

勞 動 經 濟 論 集
第38卷 第4號, 2015. 12. pp.31~56
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

사교육이 학생의 인지·비인지 역량 발달에 미치는 영향 - 자기주도 학습과의 비교를 중심으로* -

강 창 희** · 박 윤 수***

본 연구는 서울 지역 초·중·고등학생들을 대상으로 사교육이 학생의 인지 역량(국어, 수학, 영어 학업성취도)과 비인지 역량(교우관계, 자존감, 창의적 성격, 목표의식)에 미치는 영향을 자기주도 학습과 비교하는 방식으로 평가하였다. 분석 결과, 사교육은 학생의 인지 역량 발달에 어느 정도 효과가 있었으나 학교 급이 올라가면서 그 효과가 하락하였고, 비인지 역량 측면에서는 아무런 효과가 없었다. 반면, 자기주도 학습은 학생의 인지·비인지 역량 발달에 긍정적인 영향을 끼치는 것으로 나타났다.

주제어: 사교육, 자기주도 학습, 학업성취도, 비인지 역량

I. 서론

우리나라의 사교육비 규모는 지난 20여 년 동안 비약적으로 증가하여 왔다. 1990년 가계의 경상소득 대비 약 2.0%를 차지하던 사교육비의 비중은 꾸준히 상승하여 2008년에는 5.2%에 이르고 있다(김양분 외 2012). 1990년부터 2009년 사이에 학생 1인당 교

논문 접수일: 2015년 6월 2일, 논문 수정일: 2015년 11월 19일, 논문 게재확정일: 2015년 12월 7일

* 본 논문은 KDI 연구보고서의 일부로 발간된 바 있는 강창희·박윤수 (2014)를 대폭 수정하여 작성되었습니다. 본 논문의 초고에 유익한 논평을 해주신 두 분의 심사자께 심심한 감사의 뜻을 전합니다.

** (제 1저자) 중앙대학교 경제학부 교수 (ckang@cau.ac.kr)

*** (교신저자) 한국개발연구원(KDI) 인적자원정책연구부 부연구위원 (yoonpark@kdi.re.kr)

육 예산이 약 3.6배 증가한 데 반해, 사교육비 지출액은 약 6.7배 정도 증가하였다(Lee et al. 2014). 통계청의 '2013년 사교육비 조사' 결과에 따르면, 초·중·고등학교 수준 우리나라의 사교육비 총액은 약 18조 6천억 원 정도로(통계청 2014), 정부의 2013년 교육 관련 예산 총액의 약 37%에 달한다.

이와 같이 상당한 규모의 사교육비와 그 액수의 꾸준한 증가 현상을 보면서 자연스럽게 제기되는 질문은 사교육은 과연 학생의 학업 성적을 향상시키는가이다. 이러한 맥락에서 그동안 사교육이 학생의 학업 성적으로 대표되는 인지 역량(cognitive skill) 발달에 미치는 영향에 대해 많은 연구가 진행되어 왔다. 최형재(2008)의 연구에 따르면, 10% 높은 사교육비 지출은 학생이 상위 31개 대학이나 의학과에 입학할 확률을 0.6-0.7% 정도 상승시킨다. 강창희(2012)에 따르면, 10% 높은 사교육비 지출은 평균적으로 국어 성적을 약 0.74%, 영어 성적을 약 1.28%, 수학 성적을 약 0.75%, 그리고 세 과목 전체의 평균 성적을 약 0.74% 정도 향상시킨다. Ryu and Kang(2013) 또한 이와 유사한 수준의 사교육비 지출의 성적 효과를 제시하고 있다.

그러나 사교육이 학생들 개인이나 우리 사회에 미치는 영향력을 감안할 때, 사교육의 효과성에 관한 논의는 보다 확장될 필요가 있다. 최근 경제학에서는 개인의 비인지 역량(noncognitive skill)이 노동시장 성과에 장기적으로 매우 유의미한 영향을 미칠 수 있음이 밝혀지고 있다(Almlund et al. 2011; Cunha & Heckman 2008; Heckman & Kautz 2012). 이러한 추세에 발맞추어 교육경제학에서는 학교 교육이 학생의 비인지 역량에 어떤 영향을 미치는지에 대해서도 다양한 연구가 진행 중에 있다(Hastings et. al. 2012; Imberman 2011). 비인지 역량의 결정요인에 대한 이와 같은 경제학계의 관심과 사교육의 비중이 높은 우리나라 교육 환경의 특수성을 종합적으로 고려해 보면, 이제 사교육이 학생의 인지 역량뿐만 아니라 비인지 역량 발달에 미치는 영향에 대해서도 체계적인 검토가 필요한 시점이라 볼 수 있다.

본 논문은 사교육의 학업 성적 효과에 집중된 국내의 선행연구들을 보완하고, 사교육의 효과에 관한 연구의 폭을 한 걸음 더 확장시키기 위해 사교육이 학생의 비인지 역량 발달에 미치는 영향을 탐구하고자 한다. 이론적으로 사교육이 학생의 비인지 역량 발달에 미치는 영향은 분명치 않다. 한 개인에게 주어진 물리적인 시간과 정신적인 자원은 한정되어 있다. 그러므로 그 한정된 자원이 어느 한 방향으로 과도하게 사용되는 경우 다른 방향으로 과소하게 사용될 가능성이 존재한다. 사교육은 주로 학생의 학업 성적으로 대표되는 인지 역량을 발달시키고자 하는 교육투자로서 간주된다. 그러

므로 사교육으로 인하여 인지 역량 발달을 위한 투자(시간적, 그리고 정신적 투자)가 과도하게 이루어지는 경우, 학생의 비인지 역량 향상을 위한 투자는 과소하게 이루어질 가능성이 있고 이는 비인지 역량 발달에 부정적인 영향으로 이어질 수 있다(Kang & Lee, 2015). 그러나 Cunha and Heckman (2008)의 연구에서 볼 수 있듯이, 인지 역량과 비인지 역량 사이의 상호관계는 현재 활발한 연구가 진행되고 있는 분야로서 아직 그 관계에 관한 확정적인 결론이 도출되고 있지는 않다. 이러한 측면에서 인지 역량 발달을 위한 투자인 사교육이 학생의 비인지 역량에 미치는 영향에 대해서는 이론적으로 아직 명확히 밝혀진 바가 없고 따라서 실증적으로 접근해야 하는 문제라 볼 수 있다.

본 연구는 2010년에 서울 지역 초등학교 4학년, 중학교 1학년, 일반계 고등학교 1학년에 재학 중이었던 학생들을 각각 초등학교 6학년, 중학교 3학년, 고등학교 3학년까지 3년간 추적 조사한 자료를 분석하여 사교육이 학생의 인지 역량(국어, 수학, 영어 학업성취도)과 비인지 역량(교우관계, 자존감, 창의적 성격, 목표의식) 발달에 미치는 영향을 추정하였다.¹⁾ 특히, 사교육과 자기주도 학습의 성적 향상 효과를 비교한 김희삼(2010)의 연구를 참고하여 사교육 이외에 자기주도 학습의 효과도 함께 추정하고 그 결과를 비교하는 방식으로 사교육의 효과성을 판단하고자 하였다. 분석 결과, 인지 역량 측면에서는 사교육과 자기주도 학습 모두 어느 정도의 효과가 발견되었지만, 학교급이 올라갈수록 사교육보다는 자기주도 학습의 효과가 커지는 것으로 나타났다. 예를 들어, 수학과 영어 학업성취도의 경우, 초등학교에서는 월평균 100만 원의 추가적인 사교육비 지출이 하루 1시간의 추가적인 자기주도 학습보다 크거나 비슷한 효과를 발휘하는 것으로 나타났다. 하지만 중학교부터는 자기주도 학습의 효과가 사교육의 효과보다 크게 나타났고, 고등학교에서는 오직 자기주도 학습만이 통계적으로 유의한 효과가

1) 비인지 역량의 정의와 범주에 대해서는 다양한 논의가 있을 수 있겠으나 본 연구에서는 최근 교육계에서 논의되고 있는 소위 ‘미래 핵심역량’을 참고하여 교우관계, 자존감, 창의적 성격, 목표의식을 분석 대상으로 선정하였다. 예를 들어, Partnership for 21st Century Skills은 협업(collaboration), 의사소통(communication), 창의성(creativity), 비판적 사고(critical thinking)를 뜻하는 소위 ‘4C’를 21세기 학습자가 갖추어야 할 핵심 역량으로 정의한 바 있다. OECD도 DeSeCo(Definition and Selection of Competencies) 프로젝트를 통해 ‘자율적 행동 역량’, ‘상호작용을 위한 도구 활용 역량’, ‘이질적 집단과의 사회적 상호작용 역량’을 미래 인제가 갖추어야 할 역량으로 제시한 바 있다. 본 연구는 ① 교우관계는 다른 학생들과의 협업, 상호작용, 의사소통과 관련 있고, ② 자존감과 목표의식은 자율적 행동과 관련되며, ③ 창의적 성격은 창의성 및 비판적 사고와 관련이 있다는 판단에 의거하여 교우관계, 자존감, 창의적 성격, 목표의식을 본 연구의 주요 분석 대상으로 선정하였다.

있는 것으로 나타났다. 한편, 교우관계, 자존감, 창의적 성격, 목표의식과 같은 비인지 역량 측면에서는 사교육은 별다른 효과가 없었던 반면, 자기주도 학습은 교우관계를 제외한 모든 비인지 역량에 대해 뚜렷한 효과가 발견되었다. 이러한 결과들을 종합해 보면, 사교육은 학생의 인지 역량 측면에서는 초등학교를 중심으로 약간의 효과가 있을지 모르나 비인지 역량 측면에서는 별다른 효과가 없는 반면, 자기주도 학습은 학생의 인지·비인지 역량 발달에 골고루 긍정적인 영향을 끼치는 것으로 이해할 수 있다.

II. 분석 자료

본 논문은 「서울교육종단연구」 1~3차 연도 조사 자료를 분석에 활용하였다. 「서울교육종단연구」는 서울특별시 교육연구정보원이 서울 지역 학생들의 발달 사항을 측정하기 위하여 2010년부터 매년 수행하고 있는 종단조사로서, 2010년 7월 당시 서울 소재 초등학교 4학년 학생 4,600명, 중학교 1학년 학생 5,240명, 고등학교 1학년 학생 6,456명(일반계 5,240명, 전문계 1,216명)을 고등학교 졸업 시점까지 매년 추적 조사한 자료이다. 본 연구는 「서울교육종단연구」의 전문계 고등학생 표본을 제외한 초등학생, 중학생, 일반계 고등학생 표본을 분석에 활용하였다. <표 1>은 본 연구가 분석에 사용한 표본들의 조사 시점을 보여주고 있다.

본 연구는 크게 두 가지 범주의 종속변수를 사용하였다. 첫째, 학생의 인지 역량을 표현하는 척도로서 「서울교육종단연구」가 자체적으로 실시한 국어, 수학, 영어 학업성취도 평가점수를 사용하였다. 이 평가 결과는 100점 만점으로 측정되었지만 본 연구는 원 점수에서 평균을 차감하고 표준편차로 나눈 표준점수(standardized score)를 종속변수로 사용하였다. 둘째, 학생의 비인지 역량을 나타내는 척도로 「서울교육종단연구」의 학생 설문지에서 조사된 교우관계, 자존감, 창의적 성격, 목표의식에 관한 설문 결과를 이용하였다. 이러한 역량들은 학생들에게 <표 2>에 제시된 세부 문항을 질문하는 방식으로 측정되었다. 학생들은 각 세부 문항에 대해 5점 만점의 리커트 척도(전혀 그렇지 않다 = 1, 그렇지 않다 = 2, 보통이다 = 3, 그렇다 = 4, 매우 그렇다 = 5)로 응답하였는데, 본 연구는 이러한 학생들의 응답 결과를 연속변수로 취급하고 주성분 분석(principal component analysis) 기법을 이용하여 단일변수로 축약한 결과를 학생의 교우관계, 자존감, 창의적 성격, 목표의식을 나타내는 척도로 정의하였다. 또한, 인지 역량(학업성취도

〈표 1〉 「서울교육종단연구」 1~3차 연도 조사 대상 및 시기

조사 시점	1차 연도 조사 2010년 7월	2차 연도 조사 2011년 7월	3차 연도 조사 2012년 7월
초등학생 표본	초등학교 4학년	초등학교 5학년	초등학교 6학년
중학생 표본	중학교 1학년	중학교 2학년	중학교 3학년
고등학생 표본	고등학교 1학년	고등학교 2학년	고등학교 3학년

평가점수)과 측정 단위를 통일하기 위하여, 비인지 역량의 경우에도 평균을 차감하고 표준편차로 나누는 방식으로 표준화한 결과를 종속변수로 사용하였다.

본 연구는 위와 같은 방식으로 측정된 학생의 인지·비인지 역량 발달에 사교육과 자기주도 학습이 어떤 영향을 미치는지 비교하고자 한다. 먼저, 사교육의 척도로서 본 연구는 「서울교육종단연구」의 학부모 설문에서 조사된 국어, 수학, 영어 각 과목에 대한 월평균 사교육비 지출액²⁾을 이용하였다. 학생이 받은 사교육의 강도(intensity)를 사교육 참여시간으로 측정해야 하는지, 아니면 사교육비 지출액으로 측정해야 하는지에 대해서는 논란의 여지가 있을 수 있다. 그러나 과외, 학원, 학습지, 온라인 강의 등 다양한 품질의 사교육 서비스가 거래되는 상황에서 1시간의 사교육이 의미하는 사교육의 강도는 대단히 모호하다. 본 연구는 학생이 실질적으로 받은 사교육의 강도는 단순히 학생이 사교육에 소요한 시간보다는 학부모가 사교육 시장을 통해 최종적으로 지불한 사교육비 지출액으로 보다 정확하게 측정할 수 있을 것이라고 판단하였다. 자기주도 학습의 척도는 「서울교육종단연구」의 학생 설문에서 조사된 국어, 수학, 영어 각 과목 별 자기주도 학습시간³⁾을 사용하였다. 또한, 본 연구에서는 학생의 성별, 장애 여부, 형

- 2) 「서울교육종단연구」에서 조사한 사교육의 범위에는 학원, 과외, 학습지, 인터넷 강의를 포함되지만 방과 후 학교나 EBS 시청은 포함되지 않았다.
- 3) 「서울교육종단연구」에서 조사한 자기주도 학습시간은 “혼자 숙제를 하거나, 공부를 하는 시간”만을 의미하며 사교육 숙제를 하는 데 들어간 시간은 포함되지 않았다. 한편, 「서울교육종단연구」의 자기주도 학습시간에 대한 질문 방식은 연도별로 조금씩 차이가 있다. 구체적으로 1차 연도 조사에서는 학생들로 하여금 정수(integer) 단위로 혼자 공부한 시간을 응답하도록 요구한 반면, 2차 연도 조사부터는 아홉 가지 선택지(1시간 미만, 1시간 이상 2시간 미만, 2시간 이상 3시간 미만, 4시간 이상 5시간 미만, 5시간 이상 6시간 미만, 6시간 이상 7시간 미만, 7시간 이상 8시간 미만, 8시간 이상) 중 하나를 선택하는 방식으로 질문하였다. 본 연구는 이와 같은 조사 방식의 차이가 분석 결과에 미칠 잠재적인 영향을 최소화하기 위해 다음과 같은 방식으로 학생들의 응답 결과를 조정하였다. 1차 연도에 1시간 동안 공부하였다고 응답한 학생과 2~3차 연도에 ‘1시간 미만’이라고 응답한 학생은 모두 0.5시간 공부한 것으로 간주하였다. 또한, 주어진 $2 \leq n \leq 8$ 에 대하여 1차 연도에서 ‘n시간’이라고 응답한 학생과 2~3차 연도에서 ‘n-1시간 이상, n시

제자매 수, 첫째 자녀 여부, 무료 급식지원 수혜 여부, 인문-자연계열 여부(고등학교 표본의 경우), 어머니(혹은 여성 보호자)와 아버지(혹은 남성 보호자)의 교육수준, 소득수준, 취업 여부, 동거 여부 등 학생과 학부모에 관한 다양한 변수들을 통제변수로 활용한다. <표 3> ~ <표 5>는 앞서 설명한 본 연구가 사용한 주요 변수들의 기초통계량을 요약하고 있다. 다만, 인지 역량과 비인지 역량을 나타내는 변수들의 경우에는 평균이 0이고 표준편차가 1이 되도록 표준화하였으므로 이들 표에서 제외하였다.

<표 2> 「서울교육종단연구」의 주요 비인지 역량 측정 문항

- 교우관계

- 나는 믿고 이야기할 수 있는 친구가 있다.
- 나는 쉬는 시간이나 점심 시간에 혼자 있기 보다는 친구들과 함께 지낸다.
- 나는 친구들과 서로 싸우더라도 금방 화해한다.
- 나는 도움이 필요한 친구들을 도와준다.

- 자존감

- 나는 나 자신이 좋은 성품을 가진 사람이라고 생각한다.
- 나는 나 자신이 능력이 있는 사람이라고 생각한다.
- 나는 나 자신이 가치 있는 사람이라고 생각한다.

- 창의적 성격

- 나는 관심 있는 것에 대해서는 충분히 알고 있다.
- 나는 나에게 필요한 것에 대한 정보는 열심히 찾아본다.
- 나는 어떤 문제를 해결하기 전에 그것에 대해 다양하게 알아보고 해결하기 위해 노력한다.
- 나는 새로운 것을 접하면 그냥 지나치지 못한다.
- 나는 어떤 일이 생기면 그것의 원인이 무엇인지 궁금해한다.
- 나는 남들이 당연하게 여기는 것에도 “왜?”라고 질문한다.
- 나는 어떤 일을 하든지 나만의 것을 만들고 싶다.
- 나는 다른 사람이 생각하지 못하는 독특한 방법으로 일하고 싶다.
- 나는 “뚝뚝하다”는 말보다는 “개성 있다”는 말을 듣고 싶다.

- 목표의식

- 나에게는 꼭 이루고 싶은 분명한 목표가 있다.
- 나는 목표를 이루기 위해 어떻게 해야 하는지 알고 있다.
- 나는 목표를 이루기 위해 열심히 노력하고 있다.
- 내가 하는 공부는 내 미래 목표를 이루는 데 도움을 줄 것이다.
- 우리 선생님은 내 미래 목표를 잘 알고 긍정적으로 생각하신다.
- 나는 내 미래 목표가 이뤄진다면 사회 공헌도 할 수 있다고 생각한다.

주: 1) 각각의 세부 문항은 5점 만점의 리커트 척도(전혀 그렇지 않다 = 1, 그렇지 않다 = 2, 보통이다 = 3, 그렇다 = 4, 매우 그렇다 = 5) 방식으로 측정되었음.

간 미만’을 선택한 학생은 모두 ‘n-0.5시간’ 동안 공부한 것으로 처리하였다. 끝으로, 1차 연도에 8시간을 초과하는 임의의 정수를 응답한 학생과 2~3차 연도에 ‘8시간 이상’을 선택한 학생은 모두 8.5시간 공부한 것으로 간주하였다. 참고로 본 연구진의 판단에 따르면, 이러한 조정 방식은 각 연도별 자기주도 학습시간의 분포를 가장 유사하게 만드는 방식이다.

〈표 3〉 기초통계량: 초등학생 표본

변수 (단위)	관측치 수	평균	표준편차
국어 사교육비 (만원/월)	3450	2.501	6.679
수학 사교육비 (만원/월)	3694	12.215	20.901
영어 사교육비 (만원/월)	3696	16.919	20.258
국·수·영 사교육비 (만원/월)	3401	29.972	33.882
국어 자기주도 학습시간 (시간/일)	3817	0.219	0.201
수학 자기주도 학습시간 (시간/일)	3814	0.314	0.261
영어 자기주도 학습시간 (시간/일)	3804	0.290	0.258
국·수·영 자기주도 학습시간 (시간/일)	3787	0.822	0.634
여학생 (예=1)	3821	0.495	0.500
장애우 (예=1)	3852	0.036	0.186
형제자매 수 (학생 본인 포함)	3845	1.999	0.655
첫째 자녀 (예=1)	3835	0.481	0.500
무료급식 지원 대상 (예=1)	3861	0.098	0.297
가구소득 (만원/월)	3762	483.707	381.733
편부모 가정 (예=1)	3861	0.100	0.301
부의 연령: 50세 미만 (예=1)	3731	0.214	0.410
부의 연령: 50세 이상 60세 미만 (예=1)	3731	0.734	0.442
부의 연령: 60세 이상 (예=1)	3731	0.052	0.222
모의 연령: 50세 미만 (예=1)	3797	0.509	0.500
모의 연령: 50세 이상 60세 미만 (예=1)	3797	0.474	0.499
모의 연령: 60세 이상 (예=1)	3797	0.017	0.131
부의 학력: 고등학교 미만 (예=1)	3745	0.014	0.118
부의 학력: 고등학교 졸업 (예=1)	3745	0.282	0.450
부의 학력: 2년제 대학 졸업 (예=1)	3745	0.145	0.352
부의 학력: 4년제 대학 졸업 (예=1)	3745	0.435	0.496
부의 학력: 대학원 이상 (예=1)	3745	0.124	0.329
모의 학력: 고등학교 미만 (예=1)	3781	0.019	0.137
모의 학력: 고등학교 졸업 (예=1)	3781	0.381	0.486
모의 학력: 2년제 대학 졸업 (예=1)	3781	0.194	0.395
모의 학력: 4년제 대학 졸업 (예=1)	3781	0.354	0.478
모의 학력: 대학원 이상 (예=1)	3781	0.052	0.223
부 외벌이 (예=1)	3844	0.455	0.498
모 외벌이 (예=1)	3844	0.053	0.223
부모 맞벌이 (예=1)	3844	0.484	0.500
부모 모두 실업·비경제활동 (예=1)	3844	0.008	0.091

〈표 4〉 기초통계량: 중학생 표본

변수 (단위)	관측치 수	평균	표준편차
국어 사교육비 (만원/월)	3298	3.726	10.890
수학 사교육비 (만원/월)	3600	18.223	26.032
영어 사교육비 (만원/월)	3570	17.348	25.856
국·수·영 사교육비 (만원/월)	3242	35.153	39.346
국어 자기주도 학습시간 (시간/일)	3750	0.207	0.191
수학 자기주도 학습시간 (시간/일)	3741	0.329	0.265
영어 자기주도 학습시간 (시간/일)	3739	0.294	0.247
국·수·영 자기주도 학습시간 (시간/일)	3735	0.829	0.620
여학생 (예=1)	3775	0.464	0.499
장애우 (예=1)	3765	0.041	0.199
형제자매 수 (학생 본인 포함)	3764	1.965	0.685
첫째 자녀 (예=1)	3757	0.503	0.500
무료급식 지원 대상 (예=1)	3779	0.120	0.325
가구소득 (만원/월)	3590	476.393	479.041
편부모 가정 (예=1)	3773	0.123	0.329
부의 연령: 50세 미만 (예=1)	3619	0.064	0.245
부의 연령: 50세 이상 60세 미만 (예=1)	3619	0.808	0.394
부의 연령: 60세 이상 (예=1)	3619	0.128	0.334
모의 연령: 50세 미만 (예=1)	3700	0.238	0.426
모의 연령: 50세 이상 60세 미만 (예=1)	3700	0.720	0.449
모의 연령: 60세 이상 (예=1)	3700	0.042	0.201
부의 학력: 고등학교 미만 (예=1)	3620	0.037	0.190
부의 학력: 고등학교 졸업 (예=1)	3620	0.325	0.468
부의 학력: 2년제 대학 졸업 (예=1)	3620	0.123	0.328
부의 학력: 4년제 대학 졸업 (예=1)	3620	0.408	0.491
부의 학력: 대학원 이상 (예=1)	3620	0.107	0.309
모의 학력: 고등학교 미만 (예=1)	3681	0.040	0.195
모의 학력: 고등학교 졸업 (예=1)	3681	0.459	0.498
모의 학력: 2년제 대학 졸업 (예=1)	3681	0.149	0.356
모의 학력: 4년제 대학 졸업 (예=1)	3681	0.316	0.465
모의 학력: 대학원 이상 (예=1)	3681	0.036	0.185
부 외벌이 (예=1)	3758	0.391	0.488
모 외벌이 (예=1)	3758	0.089	0.285
부모 맞벌이 (예=1)	3758	0.509	0.500
부모 모두 실업·비경제활동 (예=1)	3758	0.011	0.106

〈표 5〉 기초통계량: 일반계 고등학생 표본

변수 (단위)	관측치수	평균	표준편차
국어 사교육비 (만원/월)	3824	8.611	15.411
수학 사교육비 (만원/월)	4012	21.817	29.561
영어 사교육비 (만원/월)	3945	16.018	26.980
국·수·영 사교육비 (만원/월)	3652	42.208	48.153
국어 자기주도 학습시간 (시간/일)	4266	0.543	0.385
수학 자기주도 학습시간 (시간/일)	4242	0.596	0.441
영어 자기주도 학습시간 (시간/일)	4254	0.571	0.391
국·수·영 자기주도 학습시간 (시간/일)	4236	1.708	1.063
여학생 (예=1)	4300	0.482	0.500
장애우 (예=1)	4287	0.029	0.169
형제자매 수 (학생 본인 포함)	4289	1.995	0.623
첫째 자녀 (예=1)	4281	0.505	0.500
무료급식 지원 대상 (예=1)	4302	0.118	0.323
가구소득 (만원/월)	4073	509.616	512.483
편부모 가정 (예=1)	4294	0.112	0.316
수학 시험유형: 자연계 (예=1)	4293	0.358	0.480
부의 연령: 50세 미만 (예=1)	4129	0.010	0.099
부의 연령: 50세 이상 60세 미만 (예=1)	4129	0.716	0.451
부의 연령: 60세 이상 (예=1)	4129	0.274	0.446
모의 연령: 50세 미만 (예=1)	4240	0.044	0.205
모의 연령: 50세 이상 60세 미만 (예=1)	4240	0.855	0.352
모의 연령: 60세 이상 (예=1)	4240	0.101	0.301
부의 학력: 고등학교 미만 (예=1)	4139	0.033	0.179
부의 학력: 고등학교 졸업 (예=1)	4139	0.302	0.459
부의 학력: 2년제 대학 졸업 (예=1)	4139	0.089	0.284
부의 학력: 4년제 대학 졸업 (예=1)	4139	0.434	0.496
부의 학력: 대학원 이상 (예=1)	4139	0.142	0.349
모의 학력: 고등학교 미만 (예=1)	4218	0.042	0.202
모의 학력: 고등학교 졸업 (예=1)	4218	0.455	0.498
모의 학력: 2년제 대학 졸업 (예=1)	4218	0.103	0.304
모의 학력: 4년제 대학 졸업 (예=1)	4218	0.345	0.475
모의 학력: 대학원 이상 (예=1)	4218	0.054	0.227
부 외벌이 (예=1)	4286	0.395	0.489
모 외벌이 (예=1)	4286	0.095	0.293
부모 맞벌이 (예=1)	4286	0.500	0.500
부모 모두 실업·비경제활동 (예=1)	4286	0.010	0.099

Ⅲ. 실증 모형

학생의 인지·비인지 역량 발달에 대한 사교육과 자기주도 학습의 효과성을 비교하기 위하여 본 연구는 아래의 식 (1)을 추정하였다.

$$y_{ijt} = X_{ijt}\beta_0 + X_{ijt-1}\beta_1 + X_{ijt-2}\beta_2 + \gamma y_{ijt-1} + W_{ijt}\delta + \rho_j + \epsilon_{ijt} \quad (1)$$

식 (1)에서 하첨자 i, j, t 는 각각 학생, 학교, 그리고 자료가 관측된 연도를 의미한다. 또한, 대문자로 표시된 변수는 벡터를, 그리고 소문자로 표시된 변수는 스칼라를 의미한다. 구체적으로, y_{ijt} 는 학교 j 에 재학 중인 학생 i 에 대하여 t 시점에 측정된 교육성과를 뜻한다. 본 연구에서는 학생의 인지 역량을 나타내는 국어, 수학, 영어 과목의 학업성취도와 학생의 비인지 역량을 나타내는 자존감, 교우관계, 창의적 성격, 목표의식 지표를 종합적으로 고려한다. 주어진 $n \in \{0, 1, 2\}$ 에 대해 X_{ijt-n} 는 $t-n$ 시점에 관측된 사교육비 지출액과 자기주도 학습시간을 의미한다. W_{ijt} 는 학생의 개인특성 및 가정환경을 나타내는 각종 통제변수들을 나타낸다. 본 연구에서는 학생의 성별, 장애 여부, 형제자매 수, 첫째 자녀 여부, 무료급식 지원 수혜 여부, 어머니(혹은 여성 보호자)와 아버지(혹은 남성 보호자)의 교육수준소득수준취업 여부동거 여부, 그리고 고등학교 표본의 경우 수학시험 유형(인문예체능계, 자연계)이 W_{ijt} 에 포함되어 있다. ρ_j 는 학교 고정효과로서 동일한 학교에 재학하고 있는 학생들이 공유하는 관측 불가능한 여러 특성들을 한꺼번에 통제한다. 끝으로 ϵ_{ijt} 는 오차항으로 y_{ijt} 이 내포하고 있는 측정 오차와 식 (1)에 포함되지 않은 다양한 관측 불가능한 교육 투입요소들의 영향을 포함한다고 이해할 수 있다.

식 (1)은 Todd and Wolpin (2007)이 제안한 ‘과거 투입요소를 포함하는 부가가치 모형(valued-added plus lagged inputs specification)’으로 해석할 수 있다. 일정 시점에 관측된 학생의 교육성과(educational output)는 학생이 태어난 시점부터 가정, 학교, 사회로부터 받은 다양한 영향 혹은 교육 투입요소들(educational inputs)의 영향이 누적된 결과로

이해할 수 있다. 만약 학생이 특정 시점까지 받은 ‘모든’ 교육 투입요소들에 대한 자료가 존재한다면 그 시점에 관측된 학생의 교육성과를 학생이 과거부터 현재까지 받은 모든 교육 투입요소들에 회귀시키는 간단한 선형 회귀모형을 이용해 각 투입요소가 학생의 교육성과에 미친 영향을 추정할 수 있을 것이다. 그러나 현실에서 이와 같은 자료는 존재하지 않으므로 그동안 교육경제학에서는 주어진 자료의 특성에 따라 그에 적합한 가정들을 도입해 교육 투입요소의 효과를 추정하려는 시도가 진행되어 왔다. Todd and Wolpin (2007)은 이처럼 교육경제학의 여러 선행연구에서 시도된 다양한 실증모형들을 비교·검토한 결과, 현 시점에서 측정된 교육성과를 직전 시점에 측정된 교육성과(lagged educational output)와 과거부터 현재까지 관측가능한 모든 교육 투입요소들에 회귀시키는 실증모형이 평균 제곱 오차의 제곱근(root mean-squared error: RMSE)의 기준에서 자료를 가장 잘 설명한다고 결론을 내렸다.

본 연구는 Todd and Wolpin (2007)의 이러한 연구 결과를 수용하여 ① 동일한 학교에 재학 중이고(ρ_j), ② 관측 가능한 개인특성 및 가정환경이 동일하며(W_{ijt}), ③ 직전 연도에 동일한 교육성과를 기록하였고(y_{ijt-1}), ④ 과거 2년 동안 동일한 강도의 사교육과 자기주도 학습에 노출된(X_{ijt-1} , X_{ijt-2}) 학생들을 대상으로 ‘지난 1년간 받은’ 사교육과 자기주도 학습(X_{ijt})의 강도에 따라 현 시점에서 측정된 인지·비인지 역량(y_{ijt})이 어떻게 달라지는지(β_0)를 검토하고자 하였다. 그러나 식 (1)의 β_0 가 사교육 또는 자기주도 학습의 인과적 효과(causal effect)를 식별하는지에 대해서는 추가적인 논의가 필요하다. 식 (1)은 y_{ijt} 에 영향을 미칠 만한 다양한 요소들을 통제하고 있지만, 여전히 누락변수로 인한 편의 문제(omitted variable bias)가 발생할 가능성이 있기 때문이다. 이 문제와 관련하여 Todd and Wolpin (2007)은 식 (1)의 우변에 있는 y_{ijt-1} 가 t-1 시점까지 발생하였으나 식 (1)에 명시적으로 포함되지 않은 모든 교육 투입요소를 반영하는 충분통계량(sufficient statistics)으로서 역할을 한다면 이러한 편의 문제가 발생할 가능성은 줄어든다고 주장한다. 그러나 현실적으로 식 (1)이 학생이 출생 이후 현재까지 받은 모든 교육 투입요소들을 완벽하게 통제하지는 못할 가능성이 높다. 이에 본 연구는 Todd and Wolpin (2007)의 결론을 제한적으로 수용하여 식 (1)을 최소자승법(ordinary least square: OLS)을 이용하여 추정하고⁴⁾ 그 결과를 사교육과 자기주도 학습

4) 식 (1)은 우변에 시차 종속변수(lagged dependent variable) y_{ijt-1} 를 포함하고 있기 때문에 오차항 ϵ_{ijt} 에 계열상관(serial correlation)이 존재할 경우 β_0 에 대한 최소자승 추정치에 편의(bias)가 발생

의 실제 효과의 상한(또는 음의 효과가 있을 경우에는 하한)으로 이해하고자 한다.⁵⁾

IV. 분석 결과

1. 추정 결과 예시: 중학교 수학 학업성취도

본 연구에서는 「서울교육중단연구」의 초·중·고등학교 3개의 표본 각각을 대상으로 사교육과 자기주도 학습이 총 7개의 종속변수에 미치는 효과를 추정한다. 따라서 식 (1)에 대한 추정 결과만을 제시하더라도 모든 표본과 종속변수의 조합을 망라하려면 총 $3 \times 7 = 21$ 개의 표가 필요하다. 지면의 제약으로 인해 이들 모든 결과를 일일이 나열할 수는 없으므로 중학교 표본을 대상으로 사교육과 자기주도 학습이 수학 학업성취도에 미친 영향을 보여주는 추정 결과만을 자세히 제시하고, 나머지 경우들에 대해서는 주요 결과만을 요약하여 제시한다.

<표 6>은 중학생 표본을 대상으로 사교육과 자기주도 학습이 중학교 3학년에 측정된 수학 학업성취도에 미친 영향을 추정한 서로 다른 네 가지 실증 모형의 결과가 제시되어 있다. 제(1)열에 제시된 모형 1은 주어진 시점에 측정된 학업성취도를 동일 시점에 관측된 월평균 사교육비 지출액과 일평균 자기주도 학습시간에 회귀시키는 실증 모형이다.⁶⁾ 구체적으로, 종속변수는 중학교 3학년에 측정된 수학 학업성취도 평가 성적

할 수 있다. 이러한 가능성을 부분적으로나마 완화할 수 있는 한 가지 방법으로 충분히 큰 $n > 0$ 에 대하여 시차 종속변수 y_{ijt-n} 을 y_{ijt-1} 에 대한 도구변수(instrumental variable)로 활용하는 방안을 생각해 볼 수 있다. 그러나 본 연구가 분석 대상으로 사용한 「서울교육중단연구」 1~3차 연도 자료의 경우에는 조사 기간이 3년으로 비교적 짧아 이러한 접근 방법을 사용하기 곤란하였다. 이러한 제약에도 불구하고 주어진 자료를 최대한 활용하여 y_{ijt-2} 를 y_{ijt-1} 에 대한 도구변수로 이용한 결과 본 연구의 주요 결과는 대체로 유지됨을 확인하였다. 이와 관련한 자세한 추정 결과는 <부표 2>와 <부표 3>에 제시되어 있다.

- 5) 현대 실증경제학계에 잘 알려져 있는 바와 같이 어떤 처치(treatment)의 인과효과를 규명하는 가장 좋은 방법은 처치의 무작위 배정을 이용하는 방법이다(Angrist and Pischke, 2009). 그러나 사교육에 대한 무작위 배정은 현재 우리 사회에서 쉽게 찾아볼 수 없다. 연구자가 설문조사 자료에 근거해 사교육의 효과를 추정하고자 하는 경우, Todd and Wolpin (2007)의 실증모형은 차선의 대안으로 평가할 수 있을 것이다.
- 6) 이러한 실증 모형은 횡단면적 변이를 이용한다는 측면에서 교육학에서 교육투자의 효과를 분석

(표준점수)이고, 독립변수는 동일한 시점(중학교 3학년)에 관측된 월평균 사교육비, 일평균 자기주도 학습시간이다.) 제(1)열에 제시된 결과에 따르면, 월평균 사교육비 지출액을 100만 원 늘리면 평균 약 0.441 표준편차만큼의 학업성취도 향상효과가 관측되었다. 한편, 일평균 자기주도 학습시간을 1시간 늘리면 월평균 사교육비 지출액을 100만 원 증가시키는 것보다 2배 이상 높은 학업성취도 상승효과(0.990 표준편차)를 기대할 수 있는 것으로 나타났다.

앞서 설명한 바와 같이, 특정 시점에 관측된 교육성과는 학생이 태어난 이래 가정, 학교, 사회로부터 받아온 모든 교육 투입요소가 누적된 결과로 이해할 수 있다. 이러한 관점에서 특정 시점에 관측된 교육성과를 동일 시점에 관측된 교육 투입요소만으로 설명하려는 모형 1은 과거에 발생한 교육 투입요소의 효과를 고려하지 못하는 한계를 가지고 있다. 달리 표현하면, 모형 1에서 측정된 중학교 3학년 시점의 사교육과 자기주도 학습의 효과는 각각의 과거 투입량의 효과와 혼재되어 있을 가능성이 높다. 이러한 점을 고려하여 <표 6>의 제(2)열에 제시된 모형 2에서는 「서울교육중단연구」 1~3차 연도 자료에서 관측 가능한 중학교 1~2학년 시점에 관측된 사교육비와 자기주도 학습시간을 추가적인 설명변수로 사용하였다. 사교육과 자기주도 학습의 과거 투입량을 통제된 결과, 두 가지 교육 투입요소의 효과 모두 모형 1에 비해 감소하는 것으로 나타났다. 모형 1에서 0.441이었던 사교육의 효과는 모형 2에서는 0.374로 감소하였다. 마찬가지로 모형 1에서 각각 0.990이었던 자기주도 학습의 효과는 각각 0.756으로 감소하였다. 요약하면, 모형 1을 이용해 추정한 사교육 및 자기주도 학습의 효과는 과거에 발생한 교육 투입요소를 적절히 고려하지 못함으로써 진정한 효과를 과대평가하고 있다고 평가할 수 있다.⁸⁾

하는 데 널리 사용되는 위계적 선형모형(hierarchical linear model)과 유사하다고 볼 수 있다.

- 7) 학업성취도는 중학교 3학년 7월경에 측정되었고, 사교육비와 자기주도 학습시간은 중학교 3학년 7월을 기준으로 ‘지난 1년간(중학교 2학년 8월 ~ 중학교 3학년 7월)’ 발생한 사교육비와 자기주도 학습시간을 뜻한다.
- 8) <표 6>을 보면, 모형 2의 경우 관측치 수가 모형 1에 비해 약 2/3에 불과하다는 사실을 확인할 수 있다. 이러한 차이가 발생한 이유는 모형 1은 중학교 3학년의 사교육비와 자기주도 학습시간만을 이용하지만, 모형 2에서는 중학교 1~3학년의 사교육비와 자기주도 학습시간을 모두 이용하므로 중학교 1~2학년 때 관련 항목에 대해 응답하지 않은 학생들은 분석 대상에서 자동적으로 제외되었기 때문이다. 모형 3과 모형 4의 관측치 수에 차이가 나는 것도 동일한 이유에서 비롯된 현상이다. 본 논문의 부록에 수록된 <부표 1>은 모형 1-4의 추정치 차이가 실증모형의 차이에서 비롯된 것인지 아니면 단순히 추정 대상의 차이에서 비롯된 것인지를 확인하기 위하여 분석 대상을 동일하게 한 상태에서 <표 6>을 재분석한 결과를 요약하고 있다. <부표 1>에 제시

모형 2는 관측 가능한 과거의 투입요소들을 통제한다는 장점이 있지만, 자료로부터 관측이 불가능한 과거의 투입요소는 전혀 통제하지 못하는 한계를 갖는다. <표 6>의 제(3)열에 제시된 모형 3에서는 직전 시점인 중학교 2학년에 측정된 수학 학업성취도를 통제함으로써 중학교 2학년까지 발생한 모든(관측 가능하거나 혹은 관측 불가능한) 교육 투입요소들의 효과를 간접적으로 통제하고자 하였다. 제(3)열의 추정 결과에 따르면, 사교육과 자기주도 학습의 효과 모두 모형 2에 비해 줄어드는 것으로 나타났다.

끝으로 <표 6>의 제(4)열에는 Todd and Wolpin (2007)이 제안하고 본 연구가 사용한 식 (1)의 추정 결과가 제시되어 있다. 이러한 실증 모형은 자료로부터 관측 가능한 현재와 과거의 사교육비 및 자기주도 학습시간을 통제하고 추가적으로 중학교 2학년 시점에 측정된 학업성취도를 통제함으로써 과거에 발생하였으나 관측 불가능한 투입요소들의 효과를 간접적으로 통제하고자 하는 모형으로 이해할 수 있다. 제(4)열에 제시된 추정 결과에 따르면, 월평균 사교육비 지출액을 100만 원 증가시키면 약 0.238 표준편차만큼의 학업성취도 향상 효과를 기대할 수 있다.⁹⁾ 반면, 일평균 자기주도 학습시간을 1시간 증가시키면 약 0.385 표준편차만큼의 향상 효과가 나타나므로, 학업성취도 측면에서는 한 달에 100만 원의 추가적인 사교육비 지출보다는 하루 1시간(혹은 일주일에 7시간)의 자기주도 학습이 더욱 효과적인 것으로 판단된다.

<표 5>의 추정 결과를 종합하면, 실증모형에서 과거의 투입요소가 적절히 통제되지 않는 경우 교육 투입요소들의 효과는 과대 평가될 가능성이 크다. 모형 1에서는 과거의 교육 투입요소들을 전혀 고려하지 않았고, 모형 2에서는 관측 가능한 과거 투입요소들만을 고려하였으며, 모형 3에서는 관측 불가능한 과거 투입요소만을 간접적으로 통제하였고, 모형 4에서는 관측 가능한 과거 투입요소를 모두 통제하고 추가적으로 관

된 결과가 <표 6>의 결과와 대체로 일치한다는 점을 고려해 보면, <표 6>의 모형 1-4의 추정치 차이는 주로 실증모형의 차이에서 비롯된 것으로 이해할 수 있다. 본 연구의 저자들은 이러한 문제를 지적해준 익명의 심사자에게 감사를 표한다.

- 9) 선행연구들의 추정 결과와 비교하기 위해 사교육비 10만 원 증가의 성적 효과로 환산하면, 약 0.0238 표준편차의 성적 향상 효과가 관측된다. 이와 같은 크기의 사교육비 성적 효과는 선행 연구들에서 제시된 크기보다는 작은 편이다. 본고의 <표 4>에 제시되어 있는 바와 같이, 중학교 3학년 학생의 수학 과목에 대한 평균 사교육비는 173,480원이다. 이 값으로부터 10만 원의 사교육비 지출을 늘리면 사교육비 지출액은 57.6% 증가한다. 즉 사교육비의 평균값에서 평가했을 때 사교육비 지출을 57.6% 늘리면 수학 성적은 약 0.0238 표준편차 정도 증가한다. 강창희(2012)의 <표 3>에 따르면, 수학 사교육비가 10% 증가할 때 수학 성적은 0.0244 표준편차만큼 증가하고, 사교육비가 57.6% 증가할 때 수학 성적은 0.141 표준편차만큼 증가한다. 즉, 본 논문에서 추정된 사교육비의 성적 효과는 강창희(2012) 추정치의 약 1/6 정도에 불과한 것으로 파악된다.

측 불가능한 과거 투입요소도 간접적으로 통제하였다. 그 결과, 모형 1에서 모형 4까지 보다 더 많은 범주의 과거 투입요소들을 통제할수록 사교육과 자기주도 학습의 효과 모두 감소하는 경향이 발견되었다. 이는 과거의 투입요소를 적절히 통제하지 못할 경우, 교육 투입요소의 효과가 과대평가(혹은 음의 영향이 있는 투입요소의 경우 과소평가)될 가능성이 있음을 시사한다. 본 연구에서 핵심적인 실증모형으로 사용하고자 하는 모형 4의 경우도 사실 과거의 투입요소들을 모두 완벽하게 통제하지는 못할 가능성이 있다. 따라서 본 연구에서 추정된 사교육, 자기주도 학습, 부모의 교육지원의 효과는 실제 효과의 상한(혹은 음의 효과가 있을 경우에는 하한)으로 이해하는 것이 합리적일 것이다.¹⁰⁾

〈표 6〉 중학교 수학 학업성취도에 대한 사교육과 자기주도 학습의 효과 비교

변수명 (단위)	(1) 모형 1	(2) 모형 2	(3) 모형 3	(4) 모형 4
사교육비 지출액 (백만원/월)	0.441*** (0.081)	0.374*** (0.084)	0.255*** (0.055)	0.238*** (0.060)
1년 전 사교육비 지출액 (백만원/월)		0.256** (0.111)		0.087 (0.074)
2년 전 사교육비 지출액 (백만원/월)		0.237 (0.167)		0.012 (0.115)
자기주도 학습시간 (시간/일)	0.990*** (0.069)	0.756*** (0.079)	0.480*** (0.055)	0.385*** (0.067)
1년 전 자기주도 학습시간 (시간/일)		0.180** (0.077)		0.030 (0.067)
2년 전 자기주도 학습시간 (시간/일)		0.263*** (0.072)		0.077 (0.063)
1년 전 수학 학업성취도 (표준편차)			0.599*** (0.021)	0.616*** (0.025)
학생의 개인특성 및 가정환경	포함	포함	포함	포함
학교 고정효과	포함	포함	포함	포함
관측치 수	3,101	2,043	3,099	2,042
조정된 결정계수	0.256	0.251	0.523	0.519

주: 1) 표준오차는 학교 내의 군집(clustering)을 허용하는 방식으로 계산되었음.

2) 통계적 유의수준: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

3) 학생의 개인특성 및 가정환경과 관련한 변수로는 학생의 성별, 장애 여부, 형제자매 수, 첫째 자녀 여부, 무료급식 지원 수혜 여부, 부모의 교육수준·소득수준·취업여부·동거여부, 월평균 가구소득이 사용되었음.

10) 현대 실증경제학에서 잘 알려져 있듯이, 교육 투입요소들의 진정한 인과효과는 이들 요소를 학생들 사이에 무작위 배정하는 자연실험을 통해서 적절하게 추정될 수 있다. 그러나 우리에게 그와 같은 자연실험의 호시는 쉽게 주어지지 않기 때문에, 주어진 자료와 실증방법론의 한계 속에서 우리는 Todd and Wopin (2007)의 실증방법론에 의존해 최선의 추정치에 근접하고자 한다.

2. 인지·비인지 역량에 대한 추정결과 요약

본 절에서는 중학생 표본과 수학 학업성취도에 대한 <표 6>의 분석 내용을 초·중·고 등학생 표본과 다양한 인지·비인지 역량 척도를 대상으로 확장하고자 한다. 실증모형은 <표 6>의 제(4)열과 마찬가지로 식 (1)을 사용한다. 여러 추정 결과를 압축적으로 요약 하기 위해 본 절에서는 사교육과 자기주도 학습의 효과를 나타내는 식 (1)의 β_0 에 대한 추정치만을 제시한다.

<표 7>은 국어·수학·영어 학업성취도로 측정된 인지 역량에 대해 사교육과 자기주도 학습의 효과를 비교하고 있다. <표 7>에서 사교육비 지출액과 자기주도 학습시간은 모두 각 과목별 지출액 및 학습시간을 뜻한다. 국어 학업성취도를 종속변수로 사용한 추정 결과를 보면, 고등학생 표본을 제외하고는 전반적으로 사교육과 자기주도 학습 모두 뚜렷한 효과가 발견되지 않았다. 반면, 수학 학업성취도의 경우에는 초등학교에서는 월평균 100만 원의 추가적인 사교육비 지출이 하루 1시간의 추가적인 자기주도 학습보다 더 큰 효과를 발휘하는 것으로 나타났다. 하지만 중학교부터는 자기주도 학습의 효과가 사교육의 효과보다 커지고, 고등학교에서는 오직 자기주도 학습만이 유의한 성적 상승효과가 있는 것으로 나타났다.¹¹⁾ 영어 학업성취도의 경우에도 비슷한 경향이 발견되었는데, 사교육의 효과는 학교 급이 올라감에 따라 점차 하락하는 반면, 자기주도 학습의 효과는 반대로 점차 학교 급이 올라감에 따라 그 효과가 커지는 경향을 확인할 수 있었다.

<표 8>은 학생의 비인지 역량을 나타내는 네 가지 척도(교우관계, 자존감, 창의적 성격, 목표의식)를 종속변수로 사용하여 식 (1)을 추정한 결과가 제시되어 있다. <표 7>의 경우와 달리 <표 8>에서는 국어·수학·영어 과목에 대한 사교육비 지출액 및 자기주도 학습시간의 총합을 설명변수로 사용하였다. 국어·수학·영어 모든 과목에 대하여 사교육비 지출액과 자기주도 학습시간이 관측된 학생들만을 분석 대상으로 하였기 때문에 분석에 사용된 표본의 관측치 수가 <표 7>에 비해 상당히 줄어들었음을 확인할

11) 이러한 결과는 김희삼 (2010)의 선행연구와 일맥상통하는 결과이다. 그러나 김희삼 (2010)에서는 과거의 교육 투입요소들이 통제되지 않았기 때문에 자기주도 학습의 효과가 과대 추정되어 있을 가능성이 있다. 이는 본 논문의 <표 6>의 제(1)열과 제(4)열의 추정치들을 비교함으로써 간접적으로 확인할 수 있다. 본 연구의 분석 결과는 과거의 교육 투입요소를 통제한 경우에도 김희삼 (2010)의 주요 결론인 자기주도 학습의 중요성이 여전히 유효하다는 사실을 재확인하였다고 이해할 수 있다.

수 있다. <표 8>에 제시된 추정 결과를 보면, 사교육의 경우 모든 비인지 역량 척도에 대해 통계적으로 유의한 효과가 관측되지 않았다. 반면, 자기주도 학습의 경우에는 교우관계를 제외하고는 대체로 뚜렷한 양(+)의 효과가 있음을 확인할 수 있었다.

<표 7> 인지 역량에 대한 사교육과 자기주도 학습의 효과 비교

추정에 사용된 표본	(1) 초등학생	(2) 중학생	(3) 고등학생
종속변수: 국어 성취도 (표준편차)			
사교육비 지출액 (백만원/월)	-0.026 (0.285)	0.166 (0.121)	-0.076 (0.150)
자기주도 학습시간 (시간/일)	0.054 (0.090)	0.052 (0.106)	0.133** (0.054)
관측치 수	1,213	1,122	1,559
조정된 결정계수	0.453	0.437	0.506
종속변수: 수학 성취도 (표준편차)			
사교육비 지출액 (백만원/월)	0.178*** (0.057)	0.238*** (0.060)	0.007 (0.040)
자기주도 학습시간 (시간/일)	0.142** (0.065)	0.385*** (0.067)	0.330*** (0.048)
관측치 수	1,849	2,042	2,423
조정된 결정계수	0.489	0.519	0.583
종속변수: 영어 성취도 (표준편차)			
사교육비 지출액 (백만원/월)	0.127** (0.054)	0.097** (0.044)	-0.001 (0.055)
자기주도 학습시간 (시간/일)	0.131** (0.062)	0.261*** (0.064)	0.225*** (0.046)
관측치 수	2,014	1,985	2,066
조정된 결정계수	0.494	0.577	0.584

주: 1) 표준오차는 학교 내의 군집(clustering)을 허용하는 방식으로 계산되었음.

2) 통계적 유의수준: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

3) 모든 추정결과는 학생의 개인특성 및 가정환경(학생의 성별, 장애 여부, 형제자매 수, 첫째 자녀 여부, 무료급식 지원 수혜 여부, 부모의 교육수준·소득수준·취업여부·동거여부, 월평균 가구소득)과 학교 고정효과를 통제한 상태에서 추정된 결과임.

〈표 8〉 비인지 역량에 대한 사교육과 자기주도 학습의 효과성 비교

추정에 사용된 표본	(1) 초등학생	(2) 중학생	(3) 고등학생
종속변수: 교우관계 (표준편차)			
사교육비 지출액 (백만원/월)	0.076 (0.066)	0.080 (0.113)	0.010 (0.053)
자기주도 학습시간 (시간/일)	0.068 (0.054)	0.020 (0.065)	0.065* (0.034)
관측치 수	993	1,016	1,265
조정된 결정계수	0.260	0.231	0.222
종속변수: 자존감 (표준편차)			
사교육비 지출액 (백만원/월)	0.018 (0.124)	-0.107 (0.107)	0.012 (0.060)
자기주도 학습시간 (시간/일)	0.074 (0.053)	0.129** (0.063)	0.112*** (0.034)
관측치 수	1,000	1,011	1,261
조정된 결정계수	0.239	0.220	0.326
종속변수: 창의적 성격 (표준편차)			
사교육비 지출액 (백만원/월)	-0.058 (0.093)	-0.072 (0.094)	-0.082 (0.050)
자기주도 학습시간 (시간/일)	0.095** (0.047)	0.028 (0.052)	0.118*** (0.035)
관측치 수	988	1,006	1,256
조정된 결정계수	0.217	0.290	0.350
종속변수: 목표의식 (표준편차)			
사교육비 지출액 (백만원/월)	-0.071 (0.107)	-0.101 (0.123)	-0.027 (0.051)
자기주도 학습시간 (시간/일)	0.136*** (0.041)	0.138*** (0.052)	0.126*** (0.038)
관측치 수	981	1,009	1,261
조정된 결정계수	0.211	0.246	0.316

주: 1) 표준오차는 학교 내의 군집(clustering)을 허용하는 방식으로 계산되었음.

2) 통계적 유의수준: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

3) 모든 추정결과는 학생의 개인특성 및 가정환경(학생의 성별, 장애 여부, 형제자매 수, 첫째 자녀 여부, 무료급식 지원 수혜 여부, 부모의 교육수준·소득수준·취업여부·동거여부, 월평균 가구소득)과 학교 고정효과를 통제한 상태에서 추정된 결과임.

V. 결 론

본 연구는 사교육이 학생의 비인지 역량에 미치는 영향을 추정하여 사교육의 효과를 인지 역량의 측면에서만 분석한 선행연구를 보완하고자 하였다. 사교육의 효과를 자기주도 학습의 효과와 비교한 김희삼 (2010)의 접근방법을 참고하여 사교육과 자기주도 학습이 학생의 인지·비인지 역량 발달에 미치는 영향을 비교하는 방식으로 사교육의 효과성을 가늠하고자 하였다. 또한, 2010년에 서울 지역 초4·중1·고1 학생들을 3년간 추적 조사한 「서울교육종단연구」 1~3차 연도 자료를 활용하여 사교육과 자기주도 학습의 효과성이 학교 급에 따라 어떻게 달라지는지를 종합적으로 분석하여 사교육의 효과에 대한 선행연구의 논의에 기여하고자 하였다.

본 연구의 분석 결과에 따르면, 사교육과 자기주도 학습은 학생의 인지 역량 발달에 어느 정도 긍정적인 영향이 있다. 그러나 학교 급이 올라감에 따라 자기주도 학습의 효과성은 증가하는 반면, 사교육의 효과성은 하락하는 경향이 있었다. 특히, 수학과 영어 학업성취도의 경우, 초등학교에서는 월평균 100만 원의 추가적인 사교육비 지출이 하루 1시간의 추가적인 자기주도 학습과 유사하거나 더 큰 효과를 발휘하는 것으로 나타나지만, 중학교부터는 자기주도 학습의 효과가 사교육의 효과를 압도하고, 고등학교에서는 오직 자기주도 학습만이 통계적으로 유의한 성적 향상 효과가 있는 것으로 나타났다. 한편, 교우관계, 자존감, 창의적 성격, 목표의식으로 정의된 비인지 역량에 대해서는 사교육은 초·중·고등학교 모두에서 아무런 효과도 미치지 못하는 것으로 나타났다. 반면, 자기주도 학습의 경우에는 교우관계를 제외한 모든 비인지 역량에 대해 뚜렷한 양의 효과가 발견되었다.

우리 사회에서 사교육은 일반적인 학교 교육에서 제공하지 않는 교육 서비스를 제공해주고 이를 통해 교육 소비자들의 선택의 폭을 넓혀주는 역할을 하고 있다. 그러나 이미 잘 알려진 바와 같이, 사교육은 학교 교육의 과정과 결과를 왜곡시키고, 우리 사회의 세대 간 불평등을 악화시킬 우려가 있는 것으로 평가되고 있다. 본 연구는 사교육이 학생의 비인지 역량 발달에 아무런 도움이 되지 않고, 인지 역량 측면에서도 자기주도 학습에 비해 대체로 효과성이 떨어진다는 사실을 실증분석을 통해 보여주었다.

한 개인에게 주어진 시간·물질·정신적인 자원은 한정되어 있기 마련이고, 따라서 한 가지 교육투자가 늘어날 경우 다른 종류의 교육투자는 줄어들 가능성이 있다(Kang & Lee, 2015). 실제로 고선 (2012)은 사교육이 자기주도 학습을 구축한다는 실증적인 근거를 제시한 바 있다. 따라서 학생의 인지·비인지 역량 양 측면에서 사교육이 자기주도 학습에 비해 효과성이 떨어진다는 본 연구의 분석 결과는 오늘날 우리 사회에서 성행하고 있는 사교육이 사회적으로 그리 효율적인 투자가 아닐 수 있다는 가능성을 시사한다. 또한, 최근 많은 연구들을 통해 비인지 역량이 장기적으로 개인의 노동시장 성과나 한 국가의 경제성장에 상당한 영향을 미칠 가능성이 제기되고 있음을 감안하면, 본 연구의 이러한 결론은 사교육의 성행이 우리 사회에 미칠 장기적인 영향에 대한 비판적인 전망을 추가하고 있다. 앞으로 사교육의 발생 원인에 대한 보다 풍부한 이론적 분석과 사교육이 학생들의 인지·비인지 역량 발달에 미치는 효과에 관한 보다 엄밀한 분석들이 진행되어 사교육과 관련된 우리 사회의 문제를 해결하는 훌륭한 정책방안들이 도출될 수 있기를 기대한다.¹²⁾

참고문헌

- 강창희. 「학교교육 수준 및 실태 분석 연구: 중학교」 자료를 이용한 사교육비 지출의 성적 향상효과 분석. 『한국개발연구』 34권 2호 (2012. 6): 139-171.
- 강창희·박윤수. 「사교육이 학업동기와 비인지적 역량 발달에 미치는 영향」. 『인적자본정책의 새로운 방향에 대한 종합연구』 (김용성·이주호 편) 중 제2장: 75-117. 서울: 한국개발연구원, 2014.
- 강창희·이삼호. 『사교육에 대한 경제학적 분석 및 정책 제언』. 서울: 한국교육개발원, 2010.
- 고 선. 「사교육은 자기주도 학습을 대체하는가?」. 『응용경제』 15권 1호 (2012. 6): 5-36.

12) 우리 사회에서 사교육이 발생하는 원인에 대해 그간 많은 논의가 있어 왔다. 이들에 대해서는 강창희·이삼호 (2010)를 참조하라. 여러 가지 설명방법들 중에서 Yoo (2002)의 접근법은 대학 시장에 대한 정부의 규제에 초점을 맞추어 사교육 과잉현상을 바라보는 매우 흥미로운 관점을 제시한다.

- 김양분·양수경·박성호. 「사교육비 추이 및 추세 분석: 통계청 가계동향조사를 중심으로」. 『한국교육』 39권 1호 (2012. 4): 261-284.
- 김희삼. 『학업성취도, 진학 및 노동시장 성과에 대한 사교육의 효과 분석』. 서울: 한국 개발연구원, 2010.
- 최형재. 「사교육의 대학 진학에 대한 효과」. 『국제경제연구』 14권 1호 (2008. 4): 73-110.
- 통계청. 『2013년 사교육비 조사 결과』. 보도자료 (2014. 2. 27).
- Almlund, Mathilde, Duckworth, Angela L., Heckman, James, and Tim Kautz “Personality Psychology and Economics.” In *Handbook of Economics of Education*. Vol. 4, edited by Eric A. Hanushek, Stephen Machin, and Ludger Woessmann. pp. 1-181. Amsterdam: Elsevier, 2011.
- Angrist, Joshua D., and Jörn-Steffen, Pischke. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*. Princeton: Princeton University Press, 2009. (강창희·박상곤 역, 『대체로 해롭지 않은 계량경제학: 실증연구자의 동반서』. 서울: 경문사, 2014)
- Cunha, Flavio, and James J., Heckman. “Formulating, Identifying and Estimating the Technology of Cognitive and Noncognitive Skill Formation.” *Journal of Human Resources* 43 (4) (Fall 2008): 738-782.
- Hastings, Justine S., Neilson, Christopher, and Seth D. Zimmerman. “The Effect of School Choice on Intrinsic Motivation and Academic Outcomes.” NBER Working Papers No. 18324, National Bureau of Economic Research, Inc. (2012)
- Heckman, James J., and Tim, Kautz. “Hard Evidence on Soft Skills.” *Labour Economics* 19 (4) (August 2012) :451-464.
- Imberman, Scott A. “Achievement and Behavior in Charter Schools: Drawing a More Complete Picture.” *Review of Economics and Statistics* 93 (2) (April 2011): 416-435.
- Kang, Changhui and Sam-ho Lee. “Being Knowledgeable or Sociable?: Different Patterns of Human Capital Development and Evaluation in Cognitive and Non-cognitive Skills.” *The Korean Economic Review* 31 (1) (Summer 2015): 57-87.
- Lee, Ju-ho, Jeong, Hyeok, and Song-Chang Hong. “Is Korea Number One in Human Capital Accumulation?: Education Bubble Formation and its Labor Market Evidence.” Unpublished manuscript (2014).

- Ryu, Deockhyun and Changhui Kang, "Do Private Tutoring Expenditures Raise Academic Performance? Evidence from Middle School Students in South Korea." *Asian Economic Journal* 27 (1) (March 2013): 59-83.
- Todd, Petra E. and Kenneth I. Wolpin. "The Production of Cognitive Achievement in Children: Home, School, and Racial Test Score Gaps." *Journal of Human Capital*, 1 (1) (Winter 2007): 91-136.
- Yoo, Yoon Ha, "Economics of Private Tutoring: In Search for Its Causes and Effective Cures." Unpublished manuscript (2002)

〈부표 1〉 중학교 수학 학업성취도에 대한 사교육과 자기주도 학습의 효과 비교:
추정 표본을 동일하게 유지한 경우

(단위: 표준편차)

변수명 (단위)	(1)	(2)	(3)	(4)
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
사교육비 지출액 (백만원/월)	0.431*** (0.092)	0.374*** (0.084)	0.249*** (0.059)	0.238*** (0.060)
1년 전 사교육비 지출액 (백만원/월)		0.256** (0.111)		0.087 (0.074)
2년 전 사교육비 지출액 (백만원/월)		0.235 (0.168)		0.012 (0.115)
자기주도 학습시간 (시간/일)	0.925*** (0.079)	0.756*** (0.079)	0.420*** (0.068)	0.385*** (0.067)
1년 전 자기주도 학습시간 (시간/일)		0.181** (0.077)		0.030 (0.067)
2년 전 자기주도 학습시간 (시간/일)		0.263*** (0.072)		0.077 (0.063)
1년 전 수학 학업성취도 (표준편차)			0.621*** (0.024)	0.616*** (0.025)
학생의 개인특성 및 가정환경	포함	포함	포함	포함
학교 고정효과	포함	포함	포함	포함
관측치 수	2,042	2,042	2,042	2,042
조정된 결정계수	0.239	0.251	0.519	0.519

주: 1) 표준오차는 학교 내의 군집(clustering)을 허용하는 방식으로 계산되었음.
2) 통계적 유의수준: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1
3) 학생의 개인특성 및 가정환경과 관련한 변수로는 학생의 성별, 장애 여부, 형제·자매수, 첫째 자녀 여부, 무료 급식지원 수혜 여부, 어머니(혹은 여성 보호자)와 아버지(혹은 남성 보호자)의 교육수준·소득수준·취업여부·동거여부가 사용되었음.

〈부표 2〉 인지 역량에 대한 사교육과 자기주도 학습의 효과성 비교: 2단계 최소자승 추정
(2SLS) 결과

추정에 사용된 표본	(1) 초등학생	(2) 중학생	(3) 고등학생
종속변수: 국어 성취도 (표준편차)			
사교육비 지출액 (백만원/월)	0.131 (0.312)	0.289** (0.116)	-0.072 (0.158)
자기주도 학습시간 (시간/일)	-0.016 (0.096)	-0.006 (0.123)	0.051 (0.054)
관측치 수	1,171	1,118	1,553
조정된 결정계수	0.200	0.251	0.208
1단계 F 통계량	119.4	336.6	503.5
종속변수: 수학 성취도 (표준편차)			
사교육비 지출액 (백만원/월)	0.116*** (0.044)	0.166*** (0.056)	-0.010 (0.039)
자기주도 학습시간 (시간/일)	0.091 (0.064)	0.199*** (0.068)	0.240*** (0.048)
관측치 수	1,798	2,029	2,404
조정된 결정계수	0.335	0.375	0.232
1단계 F 통계량	527.7	499.4	566.2
종속변수: 영어 성취도 (표준편차)			
사교육비 지출액 (백만원/월)	0.075 (0.049)	0.047 (0.041)	0.019 (0.050)
자기주도 학습시간 (시간/일)	0.111 (0.067)	0.117* (0.067)	0.130*** (0.049)
관측치 수	1,951	1,967	2,053
조정된 결정계수	0.349	0.424	0.215
1단계 F 통계량	132	740.3	589.4

〈부표 3〉 비인지 역량에 대한 사교육과 자기주도 학습의 효과성 비교: 2단계 최소자승추정

	(1)	(2)	(3)
추정에 사용된 표본	초등학생	중학생	고등학생
종속변수: 교우관계 (표준편차)			
사교육비 지출액 (백만원/월)	0.066 (0.066)	0.040 (0.108)	0.027 (0.057)
자기주도 학습시간 (시간/일)	0.042 (0.049)	0.005 (0.056)	0.072** (0.037)
관측치 수	983	1,010	1,261
조정된 결정계수	0.065	0.079	0.001
1단계 F 통계량	131.1	167.2	222.6
종속변수: 자존감 (표준편차)			
사교육비 지출액 (백만원/월)	0.010 (0.130)	-0.248** (0.110)	-0.002 (0.058)
자기주도 학습시간 (시간/일)	0.031 (0.056)	0.082 (0.062)	0.108*** (0.031)
관측치 수	989	994	1,256
조정된 결정계수	0.021	0.012	0.201
1단계 F 통계량	101.9	70.68	465.3
종속변수: 창의적 성격 (표준편차)			
사교육비 지출액 (백만원/월)	-0.032 (0.098)	-0.151 (0.117)	-0.063 (0.064)
자기주도 학습시간 (시간/일)	0.011 (0.052)	-0.013 (0.058)	0.126*** (0.038)
관측치 수	960	987	1,243
조정된 결정계수	-0.020	-0.004	0.142
1단계 F 통계량	70.07	141.9	233
종속변수: 목표의식 (표준편차)			
사교육비 지출액 (백만원/월)	-0.026 (0.120)	-0.164 (0.129)	-0.020 (0.053)
자기주도 학습시간 (시간/일)	0.053 (0.049)	0.104* (0.054)	0.126*** (0.041)
관측치 수	955	1,000	1,255
조정된 결정계수	-0.038	0.097	0.137
1단계 F 통계량	83.94	213.3	155.9

abstract

**The Effect of Private Tutoring on Cognitive and
Noncognitive Skill Formation of Students: In
Comparison with the Effect of Self-Directed
Learning**

Changhui Kang · Yoonsoo Park

This study compares the relative effectiveness of private tutoring and self-directed learning on the formation of cognitive (academic achievement on Korean, math, and English) and noncognitive skills (friendship, self esteem, creative personality, and motivation) of primary and secondary school students in Seoul. The results show that private tutoring has positive but diminishing effects on cognitive skill formation with no effects on noncognitive skill formation, while self-directed learning has positive effects on both cognitive and noncognitive skill formation.

Keywords: private tutoring, self-directed learning, academic achievement, noncognitive skill