

## 사교육금지정책과 계급이동의 관계에 관한 실증분석\*

장수명\*\*·한치록\*\*\*·여유진\*\*\*\*

### 요약

본 연구는 한국노동패널 1-12차 자료를 활용하여 과외금지정책이 계급이동에 미친 영향을 분석하였다. 사교육금지정책은-사교육비를 집중적으로 지출하고 교육정보가 집중된 중상층 이상에서 사교육 효과가 상대적으로 더 클 가능성으로 인해-사회이동성을 제고할 수 있다는 것이 본 연구의 기본 가설이다. 오즈비와 이증차분방법을 이용한 본 연구의 분석결과, 사교육을 금지한 과외금지 세대가 그 이전 세대에 비해 세대간 계급 이동이 더 높다는 것을 확인하였다. 중학교 평준화의 중첩된 효과를 통제한 후에도 과외금지세대가 다른 세대에 비해 세대 간 이동이 더 높았다. 다만, 과외금지 해제 이후 세대의 세대간 이동을 과외금지세대와 비교하기에는 자료에 한계가 존재한다는 점에서 추후 추가적인 분석이 요구된다. 한편 계급이동은 단순히 하나의 정책이 영향을 미쳤다고보다는 중학교 평준화 정책, 과외금지, 고등학교 평준화 정책 등이 종합적으로 영향을 미쳤을 것으로 판단된다. 인적자본축적 효과의 장기성을 감안할 때 교육정책의 기간과 지속성이 매우 중요하다는 것이 이들 정책의 영향에서 확인된다.

주제어: 계급이동, 사회이동, 교육정책, 과외금지정책, 사교육, 평준화

\* 이 연구는 2011년 한국보건사회연구원 『계층구조와 사회이동성 연구』에서 저자들이 수행한 ‘교육정책과 계층 이동’의 일부를 수정한 것이다.

\*\* 교신저자, 한국교원대학교(smjang@knue.ac.kr).

\*\*\* 제1저자, 고려대학교(chirokhan@korea.ac.kr).

\*\*\*\* 한국보건사회연구원(eugene@khasa.re.kr).

## 1. 서론

본 연구의 목적은 1980년대의 사교육금지 정책과 평준화 정책들이 계급이동에 미친 영향을 분석하는 것이다. 한국 교육은 해방 후 단기간에 초등학교, 중학교, 고등학교, 고등교육 순으로 급속히 확대되어 2010년 현재 초·중등에서는 거의 100% 수준의 취학률을 보이고 있다. 1980년대의 졸업정원제와 1995년의 5.31 고등교육개혁을 통한 고등교육 확장으로 고등학교 졸업자의 80% 이상이 전문대학과 대학에 진학하고 있다. 공교육의 양적 확대 과정은 교육과정의 표준화와 교육여건의 개선, 기회균등을 위한 학교제도의 개선을 통하여 학교 교육의 질적 동질화와 상향평준화(upward equalization)를 동반하였다(정태수 외 편, 1995; 정무용, 2013). 따라서 공교육의 확대는 여건이 불리한 계급(층)에게 양질의 교육기회를 확대하여 교육투자를 통하여 상승이동 가능성을 높이고 전반적인 사회이동을 활성화시켰을 것이다. 반면, 공교육의 양적 확대와 상향 평준화는 고등학교 단계에서 머물렀다. 해방 이후 초기에 점진적이거나 확대되어 오던 국·공립대학은 1995년 5.31 이후 확대를 사실상 멈추었고 사립대학이 압도적인 고등교육 체제와 제도를 구축하였다(장수명, 2008, 2009). 대학은 서울 소재 대학을 상위 그룹으로 더욱 서열화 되었다. 또한 의과대학을 중심으로 하는 계열 간 서열화도 노동시장의 수요 변화에 따라 강화되었다. 이와 같은 대학 서열 체제 속에서 초·중등 교육의 확대와 상향평준화가 이루어지면서 경쟁자의 수가 많아지자 보다 서열이 높은 명문대학과 계열진학을 위한 사교육 투자도 확대된다. 자녀의 명문학교(중학교 명문고, 고등학교 명문고, 명문대학) 입학에 위한 중상층의 사교육 투자는 지속적으로 확대되었고 사교육 경감대책은 꾸준히 사회 문제로 역대 정권과 주요 정당의 주요한 정책이 되었다(이종재 외, 2003; 이창희, 2008; 박소현·이금숙, 2015; 양림, 2014).

사교육은 개별 가계가 시장에서 학원 및 과외강의를 사적비용 부담으로 구매하는 행위로 효과적인 사교육에 대한 정보량과 구매여력이 있는 집단, 그리고 사교육을 효과적으로 활용할 줄 아는 집단에 유리할 것이다. 즉, 사교육은 부모가 고소득층, 자산가, 고학력자, 전문직 종사자인 아동에게 친화적이다. 반면, 부모가 저소득층, 무산계급, 저학력자, 비전문직 종사자인 경우 효과적인 사교육으로부터 배제될 개연성이 크기 때문에 사교육은 계급 고착화에 기여하였을 가능성이 높다.<sup>1)</sup> 한국은 어느 나라보다 다양한 사교육 상품과 사교육 기업이 발달되어 있기 때문에 대부분의 가계에서 사교육을 구매하고 소비하지만, 특히 부모의 소득 또는 교육수준이 높을수록 투자수준도 높다(이성림, 2002; 이종재 외, 2003; 최상근 외, 2003; 강영혜, 2008; 김위정·염유식, 2009).

사교육은 두 가지 통로를 통해 학생들의 사회이동에 영향을 미칠 수 있다. 하나는 사교육에 투자하는 학생의 성적 향상효과이다. 다른 하나는 사교육이 학교교육에 미치는 부정적 외부효과이다. 사교육을 미리 받은 학생들에게 사교육은 학교교육을 대체하고 공교육은 사교육을 보완하는 역할을 할 수

1) 김위정·염유식(2009)은 선행연구를 분석하면서 사교육비의 지출이 계층간에 차이가 난다는 선행연구를 기반으로 사교육비 지출이 계급재생산과 관련이 있다고 주장하고 있다. 또 고은미(2011)에 따르면 명문대생의 수익률은 점차 높아지고 있다고 밝히고 있다.

있는데, 이로 인한 외부효과로 공교육 수업의 품질을 저하시킬 수 있다. 사교육의 효과는 개인에게만 귀속될 가능성이 높고, 사교육을 미리 받는 학생들이 학교수업 분위기를 저해함으로써 학교 교육이 부실해진다면 학교 교육만을 받는 학생들이 피해를 볼 수 있기 때문이다.

본 연구는 사회이동성을 높였을 것으로 예상되는 정책들(중학교 무시험이라고 불리는 중학교 평준화 정책, 과외금지 정책, 그리고 고등학교 평준화 정책) 중 과외금지 정책을 중점적으로 검토하고자 한다. 초등학교 확대와 중학교 평준화 정책은 사회이동 활성화에 기여할 수 있는 제도일 수는 있지만, 이 제도들은 현재까지도 지속되고 있기 때문에 그 정책을 분리해서 효과를 검증하기가 쉽지 않다. 다만, 중학교 평준화 직전 세대와 직후 세대를 비교함으로써 그 효과를 분석할 수 있겠으나 자료의 한계로 매우 제한적이다. 이러한 이유로 본 연구는 과외금지 정책이 부모와 자식 세대 간의 사회이동에 미친 변화에 초점을 두고자 한다<sup>2)</sup>.

## 2. 이론적 검토

### 1) 교육기회의 확대와 사회이동

Lucas(2001)에 따르면 교육기회의 확대와 사회이동<sup>3)</sup>에 관한 연구들은 주요하게 세 가지 가설로 집약된다. 첫째는 교육수준이 높아질수록 부모의 사회경제적 배경 변수가 자식의 교육이나 소득에 미치는 영향이 줄어든다는 가설이다(Life Cycle Hypothesis; 이후 LCH). 따라서 사회 전반의 교육수준이 높아질수록 사회이동이 활성화된다는 것을 함의한다. 두 번째 가설은 최대불평등유지(Maximally Maintained Inequality; 이후 MMI) 가설로 특정 단계의 교육에 대한 공공의 지원이 시대에 따라 변화하는데 초기의 교육단계가 공적 재원으로 보편화되었을 경우 이후 단계 교육에서의 부모의 사회경제적 배경의 영향력은 더 커진다고 본다. 예를 들어 중학교의 학교교육이 평등화되었을 때 고등학교단계나 대학에서 계급·계층 간 불평등이 유지된다는 것이다. 세 번째 가설은 Lucas(2001) 자신이 제안한 것으로 효과적 불평등 유지(Effectively Maintained Inequality; 이후 EMI)가설로서 동일한 교육수준에서도 부모의 사회경제적 배경에 따라 교육의 질적 차이가 발생한다는 것이다. 보편화된 교육 내에서도 다양한 형태의 그룹화를 통하여 능력별 반편성 제도가 시행되는데 부모의 영향력은 이에 크게 영향을 미친다는 것이다. 첫 번째 LCH 가설은 교육확대의 평등화 역할을 강조한 것이고, 두 번째 MMI 가설은 보편화 이후 단계로 교육의 불평등 역할이 이연되는 것을 의미한다. 세 번째 EMI 가설

2) 다만 과외금지 정책은 졸업정원제와 동시기적으로 시행되었으므로 과외금지와 졸업정원제의 효과를 구분하여 분석할 수 없음을 전제하고자 한다.

3) 계급이동과 계층이동이 서로 다른 이론적 전통에서 나오고 있으나 사회이동은 이 두 개념을 모두 포함하는 것으로 보인다. 본 논문은 실증연구로서 계급이동과 사회이동을 혼용해서 사용하였다.

은 동일한 교육단계 내의 질적 차이를 통해 계급 간의 불평등이 유지될 수 있다는 것을 뜻한다. 이에 관한 이론 및 실증 연구는 Breen & Josson(2007), Breen(2010a, 2010b), Cremer(2010) 등을 참조할 수 있다.

본 연구는 이들 가설로부터 각 단계의 교육체제가 모든 계급에 동등한 양질의 교육기회를 제공할 경우 교육수준의 확대는 계급 불평등을 완화하지만 교육기회의 차이가 크거나 동일한 수준 내라도 계급별로 다른 품질의 교육이 제공된다면 사회이동을 약화시킬 것이라고 보았다. 우리가 주목하는 정책-중학교 평준화 정책, 고등학교 평준화 정책, 그리고 사교육 금지정책-은 양질의 교육기회를 동등하게 제공하고자 하는 것으로 본다.

국내에서 교육을 통한 세대 간 계급·계층이동에 관한 연구는 많지 않다. 김희삼(2009)은 노동패널 1-10차 자료를 활용하여 한국의 세대 간 계층 이동성과 교육의 관계를 분석한 연구에서 소득의 계층 이동 탄력성과 계층 간 소득의 상관계수를 추정해 결과를 다른 나라의 결과와 비교하였다. 김희삼의 연구결과는 세대 간 상관관계나 세대 간 소득 탄력성으로 볼 때 영미 국가보다 사회이동성이 높은 편이며 부모와 자녀의 교육으로 설명된 부분이 매우 큰 비중을 차지하고 있다는 것을 보여주었다. 또한, 교육기회의 확대가 계층이동에 긍정적인 영향을 미친 것으로 나타났다 강신욱 외(2010) 또한 유사한 결과를 보여주고 있다. 소득 탄력성은 아니지만 교육과 계층이동을 세대별로 검토한 연구는 박병영 외(2008, 2009, 2010)을 참조할 수 있다. 하지만 이들 연구는 교육정책의 영향에 주의를 기울인 분석이 아니었다.

## 2) 사교육금지정책과 사회이동

한국의 사교육은 매우 압도적이어서 공교육의 보편화나 공교육 품질의 상향평준화와 무관하게 계급·계층에 따른 인적자본투자로서의 교육 서비스 양과 질의 차이를 만들 수 있다. 다른 나라와 달리 유난히 발달된 사교육 체제는(백일우·박명희, 2013)<sup>4)</sup> 오랜 기간 동안 한국 교육체제의 한 하위체제로 자리 잡아 왔다. 사교육은 가정배경이 좋은 학생들이 보다 양질의 교육 서비스를 시장에서 직접 구매함으로써 교육을 통한 계층화의 역할에 기여했을 가능성이 높다. 사교육의 특징은 부모의 소득과 교육수준이 높을수록 사교육을 많이 받고 또 학업성적이 높은 학생일수록 더 많은 사교육을 받는다는 것이다(강영혜, 2008). 따라서 오랜 기간 동안 공교육의 확대와 질적 향상과 반대로 계급·계층 간 교육의 질적 차이를 유지 확대하는데 기여하였을 것으로 보인다.

1980년 7월 30일에 전면적으로 시행된 과외금지 이후 예체능 과외 허용, 보충수업허용, 겨울방학 학원 수강 허용 등 단계적 허용 확대를 거치면서 2000년 과외금지 위헌 결정으로 최종적으로 종결되

4) 백일우·박명희(2013)은 한국은 경우 사교육 참여율이 상대적으로 높고, 총사교육비 규모나 1인당 사교육비 규모가 다른 아시아 국가들보다도 좀 더 크다는 것을 보여주고 있고 또, 계층 간 차이도 매우 높은 수준이라는 것을 보여주었다.

었다(손희권, 2002). 과외금지조치의 변천은 [표 1]에 상술되어 있다. 부분적 과외 허용과 일부 ‘비밀과외’가 존재하여 절대적 전면적 금지효과는 줄었겠지만 이 과외 금지는 의미 있는 사회적 실험으로 사교육에 대한 정책적 노력을 고려할 때 이 효과를 검증할 필요성이 있다.

과외금지조치는 중학교 무시험제도나 고등학교 평준화의 확대와 시기적으로 겹치므로 과외금지 조치의 효과만을 별도로 식별하는 것은 쉽지 않다. 하지만 중학교 무시험과 평준화가 일반화된 것은 1971년으로 1958년생부터이고, 고등학교 평준화는 1974년에 시작하여 2015년 현재까지(천안, 세종)도 도입시도가 존재하고 있으며 정책의 영향을 받는 코호트가 1959년 이후 출생자를 대상으로 시행되기 시작하여 1990년대 생까지 다양하다. 반면 과외금지조치는 1980 ~ 2000년에 중·고등학교에 다닌 세대가 집중적인 영향을 받았다. 중고등학교에 최소 6년 간 재학하고 과외금지 이전 초등학교 사교육이 추후의 생산성에 영향을 미칠 수 있으므로 그 경계가 모호하기는 하나 과외금지조치의 영향을 받은 세대는 대략 1962-1980중반 출생자들이다. 중학교 무시험 최초 적용 세대와 과외금지 적용 세대 간에는 약 5년의 시차가 존재한다. 또 고등학교 평준화는 장기간에 걸쳐 서서히 진행되었고 특수목적 고등학교 등 다른 차별적 능력그룹화로 인하여 그 효과가 제한적이었을 것이다. 만일 과외금지조치 적용을 받는 세대의 사회이동성이 그 밖의 세대와 상이한 행태를 보인다면 이것을 과외금지조치의 영향으로 어느 정도 해석할 수 있을 것으로 판단된다.

[표 1] 과외금지조치의 변천

시기	과외금지조치 내용
1980. 7. 30.	과외 전면금지
1980. 8. 7.	단속지침시행 개인 및 집단과외, 학원수강금지, 학교 보충수업 폐지
1984. 1. 6.	학습부진 학생(하위 5%) 보충수업 허용
1988. 5. 6.	학교 보충수업 부활
1989. 6. 16.	대학생의 비영리적 과외교습 허용 초·중·고 재학생 방학 중 학원수강 허용
1991. 7. 22.	보충수업 운영을 학교장에게 일임 초·중·고 재학생의 학기 중 학원수강 허용
1996. 3. 1.	대학원 재학생의 비영리 과외교습 허용
1998. 8. 12.	보충수업 및 자율학습 단계적 폐지 발표
2000. 4. 27.	과외금지 위헌 결정

자료: 2001년도 국정감사자료집(국회사무처 예산정책국, 2001).

### 3. 분석 자료 및 분석 방법

#### 1) 분석자료 및 변수

본 연구에서는 1980~2000의 과외금지조치와 계급이동성의 관계를 분석하기 위하여 한국노동패널의 제1~12차 자료를 이용하였다. [표 2]에 열거된 변수들을 사용하여 각 연도(패널 차수)별로 직종, 직위, 취업 형태에 따라 당사자와 아버지의 계급을 7개로 구분하였다. 분류된 계급의 구체적인 내역은 [표 3]에 설명되어 있다.

[표 2] 계급 자료를 만드는데 사용된 변수들

변수명	설명	코딩
p_0313	직종(현재)	『오픈코드』 참조
p_0316	직위(현재 또는 최종)	『오픈코드』 참조
p_0211	취업형태	(1) 타인 또는 회사에 고용되어 돈을 받고 일한다, (2) 내 사업을 한다(비임금), (3) 가족(친척)의 일을 돈을 받지 않고 돕는다
p_0402	전체종업원수(명)	명
p_0403	전체종업원수(범주)	(1) 1-4, (2) 5-9, (3) 10-29, (4) 30-49, (5) 50-60, (6) 70-99, (7) 100-299, (8) 300-499, (9) 500-999, (10) 1000명 이상
p_9057	14세 무렵 부모의 생활상태 (일의 종류)	『오픈코드』 참조
p_9059	14세 무렵 부모의 생활상태 (종사상지위)	(1) 정규직 임금근로자, (2) 비정규직 임금 근로자, (3) 종업원 있는 고용주, (4) 종업원 없는 자영업자, (5) 가족종사자, (6) 무직/주부

※ 변수명에서 ‘\_’은 01, 02 등 패널의 차수에 해당하며, 직종은 신분류에 따름.

자료: 한국노동패널 『1-11차 개인용 코드북』과 『1-11차 오픈코드』.

[표 3] 계급의 구분

계급	설명
1	전문가, 30인 이상 고용주
2	준전문가, 공무원, 중간관리자
3	화이트칼라
4	영세자영업자
5	농부
6	숙련근로자
7	미숙련근로자, 농업근로자

이러한 방법으로 12개 년도에 대하여 만든 당사자의 계급과 아버지의 계급을 이용하여 각 개인별로 하나의 당사자 계급과 하나의 아버지 계급을 구성하였다. 구체적으로, 당사자 계급은 이용 가능한 가장 최근의 계급을 사용하였으며, 아버지 계급은 이용 가능한 가장 오래된 자료를 사용하였다. 예를 들어 어떤 개인이 2000년(제3차)에 노동패널에 진입하여 2008년(제11차)까지 패널 내에 존재한다면, 자신의 계급은 2008년의 계급에 해당하고 아버지의 계급은 2000년의 계급에 해당한다.

위의 방법을 사용하여 얻은 자료 중 아버지 계급과 당사자 계급이 모두 이용가능한 개인의 횡단면 자료는 11,763명으로 구성되어 있으며, 이 중 6,466명이 남성이고 5,297명이 여성이다. 본 연구에서는 분석대상을 남성으로 한정한다. 총 6,466명의 남성 응답자들을 출신계급과 귀착계급에 따라 나누면 [표 4]와 같다. 출신계급에서는 농민이 전체의 약 45%로 가장 많고 귀착계급별로는 숙련근로자가 약 30%, 미숙련근로자와 농업근로자가 약 27%로 가장 많다.

[표 4] 출신계급과 귀착계급별 인원수

		귀착계급							계
		1	2	3	4	5	6	7	
출신 계급	1	64	60	30	20	7	40	45	266
	2	56	94	53	23	2	85	95	408
	3	64	99	65	21	3	81	97	430
	4	97	146	104	54	3	217	230	851
	5	127	315	194	160	302	997	838	2,933
	6	75	164	129	33	8	302	261	972
	7	40	101	64	13	15	195	178	606
	계	523	979	639	324	340	1,917	1,744	6,466

다음으로 전체 표본의 출생연도를 1916-20, 1921-25, ..., 1991-95의 5년 단위로 나누어 코호트를 구성하였으며, 그 결과는 [표 5]와 같다. 만일 만 7세에 초등학교에 입학하여 순차적으로 교육을 받았다면 이 중 제10-14 코호트가 과외금지 시대에 중·고등학교에 다녔을 것으로 추정된다.

[표 5] 출생 코호트별 인원수

코호트	출생연도	인원
1	1916-20	6
2	1921-25	29
3	1926-30	61
4	1931-35	135
5	1936-40	270
6	1941-45	359
7	1946-50	504
8	1951-55	593

코호트	출생연도	인원
9	1956-60	743
10	1961-65	768
11	1966-70	874
12	1971-75	927
13	1976-80	723
14	1981-85	403
15	1986-90	67
16	1991-95	4

## 2) 분석 방법

과외금지의 제공이동 효과를 실증적으로 분석하기 위해 본 연구에서는 오즈비 산출 방식과 이차 차분을 활용한 계량경제학적 분석 방법을 사용하였다.

먼저, 코호트별 제공이동성의 수준을 오즈비를 통해 표현하였다. 두 값을 취하는 변수(이진변수)가 있을 때 오즈(odds)란 한 값("1"이라 하자)이 나올 확률을 다른 한 값("2"라 하자)이 나올 확률로 나눈 값이다(Agresti, 2002). 예컨대, 부모 제공이  $x$ 일 때 자녀 제공의 오즈비를  $odds_x$ 라 하면,  $odds_x = P(Y=1|X=x)/P(Y=2|X=x)$ 이다. 여기에서 이용할 오즈비( $\theta$ )는  $odds_1/odds_2$ 이다. 만일 제공이동성이 완전하여  $X$ 와  $Y$ 가 서로 독립이라면  $Y$ 의 조건부 분포가  $X$ 와 무관하므로 두 오즈 모두 동일한 값을 갖고 오즈비는 1이 된다. 만일 제공이 완전히 고착화되어  $X$ 와  $Y$ 가 완전한 양의 상관관계를 갖는다면(상관계수가 1) 분자의 오즈는  $1/0 = \infty$ 이고 분모의 오즈는  $0/1 = 0$ 이 되어 오즈비는  $\infty$ 가 된다. 일반적으로  $X$ 와  $Y$ 가 양의 상관관계를 가질 때 오즈비는 1보다 큰 실수 값을 갖는다.  $X$ 와  $Y$ 가 각각 출신제공과 귀착제공일 때 오즈비는 제공고착화의 정도를 측정한다.

$p_{xy} = P(X=x, Y=y)$ 라 할 때 오즈비는 이 확률들의 비율로도 표현할 수 있다. 조건부 확률의 정의에 의하여

$$P(Y=y|X=x) = P(X=x, Y=y)/P(X=x) = p_{xy}/(p_{x1} + p_{x2})$$

이므로  $odds_x = [p_{x1}/(p_{x1} + p_{x2})]/[p_{x2}/(p_{x1} + p_{x2})] = p_{x1}/p_{x2}$  이고, 따라서 오즈비는 간단히

$$\theta = \frac{odds_1}{odds_2} = \frac{p_{11}/p_{12}}{p_{21}/p_{22}} = \frac{p_{11}p_{22}}{p_{12}p_{21}}$$



이 된다. 이는 출신계급과 귀착계급이 동일할 두 확률들의 곱을 출신계급과 귀착계급이 상이할 두 확률들의 곱으로 나눈 값이다. 출신계급과 귀착계급이 동일할 확률이 상대적으로 더 높을 때 오즈비가 1보다 큰 값이 되는 것은 이 식을 통해서도 알 수 있다.  $X$ 와  $Y$ 의 역할을 바꾸어 오즈비를 정의하여도 그 값은 동일하다.

다음으로, 과외금지세대와 그 이전 세대 간의 계급이동성의 차이를 분석하기 위하여 이중차분(difference in difference)법을 활용하였다. [표 4]의 계급을 1-3(“상위계급”이라 함)과 4~7(“하위계급”이라 함)로 나누기 위하여 출신계급이 4~7임을 나타내는  $ol$  더미변수와 귀착계급이 1-3임을 나타내는  $du$  더미변수를 생성한다. 또한 1964~84년생에 대하여 과외금지를 나타내는  $ban$  변수를 1로 설정한다.<sup>5)</sup> 1985년생 이후는 아직 본격적으로 노동시장에 진입하지 않은 것으로 보아 분석에서 제외하였다. 따라서 과외금지해제 이후의 세대는 분석대상이 아니며, 과외금지 세대와 그 이전 세대 간의 비교가 이루어진다. 과외금지의 효과는

$$(1) \quad P(du = 1|ol, ban) = \alpha + \beta ol + \gamma ban + \delta(ol \cdot ban)$$

이라는 모형을 회귀시킨 후  $\delta$  파라미터로써 나타낼 수 있다. 더 구체적으로 다음의 모수에 관심이 있다.

$$\delta = [P(du = 1|ol = 1, ban = 1) - P(du = 1|ol = 0, ban = 1)] - [P(du = 1|ol = 1, ban = 0) - P(du = 1|ol = 0, ban = 0)]$$

즉, 과외금지 세대 내에서 하위계급 출신자가 상위계급에 귀착할 확률과 상위계급 출신자가 상위계급에 귀착할 확률 간의 차이를 구하고, 과외금지 대상이 아닌 세대 내에서 이 확률 차이를 구한 후, 이 차이들의 차이로써 과외금지조치의 효과를 정의하는 것이다.  $ban = 1$ 인 경우와  $ban = 0$ 인 경우를 막론하고

$$P(du = 1|ol = 1, ban) - P(du = 1|ol = 0, ban) \leq 0$$

일 것으로 예상하므로, 만일  $\delta > 0$ 이라면 과외금지 세대( $ban = 1$ ) 내 하위계급 출신자와 상위계급 출신자의 상위계급 귀착확률의 차이가, 과외허용 세대( $ban = 0$ ) 내 하위계급 출신자와 상위계급 출신자의 상위계급 귀착확률의 차이보다 더 작음을 의미한다. 양(+)의  $\delta$ 는 과외금지가 하위계급 출신자의

5) 1964년생(3월 이후)은 정상적인 교육과정을 거칠 경우 1980년 3월에 고등학교에 입학하며 이 출생 세대부터 과외금지의 영향 하에 있었던 것으로 간주한다. 1984년생(3월 이후)은 2000년에 고등학교에 입학하며 그 후 출생한 세대는 과외가 허용된 세대로 간주한다. 과외금지 세대로서 1964-84 대신 1963-84, 1963-85, 1964-85, 1963-84 등 여러 경우를 고려하였으나 결과에 질적인 차이가 없었다.

상위계급 귀착에 상대적으로 더 우호적이었음을 의미한다.

마지막으로, 대학수료 여부를 통제한 이후에도 과외금지조치가 계급이동에 영향을 미쳤는지를 분석하기 위해, 앞의 이중차분 모형에서 대학교육 수료여부를 제어해 보고 또  $du$ (귀착계급이 1-3계급임을 나타내는 더미변수)를  $ol$ (출신계급이 4-7임을 나타내는 더미변수), 대학수료여부 및  $ban$ 에 대하여 3중으로 교차시킨 3중 차분의 모형을 추정한다. 대학수료여부를  $jc$ 로 측정하는 경우 이 3중 차분 모형은 다음과 같다.

$$\widehat{du} = \alpha + \beta_1 ol + \beta_2 jc + \beta_3 ban + \gamma_1 (ol \cdot jc) + \gamma_2 (ol \cdot ban) + \gamma_3 (jc \cdot ban) + \delta (ol \cdot jc \cdot ban) + error$$

여기서 과외허용( $ban = 0$ ) 세대의 경우 대학교육이 하위계급 출신의 상위계급 귀착에 대한 상대적(상위계급 출신 대비) 영향은  $\gamma_1$ 이며, 과외금지( $ban = 1$ ) 세대의 경우 하위계급 출신의 대학교육의 상대적(상위계급 출신 대비) 효과는  $\gamma_1 + \delta$ 이다. 따라서  $\delta$ 는 대학교육이 하위계급 출신의 상위계급 귀착에 미친 상대적(상위계급 출신 대비) 효과가 과외금지로 인하여 증가한 정도를 의미한다. 만일  $\delta = 0$  이라면 대학교육이 하위계급 출신에 미친 상대적 영향(이중차분의 의미에서)이 과외금지 여부와 무관함을 의미하며, 이는 대학교육 여부를 제어하고 난 후 과외금지에 독립적인 효과가 없음을 의미한다. 다시 말하여 과외금지는 오로지 대학교육 수료여부에 영향을 미침으로써만 계급이동성에 영향을 끼쳤음을 말한다. 반면  $\delta > 0$  이라면 대학교육 여부가 하위계급 출신에 미친 상대적 효과(이중차분의 의미에서)는 과외금지의 시기에 더 컸음을 의미하며, 따라서 과외금지는 대학교육 여부와 독립적으로 계급이동성에 영향을 미쳤음을 의미한다.

## 4. 분석 결과

### 1) 오즈비(Odds Ratio)를 이용한 코호트별 계급이동성

먼저, 오즈비를 통해 코호트별 계급이동성을 살펴보고자 한다.<sup>6)</sup> 출신계급과 귀착계급을 단순화하여 계급을 두 계급으로 양분한다. 첫 번째(“상위”) 계급은 [표 4]의 1-3계급에 해당하며 두 번째(“하위”) 계급은 4~7계급에 해당한다<sup>7)</sup>. 전체 표본에 대하여 이렇게 양분한 계급에 대한  $2 \times 2$  교차표는 [표 6]에 제시되어 있다.

6) Goodman (1968), Breen & Jonsson (2007) 등이 오즈비를 계급이동성 연구에 활용하였다.

7) 그러므로 이하의 논의는 [표 4]의 1~3계급과 4~7계급간의 세대간 이동에 한정되는 것이며 1~3계급 내의 이동과 4~7계급 내의 이동은 고려하지 않음에 주의해야 한다.

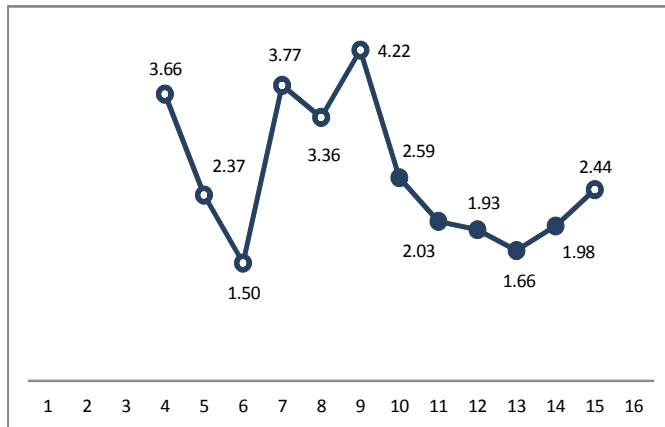
[표 6] 양분한 계급에 대한 교차표

	귀착계급 = 1~3	귀착계급 = 4~7	합계
출신계급 = 1~3	585명	519명	1,104명
출신계급 = 4~7	1,556명	3,806명	5,362명
합계	2,141명	4,325명	6,466명

이 표로부터 오즈비를 구한 결과, 첫 번째 출신계급(1~3계급 출신)의 경우 첫 번째 계급에 귀착할 가능성을 두 번째 계급에 귀착할 가능성에 대한 비율로 표시하면  $585/519 = 1.127$ 이다(1~3계급 출신들의 오즈). 즉, 1~3계급 출신들이 다시 1~3계급으로 귀착할 확률은 이들이 4~7계급으로 귀착할 확률보다 1.127배 높다. 반면 4~7계급 출신들이 1~3계급에 귀착할 가능성은 이들이 4~7계급에 귀착할 가능성에 비하여  $1556/3806 = 0.409$ 만큼이다(4~7계급 출신들의 오즈). 1~3계급에 귀착할 가능성은 출신계급이 1~3인지 4~7인지에 따라 현저하게 다르며 이 오즈들의 비율인 오즈비는  $1.127/0.409 = 2.76$ 이다.<sup>8)</sup>

오즈비를 [표 5]의 출생 코호트에 따라 구해보면, 코호트 1, 2, 3, 16은 관측치의 수가 작아서 0이나 무한대의 오즈비가 나온다. 그 밖의 코호트(4-15)에 대하여 구한 오즈비는 [그림 1]과 같다. 여기서 가로축은 코호트이며 그림의 각 점은 오즈비를 나타낸다. 오즈비가 높을수록 계급고착화의 정도는 크며 오즈비가 낮을수록 계급유동성이 크다.

[그림 1] 코호트별 오즈비(odds ratio)



오즈비 산출 결과, 코호트 5와 6은 1936-45년생으로서 해방과 한국전쟁에 영향을 받은 코호트이며,

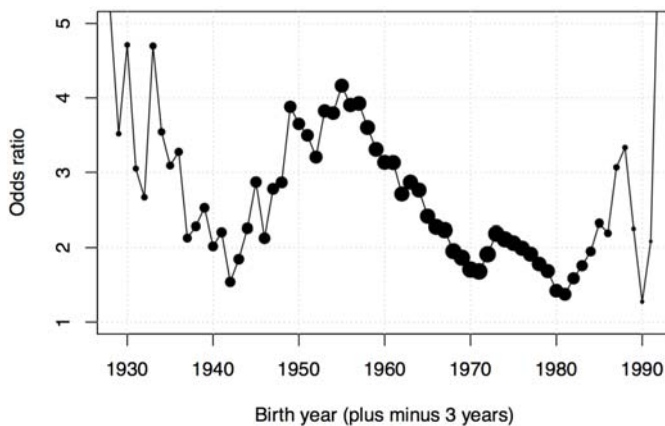
8) 참고로 Yamaguchi (1983)의 [표 1]에 있는 자료를 이용하여 1973년 미국과 1972년 영국의 사무직(nonmanual)과 육체노동(manual)간의 오즈비를 구하면 각각 3.566과 4.534이다.

이 코호트의 오즈비는 각각 2.37과 1.50으로 상대적으로 낮다. 코호트 7-9는 1946-60년생으로서 이 세대의 오즈비는 각각 3.77, 3.36, 4.22로 그 앞뒤의 코호트나 전체 평균(2.76)에 비하여 큰 계급고착화를 보인다. 1980~2000년의 과외금지 기간 동안 중·고등학교에 재학한 세대(제10-14코호트)의 오즈비는 각각 2.59, 2.03, 1.93, 1.66, 1.98로서 그 이전의 세 코호트(각각 3.77, 3.36, 4.22)에 비하여 현저히 낮다. 이는 과외금지 기간에 중·고등학교에 다닌 코호트의 계급고착화 정도가 상대적으로 낮음을 의미한다. 제7-9코호트를 하나의 코호트(과외금지 이전 세대)로 간주하고 제10-14코호트를 다른 하나의 코호트(과외금지 해당 세대)로 간주하여 오즈비를 구하면 각각 3.89와 2.07을 얻는다. 200회의 부트스트랩을 실행하여 과외금지 이전 세대의 오즈비와 과외금지 이후 세대의 오즈비의 차이의 95% 신뢰구간을 구하면 0.82부터 3.12까지의 구간이다. (양 세대의 오즈비의 비율의 95% 신뢰구간은 1.36부터 2.56 사이의 구간이다.) 그러므로 5%의 수준에서 과외금지 세대는 과외금지 이전 세대보다 계급고착화의 정도가 유의하게 낮은 것으로 나타났다).

한편, 과외금지 이후 세대인 제15코호트의 경우 오즈비가 다시 증가하는 것으로 보이나 해당 관측치가 적고 비교적 젊은 세대여서 귀착계급이 부정확하게 측정될 가능성이 높기 때문에 그 결과에 큰 의미는 두기 어려우며 추후에 자료가 축적된 후 더욱 세밀히 분석할 수 있을 것으로 보인다.

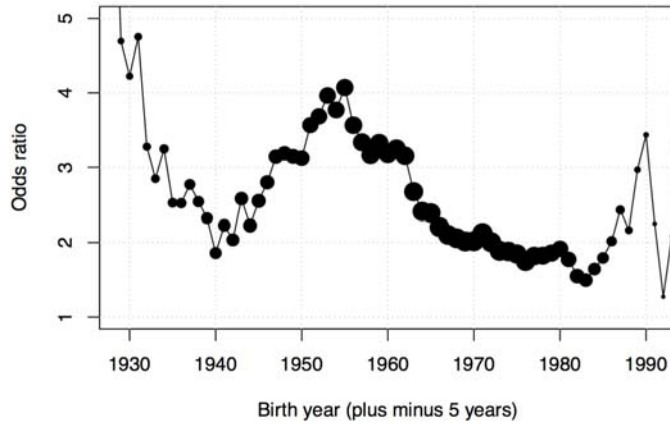
앞에서는 출생년도를 5년씩 나누어서 코호트를 만들었으나, 각 출생년도 별로 앞뒤  $m$ 년씩 추가하여  $2m+1$ 년의 이동창(rolling window)을 만들어 오즈비를 구하여 보았다. 예를 들어 1960년생 코호트는 1960- $m$ 년생부터 1960+ $m$ 년생들로 이루어져 있고 1961년생 코호트는 1961- $m$ 년생부터 1961+ $m$ 년생의 개인들로 이루어져 있다.  $m=3$ 와  $m=5$ 에 대하여 각각 구한 오즈비는 [그림 2] 및 [그림 3]과 같다.

[그림 2] 출생년도를 3년씩 나누어서 코호트를 만든 경우 오즈비의 추이



9) 사실, 모든 부트스트랩 표본에 대하여 과외금지 세대의 계급유동성이 더 컸다.

[그림 3] 출생년도를 5년씩 나누어서 코호트를 만든 경우 오즈비의 추이



이 그림들에서 원의 지름은 각 코호트별 표본크기의 제곱근에 비례하도록 그렸다. [그림 2] 와 [그림 3]에서도 해방과 한국전쟁을 겪은 세대와 1960년대 중반부터 1980년대 초반까지 태어난 세대의 오즈비가 다른 세대에 비하여 낮음을 볼 수 있다.

이상에서는 양분된 계급에 대하여 코호트별 오즈비로써 계급이동성을 표현하였다. [표 4]의 7가지 계급간의 이동성을 동시에 고려하지 않는다면, 지금까지 논의한 것처럼 계급을 1~3과 4~7로 양분하고 이하에서 설명할 이중차분법으로써 과외금지조치와 계급이동성의 관계를 설명할 수 있다<sup>10)</sup>. 이로써 분석을 단순화하면서도 과외금지조치와 계급이동성의 관계를 충분히 설명할 수 있다고 판단된다. 따라서 이후 분석에서도 양분된 계급을 중심으로 분석을 진행하고자 한다.

## 2) 과외금지조치와 계급이동성의 관계에 관한 이중차분모형

앞의 노동패널 자료로 (1)의 모형을 선형회귀분석<sup>11)</sup>한 결과는 다음과 같다.

10) 전체 7가지 계급 간의 이동성을 표현하는 문제는 훨씬 복잡하다. 만일 자료가 독립적인 개인들로 이루어져 있다면 Xie (1992)나 Breen & Jonsson (2007)처럼 7가지 계급간의 이동성을 모수화하고 추정하는 더욱 정교화된 분석을 할 수 있다. 하지만 본 연구에서 사용한 자료에서 어떤 개인들은 동일한 가계에 속하거나 한 가계의 부모와 자식이 공존할 수 있어서 독립성이 보장되지 않는다. 이때 [표 4]의 모든 계급간의 이동성을 분석하기 위해서는 두 가지의 접근법을 생각해 볼 수 있다. 첫째, 동일한 가계출신의 개인이 복수 존재하는 경우 이 중 한명만을 무작위로 추출하여 모든 개인들을 독립되게 만드는 것이다. 둘째, 모든 관측치들간의 특수한 종속성과 이질성(예를 들어 자녀의 수, 아들의 수와 딸의 수, 결혼여부 등)을 고려하여 우도함수(likelihood function)를 도출하고 이를 극대화하는 추정을 하는 것이다. 하지만 첫 번째 방법은 표본의 일부를 무작위로 추출하기 때문에 하위표본을 추출할 때마다 추정치가 달라지며 표본크기가 감소한다는 단점이 있다. 또한 두 번째 방법은 지나치게 복잡할 수 있고 새로운 방법론을 제시하고 우선 이 방법론의 타당성을 이론적으로 검증해야 한다는 문제점이 있다.

11) 설명변수가 전체 표본을 구획하는 더미변수들이기 때문에 선형회귀모형의 확률 추정결과와 로짓이나 프로

$$\begin{aligned}\hat{P}(du = 1|ol, ban) &= 0.419 - 0.239ol + 0.165ban + 0.073(ol \cdot ban) \\ &\quad (0.026) \quad (0.027) \quad (0.032) \quad (0.034) \\ n &= 6352, R^2 = 0.0936\end{aligned}$$

여기서 괄호안의 숫자는 가계 ID에 따라 클러스터화하여 구한 표준오차이며, 이때 가계의 ID는 각 패널차수에 기록된 가계 ID 중 가장 이른 시점의 가계 ID이다. 이중차분계수 0.073은 5% 수준에서 유의하다( $p$ 값 = 0.034). 이 결과로부터 다음의 확률들을 구할 수 있다.

$$\begin{aligned}\hat{P}(du = 1|ol = 0, ban = 0) &= 0.419 \\ \hat{P}(du = 1|ol = 1, ban = 0) &= 0.419 - 0.239 = 0.179 \\ \hat{P}(du = 1|ol = 0, ban = 1) &= 0.419 + 0.165 = 0.583 \\ \hat{P}(du = 1|ol = 1, ban = 1) &= 0.419 - 0.239 + 0.165 + 0.073 = 0.417\end{aligned}$$

여기서 볼 수 있듯이 상위계급 출신( $ol = 0$ )과 하위계급 출신( $ol = 1$ ) 모두 과외금지 세대가 상위계급에 귀착할 확률은 그 이전의 과외허용 세대에 비하여 높았다(상위계급 출신은 58.3% 대 41.9%, 하위계급 출신은 41.7% 대 17.9%). 하지만 그렇다고 하여 반드시 과외금지가 계급이동성을 높였다고 말할 수는 없다. 왜냐하면 과외금지와 무관한 사회경제적 요인들이 출신계급을 막론하고 과외금지 세대의 계급상승 또는 상위계급 유지에 긍정적인 역할을 하였을 수 있기 때문이다.

다른 한편 과외허용( $ban = 0$ ) 세대의 경우 상위계급 출신과 하위계급 출신 간 상위계급 귀착확률의 차이가 23.9 퍼센트 포인트( $0.419 - 0.179 = 0.239$ )인 반면, 과외금지( $ban = 1$ ) 세대 내에서 이 확률차이는 16.6 퍼센트 포인트( $0.583 - 0.417 = 0.244 - 0.078 = 0.166$ )이다. 과외허용 세대와 과외금지 세대 간에는 상하 두 계급출신이 상위계급에 귀착할 확률의 차이에 0.073 즉 7.3 퍼센트 포인트만큼의 차이(difference in difference)가 있으며 이것이 과외금지의 효과로 해석된다.<sup>12)</sup> 이런 의미에서 과외금지(및 그와 동시대에 존재한 요인들)는 하위계급 출신의 상위계급 귀착확률을 7.3 퍼센트 포인트 높였다. 또 약간의 수식연산에 따르면 상위계급 출신이 하위계급에 귀착할 확률을 7.3 퍼센트 포인트 높였다고도 할 수 있다. 즉 과외금지는 앞에서 이분한 계급에 대한 세대간 이동성을 7.3 퍼센트 포인트 높였다.

이상의 결과는 [그림 4]에 도시되어 있다. 상위계급 출신(왼쪽의 두 막대)의 경우 과외금지 세대(오

빛 등 최우추정의 확률 추정결과는 동일하다.

12) 물론 이것이 과외금지만의 효과인지 과외금지의 시기와 일치하는 시기에 존재한 다른 사회경제적 혹은 기타의 요소 때문인지 이 분석은 말해 줄 수 없다. 그러므로 엄밀히 이 0.073의 효과는 “과외금지 자체와 과외금지 대상 세대에 존재한 여타 요인의 영향의 합”이라고 하여야 한다. 하지만 과외금지를 제외하고 이들 세대와 다른 세대를 구별하면서 계급이동성의 차이를 설명할 요인이 무엇이 있는지 찾기는 쉽지 않아 보인다.



준이 16년 이상)를 나타내는 가변수 *univ*를 생성하였다. 전체 1984년 이전에 태어난 6,352명 중 7명의 누락을 제외한 8,345명의 41.8%가 2년제 대학 이상을 수료하였고 28.2%가 4년제 대학 수료 이상으로 나타난다. 이중차분모형의 회귀분석에 의하면 다음의 결과를 얻는다.

$$\hat{jc} = 0.576 - 0.375ol + 0.210ban + 0.125(ol \cdot ban)$$

(0.026) (0.027) (0.030) (0.033)

$n = 6345, R^2 = 0.1774$

여기서 괄호 안의 숫자는 클러스터(가구ID 기준) 표준오차이다. 이중교차항 *ol · ban*의 *p*값은 0.000이다. 그러므로 과외금지 세대와 과외금지 이전 세대를 비교하면 하위계급 출신(*ol* = 1)의 2년제 대학 수준 이상 교육이수 확률은 과외금지로 인하여 상대적으로 12.5 퍼센트 포인트 높아졌으며(이중차분의 의미에서) 이로써 과외금지가 상위계급 출신보다 하위계급 출신의 2년제 대학수준이상의 교육이수에 상대적으로 더 큰 도움이 되었음을 알 수 있다. 하지만 *univ*에 대해서는

$$\widehat{univ} = 0.472 - 0.326ol + 0.128ban + 0.041(ol \cdot ban)$$

(0.026) (0.027) (0.032) (0.034)

$n = 6345, R^2 = 0.1094$

의 결과를 얻으며, 과외금지조치가 하위계급출신의 4년제 대학 수료 여부에 상대적으로(상위계급 출신에 비하여) 특별히 더 우호적이지는 않았던 것으로 보인다. 마지막으로 대학교육 수료 여부를 제거한 후에도 과외금지가 계급이동성을 제고하였는지 분석하였다.

[표 8] 대학수료여부 및 과외금지의 효과

종속변수 = <i>du</i>	대학 = 2년제 이상		대학 = 4년제 이상	
상수항	0.193*** (0.025)	0.192*** (0.032)	0.218*** (0.025)	0.234*** (0.031)
<i>ol</i>	-0.092*** (0.026)	-0.091*** (0.033)	-0.101*** (0.025)	-0.120*** (0.032)
대학	0.391*** (0.013)	0.393*** (0.047)	0.425*** (0.014)	0.391*** (0.048)
<i>ol</i> · 대학		-0.002 (0.052)		0.057 (0.054)
<i>ban</i>	0.081* (0.030)	0.079 (0.048)	0.109*** (0.030)	0.118*** (0.042)



종속변수 = <i>du</i>	대학 = 2년제 이상		대학 = 4년제 이상	
	<i>ol · ban</i>	0.025 (0.032)	0.028 (0.050)	0.056* (0.032)
대학 · <i>ban</i>		0.002 (0.063)		-0.007 (0.059)
<i>ol · 대학 · ban</i>		-0.003 (0.069)		-0.012 (0.067)
<i>n</i>	6,345	6,345	6,345	6,345
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.232	0.232	0.240	0.241

1) 괄호 안은 클러스터(가구ID별) 표준오차

2) \*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .01$

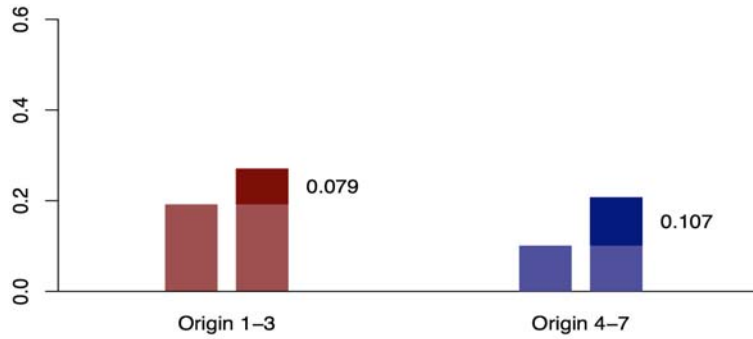
자료를 이용하여 2중차분 모형에서 대학교육이상 수료여부만을 추가로 통제한 모형과 3중차분 모형을 추정한 결과는 [표 8]에 제시되어 있다. 여기에서도 표준오차는 가계 ID를 기준으로 한 클러스터 표준오차 추정값이다. 이 표의 결과에 따르면, *jc*를 제어한 후 과외금지의 효과(앞 소절에서 설명한 이중차분의 의미)가 감소하고 통계적으로 유의하지 않게 되며, *univ*를 제어하면 과외금지의 계급이동성 제고 효과가 여전히 남아 있다. 다시 말하여 과외금지의 계급이동효과는 2년제 대학이상의 교육수료를 주로 경유하였고, 만일 4년제 대학 미만 2년제 대학수준의 교육이수여부를 무시하면 이 효과는 충분히 설명되지 않는다. 3중차분 모형에 의한 과외금지의 효과는 *univ*로써 대학교육 수료여부를 측정하는 경우에도 관측되지 않으며 따라서 대학의 성질에 의한 직접적인 효과(3중 교차항 계수)는 없는 것으로 보인다. 한편 3중 차분 모형에서 *ol · ban*의 계수는 통계적인 유의성을 잃지만 대학교육을 *univ*로써 측정하는 경우가 *jc*로써 측정하는 경우보다 크게 추정된다. 이 또한 하위계급출신의 2년제 대학진학을 통한 계급이동의 중요성을 암시한다. 한편, 이 같은 현상은 4년제 대학의 경우 경직된 대학서열로 인하여 과외금지가 입학서열에만 영향을 미치고 대학의 평균적인 효과가 나타나지 않기 때문일 수 있다.

대학교육을 *jc*로써 측정하여 이를 통제한 경우의 결과가 [그림 5]과 [그림 6]에 도시되어 있다. 우선 *jc* = 0인 집단만을 보면 이중차분으로 정의한 과외금지의 효과는  $0.107 - 0.079 = 0.028$ 로서 작다. 또 *jc* = 1인 집단만을 볼 때에도 이중차분으로 정의한 과외금지의 효과는  $0.106 - 0.081 = 0.025$ 로서 *jc* = 0인 경우보다도 더 작다. 이처럼 2년제 대학 이상의 교육수준인지 여부를 통제하면 과외금지의 효과는 거의 보이지 않는다. 다시 말하여 과외금지 세대는 4·7계급출신이 대학 교육을 더 많이 받게 됨으로써 1·3계급으로의 이동을 달성하였으며, 이 대학교육을 경유한 것 이외의 직접적인 경로는 보이지 않는다.

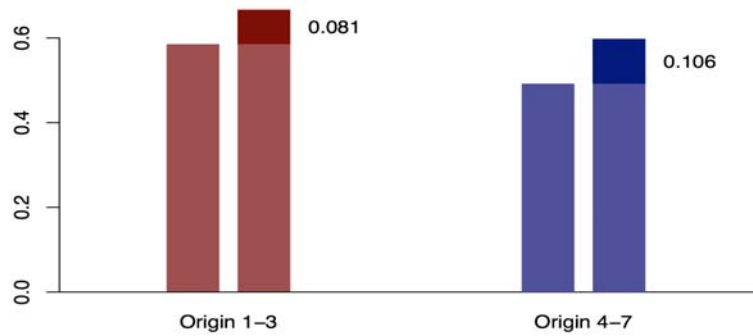
이와 유사하게 [그림 7]과 [그림 8]은 *univ*로써 측정한 대학교육 여부를 통제한 경우의 과외금지의 효과를 도시하고 있다. 대학교육을 *jc*로써 측정할 경우와 마찬가지로 *univ* = 0인 집단과 *univ* = 1인

집단에서 이중차분의 의미로 정의한 과외금지의 효과는 각각  $0.167 - 0.118 = 0.050$ 과<sup>13)</sup>  $0.149 - 0.111 = 0.038$ 이며 그 크기는 대학교육을 *jc*로써 측정된 경우보다 약간 크지만 통계적으로 유의하지 않다.

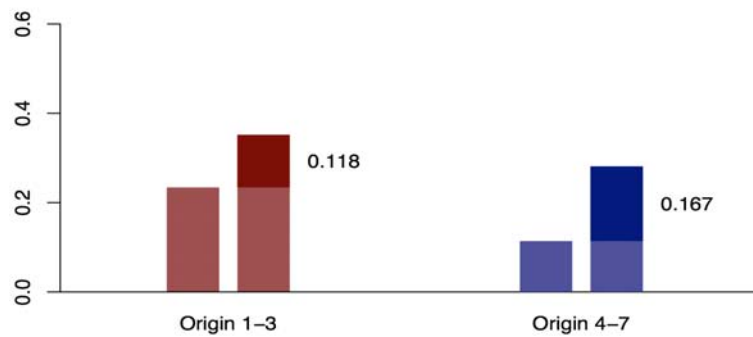
[그림 5] *jc* = 0인 집단의 출신계급별 과외금지의 효과



[그림 6] *jc* = 1인 집단의 출신계급별 과외금지의 효과

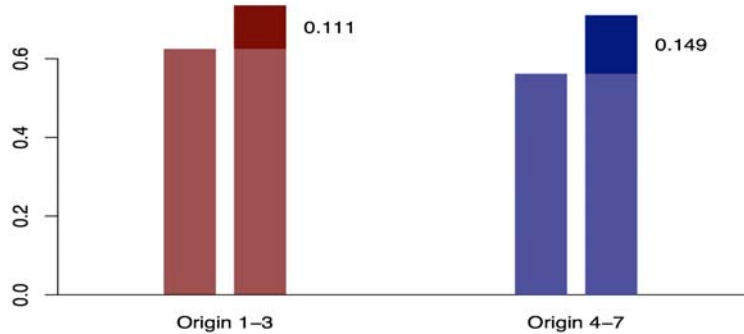


[그림 7] *univ* = 0인 집단의 출신계급별 과외금지의 효과



13) 반올림 때문에 끝자리가 맞지 않는다.

[그림 8] univ = 1인 집단의 출신계급별 과외금지의 효과



이상에서는 과외금지해제 이후 세대를 분석대상에서 제외하였다. 이는 아직 대학을 졸업하지 않았거나 아직 노동시장에 진입하지 못한 관측치가 많기 때문이다. 이 세대에 대한 분석은 추후 자료의 축적이 이루어지면 가능해질 것이다.

#### 4. 결론

본 연구는 다양한 분석방법을 활용하여 한국 교육정책의 역사에 있어 중요한 과외금지정책이 계급이동에 미치는 영향을 살펴보았다. 사교육(과외)은 개인들이 교육을 시장에서 구매함으로써 개별적으로 다른 품질의 교육 서비스를 제공받는 것이다. 사교육은 구매력이 있고 이를 효과적으로 활용할 줄 아는 중상층 이상에게 친화적이다. 실제 사교육비를 집중 지출하는 계급·계층은 이들 집단이다. 따라서 사교육을 금지한 과외금지정책은 계급 이동성을 제고할 가능성이 높다.

본 연구의 분석결과 사교육을 금지한 과외금지 정책이 계급이동을 크게 제고했다는 것을 보여준다. 물론 과외금지 세대 중 상당수는 중학교 평준화의 영향으로부터도 자유롭지 않다. 하지만 두 정책으로부터 모두 영향을 받은 세대가 과외금지의 영향은 받지 않고 중학교 평준화의 영향만을 받은 세대보다도 계급이동이 높다는 것은 과외금지가 계급이동에 긍정적인 역할을 했다는 것을 의미한다. 과외금지이후 세대도 계급이동의 감소가 감지됨으로써 과외금지의 순효과를 보여주고 있다. 다만, 아직 과외금지해제 이후 세대의 계급이동의 변화는 좀 더 추이를 보아야 확실할 수 있다는 점은 기억할 필요가 있다.

분석결과를 종합적으로 고려할 때 단순한 하나의 정책이 영향을 미쳤다고보다는 중학교 평준화 정책, 과외금지, 고등학교 평준화 정책 등이 통합적으로 부모-자식 간의 소득탄력성을 낮추거나 계급이동을 높였을 가능성이 높다. 그리고 인적자본축적 효과의 장기성을 감안할 때 당연한 결과이지만 정책의 기간과 지속성이 매우 중요하다는 것을 중학교 평준화나 과외금지효과의 영향에서 보여주기도 한다.

본 연구의 정책적 함의는 다음과 같이 요약될 수 있다. 첫째, 교육기회의 확대가 양질의 균등한 공교육을 통하여 이루어질 때 사회이동을 활성화시킬 수 있다는 점이다. 중학교 평준화 정책이 대표적인 사례로 볼 수 있다. 만약 평준화 정책이 사회의 생산성을 줄이지 않는다면, 즉, 사회의 효율적 복지를 감소하지 않는다면 지속되어야 한다는 것이다<sup>14)</sup>. 이는 다른 나라의 사례-에컨대, 스웨덴과 핀란드의 교육기회의 확대가 양질의 균등화된 공교육을 통하여 달성됨으로써 사회이동이 활발하게 이루어진 예와 관련이 있다. 중학교 평준화와 더불어 고등학교 평준화 정책은 장기적으로 지속되어야 할 정책으로 보인다.

둘째 사교육의 부정적 효과를 통제할 미시적 정책도 필요하다. 앞서 살펴본 바와 같이 사교육 금지와 같은 정책은 민주화이후 우리 사회에 강제적으로 적용하기 어렵다(손희권, 2002). 그러나 무한정 허용은 사회이동성을 높일 수 있는 공교육에 부정적인 외부효과를 가져올 가능성이 매우 높기 때문에 최소한 이 부정적 외부효과를 감소할 정책을 개발해야 할 것이다. 이는 학교교육의 정상적인 운영을 방해하는 선행학습에 대한 헌법 테두리 안에서 법을 통한 규제가 필요하다는 것을 의미한다. 예를 들어 학원이나 사교육 강사가 수업진행을 학교 수업을 선행하지 못하도록 하는 방책도 필요하다. 이를 위해서는 학생들을 가르치는 교사나 학원이 해당학교에 학생의 이름을 통보하고 교사의 지도하에 이를 진행하도록 하는 방법이 있다. 학원이나 사교육 강사의 소득 신고를 강화하는 것도 또한 한 방책이다. 그러나 보다 근본적으로는 사교육에 대한 사회 전반의 민주적 합의가 필요하다. 이재정(2011)은 사교육 허용이 민주주의와 정합하는 측면이 있지만, 비제도적 신분구조를 형성시켜 민주주의를 위협하고 있다고 주장하고 있다. 민주주의 발전을 위한 민주적 사회 합의를 통하여 특정한 사교육을 사회로부터 추방하는 실험을 시도할 수도 있다.

셋째, 사교육의 근본적인 원인에 대한 처방이 필요할 수 있다. 사교육이 대학진학에 대한 관심 때문이라면, 대학 제도와 체제의 변화를 통하여 고등교육의 상향 평준화를 시도해 볼 수 있을 것이다. 일정 정도는 대학들 사이에 양질의 균등한 공교육이 이루어진다면, 대학별로 교육투자 수익률의 차이가 크지 않을 것이며 이는 사교육에 집중할 필요성을 줄일 수 있을 것이다. 이는 유럽국가들과 미국의 주립 대학 체제가 지향하는 하나의 목표였고 유럽의 경우 일정한 성과도 있다. 우리나라의 경우에도 국립의 초등교사 양성체제나 포항공대, 과학기술원, 광주과학기술원, 울산과학기술대 등 공학계열 대학의 균등한 발전처럼 대학의 하위 부문마다 양질의 균등한 체제를 구축하는 것도 대안일 수 있다.

마지막으로, 사교육 금지와 같은 정책은 민주화이후 우리 사회에 강제적으로 적용하기 어렵다. 다만 누가 왜 사교육에 주로 투자하는가에 집중할 필요가 있다. 잘 알려진 바와 같이, 중상층 이상이 사교육에 높은 수준의 투자를 하고 있다. 이는 중상층 본인이 속한 계급이나 계층적 지위를 자식 세대에 까지 유지하거나 더 나아가 상승하고자 하는 욕구의 발로라 할 수 있다. 즉, 하위 계급·계층보다 상대

14) 기존 연구들은 평준화 정책이 사회적 생산성을 낮추었을 가능성을 뚜렷하게 보여주지 않고 있다(평준화 정책 연구실 2005).

적으로 우월한 자원을 최대한 활용하여 계급·계층적 지위를 유지·상승하고자 하는 것이다. 따라서 사교육을 포함한 치열한 교육경쟁은 좀 더 근본적으로 사회 전반의 격차를 줄임으로써, 즉 소득압축 (income compression)을 통해 완화될 수 있으며, 이는 조세를 통한 재분배 정책이 매우 유효한 정책일 수 있음을 시사한다. 물론 국가별 특수성을 감안해야 하겠지만, 복지국가의 전형이라 일컬어지는 노르딕 국가들의 경우, 평준화된 공교육 시스템을 통해서도 높은 국가 경쟁력을 유지하고 있을 뿐만 아니라 사회이동도 더 활발하게 이루어지고 있는 것으로 알려져 있다(Pekkarinen et al., 2006; Pekkala et al., 2007; Blanden, 2011). 이러한 근본적 대안에 대해서는 좀 더 많은 사회적 논의와 진지한 고민이 지속되어야 할 것이다.

■ 참고문헌 □

- 강신욱 외(2010). 고용·복지·교육연계를 통한 사회적 이동성 제고방안 연구. (사회통합위원회 2010-7). 사회통합위원회.
- 강영혜(2008). 사교육실태와 대처방안. (정책연구시리즈 OR 2008-0516). 서울: 한국개발연구원.
- 국회사무처 예산정책국. (2001). 2001년도 국정감사자료집. 국회사무처 예산정책국.
- 고은미(2011). Changes in Wage Differentials among College Graduates in South Korea, 1999-2008. 노동경제논집. 34(1), 103-138.
- 김위정, 염유식(2009). 계급 간 사교육비 지출 격차에 관한 연구: 합리적 행위이론의 관점에서. 한국사회학. 43, 30-61.
- 김희삼(2009). 한국의 세대 간 경제적 이동성 분석. (정책연구시리즈 2009-03). 서울: 한국개발연구원.
- 박소현, 이금숙(2015). 수도권지역 사교육 산업의 성장과정과 공간적 변화: 교육공간의 분포와 교육정책. 교육수요와의 상호연관성을 중심으로. 한국사회정책. 22(2), 249-281.
- 박병영, 김미란, 한준, 김기현, 류기락(2008). 교육과 사회계층이동 조사 연구: 1943-1955년 출생집단 분석. 연구보고 RR 2008-18. 서울: 한국교육개발원.
- 박병영, 김미란, 김기현, 류기락(2009). 교육과 사회계층이동 조사 연구(II): 1956-1965년 출생집단 분석. 연구보고 RR 2009-20. 서울: 한국교육개발원.
- 박병영, 김미란, 김기현, 류기락(2010). 교육과 사회계층이동 조사 연구(III): 교육계층화와 사회이동 추이 분석. 연구보고 RR 2010-20. 서울: 한국교육개발원.
- 백일우, 박명희(2013). 세계 사교육시장과 정책 동향 분석. 비교교육연구. 23(6), 1-34.
- 손희권(2002). 과잉금지원칙 관점에서의 과외금지 위헌 판례 분석. 청소년학연구. 9(1), 1-21.
- 이성립(2002). 가계의 소득계층별 사교육비 지출 불평등. 대한가정학회지. 40(9), 143-159.
- 이종재, 최상근, 김현진(2003). "사교육 문제"에 대한 대책: 공교육 교육력 강화를 중심으로. (연구보고 R 2003-18). 서울: 한국교육개발원.
- 이재정(2001). 사교육과 민주주의, 그 관계의 역설적 이중성. 대한정치학회보. 18(3), 207-231.
- 장수명(2008). 교육정책, 민주적 공공성 확보의 실패. 한반도사회경제연구회 편. 노무현 시대의 좌절. 217-239.
- 장수명(2009). 「5·31 대학정책 분석: 규제완화를 중심으로」. 동향과 전망. 77(가을겨울호), 9-49.
- 정무용(2013). 1970년대 중·고등학교 평준화 정책의 시행과 '교육격차'. 역사문제연구 29(4), 111-135.
- 정태수 편(1995). 대한민국 국가교육계획. 예지가.
- 최상근외(2003). 사교육 실태 및 사교육비 규모 분석 연구. (연구보고 CR 2003-19). 서울: 한국교육개발원.
- 평준화정책연구실 편(2005). 평준화 정책에 대한 다양한 견해. (현안보고 OR2005-1). 서울: 한국교육개발원.
- Agresti, A. (2002). *Categorical data analysis, Second edition*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, Inc
- Agresti, A. (2007). *An Introduction to categorical data analysis(2nd edition)*. Hoboken, NJ: John Wiley &

Sons, Inc

- Bergman, M. & Joye, D. (2005). Comparing social stratification schemata: CAMSIS, CSP-CH, Goldthorpe, ISCI-88, Treiman, and Wright. Cambridge Studies in Social Research, 10. SSRG Publication.
- Black, S. & Devereux, P. (2011). Recent developments in intergenerational mobility. In A. Orley & D. Card(eds), *Handbook of Labor Economics(Vol 4B)*. Amsterdam: North-Holland.
- Blanden, J. (2011). Cross-Country Rankings in Intergenerational Mobility: A comparison of approaches from economics and sociology. Journal of Economic Surveys, On-line published.
- Breen, R. (2010a). Educational expansion and social mobility in the 20<sup>th</sup> century. *Social Forces*, 89(2), 365-388.
- \_\_\_\_\_ (2010b). Social mobility and equality of opportunity geary lecture spring 2010. *The Economic and Social Review*, 41(4), 413-428.
- Breen, R. & Jonsson, J. (2000). Analyzing education careers: A multinomial transition model. *American Sociological Review*, 65, 754-772.
- Breen, R. & Jonsson, J. (2007). Explaining change in social fluidity: Educational equalization and educational expansion in twentieth-century Sweden. *American Journal of Sociology*, 112(6), 1775-1810.
- Corak, M. (2006). Do poor children become poor adults? Lessons from a cross country comparison of generational earnings mobility. *Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit Institute for the Study of Labor*.
- Cremer, H., Donder, P. & Pestieau, P. (2010). Education and social mobility. *CESifo Working Paper 2951*, CESifo.
- Goodman, L. (1968). The analysis of cross-classified data: Independence, quasi-independence, and interactions in contingency tables with or without missing entries. *Journal of American Statistical Association*, 63, 1091-1131.
- Lucas, S. (2001). Effectively maintained inequality: Education transitions, track mobility, and social background effects. *American Journal of Sociology*, 106(6), 1642-1690.
- Pekkarinen, T., Uusitalo, R. & Pekkala, S. (2006). Education policy and intergenerational income mobility: Evidence from the finnish comprehensive school reform. *Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit Institute for the Study of Labor*.
- Pekkala, S. & Lucas, R. (2007). Differences across cohorts in finnish intergeneration income mobility. *Industrial Relations*, 46(1), 81-108.
- Xie, Y. (1992). The log-multiplicative layer effect model for comparing mobility tables. *American Sociological Review*, 57, 380-395.

◀ Abstract ▶

## An Empirical Analysis of the Private Tutoring Prohibition Policy and Class Mobility

Jang, Soomyung\*\* · Han, Chirok\*\*\* · Yeo, Eugene\*

This study analyses the effects of the major educational policies, focusing on the private tutoring prohibition policy(PTPP), on the intergenerational class mobility(ICM) by using Korea Labor and Income Panel Study(KLIPS) 1st-12th surveys. Because private tutoring(shadow education) can be effective for academic achievement of children of above middle classes that spend most private tutoring expenditure and have more information on education, the private tutoring prohibition policy can increase the intergenerational mobility. This study confirms this possibility. Even when the overlapping effect of the middle school equalization policy is controlled for, there is still high effect of the PTPP. We think that we still need to examine the level of intergenerational mobility with PTPP cohort with that of later cohorts in the future. We also emphasize the composite effect of the several consistent policies such as middle school and high school equalization policies and the PTPP and length and continuity of the policies for the higher mobility.

**Key Words:** intergenerational class mobility, educational policy, private tutoring prohibition policy, private education, equalization policy.

◆ 2016.1.20. 접수 / 2016. 3.19. 1차 수정 / 2016.3.21. 게재확정

---

\* Corresponding Author, Associate Professor, Korea National University of Education(smjang @knue.ac.kr).

\*\* The First Author, Professor, Korea University(chirokhan@korea.ac.kr).

\*\*\* Research Fellow, Korea Institute for Health and Social Affair(eugene@kihasa.re.kr).