

雇傭職業能力開發研究  
 第19卷(3), 2016, 12, pp. 109~135  
 © 韓國職業能力開發院

## 중등교육기간 사교육이 대학학업과 직업활동에 미치는 영향\*

곽 수 란\*\*

본 연구는 한국교육고용패널(KEEP) 데이터를 활용하여 고3시기의 사교육이 대학학업과 직업활동에 미치는 영향을 확인하였다. 고교시기 투입된 사교육비와 사교육이 입시에 도움을 준 정도가 대학학업과 대학 졸업 후 직업활동에 미치는 영향을 인과관계로 추정하였다. 특히 고3시기의 사교육과 대학과정 그리고 직업활동에 대한 맥락이 다른 인문계와 전문계, 남성과 여성 집단에 따라 각각 분석하여 비교하였다. 분석방법은 구조방정식모형이며 LISREL 프로그램을 사용하여 분석하였다.

분석결과 사교육, 대학학업, 직업활동 간 인과관계 맥락은 계열 및 성별에 따라 부분적으로 차이가 있는 것을 확인하였다. 본 연구 결과는 중등교육 시기의 사교육이 대학학업과 직업활동에 미치는 효과를 확인할 수 있으며, 이는 한국사회 사교육 문제에 대처할 수 있는 실증적인 기초 정보로 활용할 수 있을 것으로 판단된다.

**- 주제어 : 사교육, 대학학업, 직업활동**

---

투고일: 2016년 04월 11일, 심사일: 06월 07일, 게재확정일: 2016년 07월 16일

\* 2016년 2월 한국교육고용패널 학술대회에서 발표한 논문으로 비평을 참고하여 수정하고 보완하였다.

\*\* 고구려대학교 유아교육과 교수(slkwaug@kgrc.ac.kr)

## I. 서 론

한국사회에서 학업성취에 대한 사회적 관심은 매우 크다. 그것은 학교교육이 사회적 선발에 주된 역할을 하고 있으며 학교교육 수준을 결정하는 기준이 되기 때문이다. 이러한 이유 때문에 학업성취 향상을 위해 투입되는 교육활동, 즉 사교육은 이미 사회문제가 되고 있다. 사교육이 어떤 목적을 갖는지 차치하더라도 학업성취 향상을 지향하고 있다는 것은 주지의 사실이다. 다른 한편으로, 가계의 사교육 투자가 상당한 규모로 계속되고 있다는 사실은 사교육이 학업성취 및 미래소득을 높이는데 유의미한 효과가 있거나 있을 것이라는 기대를 반영하고 있음을 시사한다. 그런데 사교육 투자가 개인적 차원에서는 합리적인 행위일지 몰라도 사회적 차원에서는 비합리적이라는 인식은 상당히 일반화된 것으로 보인다(김희삼, 2010). 그 이유는 개인적 차원에서 이득을 얻기 위해 투자된 사교육이 장기적인 맥락에서 따져볼 때 오히려 개인 및 사회적 측면에서 부정적인 효과로 드러나는 현상이 목도되기 때문이다.

사교육에 대한 과도한 의존이 중장기적으로 부정적인 효과를 초래할 가능성도 배제할 수 없다. 일찍부터 사교육에 의존하는 습관은 자기주도 학습역량과 능동적 문제해결력 형성을 저해하여 사고력이 필요한 수능시험에는 도움이 되지 않을 수도 있고, 사교육의 체계적인 도움을 받지 못하는 고등교육 단계나 노동시장에서의 성과를 낮게 만들 수도 있기 때문이다(김희삼, 2010). 그러나 만약 사교육에 투입되는 비용(물적, 심리적, 사회적 비용 포함)이 개인적이고 매우 일시적인 즉, 위세 높은 대학진학을 위해 수행하는 낭비적 활동이 아니라, 대학학업과 그 이후 직업 활동에까지 장기적이며 긍정적인 효과를 미친다면 사교육에 대한 부정적 비판은 상당부분 의미 없거나 감소될 것으로 판단된다.

이러한 맥락에서 본 연구는 중등교육 기간에 수행된 사교육이 대학학업과 그 이후 직업활동에 어떤 효과를 나타내는지 확인하고자 한다. 연구 결과는 한국사회 중등교육 기간의 사교육의 공과 실을 확인함으로써 효과적인 중등교육 방향을 설정하는 정보로 활용할 수 있을 것으로 판단된다.

## Ⅱ. 중등교육기간 사교육과 대학학업, 직업활동과의 관계

사교육은 가정교사와 학생 간의 일대일 교수 학습과정으로 시작되어 가정교사와 학습 집단의 관계 그리고 학원의 형태로 확대되어 왔다. 따라서 사교육은 그 대상과 내용에 따라 형태나 성격이 다양하게 규정될 수 있으나, 사교육은 대체로 공교육에서의 학업성취 체고나 학업경쟁을 지향하는 경향을 반영하는 보완적 개념으로 규정되어 왔다(이종재·이희숙, 2009). Bray(1999)는 공교육에 대한 음성적 체제로서의 사교육 의미를 강조하기 위하여 사교육을 'shadow education'이라 하였다. 그는 사교육은 공교육 존재가 전제가 되며, 공교육 형태를 모방하지만 공적 관심이 적으며, 그 특성이 불분명하다는 측면에서 shadow education으로 설명하고 있는 것이다. 이와 같이 사교육을 개념적으로 구체화하려는 노력은 교육열로 지칭되는 한국사회 독특한 교육특성이 아니라 범문화적인 현상이 되어가고 있음을 보여주고 있다. 사교육의 확대는 한국을 비롯하여 대입과 고교 선발 경쟁이 극심한 일부 아시아 국가에서 나타나는 독특한 현상이 아니라 학교교육이 제도화된 대부분의 나라에서 나타나고 있는 보편적인 현상인 것이다(Baker & LeTendre, 2005; Bray, 1999; Byun & Chung, 2014; 김경년·김안나, 2015 재인용). 그러나 공교육의 목적이 범문화적으로 유사한 맥락을 갖는 것과 다르게 사교육의 목적과 방향은 국가 및 문화적 특성에 따라 그 양상은 다르게 나타나고 있다.

한국사회에서 사교육에 대한 논의는 매우 다양한 분야에서 지속적으로 논의되고 있는 교육문제라 볼 수 있다. 특히 초·중등교육기간의 사교육은 지출되는 비용의 규모가 상당하여 사회문제로 확대될 만큼 논쟁거리이다. 공교육이 일반화되어 있는 사회에서 사교육은 공교육 체계에서 충족되지 않는 교육서비스를 사적인 비용을 부담하여 혜택을 얻기 위한 방법이다. 그러나 한국사회 사교육은 오히려 교육목적에서 벗어나는 방향으로 나타나는 부작용을 초래하고 있다. 이러한 측면에서 한국사회에서 사교육은 공교육의 부정적인 현상을 상징하는 shadow education의 측면이 강하게 나타나는 것으로 판단된다. 구체적으로 통계청(<http://kostat.go.kr>)자료에 의하면, 2012년 전국 초중고 사교육비는 약 19조원이며 1인당 월평균 사교육비 23만 6천원이며, 2013년은 약 18조 6천억,

1인당 월평균 사교육비 23만 9천원이다. 그리고 2014년은 약 18조 2천억 원으로 1인당 월평균 사교육비 24만 2천원으로 조사되었다. 초중고학령기 학생의 감소로 전체 사교육비 지출 규모는 감소되고 있지만 1인당 월평균 사교육비는 여전히 증가추세를 확인할 수 있다. 이처럼 대규모로 지출되는 사교육비에 대한 문제인식은 사교육비를 경감할 수 있는 대안을 찾는 데 상당부분 집중되기도 하였다(고형일·이두휴, 2002; 김미숙 외, 2007; 김지하, 2009; 박소영, 2008; 성낙일·홍성우, 2009; 심은석 외, 2013; 이광현, 2013; 이은우, 2004; 임현정·김양분, 2012; 채창균, 2006).

그러나 한국사회 초중고 학령기에 투입되는 사교육은 실제로 공교육 기관인 학교교육의 성취 즉, 학업성적을 향상시키는데 집중되어 있고, 이것은 대학입시와 직접적 관련성을 가지고 있다. 김경근·황여정(2009)은 중학생의 사교육 수요 결정요인 분석에서 한국사회에서 사교육은 보충교육보다는 수월성 확보를 위한 전략으로 사용되고 있음을 실증적 자료 분석을 통해 제시하고 있다. 결과적으로 사교육은 대학입학에 목적을 두고 학업성취 향상을 위해 수행되고 있으며 따라서 사교육과 학업성취와의 관계를 탐색하는 선행연구들이 양적으로 축적되어 있는 것을 확인할 수 있다(김경근 외, 2014; 김태일, 2005; 도승이·김성식, 2014; 박정주, 2011; 박현정 외, 2008; 이수정·임현정, 2009; 이광현·권용재, 2011; 임천순 외, 2004; 신인철·김기현, 2010).

한국사회에서 사교육에 대한 논의는 학업성취와의 관련성, 즉 투입되는 비용에 따른 학업성취 향상정도를 평가하는 방향에 초점이 집중되어 있다. 이러한 사교육에 대한 논의는 가정의 사회경제적 배경에 따른 학업성취 차이와 더 나아가 경제적 조건에 따른 사회계층의 견고화를 가져오게 된다는 부정적인 결론에 이르게 된 것이다. 이러한 맥락 때문에 사교육에 투입되는 비용은 줄일 수 있는 방안이 사교육 문제 해결을 위한 방법으로 주로 제시되었던 것이다. 환언하면, 교육효과를 위한 장기적인 투자라기보다는 매우 일시적이고 낭비적 지출이라는 측면에서 경감을 위한 노력에 집중되어 있었던 것이다. 주지하다시피 초등학교부터 중고등학교 공교육 시기에 지출되는 사교육비에 대한 논의가 대학 입학만을 위해 소비되고 있다는 비판을 기저에 두고 수행되어 온 것이다.

그런데 사교육에 대한 문제는 단지 지출되는 비용의 규모라기보다는 지출되는 비용의 효율성 측면에서 논의될 필요가 있을 것으로 판단된다. 그 이유는 사교육에 지출되는 비용이 교육의 효율성을 제고할 수 있다면 교육수준을 향상시키는 투자로 긍정적인 평가를 이끌어 낼 수 있기 때문이다. 김태일(2005)은 고등학교 때 사교육을 받은 것이 대학 진학 후의 학업성취도에 미치는 효과를 분석하고, 사교육 효과를 인적자본 효과와 대학진

학 효과로 구분한 후, 사교육효과가 인적자본효과가 아닌 대학진학 효과만을 갖는다면 사교육의 소비는 낭비이며, 효율적인 인적자원의 배분을 왜곡하는 기능을 수행할 수 있다고 주장한다. 같은 맥락에서 사교육과 대학학업 및 학교에서 직업시장으로 이행된 후 직업 활동의 효율성과 연계하여 탐색하는 연구를 거의 찾아볼 수 없는 것은 중등교육 시기의 사교육이 대학 입학과의 관련성에 천착되어 있음을 반증하고 있다. 부분적으로 사교육과 대학학업 또는 직업활동과의 인과관계를 확인하고자 하는 시도(곽수란, 2013; 김태일, 2005; 김희삼, 2010; 배호중, 2015; 이기중·곽수란, 2014)가 있기는 하지만 고교시기 사교육 → 대학학업 → 직업활동으로 이어지는 인과관계 탐색은 매우 제한적으로 보인다.

사교육이 순전히 대학입학을 위한 것이라는 사회적인 공감을 전제하더라도 공교육의 본질과 사교육의 사회적 특성을 고려할 때, 사교육 효과의 지속성에 대한 탐색이 필요할 것으로 판단된다. 이러한 측면에서 중등교육 시기의 사교육이 대학학업과 직업활동에 미치는 인과관계를 확인하는 본 연구 분석은 지극히 탐색적이라 할 수 있다. 그 이유는 전술한 바와 같이 중등학교 사교육이 대학학업과 직업활동과의 관련성을 확인한 선행연구가 극히 제한적이기 때문이다. 그럼에도 불구하고 사교육과 대학학업 및 직업활동과의 인과관계 탐색은 다음과 같이 상호관련성을 가정하고 있다.

공교육 기관인 학교가 교육적 기능을 효율적으로 수행하고 있고, 사교육이 공교육 체제에서 충족되지 못하는 교육 서비스를 사적인 부담을 통해 충족하는 것이라면 사교육은 공교육 목적달성에 기여하는 것으로 볼 수 있다. 더 나아가 중등학교 공교육 목적달성은 고등교육 활동의 기반이 되며, 성인기 사회 구성원으로서 기여하는데 필요한 직업활동에 직접적으로 연계되어 있다는 것은 논리적으로 자명한 것이다. 그러나 이러한 긍정적인 효과는 단순히 사회적으로 인정되는 대학이나 전공, 그리고 좋은 직업을 가질 수 있는 기회를 가졌다는 것을 넘어서 대학학업이나 직업활동 유능성 제고와 필연적으로 연계되어 있음을 의미한다. 이러한 맥락에서 고교시기 사교육은 단순히 위세 높은 대학에 입학하기 위한 소비적인 활동이 아니라 대학학업 활동에서의 효율성, 그리고 직업활동에서의 유능성에 직접적인 영향을 미치는 것으로 가정할 수 있다. 본 연구는 사교육이 단지 비용이 지출되는 시점의 효과, 즉 대학진학뿐 아니라 그 이후에 나타날 수 있는 장기적 효과를 탐색함으로써 사교육의 긍정적인 방향으로 전환을 위한 대안모색에 실증적 정보를 제공하고자 한다.

### Ⅲ. 연구방법

#### 1. 분석 대상

본 연구는 한국교육고용패널(KEEP) 고등학교 3학년 패널 1차부터 11차까지의 자료를 분석하였다. 분석대상은 2004년에 고등학교 3학년인 고3패널이며, 대학교육과정을 거쳐 2015년 현재 직업에 종사하고 있는 사례가 분석되었다. 특히 대학진학과 직업활동이 고등학교 계열과 성별에 따라 차이가 있을 가능성을 반영하여 인문계와 전문계, 남성과 여성으로 구분하여 분석하였다. 표본은 2004년 인문계와 전문계 패널 각각 2,000명 중 중도 탈락된 패널을 제외하고, 분석에 투입되는 변수에 결측치가 있는 사례를 제외한 999(인문계 758, 전문계 241/남성 511, 여성 488)명이 최종 선정되었다. 분석에 투입된 사례수가 표본으로 선정되는 과정에서 상당히 많이 탈락되었다. 이는 패널데이터의 특성을 고려하여 중단분석을 실시하고자 하는 본 연구의 속성상 불가피하다. 즉, 고3패널이 대학에 진학하고 직업활동을 하게 되는 과정변수를 선택하고, 구조방정식모형 분석에 적합한 데이터로 조정하는 한계인 것이다. 본 연구 결과를 해석하고 적용하는데 있어 이러한 데이터의 속성을 고려해야 할 것으로 판단된다.

#### 2. 변수 설명

본 연구는 중등교육기간 사교육, 대학학업, 직업활동 간의 인과관계를 구조방정식모형을 설정하여 분석하였다. 먼저 중등교육기간 사교육 정도를 확인하기 위해서 고3 시점의 사교육비용과 사교육이 대학입시에 도움이 되는 정도인 사교육도움을 외생변수로 투입하였다. 사교육비용은 고3패널 1차 자료로 패널가구 응답 자료이다. 교육비 지출은 학생 자신보다는 부모 등의 지출자 정보가 더 정확할 것으로 판단하였다. 그러나 1차 가구데이터에 결측치가 있는 사례는 2차 학생패널 응답 자료를 병합하였다. 사교육도움은 고3 학생패널 자료이며, 고3시점의 결측치는 2차 학생패널 응답자료를 병합하였다.

학교만족 요인에 포함된 대학만족과 전공만족은 학생패널이 대학에 진학한 2차 부터

결측치를 최소화하는 방식으로 병합된 자료이다. 대학만족은 입학한 대학에 대한 만족 정도를 나타내고 있으며, 전공만족은 선택한 전공에 대한 만족 정도를 나타내고 있다. 특히 학교만족 요인은 대학유형, 즉 2년제나 4년제 등이나 전공계열에 상관없이 패널이 인식하고 있는 정도를 나타낸 것이다.

학업태도는 대학 재학 시 학업활동에 대한 태도를 나타내는 것으로 출석, 예습, 복습, 과제충실, 수업집중 5문항의 평균을 산출하여 투입하였다. 특히 대학유형의 다양성을 고려하여 대학 진학 시점인 2차 자료부터 2년간의 자료를 병합한 것이다. 학업성적은 대학 성적을 나타내는 것으로, 학업태도와 마찬가지로 2년간(4학기) 학교성적이다. 특히 만점 기준이 다른 특성을 고려하여 100점 만점으로 환산하여 투입하였다.

직업활동은 고3-대학교육-취업 과정을 거쳐 현재 직업생활을 하는데 있어 사교육과 학교교육의 영향이 미칠 수 있는 변수를 선정하였다. 구체적으로 자신이 선택한 전공과 직업과의 관련성(전공일치), 교육을 통해 갖게 된 업무 능력, 교육수준과 업무수준 적정성, 그리고 이러한 요인들이 모두 종합되어 나타날 수 있는 직업만족을 사교육 또는 학교교육과 연계시킨 것이다. 특히 본 연구에서는 첫 번째 임금근로자와 자영업에 종사하고 있는 패널의 일과 관련된 전공일치, 업무능력, 교육수준, 업무만족을 선정하였다. 제외되는 사례를 최소화하기 위하여 11차에 직업활동 대상자를 우선적으로 선정하고, 결측치는 10차와 9차 자료를 병합하여 분석에 투입하였다. 분석에 사용된 변수에 대한 구체적인 설명은 <표 1>에 제시되어 있다.

<표 1> 변수의 구성 및 설명

변수		내용 및 척도
사교육비용		고3 사교육비용, 고3패널 가구데이터 응답자료, 단위: 만원이며 분석에 투입 시 로그값으로 변환하여 투입
사교육도움		사교육이 대학입시에 도움을 준 정도 ①전혀 도움이 안된다 ②도움이 안된다 ③보통이다 ④도움이 된다 ⑤ 매우 도움이 된다
학교만족	대학만족	입학한 대학에 대한 만족정도 ①전혀 그렇지 않다 ②그렇지 않다 ③보통이다 ④그렇다 ⑤매우 그렇다
	전공만족	선택한 전공에 대한 만족정도 ①전혀 그렇지 않다 ②그렇지 않다 ③보통이다 ④그렇다 ⑤매우 그렇다
학업태도	태도1년	대학 2년간 재학 시 학업활동 즉, 출석, 복습, 예습, 과제, 수업집중 정도를 합산하여 평균 산출 ①전혀 그렇지 않다 ②그렇지 않다 ③보통이다 ④그렇다 ⑤매우 그렇다
	태도2년	

변수		내용 및 척도
학업성적	성적1_1	대학 2년간(4학기) 학업성적으로, 만점과 평점을 기준으로 100점으로 환산하여 투입
	성적1_2	
	성적2_1	
	성적2_2	
직업활동	전공일치	일과 전공일치 정도 ①전혀 그렇지 않다 ②그렇지 않다 ③보통이다 ④그렇다 ⑤매우 그렇다
	업무능력	일과 패널 자신의 기술, 능력 수준 ①내 수준보다 아주 낮다 ②내 수준보다 낮다 ③내 수준과 비슷하다 ④내 수준보다 높다 ⑤내 수준보다 아주 높다
	교육수준	일과 패널 자신의 교육수준 ①내 수준보다 아주 낮다 ②내 수준보다 낮다 ③내 수준과 비슷하다 ④내 수준보다 높다 ⑤내 수준보다 아주 높다
	업무만족	일에 대한 만족 정도 ①전혀 그렇지 않다 ②그렇지 않다 ③보통이다 ④그렇다 ⑤매우 그렇다

### 3. 분석모형 및 방법

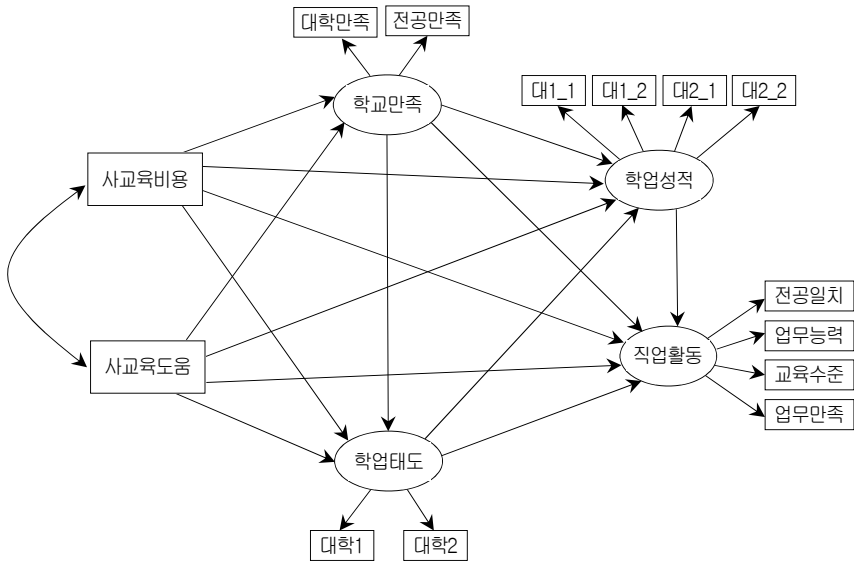
본 연구는 고3 시점의 사교육 수준이 대학학업과 직업활동에 어떤 영향을 미치는지 확인하는 것이다. 이와 같이 사교육과 대학학업, 직업활동과의 인과관계를 확인하기 위해 구조방정식모형 분석을 실시하였으며, 연구모형은 [그림 1]과 같다.

자료 분석은 SPSS와 LISREL 프로그램을 사용하였다. 먼저 각 변수에 대한 기술통계량과 상관관계 그리고 평균차이검증은 SPSS 프로그램을 통해 실시하였다. 기술통계는 자료가 구조방정식모형 분석에 적합한지를 파악하기 위해 최솟값, 최댓값, 평균, 표준편차, 왜도, 첨도를 확인하였다. 상관관계는 모형에 투입되는 변수간의 관계를 파악할 수 있으며 Pearson 적률 상관관계수로 제시 하였다.

구조방정식모형 분석은 LISREL 프로그램을 이용한 구조방정식모형(structural equation modeling) 분석을 실시하였다. 구조방정식모형은 요인간의 인과관계에 관한 추론을 가능하게 해주는 통계기법이다(이기중, 2012). 특히 본 연구는 계열 및 성별 간 인과관계 차이를 비교하였다. 인과관계에 대한 집단 비교는 설정된 모형이 동질적인 맥락을 갖고 있다는 가정이 전제되어야 한다. 따라서 인문계와 전문계, 남성과 여성 집단에 대한 다집단분석을 실시하여 비교가 가능한지 확인하였다. 본 연구의 구조방정식모형 모수추정은 최대가능법(Maximum Likelihood Estimation)을 채택하였다.



[그림 1] 사교육 효과 구조방정식모형



## IV. 분석 결과 및 해석

### 1. 기술통계 및 평균차이 분석

〈표 2〉는 측정변수 기술통계량을 제시한 것으로 최솟값, 최댓값, 평균, 표준편차, 왜도, 첨도 값을 제시하고 있다. 구조방정식모형 ML추정의 기본 가정은 다변량 정상성이다. 본 연구에서는 개별 변수의 정상성으로 확인하였고, 이런 측면에서 기술통계량의 왜도와 첨도를 통해 전반적 수준에서 정상성 가정을 충족하였다고 전제하였다.

<표 2> 기술통계량

측정변수	최솟값	최댓값	평균	표준편차	왜도	침도	
사교육비	.00	6.40	3.4519	.93131	-.385	.309	
사교육도움	1.00	5.00	3.62	.789	-.743	.857	
학교만족	대학만족	1.00	5.00	3.43	.882	-.340	-.124
	전공만족	1.00	5.00	3.65	.838	-.527	.208
학업태도	태도1년	1.00	5.00	3.37	.594	-.466	.969
	태도2년	1.00	5.00	3.58	.566	-.401	1.160
학업성적	성적1_1	18.00	100.00	75.33	13.254	-.725	.722
	성적1_2	15.56	100.00	76.94	12.971	-.667	.703
	성적2_1	25.33	100.00	77.67	12.809	-.697	.501
	성적2_2	27.33	100.00	79.69	11.364	-.613	.700
직업활동	전공일치	1.00	5.00	3.27	1.185	-.450	-.556
	업무능력	1.00	5.00	2.95	.711	-.248	1.022
	교육수준	1.00	5.00	2.89	.668	-.301	1.336
	업무만족	1.00	5.00	3.34	.870	-.457	.451

<표 3> 상관계수

측정변수	사교육 비용	사교육 도움	대학 만족	전공 만족	태도 1년	태도 2년	성적 1_1	성적 1_2	성적 2_1	성적 2_2	전공 일치	업무 능력	교육 수준	업무 만족
사교육비용	1.00													
사교육도움	.202**	1.00												
대학만족	.004	.031	1.00											
전공만족	.047	.056	.611**	1.00										
태도1년	.038	.043	.243**	.279**	1.00									
태도2년	-.020	.047	.091**	.118**	.422**	1.00								
성적1_1	-.017	.005	.042	.057	.288**	.285**	1.00							
성적1_2	.004	-.024	-.029	.019	.259**	.292**	.657**	1.00						
성적2_1	-.008	-.048	-.010	.027	.216**	.259**	.597**	.646**	1.00					
성적2_2	.007	-.005	-.039	-.004	.180**	.276**	.427**	.496**	.571**	1.00				
전공일치	-.004	.003	.079*	.152**	.066*	.033	.068*	.094**	.082**	.113**	1.00			
업무능력	-.021	.017	-.026	-.004	.005	.025	-.028	.001	-.001	-.004	.238**	1.00		
교육수준	-.038	.019	-.016	.015	.043	.059	.001	.029	.022	.017	.235**	.738**	1.00	
업무만족	-.032	.028	.134**	.151**	.047	.052	.048	.024	.030	.015	.380**	.275**	.222**	1.00

\*p<.05 \*\*p<.01

<표 3>은 측정변수 상관관계를 확인한 결과이다. 그런데 요인에 포함된 측정변수 간에는 유의한 상관관계를 나타내는 반면에, 요인 간의 상관은 상대적으로 낮은 것을 확인할 수 있다. 이 결과는 상관계수가 인과관계를 그대로 반영하지는 않지만, 각 요인 간 인과관계 맥락이 매우 강력하게 나타나지 않을 가능성을 시사한다.

<표 4> 계열 간 평균차이 분석

측정변수	계열	평균	표준편차	t(df=997)
사교육비용	인문계	3.58	.911	7.922***
	전문계	3.05	.880	
사교육도움	인문계	3.68	.762	3.948***
	전문계	3.45	.846	
대학만족	인문계	3.40	.893	-1.677
	전문계	3.51	.842	
전공만족	인문계	3.65	.849	.053
	전문계	3.64	.804	
태도1년	인문계	3.37	.596	.369
	전문계	3.36	.588	
태도2년	인문계	3.61	.551	3.252***
	전문계	3.48	.603	
성적1_1	인문계	75.59	13.157	1.098
	전문계	74.51	13.547	
성적1_2	인문계	77.42	12.541	2.074*
	전문계	75.44	14.160	
성적2_1	인문계	78.31	12.599	2.834**
	전문계	75.64	13.270	
성적2_2	인문계	80.24	11.006	2.737**
	전문계	77.95	12.286	
전공일치	인문계	3.30	1.187	1.447
	전문계	3.17	1.176	
업무능력	인문계	2.95	.722	-.085
	전문계	2.95	.679	
교육수준	인문계	2.88	.662	-1.393
	전문계	2.95	.684	
업무만족	인문계	3.34	.875	.386
	전문계	3.32	.857	

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

〈표 4〉, 〈표 5〉는 계열 및 성별 간 측정변수의 평균차이를 분석한 것이다. 평균차이 분석은 성별, 계열 변수가 구조방정식모형에 투입하기 어렵기 때문에 이들 집단 간의 차이를 기술통계적 차원에서 확인하기 위해 실시한 것이다. 인문계와 전문계 평균차이는 사교육비용, 사교육도움, 학업태도, 학업성적에서 통계적으로 유의한 평균차이를 나타내고 있다. 더불어 유의한 차이를 나타내는 변수 모두에서 인문계 평균이 높은 것을 확인할 수 있다. 남성과 여성 간 평균차이는 사교육비용, 사교육도움, 학업태도, 학업성적 변수에서 통계적으로 유의한 차이를 나타낸다. 다만 학업태도 2년, 직업활동 요인의 업무만족에서 남성의 평균이 높고, 그 외 변수에서는 여성의 평균이 높은 것을 확인할 수 있다.

〈표 5〉 성별 평균차이 분석

측정변수	성별	평균	표준편차	t(df=997)
사교육비용	남성	3.39	.916	-2.173*
	여성	3.52	.944	
사교육도움	남성	3.61	.833	-.453
	여성	3.63	.741	
대학만족	남성	3.46	.902	1.190
	여성	3.39	.860	
전공만족	남성	3.60	.836	-1.658
	여성	3.69	.838	
태도1년	남성	3.32	.642	-2.636**
	여성	3.42	.534	
태도2년	남성	3.62	.584	2.048*
	여성	3.54	.546	
성적1_1	남성	74.35	13.786	-2.400*
	여성	76.35	12.605	
성적1_2	남성	75.28	13.619	-4.184***
	여성	78.69	12.025	
성적2_1	남성	76.36	13.681	-3.304***
	여성	79.03	11.686	
성적2_2	남성	79.08	11.182	-1.735
	여성	80.33	11.529	
전공일치	남성	3.21	1.190	-1.446
	여성	3.32	1.179	
업무능력	남성	2.98	.739	1.252
	여성	2.92	.680	
교육수준	남성	2.91	.687	.874
	여성	2.88	.646	
업무만족	남성	3.41	.896	2.488*
	여성	3.27	.838	

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

## 2. 사교육이 대학학업 및 직업활동에 미치는 영향

<표 6>는 구조방정식모형 분석을 실시한 결과 모형적합도를 보여주고 있다. 정량적 적합도 평가지표인 Chi-square( $\chi^2$ )는 설정된 모형에 의해 시사되는 공분산행렬은 모집단에서의 변수 간의 관계를 나타내는 공분산행렬에 잘 들어맞는 정도를 나타내는 적합도 지수이다. 특히 실험연구와 같은 다른 통계검증은 영가설을 기각하는 것에 관심을 두지만 구조방정식에서는 이론적으로 설정된 모형이 모집단을 대표하는 표본모형과 잘 합치된다는 영가설에 초점을 두기 때문에 영가설을 수용하는데 의미를 갖는다(이기중, 2012). 따라서 구조방정식모형 평가에 있어  $\chi^2$  값이 크고 확률 값이 유의미하게 작으면 모형이 적합하지 않다고 할 수 있다. 본 연구모형은 인문계  $\chi^2=106.19(df=63, p=.001)$ , 전문계  $\chi^2=101.37(df=63, p=.002)$ , 남성  $\chi^2=87.19(df=63, p=.024)$ , 여성  $\chi^2=122.14(df=63, p=.000)$ 로 적합한 모형으로 판단하기 어렵다. 그러나  $\chi^2$ 가 자유도(df)의 함수라는 측면에서 표준 카이제곱( $NC=\chi^2/df$ )을 계산하여 그 값이 5미만이면 연구모형과 자료가 잘 합치한다고 결론을 내리기도 한다(이기중, 2012). 이러한 적합도의 기준으로 볼 때, 본 연구모형의 NC는 인문계, 전문계, 남성, 여성 모두 적합한 모형으로 판단할 수 있다.

<표 6> 구조방정식모형 적합도

모형	$\chi^2$	df	NC	GFI	TLI	CFI	RMR	RMSEA
전체집단	152.53(p=.000)	63	2.42	.98	.97	.98	.032	.038
다집답분석 (인문계, 전문계)	288.75(p=.000)	165	1.75	.98	.97	.97	.035	.039
인문계	106.19(p=.001)	63	1.69	.98	.98	.99	.032	.030
전문계	101.37(p=.002)	63	1.61	.94	.95	.96	.047	.050
다집답분석 (남성, 여성)	345.75(p=.000)	165	2.10	.96	.95	.96	.056	.047
남성	87.19(p=.024)	63	1.38	.98	.98	.99	.036	.027
여성	122.14(p=.000)	63	1.94	.97	.96	.97	.036	.044

더불어 구조방정식모형 정성적 평가 지표인 GFI는 인문계, 전문계, 남성, 여성 모형이 각각 .98, .94, .98, .97이고, RMR은 각각 .032, .047, .036, .036으로 설정된 연구 모형이 수집된 자료에 잘 맞는 적합한 모형이라고 할 수 있다. 또한 TLI는 .95~.98, CFI는 .96~.99 수준으로 모두 적합한 지수를 나타내고 있고, RMSEA는 .027~.050으로 매우 작게 추정되고 있음을 확인할 수 있다. 따라서 사교육과 대학학업 그리고 직업활동과의 인과관계를 확인하기 위해 설정한 구조방정식모형은 적합한 모형으로 판단할 수 있다.

본 연구는 대학학업과 직업활동에 대한 중등교육기간의 사교육 효과를 고등학교 계열과 성별로 분리하여 분석하였다. 이와 같이 집단별로 인과관계 차이를 비교하기 위해서는 전체 모형이나 개별 인과관계 맥락이 동일하다는 것을 전제로 할 때 정확하게 비교할 수 있다. 이러한 측면에서 인문계와 전문계 그리고 남성과 여성 모형을 매칭하는 다집단 분석을 실시하였다. 먼저 계열별, 성별 다집단분석 모형  $\chi^2=288.75$  (df=165, p=.000),  $\chi^2=345.75$ (df=165, p=.000)이지만, NC은 각각 1.75, 2.10이다. GFI는 .98, .96, TLI는 .97, .95, CFI는 .97, .96이며, RMR은 .035, .057, RMSEA는 .039, .047로 적합한 모형으로 판단할 수 있다. 다집단분석모형 적합도가 적절하다는 것은 다집단분석모형 내 개별 인과관계가 동일한 맥락을 나타낸다는 것을 의미한다. 이러한 결과를 구체적으로 확인하기 위해 구조방정식모형 각각의 경로 간에 통계적으로 유의한 차이가 있는지 분석하였으며, 그 결과는 <표 7>에 제시되어 있다. 인문계와 전문계, 남성과 여성 집단 간 경로의 차이는 두 개의 모형에서 1개의 경로를 고정하고, df=1에 따른  $\chi^2$  변화가 3.84 이상일 때 유의한 차이가 있다고 해석한다. 인문계와 전문계 집단의 각 경로는 모든 경로에서 두 집단 간 통계적 차이를 나타내지 않는다. 그러나 남성과 여성 집단 간 경로에서는 사교육비용 → 학업성적, 사교육도움 → 직업활동 경로에서 통계적으로 차이가 있음을 확인할 수 있다. 이와 같이 구조방정식모형 적합도 결과에 근거하여, 본 연구는 대학학업과 직업활동에 미치는 중등교육기간 사교육 효과를 인문계와 전문계 집단으로 구분하여 비교하고자 한다. <표 8>은 측정모형 모수추정치와 모형적합도를 나타낸 것이다. 추정치 모두 p<.01 수준에서 모두 유의하며, 모형적합도 또한 수용할 정도 수준으로 확인되었다.

<표 7> 구조방정식모형 집단 간 경로 차이 검증

고정 경로		인문계/전문계		남성/여성	
		x <sup>2</sup>	x <sup>2</sup> 변화	x <sup>2</sup>	x <sup>2</sup> 변화
전체모형		288.75		345.75	
사교육비용	→학교만족	288.72	.03	344.61	3.14
	→학업태도	288.71	.04	342.63	3.12
	→학업성적	286.48	2.27	340.59	5.16
	→직업활동	287.36	1.39	343.34	2.41
사교육도움	→학교만족	288.72	.03	345.74	.01
	→학업태도	288.71	.04	345.58	.17
	→학업성적	286.48	2.27	345.04	.71
	→직업활동	287.36	1.39	340.60	5.15
학교만족	→학업태도	288.62	.13	345.81	-.01
	→학업성적	288.07	.65	344.06	1.69
	→직업활동	288.54	.21	345.73	.02
학업태도	→학업성적	288.53	.23	344.73	1.02
	→직업활동	288.74	.01	344.22	1.53
학업성적	→직업활동	288.11	.64	342.65	3.1

<표 8> 측정모형 추정치(전체 n=999)

잠재 변수	측정변수	전체집단 추정치	인문계 추정치	전문계 추정치	남성추정치	여성추정치
학교만족	학교만족	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
	전공만족	1.15(9.68)	1.13(8.42)	1.86(3.45)	1.08(7.09)	1.25(6.53)
학업태도	태도1년	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
	태도2년	.80(10.74)	.72(9.29)	1.20(4.75)	.82(7.03)	.86(8.76)
학업성적	성적1_1	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
	성적1_2	1.06(24.70)	1.04(20.95)	1.09(13.53)	1.08(17.01)	1.01(17.71)
	성적2_1	1.01(24.12)	1.04(20.84)	.89(11.95)	.99(16.00)	1.02(18.38)
	성적2_2	.71(19.00)	.71(16.47)	.65(9.05)	.64(12.70)	.80(14.42)
직업활동	전공일치	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
	업무능력	.39(7.90)	.45(7.48)	.26(3.12)	.37(5.49)	.42(5.90)
	교육수준	.33(7.31)	.38(7.02)	.23(2.77)	.36(5.61)	.31(4.81)
	업무만족	.79(7.99)	.85(7.39)	.63(3.92)	.61(5.89)	1.15(5.44)
측정모형 적합도		x <sup>2</sup> =142.77 (df=47) NC=3.04 GFI=.98 RMR=.036	x <sup>2</sup> =95.37 (df=47) NC=2.03 GFI=.98 RMR=.036	x <sup>2</sup> =92.48 (df=47) NC=1.97 GFI=.94 RMR=.050	x <sup>2</sup> =75.15 (df=47) NC=1.60 GFI=.98 RMR=.040	x <sup>2</sup> =108.15 (df=47) NC=2.30 GFI=.96 RMR=.039

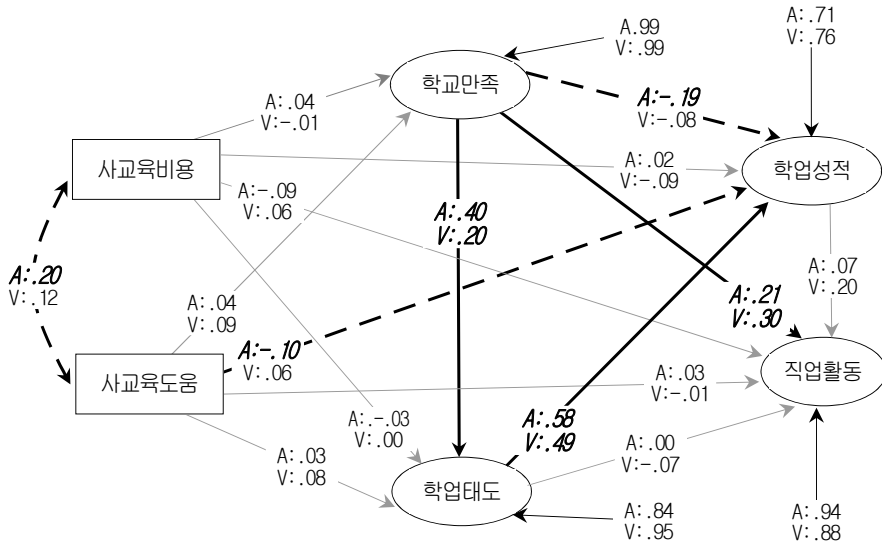
추정치(t-value), 측정모형 전체  $\lambda$  값은  $p < .01$  수준에서 모두 유의함

[그림 3]과 [그림 4]는 계열과 성별에 따른 구조방정식모형 분석 결과를 그림으로 나타낸 것이다. 각 경로계수는 표준화추정치이며 굵은 실선은 두 집단 모두 통계적으로 유의한 경로를 나타내고 있으며, 굵은 점선은 두 집단 중 한 집단만 통계적으로 유의한 경로를 나타내며, 굵은 글자로 제시된 경로가 유의한 효과를 나타내는 것이다. 그 외, 가는 실선은 통계적으로 유의하지 않은 경로이다.

[그림 3]과 <표 9>는 계열 간 사교육효과에 대한 인과관계 분석 결과이다. 먼저 중등교육 기간 사교육이 대학학업과 직업활동에 미치는 효과는 사교육도움→학업성적 경로만 유의하게 나타나고 있다. 특히 이 경로는 인문계 집단에서만 나타나고 있으며, 부적 효과인 것을 확인할 수 있다. 이 결과는 중등학교 시기의 사교육은 대학교육 과정의 학업이나 대학졸업 후 직업활동을 수행하는데 영향을 미치지 않는다는 것을 나타낸다. 더불어 인문계 학생의 경우 사교육이 입시에 도움을 준 정도는 대학 학업성적에 오히려 부정적인 영향을 미치고 있는 것을 확인할 수 있다. 이는 주도적 학습을 수행할 때 학업성적이 제고될 수 있는 맥락과 관련이 있음을 추정할 수 있다. 고3시기의 대학학업을 주로 사교육을 통해 의존적으로 수행했다면, 사교육이 비교적 제한된 상태에서 스스로 학업활동을 주로 수행해야 하는 대학시기의 학습활동이 효율적으로 이루어질 가능성은 낮은 것이다. 이 결과는 김희삼(2010) 연구보고서에 제시된 결과와 유사한 맥락을 나타내고 있다. 분석결과를 종합하면, 고3시기의 사교육이 대학학업과 직업활동에 미치는 영향은 거의 존재하지 않는 것을 확인할 수 있는 것이다.



[그림 3] 계열에 따른 구조방정식 모형(A=인문계, V=전문계)



<표 9> 계열 간 구조방정식모형 경로계수(전체 n=999)

추정 경로	전체모형	인문계 (n=758)				전문계 (n=241)				
	$\beta(t)$	B	SE	$\beta$	t	B	SE	$\beta$	t	
사교육비용	→학교만족	.03(.87)	.03	.03	.04	1.06	-.01	.03	-.01	-.18
	→학업태도	-.01(-.06)	-.01	.02	-.03	-.60	.00	.03	.00	.01
	→학업성적	.00(.02)	.23	.42	.02	.54	-1.19	.84	-.09	-1.41
	→직업활동	-.05(1.22)	-.07	.04	-.09	-1.86	.05	.07	.06	.66
사교육도움	→학교만족	.05(1.46)	.04	.04	.04	1.04	.05	.04	.09	1.41
	→학업태도	.05(1.14)	.01	.03	.03	.57	.03	.03	.08	.93
	→학업성적	-.05(-1.60)	-1.32	.50	-.10	-2.63**	.79	.88	.06	.89
	→직업활동	.03(.71)	.03	.04	.03	.68	-.01	.08	-.01	-.10
학교만족	→학업태도	.38(7.82)***	.28	.04	.40	7.21***	.15	.05	.20	2.67**
	→학업성적	-.18(-4.16)***	-2.92	.84	-.19	-3.47***	-1.67	1.33	-.08	-1.26
	→직업활동	.24(4.16)***	.23	.07	.21	3.14**	.47	.13	.30	3.54**
학업태도	→학업성적	.57(8.76)***	12.92	1.74	.58	7.44***	15.21	3.36	.49	4.53***
	→직업활동	-.03(-.37)	.01	.14	.00	.04	-.16	.30	-.07	-.53
학업성적	→직업활동	.11(1.82)	.00	.00	.07	.97	.01	.01	.20	1.73

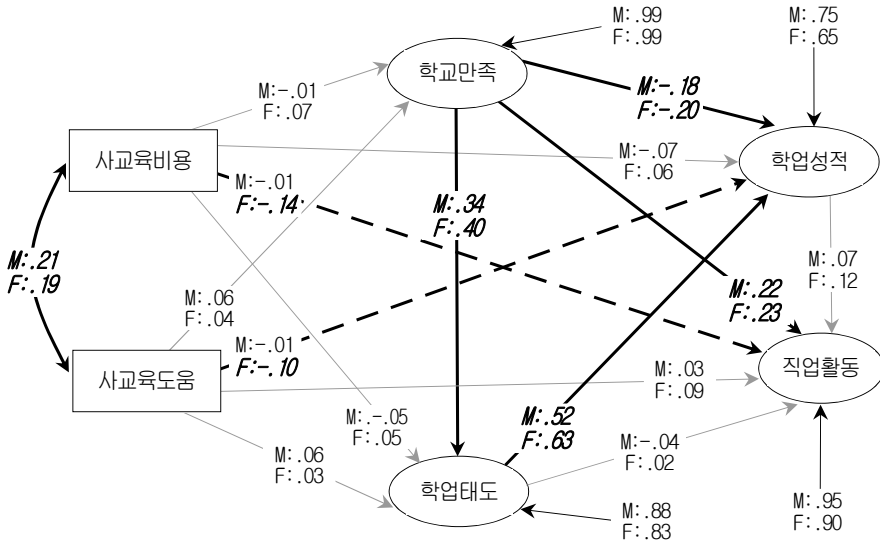
\* $p < .05$  \*\* $p < .01$  \*\*\* $p < .001$

다른 한편으로 대학학업(학교만족, 학업태도, 학업성적)과 직업활동과의 인과관계 결과를 살펴보면, 학교만족→학업태도, 학교만족→직업활동에 대한 경로는 인문계와 전문계 모두 통계적으로 유의하며 정적인 효과를 나타내고 있다. 그러나 학교만족→학업성적은 인문계에서만 통계적으로 유의하나 부적인 효과를 나타내고 있다. 대학입학 후 학교와 전공에 대한 만족은 대학학업에 대한 태도, 즉 출석이나 연습, 복습, 수업집중에 긍정적인 영향을 미치며, 또한 학업태도→학업성적 경로에 통계적으로 유의한 정적효과를 보이고 있다. 결과적으로 입학한 학교와 전공에 대한 만족이 높으면 긍정적인 학업태도를 갖게 되고 이는 높은 학업성적으로 이어지는 인과관계를 나타내는 것이다. 반면 인문계 학생의 경우, 학교만족→학업성적에 부적인 영향을 미치고 있는 것은 논의가 필요할 것으로 판단된다. 다만 대학입학에 대한 압력이 큰 인문계 학생은 전문계 학생보다 대학입학 이후 학업으로부터 일시적으로나마 자유로워지고자 하는 특성이 반영된 결과로 추정된다.

결과적으로 대학학업과 관련된 학교만족, 학업태도, 학업성적은 학교만족→학업태도→학업성적으로 연계될 때 유의한 인과관계를 맥락을 갖는다는 것을 시사한다. 이것은 본 연구모형 추정 결과, 매개효과가 유일하게 학교만족→학업태도→학업성적(인문계 매개효과  $z=5.09$ ,  $p=.000$ / 전문계 매개효과  $z=2.50$ ,  $p=.012$ ) 경로에서 나타나는 것으로도 확인할 수 있다.

무엇보다도 학교만족이 직업활동에 미치는 효과는 인문계와 전문계 모두 통계적으로 유의한 정적효과를 나타내고 있는 것은 함의하고 있는 바가 크다고 볼 수 있다. 본 연구모형에서 고3시기 사교육, 대학학업 관련 변수인 직업활동에 정적영향을 미치는 경로는 학교만족→직업활동이 유일하다. 이 결과는 대학과 전공에 대해 만족할 경우, 직업과 관련된 일의 전공일치, 업무능력, 교육수준, 업무만족이 높아진다는 것을 의미한다. 전문지식을 중심으로 학업활동을 수행하는 대학은 전문 분야의 일을 수행해야 하는 직업활동과 일견 맥락이 유사하기 때문에 이에 대한 인과관계가 동일한 방향으로 나타날 가능성이 추정된다. 결과적으로 고3시기의 사교육은 대학학업이나 직업활동에 유의한 인과관계를 나타내지 못한다는 것을 확인할 수 있다. 그러나 입학한 학교나 전공에 대한 만족도가 높으면 학업태도나 학업성적, 그리고 직업활동에 직접적이고 정적 영향을 미치는 것을 확인할 수 있다.

[그림 4] 성별에 따른 구조방정식모형(M=남성, F=여성)



<표 10> 성별 간 구조방정식모형 경로계수(전체 n=999)

추정 경로	전체모형	남성(n=511)				여성(n=488)				
	$\beta(t)$	B	SE	$\beta$	t	B	SE	$\beta$	t	
사교육비용	→학교만족	.03(.87)	-.01	.04	-.01	-2.21	.04	.03	.07	1.39
	→학업태도	-.01(-.06)	-.03	.03	-.05	-9.94	.02	.02	.05	.87
	→학업성적	.00(.02)	-.82	.55	-.07	-1.48	.57	.48	.06	1.18
	→직업활동	-.05(1.22)	-.01	.05	-.01	-1.13	-.09	.04	-.14	-2.40*
사교육도움	→학교만족	.05(1.46)	.05	.04	.06	1.26	.03	.04	.04	.82
	→학업태도	.05(1.14)	.03	.03	.06	1.12	.02	.03	.03	.55
	→학업성적	-.05(-1.60)	-.11	.61	-.01	-1.19	-1.35	.62	-.10	-2.19*
	→직업활동	.03(.71)	.08	.06	.09	1.50	-.05	.04	.06	-1.18
학교만족	→학업태도	.38(7.82)***	.21	.04	.34	5.01***	.28	.05	.40	5.80***
	→학업성적	-.18(-4.16)***	-2.71	.92	-.18	-2.95**	-3.39	1.12	-.20	-3.02***
	→직업활동	.24(4.16)***	.26	.09	.22	2.94**	.25	.09	.23	2.82**
학업태도	→학업성적	.57(8.76)***	12.61	2.14	.52	5.88***	15.50	2.22	.63	6.99***
	→직업활동	-.03(-.37)	-.07	.19	-.04	-.35	.03	.16	.02	.20
학업성적	→직업활동	.11(1.82)	.01	.01	.07	.83	.01	.01	.12	1.50

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

[그림 4], <표 10>은 성별에 따른 사교육 효과를 확인한 결과이다. 중등교육 기간 사교육이 대학학업과 직업활동에 미치는 효과는 사교육비용 → 직업활동, 사교육도움 → 학업성적 경로에 유의한 효과를 나타내고 있다. 그러나 이 결과는 여성 집단에서만 유의하게 나타나며 부적효과를 보이고 있다. 고3시기의 여학생 집단에서 사교육은 대학교육 과정의 학업이나 대학졸업 후 직업활동을 수행하는데 영향을 미치는 중요 요인임을 확인해 주고 있다. 다만, 특이한 점은 사교육비용 → 직업활동 경로가 부적인 효과를 나타낸다는 것이다. 사교육 비용을 많이 투입할수록 대학졸업 후 오히려 낮은 직업활동 수준을 나타낸다는 결과인 것이다. 이 결과를 추정해 보면, 여학생에게 사교육비를 많이 지출할 수 있는 가정인 경우 사회경제적 배경이 높을 가능성을 갖는다. 더불어 한국사회에서 여전히 여성의 사회적 진출은 소극적인 특성을 가지고 있기 때문에 남학생보다는 직업활동에 대한 적극성이 낮을 수밖에 없는 특성을 나타내는 것이다. 또한 사교육도움 → 학업성적 경로가 부적인 것은 여학생이 남학생보다 입시를 위해 사교육 도움을 많이 받을 경우 주도적 학습에 더 장애요인이 될 가능성이 있음을 나타내는 결과라 판단된다. 결과적으로 여학생의 경우 고3시기의 학업활동을 주로 사교육을 통해 수행했다면, 사교육이 상대적으로 제한적인 대학시기의 학습활동은 자기주도적으로 수행되지 못하기 때문에 비효율적이 될 가능성이 추정되는 것이다. 이러한 결과는 중등교육 시기의 사교육에 의존하는 습관은 자기주도 학습역량과 능동적 문제해결력의 형성을 저해할 가능성이 있다는 선행연구(김희삼, 2010)와 비교적 일치하는 것으로 보인다. 분석결과를 종합하면, 고3시기의 사교육이 대학학업과 직업활동에 미치는 효과는 거의 존재하지 않으며, 여학생의 경우는 오히려 대학학업과 직업활동에 부정적 영향을 미칠 가능성이 큰 것으로 결론지을 수 있다.

성별 집단에 따른 대학학업(학교만족, 학업태도, 학업성적)과 직업활동과의 인과관계 결과를 살펴보면, 학교만족 → 학업태도, 학업성적, 직업활동에 대한 경로는 남성과 여성 집단에서 모두 통계적으로 유의한 효과를 나타내고 있다. 그러나 학교만족 → 학업성적에 미치는 영향은 부적인 효과를 나타내고 있다. 대학입학 후 학교와 전공에 대한 만족은 대학학업에 대한 태도, 즉 출석이나 예습, 복습, 수업집중에 긍정적인 영향을 미치며, 또한 학업태도 → 학업성적 경로에 통계적으로 유의한 정적효과를 보이고 있다. 결과적으로 남성 및 여성 집단 모두 입학한 대학과 전공에 대한 만족 정도가 높으면 긍정적인 대학 학업태도를 갖게 하고 이는 높은 학업성적으로 이어지는 인과관계를 나타내고 있는 것이다.

반면 인문계 집단의 인과관계 결과와 같이 학교만족 → 학업성적에 부적인 영향을 미치고 있는 것은 논의가 필요할 것으로 판단된다. 학업에 대한 압력은 남학생이나 여학생에

게 동일하게 인식되며, 따라서 대학 입학 후, 대학이나 전공에 만족했을 경우, 만족스러운 진학에 대한 자족감이 학업을 소홀하게 하는 특성으로 작용한 것으로 추정되는 것이다. 환언하면, 본 연구에 투입된 성적은 대학 입학 후 2년간(4학기) 결과이다. 이것은 학업에 대한 압력이 크지만, 입학한 학교와 전공에 대해 만족할 경우 일시적으로나마 학업의 압력에서 자유로워지고 싶은 욕구가 반영된 것으로 추정되는 것이다. 그럼에도 불구하고 학교만족 정도가 학업태도에 긍정적으로 작용하게 되면 학업성적에는 긍정적인 영향을 미치게 된다는 결과를 보여주고 있는 것이다. 결과적으로 대학학업과 관련된 학교만족, 학업태도, 학업성적은 학교만족 → 학업태도 → 학업성적으로 연계되는 인과관계를 나타내며, 이는 남성과 여성 집단에서 동일한 맥락을 보여주고 있다. 더불어 인문계와 전문계 모형과 동일하게 매개효과가 유일하게 학교만족 → 학업태도 → 학업성적(남성 매개효과  $z=3.92$ ,  $p=.000$ / 여성 매개효과  $z=4.37$ ,  $p=.000$ ) 경로에서 나타나는 것으로도 확인할 수 있다.

구조방정식모형 분석결과에서 유의하여 살펴볼 결과는 각 인과관계 경로의 설명력을 나타내는 방해오차( $\zeta$ )이다. 방해오차는 설명정도를 나타내는 지수로  $1-R^2$ 로 해석된다. 먼저 설명력이 가장 낮은 요인은 학교만족이다. 인문계와 전문계, 남성과 여성 집단의 추정치가 모두 .99이다. 이는 사교육비용과 사교육도움이 대학과 전공 만족정도를 나타내는 학교만족을 설명하는 정도가 약 1%로 매우 낮은 것을 의미한다. 대학과 전공 만족에 영향을 미치는 요인은 본 연구에 투입된 사교육비용과 사교육도움 정도 외 다른 요인이 존재한다는 것을 의미하는 것이다. 학업태도는 인문계, 전문계, 남성, 여성 모형 각각 .84, .95, .88, .83이며, 학업성적은 71, .76, .75, .65이다. 또한 직업활동에 대한 방해오차가 크게 추정되고 있으며, 인문계와 전문계가 각각 .94, .88, 남성과 여성은 각각 .95, .90으로, 사교육 관련 변수와 학업활동 변수가 직업활동을 설명하는 정도가 5%~12%임을 나타내는 것이다. 결과적으로 본 연구모형 방해오차는 전체적으로 크게 추정되었다고 볼 수 있다. 이는 구조방정식모형에 투입된 인과관계 요인의 설명력이 전반적으로 낮다는 것을 의미하고 있으며, 설명력이 높은 요인의 추가 또는 대체가 필요하다는 것을 시사한다.

## V. 요약 및 결론

본 연구는 중등교육기간 특히 고3시기의 사교육이 대학학업과 그 이후 직업활동에 미치는 영향을 확인하는 것이다. 중등교육기간 사교육은 사교육비용과 사교육이 대학입시에 도움정도를 측정하는 것이다. 그리고 대학학업은 학교만족, 즉 대학과 전공에 대한 만족이며, 학업태도는 대학 재학 2년간의 학습태도, 즉 출석, 연습과 복습 그리고 수업집중 정도를 나타낸다. 학업성적은 대학 2년간(4학기) 평점을 100점으로 환산한 점수로 투입하였다. 직업활동은 현재 직업과 관련된 일의 전공일치, 업무능력, 교육수준, 업무만족을 측정변수로 포함한 것이다. 이와 같이 종단적 속성을 포함한 변인들의 인과관계를 확인하기 위해 구조방정식모형 분석을 실시하였다. 특히 고등학교 시점에서 대학과정을 거쳐 직업을 가진 현재까지 각기 다른 특성을 가진 집단 간의 차이를 확인하기 위해 고교시기의 계열 그리고 직업에 대한 접근성과 동기에 차이가 있을 것으로 판단되는 인문계와 전문계, 남성과 여성 집단으로 분리하여 분석하고 비교하였다. 더불어 중등교육 기간 사교육-대학교육-취업 간의 인과관계를 확인할 수 있는 직·간접적인 논거가 부족하기 때문에 지극히 탐색적인 측면에서 분석결과를 설명하였다.

분석결과, 인문계와 전문계 집단에서 공통적인 특성은 학교만족→학업태도→학업성적으로 이어지는 인과관계와 학교만족→직업활동에 미치는 영향이다. 인과관계 경로에 차이가 있는 것은 사교육도움→학업성적, 학교만족→학업성적 경로로 인문계 집단에서는 유의한 부적효과를 나타내지만, 전문계 집단에서는 유의성이 나타나지 않는다. 인문계와 전문계 집단 분석결과를 종합하면, 중등교육시기의 사교육은 대학학업과 직업활동에 지속적인 효과를 미치지 못하는 것으로 결론 내릴 수 있다.

다른 한편으로 남성과 여성 집단에서 공통적인 특성은 학교만족→학업태도, 학업성적, 그리고 학업태도→학업성적 경로가 통계적으로 유의한 영향을 나타내는 것이다. 그러나 학교만족→학업성적 경로는 통계적으로 유의한 부적효과를 나타내는 부분은 추후 추가적 분석을 통한 구체적인 논의가 필요할 것으로 판단된다. 성별 집단 간에 차이가 드러나는 지점은 사교육비용→직업활동, 사교육도움→학업성적 경로이다. 여성 집단에서

는 통계적으로 유의한 부적효과를 보이고 있으나, 남성 집단에서는 그 유의성이 나타나지 않는 것이다. 남성과 여성 집단 분석결과를 종합하면, 계열에 따른 인과관계 결과와 마찬가지로 중등교육시기의 사교육은 대학학업과 직업활동에 긍정적이고 의미 있는 효과를 지속적으로 미치지 못하는 것으로 결론 내릴 수 있다.

계열 및 성별에 따른 사교육 효과를 탐색한 결과 중등교육시기의 사교육은 대학 입학에만 그 효과를 기대하는 매우 소비적인 교육적 투자일 가능성을 시사한다. 서론에서 언급했듯이 한국사회 사교육이 교육문제를 넘어서 사회문제가 되고 있는 시점에서 사교육이 단순히 대학입학을 위한 일회적인 활동이라는 것은 해결 대안이 요구되는 중요한 현상이라 판단된다. 다른 한편으로 대학학업과 직업활동과의 관련성을 살펴보면, 학교만족 → 직업활동 경로 외에는 인과관계 효과를 확인할 수 없다. 학교는 작은 사회를 경험한 중요한 집단이다. 성인으로서 독립된 사회구성원으로 생활할 수 있는 경험을 하는 고등교육 기관인 대학의 학업활동 과정(학업태도)이나 결과(학업성적)가 직업활동과 의미 있는 인과관계를 갖지 못하는 것은 시사하는 바가 크다. 이는 미성년기 중등교육과 성인기 고등교육 그리고 직업으로 이행하는 과정이 모두 단절되어 있는 특성이 반영된 것으로 추정되는 것이다. 다만, 본 연구에서는 사교육과 대학학업 및 직업활동의 종단적 인과관계만을 확인하였기 때문에 공교육과 대학학업 및 직업활동의 종단적 인과관계를 탐색하여 비교해 볼 필요가 있을 것으로 판단된다. 사교육과 달리 중등교육기간의 공교육 효과가 대학학업이나 직업활동에 지속적으로 미친다면 사교육 문제 해결을 위한 가치 있는 대안이 될 수 있기 때문이다.

본 연구의 추정결과를 적용하는데 있어 유의해야 할 부분은 종단자료가 갖는 특성이 다. 본 연구는 고등학교 3학년부터 대학 교육을 거쳐 직업을 갖는 과정을 분석하였다. 그러나 연구대상으로 선정된 패널이 표본으로 선정되는 과정에서 상당부분 제외되었기 때문에 데이터의 편의가 존재할 가능성이 있는 것이다. 그리고 직업활동 요인을 모형에 투입하기 위하여 고3패널을 사용하였기 때문에 중등교육기간 사교육 요인을 구체적으로 포착하는데 한계가 있다. 추후 패널데이터가 축적 되는대로 중학교 시기 학생을 연구대상으로 선정한다면 중등교육기간 사교육 특성을 정확하게 확인할 수 있을 것으로 판단된다. 본 연구 결과를 해석하고 이해하는데 있어 이러한 데이터의 특성을 충분히 고려해야 할 것으로 판단된다.

## 참고문헌

- 고형일·이두휴(2002). 「사교육비 경감을 위한 학교교육의 재구조화 방안」, 『교육사회학연구』, 제12권 제1호, 1~42쪽, 한국교육사회학회.
- 곽수란(2013). 「수능성적과 대학 학업 및 만족도 인과관계 분석」, 『제8회 한국교육고용패널 학술대회 자료집』, 237~254쪽, 한국직업능력개발원.
- 김경근·연보라·장희원(2014). 「서울시 중고등학생의 학업성취 영향요인 및 그 함의」, 『교육사회학연구』, 제24권 제4호, 1~29쪽, 한국교육사회학회.
- 김경근·황여정(2009). 「중학생의 사교육 수요 결정요인 분석」, 『한국교육학연구』, 제15권 제1호, 77~105쪽, 안암교육학회.
- 김경년·김안나(2015). 「사교육, 교육만의 문제인가?: 복지국가의 위험 분담과 사교육 선택의 대응 원리」, 『교육사회학연구』, 제25권 제1호, 29~50쪽, 한국교육사회학회.
- 김미숙·강영혜·박소영·황여정·이희숙·최봉현·김현철(2007). 『사교육 실태조사 및 사교육비 경감방안 연구』, 한국교육개발원.
- 김지하(2009). 「학원교습시간 규제의 사교육 수요경감 효과분석: 사교육비와 사교육 시간을 중심으로」, 『교육행정학연구』, 제27권 제4호, 465~487쪽, 한국교육행정학회.
- 김태일(2005). 「고등학교 때 사교육이 대학 학업 성취도에 미치는 효과분석: 사교육의 인적자본효과와 대학진학효과에 대한 논의」, 『교육학연구』, 제43권 제3호, 29~56쪽, 한국교육학회.
- 김희삼(2010). 『학업성취도, 진학 및 노동시장 성과에 대한 사교육의 효과 분석』, 한국개발연구원.
- 도승이·김성식(2014). 「중학생 학업성취도에 대한 사교육 및 자기조절학습의 효과분석」, 『교육학연구』, 제52권 제1호, 59~87쪽, 한국교육학회.
- 박소영(2008). 「방과후 학교와 EBS 수능강의의 사교육비 경감효과」, 『교육행정학연구』, 제26권 제1호, 391~411쪽, 한국교육행정학회.
- 박정주(2011). 「사교육 참여와 사교육의 주관적 학업성취도 향상효과 간의 자기회귀교



- 차지연 효과검증: 소득별 다집단 분석, 『교육행정학연구』, 제29권 제3호, 149~168쪽, 한국교육행정학회.
- 박현정·상경아·강주연(2008). 『사교육이 중학생의 학업성취에 미치는 효과』, 『교육평가연구』, 제21권 제4호, 107~127쪽, 한국교육평가학회.
- 배호중(2015). 『일반계 고교 계열(문과/이과)에 따른 대학생활 및 취업성과 차이: 4년제 대졸자를 중심으로』, 『고용직업능력개발연구』, 제18권 제1호, 1~36쪽, 한국직업능력개발원.
- 백일우·박명희(2008). 『세계 사교육 시장과 정책동향 분석』, 『비교교육연구』, 제23권 제6호, 1~34쪽, 한국비교교육학회.
- 성낙일·홍성우(2009). 『우리나라 사교육비 결정요인 및 경감대책에 대한 실증분석』, 『응용경제』, 제10권 제3호, 183~212쪽, 한국응용경제학회.
- 신인철·김기현(2010). 『학업성취도가 사교육 이용 결정에 미치는 영향』, 『교육사회학연구』, 제20권 제1호, 127~150쪽, 한국교육사회학회.
- 심은석·박근달·김현진(2013). 『서울시 초중고등학교 학생의 방과 후 학교 참여가 사교육비 경감에 미치는 효과』, 『중등교육연구』, 제61권 제2호, 361~388쪽, 경북대학교사범대학부속 중등교육연구소.
- 이광현(2013). 『사교육 경감 정책 효과분석: EBS 교육방송과 방과후 학교를 중심으로』, 『교육사회학연구』, 제23권 제3호, 111~138쪽, 한국교육사회학회.
- 이광현·권용재(2011). 『사교육비와 사교육시간이 학업성취도에 미치는 효과 분석: 분위회귀분석을 이용한 접근』, 『교육재정경제연구』, 제20권 제3호, 99~133쪽, 한국교육재정경제학회.
- 이기중(2012). 『구조방정식모형』, 국민대학교출판부.
- 이기중·곽수란(2014). 『가정배경과 청년기 진로발달 특성이 직업만족도에 미치는 영향』, 『고용직업능력개발연구』, 제17권 제3호, 203~227쪽, 한국직업능력개발원.
- 이수정·임현정(2009). 『중학생의 학업성취에 대한 사교육비 효과분석』, 『교육재정경제연구』, 제18권 제1호, 141~166쪽, 한국교육재정경제학회.
- 이은우(2004). 『사교육비 지출행위에 대한 경제분석』, 『경제연구』, 제22권 제2호, 1~31쪽, 한국경제통상학회.
- 이종재·이희숙(2008). 『사교육 현상에 대한 세계적 동향 분석-사교육을 유발하는 수요기제를 중심으로』, 『아시아교육연구』, 제9권 제2호, 203~228쪽, 서울대학교 교

육연연구소.

- 임천순 · 박소영 · 이광호(2004). 「사교육이 학업성취에 미치는 영향」, 『교육재정경제연구』, 제13권 제1호, 331~356쪽, 한국교육재정경제학회.
- 임현정 · 김양분(2012). 「EBS-수능강의의 사교육비 경감 효과」, 『교육재정경제연구』, 제21권 제4호, 155~177쪽, 한국교육재정경제학회.
- 채창균(2006). 「고교평준화가 사교육비 지출에 미친 영향에 대한 실증분석」, 『교육사회학연구』, 제16권 제2호, 163~179쪽, 한국교육사회학회.
- Baker, D.P., and LeTendre, G. K.(2005). *National Differences, Global Similarities: World Culture and the Future of Schooling*. CA: The University of Stanford Press.
- Bray, M(1999). *The Shadow Education System: Private Tutoring and Its Implications of Planners*. Fundamental of Educational Planning. Paris: UNESCO: International Institute for Educational Planning. Unites Nations Educational, Scientific and Cultural Organization.
- Byun, Soo-young and Chung, H. J.(2014). “Cross-National Differences in Shadow Education: The Role of National Context”, Paper presented in KERA Annual Conference, June 28, 2014.

---

Abstract

---

Effects of Private Tutoring on Occupational and  
Academic Performance

Kwak, Soo-ran

This study examines the effects of private tutoring on academic and occupational performance using the 1st and 11th-wave data of the Korea Education and Employment Panel (KEEP). It is hypothesized that there are causal relations among private tutoring, academic performance in college, and occupational performance in workplace. In particular, this study compares gender and educational attainment in terms of differences between two types of high schools. The method used in this study is the structural equation modelling (SEM) analysis by the LISREL program.

The results of the analysis show that there are partial differences in the causal relations among private tutoring and academic and occupational performances depending on high school type and gender. The results of this study are expected to provide empirical data to help Korean society cope with the issue of private tutoring.

**Key words** : private tutoring, academic performance in college, occupational performance in workplace

