

중학생의 특수목적고등학교 진학계획이 사교육 참여 및 사교육비 지출에 미치는 영향 분석

박현정(朴炫貞)* · 이준호(李俊昊)**

논문 요약

이 연구는 중학생의 특목고 진학계획이 사교육 수요에 미치는 영향을 실증하는 데에 목적을 두었다. 먼저 특목고에 가려고 하는 학생 집단의 성적 및 가정배경상의 특성을 분석하고 그러한 특성을 통제하였을 때에도 특목고 진학계획이 중학생의 사교육 참여 확률 및 사교육비 지출 규모를 유의하게 증가시키는지 살펴보았다. 이를 위해 한국교육고용패널(KEEP) 1차년도 자료의 중학교 3학년 표본을 분석하였으며 표본 선택 편의(selection bias)를 교정하기 위해 Heckman(1979)의 2단계 표본 선택 모형을 적용하였다.

분석 결과 성적이 높은 학생, 고소득 가구의 학생, 어머니 학력이 높은 학생, 서울에 거주하는 학생이 그렇지 않은 학생에 비하여 특목고 진학을 계획하고 있을 확률이 유의하게 높은 것으로 나타났다. 이는 기술통계 수준에서 제시되어 온 특목고 진학계획 집단의 높은 사교육비가 전적으로 특목고 진학계획에 기인한 결과가 아니라 개인 및 가정 수준 요인들의 영향력이 상당부분 개입된 결과임을 시사하였다. 그러한 요인들을 동일하게 고정하였을 때, 특목고에 진학하려는 학생은 일반고에 진학하려는 학생에 비해서 사교육에 참여할 확률이 더 높은 것은 아니었으나 사교육비는 유의하게 더 많이 지출하는 것으로 나타났다. 이 결과는 특목고에 가려는 학생과 일반고에 가려는 학생이 똑같이 사교육에 참여한다고 하더라도, 그들이 받는 사교육의 비용 및 강도에 있어서는 분명한 차이가 존재한다는 점을 보여주었다.

■ 주요어 : 중학생 사교육, 특수목적고등학교 진학계획, 표본 선택 편의, Heckman 2단계 표본 선택 모형

* 서울대학교 교육학과 교수

** 서울대학교 교육학과 석사과정, 교신저자 (beauclerc84@gmail.com/010-2886-8626)

I. 서론

특수목적고등학교(이하 특목고)에 진학하기 위한 경쟁이 초·중학생 단계의 사교육을 과열시키고 있다는 진단은 지속적으로 제시되어 왔다. 최근 한 시민단체의 조사 결과에 따르면 강남, 목동과 같은 사교육 과열 지역 초·중학생의 과반 수 이상이 특목고 진학을 희망하고 있으며 이를 위해 월평균 71만 원 정도의 사교육비를 지출하고 있는 것으로 나타났다(김춘진, 2009). 이미 특목고 입시만을 전문으로 하는 학원들이 프랜차이즈 형태로 성업 중이다. 해당 학원들에서는 한 달에 50~60만 원의 수강료를 받고 있으며 입시를 목전에 두고 있는 중3 여름방학의 집중 준비과정에서는 100만 원을 상회하는 수강료를 받고 있다(전홍기혜, 2008).

정부는 이러한 현상에 대응하여 2007년 말부터 특목고 선발제도에 대한 개선 노력을 지속적으로 진행해오고 있다. 교육인적자원부는 참여정부 말기인 2007년 10월 「수월성 제고를 위한 고교 운영개선 및 체제개편방안」에서 2009학년도 이후 특목고 선발 제도를 개선하기 위한 일련의 대책들을 발표했다(교육인적자원부, 2007). 특목고 입학 전형 일정을 지역별로 동일하게 조정하고 외국어고 및 국제고의 학생 선발을 2010년부터 광역 단위로 제한하는 것이 발표안의 골자였다. 2008년 10월 이명박 정부의 교육과학기술부에서 발표한 「특목고 운영 정상화 및 입시 개선 방안」은 사실상 참여정부에서 제시한 개선책을 그대로 받아들이고 있는 것으로 볼 수 있다(교육과학기술부, 2008). 중등교육에 관한 정책 방향이 상이한 두 정권에서 사교육비 경감을 위한 특목고 선발제도 개선 노력이 일관되게 나타나고 있는 것이다.

이처럼 특목고와 사교육에 대한 현상적 진단과 정책적 대응이 활발하게 이루어지고 있음에도 불구하고 이에 대한 학계의 실증적 연구는 매우 부족한 실정이다. 중학생 단계의 사교육 수요를 유발하는 제도 요인에 대한 실증 연구는 대체로 '고교 평준화 제도'나 '학교교육 만족도'에 초점이 맞추어져 왔으며(강태중, 2007; 김현진, 박균달, 2008; 박현정, 2008), 특목고 제도의 사교육 유발 효과는 주로 기술통계 수준의 자료로만 제시되어 왔다. 예컨대 '특목고 진학 희망 중학생의 87.6%가 사교육에 참여한다'(교육인적자원부, 2007)는 점이나 '특목고 진학 희망자 중 연간 500만 원 이상 고액 사교육을 받는 비율이 일반고 진학 희망자들보다 두 배 가량 높다'(강영혜 외, 2007)는 점이 특목고 제도의 사교육 유발 효과를 지지하는 주요 근거로 활용되어 왔다.

그러나 이러한 기술통계 수준의 자료는 특목고 제도의 사교육 유발 효과에 대한 직접적 근거가 되지 못한다. 만약 특목고에 가려고 하는 학생 집단이 그렇지 않은 집단에 비해 평균적으로 가정배경이 좋다면, 특목고 진학 희망자의 높은 사교육비는 특목고 진학계획 여부보다는 좋은 가정배경에 기인할 가능성이 크기 때문이다. 실제로 특목고에 진학하려는 학생들은 대개 성적이 좋다. 학생의 성적에 가장 큰 영향을 미치는 요인이 가정배경이라는 사실을 주지한다면

(Coleman et al., 1966; Jencks et al., 1972), 성적을 매개로 특목고 진학계획과 가정의 사회경제적 배경 사이에는 강한 상호 연관성이 존재하리라고 예상할 수 있다. 그러므로 특목고 진학계획이 중학생의 사교육 수요에 미치는 영향을 보기 위해서는 가정배경을 비롯한 다른 요인들을 통제된 연구모형을 구성할 필요가 있다.

실제로 김미숙 외(2007)의 연구는 다층회귀모형(HLM)을 활용해 특목고 진학 희망 여부의 사교육 유발 효과를 추정하였다. 그러나 위 연구는 사교육에 참여하는 학생 표본만을 대상으로 분석했기 때문에 회귀계수 추정에 있어 표본 선택 편의(selection bias) 문제를 내포하고 있을 가능성이 크다. 이에 본 연구에서는 Heckman(1979)의 2단계 표본 선택 모형(two-step sample selection model)으로 선행 연구의 편의를 보정하여 특목고 진학계획이 중학생 사교육에 미치는 효과를 보다 엄밀하게 추정하고자 하였다. 이 논문에서 확인하고자 한 점은 두 가지다. 하나는 특목고 진학계획을 가지고 있는 학생 집단이 과연 이론적으로 시사된 바와 같이 성적 및 가정의 사회 경제적 지위가 높은 집단인가 하는 점이고, 다른 하나는 그러한 특성들을 회귀모형을 통해 통제했을 때에도 특목고 진학계획 여부가 중학생의 사교육 수요에 영향을 미치는가 하는 점이다. 이 문제에 대한 탐색을 통해 그동안 중등학교 다양화 정책에 관한 논란의 핵심에 있었던 특목고 제도의 중학생 사교육 유발 효과에 대한 시사점을 도출해내고자 하였다. 구체적인 연구 문제를 제시하면 다음과 같다.

1. 특목고 진학계획 집단의 개인 및 가정배경 상의 특성은 무엇인가? 특목고 진학계획 여부와 성적, 가구 소득, 학부모 학력, 거주 지역은 어떠한 연관성을 보이는가?
2. 사교육 수요에 영향을 미치는 주요 변수들을 통제했을 경우에도 특목고 진학계획 여부는 중학생의 사교육 참여 및 사교육비 지출에 영향을 미치는가?

II. 선행 연구 검토

1. 사교육 수요에 영향을 미치는 요인

사교육 수요에 영향을 미치는 요인은 위계적 구조를 형성하고 있다(Kwok, 2001). 첫째는 가정의 사회경제적 배경·성별·학생의 성과와 같은 개인수준의 특성 변수(micro-level), 둘째는 상급학교 진학제도 등 공교육 체제와 지역 수준의 변수(meso-level), 셋째는 학벌주의·GDP 대비 공교육비와 같은 사회 전체 수준의 심리적·경제적 구조 변수이다(macro-level). 이하에서는 선행 연구에서 사교육 수요에 영향을 미치는 것으로 밝혀진 요인들을 개인 및 가정 수준과

지역 및 제도 수준을 중심으로 살펴볼 것이다. 아래의 검토를 바탕으로 특목고 진학계획 변수의 사교육 수요에 대한 독자적인 영향력을 보기 위한 통제변수를 구성하고자 한다.

1) 개인 및 가정 수준 요인

사교육 수요에 가장 큰 영향을 미치는 요인은 가정의 사회경제적 배경으로 지목되고 있다. 학부모 및 학생 관련 요인과 같이 micro-수준에 초점을 맞추고 있는 연구들은 물론, meso-수준에서 지역 및 제도 변수의 사교육 수요 유발 효과를 추정하기 위한 일련의 연구들에서도 통제변수로 투입된 가정 배경 요인이 모형 설명 변량의 대부분을 차지하고 있다(김현진, 2004; 채창균, 2006; 강태중, 2007; 이수정, 2007; 김현진, 박균달, 2008; 성낙일, 홍성우, 2009 등). 가정 배경의 절대적인 영향력은 현상적으로 관찰되는 다른 사교육 유발 요인들의 효과를 무력화시키기도 한다. 유한구(2009)는 일반고 재학생과 외국어고 재학생들 사이의 사교육비 격차가 가정의 사회경제적 배경이 통제되었을 때 사라진다고 보고하고 있다.

사교육과 관련된 거의 모든 연구에서 가구 소득이 증가할수록, 부모의 학력이 높을수록, 부모의 자녀에 대한 교육 기대 수준이 높을수록 사교육비는 유의하게 증가하는 것으로 나타난다(김인숙, 여정성, 1996; 박기백, 1998; 박미희, 여정성, 2000; 이은우, 2004; 이성림, 2005; 노현경, 2006; 류방란, 김성식, 2006; 김진영, 2007; 박진영, 2007 등). 통계청의 사교육비 조사 결과에서도 이러한 경향이 그대로 확인된다. 월평균 소득 700만 원 이상 계층은 100만 원 미만 계층보다 8.8배 더 많이 사교육비를 지출하였으며 부모의 학력 수준이 높을수록 사교육비 지출 규모 및 사교육 참여율이 높았다(통계청, 2008; 통계청, 2009). 특기할 만 한 점은 두 번의 조사에서 공히 아버지의 학력보다는 어머니의 학력이 학생의 사교육 수준에 더 영향을 미친다고 나타난 것이다. 기존의 연구들은 주로 아버지 학력을 변수로 포함시켜왔으나 위의 결과를 감안하여 어머니 학력을 대신 모형에 투입하는 것도 고려할 만하다.

위에서 검토한 가구 소득, 학부모 학력, 부모의 자녀 교육 기대 수준은 가정이 보유한 유·무형의 자본의 양을 나타내는 지표다. 이러한 가정 자본들이 가정 내에서 자녀들에게 분배되는 양상을 살펴 본 연구도 존재한다. 주로 가구의 학생 자녀수, 자녀의 성별, 자녀가 첫째인지 여부가 분배에 영향을 미칠 것이라고 보고 이를 검증하였다. 그동안의 연구들은 이들 요인의 영향력에 대해 일관된 결과를 제시하고 있지 않다.

가족 관련 연구들에서 자주 언급되는 보편적인 자원 희석 가설(Blake, 1981; Downey, 1995)을 감안할 때 가구의 학생 자녀수가 많을수록 학생 개인에게 분배할 수 있는 가정 자본의 양은 줄어들 것으로 예상할 수 있다. 이은우(2004)와 채창균(2005)의 연구에서는 자녀수가 많을수록 1인당 사교육비 지출 수준이 유의하게 낮아진다는 점을 보이며 위의 가설을 지지하였다. 그러

나 백일우, 김지하(2006)의 연구와 김미숙 외(2007)의 연구에서는 자녀의 수가 입시과의 수요에 미치는 영향이 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다.

성별 변수를 고려한 선행 연구들에서도 일관된 결과가 나타나고 있지 않다. 노동 시장에 존재하는 남녀 간 임금 차별을 감안하면 교육투자수익률이 높은 아들에게 더 많은 자원을 투자하는 것이 학부모에게는 합리적인 선택일 수 있다. 실제로 강상진 외(2005)의 연구에서는 여타 조건을 통제한 후에도 남학생에 대한 사교육 투자가 여학생보다 더 많은 것으로 나타났다. 그러나 이은우(2004), 채창균(2005), 백일우, 김지하(2006), 김미숙 외(2007)의 연구에서는 성별 변수가 사교육비 지출에 영향을 주지 않는다고 보고하고 있다. 이처럼 상반된 연구 결과를 보이고 있는 가정 자본 분배 관련 변수들을 모형에 투입하여 사교육 수요에 대한 영향을 확인해 볼 필요가 있다.

한편 이은우(2004)와 채창균(2005)의 연구는 장남(녀)일 경우 사교육비 지출 수준이 유의하게 높아진다고 분석하였다. 장남(녀)에게 자원이 집중되는 효과는 대학 입시와 관련된 한국 사회의 특수한 맥락과 무관하지 않은 것으로 보인다. 이은우(2004)와 채창균(2005)의 연구는 주로 고등학생 표본을 대상으로 분석하고 있다. 고등학생의 경우 대입을 앞두고 있는 장남(녀)에게 집중적으로 자원이 투입될 가능성이 크다. 그러나 대학 입시와 상대적으로 멀리 떨어진 중학생의 가정에서 '장남(녀) 효과'가 나타나는지에 대해 연구된 바는 아직 없다.

학생 개인 특성이 사교육비 지출에 미치는 효과를 보기 위해 대표적으로 사용되는 변수는 학생의 성적이다. 통계청 사교육비 실태 조사에서는 학생의 성적이 높을수록 사교육비 및 사교육 참여율이 높은 것으로 나타나고 있다(통계청, 2008; 통계청, 2009). 이는 TIMSS 자료를 분석한 Baker et al(2001)의 연구에서 대부분의 참여국이 학력 보완(remedial) 동기로 사교육을 활용하고 있는 반면, 한국·루마니아·태국 등의 경우는 성적이 높은 학생이 다른 학생보다 더 높은 성적을 얻기 위한 강화형(enrichment) 동기로 사교육을 받는 경향이 있다고 보고한 바와도 일치한다. 강상진 외(2005)의 연구와 이수정(2007)의 연구에서는 학생의 학업성취도 수준이 사교육비 지출액과 유의한 관련을 보이지 않았으나 대부분의 국내 연구들에서는 다른 요인을 통제했을 때 성적이 높을수록 사교육비를 더 많이 지출하는 것으로 나타나고 있다(양정호, 2005; 강태중, 2007; 임천순, 2008 등).¹⁾

2) 지역 및 제도 수준 요인

사교육 수요에 대한 거주 지역의 효과는 그 지역의 일반적인 소득 수준에 따른 사교육 지출

1) 단, 사교육은 학업 성적과 강한 상호 내생성(endogeneity)을 갖기 때문에 단순히 성적이 높은 것이 사교육의 원인이 된다고 말하는 것은 정확하지 않다는 지적도 있다 (김진영, 2007).

능력(affordability)과 더불어 사교육 공급자에 대한 접근용이성(accessability)과 관련이 있다(Kwok, 2001). 도시화 정도가 높은 지역일수록 평균적인 소득 수준이 높고 사교육 공급자에 대한 접근성이 좋으므로 읍·면지역에 비하여 사교육에 더 많이 참여할 것으로 예상할 수 있다. 사교육이 만연한 터키나 대만의 사례를 분석한 연구에서도 도시화를 나타내는 변수가 사교육 비 지출에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다(Kwok, 2001; Tansel and Bircan, 2006).

국내 연구에서 거주 지역 변수는 교육통계연보 자료의 조사 관행에 따라 주로 지역 규모(특별시/광역시, 시·군·구 지역, 읍·면지역)로 구분하여 활용되고 있다. 지역 규모항에 단순히 값을 부여해서 '도시화 정도'를 나타내는 연속변수로 투입할 경우 지역 규모가 클수록 사교육비가 유의하게 증가하는 것으로 나타난다(김현진, 2004; 김현진, 박균달, 2008). 그러나 지역의 영향을 좀 더 세밀하게 추론하기 위해 지역 규모를 더미코딩하여 모형에 투입했을 때 광역시와 중소도시의 사교육비 지출 차이가 연구에 따라 다르게 나타나는 점이 확인되었다(강태중, 2007). 이러한 현상은 같은 중소도시라고 하더라도 안양·분당·일산과 같이 고소득층 및 학원가가 밀집한 중소도시와 그렇지 않은 지역의 차이가 있기 때문으로 보인다. 이 점을 보정하기 위한 방편으로 지역규모에 더해 학생이 다니는 학교가 위치한 지역의 평균적인 소득수준을 반영한 변수를 추가 투입할 필요가 있다.

중학생 사교육 수요를 유발하는 제도 변수에 대한 연구는 주로 고교 평준화 제도에 초점이 맞추어져 있었다. 고교 평준화 제도는 중학교 단계에서 진학 경쟁을 제거함으로써 사교육비를 경감하려는 정책 논리를 가지고 있다. 따라서 논리상으로는 이 제도가 적용되지 않는 지역에서 고입 진학 경쟁에 따른 중학생 사교육이 더욱 활발할 것이라고 예상할 수 있다. 그러나 평준화에 대한 실증적 분석은 예상과는 다른 결과를 제시해왔다. 강태중(2007)은 평준화 적용 지역 중 학생들이 비평준화 지역 중학생들보다 사교육비 지출이 더 큰 것으로 분석하였고, 김현진, 박균달(2008)은 평준화와 비평준화 지역의 중학생 사교육비 간에 의미 있는 차이가 발견되지 않는다고 보고하였다. 박현정(2008)의 연구에서도 평준화 지역 학생들의 사교육비 지출이 더 많은 것으로 나타났으나 학교 특성 변수를 통제하고 나자 평준화에 따른 차이가 유의하지 않는 것으로 나타났다. 평준화 지역과 비평준화 지역 간 사교육비의 차이가 일부 연구(강태중, 2007)에서는 유의한 수준으로 나타나고 다른 연구(김현진, 박균달, 2008; 박현정, 2008)에서는 유의하지 않다고 보고되고 있기는 하지만, 평준화 지역 학생들이 더 많은 비용을 사교육에 투자하고 있다는 방향성 자체는 일관되게 나타나고 있다.

이상에서 제시한 일부 연구들에서는 몇 가지 방법론상의 오류가 발견되기도 했으나²⁾ 이러한

2) 예컨대 강태중(2007), 김현진, 박균달(2008)의 연구는 종속변수를 '지난 1년 간 유치원이나 초·중·고등학교에 재학 중인 가구원의 사교육을 위해 귀택에서 지출하는 비용은 월평균 얼마입니까?'라고 물은 한국교육고용패널(KEEP) 2004년 가구 설문지의 81번 문항을 사용하고 있다. 이 문항은 해당 가구의 모든 자녀에게

결과를 해석함에 있어서 방법론적인 결함보다 더욱 주목해야 할 실질적인 문제가 있다. 그것은 현실에서 지역 단위 평준화 적용 여부만으로는 포착할 수 없는 고입 진학 경쟁이 발생하고 있다는 점이다. 이는 평준화/비평준화 여부로만 고입 진학 경쟁 효과를 추정하는 것이 과연 옳은 가하는 근본적인 문제를 제기한다. 평준화정책에 대한 보완의 명분으로 특목고와 같이 경쟁 선발을 하는 학교들이 평준화 지역 내에 생겨나면서 고등학교 진학 경쟁이 오히려 평준화 지역 안에서 가열되는 현상이 나타나고 있다. 또한 대다수의 특목고가 지역에 관계없이 전국 단위 선발을 해왔기 때문에 단순히 지역 단위 평준화 적용 여부로는 고입 진학 경쟁에 따른 사교육 유발 효과를 온전히 추정할 수 없다. 본 연구는 바로 이 점에 주목한다. 위에서 검토한 개인 및 가정 수준, 지역 및 제도 수준의 사교육 유발 요인을 수정·보완하여 통제 변수로 투입한 후, 지역 단위로 포착할 수 없는 특목고 진학 경쟁의 사교육 유발 효과를 추정하는 것이 본 연구의 핵심이다.

2. 특목고 진학계획과 중학생 사교육

특목고에 진학하려는 학생들의 사교육 참여율과 고액 사교육 수강 비율이 높은 것은 분명한 사실이다. 이처럼 특목고에 가려는 학생의 사교육 수요가 높은 현상에 대한 원인으로 주로 특목고 선발제도가 지목되어 왔다. 김미숙 외(2007)의 면담 조사 결과에 따르면 특목고 입시를 위한 지필고사 준비는 중학교 교육만으로는 불가능한 수준으로 인식되고 있었다. 특차전형을 위해서는 별도의 경시대회 및 토폴 시험 준비가 필요한 실정이었다(강영혜 외, 2007). 특목고 선발제도가 사교육 수요를 조장하는 방식으로 운용되어 왔기 때문에 특목고에 가려고 할 경우 필연적으로 많은 사교육비를 지출할 수밖에 없다는 것이 일반적인 진단이었다.

그러나 특목고 진학 경쟁에 참여하는 학생들이 평균적으로 좋은 가정배경을 지닌 학생들이라면, 그들의 사교육 수요가 높은 것이 좋은 가정배경 때문인지 특목고 선발제도의 영향 때문인지 구별하기 어렵다. 이론적으로 볼 때 주로 가정배경이 좋은 학생들이 특목고 진학을 계획할 가능성이 매우 높다. 가정배경이 좋은 학생들의 성적이 대체로 높고(Coleman et al., 1966), 성적이 같더라도 더 좋은 진학경로를 선택하려는 이행성향(transition propensity)이 높기 때문이다(Breen and Goldthorpe, 1997). 특히 특목고에 가려고 하는 학생들이 대개 성적 우수자들이라는 점에서 보면 성적 변수를 매개로 특목고 진학계획과 가정배경이 강한 상호 연관성을 보이고 있을 가능성이 크다. 따라서 특목고 진학계획의 사교육 유발 효과를 추정하려면 가정의 사회경제적 배경을 비롯한 제 요인들을 통제한 연구모형을 구성하는 것이 필요하다.

지출한 총사교육비를 측정하는 문항이다. 만약 가구의 자녀수가 늘어나면 사교육비의 전체 값도 그에 비례하여 늘어나게 되므로 개인 특성 변수를 독립변수로 설정하는 것은 오류가 된다.

김미숙 외(2007)의 연구는 이렇게 다른 배경변수를 통제하고 특목고 진학계획의 사교육 유발 효과를 직접적으로 살펴본 유일한 선행연구다. 위 연구는 전국 중학교 3학년 학생 모집단의 0.5%를 유층 표집한 2,450명의 표본을 대상으로 다층회귀모형(HLM)을 통해 사교육비에 영향을 미치는 요인들을 분석하였다. 분석 결과 다른 요인들이 동일하게 고정되었을 때에도 특목고 진학을 희망하면 그렇지 않았을 때보다 매월 약 9.4만 원의 사교육비를 더 지출하는 것으로 나타났다.

그런데 이 연구는 총 2,450명의 조사 대상 중에 사교육에 참여하지 않은 표본은 제외하고 사교육에 참여한 1,868(76.2%)명만을 대상으로 분석하였다. 통계청(2009) 조사에서도 시사되어 있듯이 가구소득이 낮을수록, 부모 학력이 낮을수록, 성적이 낮을수록, 읍면지역에 거주할수록 중학생의 사교육 참여율은 낮아진다. 곧 사교육 참여 여부가 임의적이 아니라 체계적으로 결정된다는 것이다. 따라서 사교육 참여 여부에 따라 체계적인 특성의 차이를 보이는 사례들을 위와 같이 비무작위적으로 제외한 경우 회귀계수 추정에 있어서 표본 선택 편의(selection bias)를 보이게 된다(Heckman, 1976). 예컨대 김미숙 외(2007)의 연구에서 '자녀수' 변수가 사교육비에 유의한 영향을 미치지 않는 것은 이와 같은 표본 선택 편의에 기인하고 있을 가능성이 크다. 가정자본의 예산 제약에 더욱 민감한 저소득층 학생들의 표본이 체계적으로 배제되었다면 자녀수 증가에 따른 가정 내의 자원회석효과는 과소 추정될 것이기 때문이다.

또 다른 문제는 특목고 진학계획 여부의 사교육비 지출 효과를 보기 위한 비교 집단 설정의 문제다. 김미숙 외(2007)의 연구에서는 특목고 진학을 희망하는 경우 1, 그렇지 않은 경우 0으로 코딩하여 변수로 투입하였다. 특목고 진학을 희망하지 않는 사례에는 전문계고에 가려는 학생 표본도 포함되어 있을 것이다. 그러므로 특목고 진학 희망 변수의 사교육비 지출에 대한 유의성은 다소 과장된 측면이 있다. 특목고 진학경쟁으로 인한 사교육 유발 효과를 보다 순수하게 추정하려면 비교 집단을 '평준화 지역에서 일반고에 진학하려는 학생' 집단으로 좁힐 필요가 있다. 평준화 지역의 어떤 중학생이 특목고 진학을 계획하고 있을 때의 사교육비를 일반고 진학을 계획하고 있을 때라는 가상적 상황(counterfactual state)의 사교육비와 비교하는 전략을 통해 특목고 진학경쟁에 참여함으로써 유발되는 사교육 수요를 보다 순수하게 추정할 수 있다(Angrist et al, 1999).

Ⅲ. 연구 방법

1. 분석 자료

본 연구는 한국직업능력개발원이 2004년에 실시한 한국교육고용패널(Korean Education and Employment Panel) 조사의 1차년도 중학교 3학년 자료를 활용하였다. KEEP의 모집단은 2004년 당시 중학교 3학년에 재학 중인 학생이다. 전국 15개 지역(서울특별시, 6개 광역시, 8개 도)에서 지역별 인구 비율에 따라 100개 학교에서 추출한 2,000명의 표본을 사용하였다. 이 중 아래에서 제시된 변수들에 모두 응답한 1,695명의 학생을 대상으로 분석을 실시하였다. 기본적으로 분석 자료가 횡단면 자료이기 때문에 2004년 조사 당시의 특성을 고려해야 한다는 제한점이 있다.³⁾

2. 변수 구성 및 기술통계

1) 종속변수

종속변수로는 사교육 참여여부에 관한 이항변수와 월평균 사교육비 자연로그값을 사용하였다. 사교육비는 “지난 학기(2003년 9월~2004년 2월)동안 조사대상 학생에 대해 지출한 월평균 사교육 비용은 얼마입니까?”라고 묻은 2004년 가구 설문 82번의 응답치를 사용하였다. 이 문항은 만 원 단위로 측정되었으며 편포에 따른 기술적 문제를 해결하기 위하여 응답자들이 보고한 수치에 자연로그를 취하였다. 사교육비가 0의 값을 갖는 경우 자연로그로 변환하는 과정에서 시스템 결측치가 되는 것을 방지하기 위하여 0을 1로 바꾼 후 자연로그를 취하였다. 사교육 참여 여부는 사교육비 응답치 중 0의 값을 갖는 것을 0, 나머지를 1로 코딩하였다.

2) 독립변수

사교육 참여 및 사교육비 지출에 영향을 미치는 주요 요인을 통제하기 위해 크게 가정 자본,

3) 2003년, 2004년에 수도권 과학고 및 외국어고 입학 경쟁률은 정점에 이르렀다가 2004년 하반기 이후로 급격하게 떨어진다(강영혜 외, 2007). 이것은 2004년 가을, 내신의 상대평가와 대학입학에서의 내신 비중 강화를 골자로 한 2008년 대입개선이 발표되었기 때문이다. 그러나 2005년 가을부터 주요 대학들이 논술 비중 강화안 등을 발표하며 다시 회복세를 보여 2008년 과학고 및 외국어고 진학 경쟁률은 2003~2004년 당시와 유사한 수준이 되었다. 본 연구에서 사용한 표본은 특목고 진학경쟁률이 높았던 2003년 하반기부터 2004년 상반기에 표집된 것이다. 분석 결과는 이러한 표집 상황의 특성을 고려하여 해석하여야 할 것이다.

가정 자본 집중도, 학생 성적, 평준화 및 거주 지역으로 분류하여 통제변수를 구성하였다.

사교육비에 가장 큰 영향을 미친다고 보고되고 있는 가정 자본 변수는 ① 월평균 가구소득, ② 어머니 교육 연한, ③ 자녀 교육 기대 연한으로 구성하였다. 월평균 가구 소득 역시 편포 문제를 해결하기 위해 자연로그를 취한 값을 투입하였다. 어머니 교육 연한은 미취학·무학 0, 초졸 6, 중졸 9, 고졸 12, 2년제 대졸 14, 4년제 대졸 16, 석사 18, 박사 21의 값을 부여하였고, 중퇴의 경우 중간값을, 결측 시에는 아버지 교육연한으로 대체하였다. 자녀 교육 기대 연한은 자녀가 어느 수준까지 교육받기를 희망하느냐는 질문에 대한 응답을 활용하여 고졸 3, 2년제 대졸 5, 4년제 대졸 7, 대학원 석사 9, 대학원 박사 12로 코딩하였다. 자녀에 대한 교육 기대 수준의 해당 값이 가지는 의미를 고등학교 단계부터 의무교육이 아닌 점을 고려하여 '납입금을 지불할 의사가 있는 연수로 해석하였다.

가정자본 집중도 변수는 자본이 가정 내에서 분배될 때 작용되는 집중 및 제약 요인을 다루

<표 1> 연구 변수의 정의

구분	변수	변수 설명
종속 변수		
	월평균 사교육비 ln	지난 학기 조사 대상학생에게 지출한 월평균 사교육비 자연로그값
	사교육 참여 여부	사교육 참여=1, 참여하지 않는 경우=0
독립 변수		
가정자본	월평균 가구소득 ln	지난 1년 간 월평균 가구소득 자연로그값 취학·무학=0, 초졸=6, 중졸=9, 고졸=12, 2년제 대졸=14, 4년제 대졸=16, 석사=18, 박사=21 (결측 시 아버지 학력으로 대체)
	어머니 학력	고졸=3, 2년제 대졸=5, 4년제 대졸=7, 석사=9, 박사=12
	자녀교육 기대 연한	고졸=3, 2년제 대졸=5, 4년제 대졸=7, 석사=9, 박사=12
가정자본 집중도	성별	남학생=1, 여학생=0
	첫째 여부	장남(녀)=1, 장남(녀) 아닌 경우=0
	형제 자매 수	가정의 자녀 수-1(학생 자신)
학생 개인 특성	내신 성적	100-(학생 전교 석차 백분율)
평준화 및 지역효과	평준화 여부	평준화 지역은 '0', 비평준화 지역은 '1'
	서울 여부	지역규모 변수를 사용하여 더미코딩
	광역시 여부	지역규모 변수를 사용하여 더미코딩
	읍면지역 여부	지역규모 변수를 사용하여 더미코딩
	학교 지역 경제 수준	교사가 인지한 해당 학교 지역 학부모들의 평균적인 경제 상태 Likert 5점 척도 측정값
고등학교 진학계획	과고/외고 진학계획	과고/외고 진학계획 가진 경우=1, 그렇지 않은 경우=0
	예체고 진학계획	예체고 진학계획 가진 경우=1, 그렇지 않은 경우=0
	전문계고 진학계획	전문계고 진학계획 가진 경우=1, 그렇지 않은 경우=0

었다. 가정 자본 집중도를 구성하는 변수는 ① 성별, ② 장남(녀) 여부, ③ 학생을 제외한 가구의 자녀수 세 가지다. 성별 변수는 남자일 경우 1, 여자일 경우 0으로 코딩하고 장남(녀) 여부는 장남(녀)일 경우 1, 그렇지 않을 경우 0으로 코딩하여 모형에 투입하였다. 학생을 제외한 가구의 자녀수는 조사된 총 자녀수에서 학생 본인을 뺀 수, 즉 형제 자매수를 투입하였다.

중학생 사교육비에 영향을 미치는 학생 개인의 변수는 학생 개인의 내신 성적으로 구성하였다. 공부를 잘하는 학생일수록 사교육에 더 많이 참여할 가능성이 있다고 보고 전교 내신 석차 백분율을 역코딩(100-X)한 점수를 변수로 투입하였다. 본 연구에서는 성적 변수의 외생성을 가정하고 연구를 설계하였다.

평준화 제도와 지역 규모가 중학생 사교육비에 미치는 영향을 보기 위해 하나의 변수군으로 투입하였다. 기존의 평준화 변수와 지역 변수의 중첩 문제를 해결하기 위하여 비평준화를 1, 평준화를 0으로 코딩하고 준거집단을 '평준화 중소도시'로 하여 코딩을 설계하였다. 그리고 지역규모로만 환원할 수 없는 거주 지역의 사교육 유발 효과를 보정하기 위해 교사가 인지한 해당 학교 학부모들의 경제 상태를 Likert 5점 척도로 측정한 값을 투입하였다. 교사가 인지한 해당 학교 지역 학부모들의 평균적인 경제 상태는 해당 학교가 속해있는 지역의 사교육 지불 능력(affordability), 그리고 이와 비례해서 형성되는 사교육 공급량(accessability)을 나타내주는 대리변수(proxy)로 해석할 수 있다.

<표 2> 투입 변수에 대한 기술 통계

구분	변수	사례수	평균	표준편차	최소값	최대값
종속변수	월평균 사교육비 ln	1,695	2.67	1.26	0.00	5.70
	사교육 참여 여부	1,695	0.87	0.34	0.00	1.00
가정자본	월평균 소득 ln	1,695	5.54	0.69	0.00	8.01
	어머니 학력	1,695	11.84	2.59	0.00	21.00
	자녀교육 기대 연한	1,695	7.92	2.22	3.00	12.00
가정자본 집중도	성별	1,695	0.48	0.50	0.00	1.00
	첫째 여부	1,695	0.51	0.50	0.00	1.00
	형제 자매 수	1,695	1.23	0.68	0.00	5.00
학생 개인 특성	내신 성적	1,695	51.77	27.84	0.00	99.80
평준화 및 지역효과	평준화 여부	1,695	0.36	0.48	0.00	1.00
	서울 여부	1,695	0.21	0.41	0.00	1.00
	광역시 여부	1,695	0.27	0.44	0.00	1.00
	읍면지역 여부	1,695	0.24	0.43	0.00	1.00
	학교지역 경제수준	1,695	2.63	0.83	1.00	5.00
고등학교 진학계획	과고/외고 진학계획	1,695	0.05	0.23	0.00	1.00
	예체고 진학계획	1,695	0.04	0.20	0.00	1.00
	전문계고 진학계획	1,695	0.13	0.33	0.00	1.00

이상에서 검토한 통제변수들과 함께 본 연구의 핵심적인 독립변수로 중학생들의 고등학교 진학계획을 묻은 문항을 더미 코딩하여 투입하였다. 본래의 문항은 ① 일반고(종합고 일반계 포함), ② 특목고(외국어고, 과학고), ③ 예술고, 체육고, ④ 실업고(종합고 실업계 포함), ⑤ 특성화고(예: 조리과학고, 애니메이션고), ⑥ 진학하지 않음, ⑦ 아직 결정하지 못함으로 구성되어 있다. 여기서 아직 결정하지 못했거나 진학하지 않는 학생들을 제외하고, 특성화고는 빈도수가 29명으로 사례수가 너무 적은 이유로 가장 동질적인 전문계고 진학계획 집단에 포함시켜 분석하였다. 이후 과학고 및 외국어고 진학계획, 예술고 및 체육고 진학계획, 전문계고 진학계획 세 집단을 더미 코딩하여 회귀 모형에 투입하였다. 이 때 일반고 진학계획을 가지고 있는 학생들이 준거집단이 되며 각 변수별 회귀 계수의 의미는 일반고 진학계획을 가진 집단과 비교했을 때의 사교육비 평균차이다.

3. 분석 방법 및 분석 모형

1) 분석 방법

연구 문제에 답하기 위해 각각 다음과 같은 분석 방법이 활용되었다.

첫째, 특목고에 진학하려는 학생 집단의 특성을 분석하기 위해 카이제곱(χ^2) 검정을 사용하여 교차분할분석을 실시하고 유의한 연관성을 보이는 변수에 대해 상대적 위험도(relative risk)를 산출하였다. 학생 집단 특성을 분석하기 위한 준거로 학교성적·가구 소득·어머니학력·거주 지역을 적용하였다.

둘째, 집단의 특성을 통제했을 때에도 ‘특목고 진학계획’ 여부가 사교육비 지출에 영향을 미치는가를 알아보기 위해 Heckman(1979)의 2단계 표본 선택 모형(two-step sample selection model)을 적용하여 회귀분석을 실시하였다. 통계 패키지는 Stata/MP 10.0을 사용하였다.

2) 분석 모형 : Heckman(1979)의 2단계 표본 선택 모형

Heckman(1979)의 2단계 추정 모형은 표본 선택으로 인해 발생하는 편의를 교정하기 위한 분석 모형이다. 사교육비 자료의 경우 전체 학생 표본은 사교육에 참여하여 일정한 사교육비 지출 값을 가지고 있는 학생 표본과 사교육에 참여하지 않아서 사교육비 지출이 0인 학생 표본으로 구분될 수 있다. 적지 않은 수의 표본이 사교육비가 0인 지점에 분포하고 있다. 따라서 사교육비가 0인 표본을 제외하고 사교육비 지출 규모에 대한 추정을 하게 되면 표본 선택에 의한 편의(selection bias)가 발생하게 된다. 이를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{사교육 참여 여부에 대한 함수} \quad Z_i^* &= W_i\alpha + \varepsilon_i \\ Z_i &= 1 \quad \text{if } Z_i^* > 0 \\ Z_i &= 0 \quad \text{if } Z_i^* \leq 0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{사교육비 지출 규모에 대한 함수} \quad Y_i^* &= X_i\beta + u_i \\ Y_i &= Y_i^* \quad \text{if } Z_i = 1 \\ Y_i &= 0 \quad \text{if } Z_i = 0 \end{aligned}$$

Y_i^* 는 사교육비 지출 규모를 나타내는 연속 잠재변수이고, Y_i 는 실제 관찰된 사교육비를 나타내는 관찰변수이다. 사교육에 참여하지 않은 경우 관찰변수 Y_i 는 0의 값을 갖는다. Z_i^* 는 사교육에 참여하려는 경향성을 나타내는 잠재변수이고, Z_i 는 사교육 참여 여부를 나타내는 관찰변수로서 사교육에 참여하면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는다. W_i 와 X_i 는 각각 사교육 참여와 사교육비 지출에 관한 의사결정에 영향을 미치는 독립변수의 벡터이고, α 와 β 는 각각에 대한 회귀계수들로 이루어진 벡터이다. u_i 와 ε_i 는 각 회귀식의 오차항을 의미한다.

이 때 $Z_i=1$, 즉 사교육에 참여하는 학생들만을 대상으로 분석할 경우 사교육비 지출 규모에 대한 함수는 다음과 같은 형태를 띠게 된다.

$$\begin{aligned} Y_i &= X_i\beta + u_i \\ &= X_i\beta + E(u_i | Z_i^* > 0) + \eta_i \\ &= X_i\beta + E(u_i | \varepsilon_i > -W_i\alpha) + \eta_i \end{aligned}$$

이 경우 사교육비 지출 함수의 오차항 u_i 는 조건부 기댓값 $E(u_i | \varepsilon_i > -W_i\alpha)$ 과 무작위 변수 η_i 두 부분으로 구성된다. 만약 u_i 와 ε_i 가 독립적이라면, $\varepsilon_i > -W_i\alpha$ 조건 하에서도 u_i 의 기댓값은 0이 되어 기존의 사교육비 지출함수와 동일해진다. 그러나 u_i 와 ε_i 가 서로 상관을 갖는다면 u_i 의 조건부 기댓값 $E(u_i | \varepsilon_i > -W_i\alpha)$ 는 0이 아니다. 그렇다면 Y_i 는 $E(u_i | \varepsilon_i > -W_i\alpha)$ 만큼의 편의(bias)를 갖게 된다. 실제로 사교육 참여 여부는 사교육비와 무관하게 이루어지지 않는다는 점에서 두 함수의 오차항은 서로 상관을 가질 가능성이 매우 크다.

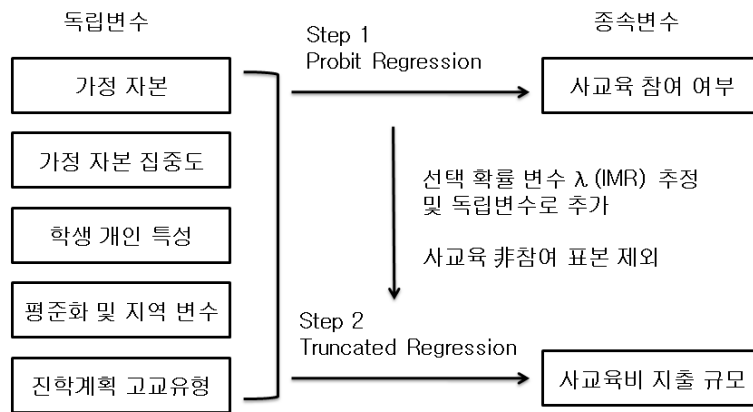
Heckman의 2단계 표본 선택 모형의 핵심은 선택 편의가 오차항 u_i 를 $E(u_i | \varepsilon_i > -W_i\alpha)$ 만큼 편의시키므로 이 조건부 기댓값을 추정하여 모형에 변수로 투입함으로써 편의를 보정하자는 것이다. Heckman 모형에서는 u_i 와 ε_i 가 이변량정규분포(bivariate normal distribution)를 이룬다고 가정하고 1단계에서 프로빗 모형을 통해 $E(u_i | \varepsilon_i > -W_i\alpha)$ 를 다음과 같이 계산한다(남춘호, 1998).

$$E(u_i | \varepsilon_i > -W_i\alpha) = \sigma_{u\varepsilon} \cdot \frac{\phi(-W_i\alpha)}{1-\Phi(-W_i\alpha)} = \sigma_{u\varepsilon} \cdot \lambda(-W_i\alpha)$$

ϕ 는 표준정규 확률밀도 함수이고 Φ 는 표준정규 누적분포 함수이다. 이 함수들의 비율로 표현되고 있는 $\lambda(-W_i\alpha)$ 는 IMR(Inverse Mill's ratio) 또는 위험률(hazard rate)이라고 불리며 흔히 λ_i 로 적는다(Greene, 2000). λ_i 는 각각의 학생이 사교육 참여 학생 표본으로부터 배제될 순간적 확률을 보여주는 선택 확률 변수이다. 또한 실제 선택이 일어난 후 사교육비 지출 함수에서 발생하는 오차항의 조건부 기댓값을 의미하므로 실제 사교육비 지출 함수에서 λ_i 만큼의 선택 편이가 발생하고 있다고 해석할 수 있다. 따라서 사교육에 참여한 학생만을 대상으로 하는 2단계의 절단 회귀 분석(truncated regression)에서 λ_i 변수를 새로운 독립변수로 추가하게 되면 0이 아닌 오차항의 기댓값을 보정할 수 있게 된다(Heckman, 1979). 이를 반영한 2단계의 절단 회귀 분석 모형을 제시하면 다음과 같다.

$$E(Y_i | Z_i = 1, X_i) = X_i\beta + \sigma_{u\varepsilon}\lambda_i$$

만약 λ_i 의 회귀계수인 $\sigma_{u\varepsilon}$ 가 통계적으로 유의하지 않으면 u_i 와 ε_i 의 공분산 $\sigma_{u\varepsilon}$ 는 0, 즉 u_i 와 ε_i 는 서로 독립이라는 말이 된다. 이 경우 표본을 선택한 뒤에도 사교육비 지출 함수의 오차항은 0이 되므로 표본 선택 편이(selection bias)의 문제는 존재하지 않는 것으로 볼 수 있다. 이처럼 Heckman의 2단계 추정 모형은 λ_i 변수가 가지는 회귀계수의 유의성을 통해 표본 선택 편이의 존재 여부를 손쉽게 확인할 수 있다는 장점이 있다. 이상에서 논의한 분석 모형을 그림으로 정리하면 다음과 같다.



[그림 1] Heckman 2단계 추정법에 따른 중학생의 사교육 참여 및 사교육비 지출 규모 분석 모형

IV. 연구 결과

1. 특목고 진학계획 집단의 특성

1) 학생 성적

<표 3>에서 볼 수 있듯이 학생의 과학고 및 외국어고(이하 과고 및 외고) 진학계획과 성적 사이의 연관성 여부를 보여주는 χ^2 통계량은 123.294로서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이렇게 유의한 두 질적 변수 간 연관성에 근거하여 그 연관 정도를 상대적 위험도(relative risk)를 통해 추정하였다. 여기서 상대적 위험도는 전교 내신 석차 백분율이 25% 미만인 공부 잘하는 학생들이 특목고에 가려고 할 확률이 석차 백분율 25% 이상의 학생들이 특목고에 가려고 할 확률에 비하여 얼마나 높은지 보여주는 지표다⁴⁾. 상대적 위험도는 다음의 식으로 산출된다 (Menard, 2004).

$$RR = \frac{P_H(\text{특목고 진학계획})}{P_L(\text{특목고 진학계획})} = \frac{69/438}{23/1257} = 8.61$$

$P_H(\text{특목고 진학계획})$ 는 상대적으로 성적이 높은 전교 석차 백분율 0%이상 25%미만인 학생이 특목고 진학을 계획하고 있을 확률이고 $P_L(\text{특목고 진학계획})$ 는 상대적으로 성적이 낮은 석차 백분율 25%이상 100% 미만인 학생이 특목고 진학을 계획하고 있을 확률이다. 앞의 비율을 뒤의 비율로 나누어서 얻어진 상대적 위험도 RR 은 약 8.61이다. 이는 전교 석차 백분율 25% 미만의 공부 잘하는 학생이 특목고에 가려고 할 확률이 석차 백분율 25% 이상의 학생이 특목고에 가려고 할 확률에 비해서 약 8.61배 높다는 것을 의미한다. 이는 특목고 진학계획 여부와 학생 성적 간의 강한 연관성을 보여주는 결과로 특목고에 가려고 하는 학생 집단이 대체로 성적이 좋은 학생들로 구성되어 있을 가능성을 강하게 시사하고 있다.

<표 4> 특목고 진학계획과 학생 성적 간 교차표 (단위 : 명)

과고/외고 진학계획	전교 내신 석차 백분율			계	χ^2
	0% 이상 25% 미만	25%이상 50% 미만	50% 이상 100% 미만		
있음	69(75.0%)	11(12.0%)	12(13.0%)	92(5.4%)	123.294*** (df=2)
없음	369(23.0%)	426(26.6%)	808(50.4%)	1,603(94.6)	
계	438(25.8%)	437(25.8%)	820(48.4%)	1,695(100.0%)	

***p<.001

4) 과학고 및 외국어고 진학계획의 연관성을 근거로 상대적 위험도를 구하기 위해 전교 석차 백분율 상위 25%를 기준으로 2x2 교차표를 작성하였다. 연구 관례에 따라 상위 25%를 높은 성적의 기점으로 잡았다.

2) 가구소득

과고 및 외고 진학계획과 가구 소득은 통계적으로 유의한 연관성을 가지고 있는 것으로 나타났다(<표 5>참조). 과고 및 외고 진학계획과 가구 소득 간의 관련성을 살펴보기 위해 가구 소득 V분위를 기준으로 2×2 교차표를 작성하여 상대적 위험도를 구한 결과, 상대적 위험도 RR은 약 3.64로 계산되었다. 이는 월평균 431만원 이상 버는 상위 20%의 고소득 계층 자녀가 특목고에 진학하려고 할 확률이 그렇지 않은 학생이 특목고에 가려고 할 확률보다 약 3.64배 높다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 과고 및 외고에 진학하려고 하는 학생들이 기본적으로 소득 수준이 높은 가구의 학생들일 가능성이 크다는 점을 보여주고 있다.

<표 5> 특목고 진학계획과 가구 소득 분위 간 교차표 (단위 : 명)

과고/외고 진학계획	가구 소득 분위 ⁵⁾			계	χ^2
	V분위 431만원 이상	IV분위 281만원 이상 431만원 미만	III분위 이하 281만원 미만		
있음	39(42.4%)	30(32.6%)	23(25.0%)	92(5.4%)	51.882***
없음	246(15.3%)	492(30.7%)	865(54.0%)	1,603(94.6)	
계	285(16.8%)	522(30.8%)	888(52.4%)	1,695(100.0%)	(df =2)

***p<.001

3) 어머니 학력

학생의 과고 및 외고 진학계획과 어머니의 학력 사이의 연관성 여부를 보여주는 χ^2 통계량은 55.945로서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다(<표 6> 참조). 상대적 위험도 RR은 약 4.06으로 어머니가 '대졸 이상의 고학력자'인 학생이 특목고에 가려고 할 확률이 어머니 학력이 고졸 이하인 학생들이 특목고에 가려고 할 확률에 비하여 약 4배 가량 높다는 것을 의미한다. 부모의 학력을 자녀에 대한 교육기대와 지원 수준을 나타내 주는 지표로 이해한다면, 과고 및 외

5) 위의 구분은 2003년 소득 분위별 가구당 평균 소득을 기준으로 설정하였다. 2004년 KEEP 1차년도 조사 당시에 '지난 1년 간 월평균 가구 소득'으로 측정하였으므로 2004년 소득 분위가 아니라 2003년 소득 분위기를 사용해야 한다. 또한 아래 표에서 제시된 지표는 각 분위별 평균값이기 때문에 해당 분위의 임계점으로 볼 수 없다. 따라서 IV분위 임계점 (281.2만원)은 III, IV분위 평균 소득을 평균한 값을, V분위 임계점(431.4만원)은 IV, V분위 평균 소득을 평균한 값을 사용하였다.

<표 7> 2003년 소득 분위별 가구당 평균 소득 (단위 : 천원, 전년동기대비, %)

구분	분기	각 분위별 가구당 평균 소득					배율 (V/I)
		I분위	II분위	III분위	IV분위	V분위	
전국	2003. 3/4	759.5	1,693.60	2,373.40	3,251.70	5,378.50	7.08

고에 진학하려는 학생들은 교육을 지원하는 가정 내 인적 자본과 사회적 자본을 상대적으로 많이 보유하고 있는 학생들일 가능성이 크다고 할 수 있다.

<표 6> 특목고 진학계획과 어머니 학력 간의 교차표 (단위 : 명)

과고/외고 진학계획	어머니 학력 ⁶⁾		계	χ^2
	대졸 이상 (2년제 포함)	고졸 이하		
있음	43(46.7%)	49(53.3%)	92(5.4%)	55.945*** (df=1)
없음	258(16.1%)	1,345(83.9%)	1,603(94.6)	
계	301(17.8%)	1,394(82.2%)	1,695(100.0%)	

***p<.001

4) 거주 지역

과고 및 외고 진학계획과 학생 거주지역의 χ^2 통계량은 13.724로 역시 통계적으로 유의하게 나타났다(<표 8> 참조). 특히 서울 지역에 거주하는 학생이 여타 지역 학생에 비하여 특목고에 가려고 할 확률이 높은 것으로 나타났다. 서울을 기점으로 산출한 상대적 위험도 RR은 2.00로서, 과고 및 외고에 진학하려는 학생이 서울에 살고 있을 확률이 그렇지 않은 학생에 비해 2배 높게 나타났다. 서울 지역의 과학교 및 외국어고 숫자가 지방에 비해 많고 그 주변에 특목고 입시를 부추기는 준비학원들이 많다면, 이러한 ‘공급 효과’가 서울 지역 중학생들의 특목고 진학계획을 조장하고 있을 것이라는 추측이 가능하다. 한편 읍면지역을 기준으로 한 상대적 위험도는 1보다 작은 0.57로 나타나 특목고 진학계획 집단은 주로 도시 지역 학생일 확률이 크다는 점을 보여주었다.

<표 8> 특목고 진학계획과 학생 거주 지역 간의 교차표 (단위 : 명)

과고/외고 진학계획	학생 거주 지역				계	χ^2
	서울	광역시	중소도시	읍면지역		
있음	32(34.8%)	20(21.7%)	27(29.3%)	13(14.1%)	92(5.4%)	13.724** (df=2)
없음	325(20.3%)	431(26.9%)	449(28.0%)	398(24.8%)	1,603(94.6)	
계	357(21.1%)	451(26.6%)	476(28.1%)	411(24.2%)	1,695(100.0%)	

**p<.01

6) 2005년의 40세~49세 남성의 평균 교육년수는 12.9, 여성은 11.7. 해당 코호트 전체 평균 교육년수는 12.3으로 ‘고등학교 졸업’이 평균 교육년수라고 볼 수 있다(통계청, 2005). 여기서는 고등학교 졸업을 기점(교육년수 12)으로 하여 ‘고졸 이하’와 ‘대졸 이상’으로 나누어 분석한다.

2. 중학생의 특목고 진학계획이 사교육 참여 및 사교육비 지출에 미치는 영향

<표 9>는 중학교 3학년 학생의 사교육 참여 및 사교육비 지출에 영향을 미치는 요인을 Heckman(1979)의 2단계 표본 선택 모형을 통해 분석한 결과이다. 표본의 선택성을 고려하지 않을 경우 발생하는 회귀계수의 편의를 직접 확인하기 위해 최소제곱법(OLS)으로 추정한 회귀 계수도 함께 제시하였다.

표에서 보면 λ_i 의 회귀계수인 $\sigma_{u\varepsilon}$ 가 유의수준 0.001에서 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이것은 u_i 와 ε_i 의 공분산 $\sigma_{u\varepsilon}$ 이 0이라는 영가설을 기각한다는 의미이다. 곧 사교육비 지출 규모의 오차항 u_i 와 사교육 참여 확률의 오차항 ε_i 가 상관을 갖는다는 것으로 표본 선택 편의(selection bias)가 존재한다고 볼 수 있다. 이 사실은 OLS 회귀모형의 설명량이 .306이었으나 λ_i 를 독립변수로 추가하여 분석한 절단 회귀 모형에서는 설명량이 .310으로 증가하는 것을 통해서도 확인할 수 있다. 실제로 두 모형의 회귀계수를 직접 비교해보면 OLS 추정치가 선택 편의를 교정한 절단 회귀 모형의 추정치에 비해 체계적으로 과소 추정, 즉 하향 편의 되어 있음을 발견할 수 있다. 따라서 표본 선택 편의를 보정하기 위한 본 연구의 2단계 추정 모형 설정이 적절했다고 판단할 수 있다.

Heckman 2단계 추정법의 각 단계에서 개별 회귀 계수들의 영향력을 살펴보면 다음과 같다. 먼저 가정 자본 변수는 대체적으로 사교육 참여와 사교육비 지출 규모 모두에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 월평균 가구소득, 어머니의 학력, 그리고 자녀에 대한 교육 기대 연한이 증가할수록 사교육에 참여할 확률이 유의하게 증가하였다. 사교육비 지출 규모 역시 월평균 가구소득과 자녀에 대한 교육 기대 연한의 값이 커질수록 유의하게 증가하였다. 그런데 어머니의 학력은 사교육비 지출 규모에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 어머니 학력 변수가 실제로 사교육비 지출과 관련이 없다기보다는 모형에 함께 투입한 다른 변수들과의 상관이 크기 때문에 사교육비에 미치는 독자적 영향력이 희석되어 나타나는 현상으로 보인다.

가정 자본의 가정 내 분배를 고려하기 위한 변수인 성별, 첫째 여부는 사교육 참여 여부에 영향을 미치지 못했다. 형제 자매수가 많아지면 사교육에 참여할 확률이 낮아지는 경향을 보였으나 통계적으로 유의하다고 하기에는 약간 미흡한 수준이었다($.05 < p \leq .10$). 흥미로운 점은, 사교육 참여 여부에는 별다른 영향을 미치지 못했던 첫째 여부와 형제 자매수가 사교육에 참여하는 학생들의 사교육비 지출 규모에는 상당히 유의한 영향을 미치고 있다는 점이다. 첫째일수록 사교육비 지출이 더 많았으며 형제 자매수가 많을수록 사교육비 지출은 유의하게 감소하는 경향을 보였다. 이러한 현상은 가정 자본에 제약이 있을 경우 학부모는 자녀 중 한 명의 사교육 참여를 아예 포기해버리기보다 함께 사교육에 참여시키되 투입하는 비용을 줄이는 전략을

선택하고 있을 가능성이 크다는 점을 보여준다.

학생 성적 변수도 가정 자본 집중도 변수들과 유사한 양상을 보여준다. 학생 성적과 사교육 참여 여부는 유의한 연관성을 보이지 않았으나 학생의 성적이 높을수록 사교육비 지출은 더욱 많아지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 성적의 높고 낮음에 관계없이 대다수의 중학생들이 사교육에 참여하고 있는 현실을 반영하고 있다. 다만 사교육에 참여하는 학생들 중에서도 공부를 잘하는 학생의 경우에는 사교육을 더 많이 받거나 더 비싼 사교육을 받을 가능성이 크다고 볼 수 있다.

지역의 영향력을 보기 위한 일련의 변수군 중에서 사교육 참여와 사교육비 지출 규모에 일관되게 영향을 미치고 있는 변수는 학교 지역의 경제 수준에 대한 지표이다. 교사가 인지한 그 학교 지역 학부모들의 평균적인 경제 상태가 높은 값을 가질수록 사교육에 참여할 확률과 사

<표 9> 중학교 3학년 학생의 사교육 참여 및 사교육비 지출에 영향을 미치는 요인
: Heckman 2단계 표본 선택 모형과 OLS 회귀모형을 통한 분석 결과 (N=1,695)

구분	변수	Probit 사교육 참여		Truncated 사교육비 지출		OLS 사교육비 지출	
		Coeff. (Std. Error)		Coeff. (Std. Error)		Coeff. (Std. Error)	
가정자본	상수	-2.607***	(0.426)	-0.901†	(0.465)	0.357*	(0.181)
	월평균 소득 ln	0.485***	(0.062)	0.544***	(0.063)	0.387***	(0.030)
	어머니 학력	0.044*	(0.019)	0.014	(0.010)	0.008	(0.008)
	자녀교육 기대 연한	0.071**	(0.025)	0.040***	(0.011)	0.028***	(0.008)
가정자본 집중도	성별	-0.006	(0.089)	-0.006	(0.043)	-0.007	(0.035)
	첫째 여부	0.128	(0.089)	0.139**	(0.045)	0.100**	(0.035)
	형제 자매 수	-0.111†	(0.062)	-0.156***	(0.037)	-0.124***	(0.029)
학생 개인 특성	내신 성적	0.003	(0.002)	0.003**	(0.001)	0.002**	(0.001)
평준화 및 지역효과	평준화 여부	-0.244†	(0.145)	-0.109	(0.072)	-0.050	(0.056)
	서울 여부	-0.065	(0.161)	0.117†	(0.070)	0.152**	(0.055)
	광역시 여부	-0.224	(0.143)	-0.097	(0.067)	-0.045	(0.052)
	읍면지역 여부	-0.075	(0.127)	-0.208**	(0.067)	-0.183***	(0.054)
	학교지역 경제수준	0.115*	(0.057)	0.114***	(0.027)	0.094***	(0.021)
고등학교 진학계획	과고/외고 진학계획	0.355	(0.316)	0.252**	(0.091)	0.245***	(0.073)
	예체고 진학계획	-0.194	(0.212)	-0.130	(0.111)	-0.083	(0.090)
	전문계고 진학계획	-0.343**	(0.117)	-0.294***	(0.083)	-0.160**	(0.059)
Lambda(λ)				0.924**	(0.297)		
N (절단 n)		1695 (0)		1470 (225)		1470 (225)	
R^2				.310		.306	

*** $p \leq .001$, ** $.001 < p \leq .01$, * $.01 < p \leq .05$, † $.05 < p \leq .10$

교육비 지출 규모가 모두 통계적으로 유의하게 증가하는 것을 관찰할 수 있다. 한편 평준화 이항변수와 지역 규모 더미 변수의 경우 각 단계의 종속변수에 대해 일관된 영향을 보이지 않았다. 비평준화 지역의 학생일수록 사교육에 참여할 확률이 낮아지고 서울 지역 학생은 중소도시와 비교했을 때 사교육비 지출 규모가 더 큰 경향을 보였으나 이러한 지역의 영향은 다소 미미한 편이었다($.05 < p \leq .10$). 읍·면 지역 여부는 사교육 참여 여부에는 영향을 미치지 않았으나 사교육비 지출 규모에는 유의한 음(-)의 영향을 미쳤다. 이러한 결과는 다른 변수들을 통제하고 중소도시와 비교했을 때 읍·면지역의 학생들도 적지 않은 수가 사교육에 참여하고 있기는 하지만 도시 지역보다는 저렴한 사교육을 받고 있는 것으로 이해할 수 있다.

본 연구에서 관심을 가지고 있는 주요 독립변수인 고등학교 진학계획 더미변수군의 효과를 살펴보면 다음과 같다. 먼저 전문계고에 가려는 학생의 경우 일반고에 가려는 학생에 비해 사교육에 참여할 확률과 사교육비 지출 규모 모두 유의하게 낮은 것으로 나타났다. 예술고나 체육고에 진학하려고 하는 학생들은 일반고에 진학하려는 학생들과 비교했을 때 사교육 참여나 사교육비 지출에 있어서 유의한 차이를 보이지 않았다. 과학고 및 외국어고에 진학하려는 학생들도 사교육 참여 경향성에 있어서는 일반고에 진학하려는 학생들과 비교했을 때 유의한 차이가 없었다. 이는 비교 집단인 일반고 진학계획 학생 집단도 대다수가 사교육에 참여하고 있기 때문으로 추정된다. 그러나 다른 요인이 모두 동일하게 고정되었을 때에도 과학고 및 외국어고에 진학하려는 학생들은 일반고에 진학하려는 학생들보다 사교육비를 더 많이 지출하는 현상을 관찰할 수 있었고 이는 유의수준 0.001에서 통계적으로 유의했다. 이 현상이 의미하는 바는 다른 조건이 동일하다고 가정했을 때, 특목고에 가려는 학생과 일반고에 가려는 학생이 모두 똑같이 사교육에 참여하고 있다고 하더라도 양 집단의 학생이 받는 사교육의 강도 및 비용에 있어서는 차이가 존재한다는 것이다. 즉 특목고 가려는 학생이 일반고 가려는 학생보다 사교육을 더 많이 받거나 비싼 사교육을 받는 것으로 이해할 수 있다.

V. 논의 및 결론

본 연구는 특목고에 가려고 하는 학생 집단이 과연 이론적으로 시사된 바와 같이 성적 및 가정의 사회경제적 지위가 높은 집단인가, 그리고 그러한 특성들을 회귀모형을 통해 통제했을 때에도 특목고 진학계획 여부가 중학생의 사교육 수요에 영향을 미치는가를 살펴보고자 하였다. 분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 성적이 높은 학생, 고소득 가구의 학생, 어머니 학력이 높은 학생, 서울에 거주하는 학

생이 그렇지 않은 학생에 비하여 특목고 진학을 계획하고 있을 확률이 높은 것으로 나타났다. 이는 기술통계 수준에서 제시되어 온 특목고 진학계획 집단의 높은 사교육비가 전적으로 특목고 진학계획에 기인한 결과가 아니라 개인 및 가정 수준 변수들의 영향력이 상당부분 개입한 결과임을 시사하였다. 특히 높은 학업 성적을 매개로 부모 학력이나 가구 소득이 사교육 수요에 영향을 미치고 있을 가능성이 높았다.

둘째, 사교육 수요에 영향을 미치는 주요 변수들을 통제한 후 일반고 진학계획 집단을 준거 집단으로 하여 분석한 결과, 특목고 진학계획 여부는 사교육 참여에는 영향을 미치지 않았으나 사교육비 지출 규모에는 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 결과는 특목고에 가려는 학생과 일반고에 가려는 학생이 모두 똑같이 사교육에 참여하고 있다고 하더라도 양 집단의 학생이 받는 사교육의 강도 및 비용에 있어서는 의미 있는 차이가 존재한다는 점을 보여주었다.

중학생의 특목고 진학 계획은 단순한 개인의 교육포부라는 의미를 넘어 특목고 선발 제도가 만든 진학 경쟁의 룰(rule)에 참여하겠다는 적극적인 의사로 해석할 수 있다. 특목고 선발 제도의 중학생 사교육 수요에 대한 영향력을 보기 위해 특목고 선발 제도의 영향을 받는 집단과 그렇지 않은 집단을 나누어 사교육비를 비교한다고 할 때, 그 집단 분류의 기준은 중학생이 특목고에 진학하려고 하느냐 그렇지 않느냐 여부가 될 것이다. 상기하였듯이 특목고 선발 제도의 영향을 받는 집단은 지역에 따라 분류할 수 없기 때문이다. 따라서 특목고 진학계획 여부를 나타내는 변수를 통해 특목고 선발제도의 사교육 수요에 대한 영향을 간접적으로 추론할 수 있다. 특목고 진학을 계획하고 있는 학생 집단은 그렇지 않은 집단에 비해 사교육비를 더 많이 지출한다는 분석 결과를 위의 논리를 적용하여 해석할 때 이는 특목고 선발 제도의 사교육 유발 효과라고 해석할 수 있다.

단, 이때의 특목고 선발제도는 본 연구에서 사용한 데이터를 표집한 2004년의 선발제도로 한정하여 해석하여야 할 것이다. 2004년 당시 특목고 선발제도의 여러 가지 문제, 예컨대 전국 단위 선발, 구술·면접 고사에 변형된 지필평가와 수리형 문제 출제, 전공 적성보다 교과 성적 우수학생을 독점하는 특차전형 방식의 불공정한 경쟁구조에 대한 문제제기는 지속적으로 이루어져 왔고 2007년부터 정부의 관련 개선책에 상당부분 반영이 되고 있다. 따라서 본 연구의 결과는 위와 같은 특목고 선발제도의 중학생 사교육 유발 효과를 줄이기 위한 정부의 일관된 제도 개선 노력을 일면 정당화해 주고 있다고 볼 수 있다.

이 연구에서는 Heckman의 2단계 추정법을 통한 새로운 접근을 시도함으로써 사교육 연구와 관련한 몇 가지 시사점을 제공하고 있다. 먼저 사교육에 참여하지 않는 학생 표본을 임의로 제외할 경우 표본 선택 편의(selection bias)가 발생한다는 점을 실증하였다. λ_i 계수가 양(+)의 방향으로 유의한 값을 보임에 따라 표본의 선택성을 고려하지 않은 선행 연구의 회귀계수 추정치들이 하향 편이되어 있을 가능성이 높은 것으로 보인다. 또한 사교육 참여 여부와 사교육

비 지출 규모를 분리하여 분석함으로써 사교육 수요 양상에 대해 더욱 풍부한 분석이 가능해졌다. 예컨대 형제 자매수, 첫째 여부, 성적, 읍·면지역 여부, 특목고 진학계획 여부는 사교육 참여에는 영향을 미치지 않았으나 사교육비 지출 규모에는 영향을 미치는 요인이었다. 상기한 변수들이 사교육 참여에 영향을 미치지 못한다는 것은 사교육이 점점 발달해 오는 과정에서 이제는 학생의 특성이나 배경의 차이에 관계없이 전국적인 현상으로 확산된 현실을 반영하는 결과로 해석될 수 있다(Baker & LeTendre, 2005). 다만 위의 요인들이 사교육비 지출 규모에는 영향을 미침에 따라, 사교육으로 인한 불평등은 '사교육에 참여하느냐 안 하느냐'의 문제 보다는 '어떤 사교육을 받느냐'하는 비용과 강도의 문제에 더욱 초점을 맞추어야 한다는 점을 시사하고 있다.

위와 같은 의의에도 불구하고 이 연구는 기본적으로 단일 시점 연구라는 제한점을 가지고 있다. 단일 시점 자료를 활용했기 때문에 생기는 한계는 크게 두 가지다. 하나는 특목고 진학계획과 사교육비 지출 간의 시간적 선행성에 관한 정보가 없기 때문에 엄밀한 견지에서 인과적 효과(causal effect)로 해석할 수는 없다는 점이다. 다른 하나는 2004년의 특목고 선발제도와 대입 제도라는 조건 하에서의 행위만을 관찰하여 분석했기 때문에 제도 변화에 따른 사교육 유발 효과 변동 여부를 살필 수 없다는 것이다. 현재 특목고 제도의 중학생 사교육 유발 효과에 대한 연구는 2004년의 자료를 분석한 본 연구와 2006년에 수집된 자료를 분석한 김미숙 외(2007)의 연구가 있다. 김미숙 외(2007)의 연구는 선택 편의가 존재하기 때문에 해석에 주의를 기울여야 하나 동 연구에서도 특목고 진학을 희망하고 있는 학생들이 다른 변수들을 통제하고도 사교육비를 더 많이 지출하는 것으로 나타났다. 선택 편의 등의 문제로 특목고 진학 경쟁률이 높았던 2004년과 경쟁률이 상대적으로 낮았던 2006년의 사교육 유발효과를 직접 비교하는 것은 어렵지만, 두 시기 모두에서 특목고 선발 경쟁의 중학생 사교육 유발 효과가 공통적으로 나타나고 있다는 점에 주목할 필요가 있다. 따라서 향후 보다 최근에 수집된 자료를 사용하여 특목고 제도 변동에 따라 특목고 진학계획이 중학생 사교육 유발에 미치는 효과가 어떻게 달라지는지에 대한 연구를 지속적으로 추적해나갈 필요가 있다.

참고문헌

- 강상진, 장원섭, 김주아, 장지현, 김양분, 윤종혁, 류한구, 남궁지영(2005). 고교평준화 정책 효과의 실증분석 연구. 서울: 한국교육개발원.
- 강영혜, 박소영, 정현철, 박진아(2007). 특수목적 고등학교 정책의 적합성 연구. 서울: 한국교육개발원.
- 강태중(2007). 고등학교 평준화 정책이 사교육비 지출에 미치는 영향. 제3회 한국교육고용패널 학술대회 논문 자료집, 1-17.
- 교육인적자원부(2007). 수월성 제고를 위한 고등학교 운영 개선 및 체제 개편 방안.
- 교육과학기술부(2008). 특목고 운영 정상화 및 입시개선 방안. 학교정책국.
- 김미숙, 강영혜, 박소영, 이희숙, 황여정, 최봉현, 김현철(2007). 사교육 실태 조사 및 사교육비 경감방안 연구. 서울: 한국교육개발원.
- 김인숙, 여정성(1996). 가계의 사교육비 지출과 관련 요인. 한국가정관리학회지, 14(3), 137-149.
- 김진영(2007). 국제비교를 통해 본 사교육의 원인과 결과, 공공경제, 12(2).
- 김춘진(2009). 외교 관련 종합 설문 조사 결과. 사교육걱정없는세상 주최 외교문제 5회 연속 국민대토론회 자료집, 1-30.
- 김현진(2004). 사교육비 지출 결정 변인 구조 분석. 교육행정학연구, 22(1), 27-45.
- 김현진, 박균달(2008). 고교평준화 정책 적용 여부가 중학교 3학년 학생의 사교육비 지출에 미치는 영향 실증 분석. 교육행정학 연구, 26(3), 251-275.
- 남춘호(1998). 사회학적 연구에서 표본선택편의. 한국사회학, 32(1), 99-136.
- 노현경(2006). 학부모 및 학생 관련 요인과 사교육비 지출 간의 구조적 관계 분석. 교육행정학 연구, 24(1), 97-118.
- 류방란, 김성식(2006). 교육격차 : 가정배경과 학교교육의 영향력 분석. 서울: 한국교육개발원.
- 박기백(1998). 사교육비 결정요인에 대한 실증분석. 재정논집 13(1), 149-164.
- 박미희, 여정성(2000). 개인과 가계의 사교육비 지출 및 유형 분석. 대한가정학회지, 38(12), 189-206.
- 박진영(2007). 자산계층별 사교육비지출과 재무성과의 관련성. 한국가정관리학회지, 24(6), 61-77.
- 박현정(2008). 학교교육의 질과 사교육 참여의 관계 분석. 아시아 교육연구, 9(4), 91-110.
- 백일우, 김지하(2003). 입시과외수요 추정을 위한 회귀모형 분석. 교육재정경제연구, 12(1), 81-100.

- 성낙일, 홍성우(2009). 우리나라 사교육비 결정요인 및 경감대책에 대한 실증분석. *응용경제*, 10(3), 183-212.
- 양정호(2005). 과외비 지출에 대한 종단적 연구 : 한국노동패널 조사의 위계적 선형 모형 분석. *교육사회학연구*, 15(2), 121-146.
- 유한구(2009). 특목고와 일반고 학생들의 사교육 경로 비교. 제 4회 한국교육고용패널 학술대회 논문집, 539-554.
- 이성립(2005). 사교육비 부담과 가계의 소비지출. *한국가정관리학회지*, 23(3), 63-76.
- 이수정(2007). 명문대 중심의 대입관과 사교육비 지출 간의 관계 분석; 사교육 원인에 대한 사회심리적 접근. *교육행정학 연구*, 25(4), 455-484.
- 이은우(2004). 사교육비 지출행위에 대한 경제 분석. *경제연구*, 22(2), 1-31.
- 임천순, 우명숙, 채재은(2008). 사교육 수요 분석 : 학습보충론과 미래투자론. *교육재정경제연구*, 17(2), 1-27.
- 전홍기혜(2008.7.22). 기름값 따라 오른 학원비, 인플레이션 주범. 프레시안.
- 채창균(2006). 고교 평준화가 사교육비 지출에 미친 영향에 대한 실증 분석. *교육사회학연구*, 16(2), 163-179.
- 채창균, 유한구(2008). 사교육 경쟁, 바람직한가? : 사교육 무한경쟁과 교육생산성. *한국교육 어디로 가고 있다 : 성찰과 전망 학술대회 자료집*, 33-54.
- 통계청(2004). 2003년 소득 분위별 가구당 평균 소득. 국가통계포털 <http://ups.kosis.kr/> 검색일 2009년 4월 3일.
- 통계청(2005). 성·연령계층별 평균 교육년수. 2005년 인구주택총조사. 국가통계포털 <http://ups.kosis.kr/> 검색일 2009년 4월 3일.
- 통계청(2008). 2007년 사교육비 조사 결과. 서울: 통계청.
- 통계청(2009). 2008년 사교육비 조사 결과. 서울: 통계청.
- Angrist, J. & A.B. Krueger(1999). Empirical Strategies In Labor Economics. *Handbook of labor economics*. 3A. Elsevier.
- Baker, D.P., Akiba, M., Letendre, G.K., & Wiseman, A.W.(2001). Worldwide Shadow education : outside-school learning institutional quality of schooling and cross-national mathematics achievement. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 23, 1-17.
- Baker, D. & LeTendre, G.(2005). *National Differences, Global Similarities : World Culture and the Future of Schooling*. Palo Alto: Stanford.
- Breen, R. & J. H. Goldthorpe(1997). Explaining Educational Differentials: Towards a Formal Rational Action Theory. *Rationality and Society*, 9, 275-305.

- Coleman, J.S., E.Q. Campbell, C.J. Hobson, & J.M. McPartland(1966). *Equality of educational opportunity*. Washington: U.S. Government Office.
- Erikson, R., J.H. Goldthorpe, M. Jackson, M. Yaish, & D.R. Cox(2005). On Class Differentials in Educational Attainment. *Proceeding of the National Academy of Science, 102*(27), 9730-9733.
- Greene, W. H.(2000). *Econometric Analysis*(5th ed.). New Jersey: Prentice-Hall, Inc.
- Blake(1981). Family size and the quality of children. *Demography*, 18, 321-342.
- Downey(1995). When Bigger is not better : Family Size, parental resources and Children's educational performance. *American Sociological Review*, 60, 746-761.
- Heckman, J.J.(1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47, 153-161.
- Jencks. C., M. Smith, H. Acland, M.J. Bane, D. Cohen, H. Gintis, B. Heyns, and S. Michelson(1972). *Inequality: A reassessment of the effect of family and schooling in America*. New York: Basic Books.
- Kwok, Lai-yin P.(2001). Emergence of demand for private supplementary tutoring in Hong Kong: Argument, indicators and implications. *Hong Kong Teacher's Centre Journal*, 3, 1-14.
- Menard. S. (2004). Odds. Lewis-Beck, M., A. Bryman, T. F. Liao (Eds.). *The SAGE Encyclopedia of Social Science Research Methods*. (pp. 758-759). SAGE Publications.
- Tansel, A. & F. Bircan(2006). Demand for education in Turkey: A tobit analysis of private tutoring expenditures. *Economics of Education Review*, 25(3), 303-313.

* 논문접수 2009년 8월 1일 / 1차 심사 2009년 8월 20일 / 2차 심사 2009년 9월 5일 / 게재승인 2009년 9월 20일

* 박현정: 서울대학교 교육학과를 졸업하고 동 대학원 교육학과에서 석사학위를 취득하였으며 미국 University of Minnesota에서 교육측정 및 통계 전공으로 박사학위(Ph.D)를 취득하였다. 현재 서울대학교 교육학과 교수로 재직 중이며, 주요 저서로는 "교육·심리·사회연구를 위한 통계방법", "심리측정의 원리" 등이 있다.

* e-mail: hjp@snu.ac.kr

* 이준호: 서울대학교 교육학과를 졸업하고 동 대학원 교육학 전공 석사과정에 재학 중이다.

* e-mail: beauclerc84@gmail.com

Effect of Middle School Students' Plan to Enter Special-Purposed High School on their Demand for Private Tutoring

Hyun-Jeong Park* · Joon-Ho Lee**

Using the base year data of Korean Education and Employment Panel 2004 (KEEP 2004), this study was designed to empirically analyze the effect of middle school students' plan to enter "special-purposed high school(SPHS below)" on their demand for private tutoring. Firstly, we examined the main characteristics of the students who plan to go SPHS, such as academic achievement, family background, and residence area. After controlling for those characteristics, we analyzed whether their plan to enter SPHS significantly increases a propensity to participate private tutoring and its amount of expenditure. For the analysis, Heckman's two-step sample selection model was employed to correct selection bias.

The result showed that students who are holding high academic achievement, high monthly income and schooling year of their parents, and residing in Seoul tend to have significantly high probability to plan to enter SPHS than the students who are not. After controlling for such factors, the result of probit regression at the first step represented that student's plan to enter SPHS didn't significantly increase his/her propensity to participate in private tutoring compared to the student who plan to enter general high school. However, at the second step of analyses, the result of truncated regression showed that students who plan to enter SPHS expend more average monthly cost of private tutoring than students who plan to enter general high school. This result corroborates that there is an obvious gap induced by the competition to enter SPHS in terms of intensity and expense of private tutoring.

Key words: private tutoring, student's plan to enter special-purposed high school, sample selection bias, Heckman's two-step sample selection model

* Professor, Seoul National University

** Graduate student, Seoul National University, Correspondent author (beauclerc84@gmail.com/010-2886-8626)