한국사회의 교육계층화 : 세대간 변화와 불평등의 추이

방하남 · 김기헌*

본 논문은 지난 반세기 동안 교육계층화의 정도와 양상이 연령세대(age cohort)간에 어떻게 변화해 왔는가를 중등교육에서 고등교육단계에 이르는 단계별 진학여부와 진학경로(중등교육단계에서 인문계:실업계, 고등교육단계에서 일반대:전문대)를 중심으로 분석하였다. 본 연구에서 교육계층화의 정도는 부모세대의 사회경제적 자원과 지위가 자녀 세대의 교육기회와 성취에 미치는 제한적 영향으로 측정하였다. 학력단계별 진학확률에 대한 로짓모형을 분석한 결과, 교육성취에 있어서 계층간 불평등의 정도가 지난 반세기 동안 감소하지 않았으며 각 단계에서의 진학경로의 경우 오히려 증가하고 있는 것으로 나타났다.

다음으로 학력단계별 진학확률로 분석되는 계층간 불평등의 효과는 상위(대학진학) 단계보다는 하위(고등학교) 단계에서 더 크게 작용하는 있는 것으로 추정되었다. 마지막으로 교육계층화의 효과는 각 단계에서 진학경로보다는 진학여부에 대해 더 강하게 작용하고 있는 것으로 추정되었다. 그럼에도 불구하고 장기적인 추이 분석 결과는 중등교육과 고등교육단계 모두에서 진학여부로 분석되는 교육기회의 양적인 계층화가 점차 감소하고 진학경로로 분석되는 질적인 차원에서의 계층화가 구조화되어 가고 있는 양상을 동시에 보여주었다.

이러한 결과는 우리 사회가 지난 반세기의 경제개발과 교육체계의 확대시기를 지나 왔음에도 불구하고 산업사회에서 기회평등의 핵을 이루는 교육기회에 있어서 사회계층간 불평등의 정도는 크게 개선되지 않았음을 말해주고 있다.

I. 서론: 문제제기와 분석과제

한국 사회에서 교육기회의 불평등에 관한 연구는 그간 여러 연구자들에 의해 꾸준히 연구되어왔으나 그 중요성에도 불구하고 과거 선진국들에 비해서 이에 대한 사회적 관심은 그다지 크지 못했던 것이 사실이다.[1] 이러한 관심의 부재 혹은 경시는 두 가지 서로 상반된 한국적 현실을 동시에 반영하고 있는 것으로 보인다.

---

* 한국노동연구원 연구위원, 한국노동연구원 연구원

1) 강희돈(1988), 김병관(1999), 김영모(1975), 김영화(1993), 김영화 · 김병관(1999), 김신일(1985), 장상수(2000), 차종천(1992), 한만길(1991) 등이 대표적인 과거의 연구들에 포함될 수 있을 것이다.

하나는 급속한 경제개발과 함께 교육기회의 확대가 빠르게 진행됨으로써(김영화 · 박인종, 1990) 사회적 희소자원인 교육기회 자체의 의미가 그만큼 희석되었거나 사회적 인식 속에 그렇게 느껴지고 있을 가능성이 존재한다.[2] 다른 하나는 심각한 학벌사회(credential society)인 한국 사회에서 교육기회의 불평등이 고착화된 제도로서 세대를 거쳐 재생산되면서 하나의 정당화 이데올로기로 받아들여지고 있을 가능성이 있다.

전자의 가능성은 과거 한국 사회의 교육기회(획득)의 팽창 속도와 정도에 대한 통계자료에 의해서 간접적으로 지원을 받을 수 있을 것이다. 중학교와 고등학교 교육을 포괄하는 중등교육 진학률은 1980년대 초반에 이미 90%를 넘어서 보편화에 근접하였고 전문대학교육 이상을 포괄하는 고등교육 진학률도 1990년대 중반에 50%를 넘어섰으며 현재는 70%를 상회하여 OECD 국가 기준으로도 가장 높은 수준에 도달하였다.[3]

전자가 교육기회의 양적인 팽창과 그에 따른 계층별 교육불평등의 완화를 함의하고 있는 것이라면, 후자의 가능성은 고등교육까지 보편화된 사회에서 교육기회의 양적 성취보다는 질적 차이 혹은 차별화를 중심으로 하는 계층간 불평등의 구조화를 얘기하고 있는 것으로 보인다. 특별히 산업화 초기의 경제 · 사회적 재화와 기회의 확대재생산 단계가 마무리되어가고 제한된 재화와 기회의 분배체계로서 새로운 계층체계가 자리를 잡아가고 있는 현실에서(방하남 · 김기헌, 2001), 서열적 학력차별화와 차별화된 학력에 대한 계층간 경쟁은 과거의 양적 교육기회에 대한 개별적 경쟁을 대체하고 있는 양상을 보이고 있다.[4] 한국사회에서 교육계층의 추이를 분석한 최근의 몇몇 연구들(e.g., 방하남 · 김기헌, 2002; 장상수, 2000; Park, 2001)은 이러한 가능성을 지지해 주고 있다.

그러나 현실적으로 전자의 경향과 변화 그리고 후자의 현상과 구조화 과정은 혼재하면서 동시에 진행되고 있을 가능성이 높다고 보아야 할 것이다. 다시 말하면 교육기회의 양적 확대 속에 사회계층에 따른 질적 불평등체계가 구조화되어 가고 있다고 볼 수 있다.

본 논문은 한국 사회에서의 교육계층화의 정도와 추이를 세대분석(cohort analysis)을 통하여 검증해 보는 데 있다. 동일한 주제를 다룬 이전의 논문(방하남 · 김기헌, 2002)에서 저자들은 30세 미만의 청년층 표본을 대상으로 교육적 기회와 성취수준이 어떻게 그리고 얼마나 개인의 귀속적인 지위인 출신가족의 사회경제적 지위(socioeconomic status)에 의해 결정되는가를 분석하였다. 본 논문에서는 전 연령층을 대상으로 지난 반세기 동안 교육계층화의 정도와 양상이 연령세대(age cohort) 간에 어떻게 변해 왔는가를 분석하

---

2) 실제로 한국사회의 산업화와 사회이동의 경험을 분석한 과거의 연구들(김병관, 1999; 구해근, 1986; 신광영, 1994; 조돈문, 1994, 차종천, 1991, 방하남 · 이성균, 1996)은 급속한 산업화와 구조변동에 따른 높은 사회적 계층이동률, 특히 교육적 성취에 의한 화이트칼라 계층으로의 신분상승률이 높았던 것을 공통적으로 지적하고 있다.

3 문교부,「문교통계연보, 1980-1990」; 교육(인적자원)부,「교육통계연보, 1995-2001」, OECD(2000),「From Initial Education to Working Life: Making Transitions Work」; (2001),「Education at a Glance」 참조.

4) 즉, 개발경제 초기에는 주로 개별적으로 노력하여 취득하는 것(학력)에 대한 투자가 이루어졌다면 사회적 재화와 기회가 제한적일 수밖에 없게 된 현재에는 학력의 질적 차이(학벌)에 대한 사회경제계층 혹은 계급간의 경쟁적 투자가 이루어진다고 볼 수 있다는 것이다.

고자 한다. 과거의 연구들에서와 같이 본 논문에서도 교육계층화의 정도는 부모세대의 사회경제적 자원과 지위가 자녀 세대의 교육기회와 성취에 미치는 제한적 영향력으로 측정될 것이다(Boudon, 1974; Kluegel and Smith, 1981).

생애과정에서 첫 업적적 성취(meritocratic achievement)로 지칭되는 개인의 교육에 대해 출신가족으로 대표되는 귀속적 지위(ascriptive status)가 미치는 영향력에 관한 연구는 거시적 차원에서 논의되는 산업화와 사회적 불평등체계의 변화에 대한 연구에서 핵심적인 위치를 차지하여 왔다. 이는 교육이 개인의 생애과정에서 사회적 지위(직업)와 경제적 지위(소득) 획득에 결정적인 영향을 미칠 뿐만 아니라(Swell and Shah, 1967), 사회적으로 교육기회의 평등한 분포가 인적자원의 효율적 개발과 분배의 정의를 통해 경제·사회발전에 긍정적인 역할을 한다고 보기 때문일 것이다(e.g., Blau and Duncan, 1967; Boudon, 1974; Collins, 1979; Lipset and Bendix, 1959; Sewell et. al., 1969).[5)]

따라서 본 연구의 결과는 지난 반세기 동안의 경제개발의 역사를 통하여 교육체계를 매개로 하는 한국 사회의 불평등체계가 어떻게 변하여왔는가를 점검해 볼 수 있는 미시적 증거자료를 제시해 줄 수 있을 것이다.

II. 이론적 배경: 교육기회의 확대와 교육계층화의 변화

선형적 사회발전을 가정하는 근대화론자들(Davis and Moore, 1945; Bendix and Lipset, 1966)의 주장에 의하면 한 사회의 근대화와 산업화가 진행될수록 사회적 합리성의 증가에 힘입어 그 사회의 기회구조와 분배구조는 보다 평등해지고 따라서 귀속적 지위(가족배경)와 성취적 지위(교육, 직업지위)간의 연관성은 점점 약해진다. 사회계층론의 지위획득모형(status attainment model)을 이용한 과거의 많은 연구결과들은 근대화론의 이러한 가정을 경험적으로 뒷받침해 주었다. 이 연구들에 의하면 부모세대의 사회적 지위가 자녀세대의 교육적 성취에 미치는 영향은 세대를 거치면서 점차 감소되어 왔다는 것이다(e.g., Featherman and Hauser, 1978; Grusky and DiPrete, 1990; Hauser and Featherman, 1976; Hout, 1988).

지위획득모형이 개인의 교육적 성취를 최종학력에 해당하는 수학년수로 측정하였다면 지위획득모형이 가지고 있는 한계를 개념적으로 그리고 방법론적으로 넘어서고자 했던 후기의 연구들(esp. Mare, 1980; 1981)은 교육적 성취를 중등교육에서 고등교육에 이르기

5) 그러나 다른 한편 교육의 역할에 대한 이러한 긍정적 논리를 뒤집으면 정반대의 부정적 논리가 설득력 있게 제시될 수도 있다. 즉 교육체계가 경제·사회적 불평등의 해소에 별 역할을 하지 못하거나(Jencks et al., 1972), 오히려 불평등의 항구화 혹은 재생산을 위한 중간 기제(intervening mechanism) 역할을 하고 있거나 할 수 있다는 주장이다(e.g., Bowles and Gintis, 1976; Bourdieu and Passeron, 1964, 1977; Bourdieu et al., 1974).

까지 각 학력 단계마다 개인의 선택 혹은 선별적 진학의 결과로 개념화하면서 방법론적으로는 이전의 연구에서 주로 의존한 선형회귀모형의 한계를 지적하고 있다. 즉, 가족배경이 교육성취에 미치는 효과를 추정하는 데 있어서 최종 수학년수를 종속변수로 하는 선형회귀모형으로 분석할 경우, 거기서 추정되는 배경변수의 효과는 해당 시기의 학력단계별 진학률과 진학에 미치는 배경변수의 영향이 복합적으로 추정된 것이다. 코호트 분석에서 가족배경변수가 교육성취에 미치는 효과가 감소해 온 것으로 나타나는 것(e.g., Boudon, 1974)은 바로 각 단계별 전체 진학률이 세대를 거치면서 증가해 온 것을 일정부분 반영한 것이라고 볼 수 있다(Mare, 1981).[6] 따라서 세대별 교육계층화의 추이분석에서 그러한 시대적 경향(즉 일반적 교육수준의 증가)을 제어할 경우 출신배경이 개인의 교육획득에 미치는 효과는 세대를 거치면서 감소하는 것이 아니라 세대에 관계없이 일정한 수준에서 안정적일 수 있다. 실제로 이러한 주장은 동일한 모형을 이용하여 13개 국가에서의 세대간 교육계층화의 추이를 분석한 결과들에서도 지지를 받고 있다(Blossfeld and Shavit, 1993).

메어(Mare, 1980, 1981)의 방법론적 개선을 채택할 경우 분석모형은 각 교육단계별로 이전단계로부터의 진학여부를 종속변수로 하는 로짓(logit) 모형이 되며 로짓 모형의 추정계수들은 앞에서 지적한 일반적 진학률(marginal progression rates)과 순수 배경효과(net background effect)간의 복합효과의 문제를 해소할 수 있다. 이러한 복합효과의 문제는 특히 사회개발과 함께 전체 인구에서 진학률이 50%를 훨씬 넘어 100%로 수렴되는 저학력 단계(즉 초등교육, 중등교육)에서 더욱 두드러진다. 교육획득을 이처럼 각 학력단계별 진학여부로 개념화하고 이항선택모형을 이용할 경우에 또 다른 장점은 교육계층화를 각 학력단계별로 분석함으로써 배경변수의 효과가 각 진학단계별로 어떻게, 어느 정도 다른가를 분석할 수 있다. 이러한 단계별 분석에서 도출되는 결과들로부터 우리는 교육계층화의 구조와 과정에 대하여 단순선형모형으로부터 얻는 것보다 더 풍부한 함의를 얻을 수 있을 것이다.

경제사회적 발전과 함께 교육기회의 확대가 지속적으로 이루어지는 시기를 배경으로 하는 교유계층화의 지속경향에 대한 경험론적 개념화는 하웉(Hout)과 그의 동료연구자들(e.g., Raftery and Hout, 1990; Hout, Raftery and Bell, 1993)에 의해 제안된 MMI(Maximally Maintained Inequality)에 의해 이루어졌다[7]. MMI 개념은 교육기회의 제도적 공급변화(확대)와 사회계층구성의 변동(상향화)에 의한 수요변화간의 상호작용을 전제로 한다. MMI의 핵심적인 명제는 인구성장과 사회계층구성의 상향화에 따라 상급학교 진학률의 전체적 증가에 의하지 않고는 출신배경과 진학확률간의 연관 정도는 변화에 경직적이라는 것이다. 즉, 전반적인 교육기회가 점진적으로 확대되는 가운데 고등교육기

6) 즉, 메어(Mare, 1981)에 의하면 교육계층화에 대한 배경변수들의 OLS 추정계수는 해당시기, 해당 학력단계로의 진학률과 구조적 효과간의 비선형적 효과를 반영하게 된다.

7) MMI 개념을 처음 제시한 라프터리와 하웉(Raftery and Hout, 1990)의 연구는 아일랜드(Ireland)의 사회변동과 세대간 교육계층화의 추이와 경향을 경험적으로 분석한 결과에 근거하고 있다.

회의 확대(공급)가 당대의 사회계층구성에 따른 (예측)수요의 증가보다 높지 않을 경우 일반적으로 상급학교 진학률이 높아지기는 하지만 사회계층과 고등교육으로의 진학률간의 연관정도(odds ratio)는 그대로 유지되는 경향이 있다는 것이다.[8] 이러한 개념은 계층별 전체 진학률(marginal transition rates)의 증가와 진학률과 계층간의 구조적 관계(즉 구조계수)는 독립적이라는 메어(Mare, 1981)의 지적을 경험적 변화추이에 적용한 것이다.

교육계층화 정도의 세대간(inter-cohort) 변화와 그 밑바탕이 되는 사회적 구조와 과정(즉, 교육기회의 확대, 인구증가, 계층변화 등)에 대한 이상의 설명틀은 동일 세대 내에서 각 진학단계에 따른 출신배경의 영향력에 있어서의 차이에도 적용되고 있다. 과거의 연구들은 대부분 낮은 학력단계에서 높은 학력단계로 옮겨갈수록 출신배경의 영향력이 낮아진다는 결과를 내놓고 있다(Shavit and Blossfeld, 1993). 이는 중등교육단계(중학교->고등학교), 고등교육단계(전문대, 대학)에 따라서 일반 진학률이 점차 감소하고, 또한 진학단계가 높아질수록 진학에 성공한 선택된 인구집단의 계층구성이 보다 동질화됨으로써 출신배경에 따른 차별성이 희석되고 따라서 효과계수의 크기는 그만큼 줄어든다는 것이다(Mare, 1980).

메어와 하웃 등을 중심으로 하는 이상의 후기 연구들은 교육계층화, 보다 구체적으로 교육기회의 획득이 출신배경에 의해 차등적으로 결정되는 체제를 총량적 결과(수학년수)보다는 거기에 이르는 단계별 선택과 탈락의 과정(sequence of stepwise selection/transition)에 대한 분석을 통하여 보여주려고 한 것이었다. 반면 최근에 발표된 루카스(Lucas, 2001)의 논문은 EMI(Effectively Maintained Inequality) 개념을 동원하여 기존의 논의를 한 단계 진전시키고 있다.

교육계층화 분석을 위한 EMI 모형은 대학진학에 이르기 전 중등교육단계에서의 계열분리·선택(tracking)을 교육획득과정에서 이루어지는 선택과 탈락의 중요한 한 부분으로 통합시키는 모형을 설정하고 있다. 즉 중등교육단계에서 차상위 학년으로의 도달위치(destination state)를 탈락(dropout)과 진급으로 구분하고 진급의 경우 도달위치를 계열(track)별(예를 들어 (대학)진학준비반, 비진학반I[math], 비진학반II[no math])로 구분 설정함으로써 단계별 진학을 세분화하고 있다. 이는 학력취득단계에서의 계층에 따른 차별화를 양적인 차(선)별화와 질적인 차(선)별화의 양 측면으로 구분하고 교육계층화과정에서 기득권층의 우월한 위치확보가 양 측면 중 동원 가능한 측면에 초점을 맞추어 이루어진다는 것이 EMI 가설의 주요한 내용이다.[9]

---

8) 하웃, 라프터리와 벨(Hout, Raftery, and Bell, 1993: 35)의 논문을 인용하면 다음과 같다. "In Ireland, (educational) inequalities persisted unchanged for at least forty years, … because expansion at lower levels of the educational system and upgrading of continuing students' origin kept demand ahead of growth at advanced educational levels."

9 루카스(Lucas, 2001: 1652)가 그의 논문에서 사용한 표현을 그대로 옮기면 다음과 같다. 즉, "Effectively maintained inequality posits that socioeconomically advantaged actors secure for themselves and their children some degree of advantage … if quantitative differences are common, … (they) will obtain quantitative advantage; … if qualitative differences are common … (they) will obtain qualitative advantage." 이러한 주장은 방하남·김기헌(2002)이 한국의 교육계층

루카스의 EMI 가설은 고등교육(대학)단계로의 진학에 앞서 중등교육단계에서 유리한 위치선점에 대한 계층간의 경쟁이 계열별 선별과 탈락을 중심으로 이루어진다는 것을 가정함으로써 MMI 가설을 보다 깊이 있게 보완할 수 있다고 본다. 즉 MMI 가설에서는 어느 학력단계로의 진학률이 보편화될 경우 계층간의 경쟁과 차등화가 없어지게 된다고 가정하는데, EMI 가설에서는 그럴 경우에 계층간 경쟁이 교육의 질(type of education), 즉 계열선별(track selection)을 중심으로 이루어진다고 가정하고 있다. 실제로 그는 경험적 자료를 이용한 모형분석을 통하여 개인의 사회경제적 배경변수들의 효과가 대학진학 이전의 중등교육단계에서의 계열분리를 중심으로 강하게 나타나고 있으며 어떤 계열에 배치되었느냐가 이후의 대학진학 여부에 강한 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다. 따라서 교육계층화의 상급단계에서 추정되는 사회경제적 배경변수의 영향력이 낮게 나타날지라도 이는 계층효과의 부재를 의미하는 것이 아니라, EMI 가설에 의하면, 그 이전의 계열분리(tracking) 단계에서 이미 효과적으로(effectively) 작용함으로써 교육계층화는 여전히 유지된다는(maintained inequality) 것이다(Lucas, 2001: 1680).[10]

사회변동과 교육계층화의 변화와 관련하여 여기까지 검토해 본 과거의 연구들과 분석방법론들은 본 논문에서 우리가 시도하게 될 한국 사회에서의 세대간 교육계층화의 변화에 대한 분석과 관련하여 검증가설과 분석방법론에 대한 중요한 함의를 제시해 주고 있다. 첫째는 산업화와 함께 교육기회가 팽창하는 시기에 있어서 교육적 성취와 출신배경간의 연관정도(즉, 교육계층화의 정)의 연령코호트별 변화추이와 관련된 것이다. 선행연구들의 이론적 논의와 분석결과들에 의하면 최종 수학년수로 측정될 경우 교육성취에 미치는 출신배경의 영향력은 연령코호트별로 감소하지만, 학력단계별 진학확률로 측정될 경우 교육성취에 미치는 출신배경의 영향력은 세대를 거치면서도 감소하지 않고 안정된 수준(stability in educational stratification)을 유지한다는 것이다.

둘째는 학력단계별 진학여부와 경로에 대한 출신배경의 효과와 관련된 것이다. 선별효과(differential selection effect) 가설에 의하면, 교육기회의 팽창시기에는 고학력단계로 진입하는 비율이 모든 계층에서 증가하게 되므로 학력단계가 올라갈수록 비관측변수들(unobserved variables)의 이질성이 증가하게 되고 그로 인하여 관측된(observed) 출신배경변수들의 추정효과는 점차 크게 나타난다는 것이다(Mare, 1980). 반면, 생애과정(life course) 가설은 반대로 학력단계가 올라갈수록 연령이 증가하게 되어 부모의 물질적, 문화적 자원에 개인의 교육성취가 의존하는 정도가 약해질 것이며 그럴 경우 출신배경변수의 효과는 고학력단계로 갈수록 점차 감소하게 될 것이라는 것이다(Blossfeld and Shavit, 1993; Lucas, 2001; Müller, 1990).[11] 학력단계별 교육계층화의 정도와 관련하여 두 가지 가설이 서로 다른 이론적 예측을 하고 있는 데, 보다 엄밀한 검증을 위해서는 외

화를 분석할 때 제기한 양적, 질적 차원에서의 교육계층화의 가설과 일맥상통하는 가설이기도 하다.

10) EMI(effectively maintained inequality)의 명칭은 바로 이러한 관점에서 도출한 것으로 보인다.

11) 그러나 고등교육 비용이 가족의 경제적 자원에 미치는 압박이 큰 사회에서는 이 가설의 타당성은 제한을 받게 될 것이다.

부변수인 교육기회의 확대효과를 통제한 상태에서 학력단계에 따른 배경변수들의 효과변화를 점검해 보는 것이 필요하다. 이를 위해서는 연령코호트별로 각 학력단계에 따른 배경변수들의 효과를 추정해 보면 될 것이다.

셋째는 EMI 가설이 함의하고 있는 대로 교육기회의 지속적인 팽창으로 인하여 양적인 측면에서의 차등화가 무의미해질 경우, 상위계층의 차별화 전략은 질적인 측면에 집중될 것이다. 그럴 경우 계층효과는 중등교육단계에서 진학자체보다는 계열별 분리(tracking)가, 고등교육단계에서 진학한 대학의 종류(일반대:전문대)가 더 중심적인 위치를 차지하게 된다(방하남 · 김기헌, 2002; Lucas, 2001).[12)]

이상의 이론적 검토를 바탕으로 경험적 자료분석을 통하여 본 논문에서 검증하게 될 주요 연구가설들을 우리는 다음과 같은 몇 가지로 설정할 수 있을 것이다.

연구가설 I: 최종 수학년수로 분석되는 교육성취에 있어서의 계층간 불평등의 정도는 세대를 거치면서 축소되어 왔을 것이다.[13)]

연구가설 II: 그러나 학력단계별 (조건적) 진학확률로 분석되는 교육성취에 있어서 계층간 불평등의 정도는 세대간에 유의미한 변화가 없을 것이다.[14)]

연구가설 III: 학력단계별 (조건적) 진학률로 분석되는 계층간 교육 불평등의 효과는 상위(대학진학)단계보다 하위(고등학교)단계에서 더 크게 나타날 것이다.

연구가설 IV: 교육계층화 효과는 상급학교로의 진학여부 보다는 진학경로, 즉 중등교육 단계에서는 계열분리(인문계:실업계)에 대해, 고등교육 단계에서는 진학한 대학의 종류(일반대:전문대)에 대해 더 크게 작용할 것이다.[15)]

이상의 연구가설을 검증하기 위해 우리는, 메어(Mare, 1980)가 제시한 방법론을 따라서 중등교육에서 대학진학 단계에 이르기까지의 개인의 교육성취를 각 단계별로 상급학력으로의 진학 성공여부로 모형화하고 중등교육단계에서의 진학(중학교->고등학교)은 루카스(Lucas, 2001)가 사용한 방법론을 따라서 진학여부와 진학할 경우 선택된 계열을 각각 독립적인 종착위치로 설정하여 각 종착위치(즉 '미진학', '인문계열진학', '실업계열진학')에 따른 계층효과를 분석하고자 한다.

---

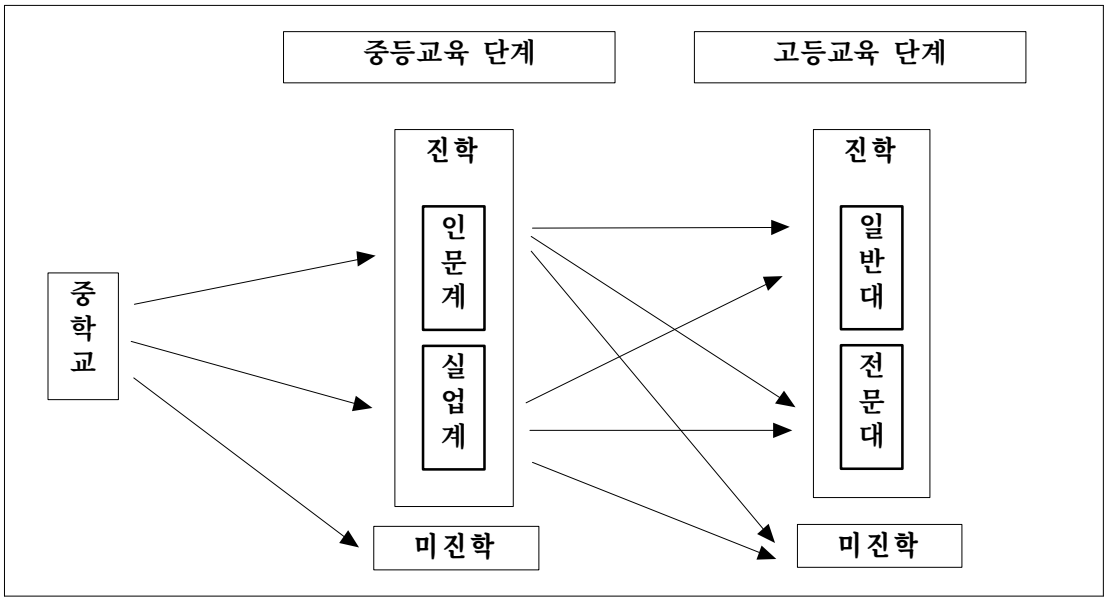
12) 특히 한국과 같이 최근 대학교육기회의 급속한 팽창을 경험한 사회에서는 본 가설의 타당성이 더 클 것이다.

13) 여기에서 '계층간 교육 불평등의 정도 혹은 효과'는 분석모형에서는 출신가족의 사회경제적 지위가 교육적 성취에 미치는 효과를 지칭한다.

14) 여기에서 (조건적)이라는 의미는 각 단계별 진학확률을 분석할 때 분석대상을 그 이전 단계를 마친 개인들만으로 한정한다는 의미이다.

15) 이 가설은 지난 10여 년 동안 대학교육의 기회가 급속하게 확대되어 온 한국적 상황에서 타당성이 더 클 것이다.

[그림 1] 교육계층화에 대한 분석 모형



또한 대학진학단계의 분석에 있어서는 전문대와 일반대학으로의 진학을 구분할 것이다. 이렇게 함으로써 우리는 고등교육 진학단계에서 진학여부(양적 차이)와 진학할 경우 진학한 고등교육기관의 형태(질적 차이)를 동시에 분석할 수 있으며 상위 단계에서의 교육계층화의 구조와 과정을 보다 깊이 있게 검증해 볼 수 있을 것이다. 이상의 분석계획을 도형화하면 [그림 1]과 같다.

III. 분석 자료, 변수 및 분석모형

1. 분석자료 및 변수

가. 분석자료

본 연구를 위한 분석자료로 우리는 한국노동연구원에서 조사한 4차년도(2001년) 한국노동패널(KLIPS: Korea Labor and Income Panel Survey) 자료를 이용하였다. 4차년도 개인 응답자 10,607명중에서 중등교육 및 고등교육 진학 여부에 대해서 응답하지 않은 323명을 제외하고 10,284명이 중등교육 계열 이행 분석 시에 분석표본이 되었으며 고등교육 이행에 대한 분석에서는 고등학교를 진학하지 않은 3,620명을 제외하고 6,664명이 분석표본이 되었다. 한편, 예비적 고찰로서 진행될 OLS 회귀분석 시에는 종속변수가 최종 수학년수이므로 재학 혹은 휴학 중인 응답자를 제외한

8,313명이 분석 표본이 되었다. 모형 분석 시에는 모형에 포함되는 변수들의 결측치로 인해 분석 표본이 바뀔 수 있으므로 이에 대해서는 분석표에 사례수를 명기하였다.

나. 분석변수의 정의와 측정

1) 종속 변수

본 연구의 종속변수는 중등교육 계열 이행과 고등교육 이행 변수이다. 첫 번째 변수(Y_1)는 중학교에서 고등학교로의 진학여부와 진학계열로서 이를 (1) '미진학', (2) '인문계 진학', (3) '실업계 진학' 등의 세 가지 배타적인 경로로 정의한 후, 기준범주를 '미진학'으로 잡아 미진학 대비 인문계 진학, 미진학 대비 실업계 진학 및 실업계 대비 인문계 진학 확률(logit: 1=진학, 0=미진학)에 미치는 설명변수들의 효과를 추정한다. 실업고등학교는 농업·공업·상업·임업·정보통신·수산해운·가사실업 등 전문교육을 주로 하는 고등학교를 가리키며 이 밖에 예술·체육 등의 전문교육을 주로 하는 예·체능 고등학교와 과학·어학 등 분야별로 영재를 양성하기 위한 특수목적고등학교 등이 존재한다. 본 연구에서는 『교육통계연보』와 동일하게 특수목적고 중에서 외국어고등학교와 과학고등학교는 인문고에 포함시켜 분석하였다.

본 연구의 두 번째 변수(Y_2)는 고등교육으로의 진학여부와 진학경로로 (1) '고졸 미진학', (2) '전문대(2-3년제) 진학' (3) '일반대(4-6년제) 진학'으로 구분된 범주형 변수로 '고졸 미진학'이 기준범주로 미진학 대비 전문대 진학, 미진학 대비 전문대 진학, 미진학 대비 일반대 진학 확률(logit)에 미치는 효과를 추정한다.

2) 독립 변수

분석 모형에 포함될 독립 변수들은 가족 배경과 관련된 변수들로 구성된다. 먼저 가장 대표적인 변수들로 부의 교육, 모의 교육, 부의 직업 등이 포함된다. 부의 교육과 모의 교육은 수학년수로 측정하였으며 부의 직업은 간즈붐 등(Ganzeboom, De Graaf and Treiman, 1989, 1992)이 제시한 사회경제지수(socio-economic index)로 측정하였다. 넓은 의미의 가족 배경 변수로 고려한 것은 형제자매의 규모와 가족의 사회적 자본(social capital)이다. 형제자매의 규모는 교육에 미치는 가족 구조(family structure) 변수로 출생 순위(birth order)와 더불어 자주 언급되고 있는데 본 연구에서는 형제자매의 수로 측정하였다. 가족의 사회적 자본은 가족이 가지고 있는 영향력 있는 사회적 연결망, 즉 친인척 중 사회고위층의 존재유무로 측정하였다.[16]

16) 가족의 사회적 자본은 3차년도 노동패널 개인용과 신규 자료에서 해당하는 변수들을 가져왔으며 대학교수, 국장급 이상의 공무원, 의사, 기자, 장성급 군인, 국회의원, 대기업 임원, 법률 전문직 등의 친척 유무를 묻는 변수들 중 한 가지 이상 값을 갖는 경우에 있음(=1), 값을 갖지 않은 경우에 없음(=0)을 부여하였다. 자세한 내용은 한국노동패널(KLIPS) 제3차년도 설문지 참조.

<표 1> 분석에 사용된 변수

변수명	자료	변수 설명
독립변수		
성	KLIPS 4차 개인 자료	남성이면 1, 여성이면 0. 남성 47.8%(4,920명), 여성 52.2%(5,364명)
연령집단	KLIPS 4차 개인 자료	30세 이하 29.8%(3,064명), 31세 40세 21.6%(2,221명) 41세 50세 19.4%(1,997명), 51세 이상 29.2%(3,002명)
부의 교육[1]	KLIPS 1차 개인 자료 KLIPS 2-3차 신규 자료	부의 최종수학년수. 평균(표준편차) = 6.36(5.09)
모의 교육[1]	KLIPS 4차 개인 자료	모의 최종수학년수. 평균(표준편차) = 4.11(4.44)
부의 직업	KLIPS 1차 개인 자료 KLIPS 2-3차 신규 자료	부의 직업지위(간즈붐 등의 사회경제지수) 평균(표준편차) =31.06(12.14)
형제자매의 규모	KLIPS 4차 가구·개인 자료	형제자매수(없는 경우 0값 부여) 평균(표준편차) =3.33(1.97)
가족의 사회자본[2]	KLIPS 3차 개인·신규 자료	친척 중 고위층이 있으면 1, 없으면 0. 있음 22.2%(2,084명) , 없음 77.8%(7,293명)
성장지역	KLIPS 1차 개인 자료 KLIPS 2-3차 신규 자료	14세 무렵 성장지가 대도시면 1, 비대도시면 0. 대도시(광역시) 35.2%(3,506명), 비대도시 64.8%(6,452명)
출신고교 소재지	KLIPS 4차 개인 자료	대도시면 1, 비대도시면 0. 대도시(광역시) 52.8%(3,590명), 비대도시 47.2%(3,210명)
종속변수		
본인의 교육[1]	KLIPS 4차 개인 자료	본인의 최종수학년수. 평균(표준편차) = 11.15(3.40)
중등학교 계열 이행	KLIPS 4차 개인 자료	기준범주(reference group)는 미진학임. 인문계 진학 41.3%(4,246명), 실업계 진학 23.5%(2,418명), 미진학 35.2%(3,620명)
고등교육 이행	KLIPS 4차 개인 자료	기준범주(reference group)는 고졸 미진학임 대학교 진학 29.1%(1,942명), 전문대 진학 14.0%(935명), 고졸 미진학 56.8%(3,787명)

1) 졸업이 아닌 경우 해당 수학기간의 절반 값 부여.

2) 친척 중 고위직은 대학교수, 국장급 이상의 공무원, 의사, 기자, 장성급 군인, 국회의원, 대기업 임원, 법률 전문직 등임.

이밖에 배경변수로 지역 변수를 고려하였다. 본 연구에서는 학력 단계별로 중등교육 계열 이행의 경우 '본인의 14세 무렵 성장지역'을, 고등교육 이행의 경우 '출신고등학교의 소재지'를 사용하였다. 이 변수들은 대도시 여부로 구분하여 출신 고교 소재지가 서울, 인천, 대전, 부산, 광주, 울산

등 광역시에 포함될 경우와 그 밖의 지역으로 구분하였다. 이것은 넓은 의미의 사회적 배경(social milieux)으로 교육적 성취에 있어서 기본적인 환경조건을 구성한다고 볼 수 있다(Fischer at al., 1996).

이와 함께 고려한 변수는 '인구학적 특성'으로 연령 코호트(age cohort)와 성별이다. 연령 코호트는 우리나라 교육정책의 변화를 반영하여 구분하였다. 우리나라의 중요한 교육정책 변화는 중학교·고등학교 평준화 조치가 내려진 시기이다. 중학교 단계의 평준화 조치라고 할 수 있는 중학교 무시험 진학제가 실시된 것은 1969년이며 이 제도의 시행 2년(1971년)만에 중학교 진학률이 무려 15.1%나 상승하였다. 두 번째로 고등학교 평준화 조치가 내려진 것은 1973년이며 당시에는 서울과 부산에서만 실시되었다. 평준화 적용지역이 크게 확대된 것은 1979년(7개 도시)과 1980년(8개 도시)으로 실제적인 평준화 효과가 보편화된 것은 1970년대 말로 보는 것이 타당할 것이다. 이것은 고등학교 진학률에서 살펴볼 수 있는데 1971년에서 1975년까지 5년 동안 고교 진학률은 4.7% 포인트 상승하였으나 1976년부터 1980년까지 고교 진학률은 9.8% 포인트나 상승하였다. 대학 정원정책과 관련해서는 1981년에 내려진 7·30 교육개혁 조치에 따른 졸업정원제의 실시이다[17]. 고등교육 발전 과정에서 대표적인 실패 사례로 지목되고 있는 이 조치를 기점으로 대학 진학자가 급격하게 증가하였다. 4차년도 노동패널 자료의 조사시점인 2001년을 기준으로 초등학교 졸업연령을 만 13 14세로, 중학교 졸업연령을 만 16 17세, 고등학교 졸업연령을 만 18 19세로 잡을 때 1970년에 중학교에 입학하는 연령대는 만 46 47세이며 1977년에 고등학교에 입학하는 연령대는 만 40 41세이고 1985년에 대학에 입학하는 연령대는 만 36 37세이다. 이를 고려하여 연령 코호트를 구분하면 30세(1972년생) 이하, 31세 40세(1971년 1962년생), 41세 50세(1963년 1954년생), 50세(1953년생) 이상으로 나누어진다. <표 1>에서는 본 연구에서 사용한 변수들을 소개하고 있다.

2. 분석모형

본 연구에서 분석의 대상이 되는 종속변수는 복수의 명목범주로 정의될 수 있는 이행경로이다. 따라서 분석목적에 맞게 우리는 다항 로짓모형(multinomial logit model)을 사용하였다.[18] 본 연구에서 종속변수는 3개의 명목형 범주로 이루어진 중등교육 계열 이행경로(① 인문계 진학, ② 실업계 진학, ③ 미진학)와 고등교육으로의 이행경로(① 전문대 진학, ② 일반대 진학, ③ 미진학)이며 미진학을 기준 범주로 삼을 때 로짓 모형은 $\log(\pi_1/\pi_3)$과 $\log(\pi_2/\pi_3)$를 사용하게 된다. 본 연구에서 다항 로짓분석으로 추론하고자 하는 모델은 다음의 함수로 표현할 수 있다. 즉, 개인 i가 학력수준

17) 제 5공화국은 4대 국정지표의 하나로 교육혁신을 설정했고 1980년 7월 30일 국가보위비상대책위원회는 학교교육 정상화 및 과열과외 해소방안 등을 포함한 7. 30 교육 개혁조치를 발표하였다. 그 내용은 ① 대학입시제의 개혁, 대학 본고사의 폐지와 고교 내신성적의 반영, ② 졸업정원제, ③ 대학입학 인원의 확대, ④ 전일수업제 대학의 운영, ⑤ 방송통신대학의 확충, ⑥ 4년제 교육대학으로의 개편, ⑦ 초중등교육과정 축소, ⑧ 교육방송 실시, ⑨ 과열과외 추방 캠페인 등이다. 이 시기의 고등교육정원정책은 졸업정원제와 대학입학 인원의 확대조치로 특징 지워진다(김영화·박인종, 1990: 119).

18) 단, 예비적인 고찰로서 과거의 연구들에서처럼 가족배경변수들이 최종학력에 미치는 선형적 연관관계를 분석하기 위해서 우리는 수학년수를 종속변수로 하는 회귀분석(OLS)도 실시하였다.

$t-$ 에서 진학경로 j로 진학할 확률을 p_{ijt}라고 하고, $\pi_{ijt} = \left(\frac{p_{ijt}}{1-p_{ijt}}\right)$(odds) 라고 할 경우, 다항로짓모형에서의 종속변수 y_{ijt} 는 이행경로범주간의 오즈비(odds ratio)의 자연대수형태를 취하게 된다. X_{ijt}를 y변수와 β_{jt}계수를 통해 선형적 관계를 잦는 독립변수군으로 설정할 경우, 우리는 다음과 같이 분석모형을 함수 (1)로 표현할 수 있다. 즉,

$$Y_{ijt} = \log\left(\frac{\pi_{ijt}}{\pi_{iJt}}\right) = \alpha_t + \sum_t \beta_{ijt} x_{ijt} \quad j=1, \cdots, J-1 \qquad (1)$$

이 모형을 이용하여 $J-1$ 개의 로짓 방정식으로 이루어졌으며 각 방정식에 해당하는 서로 다른 모수들을 추정하게 된다. 즉 기준 범주와 짝지어진 종속변수의 명목 범주에 따라서 효과가 다양하게 나타난다. 본 연구에서 α는 상수항의 모수(parameter)이며 β는 회귀계수(regression parameter)이다. 독립변수군 x에 해당하는 변수들은 부의 교육, 부의 직업, 모의 교육, 형제자매수, 가족의 사회자본, 14세 무렵 성장지역(고등교육 이행의 경우 출신고교 소재지), 연령코호트 및 성별 등이다.

개인 i가 학력단계 $t-1$에서 t 단계로의 진학에 있어서 진학경로 $k-1$ 대신 k로 이행할 확률을 p_{ik}라고 할 경우 X_{ij} 변수의 단위 값 증가에 따른 p_{ik}의 변화율은 다음과 같이 구할 수 있다. 즉,

$$\frac{\partial p_{ik}}{\partial X_{ij}} = \beta_j p_{ik}(1-p_{ik}) \qquad (2)$$

함수 (2)는 X 변수가 p에 미치는 효과의 크기는 $p=1/2$일 때 가장 크며 그때 최대값은 $1/4\beta$가 된다 (Mare, 1981). 또한 함수 (2)는 어느 학력단계로의 진학률이 극히 낮거나 ($p \to 0.0$) 혹은 극히 높을 경우 (즉, $p \to 1.0$) β 효과의 크기는 아주 작아지게 되거나 0에 가깝게 되며 따라서 그러한 상황에서는 이행경로를 (실패에서 성공으로) 바꾸는 데는 X 변수의 값의 증가가 아주 크지 않고는 어려울 것이라는 논리적 추론을 함축하고 있다.

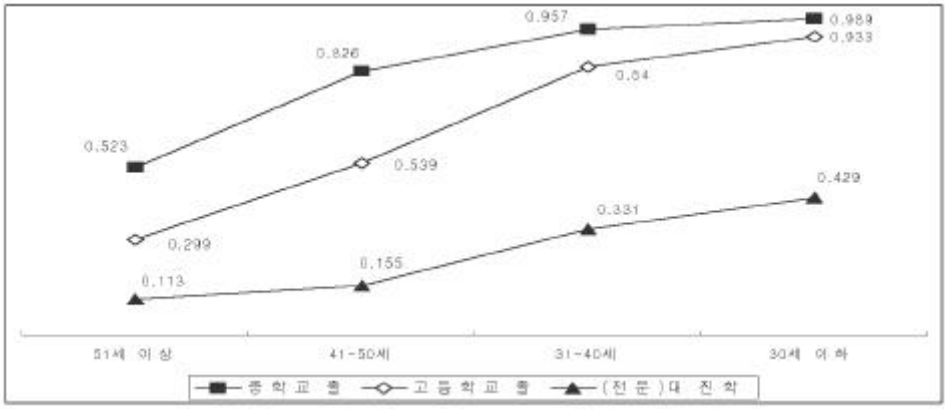
III. 분석결과

1. 예비적 고찰: 교육 성취에 관한 연령코호트별 OLS 회귀분석

<그림 2>는 연령코호트에 따른 각 학력단계별 이행율의 분포를 보여주고 있다. 그림에 의하면 중등(중학교, 고등학교) 교육의 경우 연령코호트를 거치면서 급속하게 보편화(saturated) 되어 온 것을 볼 수 있다. 즉 중학교 수학률의 경우 51세 이상 세대가 52% 정도인데 비해 가장 최근 세대

인 30세 이하 세대나 31-40세인 세대의 경우 95%를 상회하고 있다. 고졸 이상의 학력을 소지하고 있는 응답자의 비중도 급격하게 증가해 온 가운데, 30세 이하 세대(93%)와 51세 이상 세대(30%) 간의 세대 차이가 63% 포인트나 나고 있다. 전문대를 포함한 대학 진학에 있어서도 중등교육의 경우보다 낮기는 하지만 동 세대간 증가율이 30% 이상이었으며 특히 30대 이하의 세대에서 증가속도가 빨랐음을 볼 수 있다.

[그림 2] 연령코호트별 각 학력단계의 수학률 분포



교육계층화의 변화를 설명하는 거시변수 중의 하나는 인구집단 내에서의 계층구성의 변화, 보다 구체적으로는 MMI 가설이 기초로 하고 있는 각급학력 진학자들의 사회경제적 배경구성의 변화(대부분의 경우 상향화[upgrading])를 의미한다. <표 2>는 주요 배경변수들의 연령코호트별 기초통계를 보여주고 있다. 부(父)의 교육수준과 직업지위, 모(母)의 교육수준, 형제자매수 등으로 측정될 수 있는 가족의 사회경제적 지위는 연령코호트를 거치면서 지속적으로 향상되어 온 것을 볼 수 있다. 아울러 산업화와 병행하는 급격한 도시화의 결과 성장지역 역시 대도시의 비율이 최근 세대로 오면서 빠르게 증가(20→35→55%)하여 온 것을 확인할 수 있다. 반면, 상대적 지위인 사회계층을 측정할 수 있는 가족의 사회적 자본의 경우는 세대간 선형적 변화 양상을 보이지 않고 있으며 사회적 자본이 '있음'으로 대표되는 상층계층은 0-25% 선에서 그대로 유지되고 있음을 알 수 있다.

아래 <표 3>은 각 학력단계별로 분석대상이 되는 표본에서의 주요 가족배경변수(부모의 교육과 부의 직업)의 평균과 표준편차를 연령코호트별로 제시해 주고 있다. 제시된 자료에 의하면 학력단계가 올라갈수록 그리고 최근 세대로 올수록 출신가족의 사회경제적 지위가 대체적으로 상향화 되고 있는 것을 볼 수 있다. 한편 가족배경 변수들의 표준편차도 고등학교와 대학진학 단계 모두에서 최근 세대로 올수록 전반적으로 점차 감소하고 있어 가족구성에 있어서의 이질성도 감소하고 있는 것으로 보인다. 가족배경에 있어서의 이러한 상향화(upgrading)와 동질화(homogeneity) 추이는 교육계층화의 정도가 연령세대를 거치면서 점차 감소해 왔을 것으로 기대하게 해 준다.

<표 2> 주요 배경변수들의 연령코호트별 기초통계치

구분		30세 이하	31 40세	41 50세	51세 이상
연속변수: 평균(S.D.)					
부의 교육(N=9,370)		10.01 (3.77)	7.07 (4.44)	5.26 (4.67)	2.60 (3.99)
모의 교육(N=10,063)		8.12 (3.70)	4.39 (3.84)	2.45 (3.47)	0.87 (2.36)
부의 직업(N=9,073)		36.38 (12.5)	31.14 (12.2)	29.65 (11.8)	26.92 (9.8)
형제자매수(N=9,683)		1.96 (1.31)	3.56 (1.72)	4.21 (1.88)	4.07 (2.02)
명목변수: 사례수(%)					
가족의 사회자본 (N=9,377)	있음	530 (20.0)	520 (25.4)	451 (24.3)	583 (20.7)
	없음	2,124 (80.0)	1,531 (74.6)	1,405 (75.7)	2,233 (79.3)
성장지역 (N=9,958)	대도시	1,596 (55.3)	779 (35.4)	565 (28.4)	566 (19.6)
	비대도시	1,288 (44.7)	1,423 (64.6)	1,424 (71.6)	2,317 (80.4)

<표 3> 가족배경변수들의 학교 이행 단계 및 연령코호트별 기초통계치

구분	30세 이하	31 40세	41 50세	51세 이상
중학교 진학자(N=9,423)				
부의 교육	10.02 (3.77)	7.09 (4.44)	5.32 (4.67)	3.35 (4.29)
모의 교육	8.13 (3.70)	4.40 (3.84)	2.48 (3.48)	1.14 (2.64)
부의 직업	36.40 (12.5)	31.17 (12.2)	29.71 (11.8)	27.87 (10.8)
고등학교 진학자(N=6,664)				
부의 교육	10.09 (3.72)	7.58 (4.33)	6.89 (4.66)	5.64 (4.80)
모의 교육	8.21 (3.64)	4.86 (3.81)	3.57 (3.80)	2.28 (3.41)
부의 직업	36.49 (12.5)	32.14 (12.7)	32.98 (13.7)	31.78 (13.8)
대학 진학자(N=2,877)				
부의 교육	10.84 (3.54)	9.04 (4.51)	8.95 (4.88)	6.54 (5.23)
모의 교육	8.86 (3.40)	6.30 (3.74)	5.15 (4.21)	3.378(3.95)
부의 직업	39.03 (13.3)	36.71 (14.5)	39.70 (15.8)	34.75 (16.4)

아래 <표 4>는 전통적 지위획득모형에서처럼 최종학력을 종속변수로 하는 OLS 회귀분석모형의 추정결과를 제시하고 있다. 분석결과 과거의 선행 연구결과들과 일치하게 연령코호트를 거치면서

부모세대의 사회경제적 지위가 자녀의 학력수준에 미치는 영향력은 점차 감소하여 온 것으로 나타나고 있다. 특히 부모의 교육수준의 효과는 거의 선형적으로 감소하여 온 것을 볼 수 있다. 동일 세대 내에서의 성별 교육수준의 차이도 크게 감소하였고 30세 이하 세대의 경우 남성의 우위가 여성의 우위로 반전된 것을 추정계수의 기호변화(+→-)로 알 수 있다.[19]

<표 4> 교육적 성취(최종 수학년수)에 관한 연령 코호트별 OLS 회귀 분석

	전체 응답자	30세 이하	31 40세	41 50세	51세 이상
부의 교육	.146(.205)***	.050(.094)**	.094(.163)***	.151(.219)***	.222(.266)***
모의 교육	.162(.190)***	.085(.155)***	.177(.264)***	.201(.218)***	.247(.175)***
부의 직업	.020(.070)***	.019(.113)***	.016(.075)**	.027(.100)***	.027(.081)***
형제자매수	.051(.029)**	-.063(-.048)	.004(.003)	-.007(-.004)	.071(.035)*
가족의 사회자본	1.140(.139)***	.494(.097)**	.891(.151)***	1.322(.176)***	1.435(.173)***
성장지역	.374(.051)***	-.132(-.034)	.308(.057)*	.574(.080)**	.782(.089)***
성별	1.269(.187)***	-.026(-.006)	1.083(.214)***	1.303(.208)***	2.156(.313)***
연령코호트					
30세 미만	2.872(.342)***				
31 40세	2.768(.364)***				
41 50세	1.475(.188)***				
상수항	6.195***	11.643***	9.752***	7.513***	4.987***
R^2	.476	.115	.281	.342	.343
Adjusted R^2	.475	.110	.278	.339	.340
N	5,886	1,207	1,598	1,451	1,630

주: 1) 괄호 안의 수치는 표준화계수(β)임.

2) † P< .10 * P < .05 ** P < .01 *** P< .001

19) R^2로 측정되는 모형의 설명력도 고연령코호트에서 저연령코호트로 올 수록 감소하고 있는 것(.34→.28→.11)을 볼 수 있다.

2. 중학교에서 고등학교로의 계열이행 분석 결과

<표 5>는 중등교육과 고등교육단계에서의 진학여부와 진학경로의 연령코호트별 분포를 정리하여 제시해 준다. <그림 1>에서 이미 보여준 대로 중등교육의 수료율이 연령코호트를 거치면서 급격하게 증가하여 왔으며, 대학진학률도 꾸준히 증가하여 최근 30세 이하 세대의 경우 50%를 넘어서고 있다. 특히 동 코호트의 경우 중학교에서 고등학교로의 진학률은 거의 100%에 근접하고 있어서 '미진학'률이 2.5%에 지나지 않고 있다. 고등학교 진학자 가운데 인문계:실업계 진학률은 51세 이상의 경우 5:3의 비율에서 30세 이하의 경우 약 2:1로 약간 증가하긴 하였지만 큰 변화는 보이지 않고 있다. 한편 대학진학자 가운데 일반대학과 전문대학으로의 진학비율은 약 10:1에서 약 10:6으로 감소하여 전문대로의 진학이 상대적으로 빠르게 증가하여 온 것을 말해 주고 있다.

<표 5> 학력단계별 진학여부와 진학경로의 연령코호트별 분포

(단위: 명; %)

구분	30세 이하	31 40세	41 50세	51세 이상
중등교육(고등학교) 단계에서의 이행(N=10,284)				
인문계 진학	1,954(63.8)	1,141(51.4)	698(35.0)	453 (15.1)
실업계 진학	1,033(33.7)	739(33.3)	375(18.8)	271 (9.0)
미진학	77(2.5)	341(15.4)	924(46.2)	2,278 (75.9)
계	3,064(100)	2,221(100)	1,997(100)	3,002 (100)
고등교육 단계로의 이행(N=6,664)				
일반대 진학	980(32.8)	513(27.3)	240(22.4)	209(28.9)
전문대 진학	592(19.8)	240(12.8)	83(7.7)	20(2.8)
미진학	1,415(47.4)	1,127(59.9)	750(69.9)	495(68.4)
계	2,987(100)	1,880(100)	1,073(100)	724(100)

아래 <표 6>은 중학교에서 고등학교로의 진학여부와 진학계열을 포괄하는 다항로짓 이행모형의 모형적합도(goodness of fit)의 추정결과를 제시해 준다. 모형테스트는 인구학적 변수(성, 연령코호트)와 가족배경변수를 모두 포함하는 기본모형에 가족배경변수의 영향력이 어떻게 변해왔는가를 점검해 보기 위해 코호트 변수와의 상호작용항을 하나씩(모형2-모형8) 혹은 누적적으로(모형9-모형 4) 더해 가는 방식으로 하였다.

이러한 방식이 최적의 모형테스트는 아니지만 이는 교육계층화 정도의 세대간 변화라

는 본 연구의 주된 관심을 고려한 것이다. 모형테스트결과 기본모형 위에 단독적으로 가장 두드러진 설명력의 향상을 가지고 오는 항은 df.과 χ^2 을 기준으로 AC*SX(코호트*성), AC*FE(코호트*부의 교육), AC*FO(코호트*부의 직업) 순으로 나타났다. 모형테스트결과 자유도(df.)와 표본의 크기(N)를 고려하는 BIC[*20] 값을 기준으로 할 경우 AC*SX, AC*FE 상호작용항만을 추가적으로 포함하는 모형 9가 최적의 모형으로 나타나고 있다 (BIC = 4882.947; d.f.=32).

<표 6> 고등학교 계열 이행의 로짓 모형 적합도 비교

모형	-2LL	카이자승	자유도	BIC[*1)]
모형1 : SX+FE+ME+FO+SI+SC+MT+AC	7630.176	4839.453	20	4762.411
모형2 : 모형1+AC*SX	7529.500	4940.129	26	4839.974
모형3 : 모형1+AC*FE	7575.913	4893.716	26	4793.561
모형4 : 모형1+AC*ME	7604.105	4865.524	26	4765.369
모형5 : 모형1+AC*FO	7584.565	4885.064	26	4784.909
모형6 : 모형1+AC*SIB	7619.140	4850.489	26	4750.334
모형7 : 모형1+AC*SC	7603.543	4866.086	26	4765.931
모형8 : 모형1+AC*MT	7613.752	4855.877	26	4755.722
모형9 : 모형2+AC*FE	7463.414	5006.215	32	4882.947
모형10 : 모형9+AC*MT	7451.646	5017.983	38	4871.603
모형11 : 모형10+AC*FO	7434.655	5034.974	44	4865.481
모형12 : 모형11+AC*SIB	7427.055	5042.574	50	4849.968
모형13 : 모형12+AC*SC	7405.182	5064.447	56	4848.729
모형14 : 모형13+AC*MT	7389.533	5080.096	62	4841.265

1) BIC* = Model x^2 - (model d.f.) × ln(N).

* SX는 성별, FE는 부의 교육, ME는 모의 교육, FO는 부의 직업, SIB은 형제자매수, SC는 가족의 사회자본, MT은 14세 무렵 성장지역, AC는 연령 코호트임.

20) 이것은 라프터리(Raftery, 1986)에 의해 제안된 로짓모형의 적합도를 비교하는 정보기준인 BIC(Bayesian Information Criterion)를 응용한 것으로 값이 클수록 상대적으로 선호되는 모형을 의미한다. 이에 대해서는 트라이만과 야마구찌(Treiman and Yamaguchi, 1993)를 참고바람.

아래 <표 7>은 중등교육 단계에서의 중학교에서 고등학교로의 진학여부와 계열별 진학을 종속변수로 하는 기본모형에 대한 다항로짓모형 분석결과를 제시하고 있다. 분석결과 고등학교로의 진학확률의 경우 모형에 포함된 출신 가족의 사회경제적 지위변수들의 효과가 모두 유의미하게 나타나고 있다. 예를 들어 부의 수학년수가 1점 높아지면 미진학 대비 인문계 진학 확률은 약 1.17배(=exp(0.16)) 높아지며 실업계 대비 인문계 진학 확률도 약 1.05배(=exp(0.05)) 높아지는 것으로 나타나고 있다. 특히, 부모의 교육수준과 가족의 사회적 자본은 고등학교로의 진학여부뿐만 아니라 진학할 경우 진학경로 중에서 인문계로의 진학확률에까지 유의미한 영향을 미치고 있음을 볼 수 있다. 부모의 교육수준과 사회적 자본 등의 변수가 상호간 상관관계가 높음에도 불구하고 독립적으로 강한 영향을 미치고 있음은 사회계층에 따른 교육기회의 불평등 체계가 1950년 이후 태어난 전후 세대 가운데에서도 강하게 작용하고 있었음을 확인할 수 있다.

<표 7> 고등학교 계열 이행에 관한 다항 로짓 분석

독립변수	모형1		
	인문계/미진학	실업계/미진학	인문계/실업계
부의 교육(FE)	0.16(0.01)***	0.11(0.01)***	0.05(0.01)***
모의 교육(ME)	0.21(0.01)***	0.14(0.01)***	0.07(0.01)***
부의 직업(FO)	0.03(0.01)***	0.01(0.01)	0.02(0.03)
형제자매수(SIB)	0.02(0.02)	0.05(0.02)*	-0.03(0.02)
가족의 사회자본(SC) (있음=1)	1.17(0.10)***	0.81(0.11)***	0.36(0.08)***
성장지역 (MT) (대도시=1)	0.31(0.10)**	0.41(0.09)***	-0.10(0.07)
성(남성=1) (SX)	1.14(0.08)***	1.13(0.08)***	0.01(0.06)
연령코호트 (AC)[1)]			
30세 미만	3.51(0.19)***	3.99(0.20)***	-0.48(0.13)***
31 40세	2.26(0.12)***	2.50(0.12)***	-0.24(0.12)*
41 50세	0.95(0.11)***	0.91(0.11)***	-0.04(0.13)
상수항	-4.29(0.19)***	-3.71(0.19)***	-3.71(0.19)***
N(사례수)	7,114		
-2LL	7630.176		
Pseudo R^2 (Nagelkerke)	0.558		

주: 1) 연령코호트의 기준 범주는 51세 이상임.

* 괄호 안의 수치는 표준오차(S. E.)임. † P< .10 * P < .05 ** P < .01 *** P< .001

<표 8> 고등학교 계열 이행에 관한 연령 코호트별 다항 로짓 분석

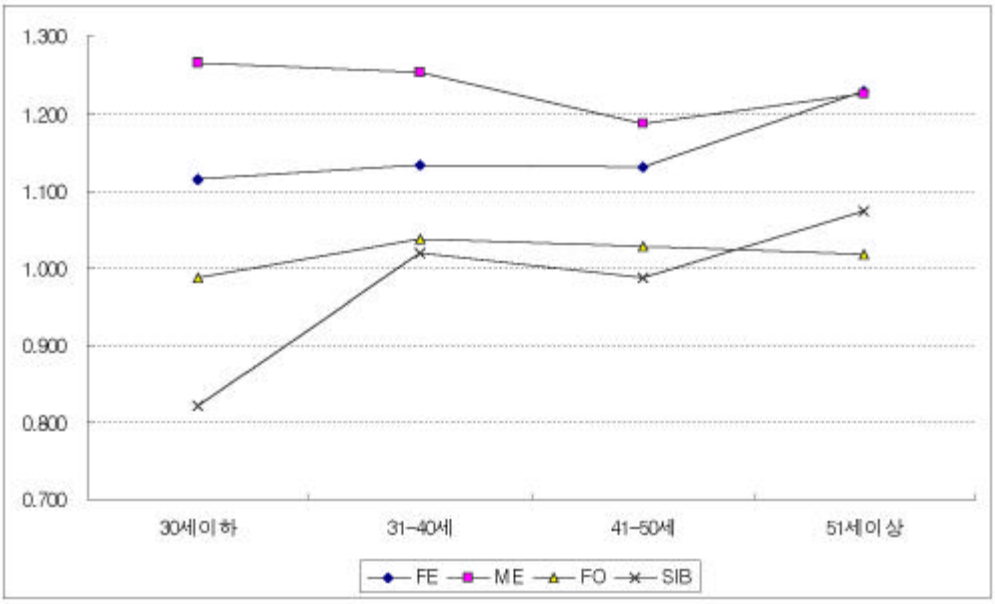
독립변수	종속변수	30세 이하	31 40세	41 50세	51세 이상
부의 교육 (FE)	인문계/미진학	.108(0.05)*	.125(0.02)***	.122(0.02)***	.207(0.02)***
	실업계/미진학	.005(0.05)	.085(0.02)***	.104(0.02)***	.183(0.02)***
	인문계/실업계	.103(0.02)***	.040(0.02)*	.018(0.02)	.024(0.02)
모의 교육 (ME)	인문계/미진학	.235(0.05)***	.226(0.03)***	.171(0.02)***	.203(0.03)***
	실업계/미진학	.181(0.05)**	.151(0.03)***	.128(0.03)***	.217(0.04)***
	인문계/실업계	.054(0.02)*	.076(0.02)***	.042(0.02)†	-.014(0.03)
부의 직업[2] (FO)	인문계/미진학	-.013(0.02)	.036(0.01)**	.026(0.01)**	.017(0.01)*
	실업계/미진학	-.042(0.02)*	.012(0.01)	.019(0.01)*	.016(0.01)†
	인문계/실업계	.030(0.05)***	.024(0.01)***	.007(0.07)	.002(0.08)
형제자매수 (SIB)	인문계/미진학	-.196(0.11)†	.025(0.05)	-.014(0.04)	.072(0.04)†
	실업계/미진학	-.152(0.11)	.046(0.05)	-.003(0.04)	.020(0.04)
	인문계/실업계	-.044(0.04)	-.021(0.04)	-.011(0.04)	.053(0.05)
가족의 사회자본 (있음=1) (SC)	인문계/미진학	.048(0.44)	1.226(0.25)***	1.065(0.17)***	1.073(0.17)***
	실업계/미진학	-.674(0.45)	.859(0.26)**	.833(0.19)***	1.259(0.39)***
	인문계/실업계	.722(0.15)***	.367(0.14)**	.233(0.17)	-.185(0.20)
성장지역 (대도시=1) (LC)	인문계/미진학	.121(0.35)	.042(0.20)	.257(0.17)	.763(0.18)***
	실업계/미진학	.365(0.35)	.030(0.20)	.553(0.18)**	.308(0.22)
	인문계/실업계	-.244(0.11)*	.012(0.14)	-.296(0.17)*	.455(0.22)*
성(SX) (남성=1)	인문계/미진학	-.200(0.33)	.706(0.17)***	.763(0.14)***	1.633(0.17)***
	실업계/미진학	-.513(0.33)	.604(0.16)***	1.236(0.16)***	2.912(0.26)***
	인문계/실업계	.313(0.10)**	.102(0.12)	-.472(0.16)**	-1.278(0.28)***
상수항 (C)	인문계/미진학	1.792(0.75)*	-2.022(0.40)***	-2.664(0.28)***	-4.737(0.31)***
	실업계/미진학	3.699(0.75)***	-.970(0.39)*	-3.124(0.32)***	-5.702(0.40)***
	인문계/실업계	-1.907(0.25)***	-1.051(0.26)***	.460(0.38)	.965(0.41)*
N(사례수)		2,069	1,620	1,469	1,956
-2 Log Likelihood		2216.374	2088.249	1808.783	1276.127
Pseudo-R^2(Nagelkerke)		0.193	0.228	0.298	0.405

주: 괄호 안의 수치는 표준 오차(S. E.)임. † P< .10 * P < .05 ** P < .01 *** P< .001

다음으로 <표 8>은 중등교육 단계에서 중학교에서 고등학교로의 진학여부와 계열별 진학을 종속변수로 하는 다항로짓모형을 코호트별로 분석할 결과를 제시하고 있다. 분석결과는 미진학 대비 (인문계열 고등학교로의) 진학여부와 진학할 경우 실업계 대비 인문계로 진학할 확률에 대한 가족 배경변수들의 효과 변화를 중심으로 살펴보기로 한다.

먼저 [그림 3]은 <표 8>에 근거하여 미진학 대비 인문계 고등학교로 진학할 확률에 대한 주 배경변수들의 적산효과 ($\exp(\beta)$)를 연령코호트별로 보여주며, [그림 4]는 진학할 경우 실업계 대신 인문계로 고등학교로 진학할 확률에 대한 주 배경변수들의 적산효과 ($\exp(\beta)$)를 연령코호트별로 보여주고 있다. 미진학 대비 인문계 고등학교로 진학할 확률의 경우([그림 3]) 부(父)의 교육수준보다는 모(母)의 교육수준의 효과가 더 크게 작용하고 있으며 코호트간 변화추이에 있어서는 형제자매수를 제외한 세 변수들(부의 교육, 모의 교육, 부의 직업)의 효과가 가시적인 큰 변화가 없거나 모의 교육수준 효과의 경우 최근 세대에 이르러 더 증가하고 있는 것으로 나타나고 있다.[21] 다음으로 진학할 경우 실업계 대비 인문계 고등학교로의 진학확률의 경우([그림 4]), [그림 3]에 비해서 각 배경변수들의 효과 크기가 훨씬 축소되어 나타나기는 하지만 형제자매수를 제외하고는 모든 변수의 효과가 최근 세대로 오면서 감소하는 것이 아니라 약간 증가하고 있는 것이 특징적이다.

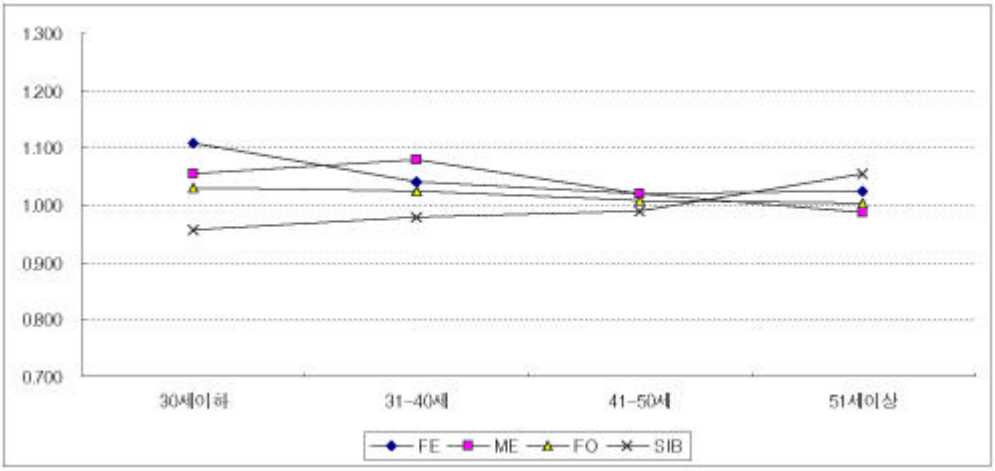
[그림 3] P(인문계 진학/미진학)에 대한 주 배경변수들의 효과 $\exp(\beta)$의 세대간 변화



※주: FE=부의 교육; ME=모의 교육; FO=부의 직업; SIB=형제자매수

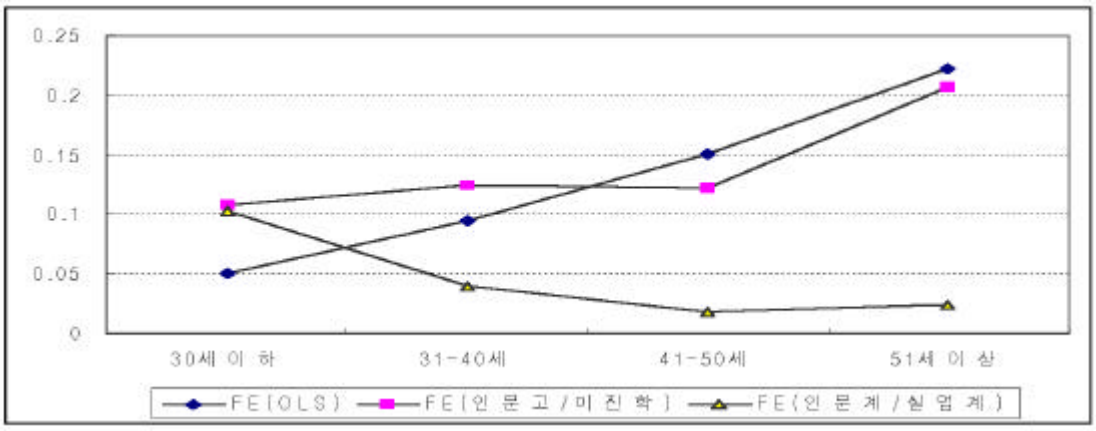
21) 본 분석결과 코호트별 변화추이의 해석에 있어서 가장 최근세대인 30세 이하 코호트의 경우 다른 코호트들과는 달리 현재 학교교육이 진행중인 비율이 상대적으로 높아 각 학력단계별, 계층별 차등적 탈락(differential drop-out)에 의한 선택편의(selection bias)의 영향으로 인하여 동일한 기준에서 판단하기는 어렵다는 것이 고려되어야 한다.

[그림 4] P(인문계/실업계진학)에 대한 주 배경변수들의 효과 exp (β)의 세대간 변화

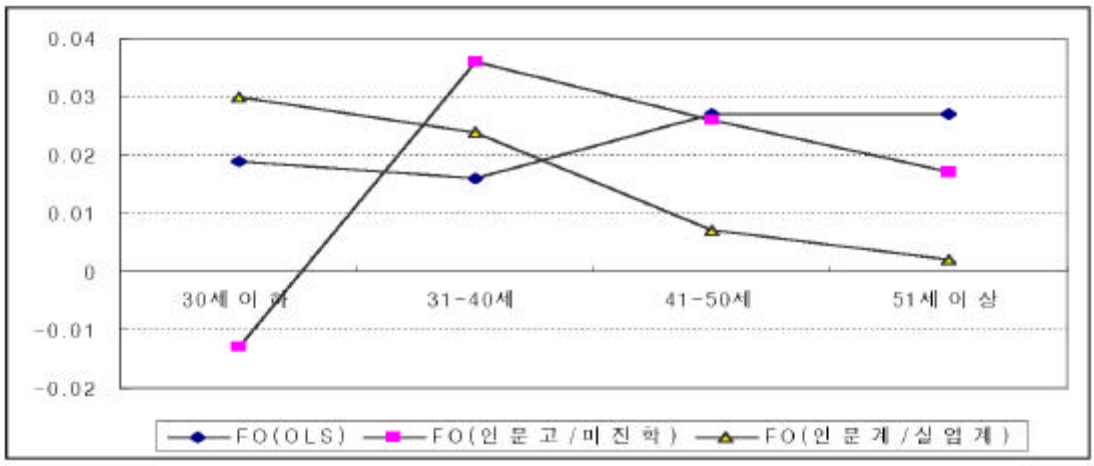


[그림 5], [그림 6], [그림 7]은 동일한 <표 8>의 결과에 근거하여 연령코호트간 상호작용효과가 상대적으로 컸던 부의 교육수준(FE), 부의 직업지위(FO), 사회적 자본(SC) 변수들에 대한 OLS 회귀분석모형과 다항로짓모형분석에 의한 추정결과를 비교하여 그래프로 각각 제시해 주고 있다. 먼저 [그림 5]에 의하면 최종 수학년수를 종속변수로 하는 OLS 회귀모형에 의한 $\beta(FE)$의 크기는 거의 선형적으로 감소해 온 것에 비해, 진학확률, 특히 실업계 대비 인문계로의 고교진학 확률을 종속변수로 하는 로짓모형에 의한 $\beta(FE)$의 크기는 51세 이상 코호트를 제외하면 최근 세대로 오면서 오히려 증가해 온 것을 보여준다. [그림 6]에 제시된 부의 직업의 효과 $\beta(FO)$와 [그림 6]에 제시된 사회적 자본의 효과 $\beta(SC)$의 경우 고등학교 진학여부와 관련하여서는 최근 세대에 이르러서 큰 폭으로 감소하면서 차별효과가 거의 없어진 반면 계열별 분리이행과 관련하여서는 선형적으로 뚜렷한 증가추세를 보이는 것이 아주 인상적이다.

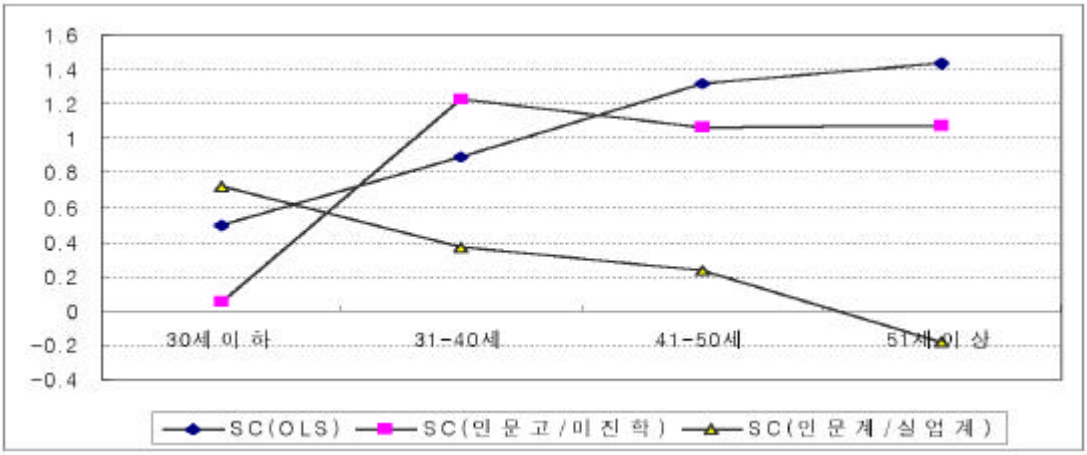
[그림 5] OLS, Multinomial Logit 모형에 의한 부의 교육수준(FE)의 효과추정 결과



[그림 6] OLS, Multinomial Logit 모형에 의한 부의 직업지위(FO)의 효과추정 결과



[그림 7] OLS, Multinomial Logit 모형에 의한 가족의 사회적자본(SC)의 효과추정 결과



OLS 회귀모형의 분석 결과는 앞의 자료([그림 3])에서 제시된 대로 고등학교 진학률이 100% 보편화에 근접하고 있는 시대적 변화를 고려할 때 예측 가능한 것이라고 볼 수 있는 반면 로짓모형에 의한 이행확률의 분석결과는 중등교육단계에서의 교육계층화가 기회의 양적 확대라는 시대적 변화에도 불구하고 새로운 (질적인) 차원에서의 불평등 - 즉 계열분리- 을 중심으로 계속되거나 증가하고 있는 것을 보여준다.

3. 중등교육(고등학교)에서 고등교육(대학)으로의 이행

아래 <표 9>는 고등학교에서 대학으로의 고등교육 이행확률에 대한 다항로짓모형의 모델테스트결과를 제시한다. 고등교육으로의 이행모형의 테스트도 중등교육에서의 계열이행 모형에서와 마찬가지로 기본모형 위에 연령코호트(CA)와 각 배경변수간의 상호작용항들을 단독으로(모형2-모형8) 그리고 누적적으로(모형 9-모형14) 추가함으로써 수행하였다. 모델테스트 결과 중등교육 단계에서와 마찬가지로 성과 코호트간의 상호작용 효과가 가장 크고 배경변수들 가운데는 부의 교육(AC*FE), 모의 교육(AC*ME), 부의 직업(AC*FO) 등과 코호트간의 상호작용 항의 설명력이 상대적으로 크게 나타났다. 모델테스트 결과 자유도(*df.*)와 표본의 크기(N)를 고려하는 BIC* 값을 기준으로 할 경우 AC*SX, AC*FE, AC*ME 상호작용항을 포함하는 모형10이 최적의 모형으로 나타나고 있다(BIC* = 829.396; d.f.=38).

<표 9> 고등교육(대학)으로의 이행에 관한 로짓 모형 적합도 비교

모형	-2LL	카이자승	자유도	BIC*[1)]
모형1 : SX+FE+ME+FO+SIB+SC+HL+AC	6705.000	847.809	20	774.492
모형2 : 모형1+AC*SX	6634.627	918.647	26	823.335
모형3 : 모형1+AC*FE	6685.648	867.626	26	772.314
모형4 : 모형1+AC*ME	6681.775	871.499	26	776.187
모형5 : 모형1+AC*FO	6689.053	864.221	26	768.909
모형6 : 모형1+AC*SI	6693.530	859.744	26	764.432
모형7 : 모형1+AC*SC	6699.023	854.251	26	758.939
모형8 : 모형1+AC*HL	6687.020	866.254	26	770.942
모형9 : 모형2+AC*FE	6611.020	941.844	32	824.536
모형10 : 모형9+AC*ME	6584.575	968.699	38	829.396
모형11 : 모형10+AC*FO	6577.305	975.969	44	814.671
모형12 : 모형11+AC*SI	6573.689	979.585	50	796.292
모형13 : 모형12+AC*SC	6567.336	985.938	56	780.650
모형14 : 모형13+AC*HL	6549.961	1003.312	62	776.029

1) $BIC^* = Model\ \chi^2 - (model\ d.f.) \times \ln(N)$.

* SX는 성별, AC는 연령 코호트, FE는 부의 교육, ME는 모의 교육, FO는 부의 직업, SI는 형제자매수, SC는 가족의 사회자본, HL은 출신고교 소재지임.

<표 10>은 대학진학여부와 진학경로(일반대:전문대)에 대한 기본 다항로짓모형의 추정결과이다. 분석결과 설정된 배경변수들의 효과는 미진학 대비 일반대학으로의 진학경로에 집중적으로 작용하고 있는 것으로 나타나고 있다. 아울러 고등학교로의 계열이행 분석결과를 담고 있는 <표 7>과 비교해 볼 때 전반적으로 배경변수들의 추정계수가 현저히 감소한 것을 볼 수 있다.

<표 11>은 고등교육으로의 이행여부와 경로에 대한 다항로짓모형의 코호트별 분석결과를 제시해 주고 있다. 분석결과는 미진학 대비 전문대를 포함하는 대학진학여부와 진학할 경우 전문대 대비 일반대학으로의 진학할 확률에 대한 가족 배경변수들의 효과 변화를 중심으로 살펴보기로 한다.

<표 10> 고등교육(대학)으로의 이행에 관한 다항 로짓 분석

독립변수	모형1		
	일반대/미진학	전문대/미진학	일반대/전문대
부의 교육(FE)	0.05(0.01)***	0.02(0.02)	0.03(0.02)*
모의 교육(ME)	0.09(0.01)***	0.03(0.02)*	0.05(0.02)**
부의 직업(FO)	0.02(0.00)***	0.02(0.00)***	0.01(0.01)
형제자매수(SIB)	0.01(0.02)	-0.06(0.03)†	0.07(0.03)†
가족의 사회자본(SC) (있음=1)	0.68(0.08)***	0.45(0.11)***	0.23(0.11)*
고교소재지(HL) (대도시=1)	0.32(0.08)***	-0.03(0.09)	0.34(0.10)*
성(SX) (남성=1)	0.75(0.08)***	0.05(0.09)	0.70(0.10)***
연령코호트(AC)[1)]			
30세 미만	0.02(0.15)	2.46(0.38)***	-2.44(0.39)***
31 40세	0.03(0.14)	2.08(0.37)***	-2.05(0.38)***
41 50세	0.03(0.14)	1.49(0.39)***	-1.84(0.40)***
상수항	-3.26(0.21)***	-4.50(042)***	1.24(0.44)**
N(사례수)	4,633		
-2LL	6705.465		
Pseudo R^2 (Nagelkerke)	0.197		

주: 1) 연령코호트의 기준범주는 51세 이상임.
괄호 안의 수치는 표준오차(S. E.)임. † P< .10 * P < .05 ** P < .01 *** P< .001

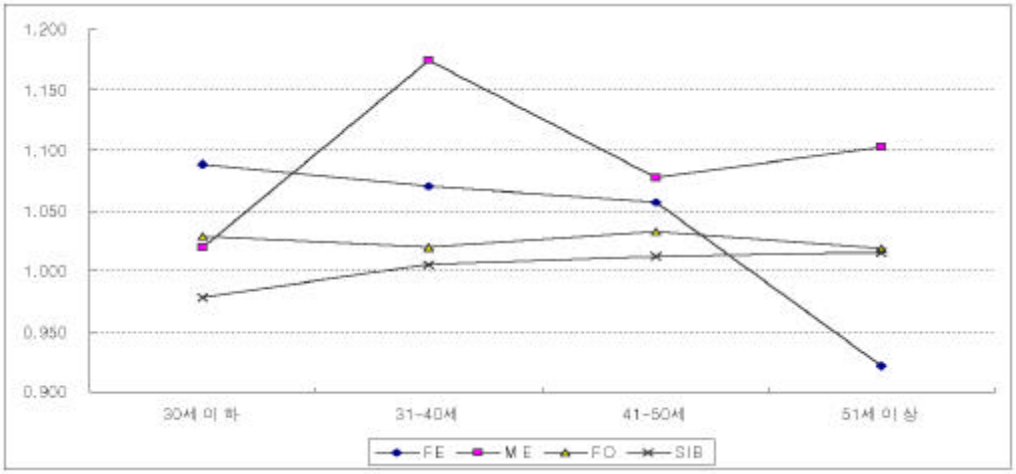
<표 11> 고등교육(대학)으로의 이행에 관한 연령 코호트별 다항 로짓 분석

독립변수	종속변수	30세 이하	31 40세	41 50세	51세 이상
부의 교육					
	일반대/미진학	.084(0.21)***	.067(0.02)**	.055(0.03)†	- .082(0.08)
	전문대/미진학	.023(0.23)	.028(0.03)	.035(0.04)	- .082(0.08)
	일반대/전문대	.060(0.26)*	.039(0.03)	.019(0.04)	.055(0.08)
모의 교육					
	일반대/미진학	.019(0.02)	.160(0.03)***	.074(0.03)*	.097(0.03)**
	전문대/미진학	.006(0.02)	.086(0.03)**	.049(0.04)	- .045(0.12)
	일반대/전문대	.014(0.02)	.074(0.03)*	.026(0.04)	.142(0.13)
부의 직업[2)]					
	일반대/미진학	.028(0.01)***	.019(0.01)**	.032(0.01)***	.018(0.01)*
	전문대/미진학	.015(0.01)**	.030(0.01)***	.023(0.01)†	.036(0.12)
	일반대/전문대	.012(0.01)†	.- .011(0.01)	.001(0.01)	- .019(0.02)
형제자매수					
	일반대/미진학	- .022(0.05)	.005(0.05)	.012(0.05)	.015(0.05)
	전문대/미진학	- .031(0.05)	- .060(0.06)	- .184(0.08)*	- .058(0.18)
	일반대/전문대	.009(0.06)	.065(0.06)	- .196(0.09)*	.073(0.19)
가족의 사회자본 (있음=1)					
	일반대/미진학	.532(0.14)***	.723(0.16)***	.976(0.21)***	.731(0.22)**
	전문대/미진학	.302(0.16)†	.430(0.19)*	.802(0.30)**	1.713(0.85)*
	일반대/전문대	.229(0.16)	.293(0.20)	.174(0.32)	- .982(0.87)
고교소재지 (대도시=1)					
	일반대/미진학	.003(0.11)	.561(0.15)***	.405(0.21)*	.845(0.23)***
	전문대/미진학	- .224(0.12)†	.095(0.18)	.161(0.29)	.398(0.76)
	일반대/전문대	.226(0.14)†	.466(0.20)*	.245(0.32)	.447(0.78)
성 (남성=1)					
	일반대/미진학	.178(0.11)	1.538(0.16)***	1.172(0.23)***	.808(0.30)**
	전문대/미진학	- .422(0.13)	.717(0.18)***	.931(0.31)**	- 1.508(0.79)†
	일반대/전문대	.600(0.14)***	.821(0.20)***	.241(0.35)	2.315(0.82)**
상수항					
	일반대/미진학	- 2.651(0.27)***	- 4.199(0.35)***	- 4.338(0.45)***	- 3.012(0.48)***
	전문대/미진학	- 1.425(0.29)***	- 3.452(0.39)***	- 3.567(0.59)***	- 4.426(1.45)**
	일반대/전문대	- 1.226(0.32)***	- .746(0.43)†	- .771(0.66)	1.413(1.48)
N(사례수)		2,023	1,372	761	477
-2 Log Likelihood		3266.059	1871.829	928.485	483.588
Pseudo-R^2(Nagelkerke)		0.105	0.266	0.242	0.184

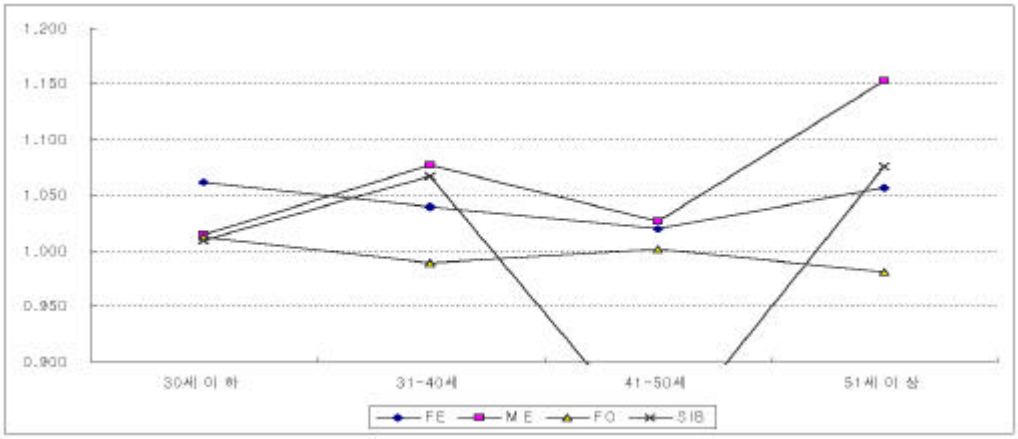
주: 괄호 안의 수치는 표준 오차(S. E.)임. † P< .10 * P < .05 ** P < .01 *** P< .001

먼저 [그림 8]은 미진학 대비 일반대학으로 진학할 확률에 대한 주 배경변수들의 적산효과 (exp (β))를 연령코호트별로 보여주며, [그림 9]는 진학할 경우 전문대 대신 일반대학교로 진학할 확률에 대한 주 배경변수들의 적산효과 (exp (β))를 연령코호트별로 보여주고 있다. 분석결과 미진학 대비 일반대학으로 진학할 확률의 경우 중등교육단계([그림 2])에서와 마찬가지로 부(父)의 교육수준보다는 모(母)의 교육수준의 효과가 30세 이하 세대를 제외하고는 더 크게 작용하고 있으며 코호트간 변화추이에 있어서는 등락을 반복하고 있는 반면, 부의 교육수준의 경우는 효과의 크기가 최근 세대로 올수록 증가하여 왔고 따라서 51세 이상의 고연령 코호트와 최근의 코호트간의 차이가 크게 나타나고 있다. 한편 부의 직업지위의 효과는 세대간 큰 변화를 보이지 않는 가운데 안정되어 있다. 진학할 경우 전문대 대비 일반대학으로의 진학확률의 경우([그림 9]), 모의 교육수준의 효과는 크게 볼 경우 감소하는 경향을 드러내는 반면, 부의 교육수준과 직업지위의 효과는 최근 코호트로 올수록 약간 정도 증가하고 있는 것을 볼 수 있다.

[그림 8] P(일반대학진학/미진학)에 대한 주 배경변수들의 효과 exp (β)의 세대간 변화

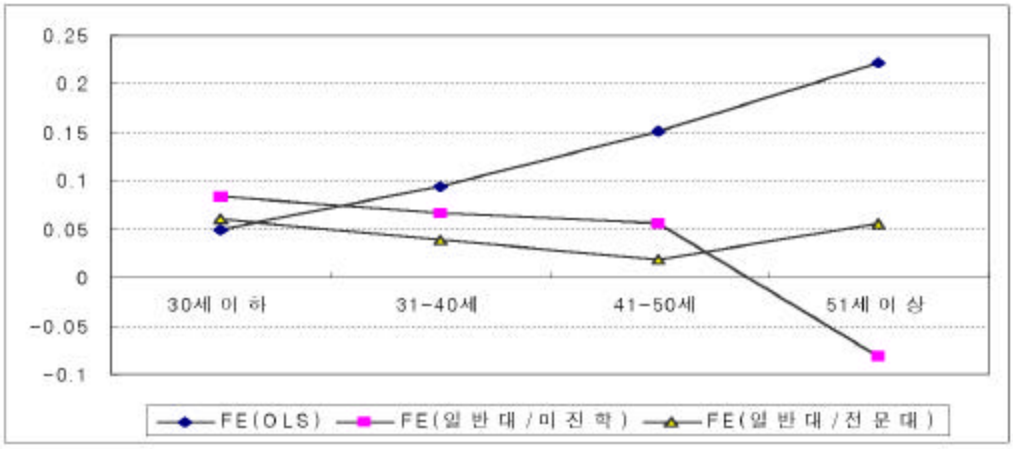


[그림 9] P(일반대학/전문대진학)에 대한 주 배경변수들의 효과 exp (β)의 세대간 변화

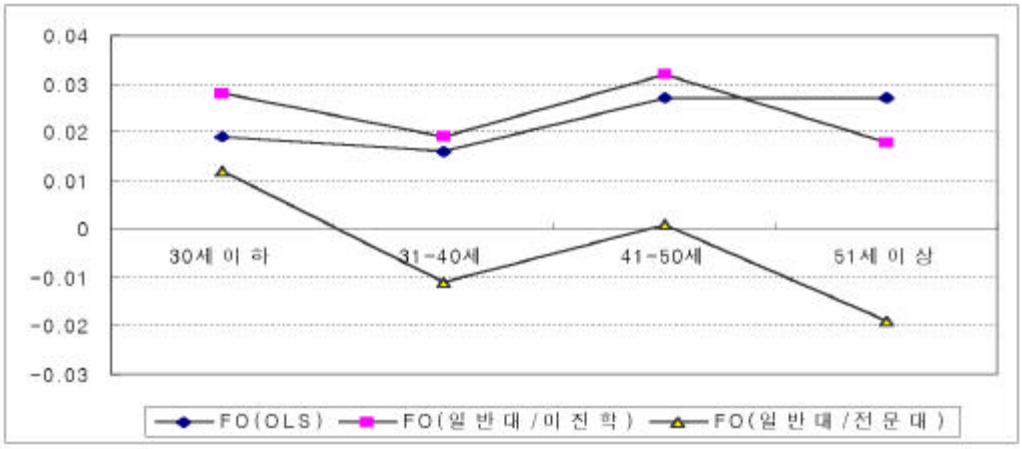


[그림 10], [그림 11], [그림 12]는 동일한 <표 11>의 결과에 근거하여 연령코호트간 상호작용효과가 상대적으로 컸던 부의 교육수준(FE), 부의 직업지위(FO), 사회적 자본(SC) 변수들에 대한 OLS 회귀분석모형과 다항로짓모형분석에 의한 추정결과를 비교하여 그래프로 각각 제시해 주고 있다. 먼저 [그림 10]에 의하면 최종 수학년수를 종속변수로 하는 OLS 회귀모형에서는 부의 교육의 효과, $\beta(FE)$가 거의 선형적으로 빠르게 감소해 온 것에 비해, 진학확률, 특히 전문대 대비 일반대학으로의 진학확률을 종속변수로 하는 로짓모형에 의한 부의 교육효과의 크기는 최근 세대로 오면서 오히려 증가해 온 것을 보여준다. [그림 11]에 제시된 부의 직업의 효과 $\beta(FO)$와 [그림 12]에 제시된 사회적 자본 $\beta(SC)$의 코호트간 변화도 유사한 양상을 보이고 있다. 부의 직업지위(FO) 변수의 경우 코호트간 등락의 경향을 보이고 있지만 전문대 대비 일반대학으로의 진학확률에 대한 효과는 51세 이상과 30세 이하 코호트를 비교해 보면 증가의 폭이 상대적으로 큰 것으로 나타나고 있다.

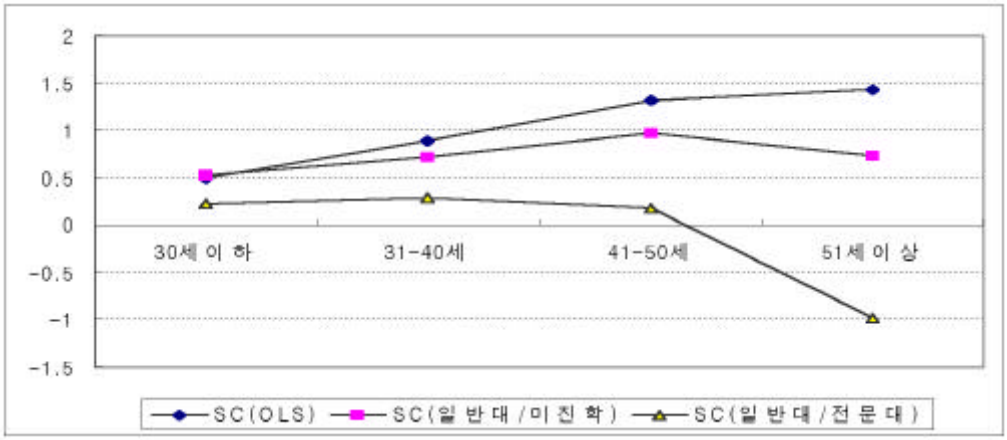
[그림 10] OLS, Multinomial Logit 모형에 의한 부의 교육수준(FE)의 효과추정 결과



[그림 11] OLS, Multinomial Logit 모형에 의한 부의 직업지위(FO)의 효과추정 결과



[그림 12] OLS, Multinomial Logit 모형에 의한 가족의 사회적자본(SC)의 효과추정 결과



가족의 사회적 자본변수(SC)의 경우도 OLS 회귀모형에서는 효과의 크기가 감소하고 있으나 전문대 대비 일반대학으로의 진학확률에 있어서는 51세 이상 코호트와 그 이후 코호트간의 차이가 크고 최근 연령 코호트일수록 효과가 대체적으로 증가하고 있음을 볼 수 있다.

이러한 분석결과는 고등교육 단계의 경우도 중등교육 단계에서와 마찬가지로 모든 계층을 포함하는 전반적인 기회의 확대에도 불구하고 교육계층화의 정도가 감소해 오지 않았으며 특히 선별적 진학경로 - 즉 전문대 대신 일반대학으로의 진학 -를 중심으로 지속되거나 증가하고 있음을 보여주고 있다.

3. 학력 이행단계별 계층화의 정도와 양태

<표 12>는 <표 8>과 <표 11>의 결과에 근거하여 연령코호트 내에서 출신배경 변수의 효과가 각 학력단계별로 어떻게 변하는가를 정리하여 제시하고 있다. [그림 13]과 [그림 14]는 <표 12>의 결과를 가족의 사회경제적 지위를 대표적으로 나타내 주는 부의 교육수준과 직업지위 그리고 가족의 사회적 자본유무(1=상위계층)를 중심으로 그래프로 제시하고 있다. 기준 연령코호트는 교육기회 확대과정의 중심에 있었고 중간연령층인 30-41세 그룹으로 하였다.

분석결과에 의하면 출신배경에 따른 계층효과가 고등교육 단계보다는 중등교육단계에서 더 크게 작용하고 있으며, 각 단계 내에서는 진학경로보다는 진학여부에 있어서의 계층효과가 더 크게 나타나고 있다. 즉 부의 교육과 직업, 사회적 자본의 효과가 일관되게 대학진학 단계보다는 중학교에서 고등학교로의 진학단계에서, 그리고 각 단계 내에서는 진학경로보다는 진학확률에 대해 더 크게 작용하고 있음을 볼 수 있다. 이러한 결과는 교육기회의 확대가 상당한 정도로 이루어지고 있었던 시기(즉 31-40세 코호트가 고등학교에 재학중이었을 1978-1988년 시기)에도 사회계층에 따른 교육기회의 차등화는 여전히

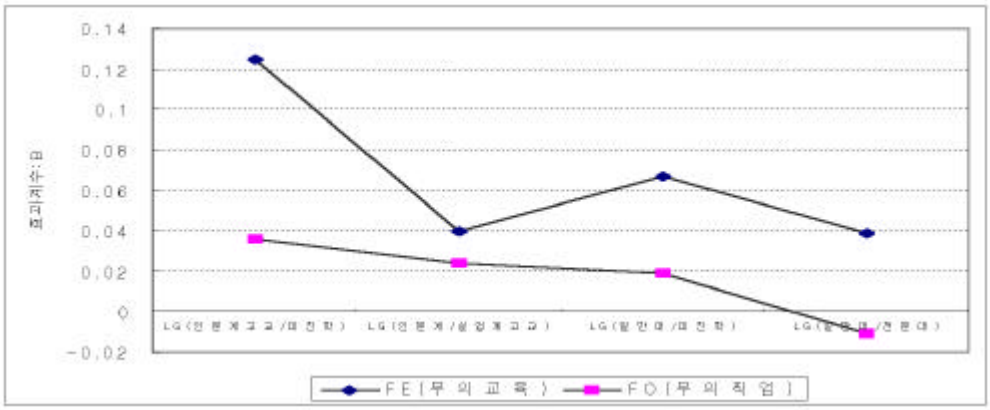
작용하고 있었다는 것을 보여주는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 아울러 이러한 결과는 앞에서 제시된 차등적 선별(differential selection)효과 가설과는 배치되고 생애과정(life course)가설과 선을 같이 하고 있는 것으로 한국사회의 경우 일단 저학력 단계에서 고학력 단계로 진급해감에 따라 사회계층에 따른 차등화 효과가 점점 약화되는 것으로 보인다. 한편, 각 학력단계로의 진학여부와 진학할 경우 진학경로에 대한 상대적인 계층화 효과의 비교결과 후자보다는 전자의 효과가 더 크게 나타나고 있는 것은 한국 사회의 교육계층화가 교육기회의 급격한 팽창에도 불구하고, 적어도 고등교육단계의 경우, 아직 양적인 경쟁단계에 머무르고 있으며 질적인 경쟁단계에는 이르지 못하고 있는 것을 보여준다고 할 수 있겠다.[22)]

그러나 중등교육과 고등교육단계로의 이행과 관련하여 앞 장에서 제시된 분석결과들은 교육계층화의 장기적인 추이에 있어서는 진학여부로 측정되는 양적인 측면보다는 진학경로로 측정되는 질적인 측면에서의 계층화가 최근 세대로 오면서 지속적으로 증가하고 있는 것을 확인할 수 있었다. 실제로 방하남·김기헌(2002)은 최근 세대인 30세 청년층을 대상으로 하는 분석에서 중등교육단계에서의 계열분리와 고등교육단계에서의 대학진학경로를 중심으로 질적인 경쟁이 양적인 경쟁을 대체하고 있는 양상을 보여주었다.

<표 12> 각 학력단계별 가족배경변수의 계층효과 비교: AC=31-40

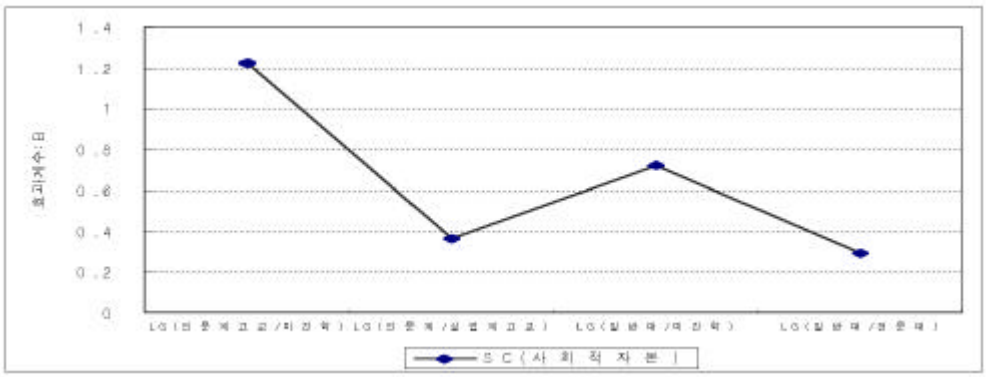
	β(FE)(부의교육)	β(FO)(부의직업)	β(SC)(사회적자본)
LG(인문계/미진학)	0.125	0.036	1.226
LG(인문계/실업계)	0.04	0.024	0.367
LG(일반대/미진학)	0.067	0.019	0.723
LG(일반대/전문대)	0.039	-0.011	0.293

[그림 13] 각 학력단계별 부의교육(FE)과 부의직업(FO)의 계층효과 비교: AC=31-40



22) 이러한 결과는 MMI 가설에 의하면 해당 상층계층 내에서 고등교육으로의 진학률이 아직 보편화되지 않을 경우 나타날 수 있다.

[그림 14] 각 학력단계별 가족의 사회적 자본(SC)의 계층효과 비교: AC=31-40



V. 요약 및 결론

본 논문에서 우리는 사회계층간 불평등의 양상과 변화의 정도를 중등교육에서 고등교육단계에 이르는 단계별 진학여부와 진학경로를 중심으로 분석해 보았다. 지금까지의 분석결과를 논문의 서두에서 설정한 연구가설들을 중심으로 정리하면 다음과 같다. 첫째, 연구가설 I의 경우, 최종 수학년수로 측정되는 교육성취에 있어서 계층간 불평등은, OLS 회귀모형의 분석결과, 세대를 거치면서 지속적으로 감소해 온 것으로 나타나 지지를 받고 있다. 둘째, 연구가설 II의 경우, 학력단계별 진학확률에 대한 로짓모형 분석결과, 교육성취에 있어서 계층간 불평등의 정도는 적어도 감소하지 않았으며 각 단계에서의 진학경로의 경우 오히려 증가하고 있는 것으로 나타나 역시 지지를 받고 있다. 셋째, 연구가설 III의 경우, 학력단계별 진학확률로 분석되는 계층간 불평등의 효과는 상위(대학진학) 단계보다는 하위(고등학교)단계에서 더 크게 작용하고 있는 것으로 확인되었다. 넷째, 연구가설 IV의 경우, 분석결과에 의해 지지를 받지 못하였다. 즉 교육계층화의 효과는 각 단계에서 진학경로보다는 진학여부에 대해 더 강하게 작용하고 있는 것으로 추정되었다. 그럼에도 장기적인 추이 분석의 결과는 중등교육과 고등교육단계 모두에서 진학여부로 분석되는 교육기회의 양적인 계층화가 점차 감소하고 진학경로로 분석되는 질적인 차원에서의 계층화가 구조화되어 가고 있는 양상을 동시에 보여 주었다.

이상에 제시된 우리의 분석결과는 교육계층화에 대한 메어(Mare, 1980, 1981)와 하웃, 라프터리와 벨(Hout, Raftery and Bell, 1993)의 이론적 논의와 방법론적 제안을 따르는 각국의 후속 연구결과들과[23] 큰 틀에 있어서 일치하는 결과로서, 한국의 경우도, 교육기회의 지속적인 확대에도 불구하고 사회계층간 교육기회의 양과 질에 있어서 불평등이 지속되고 있었음을 확인해 주고 있다. 아울러 이러한 결과는 최근 연령세대를 대상으로 한 방하남·김기헌(2002)의 연구결과를 재확인해 주고 있는 것으로서 우리 사회가 지난 반세기의 경제개발과 교육시스템의 확대시기를 지나 왔음에

23 이와 관련하여 Shavit and Blossfeld(1993), eds.「Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries」에 포함된 13개국의 분석결과 참조.

도 불구하고 산업사회에서 기회평등의 핵을 이루는 교육기회에 있어서의 사회계층간 불평등 정도는 크게 개선되지 않았음을 말해 주고 있다.

그러나 본 연구의 결과는 몇 가지 측면에서 일반화에 있어서 한계를 가지고 있으며 추가적인 보완을 필요로 한다. 먼저 상급학교로의 진학 특히, 대학진학 여부와 진학경로의 분석에 있어서 현재의 교육적 선별체제를 고려할 때, 메어(Mare, 1993)가 지적한 비관측변수(unobserved variables)들 중에서 무엇보다 이전 학력단계에서의 학업성적과 지적능력이 가장 우선적으로 고려되어야 할 변수일 것이다(Hauser, 1998; Sewell and Shah, 1967; 1971). 그러나 지적능력의 측정 자체가 사회조사에서 어렵고 비용이 많이 들기 때문에 대부분의 과거 연구에서처럼 본 연구에서도 누락될 수밖에 없었다. 따라서 가족배경이 교육적 성공에 미치는 영향은 지적능력변수와 가족배경변수간의 상관정도 만큼 과대 추정될 수 있는 가능성이 있어서 추후의 보다 엄밀한 연구과제로 남겨두기로 한다.

<참고문헌>

강희돈. 1988. 『한국의 사회이동과 학교교육의 효과』. 고려대학교 교육학과 박사학위 논문.

구해근. 1986. "현대한국 계급구조에 관한 시론." 박현채 편. 『한국사회의 재인식 1: 경제개발에 따른 정치, 경제, 사회의 구조변화』. 한울

김병관. 1999. "기회구조, 사회이동, 그리고 개인적 성취: 구조와 행위의 동적 전개." 김일철 편. 『한국의 사회구조와 지역사회』. 서울대학교 출판부.

김신일. 1985. 『교육사회학』. 교육과학사.

김영모. 1975. "한국사회의 교육 불평등에 대한 사회 계층적 분석." 진단학보 35: 121-165.

김영화. 1993. 『한국의 교육 불평등: 고등교육 팽창의 과정과 결과』. 교육과학사.

김영화 · 박인종, 1990.『한국경제 및 노동시장 구조 변화에 대한 학교 교육체제의 대응: 한국산업화 과정을 중심으로』, 한국교육개발원.

김영화 · 김병관. 1999. "한국 산업화 과정에서의 교육과 사회계층 이동." 『교육학연구』 37(1): 155-172.

문교부(교육부/교육인적자원부 · 한국교육개발원). 1980-2001.『문교통계연보(교육통계연보)』.

방하남·이성균. 1996. "신흥 개발국에서의 구조변동과 세대간 계급이동: 한국과 대만의 경우." 『한국사회학』 제30집(가을).

방하남 · 김기헌. 2001. "변화와 세습: 한국 사회의 세대간 지위세습 및 성취구조." 『한국사회학』 35(3): 1-30.

방하남 · 김기헌. 2002. "기회와 불평등: 고등교육 기회에 있어서 사회계층간 불평등의 분석" 『한국사회학』 36(4): 193-222.

신광영. 1994. "세대간 계급이동." 『경제와 사회』 통권 23호.

장상수. 2000. "교육 기회의 불평등: 가족 배경이 학력 성취에 미치는 영향." 『한국사회학』 34(가을호): 671-708.

조돈문. 1985. "한국사회 계급구조의 변화, 1660-1990: 계급구조의 양극화의 고찰." 『한국사회학』 28집. 차종천. 1991. "남성 세대간 사회이동에 대한 상호연관모형 분석." 『한국사회학』 25집.

한만길. 1991. "대학정원의 확대에 따른 대학의 분화와 교육기회의 불평등에 관한 연구". 『교육학연구』 31: 1-27.

차종천. 1988. "경제발전과 사회이동의 관계에 대한 대수선형모형 분석의 검토: Goldthorpe 비교사회이동론의 일관성과 비일관성." 『한국사회학』 21(여름호): 229-244.

차종천. 1991. "남성 세대간 사회이동에 대한 상호연관모형 분석." 『한국사회학』 25: 155-175.

차종천. 1992. "사회계층의 구조와 과정." 『한국 사회의 불평등과 형평』. 황일청 편. 나남.

Althusser, L. 1971. "Ideology and Ideological State Apparatuses", *Lenin and Philosophy and other Essays*, New York: Monthly Review Press.

Blossfeld, H. and Yossi Shavit. 1993. "Pesisting Barriers: Changes in Educational Opportunities Attainment in Thirteen Countries." Edited by Shavit, Y and Blossfeld, Pesistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries, Westview Press. pp. 1-24.

Boudon, R. 1974. *Education, Opportunity, and Social Inequality: Changing Prospects in Western Society*. New York: Wiley.

Bourdieu, P. and Jean-Claude Passeron. 1977. *Reproduction in Education, Society and Culture*, Beverly Hills, Calif.: Sage Publication.

Bowles, S. and H. Gintis. 1976. *Schooling in Capitalist America*, New York: Basic.

Blau, P. M. and O. D. Duncan, 1967. *The American Occupational Structure*. New York: John Wiley and Sons.

Collins, R. 1979. *The Credential Society: Historical Sociology of Education & Stratification*. New York.

Davis, K. and W. E. Moore. 1945. "Some Principles of Stratification." *American Sociological Review* 10(April): 242-249.

Grusky, D. B. and T. A. Diprete. 1990. "Recent Trends in the Process of Stratification," Demography, Vol. 27:617-637.

Festherman, D. L. and R. M. Hauser. 1978. Opportunity and Change. New York: Academic Press.

Fischer, C. S., Hout, M., Jankowski, M. S., Lucas, S. R., Swidler, A., and Voss, K. 1996. *Inequality by Design: Cracking the Bell Curve Myth*. Princeton University Press.

Ganzeboom, Harry B. G., De Graaf, P. M. and Treiman, Donald J., 1989. "A Standard International Socioeconomic Index of Occupations." Revised version of a paper presented at the Annual Meetings of the American Sociological Association, San Francisco.

Ganzeboom, Harry B. G., De Graaf, P. M. and Treiman, Donald J., 1992. "An International Scale of Occupational Staus." *Social Science Research* 21: 1-56.

Hauser, R. M. and D. L. Featherman. 1976. "Equality of Schooling: Trends and Prospects," *Sociology of Education* 49:99-120.

Hout, M. 1988. "More Universalism, Less Structural Mobility: The American Occupational Structure in the 1980s," *American Journal of Sociology* 93(6):1358-1400.

Hout, M, A. E. Raftery and E. O. Bell, 1990, "Making the Grade: Educational Stratification in the United States, 1925-1989," Paper presented for the Sociological Association World Congress in Madrid.

Jencks, C., Smith, M., Acland, H., M. J. Cohen, D., Ginits, H., Heyns, B., and Michelson, S. 1972. *Inequality: A Reassessment of the Effect of Family and Schooling in Americ*a. New York: Basic Books.

Kluegel, J. R. and E. R. Smith. 1981. "Beliefs about Syratification." *Annual Review of Sociology* 7: 29-56.

Lipset, S. M. and Bendix, R. 1959. *Social Mobility in Industrial Society*. London.

Lucas, S. 2001, "Effectively Maintained Inequality: Effectively Transitions, Track Mobilitym and Social Background Effects." *American Journal of Sociology* 106(6):1642-1690.

Mare, R. 1980. "Social Background and School Continuation Decisions." *Journal of American Statistical* 75: 295-305.

Mare, R. 1981. "Change and Stability in Education Stratification." *American Sociological Review* 46: 72-87.

OECD. 2001. *Education at a Glance, OECD Indicators*.

Park, H. J. 2001. "Educational Expansion and Inequality in Korea". CDE Working Paper No. 2001-04. CDE, University of Wisconsin-Madison.

Raftery, A.E. 1986. "Choosing Models for Cross-Classifications." *American Sociological Review* 51: 145-146.

Raftery, A.E. and M. Hout., 1990. "Maximally Maintained Inequality: Expansion, Reform, and Opportunity in Irish Education, 1921-1975." Paper presented at the ISA Meetings, Madrid.

Sewell, William H. and Vimal P. Shah. 1967. "Socioeconomic Status, Intelligence, and the Attainment of Higher Education." *Sociology of Education* 40: 1-23.

Sewell, William H., Archibald O. Haller, and Alejandro Portes. 1969. "The Educational and Early Occupational Attainment Process". *American Sociological Review* 34:82-92.

Treiman, D. J. and Yamaguchi, K. 1993. "Trend in Educational Attainment in Japan." Edited by Shavit, Y and Blossfeld, Pesistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries, Westview Press. pp. 229-249.

토론문

강태중(중앙대학교 교육학과)

이 논문은 교육 기회 균등의 문제를 그 문제를 연구하는 방법의 맥락에서 접근하고 있다. 교육 기회 배분 상태를 OLS 회귀 모형으로 파악하는 것보다 로짓(logit) 모형으로 파악하는 것이 더 타당하다는 방법적 제안을 검토하는 논리를 띠고 있다. 물론, 방법적인 논의로 일관하고 있는 논문은 아니다. 주제로 보면, 교육 팽창이 교육 기회 배분에서 평등으로 이어진다는 낙관적 평가가 있지만, 그것은 좀 더 은밀해지는 교육 기회 불균등 현상을 포착하지 못해서 생겨나는 평가임을 보여주고 있다. 이 논문에서 '교육계층화'라는 말은 바로 불균등이 은밀하게 유지되는 메카니즘을 가리키는 것이라고 하겠다. 요컨대, 방법적 검증이나 설명의 발전이라는 양면에서 모두 이 논문은 적어도 우리나라 교육 기회 균등 논의에 의미있게 기여하고 있다.

논문의 기여를 반갑게 여기면서, 몇 가지 더 생각하여 볼 거리를 제안하고자 한다.

우선, 교육과 사회적 계층(지위)을 연계하는 대부분의 양적인 연구들과 마찬가지로, 이 연구도 '개인주의적인' 한계를 지니고 있다는 점을 음미할 필요가 있다. 교육적 성취(진학)가 개인적인 요인에 따라 결정되며, 이 결정 과정에 사회적인(구조적인) 요인이 작용한다면 그것은 개인 심리나 행위 요인을 통해서만(그 요인으로 환원되어서만) 작용하는 것이라는 전제를 안고 있다. 이 한계 때문에, 연구 자체가 구조적 영향(계층화로 은폐되는 불평등)을 실증적으로 드러내는 데 성공하고 있음에도 불구하고, 그 구조적 영향을 사회적이게 논의하는 데는 약함을 드러내고 있다.

이 약점 때문에 논문에서 간과되고 있는 점 두 가지만 들어보자. 이를테면, 연구에서 교육 기회는 사전에 계층화되어 있는 자리(slot)로 개념화되어 있고, 개인은 가정 배경의 영향 아래에서 그 자리 가운데 하나를 차지하게 되는 구도로 잡혀 있다. 이 구도에서는 교육 기회(slot)가 개인에 의해 채워지기를 기다리는(그리고 개인과는 중립적인 관계에 있는) 자리로 정태적이게 파악된다. 그러나 지위경쟁이론(status competition theory)이나 교육 행위상의 계층 차이를 관찰하는 연구들은 교육 기회 구조가 상층 계층(집단)의 이해에 상응하도록 꾸준히 재구성된다는 점을 시사하고 있다. 교육 계층화가 상층 계층의 생존 전략이라는 것이다. 상층 계층은 계층화된 구조 속에서 성공적인 기회 포착을 하고 있는 것이 아니라 교육 기회 계층화를 이룸으로써 하층 계층과의 거리를 유지하고 있다. 이 점에 대한 논의가 논문에서 소홀히 되는 것은 방법적으로 문제가 되지 않는 일이지만, 교육 불평등 논의를 이론적으로 좀 더 진척시키는 데는 아쉬움을 남기는 일이다.

이론적인 측면의 약점은 논문 가설에서도 이어진다. 예컨대, 논문에서 가설은 '계층간 불평등이 진학 여부에서 나타나는가 아니면 진학 경로 차이에서 나타나는가' 하는 문제가 세대 차이와는 관계가 없는 듯이 설정되어 있다. 그러나 기존의 이론적 논의들은 이 관계가 독립적일 수 없음을 시

사한다. 즉, 교육계층화는 학교교육이 어느 정도 이상으로 팽창하였을 때 비로소 나타나는 현상으로, 전(前) 세대에서(취학률이 낮았을 때에는) 일어나지 않았던 계층화가 후(後) 세대에서(취학률이 높아져서야) 일어나게 마련이다. 위에서 언급한 이론적 시사에 연결하여 말한다면, 취학률이 낮은 상황에서는 상층계층 자녀의 취학 그 자체가 하층 계층과 거리를 두는 결과를 가지기 때문에 교육 기회를 계층화할 필요가 제기되지 않는다. 그러나 취학률이 높아져 취학 그 자체만으로는 계층을 변별하여 주지 못하는 상황에서는 취학하는 기회를 계층화함으로써 차별화의 길을 모색하게 된다. 이렇게 보면, 교육 기회 팽창(확대) 과정은(즉, 세대 변화는) 곧 진학 여부가 계층화(차별화)의 맥점인 단계에서 진학 경로가 그 맥점이 되는 단계로 이행하여 가는 것에 다름 아니다.

이상과 같은 정리의 연장에서 보면, 논문의 끝에서 “이전 학력 단계에서의 학업 성적” 등을 통제할 수 없어서 일반화하는 데 한계가 있다고 인정하는 부분의 이야기도 달라져야 할 것이다. 연구자들은 현재 투입되어 있는 요인들의 효과가 과대 추정되었을 것이라는 일반적인 인정을 하고 있다. 그러나 이론적으로는 좀 더 구체적이며 의의 있는 추론이 가능하다. 같은 성적의 학생이 서로 다른 가정 배경(계층)을 가졌을 경우에, 그들은 특정한 수준의 학교에 다 같이 진학하게 되는 점에서는 별 차이가 없겠지만, 그 수준의 학교 가운데 어떤 종류(경로)의 학교에 진학하는가에서 갈리게 될 것이라는 추론이다. 예컨대, 다 같이 대학에 진학할지 모르지만, 가정 배경이 뒷받침되어야 비로소 진학할 수 있는 대학(계층화된 기회 구조의 상부에 있을 대학)에 실제로 진학할 가능성은 계층에 따라 갈리게 마련이다. 이러한 추론을 받아들인다면, 성적 등의 요인을 분석에서 고려하지 못한 결과는 가설 IV가 지지되지 못하는 원인이 되었을지도 모른다.