(2011). 학생의 사회경제적 배경에 따른 학업성취도 차이에 교사가 미치는 영향. 교육재정경제연구, 20(4), 77-98.
- 김성숙, 송미영, 김준엽, 이현숙(2011). 국가수준 학업성취도 평가 결과의 지역간 학력 차이에 따른 초·중·고 학교특성 분석. 교육평가연구, 24, 51-72.
- 김소라, 문승태(2017). 고등학생 진로개발역량에 있어서의 부모의 역할. 진로교육연구, 30(4), 27-48.
- 김수정, 차영화, 최셋별(2020). 불평등한 미래: 청소년의 ‘꿈’, 지위표식이 되다. 한국사회학, 54(1), 101-138.
- 김순미, 이성하, 조설희, 김민순(2020). 고등학생의 진로태도성숙에 영향을 미치는 결정요인 간의 구조적 관계 - 경북지역 고등학생을 대상으로-. 지역산업연구, 43(1), 89-111.
- 김장희, 정성수(2012). 공업계열 특성화고교생의 직업흥미-전공 일치도, 직업흥미-포부 일치도, 진로성숙도 및 학업성취도의 관계, 한국교원교육연구, 29(3), 1-18
- 김재희(2019a). 일반계 고등학생의 진로교육활동 참여 및 만족도가 진로성숙도에 미치는 영향: 소득계층별 비교를 중심으로. 직업능력개발연구, 22(1), 75-109.
- 김재희(2019b). 다문화가정 고등학생의 학교 진로교육활동이 진로개발역량에 미치는 영향과 자기 효능감의 매개효과. 다문화교육연구, 12(1), 111-146.
- 김희자(2008). 청소년 빈곤과 진로성숙도, 교육포부, 보건과 복지, 10, 87-106.
- 남수정(2011). 고교생의 진로교육의 현황 및 진로역량과 관계 연구. 청소년학연구, 18(11), 283-304.
- 노혁(2006). 가정의 사회경제적 지위에 따른 청소년의 진로성숙수준 연구. 청소년학연구, 13(6), 306-328.
- 라종민, 이기종(2016). 특성화 고등학교 졸업생들의 진로성숙도를 매개로 한 직무만족도에 대한 가정 내 진로교육 효과. 직업능력개발연구, 19(1), 49-73.
- 박주호, 백종면(2019). 교육격차 실증연구의 체계적 분석. 한국교육문제연구, 37(1), 213-238.
- 박창남, 도종수(2005). 부모의 사회경제적 지위가 학업성취에 미치는 영향. 사회복지정책, 22, 281-303.
- 박현정, 길혜지(2013). EBS 수능강의 수강이 교육격차 감소와 학교수업태도 향상에 미치는 효과

- 분석. 교육평가연구, 26, 1115-1141.
- 박희진, 남궁지영(2019). 학업성취 변동 중단 분석: 교육격차 완화 요인 탐색을 중심으로. 교육사회학연구, 29, 65-88.
- 백선희, 심우정(2018). 고등학교 학생들의 진로 활동 경험: 학교의 공급과 학생의 경험. 한국교육, 45(4), 1-30.
- 심우정, 백선희(2020). 중학생의 동아리 활동 참여 수준 및 참여 동아리 유형 관련 요인. 아시아교육연구, 21(2), 433-462.
- 여유진, 정해식, 김미곤, 김문길, 강지원, 우선희, 김성아(2015). 사회통합 실태 진단 및 대응 방안 II. 한국보건사회연구원.
- 원지영(2019). 가구소득과 진로지도 및 상담 경험이 청소년의 진로성숙에 미치는 영향. 한국콘텐츠학회논문지, 19(2), 638-649.
- 이경희, 민인식(2016). 직업 및 소득 계층의 세대 간 이전에 관한 연구. 한국노동연구원.
- 이영광, 김민수, 김민주(2014). 청소년의 진로성숙을 변화·포기하게 만드는 원인은 무엇인가?: 질적연구를 통한 빈곤청소년과 비빈곤 청소년 비교. 한국사회과학연구, 33(2), 157-179.
- 이은아(2015). 인성교육의 대안과 방향: '경제적 인간'에서 '호혜적 인간'으로. 사회과학연구, 26(4), 235-255.
- 이은정, 장윤옥(2008). 개인 가족 학교관련 변인이 중학생의 진로태도성숙에 미치는 영향. 한국가정관리학회지, 26(5), 355-376.
- 이인수(2017). 일반고 진로진학정책 집행 과정의 패러독스 현상에 대한 질적 연구. 교육행정학연구, 35, 51-84.
- 이종훈, 김성환(2018). 전공만족도가 진로결정자기효능감을 매개로 대학생의 취업준비행동에 미치는 영향. 평생교육·HRD 연구, 14(2), 77-96.
- 이지연(2014). 단위학교 학생 개인 맞춤형 진로서비스를 위한 체제적 접근. 한국진로교육학회 학술대회지, 44-74.
- 임언(2008). 역량중심 교과통합 진로교육을 위한 탐색. 서울: 한국직업능력개발원.
- 임언, 정윤경, 최동선, 김나라, 장명희, 정연순, 장석민(2008). 교육과정과 연계된 진로교육 운영 모델 구축(총괄보고서). 경제·인문사회연구회 협동연구총서. 서울: 한국직업능력개발원.
- 임지윤(2018). 고등학생의 진로성숙도 관련변인 간의 구조적 관계 분석. 창원대학교 박사학위논문.
- 장현진, 김민경, 류지영, 윤수린, 유미애(2015). 학교 진로교육 실태조사(2015). 세종: 한국직업능력개발원.
- 장현진(2018). 학교 진로교육 활동 참여와 만족도가 중학생의 진로개발역량, 학습동기 및 자기주도학습에 미치는 영향. 진로교육연구, 31(1), 21-42.
- 장현진(2019). 일반계 고등학생의 진로성숙도에 대한 개인, 가정, 학교 및 진로활동 경험의 영향. 진로교육연구, 32(3), 43-64.
- 정은이(2016). 대학생의 자기 주도성과 대학 적응의 관계에서 다양성 수용도 및 진로 역량의 매개 효과. 교육방법연구, 28(4), 651-679.
- 정하은(2019). 저소득층 후기 청소년 진로설계 경험. 인문사회 21, 10(6), 453-468.
- 조명희, 이해연, 이현우(2013). 고교생의 진로발달, 학교생활만족도, 학업성취도의 중단적 변화와 구조적 관계. 진로교육연구, 26(2), 91-112.



- 진성미(2011). 서울시 초·중·고교생의 진로성숙도 관련변인별 집단 비교. 한국교육문제연구, 29(2), 133-156.
- 최수정(2007). 중등단계 청소년의 자기효능감, 사회경제적 수준 및 학업성적과 진로성숙변화의 관계에 대한 구조방정식 변화모형. 한국청소년연구, 18(3), 31-57.
- 한상근, 김민경, 안유진, 안중석, 김다래(2019). 초·중등 진로교육 현황조사(2019). 세종: 한국직업능력개발원.
- 황매향, 임은미(2004). 중고등학생들의 학업동기와 진로성숙도의 관계. 교육심리연구, 18(3), 177-191.
- 황진구, 허효주(2014). 한국아동·청소년패널조사V: 기초분석보고서Ⅲ - 청소년 체험활동 및 문화활동 참여 실태와 추이 분석. 한국청소년정책연구원. 1-143.
- Creed, P. A., & Patton, W. (2003). Predicting two components of career maturity in school based adolescents. *Journal of Career Development*, 29(4), 277-290.
- Crook, R. H., Healy, C. C., & O'Shea, D. W. (1984). The linkage of work achievement to self-esteem, career maturity, and college achievement. *Journal of Vocational Behavior*, 25(1), 70-79.
- Dufur, M. J., Parcel, T. L., & Troutman, K. P. (2013). Does capital at home matter more than capital at school? Social capital effects on academic achievement. *Research in Social Stratification and Mobility*, 31, 1-21.
- Greenwald, R., Hedges, L. V., & Laine, R. D. (1996). The effect of school resources on student achievement. *Review of educational research*, 66(3), 361-396.
- Hackett, G., & Betz, N. E. (1981). A self-efficacy approach to the career development of women. *Journal of Vocational Behavior*, 18(3), 326 - 339.
- Hopson, L. M., & Lee, E. (2011). Mitigating the effect of family poverty on academic and behavioral outcomes: The role of school climate in middle and high school. *Children and Youth Services Review*, 33(11), 2221-2229.
- Jay, W., Rajewski, R. C. W., & John, W. S. (1995). Effects of gender and academic-risk behavior on the career maturity of rural youth. *Journal of Research in Rural Education*, 11(2), 92-104.
- Lee, I. H. (2018). The link between socioeconomic status and career adaptability among Korean adolescents: The mediating role of parental career-related support. *Career and Technical Education Research*, 43(1), 57-75.
- Lee, S. A., Lee, H. S., Song, H. S., & Kim, S. G. (2015). The relationship between attachment and career maturity: The mediating role of self-efficacy. *International Social Work*, 58(1), 153-164.
- Liu, Y., Peng, K., & Wong, C. S. (2014). Career maturity and job attainment: The moderating roles of emotional intelligence and social vocational interest. *International Journal for Educational and Vocational Guidance*, 14(3), 293-307.
- Luzzo, D. A. (1993). Value of career-decision-making self-efficacy in predicting career-decision-making attitudes and skills. *Journal of Counseling Psychology*, 40(2), 194-199.
- Musset, P. (2012). School Choice and Equity: Current Policies in OECD Countries and a Literature Review, OECD Education Working Papers, 66, OECD Publishing.
- O'Malley, M., Voight, A., Renshaw, T. L., & Eklund, K. (2015). School climate, family structure, and

- academic achievement: A study of moderation effects. *School Psychology Quarterly*, 30(1), 142.
- Parcel, T. L., & Dufur, M. J. (2001). Capital at home and at school: Effects on student achievement. *Social forces*, 79(3), 881-911.
- Park, J. H., Rojewski, J. W., & Lee, I. H. (2018). Determinants of adolescents' career development competencies in junior secondary schools of South Korea. *International Journal for Educational and Vocational Guidance*, 18(1), 1-25.
- Perry, S. R., Cabrera, A. F., & Vogt, W. P. (1999). Career maturity and college student persistence. *Journal of College Student Retention: Research, Theory & Practice*, 1(1), 41-58.
- Savickas, M. L. (1984). Career maturity: The construct and its measurement. *Vocational Guidance Quarterly*, 32(4), 222 - 231.
- Super, D. E. (1953). A theory of vocational development. *American psychologist*, 8(5), 185.
- The National Career Development Association. (2004). National Career Development Guidelines Overview.
- Retrieved from  
<https://www.careeronestop.org/competencymodel/modelfiles/natl.careerdev.guidelines.pdf>.

## ❖ Abstract ❖

### Equity in Career Development of Students in South Korea : The role of career education in school

Youngsun Lee, Gayeong Lee, Junghyun Kim, Minwook Lee (KRIVET)

This study focused on high school students' disparities by the socio-economic gaps in terms of career development competencies, and examined that career education in high school could diminish the disparities by family background. We used the ordinary least square model with the application of a school-fixed effect using the representative data from the Korean Education and Employment Panel (KEEP). It was found that parents' educational level was positively linked to high school students' career development competencies, while family income was not shown as statistically significant. Then, we found that the impact of parents' educational level on career development competencies was lessened for students who have taken CTE classes in schools. In addition, for students who are satisfied with the school career education the effect of parents' educational level was diminished. Based on these findings, we discussed the role of career education narrowing the gap in students' career development by the parental backgrounds.

**Keywords:** career education, career development competencies, education equity

# 가정배경이 노동시장성과에 미치는 영향 - 교육성과를 매개로

황성수<sup>1)</sup> · 이지은<sup>2)</sup> · 금예진<sup>3)</sup>

## 요약

본 연구는 한국교육고용패널조사(KEEP) 1차(2004)년도 학생, 가구데이터와 수능데이터, 그리고 청년층 노동시장 이행 추적 조사(2019) 데이터를 활용하여 가정배경이 노동시장성과에 미치는 종합적인 영향과 개천 龍 특성을 초기교육성과, 중기교육성과, 노동시장성과로 구분하여 분석하였다.

가정배경이 교육성과를 매개로 노동시장성과에 미치는 영향을 분석한 결과, 가구소득, 부모교육, 사교육 투자로 설명한 가정배경은 초기교육성과, 중기교육성과를 거쳐 노동시장에서의 양적·질적 성과에 분명한 영향을 미치고 있으며, 좋은 가정배경을 가진 학생이 높은 노동시장성과를 획득할 가능성이 높았다.

초기교육성과 상위 25%, 중기교육성과 상위 23%, 노동시장성과 상위 25%인 개천 龍 특성을 분석한 결과, 가구소득이 하위 25%에 해당할지라도 가정생활에서 안정감을 높여주려는 부모의 노력, 학생에게 흥미를 유발시키며 동시에 자존감을 높여주려는 학교 및 가정에서의 노력이 더욱 중요할 수 있음을 발견하였다.

## I. 서론

‘불평등이 문제다’(김운태, 2017)라는 책의 서평을 인용하여 불평등이 우리사회에 미치는 영향과 이로 인한 곤란함의 해결이 더불어 사는 미래를 위한 기초과제임을 강조하고 싶다.

“경제적 기준으로만 본다면 한국은 성공한 국가다. 1960년대에 80달러 정도였던 1인당 국내총생산GDP이 2016년에는 3만 달러에 육박했다. 그러나 OECD가 지속적으로 측정한 한국인의 ‘삶의 만족’ 수준은 하위권이다. 경제적 성공을 가장 빨리 이룬 나라가 정신적 불행감에 직면했다는 역설적 현실이 바로 한국의 비극적 자화상이다. 이 지독한 ‘한국의 역설’이 왜 발생했을까? 정치인들은 1인당 GDP 2만 달러, 4만 달러 시대를 외쳤지만 문제는 경제가 아니라, 불평등한 분배와 그로 인한 불평등 사회에 있었다.

조지 오웰의 말처럼 “동물들은 더 풍요로워지지 않는데 농장만 배를 불러 가는 것”이 지금 우리의 현실을 그대로 보여 준다. 2011년에 월 가를 점령한 시위대는 “우리는 99%다!”라고 외치며 상위 1%에 집중된 부의 불평등을 지적했다. 미국의 상위 1%가 나라 전체 부 가운데 3분의 1을 차지하는 현실을 반영한 것이다. 한국도 다르지 않다. 인구의 1%가 개인 토지의 55.2%를, 인구의 10%가

1) 한국직업능력개발원 연구위원  
2) 한국직업능력개발원 전문연구원  
3) 한국직업능력개발원 연구원

97.6%를 소유하고 있다. 이처럼 불평등은 개인이 노력하지 않아 생긴 문제가 아니다. 불평등은 정치적 결정, 사회의 암묵적 방조 속에 어느새 하늘 끝까지 올라간 잣의 콩나무와 같다. 이는 개인뿐 아니라 경제성장에 해악을 끼치고 파괴적 갈등을 유발해 사회 전체에 부정적 영향을 끼친다. 따라서 불평등에 맞서는 것은 우리의 정치적·도덕적 의무이며, 많은 사람이 함께, 오래 살아가기 위해 꼭 해결해야 하는 문제다.”

위에서 언급한 불평등, 평등이라는 정의는 많은 이견과 주장이 엇갈리는 혼란스러운 개념이다. 이러한 개념으로부터의 갈등과 논쟁을 뒤로하고 본 연구에서 ‘불평등’이란 특정 시점에서의 경제적 차이를 의미하는 것이 아니라 빈곤과 부(富)가 세대간 이전·고착되는 것, 즉 시간의 변화를 두고도 개선되지 않거나 오히려 확대·지속되는 경우라 정의하고자 한다. 다시 설명하면, 계층이동이 자유로울 수 있도록 소득 및 자산에 대한 누진세제를 강화하고 사회안전망의 확보를 통한 경제성장의 동력을 만들어내려는 정책적 노력이 필요함을 언급하면서 동시에 본 연구의 주된 고민으로 계층이동의 사다리로서의 역할을 교육에 부여할 수 있을지 패널조사 데이터를 활용하여 확인하고자 하였다.

구체적으로 본 연구에서는 ‘가정배경이 자녀의 성과로 대물림되는 사회환경 속에서 그 고리를 끊어낼 수는 없을까?’의 고민으로부터 가정배경이 노동시장 및 교육시장에 미치는 영향을 분석하고, 추가로 가정배경의 어려움을 극복하고 스스로 높은 성취를 이룬, 이른바 ‘개천 龍’에 주목하여 그들의 특성을 파악하고 대물림의 고리를 끊어내고 계층이동을 가능하게 하는 맥락 변인을 찾아 정책적 시사점을 도출하고자 하였다.

이를 위해 한국교육고용패널(KEEP) 1차(2004)년도 학생, 가구데이터와 수능데이터, 그리고 청년층 노동시장 이행 추적 조사(2019) 데이터를 활용하여 가정배경이 노동시장성과에 미치는 종합적인 영향과 개천 龍 특성을 중학교 3학년 시점의 초기교육시장, 대학입학 당시의 수능성적을 활용한 중기교육시장, 노동시장에서의 성과를 분류하여 분석하였다.

## II. 선행연구

Blau and Duncan(1967)과 방하남 외(2000)은 아버지 학력이 자녀의 직업 성취에 직접적인 영향을 미치지 못한다고 하였다. 하지만 그 이후에 이루어진 연구들을 보면, 가구의 소득수준 또는 아버지(또는 부모)의 교육수준은 자녀의 최종 학력과 노동시장에서의 지위 및 임금수준에 영향을 주는 것으로 나타났다(Iannelli, 2002; 조우현, 2004; 남기곤, 2008; 여유진, 2008; 안종범 외, 2008; Causa and Johansson, 2010; 우광호 외, 2010; 최은영, 2011; 최필선 외, 2015).

〈표 1〉 선행연구 요약

연구자	분석자료	분석방법	주요결과
Blau and Duncan(1967)	Current Population Survey	regression	아버지 학력은 자녀의 직업상 성공에 영향 없음. 즉, 미국은 업적지위(achieved status) 사회
방하남, 김기현(2000)	한국노동패널	LISREL 구조방정식모형	자녀의 노동시장 지위는 아버지 학력보다 본인의 학력으로 결정
Iannelli(2002)	European Union Labor Force Survey	로지분석	가정환경이 자녀의 교육 및 노동시장 성과에 미치는 영향: 동부유럽 > 중부유럽, 남부유럽 > 북부유럽
조우현(2004)	한국노동패널	다중회귀분석, 다항로지	아버지 학력은 자녀의 교육수준과 직업선택에 영향을 미침.
남기곤(2008)	한국노동패널	비교분석, 로짓분석, OLS	한국은 유럽에 비해 부모학력이 자녀학력에 미치는 효과는 크지만, 직업지위에는 효과가 없음.
여유진(2008)	한국복지패널	대응분석, 경로분석	아버지의 사회경제적 지위가 자녀 학력을 통해 간접적으로 영향을 미침.
안중범, 전승훈(2008)	한국노동패널	축차방정식 모형 추정	부모의 교육수준은 자녀의 교육수준에 커다란 영향을 미치며, 자녀의 교육수준은 자녀의 소득수준에 영향을 미치는 세대간 이전 구조 존재
Causa and Johansson(2010)	SILC, PISA	regression	부모의 사회·경제적 배경과 자녀의 교육, 노동시장 성과는 양(+)의 관계가 있음.
우광호, 안준기, 황성수(2010)	대졸자 직업이동 경로조사	회귀분석	부모의 학력과 소득수준은 자녀의 교육과 소득수준에 유의한 영향
최은영(2011)	한국노동패널	Multivariate regression(OLS)	부모의 소득은 자녀의 교육에 영향을 주고, 자녀의 교육은 자녀의 소득에 영향을 미침.
정혜경, 조지민(2013)	PISA	단순회귀분석, 로짓분석	역경 극복 집단이 상대적으로 학원 강의 및 과외 수혜, 가정에서의 정보통신 활용 가능성 정도, 읽기 다양성, 가정의 읽기 지원에서 낮은 참여를 보이는 특성이 있음.
최필선, 민인식(2015)	한국교육고용패널	OLS, 비모수적 회귀분석	부모의 교육 및 소득수준이 높을수록 자녀의 대학 진학률과 수능성적, 임금이 높음.
황성수, 이지은, 금예진(2020)	PISA	비교분석	부모의 사회·경제적배경이 자녀의 교육성과에 영향을 미침.

OECD에서는 3년마다 PISA<sup>4)</sup>자료를 활용하여 사회·경제적으로 열악한 환경에 처해있는 학생들이 얼마나 불리함을 극복했는지 ‘역경극복비율(resiliency ratio)’을 발표하고 있다. OECD

4) PISA(Program for International Student Assessment)는 학업성취도 국제비교연구, 각국 교육정책 수립의 기초자료 제공을 위해 만15세 학생을 대상으로 읽기, 수학, 과학능력을 평가하는 프로그램으로 OECD가 3년마다 진행한다.

자료에 따르면 PISA 성적이 좋지 않은 학생들은 부모의 사회·경제적 배경이 좋지 않으나 그들 중 몇몇은 그 불리함을 극복하고 높은 학업 성취를 보이기도 하며, 이 비율은 국가별로 다르게 나타난다(OECD, 2011). 다만 OECD에서 공표하는 결과는 해당 국가의 경제력 등의 국력을 통제하지 못하고, 특정 시점에서의 탄력성 개념이므로 시계열 비교가 어렵고, 각 조사별 주요 과목 비율만 공표하고 있어 동일한 과목의 비교는 9년 단위로만 가능하다는 단점이 있다.

이에 황성수 외(2020)는 OECD의 ‘역경극복비율’에서 착안, PISA를 활용하여 한국적 맥락에 맞는 ‘개천 龍 비율’을 새롭게 도출하였다. ‘개천 龍 비율’을 비교해 본 결과, 우리나라는 과거에 비해 부모의 사회·경제적 배경이 만 15세 학생의 초기교육성과에 더 큰 영향을 미치게 됨을 발견하였다. 다만 PISA의 경우 만 15세 학생의 자료만 있기 때문에 수능성적을 활용한 대학입학 시점에서의 교육성과와 노동시장에서의 성과는 분석할 수 없다는 단점이 있다. 따라서 본 연구에서는 KEEP과 그 추적조사를 활용하여 개천 龍의 초기교육성과, 중기교육성과, 노동시장 성과까지 분석하였다.

### Ⅲ. 분석 개요 및 모형

#### 1. 분석 개요

##### (1) 분석자료 및 변수구성

본 연구는 한국직업능력개발원의 한국교육고용패널(KEEP) 자료 중 2004년 당시 중학교 3학년 코호트를 대상으로 분석하였다. 중학교 3학년 코호트를 대상으로 한 이유는 교육성과를 매개로 노동시장성과를 추정함에 있어 중3 당시 교육성과를 초기교육성과로 고려할 수 있기 때문이다. 물론 초기교육성과에는 가정배경의 영향이 어느 정도 반영되어있을 수 있지만 보다 개인의 능력(ability)을 잘 대변할 수 있다는 점에서 장점이 있다. 또한 대학수학능력시험 등급을 중기교육성과로, 30대 초반 연령의 노동시장성과를 분석하기 위하여 1차(2004)년도 학생, 가구데이터와 수능 데이터, 그리고 청년층 노동시장 이행 추적 조사(2019) 데이터를 통합하여 사용하였다.

분석에 사용된 변수는 아래 <표 2>와 같다. 종속변수는 초기교육성과, 중기교육성과, 노동시장성과 3가지로 설정하였다. 초기교육성과는 중3 당시 성적으로 담임교사가 평가한 전교 석차백분율이고, 중기교육성과는 수능 국어, 수학, 영어 각 과목별 등급이다<sup>5)</sup>. 노동시장성과는 객관적인 양적지표로서 현재 직장의 시간당임금(소득)과 시간당임금을 포함하여 개인이 스스로

5) 수능 성적 중 등급 변수를 활용한 이유는 중학교 3학년 코호트의 대부분은 2008년도 수능을 응시하였는데, KEEP과 연계 가능한 2008년도 수능 데이터는 표준점수를 제공하고 있지 않기 때문에 수능 성적 변수로 등급을 활용하였다. 2008년도 수능과 2009년도 수능을 모두 응시한 학생의 경우는 2009년도 수능 등급을 활용하였다.

느끼는 주관적인 질적지표로서 일자리만족도, 전공일치도를 함께 고려하고자 하였는데, 구체적으로 시간당임금, 일자리만족도, 전공일치도를 2:1:1의 가중치를 설정하여 합산한 20점 만점의 일자리 질 지표를 산출하여 활용하였다.

설명변수로 개인배경으로는 성별, 가정생활 만족 여부, 과목별 흥미 여부, 혼자 공부하는 시간, 자존감 관련 문항, 독서 정도, 사교육 도움 여부 문항으로 구성하였으나 실제 분석에서 독서 정도와 사교육 도움 여부는 제외하였고, 학교배경으로는 중학교 소재지, 학교만족도, 교사만족도에 대한 문항을 고려하였으나 실제 분석에서는 중학교 소재지만을 활용하였다.<sup>6)</sup> 가정배경으로는 가구소득, 부모교육연수, 사교육비 지출 문항으로 구성하였다.

〈표 2〉 변수의 구성 및 설명

변수		변수처리	데이터	
종속변수	초기 교육성과	중3 성적	중3 당시 담임교사가 평가한 전교 석차백분율(%)	1차(2004) 학생
	중기 교육성과	수능 등급	수능 국어, 수학, 영어 각 과목별 등급(1~9등급)	수능 데이터
	노동시장성과	시간당임금(소득)	현재 직장 근로소득/총 근무 시간(단위: 만원)	추적조사 (2019)
		일자리만족도	현재 직장 근무환경, 근무시간, 대인관계, 임금, 개인의 발전 가능성, 복리후생 제도, 고용안정성, 인사체계, 사회적 평판, 전반적 만족도 각 5점 척도의 합(50점 만점)	추적조사 (2019)
전공일치도		현재 직장 전공일치도, 전공유용도, 교육내용유용도, 학력미스매치 각 5점 척도의 합(20점 만점)	추적조사 (2019)	
	일자리 질	현재 직장 시간당임금 1~10점 표준화점수 + 일자리만족도 1~5점 표준화점수 + 전공만족도 1~5점 표준화점수(20점 만점)	추적조사 (2019)	
설명변수	개인배경	성별	남성=1, 여성=0	
		가정생활 만족 여부	중3 당시 가정생활 만족도 5점 척도 중 ④ 그렇다~⑤ 매우 그렇다 = 1, ① 전혀 그렇지 않다~③ 보통이다=0	1차(2004) 학생
		과목 흥미 여부	중3 당시 국어, 수학, 영어 각 과목별 흥미도 5점 척도 중 ④ 그렇다~⑤ 매우 그렇다 = 1, ① 전혀 그렇지 않다~③ 보통이다 = 0	1차(2004) 학생

6) 개인배경에서 독서 정도, 사교육 도움 여부와 학교 배경에서 학교만족도, 교사만족도를 맥락변인으로 활용할 수 있는지 다각적으로 검토하였으나, 변수간 상관관계와 유의성을 고려하여 최종분석에서는 제외하였다.

변수		변수처리	데이터
	혼자 공부하는 시간	중3 당시 ① 3시간 미만, ② 3시간~5시간미만, ③ 5시간~10시간 미만, ④ 10시간~15시간미만, ⑤ 15시간~20시간미만, ⑥ 20시간~25시간미만, ⑦ 25시간~30시간미만, ⑧ 30시간이상	1차(2004) 학생
	자존감-성실	중3 당시 자존감 평가 문항-성실하다 5점 척도 중 ④ 그렇다~⑤ 매우 그렇다 = 1, ① 전혀 그렇지 않다~③ 보통이다=0	1차(2004) 학생
	자존감-공부 잘함	중3 당시 자존감 평가 문항-공부 잘함 5점 척도 중 ④ 그렇다~⑤ 매우 그렇다 = 1, ① 전혀 그렇지 않다~③ 보통이다=0	1차(2004) 학생
	독서 정도	중3 당시 문학, 교양서적 읽은 정도의 합(10점 만점), ① 전혀 읽지 않음, ① 1권~5권, ② 6권~10권, ③ 11권~20권, ④ 21권~50권, ⑤ 51권 이상	1차(2004) 학생
	사교육 도움 여부	중3 당시 사교육 도움 정도 5점 척도 중 ④ 그렇다~⑤ 매우 그렇다 = 1, ① 전혀 그렇지 않다~③ 보통이다=0	1차(2004) 학생
학교배경	중학교 소재지	중학교 소재지가 특별시, 광역시, 시군구(동)=1, 읍면도서벽지=0	교육 통계 연보
	학교만족도-수업시간 흥미 여부	중3 당시 학교 만족도 평가 문항-수업시간 흥미도 5점 척도 중 ④ 그렇다~⑤ 매우 그렇다 = 1, ① 전혀 그렇지 않다~③ 보통이다=0	1차(2004) 학생
	학교만족도-면학분위기 여부	중3 당시 학교 만족도 평가 문항-면학분위기 5점 척도 중 ④ 그렇다~⑤ 매우 그렇다 = 1, ① 전혀 그렇지 않다~③ 보통이다=0	1차(2004) 학생
	교사만족도	중3 당시 존경하는 선생님, 적성과 진로에 관심을 갖는 선생님, 좋아하는 선생님, 나를 이해해주는 선생님 여부 각 있음 = 1, 없음 = 0의 합(4점 만점)	1차(2004) 학생
가정배경	가구소득	중3 당시 1년간 월평균 가구소득(단위: 만원)	1차(2004) 가구
	부모교육연수	중3 당시 부와 모 각 학력년수의 합(편부모의 경우 *2), 졸업 기준으로 무학 0년, 초등학교 6년, 중학교 9년, 고등학교 12년, 전문대 14년, 4년제대 16년, 대학원이상 18년	1차(2004) 가구
	사교육비	중3 당시 1년간 월평균 사교육비(단위: 만원)	1차(2004) 가구

다음은 분석에 사용한 변수의 기초통계표를 <표 3>에 제시하였다. 중3 당시 가구소득을 기준으로 4분위로 구분하여 각 분위별 변수의 특성을 살펴보고자 하였다. 주목할 점은 가구소득이 4분위(상위 25%)로 높은 학생의 중3 성적과 수능 등급이 가구소득이 1분위(하위 25%)로 낮은 학생보다 좋은 성과를 거둔 것으로 나타났다. 또한 가구소득이 높은 학생이 시간당임금과 일자리만족도, 전공일치도, 일자리 질 지표에서도 더 높은 것으로 나타났다. 뿐만 아니라 가정생활 만족 여부와 과목별 흥미 여부, 자존감, 학교 만족도에서도 가구소득이 높은 학생들이 더 높은 것으로 나타났다. 한편 교사만족도는 가구소득과 일관성을 보이지 않았다. 부모교

육연수와 사교육비 지출은 가구소득분위에 따라 큰 차이를 보였으며 가구소득이 높은 학생의 부모교육연수와 사교육비 지출이 크게 높은 것으로 나타났다.

〈표 3〉 변수 기초통계표

		가구소득				
		1분위 (하위 25%)	2분위 (중하위 25%)	3분위 (중상위 25%)	4분위 (상위 25%)	전체
종속 변수	중3 성적(상위 %)	55.61	50.15	46.06	39.90	48.55
	국어 수능 등급(1~9등급)	5.50	5.53	5.29	4.79	5.24
	영어 수능 등급(1~9등급)	5.72	5.62	5.28	4.67	5.29
	수학 수능 등급(1~9등급)	5.60	5.37	5.22	4.82	5.24
	시간당임금(만원)	1.25	1.35	1.43	1.44	1.35
	일자리만족도(점/50점)	31.76	33.39	34.12	33.55	33.01
	전공일치도(점/20점)	11.08	11.85	11.87	12.36	11.70
	일자리 질(점/20점)	8.45	8.98	9.28	9.38	8.96
설명 변수	성별(남성=1)	0.50				
	가정생활 만족 여부	0.55	0.68	0.70	0.74	0.65
	국어 과목 흥미 여부	0.37	0.32	0.38	0.39	0.37
	영어 과목 흥미 여부	0.29	0.29	0.37	0.43	0.34
	수학 과목 흥미 여부	0.35	0.41	0.41	0.51	0.41
	혼자 공부하는 시간	1.78	1.65	1.90	2.09	1.87
	자존감-성실	0.42	0.46	0.49	0.51	0.46
	자존감-공부 잘함	0.12	0.14	0.17	0.21	0.16
	독서 정도	2.78	2.62	2.99	3.30	2.93
	사교육 도움 여부	0.47	0.54	0.60	0.67	0.56
	중학교 소재지	0.77				
	학교만족도수업시간 흥미 여부	0.30	0.31	0.35	0.40	0.34
	학교만족도-면학분위기 여부	0.22	0.18	0.17	0.25	0.21
	교사만족도	2.63	2.54	2.55	2.59	2.59
	가구소득(만원)	149.08	244.05	316.37	549.12	301.57
	부모교육연수(년)	20.86	23.27	24.38	27.59	23.72
	사교육비(만원)	19.86	33.21	43.71	72.45	40.49
N	702	284	476	470	1932	

(2) 분석대상

앞서 가구소득에 따라 변수 특성이 차이를 보이는 것을 확인하였다면 다음은 가구소득 분위에 따라 교육성과 또는 노동시장성과가 어떤 분포를 보이는지, 가구소득이 낮은 학생 중 높은 성과를 보이는 학생의 비율은 어느 정도인지 파악하고자 하였다.

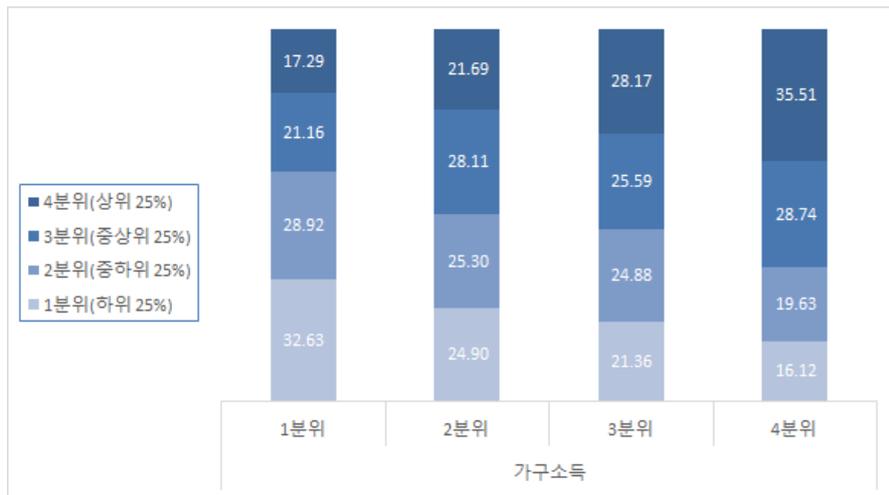
가구소득이 1분위(하위 25%) 집단이 가정배경의 어려움을 극복하고 초기교육성과 즉, 중3 성

적에서 높은 성과를 보인 학생의 비율은 17.29%로 나타나 가구소득 4분위(상위 25%) 집단보다 18.22%p 낮은 것으로 나타났다.

마찬가지로 수능 등급으로 살펴본 중기교육성과에서도 가구소득 1분위(하위 25%) 집단 중 최상위 1등급의 성과를 거둔 학생은 국어 2.17%, 영어 0.00%, 수학 2.10%에 불과한 것으로 나타나 가구소득 4분위(상위 25%) 집단보다 국어는 1.70%p, 영어는 7.80%p, 수학은 4.86%p 낮았으며, 특히 영어 과목에서 가구소득 수준별 격차가 큰 것으로 나타났다.

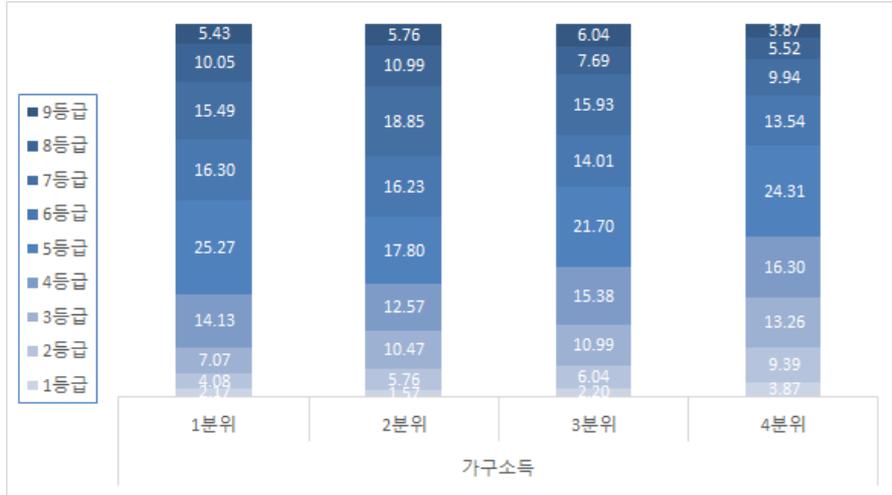
다음으로 노동시장성과 중 양적지표인 시간당임금을 살펴보면, 가구소득 1분위(하위 25%) 집단 중 임금 수준이 상위 25%에 해당하는 경우는 17.12%에 불과하여 가구소득 4분위(상위 25%) 집단보다 13.96%p 더 낮았다. 또한 질적지표인 일자리 만족도와 전공일치도를 반영까지 반영하여 생성한 일자리 질 지표에서도 상위 25%에 해당하는 경우는 15.32%에 불과한 것으로 나타났고, 가구소득 4분위(상위 25%) 집단보다 16.44%p 더 낮았다.

종합해보면 가구소득이 1분위(하위 25%)인 가정배경이 어려운 학생들 중에서 높은 교육성과 또는 노동시장성과를 얻은 학생은 단순히 보았을 때 20% 미만에 불과하였다.

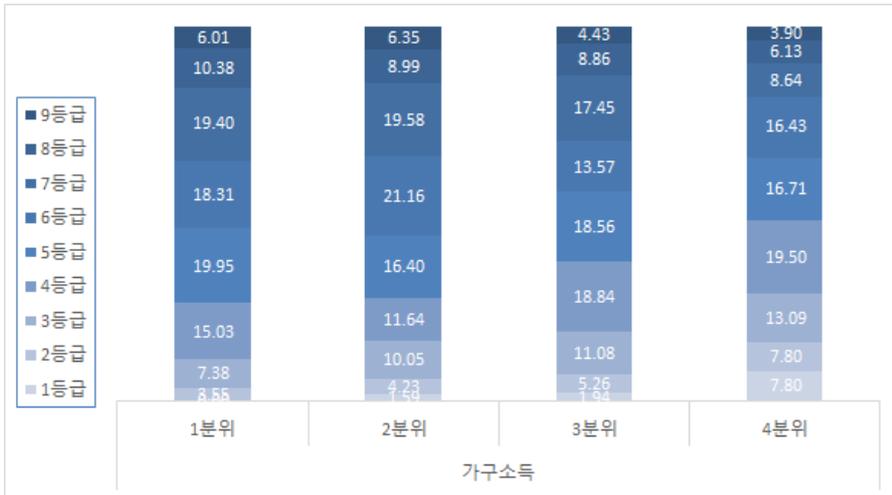


[그림 1] 가구소득분위별 초기교육시장성과 분포

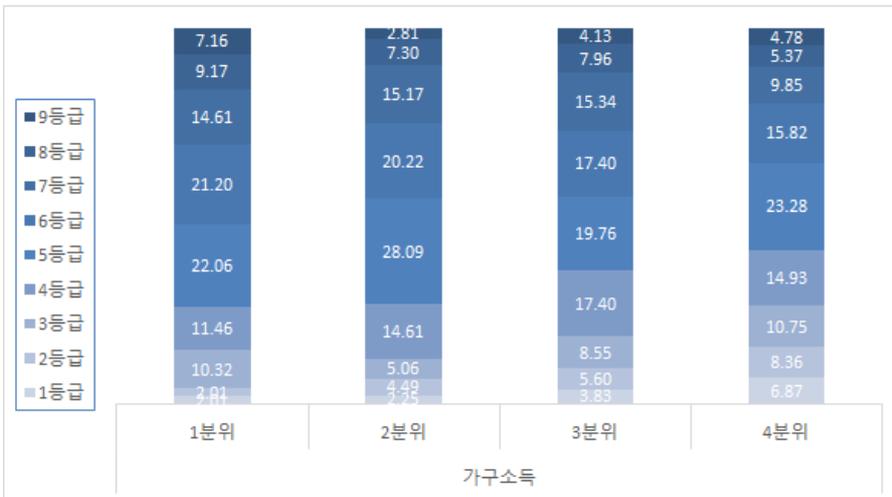
[국어 수능 등급]



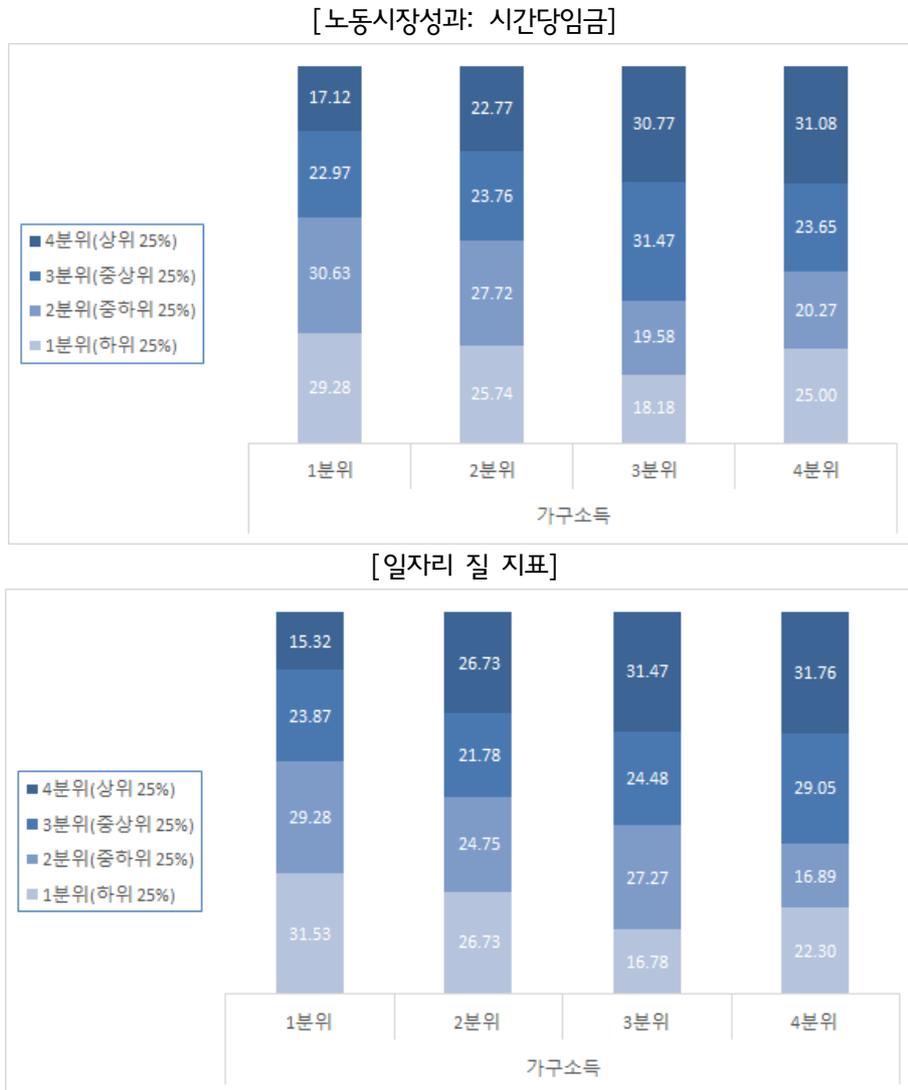
[영어 수능 등급]



[수학 수능 등급]



[그림 2] 가구소득분위별 중기교육시장성과 분포



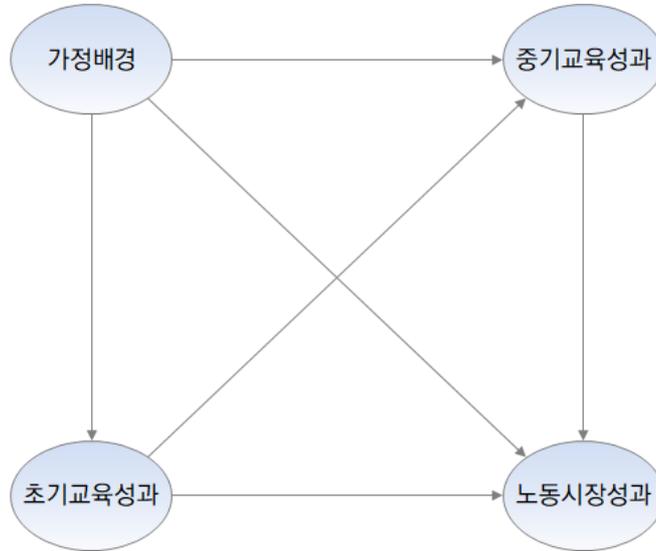
[그림 3] 가구소득분위별 노동시장성과 분포

## 2. 분석 모형

### (1) 모형1 : 구조모형

본 연구에서 가정배경이 노동시장성과에 미치는 종합적인 영향을 추정하기 위하여 구조모형 분석을 실시하였다. 본 연구의 구조모형은 아래 [그림 4]와 같다. 아래 그림에서 가정배경은 잠재변수로 (로그)가구소득, 부모교육연수, 사교육비라는 세 가지 측정변수에 의해 추정된다. 초기교육성과는 중3 당시 성적이며, 중기교육성과는 국어, 영어, 수학 수능 등급 세 가지 측정변수에 의해 추정되는 잠재변수이다. 노동시장성과는 단순히 (로그)시간당임금 양적지표 하나의 변수로만 설정한 경우와 일자리만족도, 전공일치도 등의 질적지표도 같이 고려한 경우를 각각

구조화하였다. 이를 통해 가정배경이 직접적으로 그리고 교육성과를 통해 간접적으로 노동시장성과에 미치는 영향을 추정하고자 하였다. 분석을 위해 STATA/SE 14의 SEM builder를 활용하였다.



[그림 4] 가정배경, 교육성과, 노동시장성과의 구조

(2) 모형2 : 로짓모형

다음은 앞서 구조모형을 통해 가정배경이 교육성과를 통해 노동시장성과에 미치는 영향을 토대로 과연 개천 龍은 어떤 집단인지 특성을 분석하고자 하였다. 여기에서 개천 龍 집단은 가구소득이 하위 25%에 해당하는 집단 중 가정배경의 어려움을 극복한, 즉 교육성과와 노동시장성과가 상위 25%<sup>7)</sup>에 해당하는 경우로 정의하였다.

본 연구에서는 1과 0인 이항(binary)변수를 종속변수로 한 Logit Model을 추정한다. 아래 모형 (1)에서  $y^*$ 는 잠재변수(latent variable)이고  $x$ 는 이를 결정짓는 요인변수(설명변수)들이다.  $\beta$ 는 추정계수 벡터이며,  $e$ 는 오차항이다. 오차항  $e$ 의 누적분포가 로지스틱분포를 따른다고 가정하면, 로짓모형 분석을 시행할 수 있으며, 최우추정법(Maximum likelihood estimation)에 의해 계수가 추정된다.

$$y^* = x_i\beta + e_i \tag{1}$$

개천 龍 특성분석을 위한 추정식은 다음과 같다.

7) 단, 중기교육성과의 경우 수능 1~3등급에 해당하는 상위 23% 대상임.

$$\ln\left(\frac{\Pr(Y_{1i} = 1)}{1 - \Pr(Y_{1i} = 0)}\right) = \Pr(\beta_0 + \beta_1 I_i + \beta_2 S_i + \beta_3 F_i - \epsilon_i > 0). \quad (2)$$

$$\ln\left(\frac{\Pr(Y_{2i} = 1)}{1 - \Pr(Y_{2i} = 0)}\right) = \Pr(\beta_0 + \beta_1 I_i + \beta_2 S_i + \beta_3 F_i - \epsilon_i > 0). \quad (3)$$

$$\ln\left(\frac{\Pr(Y_{3i} = 1)}{1 - \Pr(Y_{3i} = 0)}\right) = \Pr(\beta_0 + \beta_1 I_i + \beta_2 S_i + \beta_3 F_i - \epsilon_i > 0). \quad (4)$$

$Y_{1i}$ 는 학생  $i$ 가 초기교육성과에서 개천 龍에 해당하는 경우 1,  $Y_{2i}$ 는 중기교육성과에서 개천 龍에 해당하는 경우 1,  $Y_{3i}$ 는 노동시장성과에서 개천 龍에 해당하는 경우 1, 그렇지 않으면 0의 값을 가지는 각각의 이항변수이다.  $I_i$ 는 개인의 특성을 나타내는 벡터로 성별, 가정생활 만족 여부, 과목별 흥미 여부, 혼자 공부하는 시간, 자존감, 독서 정도를 포함한다.  $S_i$ 는 학생  $i$ 의 중학교 관련 특성으로 중학교 소재지의 터미변수이다.  $F_i$ 는 학생  $i$ 의 가정배경 관련 벡터로 (로그)가구소득, 부모교육연수, 사교육비를 나타낸다.

로짓모형으로 분석하여 제시한 계수값은 단지 종속변수의 영향에 대한 부호(+,-)의 의미만 가지고 있다. 따라서 본 연구에서는 한계효과(marginal effect)를 별도로 추정하여 제시한다.

## IV. 분석 결과

### 1. 구조모형 분석 결과 : 가정배경이 교육성과를 매개로 노동시장성과에 미치는 영향

가정배경이 교육성과를 매개로 노동시장성과 양적지표(로그시간당임금)에 미치는 영향을 구조모형을 통해 분석한 결과를 [그림 5]에 제시하였다.

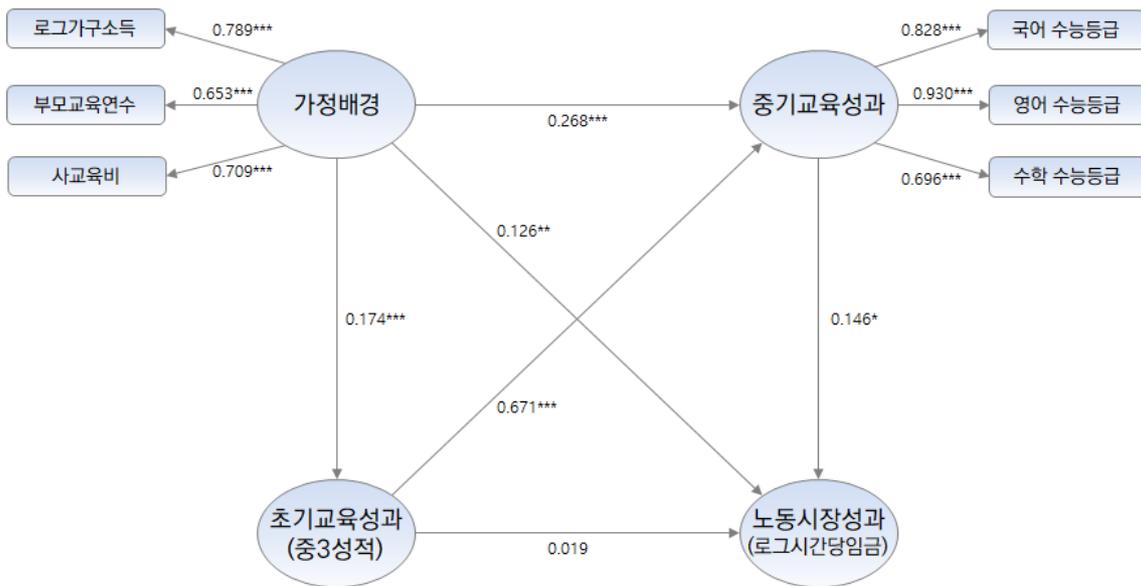
먼저 잠재변수인 가정배경이 로그가구소득, 부모교육연수, 사교육비로 설명되는 정도가 모두 유의하며 높은 설명력을 가지는 것으로 나타났다. 특히 로그가구소득의 계수값은 0.789로 가장 높은 설명력을 가진다. 또다른 잠재변수인 중기교육성과를 국어, 영어, 수학 3개 과목의 수능 등급이 유의하게 설명하고 있었다.

가정배경이 초기교육성과인 중3 성적에 미치는 영향은 0.174로 유의한 것으로 나타났다. 한편 가정배경이 중기교육성과에 미치는 영향을 나타내는 직접효과(direct effects)는 0.268, 초기교육성과를 매개로 영향을 미치는 간접효과(indirect effects)는 0.116, 직접효과와 간접효과의 합으로 계산되는 총효과(total effects)는 0.384로 유의한 것으로 나타났다. 가정배경이 최종적으로 노동시장성과의 양적지표인 로그시간당임금에 미치는 영향은 직접효과 0.126 + 간접효과

0.059 = 총효과 0.185로 나타났으며 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 즉, 가정배경은 로그시간당임금에 직접적으로 0.126의 영향을 미치고 교육성과를 매개로 간접적으로 0.059의 영향을 추가적으로 미치는 것을 확인할 수 있었다. 결과를 종합하면 결국 부모의 교육수준이 높고 가구소득과 사교육비 지출이 높은 가정배경을 가진 학생은 초·중기 교육성과와 이후 노동시장에서 로그시간당임금으로 나타낸 성과가 높을 가능성이 크고, 반면 어려운 가정배경을 가진 학생은 교육시장과 노동시장으로부터 소외될 가능성이 높다는 것을 시사한다.

초기교육성과인 중3 성적이 중기교육성과에 미치는 영향은 0.671로 매우 큰 것으로 보이며 통계적으로 유의하였다. 반면 초기교육성과가 로그시간당임금에는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 확인되었다. 한편 중기교육성과는 로그시간당임금에는 0.146의 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

구조모형의 적합도를 알 수 있는 CFI가 1.000, TLI가 1.005로 비교적 높은 수치를 보이며, RMSEA의 값은 0.000으로 추천되는 0.05의 값보다 크게 적어 모형이 적합하게 수립되었음을 알 수 있다.



[그림 5] 구조모형 추정 결과 - 노동시장성과 양적지표

주 : \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10% 에서 통계적으로 유의

다음 [그림 6]은 가정배경이 교육성과를 매개로 노동시장성과 질적지표에 미치는 영향의 구조모형 분석 결과를 제시한 것이다.

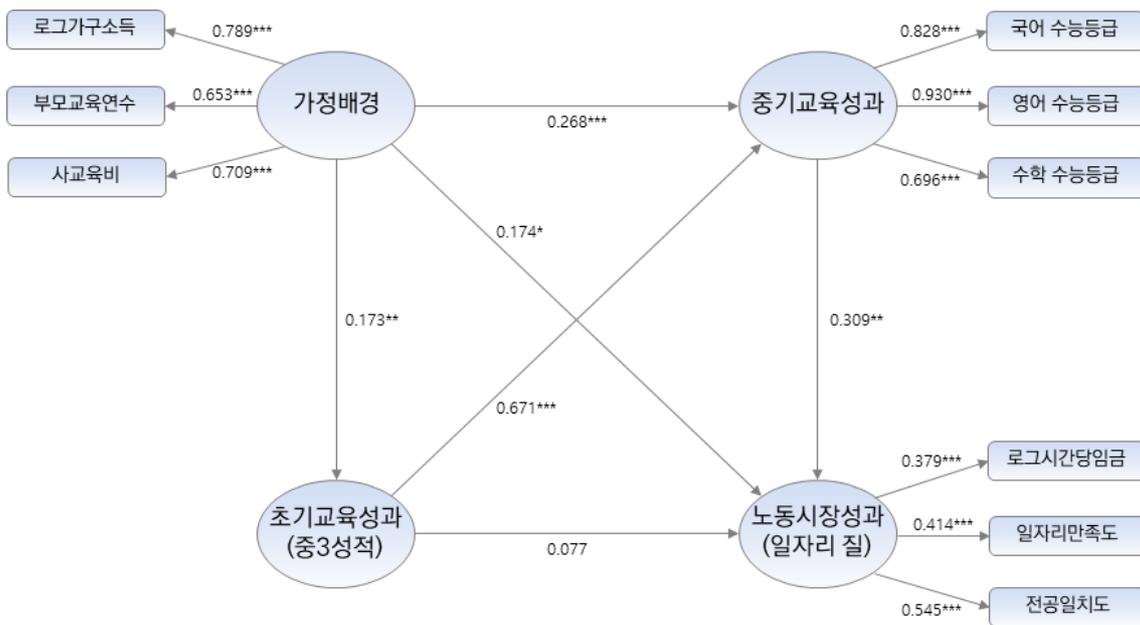
앞서 노동시장성과를 로그시간당임금인 양적지표로만 살펴보았다면, 이번에는 시간당임금과 함께 개인이 주관적으로 ‘괜찮은 일자리’라고 판단하는 질적지표가 반영된 노동시장성과를 측정하고자 하였다. 따라서 노동시장성과 질적지표로 일자리의 질을 잠재변수로 설정하였고, 이는 시간당임금, 일자리만족도, 전공일치도라는 측정변수에 의해 설명된다. 각각의 측정변수가 일자리의 질을 설명하는 영향력은 시간당임금은 0.379, 일자리만족도는 0.414, 전공일치도는

0.545로 모두 유의하였으며, 전공일치도의 설명력이 가장 큰 것으로 나타났다.

가정배경이 일자리의 질에 미치는 영향은 직접효과 0.174 + 간접효과 0.132 = 총효과 0.306로 나타났다. 이는 가정배경이 일자리의 질 지표에 직접적으로 0.176의 영향을 미치고 교육성과를 매개하여 간접적으로 0.132의 영향을 추가적으로 미치는 것이다. 앞서 결과와 마찬가지로 좋은 가정배경을 가진 학생은 초·중기 교육성과와 이후 노동시장에서 질적 성과가 높을 가능성이 크고, 그렇지 않은 학생은 주관적으로 괜찮은 일자리라고 스스로 인식할 가능성이 낮은 것으로 나타났다.

초기교육성과는 일자리의 질에도 역시 유의한 영향을 미치지 않았고, 중기교육성과는 일자리의 질에 0.309의 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

구조모형의 적합도를 나타내는 CFI가 1.000, TLI가 1.002로 역시 높은 수치를 보이며, RMSEA의 값은 0.000으로 추천되는 0.05의 값보다 크게 적어 모형이 적합하게 수립되었음을 확인하였다.



[그림 6] 구조모형 추정 결과 - 노동시장성과 질적지표

주 : \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10% 에서 통계적으로 유의

구조모형 추정결과를 요약하면 가구소득, 부모교육, 사교육 투자로 설명한 가정배경은 초기 교육성과, 중기교육성과를 거쳐 노동시장에서의 양적·질적 성과에 분명한 영향을 미치고 있으며, 좋은 가정배경을 가진 학생이 높은 노동시장성과를 획득할 가능성이 높다는 사실을 확인하였다.

## 2. 개천 龍 특성분석 결과 : 초기교육성과, 중기교육성과, 노동시장성과 특성

본 연구에서는 가정·개인·학교배경이 개천 龍 해당 여부에 미치는 영향을 분석하기 위해 로짓모형 분석을 시행하였다. 분석에 활용된 변수 이외에 학교만족도 또는 교사만족도, 사교육 도움 정도, 독서 정도 등을 맥락변인으로 활용할 수 있는지 다각도로 검토하였으나, 변수 간 상관관계와 유의성을 고려하여 최종분석모형에서는 제외하였다.

모형(1)은 초기교육성과에서의 개천 龍을 종속변수로 추정한 결과이다. 모형 (2-1)은 중기교육성과에서의 개천 龍을 종속변수로 추정한 결과이고, 모형(2-2)는 중3 성적을 추가로 통제한 결과이다. 모형(3-1)은 노동시장성과에서의 개천 龍을 종속변수로 추정하였고, 해당 모형에서 중3 성적을 통제한 경우는 모형(3-2), 수능 성적을 통제한 경우는 모형(3-3)이다.

초기교육성과와 중기교육성과 특성분석 결과는 <표 4>에 제시되어 있다.

모형(1)의 분석 결과에서 가구소득이 하위 25%에 해당하는 학생 중 가정생활에 만족할수록, 수학 과목에 흥미를 느낄수록, 자존감이 있을수록, 가구소득이 높을수록 초기교육성과인 중3 성적이 상위 25%에 해당할 확률이 높아지는 것으로 나타났다.

모형(2-1)의 분석 결과에서는 가구소득이 하위 25%에 해당하는 학생 중 스스로 공부를 잘 한다고 생각할수록 국어, 영어, 수학 수능 등급이 상위 23%(1~3등급)에 해당할 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 특히 국어 수능 등급은 가구소득과 중학교 소재지에도 양(+)의 영향을 받는 것으로 나타났다. 모형(2-2)에서 중3 성적을 통제할 경우 결과는 같았으며 중3 성적은 수능 등급에 크게 영향을 미치는 것으로 나타났다.

〈표 4〉 개천 龍 특성분석(1): 초기교육성과, 중기교육성과

	모형(1)	모형(2-1)			모형(2-2)		
	중3성적	국어 수능 등급	영어 수능 등급	수학 수능 등급	국어 수능 등급	영어 수능 등급	수학 수능 등급
성별	<b>-0.072***</b> (0.025)	-0.035 (0.03)	-0.009 (0.027)	0.035 (0.035)	-0.030 (0.025)	-0.010 (0.020)	0.056 (0.037)
가정생활 만족 여부	<b>0.047*</b> (0.027)	-0.029 (0.034)	0.024 (0.028)	0.049 (0.034)	-0.023 (0.028)	0.019 (0.021)	0.037 (0.034)
국어 흥미 여부	-0.021 (0.027)	0.032 (0.033)			0.039 (0.029)		
영어 흥미 여부	-0.037 (0.026)		0.038 (0.031)			0.029 (0.024)	
수학 흥미 여부	<b>0.102***</b> (0.032)			0.003 (0.034)			-0.009 (0.033)
혼자 공부하는 시간	0.014 (0.009)	0.001 (0.010)	0.007 (0.009)	-0.001 (0.012)	-0.001 (0.008)	0.003 (0.006)	-0.003 (0.011)
자존감-성실	<b>0.081***</b> (0.031)	<b>0.063*</b> (0.033)	0.045 (0.030)	0.035 (0.036)	0.028 (0.029)	0.016 (0.022)	0.002 (0.036)
자존감-공부 잘함	<b>0.477***</b> (0.079)	<b>0.185***</b> (0.057)	<b>0.136***</b> (0.053)	<b>0.190***</b> (0.060)	<b>0.094*</b> (0.052)	0.045 (0.037)	0.098* (0.058)
사교육비	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.002* (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)
log가구소득	<b>0.098**</b> (0.041)	<b>0.112**</b> (0.052)	0.032 (0.045)	-0.033 (0.052)	<b>0.095**</b> (0.045)	0.022 (0.033)	-0.050 (0.050)
부모교육연수	0.002 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.005 (0.004)	0.002 (0.003)	0.002 (0.002)	0.003 (0.004)
학교지역	-0.010 (0.027)	0.053* (0.029)	0.015 (0.028)	0.027 (0.035)	<b>0.043*</b> (0.024)	0.015 (0.019)	0.044 (0.031)
중3성적					<b>0.002***</b> (0.001)	<b>0.002***</b> (0.001)	<b>0.003***</b> (0.001)
수능 국어 등급							
수능 영어 등급							
수능 수학 등급							
observations	611	365	363	347	318	316	302

주: 1. \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10% 에서 통계적으로 유의  
 2. 각 추정치는 한계효과(marginal effects)임.  
 3. 괄호 안은 표준오차를 의미함.  
 4. 중3 성적과 수능 등급은 해석의 편의를 위해 역순(reverse)으로 변경함.

다음으로 <표 5>에는 가구소득 하위 25%를 대상으로 노동시장성과 특성분석 결과가 제시되어 있다.

모형(3-1)과 모형(3-2)의 분석 결과에서 일자리 질에 영향을 미치는 변수로는 가정생활 만족 여부와 혼자 공부하는 시간이 유의하였다. 즉, 가구소득 하위 25%에 해당하는 학생 중 가정생활에 만족할수록, 혼자 공부하는 시간이 많을수록 노동시장에서 주관적인 ‘괜찮은 일자리’에 해당할 확률이 높아지는 것으로 해석할 수 있다. 수능 성적을 통제한 모형(3-3)에서는 가정생활 만족 여부와 혼자 공부하는 시간이 유의하지 않았다.

〈표 5〉 개천 龍 특성분석(2): 노동시장성과

	모형(3-1)		모형(3-2)		모형(3-3)	
	시간당임금	일자리 질	시간당임금	일자리 질	시간당임금	일자리 질
성별	<b>0.120**</b> (0.048)	-0.024 (0.043)	<b>0.137***</b> (0.051)	-0.021 (0.043)	<b>0.133**</b> (0.062)	-0.012 (0.058)
가정생활 만족 여부	0.038 (0.046)	<b>0.104**</b> (0.044)	0.051 (0.049)	<b>0.094**</b> (0.045)	0.019 (0.061)	0.068 (0.061)
국어 흥미 여부	-0.028 (0.051)	-0.033 (0.046)	-0.049 (0.051)	-0.022 (0.047)	0.001 (0.070)	-0.030 (0.066)
영어 흥미 여부	0.048 (0.060)	-0.034 (0.048)	0.059 (0.064)	-0.063 (0.044)	0.085 (0.082)	0.007 (0.070)
수학 흥미 여부	0.010 (0.048)	0.019 (0.046)	0.005 (0.051)	0.032 (0.047)	0.017 (0.057)	-0.002 (0.058)
혼자 공부하는 시간	0.018 (0.017)	<b>0.028*</b> (0.015)	0.016 (0.017)	<b>0.027*</b> (0.015)	0.000 (0.020)	0.030 (0.020)
자존감-성실	-0.010 (0.050)	0.046 (0.049)	-0.007 (0.054)	0.026 (0.050)	-0.094 (0.070)	0.109 (0.067)
자존감-공부 잘함	0.024 (0.073)	0.127 (0.093)	-0.013 (0.068)	0.081 (0.088)	0.017 (0.087)	0.067 (0.098)
사교육비	0.000 (0.001)	<b>0.002*</b> (0.001)	0.000 (0.001)	<b>0.002*</b> (0.001)	0.003 (0.002)	<b>0.003*</b> (0.002)
log가구소득	0.125 (0.087)	-0.021 (0.068)	<b>0.161*</b> (0.091)	0.001 (0.067)	0.121 (0.109)	-0.121 (0.084)
부모교육연수	<b>0.010*</b> (0.006)	0.005 (0.005)	0.007 (0.006)	0.003 (0.005)	<b>0.019**</b> (0.008)	0.010 (0.008)
학교지역	-0.056 (0.054)	-0.041 (0.052)	-0.052 (0.055)	-0.054 (0.052)	-0.018 (0.066)	-0.015 (0.069)
중3성적			0.001 (0.001)	0.001 (0.001)		
수능 국어 등급					0.006 (0.021)	-0.005 (0.023)
수능 영어 등급					0.013 (0.027)	-0.026 (0.029)
수능 수학 등급					-0.007 (0.021)	<b>0.038*</b> (0.022)
observations	221	221	200	200	133	133

\*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10% 에서 통계적으로 유의  
 2. 각 추정치는 한계효과(marginal effects)임.  
 3. 괄호 안은 표준오차를 의미함.  
 4. 시간당 임금에는 log값을 취함.

위의 분석결과로부터 가정생활 만족 여부, 과목 흥미 여부, 자존감, 개인의 성실성으로 판단할 수 있는 혼자 공부하는 시간이 유의한 맥락변인임을 발견할 수 있었다. 특히 사회적 안전감이라고 할 수 있는 가정생활만족의 경우 초기교육성과와 일자리의 질을 반영한 노동시장성장성과 지표에 영향을 미치는 것을 알 수 있었다. 또한 노동시장성과의 양적지표인 시간당임금에는 부모의 경제력을 반영했다고 할 수 있는 가구소득, 부모교육연수가 유의하였으나, 일자리 질에는 교육에 대한 열의라고 할 수 있는 사교육비, 개인의 성실성을 반영했다고 할 수 있

는 혼자 공부하는 시간이 유의하였다. 즉, 초기교육성과에는 흥미와 자존감, 노동시장성과에는 교육에 대한 열의와 성실성 등이 유의한 맥락변인이다. 따라서 가구소득보다는 사회적 안정감, 흥미, 자존감, 성실성 등의 심리적 요인이 더 중요하다고 할 수 있다.

## V. 결론

본 연구는 교육이 계층이동의 사다리로서 역할을 하였는지, 아니면 부모의 소득 등 가정배경으로부터의 영향력을 재확인하는데 그치는지 파악하고자 하였으며 추가로 개천 龍에 해당하는 이들의 맥락변인이 무엇인지, 구체적으로 어떤 지원과 정책을 통해 개천 용을 만들어 낼 수 있을지 파악해 보려는 두 가지의 분석방법과 결과를 제공하였다.

먼저 경로분석을 통해 확인한 분석결과는 다음의 몇 가지로 요약할 수 있다.

첫째, 가정배경이 교육성과에 미치는 영향을 분석한 결과, 초기교육성과인 중3 성적에 미치는 영향은 0.174로 유의한 결과가 도출되었다.

둘째, 가정배경이 중기교육성과에 미치는 영향을 나타내는 총효과(total effects) 역시 0.384로 유의한 결과가 도출되었다.

셋째, 가정배경이 최종적으로 노동시장성과의 양적지표인 로그시간당임금에 미치는 영향은 직접효과 0.126 + 간접효과 0.059 = 총효과 0.185로 나타났으며 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 즉, 가정배경은 로그시간당임금에 직접적으로 0.126의 영향을 미치고 교육성과를 매개하여 간접적으로 0.059의 영향을 추가적으로 미치는 것을 확인할 수 있었다.

위 세 가지 경로분석 결과를 종합하면, 결국 부모의 교육수준이 높고 가구소득과 사교육비 지출이 높은 가정배경을 가진 학생은 초·중기 교육성과와 이후 노동시장에서 로그시간당임금으로 나타낸 성과가 높을 가능성이 크고, 반면 어려운 가정배경을 가진 학생은 교육시장과 노동시장으로부터 소외될 가능성이 높다는 것을 시사한다.

추가적인 분석으로 가구소득이 하위 25%에 해당하는 학생 중에서 높은 교육성과 또는 노동시장성과를 얻은 개천 龍 집단에 속할 확률을 분석한 로짓분석결과를 요약하면 아래와 같다.

첫째, 비록 가구소득이 하위 25%에 속하는 가정배경임에도, 가정생활에 만족할수록, 수학 과목에 흥미를 느낄수록, 자존감이 있을수록 초기교육성과인 중3 성적이 상위 25%에 해당할 확률이 높아지는 것으로 나타났다.

둘째, 스스로 공부를 잘한다고 생각할수록 국어, 영어, 수학 수능 등급이 상위 23%(1~3등급)에 해당할 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 중3 성적을 통제할 경우에도 결과는 같았으며 중3 성적이라는 초기교육성과는 수능 등급으로 정의한 중기교육성과에 크게 영향을 미치는 것으로 나타났다.

셋째, 일자리 질에 영향을 미치는 변수로는 가정생활 만족 여부와 혼자 공부하는 시간이 유의하였다. 즉, 가구소득 하위 25%에 해당하는 학생 중 가정생활에 만족할수록, 혼자 공부하는

시간이 많을수록 노동시장에서 주관적인 ‘괜찮은 일자리’에 해당할 확률이 높아지는 것으로 해석할 수 있다.

위의 로짓분석결과를 통해, 가정생활 만족 여부, 과목 흥미 여부, 자존감, 개인의 성실성으로 판단할 수 있는 혼자 공부하는 시간이 유의한 맥락변인임을 발견할 수 있었다. 특히 사회적 안정감이라고 할 수 있는 가정생활만족의 경우 초기교육성과와 일자리의 질을 반영한 노동시장성과 지표에 영향을 미치는 것을 알 수 있었다. 또한 노동시장성과의 질적지표인 일자리 질에는 개인의 성실성을 반영했다고 할 수 있는 혼자 공부하는 시간이 유의하였다. 즉, 초기교육성과에는 흥미와 자존감, 노동시장성과에는 교육에 대한 성실성 등이 유의한 맥락변인이다. 따라서 가구소득이 하위 25%에 해당할지라도 가정생활에서 안정감을 높여주려는 부모의 노력, 학생에게 흥미를 유발시키며 동시에 자존감을 높여주려는 학교 및 가정에서의 노력이 더욱 중요할 수 있음을 발견하였다.

## ❖ 참고문헌 ❖

- 김윤탈(2017). 불평등이 문제다(대한민국 99퍼센트의 내일을 위한 전략), 휴머니스트, 2017.
- 남기곤(2008). 부모의 학력이 자녀의 학력 및 직업지위에 미치는 효과: 국제비교 분석, 교육재정경제연구 17(1).
- 방하남, 김기현. 변화와 세습: 한국사회의 세대간 신분이동 및 성취구조. 제2회 한국노동패널학술대회. 한국노동연구원.
- 안중범, 전승훈(2008). 교육 및 소득수준의 세대간 이전. 재정학연구 1(1).
- 여유진(2008). 한국에서의 교육을 통한 사회이동 경향에 대한 연구. 보건사회연구 28(2). 한국보건사회연구원.
- 우광호, 안준기, 황성수(2010). 교육 및 부(富)의 세대간 이전 대학생활을 중심으로. 교육재정경제연구 19.
- 정혜경, 조지민(2013). PISA 2009 읽기와 사회경제적 배경 변인에 기반한 역경 극복 학생 특성 분석. 교육과정평가연구 16(1).
- 조우현(2004). 아버지 학력과 노동시장 불평등. 노동경제논집 27권2호.
- 최은영(2012). 소득계층별 교육과 가구소득의 세대간 이전에 관한 연구. 지역사회연구 20(3).
- 최필선, 민인식(2015). 부모의 교육과 소득수준이 세대 간 이동성과 기회불균등에 미치는 영향. 사회과학연구 22(3).
- 황성수, 이지은, 금예진(2020). PISA 데이터로 살펴본 각국의 교육 형평성 비교. KRIVET Issue Brief 185호.
- 황성수, 이지은, 금예진(2020). PISA 데이터를 활용하여 살펴본 교육 형평성 변화. KRIVET Issue Brief 184호.
- Blau, Peter M., and Otis D. Duncan. The American Occupational Structure. New York: Wiley, 1967.
- Iannelli, C.(2002). Parental Education and Young People's Educational and Labour Market Outcomes: A Comparison across Europe. Mannheimer Zentrum fur Europaische Sozialforschung. Working Paper No.45.
- OECD(2011). Against the Odds: Disadvantaged Students Who Succeed in School.
- Orsetta Causa and Asa Johansson(2010). Intergenerational Social Mobility in OECD Countries. OECD Journal: Economic Studies Vol. 2010.

## ❖ Abstract ❖

### A Study on the Effect of Family Background on Labor Market Outcomes - Through Students' Educational Achievement

Hwang Sung-Su, Lee Ji-Eun, Keum Yejin(KRIVET)

This study is to examine the overall impact of family background on labor market performance. For this study, we utilized data from the Korea Education Employment Panel Survey (KEEP) conducted in 2019 as well as college entrance exam data. The result of this study demonstrates that family background, which was measured by household income, parental education, and investment in private education, is associated with the quantitative and qualitative performance in the labor market through educational performance in early stage and middle stage. The result also indicates that students with higher levels of family background are more likely to achieve higher levels of labor market performance.

According to the analysis of students' levels of resiliency, even though students are from the bottom 25% family in terms of household income, they are likely to show a good level of performance in labor market if there are parents' efforts to enhance the sense of stability in family life and also to raise children's self-esteem at home as well as in school..

**Key words:** KEEP data, resilience ratio, educational achievement, labor market outcomes

**KEEP**  
한국교육고용패널조사  
**2020** KRIVET 패널 학술대회  
| 논문집 |

12. 비용효과성분석을 통한 마이스터고등학교의 취업 성과 분석  
| 고귀영 | 서울대학교 · | 민지식 | 서울대학교 · | 박자경 | 서울대학교
13. 청소년의 학습동기 유형 분류 및 영향요인 검증과 학업, 진로, 개인 변인에 대한 차이검증  
| 이승연 | 고려대학교 · | 장유진 | 고려대학교 · | 송지훈 | 고려대학교
14. 수시 전형 입학생의 진로개발역량과 대학생활만족도 잠재집단 간의 전이관계 분석:  
입학사정관제 확대 전후 비교를 중심으로  
| 윤예린 | 서울교육대학교 · | 유원선 | 서울교육대학교 · | 장유정 | 서울교육대학교
15. 마이스터고 학생의 진로성숙도 전이양상 및 영향요인 분석  
| 김형란 | 부산대학교

K R I V E T

## 비용효과성분석을 통한 마이스터고등학교의 취업 성과 분석

고귀영<sup>1)</sup> · 민지식<sup>2)</sup> · 박자경<sup>3)</sup>

### 요약

이 연구는 특성화고등학교 및 마이스터고등학교 졸업생의 취업 성과가 학교 단위에서 차이를 보이는지 확인하고, 비용 효과성 측면에서 학교 간 차이를 비교하여 마이스터고등학교 정책의 효과성을 파악하는 것을 목적으로 하였다. 이를 위해 한국직업능력개발원에서 조사한 ‘한국교육고용패널조사Ⅱ’의 1차년도와 3차년도 자료를 활용하여 다층모형 분석과 비용효과성 분석을 실시하였다.

분석 결과 졸업생의 임금에 대한 영향은 특성화고등학교인 경우 마이스터고등학교에 비해 더 적은 임금을 받는 것으로 나타났고, 성별과 학교 유형, 전문교과 흥미도와 학교유형, 전문교과 흥미도와 예산, 전공동아리와 학교유형이 각각 상호작용 효과를 가졌다. 직업계고등학교의 질적 성과인 직장만족도의 경우 전문교과에 대한 흥미가 정적인 영향을 미쳤으며, 현장체험 참여여부와 학교 유형이 상호작용 효과를 나타냈다. 비용효과성 차이 분석결과 취업률에 대한 마이스터고등학교의 비용효과성이 더 높게 분석되었고, 업무만족도 및 직장만족도에 대한 비용효과성 역시 마이스터고등학교가 더 높은 것으로 나타났다.

## I. 서론

1990년대부터 고등교육으로의 진학률이 급격히 증가함에 따라 인적자본에 대한 축적이 지속되고, 이는 곧 국가 전체적인 경제적 성장으로 연결되었다. 높은 교육 수준은 역량을 향상시키는 데 기여하였고, 기업 측면에서는 높은 생산성을 거둘 수 있도록 하였다. 근로자의 측면에서는 개인의 임금과 가계의 소득이 향상되는 계기가 되었다. 그러나 대학교육이 보편화됨에 따라 대학 졸업 인구가 전체 경제활동인구에서 차지하는 비율은 급격히 상승하여 1970년대에 비해 대졸 이상 학위를 가진 인력의 비율은 3배 이상 급증하였다(교육통계네트워크, 2004). 이렇게 대학진학률이 급증함에 따라 학력 인플레이션 현상에 대한 문제는 지속적으로 제기되고 있다. 학력 인플레이션은 인력 수급의 관점에서 논의되는 것으로, 과잉교육 및 하향취업과 같은 맥락을 가진다. 이는 일정 직업이 요구하는 이상의 교육 수준을 개인이 보유하는 현상으로 정의할 수 있으며, 학교 및 타 교육기관이 양성하는 인력이 산업체에서 요구하는 인력수요보다 초과하는 상태를 나타낸다(김주섭, 2005). 대학진학률이 현재와 같이 높지 않았던 시점에서는 높은 학력 수준이 요구되는 직업에 종사하고자 하는 경우에 고등교육기관으로 진학하였으며,

1) 서울대학교 농산업교육과 박사과정

2) 서울대학교 농산업교육과 박사과정

3) 서울대학교 농산업교육과 박사과정

높은 학력 수준이 요구되지 않는 직업에 종사하는 경우에는 고졸 수준의 학력 및 역량으로도 원활한 노동시장에서의 수요와 공급이 이루어졌다. 그렇지만 교육 수준이 높아지고 고등교육 진학을 역시 급증하게 되면서 사회 전반적으로 학력주의가 대두되었으며, 경제적 우위를 지속 시키기 위한 수단으로 교육을 인식하게 되었으며, 이러한 학력 인플레이션 현상은 점차 심화되고 있다(김안국, 장주희, 김지영, 이상호, 2017).

이러한 학력 인플레이션을 완화시키기 위하여 2008년 ‘고교다양화 300 프로젝트’를 추진하여 기숙형 공립고등학교 150개교, 마이스터고등학교 50개교, 자율형 사립고 100개교 설립을 목표로 하는 다양화 정책을 계획하였다. 특히 특성화고등학교 중 우수한 창의적 기술인력을 양성하기 위한 학교를 마이스터고등학교로 지정하여, 산업계 수요에 직접적으로 연계된 맞춤형 교육과정을 운영할 수 있도록 하는 정책이 핵심적인 직업교육 정책으로 시행되었다. 마이스터고등학교는 국가 및 지역의 유망 산업분야와 연계하여 특화된 예비 마이스터를 양성하는 특수목적고등학교로, 2020년 현재 52개교의 마이스터고등학교가 지정된 상태이다(김종우 외, 2016). 우수한 인력의 양성을 위하여 마이스터고등학교에는 학생들의 수업료와 입학금, 학교운영지원비 등이 지원되고 있으며 장학금 역시 별도로 제공되고 있는 상황이다. 우수한 인력을 양성하고자 하는 정책에 따라 마이스터고등학교의 성과로 볼 수 있는 취업률은 평균 90% 이상을 상회하고 있으며, 취업하는 일자리의 질 역시 어느 정도 보장되고 있다. 이처럼 마이스터고등학교 정책은 그 성과를 인정받고 있으나 지금까지의 마이스터고 정책의 성과가 실제 노동시장에서의 정착 측면에서의 성과로 이어지지 않고 있다는 평가도 있으며(김종우, 최수정, 김정인, 2014), 노동시장 정착과 진로 측면에서의 성과를 고려해야 한다는 관점도 제시되고 있다(민지식, 2020; 이명훈, 2014; 임소현, 황준성, 2015).

이러한 맥락에서 단순히 성과를 측정하는 것보다, 직업교육 측면에서도 투입되는 예산에 대비한 효과성을 측정해야 한다는 논의가 있어 왔으며 일반적으로 직업교육을 비롯한 VET(Vocational Education Training)에 투입되는 비용과 이에 따른 이익을 분석하는 것과 같은 맥락이라고 볼 수 있다(Hoeckel, 2008). 이에 대한 검토 없이 지속적으로 많은 예산을 투입하는 것은 정책의 효율성을 약화시키는 원인이 될 수 있으며, 특히 직업교육은 일반교육에 비해 투입되는 예산이 크므로 이를 정당화할 수 있는 근거로서 비용과 효과성에 대한 분석의 필요성이 더 높다. 비용 대비 효과성을 분석한 결과는 향후 정책 개선 및 확대에 있어서 효과적으로 의사결정을 할 수 있는 근거로 활용할 수 있다(Navaratnam, 1985). 직업교육의 비용편익 분석은 독일, 스위스, 영국 등에서도 정기적으로 실시하며, 경제적인 성과를 파악하기 위한 방법으로 활용되고 있다(이한별, 전승환, 2016). 따라서 이 연구에서는 특성화고 및 마이스터고등학교 졸업생의 취업 성과가 학교 단위에서 차이를 보이는지 확인하고, 비용효과성 측면에서 특성화고등학교와 마이스터고등학교를 비교하여 마이스터고 정책의 효과성을 파악하고자 한다.

## II. 선행연구 검토

마이스터고등학교 육성정책은 최종적으로는 학생들이 즉각적인 취업을 통해 ‘노동시장으로의 이행’이라는 정책목표를 성취할 수 있도록 추진되어 왔다. 17차 마이스터고등학교들은 학교별로 취업률의 편차가 있어 일부 학교는 취업률의 변동이 나타나고 있으나 평균적으로는 90%에 가까운 학생들이 취업에 성공하는 것으로 나타났다(김종우 외, 2016). 마이스터고등학교들의 성과는 이처럼 주로 취업률로 측정되고 있으나 일부 연구들은 소득과 같은 노동시장 지표들을 고려하여 성과를 특성화고등학교와 비교하였다. 이러한 방법들은 그러나 정책을 추진하기 위해 투입된 예산을 고려하고 있지 못했으며, 따라서 마이스터고등학교 정책에 따른 효과성 측면에서 이러한 성과를 비교할 수는 없다는 것이 한계로 지적되어 왔다. 핵심적인 문제는 특성화고등학교와 마이스터고등학교 두 학교 유형이 모두 노동시장 진입 성과를 개선하였다는 것이다. 또한 일반교육과의 비교 역시 유사한 문제로 인해 자료의 분석과 결과 해석에 있어 공통된 한계를 보고하고 있다(박자경, 최수정, 2020; Lee, Kim, & Lee, 2016).

특히 Lee 등(2016)은 이러한 문제를 지적하며 비용과 내생성을 함께 고려하여야 한다고 주장하였다. 이는 최수정(2018)이 지적한 바와 같이 교육의 목적이 동일하지 않고, 학생들의 수준이나 제공되는 교육 수준이 일정하다는 가정이 만족되지 않기 때문에 발생한다. 따라서 특성화고등학교와 마이스터고등학교 중 어떤 유형의 교육이 보다 효율적으로 직업교육을 수행했는지에 대한 문제가 제기되었다. 따라서 마이스터고등학교 도입이 일종의 정책적 개입이며 투입에 따른 효과를 소득과 취업률 등의 지표를 통해 분석할 때, 비용효과성 분석, 비용편익 분석 등의 방법을 활용할 수 있다(Nolte and McKee 2008). 우선 예산의 경우 학교에 따라 학생들에게 투입되는 예산의 규모가 매우 다르다는 점을 고려하여 예산에 따른 학교 간 차이를 확인하기 위해 학교단위의 수준을 고려한 다층모형의 분석이 필요하다.

다층모형의 분석은 개별 학교 단위에서 예산의 차이에 따라 효과가 다르게 나타나는지 확인하기 위한 것이나, 구체적으로 투입되는 비용에 따라 어느 정도의 차이가 나타나는지 파악하기는 어렵다. 비용효과성분석(cost-effectiveness)은 이러한 경우 활용될 수 있는 연구 방법의 하나로, 더 큰 범주인 비용편익분석(Cost-benefit analysis)에 포함되는 연구방법이다. 비용효과성분석은 주로 학교에서의 교육이나 교육훈련 등의 성과에 대한 분석이나 정책의 효과성 분석 등에 활용된다. 교육 분야에서는 교육에 대한 투자와 성과라는 요인을 경제학적인 측면에서 분석하고자 한 것으로, 여기서 효과성이란 “투입된 노력에 대비해 결과를 만들어 낼 수 있는 개인, 조직, 사회, 절차, 활동 등의 능력”을 말한다. 따라서 비용효과성분석은 비용편익분석의 일부분(subset)으로서 특정한 이익을 가장 적은 비용으로(효율적으로) 얻는 것에 초점을 두는 방법이라고 볼 수 있다. 비용효과성분석은 비용편익분석의 다양한 접근방법 중에서는 대안적인 방법이나 교육 분야를 비롯한 여러 분야에서 활용되고 있다. 이는 일반적으로 분석에 필요한 모든 데이터를 확보하기 어려운 경우가 많고 완전한 형태의 비용편익분석, Mincer의 임금함수 방법 등을 활용하기에 적절하지 않은 경우가 많기 때문이다(Woodhall, 1970). 따라서 비

용과 편익(benefit)을 비롯한 성과를 규정하고 측정하는 것이 중요한 비용편익분석에 비해 단일한 목적을 가진 경우 적절하며, 성과의 측정에 있어 비교적 자유롭다는 특징이 있다(이광호, 2003).

비용 측면에서는 우리나라 교육 분야에서의 회계적 특성에 따라 크게 직접교육비와 간접교육비로, 직접교육비 중에서는 공교육비와 사교육비로 나누는 경우가 대부분이다. 공적으로 투입되는 예산의 경우 교육기관 유지비용을 비롯하여 모든 교육 및 관련 행정지원에 대한 비용이 포함되며 주로 “공부담 공교육비”에 해당하는 것으로 볼 수 있다. 또한 공부담 공교육비의 경우에도 목적에 따라 인건비, 시설비, 운영비 등으로 나누기도 하며 학교알리미 자료를 비롯하여 공개되고 있는 공공데이터의 기준은 세출 데이터를 기준으로 사용처에 따라 세분화되어 있다(김병주, 김선연, 김정미, 2009; 김봉주, 2015; 김진모, 최수정, 전영욱, 류지은, 김선근, 2018). 선행연구에서는 비용 측면의 세부항목으로 교육에 드는 연간 직접비용(인건비, 재료비 등), 설비나 시설에 대한 비용(건물비), 정부가 부담하는 직접비용(장학금 등) 등을 제시하고 있다(<표 1> 참조).

**<표 1> 학교 수준에서의 비용 관련 세부항목**

구분	세부항목		선행연구
구성요소	인건비		Navaratnam(1985), Newcomer et al.(2015), Tsang, (1997), 남수경(2003),
	시설비	건물비	
		장비비	
	재료비		
기타 투입비용	관리비 유지비 서비스비 에너지비		
활동단계	기획비 개발비 제작비 모집·홍보비 등록비 운영비 평가비		Levin, & McEwan(2000), Newcomer et al.(2015), Rice(1997), 남수경(2003),

주) Levin, & McEwan(2000)의 기준에 따라 구분

따라서 이 연구에서는 선행연구를 참고한 결과 학교회계에서 제시하고 있는 비용이 이러한 세부항목들을 포괄적으로 포함하고 있는 것으로 판단하였으며, 학교회계 결산 및 학교발전기금 결산 세부항목을 기준으로 2016년도 학교알리미 세출 합계금액을 활용, 비용을 투입하였다(<표 2> 참조).

〈표 2〉 학교알리미 자료 기준 비용 세부항목

구분	세부항목
학교회계 결산	인적자원 운용 학생복지/교육격차 해소 기본적 교육활동 선택적 교육활동 교육활동 지원 학교일반운영 학교시설 확충 학교 재무활동
학교 발전기금 결산	학교 교육시설 보수확충 지출 금액 교육용 기자재 및 도서 지출 금액 학교 체육학예 활동 지출 금액 학생 복지 및 자치 활동지원 지출 금액

주) 2016년도 기준

효과성을 측정하기 위한 성과 변인은 분석을 시행하는 상황에 따라 서로 다른 관점으로 접근할 수 있다. 예를 들어 정책 입안자의 관점에서 평가할 때는 한정된 자원(예산)을 어떻게 가장 효과적으로 분배하여 최대의 효율을 낼 것인지 관심을 가질 수 있으며, 이 연구에서와 같이 유사한 목적을 가진 정책을 서로 비교하여 상대적인 효과를 측정할 수도 있다(navaratnam, 1985, Jimenez, Patrinos, 2008). 편익은 성과, 효과와 유사한 관점에서 측정되며, 경제적인 성과와 비경제적인 성과, 사회적·개인적 성과 등 분석의 수준과 기간을 고려하여 구분할 수 있다. 성과를 측정하기 위해서는 무엇보다도 교육의 목적과 성과주체를 고려하여야 한다(Hoeckel, 2008)(〈표 3〉 참조). 이에 따르면 이 연구에서 측정하고자 하는 취업률은 비교적 단기적(Short-term)이면서 개인적(Individual)인 성과라고 볼 수 있다. 국내 연구에서는 주로 이러한 변인으로 취업률과 임금 등을 주로 분석하고 있다(교육부 외, 2018; 김강호, 2017; 이쌍철, 2016; 임소현, 2015; 한국교육개발원, 2018)

〈표 3〉 기간과 주체에 따른 성과의 구분

구분	개인	고용주	사회
단기적 성과 (Short-term)	취업 기회 소득 업무 만족도	생산성 향상	사회적 혜택을 위한 비용 절감
장기적 성과 (long-term)	유연성과 이동성 평생 학습	인력공급 용이 매출 감소	생산성 향상(외부 효과) 소득 증가로 인한 세금 증가

주) Hoeckel(2008) p. 4를 번역

선행연구들에서 살펴본 바와 같이, 교육 분야에서의 효과성을 판단하는 것은 매우 어려운 일이며 투입 측면에서의 비용(Cost)과 성과 측면을 면밀히 검토하여 분석을 시행할 필요가 있다. 특히 이 연구에서는 선행연구들을 종합적으로 검토하여 정책적인 차원에서의 투자로서 투입되는 예산을 기준으로 하여 분석을 시행하고자 한다. 이는 초기 마이스터고등학교의 준비 단계에서 투입된 비용은 제외하고 운영 측면에서의 성과를 살펴보고자 하는 것으로 취업률 등 초기 노동시장에서의 성과만을 성과로서 분석하였기 때문에 선행연구들과 마찬가지로 장기적인 측면에서의 평가는 어렵다는 단점이 있다(Lee, Kim, & Lee, 2016, 박자경, 최수정, 2020). 그러나 지속적으로 정책이 추진되고 있는 상황에서 정량적인 지표로서 취업률 등을 중심으로 한 효과성을 살펴보는 것은 정책의 유지를 위한 근거로서 가치가 있으며, 진학을 희망하는 개인 차원에서도 단기적이며 즉각적으로 성과를 판단할 수 있는 취업률, 임금, 만족도 등을 바탕으로 학교 간 차이를 살펴볼 수 있다는 점에서 중요하다고 볼 수 있다.

### Ⅲ. 연구 방법

#### 1. 분석 자료

마이스터고등학교의 비용효과성 분석을 위해 한국직업능력개발원에서 조사한 ‘한국교육고용패널조사Ⅱ(Korean Education and Employment Panel; KEEPⅡ)’의 1차년도(2016년)와 3차년도(2019년)의 학생 및 학교관리자, 학교알리미 자료를 활용하였다. 한국교육고용패널조사는 학교에서 노동시장으로의 이행 과정에서 발생하는 개인의 다양한 경험과 성과, 진로에 대한 인식 등을 종합적으로 파악하기 위하여 청년 및 사회초년생을 대상으로 종단적 데이터 구축을 위해 실시되어오고 있다(윤혜준, 2019). 특히 한국고용패널조사Ⅱ는 2016년부터 고등학교 2학년 학생을 대상으로 1차 조사를 실시하고 동일한 응답자를 대상으로 2019년 종단 데이터를 구축을 통해 고등학교를 졸업한 이후 노동시장으로의 진입 혹은 대학 진학 등의 추적데이터를 구축하였다(윤혜준 외, 2019). 이 연구에서는 마이스터고등학교의 비용효과성 분석을 위하여 비교집단으로서의 특성화고등학교 학생들의 자료를 활용하였다. 자료 구축을 위한 과정은 [그림 1]과 같다. 먼저 1차년도와 3차년도의 데이터를 모두 응답한 사람은 10,558명으로 전체 415개의 학교로 구성되어 있었다. 이 중 직업계고등학교인 특성화고등학교와 마이스터고등학교 학생들을 선정하고 계열에 따른 차이를 최소화하기 위하여 대부분을 차지하는 공업계열의 학교 학생들을 선정하였다. 그 결과 전체 93개 학교의 1,547명의 학생들이 선정되었는데, 이 중 취업 성과를 확인하기 위하여 2019년에 당시 취업상태이고 현재 직장과 관련한 질문에 응답한 표본을 최종적으로 선정하였다. 이러한 과정을 통해 최종 분석 대상으로 선정된 표본은 91개의 학교에 700명의 학생이 선정되었다.



[그림 1] 자료 선정 과정

분석에 활용한 변인은 크게 학생 특성과 관련한 변인과 학생이 속한 학교의 특성과 관련한 변인으로 구분해 볼 수 있다. 학생 특성과 관련한 변인은 응답자가 고등학교 재학 당시 응답한 1차년도 자료를 기준으로 분석에 활용하였다. 학생 개인 특성 변인으로는 성별, 전문교과 이해도, 전문교과 흥미도, 고등학교 재학 시절 전공동아리 참여 여부, 기능반 참여 여부, 학교 진로교육 활동에 대한 전반적인 만족도, 현장체험 참여 여부, 근로경험 여부 등으로 구성된다. 취업 후 일자리를 가진 이후의 특성 변인은 3차년도의 학생 데이터를 활용하여 분석하였는데, 일자리 특성으로는 현재 재직 중인 일자리에서의 임금과 현재 직장에 대한 전반적인 만족도, 업무 만족도 등으로 구성하였다. 일자리의 현재 임금은 금액이 원단위로 다른 변인들과 차이가 크기 때문에 로그 임금을 활용하여 분석하였다. 학교 특성은 해당 학생이 재학한 고등학교의 유형과 해당 학교의 학교알리미 자료를 활용하였다. 학교 유형은 직업계고등학교의 유형인 특성화고등학교와 마이스터고등학교로 구분하여 분석하였고 학교 구분 자료는 1차년도 학생이 응답한 값을 활용하였다. 학교 알리미 자료에서는 학교의 회계 세출 결산 합계와 학교 발전기금의 총액을 합하여 전체 학생 수로 나눈 학생 1인당 학교 예산을 계산하여 활용하였고, 각 학교의 졸업자 수 대비 취업자 수를 활용하여 학교의 취업률을 분석하였다. 이 연구에서 활용된 전체 변수의 구체적인 설명과 활용된 데이터의 구조는 <표 4>와 같다.

〈표 4〉 분석 변수

구분	변수명	변수 설명	데이터
재학 당시 학생 특성	성별	여자 = 0, 남자 = 1	1차년도 학생 (2016년)
	전문교과 이해도	전문교과목 잘하는 정도(1~5점)	
	전문교과 흥미도	전문교과목 좋아하는 정도(1~5점)	
	전공동아리 참여	미참여 = 0, 참여 = 1	
	기능반 참여	미참여 = 0, 참여 = 1	
	진로활동 만족도	학교 진로교육 활동에 대한 전반적 만족도	
취업 후 일자리 특성	현장체험 참여	미참여 = 0, 참여 = 1	3차년도 학생 (2019년)
	근로경험	재학 중 근로경험 여부(미참여 = 0, 참여 = 1)	
	현재 일자리 임금	현재 재직 중인 일자리의 임금의 로그값	
학교 특성 변수	현재 직장 만족도	현재 재직 중인 일자리에 대한 전반적 만족도	1차년도 학생 (2016년)
	현재 업무 만족도	현재 하는 업무에 대한 전반적 만족도	
	학교 유형	마이스터고등학교 = 0, 특성화고등학교 = 1	
취업률	학생 1인당 학교 예산	(학교회계 세출 결산 합계 + 학교발전기금 결산 총액) ÷ 전체 학생 수 ※ 2016년도 기준으로 계산 ※ 계산된 금액의 로그값 활용	1차년도 학교알리미
	취업률	2016년도 졸업자 수 대비 취업자 수	

## 2. 분석 방법

이 연구에서는 마이스터고등학교의 비용효과성 분석을 위해 두 단계의 분석을 실시하였다. 첫째로, 개인의 특성이 취업 후 개인이 가지는 성과에 학교 수준의 변인이 미치는 영향에 대해 분석하였다. 같은 학교에 재학하였던 학생의 경우 집단이 학교에 따라 내재된 다층 자료이기 때문에 자료의 구조에 따라서 다층모형 분석(Hierarchical Linear Model; HLM)을 실시하였다. 둘째로, 마이스터고의 비용효과 분석을 특성화고등학교와의 비교를 통해 분석하였다. 두 단계의 분석은 자료 선정 과정을 통해 최종 취합된 자료를 사용하여 STATA 14.0 프로그램과 HLM 6.0 프로그램, SPSS 25.0 for windows 프로그램을 활용하여 분석하였다.

먼저 직업계고등학교의 지원 특성에 따른 학생의 졸업 후 취업성과에 대한 위계적 영향 관계를 확인하기 위해 HLM 6.0 프로그램을 활용하여 다층모형 분석을 실시하였다. 졸업 후 취업 성과로 볼 수 있는 임금과 직장만족도 각각에 대한 재학 당시 학생 개인 특성의 영향과 학교의 지원에 따른 상호작용을 분석하였다. 1수준 변인으로는 학생 개인 특성을 투입하였고, 학생이 속하였던 고등학교를 2수준으로 설정하여 고등학교 지원 수준에 따른 상호작용 효과를 검증하였다. 다층모형 분석을 위한 구체적인 수식은 <표 5>와 같다. 기초모형(null-model)은 종속변수인 임금 혹은 직장만족도만을 투입한 모형으로 각 변인에서 학교에 따른 차이가 존재하는지 확인하기 위하여 실시하였다. 모형 1은 1수준 변인만 투입하였고, 모형 2는 2수준 변인

만, 모형 3은 1수준과 2수준 모두를 투입하여 최종적인 모형으로 상호작용(cross-level interaction) 효과를 확인하고자 하였다.

〈표 5〉 다층모형 분석을 위한 수식

모형	수식
기초모형	1수준: $Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij} \quad r_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$ 2수준: $\beta_{ij} = \gamma_{i0} + \mu_i$
모형 1	1수준: $Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}(\text{성별}) + \beta_{2j}(\text{전문교과이해도}) + \beta_{3j}(\text{전문교과흥미도}) + \beta_{4j}(\text{전공동아리참여}) + \beta_{5j}(\text{기능반참여}) + \beta_{6j}(\text{진로활동만족도}) + \beta_{7j}(\text{현장체험참여}) + \beta_{8j}(\text{근로경험}) + r_{ij} \quad r_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$ 2수준: $\beta_{ij} = \gamma_{i0} + \mu_i$
모형 2	1수준: $Y_{ij} = \beta_{0j} + r_{ij} \quad r_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$ 2수준: $\beta_{ij} = \gamma_{i0} + \gamma_{i1}(\text{학교유형}) + \gamma_{i1}(\text{학교예산}) + \mu_i (i = 0)$
모형 3 (상호작용 모형)	1수준: $Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}(\text{성별}) + \beta_{2j}(\text{전문교과이해도}) + \beta_{3j}(\text{전문교과흥미도}) + \beta_{4j}(\text{전공동아리참여}) + \beta_{5j}(\text{기능반참여}) + \beta_{6j}(\text{진로활동만족도}) + \beta_{7j}(\text{현장체험참여}) + \beta_{8j}(\text{근로경험}) + r_{ij} \quad r_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$ 2수준: $\beta_{ij} = \gamma_{i0} + \gamma_{i1}(\text{학교유형}) + \gamma_{i1}(\text{학교예산}) + \mu_i (i = 0 \sim 8)$

주 : 종속변수 Y는 로그임금, 직장만족도 각각으로 구분하여 분석함.

다음으로 직업계고등학교의 비용효과성을 분석하기 위하여 특성화고 및 마이스터고의 학교 회계 세출 결산과 학교발전기금 결산 총액을 각 학교 당 학생수로 나눈 금액을 1인당 소요 예산으로 계산하여 비용을 산출하였다. 그리고 산출된 투입 비용을 직업계고등학교의 성과 변인으로 설정한 취업률, 임금, 업무만족도, 직장만족도로 나누어 단위 취업률 및 임금이 따른 비용, 단위 효과당 비용을 산출하고, T검정을 활용하여 특성화고와 마이스터고의 비용효과성을 비교 분석하였다.

## IV. 연구 결과

### 1. 기술통계 분석 결과

연구 대상자의 일반적 특성은 다음 <표 6>과 같다. 전체 700명 중 남성은 558명으로 79.7%, 여성은 142명으로 20.3%의 비중을 차지하였다. 그리고 학교 유형은 마이스터고등학교 졸업생이 418명(59.7%), 특성화고등학교 졸업생이 282명(40.3%)로 나타났다.

〈표 6〉 연구 대상의 일반적 특성

구분		빈도	백분율(%)
성별	여성	142	20.3
	남성	558	79.7
학교유형	마이스터고등학교	418	59.7
	특성화고등학교	282	40.3
계		700	100.0

연구에 포함된 변인에 따른 기술통계 분석 결과는 다음 <표 7>과 같다. 먼저 전문교과 이해도는 전체 평균 3.65였으며 마이스터고의 평균은 3.76, 특성화고의 평균은 3.50이었다. 전문교과 흥미도의 전체 평균은 3.91, 마이스터고 평균은 4.04, 특성화고의 평균은 3.43이었으며 진로활동 만족도의 전체 평균은 3.53, 마이스터고의 평균은 3.60, 특성화고의 평균은 3.43으로 나타나 마이스터고등학교의 평균이 전반적으로 높은 것으로 나타났다. 다음으로 로그임금은 마이스터고가 5.34, 특성화고가 5.06, 업무만족도는 마이스터고가 3.72, 특성화고가 3.48, 직장만족도의 경우 마이스터고가 3.80, 특성화고가 3.56으로 나타나 취업 성과 변인 역시 마이스터고등학교의 평균 수준이 더 높았다. 다음으로 취업률의 경우 전체 직업계고의 취업률은 69.27%였으며 마이스터고의 취업률 평균은 83.40%, 특성화고의 취업률 평균은 48.31%였다. 그리고 학교에서 학생 1인당 투입하는 로그예산의 경우 전체 평균은 17.11, 마이스터고는 17.27, 특성화고는 16.89로 나타나 마이스터고가 특성화고에 비하여 학생 1인당 투입하는 예산이 더 많은 것으로 나타났다.

다음으로 전공동아리 참여는 마이스터고(61.5%)가 특성화고(46.8%)에 비하여 더 많이 참여하는 것으로 나타났고 기능반의 경우에는 특성화고(24.5%)가 마이스터고(14.4%)에 비하여 많은 참여도를 보였다. 현장체험은 마이스터고(91.6%)가 특성화고(75.5%)보다 더 많이 경험하는 것으로 나타났으며, 근로경험은 특성화고(47.5%)가 마이스터고(26.6%)에 비하여 더 많은 것으로 분석되었다.

〈표 7〉 기술통계 분석 결과

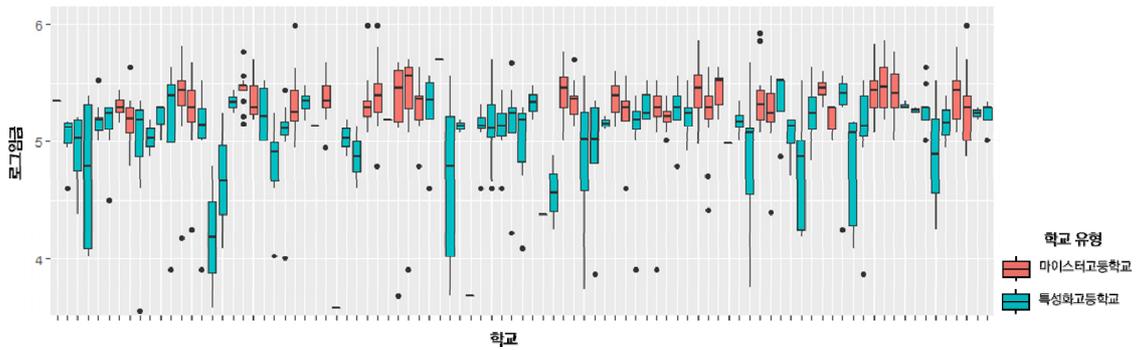
구분	전체 (n=700)		마이스터고등학교 (n=418)		특성화고등학교 (n=282)		
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	
전문교과 이해도	3.65	1.033	3.76	1.014	3.50	1.044	
전문교과 흥미도	3.91	1.003	4.04	0.952	3.71	1.044	
진로활동 만족도	3.53	0.925	3.60	0.919	3.43	0.926	
로그임금	5.22	0.395	5.34	0.291	5.06	0.463	
업무만족도	3.63	0.739	3.72	0.709	3.48	0.760	
직장만족도	3.70	0.713	3.80	0.675	3.56	0.744	
취업률	69.27	23.931	83.40	17.874	48.31	14.584	
로그 1인당 투입 예산	17.11	0.416	17.27	0.300	16.89	0.459	
구분	빈도	백분율	빈도	백분율	빈도	백분율	
전공동아리 참여 여부	예	311	44.4	257	61.5	132	46.8
	아니오	389	55.6	161	38.5	150	53.2
기능반 참여 여부	예	129	18.4	60	14.4	69	24.5
	아니오	571	81.6	358	85.6	213	75.5
현장체험 여부	예	596	85.1	383	91.6	213	75.5
	아니오	104	14.9	35	8.4	69	24.5
근로경험 여부	예	245	35.0	111	26.6	134	47.5
	아니오	455	65.0	307	73.4	148	52.5

## 2. 직업계고등학교 취업 성과에 대한 다층모형 분석 결과

### 가. 임금에 영향을 미치는 학교 특성

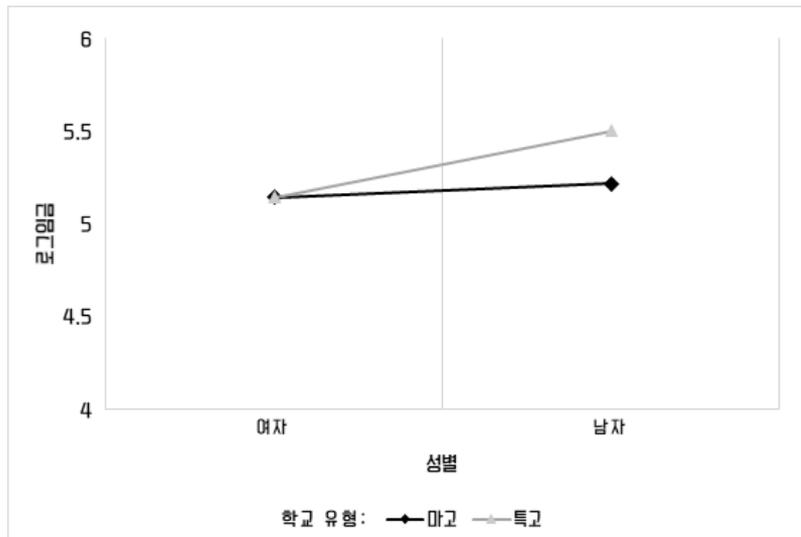
직업계고등학교의 취업 성과 중 임금에 영향을 미치는 요인에 대하여 학생 수준 및 학교 수준에 따른 분석 결과는 다음 <표 8>과 같다. 기초모형 분석결과 학생 간 분산은 0.025, 학교 간 분산은 0.033으로 나타남에 따라 ICC 값은 0.204로 약 20.4%를 학교 간 차이로 설명할 수 있다. 모형 1은 학생수준의 기초변인을 투입한 것으로, 이 중 기능반에 참여한 학생이 그렇지 않은 학생에 비하여 1.1% 정도 더 많은 임금을 받는 것으로 나타났다( $B=0.063$ ,  $p<0.01$ ). 또한 전문교과를 잘하는 정도와 전문교과 흥미도는 학교 수준에 따라 유의미한 차이를 보이는 것으로 나타났다. 모형 2는 학교수준의 변인을 투입한 것으로, 학교유형이 특성화고등학교인 경우 마이스터고등학교에 비해 약 24.6% 정도 적은 임금을 받는 것으로 나타났다( $B=-0.283$ ,  $p<0.001$ ). 학교 유형에 따른 임금의 차이를 시각적으로 확인하기 위하여 상자도표(box plot)를 그려 살펴보았다(그림 2 참조). 마이스터고등학교의 경우 상자의 위치가 특성화고등학교에 비하여 위쪽에 밀집해있는 것으로 보아 임금 수준이 높은 것을 확인할 수 있다. 또한 마이스터고등학교는 전체 임금의 제 1사분위부터 제 3사분위까지의 거리인 상자의 길이가 특성화고

등학교보다 작아 학생 간 임금 차이가 크지 않은 것을 알 수 있으며 특성화고등학교는 최솟값이 특히 작은 학교가 다수 관찰되어 학교 유형에 따른 차이를 명확히 확인할 수 있다.



[그림 2] 학교유형별 로그임금 박스플롯

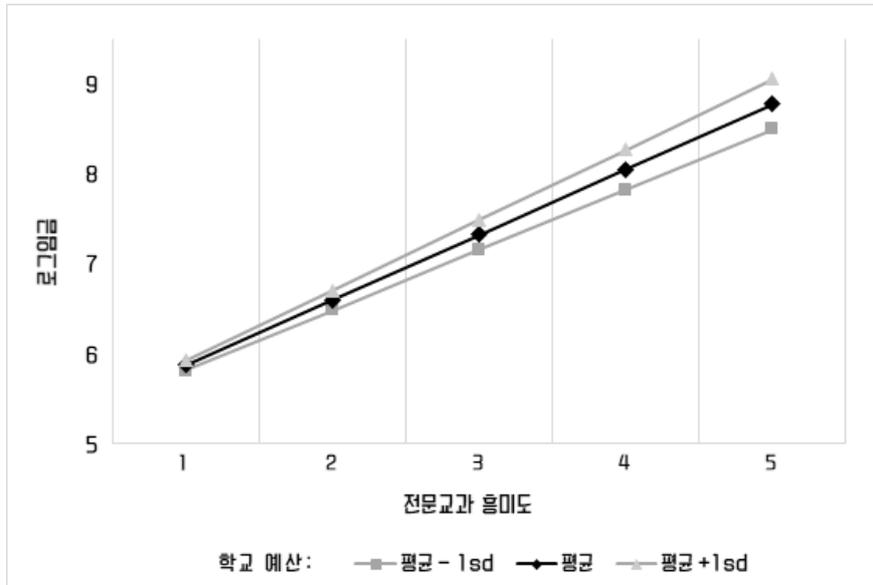
다음으로 모형 3은 학생 수준 변인에 대하여 학교 수준 변인인 학교유형 및 예산에 따른 상호작용을 투입하여 분석한 모델이다. 분석 결과, 성별과 학교유형, 전문교과 흥미도와 학교유형, 전문교과 흥미도와 예산, 전공동아리와 학교유형의 상호작용이 통계적으로 유의미하였다. 구체적으로 살펴보면, 성별의 경우 남성이 여성보다 더 많은 임금을 받는 것으로 나타나는데, 특성화고등학교일수록 그 차이는 더 커지는 것으로 나타났다([그림 3] 참조). 이러한 결과는 마이스터고의 경우 남학생과 여학생 간 임금 편차가 크지 않으나 특성화고의 경우에는 학생 간 임금 편차가 크게 나타나 성별에 따른 격차가 심화되는 것으로 해석할 수 있다.



[그림 3] 성별에 따른 로그임금 변화에 대한 학교 유형의 상호작용 효과

다음으로 전문교과에 대한 흥미도와 임금은 정적인 관계를 가지는데, 특성화고등학교일수록 그 효과는 더욱 가파르게 증가하며 마이스터고등학교는 그 증가폭이 완만한 것으로 분석되었

다. 또한 예산이 증가할수록 전문교과 흥미도가 임금에 미치는 정적인 영향은 더욱 증가하게 된다는 결과가 도출되었다([그림 4] 참조). 전공동아리의 참여 여부는 임금과 부적인 관계로 나타났는데, 특성화고등학교일수록 그 효과는 더욱 커지는 것으로 나타났다.



[그림 4] 전문교과 흥미도에 따른 로그임금 변화에 대한 학교 예산의 상호작용 효과

마이스터고등학교의 경우 남학생과 여학생의 임금 차이가 특성화고등학교보다 크지 않아 특성화고등학교일 때 남성이 여성보다 더 많은 임금을 받는다는 결과가 도출된 것으로 해석할 수 있다. 또한 전문교과 흥미도가 임금에 미치는 정적인 영향이 예산의 증가에 따라 가파르게 증가한다는 것은 직업교육 성과인 임금에 개인적인 전공 흥미뿐만 아니라 학교에서 학생에게 투자하는 예산 역시 긍정적인 역할을 할 수 있다는 것을 보여주는 결과라고 할 수 있다.



〈표 8〉 임금에 대한 위계적 회귀분석 결과

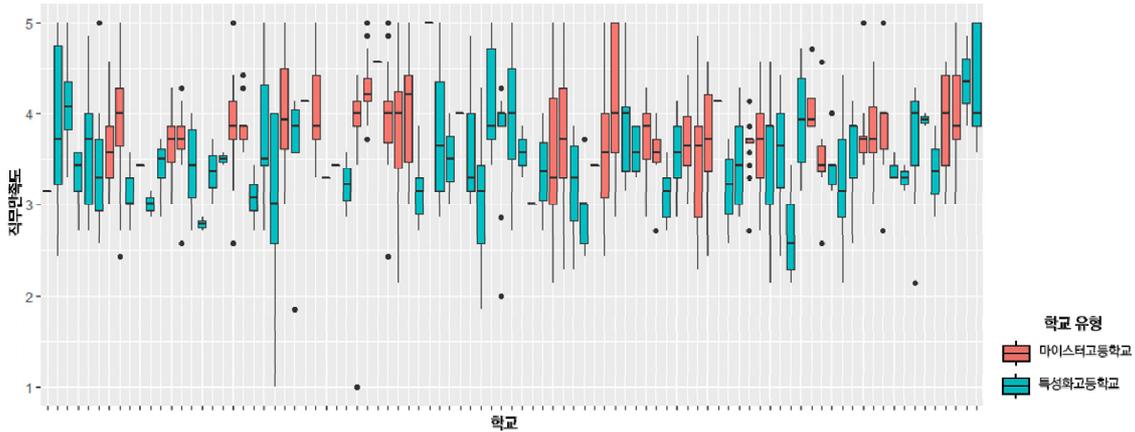
종속: 임금	기초모형		모형1		모형2		모형3	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
1수준 예측변수								
상수	5.165***	0.025	5.156***	0.026	5.145***	0.020	5.142**	0.020
성별			0.034	0.058			0.073	0.151
전문교과 이해도			0.008	0.027			0.011	0.036
전문교과 흥미도			0.040	0.024			0.043	0.028
전공동아리 참여 여부			-0.053	0.029			-0.069	0.045
기능반 참여 여부			0.063*	0.031			0.055	0.045
진로활동만족도			-0.013	0.017			-0.017	0.022
현장체험 여부			-0.040	0.049			-0.031	0.054
근로경험 여부			0.023	0.031			0.027	0.042
2수준 예측변수								
학교유형					-0.283***	0.037		
예산					-0.000	0.009		
상호작용 효과								
상수 × 학교유형							-0.284	0.038
상수 × 예산							0.001	0.010
성별 × 학교유형							0.285**	0.098
성별 × 예산							-0.032	0.035
전문교과 이해 × 학교유형							-0.076	0.061
전문교과 이해 × 예산							-0.030	0.017
전문교과 흥미 × 학교유형							0.127**	0.050
전문교과 흥미 × 예산							0.033***	0.012
동아리 × 학교유형							-0.160*	0.080
동아리 × 예산							-0.033	0.021
기능반 × 학교유형							0.122	0.081
기능반 × 예산							0.024	0.025
진로활동 × 학교유형							-0.031	0.040
진로활동 × 예산							0.010	0.010
현장체험 × 학교유형							-0.042	0.094
현장체험 × 예산							0.018	0.023
근로경험 × 학교유형							0.008	0.075
근로경험 × 예산							-0.005	0.018
랜덤효과								
	S.D.	Variance	S.D.	Variance	S.D.	Variance	S.D.	Variance
상수	0.183***	0.033	0.209***	0.043	0.078***	0.006	0.114	0.013
성별			0.296	0.087			0.207	0.043
전문교과 이해도			0.151*	0.022			0.131	0.017
전문교과 흥미도			0.116*	0.013			0.080*	0.006
전공동아리 참여 여부			0.112	0.012			0.105	0.011
기능반 참여 여부			0.153	0.023			0.124	0.015
진로활동 만족도			0.073	0.005			0.061	0.003
현장체험 여부			0.217	0.047			0.230	0.053
근로경험 여부			0.133	0.017			0.146	0.021
level-1 R	0.358	0.128	0.314	0.098	0.362	0.131	0.323	0.104
ICC		0.204						

주1 : 1수준 n=700 / 2수준 n=91

주2 : \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10% 에서 통계적으로 유의

### 나. 직장만족도에 영향을 미치는 학교 특성

직업계고등학교의 질적 성과인 직장만족도에 영향을 미치는 학생 수준 및 학교 수준 요인에 대한 분석 결과는 다음 <표 9>와 같다. 학생수준에서 기초변인을 투입한 모형 1을 보면, 이중 전문교과에 대한 흥미도가 높을수록 직장만족이 높아지는 정적인 관계가 있음이 밝혀졌다 ( $B=0.036, p<0.01$ ). 그리고 전문교과 이해도와 기능반 참여 여부는 학교 수준에 따라 통계적으로 유의미한 차이를 나타내는 것으로 나타났다. 학교수준 변인을 투입한 모형 2에 따르면, 학교유형이 특성화고등학교일 때 마이스터고등학교인 경우에 비하여 직장만족도가 더 낮은 것으로 나타났다( $B=-0.260, p<0.001$ ). 학교 유형별 직장만족도의 차이를 명확히 살펴보기 위하여 상자도표(box plot)를 그린 결과는 다음 [그림 5]와 같다. 임금에 비해서는 학교유형에 따른 직장만족도의 차이가 다소 적으나, 마이스터고등학교의 경우 특성화고등학교보다 상자의 위치가 더 상단에 있으며, 특성화고등학교는 마이스터고등학교에 비하여 각 학교별 제 3사분위의 위치가 대부분 낮은 것으로 나타나 학교 유형에 따른 차이를 확인할 수 있었다.



[그림 5] 학교유형별 직장만족도 박스플롯

다음으로 학생 수준 변인과 학교 수준 변인 간의 상호작용을 투입한 모형 3의 분석 결과, 현장체험 여부와 학교유형이 통계적으로 유의미한 상호작용 효과가 있음이 나타났다. 현장체험 경험이 있을 경우 직장만족도에 부적인 영향을 미치는 관계였으나, 특성화고등학교의 경우 마이스터고등학교보다 그 효과가 더 가파르게 감소하는 것으로 나타났다([그림 6] 참조). 이러한 결과는 현장을 이룬 시기에 경험할 경우 직장에 만족하는 정도가 감소하는데, 마이스터고등학교의 경우 전반적으로 직장만족도가 높은 수준이기 때문에 큰 효과를 보이지 못하지만 특성화고등학교의 경우에는 직장만족도의 격차가 커 이룬 시기의 직장 경험이 직장만족도에 미치는 부정적인 영향이 더 커지는 것으로 해석할 수 있다.

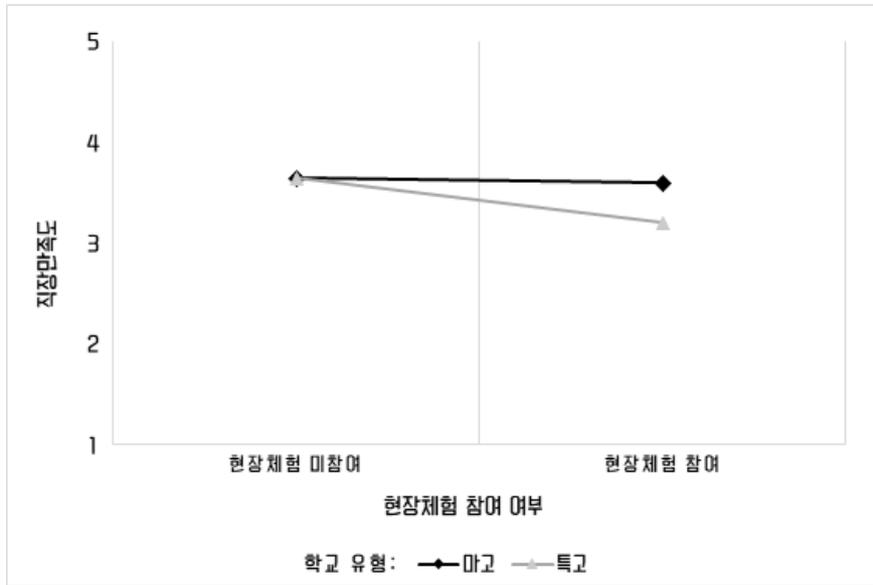


〈표 9〉 직장만족도에 대한 위계적 회귀분석 결과

종속: 직장만족도	기초모형		모형1		모형2		모형3	
	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.	B	S.E.
1수준 예측변수								
상수	3.636***	0.033	3.681***	0.032	3.636***	0.033	3.64***	0.032
성별			0.085	0.001			0.037	0.107
전문교과 이해도			0.040	0.032			-0.015	0.053
전문교과 흥미도			0.036*	0.084			0.111**	0.045
전공동아리 참여 여부			0.066	0.026			-0.012	0.080
기능반 참여 여부			0.084	-0.028			0.021	0.103
진로활동만족도			0.029	0.0243			0.024	0.032
현장체험 여부			0.096	-0.014			-0.050	0.096
근로경험 여부			0.064	0.105			0.156	0.082
2수준 예측변수								
학교유형					-0.260***	0.059		
예산					-0.018	0.014		
상호작용 효과								
상수 × 학교 유형							-0.253***	0.059
상수 × 예산							-0.015	0.014
성별 × 학교 유형							0.063	0.208
성별 × 예산							-0.107	0.066
전문교과 이해 × 학교 유형							-0.079	0.093
전문교과 이해 × 예산							0.020	0.028
전문교과 흥미 × 학교 유형							0.077	0.080
전문교과 흥미 × 예산							-0.011	0.026
동아리 × 학교 유형							-0.094	0.162
동아리 × 예산							0.035	0.051
기능반 × 학교 유형							0.120	0.182
기능반 × 예산							0.007	0.060
진로활동 × 학교 유형							0.055	0.067
진로활동 × 예산							-0.004	0.022
현장체험 × 학교 유형							-0.394*	0.188
현장체험 × 예산							-0.072	0.060
근로경험 × 학교 유형							0.185	0.163
근로경험 × 예산							0.079	0.050
랜덤효과								
	S.D.	Variance	S.D.	Variance	S.D.	Variance	S.D.	Variance
상수	0.102	0.010	0.191***	0.036	0.102	0.010	0.155***	0.024
성별			0.336	0.113			0.368**	0.135
전문교과 잘하는			0.168*	0.028			0.177***	0.031
전문교과 흥미			0.131	0.017			0.150	0.022
전공동아리 참여 여부			0.257	0.066			0.281	0.079
기능반 참여 여부			0.333*	0.111			0.332***	0.110
진로활동 만족도			0.088	0.007			0.082	0.006
현장체험 여부			0.404	0.163			0.389	0.152
근로경험 여부			0.247	0.061			0.292	0.085
level-1 R	0.696	0.484	0.628	0.394	0.696	0.484	0.624	0.390
ICC	0.049							

주1 : 1수준 n=700 / 2수준 n=91

주2 : \*\*\* 1%, \*\* 5%, \* 10% 에서 통계적으로 유의



[그림 6] 현장체험 참여에 따른 직장만족도 변화에 대한 학교 유형의 상호작용 효과

### 3. 직업계고등학교 취업 성과에 대한 비용효과성 차이 분석 결과

#### 가. 취업률 및 임금에 대한 비용효과성 차이 분석 결과

직업계고등학교의 성과는 양적 성과인 취업률 및 임금, 질적 성과인 업무만족도 및 직장만족도 등으로 모두 수치화되어 측정되고 있으나, 이에 대해 금전적인 가치를 부여하는 것은 매우 어렵다. 따라서 본 연구에서는 각 성과의 효과에 대한 비용을 계산하여 특성화고등학교와 마이스터고등학교의 차이를 비교하고자 하였다. 먼저 취업률에 대한 비용효과성 차이를 분석한 결과는 다음 <표 10>과 같다. 취업률 1%당 소요되는 비용의 차이를 분석한 결과, 마이스터고등학교의 경우 취업률 1%당 소요되는 예산은 학생 1인당 약 432,000원 정도로 분석되었으며, 특성화고등학교의 경우 취업률 1%당 소요되는 예산은 학생 1인당 약 562,000원으로 나타났다. 두 집단의 취업률 단위 효과에 대한 평균소요예산의 차이는 통계적으로 유의미하였으며 ( $t=-3.678, p=0.000$ ), 취업률에 대한 마이스터고등학교의 비용효과성이 더 높은 것을 확인하였다.

<표 10> 취업률에 대한 단위 효과당 비용 차이

구분	빈도	평균	표준편차	t
마이스터고등학교	418	431,566.8	223,059.5	-3.678***
특성화고등학교	282	562,027.3	566,762.2	

\*\*\*p<0.01

다음으로 임금에 대한 비용효과성 차이를 분석한 결과는 다음 <표 11>과 같다. 개인의 월 평균 임금 만 원당 소요되는 비용의 차이를 보면, 마이스터고등학교를 졸업한 경우 월 평균 임금 만 원당 소요되는 예산은 학생 1인당 약 168,000원 정도로 분석되었으며, 특성화고등학교를 졸업한 경우 월 평균 임금 만 원당 소요되는 예산은 학생 1인당 약 174,000원으로 나타났다. 마이스터고등학교를 졸업한 경우 단위 임금당 투입되는 예산이 다소 적은 것으로 나타났으나, 두 집단의 단위 임금에 대한 평균 소요예산의 차이는 통계적으로 유의미하지 않았다. 이는 마이스터고등학교 또는 특성화고등학교 졸업생 모두 고졸 수준의 일자리에 취업하게 되기 때문에 임금 수준에 있어 큰 차이가 나지 않음에 따른 결과로 해석할 수 있다.

**<표 11> 임금에 대한 단위 효과당 비용 차이**

구분	빈도	평균	표준편차	t
마이스터고등학교	418	167,850.4	101,440.8	-0.571
특성화고등학교	282	173,776.3	161,889.6	

**나. 업무 및 직장만족도에 따른 비용효과성 차이 분석 결과**

다음으로 업무만족도에 대한 비용 효과성 차이를 분석한 결과는 <표 12>와 같다. 업무만족도의 경우에도 금전적으로 환산이 어렵기 때문에 효과 1점에 대한 비용을 계산하여 학교유형에 따른 차이를 비교하였다. 마이스터고등학교의 업무만족도 1점당 소요되는 학생 1인당 로그 예산은 4.878이었으며, 특성화고등학교의 업무만족도 1점당 소요되는 학생 1인당 로그예산은 5.147로 나타나 업무만족도에 대한 마이스터고등학교의 비용효과성이 더 높은 것으로 나타났으며 두 학교유형의 단위 효과당 비용 평균의 차이는 통계적으로 유의미하였다( $t=-2.323$ ,  $p=0.020$ ).

**<표 12> 업무만족도에 대한 단위 효과당 비용 차이**

구분	빈도	평균	표준편차	t
마이스터고등학교	418	4.878	1.470	-2.323**
특성화고등학교	282	5.147	1.554	

\*\*\* $p<0.01$ , \*\* $p<0.05$

마지막으로 직장만족도에 대한 단위 효과당 비용의 차이를 분석한 결과는 다음 <표 13>과 같다. 마이스터고등학교의 경우 직장만족도 1점당 소요되는 학생 1인당 로그예산은 4.672였으며, 특성화고등학교의 직장만족도 1점당 소요되는 학생 1인당 로그예산은 5.000으로 나타나 직장만족도에 대한 비용효과성 역시 마이스터고등학교가 더 높은 것으로 나타났다. 그리고 마이스터고등학교와 특성화고등학교의 직장만족도에 대한 단위 효과당 비용 차이는 통계적으로 유의미하였다( $t=-3.972$ ,  $p=0.000$ ).

〈표 13〉 직장만족도에 대한 단위 효과당 비용 차이

구분	빈도	평균	표준편차	t
마이스터고등학교	418	4.672	1.019	-3.972***
특성화고등학교	282	5.000	1.106	

\*\*\*p&lt;0.01, \*\*p&lt;0.05

## V. 요약 및 결론

이 연구는 마이스터고등학교의 비용효과성 분석을 위하여 총 두 단계의 분석을 실시하였다. 다층모형분석과 학교 유형에 따른 비용효과성 분석에 의한 연구 결과는 다음과 같다. 첫째, 특성화고등학교와 마이스터고등학교 졸업생들의 취업 성과의 일반적 특성을 살펴보면 로그임금과 업무만족도, 직장만족도 모두 마이스터고등학교 졸업생들의 평균 수준이 높은 것으로 분석되었다. 취업률 역시 전체 직업계고등학교의 평균에 비해 마이스터고등학교가 월등히 높았고, 학생 1인당 투입하는 로그 예산 역시 마이스터고가 더 높은 것으로 나타났다. 따라서 마이스터고등학교 운영을 위해 투입되는 예산 중 개교를 위해 투입되는 시설 관련 예산이 다른 고등학교 유형에 비해 훨씬 높은 수준이라는 점을 고려했을 때에도 운영 측면에서 학생 1인당 투입하는 예산이 특성화고에 비해 지속적으로 더 높은 것을 알 수 있다. 둘째, 직업계고의 취업 성과에 영향을 미치는 학생 및 학교 수준의 다층모형 분석 결과 특성화고와 마이스터고의 학교 유형에 따른 임금과 직장만족도가 뚜렷한 차이를 보이는 것을 확인할 수 있었다. 또한 남학생이 여학생보다 일반적으로 더 많은 임금을 받는데, 특성화고의 경우 마이스터고보다 편차가 더 큰 것으로 나타났으며 전문교과에 대한 흥미가 임금에 미치는 정적인 영향 역시 학교의 예산에 따라 증가폭이 더 커지는 것으로 나타났다. 분석 결과에 따르면 고등학교 재학 중 현장체험 참여 여부에 따른 직장만족도는 마이스터고의 경우 큰 차이를 보이지 않았지만, 특성화고는 오히려 만족도가 감소하는 것으로 나타났다. 이는 그동안 졸업 후 취업결정 여부를 중심으로 직업계고의 취업 성과를 분석하였던 기존 연구들과 유사한 결과로 마이스터고의 취업결정 성과가 학교에서 제공하는 다양한 활동들에 의해 긍정적인 효과를 미친다는 결과와 유사하다고 보여진다(박자경, 최수정, 2020; 김강호, 2017; 이쌍철, 2016). 특히 직업계고의 유형에 따른 효과가 취업 결정 뿐만 아니라 취업의 질로 볼 수 있는 임금과 직장만족도에도 유의미한 영향을 나타낸다는 점에서 중등단계 직업교육의 질이 노동시장으로의 이행 이후의 성과에 지속적인 영향을 미친다고 해석할 수 있다. 마지막으로 직업계고등학교 취업 성과에 대한 비용효과성 차이분석 결과, 취업률 1%당 소요되는 비용이 마이스터고등학교가 더 낮게 나타나 특성화고등학교에 비해 마이스터고등학교에서 예산 투입의 효과가 더 높은 것으로 나타났다. 이는 Lee, Kim, & Lee(2016)에서 나타난 결과와 상반되는 것으로, 2016년 당시 연구에서는 분석시 특정 고등학교 3개만을 대상으로 분석하였다는 점과 마이스터고등학교 개교 시점이 얼마

지나지 않아 연구가 수행되어 개교를 위해 소요되는 초기비용을 모두 포함하였다는 점 때문에 마이스터고등학교의 성과가 과소추정되었을 가능성이 있으며 초기비용을 배제한 운영상의 효과를 파악할 수 없었다는 한계가 있다. 반면 이 연구에서는 마이스터고등학교와 특성화고등학교 91개교를 대상으로 분석하였으며, 마이스터고등학교 개교 당시 소요되는 예산이 아닌 실제 교육 운영을 위해 소요되는 예산을 특성화고등학교와 같은 기준으로 분석하였다는 점에서 비용효과성 분석의 결과가 더 신뢰로울 수 있다고 판단된다. 다음으로 임금에 대한 단위 효과당 비용 차이는 유의하지 않는 것으로 나타났고, 업무 및 직장만족도 모두 마이스터고등학교가 특성화고등학교에 비해 투입 예산 대비 비용 효과성이 더 높은 것으로 나타났다. 즉, 특성화고등학교에 비해 좀더 세분화된 특정 분야에 초점을 둔 마이스터고등학교의 운영 정책이 노동시장 진입 및 만족도에 있어서 더 효과적이라고 볼 수 있을 것이다. 이러한 결과는 전체 예산 수준에서는 마이스터고등학교가 더 높은 수준의 비용을 요구하는 것이 분명하나, 취업률을 높이기 위해 필요한 사회적인 비용이나 직업계고등학교가 목표로 하는 노동시장으로의 이행을 충실히 뒷받침하고 있다는 점에서 성과를 내고 있다고 판단할 수 있다. 사회적인 비용의 경우 유럽을 비롯한 각국의 직업교육 연구에서 중점적으로 조명하고 있는 부분으로, 직업교육의 시행을 통해 유사한 목적으로 시행되는 정책들의 비용을 상대적으로 절감시키는 효과가 있다는 것이 밝혀져 있다(CEDEFOP, 2013; McMahon, 1988; Psacharopoulos, 1972). 우리나라의 경우에도 청년취업을 비롯하여 노동시장 내에서 시행되고 있는 정책들에 비해 직업교육에 투입되는 예산 규모가 크지 않다는 점을 미루어 보아 개인 수준에서의 교육적 성과 외에도 사회적 포함 등의 측정되고 있지 않은 효과가 클 것으로 예상해 볼 수 있다(Nilsson, 2010).

연구 결과에 따른 제언은 다음과 같다. 첫째, 직업계고등학교의 유형과 함께 학교에 따른 교육 성과 및 지원의 격차에 대한 정책적 관심이 필요하다. 이 연구는 직업계고등학교의 유형으로 볼 수 있는 마이스터고등학교와 특성화고등학교의 차이에 주안점을 두고 분석을 실시하였다. 그러나 분석 과정에서 학교의 유형 뿐만 아니라 개별 학교 간의 차이가 상당부분 존재하는 점을 확인할 수 있었다. 학교 간의 차이는 직업교육 전체의 성과에도 영향을 미칠 수 있는 만큼 그 간극을 좁히기 위한 노력이 필요할 것이다. 기존의 다른 연구에서도 언급하였듯이(이쌍철, 2016; 박자경, 최수정, 2020) 학교 수준의 차이가 직업교육의 성과에 큰 영향을 미칠 수 있는 만큼 학교의 특성을 고려한 직업교육 정책의 방향 설정이 필요하다. 둘째, 이 연구에서는 패널데이터의 구성 특성상 공업계열에 한정하여 분석을 실시하였다. 그러나 직업교육은 공업계열 뿐만 아니라 상업계열, 농업계열, 가사·실업계열 등 다양한 분야로 세분화되어 운영되고 있다. 각 계열별 특성이 분명히 존재하고 특히 노동시장의 특성은 계열별로 매우 상이하다. 따라서 마이스터고등학교의 운영 성과나 학교에 따른 차이 역시 계열별로 다른 결과를 나타낼 수 있을 것이다. 추후 연구에서는 계열에 따른 차이를 함께 고려하여 추가적인 분석이 이루어져야 할 것이다. 셋째, 연구 결과에서 분석된 자료는 고등학교 졸업 이후 1년이 된 졸업생들의 노동시장 성과이다. 그 때문에 전체 분석 자료가 700여 명에 그쳐 통계적으로 충분한 표본을 확보하지 못했다는 한계를 가진다. 또한 현재 중단된 마이스터고등학교의 노동시장 성과 조사

를 지속적으로 시행하여 종단자료를 구축하고 직업계고등학교 학생들의 졸업 이후의 성과를 종단적으로 확인해 나가는 과정이 필요하다. 또한 중등직업교육의 효과성을 명확히 확인하기 위해서는 일반계고등학교 학생들이 대학 진학 이후 노동시장으로의 이행이 이루어진 이후에 고졸자와 대졸자의 비교 역시 종단 자료를 통해 확인할 필요가 있다. 마이스터고등학교 정책은 우리나라 직업교육 정책에 있어 하나의 큰 전환점이 된 정책이며, 현재까지 성과를 어느 정도 인정받고 있다는 점에서 장기적으로 새로운 정책을 수립하거나 정책방향을 결정할 때 중요한 이정표가 되어 줄 수 있다. 따라서 이러한 조사들이 향후 중등직업교육의 방향을 결정하기 위한 근거로써 활용될 수 있도록 꾸준한 관심을 가지고 다양한 방법으로 이를 분석하는 과정이 필요하며 지속적인 연구가 이루어질 수 있도록 지원이 필요할 것이다.

## ❖ 참고문헌 ❖

- 교육부 외. (2018). **2018년 산학일체형 도제학교 주요 현황 및 모니터링 보고서(전국용)**. 세종: 교육부.
- 교육통계네트워크. (2004). 교육통계. Retrieved from [http://edpolicy.kedi.re.kr/firt/boardView.do?nTbBoardSeq=&strCurMenuId=69&nTbCategorySeq=&pageIndex=8&pageCondition=30&nTbBoardArticleSeq=230041&searchTopic=&searchObject=&searchCondition\\_W=6&searchKeyword\\_W=](http://edpolicy.kedi.re.kr/firt/boardView.do?nTbBoardSeq=&strCurMenuId=69&nTbCategorySeq=&pageIndex=8&pageCondition=30&nTbBoardArticleSeq=230041&searchTopic=&searchObject=&searchCondition_W=6&searchKeyword_W=)
- 김강호. (2017). **마이스터고 교육의 취업효과: 특성화고와의 비교를 중심으로**. 세종: 한국직업능력개발원.
- 김병주, 김선연, 김정미. (2009). 온라인과 오프라인 과외교육의 비용-효과 분석. **수산해양교육연구**, 21(2), 199-212.
- 김봉주. (2015). 공교육비의 민간 부담과 출산율 선택. **경제학연구**, 63(4), 5-52.
- 김종우, 김성남, 윤희한, 김대영, 정희영, 이미란. (2016). **마이스터고 운영 모니터링 및 컨설팅 지원**. 세종: 한국직업능력개발원.
- 김종우, 최수정, 김경인. (2014). 마이스터고 졸업생의 노동시장 이행 성과 분석 직무만족도와 학력, 스킬불일치를 중심으로. **직업교육연구**, 33(5), 133-156.
- 김진모, 최수정, 전영욱, 류지은, 김선근. (2018). 중등단계 직업교육의 비용편익 분석. **농업교육과 인적자원개발**, 50(3), 1-16.
- 남수경. (2003). 원격 교원연수의 비용-효과성 분석. **교육행정학연구**, 21, 475-502.
- 민지식. (2020). **마이스터고등학교 학생의 진로선택몰입과 부모지지, 자기효능감, 취업장벽, 진로결정 대처전략의 구조적 관계**. 서울대학교 석사학위논문.
- 박자경, 최수정. (2020). 특성화고등학교 및 마이스터고등학교 학생의 취업결정과 학생 및 학교 변인의 위계적 관계. **농업교육과 인적자원개발**, 52(1), 21-42.
- 윤혜준, 송창용, 황성수, 민숙원, 백원영, 이은혜, 이지은, 금예진, 김혜정, 박라인, 손희전, 윤종혁, 김영식. (2019). **한국교육고용패널조사II(2019)**. 세종: 한국직업능력개발원.
- 이광호. (2003). **실업계 고등학교 교육 투자 수익률 분석**. 서울대학교 박사학위논문.
- 이명훈. (2014). 마이스터고 졸업생의 산업현장 적응에 대한 질적 연구. **한국기술교육학회지**, 14(3), 21-55.
- 이쌍철. (2016). 중등 직업교육기관 졸업생의 취업 질에 영향을 주는 학교 특성 분석. **교육재정경제연구**, 25, 109-128.
- 임소현, 황준성. (2015). 학교구성원의 인식을 통해 본 마이스터고 정책의 성과 분석. **직업교육연구**, 34(3), 45-66.
- 최수정. (2018). 직업교육의 고용프리미엄과 임금격차: 직업계고 및 전문대학 졸업생을 중심으로. **농업교육과 인적자원개발**, 50(1), 73-95.
- 한국교육개발원. (2018). **2018년 유·초·중등 교육통계 학교별 주요 현황**. 세종: 한국교육개발원.
- Cedefop. (2013). Labour Market Outcomes of Vocational Education in Europe: Evidence from the European Union Labour Force Survey. *Cedefop research paper; No 32*.

- Hoeckel, K. (2008). Costs and benefits in vocational education and training. *Paris: Organisation for Economic Cooperation and Development*, 8, 1-17.
- Jimenez, E., & Patrinos, H. A. (2008). *Can cost-benefit analysis guide education policy in developing countries?*. The World Bank.
- Lee, K. W., Kim, D. H., & Lee, H. K. (2016). Is the Meister Vocational High School more cost-effective?. *International Journal of Educational Development*, 51, 84-95.
- Levin, H. M., & McEwan, P. J. (2000). *Cost-effectiveness analysis: Methods and applications* (Vol. 4). Sage.
- Psacharopoulos, G. (1972). Rates of Return to Investment in Education around the World. *Comparative Education Review*, 16(1), 54-67.
- Rice, J. K. (1997). Cost analysis in education: Paradox and possibility. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 19(4), 309-317.
- Tsang, M. C. (1997). The cost of vocational training. *International Journal of Manpower*.
- McMahon, W. J. (1988). The economics of vocational and technical education: do the benefits outweigh the costs?. *International Review of Education*, 34(2), 173-194.
- Navaratnam, K. K. (1985). *Cost-benefit analysis of secondary vocational education programs* (Doctoral dissertation, Virginia Polytechnic Institute and State University).
- Newcomer, K. E., Hatry, H. P., & Wholey, J. S. (2015). *Handbook of practical program evaluation*. John Wiley & Sons.
- Nilsson, A. (2010). Vocational education and training - an engine for economic growth and a vehicle for social inclusion?. *International Journal of Training and Development*, 14(4), 251-272.
- Woodhall, M. (1970). *Cost-benefit analysis in educational planning*. Paris: Unesco, International Institute for Educational Planning.

## ❖ Abstract ❖

### Cost-effectiveness Analysis of Employment Performance by Meister High School

Ko Gwi Young, Min Jisik, Park Ja-kyung(Seoul National University)

The purpose of this study was to determine whether the employment outcomes of graduates of specialized high school and Meister high school show differences at the school level, and to understand the effectiveness of Meister High School policy by comparing differences between schools in terms of cost-effectiveness. To this end, a Hierarchical Linear Model analysis and Cost-Effectiveness analysis were conducted using data from the 1st and 3rd years of the “Korea Education and Employment Panel Survey II” surveyed by the Korea Research Institute for Vocational Education & Training.

As a result of the analysis, it was found that the effect of graduates on wages is that specialized high schools receive lower wages than Meister High School. Each had an interactive effect. In the case of job satisfaction, which is the qualitative achievement of vocational high schools, interest in specialized subjects had a positive effect, and participation in field experience and type of school had an interactive effect. As a result of analyzing the difference in cost-effectiveness, the cost-effectiveness of Meister High School on the employment rate was analyzed higher, and the cost-effectiveness of work satisfaction and job satisfaction was also higher in Meister High School.

**Key words:** Korea Education and Employment Panel Survey, Hierarchical Linear Model analysis, Cost-effectiveness Analysis, Meister High School, Vocational Education Performance, Employment Performance

## 청소년의 학습동기 유형 분류 및 영향요인 검증과 학업, 진로, 개인 변인에 대한 차이검증

이승연<sup>1)</sup> · 장유진<sup>2)</sup> · 송지훈<sup>3)</sup>

### 요약

본 연구는 한국직업능력개발원에서 제공하는 한국교육고용패널Ⅱ(KEEPⅡ)의 1차년도(2016년) 자료를 바탕으로 잠재프로파일분석(Latent Profile Analysis)을 적용하여 청소년의 학습동기의 유형을 분류하고 이에 영향을 미치는 영향요인을 검증하였다. 또한, 분류된 학습동기 유형에 따라 청소년의 학업, 진로, 개인 변인에 차이가 있는지 살펴보았다. 분석 결과, 잠재프로파일은 내재적, 외재적 가치를 모두 추구하는 '내외재적 가치추구 집단', 내재적 가치추구에 집중하는 '내재적 가치추구 집단', 전반적으로 모든 학습동기에 있어 저조한 수준을 보이는 '무동기 집단' 세 집단으로 분류되었다. 또한, 모든 영향요인은 잠재프로파일 분류에 있어 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이어서, 학업, 진로, 개인 변인의 집단 비교 결과, 학습전략과 학업스트레스의 경우 내외재적 가치추구 집단, 내재적 가치추구 집단, 무동기 집단 순으로 높은 것으로 나타났고, 진로성숙도는 내재적 가치추구 집단과 내외재적 가치추구 집단이 동일하게 나타났으나 무동기 집단보다는 월등히 높게 나타났다. 이외의 미래직업탐구와 미래직업 결정에 있어서는 내재적 가치추구 집단, 내외재적 가치추구 집단, 무동기 집단 순으로 높게 나타났다. 마지막으로 행복감은 내재적 가치추구 집단이 제일 높게 나타났고 내외재적 가치추구 집단과 무동기 집단이 뒤를 이었다. 본 연구는 청소년의 학습동기를 응답자의 특성에 따라 유형화하고 이와 관련된 요인들의 연관성을 검증하였다는 점에서 의의가 있다.

[주제어] 학습동기, 부모지지, 자기효능감, 진로교육 및 체험활동, 학업 · 진로 · 개인, 잠재프로파일분석

## I. 서론

4차 산업혁명으로 대표되는 사회의 급격한 변화는 21세기를 '지식의 시대'에서 '학습의 시대'로 바꾸어 놓았다(김성남, 2017). 지식과 정보의 양은 감당하기 어려울 정도로 많아졌고, 지식의 반감기 역시 줄어들면서 계속해서 등장하는 새로운 지식을 학습하는 것이 중요한 시대가 되었기 때문이다. 이러한 변화에 따라 학습은 과거와 달리 청소년기에 국한되는 것이 아니라 전 생애에 걸쳐 연속적으로 이루어지게 되었다. 이는 진정한 의미의 평생학습, 평생교육 시대가 도래하였음을 의미한다. 사회 구성원은 평생학습사회에서 새로운 지식을 주도적이고 연속적으로 학습할 수 있는 능력을 길러야 하며, 이 과정에서 학습 동기는 학습을 지속하는 데 있

- 1) 고려대학교 일반대학원 교육학과 교육측정 및 통계 전공 (석사과정)
- 2) 고려대학교 일반대학원 교육학과 교육측정 및 통계 전공 (석사과정)
- 3) 고려대학교 일반대학원 교육학과 교육측정 및 통계 전공 (석사과정)

어 중요한 역할을 수행한다. 높은 학습동기를 가질수록 스스로 과제를 선택하고, 과제 해결을 위해 지속적으로 노력하며, 어려운 상황에서도 과제수행을 위한 끈기를 보이기 때문이다 (Bandura, 1986). 이처럼 어떤 학습동기를 가지는지는 한 개인의 생애에서 학습을 대하는 태도나 정서에 영향을 미침과 동시에 국가적 차원의 경쟁력을 결정하는 중요한 요소라 할 수 있다.

한편, 청소년기는 이러한 학습동기를 포함하여 학습에 대한 태도를 형성하는 중요한 시기이다. 청소년은 삶의 대부분의 시간을 학습활동에 할애하며, 내외적으로 학습활동에 대한 다양한 요구를 경험한다. 청소년기에는 외재적으로 부모와 교사에 의해 성적을 통한 경쟁, 비교를 경험하고 내재적으로는 추상적 사고력의 발달과 함께 자신에 대한 평가능력이 높아지며 많은 갈등을 겪게 된다(Eccles & Midgley, 1989). 이러한 환경에서 청소년들은 다양한 방식으로 학습동기를 형성하게 된다.

어떠한 학습동기를 가지느냐에 따라 학습에 대한 흥미나 즐거움뿐 아니라 학업성취나 이로 인한 스트레스 등의 정서적 상태에 영향을 미친다. 이 때문에 학습동기가 어떻게 유형화되고 어떤 영향을 주고 받는지에 대한 다양한 연구들이 앞서 수행되었다. 먼저 한국 학생의 학습동기 유형을 검증하는 여러 시도들이 있었다(이민희, 정태연, 2007; 박병기, 이종욱, 홍승표, 2005; 고경희, 2003; 김아영, 오순애, 2001). 연구 결과, 타율조절과 자율조절로 나누는 2요인을 주장하는 제안과 2요인에 무동기 유형을 추가한 3요인을 제안한 연구가 있었다. 타율조절은 외부적 자극에 의해 학습동기가 형성되는 것이며, 자율조절은 내부적 자극에 의해 학습동기가 형성되는 것을 말한다. 무동기는 학습동기 자체가 낮은 수준을 유지하는 유형이다.

이렇게 구분된 학습동기의 유형과 그 수준은 학생들의 학습, 진로, 개인 정서에 영향을 미치는 것으로 보고 되었다. 높은 학습동기는 효과적인 학습전략을 사용하도록 돕는 것은 물론 (Pintrich & De Groot, 1990; Wigfield & Guthrie, 1997; 김중운, 최미숙, 2011), 자율적 학습동기가 학업소진을 덜 일으키는 것으로 보고되기도 하였다(고홍월, 2012). 이외에도 진로성숙(최정미, 2014)이나 학생들의 정서적 안녕감에 직간접적으로 영향을 미치는 것으로 드러났다(황진석, 이명자, 2010; 문은식, 강승호, 2008). 더불어 이러한 학습동기를 결정하는 요인에 대한 연구도 이루어졌는데, 부모의 양육행동이나(김희화, 정지영, 2005), 직업교육(정철영 외, 2012) 등이 학습동기의 유형과 수준을 결정한다는 실증적 연구를 살펴볼 수 있다.

앞선 연구들을 종합하여 해석하면 학습동기는 개인에 따라 형성되는 유형이 상이하며, 어떤 유형의 학습동기를 가지는지에 따라 학업과 진로, 정서적 상태에 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 그러나 다양한 논의에도 불구하고 앞선 연구들은 몇 가지 제한점을 갖는다. 먼저 일부 연구대상의 학습동기의 기술적인 수준을 밝히는 보고서는 있었지만, 실제 연구대상들의 학습동기가 어떻게 유형화되고 분포하는지를 확인하는 연구가 부족했다. 또한 변수 간의 관계를 밝히는 연구는 있었지만, 학습동기 유형에 따라 집단을 분류하여 집단의 특성과 차이를 확인하는 연구는 확인하기 어려웠다.

이에 따라 본 연구에서는 청소년의 학습동기가 어떻게 유형화되는지, 유형화에 영향을 미치는 요인이 무엇인지, 그리고 학업, 진로, 개인 변인에 대해 분류된 집단 간 차이를 밝히고자 한다.

## II. 선행연구 검토

### 1. 학습동기 유형

동기(motivation)는 인간의 모든 의도적이고 목표 지향적인 행동의 근원으로 인간의 행동을 개시하고 방향을 설정하며 강도와 끈기를 결정한다(김아영, 1998). 학습동기(learning motivation)는 학습자가 학습 행동을 유발할 수 있도록 이끌어가는 힘과 경향성을 뜻한다(Brophy, 2004). Woolfolk(1998)은 학습동기를 학습활동을 가치 있는 것으로 여기고 열심히 하려는 경향으로 인식하였다. 청소년의 삶을 이루는 다양한 활동 중에서 학습활동은 가장 대표적인 행위임에 따라 청소년의 학습활동을 설명하기 위해선 학습동기를 파악하는 것이 필수적이다.

학습동기의 개념은 Ryan과 Deci이 제시한 자기결정이론(self-determination theory)을 토대로 발전해왔다. 최초로 학습동기는 내재적 학습동기(intrinsic motivation)와 외재적 학습동기(extrinsic motivation)로 구분되어왔다(Deci & Ryan, 1985). 내재적 학습동기는 특별한 외적 보상이 없더라도 내용에 대한 관심과 흥미에 의해 학습하려 하는 경향을 뜻하고 외재적 학습동기는 학습의 즐거움보다 학습을 통해 얻게 되는 다른 보상에 의해 학습으로 이어지는 경우를 뜻한다(고홍월, 2012). 하지만 최근 연구는 내재적 동기와 외재적 동기를 이분법적으로 구분 짓지 않고 두 요인이 자기결정성(self-determination)에 이르는 연속선 상에 분포하며 각 세부 유형의 파악의 중요성을 제기하였다.

학습동기 측정의 토대가 되는 자기결정이론은 4가지 하위이론인 인지평가설(cognitive evaluation theory), 유기체 통합설(organismic integration theory), 작인 성향설(causality orientations theory), 기본적 욕구설(basic needs theory)로 구성되어있다. 학습동기는 인간이 문화를 흡수하여 사회인으로 성장하는 과정을 다룬다는 유기체 통합설을 토대로 여섯 가지 세부 유형으로 구분되었다(Reeve, 2005; Ryan & Connell, 1989; Ryan & Deci, 2000a). 유기체 통합설은 행동 원인의 소재지에 따라 동기를 큰 범주의 내재적 동기, 외재적 동기, 무동기로 분류하였고 내재적 동기, 외재적 동기, 무동기 순으로 자기결정력이 높은 것으로 보았다. 세 종류의 동기는 각각의 조절유형을 포함하고 있는데, 무동기의 무조절, 외재적 동기의 외적조절, 내사조절, 동일시조절, 통합조절, 내재적 동기의 내재적조절로 동기는 총 6가지 유형의 조절로 구성되어 있다.

지금까지 제기되어온 학습동기 유형에 대한 논의를 바탕으로 한국 학생의 학습동기 유형을 검증하기 위한 다수의 연구들이 수행되어왔다(이민희, 정태연, 2007; 박병기, 이종욱, 홍승표, 2005; 고경희, 2003; 김아영, 오순애, 2001). 학습동기 유형을 한국 청소년에게 적용하여 연구한 결과, 2요인(타율조절, 자율조절) 혹은 3요인(무동기, 타율조절, 자율조절)유형이 적합하다는 제안이 있었다(고홍월, 2012; 이민희, 정태연, 2007; 박병기, 이종욱, 홍승표, 2005). 하지만 내재적 동기와 외재적 동기, 혹은 자율조절과 타율조절이 서로 독립성을 유지하지 않고 동시에 높게

나타날 수 있어(Deci, & Ryan, 1985) 선행연구와 본연구를 기반으로 학습동기의 프로파일을 더 심층적으로 파악할 필요성이 있다.

## 2. 학습동기의 영향요인

청소년의 학습동기 유형 분류에 영향을 미치는 대표적 요인으로 관계적 요인인 부모와의 관계를 꼽을 수 있다. 한국 청소년은 입시경쟁으로 과열된 교육열의 학습환경에서 성장한다. 부모의 자녀 교육에 대한 초점도 주로 학업성취와 성공적인 대학입시에 맞추어져 있다. 이때, 부모의 자녀 학습활동에 대한 개입은 부모양육행동의 태도에 따라 학습동기에 긍정적인 효과와 부정적인 효과로 나타날 수 있다(김희화, 정지영, 2005). Gottfried(1994)는 부모가 자녀의 학습 과정에서 호기심, 즐거움, 지구력 등을 격려하면 자녀의 자율적 학습동기가 높아지는 반면 자녀를 외적으로 통제하거나 자율성을 허용하지 않고, 자녀의 능력을 비하하고 외적 보상을 언급할 경우 학습동기가 낮아진다는 것을 밝혔다. 즉, 부모지지와 인정은 자녀의 학습동기 형성에 중요한 역할을 함을 알 수 있다(김종운, 최미숙, 2011; 김아영 외, 2008).

학습동기와 밀접한 관련이 있는 다른 요인으로 심리적 요인인 자기효능감(self-efficacy)을 들 수 있다. 자기효능감은 학습자가 과제수행에 필요한 행위를 조직하고 실행해 나가는 자신의 능력에 대한 판단으로 정의된다(Bandura, 1977; 김아영, 2004). 구체적으로 자기효능감은 과제수행에 필요한 동기, 인지적 원천, 행동의 방향을 결정하는 개인의 능력에 대한 판단으로(Gist & Mitchell, 1992) 학습자의 학습동기와 개념적 관련성이 있다. 즉, 학생들이 스스로 공부하도록 동기유발을 시킬 수 있는 방안으로, 높은 자기효능감이 중요한 측면을 이룬다(김아영, 2004). 광재덕과 김진모(2010)는 기업 교육훈련 참여자의 자기효능감이 높을수록 교육훈련 프로그램을 통해 지식을 습득하고자 하는 학습자의 학습동기가 높아지는 것을 실증적으로 검증한 바 있다. 단, 자기효능감이 학습동기와 밀접한 개념을 공유하고 있음에도 불구하고 청소년의 자기효능감과 학습동기 간의 관계를 직접적으로 살펴본 연구는 미비하였다.

마지막으로 학습동기 유발에 직접적인 영향을 미칠 수 있는 경험적 요인으로 진로교육 및 체험활동이 있다. 직업체험활동과 같은 진로체험은 청소년이 아직 경험해보지 못한 장래에 대한 목표를 설정하고 동기를 부여하는 데에 직접적인 영향을 미친다. 정철영 등(2012)은 직업체험이 초등학생의 자기이해, 직업이해, 학습동기에 긍정적인 영향이 있음을 보고하였고 장현진(2018)은 진로교육활동참여가 진로개발역량, 학습동기, 자기주도학습과 유의미한 상관관계가 있음을 밝혔다. 또한 김종운과 이태곤(2015)의 연구는 진로역량강화 프로그램에 참여한 실험집단이 비교집단에 비해 학습동기 향상에 통계적으로 유의미한 효과가 있는 것으로 보고하였으며 이는 현재 나의 꿈을 생각하고 미래에 꿈을 이루었다고 느꼈을 때 학습동기 향상에 긍정적인 효과를 준 것으로 판단하였다.

### 3. 학습동기가 학습 변인, 진로 변인, 개인 심리적 변인에 미치는 영향

학습동기는 학습적 차원의 다른 변수인 학습전략과 학업스트레스와 높은 관련성이 있다. 먼저, 동기화된 학생들은 더 도전적인 과제나 활동을 선택하고 도전적인 과제에 직면했을 때 효과적인 학습전략을 사용하려는 경향이 있다(Pintrich & De Groot, 1990; Wigfield & Guthrie, 1997). 효과적인 학습전략을 사용하기 위해서는 외재적 동기상태와 경쟁상태보다 내재적 동기를 가지고 과제를 알고 이해하려는 욕구에 의한 상태가 필요로 하다(Ryan & Connell, 1989). 즉, 학습동기는 학습자가 학습의욕을 가지고 학습활동을 해 나아가는 원동력으로써 학습자의 행동을 촉진하고 학습자가 효율적인 학습전략을 사용할 수 있도록 돕는 역할을 한다(김중운, 최미숙, 2011). 한편, 학습동기 유형에 따라 학업스트레스 수준이 다르게 나타나는 것이 선행연구에 의해 밝혀져왔다. 내재적 동기가 높을수록 학업스트레스와 부적 상관관계를 이루게 되며(이민희, 정태연 2007, 조정은, 2011), 장기간 지속되는 학업스트레스는 학업소진을 유발하나 학습동기의 타율동기 집단 대비 자율동기 집단에 속할 경우 학업소진이 덜 소진될 수 있다(고홍월, 2012). 즉, 내재적 동기가 높은 학습자는 학습에 대한 열정과 스트레스를 스스로 통제함으로써 학업소진을 덜 경험하게 된다(강혜정, 강성현, 임은미, 2014).

진로문제와 학습문제 간의 관계를 밝힌 연구가 최근에 활발해지며 학습동기와 진로요인과의 관련성이 부각되고 있다(손은령, 김연중, 2010; 황매향, 임은미, 2004; 최정미, 2014; 백연옥, 심혜숙, 2015; 강혜정, 강성현, 임은미, 2016). 학습동기의 자율성이 높을수록 본인의 진로에 대한 탐색과 결정에도 주체성을 갖게 됨으로써 진로성숙도와 진로결정수준 등이 높을 것으로 유추할 수 있다. 이를 지지하는 선행연구로 황매향과 임은미(2004)는 진로성숙도가 자율적 동기와 정적 상관, 무동기와는 부적 상관을 밝혔으며 진로성숙도의 하위요인인 계획성이 학습동기와 밀접한 관련성이 있다고 보고하였다. 최정미(2014)의 연구도 비슷한 결과를 나타내었는데 진로성숙도가 자율적 동기와 정적 상관관계, 통제 동기와는 부적 상관관계에 있음을 검증하였다. 또한 백연옥과 심혜숙(2015)은 자기결정성과 진로장벽지각과의 부적 상관관계와 자기결정성과 진로태도성숙과의 정적 상관관계를 심층적으로 살펴보았다. 청소년의 학습동기와 진로결정요인 간의 관계를 직접적으로 살펴본 연구는 미비하였지만 대학생으로 대상으로 진로동기가 진로결정수준 및 진로결정 자기효능감에 유의미한 영향을 미친다는 유사한 연구 결과는 검증된 바 있다(이종원, 최은수, 2015; 김보경, 정철영, 2012).

동기는 개인의 심리적 안녕감과 직접적인 관련성을 갖는 변인(Deci et al., 2001)임에도 불구하고 동기 유형에 따라 주관적 안녕감, 행복과 같은 개인의 심리적 요인의 차이를 밝힌 연구는 미비하다. 몇몇 국외 선행연구는 내재적 동기가 높은 학습자의 경우 시험 준비 과정에서 다양한 학습 활동에 참여하고 즐거움을 지각하는 등 안녕감이 높게 나타났다고 밝혔고(Burton et al., 2006), Ryan과 Deci(2000)는 학습자의 내재동기가 안녕감과 직결된다고 하였다. 학습동기가 주관적 안녕감에 미치는 간접적인 영향을 살펴본 국내 연구로는 소이현(2007)이 밝힌 학습동기가 학업성취도를 매개로 고등학생의 주관적 안녕에 미치는 영향에 대한 검증하였으며



고등학생의 자율동기 혹은 자기조절동기가 주관적 안녕감에 직간접적으로 정적인 영향을 미친다고 보고된 바 있다(황진석, 이명자, 2010; 문은식, 강승호, 2008). 하지만 지금까지 수행되어 온 선행연구는 내재적 동기, 자율동기와 심리적 안녕감 간의 긍정적 상호작용을 살펴본 것에 그쳤기에 본 연구에서는 동기의 유형에 따른 심리적 안녕감, 즉 행복감의 차이를 분석하고자 한다.

이에 따라 본 연구의 연구문제는 다음과 같다.

- 연구문제 1. 청소년의 학습동기 유형에 따른 상이한 잠재프로파일이 존재하는가?
- 연구문제 2. 청소년의 학습동기 유형에 따른 잠재프로파일 분류에 부모지지, 자기효능감, 진로교육 및 활동 참여도는 어떠한 영향을 미치는가?
- 연구문제 3. 청소년의 학습 동기 유형에 따른 잠재프로파일 분류별 진로, 학업, 개인 변인들에 유의한 차이가 있는가?

### Ⅲ. 연구방법

#### 1. 분석 대상

본 연구는 한국직업능력개발원에서 제공하는 한국교육고용패널Ⅱ(KEEPⅡ: Korea Education & Employment Panel Ⅱ)의 1차년도(2016년) 자료의 고등학교 2학년 학생 10,558명을 대상으로 분석하였다. KEEPⅡ는 중·고등교육과 능력중심사회 관련 정책의 성과를 파악하고 중·고등교육에서 노동시장으로의 이행경로를 조사하기 위하여 수집된 자료로, 학생 개인의 학교생활과 특성, 진로, 일자리 관련 변수부터 가정환경과 학교환경에 이르는 변수까지 폭넓게 제공하고 있다. 특히, 1차년도(2016년) 자료는 대학생활 및 일자리 관련 설문 내용의 비중이 더 커지는 2차년도(2017년)의 자료보다 청소년의 교육 및 학습, 진로에 더 초점이 맞춰져 있어 본 연구에 적합하다고 판단되었다.

#### 2. 분석 변수

##### 가. 학습동기

학습동기는 배움의 즐거움, 나은 사람, 좋은 직업, 돈, 하고 싶은 일, 사회에 필요한 사람, 친구들에게 무시, 친구들에게 인기, 경쟁상대 이김, 칭찬, 공부 강요, 별의 총 12개의 문항으로 구성되어 있다. 각 문항의 자세한 내용은 <표 1>에 제시하였다. 모든 문항은 '1=전혀 그렇지 않다, 2=그렇지 않다, 3=보통이다, 4=그렇다, 5=매우 그렇다'인 5점 척도로 이루어져 있으며, 문항

의 점수가 높을수록 해당 학습동기를 긍정하는 것으로 해석할 수 있다.

#### 나. 영향요인 및 통제요인

청소년의 학습동기에 따른 유형 분류에 영향을 미치는 요인으로는 부모지지, 자기효능감, 진로교육 및 활동 참여도를, 통제요인으로는 성별 문항을 활용하였다. 부모지지는 5개의 부모와의 대화 빈도 문항을 평균내어 활용하였으며, 5점 척도(1=전혀 하지 않음, 2=월 1회 정도, 3=주 1~2회 정도, 4=주 3~4회 정도, 5=거의 매일)로 점수가 높을수록 부모지지 정도가 높은 것을 의미한다. 자기효능감은 '1=전혀 그렇지 않다, 2=그렇지 않다, 3=보통이다, 4=그렇다, 5=매우 그렇다'인 5점 척도로 평균을 내어 사용하였으며, 총 6개의 문항으로 구성되어있다. 점수가 높을수록 자기효능감이 높음을 뜻한다. 진로교육 및 활동 참여도는 11개의 문항으로 이루어진 진로교육 및 활동의 경험 여부를 '1=예, 2=아니오'에서 '0=아니오, 1=예'로 변환한 후, 11개의 문항 값을 합산하여 사용하였다. 점수는 총 11개의 진로교육 및 활동 중 참여한 교육 및 활동의 수를 의미하며, 점수가 높을수록 진로교육 및 활동 참여도가 높은 것으로 해석하였다. 또한, 남학생이 여학생에 비해 타율적으로 공부하는 경향이 있다는 선행연구(이민희, 2006)를 바탕으로, 성별을 통제요인으로 제시하였다. 성별 문항은 본래 '1=남자, 2=여자'로 구성되어 있었으나, '0=남자, 1=여자'로 변환하여 사용하였다. 구체적인 문항 내용은 <표 2>에 제시하였다.

#### 다. 결과변수

학업 변인의 경우 학습전략과 학업스트레스로 이루어져 있다. 먼저 학습전략은 12개의 문항으로 구성되며 5점 척도(1=전혀 그렇지 않다, 2=그렇지 않다, 3= 보통이다, 4=그렇다, 5=매우 그렇다)로, 점수가 높을수록 학습전략 수준이 높음을 의미한다. 학업스트레스의 경우, 4개의 문항으로 구성되어 있으며 마찬가지로 5점 척도(1=전혀 그렇지 않다, 2=그렇지 않다, 3=보통이다, 4=그렇다, 5=매우 그렇다)로 측정된다. 점수가 높을수록 학업스트레스가 높은 것을 의미한다. 학습전략과 학업스트레스 문항 모두 평균을 내어 사용하였다.

진로 변인의 경우 진로성숙도, 미래직업탐구, 미래직업결정으로 구성된다. 진로성숙도의 경우 14개의 문항으로 구성되며, 5점 척도(1=전혀 그렇지 않다, 2=그렇지 않다, 3= 보통이다, 4=그렇다, 5=매우 그렇다)로 측정되었다. 점수가 높을수록 진로성숙도가 높음을 뜻한다. 미래직업탐구는 3개의 문항으로 이루어져 있으며, 5점 척도(1=전혀 모른다, 2=잘 모른다, 3=보통이다, 4=잘 안다, 5=매우 잘 안다)로 높은 점수는 미래직업에 대한 탐구 정도가 높음을 의미한다. 진로성숙도와 미래직업탐구 문항 모두 평균을 내어 사용하였다. 마지막으로, 미래직업결정은 '1=예, 2=아니오'로 측정된 자료를 '0=아니오, 1=예'로 변환하여 활용하였다.

개인 변인은 행복감 단일 변수로 구성된다. 행복감은 10점 척도(0=전혀 행복하지 않다 ~10=매우 행복하다)로 측정되었으며, 점수가 높을수록 행복감이 큰 것을 의미한다. 모든 변수에 대한 구체적인 문항 내용은 <표 3>에 제시하였다.



〈표 1〉 학습동기 문항 내용

		문항내용	신뢰도
내재적 동기	A1	배우고 익히는 것이 즐거우므로	0.787
	A2	더 나은 사람이 되기 위해서	
	A3	좋은 직업을 가지기 위해서	
	A4	돈을 많이 벌기 위해서	
	A5	내가 앞으로 하고 싶은 일을 하기 위해서	
	A6	사회에 필요한 사람이 되기 위해서	
외재적 동기	A7	친구들에게 무시당하기 싫어서	
	A8	친구들에게 인기를 얻고 싶어서	
	A9	경쟁 상대를 이기기 위해서	
	A10	공부를 잘하면 부모님이나 선생님께 칭찬을 받기 때문에	
	A11	부모님이나 선생님이 공부하도록 시켜서	
	A12	공부를 하지 않으면 부모님이나 선생님이 벌을 주시므로	

〈표 2〉 영향요인 문항 내용

변수	문항내용	신뢰도
부모지지	부모님(보호자)과 다음 내용에 대해 얼마나 자주 대화를 합니까? 1) 학교생활(친구 관계, 선생님과 관계 등) 2) 나의 흥미와 적성 3) 나의 미래 직업(꿈, 진로희망) 4) 학교 및 학과 선택 5) 삶의 가치관	0.870
자기효능감	내가 무엇을 잘하는지 알고 있다 내가 좋아하는 일을 알고 있다 내 삶에서 무엇이 중요한지를 알고 있다 내가 결정해야 할 일을 무리 없이 결정한다 내가 계획한 것을 잘할 수 있다 내가 괜찮은 사람이라고 생각한다	0.847
진로교육 및 활동 참여도	경험 여부 1) ‘진로와 직업’ 수업 2) 창의적 체험활동 중 진로활동 3) 진로심리검사 4) 진로상담 5) 진로동아리 6) 직업인 멘토 특강 7) 현장 견학 8) 학과 체험 9) 현장 직업 체험 10) 직업 실무 체험 11) 진로 캠프	0.776

〈표 3〉 결과변수 문항 내용

변수		변수처리	신뢰도
학업 변인	학습전략	나는 공부할 때 모든 내용을 다 외우려고 애쓴다 나는 공부할 때 다른 과목에서 이미 배운 것과 새로 배우는 내용을 연결시키려고 애쓴다 나는 공부를 시작할 때 배워야 할 것이 무엇인지 정확히 파악한다 나는 공부할 때 내용이 어렵다 할지라도 끈기 있게 공부한다 나는 공부할 때 될 수 있는 한 많은 것을 외운다 내가 이미 알고 있는 것과 연결시킬 때 공부가 더 잘 된다 나는 공부할 때 가장 중요한 내용을 기억하고 있는지 확인한다 나는 공부할 때 최대한 열심히 한다 나는 공부할 때 반복해서 중얼거리거나 밑줄을 긋고 그 내용을 암기하려 애쓴다 나는 공부할 내용을 내가 이미 알고 있는 것과 어떻게 연결시킬지 생각해본다 나는 공부하다가 이해가 잘 안되는 것이 있으면 확실히 하기 위해 다른 정보를 찾아본다 나는 공부할 때 계획한 것을 끝까지 한다	0.881
	학업 스트레스	중간고사, 기말고사를 치는 기간에는 마음이 불안해진다 시험 기간만 되면 아픈 곳이 생긴다 시험이 끝난 후에도 그 시험에 대한 걱정을 떨칠 수 없다 시험을 치는 동안에 너무 초조하여 아는 것도 생각이 나지 않는다	0.796
진로변 인	진로 성숙도	나는 새로운 직업이나 진로를 개척한 사람들의 사례를 알고 있다 나는 일과 직업 세계가 어떻게 변화되어 왔는지 알고 있다 나는 내가 원하는(혹은 관심 있는) 직업에서 필요로 하는 직업윤리에 대하여 설명할 수 있다 나는 우리 사회에서 흔히 볼 수 있는 직업에 대한 편견과 고정관념을 설명할 수 있다 나는 고등학교 졸업 이후에 진학할 수 있는 여러 가지 고등교육기관의 종류를 설명할 수 있다 나는 내가 원하는 대학이나 전공 학과의 정보에 대하여 여러 가지 방법으로 탐색할 수 있다 나는 희망(관심) 직업의 정보를 여러 가지 방법을 통하여 탐색할 수 있다 나는 여러 가지 직업 정보 중 믿을 수 있는 정보와 그렇지 않은 정보를 판단할 수 있다 나는 내가 원하는(혹은 관심 있는)직업을 가지기 위해서 필요한 학력이나 자격 등에 대한 정보를 알고 있다 나는 나의 특성과 환경을 고려하여 장기적인 진로 계획을 세울 수 있다 나는 고등학교 졸업 이후의 내 진로(대학 진학, 취업, 창업 등)에 대한 계획이 있다 나는 내가 원하는 진로(대학 진학, 취업, 창업 등)를 준비하는 방법을 알고 있다	0.911



변수	변수처리	신뢰도
	나는 진로(대학 진학, 취업, 창업 등)를 선택할 때 중요하게 생각하는 기준이 있다 나는 진로를 준비할 때 발생하는 어려움을 극복할 수 있다	
미래직업 탐구	업무 내용(하는 일) 전망 및 비전 입금(보수, 수입)	0.996
미래직업 결정	미래의 직업을 결정하였습니까?	
개인 변인	행복감 귀하는 얼마나 행복합니까?	

### 3. 분석방법

본 연구는 청소년의 학습동기 유형에 따른 잠재프로파일을 도출하고, 유형을 분류하는데 영향을 미치는 영향요인(부모지지, 자기효능감, 진로교육 및 활동 참여도)을 검증하며, 잠재프로파일별 학업, 진로, 개인 변인의 차이를 살펴보기 위하여 잠재프로파일분석(Latent Profile Analysis)을 적용하였다. 잠재프로파일분석은 수집된 데이터를 바탕으로 유사한 패턴을 보이는 개인들을 하위집단으로 분류하기에 적합한 방법으로, 가장 적절한 하위집단의 수를 파악하여 가장 속할 확률이 높은 집단에 개인을 배치한다. 분류된 하위집단은 잠재프로파일이라 한다. 이처럼 잠재프로파일분석은 개인의 특성에 초점을 맞추는 사람 중심적 접근을 기반으로 한다는 특징이 있다(Bergman & Magnusson, 1997).

본 연구의 분석은 총 세 단계의 과정으로 진행된다. 먼저, 청소년의 학습동기에 있어 적절한 잠재프로파일의 수와 특징을 확인한 후, 두 번째로, 잠재프로파일의 분류에 영향을 미치는 요인을 검증한다. 마지막으로, 분류된 잠재프로파일별 학업, 진로, 개인에 대한 결과변수의 차이가 있는지 확인하기 위하여 집단 간 차이검증을 실시한다.

본 연구는 첫 번째 단계로, 적합한 잠재프로파일 수를 결정하기 위하여 정보지수, 모형비교 검증, 분류의 질을 기준으로 모형을 평가하였다. 일반적으로 잠재프로파일분석은 데이터의 내재된 특성을 적합하게 나타낼 수 있는 하위집단의 수를 결정하기 위해 집단의 수를 점차 증가시키면서 각 모형을 비교하여 가장 적합한 모형을 선택하는 탐색적인 과정을 거친다(Schmiege et al., 2012). 최종 모형은 통계적 적합도와 해석 가능성을 바탕으로 결정되는데, 통계적 적합도는 정보지수, 모형비교 검증방법, 엔트로피(Entropy)를 통해 확인할 수 있다. 정보지수로는 AIC(Akaike Information Criterion)(Akaike, 1974), BIC(Bayesian Information Criterion)(Schwarz, 1978), SABIC(Sample size Adjusted BIC)(Sclove, 1987)을 확인하는데, 각 정보지수의 값이 낮을수록 좋은 적합도임을 뜻한다. 각 정보지수는 식 (1), (2), (3)과 같이 계산된다.  $L$ 은 우도비율,  $p$ 는 추정모수의 수를,  $n$ 은 표본의 크기를 의미한다.

$$AIC = -2\ln(L) + 2p \quad (1)$$

$$BIC = -2\ln(L) + p[\ln(n)] \quad (2)$$

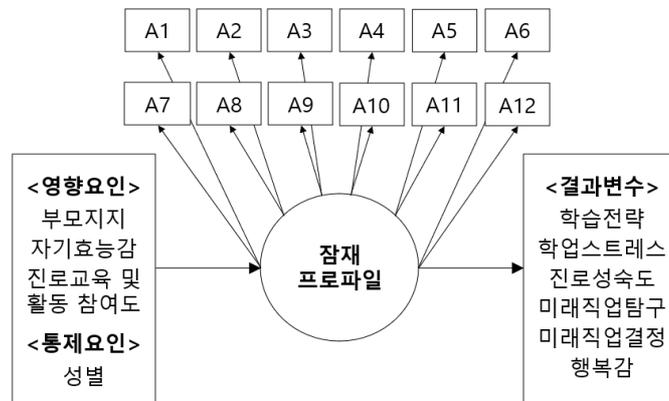
$$SABIC = -2\ln(L) + p[\ln(\frac{n+2}{24})] \quad (3)$$

또한, 모형비교 검증방법의 경우, 조정된 차이검증인 LMR LRT(Lo-Mendell-Rubin adjusted Likelihood Ratio Test)(Mendell & Rubin, 2001)와 모수적 부츠스트랩 우도비 검증인 BLRT(Parametric Bootstrapped Likelihood Ratio Test)(Peel & McLachlan, 2000)의 p-value를 살펴본다. 잠재프로파일의 수가 k-1개인 모형과 k개인 모형의 상대적 적합도 비교를 바탕으로 p-value가 유의하다면 잠재프로파일의 수가 k개인 모형을(Lo, Mendell, Rubin, 2001) 택하는 방식으로 진행된다. 마지막으로, 분류의 질을 나타내는 엔트로피(Entropy)값을 참고하여 모형을 선택한다. 엔트로피는 0과 1 사이의 값으로 나타나며 분류의 질이 좋을수록 1에 가깝고, 일반적으로 0.8 이상이면 좋은 분류라고 해석할 수 있다(Clark, 2010).

두 번째 단계로 잠재프로파일 분류에 영향을 미치는 요인을 검증하려 한다. 본 연구에서는 편향 보정된 3단계 접근법을 사용하였는데, 그 과정은 다음과 같다. 먼저, 공변인을 제외한 상태에서 잠재프로파일분석을 실시하여 잠재프로파일의 수를 정하고, 잠재계층 분류 시 발생하는 분류오류를 교정한다. 이후 공변인을 투입하여 다항로지스틱 회귀분석을 실시함으로써 검증을 마친다(Asparouhov & Muthen, 2018).

마지막 단계로 잠재프로파일별 학업, 진로, 개인 변인들의 차이를 살펴보기 위해 차이검증을 실시한다. 첫 번째 단계에서 결정한 잠재프로파일 모형에 결과변수를 투입한 조건모형을 분석하여 잠재프로파일별 종속변수의 차이 유무를 확인한다.

본 연구에서는 완전정보최대우도법(full information maximum likelihood: FIML)을 이용하여 결측치를 처리하였으며, 분석은 Mplus 8.3 프로그램을 사용하였다. 본 연구의 최종 연구 모형은 [그림 1]과 같다



[그림 1] 연구 모형

## IV. 분석 결과 및 해석

### 1. 기술통계

분석에 사용하고자 하는 변수들의 기술통계표를 아래 <표 4>와 <표 5>에 제시하였다. <표 4>를 살펴보면 전반적으로 내재적 동기에 해당하는 문항의 평균 점수가 높게 나타났다. 한편, 결과변수의 미래직업 결정 여부 변수는 명목형 변수로, 총 10,557명 중 ‘아니오’라고 답한 응답자가 3,709명, ‘예’라고 답한 응답자가 6,848명으로 나타났다.

<표 4> 학습동기 기술통계표

		문항	평균	표준편차
내재적 동기	A1	배우고 익히는 것이 즐거우므로	2.99	1.025
	A2	더 나은 사람이 되기 위해서	3.88	0.891
	A3	좋은 직업을 가지기 위해서	4.12	0.852
	A4	돈을 많이 벌기 위해서	3.99	0.938
	A5	내가 앞으로 하고 싶은 일을 하기 위해서	4.31	0.794
	A6	사회에 필요한 사람이 되기 위해서	3.66	1.015
외재적 동기	A7	친구들에게 무시당하기 싫어서	2.94	1.131
	A8	친구들에게 인기를 얻고 싶어서	2.11	0.956
	A9	경쟁 상대를 이기기 위해서	2.58	1.182
	A10	공부를 잘하면 부모님이나 선생님께 칭찬을 받기 때문에	2.55	1.194
	A11	부모님이나 선생님이 공부하도록 시켜서	2.52	1.109
	A12	공부를 하지 않으면 부모님이나 선생님이 벌을 주시므로	1.66	0.849

<표 5> 관련 변인 기술통계표

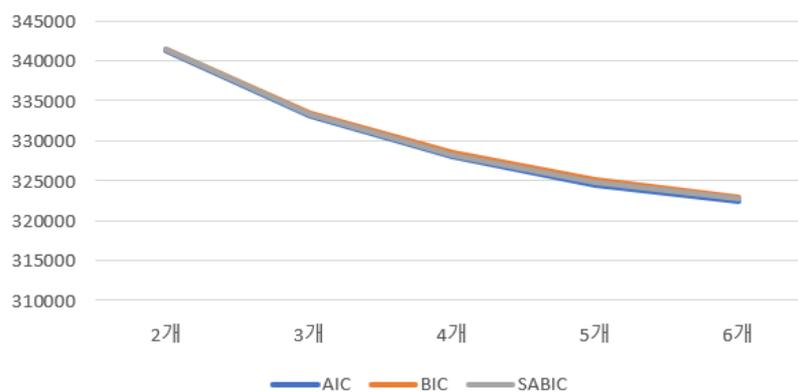
		n	평균	표준편차
영향요인	부모지지	10,558	2.92	0.927
	자기효능감	10,553	3.69	0.662
	진로교육 및 활동 참여도	10,552	5.81	2.514
결과변수	학습전략	10,558	3.40	0.630
	학업스트레스	10,558	2.58	0.894
	진로성숙도	10,558	3.52	0.617
	미래직업탐구	6,847	3.78	0.690
	미래직업 결정 여부	10,557	-	-
	행복감	10,558	7.85	1.954

## 2. 잠재프로파일 수 결정

청소년의 학습동기에 따른 잠재프로파일 수를 결정하기 위해 잠재프로파일 수를 하나씩 증가시키며, 정보지수와 모형비교검증 방법의 p-value, 엔트로피(Entropy)를 비교하였으며, 결과는 <표 6>에 제시하였다. 비교 결과, 잠재프로파일의 수가 증가할수록 AIC, BIC, SABIC 모두 감소하는 양상을 보였다. 특히, 잠재프로파일이 2개에서 3개로 증가할 때, 비교적 큰 폭으로 감소하였고, 이후 감소의 폭이 비슷한 수준으로 이어졌다. 모형비교 검증 결과 잠재계층의 수와 상관없이 모두 0.001 수준에서 유의하였고, Entropy는 잠재프로파일의 수가 3개, 5개, 6개일 때 0.8 이상임을 확인하였다. 결론적으로, 정보지수와 모형비교 검증 결과, Entropy, 그리고 해석의 용이성을 모두 고려하여 청소년의 학습동기의 내재된 특성을 설명하기에 가장 적합한 잠재프로파일의 수는 3개라고 판단하였다.

**<표 6>** 잠재프로파일 수에 따른 정보지수, LMR LRT, BLRT, Entropy

분류기준		잠재프로파일 수				
		2	3	4	5	6
정보지수	AIC	341229.66	333094.72	328004.26	324491.45	322345.48
	BIC	341498.46	333457.95	328461.93	325043.57	322992.03
	SABIC	341380.88	333299.06	328261.73	324802.05	322709.20
모형비교 검증	LMR LRT	.000	.000	.000	.000	.000
	BLRT	.000	.000	.000	.000	.000
분류의 질	Entropy	0.756	0.805	0.798	0.803	0.824



**[그림 2]** 잠재프로파일 수에 따른 정보지수 변화 양상

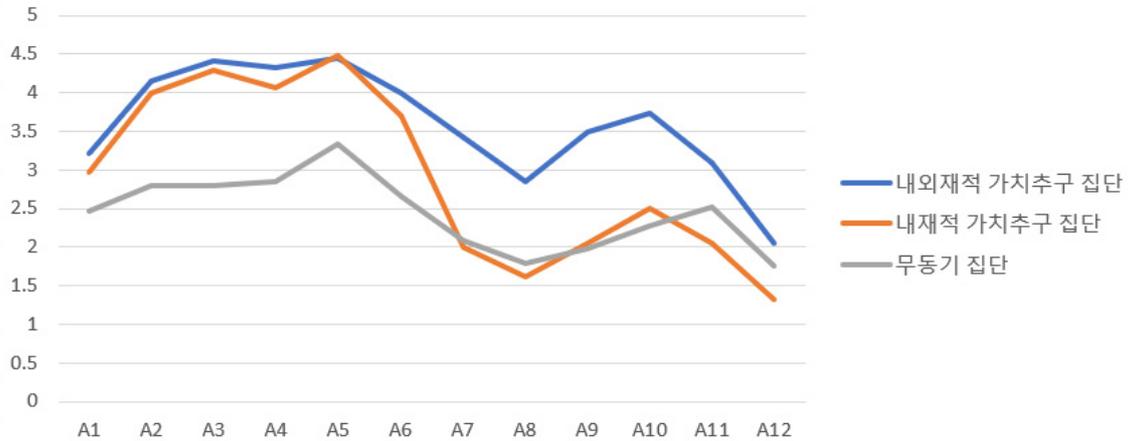
### 3. 잠재프로파일별 특징

잠재프로파일별 특징을 살펴보기 위하여 학습동기 각 문항에 응답한 비율과, 평균을 살펴보고 <표 7>과 [그림 3]에 제시하였다. 먼저, 전체 응답자의 37.4%가 속한 첫 번째 집단은 다른 두 집단에 비해 거의 모든 문항에서 높은 점수를 나타내었다. 특히, 내재적 동기와 외재적 동기에 관한 문항의 점수가 다른 두 집단과 큰 폭으로 차이가 있었다. 따라서, ‘내외재적 가치추구 집단’이라고 명명하였다. 두 번째 집단은 전체의 48.4%가 속한 집단으로 학습동기 문항 중 내재적 동기에 관한 문항의 점수가 다른 문항에 응답한 점수보다 월등히 높은 경향을 보였다. 이에 ‘내재적 가치추구 집단’으로 명명하였다. 마지막으로, 세 번째 집단의 경우, 전체의 14.2%의 응답자가 속한 집단으로 학습동기를 구성하는 대부분의 문항의 평균 점수가 3점(보통이다)이하인 것으로 나타났다. 즉, 전반적인 학습동기가 저조한 것으로 해석할 수 있다. 이에 세 번째 집단을 ‘무동기 집단’이라고 명명하였다.

<표 7> 잠재프로파일별 학습동기의 평균

		문항	집단1	집단2	집단3
내재적 동기	A1	배우고 익히는 것이 즐거우므로	3.215	2.966	2.468
	A2	더 나은 사람이 되기 위해서	4.15	3.992	2.798
	A3	좋은 직업을 가지기 위해서	4.414	4.294	2.794
	A4	돈을 많이 벌기 위해서	4.327	4.072	2.858
	A5	내가 앞으로 하고 싶은 일을 하기 위해서	4.454	4.491	3.345
	A6	사회에 필요한 사람이 되기 위해서	4.002	3.694	2.667
외재적 동기	A7	친구들에게 무시당하기 싫어서	3.43	1.992	2.085
	A8	친구들에게 인기를 얻고 싶어서	2.858	1.614	1.789
	A9	경쟁 상대를 이기기 위해서	3.488	2.047	1.978
	A10	공부를 잘하면 부모님이나 선생님께 칭찬을 받기 때문에	3.729	2.511	2.27
	A11	부모님이나 선생님이 공부하도록 시켜서	3.091	2.058	2.519
	A12	공부를 하지 않으면 부모님이나 선생님이 벌을 주시므로	2.047	1.319	1.756
집단비율 (명)			37.4% (3,946)	48.4% (5,108)	14.2% (1,504)

\* 집단1=내외재적 가치추구 집단, 집단2=내재적 가치추구 집단, 집단3=무동기 집단



[그림 3] 잠재프로파일별 학습동기 유형

#### 4. 잠재프로파일 결정의 영향요인

청소년의 학습동기에 따른 잠재프로파일의 분류에 영향을 미치는 요인을 확인하고자, 3단계 접근 방법을 적용하여 분석하였고 그 결과는 <표 8>에 제시하였다.

<표 8> 잠재프로파일 분류 영향요인의 다항로지계수

준거집단	무동기 집단		내재적 가치추구 집단
	내재적 가치추구 집단	내외재적 가치추구 집단	내외재적 가치추구 집단
부모지지	0.154**	0.322***	0.168***
자기효능감	0.741***	0.635***	-0.105*
진로교육 및 활동 참여도	0.056**	0.123***	0.068***
성별(여자=1)	0.463***	0.357***	-0.106

\* p<.05, \*\* p<.01, \*\*\*p<0.001

먼저, 무동기 집단을 준거집단으로 하여 영향요인과 통제요인을 검증한 결과는 다음과 같다. 무동기 집단과 내재적 가치추구 집단을 비교하였을 때, 부모지지, 자기효능감, 진로교육 및 활동 참여도가 높을수록 내재적 가치추구 집단에 속할 가능성이 높았다. 또한, 남학생에 비해 여학생이 내재적 가치추구 집단에 속할 확률이 높은 것으로 나타났다. 이어서 내외재적 가치추구 집단과 준거집단을 비교했을 때에도 유사한 결과가 나타났다. 부모지지, 자기효능감, 진로교육 및 활동 참여도가 높을수록 무동기 집단보다는 내외재적 가치추구 집단에 속할 확률이 높은 것으로 나타났으며, 여학생이 남학생에 비해 내외재적 가치추구 집단에 속할 가능성이 높았다. 마지막으로, 내재적 가치추구집단을 준거집단으로 설정하여 내외재적 가치추구집단을 비교한 결과, 부모지지와 진로교육 및 활동 참여도가 높은 학생일수록 내외재적 가치추구

구 집단에 속할 확률이 높았으며, 자기효능감이 높은 학생일수록 내재적 가치추구 집단에 속할 가능성이 높은 것으로 확인되었다. 두 집단 간 성별 차이의 영향력은 유의하지 않은 것으로 밝혀졌다.

### 5. 잠재프로파일별 학업, 진로, 개인 변인의 차이검증

학업동기에 따라 분류된 잠재프로파일별 학업, 진로, 개인 변인에 유의한 차이가 있는지 살펴보기 위해 학업 변인에는 학습전략, 학업스트레스가 포함되어 있으며, 진로 변인에는 진로 성숙도, 미래직업탐구, 미래직업결정으로 구성된다. 마지막으로 개인 변인은 청소년의 행복감으로 이루어져 있다. 각 잠재프로파일별 양상과 차이를 비교하기 위해 <표 9>와 <표 10>에 각각 평균과 표준편차, 비교 검증 결과를 제시하였다.

**<표 9> 잠재프로파일별 학업, 진로, 개인 변인의 평균과 표준편차**

변수		내외재적 가치추구 집단		내재적 가치추구 집단		무동기 집단	
		평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
학업 변인	학습전략	3.593	0.009	3.437	0.009	2.782	0.019
	학업스트레스	2.886	0.015	2.445	0.014	2.255	0.025
진로 변인	진로성숙도	3.584	0.01	3.584	0.009	3.142	0.019
	미래직업탐구	3.805	0.014	3.788	0.013	3.646	0.029
	미래직업결정	0.645	0.009	0.683	0.008	0.545	0.014
개인 변인	행복감	7.873	0.035	7.987	0.033	7.312	0.066

**<표 10> 잠재프로파일별 학업, 진로, 개인 변인의 집단 비교 검증**

		학업 변인		진로 변인			개인 변인
		학습전략	학업 스트레스	진로 성숙도	미래 직업탐구	미래 직업결정	행복감
전체 검증 결과		1441.136**	624.407**	463.265**	24.691**	65.37**	76.196**
무동기 집단	내재적 가치추구 집단	888.13**	39.997**	405.079**	18.71**	65.09**	73.753**
	내외재적 가치추구 집단	1441.12**	452.691**	413.559**	24.222**	35.839**	56.468**
내재적 가치추구 집단	내외재적 가치추구 집단	121.499**	395.302**	0	0.68	8.166**	4.503*

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

첫 번째로, 학업 변인에 대한 잠재프로파일별 평균과 집단 비교 검증 결과를 살펴보면, 학습전략과 학업스트레스 두 변수에서 모두 집단 간 차이가 유의한 것으로 나타났다. 즉, 학습전략 수준의 경우 내외재적 가치추구 집단, 내재적 가치추구 집단, 무동기 집단 순으로 높은 것을 확인할 수 있는데, 이 세 집단의 학습전략 수준의 차이가 유의하였다. 또한, 무동기 집단과 내외재적 가치추구 집단의 학습전략 수준의 차이가 가장 큰 것으로 나타났으며, 내재적 가치추구 집단과 내외재적 가치추구 집단의 학습전략 수준은 비교적 작은 차이를 보였으나 이 또한 유의한 차이임을 살펴볼 수 있었다. 학업스트레스의 경우도 동일하게 내외재적 가치추구 집단, 내재적 가치추구 집단, 무동기 집단 순으로 높은 것을 살펴볼 수 있으며, 이 세 집단의 차이가 모두 유의한 것으로 나타났다. 즉, 학습전략이 가장 높은 내외재적 가치추구 집단이 가장 많은 학업스트레스를 받고 있으며, 가장 낮은 학습전략 수준을 보이는 무동기 집단의 학업스트레스 정도가 제일 낮은 것으로 밝혀졌다. 한편, 모든 집단에서의 학업스트레스 차이는 유의했지만, 무동기 집단과 내재적 가치추구 집단의 학업스트레스의 차이가 무동기 집단-내외재적 가치추구 집단, 내재적 가치추구 집단-내외재적 가치추구 집단 간의 차이보다 현저하게 낮은 것으로 나타났다. 이 점을 고려했을 때, 외재적 가치를 추구하는 경향이 있는 개인일수록 학업스트레스를 더 심하게 경험한다고 볼 수 있다.

두 번째로, 진로 변인의 진로성숙도, 미래직업탐구, 미래직업결정에 대하여 집단 간 비교 검증을 살펴보고자 한다. 진로성숙도의 경우, 무동기 집단과 내재적 가치추구 집단, 내외재적 가치추구 집단의 진로성숙도의 차이가 유의한 것을 확인할 수 있었다. 그러나, 내재적 가치추구 집단과 내외재적 가치추구 집단의 진로성숙도를 비교했을 때 차이가 없었는데, 이를 통해 내재적 가치를 추구하는 경향이 진로성숙도에 영향을 미친다는 것을 유추할 수 있다. 미래직업탐구의 경우, 진로성숙도와 유사하게 무동기 집단과 내재적 가치추구 집단, 내외재적 가치추구 집단 간에 유의한 차이를 보였으나, 내재적 가치추구 집단과 내외재적 가치추구 집단은 유의한 차이를 보이지 않았다. 반면, 미래직업결정의 경우 모든 집단에서 미래직업을 결정할 확률에 유의한 차이를 보였다. 미래직업결정 변수의 경우 명목변수이지만 직업결정 여부가 0과 1로 코딩되어 있고 미래직업을 결정한 학생이 1로 코딩되어 있기 때문에 평균의 값이 높을수록 미래직업을 결정한 학생의 수가 많음을 알 수 있다. 각 집단의 미래직업결정의 평균을 살펴보면, 내재적 가치추구집단이 0.683으로 가장 높고 내외재적 가치추구 집단과 무동기 집단이 각각 0.645, 0.545인 것으로 나타났다. 즉, 평균과 비교 검증 결과를 고려했을 때, 내재적 가치추구 집단이 미래직업을 결정할 확률이 유의미하게 가장 높은 것을 확인하였다.

마지막으로 개인 변인에 해당하는 행복감에 대해 집단 간 비교하여 살펴보자면, 모든 집단 간 행복감의 차이가 유의한 것으로 나타났다. 평균과 함께 살펴보면, 내재적 가치추구 집단의 행복감 수준이 가장 높은 것으로 나타났고, 이어서 내외재적 가치추구 집단과 무동기 집단 순으로 높았다. 즉, 비교적 외재적 가치를 적게 추구하고 내재적 가치를 중시하는 개인일수록 높은 행복감을 느끼는 것을 확인할 수 있었다.

## V. 요약 및 결론

본 연구는 잠재프로파일 분석을 통해 청소년의 학습동기의 유형을 분류하고 영향요인과 관련 변수들 간의 관계를 살펴보고자 하였다. 연구는 세 가지 절차를 통해 진행되었다. 첫째로, 학습동기에 따른 적합한 잠재프로파일의 수를 정하였으며, 두 번째로 잠재프로파일 분류에 영향을 미치는 영향요인(부모지지, 자기효능감, 진로교육 및 활동 참여도)을 검증하였다. 마지막으로, 잠재프로파일별 학업(학습전략, 학업스트레스), 진로(진로성숙도, 미래직업탐구, 미래직업결정), 개인(행복감) 변인의 차이가 유의한지 살펴보았다.

연구 결과는 다음과 같다. 첫째, 청소년의 학습동기의 유형은 내외재적 가치추구집단(37.4%), 내재적 가치추구 집단(48.4%), 무동기 집단(14.2%)으로 3가지의 잠재프로파일로 분류되었다. 대부분의 학생들은 내재적 가치를 기준으로 높은 수준의 동기를 유지하는 것으로 나타났다. 특히 흥미로운 부분은 내재적 가치는 높고, 외재적 가치는 낮은 수준을 보이는 집단은 있었지만, 외재적 가치만 추구하는 집단은 드러나지 않았다는 점이다. 또한, 전반적으로 낮은 동기 수준을 유지한 무동기 집단이 내재적 가치추구 집단에 비해 부모님이나 선생님의 강요에 의한 동기 수준은 높게 나타난다는 결과를 확인할 수 있었다.

둘째, 잠재프로파일 분류의 영향요인으로서 부모지지, 자기효능감, 진로교육 및 활동 참여도가 유의한지를 확인하였다. 부모의 지지와 자기효능감, 진로교육 및 활동 참여도가 높은 학생일수록 무동기 집단에 비해 높은 수준의 동기를 유지하는 두 집단에 속할 확률이 높은 것으로 드러났다. 이는 영향요인들이 학습동기 수준에 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있다. 덧붙여 주목할 부분은 자기효능감이 높을수록 내외재적 가치추구 집단에 비해 내재적 가치추구 집단에 속할 확률이 높다는 점이다. 이는 자기효능감이 높을수록 다른 학생과의 경쟁이나 외부적 보상보다는 내재적 가치에 주목하고 있음을 보여준다.

셋째, 분류된 잠재집단 간의 학습 변인, 진로 변인, 개인 변인의 차이를 확인하였다. 먼저 학습전략은 내외재적 가치추구, 내재적 가치추구, 무동기 집단 순으로 높았지만, 모든 집단이 학업 스트레스를 경험하고 있는 것으로 밝혀졌다. 내재적 가치와 동시에 외재적 가치를 추구하는 집단에서 높은 스트레스를 보이는 것으로 보아 자율적 학습동기가 학업 스트레스를 낮추고 있음을 선행연구(고홍월, 2012; 강혜정 외, 2014)의 결과를 통해 해석할 수 있다. 또한, 진로성숙도와 미래직업탐색 수준 역시 내외재적 가치추구 집단, 내재적 가치추구, 무동기 집단 순으로 높아졌는데(진로성숙도의 경우, 내외재적 가치추구 집단과 내재적 가치추구 집단이 동일한 수준으로 나타났음), 미래직업결정 수준은 내재적 가치추구 집단이 내외재적 가치추구 집단에 비해 높은 것으로 드러났다. 이는 자기효능감의 유의한 영향을 종합적으로 고려했을 때, 높은 자기효능감은 내재적 가치를 추구하도록 하고, 이러한 자기 이해를 바탕으로 높은 미래직업결정 수준을 보이는 것으로 해석할 수 있다. 마지막으로 개인의 행복감은 내재적 가치추구, 내외재적 가치추구, 무동기 집단 순으로 높았다.

이러한 연구결과가 시사하는 바는 다음과 같다. 첫째, 잠재프로파일 분석을 통해 14.2%를 차

지하는 무동기 집단을 주목할 필요가 있어 보인다. 기존의 많은 학습동기 유형에 대한 논의가 내재적 가치와 외재적 가치를 구분하여 이루어져 왔으나, 실제 대부분의 학생들은 내재적 동기를 가지고 있으며, 오히려 많은 학생들이 학습동기 자체가 낮은 수준을 유지하는 것으로 나타났다. 이 때문에 정책적 차원에서 전반적으로 낮은 수준의 학습동기를 가진 학생들에 대해 어떻게 학습동기를 이끌어낼 것인지에 대한 학교 안팎에서의 고민과 노력이 요구됨을 시사한다.

둘째, 학생의 학업 스트레스, 행복감을 고려했을 때, 외재적 학습동기보다는 내재적 학습동기를 추구하는 것이 정서적으로 긍정적인 결과를 나타냄을 보여준다. 내재적 학습동기가 높은 학생들은 비교적 낮은 학업 스트레스를 경험하며, 높은 행복감을 보여준다. 이는 내재적, 외재적 가치가 모두 높은 집단에 비해 긍정적인 정서적 상태를 가진 것을 의미한다. 영향요인과 함께 종합적으로 해석해본다면, 긍정적인 학습동기와 이상적 정서 상태를 위해서는 학생의 자기효능감을 길러주는 부모의 지지행동이 요구된다는 점을 시사한다.

본 연구는 청소년의 학습동기를 응답자의 특성에 따라 유형화 하였다. 이는 기존의 학습동기와 관련된 변수들 사이의 단편적인 관계를 밝히는 변수 중심적인 분석에서 벗어나 사람 중심적인 분석을 진행하였으며, 또한 학습동기와 관련된 여러 요인들과의 연관성을 밝혀냈다는 점에서 그 의의가 있다. 이를 바탕으로 본 연구는 학교현장은 물론 청소년의 학습동기 수준을 분석하는 데 있어 연구대상을 다각적으로 이해하기 위한 새로운 시각의 토대로서의 역할을 할 수 있을 것이다.

## ❖ 참고문헌 ❖

- 강혜정, 강성현, 임은미(2014). 일반계 고등학생의 학업 스트레스, 희망, 내재적 동기, 학업소진의 구조적 관계 및 성별차이 탐색. *아시아교육연구*, 15(4), 1-27.
- 고경희(2003). 자기결정성 이론에 따른 학업적 자기조절 동기유형 탐색. 석사학위논문, 이화여자대학교.
- 고홍월(2012). 대학생 학습동기 유형에 따른 학업소진과 학업적 실패내성의 차이. *아시아교육연구*, 13(1), 125-147.
- 곽재덕, 김진모(2010). 기업 교육훈련 참여자의 학습동기와 자기효능감, 유인가, 직무몰입 및 상사 지원의 관계. *직업교육연구*, 29(2), 91-112.
- 김보경, 정철영(2012). 대학생의 진로결정자기효능감과 셀프리더십, 개인이 인식한 문제해결력 및 진로동기의 인과적 관계. *농업교육과 인적자원개발*, 44(2), 49-71.
- 김성남(2017). 지식의 시대 가고, 데이터 학습의 시대, 인재교육, 데이터리터러시에 초점을. *동아비즈니스리뷰* 228호.
- 김아영(1998). 동기이론의 교육현장 적용 연구와 과제-자기효능감 이론을 중심으로. *교육심리연구*, 12(1), 105-128.
- 김아영, 오순애(2001). 자아결정성 정도에 따른 동기유형의 분류. *교육심리연구*, 15(4), 97-119.
- 김아영, 차정은, 이다솜, 임인혜, 탁하얀, 송운아(2008). 부모의 자율성 지지가 초등학생의 자기조절학습효능감에 미치는 영향: 자기결정 동기의 매개효과. *한국교육*, 35(4), 3-24.
- 김윤희(2009). 고등학생의 학습 동기 및 학습 전략과 학업성취도와의 관계 연구. *상담평가연구*, 2(1), 51-68.
- 김종운, 이태곤(2015). 진로역량강화 프로그램이 교육복지우선지원사업학교 초등학생의 자기효능감과 진로성숙도 및 학습동기에 미치는 효과. *학습자중심교과교육연구*, 15(11), 225-244.
- 김종운, 최미숙(2011). 중고등학생이 지각한 부모학습관여와 학습동기 및 학습전략의 관계. *상담학연구*, 12(5), 1645-1661.
- 김희화, 정지영(2005). 아버지와 어머니의 양육행동이 청소년의 자율학습동기에 미치는 영향. *대한가정학회*, 43(9), 163-173.
- 문은식, 강승호(2008). 고등학생의 심리적 안녕에 관련되는 사회동기적 변인들의 구조적 분석. *교육심리연구*, 22(1), 1-15.
- 박병기, 이종욱, 홍승표(2005). 자기결정성이론이 제안한 학습동기 분류형태의 재구성. *교육심리연구*, 19(3), 699-717.
- 백연옥, 심혜숙(2015). 고등학생의 자기결정성이 진로장벽지각과 진로태도성숙에 미치는 영향. *교육혁신연구*, 25(1), 59-74.
- 손은령, 김연중(2010). 대학생의 진로결정수준과 진로준비행동의 이차원적 유형과 학습행동과의 관계. *진로교육연구*, 23(4), 1-20.
- 이민희(2006). 학습장면에서 자기결정론의 동기화 경로모형 검증. 박사학위논문, 중앙대학교.
- 이민희, 정태연(2007). 청소년용 학습동기척도의 개발 및 타당화. *한국청소년연구*, 18(3), 295-321.
- 이종원, 최은수(2015). 대학생의 셀프리더십, 사회적지지, 진로동기, 진로결정 자기효능감, 진로성

- 속도 변인 간의 구조적 관계. *Andragogy Today*, 18(1), 33-54.
- 장현진(2018). 학교 진로교육 활동 참여와 만족도가 중학생의 진로개발역량, 학습동기 및 자기주도학습에 미치는 영향. *진로교육연구*, 31(1), 21-42.
- 정철영, 김봉환, 송병국, 최동선, 이종범, 김은석, 주홍석, 김보경(2012). 직업체험이 초등학교 학생들의 진로발달, 학습동기, 창의성 및 사회성에 미치는 효과. *진로교육연구*, 25(3), 1-17.
- 조정은(2011). 청소년의 학업적 자기효능감과 자기결정성동기가 학업스트레스에 미치는 영향. 석사학위논문, 단국대학교.
- 최정미(2014). 학업성취도 수준에 따른 초등학교 고학년의 자기결정동기와 진로성숙도의 관계. 석사학위논문, 경인교육대학교.
- 황매향, 임은미(2004). 중고등학생들의 학업동기와 진로성숙도의 관계. *교육심리연구*, 18(3), 177-191.
- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE transactions on automatic control*, 19(6), 716-723.
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2018). Auxiliary variables in mixture modeling: Using the BCH method in Mplus to estimate a distal outcome model and an arbitrary secondary model. *Mplus Web Notes* 21(3), 1-22.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84(2), 191-215.
- Bandura, A. (1986). Self-efficacy mechanism in physiological activation and health-promotion behavior. in J. Madden, S. Mathysse & J. Barchas (Eds.), *Adaptation, learning, and affect*. New York: Raven Press.
- Bergman, L.R., & Magnusson. D. (1997). A Person-oriented Approach in Research on Developmental Psychopathology. *Development and Psychopathology*, 9(2), 291-319.
- Brophy, J. (2004). *Motivating students to learn* (2nd ed.). Mahwah, N. J.: Lawrence Erlbaum, Associates, Inc., Publishers.
- Gist, M. E., & Mitchell, T. R. (1992). Self-efficacy: A theoretical analysis of its determinants and malleability. *Academy of Management Review*, 17, 183-211.
- Burton, K. D., Lydon, J. E., D'Alessandro, D. U., & Koestner, R. (2006). The differential effects of intrinsic and identified motivation on well-being and performance: prospective, experimental, and implicit approaches to self-determination theory. *Journal of personality and social psychology*, 91(4), 750 - 762.
- Clark, S. L. (2010). *Mixture modeling with behavioral data*. University of California, Los Angeles.
- Deci, E. L. & Ryan, R. M. (1980). Self-determination Theory: When Mind Mediates Behavior. *The Journal of Mind and Behavior*, 1(1), 33.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. N. Y. : Plenum Press.
- Deci, E. L., Ryan, R. M., Gagné, M., Leone, D. R., Usunov, J., & Kornazheva, B. P. (2001). Need Satisfaction, Motivation, and Well-Being in the Work Organizations of a Former Eastern Bloc Country: A Cross-Cultural Study of Self-Determination. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 27(8), 930 - 942.



- Eccles, J. S., & Midgley, C. (1989). Stage-environment Fit: Developmentally Appropriate Classrooms for Young Adolescents. In C. Ames & R. Ames (Eds.), *Research on Motivation in Education* (Vol. 3, pp. 139-186). New York: Academic Press.
- Lo, Y., Mendell, N. R., & Rubin, D. B. (2001). Testing the number of components in a normal mixture. *Biometrika*, 88(3), 767-778.
- Peel, D., & McLachlan, G. J. (2000). Robust mixture modelling using the t distribution. *Statistics and computing*, 10(4), 339-348.
- Phinrich, P. R., & De Groot, E. V. (1990). Motivational and Self-Regulated Learning Components of Classroom Academic Performance. *Journal of Educational Psychology*, 82(1), 33-40.
- Reeve, J. (2005). *Understanding motivation and emotion*. New York: Wiley.
- Ryan, R. M., & Connell, J. P. (1989). Perceived locus of causality and internalization: Examining reasons for acting in two domains. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57, 749-761.
- Ryan, R. M., & Deci, E. I. (2000a). Intrinsic and extrinsic motivations: Classic definitions and new directions. *Contemporary Educational Psychology*, 25, 54-67.
- Schniege, S. J., Meek, P., Bryan, A. D., & Petersen, H. (2012). Latent variable mixture modeling: a flexible statistical approach for identifying and classifying heterogeneity. *Nursing research*, 61(3), 204-212.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model. *The annals of statistics*, 6(2), 461-464.
- Sclove, S.L. (1987). Application of Model-selection Criteria to Some Problems in Multivariate Analysis. *Psychometrika*, 52(3), 333-343.
- Wigfield, A., & Guthrie, J. T. (1997). Relations of children's motivation for reading to the amount and breadth of their reading. *Journal of Educational Psychology*, 89, 420-432.
- Woolfolk, A. E. (1998). *Educational psychology* (7th ed). Boston: Allyn & Bacon.

## ❖ Abstract ❖

### Classification and Prediction of Academic Motivation in Adolescence and Test of Difference in Academic, Career, Personal Outcomes

Seungyeon Lee, Yujin Jang, Jihoon Song

This study classified and predicted an academic motivation in adolescence and then tested a difference in terms of academic, career and personal outcomes using the Korea Education and Employment Panel II (KEEP II) 2016 data. This study is based on Latent Profile Analysis (LPA). The results are as follows. First, classified latent profiles are ‘intrinsic·extrinsic motivation group’, ‘intrinsic motivation group’ and ‘amotivation group’. Intrinsic·extrinsic motivation group is people who are highly motivated by both internal and external values. Intrinsic motivation group is people who are mainly motivated by internal values and amotivation group is people who are not well-motivated by any methods. Second, all predictors such as parental support, self-efficacy, career enhancement program had a significant effect on classifying types of academic motivation. Third, it showed a significant statistical difference depending on academic, career, personal outcomes. In case of academic outcomes, intrinsic·extrinsic motivation group, intrinsic motivation group and amotivation group had sequentially high scores in academic strategy and academic stress. In terms of career outcomes, intrinsic·extrinsic motivation group and intrinsic motivation group showed a same level of career maturity but both were much higher than amotivation group. In career decision status variables, intrinsic motivation group, intrinsic·extrinsic group and amotivation group had high scores in order. Lastly, intrinsic motivation group, intrinsic·extrinsic group and amotivation group felt happiness highly in sequence. This study verified a classification of academic motivation and correlation with related factors depending on classified groups.

**Key words:** academic motivation, parental support, self-efficacy, career enhancement program, academic·career·personal outcomes, Latent Profile Analysis

# 수시 전형 입학생의 진로개발역량과 대학생활만족도 잠재집단 간의 전이관계 분석: 입학사정관제 확대 전후 비교를 중심으로

윤예린<sup>1)</sup> · 유원선<sup>2)</sup> · 장유정<sup>3)</sup>

## 요약

본 연구의 목적은 입학사정관제 확대를 전후로 수시 전형 입학생들의 고등학교 시기 진로개발역량 잠재 집단과 대학생활만족도 잠재집단을 비교하고, 더 나아가 잠재집단 간의 전이관계를 비교함으로써 입학사정관제 정책의 효과를 탐색하는 것이다. 이를 위해 10년간의 격차를 두고 일반계고 졸업 수시 전형 입학생을 조사한 한국교육고용패널 자료를 활용하여 잠재프로파일분석(LPA)과 전이확률분석을 실시하였다. 먼저 잠재프로파일분석 결과, 2018학년도 수시 입학생의 경우 2008학년도와 달리 고등학교 시기 진로개발역량에 대해 진로탐색 최상위 집단이 추가적으로 분류되었으며, 진로탐색 상위, 최상위 집단 비율이 증가하였다. 또한 2018학년도 수시 입학생의 경우 2008학년도에 비해 진로탐색 중위 집단이 감소하고, 하위 집단 및 상위, 최상위 집단의 비율이 증가하면서 진로탐색 집단이 양극화되는 양상을 띠게 되었다. 한편 수시 입학생의 대학생활만족도 잠재집단은 10년간의 시간이 흐름에 따라 하위 집단의 비율이 감소하였으며, 상위 집단 비율이 증가하였다. 다음으로 전이확률분석을 실시한 결과, 2008학년도 수시 입학생의 경우 진로개발역량 잠재집단과 대학생활만족도 잠재집단 간의 ‘두드러진 전이’ 양상에 대해 일관되지 않은 방향성을 나타냈으나, 2018학년도 수시 입학생의 경우 일관된 방향성을 나타내었다. 또한 2018학년도 수시 입학생 중 진로탐색 하위집단의 경우, 2008학년도 진로탐색 하위집단과 달리 누적현상을 극복하고 대학생활만족도 상위 집단으로 전이될 확률이 높은 것으로 나타났다. 마지막으로 이러한 연구결과를 바탕으로 교육적 시사점 및 후속연구를 제안하였다.

## I. 서론

최근 문재인 대통령이 대학입시 제도 전반에 대한 재검토를 당, 정, 청 고위 인사에게 직접 지시하면서(유미혜, 2019.09.02.), 대학입시제도 개편에 대한 관심이 커지고 있다. 2020년 기준 전국의 대학들은 수시(학생부교과) 42.4%, 수시(학생부종합) 25.4%, 정시 23.8%의 비율로 학생을 선발하고 있다(대학교육협의회, 2020). 각 대학은 대학수학능력시험 점수를 바탕으로 선발하는 정시와 달리 단과대학 또는 학과에 적합한 인재를 선발하는 수시 선발에 많은 관심을 기울여 왔다. 수시 전형 중 입학사정관제는 입학사정관 등이 참여하여 학교생활기록부 비교과를 중심으로 교과 및 자기소개서, 교사추천서, 면접 등을 통해 학생을 평가·선발하는 제도이다. 입

1) 서울강덕초등학교 교사, 서울교육대학교 초등교육행정 석사  
 2) 서울교육대학교 초등교육행정 석사과정 재학  
 3) 서울버들초등학교 교사, 서울교육대학교 초등교육행정 석사과정 재학

입학사정관제는 2007년도 시범 사업을 시작으로 확대되어 2014년 그 명칭을 ‘학생부종합전형’으로 바꾸어 오늘에 이르고 있다(송지은 외, 2017).

입학사정관제가 수시에서 차지하는 비중이 늘어난 만큼 고등학교 현장에서도 변화가 생겨났다. 대입전형의 변화는 고등학교 내 교육과정 및 교과 활동과 진로교육, 창의적 체험활동, 독서활동 등의 비교과 활동에 고루 영향을 미쳤다(김보경 외, 2015). 입학사정관제가 확대됨에 따라 이전까지 피상적으로 이루어졌던 비교과 활동이 학생의 소질과 적성, 흥미를 찾아 주는 진로교육의 내실화로 이어진 것이다. 이러한 교육적 변화의 흐름에 맞추어 2015년 진로교육법이 제정 및 시행되면서, 중·고교 내 진로교육이 확산되고 심화되는 양적·질적 측면의 변화 또한 이루어졌다. 이때 진로교육법에 의거한 진로교육은 스스로 진로를 개척하고 지속적으로 개발해 나갈 수 있는 진로개발역량의 함양을 목표로 한다.

여러 선행연구에 따르면 고등학교 시기에 형성된 진로역량은 대학 학과 및 전공 선택, 대학 생활 적응 및 만족에 이르기까지 영향을 미친다(신희경, 이종승, 2007; 김규효, 이은경, 2019). 따라서 고등학교 재학 시절 자신의 진로 활동 경험을 바탕으로 대학에 입학한 입학사정관제 전형 학생들의 경우 진로탐색 및 대학생활 적응에 더욱 적극적인 모습을 보일 것이라 추측된다(최유진, 이재영, 2017; 임진택 외, 2014; 오성배, 2017; 류영철, 2018; 박천환 외, 2012; 박승민 외, 2014). 이에 김보나와 김이경(2015)은 입학사정관제 전형 입학생과 타 전형 입학생의 학교생활 적응 정도 차이를 분석함으로써 해당 정책의 효과를 탐색하였으며, 더 나아가 전경애(2012)의 경우 학교만족도 및 진로성숙도의 차이를 분석함으로써 입학사정관제의 의의와 한계를 살펴 보았다. 이외에도 김병진과 김시라(2013), 오성배(2015), 김준엽 외(2013) 등의 연구 또한 입학사정관제 정책의 효과를 분석함에 있어서 대학생활 관련 변인이 중요함을 뒷받침하고 있다.

그러나 선행연구들을 통해 입학사정관제 정책이 고등학교 현장에 일으킨 변화에 대해 밝혀졌음에도 불구하고(김보경 외, 2015; 허정은, 원효연, 2015), 입학사정관제 전형 및 수시 전형 입학생의 고등학교 재학 시기 역량을 역추적한 연구는 상대적으로 부족한 실정이다. 또한 입학사정관제의 도입 및 확대가 10년 차를 넘어감에 따라 정책 효과에 대한 종단적인 분석의 필요성이 요구됨에도 불구하고, 이 또한 찾기 어려운 실정이다.

따라서 본 연구에서는 입학사정관제 확대를 전후로 수시 전형 입학생들의 고등학교 시기 진로개발역량 잠재집단과 대학생활만족도 잠재집단을 비교하고, 더 나아가 잠재집단 간의 전이관계를 비교함으로써 입학사정관제 정책의 효과를 종단적으로 탐색하고자 한다. 이를 위해 설정한 연구문제는 다음과 같다.

첫째, 2008학년도와 2018학년도 수시 전형 입학생들의 고등학교 시기 진로개발역량 잠재집단은 어떠한 차이를 보이는가?

둘째, 2008학년도와 2018학년도 수시 전형 입학생들의 대학생활만족도 잠재집단은 어떠한 차이를 보이는가?

셋째, 2008학년도와 2018학년도 수시 전형 입학생들의 진로개발역량 잠재집단과 대학생활만족도 잠재집단 간의 전이관계는 어떠한 차이를 보이는가?

## II. 이론적 배경

### 1. 입학사정관제

교육부는 입학사정관제를 대학이 대입전형 전문가인 입학사정관을 육성·채용·활용함으로써 대학이나 모집단위별 특성에 따라 보다 자유로운 방법으로 학생을 선발하는 제도라고 정의하였다(교육과학기술부, 2008).

2004년 2월 17일 교육인적자원부는 「공교육 정상화를 위한 사교육비 경감 대책」을 발표하면서, ‘대입전형제도 개선 및 진로지도 강화를 통한 학교 교육 정상화’를 10대 과제로 삼았다(교육인적자원부, 2004). 그리고 이를 구체화하는 「2008 대입 제도 개선안」을 통해 입학사정관제도의 도입을 결정하였다. 해당 개선안에서는 입학사정관제도의 목적을 대입체제의 전문화를 강화하기 위해서라고 밝히고 있으며, 이를 위해 학생부를 제대로 읽고 해석할 수 있는 전문적 역량의 강화가 필요하다고 서술하고 있다(교육인적자원부, 2004). 이후 정부는 2007년 10개 대학(국립대 2개교, 사립대 8개교)을 선정하여 시범운영을 실시하였으며, 2008년부터 입학사정관제를 본격적으로 시행하였다.

또한 시간이 흘러 2015년에는 대학전형 간소화 정책에 따라 입학사정관제의 공식적 명칭이 학생부종합전형으로 변경됨으로써 제도의 초점이 입학사정관이라는 ‘평가 전문 인력’을 운용하는 방식에서 학교생활기록부라는 ‘전형자료’로 변화하였다(차정민, 2016).

〈표 1〉 수시 모집 학생부종합전형(입학사정관전형) 모집인원 추이

(단위 : 명, %)

학년도	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
인원	1,422	15,579	35,421	42,163	44,686	46,920	58,879	67,231	72,767	83,231	84,764	85,168
수시 내 비율	0.7	6.9	15.1	17.7	18.3	18.7	24.4	27.9	29.5	32.1	31.9	31.6

출처: 한국대학교육협의회, 연도별 수시모집요강 주요사항 보도자료 재구성.

위 <표 1>에 따르면 2008년 이후 현재에 이르기까지 입학사정관제 모집 인원 및 수시 내 비율이 급격하게 확대되었다. 이에 입학사정관제를 주제로 한 선행 연구 또한 다양한 측면에서 이루어졌다. 입학사정관제 연구의 경향성을 분석한 김재웅 등(2018)의 선행연구에 따르면, 입학사정관제 연구의 약 44.4% 가량은 외국의 사례나 발전 방안을 조사하는 형태의 정책 연구였다. 반면 입학사정관제 입학생의 적응에 관한 연구 및 사교육 및 고교 교육에 미치는 영향에 관한 연구는 약 21.6%에서 22.9% 정도로 다소 적게 행해졌으며, 그중에서도 대부분의 연구는 입학사정관제가 사교육에 미치는 영향에 대해 탐색한 것이었다(김경화, 2016; 이필남, 2011).

입학사정관제 제도의 확대는 고등학교 교육활동에 가장 직접적으로 영향을 미쳤다. 먼저 허

정은과 원효연(2015)은 입학사정관제 확대에 따른 교사들의 인식을 연구함으로써 정책 변화의 효과를 탐색하고자 하였다. 연구 결과에 따르면 입학사정관제는 교내활동의 활성화를 이끌어내는 데 긍정적인 면을 지녔으나, 사교육비를 감소하는 데에는 효과가 없는 것으로 나타났다. 또한 입학사정관제가 확대되었음에도 불구하고 교사들은 아직까지 정량적 지표인 내신과 수능에 대한 중요도를 다른 정성적인 지표보다 더 중요하다고 생각하는 것으로 나타났다. 한편 김보경 등(2015)의 연구는 대입전형의 변화가 고등학교 교육과정 정상화에 미치는 영향에 대해 연구함으로써 입학사정관제 확대가 고등학교 학습활동에 가져온 변화에 대해 제시하였다. 김보경 등(2015)에 의하면 대입전형의 변화는 고등학교 정규교과와 비정규교과 모두에 영향을 미쳤다. 특히 비교과활동의 경우, 입학사정관제의 비율이 증가함에 따라 창의적 체험활동이 활성화되었으며, 진로교육 활동, 동아리활동, 독서활동 등이 내실화 되었다는 점이 드러났다.

고등학교 재학 시절 다양한 진로 관련 교육활동 경험을 바탕으로 대학에 입학한 입학사정관제 전형 입학생들은 대학 입학 후에도 진로 탐색 및 대학생활 적응에 적극적인 모습을 보였다. 최유진과 이재영(2017)의 연구에 따르면 입학사정관제로 입학한 학생이 타 전형 학생들에 비해 진로 결정의 시기가 유의하게 빨랐으며, 진로 결정에 자기효능감과 미래계획 주도성 역시 높은 것으로 파악되었다. 이러한 결과는 대학 입학전형에 따른 대학생활 적응 비교에 대한 선행 연구에서도 대체로 비슷하게 드러났다(임진택 외, 2014; 오성배, 2017; 류영철, 2018; 박소영 외, 2018; 강성배 외, 2019; 이진화 외, 2019). 또한 박천한 등(2012), 박승민 등(2014), 김대현 등(2015), 송지은 등(2017)의 연구에 따르면 입학사정관전형 입학생들은 대체로 입학 초반에 대학생활 적응에 대한 관심이 많은 것으로 확인되었다.

따라서 본 연구에서는 입학사정관제도가 고등학교 시기 진로 활동의 활성화에 정적인 영향을 주었다고 추론하고, 고등학교 시기의 진로개발역량과 대학생활만족도를 중심으로 입학사정관제 정책 확대의 효과를 탐색해 보고자 한다.

## 2. 진로개발역량과 대학생활만족도

2015 개정 교육과정에서는 각 교과별 핵심역량을 도입하여 역량의 중요성을 강조하였다. 이때 역량이란 학습의 과정보다는 학생들의 학습이 종료된 시점에서 얻게 되는 학습의 결과로서의 능력을 강조하는 개념으로서, 지식의 활용과 적용을 강조하며, 단순한 지식이나 기능을 넘어서 정의적인 특성까지 포함하는 총체적인 특성이라 정리할 수 있다(이주연 외, 2017). 특히 2015 개정 교육과정의 진로교육과정에서는 자아이해와 사회적 역량, 일과 직업세계 이해 역량, 진로탐색 역량, 진로디자인과 준비 역량 등으로 이루어진 교과특수역량으로써 진로개발역량을 제시하고 있다. 이때 진로개발역량은 진로를 선택하고 준비하는 과정에서 필요한 지식, 기술, 태도, 가치와 성향 등을 의미하는 것으로써 자아이해 및 긍정적 자아개념 형성 역량, 대인관계 및 의사소통역량, 변화하는 직업세계 이해 역량, 건강한 직업의식 형성 역량, 교육기회 탐색 역량, 직업정보 탐색 역량, 진로의사결정 역량, 진로설계와 준비 역량 등의 8가지로 세분화될

수 있다(한국직업능력개발원, 2016). 즉 광의적 의미의 진로개발역량은 한 개인이 전 생애 동안 진로를 선택하고 준비하는 과정에서 필요한 지식, 기술, 태도, 가치와 성향 등을 나타내는 것으로서 개인 사회영역, 진로 관리영역, 학업 영역 등을 모두 포함하는 것이며, 협의적 의미의 진로개발역량은 진로 인식 및 탐색, 진로선택, 진로 설계 및 준비 등으로 이루어진 진로관리영역으로 한정하여 나타나는 것이라고 할 수 있다(한국직업능력개발원, 2017). 이 밖에 조영아와 정철영(2013)은 고등학생의 진로개발역량을 개인의 진로 개발 과정에서 요구되는 역량으로써 삶의 지향을 의식한 진로선택과 그것을 실제로 구현하도록 준비해 나가는 단계에서 요구되는 성향, 지식, 가치, 태도, 기술로 정의한 바 있다. 가장 최근의 연구에서는 고등학생의 진로개발역량(career development competencies)을 자기이해를 바탕으로 생애에 걸쳐 자신의 진로에 대한 관심분야를 주도적으로 탐색하고 선택하여 설계하는 과정에서 요구되는 역량의 총체로 정의하였다(선곡유화 외, 2020). 이에 본 연구에서는, 진로개발역량을 자신에 대한 이해도를 바탕으로 자신의 진로에 관한 정보를 적극적으로 탐색하고 개발해 나가는 역량으로 정의하고자 한다.

한편 대학생활만족은 대학생활과 만족으로 구분하여 설명할 수 있다. 오윤자 외(2018)는 대학생활을 학문적 지식을 비롯한 전반적인 목적으로 이루어지는 것이며, 구체적으로는 학업수행, 적응, 대인관계 등을 포함하는 것이라고 설명하였다. 이때 대학생활 만족은 학생들이 현재 속해 있는 대학환경에서의 학업적, 생활적, 행정적, 개인적 활동 부분에 대하여 스스로 느끼는 주관적, 인지적 평가의 총족 정도를 말한다(김준곤 외, 1991). 이 밖에 김옥선 등(2005)은 대학생활만족도를 자신의 기대와 실제 성취 정도를 비교하여 자신의 존재 상태를 평가하는 것이라고 설명하였다.

대학생활 만족은 중장기적으로 대학 졸업 이후의 사회생활과 삶에 대한 만족도에도 긍정적인 영향을 미치므로(신소영 외, 2018) 보다 체계적인 접근과 분석이 필요하다. 따라서 여러 선행연구들은 대학생활 만족 및 적응 정도의 차이를 야기하는 원인에 대하여 다양한 변인을 통해 탐색을 실시하였다. 그중에서도 일부 선행연구에 따르면 대학생의 진로 관련 요소와 대학생활 적응은 밀접한 관계를 보이는 것으로 나타났다. 개인의 주관적인 환경적 특성을 중심으로 한 진로결정요소에 따른 대학생활의 만족도 차이를 조사한 오윤자 외(2018)의 연구에 따르면, 진로결정요소 중 '인생의 행복을 위해 가장 중요한 것, 장래 직업을 선택할 때 가장 중요하게 고려하는 사항, 성공적인 진로 및 취업에 가장 많은 영향을 미치는 요인, 본인이 생각하고 있는 진로결정시기, 대학생활에서 진로·취업 준비시기, 진로결정과 관련해 가장 어렵게 느껴지는 것, 진로선택을 위하여 본교에서 도움받고 싶은 것'에 따라 대학생활의 만족도 차이가 드러났다. 이외에도 강연우(2004)에 따르면 진로결정수준 점수, 진로준비행동 점수가 높을수록 학생들의 대학생활적응 점수가 높았다. 또한 박안숙 등(2016)에 따르면 학생들의 전공선택동기 및 전공만족도가 높을수록 대학생활 적응이 긍정적인 것으로 나타났다.

더불어 고등학교 시기에서의 진로 관련 요소와 대학생활만족도를 연계하여 그 관계를 분석한 연구도 이루어졌다. 신희경과 이종승(2007)의 연구에 따르면 고등학생의 진로결정수준은 실제 대학 진학 시 학과 선택에 미치는 내적 동기의 영향력 요인을 매개로 할 때, 대학 및 학과

에 대한 만족도에 정적인 영향을 주는 것으로 드러났다. 또한 김규효와 이은경(2019)의 연구에서도 고등학교 시기의 진로교육경험이 진로성숙도를 높이고 대학교 입학 후 대학생활적응을 돕는다는 것이 확인되었다.

한편, 2015년 진로교육법의 제정 및 시행은 중·고교 내 진로교육의 변화를 가져왔다. 진로교육법의 제정·공포로 공교육에서 진로교육은 보다 확대될 것으로 기대되었으며, 특히 중학교 자유학기제와 맞물려 학교교육에서 진로교육의 비중 역시 높아졌다(정철영 외, 2015). 보다 구체적으로는 진로교육의 확산을 위해 정부는 학교 진로교육 목표와 선택교과 ‘진로와 직업’ 교육과정의 성취기준을 연계하고, 타 교과와 연계한 진로교육, 중학교 자유학기제 전면 시행, 초·중·고 진로교육 집중학년·학기제 등을 운영하고 있다(정윤경, 2017). 따라서 이러한 진로교육 기회의 확대 및 내실화는 학생들의 진로개발역량을 함양하며 대학생활적응에도 정적인 영향을 미칠 것이라 유추할 수 있다.

이에 본 연구에서는 직업정보인지도, 전공정보인지도, 자신에 대한 인지 수준 변수를 활용하여 진로개발역량의 발달 정도를 측정하고, 대학생활 전반에 대한 만족, 학과 및 전공 선택에 관한 만족, 학교의 행정 제반 및 생활에서의 만족 변수를 통해 대학생활만족도를 측정하고자 한다. 또한 진로교육 확대를 포함한 입학사정관계 정책 변화를 중심으로 수시 전형 입학생들의 진로개발역량 잠재집단과 대학생활만족도 잠재집단 간의 전이관계를 비교·분석함으로써 교육적 시사점을 도출하고자 한다.

### Ⅲ. 연구방법

#### 1. 분석 대상

본 연구는 한국직업능력개발원(KRIVET)에서 제공하는 한국교육고용패널(Korean Education and Employment Panel: KEEP) 자료를 활용하여 분석을 실시하였다. 한국교육고용패널은 교육에서 노동시장으로의 이행과정에 대한 중장기적 국가 정책을 수립하기 위해 구축된 종단자료로, 2004년부터 2015년까지 12차에 걸쳐 조사된 KEEP I 과 2016년부터 새롭게 시작되어 현재 조사가 진행 중인 KEEP II로 구성되어 있다(한국직업능력개발원, 2017). 본 연구는 그중에서도 입학사정관계 정책 변화를 중심으로 수시 전형 입학생들의 진로개발역량 잠재집단과 대학생활만족도 잠재집단 간의 전이관계를 비교·분석하고자 KEEP I의 중3 코호트 4~5차년도(2007~2008년) 자료와 KEEP II의 고2 코호트 1차(2016년), 3차년도(2019년) 자료를 활용하였다. 또한 입학사정관계 정책 변화에 따라 차이를 보일 것이라 사료되는 일반계고 졸업 2008학년도 수시 전형 입학생 339명(KEEP I)과 2018학년도 수시 전형 입학생 2,314명(KEEP II)을 분석 대상으로 설정함으로써 연구의 정밀성을 높이고자 하였다. 두 집단 간의 동질성은 거주 지역, 대학 유형, 고등학교 성적 등의 변인을 포함한 독립표본 t 검정을 통해 확인하였다.

## 2. 측정변수

### 1) 고등학교 시기 진로개발역량 잠재집단

수시 전형 입학생들의 고등학교 시기 진로개발역량 잠재집단을 유형화하기 위해 KEEP I 4차년도와 KEEP II 1차년도에 조사된 직업정보인지도, 전공정보인지도, 자신에 대한 인지수준 변수를 활용하였다. 이때 직업정보인지를 측정하기 위해서는 학생들에게 미래 직업에 대한 결정 여부를 묻는 문항과 희망 직업의 업무 내용, 전망 및 비전, 임금에 대한 인지 정도를 묻는 세 문항을 평균내어 사용하였다. 또한 전공정보인지를 측정하기 위해서는 진학 희망 전공 결정 여부를 묻는 문항과 희망 전공의 졸업 후 진출 가능 직업, 요구되는 내신 및 수능 점수 수준, 요구되는 소질과 능력에 대한 인지 정도를 묻는 세 문항을 평균내어 사용하였다. 한편 자신에 대한 인지수준을 측정하기 위해서는 자신의 흥미, 특기, 가치관 등에 대한 확신 정도를 묻는 5개 문항을 사용하였으며, 다른 변수 간의 비교를 위해 응답값을 10점 만점으로 표준화하여 사용하였다. 구체적인 변수 처리 내용 및 신뢰도(Cronbach's alpha) 값은 <표 2>와 같다.

### 2) 대학생활만족도 잠재집단

수시 전형 입학생들의 대학생활만족도 잠재집단을 유형화하기 위해서는 KEEP I 5차년도와 KEEP II 3차년도에 조사된 대학생활, 대학만족도, 전공만족도 변수를 활용하였다. 이때 대학생활 변수는 두 시점에 공통으로 조사된 10개 문항을 통해 측정되었으며, 그 중 대표적인 문항으로는 '나는 이 학교에 다니는 것이 자랑스럽다.' '우리 학과는 학생들 간의 관계가 좋다.' 가 있다. 또한 대학만족도와 전공만족도 변수의 경우 각 1문항을 통해 측정되었으며, 2008학년도 수시 전형 입학생들은 2008년 6월을 기준으로, 2018학년도 수시 전형 입학생들은 2018년 12월을 기준으로 대학 및 전공만족도를 평가하였다. 구체적인 변수 처리 내용 및 신뢰도 값은 <표 2>와 같다.

<표 2> 변수의 구성 및 설명

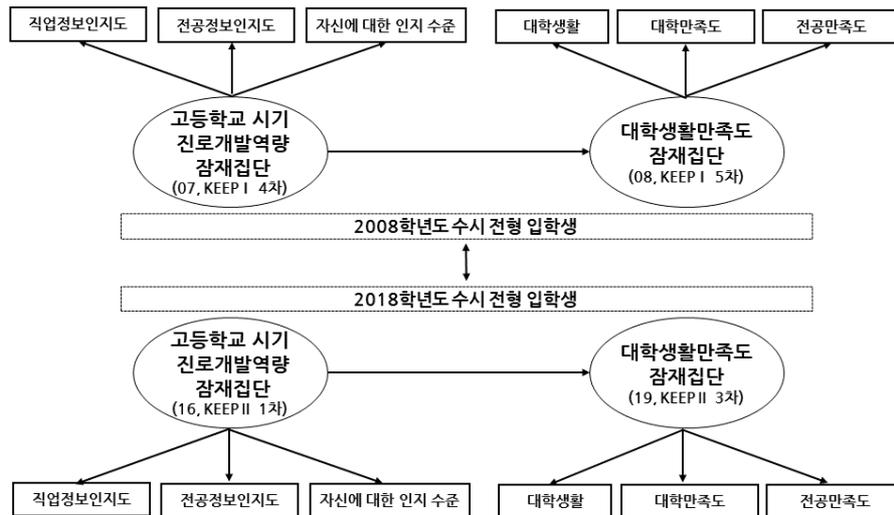
변수		변수처리	신뢰도 (Cronbach's $\alpha$ )
진로개발 역량	직업정보인지도	결정안함=0 Likert 5점 척도(10점 만점 표준화, 2=전혀 모른다 ~10=매우 잘안다)	.600~.611
	전공정보인지도		
	자신에 대한 인지 수준		
대학생활 만족도	대학생활	Likert 5점 척도(10점 만점 표준화, 2=전혀 그렇지 않다~10=매우 그렇다)	.748~.802
	대학만족도		
	전공만족도		

### 3. 분석방법

본 연구는 입학사정관제 정책 변화를 중심으로 수시 전형 입학생들의 진로개발역량 잠재집단과 대학생활만족도 잠재집단 간의 전이관계를 비교·분석함으로써 교육적 시사점을 탐색하고자 하였다. 이를 위해서 [그림 1]과 같이 모형을 구성하였으며, 구체적인 분석 절차는 다음과 같다.

첫째, 잠재프로파일분석(Latent Profile Analysis: LPA)을 통해 각 측정시기별로 진로개발역량과 대학생활만족도 하위 변수에 기반한 잠재집단을 탐색하였다. 잠재프로파일분석은 잠재집단 결정에 있어 통계적인 기준을 이용하므로, 연구자의 주관적 판단에 의한 편의(bias)를 줄일 수 있다는 점에서 강점을 지닌다(김동일 외, 2013). 한편 각 측정시기별로 적절한 잠재집단의 수를 선정하기 위해서는 AIC(Akaike Information Criterion)와 BIC(Bayesian Information Criterion)값을 평가기준으로 사용하였다. AIC와 BIC는 일반적으로 그 값이 작을수록 높은 적합도를 의미한다(노연경, 정송, 홍세희, 2014). 그러나 잠재집단 수가 증가함에 따라 두 가지 지수 모두 지속적으로 감소하는 경우, 요인분석에서 스크리도표의 기울기가 완만해지는 구간 요인의 수를 결정하는 방식과 같이 잠재집단의 수를 결정할 수 있다(노연경, 홍세희, 2012).

둘째, 고등학교 시기 진로개발역량 잠재집단과 대학생활만족도 잠재집단 간의 관계를 확인하고, 입학사정관제 확대를 전후로 그 양상을 비교하고자 전이확률(Transition Probabilities)분석을 실시하였다. 이때 전이확률이란 t-1시점의 추정된 각 잠재집단이 t시점에 특정 잠재계층으로 전이될 확률을 의미한다(Collins&Lanza, 2010). 잠재프로파일분석과 전이확률 분석에는 STATA 15.0을 사용하였다.



[그림 1] 연구모형

## IV. 연구 결과

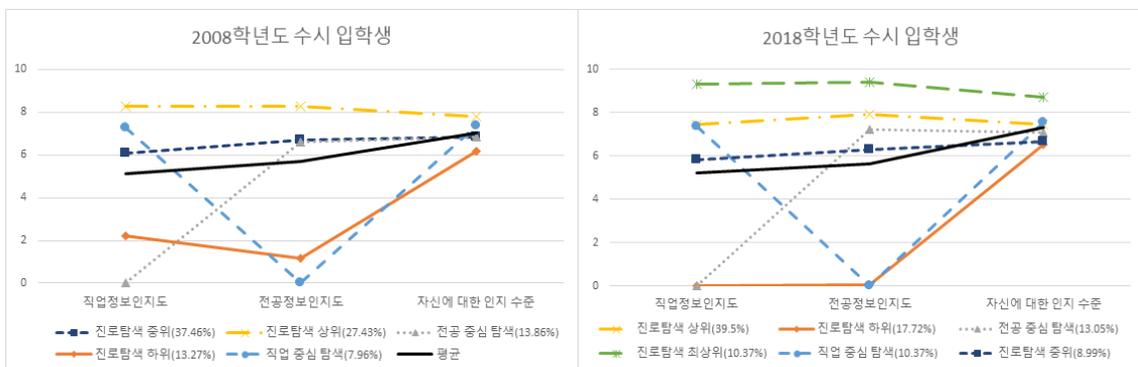
### 1. 고등학교 시기 진로개발역량 잠재집단 비교

잠재프로파일분석에 앞서 고등학교 시기 진로개발역량의 최적 잠재집단 수를 추정하기 위하여, <표 3>과 같이 집단의 수를 하나씩 증가시키면서 AIC, BIC 값을 비교하였다. 분석 결과, 두 측정시점 모두 집단의 수가 증가할수록 대체로 AIC 값과 BIC 값이 감소하는 경향을 보였다. 다만 2008학년도 수시 입학생의 경우 잠재집단의 수가 4개에서 5개로 변화할 때, 2018학년도 수시 입학생의 경우 잠재집단의 수가 5개에서 6개로 변화할 때, 모형적합도 값이 가장 급격하게 하락하였으며 이후 기울기가 완만하게 유지되었다. 따라서 본 연구에서는 노언경과 홍세희(2012)를 바탕으로 모형적합도의 기울기와 도출된 잠재집단의 해석 가능성 등을 고려하여 2008학년도 수시 입학생의 진로개발역량은 5집단, 2018학년도 수시 입학생의 진로개발역량은 6집단 모형이 가장 적합한 것으로 판단하였다.

**<표 3> 측정시점별 진로개발역량 잠재프로파일 모형적합도**

잠재집단 수	2008학년도 수시 입학생		2018학년도 수시 입학생	
	AIC	BIC	AIC	BIC
3	4067.31	4120.87	28626.84	28707.29
4	3971.31	4040.59	27731.70	27835.15
5	3548.75	3632.92	27483.66	27610.09
6	3482.31	3581.79	24777.31	24926.72
7	3423.45	3538.23	24691.67	24864.07
N	339		2,314	

각 측정시점별 최적 잠재집단 수를 바탕으로 분류된 잠재집단의 형태는 [그림 2]와 같다.



**[그림 2] 측정시점별 진로개발역량 잠재집단 비교**

먼저 2008학년도 수시 입학생과 2018학년도 수시 입학생의 고등학교 시기 진로개발역량은 공통적으로 진로탐색 하위 집단, 전공중심 탐색 집단, 직업중심 탐색 집단, 진로탐색 중위 집단, 진로탐색 상위 집단이 분류되었으며, 2018학년도 수시 입학생의 경우 진로탐색 최상위 집단이 추가적으로 분류되었다. 이때 진로탐색 하위 집단은 직업정보인지도와 전공정보인지도가 평균에 비해 2점 이상 낮다는 특징을 보이며, 전공중심 탐색 집단은 직업정보인지도가 평균에 비해 4점 이상 낮지만, 전공정보인지도가 평균보다 높다는 특징을 보인다. 한편 직업중심 탐색 집단은 평균보다 4점 이상 낮은 전공정보인지를 지니고 있지만, 직업정보인지도가 평균보다 높다는 특징을 지니며, 진로탐색 중위 집단은 전공 및 직업 정보 인지도가 모두 평균과 1.5점 이내의 차이를 보인다는 특징을 지닌다. 또한 진로탐색 상위 집단은 평균에 비해 2점 이상 높은 직업·전공정보인지를 보이며, 진로탐색 최상위 집단의 경우 평균에 비해 3점~3.5점 가량 높은 직업·정보인지를 보인다. 자선에 대한 인지 수준 변수의 경우 잠재집단에 따라 유의하지 않은 평균 차이를 보였으므로, 집단의 이름을 명명하는데 고려되지 않았다.

〈표 4〉 측정시점 및 잠재집단별 진로개발역량의 평균(표준편차)

잠재집단	2008학년도 수시 입학생				2018학년도 수시 입학생			
	비율 (%)	직업정보 인지도	전공정보 인지도	자선에 대한 인지수준	비율 (%)	직업정보 인지도	전공정보 인지도	자선에 대한 인지수준
1 진로탐색 하위	13.27	2.23 (.12)	1.19 (.11)	6.19 (.15)	17.72	.01 (.04)	.02 (.04)	6.53 (.06)
2 전공중심 탐색	13.86	.00 (.12)	6.61 (.11)	6.85 (.15)	13.05	.01 (.04)	7.21 (.05)	7.09 (.07)
3 직업중심 탐색	7.96	7.26 (.16)	.00 (.15)	7.37 (.19)	10.37	7.36 (.05)	.00 (.05)	7.54 (.07)
4 진로탐색 중위	37.46	6.08 (.09)	6.71 (.08)	6.83 (.09)	8.99	5.83 (.07)	6.30 (.10)	6.67 (.09)
5 진로탐색 상위	27.43	8.29 (.11)	8.26 (.09)	7.81 (.11)	39.50	7.46 (.04)	7.93 (.04)	7.46 (.04)
6 진로탐색 최상위					10.37	9.32 (.08)	9.42 (.06)	8.70 (.08)
전체	100.00	5.10	5.68	7.05	100.00	5.20	5.62	7.31

다음으로 2008학년도 수시 입학생과 2018학년도 수시 입학생의 진로개발역량 잠재집단을 비교한 결과, 이들은 잠재집단별 비율 순위, 상위 및 중위, 하위 집단 학생의 비율에서 차이를 보였다. 먼저 2008학년도 수시 입학생의 진로개발역량은 중위-상위-전공중심-하위-직업중심 집단 순으로 큰 비율을 차지한 반면, 2018학년도 수시 입학생의 진로개발역량은 상위-하위-전공중심-직업중심-최상위-중위 집단 순으로 큰 비율을 차지했다. 특히 측정 대상이 10년의 차이를 두고 바뀔에 따라, 상위 및 최상위 집단의 비율은 27.43%에서 49.87%로 증가하였으며,

중위 집단의 비율은 37.46%에서 8.99%로 감소하였다. 또한 하위 집단의 비율은 13.27%에서 17.72%로 약 4.45%p가량 증가하였다. 즉, 중위 집단의 비율이 감소하고 하위 및 상위·최상위 집단의 비율이 증가한 것으로 보아, 수시 입학생의 고등학교 시기 진로개발역량에 대한 양극화가 심화되었음을 추론할 수 있었다.

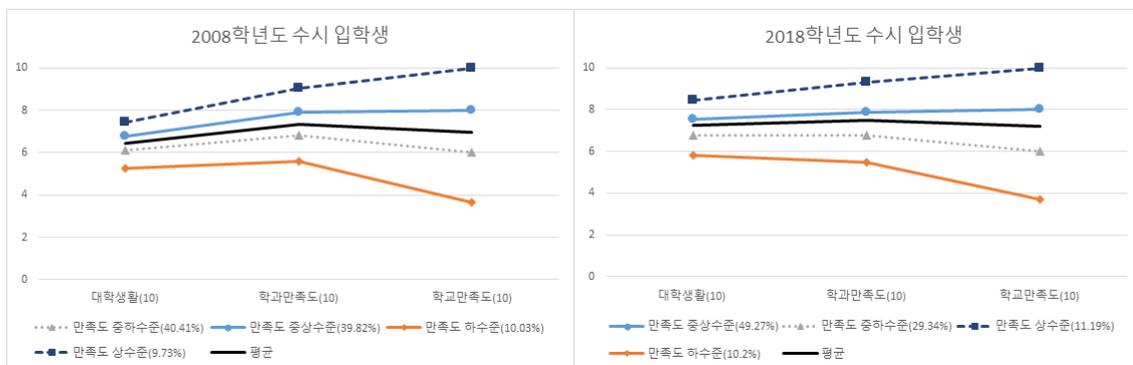
## 2. 대학생활만족도 잠재집단 비교

수시 전형 입학생들의 대학생활만족도에 대한 최적 잠재집단 수를 추정하기 위해 분석한 결과는 <표 5>와 같다. 그 결과, 2008학년도 수시 입학생과 2018학년도 수시 입학생의 대학생활만족도 잠재프로파일 모두 집단의 수가 4개일 때 가장 낮은 AIC, BIC 값을 나타냈다. 또한 두 측정시점 모두 잠재집단의 수가 4개에서 5개로 증가했을 때 AIC와 BIC 값이 증가하였다. 일반적으로 AIC와 BIC 값은 작을수록 높은 모형적합도를 의미하므로(노연경 외, 2014), 본 연구에서는 2008학년도 수시 입학생과 2018학년도 수시 입학생의 대학생활만족도 모두 4집단 모형이 가장 적합한 것으로 판단하였다.

<표 5> 측정시점별 대학생활만족도 잠재프로파일 모형적합도

잠재집단 수	2008학년도 수시 입학생		2018학년도 수시 입학생	
	AIC	BIC	AIC	BIC
2	3467.40	3505.66	23451.81	23509.27
3	3390.11	3443.67	22987.09	23067.54
4	2908.70	2977.57	19304.64	19408.08
5	2916.70	3000.87	19312.64	19439.06
N	339		2,314	

각 측정시점별 최적 잠재집단 수를 바탕으로 분류된 잠재집단의 형태는 [그림 3]과 같다.



[그림 3] 측정시점별 대학생활만족도 잠재집단 비교

먼저 2008학년도 수시 입학생과 2018학년도 수시 입학생의 대학생활만족도는 공통적으로 만족도 하수준 집단, 만족도 중하수준 집단, 만족도 중상수준 집단, 만족도 상수준 집단이 분류되었다. 이때 만족도 하수준 집단은 대학생활 및 학과만족도가 평균보다 1.19~1.97정도 낮으며, 특히 학교만족도가 평균에 비해 3점 이상 낮다는 특징을 보인다. 만족도 중하수준 집단은 .31~1.20 이내로 평균과 비슷하지만 낮은 대학생활, 학과·학교만족도 값을 보이며, 만족도 중상수준 집단은 .30~1.05 이내로 평균과 비슷하지만 높은 대학생활, 학과·학교만족도 값을 보인다. 한편 만족도 상집단은 평균보다 대학생활 및 학과만족도가 1점 이상 높으며, 특히 학교만족도가 만점에 가깝다는 특징을 나타낸다.

〈표 6〉 측정시점 및 잠재집단별 대학생활만족도의 평균(표준편차)

잠재집단	2008학년도 수시 입학생				2018학년도 수시 입학생			
	비율 (%)	대학생활	학과만족도	학교만족도	비율 (%)	대학생활	학과만족도	학교만족도
1 만족도 하	10.03	5.28 (.16)	5.59 (.23)	3.65 (.04)	10.20	5.84 (.06)	5.50 (.09)	3.69 (.02)
2 만족도 중하	40.41	6.13 (.08)	6.80 (.12)	6.00 (.02)	29.34	6.76 (.04)	6.76 (.05)	6.00 (.01)
3 만족도 중상	39.82	6.79 (.08)	7.91 (.12)	8.00 (.02)	49.27	7.54 (.03)	7.89 (.04)	8.00 (.01)
4 만족도 상	9.73	7.46 (.16)	9.03 (.24)	10.00 (.04)	11.19	8.45 (.06)	9.29 (.08)	10.00 (.01)
전체	100.00	6.44	7.34	6.95	100.00	7.24	7.47	7.20

다음으로 2008학년도 수시 입학생과 2018학년도 수시 입학생의 대학생활만족도 잠재집단을 비교한 결과, 이들은 잠재집단별 비율 순위 및 하위(하, 중하) 집단과 상위(중상, 상)집단의 비율에서 차이를 보였다. 분석결과에 따르면 2008학년도 수시 입학생의 대학생활만족도는 중하-중상-하-상 집단 순으로 큰 비율을 차지한 반면, 2018학년도 수시 입학생의 대학생활만족도는 중상-중하-상-하 집단 순으로 큰 비율을 차지했다. 또한 기존의 4가지 잠재집단을 평균을 기준으로 하여 구분하였을 때, 2008학년도 수시 입학생의 경우 하위 집단 50.44%, 상위 집단 49.55%로 하위 집단 비율이 상위 집단보다 .89%p 더 높았으나, 2018학년도 수시 입학생의 경우 하위 집단 39.54%, 상위 집단 60.46%로, 상위 집단 비율이 하위 집단보다 20.92%p 더 높았다.

### 3. 진로개발역량과 대학생활만족도 잠재집단의 시점별 전이확률 비교

〈표 7〉은 고등학교 시기 진로개발역량의 각 잠재집단에 속했던 학생들이 어떤 유형의 대학생활만족도 잠재집단으로 나뉘는지는 그 확률을 10년간의 간격을 두고 비교하여 나타낸 것이다. 이때 진로개발역량 각 집단 내에서 대학생활만족도 각 집단으로의 전이확률이 대학생활만

족도 잠재프로파일분석 결과의 비율(계)보다 더 높은 경우에는 이를 ‘두드러진 전이’로 간주하여 굵은 글씨와 음영으로 표시하였다.

먼저 2008학년도 수시 입학생의 경우, 진로탐색 하위 집단에서는 만족도 중하 집단으로의 전이(55.56%)가 두드러지게 나타났으며, 만족도 상 집단으로의 전이(2.22%)는 다소 낮게 나타났다. 또한 전공중심 탐색 집단의 경우 만족도 중상 집단으로의 전이(55.32%)가 두드러지게 나타난 반면, 직업중심 탐색 집단의 경우 만족도 중하 집단을 제외한 모든 집단에서 전체 프로파일 비율보다 높은 전이확률을 나타냈다. 한편 진로탐색 중위 집단은 만족도 하 집단(11.02%)과 만족도 상 집단(10.24%)으로의 전이가 두드러졌으며, 진로탐색 상위 집단은 만족도 중상 집단을 제외한 모든 집단에서 두드러진 전이확률을 보여주었다.

다음으로 2018학년도 수시 입학생의 경우, 진로탐색 하위 집단(13.41%, 30.24%)과 전공중심 탐색 집단(12.91%, 31.13%), 직업중심 탐색 집단(13.33%, 37.08%)에서는 공통적으로 만족도 하 집단 및 만족도 중하 집단으로의 전이가 두드러졌으며, 만족도 상 집단으로의 전이가 가장 낮은 확률을 나타냈다. 또한 진로탐색 중위 집단의 경우 만족도 중하 집단(31.73%) 및 만족도 중상 집단(52.88%)으로의 전이확률이 전체 프로파일 비율보다 높았으며, 진로탐색 상위 집단(51.20%, 12.25%)과 최상위 집단(50.83%, 21.67%)의 경우 만족도 중상 집단과 만족도 상 집단으로의 전이가 두드러졌다.

이를 종합해보았을 때, 2008학년도 수시 입학생들의 경우 진로개발역량 잠재집단과 대학생활만족도 잠재집단 간의 ‘두드러진 전이’ 양상에 대해 일관되지 않은 방향성을 나타냈다. 즉, 진로탐색 하위 집단 및 전공·직업중심 탐색 집단의 전이 양상이 만족도 중하, 중상 집단과 같은 중위 집단에서 두드러진 반면, 진로탐색 중위 집단 및 상위 집단의 경우 만족도 하 집단과 상 집단으로의 전이에서 두드러진 전이확률을 보이는 등 양극화된 양상을 나타내었다.

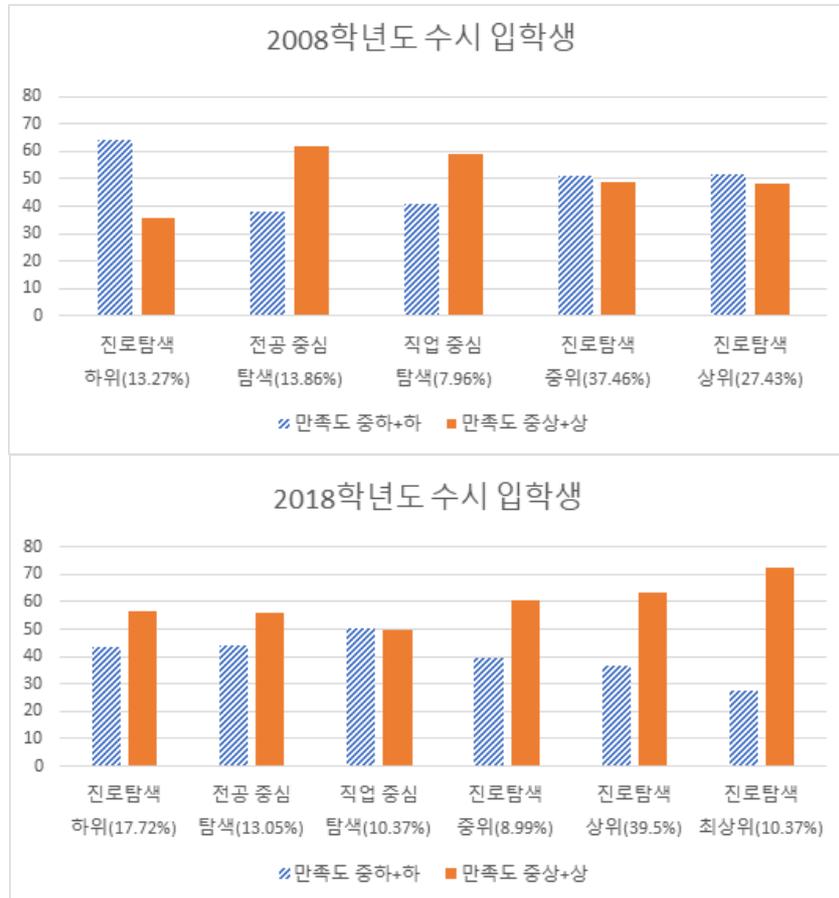
반면, 2018학년도 수시 입학생들의 경우 진로개발역량 잠재집단과 대학생활만족도 잠재집단 간의 ‘두드러진 전이’ 양상에 대해 일관된 방향성을 나타냈다. 진로탐색 수준이 낮거나 특정 정보만을 인지하는 학생들은 만족도 하 집단 및 만족도 중하 집단으로 전이될 확률이 두드러졌으나, 진로탐색 수준이 높은 집단의 학생들은 만족도 중상 집단 및 상 집단으로 전이될 확률이 두드러졌다. 즉, 2008학년도에서 2018학년도로 시점이 바뀔에 따라, 고등학교 시기 진로개발역량 수준과 대학생활만족도 수준 간의 정적 상관관계가 더욱 강해졌음을 추측할 수 있다.

〈표 7〉 진로개발역량과 대학생활만족도 잠재집단의 시점별 종단적 전이확률

			대학생활만족도				계
			1	2	3	4	
			만족도 하	만족도 중하	만족도 중상	만족도 상	
진로 개발 역량	2008 수시	1 진로탐색 하위	8.89 (11.76)	<b>55.56</b> (18.25)	33.33 (11.11)	2.22 (3.03)	100.00 (13.27)
		2 전공중심 탐색	4.26 (5.88)	34.04 (11.68)	<b>55.32</b> (19.26)	6.38 (9.09)	100.00 (13.86)
		3 직업중심 탐색	<b>14.81</b> (11.76)	25.93 (5.11)	<b>48.15</b> (9.63)	<b>11.11</b> (9.09)	100.00 (7.96)
		4 진로탐색 중위	<b>11.02</b> (41.18)	40.16 (37.23)	38.58 (36.30)	<b>10.24</b> (39.39)	100.00 (37.46)
		5 진로탐색 상위	<b>10.75</b> (29.41)	<b>40.86</b> (27.74)	34.41 (23.70)	<b>13.98</b> (39.39)	100.00 (27.43)
		계	10.03 (100.00)	40.41 (100.00)	39.82 (100.00)	9.73 (100.00)	
	2018 수시	1 진로탐색 하위	<b>13.41</b> (23.31)	<b>30.24</b> (18.26)	47.07 (16.93)	9.27 (14.67)	100.00 (17.72)
		4 전공중심 탐색	<b>12.91</b> (16.53)	<b>31.13</b> (13.84)	47.35 (12.54)	8.61 (10.04)	100.00 (13.05)
		3 직업중심 탐색	<b>13.33</b> (13.56)	<b>37.08</b> (13.11)	43.33 (9.12)	6.25 (5.79)	100.00 (10.37)
		2 진로탐색 중위	7.69 (6.78)	<b>31.73</b> (9.72)	<b>52.88</b> (9.65)	7.69 (6.18)	100.00 (8.99)
		5 진로탐색 상위	8.97 (34.75)	27.57 (37.11)	<b>51.20</b> (41.05)	<b>12.25</b> (43.24)	100.00 (39.50)
		6 진로탐색 최상위	5.00 (5.08)	22.50 (7.95)	<b>50.83</b> (10.70)	<b>21.67</b> (20.08)	100.00 (10.37)
		계	10.20 (100.00)	29.34 (100.00)	49.27 (100.00)	11.19 (100.00)	

\*주: ( )은 대학생활만족도 중 %를 의미함. 진로개발역량 각 집단 내에서 대학생활만족도 각 집단으로의 전이확률을 살펴보면, 대학생활만족도 잠재프로파일분석 결과의 비율(계)보다 더 높은 경우에 두드러진 전이로 간주하여 굵은 글씨와 음영으로 표시함.

더 나아가 [그림 4]와 같이 대학생활만족도 잠재집단을 다시 하위집단(하, 중하)과 상위집단(중상, 상)으로 나누어 진로개발역량과의 전이확률을 시점별로 살펴본 결과, 2008학년도 수시 입학생 중 진로탐색 하위집단은 대학생활만족도 하위집단으로 전이될 확률이 컸던 것에 반해, 2018학년도 수시 입학생 중 진로탐색 하위집단의 경우 대학생활만족도 상위집단으로 전이될 확률이 큰 것으로 나타났다. 또한 진로탐색 상위 집단의 전이확률 변화도 확인할 수 있었다. 2008학년도 진로탐색 상위 집단의 경우 대학생활만족도 하위집단으로 전이될 확률이 상위집단으로 전이될 확률보다 약 3.04%p 높았으나, 2018학년도 수시 입학생의 경우에는 진로탐색 상위-최상위 집단에 속했던 학생들이 대학 진학 후 만족도가 상위 수준에 속할 가능성이 큰 것으로 나타났다.



[그림 4] 진로개발역량과 대학생활만족도 잠재집단의 전이확률 시점별 비교

## V. 논의 및 결론

본 연구는 입학사정관제 확대를 전후로 수시 전형 입학생들의 고등학교 시기 진로개발역량 잠재집단과 대학생활만족도 잠재집단을 비교하고, 더 나아가 잠재집단 간의 전이관계를 비교 함으로써 일반계고 졸업 수시 전형 입학생들에 대한 입학사정관제 정책의 효과를 탐색하고자 하였다. 주요 연구 결과와 이에 대한 논의는 다음과 같다.

첫째, 2018학년도 수시 입학생의 경우 2008학년도 수시 입학생과 달리 고등학교 시기 진로 개발역량에 대해 진로탐색 최상위 집단이 추가적으로 분류되었다. 또한 2008학년도 수시 입학 생에 비해 2018학년도 수시 입학생의 진로탐색 상위, 최상위 집단 비율은 약 22.44%p 증가하였다. 진로개발역량을 향상시키기 위해서는 보다 뚜렷한 진로 목표 및 목적 설정과 이를 위한 구체적인 활동들이 수반되어야 한다(조영아 외, 2013). 입학사정관제 도입 이후 고등학교 내에서 대학입학사정관제도를 이해하고 대비하는 과정에서 비교과 활동을 활성화하는 등 학교 교육과정의 변화가 생겨났다(이주연, 2012). 더불어 2015년 개정된 진로교육법은 초·중등학교에서

진로전담교사 배치, 진로심리검사 제공, 진로상담, 진로체험 교육과정 편성·운영, 진로집중학년·학기 운영을 권고하고 있다. 따라서 2018년도 수시 입학생은 2008년 수시 입학생에 비하여 고등학교 시절 다양한 진로 관련 활동의 기회를 가지고 진로개발역량을 향상할 수 있었다. 이는 2018년도 수시 입학생의 진로탐색 최상위 집단 설정, 진로탐색 상위, 최상위 집단 비율 증가라는 결과로 이어진 것으로 추론된다.

둘째, 2018학년도 수시 입학생의 경우 2008학년도 수시 입학생과 비교하여, 진로탐색 중위 집단이 28.47%p 가량 감소하였다. 이에 반해, 하위 집단의 비율은 3.5%p 가량 상승하였고, 상위·최상위 집단의 비율이 22.44%p 증가하면서 진로탐색 집단이 양극화되는 양상을 띠게 되었다. 이러한 결과는 다수의 학부모가 입학사정관 전형에 필요한 자료와 정보를 얻기 위해서 사교육을 받을 의향이 있다고 답한 안선희 등(2009)의 연구 결과와 사교육비 중위집단이 위축되고 있다는 조영재(2013)의 연구 결과와도 관련이 깊어 보인다. 진로탐색 중위 집단의 급격한 축소의 이유가 사교육만으로 설명될 수는 없겠으나, 1에 가까울수록 심각한 양극화를 나타내는 Wolfson 지수에서 0.6이 나올 정도로 사교육비 중위집단이 심각하게 축소되고 있는 상황(조영재, 2013)과 중위 집단이 28.47%p나 감소한 진로개발역량 잠재집단 간에는 관련성이 존재할 것이라 추측된다. 하지만, 하위 집단이 3.5%p 증가한데에 반해 상위·최상위 집단이 22.44%p 증가했다는 연구 결과는 진로개발역량 잠재집단의 변화에 대해 긍정적으로 볼 수 있는 여지를 제공해준다.

셋째, 2008학년도 수시 입학생의 대학생활만족도는 하위 집단의 비율이 상위 집단보다 높았으나, 2018학년도 수시 입학생의 대학생활만족도는 상위 집단의 비율이 하위 집단에 비해 약 20%p 가량 높았다. 즉, 10년간의 시간이 흐름에 따라 수시 입학생의 대학생활만족도 하위 집단 비율은 감소하였으며, 상위 집단 비율은 증가한 것이다. 한국대학교육협의회 자료에 따르면 수시 전형 내 입학사정관제의 비율은 2008학년도에 비해 2018학년도 때 약 30%p 가량 증가하였으며, 입학사정관제 전형을 통해 입학한 수시 전형 학생 수 또한 크게 증가하였다. 이때 선행연구들에 따르면 입학사정관제 전형을 통해 입학한 학생들은 다른 전형 입학생들에 비해 높은 대학적응 및 대학생활만족도를 보인다(박천환 외, 2012; 박승민 외, 2014; 김대현 외, 2015; 송지은 외, 2017). 따라서 이를 통해 입학사정관제 정책의 확대가 2018학년도 수시 입학생들의 대학생활만족도 상위 집단 비율 증가와 하위 집단 비율 감소에 영향을 미쳤음을 추측해볼 수 있다.

넷째, 2008학년도 수시 입학생의 경우 진로개발역량 잠재집단과 대학생활만족도 잠재집단 간의 ‘두드러진 전이’ 양상에 대해 일관되지 않은 방향성을 나타냈으나, 2018학년도 수시 입학생의 경우 일관된 방향성을 나타내었다. 즉, 2008학년도에서 2018학년도로 측정 시점 및 대상이 바뀔에 따라 고등학교 시기 진로개발역량 잠재집단과 대학생활만족도 잠재집단 간의 전이 양상이 정적 상관관계를 띠게 된 것이다. 류영철(2015)에 따르면 수시 전형이 확대됨에 따라 학생 선발 시 전공에 대한 소질과 잠재력을 가늠할 수 있는 학교생활기록부의 중요성이 강조되었으며, 이에 각 고등학교 내에서는 학생들의 진학 희망에 맞는 다양한 교내 비교과 활동들을 제공하기 위하여 더욱 힘을 쏟기 시작하였다(김보경 외, 2015). 이에 따라 고등학교 재학 시기 누적된 진로 희망 및 관련 활동이 진학 희망 전공과 일치하는 경우 정시 전형보다 수시

전형을 통해 대학에 진학하는 학생들이 많아졌으며, 특히 수시 전형 내 입학사정관제가 확대됨에 따라 대학 또한 대학 및 전공 특성에 맞는 학생을 선발하고자 하였다. 즉, 2008학년도와 2018학년도 분석 대상이 모두 같은 수시 입학생이라 할지라도, 입학사정관제 확대 후 학생들의 전공적합성이 높아짐에 따라(임진택 외, 2016) 진로탐색 상위 집단의 대학생활만족도 상위 집단 전이확률이 높아졌으므로, 고등학교시기 진로탐색역량과 대학생활만족도 간의 정적 상관관계가 더욱 높아진 것이라 추측된다.

다섯째, 2018학년도 수시 입학생 중 진로탐색 하위집단의 경우, 2008학년도 진로탐색 하위집단과 달리 누적현상을 극복하고 대학생활만족도 상위 집단(중상, 상)으로 전이될 확률이 높은 것으로 나타났다. 또한 2008학년도 진로탐색 상위 집단의 경우 대학생활만족도 하위 집단으로 전이될 가능성이 컸으나, 2018학년도의 상위·최상위 집단의 경우 만족도 상위 집단으로 전이될 가능성이 커진 것으로 나타났다. 고등학교 시기 진로 탐색 수준이 낮은 집단도 대학생활만족도 상위 집단으로 전이될 확률이 늘었다는 것은, 입학사정관제 확대와 함께 진로지도 및 교육의 질이 상승함에 따라 적은 양의 진로탐색으로도 높은 대학생활만족도를 도출해 냈다고 추측해 볼 수 있다. 실제로, 진로교육 성과평가 관련 선행연구 분석 연구(정철영 외, 2019)에 따르면 2010년부터 2019년까지 진로교육 활동에 따라 성과 변인의 질적 수준이 상승한 경우는 141회(91.6%)에 달했다. 이를 통해, 국내의 진로교육이 여러 진로변인들을 상승시키는 데에 성공적인 모습을 보이고 있으며, 이러한 성공이 하위의 집단이 누적현상을 극복하고 대학생활만족도 상위 집단으로 전이될 확률을 높인 것으로 추측해 볼 수 있다.

본 연구의 제한점과 이를 바탕으로 한 후속 연구 제언은 다음과 같다. 첫째, 수시 전형에는 입학사정관제를 비롯한 다양한 유형이 존재하나 본 연구는 자료상의 한계로 이를 반영하지 못하였다. 따라서 후속 연구에서는 수시 전형 내 유형별 잠재집단 양상과 전이확률을 비교함으로써 많은 변천을 겪어온 수시 전형 대입 정책에 대한 고찰이 필요할 것이다. 둘째, 본 연구는 2008학년도 수시 입학 코호트와 2018학년도 수시 입학 코호트 간의 비교에 초점을 두었으므로, 각 코호트에서 분류된 잠재집단의 특성에 대해서는 다양한 변수를 활용하여 분석하지 못하였다. 따라서 후속 연구에서는 개인특성 및 학교, 가정 변인 등을 반영하여 각 코호트별 잠재집단의 특성을 분석함으로써, 진로개발역량 및 대학생활만족도 상위 집단의 비율을 높이기 위한 정책적 시사점을 도출할 필요가 있다.

그러나 몇 가지 제한점에도 불구하고 본 연구는 입학사정관제가 확대됨에 따라 수시 전형 입학생들의 고등학교 시기 진로개발역량과 대학생활만족도 상위집단이 증가하는 등, 입학사정관제의 확대가 학생들에게 진로개발과 대학생활만족도의 측면에서 긍정적인 방향으로 작용하였다는 것을 종단적으로 보여준다는 점에서 의미를 지닌다. 그리고 이러한 연구 결과는 이미 적용된 대입제도가 교육에 어떤 변화 및 효과를 가져왔는지에 대한 추가적인 연구가 필요하다는 교육적 시사점을 남긴다. 본 연구 결과를 통해서도 확인할 수 있듯이, 대입제도는 단순히 합격과 불합격을 결정짓는 도구가 아니라, 교육 전반에 영향을 미치는 교육정책이다. 이에 ‘대입제도 전면 재검토’를 실시한다면, 그 이전에 기존 대입정책들의 교육적 효과가 어떠한지를 여러 방면에서 검토할 필요가 있을 것이다.

## ❖ 참고문헌 ❖

- 교육과학기술부, 한국대학협의회(2018). 대학입학사정관제브로서.
- 교육인적자원부(2004). 공교육 정상화를 위한 사교육비 경감 대책.
- 교육인적자원부(2004). 2008 대입제도 개선 방안.
- 김경화(2016). 대학입학전형의 사교육 영향 평가. 미래교육연구, 6(3), 21-47.
- 강성배, 김광현(2019). 대학 신입생의 대학생활적응과 학습태도간의 관계: 입학전형의 차이분석. 교양교육연구, 13(6), 77-96.
- 강연우(2004). 진로결정수준 및 진로준비행동과 대학생활적응에 관한 연구. 경희대학교 학생생활 연구, 9, 71-82.
- 김규호, 이은경(2019). 고등학교 재학 시 진로교육경험이 대학생활적응에 미치는 영향 : 진로성숙의 매개효과를 중심으로. 한국동서정신과학회지, 22(1), 97-110.
- 김동일, 이윤희, 김영근, 강민철(2013). 청소년 인터넷중독 위험군에 대한 잠재집단 프로파일 분석. 상담학연구, 14(4), 2143-2162.
- 김대현, 이수영, 최혜림(2015). 대입전형별 입학 후 대학생활 적응도 분석 연구. 경희대학교 입학전형연구, 4, 93-121.
- 김병진, 김시라(2013). 입학사정관 전형 신입생과 타 전형 신입생의 특성 비교 연구: 입학사정관 전형 종합평가의 타당성 분석. 한국교육, 40(2), 57-78.
- 김보나, 김이경(2015). 대학 입학 선발 방식에 따른 대학생의 학교 생활 적응 차이 분석 연구. 교육문화연구, 21(3), 5-25.
- 김보경, 최지은, 유평수(2015). 대입전형이 고등학교 교육과정 정상화에 미치는 영향. 교육종합연구, 13(1), 93-119.
- 김옥선, 오운자, 최명구(2005). 초등학생이 지각한 가족건강성과 자아탄력성이 학교생활만족도에 미치는 영향. 교육심리연구, 19(3), 761-777.
- 김재웅, 박상완, 이예경(2018). 입학사정관제도 연구의 경향성 분석. 교육행정학연구, 36(1), 1-23.
- 김준곤, 성한기, 이춘희, 박경자(1991). 대학생활 만족의 구성요인과 예언요인. 한국심리학회지 산업 및 조직, 4(1), 154-167.
- 김준엽, 박소영, 신혜숙, 민병철(2013). 대학에서의 학습 및 활동을 중심으로 본 입학사정관제 성과. 아시아교육연구, 14(1), 29-50.
- 노연경, 정송, 홍세희(2014). 잠재프로파일 분석을 통한 아동·청소년 비행 유형 분류 및 영향요인 검증. 한국청소년연구, 25(4), 211-240.
- 노연경, 홍세희(2012). 청소년의 컴퓨터 사용 목적에 따른 잠재프로파일 분류 및 관련 변인들의 영향력 검증. 한국청소년연구, 23(3), 51-76.
- 대학교육협의회(2020). 2020학년도 대학입학전형시행계획.
- 류영철(2018). 입학전형, 성별에 따른 대학 재학생의 진로·학업·시민역량 및 생활적응 차이 분석. 제주대학교 교육과학연구, 20(1), 53-77.
- 박소영, 김지연(2018). 대학입학전형 유형의 대학생활 적응 및 학업성취도에 대한 종단적 영향력 분석. 한국교육행정학회, 36(5), 323-353.

- 박승민, 변복수(2014). 입학사정관 전형 신입생의 입학 후 대학생활 적응에 관한 질적 연구. 고려대학교 교육문제연구소, 27(1), 29-56.
- 박안숙, 김혜경(2016). 대학생의 전공선택 동기 및 전공만족도가 대학생활 적응에 미치는 영향. 한국산학기술학회지, 17(2), 511-519.
- 박천환, 구경호, 소애숙(2012). 입학사정관계 전형 학생과 비 입학사정관계 전형학생의 학교생활적응 및 적응 프로그램 요구 비교. 초등교육연구, 27, 27-52.
- 선곡유화, 임현정, 서우석(2020). 고등학생의 진로개발역량과 진로교육 경험, 부모지지 및 자기주도 학습의 구조적 관계. 한국진로교육학회, 33(2), 133-155.
- 송지은, 이광호(2017). 학생부종합전형 입학 신입생의 대학생활 적응경험에 관한 현상학적 연구. 청소년학연구, 24(2), 221-250.
- 신소영, 권성연(2018). 상호작용적 학습활동과 교수와의 상호작용 및 수업의 질. 대학생활 만족 간의 관계 구조분석. 평생교육·HRD연구, 14(4), 111-133.
- 신희경, 이종승(2007). 내적동기를 매개변인으로 한 고등학생의 진로결정수준이 대학 및 학과에 대한 만족도와 학문적 적응도에 미치는 영향. 한국교육학회, 45(1), 71-100.
- 안선희, 정일환, 주동범(2009). 입학사정관계의 합리적 정착을 위한 사교육비 경감 방안 연구. 교육정치학연구, 16(2), 7-33.
- 오성배(2015). 대학입학전형별 입학생의 학교생활 추이 분석. 한국교육문제연구, 33(1), 1-18.
- 오성배(2017). 대학생의 대입전형별 학교생활적응의 차이 분석. 중앙대학교 한국교육문제연구, 35(2), 35-52.
- 오윤자, 이흥연, 안성식(2018). 진로결정요소에 따른 대학생활의 만족도 차이에 관한 탐색적 연구. 취업진로연구, 8(2), 117-137.
- 유미혜(2019.09.02.). 문 대통령 "대입제도 전반 재검토...젊은 세대 깊은 상처. JTBC
- 이주연(2012). 대학입학사정관계 도입에 따른 학교 교육과정의 변화: 학습조직이론을 중심으로. 교육과정연구, 30(4), 81-108.
- 이주연, 이근호, 이병천, 가은아(2017). 역량기반 학교 교육과정의 실천 사례 특징 분석: 교육과정 연구학교를 중심으로. 교육과정평가연구, 20(1), 1-30.
- 이진화, 김윤경(2019). 입학전형 유형별 대학생활 적응 및 성과: 재학 기간 경과에 따른 변화. 인하대학교 교육문화연구, 25(1), 317-338.
- 이필남(2011). 대학 입학사정관전형 지원 계획과 사교육 수요 관계 분석. 교육재정경제연구, 20(4), 125-151.
- 임진택, 박지선, 조민경, 김효희(2016). 대입 학생부종합전형에서 전공적합성의 의미와 대체 용어에 관한 고찰. 입학전형연구, 5, 37-75.
- 임진택, 조민경, 김효희(2014). 입학전형별 대학생활 적응에 관한 연구. 입학전형연구, 3, 68-87.
- 전경애(2012). 입학사정관 전형 신입생의 학교생활에 관한 연구. 한국콘텐츠학회논문지, 12(6), 508-517.
- 정윤경(2017). 진로교육과정과 학교진로교육 운영. 제45차 한국진로교육학회 2017년 추계학술대회지, 53-58.
- 정철영, 이유우, 김태환, 최로미, 이승엽, 박신희, 박선영(2019). 진로교육 성과평가 관련 선행연구 실태분석. 진로교육연구, 32(4), 331-357.

- 정철영, 정진철, 이종범, 정동열, 임효신, 이서정, 임정훈(2015). 우리나라 진로교육 현황 및 발전 방향 연구. 한국진로교육학회, 28(3), 155-171.
- 조영아, 정철영(2013). 고등학생의 진로개발역량과 진로준비행동 및 사회적 지지의 관계. 농업교육과 인적자원개발, 45(4), 53-77.
- 조영재(2013). 사교육비 양극화 진단과 분석. 한국교육재정경제학회 학술대회 자료집, 69-96.
- 차정민(2016). 학생부종합전형의 현황과 개선 방안. 교육정책네트워크 이슈페이퍼(CP 2016-02-5).
- 최유진, 이재영(2017). 입학 전형에 따른 환경교육과 재학생의 학교 활동 및 진로 탐색 비교 연구. 환경교육, 30(1), 121-138.
- 한국직업능력개발원(2016). 학생 진로개발역량 지표 개발 보급. 세종; 교육부.
- 한국직업능력개발원(2017). 학생 진로개발역량 지표 활용안내서: 교사용. 세종; 교육부.
- 한국직업능력개발원(2017). 한국교육고용패널Ⅱ 1차(2016)년도 조사: 사용자 지침서(User Guide). 세종: 한국직업능력개발원.
- 허정은, 원효현(2015). 학생부종합전형에 따른 고교 교육의 변화 분석. 수산해양교육연구, 27(3), 804-812.
- Collins, L. M., & Lanza, S. T. (2010). Latent class and latent transition analysis: with applications in the social, behavioral, and health sciences. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.

## ❖ Abstract ❖

### Latent Transition Analysis between Latent Profiles of Career Development Competency and College Life Satisfaction : Focusing on the Comparison before and after the Expansion of the 'Admissions Officer System'

Yoon Ye-rin, Yoo Wonseon, Jang Yu-jeong

The purpose of this study is to explore the effect of the admissions officer system by comparing the latent profiles of career development competency in high school and the latent profiles for satisfaction with college life and the transfer relationship between latent profiles before and after the expansion of the admissions officer system. Latent Profile Analysis(LPA) and a Transfer Probability Analysis were conducted using the data of the Korean Education and Employment Panel, which surveyed students enrolled at regular high school graduation with a 10-year gap. Our first result of the Latent Profile Analysis, was about students' career development capabilities. Compared to 2008, 2018 students' top-ranking profile in career search was additionally classified for career development capabilities in high school. At the same time, the ratio of the upper and top-ranking profiles in career search has increased. In the case of students admitted in the 2018 school year, the ratio of middle-ranking career search profile has decreased compared to 2008, and the ratio of the lower-ranking profile, the upper-ranking profile, and the top-ranking profile has increased, which led to polarization of the career search profiles. Our next comparison was about college life satisfaction. The percentage of low-ranking profiles decreased and the percentage of high-ranking profiles increased as the 10 years has time passed. Analysis about the probability of transfer in 2008, there was an inconsistent direction for the 'marked transfer' pattern between the potential profile for career development competency and the potential profile for satisfaction with college life. Unlike the low-ranking profile in 2008, Low-ranking profile of 2018 however, there was a high probability of overcoming the cumulative phenomenon and transferring satisfaction to college life to the upper profile. And at last, based on these findings, educational implications and follow-up studies were suggested.

**Key words:** career development competency, college life satisfaction, admissions officer system, latent transition analysis

## 마이스터고 학생의 진로성숙도 전이양상 및 영향요인 분석

김 형 란<sup>1)</sup>

### 요 약

본 연구의 목적은 횡단적으로 마이스터고 학생의 진로성숙도 유형 및 영향요인을 검증하고, 종단적으로 진로성숙도 전이패턴 및 영향을 미치는 요인이 무엇인지 분석하는 것이다. 분석자료는 한국교육 고용패널 II(KEEP II)의 1차년(2016), 2차년(2017)의 두 시점 모두 조사에 참여하고 진로성숙도 문항을 포함하여 관심변수에 성실히 응답한 마이스터고 재학생 842명(남학생 690명, 여학생 152명)의 응답이다. 각 시점의 진로성숙도 유형 및 영향요인 검증에는 잠재프로파일 3단계 분석(R3STEP)을 사용하였고, 종단적 변화패턴 분석과 영향요인 검증에는 잠재전이분석과 다항로지스틱 분석을 사용하였다. 주요 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 마이스터고 2학년 학생은 적극형과 소극형 두 집단으로 분류되며 이들 프로파일에 영향을 주는 요인은 자아개념, 부모와의 대화, 전문교과교육, 취업지도 경험이었다. 3학년 학생은 적극형, 중립형, 소극형으로 분류되며, 이들 집단에 유의미한 영향을 주는 변인은 자아개념, 전문교과교육, 교과 외 경험, 담임선생님의 지지였다. 둘째, 두 시점 간 프로파일 전이 패턴을 보면, 고수준 유지형, 저수준 유지형, 증가형, 고수준 감소형, 저수준 감소형으로 확인되었다. 셋째, 이러한 전이 패턴에 영향을 주는 유의미한 변인은 전이 패턴 별로 차이가 있으나, 전문교과 만족도가 여러 전이 패턴을 구분하는 중요한 변인이었다.

주제어 : 마이스터고 재학생, 진로성숙도, 잠재프로파일, 잠재전이, 영향요인, 한국교육 고용패널 II

## I. 서론

### 1. 연구의 필요성 및 목적

마이스터고는 2010년 처음 개교한 이래로 중등직업교육의 선도모델로 자리잡고 있다. 학교 자율운영과목의 확대, 학교 밖 학습경험 및 공동교육과정 운영활성화 등 학생 맞춤형 직업 교육을 실현할 수 있는 여건을 조성하여 직업교육의 질을 제고하고자 노력해왔다. 학교교육과정 위원회에 산업체 현장전문가 참여를 확대하고, 대학 및 전문대학, 지역교육 시설 등의 지역사회 학습장을 활용한 다양한 학교 밖 학습경험을 통해 전공실무능력을 높이도록 지원해왔다. 급변하는 직업시장 환경과 경력개발의 패러다임 변화 측면에서 자기 이해와 직업 세계에 대한 이해를 바탕으로 자신의 진로 계획과 선택을 통합·조정해가는 진로성숙도는 현 정부의 직업교

1) 부산대학교 교육학과 박사과정 수료

육 정책의 효과를 가늠할 수 있는 중요한 지표라고 할 수 있다.

선행연구의 결과를 살펴보면, 직업 교육을 받은 이들(마이스터고)과 일반 교육을 받은 이들을 집단(일반고, 자율고, 특목고)으로 비교할 때, 직업교육이 진로성숙도 성장에 정적으로 작용하지 못하거나 차이가 없다는 연구결과가 있다. 연구방법론적인 측면을 살펴보면 마이스터고 집단의 진로성숙도 횡단연구나 잠재성장모형을 활용한 종단연구인 경우, 모든 개인이 하나의 모집단에 속한다는 가정하에 집단 전체에 대한 변화의 유형을 추정한다. 이와 같은 연구는 마이스터고 학생 내 서로 다른 진로성숙도 변화유형을 보이는 하위 집단이 존재하고 집단마다 다른 요인의 영향을 받을 수 있음을 간과한다. 직업교육 수료자 개개인의 변화유형을 비교했을 때 유의미한 변화 요인을 발견할 가능성이 있다.

다른 한편으로, 종전의 ‘직업교육’ 연구에서 주된 종속변수는 ‘소득’이었다. ‘직업교육’의 출발점 자체가 노동계급을 위한 교육으로 출발한 것임을 고려해, ‘직업과 관련성이 높은 교육을 받은 사람이 필요한 소득을 어느 정도 받고 있는가’를 중심으로 설명한다(남재욱, 2020.5.26.). 그러나 경력개발 패러다임은 변화하고 있다. ‘일과 관련된 자아(work self)’에서 ‘삶과 관련된 자아(whole self)’로 변화하고, 경력에 대한 욕구도 과거 ‘승진’에서 ‘경험 증대’로 변화하는 과정에 있다(김귀영, 2010; 문한나, 윤수린, 박동진, 2018). ‘직업교육’이 사회이동성에 긍정적으로 작용하지 못한다는 연구결과가 있지만(남재욱, 2020.5.26.), 종속변수를 개인의 정서적 변화와 자아에 두고 직업교육 수료자 개개인의 변화궤적을 비교했을 때, 일반고와 다른 취업지도 경험, 전문교과(실무)의 경험, 진로체험의 경험 등이 학생 개개인의 행복, 만족도, 진로성숙도 등에 유의미한 변화를 주는 변인이라면 직업교육은 앞으로 더 정교하고 섬세한 집단으로 나누어 학생 개개인의 성장을 위한 지원을 할 필요가 있다.

최근 연구 동향을 보면 이와 같은 변화를 살펴볼 수 있다. 청소년기의 삶과 행복에 관한 인식이 확산되면서 청소년기의 사회·정서적 변인을 종속변수로 사용하였다(배상훈, 장창성, 이태희, 조성범, 2014; 어윤경, 2008; 이자형, 2015; 이명훈, 2016; 주지선, 이성원, 2019; 윤혜준, 백원영, 최명원, 2019). 그중 하나가 진로성숙도이다. 진로성숙도는 개인의 전 생애 단계에서 이루어야 할 진로발달과업에 대한 준비도로 진로성숙도가 낮으면, 학업성취도, 학교 적응, 자아정체감, 불안에 영향을 주는 것으로 나타났다(김동심, 윤혜준, 2019; 김혜래, 이예원, 2007).

마이스터고는 학생의 희망과 진로에 따른 직무경로를 선택할 수 있도록 상담 및 진로 탐색 과정을 내실화하고 있고 전문교과인 실무과목에 대해서는 최소 성취수준을 설정하여 모든 학생이 이에 도달할 수 있도록 책임지도를 실시하는 등 과목의 실질적인 이수를 지원하고 있다. 마이스터고의 전문교과과정 및 진로지도, 진로체험, 학교생활만족도, 담임선생님과의 관계 등이 학생 개개인의 진로성숙도 변화궤적에 미치는 영향을 분석할 필요가 있다. 따라서 본 연구의 목적은 횡단적으로 마이스터고 학생의 진로성숙도 유형 및 영향요인을 검증하고 종단적으로 진로성숙도 변화패턴 및 영향을 미치는 요인이 무엇인지 분석하는 것이다. 이와 같은 연구 목적을 달성하기 위해 다음과 같은 연구문제를 설정하였다.

- 연구문제 1. 시점별 마이스터고 학생의 진로성숙도 유형 및 영향요인은 무엇인가?  
 연구문제 2. 마이스터고 학생의 진로성숙도 전이 패턴에 영향을 미치는 요인은 무엇인가?

## II. 연구방법

### 1. 연구대상

분석자료는 한국직업능력개발원의 「한국교육 고용패널Ⅱ(Korean Education & Employment Panel 2, 이하 KEEPⅡ)」 자료 1차년(2016), 2차년(2017)를 활용하였다. KEEPⅠ의 설문 문항을 유지하면서, 전문교과(전공)교육, 전공동아리, 기능반 운영, 산학일체형도제학교 프로그램이나 선취업-후진학 등과 같은 중등직업교육정책 관련 문항들이 추가되었다는 점에서 차별성을 갖는다. 본 연구는 마이스터고 재학생의 진로성숙도를 유형화하고 서로 다른 두 시점에서 분석된 잠재집단이 어떻게 변화하는가에 초점을 두었다. 또한, 각 시점에서 유형화에 영향을 주는 변인과 전이 패턴에 영향을 주는 변인을 탐구하고자 하였다. 따라서, 두 시점 모두 조사에 참여하고, 진로성숙도 문항을 포함하여 관심 변수에 모두 성실히 응답한 경우만을 최종 연구 대상으로 선정하였다. 본 연구에서 활용한 표본은 1차년을 기준으로 2016년 당시 고등학교 2학년 마이스터고 재학생 1020명 중, 1차년과 2차년도 진로성숙도 문항에 모두 응답한 842명이다.

〈표 1〉 마이스터고 학생 표본

	1차년	2차년
남	850	690
여	170	152
합계	1020	842

### 2. 측정도구

#### 가. 진로성숙도 도구

진로성숙도 측정에 사용되고 있는 측정도구의 종류는 다양하나(김연주, 2015), 본 연구에서는 한국직업능력개발원의 「한국교육 고용패널Ⅱ(Korean Education & Employment Panel 2)」에서 진로성숙 및 발달 수준을 측정하기 위해 설계된 14문항을 사용하였다. 2016년도와 2017년도의 문항별 평균과 신뢰도는 <표2> 와 같다.

〈표 2〉 진로성숙도 측정문항 평균 및 신뢰도

변인	측정문항	2016		2017	
		평균	신뢰도	평균	신뢰도
1	나는 새로운 직업, 진로를 개척한 사람의 사례를 알고 있다.	3.53 (0.92)	0.89	3.55 (0.81)	0.92
2	나는 일과 직업 세계가 어떻게 변화되어 왔는지 알고 있다.	3.56 (0.84)		3.49 (0.84)	
3	나는 내가 원하는 직업에서 필요로 하는 직업윤리에 대하여 설명할 수 있다.	3.51 (0.89)		3.45 (0.87)	
4	나는 우리 사회에서 흔히 볼 수 있는 직업에 대한 편견과 고정관념을 설명할 수 있다.	3.82 (0.83)		3.48 (0.89)	
5	나는 고등학교 졸업 이후 진학할 수 있는 여러 가지 고등교육 기관이 종류를 설명할 수 있다.	3.27 (0.96)		3.43 (0.86)	
6	나는 내가 원하는 대학이나 전공 학과의 정보에 대하여 여러 가지 방법으로 탐색할 수 있다.	3.79 (0.86)		3.71 (0.77)	
7	나는 희망(관심)직업의 정보를 여러 가지 방법을 통하여 탐색할 수 있다.	3.97 (0.75)		3.77 (0.74)	
8	나는 여러 가지 직업 정보 중 믿을 수 있는 정보와 그렇지 않은 정보를 판단할 수 있다.	3.72 (0.85)		3.61 (0.75)	
9	나는 내가 원하는 직업을 가지는 데 필요한 학력이나 자격 등에 대한 정보를 알고 있다.	4.03 (0.75)		3.80 (0.73)	
10	나는 나의 특성과 환경을 고려하여 장기적인 진로 계획을 세울 수 있다.	3.74 (0.85)		3.73 (0.77)	
11	나는 고등학교 졸업 이후의 내 진로에 대한 계획이 있다.	3.95 (0.92)		3.85 (0.76)	
12	나는 내가 원하는 진로를 준비하는 방법을 알고 있다.	3.82 (0.85)		3.79 (0.73)	
13	나는 진로를 선택할 때 중요하게 생각하는 기준이 있다.	4.08 (0.74)		3.83 (0.76)	
14	나는 진로를 준비할 때 발생하는 어려움을 극복할 수 있다.	3.79 (0.80)		3.69 (0.70)	

나. 변인구성

잠재변이 영향요인에 활용된 변인은 개인특성(성별, 신체적 건강, 행복도, 자아개념), 사회적 지지(교사지지, 부모의 정서적 지지), 학습경험(전문교과 만족도 평균, 진로교육 및 진로체험 경험 여부의 합, 취업지도 경험 여부의 합, 현장체험 경험 여부)이다.

성별과 현장체험 경험은 더미 코딩하였고, 자아 개념의 측정문항의 경우 1차년 6문항(잘하는 일, 좋아하는 일, 삶에서 중요한 것, 결단력, 계획수행, 자존감), 2차년 5문항(잘하는 일, 좋아하는 일, 삶에서 중요한 것, 결단력, 계획수행)이 사용되어, 동일한 개념 측정을 위해 1차년의 문항 중 자존감 문항을 제외하고 5문항의 평균값을 사용하였다. 전문교과(전공)교육 만족도는 5점 리커트 척도이며, 교과 외 활동은 전공동아리와 기능반의 경험 여부를 합하여 측정변인으

로 투입하였다. 취업지도 경험은 취업상담, 채용기업정보제공, 구직활동지도, 취업박람회, 취업 캠프, 졸업생 멘토링, 취업처 연계 등 총 7개의 경험 여부를 합하여 측정 변인으로 투입하였다. 진로교육 및 진로체험은 진로교육, 진로와 직업 수업, 창의적 체험활동 중 진로 활동, 진로 심리검사, 진로상담, 진로동아리, 직업인 멘토, 현장견학, 학과체험, 현장 직업체험, 직업 실무체험, 진로캠프 등 총 11개 경험 여부를 합하여 측정변수로 사용하였다. 변인 구성 및 내용, 측정 문항별 평균 및 신뢰도는 <표 3>과 같다.

**<표 3> 변인구성 및 내용, 측정문항 평균 및 신뢰도**

영향요인	문항내용	문항 수	변수 처리	1차년		2차년		
				평균 (S.E)	신뢰도	평균 (S.E)	신뢰도	
개인 특성	성별	남성/여성	1	남성=0 여성=1	-	-	-	-
	행복도	자신의 주관적 행복감	1	0~10점	7.39 (1.7)	-	7.31 (1.7)	-
	신체적 건강	건강인식정도	1	5점	4.05 (.89)	-	4.03 (.77)	-
	자아개념	자신의 능력, 흥미, 성격, 가치등에 관한 이해정도	6	5점	3.86 (.76)	.846	3.74 (.63)	.86
사회적 지지	교사의 지지	교사의지지 인식정도	4	5점	3.97	.87	3.95 (.73)	.89
	부모의 정서적 지지	학교생활, 흥미와적성, 미래직업(꿈, 희망), 학교 및 학과선택, 삶의 가치관 에 대한 대화정도	5	5점*	2.75 (.80)	.87	2.8 (1.0)	.93
학습 경험	전문교과(전공)만족도	전반적인 전문교과 만족도	9	5점	3.93 (.53)	.72	3.33 (.43)	.76
	교과의 활동	전공동아리, 기능반 경험여부의 합	2	0~2점	.79 (.66)	-	-	-
	진로교육및진로체험경험의 합	11개 영역 진로교육 및 진로체험 여부의 합	1	0~11점	7.16 (2.3)	.711	6.83 (2.7)	.78
	취업지도 경험의 합	7개 영역 취업지도 경험여부의 합	1	0~7점	4.28 (1.7)	-	5.14 (1.6)	.68
	현장체험 경험여부	현장체험 경험 여부	1	없다=0 있다=1	-	-	-	-

주1)역문항 : 전문교과(전공)만족도: “수업내용이 현장에서 활용되는 기술 수준을 쫓아가지 못한다(Y16S01079)”  
 주2)부모의 정서적 지지는 범주형 1=전혀 하지 않음, 2=월 1회 정도, 3=주 1~2회 정도, 4= 주 3~4회 정도, 5=거의 매일로 범주화되어 있으나, 본 연구에서는 연속변수로 활용하였다.

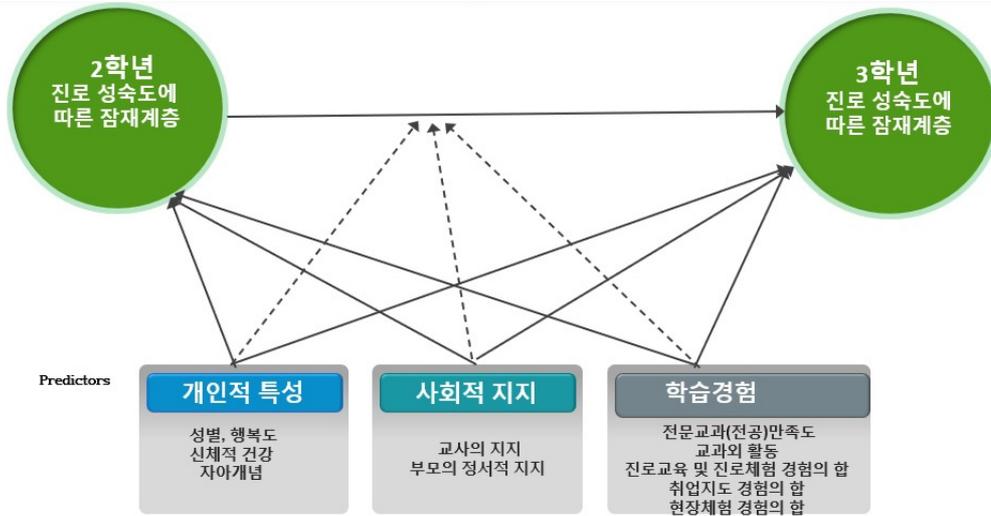
### 3. 분석방법 및 연구모형

먼저, 연구문제 1에서는 잠재프로파일 분석을 사용하였다. 잠재프로파일 및 영향요인 분석방법은 여러 가지가 있으나 본 연구에서는 공변인을 포함한 혼합모형 분석에서 일반적으로 권장되는 3-step ML을 사용하였다. 기존의 1 step 방법을 개선한 것으로, 공변인과 지표변수들을 함께 분석할 경우, 공변인에 따라 잠재계층이 변화하여 지표변수의 응답으로부터 잠재계층이 도출되지 못한다는 점을 보완한 방법이다. 1단계는 공변인을 포함하지 않은 상태에서 적절한 잠재계층을 할당한다. 이때 할당된 잠재계층은 명목형 변수(nominal variable)로 일종의 확률값이다. 개인이 해당집단에 속할 확률로부터 도출된 집단이므로 실제 해당 집단에 속할 확률이 100%가 아니므로 분류오류(classification error, 1-p)가 발생한다. 2단계에서는 1단계에서 생기는 분류오류를 고정한다. 3단계에서는 고정된 각 개인의 잠재계층을 사용하여 이항 및 다항로지스틱 회귀분석 방식으로 각 공변인의 효과를 계산한다. Mplus 8.3 프로그램에서는 3-step ML을 자동으로 수행해주는 보조변수(auxiliary)가 있다. 본 연구에서는 보조변수 R3STEP을 사용하여 각 시점의 잠재프로파일 분석을 시행하였다(Asparouhov, T. & Muthén, B. 2014).

둘째, 잠재계층 모형 선정시 사용한 기준은 AIC(Akaike Information Criterion; Akaike, 1987), BIC(Bayesian Information Criterion; Schwarz, 1978), ABIC, Lo-Mendell-Rubin likelihood Ratio Test(이하, LMR LRT), Parametric Bootstrap likelihood ratios(이하, BLRT), Entropy, 각 유형의 최소 표본 비율(Jung & Wickrama, 2008; Nylund, Asparouhov, & Muthén, 2007)등을 종합적으로 고려하였다(Marsh, Hau, & Wen, 2004). 일반적으로 정보지수 값은 작을수록 더 적합한 모형인데, AIC와 BIC의 결과가 다르게 나타나는 경우에는 BIC가 AIC보다 더 적절하다(Nylund, Asparouhov & Muthen, 2007)는 권고를 준수하였다. LMR LRT와 BLRT 검증을 통해, p값이 유의하지 않다면 (k-1)개의 잠재집단 모형을 선택하고 유의하다면 k개의 잠재집단 모형을 선택하였다(Van Horn et al., 2009). Entropy는 1에 가까울수록 분류가 명확하게 되었음을 뜻하며 대략 0.6이면 중간 분류 수준, 0.8이면 높은 분류 수준으로 판단하였다(Clark & Muthen, 2009).

셋째, 각 시점에서 적절한 잠재계층 모형을 선정한 후, 각 시점의 진로성숙도와 관련 변수들이 얼마나 예측하는지 알아보기 위해 다항로지스틱회귀분석(multinomial logistic regression)을 실시하였다.

넷째, 연구문제 2를 검증하기 위해 잠재전이분석(Latent Transition Analysis: LTA)을 실시하였다. 각 시점에서 도출한 잠재집단을 사용하여 한 시점에서 또 다른 시점에서의 각 잠재집단의 전이확률(transition probability)을 검토한 후 분류오류(classification error, 1-p)를 고려하였다. 전이에 영향을 주는 요인이 무엇인지 검토하기 위해 다항 로지스틱 회귀분석(multinomial logistic regression)을 하였으며, 이 때 사용한 독립변수는 2학년(1차) 시점에 조사된 것이다. 최종 연구모형은 [그림 1]과 같이 나타낼 수 있다.



[그림 1] 연구모형

### Ⅲ. 연구결과

#### 1. 각 시점 분류된 잠재계층의 수

##### 가. 측정 시기별 잠재프로파일 분석

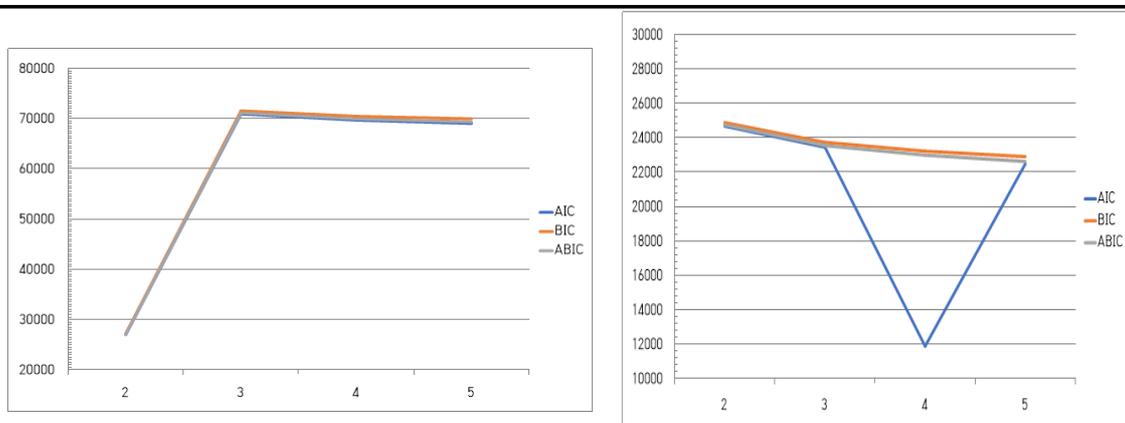
연구대상인 마이스터고 2학년과 3학년 학생의 진로성숙도를 바탕으로 잠재프로파일 수를 증가시켜가며 정보지수, 모형 비교검증 값, 분류의 질, 집단 간 분류비율, 해석의 가능성 등의 기준으로 적합한 프로파일 수를 결정하였다. 그 결과는 <표 4>와 같다.

먼저, 2학년 시점의 진로성숙도 잠재프로파일 모형의 적합도를 살펴보면 다음과 같다. Entropy 지수는 프로파일 수가 늘어남에 따라 향상되었고, 정보지수(ABIC, BIC, AIC)는 잠재 집단이 3개일 때까지 증가하다 점차 줄어드는 모습을 보였다. LMR-LRT는 잠재프로파일이 3개 이상일 때부터  $p < .05$  수준에서 유의하지 않은 것으로 나타났다. 문항별 응답 패턴을 분석한 결과, 3개 프로파일 분류의 경우 셋 중 두 개의 집단 패턴이 거의 동일하게 나와 해석이 쉽지 않았다. 최종적으로 2개 집단 분류가 가장 적절한 것으로 판단되었다. 최종적으로 선정된 두 개 집단의 분류 비율을 살펴보면 1집단(class1) 327명(38.8%), 2집단(class2) 515명(61.1%)이었다. 두 개 집단의 평균 사후 확률(posterior probabilities)의 점위가 0.917 ~ 0.962 사이로 사후 확률이 1에 가까운 분류정확도를 보였다.

마찬가지 방법으로 3학년 시점의 진로성숙도 잠재프로파일 모형의 적합도를 검토하였다. Entropy 지수는 프로파일이 4개 일 때까지 늘어나다 5개일 때부터 줄어드는 모습을 보였다.

정보지수(AIC, BIC, ABIC)는 프로파일의 수가 4개일 때까지 점차 줄어들다 5개일 때 증가하였다. 프로파일이 4개 일 때 집단 간 분류 비율은 각각 34.6%, 52.8%, 1.4%, 11.0%이었다. 기타 모형적합도 및 “5% 미만이나 25명 미만일 경우 우연히 분류될 가능성이 있다(Jung & Wickrama, 2008)”라는 권고를 종합적으로 고려하여 4개의 집단은 적합하지 않은 것으로 판단하였다. 최종 잠재집단 수는 3개로 설정하였으며 집단 간 분류 비율은 1집단(class1) 285명(33.9%), 2집단(class2) 462명(55.0%), 3집단(class3) 92명(10.9%)이었다. 세 개 집단의 평균 사후확률(posterior probabilities)의 점위가 0.936 ~ 0.966 사이로 사후확률이 1에 가까운 분류정확도를 보였다.

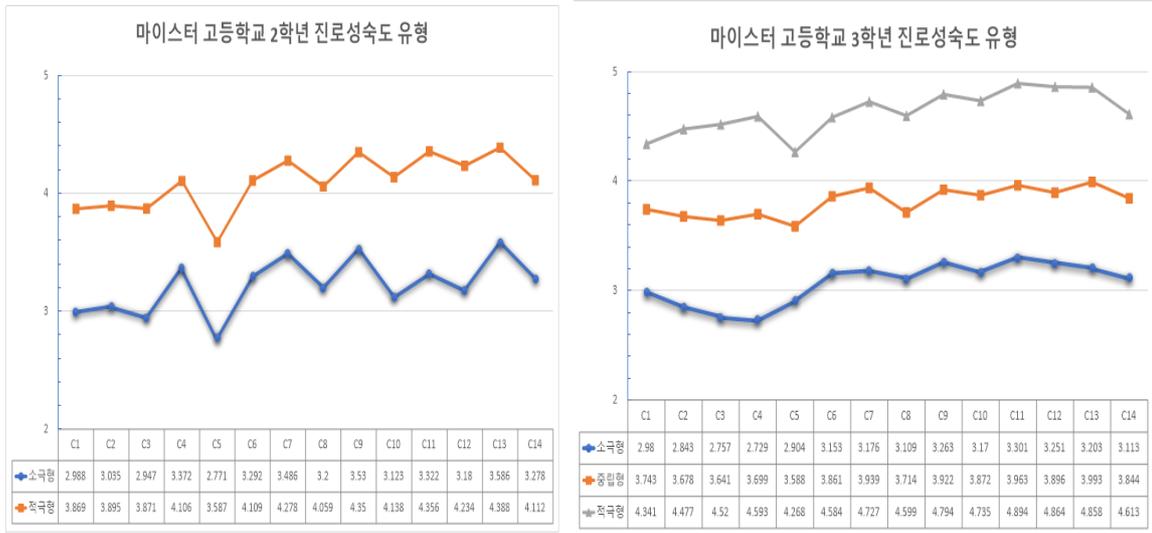
〈표 4〉 각 시점 프로파일 수에 따른 정보지수, 모형비교검증, 분류의 질, 분류비율



분류기준		2학년(1차) 프로파일 수				3학년(2차) 프로파일 수			
		2개	3개	4개	5개	2개	3개	4개	5개
정보지수	AIC	<b>26966.01</b>	70924	69683	69032	24679.80	<b>23456.233</b>	11873.92	22484.52
	BIC	<b>27169.65</b>	71540	70455	69960	24883.29	<b>23730.701</b>	23219.37	22900.95
	ABIC	<b>27033.09</b>	71127	69937	69337	24746.73	<b>23546.512</b>	22987.55	22621.50
모형비교검증	LMR	<b>p&lt;.001</b>	p<.05	.0375	.0385	p<.001	<b>p&lt;.001</b>		
	LRT	<b>p&lt;.001</b>	p<.001	p<.001	p<.001	p<.001	<b>p&lt;.001</b>	p<.001	p<.001
분류의 질	Entropy	<b>0.859</b>	0.878	0.905	0.913	0.879	<b>0.915</b>	0.933	0.914
	class1	<b>38.8%</b>	23.6%	18.4%	21.1%	44.9%	<b>33.9%</b>	34.6%	1.4%
집단 간 분류비율	class2	<b>61.1%</b>	34.3%	43.2%	12.3%	55.0%	<b>55.0%</b>	52.8%	23.4%
	class3		42.0%	21.9%	39.4%		<b>10.9%</b>	1.4%	48.7%
	class4			16.3%	15.2%			11.0%	15.0%
	class5				11.8%				11.3%
	class5								

\* p(0.05, \*\*p(0.01, \*\*\*p(0.001

나. 시기별 잠재 프로파일 유형 및 명명



[그림 2] 각 시점 진로성숙도 프로파일 유형

다음으로 [그림 2]는 각 시점의 진로성숙도 프로파일 유형이다. 2학년(1차)과 3학년(2차)의 잠재프로파일을 명명하고, 14개의 문항의 평균과 표준오차를 분석하여 프로파일별로 특징이 있는지 살펴보았다.

먼저, 2학년의 진로성숙도 프로파일 특징을 살펴보면 다음과 같다. 집단 1(45.2%)의 경우 14개 문항에 대한 평균이 2.77~3.53사이였고, 집단 2(54.7%)의 경우 14개 문항에 대한 평균이 3.86~4.38 사이였다. 집단 1의 진로성숙도 평균은 3.22이고, 집단 2는 4.09였다. 집단 1이 집단 2보다 진로성숙도 수준이 상대적으로 낮았다. 특히, 새로운 직업 개척 사례(2.988), 직업윤리(2.947), 진학 가능한 고등교육기관의 종류(2.771), 진로계획(3.123) 진로준비방법(3.18)이 낮게 나타났다. 집단 1의 전체 평균이 3.22로 진로성숙의 수준이 중간 정도이나 집단 2보다 평균이 상대적으로 낮아 ‘소극형’으로 명명하였다.

집단 2의 경우, ‘진학 가능한 고등교육기관의 종류에 대한 지식(3.587)’ 항목을 제외하고, ‘새로운 직업개척사례’, ‘직업 세계변화’, ‘직업윤리’, ‘대학 및 학과정보탐색’, ‘직업정보탐색’, ‘학력 및 자격정보’, ‘졸업 이후 진로계획’, ‘준비방법’, ‘진로선택기준’, ‘어려움 극복방법’ 등 진로성숙도 요소들의 수준이 높게 나타나 ‘적극형’ 집단으로 명명했다.

다음으로 3학년(2차)의 진로성숙도 프로파일 특징을 살펴보면 다음과 같다. 3개의 집단은 진로성숙도 수준이 가장 높은 집단부터 ‘적극형(4.63)’, ‘중립형(3.81)’, ‘소극형(3.06)’으로 분류되었다. 전체 학생의 10.9%가 ‘적극형(4.63)’, 54.8%가 ‘중립형(3.81)’, 33.8%가 ‘소극형(3.06)’ 이었으며 2학년 때와 비교하여 한 집단이 더 분류되는 것을 확인하였다.

3학년(2차)에서는 ‘적극형’으로 명명한 집단의 진로성숙 수준(4.34~4.89)이 2학년(1차)의 ‘적극형’수준과 비교하였을 때 증가하였고, 소극형의 진로성숙 수준(2.75~3.3)은 2학년(1차)년의

‘소극형’과 비교하였을 때 오히려 감소하였다. 3학년에서 ‘중립형’ 집단으로 명명한 진로성숙의 수준은 평균적으로 3.58 ~ 3.99 사이였다.

## 2. 각 시점 잠재계층 분류에 영향을 미치는 요인

각 시점 집단 간 차이를 설명하는 요인을 탐색하기 위해 다항로지스틱 회귀분석을 실시하였다. 독립변수로는 개인적 특성(성별, 자아개념, 신체적 건강, 행복도), 사회적 지지(담임교사, 부모와의 대화), 학습경험(전공교과 교육 만족도, 교과 외 경험의 합, 진로교육 및 체험 경험의 합, 취업지도 경험의 합, 현장체험 경험의 합)을 검증하였다.

2학년의 경우, 진로성숙도 잠재프로파일에 유의한 영향을 미치는 요인은 4개(자아개념, 부모와의 대화, 전문교과 만족도, 취업지도 경험의 합)로 나타났다. 첫째, 자아개념이 1단위 높아지면, 적극형보다 소극형에 속할 가능성이 75.9% 감소하였다. 둘째, 부모와의 대화가 1단위 증가하면 적극형보다 소극형에 속할 가능성이 29.2% 감소하였다. 셋째, 전문교과 만족도가 1단위 높아지면 적극형보다 소극형에 속할 가능성이 51.6% 감소하였다. 넷째, 취업지도 경험의 합이 많을수록 적극형보다 소극형에 속할 가능성이 14.2% 감소하였다.

〈표 5〉 마이스터고 2학년 학생의 진로성숙도 변화 영향요인

참조집단 연구집단		적극형 소극형				
		Logit	SE	p	OR	p
2학년	성별	-0.226	0.247	0.359	0.797	0.303
	신체적 건강	0.044	0.071	0.537	1.045	0.545
	행복도	-0.077	0.119	0.518	0.926	0.501
	자아개념	-1.422	0.199	0.000	0.241	0.000
	담임	-0.04	0.141	0.777	0.961	0.772
	부모	-0.345	0.132	0.009	0.708	0.002
	전문교과교육	-0.726	0.187	0.000	0.484	0.000
	교과외경험	0.002	0.148	0.989	1.002	0.989
	진로교육 및 체험 경험	-0.096	0.05	0.055	0.909	0.044
	취업지도 경험	-0.153	0.067	0.023	0.858	0.014
	현장체험경험	-0.234	0.329	0.476	0.791	0.422

\*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

3학년의 경우도 진로성숙도 잠재프로파일에 유의한 영향을 미치는 요인은 4개였다. 자아개념, 전문교과교육 만족도, 교과 외 경험(전공동아리, 기능반)의 합, 담임선생님의 지지이다. 첫째, 자아개념이 1단위 증가하면 적극형보다 중립형에 속할 확률이 71.4% 감소하였고, 적극형보다 소극형에 속할 확률은 93.4% 감소하였다. 둘째, 전문교과(전공)교육 만족도가 1단위 높아지면 적극형보다 중립형에 속할 확률이 78.9% 감소하고, 적극형보다 소극형에 속할 확률이

98.3% 감소하였다. 셋째, 교과 외 경험의 합이 1단위 증가하면 적극형보다 중립형에 속할 확률이 43.6% 감소하였고, 적극형보다 소극형에 속할 확률이 62.2% 감소하였다. 넷째, 담임교사의 지지가 1단위 증가할 때 적극형보다 소극형에 속할 확률이 47.1% 감소하였다.

〈표 6〉 마이스터고 3학년 학생의 진로성숙도 유형 영향요인

참조집단		적극형									
		중립형					소극형				
연구집단		Logit	SE	p	OR	p	Logit	SE	p	OR	p
3 학 년	성별	0.578	0.453	0.203	1.782	0.333	0.601	0.474	0.205	1.824	0.34
	신체적 건강	0.021	0.111	0.85	1.021	0.851	-0.031	0.117	0.792	0.969	0.788
	행복도	0.158	0.206	0.442	1.171	0.477	0.062	0.228	0.785	1.064	0.791
	자아개념	-1.251	0.375	0.001	0.286	0.000	-1.793	0.401	0.000	0.166	0.000
	담임	-0.401	0.302	0.184	0.67	0.102	-0.637	0.322	0.048	0.529	0.006
	부모	-0.105	0.14	0.453	0.9	0.429	-0.144	0.157	0.36	0.866	0.324
	전문교과 교육	-1.467	0.362	0.000	0.231	0.000	-2.149	0.385	0.000	0.117	0.000
	교과 외 경험	-0.572	0.222	0.01	0.564	0.001	-0.972	0.244	0.000	0.378	0.000
	진로교육 및 체험 경험	-0.108	0.064	0.091	0.898	0.075	-0.093	0.073	0.207	0.911	0.186
	취업지도 경험	-0.022	0.13	0.864	0.978	0.862	-0.032	0.141	0.821	0.969	0.819
	현장체험 경험	0.505	0.327	0.123	1.656	0.225	0.507	0.327	0.121	1.66	0.225

### 3. 진로성숙도의 잠재전이분석

진로성숙도의 종단적 변화를 분석하기 위해 잠재전이분석을 3단계로 실시하였다. 아래 <표 7>은 마이스터고 2학년-3학년 진로성숙도 프로파일의 종단적 전이확률(Latent transition probability)이고, <표 8>은 프로파일의 종단적 전이 비율이다. <표 7>에서 나타난 전이패턴을 종합적으로 살펴보면 ‘소극형 → 적극형’으로 증가하는 패턴이 51.9%로 가장 많았으며 다음으로 ‘적극형 → 중립형(38.4%)’으로 감소하는 패턴, ‘적극형 → 적극형(37.1%)’으로 유지하는 패턴 순이었다.

〈표 7〉 마이스터고 2학년-3학년 진로성숙도 프로파일 간 종단적 전이확률

(단위 : %)

시점		3학년(2017)			계
		적극형	중립형	소극형	
2학년 (2016)	적극형	0.37	0.38	0.24	1.00
	소극형	0.51	0.02	0.46	1.00

<표 8>에 나타난 전이패턴별 사례수 및 비율을 보면, 진로성숙도가 유지되는 집단인 고수준 유지(적극형→적극형) 전이패턴은 190명(22.6%)이고, 저수준 유지(소극형→소극형)은 150명(17.8%)이었다. 진로성숙도가 증가하는 집단은 두 가지 유형이었다. 소극형에서 적극형으로의 전이패턴과 소극형에서 중립형으로의 전이패턴이었다. 소극형→적극형 전이 패턴의 경우 사례수는 169명(20.1%)이었고, 소극형→중립형 전이 패턴의 사례 수는 7명(0.8%)이었다. 진로성숙도가 감소하는 집단은 두 집단으로 나타났다. 첫 번째 집단은 적극형에서 중립형으로의 전이 패턴이었으며 사례수는 197명(23.4%)이었다. 두 번째는 고수준 감소형으로 적극형에서 소극형으로 감소하는 집단이었으며 사례 수는 126명(15%)이었다.

〈표 8〉 마이스터고 2학년-3학년 진로성숙도 집단의 전이별 사례수와 비율

(단위 : %)

		3학년 (2차)		
		적극형	중립형	소극형
2학년 (1차)	적극형	190(22.6%)	197(23.4%)	126(15.0%)
	소극형	169(20.1%)	7(0.8%)	150(17.8%)

※ 괄호는 마이스터고 2학년 재학생 프로파일 내의 비율(%)

#### 4. 잠재전이패턴의 영향요인

진로성숙도와 관련된 변수들이 잠재전이패턴을 어떻게 설명하는지 알아보기 위해 다항로지스틱 분석을 시행하였다. 다만, 2학년의 2개 프로파일과 3학년 3개의 프로파일을 연계시킨 잠재전이 패턴에서 ‘소극형→중립형’의 전이 패턴 내 사례 수 및 비율이 1%가 되지 않아 실질적 해석이 가능한지 아닌지를 고민하였다. 다항로지스틱 분석 시 ‘소극형→중립형’의 경우 사례수 문제로 결과가 수렴되지 않았다. 최종적으로 ‘적극형→적극형’ 패턴을 참조집단으로 설정하여, 개인적 특성, 사회적 지지, 학습경험과 관련된 변수들이 한 단위 증가할 때마다 주어진 집단에 속할 확률의 변화를 알아보았다. 다항로지스틱 회귀분석 결과는 <표 9>와 같다.

〈표 9〉 전이의 영향요인 (독립변수 : 1차 자료, 다항로지계수, 승산비, 유의도)

참조집단		고수준 유지(적극형→적극형)							
연구집단		저수준 유지(소극형→소극형)				증가형(소극형→적극형)			
영향요인		Logit	S.E	OR	p value	Logit	S.E	OR	p value
개인 특성	성별	-0.073	0.444	0.93	0.87	-.217	.427	.805	.611
	행복도	-0.002	0.116	0.998	0.983	-0.068	0.112	0.934	0.544
	신체적건강	-0.046	0.196	0.955	0.814	0.125	0.191	1.133	0.513
	자기이해	-1.677	0.306	0.187	0.000	-1.331	0.293	0.264	0.000
사회적 지지	교사	-0.313	0.244	0.731	0.199	-0.114	0.236	0.892	0.628
	부모	-0.278	0.194	0.757	0.153	-0.598	0.188	0.55	0.002
학습경 험	전문교과 만족도	-1.476	0.306	0.229	0.000	-1.082	0.295	0.339	0.000
	교과외경험	0.01	0.24	1.01	0.966	-0.101	0.228	0.904	0.659
	진로교육 및 체험경험	-0.024	0.082	0.977	0.773	-0.056	0.079	0.945	0.478
	취업지도경험	-0.262	0.108	0.77	0.015	-0.266	0.103	0.767	0.01
	현장체험	0.315	0.506	1.371	0.533	-0.674	0.538	0.509	0.21
참조집단		고수준 유지(적극형-적극형)							
연구집단		고수준 감소형(적극형→소극형)				저수준 감소형(적극형→중립형)			
영향요인		Logit	S.E	OR	p value	Logit	S.E	OR	p value
개인 특성	성별	-.453	.420	.636	.281	-.318	.389	.728	.413
	행복도	-0.142	0.112	0.868	0.206	-0.064	0.103	0.537	0.938
	신체적건강	0.29	0.195	1.336	0.137	0.078	0.173	0.651	1.082
	자기이해	-0.247	0.29	0.781	0.395	-0.291	0.263	0.268	0.748
사회적 지지	교사	-0.447	0.231	0.64	0.053	-0.094	0.214	0.659	0.91
	부모	-0.161	0.177	0.851	0.361	-0.191	0.157	0.224	0.826
학습경 험	전문교과만족 도	-0.681	0.289	0.506	0.019	-0.68	0.263	0.01	0.507
	교과외경험	0.039	0.226	1.04	0.862	-0.106	0.203	0.6	0.899
	진로교육 및 체험경험	0.079	0.08	1.082	0.324	0.024	0.072	0.742	1.024
	취업지도경험	-0.101	0.103	0.904	0.328	-0.134	0.093	0.148	0.874
	현장체험	-0.176	0.508	0.838	0.728	-0.595	0.469	0.551	0.204

자기이해는 유의확률 0.001 수준에서 저수준 유지(소극형→소극형) 전이패턴과 증가형(소극형→적극형) 전이패턴에 유의한 변인이었다. ‘자기이해’가 1단위 증가할수록 고수준 유지(적극형→적극형)보다 저수준 유지(소극형→소극형), 증가형(소극형→적극형) 전이패턴에 속할 확률이 91.3% 감소하였다. 부모와의 대화는 유의확률 0.001 수준에서 증가형(소극형→적극형)전이 패턴 유의하였다. 부모와의 대화가 1단위 증가할수록 고수준 유지(적극형→적극형)보다 증가형(소극형→적극형)에 속할 확률이 45% 감소하였다.

전문교과 만족도는 유의확률 0.001 수준에서 저수준 유지, 증가형, 고수준 감소형 전이패턴에 유의하였다. 전문교과 만족도가 1단위 증가할수록 고수준 유지 전이패턴보다 저수준 유지 전이패턴에 속할 확률은 71.1% 감소하였고, 증가형 전이패턴에 속할 확률이 67.1% 감소하였으며, 고수준 감소형에 속할 확률은 49.4% 감소하였다.

취업지도 경험은 유의확률 0.05 수준에서 저수준 유지, 증가형 전이 패턴에 유의하였고, 취업지도 경험의 합이 1단위 증가할수록 고수준 유지 전이 패턴보다 저수준 유지 전이 패턴에 속할 확률이 23%로 감소하였다. 고수준 유지 전이 패턴보다 증가형 전이 패턴의 경우에 속할 확률은 23.3% 감소하였다.

#### IV. 요약 및 결론

본 연구는 마이스티고 재학생의 진로성숙도를 유형화하고 시간의 흐름에 따라 잠재집단이 어떻게 전이되고 있는지 살펴보고 마이스티고의 수업과 프로그램이 이러한 전이에 얼마나 기여하고 있는지 탐색하는 데 목적이 있다. 본 연구결과를 바탕으로 논의하면 다음과 같다.

첫째, 마이스티고 2학년과 3학년 시기의 진로성숙도는 각각 2개 집단(적극형, 소극형)과 3개 집단(적극형, 중립형, 소극형)으로 분류되었다. 2학년 시기에 진로성숙도 유형을 예측하는 변인은 자아개념, 부모의 지지, 전공 교과교육, 취업지도 경험의 합이었다. 3학년 시기는 전문교과 교육과 교과 외 활동(전공동아리, 기능반)의 예측력이 2학년 때보다 더 명확히 나타났다.

둘째, 진로성숙도 전이의 패턴을 보면, 고수준 유지, 저수준 유지, 증가, 고수준에서 저수준 감소로 구분되었다. 증가패턴 중 ‘소극형→중립형’의 경우, 사례 수 및 비율이 1%가 되지 않아 실질적 해석이 가능하지 않았다. 마이스티고 학생의 진로성숙도의 패턴에서 주목해야 할 점은 고수준에서 저수준으로 감소하는 집단과 지속해서 저수준에 머무르는 집단의 비율이 각각 126명(15%), 150명(17.8%)이라는 점이다. 이러한 결과는 마이스티고 수업과 진로지도가 학생의 진로개발 및 직업준비에 유용한 도움을 주고 있다는 선행연구 결과(배상훈, 김환식, 김효선, 2011; 최수정, 장명희, 김종우, 박미화, 김정윤, 2011)와 다르다. 전반적으로 학교 수업과 진로지도가 학생들에게 도움을 주고 있을 수 있으나 집단을 세분화하면 그렇지 않다는 점이다.

셋째, 진로성숙도의 전이에 영향을 주는 요인을 판단하기 위해 선정한 11개의 변수 중 유의미한 변수는 4개(자기 이해, 부모의 지지, 전문교과교육 만족도, 취업지도 경험)로 나타났다. 구체적으로 살펴보면, 자기 이해는 저수준 유지(소극형→소극형) 전이 패턴과 증가형(소극형→적극형) 전이 패턴에 유의하였고( $p < .001$ ), 전문교과교육 만족도는 ‘적극형→중립형’을 제외한 모든 전이 패턴에서 유의하였다( $p < .05$ ). 전문교과 만족도가 1단위 증가할 때 고수준 유지보다 저수준 유지, 증가, 고수준 감소에 속할 가능성이 각 71.1%, 69.1%, 49.4% 감소하는 것으로 나타났다. 취업상담, 채용기업정보제공, 구직활동지도, 취업박람회, 취업캠프, 졸업생 멘토링, 취업처 연계 등 취업지도 관련 경험이 1단위 증가할수록 고수준 유지 전이 패턴보다 저수준 유지

전이 패턴에 속할 확률이 23%로 감소하고 고수준 유지 전이 패턴보다 증가형 전이 패턴의 경우에 속할 확률은 23.3% 감소하는 것으로 나타났다. 중·장기적 관점에서 증가형이 고수준 유지형으로 이동하거나, 저수준 유지형이 좀 더 높은 수준으로 이동하기 위해서는 이들에게 자기 이해력을 높일 수 있는 수업, 전문교과에 대한 몰입, 취업경험 횟수를 늘릴 수 있는 방안의 초점이 맞춰질 필요가 있다.

마지막으로 이 연구의 한계점을 밝히고, 후속 연구에 대해 제언을 하고자 한다.

첫째, 집단의 예측변수로 투입된 전문교과(전공)교육 만족도, 교과 외 활동(전공동아리, 기능반)의 합, 취업지도 경험의 합, 진로교육 및 진로체험 경험의 합은 학교별·지역별로 그 영향력이 같을 것이라 가정하였다. 그러나 학교별·지역별로 그 영향력이 달라질 수 있음을 주시하고 결과 해석에 주의할 필요가 있다.

둘째, 국가 수준 자료의 전국 표집이라는 측면에서 일반화의 가능성이 크지만, 본 연구에서 사용한 자료는 마이스터고 2학년(2016)과 3학년(2017) 두 시기만을 연계한 진로성숙도의 변화를 탐색하였다. 잠재전이 분석은 먼저 각 시점의 프로파일 개수를 확인하면서 연계된 패턴을 분석하는 것이기 때문에 결국 시점별 프로파일의 수를 설정하는 것에 따라 전이 패턴이 달라질 수 있다. 따라서 본 연구에서 확인된 패턴 외에 다양한 전이 유형이 다른 자료들에서도 나타나고 있는지를 재확인하는 작업이 필요하다.

## ❖ 참고문헌 ❖

- 김귀영(2010). 지방공무원 경력개발제도 도입방안연구-이론과 사례 검토를 통한 함의를 중심으로, 한국행정학회 하계학술발표논문집, pp.1-23.
- 김동심, 윤혜준(2019). 고등학생의 진로성숙도와 행복에 미치는 영향변인 분석 및 학교 유형에 따른 차이분석. 2019 KRIVET 패널 학술대회 자료집, 14, pp. 1-18.  
<https://www.krivet.re.kr/ku/ha/kuCAELs.jsp> (2020.7.30.검색)
- 김미림, 유예림, 황은희, 김선용(2019). 잠재전이분석을 활용한 대학생 진로성숙도의 발달유형과 영향 요인 분석. 아시아교육연구, 20(1), pp.173-197.
- 김종운, 김말선(2012). 다중지능이론에 기초한 진로 집단상담이 대학생의 진로의사결정유형과 진로자기효능감 및 진로성숙도에 미치는 효과. 진로교육연구, 25(3), pp.201-227.
- 남재욱(2020.5.26.). 한국의 직업교육과 사회이동. <https://www.youtube.com/watch?v=rSRhuxtobRQ> (2020.7.30.검색)
- 문한나, 윤수린, 박동진(2018). 4차 산업혁명시대의 근로자 경력개발 지원방안. 한국직업능력개발원, 2018-1, pp.1-228.
- 배상훈, 김환식, 김효선(2011). 마이스터고 학생의 학교소속감, 학교만족도, 학교수업 및 진로지도에 대한 인식: 특성화고 및 일반고 학생과 비교를 중심으로, 직업능력개발연구, 14(3), pp.155-180.
- 배상훈·장창성·이태희·조성범(2014). 마이스터고 연구의 동향과 과제: 네트워크 텍스트 분석 및 내용 분석. 직업교육연구, 33(3), pp.83-104.
- 배상훈, 조성범, 장창성(2014). 학생의 진로성숙도와 진로결정 자기효능감의 성장에 대한 마이스터고 효과: 2시점 유사종단 연구. 직업교육연구, 33(5), pp.107-132.
- 어윤경(2008). 진로교육 만족도에 따른 진로성숙 수준 변화에 대한 다층분석. 진로교육연구, 21(4), pp.23-41.
- 이정민·정혜원(2019). 특성화 및 마이스터고 학생의 진로성숙도에 관한 학생 및 학교요인 분석. 한국청소년연구, 30(1), pp.279-311.
- 이명애(2006). 자아개념이 대학생들의 학업성취에 미치는 영향 탐색. 교육평가연구, 19(1), pp.161-181.
- 이명훈(2016). 특성화고 학생들의 진로결정과 관련 변인간의 구조적 관계 분석. 한국기술교육학회지, 16(2), pp.149-166.
- 이자형(2015). 일반계 고등학생의 진로발달 변화 영향요인에 관한 종단적 분석. 청소년학연구, 22(10), pp.289-316.
- 주지선, 이성원(2019). 고3의 행복감에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 학교 및 가정요인을 중심으로. 2019 KRIVET 패널 학술대회 자료집, 14, pp. 1-18.  
<https://www.krivet.re.kr/ku/ha/kuCAELs.jsp> (2020.7.30.검색)
- 최문경·이기엽(2008). 대학졸업에서 첫 직장까지. 직업능력개발연구, 11(3), pp.23-48.
- Hong, S., B. KIM, & M. Wolfe.(2005). A Psychometric Reversion of the European American Values Scale for Asian American Using the Rasch Model, *Measurement and Education in Counseling and Development*, 37.

- Asparouhov & Muthén (2013). Auxiliary Variables in Mixture Modeling: Three-step Approaches Using M Plus. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21(3), pp.329-341.
- Asparouhov, T., & Muthén, B. (2014). *Auxiliary variables in mixture modeling: 3-step approaches using Mplus*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén. Retrieved August 8, <http://www.statmodel.com/examples/webnotes/webnotes15.pdf>
- Akaike, H. 1983. Information Measures and Model Selection. *International Statistical Institute*, 44, pp.277-291.
- Colins, L. M., & Lanza, S. T. (2013). Latent class and latent transition analysis: With applications in the social, behavioral, and health sciences. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Holland, J. L. (1987). Making vocational choices: A theory of vocational personalities and work environments (3rd. ed.). Odesa, FL: Psychological Assessment Resources.
- Lo, Y., Mendell, N. R., and Rubin, D. B. (2001). Testing the number of components in a normal mixture, *Biometrika*, 88(3), pp.767-778.
- Muthén, L. K., & Muthén, B.O. (2000). Integrating Person-centered and Variable-centered Analysis: Growth Mixture Modeling with Latent Trajectory Classes. *Alcoholism : Clinical and Experimental Research*, 24, pp.882-891.
- Muthén, B.O. (2004). Latent Variable Analysis. in D. Kaplan(ed.), *Handbook of Quantitative Methodology for the Social Science*. pp.345-368. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Muthén, L. K., & Muthén, B.O. (2010), Mplus: Statistical analysis with latent variables: User's guide.
- Nylund, K. L., Asparouhov, T., and Muthen, B. O. (2007). "Deciding on the number of classes in latent class analysis and growth mixture modeling: A Monte Carlo simulation study", *Structural equation modeling*, 14(4), pp.535-569
- Schwartz, G. (1978). "Estimating Dimensions of a Model." *Annals of Statistics*, 6 pp.461-464.
- Vermunt, J. K. (2010). Latent class modeling with covariates: Two improved three-step approaches. *Political Analysis*, 18(4), pp450-469
- Wang, J. H.& Guthrie, J. T(2004), Modeling the effects of intrinsic motivation, extrinsic motivation, amount of reading, and past reading achievement on text comprehension between U.S. and Chinese students, *Reading research Quarterly*, 39, pp.162-186.
- Wingfield, A.& Gruthie, J(1997), Relations of children's motivation for reading to the amount and breath of their reading, *Journal of Educational Psychology*, 89(3), pp.420-432.

## ❖ Abstract ❖

### An Analysis of Transition Patterns and Influencing Factors of Meister High School Students' Career Maturity

Kim Hyung Ran(Pusan National Univ.)

The purpose of this study is to cross-sectionally verify the types and influencing factors of meister high school students' career maturity and to longitudinally analyze the change patterns of their career maturity and identify factors that affect them. The data used for the analysis are the first year (2016) and the second year (2017) results of the Korean Education & Employment Panel II (KEEP II) survey. In the first year of the survey, the meister high school students were sophomores, and in the second year, they were seniors. The data used for final analysis were the responses of the 842 meister high school students (690 male students and 152 female students) who answered all 14 items related to career maturity. Three-step latent profile analysis (R3STEP) was used to verify the types and influencing factors of career maturity at each point in time, and latent transition analysis and multinomial logistic analysis were performed to analyze longitudinal change patterns and verify influencing factors. The major research results are as follows. First, the meister high school sophomores were divided into active and passive groups, and the factors that influenced these profiles were self-concept, interaction with the parents, specialized subject education, and experience of vocational guidance. The seniors were divided into active, neutral, and passive groups, and the variables that had a significant influence on these groups were self-concept, specialized subject education, extracurricular experience, and support from the homeroom teacher. Second, the profile transition patterns between the two points in time were identified as high-level maintenance type, low-level maintenance type, increase type, high-level decrease type, and low-level decrease type. Third, while significant variables affecting these transition patterns differed by patterns, specialized subject education was an important variable that distinguished various transition patterns.

**Key words:** Meister high school students, Career maturity, Latent profile, Latent transition, Influencing factors, Korean Education & Employment Panel II

