

# 사교육 참여 여부 및 시간이 중학생의 학업스트레스에 미치는 영향

변상민(卞相旼)\*

신중휘(愼重輝)\*\*

양준혁(梁峻赫)

## 논문 요약

본 연구는 사교육 참여 여부 및 시간이 중학생의 학업스트레스에 미치는 영향을 밝히고자 하였다. 사전 공변인으로 인한 선택편의를 통제하여 변인 간 관계를 인과추론의 관점에서 분석하기 위해 경향점수 방법을 활용하였으며, 특히 사교육 참여모형과 사교육 시간모형에 각각 이분형 처치, 연속형 처치 경향점수 모형을 적용하였다. 분석에는 경기교육종단연구(GEPS)의 4차 및 5차년도 중학교 자료를 활용하였다. 주요 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 사교육 참여 모형의 경우, 사전 공변인의 영향력을 통제한 이후에도 사교육에 참여하는 학생이 그렇지 않은 학생에 비해 학업스트레스를 더 많이 받는 것으로 나타났다. 둘째, 선택편의를 조정된 후에도 사교육에 더 많은 시간을 할애할수록 학업스트레스가 증가하는 것으로 나타났다. 셋째, 두 모형에서 모두 가중치를 통해 선택편의를 통제하자 사교육 참여 여부와 시간 표준화 효과 크기는 약 절반 정도로 감소하였다. 이러한 결과는 학업스트레스가 사교육과 청소년의 정서의 관계를 매개하는 주요 변인일 수 있음을 시사한다. 향후 정적 영역의 관점에서 사교육의 영향에 관한 연구가 수행될 필요가 있으며 이 연구가 후속 연구의 밑바탕이 될 수 있을 것으로 기대된다.

주요어 : 사교육, 학업스트레스, 인과추론, 선택편의, 일반화 경향점수, 경기교육종단연구

\* 1저자, 서울대학교 사범대학 교육학과 박사과정

\*\* 교신저자, 서울대학교 사범대학 교육학과 석사과정, [tlswndgnl@snu.ac.kr](mailto:tlswndgnl@snu.ac.kr)

## I. 서론

한국 사회에서 과도한 사교육은 공교육 정상화를 위해 해결해야 할 당면 과제로서 가장 중요하게 다루어지고 있다. 이와 같이 교육계를 넘어 국가 전반에서 사교육이 문제시되고 있는 것은 사교육이 사회적으로 가계의 경제적 부담을 가중할 뿐 아니라 근본적으로 그 이면에 부모의 사회경제적 배경이 학생의 교육 격차를 확대 재생산하는 측면이 있기 때문이다. 이와 같은 측면에서 사교육에 대한 실증 연구는 대부분 학업성취라는 사교육의 목적에 비추어 사교육이 성취도에 미치는 효과를 분석하는 방향으로 주로 수행되었다. 그리고 그 결과로는 대체적으로 교과나 학교급에 따라 차이는 있으나 사교육이 인지적 성취를 높이는데 정적 효과를 갖는다는 것이 보고되어왔다(박현정, 상경아, 강주연, 2008; 상경아, 2009; 윤유진, 김현철, 2016; 홍순상, 홍윤표, 2016).

그런데 한편으로 학업 성취 향상을 위해 집중적으로 사교육에 참여하는 청소년기는 학생의 인지적 발달뿐 아니라 정의적, 사회적 발달에 있어서도 매우 중요한 시기에 해당한다. 그러나 학업 성취 향상을 목적으로 많은 학생들은 등교 시간 외의 대부분을 사교육 참여에 할애하고 있으며 그 강도 또한 매우 높다. 특히, 학생의 사교육 참여율 및 시간은 중학교를 기점으로 크게 증가하는 것으로 나타난다(통계청, 2018). 이는 학교 수업 및 과제 수행 외에 사교육 참여 및 숙제로 인하여 학업시간 총량 역시 늘어나는 것으로 이해할 수 있으며(고선, 2013) 정해진 시간 자원을 배분하는 데 있어 자연스레 친구들과의 여가나 휴식 시간은 감소하게 된다. 이러한 점에서 일각에서는 사교육이 인지적 성취가 아닌 학생의 정의적 영역에 부정적 영향을 끼칠 수 있다는 지적이 제기되어왔다(김호상, 유미현, 2015; 송정은 외, 2010).

이와 관련하여, PISA 2015에 따르면 한국 학생들의 삶의 질(well-being)은 OECD 국가 중 하위권에 속하는 것으로 나타났다. 그중에서도 심리적 차원에서 삶의 질의 경우, 자신의 삶에 만족한다고 답한 비율은 53%로 OECD 평균인 71%에 비해 크게 낮은 것으로 보고되었다(OECD, 2017). 이와 같은 현상은 한국 학생들이 PISA에서 매우 높은 인지적 성취를 동시에 보인다는 점을 고려할 때, 한국 청소년들이 경쟁적인 입시문화로 인하여 건전한 여가시간이 부족하고 학업스트레스가 높기 때문이라 할 수 있으며(Lee & Larson, 2000), 전술한 사교육과의 연관되는 측면이 있다. 특히, 보충 목적으로 이루어지는 외국의 사교육과 달리, 주로 상급 학교 진학 및 선행학습을 목적으로 이루어지는 국내 사교육의 특성상(통계청, 2018), 사교육 참여 및 강도가 급격히 늘어나는 중학생이 학습에 대해 느끼는 부담, 즉 학업스트레스가 상당히 증가할 것이라 예상할 수 있다. 그러나 인과 추론의 관점에서 이에 대한 실증 연구는 인지적 성취에 대한 사교육 연구에 비해 상당히 제한적으로 수행된 측면이 있다.

또한, 사교육에 대한 연구설계의 측면에서, 대부분의 사교육 실증 연구가 참여 여부를 주로

다른 데 비해 비용이나 시간까지 함께 고려한 경우는 상대적으로 적었다. 그러나 실제로 사교육 참여가 비용이나 시간에 따라 그 참여 양상이 매우 다르다는 점을 고려할 때 단순히 사교육 참여 여부만으로 그 영향을 정확히 파악하기는 어렵다는 한계가 존재한다. 그리고 더 나아가 이는 연구 설계의 측면에서 이질 집단인 사교육 참여 및 미참여 집단을 비교하고, 이 중 사교육 참여 집단만으로 대상으로 비용이나 시간이 갖는 효과를 분석하는 정교한 연구 설계가 필요하다는 것까지도 연결된다.

한편으로, 연구 방법론의 관점에서, 사교육과 학업스트레스를 다룬 연구는 심리구인을 다룬 연구가 주로 활용하는 구조방정식의 특성상 대부분 사교육과 학업스트레스에 영향을 미칠 수 있는 혼재변인(confounding variable)을 충분히 통제하지 못했다는 한계도 존재하였다. 즉, 사교육에 참여하는 학생들의 사전적 특질로 인하여 발생하는 학업스트레스, 즉, 선택편의(selection bias)를 충분히 감소시키지 못했다는 것이다. 정의적 영역이 아닌 인지적 성취를 종속변수로 하는 사교육 연구에서는 이분형 처치에 대한 경향점수, 다분형 처치에 대한 일반화 경향점수가 활용되고 있으나 이마저도 비용이나 시간과 같은 연속형 처치에 대한 선택편의의 조정은 사교육 연구 전반에서 거의 수행되지 않았다.

이와 같은 문제의식에서 이 연구는 경기교육중단연구(GEPS)의 4차 및 5차년도 중학교 자료를 활용하여 사교육 참여 여부 및 시간이 중학생의 학업스트레스에 미치는 영향을 실증적으로 분석하고자 한다. 이때, 사교육 참여와 미참여 집단의 이질성을 고려하여 1단계로 참여와 미참여 집단을 구분 짓는 로지스틱 경향점수 모형을 통해 사교육 참여 여부에 대한 선택편의를 조정하고 사교육 참여가 학업스트레스에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 다음으로, 2단계에서는 사교육 참여 집단만을 대상으로 사교육 시간에 대한 선택편의를 조정하기 위하여 Hirano & Imbens(2004)가 제시한 연속형 처치에 대한 일반화 경향점수(generalized propensity score, GPS)를 적용하고자 한다. 또한, 기존 연속형 처치에 대한 일반화 경향점수에서 공통영역 가정에 대한 점검이 이루어지지 못했다는 점을 고려하여 Kluge et al.(2007)이 제시한 방식을 통해 공통영역의 가정을 함께 검토하고자 한다. 이러한 연구를 수행하기 위하여 설정한 연구문제는 다음과 같다.

연구문제 1. 사교육 참여 여부에 대한 선택편의를 조정한 이후, 사교육 참여 여부가 학업스트레스에 미치는 영향은 어떠한가?

연구문제 2. 사교육 참여 시간에 대한 선택편의를 조정한 이후, 사교육 참여 시간이 학업스트레스에 미치는 영향은 어떠한가?

## II. 이론적 배경

### 1. 학업스트레스의 개념 및 예측요인

Lazarus & Folkman(1984)은 스트레스를 “개인 자원에 부담을 주거나 그 한계를 초월하여 개인의 안녕을 위협하게 하는 것으로 평가되는 인간과 환경과의 특정한 관계”로 정의했다. 스트레스는 요인에 따라 하위유형으로 분류될 수 있는데, 임은미, 정성석(2009)에 따르면 우리나라 청소년이 가장 많이 경험하는 스트레스는 학업스트레스이다.

학업스트레스는 “개인이 이용할 수 있는 적응적 자원을 초과하여 부과되는 학업 관련 요구들의 산물” (Wilks, 2008), “학교 공부나 성적으로 인해 그 일이 너무 힘겹고 하기 싫거나 귀찮다고 생각되어 겪게 되는 정신적 부담과 긴장, 근심, 공포, 우울, 초조감 등과 같은 편하지 못한 심리상태” (오미향, 천성문, 1994), “성적, 수업, 공부 등 학업과 관련된 일로 부모, 교사, 자기 스스로의 압력에 의해 학생들이 고민하고 괴로워하는 것과 같은 심리상태의 불균형” (박병기, 박선미, 2012) 등으로 정의된다. 이처럼 학자마다 표현이나 강조점은 다르지만, 학업스트레스는 일반적으로 ‘학업과 관련된 스트레스’를 의미한다고 볼 수 있다.

높은 학업스트레스는 우울, 공격성, 사회적 위축과 같은 정서문제에 정적인 영향을 줄 수 있다 (김진아, 2015). 특히 많은 선행연구들은 학업스트레스가 우울에 영향을 줄 수 있다고 보고하고 있는데(김진아, 2015; 오미숙, 심우찬, 2014; 좌현숙, 2014), 이는 음주, 흡연, 절도 등의 청소년 비행행동(김재엽, 이동은, 정윤경, 2013)이나 자살생각(Ang & Huan, 2006; 이지현, 이정운, 2009)으로 이어질 수 있다. 그 외에도 학업스트레스는 공격성(김민주, 이동귀, 2018; 채진영, 2012), 학업적 자기조절효능감(김아영 외, 2012), 학업소진(강혜정, 강성현, 임은미, 2014), 학교생활 부적응(김정현, 김성벽, 정인경, 2014)에 부정적인 영향을 미칠 수 있다.

일반적으로 학업스트레스는 학년이 높아질수록 증가하는 경향을 보이는데, 특히 중학생 때 급격히 증가하여 고등학생 때까지 비슷한 수준을 유지한다(임성택, 주동범, 이금주, 2010). 또한, 성적이 낮을수록 학업스트레스는 높은 경향이 있다(김미경 외, 2012). 그러나 다양한 개인적, 환경적 변인들에 의해 학업스트레스 수준은 달라질 수 있다. 학생의 자아탄력성이 높을수록(강명희, 이수연, 2012), 긍정심리자본과 학업적 자기효능감(오정희, 선혜연, 2013; 정미라, 정은, 2017)이 높을수록 학업스트레스는 낮아진다. 부모와의 긍정적 애착관계는 학업스트레스에 긍정적인 영향을 줄 수 있지만, 부모의 지나친 기대와 성취압력은 오히려 학업스트레스를 증가시킬 수 있다(김종백, 김준엽, 2009; 오정희, 선혜연, 2013).

## 2. 사교육 참여와 학업스트레스의 관계

앞서 서술한 바와 같이 학생이 지각하는 학업스트레스가 부정적 정서에 영향을 미친다는 연구 결과는 다수 보고되었다. 그러나 이를 청소년들이 등교 시간 외에 많은 시간을 할애하는 사교육의 관점에서 바라보고 수행한 연구는 제한된 편이다.

김혜숙, 한대동, 오경희(2011)는 중학생의 사교육 의존 의식과 문화에 대한 연구를 수행하였다. 인터뷰를 통한 연구 결과, 사교육 참여는 전반적인 학생들에게 습관적, 일상적으로 참여하는 활동이며, 학년이 올라감에 따라 학업성취 향상이라는 목적이 강조되는 경향을 보였다. 이는 초등학교 고학년, 중학교 입학을 기점으로 사교육 참여율과 시간이 증가한다는 통계청 자료와도 일치하는 결과이다. 더군다나 학생 스스로의 선택이나 필요에 의한 경우가 아니라 부모의 의사결정에 의한 경우, 학업에 대하여 흥미를 느끼지 못하고 실제 성취 역시 만족스럽지 못하며 이러한 결과가 다시 사교육에 대한 의존도를 심화시키는 것으로 나타났다고 보고하였다.

이러한 결과는 또 다른 연구인 김혜숙, 한대동, 남현숙(2012)의 연구에서도 유사하게 나타나 바 있다. 이 연구에서는 사교육 참여에 대한 의사결정은 친구 혹은 부모와 같은 타인에 의존적이고 실제 성취 향상과 관계없이 비합리적으로 지속되며 이러한 가운데 학습한 내용을 스스로 이해하고 소화하기 위한 자기주도학습이 부재함을 지적하였다.

또한, 김미숙(2003)은 중산층을 대상으로 하여 사교육 참여 양상과 유발 요인에 대한 연구를 수행하였다. 연구 결과, 중산층의 학부모와 학생 사이에서 대학입시에 대한 경쟁이 선행학습에 대한 열망으로 이어지며 이러한 열망이 사교육 시장에 의해 증폭되는 것으로 나타났다. 사교육을 통해 경쟁에 대한 불안감을 해소하고자 하는 가운데 학생들은 자기주도적 학습능력이 약화되며 사교육에 대한 의존도가 더욱 높아진다는 것이다. 이 연구는 중학생의 사교육 참여율이 70%에 달할 정도로 높은 가운데 특히 사회적 문제가 되는 중산층의 과도한 사교육을 다루었다는 점에서 의의가 있다. 특히, 전반적인 학생들의 사교육 참여와 마찬가지로 중산층의 사교육 참여 역시 습관적으로 이어지는 측면이 있으나 경쟁의 맥락이 더욱 강조된다는 점을 밝혔다.

이와 같은 선행연구를 살펴보면, 공통적으로 학생들은 사교육에 참여하며 스스로 학습할 기회를 상실하게 되고 경쟁이라는 맥락이 강조되고 있음을 알 수 있다. 그리고 이 가운데 학생들은 부담을 느끼며 실제 성취 향상과는 별개로 경쟁 속 불안감에 사교육을 그만두지 못한다는 것이다. 이러한 현상은 전술한 학업스트레스의 맥락으로 이해할 수 있다. 이상의 논의에서 사교육이 학업스트레스를 증가시키는 기제로 작용하는 이유에 대하여 다음과 같이 정리할 수 있다.

첫째, 사교육 참여율이 매우 높은 한국 사회의 현실에서 전반적으로 사교육 참여는 관습적인 현상으로 나타난다. 즉, 주위 학생들이 참여하는 상황에서 참여하지 않는다는 것은 불안감으로 이어지며, 참여한 이후에도 불안해서 끊지 못한다는 것이다. 이에 따라 휴식시간이 감소하고 학

교 수업 외에 해야 할 과제가 많아지면서 학업에 대한 부담감이 증가하게 된다.

둘째, 동시에 학년이 증가하면서 내신 성적이 강조되고 전반적으로 경쟁의 맥락이 강조되기 시작하면서 성적에 대한 압박감 역시 상당히 증가하게 된다. 그러한 측면에서 사교육을 받지 않을 경우, 학업을 쫓아가지 못한다는 부담감이 크게 작용하기 시작하는데 이러한 이유로 많은 학생들이 초등학교 고학년 시기부터 중학교 입학 전후를 기점으로 사교육에 참여하게 된다. 그런데 사교육에 참여하더라도 비슷한 성취도를 보이는 학생들 속에서 느끼는 심적 부담은 증가하게 되며 특히 이는 상위권 학생을 중심으로 더욱 치열한 경향을 보인다. 이러한 현상은 사교육 비용이나 시간의 분포가 상당한 정적 편포 양상을 보이는 것과도 관련된다고 볼 수 있다.

한편, 이와 같은 논의 속에서 사교육 참여와 학업스트레스의 관계를 정량적으로 분석한 연구는 다소 제한적이다. 홍정현(2010)에 따르면 사교육에 참여하는 시간과 청소년이 경험하는 스트레스는 정적(positive)인 관계가 있다. 또한, 조영희와 김현철(2013)은 사교육 참여 여부보다는 사교육 참여기간, 과목 수 등이 스트레스에 영향을 준다고 지적하기도 했다. 특히, 본인이 아닌 부모의 의사에 의하여 사교육을 시작한 경우 학생의 스트레스가 더 높았다는 점 역시 김혜숙 외(2011)의 연구와 일치하는 결과다. 그리고 강도와 관련하여 김기현(2007)의 연구에서는 3과목 이상 사교육에 참여하는 학생은 그렇지 않은 학생들에 비해 학업스트레스가 높았다는 사실을 보고한 바 있다. 그러나 황진홍과 이주리(2012)의 연구에서는 사교육 시간이 길수록 오히려 학업스트레스는 다소 감소하는 관계를 보이는데, 이는 학업성취가 매개효과를 나타냈기 때문이다. 즉, 사교육에 많이 참여하는 학생은 학업성취가 높고, 학업성취가 높은 학생들은 학업스트레스가 낮은 경향이 있다(김미경, 김양희, 황사라, 정익중, 2012). 이는 사교육과 학업스트레스의 관계가 다른 변수들에 의해서 다양하게 나타날 수 있음을 시사한다.

그러나 이러한 연구에서는 대체적으로 원인변수와 결과변수가 동시 측정된 자료를 사용하였으며, 적용한 방법론의 특성상 공변인(covariates)이 충분히 통제되지 못했다는 점에서 사교육 참여와 학업스트레스의 관계를 인과적으로 해석하기는 어렵다는 한계가 존재하였다. 따라서, 이와 같은 방법론적 한계를 보완할 수 있는 연구설계를 적용하여 사교육과 학업스트레스 간의 관계를 인과추론(causal inference)의 관점에서 수행할 필요성이 있다.

### III. 연구 방법

#### 1. 연구 대상

분석자료로는 경기교육종단연구(gyeonggi educational panel study, GEPS)의 4차 및 5차년도(2015~2016)의 중학교 자료를 활용하였다. 4차년도 자료는 경향점수를 산출하기 위한 사전 공변인으로 활용하였으며 분석은 5차년도 자료를 토대로 진행하였다. 5차 년도에 추가표집된 경우, 4차년도의 자료가 구조적으로 존재할 수 없으므로 4차 년도 학생 ID를 토대로 5차년도 자료를 취합하였다. 4차년도 원자료에는 307개교의 6,314명을 수집하였는데 이 중 모든 응답에 대하여 결측인 학생 544명을 삭제하였다.

또한, 사교육 참여에 영향을 미치는 학교 풍토를 고려하기 위하여 학생 수준의 변수를 평균한(aggregate) 변수를 투입하는 데 있어 학교 변수의 대표성을 위해 5명 이하의 학교(주로 추가표집)에 소속된 학생은 제외하였다. 이와 같은 과정을 통해 170개교 5,508명을 선별하였다. 다시 이 중에서 처치변수 혹은 결과변수가 결측인 862명을 제외하고 최종적으로 4,646명을 분석 대상으로 하였다. 결측 처리는 사전 공변인에 대해서만 수행하였다. 결측 처리에 관해서는 연구변수에서 후술한다.

#### 2. 연구 변수

우선, 종속변수인 중학생의 학업스트레스는 5점 척도로 측정하였으며 총 14문항으로 구성되어 있다. Cronbach's  $\alpha$ 는 0.894로 나타났다. 이 연구에서는 14문항의 평균을 활용하였다. 처치변수인 사교육 참여 여부의 경우, 후술할 시간 변수를 토대로 이분 변수(0=미참여, 1=참여)로 코딩하여 생성하였다.

사교육 참여 시간의 경우, 국어, 영어, 수학, 사회, 과학 5과목의 사교육 시간을 모두 합하였다. 또한, 대개 사교육 연구에서는 국어, 영어, 수학까지만을 다루는 것이 일반적이거나 사교육 시간이 증가할수록 학업스트레스가 증가한다면 학업성취향상을 목적으로 이루어지는 과학과 사회 사교육 시간까지 포함하는 것이 학생 간의 분산을 고려할 수 있을 것으로 판단하였다. 그러므로 학업성취 향상 목적과는 다르게 이루어지는 예체능 사교육 시간은 제외하였다.

시간의 경우, 원 척도는 분으로 되어있으나 사교육 참여의 특성상 분으로 참여하는 경우는 드물기 때문에 해석의 편의상 60으로 나누었다. 역시 시간의 특성상 심한 정적 편포를 보이므로 로그변환을 하였는데 시간으로 바꾸었기 때문에 척도를 고려하여 0.1을 더한 뒤 변환하였다.

사전 공변인은 사교육 효과에 대한 선행연구(박현정, 상경아, 강주연, 2008; 상경아, 2009; 윤유

진, 김현철, 2016; 홍순상, 홍윤표, 2016)를 참고로 하여 설정하였다. 개인 수준 변수로 사전 사교육 참여(사교육 참여 시간에 대해서는 사전 사교육 참여 시간, 여학생, 첫째 여부, 로그 월평균 가구소득, 모 학력, 로그 월평균 교육비, 학부모가 느끼는 사교육 부담 정도, 선행학습 목적의 사교육 여부, EBS 활용 정도, 부모의 교육포부(더미), 부모의 학교참여, 학업스트레스, 학습자로서의 스스로에 대한 이해, 사전 성적의 14개(더미 포함 17개)를 투입하였다. 부모가 자녀에 대해 갖는 교육포부는 일반적으로 투입하는 선형적 관계가 아니라 비선형적 관계일 수 있음을 고려하여 더미로 재코딩하여 투입하였다.

또한, 학생의 사교육 참여와 학업스트레스에는 학생 개인 수준의 변수뿐 아니라 학교의 전체적인 성적, 사교육 참여 비율 및 시간, 학생들의 전반적인 학업스트레스 정도, 학교 평균 소득, 선행학습 목적의 사교육 비율, 부모의 학교 참여, 평균적인 EBS 이용 정도와 같은 학교 풍토와 사립 여부, 지역, 남녀공학 등의 학교 수준 변수가 영향을 미칠 수 있으므로 이를 고려하여 학교 수준 변수를 10개 투입하였다. 이 중 학교 풍토에 해당하는 변수인 학교 평균 성적, 학교 평균 사교육시간, 학교 평균 학업스트레스, 학교 평균 로그월평균가구소득, 학교 선행학습 사교육 비율, 학교 평균 부모의 참여, 학교 평균 EBS 이용 변수 7개는 학생 수준의 변수를 평균한 변수<sup>1)</sup>이다. 각 변수에 대한 자세한 설명은 아래 <표 1>과 같다.

결측의 경우, 처치변인은 10%를 약간 상회하는 수준이었으며, 학업스트레스(중2)의 경우, 처치변인의 결측을 제외한 이후 결측은 5% 미만이었다. 따라서, 결과에 별다른 차이를 가져오지 않을 것으로 판단하여 처치변인과 결과변인에 대해서는 대체를 실시하지 않았다. 공변인 결측 처리의 경우, 연속변수인 사전 사교육 시간에 대해서는 EM 대체 1회를 실시하였다. 범주형 변수에 대해서는 다변량 결합분포 상에서 조건부 단변량 분포를 활용하는 연쇄 방정식(chained equation)을 단일대체<sup>2)</sup>로 활용하였다.

- 1) 학교 풍토를 나타내는 변수로 학생 수준의 변수를 평균한 변수를 더 활용하는 것이 일반적이다. 이 경우도, 학생의 사전 로그월평균교육비를 평균한 학교 수준 교육비를 넣는 것이 연구문제에 알맞을 것이다. 그런데 이 경우, 학교 수준의 총계화(aggregation)에 의하여 상관이 높아지기 때문에, 학교 수준 변수 간의 상관이 0.8~0.9에 가까웠고 회귀분석에서도 분산팽창계수(VIF)가 10에 가깝게 나타나 공선성의 문제가 있을 것으로 판단하였다. 전술한 학교 평균 로그월평균교육비의 경우, 학교평균사교육시간 및 학교평균로그가구소득과 0.9에 가까운 상관을 보였으므로 제외하였다.
- 2) Leite & Aydin (2016)은 공변인 균형과 편의 감소에 있어 단일대체와 다중대체 간의 차이가 크지 않음을 밝힌 바 있다.



<표 1> 연구 변수

	변수	척도	설명
종속 변인	학업스트레스	5점 리커트	학업스트레스 14문항의 평균
설명 변인	사교육 참여 여부 (참여 여부 모형)	0=미참여, 1=참여	사교육 참여 시간을 재코딩
	로그사교육 참여 시간 (참여 시간 모형)	연속변수	국, 영, 수, 사, 과 5개 교과 사교육 시간(분)을 시간 단위로 변환한 후 0.1을 더하여 로그변환
학생 수준 사전 공변인	사전 사교육 참여 (사교육 참여 여부 모형)	0=미참여, 1=참여	중1 사교육 참여 시간을 재코딩
	사전 로그사교육 참여 시간 (사교육 참여 시간 모형)	연속변수	국, 영, 수, 사, 과 5교과목 사교육 시간(분)을 시간 단위로 변환한 후 0.1을 더하여 로그변환
	여학생	남=0, 여=1	성별(남=1, 여=2)를 재코딩
	첫째 여부	미해당=0, 해당=1	자녀 출생 순서를 재코딩
	로그 월평균 가구소득	연속변수	월평균 소득에 1을 더하여 로그변환
	모 학력	1=중졸이하, 2=고졸, 3=2~3년제졸, 4=4년제졸, 5=석사수료, 6=석사 졸업, 7=박사수료, 8=박사 졸업	학생 어머니의 학력
	로그 월평균 교육비	연속변수	월평균교육비에 1을 더하여 로그변환
	교육 부담 정도	5점 리커트	부모가 느끼는 교육 부담 정도
	선행학습의 사교육 여부	0=미해당, 1=해당	학부모에게 설문한 사교육 목적 (1=선행학습, 2=보충학습, 3=예체능입시준비, 4=특기적성관련, 5=기타)을 재코딩
	EBS 활용 정도	5점 리커트	학부모에게 설문한 EBS 활용 정도
	부모 교육포부 (2-3년제 대학)	0=미해당, 1=해당	부모에게 설문한 자녀의 희망 교육포부를 각 더미로 재코딩 (참조집단 : 고등학교 졸업)
	부모 교육포부 (4년제 대학)	0=미해당, 1=해당	
	부모 교육포부(석사)	0=미해당, 1=해당	
	부모 교육포부(박사)	0=미해당, 1=해당	
	부모의 학교참여	연속변수	부모의 학교 참여를 묻는 7문항(1=전혀 없음, 2=1~2회, 3=3~4회, 4=5회 이상)에서 각 1 씩 뺀 뒤 평균
	사전 학업스트레스	연속변수	중1 학업스트레스를 묻는 14문항의 평균
	학습자로서의 이해	연속변수	중1 학습자로서의 자신에 대한 이해를 묻는 5 문항의 평균
	사전 성적	연속변수	중1 국, 영, 수 수직척도점수의 평균
	학교 평균성적	연속변수	사전 성적의 학교 평균
	학교평균 사교육시간	연속변수	사전 사교육시간 학교 평균
학교평균 학업스트레스	연속변수	사전 학업스트레스 학교 평균	
학교평균 로그가구소득	연속변수	사전 로그가구소득 학교 평균	

학교 수준 사전 공변인	사립	국공립=0, 사립=1	설립유형(국공립=1, 사립=2)를 재코딩
	도시	읍면=0, 도시=1	지역규모(도시=1, 읍면=2)를 재코딩
	남녀별학	공학=0, 별학=1	남중=1, 여중=2, 공학=3을 재코딩
	학교선행학습 사교육비율	연속변수	선행학습 목적의 사교육 여부의 학교평균
	학교평균 학교부모참여	연속변수	학교 부모 참여의 학교 평균
	학교평균 EBS 이용	연속변수	EBS이용 정도의 학교 평균

### 3. 연구모형

연구모형은 크게 사교육 참여 모형과 사교육 시간 모형으로 나뉜다. 사교육에 대한 선택 편의를 조정하기 위하여 전자에 대해서는 이분형 처치에 대한 경향점수 모형을, 후자에 대해서는 연속형 처치에 대한 경향점수 모형을 활용하였다. 경향점수 모형을 이 연구에 적용하는 이유는 사교육에 참여한 학생들과 참여하지 않은 학생, 또한 더 많은 시간을 할애하는 학생과 상대적으로 적은 시간을 참여하는 학생 간에도 사전적 차이가 존재하며, 그로 인하여 학업스트레스라는 결과 변인의 차이를 사교육으로 인한 차이로 해석하는데 어려움이 있기 때문이다. 경향점수는 이와 같은 사전적 차이로 인한 선택편의를 조정하는 사후적 보정 방식의 일종으로 인과추론을 위하여 사용되는 방법이다.

경향점수는 처치 참여 혹은 할당에 영향을 미치는 공변인을 조건으로 할 때, 특정 개체가 해당 처치를 받을 확률을 의미한다(Rosenbaum & Rubin, 1983). 경향점수 모형을 활용하여 사교육 효과를 분석한 기존의 연구들로는 김지하, 김정은(2009), 상경아(2009), 윤유진, 김현철(2016), 홍순상, 홍운표(2016) 등의 연구가 있다.

이분형 처치에 대한 경향점수의 핵심 가정은 다음의 두 가지이다. 첫째, 처치에 영향을 미치는 사전 공변인의 벡터  $X$ 을 조건으로 할 때, 어떠한 개체가 처치에 할당되는 것은 모든 잠재적 결과와 독립적이라는 것이다. 이를 조건부 독립성 가정(conditional independence assumption, CIA)이라 한다.

둘째, 처치집단과 통제집단의 경향점수, 즉, 처치를 받을 확률이 서로 겹치는 영역이 존재해야 한다. 이를 공통 영역(common support)의 가정이라 한다. 이 두 가지 가정을 합하여, 강한 무관성(strong unconfoundedness)의 가정이라 한다(Rosenbaum & Rubin, 1983; Hirano & Imbens, 2004). 이분형 처치에 할당될 조건부 확률을 산출하기 위한 모수 모형으로는 주로 로지스틱, 혹은 프로빗 회귀모형이 활용되며 전자를 활용하는 경우, 이분형 처치  $T=t$ 를 받을 확률인 경향점수  $p$ 는 다음과 같이 산출된다.

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \eta = X\beta$$

$$\hat{p} = \frac{1}{1 + e^{-X\hat{\beta}}}$$

연속형 경향점수는 Hirano & Imbens(2004)가 전술한 이분형 처치 혹은 이를 일반화한 다분형 처치에 대한 일반화 경향점수의 아이디어를 더욱 확장하여 연속체(continuum)인 처치에 대하여 적용한 것이다. 이 모형의 경우, 이분형 처치 모형과 다른 가정은 동일하나, 처치 할당과 모든 잠재적 결과가 결합적으로(jointly) 독립적인 것이 아니라 해당 처치 할당과 해당 처치조건을 받았을 때의 잠재적 결과가 독립적이라 가정한다. 이를 약한 무관성(weak unconfoundedness)의 가정이라 한다.

이 중, 이 연구에서는 처치의 정규성을 가정하는 모형을 로그 사교육시간에 적용하였다. 따라서, 연속형 처치  $T=t$ 를 받을 확률은 다음 식을 통하여 산출된다.

$$T = X\beta + \epsilon, \epsilon \sim N(0, \sigma^2)$$

$$\hat{p} = \frac{1}{\sqrt{2\pi\hat{\sigma}^2}} e^{-\frac{(t - X\hat{\beta})^2}{2\hat{\sigma}^2}}$$

경향점수의 경우, 크게 매칭, 층화, 역확률 가중치 방식으로 활용되나 연속형 처치의 경우 연속체의 특성상 매칭이나 층화를 적용하기 어렵다. 따라서 이 연구에서는 역확률 가중치 방식을 활용하였다. 이 방식은 매칭에 비해 사례수 감소를 최소화할 수 있다는 장점도 지닌다. 경향점수  $\hat{p}$ 를 통해 산출되는 역확률가중치  $\hat{w} = 1/\hat{p}$ 는 실제 관찰된 처치를 받을 예측확률의 역수로서 정의된다.

역확률 가중치의 경우, 가중치를 구한 후 극단가중치를 줄이기 위하여 일부 가중치 제거(trimming)와 가중치에 상수를 곱하여 줄이는 방식이 활용되는데 이 연구에서도 정규화 가중치(normalized weight)를 산출하였다. 이후, 각 집단별로 가중치 분포와 극단 가중치를 확인 후 Rubin(2001)의 기준에 따라 10 이상의 가중치를 갖는 사례는 제거하였으며, 가중회귀분석을 통해 공변인 균형을 검토하고 최종 결과 모형에 정규화 가중치를 적용하여 가중회귀분석(weighted regression)을 통하여 다음과 같이 평균처치효과를 추정하였다.

이때, 연속형 처치에 대한 일반화 경향점수를 다룬 선행연구에서 연속형 처치가 갖는 어려움으로 인하여 기본 중요 가정 중 하나인 공통 영역의 가정을 확인하지 않았다는 점을 고려하여 Kluge et al.(2007)이 제안한 방식을 통하여 공통 영역의 가정도 확인하였다. 분석에는 Stata 14.0을 활용하였다. 이분형 경향점수 모형으로는 logistic 함수, 일반화 경향점수는 reg 함수를 사용하였으며, 예측 확률을 산출하고자 predict 명령어를 사용하였다. 정규화 가중치 및 안정화 가중치는 예측 확률을 활용하여 수식을 통해 산출하였다.

## IV. 연구 결과

### 1. 기술통계

이 연구에서 활용한 변수의 평균, 표준편차, 왜도, 첨도, 최솟값, 최댓값을 아래 <표 2>에 제시하였다. 분석에 실제 활용한 자료를 제시하고자 아래에 제시한 수치는 사전 공변인에 대한 결측을 대체한 이후의 수치이며, 원자료에 대한 결측 비율(%)을 함께 제시하였다. 결과를 살펴보면, 학생들의 학업스트레스 평균은 2.632로 3점인 '보통'보다 약간 낮은 수준으로 나타났고, 사교육 참여율은 74.80%로 상당히 높은 것으로 나타났다.

<표 2> 연구변수의 기술통계(N=4,646)

변수	평균	표준 편차	왜도	첨도	최솟값	최댓값	결측 (%)
결과변수 학업스트레스	2.632	0.769	-0.143	2.964	1.000	5.000	0.00
설명변수 사교육 참여	0.748	0.434	-1.145	2.311	0.000	1.000	0.00
로그 사교육시간	0.794	1.935	-0.709	1.984	-2.303	4.424	0.00
사전 공변인 사전 사교육 참여	0.788	0.409	-1.408	2.981	0.000	1.000	0.00
사전 로그 사교육시간	0.771	1.824	-0.645	2.252	-2.300	7.875	10.42
여학생	0.509	0.500	-0.036	1.001	0.000	1.000	0.00
첫째 여부	0.480	0.500	0.078	1.006	0.000	1.000	2.36
로그월평균가구소득	6.080	0.584	-2.228	27.101	0.000	9.393	4.87
모 학력	2.907	1.090	1.046	4.327	0.852	8.000	4.14
로그월평균교육비	3.640	0.818	-1.462	6.299	0.000	6.909	4.93
교육 부담 정도	3.417	0.996	-0.509	3.139	1.000	6.478	2.23
선행학습의 사교육 여부	0.376	0.484	0.512	1.262	0.000	1.000	11.99
EBS 활용 정도	0.389	0.762	2.007	6.146	0.000	3.000	3.99
부모 교육포부 (2-3년제 대학)	0.067	0.249	3.479	13.107	0.000	1.000	2.72
부모 교육포부 (4년제 대학)	0.560	0.496	-0.244	1.059	0.000	1.000	2.72
부모 교육포부(석사)	0.125	0.330	2.273	6.167	0.000	1.000	2.72
부모 교육포부(박사)	0.203	0.402	1.477	3.181	0.000	1.000	2.72
부모의 학교참여	3.691	3.731	1.477	5.212	0.000	21.000	4.76

학업스트레스	2.612	0.774	-0.108	2.874	1.000	5.000	0.41
학습자로서의 이해	3.584	0.785	-0.359	3.632	1.000	5.000	0.45
사전 성적	476.337	83.277	0.099	2.217	220.895	670.962	0.00
학교평균 성적	474.843	41.726	0.187	3.248	305.507	584.009	-
학교평균 로그사교육시간	0.764	0.697	-0.246	3.227	-1.738	2.327	-
학교평균 학업스트레스	2.621	0.169	0.001	3.883	1.917	3.238	-
학교평균 로그가구소득	6.082	0.239	-0.311	4.775	4.825	6.604	-
사립	0.075	0.264	3.218	11.356	0.000	1.000	0.00
도시	0.870	0.336	-2.200	5.841	0.000	1.000	0.00
남녀별학	0.104	0.306	2.588	7.696	0.000	1.000	0.00
학교 선행학습 사교육 비율	0.374	0.104	-0.390	3.192	0.000	0.667	-
학교평균 학교부모참여	3.723	1.216	0.524	3.870	0.556	10.167	-
학교평균 EBS 이용	0.382	0.155	1.603	9.100	0.000	1.426	-

## 2. 사교육 참여 모형

### 1) 경향점수 및 가중치 산출

<표 3> 경향점수 산출을 위한 로지스틱 회귀모형 분석결과(N=4,646)

변수	b	s.e	odds	z	p-value
절편	-7.381 ***	1.861	0.001	-3.970	0.000
사전 사교육 참여	1.274 ***	0.097	3.574	13.140	0.000
여학생	0.337 ***	0.085	1.401	3.960	0.000
첫째 여부	0.196 *	0.086	1.217	2.290	0.022
로그월평균가구소득	0.170 *	0.084	1.186	2.020	0.043
모 학력	0.009	0.047	1.009	0.200	0.842
로그월평균교육비	0.571 ***	0.063	1.770	9.000	0.000
교육 부담 정도	0.084	0.045	1.088	1.870	0.061
선행학습의 사교육 여부	0.257 **	0.096	1.293	2.670	0.008
EBS 활용 정도	-0.097	0.054	0.907	-1.800	0.072
부모 교육포부(2-3년제 대학)	0.025	0.212	1.025	0.120	0.906
부모 교육포부(4년제 대학)	0.394 *	0.171	1.483	2.300	0.022
부모 교육포부(석사)	0.469 *	0.212	1.599	2.210	0.027
부모 교육포부(박사)	0.368	0.191	1.445	1.930	0.054
부모의 학교참여	0.029 *	0.014	1.030	2.170	0.030

학업스트레스	0.225 ***	0.056	1.252	4.010	0.000
학습자로서의 이해	-0.002	0.055	0.998	-0.030	0.977
사전 성적	0.007 ***	0.001	1.007	9.920	0.000
학교평균 성적	-0.005 **	0.002	0.995	-2.720	0.007
학교평균 사교육시간	0.392 **	0.118	1.480	3.330	0.001
학교평균 학업스트레스	-0.404	0.288	0.668	-1.400	0.160
학교평균 로그가구소득	0.448	0.306	1.565	1.470	0.142
사립	-0.200	0.155	0.819	-1.290	0.198
도시	-0.003	0.132	0.997	-0.020	0.983
남녀별학	0.240	0.142	1.271	1.680	0.092
학교 선행학습 사교육 비율	-0.024	0.511	0.976	-0.050	0.962
학교평균 학교부모참여	-0.005	0.048	0.995	-0.110	0.915
학교평균 EBS 이용	0.388	0.273	1.473	1.420	0.155

\* p&lt;.05, \*\* p&lt;.01, \*\*\* p&lt;.001

로지스틱 모형 분석 결과<sup>3)</sup>, 모형의 설명력을 나타내는 유사  $R^2$ 은 0.288로 나타났다. 로그가 능도 함수에 기반하는 유사  $R^2$ 은 일반적으로  $R^2$ 에 비해 낮게 나타나는 경우가 많아 해석이 제한적이기는 하나, 일반적으로 0.2~0.3의 값을 가진다면 모형의 설명력이 상당히 높은 것으로 판단한다(Hensher & Stopher, 1979). 이에 따라 모형 자체의 설명력은 양호한 것으로 판단하였으며 설정한 27개의 공변인 중에서 13개의 변인이 유의수준 .05에서 유의한 것<sup>4)</sup>으로 나타났다.

<표 4> 공통영역 가정을 위한 로지스틱 경향점수 기술통계(N=4,646)

변수	평균	표준편차	왜도	첨도	최솟값	최댓값
통제 (N=1,169)	0.503	0.272	0.031	1.698	0.007	0.990
로지스틱 경향점수 처리 (N=3,477)	0.831	0.177	-1.962	6.708	0.065	0.994
총계 (N=4,646)	0.748	0.249	-1.233	3.360	0.007	0.994

- 3) 프로빗 분석도 실시하였으나, 로지스틱 선형회귀모형으로 구한 경향점수 추정치와의 상관성이 .99 이상으로 나타나 로지스틱 선형회귀모형으로 분석을 진행하고 결과를 보고하였다.
- 4) 한 가지 특기할 만한 사항으로, 학교수준 변인에서 학교평균성적의 계수가 음수인 것은 다른 학교평균변수를 상당 부분 통제했기 때문이다. 실제로 이러한 학교수준의 평균변수(aggregate variable) 간 상관은 0.4~0.6 정도로 다른 변수에 비해 높게 나타나기 때문에 이와 같은 결과가 산출된 것이며, 실제로 하나의 변수만 넣는 경우에는 계수가 양수로 산출되었다. 즉, 일반적으로 학교평균성적이 높은 학교에서 학교평균 사교육시간이 높기 때문에 이와 같은 결과가 산출된 것인데 이 모형에서는 미세하게 남아있을 수 있는 선택편의까지 조정하기 위하여 이와 같이 변수를 투입하였다.

기술통계를 <표 4>에, 히스토그램과 상자그림을 부록의 [그림 1], [그림 2]에 제시하였다. 결과를 보면, 각 집단의 경향점수 분포는 다르지만 전체 범위에 있어서는 거의 겹치는(overlapping) 것을 확인할 수 있다. 통제집단의 경우, 이봉형(bimodal) 분포를, 처치집단의 경우에는 부적 편포를 보임을 확인할 수 있다. 공통영역 가정을 확인한 후, 겹치지 않는 부분을 잘라내고 진행을 하는 것이 일반적이거나 그 범위가 거의 겹치기 때문에, 뒤에서 극단가중치를 잘라내는 부분과 중복되므로 함께 진행하였다.

극단 가중치를 처리하는 방식에는 크게 가중치 자체를 줄이거나 일부 가중치를 제거하는 방식이 주로 활용된다. 이 중 전자의 경우, 정규화 가중치(normalized weight)와 안정화 가중치(stabilized weight)의 두 가지 방식이 있는데 이 연구에서는 전자<sup>5)</sup>를 활용하였다. 정규화 가중치를 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$n\hat{w}_{T(i)} = \frac{\hat{w}_{T(i)}}{\frac{1}{n_T} \sum_{i=1}^{n_T} \hat{w}_i} \quad n\hat{w}_{C(i)} = \frac{\hat{w}_{C(i)}}{\frac{1}{n_C} \sum_{i=1}^{n_C} \hat{w}_i}$$

$w$ 는 역확률가중치,  $T$ 는 처치집단,  $C$ 는 통제집단,  
 $n$ 은 각 집단의 사례수,  $i$ 는 개체를 의미

이 경우, 처치집단과 통제집단의 정규화 상수는 각각 약 0.737, 약 0.263으로 나타났다. 이렇게 상수를 곱하여 정규화 가중치를 구한 결과는 다음과 같다. 정규화 가중치의 경우, 역확률 가중치 자체는 그대로 둔 상태에서 이것을 합이 각 집단이 되도록 척도를 조정한 것일 뿐이므로 의미 자체는 역확률 가중치와 동일하다.

5) 정규화 가중치의 경우, 해당 개체의 가중치에 정규화 상수(normalizing constant)를 곱하는데, 여기서 정규화 상수란 해당 개체의 가중치를 해당 개체가 속한 집단(처치 혹은 통제)의 평균가중치(mean weight)로 나누는 방식이다(Lanehart et al., 2012). 이렇게 구한 정규화 상수는 각 집단별 평균이 1이며, 따라서 각 집단별 가중치의 합은 해당 집단의 개체수가 된다. 즉, 이는 경향점수 가중치 외에도 표집 가중치와 같이 일반적으로 가중치를 표본에서 다룰 때, 흔히 활용되는 방식이다.

&lt;표 5&gt; 역확률 가중치, 정규화 가중치의 기술통계 비교(N=4,646)

변수	평균	표준편차	왜도	첨도	최솟값	최댓값	가중치 합	
역확률 가중치	통제 (N=1,169)	3.802	5.596	7.508	99.675	1.007	100.913	4444.841
	처치 (N=3,477)	1.357	0.920	7.380	75.756	1.006	15.311	4718.461
	총계 (N=4,646)	1.972	3.104	12.656	292.792	1.006	100.913	9163.302
정규화 가중치	통제 (N=1,169)	1.000	1.472	7.508	99.675	0.265	26.540	1169.000
	처치 (N=3,477)	1.000	0.678	7.380	75.756	0.742	11.283	3477.000
	총계 (N=4,646)	1.000	0.943	9.235	163.927	0.265	26.540	4646.000

가중치를 줄인 이후, 전체 표본이 4,000명이 넘는다는 점에서 그대로 활용하는 방안도 있으나 Rubin(2001)의 기준을 적용하여 10 이상의 가중치를 갖는 일부 사례는 제외하였다. 따라서, 정규화 가중치에 의해서는 처치집단 2명, 통제집단 4명 총 6명을 함께 제거하였다. 아래는 일부 사례를 제거한 이후의 로지스틱 정규화 가중치를 나타낸 표이다.

&lt;표 6&gt; 최종 사례의 정규화 가중치 기술통계(N=4,640)

구분	평균	표준편차	왜도	첨도	최솟값	최댓값
통제 (N=1,165)	0.947	1.102	3.295	16.158	0.265	9.035
처치 (N=3,475)	0.994	0.635	6.819	64.365	0.742	9.998
총계 (N=4,640)	0.983	0.779	5.057	37.235	0.265	9.998

## 2) 공변인 균형 검토

아래 표는 각 공변인을 종속변수로 하고 사교육 참여 여부를 독립변수로 하여 정규화 가중치 및 안정화 가중치를 투입한 일변량 가중회귀분석(univariate weighted regression) 결과이다. 27개의 공변인에 대하여 27번 가중회귀분석을 실시한 결과를 하나의 표로 묶어 제시하였다.



<표 7> 사교육 참여에 영향을 미치는 공변인 균형 검토(N=4,640)

변수	b	s.e	$\beta$	변수	b	s.e	$\beta$
사전 사교육 참여	0.021	0.018	0.025	학업스트레스	0.001	0.038	0.001
여학생	0.026	0.025	0.022	학습자로서의 이해	0.034	0.040	0.019
첫째 여부	0.025	0.025	0.022	사전 성적	11.219 *	4.356	0.059
로그 월평균 가구소득	0.041	0.027	0.030	학교평균 성적	2.454	2.181	0.025
모 학력	0.004	0.070	0.001	학교평균 사교육시간	0.060	0.034	0.037
로그 월평균 교육비	0.080 *	0.041	0.049	학교평균 학업스트레스	0.002	0.008	0.004
교육 부담 정도	0.042	0.054	0.018	학교평균 로그가구소득	0.014	0.013	0.026
선행학습의 사교육 여부	0.020	0.025	0.018	사립	-0.005	0.011	-0.008
EBS 활용 정도	-0.014	0.038	-0.008	도시	0.005	0.014	0.006
부모교육포부 (2-3년제)	-0.006	0.009	-0.011	남녀별학	-0.007	0.016	-0.010
부모교육포부 (4년제)	0.000	0.025	0.000	학교 선행학습 사교육 비율	0.005	0.005	0.022
부모교육포부(석사)	0.009	0.016	0.012	학교 평균 학교부모참여	0.031	0.065	0.011
부모교육포부(박사)	0.003	0.022	0.003	학교 평균 EBS 이용	-0.003	0.008	-0.008
부모의 학교참여	0.328	0.188	0.039				

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

Leite(2016)는, 공변인 균형 검토 시 가설검증보다는 표준화 계수에 주목할 것을 권장한 바 있다. 물론, 효과 크기의 관점에서 공변인 균형을 검토하기 위하여 표준화 계수를 살펴보는 것은 타당하다. 다만, 이것이 결국 일반화의 목적을 갖는다면, 가설 검증에 대한 검토 역시 함께 수행하는 것이 바람직하며 두 기준을 모두 만족하는지를 살펴본다면 더 강건한 결과를 도출할 수 있을 것이다.

이러한 점을 참고하여 이 연구에서는 가설검증과 표준화 계수를 모두 살펴보았다. 이에 따라 결과를 살펴보면, 27개 변인에 대하여 로그월평균교육비와 사전 성적에서만 통계적으로 유의한 차이가 있었고 그 차이 역시도 0.1을 넘지 않았다. 부록의 [그림 3]과 [그림 4]는 가중치를 통해 선택편의를 조정한 결과를 시각적으로 제시한 것으로 27개 변인 중 로그월평균소득의 결과를 예시로 제시하였다. 가중치를 부여하기 전 두 표본 집단 간의 공변인 분포가 상당히 달랐던 데 비해(부록 [그림 3] 참고), 가중치를 적용함에 따라 두 집단의 로그월평균소득이 매우 유사하게

변화하였음을 확인할 수 있다(부록 [그림 4] 참고).

### 3) 평균처치효과(ATE) 산출

이렇게 산출한 가중치를 바탕으로 하여 평균처치효과를 산출하였다. 정규화 가중치의 경우, 표준화 차이를 기준으로 하면 모든 사전 공변인이 기준을 만족하였으나 혹시 남아있을 수 있는 선택편의를 제거하고자 통계적으로 유의했던 로그월평균교육비, 사전성적을 투입하였다. 이렇게 하여, 비가중 모형과 처치변수만 투입한 가중모형, 로그월평균교육비, 사전성적을 투입한 가중 모형의 결과를 비교한 것이 다음의 <표 8>이다.

비가중 모형에서 사교육 참여와 미참여 집단 간의 차이가 0.345점 가량으로 추정된 데 비하여, 가중 모형1과 가중 모형2에서는 그 차이가 상당히 줄어들었음을 확인할 수 있다. 특히, 비가중 모형에 비해 가중 모형2의 표준화 계수 크기가 약 절반가량으로 감소하였다. 이는 학업스트레스에 영향을 미칠 수 있는 상당수 공변인의 영향력을 가중치를 통해 조정하였기 때문이다. 또한, 가중 모형1과 가중 모형2의 결과 비교에서 계수 크기가 다시 줄어든 것은 경향점수를 통한 공변인 균형 검토 시, 통계적으로 유의하거나 기준을 만족하지 못한 변수를 다시 통제하는 것이 필요함을 보여준다.

최종적으로 이 연구에서 설정한 공변인의 영향력을 통제한 상황에서, 사교육에 참여한 학생들은 참여하지 않은 학생들에 비해 대략 0.159점 가량 스트레스를 더 받는 것으로 나타났다.

<표 8> 모형별 평균처치효과(ATE) 추정치 비교(N=4,640)

변수		b	s.e	z	p	$\beta$
비가중 모형		0.345 ***	0.026	13.530	0.000	0.195
가중 모형	가중 모형1 (처치변수만 투입)	0.172 ***	0.036	4.720	0.000	0.097
	가중 모형2 (로그월평균교육비, 사전성적 투입)	0.159 ***	0.037	4.280	0.000	0.090

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

## 2. 사교육 시간 모형

### 1) 일반화경향점수 및 가중치 산출

다음으로 사교육 시간이 학업스트레스에 미치는 영향을 분석하기 위하여, 사교육에 참여한

학생 3,475명을 선별하였다. 사전 공변인은 중 사전(중1) 사교육 참여 여부 변수를 사전(중1) 사교육 참여 시간으로 변경하였으며 나머지는 참여 모형과 동일하게 설정하였다. 이 선형회귀모형을 적용한 결과는 다음 <표 9>와 같다. 결과를 살펴보면, 사교육 참여 모형에 비해서는 통계적으로 유의한 변수가 적고 모형의 설명량도 약 0.228으로 나타났다. 이는 사교육 참여와 미참여 집단 간의 차이에 비해 참여 집단 내의 이질성이 작은 데서 비롯된 것으로 해석할 수 있다.

<표 9> 일반화경향점수 산출을 위한 선형회귀모형 분석결과(N=3,475)

변수	b	s.e	t	p	$\beta$
절편	-0.215	0.583	-0.370	0.712	-
사전 로그사교육시간	0.104 ***	0.010	10.220	0.000	0.187
여학생	-0.054 *	0.026	-2.120	0.034	-0.032
첫째 여부	0.013	0.026	0.520	0.603	0.008
로그월평균가구소득	0.029	0.029	0.980	0.330	0.018
모 학력	0.022	0.013	1.710	0.088	0.029
로그월평균교육비	0.170 ***	0.026	6.680	0.000	0.132
교육 부담 정도	0.021	0.014	1.440	0.151	0.024
선행학습의 사교육 여부	0.104 ***	0.027	3.840	0.000	0.062
EBS 활용 정도	-0.013	0.017	-0.750	0.456	-0.012
부모 교육포부(2-3년제 대학)	0.090	0.084	1.070	0.285	0.022
부모 교육포부(4년제 대학)	0.060	0.061	0.990	0.325	0.036
부모 교육포부(석사)	0.125	0.068	1.830	0.068	0.052
부모 교육포부(박사)	0.119	0.065	1.840	0.065	0.059
부모의 학교참여	0.003	0.004	0.720	0.470	0.012
학업스트레스	0.077 ***	0.017	4.490	0.000	0.070
학습자로서의 이해	0.052 **	0.017	2.990	0.003	0.047
사전 성적	0.002 ***	0.000	7.660	0.000	0.154
학교평균 성적	0.000	0.001	0.230	0.815	0.006
학교평균 로그사교육시간	0.048	0.038	1.280	0.201	0.039
학교평균 학업스트레스	-0.074	0.085	-0.870	0.384	-0.015
학교평균 로그가구소득	-0.075	0.097	-0.770	0.442	-0.021
사립	0.082	0.055	1.500	0.133	0.024
도시	0.058	0.046	1.250	0.211	0.022
남녀별학	0.054	0.044	1.220	0.223	0.019
학교 선행학습 사교육 비율	0.023	0.153	0.150	0.882	0.003
학교평균 학교부모참여	0.028	0.015	1.890	0.059	0.041
학교평균 EBS 이용	0.048	0.085	0.560	0.575	0.009

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

이와 같은 모형을 통하여 산출한 일반화경향점수의 기술통계는 아래 <표 10>과 같다.

<표 10> 사교육 시간에 대한 일반화경향점수의 기술통계 비교(N=3,475)

변수	평균	표준편차	왜도	첨도	최솟값	최댓값
일반화 경향점수	0.383	0.147	-0.840	2.616	0.000029	0.540067

이분형 혹은 다분형 처치에 대한 경향점수와 달리, 연속형 경향점수의 경우, 처치가 연속체(continuum)이므로 공통영역 가정을 확인하는 것이 매우 어렵다. 이러한 이유로 연속형 처치에 대한 일반화경향점수를 활용한 연구의 경우에도, 공통영역의 가정은 가정 상으로만 언급할 뿐 실제 분석상에서 제시하지 않은 경우도 있었다. 처치가 연속변수라는 점에서 이것을 모든 개체가 모든 처치값에 대하여 예측확률이 겹치는지를 확인하기는 어려우나 Kluge et al.(2007)은 연속형 처치에 대한 일반화경향점수를 처음 제안한 Hirano & Imbens(2004)가 공변인 균형을 평가하기 위하여 활용한 층화 방식을 응용하여 공통영역 가정에 대한 평가를 제안한 바 있다. 이 방식은 이후에 Polachek & Tatsiramos(2014), Kreif, Grieve, Díaz, & Harrison(2015)의 연구에서도 활용된 바 있다.

Kluge et al.(2007)에 따르면, 연속형 처치에 대한 경향점수에 대해 공통영역의 가정을 확인하기 제안한 단계별 절차는 다음과 같다.

- 1) 처치범위에 따라, 30백분위, 70백분위를 기준으로 총 3집단으로 나눈다.
- 2) 각 집단의 처치변인의 중앙값에서의 GPS를 비교한다.
- 3) 각 처치 조건에 대해, 3집단의 경향점수 커널밀도플롯을 그려 영역이 겹치는지 확인한다.

이와 같은 방식은 다소 우회적인 방식이나, 연속형 경향점수가 갖는 가정 검토에 대한 약점을 부분적으로 보완할 수 있는 방법이라 할 수 있다. 평균이 아닌 중앙값을 사용하는 이유는 경향점수의 특성상, 편포를 이루는 경우가 대부분이기 때문이다. Kluge et al.(2007)의 연구에서는 30백분위, 70백분위를 활용하였는데 이 연구에서는 사례수가 충분하므로 25백분위, 75백분위를 활용하여 총 3집단으로6) 분할하였다. 25백분위는 약 1.234, 75백분위는 약 2.493였으며 이에 따라 나눈 세 집단의 사례수와 비율, 각 집단에서 처치의 중앙값은 다음 <표 11>과 같다.

6) 층화의 방식과 마찬가지로, 몇 개의 집단으로 나누는 것이 적절할지, 또한 그 때 백분위수를 어떤 식으로 활용할지에 따라 결과가 달라질 수 있으므로 이에 대한 후속 모의 연구가 이루어진다면 보다 모수 추정치의 정확도를 높일 수 있을 것이다.

<표 11> 공통영역 가정 검토를 위한 집단 구분(N=3,475)

집단 구분	사례수(명)	비율(%)	집단의 중앙값
집단 1	881	25.35	0.741937
집단 2	1,657	47.68	1.848455
집단 3	937	26.96	2.714695
계	3,475	100.00	1.887070

이렇게 구한 각 집단별 처치의 중앙값을 일반화경향점수 산식에 투입하여, 특정 개체가 세 가지 처치를 받을 확률을 구한 후, 각 집단별로 이 확률의 분포가 겹치는지 기술통계를 통하여 확인하였다. 앞서 일반화 경향점수 추정 모형에서 볼 수 있었듯, 사교육에 참여하는 학생들 간에는 동질성이 있으므로 확률이 크게 다른 양상을 보이지는 않았다. 기술통계를 바탕으로, 공통영역에 속하지 않은 78명을 제거하였다.

<표 12> 공통영역 조정에 따른 처치집단별 일반화경향점수 비교

집단 구분	공통영역 조정 전					공통영역 조정 후					
	사례수(명)	평균	표준편차	최솟값	최댓값	사례수(명)	평균	표준편차	최솟값	최댓값	
GPS1	집단 1	881	0.287	0.131	0.026	0.540	871	0.284	0.129	0.026	0.540
	집단 2	1657	0.196	0.121	0.014	0.540	1,643	0.197	0.120	0.026	0.540
	집단 3	937	0.129	0.103	0.009	0.540	883	0.135	0.102	0.026	0.540
	계	3,475	0.201	0.132	0.009	0.540	3,397	0.203	0.130	0.026	0.540
GPS2	집단 1	881	0.462	0.094	0.069	0.540	871	0.465	0.086	0.169	0.540
	집단 2	1657	0.487	0.069	0.151	0.540	1,643	0.489	0.066	0.175	0.540
	집단 3	937	0.468	0.074	0.165	0.540	883	0.478	0.061	0.167	0.540
	계	3,475	0.475	0.078	0.069	0.540	3,397	0.480	0.071	0.167	0.540
GPS3	집단 1	881	0.188	0.113	0.003	0.529	871	0.190	0.112	0.014	0.529
	집단 2	1657	0.278	0.127	0.012	0.540	1,643	0.277	0.126	0.015	0.529
	집단 3	937	0.364	0.127	0.014	0.540	883	0.354	0.123	0.014	0.529
	계	3,475	0.278	0.139	0.003	0.540	3,397	0.275	0.135	0.014	0.529

## 2) 공변인 균형 검토

이와 같이 공통영역 가정이 성립함을 확인한 이후, 역확률 가중치와 안정화 역확률 가중치를 산출하였다.

7) 지면 상 한계로 밀도플롯을 도시하는 대신 기술통계를 제시하였다.

&lt;표 13&gt; 역확률 가중치, 안정화 가중치의 기술통계 비교(N=3,397)

변수	평균	표준편차	왜도	첨도	최솟값	최댓값
역확률 가중치	7.138	70.263	37.631	1695.703	1.852	3417.811
안정화 역확률 가중치	1.023	1.070	18.738	567.671	0.087	39.568

3,398명 중 10 이상의 극단적 가중치를 갖는 개체인 8명을 제거한 후 3,389명을 최종 분석 대상으로 하였다. 다음 <표 14>는 공변인 균형 검증을 위하여 공변인을 종속변수로, 독립변수를 로그 사교육 참여 시간으로 하여 가중 회귀분석을 실시한 결과이다.

&lt;표 14&gt; 사교육 시간에 영향을 미치는 공변인에 대한 균형 검증(N=3,389)

변수	b	s.e	z	p	$\beta$
사전 사교육 참여 시간	0.058	0.047	1.240	0.215	0.030
여학생	0.008	0.014	0.570	0.566	0.013
첫째 여부	0.001	0.014	0.100	0.922	0.002
로그월평균가구소득	0.007	0.014	0.490	0.623	0.011
모 학력	0.006	0.034	0.170	0.863	0.004
로그월평균교육비	0.029	0.020	1.400	0.161	0.035
교육 부담 정도	0.015	0.030	0.500	0.619	0.012
선행학습의 사교육 여부	0.010	0.014	0.750	0.453	0.017
EBS 활용 정도	0.006	0.025	0.240	0.812	0.006
부모 교육포부(2-3년제 대학)	-0.005	0.005	-0.930	0.354	-0.019
부모 교육포부(4년제 대학)	0.004	0.014	0.280	0.782	0.006
부모 교육포부(석사)	0.008	0.011	0.740	0.456	0.018
부모 교육포부(박사)	-0.001	0.012	-0.070	0.941	-0.002
부모의 학교참여	0.062	0.104	0.600	0.549	0.013
학업스트레스	0.023	0.024	0.970	0.333	0.024
학습자로서의 이해	0.004	0.020	0.200	0.843	0.004
사전 성적	3.003	2.273	1.320	0.187	0.031
학교평균 성적	0.900	1.190	0.760	0.449	0.017
학교평균 사교육시간	0.015	0.020	0.730	0.468	0.018
학교평균 학업스트레스	0.003	0.005	0.720	0.469	0.016
학교평균 로그가구소득	0.008	0.006	1.210	0.228	0.027
사립	0.009	0.008	1.150	0.248	0.029
도시	0.004	0.008	0.520	0.603	0.011
남녀별학	0.010	0.009	1.120	0.261	0.027

학교 선행학습 사교육 비율	0.001	0.003	0.310	0.759	0.007
학교평균 학교부모참여	0.011	0.037	0.280	0.777	0.007
학교평균 EBS 이용	-0.002	0.004	-0.400	0.686	-0.009

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

결과를 보면, 공통영역을 확보하고 극단가중치를 제거한 이후 모든 공변인이 통계적으로 유의하지 않았으며, 표준화 계수 역시 0.1, 더 나아가 0.05보다도 작게 나타나 공변인 균형이 상당히 양호하게 확보된 것으로 나타났다.

### 3) 평균처치효과(ATE) 산출

이와 같이 구한 안정화 역확률가중치를 가중회귀모형에 적용하여, 사교육 시간에 대한 선택편의를 조정한 이후, 사교육 참여 시간이 중학생의 학업스트레스에 미치는 영향을 분석하였다 (<표 15> 참고). 분석 결과, 가중치를 통해 선택편의를 조정한 이후에도 사교육에 더 많은 시간을 참여할수록 중학생이 느끼는 학업스트레스는 증가하는 것으로 나타났다(p<.01). 구체적으로는 로그 사교육 참여 시간이 1단위 증가할 때, 학생이 느끼는 학업스트레스는 0.059점 만큼 증가하는 양상을 보인다고 할 수 있다.

또한, 선택편의를 조정하기 전과 후의 두 모형에서 표준화 회귀계수를 통해 비교하면, 대략 절반 가량으로 그 크기가 줄어들었음을 확인할 수 있다. 따라서 선택편의를 조정하기 전 나타난 로그 사교육 참여 시간의 효과 중 절반 가량은 학생이 가진 사전적 특질로 인한 것이었다고 할 수 있으며 이는 사교육에 대한 실증 연구에서 혼재 변인에 대한 충분한 통제가 필요함을 시사하는 결과이기도 하다.

<표 15> 평균처치효과(ATE) 추정 결과(N=3,389)

변수	b	s.e	z	p	$\beta$	
비가중 모형	절편	2.532 ***	0.031	82.720	0.000	
	로그 사교육 참여 시간	0.099 ***	0.015	6.570	0.000	0.112
가중 모형	절편	2.607 ***	0.042	62.070	0.000	
	로그 사교육 참여 시간	0.059 **	0.022	2.650	0.008	0.064

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

단, 로그사교육 시간이라는 변수가 갖는 의미가 모호한 측면이 있는데 원칙도인 시간의 측면에서 다음과 같이 해석이 가능하다. 사교육에 참여한 학생들만을 대상으로 하면, 참여 시간의

하위 10%는 2시간, 중앙값은 6.5시간, 상위 10%는 16.7시간이다. 이를 통해, 일주일 평균 2시간을 참여하는 학생의 경우, 학업스트레스는 2.65, 6.5시간을 사교육에 할애하는 학생의 학업스트레스는 2.72, 상위 10%에 해당하는 학생은 2.77 정도로 추정되었음을 살펴볼 수 있다.

## V. 논의 및 결론

이 연구에서는 경기교육중단연구(GEPS)의 제 4차 및 5차년도 자료를 활용하여 사교육 참여 여부 및 시간이 중학생의 학업스트레스에 미치는 영향을 추정하고자 하였다. 이때, 참여 여부와 시간을 2단계 모형으로 다룸으로써 사교육이 학업스트레스에 미치는 영향을 다각적으로 살펴보고자 했으며 방법론의 측면에서 선택편의를 조정하기 위하여 경향점수 역확률 가중치(IPTW)를 활용하여 계수의 과대추정을 줄이고 보다 엄밀한 인과추론을 수행하고자 하였다. 연구 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 사교육 참여 모형의 경우, 가중치를 통해 사교육 참여에 영향을 미치는 사전 공변인의 영향력을 통제 한 이후에도 사교육에 참여하는 학생이 그렇지 않은 학생에 비해 평균적으로 0.159점 가량 학업스트레스를 더 많이 받는 것으로 나타났다. 둘째, 사교육에 참여하는 학생만을 대상으로 하여 사교육 시간에 미치는 공변인으로 인한 선택편의를 조정한 후에도, 사교육에 더 많은 시간을 할애할수록 학업스트레스가 증가하는 것으로 나타났다. 셋째, 두 모형에서 모두 가중치를 통해 선택편의를 통제하기 이전과 이후 표준화 크기는 약 절반 정도로 유사하게 감소하였다. 이는 학생이 느끼는 학업스트레스 중 사교육 참여 및 시간에 영향을 미치는 사전 공변인으로 인한 부분이 대략 절반가량에 해당하였음을 의미한다.

이러한 결과를 바탕으로 한 논의점은 다음과 같다.

첫째, 사교육이 학업스트레스를 증가시키는 요인이라는 실증적 결과는 사교육이 청소년의 심리정서적 요인에 미치는 영향에 있어 학업스트레스가 그 관계를 매개하는 주요 변인일 가능성을 시사한다. 학업스트레스가 청소년의 부정적 정서 및 문제 행동을 증가시키는 요인이라는 결과는 기존의 여러 연구(강혜정, 강성현, 임은미, 2014; 김민주, 이동귀, 2018; 김아영 외, 2012; 김진아, 2015; 오미숙, 심우찬, 2014; 좌현숙, 2014; 채진영, 2012)를 통해 보고되어왔으며, 사교육이 우울과 같은 청소년의 정서에 부정적 영향을 미칠 수 있다는 결과 역시 일각에서 보고되어왔다. 이와 더불어 학업스트레스가 심리 구인이며 우리나라 학생들이 등교 시간 외에도 상당 시간을

8) 예를 들어, 사교육 참여 시간이  $t$ 일 때, 학생이 받는 학업스트레스는  $b_0 + b_1 * \ln(t)$ 이다. 여기서 시간이 1단위 증가했을 때의 스트레스는  $b_0 + b_1 * \ln(t+1) = b_0 + b_1 * \ln(t) + b_1 * \ln(1+1/t)$  이므로 증가분은  $b_1 * \ln(1+1/t)$ 이 된다.



사교육에 할애하고 있음을 고려할 때, 학업스트레스는 사교육과 청소년의 정서를 매개하는 중요한 매개변인일 것이라 예상할 수 있다. 그럼에도 불구하고 기존의 연구에서는 인과추론의 관점에서 사교육이 학업스트레스에 미칠 수 있는 영향을 충분히 다루지 못한 측면이 있었다. 이러한 점에서 이 연구는 사교육 참여 여부와 강도를 나타내는 시간을 고려하여 인과추론을 수행하였다는 의의가 있으며 이는 향후 사교육과 학업스트레스, 청소년의 심리정서적 요인 간의 관계를 다루는 연구를 지지하는 근거가 될 것이다.

둘째, 이러한 결과를 바탕으로 후속 연구에서 사교육과 학업스트레스, 청소년의 정의적 요인을 다루는데 있어서 다양한 조절변인을 고려할 수 있을 것이다. 학업스트레스에 관한 여러 연구를 살펴보면, 부모의 성취 압력, 학습 관여, 교육 참여 등 유사한 변인을 다룸에도 불구하고 설계에 따라 학업스트레스가 증가하기도 하고(김종백, 김준엽, 2009; 오정희, 선혜연, 2013) 감소하기도 하는 결과를 보고한 바 있다(김종백, 김준엽, 2009; 이뿐새, 2017). 그러나 이는 서로 배치되는 결과가 아니라 각 연구 설계에서 학업탄력성, 학업적 자기효능감, 학업성취 혹은 그 향상 정도 등이 조절변수로 작용하기 때문이었다고 할 수 있다. 따라서, 이러한 점을 볼 때, 사교육의 경우에도 동일한 시간을 참여하였다라도 학업탄력성이 높은 학생이 학업스트레스가 낮을 수 있으며, 사교육 이후 실제 성취도가 향상되었다면 학업스트레스가 감소할 수 있을 것이다. 혹은 사전 성취도 수준에 따라 사교육으로 인한 학업스트레스 역시 다를 수 있다는 가설 하에 분위별 효과를 추정할 수도 있을 것이다. 이 연구에서는 전반적인 경향의 측면에서 경기 지역의 중학교 2학년 전체를 모집단으로 하여 사교육 참여의 평균적인 영향력을 추정하였으나 이후 이와 같은 조절변인을 고려한다면 사교육과 학업스트레스, 청소년의 정서적 요인 간의 관계에 대한 풍부한 함의를 도출할 수 있을 것이다. 또한, 방법론의 측면에서 이 연구에서 활용한 경향점수 역확률가중치와 같이 인과추론을 고려할 수 있는 설계를 적용한다면 인과 추론 측면에서도 보다 엄밀한 결과를 얻을 수 있을 것이다.

셋째, 사교육 참여 시간이 학업스트레스를 증가시킬 수 있다는 연구결과를 바탕으로, 장시간 이어지는 사교육 참여에 대한 실효성 있는 대책을 고민할 필요가 있다. 서울시교육청은 2008년도부터 교습시간을 22시까지로 제한하여 심야 교습을 규제하고 있으며, 경기도교육청 역시 경기도 학원의 설립, 운영 및 과외교습에 관한 조례 제14조(학교교과교습학원 등의 교습시간)를 통해 교습시간을 05:00부터 22:00까지로 제한하는 등 학생들의 휴식권을 보장하고자 했다. 그러나 본 연구에 따르면 경기도 지역 중학생의 70% 이상이 사교육에 참여하고 있으며, 특히 사교육 참여 시간의 상위 10%가 주당 16.7시간 정도임을 확인할 수 있었다. 이는 많은 학생이 여전히 상당 시간을 사교육에 할애하고 있다는 것을 의미한다. 이와 관련하여 김지하(2009) 역시 현행 심야 교습 제한 정책이 실제로 효과가 크지 않았다고 지적한 바 있다. 이러한 점을 볼 때, 학생들의 방과 후 자유시간 및 휴식권을 실질적으로 보장할 수 있도록 정책적인 고려가 필요하다.

기존에 수행된 대부분의 사교육 연구에서는 주로 학생의 학업성취라는 사교육의 제 1 목적에 초점을 두고 연구를 진행하였다. 그러나 이 연구에서의 결과와 같이 사교육에는 학생의 정의적 영역에 대한 저해요인으로서의 측면이 있으므로 향후 교육 연구에서는 정의적 발달의 관점에서 사교육에 대한 다각적 연구를 수행할 필요가 있다. 이와 관련하여 지난 PISA 2015에서는 ‘학생이 느끼는 삶의 질(Student’s Well-being)’에 대한 조사가 처음으로 실시되었다. 이는 그동안 ‘학생들이 우수한가’에 초점을 두고 진행된 한국 교육에서도 ‘학생들이 행복한가’에 대한 질문 역시 던져보는 계기를 제공한다. PISA의 변화와 이 연구결과를 토대로 할 때, 학생의 전인적 성장의 관점에서 중등학생의 과도한 학업부담을 학생으로서 짊어져야 할 과업으로서 당연시하는 경향, 성적이라는 인지적 성취가 주목적이 되는 우리 교육의 현실에 대하여 되돌아볼 시점이다.

## 참고문헌

- 강명희, 이수연(2012). 희망과 자아탄력성이 청소년의 학업스트레스에 미치는 영향. **미래청소년 학회지**, 9(4), 281-302.
- 강혜정, 강성현, 임은미(2014). 일반계 고등학생의 학업 스트레스, 희망, 내재적 동기, 학업 소진의 구조적 관계 및 성별차이 탐색. **아시아교육연구**, 15(4), 1-27.
- 고선(2013). 사교육은 자기주도 학습을 대체하는가?. **응용경제**, 15(1), 5-36.
- 김기현(2007). **청소년 사교육 이용실태 및 효과에 대한 중단분석**. 서울:한국청소년정책연구원.
- 김미경, 김양희, 황사라, 정익중(2012). 고등학생의 성적이 학업스트레스에 미치는 영향: 성별 조절효과를 중심으로. **청소년복지연구**, 14(4), 165-187.
- 김미숙(2003). Private institute education: Competition and anxiety of the South Korean middle class. **교육사회학연구**, 13(3), 67-87.
- 김민주, 이동귀(2018). 초등학생이 지각한 학업스트레스가 공격성에 미치는 영향. **한국심리학회지: 학교**, 15(1), 69-89.
- 김아영, 차정은, 강한아, 임경민, 전현아, 조혜령, 임지영, 석혜은(2012). 학업능력 집단별 학업스트레스와 학업적 자기조절효능감 간의 관계. **교육심리연구**, 26(2), 543-562.
- 김영철(2018). 월화수목금금금, 우리의 아이들은 행복한가?: 사교육(및 여가시간) 과 학생 만족도 간의 통계적 상관성 추정. **경제학연구**, 66(2), 45-86.
- 김은주(2012). 초등학교 고학년 학생의 과외학습에 따른 스트레스와 정신건강. **한국학교보건학회지**, 24(1), 95-104.
- 김재엽, 이동은, 정윤경(2013). 학업스트레스가 청소년 비행행동에 미치는 영향과 우울의 매개효과. **한국아동복지학**, 41, 101-123.
- 김정현, 김성벽, 정인경(2014). 청소년의 학업스트레스가 학교생활적응에 미치는 영향. **한국청소년연구**, 25(4), 241-269.
- 김종백, 김준엽(2009). 학업 성취 관련 요인과 자아개념을 매개로한 부모의 교육기대와 학업관여가 학업 스트레스에 미치는 효과에 관한 중단적 분석. **교육심리연구**, 23(2), 389-412.
- 김지하(2009). 학원교습시간 규제의 사교육 수요경감 효과 분석. **교육행정학연구**, 27(4), 465-487
- 김지하, 김정은(2009). Propensity Score Matching 방법을 사용한 사교육 유형별 효과 분석. **교육재정경제연구**, 18(3), 63~87.
- 김진아(2015). 중학생의 학업스트레스가 정서문제에 미치는 영향: 자아탄력성의 매개효과. **상담학연구**, 16(3), 359-377.

- 김혜숙, 한대동, 남현숙(2012). 중학생의 사교육 참여에 영향을 미치는 요인에 관한 질적 연구. **청소년학연구**, 19(1), 251-278.
- 김혜숙, 한대동, 오경희(2011). 중학생의 사교육 의존 의식과 문화에 관한 질적 연구. **열린교육연구**, 19(1), 127-147.
- 김호상, 유미현(2015). 과학영재와 일반학생의 사교육 실태 주관적 안녕감 스트레스 우울의 비교. **과학영재교육**, 7(2), 67-82.
- 박병기, 박선미(2012). 학업스트레스 척도의 개발 및 타당화. **교육심리연구**, 26(2), 563-585.
- 박현정, 상경아, 강주연(2008). 사교육이 중학생의 학업성취에 미치는 효과. **교육평가연구**, 21(4), 107-127.
- 상경아(2009). 경향점수를 이용한 결합표집 방법에 의한 사교육 효과 분석. **교육평가연구**, 22(3), 717-735.
- 송정은, 전덕인, 석종호, 홍나래, 김영신, 홍현주(2010). 사교육 시간에 따른 외현화 문제와 내면화 문제의 성별 차이. **소아청소년정신의학**, 21(1), 37-44.
- 오미숙, 심우찬(2014). 학업 스트레스가 아동의 우울에 미치는 영향. **학교사회복지**, 29, 237-261.
- 오미향, 천성문(1994). 청소년의 학업 스트레스요인 및 증상 분석과 그 감소를 위한 명상훈련의 효과. **인간이해**, 15, 63-95.
- 오정희, 선혜연(2013). 초등학생과 중학생의 학업스트레스 관련 변인 연구: 성별 및 학교급, 지각된 부모의 학업성취압력과 학업적 자기효능감 중심으로. **상담학연구**, 14(3), 1981-1994.
- 윤유진, 김현철(2016). 사교육, 방과후학교, EBS 참여가 학업성취에 미치는 효과분석. **교육행정학연구**, 34(1), 385-417.
- 이뿐새(2017). 부모의 교육 참여가 자녀의 학업스트레스에 미치는 영향: 진로성숙도를 통한 주관적 행복의 매개된 조절효과. **학교사회복지**, 37(37), 147-177.
- 이지현, 이정윤(2009). 학교상당: 청소년의 학업스트레스와 자살생각의 관계: 부모 및 또래와의 관계와 인지왜곡의 매개효과. **상담학연구**, 10(2), 1113-1126.
- 임성택, 주동범, 이금주(2010). 청소년의 자살생각, 스트레스, 공부압박감의 종단적 추이와 해석. **직업교육연구** 29(1), 23-43.
- 임은미, 정성석(2009). 청소년의 스트레스와 우울의 변화 및 우울에 대한 스트레스의 장기적 영향. **청소년학연구**, 16(3), 99-121.
- 정미라, 정은(2017). 청소년의 긍정심리자본, 학업적 자기효능감이 학업스트레스에 미치는 영향. **한국콘텐츠학회논문지**, 17(12), 399-407.
- 조영희, 김현철(2013). 초등학생의 사교육실태, 결정요인, 아동스트레스. **교육치료연구**, 5(2), 89-102.

- 좌현숙(2014). 학업 스트레스가 우울에 미치는 영향과 성역할 고정관념의 조절효과. **보건사회연구**, 34(2), 334-366.
- 채진영(2012). 아동의 학업스트레스가 공격성에 미치는 영향:-부모애착의 조절효과를 중심으로. **인간발달연구**, 19(1), 71-87.
- 통계청(2018). **2017년 초중고 사교육비조사 결과**.
- 홍순상, 홍윤표(2016). 사교육 경험과 EBS 방송 시청이 수학성취도에 미치는 영향에 대한 실증연구. **한국학교수학회논문집**, 19(2), 123-151.
- 황정현(2010). 초등학생에서 과외학습량, 스트레스, 식생활과의 관련성에 관한 연구. 석사학위논문, 경희대학교.
- 황진홍, 이주리(2012). 아동의 사교육 참여 시간이 우울에 영향을 미치는 경로탐색. **한국가정관리학회 학술발표대회 자료집**, 372-372.
- Ang, R. P., & Huan, V. S. (2006). Relationship between academic stress and suicidal ideation: Testing for depression as a mediator using multiple regression. *Child Psychiatry and Human Development*, 37(2), 133.
- Hensher, D. A., & Stopher, P. R. (Eds.). (1979). *Behavioural travel modelling*. Taylor & Francis.
- Hirano, K., & Imbens, G. W. (2004). The propensity score with continuous treatments. *Applied Bayesian Modeling and Causal Inference from Incomplete-data Perspectives*, 226164, 73-84.
- Kluve, J., Schneider, H., Uhlendorff, A., & Zhao, Z. (2012). Evaluating continuous training programmes by using the generalized propensity score. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 175(2), 587-617.
- Kreif, N., Grieve, R., Díaz, I., & Harrison, D. (2015). Evaluation of the effect of a continuous treatment: A machine learning approach with an application to treatment for traumatic brain injury. *Health Economics*, 24(9), 1213-1228.
- Lanehart, R. E., de Gil, P. R., Kim, E. S., Bellara, A. P., Kromrey, J. D., & Lee, R. S. (2012, April). Propensity score analysis and assessment of propensity score approaches using SAS procedures. In *Proceedings of the SAS Global Forum 2012 Conference* (22-25).
- Lee, M., & Larson, R. (2000). The Korean 'examination hell': Long hours of studying, distress, and depression. *Journal of Youth and Adolescence*, 29(2), 249-271.
- Leite, W. L. & Aydin, B. (2016). A comparison of methods for imputation of missing covariate data prior to propensity score analysis. Paper presented at *the American Education Research Association Conference*, Washington, DC.
- Leite, W. L. (2017). *Practical propensity score methods using R*. Thousand Oaks, CA: Sage

Publishing.

- OECD. (2017). *PISA 2015 Results (Volume III): Students' Well-Being*. Paris: OECD Publishing.
- Polachek, S. W., & Tatsiramos, K. (2014). *Factors affecting worker well-being: the impact of change in the labor market*. Emerald Group Publishing.
- Rubin, D. B. (2001). Using propensity scores to help design observational studies: application to the tobacco litigation. *Health Services and Outcomes Research Methodology*, 2(3-4), 169-188.

\* 논문접수 2018년 11월 2일 / 1차 심사 2018년 12월 7일 / 게재승인 2018년 12월 19일

\* 변상민: 서울대학교 사범대학 교육학과 대학원 교육측정 및 평가 전공에서 석사 학위를 취득하고 현재 박사 과정에 재학 중이다. 주요 연구 관심 분야는 인과추론, 다층모형, 구조방정식 모형 등이다.

\* E-mail: sangmin811@naver.com

\* 신중휘: 서울대학교 사범대학 교육학과 대학원 교육측정 및 평가 전공에서 석사 과정에 재학 중이다. 주요 연구 관심 분야는 인과추론, 다층모형, 구조방정식 모형, 교육불평등 등이다.

\* E-mail: t1swndgnl@snu.ac.kr

\* 양준혁: 서울대학교 사범대학 교육학과 대학원 교육측정 및 평가 전공에서 석사 과정에 재학 중이다. 주요 연구 관심 분야는 인과추론, 다층모형, 구조방정식 모형 등이다.

\* E-mail: yangjh10451@snu.ac.kr

## Abstract

## The Effect of Private Tutoring Participation and Time on Middle School Students' Academic Stress

Byeon, Sangmin\*  
Shin, Junghwi\*\*  
Yang, Junhyeok\*\*\*

The purpose of this study is to analyze the effect of private tutoring participation and time on middle school students' academic stress using the 4th and 5th data from GEPS(Gyeonggi Educational Panel Study). In order to estimate the relationship between variables in terms of causal inference, the propensity score method for reducing selection bias was used as inverse probability of treatment weighting(IPTW). We employed a binary treatment and a continuous treatment model for private tutoring participation and time, respectively. Firstly, participation in private tutoring was found to increase students' academic stress. Secondly, the more time students spend in private tutoring, the more stress students tend to perceive. Thirdly, adjusting selection bias with weights, standardized effects were reduced by about half in both models. These findings imply that academic stress could be a major factor mediating the private tutoring and students' negative emotionality. In addition, studies on private tutoring in terms of the affective domain need to be implemented. It is expected that this study provides foundation for follow-up studies.

Key words: private tutoring, academic stress, causal inference, selection bias, generalized propensity score, GEPS

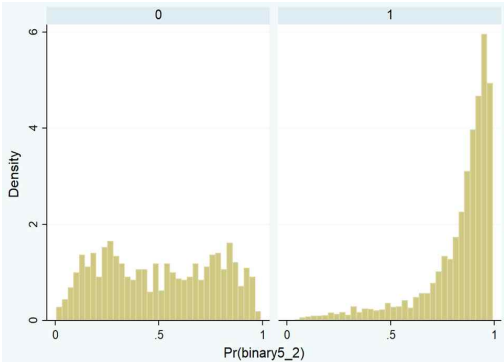
\* First author, Department of Education, Seoul National University

\*\* Corresponding author, Department of Education, Seoul National University

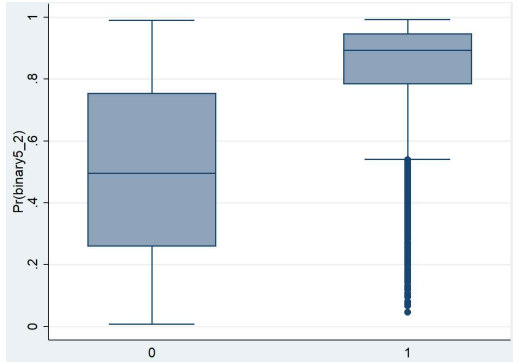
\*\*\* Department of Education, Master Student, Seoul National University

부 록

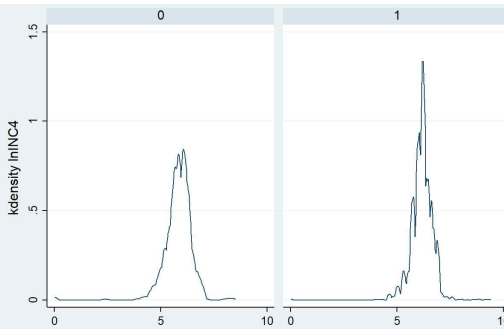
[부 록] 경향점수 모형의 가정 검토를 위한 플롯



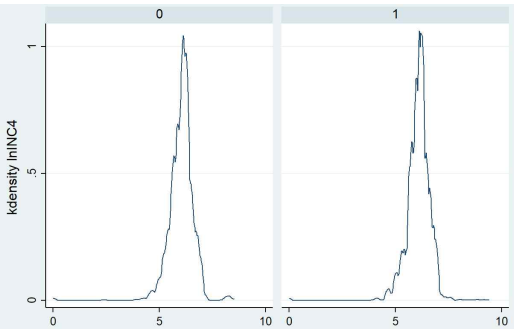
[그림 1] 처치집단과 통제집단의 로지스틱 경향점수 분포를 나타낸 히스토그램



[그림 2] 처치집단과 통제집단의 로지스틱 경향점수 분포를 나타낸 상자그림



[그림 3] 사교육 참여 집단과 미참여 집단 간 로그월평균소득의 커널밀도함수(비가중)



[그림 4] 사교육 참여 집단과 미참여 집단 간 로그월평균소득의 커널밀도함수(정규화 가중)