

논문 2

사교육의 대학진학 효과성 검증

이 기 종*

요약

이 연구는 한국교육고용 패널(KEEP) 1차~3차 자료를 이용하여 중등학교 학생의 학습과 학업성취와의 인과관계를 종단적으로 분석하였다. 종단적 분석을 위해서 중학교 3학년 시기의 가정배경, 학습, 학업성취, 고등학교 1학년 학습, 학업성취, 고등학교 2학년 학습, 학업성취를 잠재변인으로 하여 구조방정식 모형을 설정하였다. 분석은 기술통계, 상관분석, 경로분석을 위해 SPSS와 LISREL 프로그램을 사용하였다.

분석결과 가정배경은 학생의 학업성취에 직접 영향을 미치지 보다는 학습활동에 영향을 미치며, 중학교의 학업성취와 학습활동은 고등학교 학업성취와 학습활동에 직접적인 영향을 미치는 것으로 탐색되었다.

이러한 분석결과는 중등학교 학생의 학습활동과 학업성취를 이해하는데 중요한 정보로 활용될 것으로 여겨진다.

I. 연구의 필요성

요즈음 계속 꼬리를 물고 일어나는 학력위조 추문은 우리사회가 한 개인을 평가함에 있어 무엇을 할 수 있는가를 묻는 것보다는 화려한 겉모습의 학력·학벌에 더 많은 비중을 두어 온 것을 상징적으로 나타내는 사건이다. 좋은 대학이 나은 일자리와 성공을 보증한다는 인식 때문에 학부모는 자녀의 경쟁력 강화를 위해 방과후 사교육시장 자녀를 내몰고 있다.

사교육에 관한 어느 언론보도를 보면, 사교육은 공교육보다 더 필요하고 당연한 것이며 사교육에 참여하는 많은 학생과 학부모는 과외가 학업성적과 대학입시에 도움을 준다고 믿고 있다. 학부모가 자녀에게 과외를 시키는 이유는 좋은 대학에 진학시켜 졸업 후 좋은 회사에 취업시키기 위해서이며, 과외가 명문대로 명문대가 좋은 직장으로 연결되는 고리의 출발점이라고 보고 있다(미디어오늘, 2007. 8. 21.).

우리 사회의 명문대 입학을 위한 노력은 사교육 시장의 규모와 그대로 연계된다. 이철선, 이주량(2007)은 전국 1,012가구를 대상으로 사교육 실태를 조사한 결과, 노후를 불안하게 하는 주된 원인이 사교육이며 사교육시장의 총규모가 국내총생산(GDP)의 3.95%에 달하는 33조5천억원이고 이것은 07년도 교육예산총액인 31조원보다 많다고 보고하고 있다. 이는

* 국민대학교 교육학과 교수

최상근 등(2003)이 연간 사교육 비용이 13조 6,485억에 달한다고 발표한지 4년만에 2.5배 가까이 증가한 것이다.

또한 서울 강남구(2007)는 관내 2,000가구를 대상으로 사회통계조사를 한 결과, 유치원부터 초·중·고교생, 재수생까지 학생이 있는 가구가 전체의 42%이고, 이들 가구의 학생 1인당 월평균 사교육비는 69만4천원이라고 밝히고 있다. 그 동안 실제로 사교육을 하지 않는 가구도 조사에 포함시켜 사교육비가 현저하게 작게 추정되어 나온 그간의 결과와는 큰 차이가 있다.

이렇듯 사교육은 학교교육을 붕괴시키고 가정경제를 명들게 할 만큼 급속하게 팽창되어 왔지만, 사교육이 과연 기대한 것만큼의 효과를 가져다주는가에 대해서는 이론의 여지가 많이 있다. 이 글은 사교육이 대학입학과 관련해 어느 정도의 효과를 갖는지 경험적 자료를 통해 알아보고자 한다.

II. 이론적 배경

사교육의 의미는 어떻게 정의하느냐에 따라 달라진다. 사교육의 사전적 의미는 법인 또는 사인의 재원에 의해서 유지·운영되는 교육인 사립학교를 뜻하나, 요즘 사교육의 의미는 학교 외에서 이루어지는 교육활동 즉, 과외, 입시 및 보습학원, 예체능계 학원 등의 교육을 뜻한다. 이 글에서는 학교 밖 교육활동의 의미로 사교육을 사용한다.

사교육이 명문대학과 좋은 직장으로 연결되는 고리의 출발점이라고 보면, 사교육이 학업성취도의 중요한 지표인 대학수학능력시험(이하 수능)과 대학입학에 어떠한 영향을 끼치는지 선행연구를 검토할 필요가 있다. 사교육이 학업성취도에 어떤 영향을 미치는가에 관한 선행연구는 자세한 부분에서는 서로 다른 결과를 보이거나, 효과유무를 둘러싼 두 가지로 구분된다.

우선, 사교육에 참여한 학생이 그렇지 않은 학생에 비해 학업성취도에 긍정적인 영향을 미친다는 입장부터 살펴본다. 이은우(2006)는 한국청소년패널 2차년도 자료 1,980명을 대상으로 각 과목별 성적결정함수를 순서프로빗(ordered probit) 모형을 이용하여 추정한 결과, 영어와 수학에서 사교육 비율이 가장 높게 나타났으며, 사교육을 받는지 안 받는지의 여부가 학교성적에 영향을 미친다고 보고하고 있다. 사교육에 참여하는 학생이 그렇지 않은 학생보다 더 좋은 학교성적을 올린다고 보는 것이다. 홍윤성(1997)은 강남, 강북, 분당의 중학 2년생 468명을 대상으로 한 과외수업 실태 및 요구분석 연구에서, 학업성적이 우수할수록 과외의 경험이 많으며 학교수업보다 과외수업 이해도가 더 높아 과외가 학교성적 향상에 도움을 준다고 보고한다. 양희정(2004)은 경기도 일산 중학1개교 234명과 광주광역시 고교1개교 114명, 총 348명의 수학과외를 받는 학생을 대상으로 과외가 수학성적에 미치는 영향을 살펴본 결과, 대부분의 학생이 수학과외가 성적향상에 도움을 줄 뿐만 아니라 수학수업

에 흥미를 준다고 반응한 결과를 보고하고 있다. 박영희(2000)는 과외를 받은 부산 인문계 고교 재학 중인 552명을 대상으로 과외수업비와 학업성취도와의 관계를 살펴본 결과, 과외수업이 학업성취도에 좋은 영향을 미친다는 긍정적 지각을 갖고 있다고 보고한다. 윤형식(2005)은 서울 소재 고교생 132명을 대상으로 학원수업이 학교수업과 성적에 미치는 영향을 설문지, 중간고사, 기말고사 성적을 토대로 연구한 결과, 95% 이상의 학생이 학원수업이 학업성취도에 좋은 결과를 가져다준다고 믿고 있으며, 학원수업을 받은 학생들이 안 받은 학생들보다 학업성적이 높다고 보고하고 있다. 연구자는 이런 결과를 토대로 무조건 사교육에 대해서 배척하기보다는 공교육과 사교육의 적절한 상호작용을 통해 긍정적인 시너지를 낼 수 있는 대책이 마련되어야 한다고 주장한다.

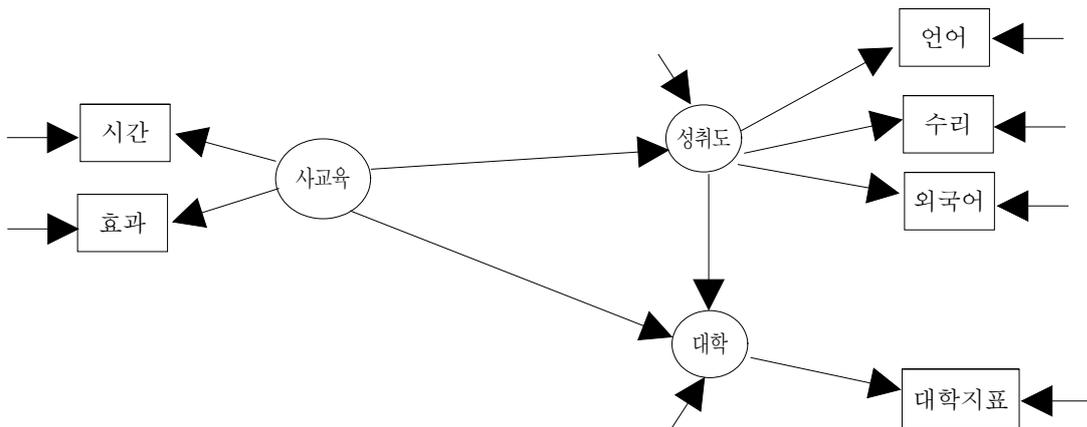
위와는 달리 사교육 효과가 미미하거나 없다고 보는 연구는, 사교육을 받지 않은 학생이 사교육을 받은 학생보다 학업성적이 높거나 대학입시에도 좋은 결과를 얻는다는 입장을 보이거나, 사교육참여시간, 교과목, 대상에 따라 학업성취의 효과가 달라지나 효과는 미미하다고 밝힌 것이다. 오영수, 윤정식(2003)은 경북대 사대부고 2학년 482명을 대상으로 학업성취도에 영향을 미치는 요인을 분석한 결과, 영어와 수학과외는 학업성취도에 미치는 영향이 거의 없으며 오히려 사교육으로 인해 학생의 자기주도적 학습능력이 저하되는 결과를 초래한다고 보고한다. 조혜영, 이경상(2005)은 중학교 2학년 3,697명을 대상으로 한 한국청소년패널조사 1차년도 횡단면 자료를 분석한 결과에서, 사교육참여시간은 학업성취 중 국어과목에만 미미한 영향을 끼치고, 다른 과목인 영어, 수학, 사회, 과학에서는 학업성취에 거의 영향을 끼치지 않는 것으로 나타나고 있다고 보고한다. 김경식(2003)은 대구광역시 초등학교와 중학교 학생 981명을 대상으로 과외수업이 학교성취에 미치는 효과를 살펴본 결과, 학교성취에 대한 과외효과에 대해 모르겠다는 반응이 많으며, 과외효과도 하위권 학생의 일부 교과에서만 나타나는 단편적인 것이라고 보고한다. 이해명(1997)도 중학교 22개교와 고교 26개교를 지역별로 선정하여 중학생 1,734명과 고교생 1,615명을 대상으로 과외가 학업성취에 미치는 효과를 분석한 결과, 중학생의 경우 과외가 학업성취에 미미한 영향을 끼치나 고등학생에서는 과외가 학업성취에 영향을 미치지 않는다고 보고하고 있다.

임천순, 박소영, 이광호(2004)는 경기도 내 초·중·고등학생 3,619명으로 대상으로 사교육이 학업성취에 미치는 영향을 위계적 선형모형을 이용해 분석한 결과, 모든 형태의 사교육이 학업성취에 영향을 미치는 것이 아니라 사교육의 형태에 따라서 학업성취에 영향을 끼친다고 보고한다. 한 대동, 성병창, 길임주(2001)는 전국의 인문계 24개교 765명을 대상으로 학업성취에 대한 학교효과와 과외효과를 비교연구를 결과, 수능모의고사 수리탐구 I에 대한 과외효과는 없으며 학교효과도 큰 영향은 없으나 과외효과보다는 높은 것으로 나타난다고 보고한다. 우천식 등(2007)은 서울시내 명문대 재학생 1,000명을 대상으로 사교육의 효과, 수요 및 그 영향요인을 조사한 결과, 사교육 경험이 있는 학생보다 사교육 경험이 없는 학생의 고교 내신등급이 높으며, 수능의 경우 또한 사교육을 받았던 학생보다 사교육을 받지 않았던 학생이 더 높은 점수를 받은 것으로 나타난다고 보고하고 있다.

이상의 연구들을 종합해 볼 때, 사교육이 학업성취도와 대학입학에 도움이 된다는 긍정

적인 입장과 사교육이 미치는 영향이 거의 없거나 역효과가 일어난다는 부정적 입장이 혼재한다고 보여진다. 이러한 선행연구를 종합하여 설정한 연구가설은 다음과 같다.

사교육은 학업성취도와 대학입학에 영향을 미친다. 학업성취도는 대학입학에 영향을 미친다. 그리고 잠재변수 사교육(EXTRA)은 과외시간(time)과 과외효과(effect)로 측정되며, 학업성취도(ACH)는 모의수능성적인 언어(korlang), 수학(math), 외국어 영역(english)의 점수로 측정되며, 대학입학(UNIV)은 대학순위지표(uniindex)로 측정된다. 가설에 따라 설정된 모형은 아래 [그림 1]과 같다.



[그림 1] 대학입학에 영향을 주는 요인 경로도

Ⅲ. 연구설계

1. 표본선정

한국교육고용패널 2004년도 인문계 고등학교 3학년 가운데 2005년에 대학에 진학한 학생 1,269명이 후보 대상이다. 여기서 부모가 보호자인 학생만 선택하고, 수집된 정보에서 결측값이 하나라도 있는 사례를 지우고 난 613명의 자료가 최종 분석대상이다. 보호자가 부모인 경우만 선택한 이유는 보호자를 변수가 아닌 상수로 만들어 보호자가 누구인가에 따라 사교육의 영향이 어떻게 달라지는가를 통제하기 위해서이다. 또한 결측값을 처리하는 방법으로 사례별 지우기를 택한 것은 이렇게 해도 모수추정에 필요한 충분한 크기의 표본이 확보되어서이다.

결측자료를 처리하는 기법 가운데 지우는 것을 택한다면 방법은 두 가지이다. 하나는 짝별로 지우는 것이며 또 하나는 사례별로 지우는 것이다. 짝별로 지우기는 특정변수를 분석할 때 그 변수에서 결측값이 있는 사례만 제외되고 다른 변수의 정보는 그대로 존속시키는

것이다. 이렇게 하면 결측값이 있는 그 특정한 분석에서만 제외되고 여타의 분석에서는 제외되지 않기 때문에 표본크기는 큰 영향을 받지 않게 되는 이점이 있다. 그러나 구조방정식모형에서 이런 방법으로 결측치를 처리하는 경우 구조방정식모형의 분석자료인 표본공분산행렬이 때로는 비양정치행렬(non positive definite matrix)이 될 수 있다. 짝별로 지우기가 언제나 표본공분산행렬을 비양정치행렬로 만드는 것은 아니나, 표본공분산행렬이 비양정치행렬이 되면 더 이상 앞으로 나아갈 수 없게 된다. 이런 이유가 사례별 지우기를 택한 원인이다.

2. 자료분석

구조방정식모형에서 분석자료는 표본공분산행렬이 기본이다. 표본공분산행렬은 수집된 자료가 연속변수이며 다중변수분포의 치우침(skew)이나 솟음(kurtosis)이 과도하지 않은 경우에 자료를 잘 나타낼 수 있다. 표본공분산행렬이 기본으로 사용되는 이유는 구조방정식모형에서의 합치함수는 표본공분산행렬의 함수이기 때문이다. 따라서 관찰변수가 비연속인 경우 표본공분산행렬을 구하고 이를 분석자료로 사용하는 것은 원칙적으로 타당하지 않다.

본 연구에 사용되는 관찰변수 가운데 주당평균시간으로 측정된 과외시간을 제외하고는 모두 서열화된 유목에 대한 반응으로 비연속 변수이다. 과외효과는 '전혀 도움이 되지 않는다' 1에서 '매우 도움이 된다' 5까지로 관찰된 Likert 척도 점수이다. 언어, 수리, 외국어 모의수능 성적은 9등급으로 표시된 점수이다. 또한 대학순위지표도 대학진학을 5등급으로 구분한 점수이다. 대학진학은 일반적 사회통념을 따라 서울지역 명문대 1, 1을 제외한 서울지역 대학 2, 수도권대학 및 지방국립대 3, 지방사립대 4, 전문대 및 사이버대학을 5로 등급이 부여된 것이다. 대학진학을 더 많은 유목을 갖도록 세분화할 수 있으나 그 기준도 본질적으로 임의적인 것이어서 큰 차이를 보이지 않는다고 판단된다. 모두 6개의 관찰변수 가운데 과외효과는 개인의 주관적 느낌을 계량화한 것이기는 하나, 다른 5개 변수만큼 평정에서의 객관성이 유지된 것이라고 보기는 어렵다.

수집된 자료의 이러한 특성을 감안하여 다연상관(polyserial correlation)을 구하여 분석자료로 사용한다. 관찰변수가 서열화된 유목에 대한 반응이어도 그 기저에 있는 잠재변수는 연속적이다. 서열화된 유목이 3개 이상인 관찰변수의 잠재변수와 관찰된 연속변수 간의 상관을 구한 것이 다연상관이다. 다연상관은 PRELIS 2.80(Joreskog & Sorbom, 2002)를 통해 구하고 결과는 아래 <표 1>과 같다.

<표 1> 관찰변수 간의 다연상관

time	effect	korlang	math	english	uniindex
1.000					
0.120	1.000				
0.056	0.137	1.000			
0.044	0.135	0.453	1.000		
0.067	0.167	0.718	0.582	1.000	
0.085	0.171	0.470	0.388	0.513	1.000

설정된 모형이 수집된 자료에 맞는지를 가리기 위한 합치함수로 최대가능법이 사용된다. 최대가능법을 사용하기 위한 조건은 다중변수정상분포이나, 여기서는 연속변수가 과외시간 밖에 없어 단일변수분포의 정상성 여부를 확인한다. 과외시간의 정상성에 관한 결과가 아래에 제시된다.

Univariate Summary Statistics for Continuous Variables

Variable	Mean	St. Dev.	T-Value	Skewness	Kurtosis
time	9.781	5.860	41.324	0.027	-0.087

Test of Univariate Normality for Continuous Variables

Variable	Skewness		Kurtosis		Skewness and Kurtosis	
	Z-Score	P-Value	Z-Score	P-Value	Chi-Square	P-Value
time	0.276	0.783	-0.373	0.709	0.215	0.898

위에서 과외시간의 치우침과 솟음은 각각 0.027, -0.087이며, 이 두 값은 거의 0이라고 할 수 있다. 그리고 치우침과 솟음이 각각 0이라는 영가설을 Z검정한 결과는 0.276, -0.373으로 나타나고, 이 값이 관찰될 확률은 각각 0.783, 0.709이며 영가설을 수용하고 있다. 따라서 과외시간은 정상분포를 이루고 있다고 판단할 수 있다.

비연속 관찰변수 5개가 어떤 모습으로 분포되어 있는지를 알기 위한 상대빈도분포 결과가 아래에 제시된다.

아울러 최대가능법은 전제조건이 충족되지 않아도 표본크기가 커짐에 따라 항내성을 갖는다고 알려져 있다(Boomsma, 1983; Rhee, 1992). 따라서 여기에서는 가중최소제곱법을 사용하지 않고 LISREL이 기본으로 제시하는 최대가능법을 사용한다. 또한 자료분석에서 잠재변수를 표준화시켜 잠재변수의 척도문제를 해결하고 동시에 관찰변수의 상대적 크기를 비교하고자 한다.

IV. 결과 및 해석

1. 전체모형평가

LISREL 8.80(Joreskog & Sorbom, 2001)을 통해 추정된 결과는 다음과 같다. 먼저 전반적 모형합치도에 관한 지표가 제시된다.

Goodness of Fit Statistics	
Degrees of Freedom = 7	
Minimum Fit Function Chi-Square = 8.00 (P = 0.33)	
Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 7.68 (P = 0.36)	
Minimum Fit Function Value = 0.013	
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.013	
P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.93	
Comparative Fit Index (CFI) = 1.00	
Root Mean Square Residual (RMR) = 0.013	
Goodness of Fit Index (GFI) = 1.00	
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.99	

위에 제시된 결과에서 미루어 짐작할 수 있듯이 설정된 모형은 수집된 자료에 잘 들어맞는다고 할 수 있다. 구체적으로 살펴보면, 통계적 의사결정이 가능한 χ^2 분포는 $\chi^2_7 = 8.00$ 이며, 이 값이 관찰될 확률은 0.33이다. 따라서 $H_0: \Sigma = \Sigma(\theta)$ 은 $\alpha = .30$ 에서 수용된다.

유의수준 α 를 어떻게 정할 것인가는 연구의 성질에 따라 다르다. 구조방정식모형에서 설정된 모형이 수집된 자료에 합치하는가를 따지는 전체모형 평가는 실험연구에서 일반적으로 설정하는 유의수준 $\alpha = .05$ 또는 $.01$ 과는 지향점이 다르다. 실험연구에서는 영가설을 기각하는 데 관심을 갖으나 전체모형 평가에서는 영가설을 수용하는 데 관심을 가지므로, 여기서는 비교적 높은 수준인 $\alpha = .30$ 으로 한다.

χ^2 를 제외한 여타의 전체모형 평가지표에서 어떤 것을 사용해야 하는가에 대해서는 여러 의견이 있다(Jaccard & Wan, 1996; Kline, 1998). 선택기준이 막막하다고 하여 모든 평

가지표를 보고하는 것은 그물을 던져 아무 고기나 잡아 올리겠다는 것처럼 비쳐질 수 있다. 여기서는 잔차에 기초한 것과 설정된 모형을 다른 모형과 비교한 것을 보고한다.

$H_0: \Sigma = \Sigma(\theta)$ 이 맞다면 잔차행렬은 모든 원소가 0인 영행렬이 된다. 그러나 실제에서는 영가설이 맞다고 해도 표본변산으로 인해 잔차행렬의 원소는 0에 가까지만 0보다 크고 작은 값을 갖게 된다. 이런 잔차를 제공하고 평균을 낸 후 제곱근을 취한 것이 잔차제곱평균제곱근(RMR)이다. 그러므로 RMR은 음수를 갖지 않으며 0에 가까워야 표본공분산행렬에 모형공분산행렬이 근접하다고 할 수 있다. 여기서 RMR은 0.013이며 이 값은 모형이 자료에 잘 들어맞는 것을 나타낸다고 할 수 있다. RMR이 0.05보다 작으면 양호하다고 하나 이 기준은 어디까지나 임의적이므로 신중해야 한다. 또한 표본공분산행렬이 모형공분산행렬에 의해 예언되어지는 정도를 나타내는 적합도지수(GFI), 적합도지수를 자유도로 수정한 조정적합도지수(AGFI)는 완벽한 합치를 나타내는 1로 나타나고 있다. GFI나 AGFI 역시 0.95보다 크면 양호하다고 하나 이 기준도 자의적이어서 해석에 신중해야 한다.

가장 잘 합치하지 않는 모형에서 잘 합치하는 모형으로 옮겨가면서 비중심모수가 어떻게 향상되어 가는가에 초점을 둔 비교합치지수(CFI)는 자유도가 큰 모형에서 작은 모형으로 이행되는 과정에서 간명성의 차이에 관심을 갖는 지표이다. 설정된 모형이 잘못된 것이라면 χ^2 는 중심 χ^2 분포가 아닌 비중심 χ^2 분포를 따르게 된다. 이 때 두 분포 간의 차이는 비중심모수에 의해 결정된다. 가장 잘 합치하지 않는 모형과 설정된 모형의 비중심모수가 같으면 CFI의 값은 1이다. CFI의 값이 1에 가까우면 설정된 모형이 자료에 잘 합치함을 나타낸다. 여기서 CFI의 값은 1로 나타나고 있으며 따라서 잘 합치하고 있다고 할 수 있다. 일반적으로 CFI의 값이 0.95 이상이면 양호하다고 하나 이 기준은 자의적인 것이며 해석에 신중해야 한다.

마지막으로, 설정된 모형을 평가하는 잣대로 χ^2 는 $H_0: \Sigma = \Sigma(\theta)$ 을 사용하고 있는 데, 이 영가설이 너무 엄격하고 무리한 가정이라는 것이다. 설정된 모형이 모집단에 정확하게 합치한다고 하는 이 영가설은 실제연구에서 모집단이 아닌 표본을 사용하는 것에 비추어 보아 무리하다는 것이다. 그 결과 정확한 모형이 아닌 적당한 모형은 실재를 제대로 반영하고 있어도 정확하게 합치하지 않아 표본이 큰 경우에 큰 값의 χ^2 가 도출되어 영가설을 기각하게 된다는 것이다.

정확합치에 대한 대안으로 제시된 것이 근사오차제곱평균제곱근(RMSEA)이다. RMSEA는 정확합치 대신에 근사합치를 사용하며 0에 가까울수록 설정된 모형이 자료에 잘 합치하는 것을 나타낸다. RMSEA의 값이 0.05보다 작으면 양호하다고 하나 이 기준은 임의적이다. 여기서 RMSEA의 값은 0.013이며 근사합치의 기준을 0.05로 했을 때 이 값이 관찰된 확률은 0.93이다. 따라서 설정된 모형은 자료에 잘 합치한다고 할 수 있다.

덧붙일 것은 RMSEA의 논거로 제시된, 모집단이 아닌 표본을 사용하기 때문에 정확합치를 나타내는 영가설이 엄격하다는 것은 표본추출의 관점에서 보면 수긍하기 어려운 점이 있다. 표본은 어디까지나 모집단을 잘 대표하도록 추출되기 때문이다. 또한 근사합치의 기준은 0.05로 할지 그 보다 작게 또는 크게 해야 하는지 또한 주관적이어서 RMSEA의 해

석에 신중해야 한다.

아울러 위 결과에서 보듯이 χ^2 와 그 외의 평가지표는 모두 같은 방향으로 움직인다. 단지 각각의 평가지표는 자신만의 고유한 방법으로 설정된 모형이 수집된 자료에 잘 합치하는지의 여부를 이야기하고 있을 뿐이다. χ^2 가 양호한 상태를 나타내면 여타 지표도 양호한 상태를 나타내며, 그 반대의 경우도 마찬가지이다. 사실이 이러함에도 χ^2 가 표본크기에 민감해 큰 표본인 경우 영가설을 너무 자주 기각함으로써 다른 지표를 사용해야 한다고 하는 것은 자신이 설정한 모형이 자료에 잘 들어맞지 않음에 대한 궁색한 변명이다. 모형이 자료에 합치하면 표본크기에 무관하게 χ^2 는 작은 값을 갖게 되고 영가설을 수용하게 된다. χ^2 를 포함한 모든 평가지표는 모두 표본크기의 함수여서 표본크기에 따라서 통계량이 달라지게 되는 데, 마치 이것이 구조방정식모형에서 χ^2 를 사용해서는 안 되는 것처럼 말하는 것은 사실을 호도하는 것이다(이기종, 2002, 2005).

2. 개별모수평가

전체모형평가에서 강조되는 것은 모형전체가 합치되는가의 여부이다. 만약 설정된 모형이 자료에 합치하지 않는다면 모형을 재설정하여 합치하는 모형을 찾거나 아니면 합치하지 않는다고 보고하게 된다. 합치하게 된다면 그 다음에 모형에서 설정된 자유모수 각각에 대한 평가가 뒤따른다.

자유모수를 평가하는 방법으로 사용된 것은 t검증이며, 설정된 유의수준은 $\alpha = .05$ 이다. 이런 기준으로 자유모수를 평가한 결과, 외생잠재변수 사교육에서 내생잠재변수 대학진학으로 가는 경로-- $\Gamma(2,1)$ --를 제외하고 모두 영가설 $H_0: \hat{\theta}/se(\hat{\theta})$ 을 기각하는 것으로 나타나고 있다. 여기서 $\hat{\theta}$ 은 추정된 자유모수, $se(\hat{\theta})$ 는 $\hat{\theta}$ 의 표준오차이다. 추정된 결과는 다음과 같다.

LISREL Estimates (Maximum Likelihood)

LAMBDA-Y		
	ACH	UNIV
	-----	-----
kor lang	0.78	--
math	0.63	--
	(0.04)	
	15.44	
english	0.92	--
	(0.05)	
	20.07	
uni index	--	1.00
LAMBDA-X		
EXTRA		

time	0.23	
	(0.07)	
	3.18	

effect	0.52			
	(0.14)			
	3.66			
BETA				
	ACH	UNIV		
	-----	-----		
ACH	--	--		
UNIV	0.52	--		
	(0.05)			
	9.54			
GAMMA				
	EXTRA			

ACH	0.35			
	(0.11)			
	3.26			
UNIV	0.15			
	(0.08)			
	1.91			
PHI				
	EXTRA			

	1.00			
PSI				
	ACH	UNIV		
	-----	-----		
	0.88	0.65		
	(0.11)	(0.04)		
	8.19	14.86		
THETA-EPS				
	kor lang	math	english	uni index
	-----	-----	-----	-----
	0.39	0.61	0.15	--
	(0.03)	(0.04)	(0.03)	
	12.47	15.82	4.90	
THETA-DELTA				
	time	effect		
	-----	-----		
	0.95	0.73		
	(0.06)	(0.15)		
	15.50	4.97		

위에 제시된 결과에서 눈여겨보아야 할 것은 Γ 와 Ψ 행렬이다. 먼저 Γ 행렬에서 사교육에서 대학진학으로 가는 경로 $\Gamma(2,1)$ 은 0.15로 통계적으로 유의미하지 않다. 이것은 사교육이 대학진학에 직접적 영향을 미치지 못한다는 것을 뜻한다. 이 결과는 우리 사회에 널리 유포되어 있는 사교육이 대학진학에 직접적 영향을 미친다는 일반적 통념과는 다른 것이다. 직접적 영향을 미치지 못한다는 이 결과는 사교육에 투자되는 비용이 기대한 바의

역할을 하지 못한다고 볼 수 있다.

사교육의 직접적 효용성이 의심되는 부분은 Ψ 행렬에 잘 나타나 있다. 방해오차 ζ_2 는 독립변수인 사교육과 수능성적이 종속변수인 대학진학을 설명해주지 못하고 남아 있는 부분이다. 이 방해오차의 크기가 나타나 있는 것이 $\Psi(2,2)$ 이며, 여기서 이 값은 0.65이며 통계적으로 유의미한 값이다. 대학진학의 분산을 1로 했을 때 두 개의 독립변수에 의해 설명되지 못하고 남아 있는 부분이 0.65라는 사실은 시사하는 바가 매우 크다. 사교육이나 수능성적으로만 대학진학을 충분히 설명할 수 없으며, 대학진학은 사교육이나 수능성적 외에 다른 변수에 설명되는 부분이 많은 것이다. 이 다른 변수가 무엇인지는 명확하지 않으나 대학진학은 사교육이나 수능으로 대표되는 인지적 성과 외의 다른 무엇이 상당부분 결정한다고 판단되어진다.

한편으로 사교육은 수능성적에 직접적 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 여기서 $\Gamma(1,1)$ 의 값은 0.35이며 통계적으로 유의미한 값이다. 이 사실은 고3의 사교육이 수능준비에 초점을 맞추고 있다는 것을 뜻한다. 고3 사교육의 성격이 수능을 준비하기 위한 것이므로 사교육이 수능성적에 영향을 미치는 결과를 초래한 것이다.

여기서 주목할 것은 사교육이 수능성적에 직접적 영향을 미치는 것은 하나 수능성적은 사교육만으로는 충분히 설명되지 못한다는 사실이다. 사교육이 수능성적을 설명해주지 못하고 남아 있는 방해오차 ζ_1 은 $\Psi(1,1)$ 에 나타나며, 여기서 이것의 값은 0.88이고 통계적으로 유의미하다. 수능성적의 분산을 1로 했을 때 수능준비를 위한 사교육이 설명해주지 못하는 부분이 0.88인 것이다. 수능성적은 수능준비 사교육이 아닌 다른 변수에 의해 88%가 설명되는 것이다. 수능성적을 설명하는 제3의 변수가 어떤 것인지는 명확하지 않으나, 이 사실은 수능성적을 위한 사교육의 효용성이 생각만큼 크지 않다는 것을 나타내고 있다. 과감하게 유추하면 수능성적을 결정하는 변수는 학교교육의 효과일 가능성이 매우 크다.

이러한 결과는 독립변수와 종속변수 간의 다중상관관계로 다시 한 번 확인된다. 다중상관관계는 종속변수에서 독립변수가 차지하는 비율로 독립변수가 종속변수를 설명하는 정도를 나타낸다.

Squared Multiple Correlations for Structural Equations

ACH	UNIV
0.12	0.35

여기서 사교육과 수능성적의 다중상관관계는 .12이며 이것은 사교육이 수능성적을 12% 정도 설명하는 것이다. 또한 사교육, 수능성적, 대학진학의 다중상관관계는 .35이며 사교육과 수능성적이 대학진학을 35% 정도 설명함을 나타낸다. 이런 결과는 방해오차 ζ_1 과 ζ_2 의 결과와 정확히 일치한다.

아울러 수능성적은 대학진학에 상당한 정도의 효과를 갖고 있는 것으로 나타나고 있다. 여기서 $B(2,1)$ 의 값은 0.52이며 이 값은 통계적으로 유의미하다. 이 사실은 수능성적이 대학입학에 영향을 미친다는 사회적 통념과 궤를 같이 하는 것이다.

V. 결론 및 제한점

지금까지의 결과를 종합해 보면 사교육이 대학진학에 미치는 직접효과는 없으며, 수능성적을 통한 간접효과만 있는 것을 알 수 있다. 그리고 수능성적은 사교육보다는 다른 변수에 의해 설명되는 비중이 훨씬 더 높으며, 대학진학 또한 사교육과 수능성적으로 설명되지 못하는 부분이 상당히 있다는 것이다. 이는 대학진학은 종국적으로 학교교육에 의해서 결정된다고 보아야 할 것이다.

위와 같은 결과는 낱낱의 선행연구와 정확히 일치하지는 않으나 크게 보면 서로 상충되는 것은 아니라고 판단된다. 사교육이 대학진학에 직접적 영향을 미치지 못한다는 사교육의 무용성을 밝힌 연구와 같은 맥락이며, 반면에 사교육이 대학진학에 수능을 통한 간접효과를 갖는다는 것은 사교육의 효과성을 밝힌 연구와 궤를 같이 하는 것이다.

사교육의 효과성은 이론적 배경에서 본 바와 같이 서로 상반되는 결과를 보여준다. 이런 상반되는 결과가 도출되는 이유는 표본이나 설문내용이 서로 다르기 때문이다. 이런 이유로 본 연구에서 도출된 결과를 효과유무를 떠나서 선행연구와 직접적으로 서로 평면비교하는 것은 가능하지 않다. 어디까지나 수집된 자료 내에서의 결과와 그에 기초한 추론이지 범위를 벗어난 일반화는 실재를 왜곡하는 것일 수 있다. 이 점을 고려해 사교육의 효과성에 대한 논의가 이루어져야 한다.

아울러 여기서 사용된 자료는 한국교육고용패널의 일부분이며 본 연구를 위해 별도로 수집한 것은 아니다. 그 중에서도 인문계 고등학교 학생에게서 수집된 것이므로 다른 계열도 포함하는 일반화에는 신중해야 한다. 또한 이미 정보가 수집된 한국교육고용패널 자료를 사용한 것이어서 패널에 포함된 변수 이외에 대학진학에 영향을 미칠 수 있는 다른 변수에 관한 정보가 포함되어 있지 않다. 따라서 사교육이 대학진학에 어떤 효과를 갖는가에 관한 논의는 수집된 자료의 범위 내에서 가능한 것이며 수집된 자료를 벗어나는 일반화에는 매우 신중해야 한다.

그리고 수능성적은 실제 수능성적이 아닌 모의수능성적을 감안해야 한다. 모의수능성적과 실제수능성적이 정확히 일치하는 것이 아니다. 따라서 모의성적이 수능시험의 관찰변수로 기능할 수 있는가에 대한 의문이 제기될 수 있다. 그러나 모의와 실제 두 번의 시험이 동일한 출제기관에 의해 비슷한 수준의 난이도와 변별도를 갖도록 출제된다는 점을 감안하면 모의수능성적이 수능의 관찰변수로 사용되어도 큰 무리는 없다고 판단된다.

참고문헌

- 강남구(2007). *강남구 사회통계조사보고서*. 강남구청: 서울.
- 김경식(2003). 학교 학업성적에 대한 과외학습의 효과. *교육사회학연구*, 13(3), 45-65.
- 미디어오늘(2007). *과외→일류대→대기업...사실일까?*. 2007.8.21. <http://www.mediatoday.co.kr/>
- 박영희(2000). *인문계 고등학생의 과외수업비와 학업성취도와의 관계 연구*. 동아대학교 대학원 석사학위청구논문.
- 양희정(2004). *과외가 학업성취도에 미친 영향*. 우석대학교 교육대학원 석사학위청구논문.
- 오영수, 윤정식(2003). 일반계 고등학생의 성적결정 요인 분석. *교육재정경제연구*, 12(1), 33-56.
- 윤형식(2005). *학원수업이 학교수업과 성적에 미치는 영향*. 연세대학교 교육대학원 석사학위청구논문.
- 우천식, 조병구, 김영철, 이영, 김태중, 김태일, 김진영, 장수명, 김경근(2004). 사교육의 효과, 수요 및 그 영향요인에 관한 연구. 한국교육개발원.
- 임천순, 박소영, 이광호(2004). 사교육이 학업성취에 미치는 영향. *교육재정경제연구*, 13(1), 331-356.
- 이기종(2002). 구조방정식모형에서 합치도는 어떻게 평가되어야 하는가?: χ^2 검증을 중심으로 한 사례교정 및 대안적 해석. *교육평가연구*, 15(2), 71-84.
- 이기종(2005). *구조방정식모형: 인과성, 통계분석 및 추론*. 국민대학교 출판부: 서울.
- 이은우(2006). 중학생 가정의 소득 및 사교육이 성적에 미치는 영향. *청소년학연구*, 13(6), 247-273.
- 이철선 & 이주량(2007). *사교육, 노후불안의 주된 원인*. 현대경제연구원: 서울.
- 이해명(1997). 과외 학습의 학업성적 결정 효과. 단국대학교 교과교육연구소 *교과교육연구* 창간호, 541-560.
- 조혜영, 이경상(2005). 사교육시간, 개인공부시간, 학교수업참여도의 실태 및 주관적 학업성적향상효과. *한국교육*, 32(4), 29-56.
- 최상근(2003). *사교육비 경감방안: 제4차 공청회 자료집*. 한국교육개발원: 서울.
- 한대동, 성병창, 길임주(2001). 고등학생 학업성취에 대한 학교효과와 과외효과의 비교연구. *교육사회학연구*, 11(1), 33-54.
- 홍윤성(1997). *서울지역 중학생의 과외수업 실태 및 요구분석*. 이화여자대학교 교육대학원 석사학위청구논문.
- Boomsma, A.(1983). *On the robustness of LISREL(maximum likelihood estimation) against small sample size and non-normality*. Unpublished doctoral dissertation. University of Groningen.
- Jaccard, J., & Wan, C.K.(1996). *LISREL approaches to interaction effects in multiple regression*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Joreskog, K., & Sorbom, D.(2001). LISREL 8: User's reference guide. Lincolnwood, IL: Scientific Software International, Inc.
- Joreskog, K., & Sorbom, D.(2002). PRELIS 2: User's reference guide. Lincolnwood, IL:

Scientific Software International, Inc.

Kline, R.B.(1998). *Principles and practices of structural equation modeling*. New York, NY: The Guilford Press.

Mardia, K.V.(1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530.

Mardia, K.V.(1974). Applications of some measures of multivariate skewness and kurtosis in testing normality and robustness studies. *Sankhya: The Indian Journal of Statistics*, 36, Series B, Part 2, 115-128.

Rhee, K.(1992). *Alternative Estimation Methods in Structural Equation Modeling with Lisrel-7: Effects of Noncontinuity and Nonnormality of Variables with Varying Sample Sizes*. Unpublished doctoral dissertation. University of Illinois, Urbana-Champaign.

Abstract

In order to verify the effectiveness of outside-school extracurricular activities a couple of hypotheses are established: outside-school extracurricular activities affect both student's school achievement represented as Korean Scholastic Aptitude Test and college admittance; and student's school achievement affects college admittance. Hypotheses are verified through maximum likelihood estimation based on polyserial correlations from 613 student' data with aids of PRELIS 2.3 and LISREL 8.8. Results show that outside-school extracurricular activities have no direct effect on college admittance and do have indirect via student's school achievement on college admittance. It is implied that there are many ingredients that determine college admittance, except outside-school extracurricular activities and student's school achievement.