

사교육이 대학진학에 도움을 주는가?

최 형 재*

사교육 투자의 기본 전제는 사교육이 자녀들의 학업과 노동시장에서의 성과에 긍정적인 영향을 미친다는 것이다. 그러나 과연 사교육 투자가 학부모와 자녀의 기대처럼 일정 정도 이상의 '수익'을 가져다 줄 것인가? 본 연구는 한국노동패널자료를 이용하여 고등학생들의 사교육 경험이 대학진학에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하고, 이를 통해 현재 학생들 사이에 보편화되어 가고 있는 사교육이 사교육의 긍정적인 성과 때문인지를 살펴본다. 본 연구의 결과는 최소한 대학진학이라는 측면에서는 사교육이 학생들에게 큰 도움을 주지 못하고 있음을 발견하였다. 사교육을 사교육 참여 여부, 사교육비 지출액, 사교육의 질 등 여러 측면에서 다양하게 측정하거나 대학을 지명도에 따라 세분해 보더라도 사교육의 효과가 통계적으로 유의하게 나타나지 않았다. 이러한 결과는 현재의 사교육 열풍이 사교육이 가져다주는 '수익'에 기인하는 것이 아니라는 것을 암시한다.

I . 서론

최근 우리나라에서 사교육은 거의 공교육처럼 보편화되어 가고 있는 실정이며 이제는 자녀들에게 사교육을 시킨다는 게 특별한 선택이나 옵션이 아닌 '필수'가 되어가고 있는 상황이다. 그동안 사교육 과열을 진정시키려는 정부의 다양한 대책에도 불구하고 사교육 시장은 계속 확대되어 왔으며, 그 원인과 대책에 대해 아직도 각 주체들(학생, 학부모, 학교, 사교육기관, 관련 정부부처 등)간에 공감대가 형성되어 있지 않고 있다. 효과적인 사교육 대책을 수립·집행하기 위해서는 사교육 현상에 대한 다각적인 분석이 요구되나, 그동안의 사교육 관련 연구들은 사교육 참여 및 지출의 결정요인에 대한 분석에 치우쳐 있을 뿐 사교육의 성과에 대한 연구는 별로 이루어지지 않았다. 이에 본 연구는 사교육이 학업성취에 미치는 효과-구체적으로, 고등학생들의 사교육 활동이 대학진학에 미치는 영향-를 분석하여 사교육에 관한 논의에 도움을 주고자 한다.

우리나라 학생들 사이에서 사교육이 얼마나 일반화되어 가고 있는지는 각종 통계조사에서 여실히 드러난다. 최근의 한 조사(최상근 외, 2003)에 따르면 초등학교 학생의 80% 이상, 중등학교 학생의 75% 정도가, 그리고 고등학교 학생들의 거의 절반 이상이 과외를 경험한 적이 있다고 대답했다. 사교육 시장 규모도 2003년 현재 GDP의 2.3%에 달해(최상근 외, 2003) 우리나라 학부모들의

* 한국노동연구원 부연구위원

가계에 상당한 부담이 되고 있다. 이러한 사교육 열풍이 향후 지속되리라는 기대에서 주식시장에서도 사교육 관련 기업들이 큰 관심을 끌고 있다.

이처럼 막대한 사교육 투자가 과연 학부모와 학생들의 기대처럼 그만큼의 수익을 가져올 것인가? 다시 말해 사교육을 받은 학생들이 학업성적이나 대학진학, 더 나아가 노동시장에서의 성과 측면에서 사교육을 받지 않은 학생들보다 더 우수한 효과를 거둘 것인가? 만약 이 질문에 대한 답이 긍정적이라면, 학부모/학생의 입장에서 자녀들에게 사교육을 시키는 것에 대한 최소한의 당위성을 찾을 수 있을 것이고, 현재의 과열된 사교육은 이러한 사교육 효과에 대한 반응으로 해석할 수도 있을 것이다. 또 사교육으로 인해 학습능력이 향상되고 이러한 능력이 개인들의 인적자본에 체화되어 생산성 향상으로 이어진다면 국가 전체적인 입장에서 바람직한 일일 것이다. 이 경우 사교육에 대한 규제나 통제는 바람직하지도 않거니와 현실적으로 가능하지도 않을 것이다. 대신 공교육체제의 약화나 소득계층간 (사)교육기회의 불평등 심화(와 이로 인한 소득격차의 확대)와 같은 사교육의 부작용을 줄여가면서 사교육의 긍정적인 측면들을 활용하는 쪽으로 정부 정책이 흘러가야 할 것이다.

그러나 반대로 만약 사교육이 가져다 주는 수익이 별로 크지 않다면 이는 현재와 같은 사교육에 대한 투자가 학생이나 학부모 등 개별 경제주체들의 입장에서 뿐만 아니라 국가 전체적인 입장에서 심각한 자원의 낭비를 초래하고 있다는 것을 의미한다. 이 경우 현재와 같은 사교육 시장이 확대되고 있는 이유와 원인에 대한 분석이 다른 측면에서 더 이루어져야 하고, 만약 그 원인이 ‘불안’이나 사교육에 대한 막연한 ‘환상’에 있다면 이러한 심리적인 요소를 제거하는 쪽으로 정부 정책이 마련되어야 할 것이다.

결국 사교육 규모의 적정성, 사교육 지출의 효율성 등을 평가하고 향후 사교육에 대한 바람직한 정책을 입안/수행하기 위해서는 사교육의 편익과 비용에 대한 면밀한 분석이 이루어져야 하며, 이 과정에서 사교육의 학업성취도와 노동시장에서의 성과에 대한 연구가 기초적으로 선행되어야 한다. 이러한 인식에 기초하여 본 연구는 사교육이 학업성취도에 미치는 영향을 ‘대학 진학’이라는 측면에서 분석하고자 한다. 구체적으로 본 연구는 한국노동연구원의 한국노동패널(KLIPS, Korean Labor and Income Study) 자료를 이용하여 고등학교 학생들의 사교육 경험이 대학 진학에 어떠한 영향을 미치는지를 실증분석하며, 이를 사교육 참여 여부, 사교육에 대한 지출액, 그리고 사교육의 종류에 따라 세분하여 사교육의 효과를 분석한다.

사교육이 학업이나 노동시장에서의 성과에 미치는 영향에 대한 분석은 이제까지 많이 다루어지지 않았다. 그 이유로는 사교육에 관한 자료가 별로 없었던 데 있으나, 설사 자료가 있어도 사교육 참여가 학생들 사이에서 임의적으로 이루어 지지 않을 가능성이 있기 때문에 사교육과 학업성적 또는 노동시장에서의 성과간에 인과관계를 밝히는 데 어려움이 많이 있기 때문이기도 하다. 예를 들면, 능력이 뛰어난 학생일수록 성적을 유지할 목적으로 사교육을 더 많이 받는 경향이 있을 경우, 사교육을 받은 학생들과 그렇지 않은 학생들간의 단순비교를 통한 사교육의 효과 측정은 진정한 의미의 사교육 효과를 과대추정할 것이다. 반대로 능력이 떨어지는 학생일수록 학습진도를 따라가기 위해 보충적 형태의 사교육을 받는 경향이 강할 경우라면 그 효과가 과소추정될 것이다.

사교육의 성과와 관련하여, 터키 고등학교 학생들의 사교육 자료를 이용한 Tansel & Bircan(2005b)의 연구는 사교육을 받은 고등학생들은 그렇지 않은 고등학생들보다 대학입시시험에서 더 나은 성적을 보이고 대학 진학에 진학하는 확률도 높다는 결과를 제시하였으나 바로 앞에서 말한 사교육 참여의 내생성 문제를 해결하지 않아 그의 분석 결과로부터 실제 사교육 효과가 얼마나 될지 가늠하기가 어렵다.

한국고용정보원의 한국교육고용패널 자료를 이용한 Kang(2005)의 연구는 출생 순서(birth order)를 사교육 지출에 대한 외생적인 도구변수로 삼아 사교육 변수의 내생성 문제를 해결하고 있다. 즉, 많은 이론적, 경험적 사실에 비추어 볼 때, 특정 자녀가 전체 형제자매 중에서 몇째냐에 따라 그 자녀에 대한 부모의 관심과 투자가 달라질 수 있지만, 태어난 순서가 그 자녀의 학업능력과 반드시 체계적인 상관관계를 가진다고 여길 이유는 없기 때문에 출생순서가 사교육 지출에 대한 유용한 도구변수(instrumental variable)가 될 수 있다는 것이다. 그의 분석에 따르면, 사교육 지출의 내생성을 통제하지 않았을 경우 사교육 지출이 10% 증가할 때 표준화된 수능능력시험 성적이 0.67%가량 증가하나, 내생성이 통제될 경우에는 통계적으로 유의한 사교육의 효과를 발견하지 못했다. 본 연구에서도 출생순서를 사교육 참여/지출에 대한 도구변수로 삼아 사교육의 효과를 분석한다.¹⁾

사교육의 성과에 대한 학부모 및 학생들의 기대와는 달리, 본 연구의 결과는 적어도 대학진학이라는 측면에서는 사교육이 유의한 역할을 하지 못한다는 것을 보여준다. 이러한 결과는 사교육 참여, 사교육비 지출 또는 사교육의 유형 등 여러 측면에서 그 효과를 살펴보더라도 일관되게 나타나며, 대학의 지명도에 따라 대학을 나누어 사교육의 효과를 살펴보더라도 유의한 효과를 발견하지 못하였다. 이는 최근의 사교육 열풍이 ‘경제적’인 이유에서보다는 ‘환상효과’나 ‘불안심리’같은 ‘비경제적’ 이유 때문에 지속되고 있다는 것을 간접적으로 암시하고 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 다음의 II장에서는 사교육의 현황과 사교육이 가져다주는 편익과 비용에 대해 논의하며, III장에서는 사교육에 관한 기존 연구들을 살펴본다. IV장에서는 사교육의 성과를 측정할 회귀모형과 방법론적 이슈들에 대해 논의하며, V장에서는 본 연구에서 사용될 자료에 대해 살펴본다. VI장에서는 회귀분석을 통한 추정결과를 분석하며, 마지막장에서는 결과를 요약하고 결론을 맺는다.

1) 인적자본 투자론에서는 대학 진학 조차도 미래를 위한 투자(또는 투입) 결정 중의 하나라고 보지만, 우리나라 상황에서는 (상위권)대학 진학 성공여부가 노동시장이나 결혼시장을 비롯한 거의 모든 영역에서 성과 또는 지위를 ‘결정’하는 중요한 요소라는 점을 감안하여 이를 사교육투자의 결과변수로 이용/해석한다.

II. 사교육의 현황 및 사회·경제적 편익과 비용

1. 사교육 시장의 현황

우리나라의 사교육 시장의 규모에 대해서는 그동안 많은 조사를 통해 분석되었는데, 공통된 결론은 우리나라의 사교육 시장의 규모가 엄청나고 지속적으로 확대되고 있다는 것이다. 먼저 기존 연구에서 나타난 학생들의 사교육 참여를 살펴보면 다음의 <표 1>과 같다. 조사기관마다 약간의 차이가 있지만, 가장 최근 이루어진 한국교육개발원의 조사(최상근 외, 2003)에 의하면, 초등학교학생의 80%이상이 사교육을 경험해 본 적이 있고, 중학교학생의 경우는 75% 정도, 고등학교학생의 경우도 절반 이상(56%)이 과외를 받아본 적이 있는 것으로 조사되었다. 이러한 사교육 참여율은 1990년대 이후 엄청난 속도로 증가해 왔으며, 최근 들어서도 증가세가 유지되고 있다.²⁾

<표 1> 학교급별 사교육 참여 비율

(단위: %)

학교급별	1980	1990	1997	1999	2000	2001	2003		
			한국교육 재정경제 학회	한국교육 개발원	교육인적 자원부	한국교육 개발원	교육인적 자원부	한국교육 개발원	한국교육 개발원
초등학교	12.9	-	81.2	72.9	70.1	73.5	70.7	70.5	83.1
중학교	20.3	31.0	55.3	56.0	62.8	50.7	59.5	63.9	75.3
고등학교	26.2	12.6	27.2	32.0	47.2	39.8	35.6	48.3	56.4

자료: 양정호(2005)년 <표 1> (p.3) 재인용

그러나 사교육 참여율이 이렇게 높은 가운데에서도, 가구소득 및 부모의 교육수준에 따라 자녀들의 사교육 참가율이 많은 편차를 보이고 있어 교육기회의 불평등 또는 ‘학력/소득의 대물림’이라는 사회적 문제를 야기하고 있다. 한국교육개발원(최상근 외, 2003)의 조사에 따르면(<표 2>), 2003년 전국 초중고등학생 가운데 아버지의 학력이 중학교 이하인 경우는 42% 정도만 사교육에 참여하는 반면 아버지의 학력이 4년제 이상인 경우에는 사교육 참여율이 85%를 넘고 있다. 또한, 동

2) 이러한 추세는 기본적으로 사교육에 대한 정부의 정책변화에 기인한다(양정호, 2006; 최상근 외, 2003). 예를 들면, 1980년대에는 과외가 엄격하게 금지되고 각 학교에서 보충수업까지 폐지되어 정규교육 이외의 사교육은 일부 계층에서 음성적으로 이루어질 수밖에 없었다. 그러나 1990년대 들어 이러한 사교육 금지 정책이 점차 완화되었는데, 1991년 7월 초중고생의 학기 중 학원수강이 허용되었고, 1996년 3월에는 대학생의 과외가 허용되었으며, 2000년 4월 과외금지가 위헌이라는 결정이 내려진 것이 대표적인 예이다.

조사는 학생들의 사교육 참여율이 가구소득수준과 밀접한 양의 상관관계를 가지는 것으로 파악되었는데, 만약 사교육이 학업성적이나 노동시장에서의 성과에 대해 긍정적인 영향을 미치게 된다면, 이러한 계층별 사교육 참여율의 편차는 세대에 걸친 학력/소득의 이전으로 이어져 계층간 사회적 이동(social mobility)을 어렵게 할 개연성이 충분하다.

<표 2> 각급 학교별 부의 학력별 사교육 비율

(단위: 명, %)

부의 학력	초등	중등	일반계 고등학교	전체
중학교	66.1	45.8	29.9	41.5
고등학교	78.1	70.6	50.4	66.5
2년제 대학	85.0	81.8	68.4	80.7
4년제 대학	89.8	87.0	70.9	85.2
대학원 석사	91.7	88.4	76.6	87.5

자료: 최상근 외(2003) <표 IV-16> (p.42) 발췌인용

사교육비 지출에서도 이와 비슷한 현상이 관찰되고 있다. 우리나라 전체 사교육 시장은 지난 30년 동안 계속 확대되어 2003년의 경우 13조 6천억원의 규모로 GDP의 2.3%에 이르고 있다 (<표 3> 참조). 사교육 시장 규모의 확대는 1990년대 이후 두드러지는데 이는 이 시기에 있었던 정부의 사교육 정책 완화와 관련이 깊은 것으로 판단된다. 사교육비 지출을 학생 1인당 기준으로 살펴보면(<표 4>), 2003년 기준으로 초등학교학생은 월평균 21만원, 중학교학생은 28만원, 고등학교학생은 30만원 정도를 사교육에 지출하고 있는 것으로 나타나 자녀를 둔 부모들의 사교육비 부담이 상당하다는 것을 암시하고 있다. 한국교육개발원(1999) 자료에 따르면 5분위 소득그룹 중 최상위 소득계층을 제외한 나머지 계층의 사교육비 지출은 전체 가계지출의 9% 정도나 되며, 이주호·우천식(1998)은 1997년 초등학교학생 1인당 사교육비 지출이 일인당 GDP의 12.4%에 달할 것으로 추정하였다.

<표 3> GDP 대비 사교육 비중 추이

(단위: %)

연도	1977	1982	1985	1990	1994	1998	2003
사교육 비중	0.7	0.4	0.9	1.2	1.8	2.9	2.3

자료: Kim & Lee(2001); 최상근 외(2003)

<표 4> 학제별 학생 1인당 월평균 사교육비 지출 (2003년)

(단위: 만원)

학제	전체	초등학교	중학교	일반계 고등학교	실업계 고등학교
사교육비 지출	23.8	21.0	27.6	29.9	18.0

자료: 최상근 외(2003) p.43 <표 IV-17>, 한국교육개발원

사교육 참여율과 마찬가지로 사교육비 지출에 있어서도 계층간 편차가 심하다는 연구결과들이 보고되고 있다. 한국교육개발원(최상근 외, 2003)의 조사에 따르면, 2003년 초중고등학생 1인당 연간 사교육비 지출은 아버지의 교육수준이 4년제 대학 이상일 경우 350만원이 넘는데 반해 아버지의 교육수준이 중학교 이하일 경우 이 수치의 절반 정도인 175만원에 그치고 있다. 한편, 이성림(2002)의 분석에 따르면, 사교육비 지출을 학교급별로 나눌 경우, 초등학생의 경우 가구소득 기준 상위 30%가 전체 사교육비의 약 60% 정도를 차지하고 있고, 중·고등학생의 경우 상위 30%가 전체 사교육비의 80%를 차지할 정도로 소득계층간 사교육비 지출의 편차가 큰 실정이다. 이러한 사교육 지출의 불평등 현상은 최근에도 계속 확대되고 있다고 보고되고 있다(양정호, 2006).

이러한 사교육 시장의 규모 확대는 단순히 우리나라에 국한되지 않고 전세계에 걸쳐 진행되고 있는 현상이다. <표 5>에 나타나 있는 것 같이 브라질 등 남아메리카에서부터 대만, 홍콩, 일본 등 아시아 국가들, 터키와 같은 유럽국가에 이르기까지 기존의 공교육 이외에 시장을 통한 교육서비스 거래가 점차 활발히 이루어지고 있다. 이러한 세계적인 추세를 볼 때, 앞으로 사교육에 대한 논의는 전세계에 걸쳐 활발히 진행될 것이고 각국에서 상당히 중요한 문제로 부각될 가능성이 있다.

<표 5> 각국의 사교육 현황

국가	현황
브라질	리오데자네이로 공립학교학생의 50%가 사교육에 참여, 1997
이집트	도시지역 초등학교 학생의 65%가 사교육에 참여, 1994
터키	고등학생의 35%가 사교육에 참여, 사교육 투자는 GDP 의 1.44%, 2002
홍콩	3학년 학생의 41%가 사교육에 참가, 1998
일본	중고등학교 학생의 60%가 학원(juku) 수강, 1993
싱가포르	초등학생의 49%, 중고등학생의 30%가 사교육 참여, 1992
대만	고등학교 3학년의 81%가 학원수강, 1996
미국	사교육 지출 \$4 billion, 2005

자료: Bray(1991), Table 1(pp.24-25) 중 일부 국가들의 수치 발췌.

2. 사교육의 사회·경제적 편익과 비용

그동안 경제성장이나 노동시장의 성과와 관련된 논의에서 교육투자와 같은 인적자본(human capital)에 대한 투자의 중요성은 매우 강조되어 왔다. Schultz(1961)나 McMahon(1998)은 개발도상국들의 경제성장에 있어 의무교육의 실시와 같은 교육기회의 확대 또는 인적자본에 대한 투자가 결정적인 역할을 하였다고 주장하고 있으며, 논란이 있기는 하지만 미국과 같은 선진국에서도 교육지출과 노동시장 성과가 밀접하게 관계가 있다는 연구결과들이 제시되고 있다(Greenwald, Hedges, and Laine, 1996; Card and Krueger, 1996; Krueger, 2003 등). 사교육이 기존 공교육을 일

부 대체하거나 보완하는 성격을 가지고 있다는 측면에서 볼 때, 사교육에 대한 투자도 인적자원에 대한 투자의 개념으로 파악하고 그 효과를 분석할 수 있다. 본 연구에서도 이러한 맥락에서 사교육의 효과에 대한 실증분석을 실시하며 이에 앞서 사교육이 가져다 줄 수 있는 편익과 비용에 대해 논의해 보기로 한다.

사교육이 가져다주는 (또는 가져다줄 것으로 기대하는) 편익은 무엇보다도 학생들의 학업능력 향상일 것이다. 자녀에게 과외 사교육을 시키는 이유에 대해 “자녀들의 성적향상을 위해서”라는 대답이 가장 높은 비중을 차지하고 있는 것으로 조사된 공은배 외(2001)의 조사 결과는 학생 또는 학부모들이 사교육으로부터 얻기를 희망하는 편익이 무엇인지를 단적으로 보여주고 있다. 인적자본투자가론이 제시하듯, 만약 실제로 사교육이 학업성적을 향상시켜 학생들이 대학을 진학하는 데 도움이 되고 또 사교육을 받은 학생들이 노동시장에서도 높은 성과 또는 수익(returns)을 거둔다면 이러한 사교육의 사적 수익(private returns)은 지금과 같은 막대한 사교육비 지출의 원인에 대한 답이 될 것이다. 사교육비 지출의 적정 규모는, 개인적(학생이나 학부모) 입장에서, 사교육의 사적 수익이 얼마나 큰가에 의해 결정될 것이며, 사적 수익률이 얼마나 될지 살펴보기 위해서는 노동시장 성과(예를 들면 임금)에 대한 분석이 이루어져야 할 것이다. 또한 사교육의 확대가 전체 노동력의 생산성 향상으로 이어져 국가 전체의 생산 능력을 증가시킨다면 사회적 수익(social returns)이 크게 제고될 수 있을 것이다. 만약 이러한 사교육의 사회적 수익률이 다른 부문에서의 수익률보다 높다면 효율적인 자원배분이라는 측면에서 사교육에 더 많이 투자되는 것이 사회 전체적으로 큰 문제가 되지 않을 수 있다.

사교육이 가져다주는 또 다른 긍정적인 효과는 공교육이 제공하지 못하는 차별화된 수요자 중심의 교육서비스를 제공받을 수 있다는 점이다. 기존 공교육 제도는 학생 대중을 대상으로 정해진 교과과정에 따라 획일적인 방식에 의해 교육 서비스가 제공되기 때문에, 평균 이상 또는 이하의 학생들은 자신이 원하는 수준과 내용의 교육 서비스를 받지 못하는 단점이 있다. 반면에 시장에서의 교육 서비스는 수요자에 맞는 맞춤형(customized) 서비스를 제공할 수 있기 때문에 학생과 학부모의 다양하고 수준 높은 교육에 대한 욕구를 만족시킬 수 있고, 이에 따라 교육의 효과 측면에서도 공교육보다 상대적으로 효율성이 높을 수 있다. 최상근 외(2003)는 학생, 학부모 및 교사를 대상으로 사교육의 원인에 대한 질문을 하였는데, 학교가 학생들의 다양한 특기와 적성을 충분히 살려주지 못하기 때문에 사교육에 참여한다는 응답이 상위 순위에 속해 있어 사교육의 상대적 장점이 다양한 서비스의 제공에 있음을 간접적으로 암시하고 있다.

그러나 이러한 사교육의 편익에도 불구하고 사교육의 확대는 다양한 문제점들을 내포하고 있다. 먼저 사교육의 중요한 폐해의 하나로 공교육의 교란을 들 수 있다. 현재 입시 및 보습학원 등 사교육 기관들에서는 학교 교과과정에 앞선 선행학습에 초점을 맞추어 수업이 진행되는 경우가 많아, 실제 정규학교수업에서는 과외를 수강하고 있는 학생들과 그렇지 않은 학생들간에 학습능력이나 이해도 면에서 편차가 확대되어 가고 있다(김양분·김미숙, 2002). 이로 인해 정규교육의 정상적 운영이 어려워지고 있고, 선행학습으로 인한 학생들의 정규교육 무시, 교사에 대한 존중감 저하 등 공교육 붕괴에 대한 우려가 높아지고 있다(김영철 외, 1981, 2001). 또한 사교육에 대한 지나친 의

존은 학생들의 독립적인 학습능력을 저하시켜 고등정신적인 사고 능력 향상에 오히려 장애가 될 수 있다는 우려도 있다(최상근 외, 2003).

사교육시장 확대가 사회적인 문제점으로 부각되는 또 다른 중요한 이유는 시장중심의 교육 서비스 거래가 사회계층간 교육기회에 있어서 불평등을 야기할 수밖에 없고, 이로 인해 사회적 안정성이 저하될 수 있다는 것이다(이성림, 2002; 최상근 외, 2003). 다시 말해, 시장 중심의 체제하에서는 부모의 경제력이나 학력수준에 따라 학생들의 사교육 참여나 사교육비 지출이 달라지게 되는데, 사교육의 성과가 긍정적인 경우 이러한 기회의 불균형이 세대에 걸쳐 소득불평등을 확대시킬 수 있다는 것이다.

경제적인 측면에서도 사교육의 지나친 확대는 가계에 큰 부담이 되기 때문에 가계의 소비를 위축시켜 국민경제에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 있다(김정호·박승록, 1997). 이러한 경제적 피해는 사교육의 성과가 미미하거나 부정적일 경우 더 커지게 되며, 이로 인한 자원배분의 비효율성은 보이는 실익보다 훨씬 클 수 있다.

결국 사교육 시장의 규모의 적정성, 사교육 지출의 효율성 등을 평가하기 위해서는 사교육의 편익과 비용에 대한 면밀한 분석이 이루어져야 하며, 이 과정에서 가장 기초적으로 선행되어야 할 연구는 “과연 사교육이 학업성과 노동시장에서의 성과에 어떠한 영향을 미치는가?”일 것이다. 사교육의 성과에 대한 본 연구의 결과는 이러한 측면에서 시사성이 있고, 향후 효율적인 자원배분을 위한 (사)교육정책 수립에 기여할 수 있을 것이다.

III. 사교육에 관한 기존 연구

사교육에 관한 연구는 많으나 대부분의 연구가 사교육비 지출이나 참여의 사회·경제적 변인들을 파악하고 사교육비 지출이나 참여에 있어 계층간 격차가 어떻게 변해왔는지를 규명하는데 초점을 맞추고 있다(김영철 외, 2001; 김홍주 외, 1999; 양정호, 2003, 2005, 2006; 이성림, 2002, 2005; 이영, 2004; 최상근 외, 2003; Bray, 1999; Bray & Kwok, 2003; Tansel & Bircan, 2005a, 2005b 등). 이들 연구의 공통된 결과는 사교육비 지출이나 참여를 설명하는 데 있어 가구소득이나 부모의 학력수준 같은 가족배경이 매우 중요한 역할을 한다는 것이며, 사교육비 지출이나 참여가 이들 요인들(소득과 학력)을 기준으로 분류한 계층간에 현저한 차이가 있고 그 격차가 꾸준히 확대되고 있다는 것이다.

Kim & Lee(2001)는 사교육이 만연하게 되는 이유를 이론적인 모델을 통해 설명하고 있다. 이들은 이론적 모델을 통해, 고교평준화제도와 같은 획일적인 교육정책이 소득수준의 향상으로 인한 학생과 학부모들의 다양한 교육서비스 욕구를 만족시키지 못하기 때문에 사교육에 대한 수요가 점증하고 있다고 주장한다.

사교육이 학업성취도나 노동시장 성과에 미치는 영향에 대해서는 그동안 별로 연구되어오지 않았으며, 최근에야 일부 연구자들에 의해 연구되기 시작하였다. 그러나 사교육의 효과에 대해서는

아직 일치된 결론을 보지 못하고 있다. 터키 고등학생들을 대상으로 한 Tansel & Bircan(2005b)의 연구는 사교육을 받은 학생들이 그렇지 않은 학생들에 비해 시험성적도 좋고 대학진학률도 높다는 결과를 토대로 사교육의 효과가 상당히 긍정적이라고 주장하고 있다. 김양분·김미숙(2002)의 과외 효과에 대한 설문조사에서도 학생의 70%와 학부모의 60%가 학교교육보다 학원과외가 학교성적을 향상시키는 데 더 효과가 있다고 응답하여 학생과 학부모들이 대체로 사교육의 효과에 대해 긍정적으로 생각하고 있는 것으로 나타났다. 그러나 한국교육고용패널 자료를 이용한 Kang(2005)의 연구에서는, (사교육 지출의 내생성을 통제할 경우) 사교육 지출의 효과가 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타났다.

사교육 효과에 대한 기존 연구들은 여러 가지 측면에서 문제점들을 얹고 있어 앞으로 이들 문제점들을 해결한 심도 있는 연구가 요구된다. 먼저, 일부 연구들은 주관적 인식에 근거한 설문응답을 통하여 사교육 효과를 파악하고 있는데, 이럴 경우 응답의 신뢰성이 의심스러울 수 있고, 응답에 있어 체계적인 측정오차(measurement error)로 인해 사교육 효과 추정치에 편의(bias)가 발생할 수 있다. 또한 일부 연구들(예를 들면 Bray(1999)의 연구에 제시된 Kulpoo(모리투스, 1998), Polydorides(그리스, 1986), Sawada and Kobayashi(일본, 1986)의 연구들)은 사교육 참여집단과 비참여집단간 단순비교를 통해 사교육 효과를 추정하고 있는데, 분석에서 공동변인효과(confounding effects)가 통제되지 않아 사교육 효과 추정치에 편의가 발생할 수 있다. 이보다 더 중요한 문제는, 기존 연구들이 사교육비 지출이나 참여가 내생적(endogenous)일 수 있다는 것이다. 즉, 사교육 효과가 제대로 측정되기 위해서는 사교육비 지출이나 사교육 참여가 학생들 사이에서 임의적으로 이루어져야 하는데, 실제로 학생들의 학습능력과 이들 사교육변수들이 체계적으로 관련될 가능성이 있기 때문에(Bray, 1999) 사교육 참여집단과 비참여집단간 단순비교를 통한 사교육 효과를 추정할 경우 (공동변인효과를 통제할지라도) 추정치에 편의가 발생하게 될 것이다

본 연구에서는 사교육 효과의 추정시 공동변인효과를 고려하고 사교육 참가의 내생성 문제를 해결함으로써 보다 정당한 방법으로 사교육 효과를 추정하고자 한다. 보다 구체적인 방법론적 이슈들에 관한 논의는 다음 장에서 하도록 한다.

IV. 사교육의 효과에 대한 추정모형과 계량경제학적 이슈들

1. 기본 모델

본 장에서는 사교육의 대학진학에 대한 효과를 회귀분석(regression analysis)을 통해 분석하며, 다음과 같은 기본 회귀모형(regression model)으로부터 출발한다.

$$C_i = \beta_0 + \beta_T T_i + X_i^I \beta_I + X_i^H \beta_H + X_i^C \beta_C + \sum_Y D_Y + \epsilon_i \quad (1)$$

여기서, C = 4년제 대학진학 여부

T = 사교육 참여 여부

X^I = 개인특성변수 (성별, 첫째 자녀 여부)

X^H = 가구특성변수들(어머니의 교육수준, 어머니의 나이, 가구총소득)

X^C = 지역특성변수들(지역(군/구)내 인문계 고등학교 교사 1인당 학생 수, 지역(시/도)내 인문계 고등학교 학생의 4년제 대학 진학률, 지역 더미)

D_Y = 연도별 더미

ϵ = 오차항.

위의 회귀식(regression equation)에 포함된 설명변수들은 교육의 성과를 측정하는 기존의 교육 생산함수(educational production function) 연구들에서 표준적으로 사용되는 변수들이며, 이론적인 면이나 직관적인 면에서 학생들의 대학진학을 설명하는데 필요한 변수들이다. 위 회귀식에서 중요한 추정치는 β_T 로, 사교육 경험 여부가 대학진학에 어떠한 영향을 미쳤는지를 나타낸다.

2. 종속변수와 사교육변수의 변경

시장에서 거래되는 사교육 서비스는 여러 형태가 있다. 가장 보편적으로 이용되고 있는 사교육 형태는 학원(단과반 또는 종합반)을 통한 교습이며, 이밖에 개인 및 소그룹 과외, 공부방과외, 학습지를 통한 과외, 인터넷을 통한 온라인 과외 등 여러 가지가 있다.³⁾ 따라서 사교육의 성과도 사교육의 형태에 따라 달라질 수 있기 때문에 - 예를 들면, 개인과외는 기타 과외 유형들보다 학생의 수준에 맞는 맞춤형 교육서비스를 제공하고 개별 학생에게 보다 많은 시간이 할애되기 때문에 상대적으로 그 효과가 클 수 있다 - 사교육을 세분하여 각 사교육 유형의 상대적인 효과를 분석하는 것이 보다 깊이 있는 정보를 얻을 수 있는 방법이 된다. 또한 같은 유형의 사교육을 받더라도 학생들이 받고 있는 사교육의 '질'은 학원마다 다를 수 있으며, 사교육의 효과는 이러한 사교육의 질에 크게 의존할 수 있다.⁴⁾ 이에 따라 본 연구는 위의 기본 회귀식 (1)에 사용된 '사교육 참여 여부' 대신 사교육의 유형과 질을 고려한 변수를 이용하여 사교육의 효과를 여러 측면에서 추정해 보고자 한다. 구체적으로 사교육의 유형을 크게, 학원과외, 개인과외, 기타과외 등 세 가지로 나누어 이들의 상대적인 효과를 측정하며, 학생이 받고 있는 사교육의 질에 대한 대리변수로 '사교육비 지출액'을 이용하여 사교육 지출과 대학진학이 어떠한 관계에 있는지 분석한다.

한편, 식 (1)에서 사용한 종속변수도 대학의 종합적인 지명도(prestige)나 평판(reputation)에 따라 재구성하여 사교육의 상위권 대학 진학에 미치는 영향을 살펴보도록 한다. 우리나라 일반계 고등

3) 최상근 외(2003)의 연구에 따르면, 학교급에 따라 학생들이 이용하는 사교육 유형이 다르기는 하지만, 일반계 고등학교학생들의 경우 거의 절반이 학원을 이용하고, 개인과외는 약 4분의 1은 개인과외를, 나머지는 학습지나 인터넷, 방송(EBS)을 통해 사교육을 받는 것으로 조사되었다.

4) 사교육의 양에 대해서도 같은 논리를 적용할 수 있다.

학생들의 대학진학률(2년제와 4년제 모두 포함)은 2000년에 84%, 2005년 현재 88%에 이르러 일반계 고등학생의 거의 대부분이 대학에 진학하고 있다고 해도 과언이 아니다(교육통계연보, 2000, 2005).⁵⁾ 이렇게 높은 대학진학률을 고려하면, 대학의 수준을 따지지 않고 사교육의 대학진학 효과를 분석한다는 것이 별 의미를 가지지 못할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 사교육의 효과를 상위권대학 진학이라는 측면에서 추가적으로 살펴볼 것이다. 구체적으로, 2006년 중앙일보의 대학평가 자료를⁶⁾ 이용하여 사교육을 받은 학생들이 그렇지 않은 학생들보다 4년제 대학 중 상위 11개 대학, 또는 상위 21개 대학에 진학하는 데 있어 상대적으로 얼마나 큰 성공을 거두었는지를 살펴볼 것이다. 한편, 우리나라에서는 설사 대학의 전반적인 지명도가 낮더라도 의학계열에 진학할 경우 상위권대학에 진학한 것 못지않은 성공을 거두었다고 평가하는 경향이 있다는 것을 고려하여 앞의 상위권대학의 구분에 의학계열에 진학했는지의 여부를 포함하여 사교육의 대학진학에 대한 효과를 살펴볼 것이다.

사교육의 상위권 대학 진학에 대한 효과를 연구하는 것은 정책적인 면에서도 중요한 시사성을 가질 수 있다. 우리나라에서는 노동시장의 성과(임금이나 승진 등)에 있어 학력간 격차 뿐 아니라 같은 수준의 학력에서도 출신학교의 지명도에 따라 그 격차가 크게 존재한다(장수명, 2002; 한준·한신갑, 2006).⁷⁾ 이러한 상황에서, 만약 교육 기회에 대한 불평등이 심각하다면, 노동시장에서 소득의 불평등이 확대되고 양극화 현상이 심해지는 결과를 초래할 수 있다. 교육기회 불평등의 단적인 예가 사교육 시장에서 소득(교육)계층간 사교육비 지출 또는 사교육 참여율에서의 불평등임을 고려하면, 사교육이 소득불평등을 확대·재생산하는 연결고리로 해석할 여지가 충분히 있다. 만약 이러한 시나리오가 사실일 경우 사교육에 대한 정부의 개입은 정당화될 수 있다. 그러나 사교육이 대학진학이나 노동시장 성과에 별 영향을 미치지 못한다면, 사교육에 대한 정책의 방향도 달라져야 할 것이고, 불평등의 원인 파악 및 대책 마련도 다른 측면에서 이루어져야 할 것이다.

5) 대학을 4년제 대학으로 한정하면, 2000년 일반계 고등학교 학생의 4년제 대학 진학률은 남자 67.6% 여자 65%에 이르고, 2005년도에 이 수치가 각각 78.6%와 71%로 증가하였다 (교육통계연보, 2000, 2005).

6) 중앙일보 대학평가 종합순위는 상위 30개 대학에 대해서만 발표되며, 2006년의 순위는 http://www.joins.com/edit/univ_2006/0/0.htm에 발표된 자료를 참조하였다.

7) Brewer & Ehrenberg (1999)는 지명도 있는 상위 사립대학을 다녔던 사람들이 그렇지 않은 사람들에 비해 노동시장의 성과가 훨씬 높고 그 상대적 성과가 장기적으로 지속된다는 결과를 제시하였으며, 반대로 Dale & Krueger(2002)는 신입생들의 평균 대학입학시험(SAT) 성적을 대학의 지명도 또는 '질'에 대한 지표로 삼고 우수한 대학에 진학하는 것이 노동시장에서 어떠한 성과를 가져오는지를 연구했는데, 선택편의(selection bias)를 제거할 경우 우수한 대학에 다녔다는 것이 노동시장 성과에 별 영향을 미치지 못한다는 결과를 제시하였다.

3. 사교육 변수의 내생성(Endogeneity)과 도구변수의 사용

위의 추정식 (1)에서 사교육 효과가 정확하게 측정되기 위해서는 학생들의 사교육 참여나 사교육 지출 등 사교육 관련 설명변수들이 학생들의 성취동기나 학습능력 등 관찰자에게 보이지 않는 개인적 특성들과 무관하게 임의적으로(randomly) 이루어져야 한다(즉, $Cov(T, \epsilon) = 0$). 만약 관찰되지 않는 (대학 진학에 영향을 미치는) 특성들과 사교육 변수가 체계적으로 관련되어 있을 경우, 사교육 효과의 추정치 β_T 에 편의(bias)가 생기게 된다. 이러한 내생성으로 인한 사교육 효과 추정치의 편이의 방향과 크기는 관찰되지 않는 특성들과 사교육 변수의 상관관계의 방향과 크기에 의존한다. 만약 보이지 않는 개인적 특성들과 사교육 참여가 양의 상관관계를 가질 때 - 예를 들면, 두뇌가 명석한 학생일수록 사교육비 지출이 많거나 사교육 참여 확률이 높을 경우 - 고전적 최소자승법(OLS, Ordinary Least Squares)로 추정한 식 (1)에서의 사교육 효과의 추정치는 실제 효과를 과대평가하게 된다(upward bias). 만약 반대로, 보이지 않는 개인적 특성들과 사교육 변수가 부의 상관관계를 가질 때 - 예를 들면, 능력이 부족한 학생들이 성적을 올리기 위해 사교육에 참가하는 경향이 강한 경우 - OLS에 의한 사교육의 효과는 과소추정될 것이다(downward bias).

본 연구에서는 형제자매 중 출생순서(birth order)를 사교육에 대한 도구변수(instrumental variable)을 이용하여 내생성을 해결하고자 한다.⁸⁾ 사교육 참여에 대한 도구변수는 1) 사교육 참여와 밀접한 관계가 있으나 2) 능력과 같은 보이지 않는 개인적 특성과는 무관해야 한다. 먼저, 첫 번째 조건에 대하여, 많은 연구들이 특정 자녀의 출생순서와 그 자녀에 대한 부모의 인적자본에 대한 투자가 밀접히 관련되어 있다는 가설을 제시하고 이를 증명해 보이고 있다. 예를 들면, Birdsall(1991)은 부모들은 생애주기(life cycle)에 따라 시간적·금전적 제약이 달라지게 되는데, 이러한 제약이 상대적으로 적은 시기에 태어난 첫째 자녀와 막내가 그 중간에 태어난 형제자매보다 일반적으로 더 많은 혜택을 누리게 될 것이라고 주장한다. 또 부모들은 자신들의 노후생활을 대비하여 자신들을 돌봐줄 수 있는 자녀에게 투자하는 경향이 있는데, 첫째 자녀는 다른 자녀들에 비해 경제적으로 일찍 독립할 가능성이 있으므로 첫째 자녀에 대한 투자가 다른 자녀들에 대한 투자보다 많아질 수 있다는 가설도 제시되고 있다. 이러한 가설은 제례의식이 강조되고 있는 유교문화

8) 추정변수의 내생성으로 인한 편의 문제는 많은 응용미시경제학 분야, 특히 교육투자수익률(returns to schooling)을 추정하는 분야에서 핵심적인 문제로 대두되었으며, 내생성을 해결하기 위한 방법들이 다양하게 제시되었다. Griliches & Mason(1972)나 Gliliches(1977) 등은 교육투자의 내생성으로 인해 발생하는 능력 편의(ability bias)를 제거하는 방법으로 IQ나 적성시험 성적을 대리변수로 이용하였고, Ashenfelter & Krueger(1994)은 쌍둥이 표본을 이용하였으며, 다른 연구자들(Angrist & Krueger, 1992; Evans & Schwab, 1995; Hoxby, 2000)은 도구변수(instrumental variable)를 이용하여 편의를 제거하였다. 최근에는 자연과학 분야에서 많이 사용하는 임의화된(randomized) 실험과 비슷한 환경을 설정하여 내생성의 문제를 해결하려고 시도하였는데, 대표적인 예로 미국 테네시주 공립학교들을 대상으로 한 STAR(Student/Teacher Achievement Ratio) 프로젝트를 들 수 있다.

권에서 첫째 자녀에 대한 부모의 선호가 높다는 사실에 의해 뒷받침되고 있다(Horton, 1988). 일찍 태어난 자녀들에 비해 나중에 태어난 자녀들이 상대적인 혜택을 볼 가능성도 있다. 생애주기에 따라 부모의 소득이 증가할 것이고 이에 따라 경제적으로 윤택한 시기에 태어난 (출생순서상) 후순위 자녀들이 상대적으로 혜택을 볼 가능성이 있고(Parish & Willis, 1993)⁹⁾, 다른 한편으로 후순위 자녀들은 부모가 자녀 보육에 대한 경험이 축적된 시기에 태어나기 때문에 부모들의 투자가 더 효율적으로 이루어져 일찍 태어난 자녀들에 비해 상대적으로 더 많은 혜택을 받을 가능성이 있다. 또한 경제적으로 형편이 어려운 가정의 경우 일찍 태어난 자녀들로 하여금 노동시장에 일찍 진입하게 하여 나머지 형제자매들을 뒷바라지하게 할 유인이 있기 때문에 출생순서에서 후순위인 자녀들이 일찍 태어난 자녀들에 비해 상대적인 혜택을 받을 수 있다.

그러나 특정 자녀의 출생순서가 그 자녀의 잠재적인 능력(capability)과 체계적으로 연관되어 있다고 믿을만한 이유는 없다. 일찍 태어났다고 해서 다른 형제자매들보다 더 똑똑하거나 덜 똑똑해야 할 이유는 없다. 다시 말해, 능력에 있어 출생순서는 임의적으로 외생적으로 결정되는 변수라는 것이다.¹⁰⁾ 자녀의 출생순서와 학업성적 또는 노동시장에서의 성과간에 상관관계가 별로 높지 않다는 연구결과들(Olneck & Bills, 1979; Blake, 1981; Hauser & Sewell, 1985)은 이러한 주장을 잘 뒷받침하고 있다. 이러한 결과들을 종합해 볼 때, 출생순서는 사교육에 대한 좋은 도구변수가 될 수 있다(Kang, 2005).

본 연구에서는 사교육변수의 내생성문제를 해결하기 위해 대학진학의 회귀식 (1)을 2단계 최소자승법(2SLS)에 의해 추정하며, 사교육변수에 대한 첫 단계 회귀식(first-stage regression equation)은 다음과 같다.

$$T_i = \alpha_0 + BO_i \alpha_{BO} + X_i \alpha + \nu_i \quad (2)$$

여기서 BO는 출생순서(birth order)를 나타내는 변수들의 벡터로, 자신을 포함한 자녀의 수가 둘 이상이 가정에서 자신이 첫째 자녀인지에 대한 더미변수와 한 자녀 가구(독자)인지를 나타내는 더미변수를 포함한다.¹¹⁾ 그리고 X는 회귀식 (1)에 사용된 모든 설명변수를 포함한다.

9) 일찍 태어난 자녀가 독립된 가구를 구성하여 일찍 분가하게 된다면 출생순서상 후순위 자녀들의 상대적 혜택은 더욱 커질 것이다.

10) 일부 연구들은 출생순서와 잠재적 능력 사이에 밀접한 관계가 있을 수 있다고 주장하기도 한다. 예를 들면, 어머니가 아주 젊어서 나온 자녀나 아주 나이 들어 나온 자녀들은 다른 자녀들보다 여러 측면에서 건강이 좋지 않는 경향이 있고(Behrman, 1988; Strobino, Ensminger, Kim, & Nanya, 1995; Royer, 2004), 교육환경 측면에서 나중에 태어난 형제 또는 자매는 먼저 태어난 형제자매로부터 지식을 습득하는 데 있어 많은 도움을 받을 수 있고, 반대급부로 먼저 태어난 형제/자매는 이 과정에서 학습효과를 누릴 수도 있기 때문에 상대적인 혜택을 얻을 수 있다(Blake, 1989). 만약 출생순서와 잠재적 능력 사이에 강한 상관관계가 존재한다면, 사교육변수에 대한 도구변수로서의 출생순서의 유용성이 저하될 수 있다.

11) 따라서 준거집단(reference group)은 두 자녀 이상을 둔 가구에서의 첫째가 아닌 자녀들이 된다.

V. 자료

본 연구는 한국노동연구원의 한국노동패널(Korean Labor and Income Panel Study, 이하 KLIPS라 칭함) 자료를 이용한다. KLIPS는 1998년 도시지역에 거주하는 5,000가구와 가구원을 대표하는 패널표본 구성원(5,000가구에 거주하는 모든 가구원)을 대상으로 매년 조사를 실시하고 있다(한국노동연구원, 2006). 설문문의 내용과 구성은 대체로 미국의 PSID(Panel Study of Income Dynamics)와 비슷하며, 가구에 대한 설문 내용은 가구원의 인적 사항, 가족관계와 세대간 경제적 자원 교류, 주거상태, 자녀의 교육과 보육, 가구의 소득, 소비 및 자산과 부채 등을 포함하고 있으며, 개인용 자료에는 개인의 경제활동상태, 교육 및 직업 훈련, 고용상의 특성, 근로시간, 노동시장 이동 등 다양한 내용으로 구성되어 있다. KLIPS가 종단면적인 특성을 가지고 있기 때문에 각 가구와 개인들을 추적 조사할 수 있으며, 이에 따라 횡단면 자료에 비해 다양한 패널분석(panel analysis)이 가능하다는 장점이 있다.

KLIPS가 여타 패널자료와 다른 특징 중의 하나는 가구 자녀들을 대상으로 사교육과 관련된 다양한 정보를 담고 있다는 것이다. 구체적으로 가구에 있는 고등학교과정 이하의 모든 자녀들에 대해 사교육을 받고 있는지, 사교육을 받고 있다면 어떤 형태의 사교육을 이용하고 있는지, 참여하고 있는 각 사교육에 대해 얼마의 비용을 지출하고 있는지 등에 대해 매년 조사하고 있다. 그러나 이러한 사교육 자료는 2000년 이전에는 존재하지 않거나 초등학교 3학년 이하의 자녀에 대해서만 수집되었기 때문에, 본 연구에서는 분석 기간을 2000년부터 2005년으로 한정한다.

본 연구에서 사용될 최종 표본수는 일반계 고등학교 학생 673명이며, 선정과정은 다음과 같다. 분석기간 동안 고등학교 과정을 거쳤고 고등학교 이후의 진로에 대한 정보가 있는 표본 1011명 중 실업계 고등학교를 졸업한 학생 296명을 제외한 715명의 일반계 고등학교 학생이 일차적으로 분석 대상으로 선정되었다.¹²⁾ 여기에서 어머니에 대한 정보가 없거나 회귀식에 포함될 중요변수에 대해 정보가 없는 표본을 제외하여 최종적으로 673명의 일반계고등학교학생 표본을 얻을 수 있었다.

최종 표본 가운데 남학생은 353명, 여학생은 320명으로 110.3의 성비를 보였고¹³⁾, 고등학교 과정에서 한 번이라도 사교육을 받은 것으로 관측된 학생은 450명으로 전체 학생의 67%에 이르렀다. 67%라는 수치는 최상근 외(2003)가 조사한 일반계고등학교 학생의 사교육 참여비율 56%보다 높은데 이는 그동안 사교육 시장이 계속 확대되었다는 것 이외에도 최상근 외(2003)의 연구는 일정 시점에서 사교육 수강비율을 측정할 반면 본 연구에서는 고등학교 과정에서 한 번이라도 사교육을 경험하였느냐를 통해 사교육 참여 비율을 계산하였기 때문이다.

12) 사교육의 일차적인 목적이 학업성적 향상을 통한 (상위)대학 진학에 있으므로, 졸업 후 노동시장 참가를 목표로 하고 있는 실업계 고등학교학생을 분석대상에 포함하는 것은 바람직하지 않을 것이다.

13) 통계청의 인구총조사 자료에 따르면, 고등학교학생 연령대인 15세-19세 인구에서 여자 100명당 남자수는 2000년 107.7, 2005년 110.3명으로 나타나 본 연구에서 사용된 표본의 성비 110.3은 이들 전수조사에 의한 통계차와 거의 일치한다.

1. 변수들의 기초통계

<표 6>은 선정된 최종표본을 사교육 참가집단과 비참가집단으로 나누어 각 변수들의 통계치(평균)를 나타내주고 있다. 기본적인 학생 개인 및 가구의 특성을 살펴보면, 사교육에 참여했던 경험이 있는 학생들은 그렇지 않은 학생들에 비해, 여학생 비율, 첫째 자녀 비율, 부모의 학력수준, 서울에 거주하는 비율, 소득수준이 상대적으로 높다는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 기존의 사교육 참여 변인들에 대한 연구에서 일관적으로 나타나는 결과이다. 또한 이러한 사교육 참가집단과 비참가집단간 개인/가구 특성의 차이는 사교육 효과 분석시 이들 특성들이 설명변수에 포함되어 통제되어야 한다는 것을 보여준다.

또한 사교육 참여 경험이 있는 학생들은 그렇지 않은 학생들에 비해 4년제 대학 또는 상위권대학에 진학하는 비율이 대체로 높으나 통계적으로 유의할 만큼 높지는 않다.¹⁴⁾ 사교육과 관련하여, 전체 학생의 67%가 고등학교 과정에서 한번이라도 사교육을 받은 적이 있으며, 이들 중 13% 정도가 개인과외를 경험한 적이 있고, 월평균 26만원 정도를 사교육비로 지출하고 있는 것으로 나타났다. 이러한 사교육에 대한 참여 또는 지출 통계 역시 기존의 연구결과들과 매우 비슷하다.

14) 본 연구에서 표본으로 선정된 고등학교학생들의 대학진학률은 교육통계연보(한국교육개발원, 2000)에서 발표한 수치보다 낮는데, 이는 KLIPS가 층화추출을 통해 표본의 대표성을 확보하려고 애쓸지라도 표본 샘플링 과정에서 일부 집단이 상대적으로 과다하게 표본으로 추출될 가능성이 여전히 존재하고, 초기의 표본이 대표성을 가질지라도 시간이 지남에 따라 일어나는 표본의 이탈이 특정 계층에서 더 많이 일어날 가능성 등의 요인에 기인할 수 있다. 또한 대학 진학에 대한 응답에 있어 오류도 낮은 진학률에 대한 이유가 될 수 있다.

<표 6> 사교육 참가 여부에 따른 변수들의 기본 통계

	전체 (673명)		사교육 참가 (450명)		사교육 비참가 (223명)	
	평균	표준 편차	평균	표준 편차	평균	표준 편차
여학생 비율 (%)	47.55		49.33		43.95	
첫째 자녀 비율 (%)	43.39		46.89		36.32	
1자녀 비율	8.02		7.78		8.52	
어머니 나이	44.12	3.48	44.13	3.36	44.10	3.73
1950년 이전 출생 어머니 비율 (%)	4.01		3.56		4.93	
대학교 이상인 어머니 비율(%)	12.18		16.44		3.59	
대학교 이상인 아버지 비율(%)	25.26		30.67		14.35	
서울 거주자 비율(%)	27.93		32.89		17.94	
광역시 거주자 비율(%)	29.87		26.89		35.87	
연간가구 총소득(백만원)	30.5	18.7	34.2	20.0	22.9	12.5
월평균 가구지출액(백만원)	1.83	1.01	2.06	1.09	1.36	0.61
자가보유 비율(%)	30.16		26.00		38.57	
자녀수	2.17	0.61	2.14	0.58	2.24	0.67
학생/교사비율	18.62	3.08	18.36	2.97	19.14	3.23
(지역)고등학교학생의 4년제 이상 대학 진학율(%)	69.58	9.82	69.25	9.94	70.26	9.54
2년제 이상 대학 진학율(%)	74.89		73.56		77.58	
4년제 대학 진학율(%)	55.42		55.78		54.71	
상위 11개 대학 진학율(%)	6.54		7.78		4.04	
상위 21개 대학 진학율(%)	10.10		11.33		7.62	
상위 30개 대학 진학율(%)	15.90		15.78		16.14	
상위 11개 대학 또는 의학계열 진학율(%)	7.43		8.67		4.93	
상위 21개 대학 또는 의학계열 진학율(%)	11.00		12.22		8.52	
상위 30개 대학 또는 의학계열 진학율(%)	16.49		16.44		16.59	
개인과의 참여 경험이 있는 학생 비율(%)	8.92		13.33			
개인과의를 제외한 사교육참여비율(%)	57.95		86.67			
평균 사교육비(만원, 2000년=100)			25.91	21.77		

2. 계층간 사교육 및 대학진학 격차

사교육의 폐해와 관련되어 가장 많이 지적되고 있는 문제 중의 하나는 사교육 기회에 있어서 계층간 격차가 클 수 있다는 것이다. 소위 ‘소득·학력의 대물림’ 현상이 사교육을 통해 심화된다면 이는 우리가 관심을 가져야 할 사안이다. 과연 이러한 불평등이 존재하는지 살펴보기 위해 먼저 가구의 소득수준에 따라 표본을 4개의 분위로 나누어 사교육 행태를 비교하였다(<표 7> 참조). 그 결과, 기존의 연구에서 발견된 것과 같이, 소득계층간 사교육 격차가 존재한다는 것을 확인할 수 있다. 예상과 같이 소득이 높을수록 학생들의 사교육 참가율이 높고 사교육비 지출도 많은데, 특히

최상위 소득계층과 기타 소득계층간의 격차가 현저하게 드러난다. 예를 들어 최상위 소득계층에서의 학생들의 사교육비 지출은 (2000년도 가격 기준으로) 36만 5천원 정도인데 반해 그 이하소득계층에서의 사교육비 지출은 최상위계층의 3분의 2나 절반 정도에 지나지 않는다.

<표 7> 소득분위별 사교육 격차

	소득분위			
	1분위 (최상위 25%)	2분위	3분위	4분위 (최하위 25%)
사교육참가율(%)	84.5	75.6	65.5	42.7
개인과의 참가율(%)*	25.4	9.9	7.9	4.1
사교육비(만원)*	36.5	24.6	19.0	18.5

참고: * 사교육에 참가한 학생에 한정할 경우의 수치임.

비슷한 사교육 격차가 부모의 교육수준에 따른 계층 사이에도 발견된다. <표 8>에 나타나 있는 것과 같이 대학교육 이상을 받은 어머니를 둔 학생들은 90%가 넘게 사교육에 참여하고 있는데 반해 어머니의 교육수준이 고등학교 졸업인 경우에는 70%, 고등학교 미만의 교육을 받은 어머니를 둔 학생들은 57% 정도만 사교육을 받았다. 이러한 사교육의 격차는 개인과의 참가율이나 사교육비 지출에서도 그대로 드러난다. 특히 사교육비 지출에서는 그 격차가 확연하여, 대학이상 교육을 받은 어머니를 둔 학생은 월평균 45만원 정도를 사교육비로 지출하고 있으나 고등학교나 그 이하의 교육을 받은 어머니를 둔 학생의 사교육비 지출은 이 금액의 절반 정도에 지나지 않는다. 교육수준이 잠재적인 소득 능력(earnings potential)과 밀접히 관계되어 있다는 점에서 충분히 예견할 수 있는 사실이지만 그 격차가 상당히 완연하게 나타난다는 사실은 일부의 우려대로 ‘학력의 대물림’이 심각하게 진행될 가능성이 있음을 의미한다.

<표 8> 어머니의 교육수준에 따른 사교육 격차

	어머니의 교육수준		
	대학 이상	고등학교	고등학교 미만
사교육참가율(%)	90.2	70.2	56.6
개인과의 참가율(%)*	32.4	11.7	6.8
사교육비(만원)*	45.0	24.3	19.4

참고: * 사교육에 참가한 학생에 한정할 경우의 수치임.

이러한 계층간 교육 기회의 격차는 대학진학률에서도 그대로 나타난다. <표 9>에서 볼 수 있듯이, 고소득계층의 자녀들은 하위 소득계층의 자녀들보다 대학에 진학하는 확률이 매우 높고, 특히 상위권대학의 진학률에 있어 그 격차가 두드러진다. 또 한 가지 흥미로운 사실은 하위 소득계층(2분위~4분위)간에는 차이가 미미한데 비해, 이들 계층과 최상위 계층의 대학진학률 차이는 상대적으로 크다는 사실이다. 어머니의 교육수준에 따른 계층간 대학진학률 격차(<표 10>)도 이와 비슷한 모습을 보이고 있어, 교육을 통한 세대간 사회이동이 쉽지 않은 구조임을 알 수 있다.

<표 9> 소득분위별 대학진학률 격차

(단위: %)

	소득 분위			
	1분위 (최상위 25%)	2분위	3분위	4분위 (최하위 25%)
4년제 대학	66.9	52.9	49.1	49.3
상위 11개 대학	14.1	8.3	2.6	2.7
상위 21개 대학	21.1	9.9	6.1	2.7
상위 11개 대학 또는 의학계열	15.5	9.1	2.6	4.1
상위 21개 대학 또는 의학계열	22.5	10.7	6.1	4.1

<표 10> 어머니의 교육수준에 따른 대학진학률 격차

(단위: %)

	어머니의 교육수준		
	대학 이상	고등학교	고등학교 미만
4년제 대학	60.8	61.7	45.7
상위 11개 대학	14.9	8.9	3.1
상위 21개 대학	23.0	12.6	4.3
상위 11개 대학 또는 의학계열	14.9	10.7	3.1
상위 21개 대학 또는 의학계열	23.0	14.5	4.3

3. 사교육 유형과 대학 진학

사교육 시장에 다양한 형태의 사교육이 존재하는데, 사교육 유형에 따라 대학진학이 어떻게 달라지는지 살펴보는 것도 중요하다. 왜냐하면, 특정 유형(예를 들면 개인과외)의 사교육은 다른 사교육 유형에 비해 개별 학생들에게 할애되는 시간이 길고 학습방법도 학생 개인의 수준에 맞는 수

요자 중심으로 이루어지기 때문에 상대적으로 값이 비싸고 그 효과도 클 수 있기 때문이다. 이를 살펴보기 위해 사교육을 경험한 학생만을 대상으로 개인과외를 참여한 경우와 그렇지 않은 경우에 대학진학에 있어 어떠한 차이가 있는지를 두 그룹의 단순비교를 통해 분석해 보았다. <표 11>에 나와 있는 결과는 앞에서 설명한 직관과 잘 부합한다. 고등학교 과정에서 개인과외를 한 번이라도 경험한 학생들은 기타 유형의 사교육만을 받아온 학생들에 비해 4년제 대학 및 상위권 대학에 진학할 확률이 매우 높다. 이러한 결과는 현행의 세분화되어 있지 않은 공교육 체제에서 탈피하여 학생의 수준과 요구에 부응하는 맞춤형 교육서비스를 제공할 경우 학생들의 학업성취도가 향상될 가능성이 있음을 암시한다. 또한 개인과외는 다른 과외에 비해 상당 수준의 경제력을 요구하기 때문에, 개인과외를 시킬 능력이 있는 계층과 그렇지 않은 계층에 있어 대학진학의 성과가 현저히 나타난다는 것은 그만큼 소득이나 학력이 자녀에게 이전될 수 있다는 것을 다시 한 번 간접적으로 시사하고 있다.

<표 11> 사교육 종류에 따른 대학진학률 격차

(단위: %)

	개인과외 참여집단 (60명)	개인과외 이외의 사교육 참여 집단 (390명)
4년제 대학	70.0	53.6
상위 11개 대학	11.7	7.2
상위 21개 대학	18.3	1.3
상위 11개 대학 또는 의학계열	13.3	7.9
상위 21개 대학 또는 의학계열	20.0	11.0

VI. 추정 결과

1. 축약모델(Reduced-form Model)의 결과

다음의 <표 12>~<표 14>은 고전적 최소자승법(OLS)으로 추정한 회귀분석 결과이다.¹⁵⁾ <표

15) 종속변수인 대학진학 여부가 0과 1의 값을 가지는 이변량(binary) 변수이기 때문에 프로빗(Probit) 모델이나 로짓(Logit) 모델로 추정하는 것이 더 적절할 수 있으나 본 연구에서는 이 변수를 마치 연속변수(continuous variable)인 것처럼 생각하여 OLS(정확하게, 선형확률모형(Linar Probability Model, LPM))으로 추정하기로 한다. 실제로 선형확률모형에서의 한계적 효과(marginal effects)와 프로빗 또는 로짓모형에서의 한계적 효과를 비교한 결과 둘 사이에 별 차이가 없었다. 특별히 대학진학 여부를 연속변수인

12>~<표 14>은 각각 사교육비 지출, 사교육 참가 및 사교육 유형에 따른 대학진학 효과를 나타낸다. 각 표에서 첫 5개열에서는 출생순서(birth order)가 고려되지 않았고 나머지 5개열에서는 출생순서의 직접적 효과가 고려되었다. 각각의 경우에서 첫째 열은 종속변수가 4년제대학 진학여부, 둘째 열에서는 상위 11개 대학 진학여부, 셋째 열에서는 상위 21개 대학 진학여부, 넷째와 다섯째 열에서는 이들 상위 11개와 21개 대학에 의학계열까지 포함한 상위권 대학 진학여부이다.

<표 12>에 나타나 있는 것과 같이, 대학진학에 있어 학생을 성별 차이는 전반적으로 별로 유의하지 않으나 4년제 대학 진학에 있어서는 (인문계) 여자 고등학교 학생이 남학생에 비해 약 9% 정도 낮다. 모든 모형(specifications)에 걸쳐 부모의 학력수준이 자녀의 대학진학에 긍정적인 영향을 주기는 하지만 통계적으로 유의하지는 않다. 그러나 가구의 경제력은 자녀의 대학진학에 양(+)의 (그리고 통계적으로 유의한) 영향을 미치는 것으로 나타난다. 표에 나와 있는 연간가구소득 계수의 추정치는 가구소득이 연 백만원 증가할 경우 4년제대학에 진학할 확률이 0.3% 증가하고, 상위 21개대학 또는 여기에 의학계열을 포함한 상위 21개대학에 진학할 확률이 약 0.2% 증가함을 의미한다. 이러한 수치는 작기는 하지만 통계적으로 유의하여 학력이 경제력에 의해 좌우되는 우리나라의 상황을 잘 보여주고 있다. 그러나 기타 가구의 특성(어머니의 출생코호트나 거주지역)이나 학생이 거주하는 지역의 전반적인 교육환경(학생/교사 비율 또는 대학진학률)은 학생들의 대학진학에 별 영향을 미치지 않는다. 이러한 결과는 출생순서 변수들을 포함할 경우(6~10열)에도 그대로 유지된다.

사교육의 성과와 관련하여 OLS 회귀분석 결과는 개인, 가구, 지역의 특성을 통제할 경우 사교육 참여가 대학진학에 유의한 영향을 미치지 못한다는 결과는 제시하고 있다. <표 12>에 나와 있는 것과 같이, 모든 모형에 걸쳐 사교육비 지출 계수의 추정치는 양(+)의 부호를 가져 사교육에 참여한 학생들이 그렇지 못한 학생들보다 대학진학에 유리하다는 것을 나타내주지만, 표준편차가 커, 이러한 수치가 통계적으로 0보다 크다고 볼 수는 없다. 이러한 현상은 4년제대학 전체를 볼 때나 상위권대학에 한정하나 차이가 없다.

사교육 참여 여부 대신 사교육비 지출을 설명변수를 이용하여 사교육의 대학진학에 대한 효과를 살펴볼 경우(<표 13>)에도 비슷한 결과가 나타난다. 모든 모형에 걸쳐 사교육비 지출 계수의 추정치는 0.001 정도(사교육비 지출 1만원 증가시 대학에 진학하는 확률이 0.1% 높아짐)로 매우 작고 통계적으로도 유의하지 않다. 또한 사교육 유형을 개인과외와 기타 과외로 나눌 경우(<표 14>), 각각의 사교육이 대학진학과 양의 상관관계를 보이고 있으나 통계적으로 유의하지는 않다. 또 개인과외 추정치가 기타 과외 추정치보다 커 개인과외가 기타 과외보다 대학진학에 유리한 것처럼 보이지만, 개인과외가 통계적으로 유의할 정도로 기타 과외에 비해 대학진학에 유리한 것은 아니다. 따라서 상대적으로 비싼 개인과외를 시킨다고 해서 대학진학을 보장할 수 있는 것이 아님을 보여주고 있다.

이상의 OLS 결과를 종합해볼 때, 학생과 학부모가 기대하듯 사교육이 대학진학에 도움을 준다

것처럼 가정하는 이유는 나중에 사교육의 내생성문제를 해결하기 위해 2SLS 방법을 적용할 때 유용하기 때문이다.

는 증거는 발견되지 않는다. 이러한 결과는 사교육 변수를 지출로 하거나 참여 여부 또는 사교육 유형으로 나누어 상대적 효과를 볼 경우 모두에 걸쳐 일관되게 나타났다. 내생성을 통제하지 않은 OLS에서 조차 사교육의 효과가 나타나지 않는다는 결과는 Tansel & Bircan(2005b)이나 Kang(2005)의 연구결과와는 다르다. 이들 연구에서는 OLS 모형의 경우 사교육이 대학입시 성적이나 대학진학에 (통계적으로 유의하게) 도움이 되는 것으로 분석되었다.

<표 12> 사교육 참여에 따른 대학진학에 대한 효과: Linear Probability Model

	종속변수: 대학진학 여부									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	4년제 대학	상위 11개 대학	상위 21개 대학	상위 11개 대학 또는 의학계열	상위 21개 대학 또는 의학계열	4년제 대학	상위 11개 대학	상위 21개 대학	상위 11개 대학 또는 의학계열	상위 21개 대학 또는 의학계열
사교육 참여	0.005 (0.912)	0.009 (0.633)	0.003 (0.909)	0.009 (0.634)	0.003 (0.886)	0.001 (0.991)	0.008 (0.649)	0.003 (0.903)	0.008 (0.687)	0.003 (0.915)
첫째 자녀						0.059 (0.143)	0.015 (0.475)	0.008 (0.735)	0.026 (0.253)	0.019 (0.467)
단독 자녀						0.019 (0.794)	-0.027 (0.281)	-0.031 (0.368)	-0.012 (0.702)	-0.015 (0.688)
여학생	-0.090 (0.018)	-0.001 (0.971)	0.014 (0.551)	-0.007 (0.719)	0.007 (0.768)	-0.091 (0.016)	-0.002 (0.919)	0.013 (0.587)	-0.008 (0.677)	0.006 (0.803)
대학졸업 이상 어머니	0.047 (0.462)	0.052 (0.251)	0.087 (0.090)	0.042 (0.353)	0.077 (0.134)	0.041 (0.522)	0.051 (0.260)	0.087 (0.090)	0.041 (0.380)	0.076 (0.141)
1950년 이전 출생 어머니	-0.071 (0.497)	0.003 (0.941)	0.036 (0.527)	-0.009 (0.814)	0.025 (0.668)	-0.056 (0.597)	0.014 (0.703)	0.046 (0.419)	0.003 (0.945)	0.035 (0.549)
서울	-0.003 (0.967)	0.003 (0.932)	0.042 (0.408)	0.006 (0.883)	0.045 (0.399)	0.003 (0.974)	0.003 (0.947)	0.040 (0.426)	0.008 (0.861)	0.045 (0.395)
광역시	0.025 (0.657)	0.000 (0.989)	0.019 (0.538)	-0.009 (0.760)	0.010 (0.775)	0.029 (0.613)	0.002 (0.952)	0.020 (0.524)	-0.007 (0.806)	0.011 (0.746)
연간가구소득(백만원)	0.004 (0.001)	0.001 (0.091)	0.002 (0.010)	0.001 (0.088)	0.002 (0.010)	0.004 (0.001)	0.001 (0.111)	0.002 (0.013)	0.001 (0.101)	0.002 (0.012)
지역(군구)내 인문계고등학교의 학생/교사 비율	-0.016 (0.172)	0.004 (0.567)	0.006 (0.386)	0.001 (0.865)	0.004 (0.617)	-0.017 (0.157)	0.004 (0.562)	0.006 (0.378)	0.001 (0.876)	0.004 (0.620)
지역(시도)내 인문계고등학교 학생의 4년제 대학 진학률	0.007 (0.145)	-0.003 (0.192)	0.001 (0.752)	-0.002 (0.457)	0.002 (0.588)	0.007 (0.144)	-0.003 (0.189)	0.001 (0.757)	-0.002 (0.456)	0.002 (0.587)
표본 수	673	673	673	673	673	673	673	673	673	673
R2	0.057	0.043	0.051	0.032	0.041	0.061	0.046	0.052	0.034	0.042

참고: 위의 변수들 외에 연도별 더미변수들도 회귀분석에 사용되었음. ()안은 p-value임. 굵게 표시된 숫자는 최소 10% 내에서 통계적으로 유의한 경우임.

<표 13> 사교육비 지출에 따른 대학진학 효과: Linear Probability Model

	4년제 대학	상위 11개 대학	상위 21개 대학	상위 11개 대학 또는 의학 계열	상위 21개 대학 또는 의학 계열	4년제 대학	상위 11개 대학	상위 21개 대학	상위 11개 대학 또는 의학 계열	상위 21개 대학 또는 의학 계열
사교육비 지출(만원)	0.001 (0.466)	0.001 (0.277)	0.001 (0.535)	0.001 (0.199)	0.001 (0.410)	0.001 (0.544)	0.001 (0.297)	0.001 (0.543)	0.001 (0.230)	0.001 (0.439)
개인변수(첫째 자녀, 단독자녀) 포함 여부	X	X	X	X	X	O	O	O	O	O

참고: (1) 위의 독립변수들 외에 여학생 여부, 거주지역 인문계 고등학교 학생/교사 비율, 거주지역의 인문계 고등학교 학생들의 4년제 대학 진학률, 지역 및 연도별 더미변수들도 회귀분석에 사용되었음.
(2) 괄호 안의 값은 p-value임.

<표 14> 사교육의 종류에 따른 대학진학 효과 (개인과의 vs. 기타과의): Linear Probability Model

	4년제 대학	상위 11개 대학	상위 21개 대학	상위 11개 대학 또는 의학 계열	상위 21개 대학 또는 의학 계열	4년제 대학	상위 11개 대학	상위 21개 대학	상위 11개 대학 또는 의학 계열	상위 21개 대학 또는 의학 계열
개인과의	0.101 (0.212)	0.010 (0.828)	0.021 (0.719)	0.019 (0.703)	0.030 (0.623)	0.090 (0.269)	0.009 (0.847)	0.021 (0.711)	0.015 (0.763)	0.027 (0.648)
기타과의	-0.001 (0.974)	0.009 (0.642)	0.001 (0.952)	0.009 (0.661)	0.002 (0.944)	-0.005 (0.912)	0.008 (0.655)	0.002 (0.943)	0.008 (0.706)	0.001 (0.966)
개인과의 - 기타과의	0.102 (0.153)	0.001 (0.972)	0.020 (0.734)	0.010 (0.833)	0.028 (0.636)	0.095 (0.187)	0.001 (0.986)	0.019 (0.728)	0.007 (0.877)	0.026 (0.654)
개인변수(첫째 자녀, 단독자녀) 포함 여부	X	X	X	X	X	O	O	O	O	O

참고: (1) 위의 독립변수들 외에 여학생 여부, 거주지역 인문계 고등학교 학생/교사 비율, 거주지역의 인문계 고등학교 학생들의 4년제 대학 진학률, 지역 및 연도별 더미변수들도 회귀분석에 사용되었음.
(2) 괄호 안의 값은 p-value임.

2. 도구변수를 이용한 결과

이제까지의 OLS모형을 통한 사교육의 효과 측정에는(<표 12>~<표 14>) 사교육 참여의 내생성(즉, 관찰되지 않는 능력과 성취동기 등 학생 개인의 특성과 사교육 참가 사이에 체계적으로 밀접한 관계가 이루어져 사교육 참여 변수에 편익이 생기는 현상)이 통제되지 않았다. 그러나 사교육의 내생성을 통제할 경우 유의하지 않았던 사교육변수의 추정치들이 내생성의 내용과 정도에 따라

유의하게 변할 수도 있다. 이제부터는 출생순서(birth order)를 사교육 변수에 대해 외생적으로 주어진 도구변수(IV, instrumental variable)로 삼아 사교육의 내생성을 해결하여 대학진학에 대한 효과를 분석한다.

먼저, <표 15>와 <표 16>는 사교육비 지출의 내생성을 통제할 경우의 사교육의 효과를 나타낸다. 출생순서가 사교육비 지출에 대한 유용한 도구변수가 되기 위해서는 출생순서가 사교육비 지출과 밀접한 상관관계를 맺고 있어야 하는데, <표 15>의 결과는 이러한 상관관계를 잘 나타내주고 있다. <표 15>에 나와 있는 결과에 따르면, 두 자녀 이상을 둔 가구에서의 둘째 이하 자녀에 비해 첫째 자녀는 약 3만 8천원 정도 더 사교육비를 지출하고, 독자인 경우에는 약 3만 6천원 정도 더 많이 지출한다. 이 두 변수들은 개별적으로 통계적으로 유의할 뿐 아니라, 사교육비를 설명하는 데 있어 공동으로(jointly) 유의한 역할을 하여(F-test 값이 통계적으로 5%의 수준에서 유의함) 이들이 사교육비 지출에 대한 유용한 도구가 될 수 있음을 보여주고 있다. 그러나 <표 16>에 나타난 결과는 출생순서를 사교육비 지출에 대한 도구변수를 이용하더라도 사교육이 대학진학에 유의한 영향을 미치지 않는다는 것을 암시하고 있다. 사교육비 지출의 추정치가 여전히 양(+)의 값을 가지고 추정치의 크기 또한 OLS 추정치보다 크지만(<표11>), 통계적으로 유의하지는 않다.¹⁶⁾

16) <표 15> 하단에 있는 통계치들은 도구변수들(첫째 자녀와 독자)이 지녀야 할 다른 특성에 대해 테스트하고 있다. 이 통계치들(under-identification test 및 over-identification test)에 따르면 두 도구변수들이 대학진학식 (1)에 있는 오차항과 밀접한 상관관계를 맺고 있지 않다는 것을 암시하고 있다. 그러나 두 도구변수들과 사교육비 지출 사이의 상관관계가 아주 강하지는 않는데(weak IV test), 이럴 경우 2SLS 추정치의 효율성이 떨어지고 편의가 생길 가능성이 있다(Bound, Jaeger, & Baker, 1995). 또한 Durbin-Wu-Hausman test는 이 도구변수들을 이용하였을 때 사교육비 지출이 실제로 내생적인지를 나타내 주는데, 표에 있는 결과는 사교육비 지출이 반드시 내생적이라고 볼만한 이유가 없다는 것을 암시하고 있다.

<표 15> First-stage regression: 사교육비 지출

	종속변수: 사교육비 지출(만원)
IV1: 첫째 자녀	3.780 (0.008)
IV2: 단독 자녀	3.566 (0.098)
여학생	1.231 (0.367)
어머니의 교육: 대학졸업 이상	14.935 (0.000)
1950년 이전 출생 어머니	0.298 (0.902)
서울	4.088 (0.131)
광역시	3.330 (0.044)
연간가구소득(백만원)	0.365 (0.000)
지역(군구)내 인문계고등학교의 학생/교사 비율	0.125 (0.753)
지역(시도)내 인문계고등학교 학생의 4년제 대학 진학률	-0.414 (0.001)
Joint Test (F-test) of IVs = 0	F(3,658) = 4.03 Prob > F = 0.018
표본 수	673
R2	0.375

- 참고: (1) 위의 독립변수들 외에 연도별 더미변수들도 회귀분석에 사용되었음.
 (2) 괄호 안의 값은 p-value임.
 (3) 굵게 표시된 숫자는 최소 10% 내에서 통계적으로 유의함.

<표 16> 사교육비 지출의 대학진학에 대한 효과: IV Regression

	4년제 대학	상위 11개 대학	상위 21개 대학	상위 11개 대학 또는 의학계열	상위 21개 대학 또는 의학계열
사교육비지출(만원)	0.014 (0.202)	0.003 (0.616)	0.001 (0.897)	0.005 (0.326)	0.004 (0.563)
여학생 여부	-0.108 (0.014)	-0.004 (0.857)	0.013 (0.596)	-0.014 (0.527)	0.002 (0.924)
대학졸업 이상 어머니	-0.171 (0.352)	0.013 (0.876)	0.075 (0.462)	-0.042 (0.654)	0.020 (0.853)
1950년 이전 출생 어머니	-0.069 (0.515)	0.003 (0.945)	0.037 (0.533)	-0.008 (0.886)	0.026 (0.681)
서울	-0.054 (0.571)	-0.006 (0.896)	0.039 (0.456)	-0.013 (0.785)	0.032 (0.568)
광역시	-0.019 (0.792)	-0.008 (0.816)	0.016 (0.677)	-0.026 (0.471)	-0.002 (0.962)
연간가구소득(백만원)	-0.001 (0.731)	0.000 (0.807)	0.002 (0.366)	-0.001 (0.791)	0.001 (0.664)
지역(군구)내 인문계고등학교의 학생/교사 비율	-0.019 (0.156)	0.003 (0.579)	0.006 (0.409)	0.000 (0.962)	0.003 (0.699)
지역(시도)내 인문계고등학교 학생의 4년제 대학 진학률	0.013 (0.064)	-0.002 (0.627)	0.001 (0.754)	0.000 (0.890)	0.003 (0.425)
Partial R2 of excluded IVs	0.016	0.016	0.016	0.016	0.016
Test of excluded IVs					
F(2,658)	3.86	3.86	3.86	3.86	3.86
Prob. > F	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)
Underid Test					
Anderson Canon. Corr. LR (Chi-sq(2))	7.859 (0.020)	7.859 (0.020)	7.859 (0.020)	7.859 (0.020)	7.859 (0.020)
Cragg-Donald N*minEval (Chi-sq(2))	7.91 (0.019)	7.91 (0.019)	7.91 (0.019)	7.91 (0.019)	7.91 (0.019)
Overid Test of All IVs					
Sargan. Stat.(Chi-sq)	0.199 (0.656)	1.222 (0.269)	0.740 (0.390)	0.762 (0.383)	0.494 (0.482)
Weak IV Test					
Crag-Donald Stat. (F-stat)	3.86	3.86	3.86	3.86	3.86
Test of Exogeneity of 사교육 참가					
D.u.r.b.i.n - W u - H a u s m a n (Chi-sq(1))	1.750 (0.186)	0.115 (0.736)	0.039 (0.844)	0.692 (0.405)	0.225 (0.636)

참고: (1) 위의 독립변수들 외에 연도별 더미변수들도 회귀분석에 사용되었음.
 (2) 괄호 안의 값은 p-value임.
 (3) 굵게 표시된 숫자는 최소 10% 내에서 통계적으로 유의함.

사교육 참여 여부와 사교육 유형에 따른 대학진학 효과를 이들 도구변수를 이용하여 분석할 경우에도 사교육의 유의한 효과가 드러나지 않는다(<표 18>과 <표 20> 참조). 그러나 출생순서를 이들 사교육 변수들에 대한 도구변수로 사용하기에는 이들 변수와 사교육 변수들 사이에 상관관계가 강하지 않아(<표 17>과 <표 19>에서 이들 변수들에 대한 joint test를 참조) 2SLS의 추정치에 편향(bias)이 생길 수 있고 추정치의 효율성이 떨어지기 때문에(Bound, Jaeger and Baker, 1995) 해석상 주의가 요구된다.

<표 17> First-stage regression: 사교육 참여

	종속변수: 사교육 참가 여부
IV1: 첫째 자녀	0.062 (0.072)
IV2: 단독 자녀	0.091 (0.168)
여학생	0.039 (0.237)
어머니의 교육: 대학졸업 이상	0.075 (0.090)
1950년 이전 출생 어머니	0.058 (0.502)
서울	0.016 (0.824)
광역시	0.002 (0.969)
연간가구소득(백만원)	0.006 (0.000)
지역(군구)내 인문계고등학교의 학생/교사 비율	0.018 (0.078)
지역(시도)내 인문계고등학교 학생의 4년제 대학 진학률	-0.004 (0.385)
Joint Test (F-test) of IVs = 0	F(2,658) = 2.07 Prob > F = 0.127
표본 수	673
R2	0.198

참고: (1) 위의 독립변수들 외에 연도별 더미변수들도 회귀분석에 사용되었음.

(2) 괄호 안의 값은 p-value임.

(3) 굵게 표시된 숫자는 최소 10% 내에서 통계적으로 유의함.

<표 18> 사교육 참여에 따른 대학진학에 대한 효과: IV Regression

	4년제 대학	상위11개 대학	상위 21개 대학	상위 11개 대학 또는 의학계열	상위 21개 대학 또는 의학계열
사교육 지출(만원)	0.684 (0.284)	0.060 (0.827)	-0.028 (0.934)	0.226 (0.468)	0.138 (0.697)
Underid Test					
Anderson Canon. Corr. LR (Chi-sq(2))	4.33 (0.115)	4.33 (0.115)	4.33 (0.115)	4.33 (0.115)	4.33 (0.115)
Cragg-Donald N*minEval (Chi-sq(2))	4.34 (0.114)	4.34 (0.114)	4.34 (0.114)	4.34 (0.114)	4.34 (0.114)
Overid Test of All IVs					
Sargan. Stat.(Chi-sq(1))	0.496 (0.481)	1.430 (0.232)	0.748 (0.387)	1.131 (0.288)	0.671 (0.413)
Weak IV Test					
Crag-Donald Stat. (F-stat)	2.12	2.12	2.12	2.12	2.12
Test of Exogeneity of endogenous variables					
Durbin-Wu-Hausman (Chi-sq(2))	1.545 (0.214)	0.036 (0.850)	0.008 (0.928)	0.548 (0.459)	0.150 (0.698)

참고: (1) 기타 설명변수들은 앞의 first stage에서 사용된 변수와 같음.

(2) 괄호 안의 값은 p-value임.

(3) Partial R-sq of excluded IVs in 사교육비 지출식 (first-stage) = 0.013; Test of excluded IVs in 개인과의 참여식 (first-stage) $F(3,658) = 2.86$ with Prob > F = 0.036.

<표 19> First-stage regression: 사교육 유형 (표본 수 = 673)

	종속변수	
	개인과의 참여	기타과의 참여
IV1: 첫째 자녀	0.048 (0.027)	0.015 (0.704)
IV2: 단독 자녀	0.065 (0.126)	0.027 (0.720)
여학생 여부	0.008 (0.687)	0.031 (0.406)
어머니의 교육: 대학졸업 이상	0.135 (0.005)	-0.061 (0.338)
1950년 이전 출생 어머니	-0.004 (0.926)	0.062 (0.516)
서울	-0.026 (0.528)	0.042 (0.591)
광역시	0.037 (0.218)	-0.035 (0.547)
연간가구소득(백만원)	0.004 (0.000)	0.002 (0.168)
지역(군구)내 인문계고등학교의 학생/교사 비율	-0.005 (0.485)	0.023 (0.047)
지역(시도)내 인문계고등학교 학생의 4년제 대학 진학률	-0.003 (0.209)	-0.001 (0.847)
Joint Test (F-test) of IVs = 0	F(2,658) = 3.13 Prob > F = 0.044	F(2,658) = 0.11 Prob > F = 0.893
R2	0.179	0.082

참고: (1) 위의 독립변수들 외에 지역별(서울, 광역시), 연도별더미변수들도 회귀분석에 사용되었음.
(2) 괄호 안의 값은 p-value임.

<표 20> 사교육 유형에 따른 대학진학에 대한 효과: IV Regression

	4년제 대학	상위 11개 대학	상위 21개 대학	상위 11개 대학 또는 의학과열	상위 21개 대학 또는 의학과열
개인과의	4.088 (0.924)	2.563 (0.938)	2.164 (0.940)	2.738 (0.933)	2.339 (0.935)
기타과의	-9.166 (0.941)	-7.183 (0.939)	-6.371 (0.939)	-7.042 (0.940)	-6.230 (0.939)
개인과의 - 기타과의	13.254 (0.936)	9.746 (0.939)	8.535 (0.939)	9.780 (0.938)	8.569 (0.938)
Test of Exogeneity of endogenous variables					
Durbin-Wu-Hausman (Chi-sq(2))	1.922 (0.382)	1.476 (0.478)	0.764 (0.683)	1.789 (0.409)	0.802 (0.670)

참고: (1) 위의 독립변수들 외에 연도별 더미변수들도 회귀분석에 사용되었음.

(2) 괄호 안의 값은 p-value임.

(3) Partial R-sq of excluded IVs in 개인과의 참여식 (first-stage) = 0.009; Test of excluded IVs in 개인과의 참여식 (first-stage) $F(2,658) = 3.13$ with Prob > F = 0.044. (4) Partial R-sq of excluded IVs in 기타과의 참여식 (first-stage) = 0.000 Test of excluded IVs in 기타과의 참여식 (first-stage) $F(2,658) = 0.11$ with Prob > F = 0.893.

3. 사교육 변수가 과연 내생적인가?

OLS의 사교육 추정치에 편의(bias)가 있느냐, 또 있으면 어느 정도일 것인가에 대답은 사교육 변수와 식 (1)의 오차항에 포함되어 있는 관찰자에게 보이지 않는 특성들이 어떤 관계를 맺고 있는가에 달려있다. 인적자본론에서 개인들의 교육투자 결정은 각자의 주어진 (능력과 같은) 특성 하에서 한계적인 투자가 가져다 줄 수익과 비용에 의해 결정된다고 보는데, 이러한 편인과 비용은 개인들의 특성과 밀접하게 관련되어 있기 때문에 서로 다른 개인들의 비교를 통한 투자수익률의 측정에는 편의가 발생할 가능성이 있다는 것을 우려해 왔다. 만약 이러한 우려대로 능력과 같은 특성과 사교육 투자에 대한 결정이 아주 밀접히 관련되어 있다면 OLS에서 구한 사교육 효과의 추정치는 진정한 교육효과를 제대로 나타내주지 못할 것이다. 그러나 만약 능력과 같은 특성이 사교육 투자에 관한 결정과 체계적으로 관련되어 있지 않다면, OLS의 추정치는 어느 정도 신뢰할 수 있는 사교육의 효과를 나타낼 것이다.

불행하게도, KLIPS 데이터에는 능력 또는 이것의 대리변수인 시험성적과 같은 특성변수가 없어

OLS의 추정치에 얼마만큼의 편의를 초래할지 파악할 수 없다. 그러나 최근 최상근 외(2003)에 따르면 고등학교 학생들은 성적과 사교육 참여간 관계가 완전히 선형적(linear)이지 않는 것으로 조사되었는데, 이는 OLS 추정치가 어느 정도 신뢰할 만한 사교육 효과를 측정할 수 있다는 사실을 암시한다. 이 조사에 따르면 중간수준의 성적 이상에서는 성적이 높을수록 사교육 참여비율도 높아지지만, 최하위성적 계층에서도 최상위성적 계층과 비슷한 사교육 참여비율을 보여 성적과 사교육 참가율간 U자형의 관계를 보였다(<표 21> 참조). 아마도 위의 2SLS 추정에서 사교육 변수가 내생적인지에 대한 테스트(Durbin-Wu-Hausman test)의 통계치가 사교육 변수의 내생성을 기각했던 데에도 이러한 체계적이지 않는 학업성적과 사교육참가간 관계 때문일 수 있다.

<표 21> 부모가 인지한 고등학교학생의 성적별 사교육 참여 비율

	사교육 참가율 (%)
최상위분위	68.4
2분위	58.4
3분위	46.9
4분위	46.5
최하위분위	61.6
전체	56.3

자료: 최상근 외(2003)의 <표 IV-19>(pp.44-45) 재구성

VII. 결론

현재 우리나라의 사교육 시장은 매우 크고 또 지속적으로 확대되어 가고 있다. 사교육은 다양화된 교육서비스에 대한 욕구의 충족이나 학습능력 또는 생산성 향상을 통한 사적·사회적 수익 제고 등 긍정적인 역할을 할 가능성이 있지만, 다른 한편으로 공교육의 교란, (사)교육 기회의 불평등 심화로 인한 사회적 위화감 확대 등 부정적 역할을 할 가능성도 무시하지 못할 것이다. 따라서 사교육에 대한 정책은 이러한 편익과 비용에 대한 종합적인 평가를 바탕으로 입안되어야 할 것이다. 그러나 이제까지의 사교육에 대한 논의는 현실에 대한 정확한 평가에 기반하지 않은 경우가 많았으며, 기존의 연구들도 대부분 사교육의 사회적 비용 측면에만 초점이 맞추어져 사교육의 가능한 성과에 대한 분석은 상대적으로 빈약한 실정이다. 이에 본 연구에서는 사교육의 성과를 대학

진학이라는 측면에서 고찰하여 사교육에 관한 연구와 효과적인 사교육 정책 수립에 기여하고자 하였다. 구체적으로 본 연구는 고등학교학생들의 사교육이 대학진학에 어떤 영향을 미치는지를 분석해 보았다. 분석을 위해 사용된 자료는 한국노동패널조사의 3차(2000년)-8차(2005)년도 데이터이며, 일반계 고등학교학생에 한정하여 그 효과를 파악하였다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

먼저 사교육비 지출이나 참여에 있어 계층간 격차가 현저하다는 사실이다. 부모의 소득수준에 따른 고등학생들의 사교육비 지출과 참여율 격차는 중저위 소득그룹 사이에는 별로 심하지 않으나 최상위와 기타 그룹들간의 격차가 매우 크게 나타났다. 비슷한 맥락에서 자녀의 사교육이 부모의 교육수준과 강한 양의 상관관계가 있다는 것도 살펴보았다. 특히, 대학 이상의 고학력 어머니를 둔 학생들과 고등학교 이하의 학력을 가진 어머니를 둔 학생들 사이에 사교육 격차가 크게 나타나 교육기회의 불평등 현상이 심각하다는 것을 확인할 수 있었다. 사교육과 마찬가지로 대학진학에 있어서도 비슷한 형태의 격차가 존재한다. 가구소득이 높을수록, 그리고 부모의 학력이 높을수록 일반 4년제 대학이나 상위권대학에 진학하는 확률이 높은 것으로 나타나 소위 학력/부의 세습 가능성을 확인시켜 주었다.

학생들이 사교육을 받는 대전제는 사교육이 학업성취도나 노동시장에서의 성과 측면에서 일정 정도 이상 '수익'을 가져다 줄 것이라는 기대 때문이다. 그러나 사교육의 수익과 관련하여 본 연구의 결과는 최소한 대학입학이라는 측면에서는 사교육이 큰 성과를 거두고 있지 않는다는 것을 밝혀내었다. 본 연구의 결과에 따르면, 사교육에 참여할 경우 그렇지 않은 경우보다 대학에 진학할 확률이 높지만 그 정도가 통계적으로 유의하지 않았다. 사교육비 지출도 비슷한 결과를 보였는데, 사교육에 지출하는 액수가 많아지더라도 대학에 진학할 확률이 통계적으로 유의할 만큼 높아지지 않았다. 이러한 결과는 일반 4년제 대학에 진학하는 경우이든 상위권대학에 진학하는 경우이든 상관없이 일관되게 나타났으며, 사교육 참여 또는 사교육비 지출의 내생성을 고려하여 분석하였을 경우에도 사교육의 유의한 성과를 찾을 수 없었다.

사교육의 성과가 미미하다면 왜 그렇게 많은 학생들이 사교육을 받고 있으며, 엄청난 액수가 사교육에 투자되고 있을까? 사교육이 대학진학에 미치는 효과가 거의 없다는 본 연구의 결과는 최소한 최근의 사교육 열풍이 사교육의 (경제적) 수익 또는 성과 때문이 아니라는 것을 암시해준다. 본 연구에서 밝혀내지는 못했지만, 일부에서 지적하듯 학부모나 학생들이 사교육에 대해서 일종의 '환상'을 가지고 있기 때문에 사교육이 보편화되고 있는지도 모른다. 다시 말하면, 사교육의 성과가 정확히 밝혀지지 않은 상황에서 학생과 학부모들의 사교육에 대한 주관적 인식이 현실과 다르게 과대평가될 수 있다. 또 평균적인 학생의 경우 사교육을 통해 큰 이득을 보지 못함에도 불구하고 일부학생의 성공이 지나치게 부각되어 사교육의 효과가 부풀려질 수도 있을 것이다. 아니면, 사교육의 효과에 대한 학부모 및 학생들의 평가가 정확할지라도 소위 '불안심리' 때문에 사교육을 그만두

지 못할 수도 있을 것이다. 사교육을 받는다는 것이 하나의 사회적 규범(social norm)이 되어가고 있는 상황에서 이러한 ‘비경제적’ 요인들이 보편화되어가고 있는 사교육을 더 설득력 있게 설명해 줄 수도 있다. 앞으로 여러 측면에서 이러한 요인들에 대한 분석이 좀 더 면밀하게 이루어져야 할 것이며 정부의 사교육 대책도 여러 결과들을 종합하여 이루어져야 할 것이다.

본 연구 역시 여러 가지 한계점들을 가지고 있다는 것을 부인할 수 없고, 이러한 한계점들은 향후 연구에서 지속적으로 보완되어야 할 것이다. 먼저, 사교육의 효과 측정에 있어 본 연구는 대학 진학이라는 측면에만 초점을 맞추었는데, 사교육이 대학진학에(특히 상위권대학에)는 큰 영향을 미치지 않는다고 할지라도 제한된 범위 내에서 학업성적(또는 능력)을 향상시킬 수는 있을 것이다. 이러한 한계적(marginal 또는 intensive margin)인 효과는 (상위권)대학진학 여부로는 살펴볼 수 없을지라도 분명히 긍정적인 사교육 효과이다. 이러한 한계적인 효과의 측정을 위해서는 표준화된 시험성적이나 대학의 순위 같은 연속적인(continuous) 사교육의 결과변수들이 필요한데, 아쉽게도 본 연구에서 사용된 한국노동패널에는 이러한 자료가 존재하지 않아 분석할 수 없었다. 또한 사교육은 학업성취도 뿐만 아니라 노동시장의 성과에도 큰 영향을 미칠 수 있는데, 본 연구에서는 자료의 한계상 노동시장의 성과에 대한 영향은 분석할 수 없었다. 후자의 노동시장 성과에 대한 영향은 궁극적으로 사교육의 사적 수익(private return)을 가늠해볼 수 있는 중요한 연구 주제이므로 향후 자료가 축적되면 깊이 연구되어야 할 것이다. 마지막으로, 본 연구에서 사교육 참여나 사교육비 지출의 내생성을 통제하기 위해 출생순서를 도구변수를 사용하였는데, 다른 유용한 도구변수들을 이용할 경우 결과가 어떻게 바뀌는지 살펴보는 것도 사교육 효과의 측정에 대한 논의를 진전시키는 데 큰 도움이 될 것이다.

참고문헌

- 공은배 외 (2001), 『교육비 조사 연구』, 한국교육개발원.
- 김양분·김미숙 (2002), 『입시학원의 교육 실태 분석』, 한국교육개발원, 연구보고 RR2002-1.
- 김영철 외 (2001), 『사교육비 해소 방안 - 과열 과외를 중심으로』, 한국교육개발원.
- 김정호·박승록 (1997), 『사교육비 지출의 국민경제적 효과』, 삼성경제연구소.
- 김홍주 외 (1998), 『한국의 교육비 조사 연구』, 한국교육개발원.
- 양정호 (2003), 『중학생의 과외참여 요인에 관한 연구』, 한국교육, 30(2), pp.261~283.
- 양정호 (2005), 「사교육비 지출에 대한 종단적 연구: 한국노동패널조사의 위계적 선형모형 분석」, 『교육사회학연구』, 15(2), pp.121~145.
- 양정호 (2006), 「한국의 사교육비 격차에 관한 연구: 한국노동패널조사의 다극화 지수와 지니계수를 이용한 분석」, 제7차 한국노동패널 학술대회 발표논문.
- 이성림 (2002), 「가계의 소득계층별 사교육비 지출 불평등」, 『대한가정학회지』, 40(9), pp.143~159.
- 이성림 (2005), 「사교육비 부담과 가계의 소비지출」, 『한국가정관리학회지』, 23(3), pp.63~76.
- 이영 (2004), 「가계특성에 따른 사교육비 분포」, 교육개혁포럼 월례 발표 논문.
- 장수명 (2002), 「대학교육의 경제학」, 『노동정책연구』, 2(1), pp.47~79.
- 최상근 외 (2003), 『사교육 실태 및 사교육비 규모 분석 연구』, 한국교육개발원, CR 2003-19.
- 한국교육개발원 (1999), 『사교육(과외비) 실태조사 연구보고서』.
- 한국교육개발원, 『교육통계연보』, 각년호.
- 한국노동연구원, 『한국노동패널 유저가이드』, 각년호.
- 한준·한신갑 (2006), 「대졸자의 사회경제적 성과를 통해 본 대학간 불평등」, 제7회 한국노동패널 학술대회 발표논문.
- Angrist, J. D., & Krueger, A. B. (1991), "Does Compulsory Schooling Affect Schooling and Earnings?", *Quarterly Journal of Economics*, 106(4), pp.979~1014.
- Ashenfelter, O., & A. Krueger (1994), "Estimates of the Economics Return to Schooling from a New Sample of Twins", *American Economic Review*, 84(5), pp.1157~1173.
- Behrman, J. R. (1988), "Nutrition, Health, Birth Order and Seasonality: Intrahousehold Allocation Among Children in Rural India", *Journal of Development Economics*, 28(1), pp.43~62.
- Birdsall, N. (1991), "Birth Order Effects and Time Allocation", in T. P. Schultz Ed., *Research in*

- Population Economics. A Research Annual, Greenwich, CT and London: JAI Press, pp.191~213.
- Blake, J. (1981), "Family Size and the Quality of Children", *Demography* 4, pp.421~442.
- _____ (1989), *Family Size and Achievement*, Berkeley and Los Angeles, CA: University of California Press.
- Bray, M. (1999), *The Shadow Education System: Private Tutoring and Its Implications for Planners*. *Fundamentals of Educational Planning* (61), International Institute for Educational Planning. United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization.
- Bray, M., & Kwok, P. (2003), "Demand for Private Supplementary Tutoring: Conceptual Considerations, and Socio-Economic Patterns in Hong Kong", *Economics of Education Review*, 22(6), pp611~620.
- Brewer, E. R. E. & R. G. Ehrenberg (1999), "Does It Pay to Attend an Elite Private College? Cross-Cohort Evidence on the Effects of College Type on Earnings", *Journal of Human Resources*, 34, pp104~123.
- Bound, J., D. A. Jaeger, & R. M. Baker (1995), "Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable is Weak", *Journal of the American Statistical Association*, 90(430), pp.443~450.
- Greewald, R., L. V. Hedges, & R. D. Laine (1996), "The Effect of School Resources on Student Achievement", *Review of Educational Research*, 66(3), pp.361~396.
- Card, D. & A. B. Krueger (1996), "School Resources and Student Outcomes: An Overview of the Literature and New Evidence from North and South Carolina", *Journal of Economic Perspectives*, 10(4), pp.31~50.
- Dale, S. B. & A. B. Krueger (2002), "Estimating the Payoff to Attending a More Selective College: An Application of Selection on Observables and Unobservables", *Quarterly Journal of Economics* 117(4), pp1491~1527.
- Evans, W., & Schwab, R. (1995), "Finishing High School and Starting College: Do Catholic Schools Make a Difference?", *Quarterly Journal of Economics*, 110(4), pp941~974.
- Griliches, Z. (1977), "Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems", *Econometrica*, 45(1), pp1~22.
- Griliches, Z., & Mason, W. M. (1972), "Education, Income and Ability", *Journal of Political Economy*, 80, pp.74~103.

- Hauser, R. M. & W. H. Swell (1985), "Birth Order and Educational Attainment in Full Sibships", *American Educational Research Journal*, 22(1), pp1~23.
- Horton, A. (1988), "Birth Order and Child Nutritional Status: Evidence from the Philippines", *Economic Development and Cultural Change*, 36(2), pp.341~354.
- Hoxby, C. M. (2000), "Does Competition Among Public Schools Benefit Students and Taxpayers?", *American Economic Review*, 90, pp.1209~38.
- Kang, C. H. (2005), "The More the Better? The Effect of Private Educational Expenditures on Academic Performance: Evidence from Exogenous Variation in Birth Order", National University of Singapore, presented at the 1st Korean Education & Employment Paney Conference, Seoul, Korea.
- Kim, S., & Lee, J. (2001), "Demand for Education and Developmental State: Private Tutoring in South Korea", unpublished manuscript.
- Krueger, A. B. (2003), "Economic Considerations and Class Size", *Economic Journal*, 113(485), pp.F34~F62.
- McMahon, W. (1998), "Education Expansion and Educational Inequality on Income Distribution", *Economics of Education Review*, 15(1), pp.51~58.
- Olneck, M. R. & D. B. Bills (1979), "Family Configuration and Achievement: Effect of Birth Order and Family Size in a Sample of Brothers", *Social Psychology Quarterly* 42, pp.135~148.
- Parish, W. L. & R. J. Willis (1993), "Daughters, Education, and Family Budgets: Taiwan Experiences", *Journal of Human Resources*, 28(4), pp.863~898.
- Royer, H. N. (2004), "What All Women (and Some Men) Want to Know: Does Maternal Age Affect Infant Health", Center for Labor Economics Working Paper 68, University of California, Berkeley.
- Schultz, T. W. (1961), "Investment in Human Capital", *American Economic Review* 51, pp.1~17.
- Strobino, D., M. Ensminger, Y. Kim, & J. Nanya (1995), "Mechanisms for Maternal Age Differences in Birthweight", *American Journal of Epidemiology*, 142(5), pp.504~514.
- Tansel, A., & Bircan, F. (2005a), "Demand for Education in Turkey: A Tobit Analysis of Private Tutoring Expenditures", *Economics of Education Review*, forthcoming.
- _____ (2005b), "Effect of Private Tutoring on University Entrance Examination Performance in Turkey", unpublished manuscript.

‘사교육은 대학진학에 도움을 주는가?’ 에 대한 논평

장 수 명*

이 논문은 사교육의 효과를 분석한 흥미로운 논문이다. 특히 학부모들이 사교육에 투자하는 ‘궁극적’ 목적에 해당하는 대학진학의 성과를 노동패널 자료를 이용하여 체계적이고 엄격한 방법론을 적용하여 분석하여 의의가 크다고 생각한다.

학부모의 합리적 선택에 의한 사교육비의 지출이 대학진학, 특히 명문대학과 인기학과 진학에 긍정적 효과를 미치고 궁극적으로 그 투자 수익률이 다른 투자 수익률과 같거나 더 크다면 매우 합리적이고 타당한 투자가 될 것이다.

하지만 이러한 긍정적 효과가 없다면 사회적으로 뿐 아니라 사적으로도 매우 비합리적 행동으로 볼 수 있을 것이다. 그러나 사교육이 성적이나 대학진학에 성과를 실질적 성과를 내지 못한다 하더라도 심리적 만족이나 불안을 잠재우는 효과가 있다면 이 역시 소비재로서 효과를 갖고 있다고 본다. 이 경우 사회적 정책 처방이 어렵게 된다. 이 경우 사교육 정책은 매우 사회심리학적 요소를 고려한 정책이 되어야 할 것이다.

하지만 이러한 시각은 매우 개인적 차원에서의 효율성만을 논의한 것이다. 사회적 자원과 인적 자원의 효율적 배분이라는 관점이 필요하다고 생각된다. 사교육이 개인의 성적이나 대학진학을 돕는다고 하더라도 사회적으로 최적의 투자인가는 재고해야 할 것이다. 공교육을 통제하였을 경우 사교육을 통한 학교성적이나 대학입학성과의 향상이 나타나더라도 이것이 사회적으로 파레토 최적의 효율적인 투자인지 하는 문제가 될 수 있다. 우선은 고등학교 수준의 수학 과학 또는 영어 문제에서 몇 문제를 더 잘 푸는 것(이것이 명문대학이나 인기학과를 결정하는 요인이 되는 경우가 많다)이 이후 개인과 사회의 진정한 생산성에 진정 효과적이거나 하는 문제이다. 특히 고급의 인적자원이 학교교육에서 뿐 아니라 다른 생산시장에서 활용되는 것 보다 사교육 시장의 공급자 역할을 하는 것이 사회적으로 바람직한가를 검토해야 할 것이다. 사회적 이해와 개인의 이해가 충돌될 수 있는 가능성(즉 시장실패의 가능성)이 교육관련 문제, 특히 사교육 시장에서 일어날 수 있다는 것이다. 이 점에 관해서 이 연구의 사회경제적 편익과 비용에 관한 논의(II장 2절)에서 보충적인 검토가 필요하다고 본다.

* 한국교원대학교 교육정책대학원

사교육의 효과에 대한 계량경제학적 논의는 사교육비 투자(또는 여부)와 관측되지 않는 특성과의 상관관계에 초점을 두고 있는 듯하다. 자연과학과 달리 사회적 현상에 대한 실험효과(Treatment Effect)를 완전히 파악할 수 있는 과학적 방법은 존재하지 않는다. 흔히 인지하듯이 동일한 사람이 실험과 통제를 동시에 경험하는 것은 원천적으로 불가능하기 때문이다. 이 논문에서는 이항 종속변수를 연속으로 취급하여 Linear Probability 모형을 추정하였고 관측되지 않는 오차항의 항목과 사교육비 투자의 관계를 도구변수(출생순서나 단독자녀 여부)를 이용하여 통제하고자 하였다. 문제는 Linear Probability 모형으로 이항변수를 모형을 대체하는 기법이 타당하지 않는 수 있다는 것이다. 이것은 이항 종속변수를 추정할 때 내생성이 있는 독립변수를 추정하는 방법(Rivers and Vuong 1988)을 사용하는 것이 더 바람직하지 않을까 생각한다. 또는 이항종속변수에 내생적 이항 설명변수의 문제일 수도 있다. 도구변수의 타당성에 관한 논의는 논문에 충분히 제시되어 있으나 이 또한 보충적인 논의가 필요하다고 생각한다.

결과에 대한 논의는 다음과 같다. 사교육 여부와 과외 여부에 따른 대학의 특성에 따른 진학의 결과는 평균값 차이를 보이는 것으로 나타나고 있다. 하지만 Linear Probability 모형을 이용한 OLS나 도구변수를 이용한 2SLS의 결과를 사교육이 전혀 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 물론 연구를 제약하는 여러 가지 자료의 조건이 있으나 이는 기존의 연구들이 제시하는 결과와 크게 다르지 않다. 만약 이 결과가 상당한 정도의 사실적 진실을 내포하고 있다면 70%의 가까운 학부모의 사교육투자는 적어도 경제적 관점에서 비합리적 투자가 된다. 본 연구의 결과를 이를 말하는 것인가?

앞에서 제기한 내생성 관련 계량 경제학적 문제 외에 몇 가지 문제를 제기하면 다음과 같다.

(1) 내생성의 문제에 집중적인 초점을 맞추다보니 오히려 더 단순한 계량경제학적 문제를 검토하지 못한 것이 아닌가하는 생각이 든다. 70% 정도가 과외를 받는 상황에서 대부분의 중산층 이상은 사교육을 받는다고 보여 진다. 중산층 이상의 학생의 경우 어떤 특정한 그룹이 사교육을 받기보다 오히려 일반적인 학생들이 임의적으로 사교육을 받는 것은 아닌가? 다시 말해 지역이나 부모의 보이지 않는 성향, 아동의 성장기의 특별한 경제적 조건, 아이의 특수한 성향 등 매우 임의적인 조건에서 사교육 여부가 결정되지 것이지 관측되지 않은, 대학진학과 관련된 특성이 체계적으로 연계된 것은 아닐 수 있다. 따라서 과외나 사교육 여부가 우리 사회에서는 오히려 임의로 (randomly) 되는 것은 아닐까? 이 경우 도구변수를 이용한 방법론이 반드시 필요할까?

(2) 그렇다면 OLS의 추정결과에서도 왜 사교육이 대학진학에 영향이 없는 것일까? 통상 사교육의 효과를 분석하는 연구에서 학부모의 학력이나 소득을 통제한다. 이를 학부모의 학력이나 소득이 교육에 어떤 형태로든 간접적인 영향을 미칠 것이라고 생각하기 때문이고 또한 기존 연구에서 확인된 결과이기 때문이다. 하지만 부모의 학력이나 소득이 사교육의 투자나 선택을 통해서만 효과를 발휘하는 경우를 잘 생각해 보자. 고 3을 대상으로 한 사회자본의 학업성적 연구에서 부모와 이야기를 많이 할수록 학업성적이 떨어지는 결과를 나타낸 경우도 있다. 우리 사회에서 학부모가 고등학생의 자녀를 대상으로 학업성취에 영향을 미치도록 공부를 직접적으로 지원하는 경우는 의외로 적을 수 있다. 이 경우 사교육의 효과를 추정할 때 부모의 학력이나 소득을 통제하면 이는 이들 설명변수들과 사교육을 설명하는 변수 사이에 심각한 다중공선성의 문제가 있을 수 있다. 이번 추정의 결과도 이와 연관되어 있다고 생각한다. 이를 보다 심각하게 검토해야 할 것으로 본다.

또한 종속변수에서 의학계열에서 의과대학으로 바꾸는 것도 필요하다고 본다.

(3) 연구자가 지적하고 있듯이 노동패널도 학생들의 초기의 인지적 특성을 통제할 변수를 갖고 있지 못하다는 치명적인 약점이 있다. 따라서 이번 결과로 우리는 사교육이 영향이 없다는 결론보다 오히려 잘 선택된 과외가 명문대학 진학에 유리할 수 있다는 정황적인 증거를 제시하고 있는 것은 아닐까 생각한다.