

대학진학에서 가족소득 역할의 변화에 관한 연구

문혜진* · 변금선** · 구인회***

본 연구는 한국노동패널을 활용하여 가족 소득이 대학 진학에 미치는 영향이 지난 10년 간 어떻게 변화하였는지 경험적으로 확인하는 것을 목적으로 하였다. 1999년과 2009년 만15~18세 아동을 대상으로 가구소득이 대학 진학 및 4년제 대학 진학 여부에 미친 영향을 비교 분석한 결과, 최근 코호트에서 4년제 대학 진학에 미치는 가구소득의 영향력이 증대된 것으로 나타났다. Oaxaca-Blinder 요인분해를 통해 실질소득 증가에 따른 영향을 제외하고도 회귀계수 증가로 인한 가족 소득 효과가 있음을 확인하였다. 전문대를 포함한 대학 진학 여부에서는 이러한 변화가 발견되지 않았는데, 이는 대학의 질에 따른 교육불평등이 강화되었음을 의미한다. 반면 가족소득의 영향과 달리 부모의 학력 수준과 양부모 여부 등 가족 구조의 영향력은 최근 코호트에서 크게 약화되었다. 이는 등록금 인상과 사교육의 영향 등으로 인해 가구내 경제적 자원의 크기가 아동의 교육성취에 미치는 영향력이 증대되었음을 뜻한다.

1. 들어가는 글

부모의 소득, 교육수준 등을 비롯한 가족의 사회경제적 배경이 아동의 학업성취 및 대학진학에 중요한 영향을 미친다는 점은 국내외 여러 연구를 통해 확인된 바이다. 고등교육 기회의 확대에도 불구하고 교육계층화가 심화되고, 이는 장기적으로 취업기회와 임금 수준에 영향을 미쳐 불평등을 심화, 지속시키는 기제로 작동한다는 것이 교육계층화 및 사회이동 연구에서의 주된 결론이다(방하남 · 김기현, 2003; 김경근 · 변수용, 2006; 구인회 · 김정은, 2015; Kane, 1994; Lucas, 2001).

가족의 사회경제적 배경 중 가장 주목할 요인은 가족 소득이다. 그러나 가족 소득의 영향과 역할에 대해서는 여전히 논란이 존재한다. 가족 소득은 대학 진학시 등록금을 포함한 경제적 비용 부담 능력 즉, 동원 가능한 경제적 자원을 의미하는 지표가 된다(Ellwood and Kane, 2000).

* 서울시복지재단 연구위원

** 서울대학교 사회복지학과 박사과정

*** 서울대학교 사회복지학과 교수

다른 한편으로 가족 소득은 아동의 학업능력과 학업의지 형성에 영향을 미치는 요인으로서 장기적, 누적적으로 교육성취에 영향을 미친다(Cameron and Heckman, 1998, 2001).

지난 10년 간 대학 진학과 가족 소득의 관계는 어떻게 변화하였을까? 우선 1980년대 이후 진행된 고등교육 기회의 확장추세가 최근까지 이어진 상황에서 소득 등 가족의 사회경제적 배경의 영향력은 약화되었을 가능성이 있다. 이와는 달리 가족소득의 영향이 증대했음을 시사하는 변화도 있다. 먼저 1990년대 중반 이후 진행된 소득불평등 악화는 대학진학의 소득계층간 격차를 확대시켰을 가능성이 있다. 또한 가족소득의 차이가 대학진학에 미치는 영향력이 증대하였을 가능성도 있다. 사교육 등 자녀의 학업 증진과 대학진학을 지원하기 위한 부모의 투자가 증대하면서 소득의 영향력이 커질 수 있다. 등록금의 인상 등으로 인해 대학 진학에 대한 비용부담이 가중되어 가족 소득이 대학 진학에 미치는 영향은 더 커졌을 가능성이 높다. 대학 진학에 따른 경제적 수익(economic return)의 측면에서는 학력에 따른 임금 격차가 확대되고 학력 자체가 직업경쟁의 주요한 수단이 되면서 저소득층이라도 비용부담을 감내하고 대학 진학을 선택할 수 있다. 그러나 청년 실업의 증가와 과잉학력(overeducation)으로 인한 하향취업으로 대학 진학의 수익률이 낮아졌다고 판단될 경우 저소득층에서 대학 미진학을 택할 가능성이 높아졌을 수 있다. 이에 반해 고소득층의 경우 대학 진학이 갖는 문화적, 소비적 가치를 중시하므로 여전히 대학 진학을 택할 가능성이 높아 가족 소득에 따른 대학 진학 격차는 확대되었을 가능성이 있다. 따라서 가족 소득과 대학 진학의 관계의 변화를 경험적으로 확인할 필요가 있다.

가족 소득은 교육계층화에 있어서 주요한 요인임에도 불구하고 자료의 제약으로 인해 본격적으로 다루어지지 못해 왔다. 국내 선행연구에서는 부모의 교육수준이나 직업지위와 같은 사회경제적 지표를 활용하거나(방하남·김기현, 2003; 장상수, 2004; Park, 2004), 가족 소득을 회고적 범주형 자료로 활용하는 데에 그쳤다(박병영 외, 2011). 본 연구는 한국노동패널 자료를 활용하여 가족 소득이 대학 진학에 미치는 영향이 지난 10년 간 어떻게 변화하였는지 경험적으로 확인하는 것을 목적으로 한다. 이를 통해 대학 진학에 미치는 가족 소득의 영향력 및 그 변화를 확인하고, 교육계층화 완화를 위한 정책적 개입의 효과성 및 방향을 점검하고자 한다.

II. 문헌 고찰

1. 교육기회 확대와 교육계층화

현대사회에서 교육은 사회경제적 지위를 획득하는데 핵심적 도구로 여겨져 왔으며, 선진산업국가에서 사회불평등의 완화는 교육기회의 확대를 통해 이루어졌다. 교육기회의 확대는 계층간 교육 격차를 완화시켰는가? 많은 연구들이 부모의 교육수준, 직업지위, 가족소득 등 가족배경이 낮을수록 학업성취 수준이나 교육연수, 상위 교육단계 진학률이 낮다는 일관된 결과를 도출하고 있다(Becker and Thomes, 1986; Haveman and Wolfe, 1995). 하지만 가족배경이 교육성취에 미치는 영

향이 시간이 지남에 따라 어떻게 변화하는지, 즉, 교육기회의 팽창이 계층간 교육격차에 어떤 영향을 미쳤는가에 대해서는 여전히 논쟁적이다(Mare, 1980; Shabit and Blossfeld, 1993; Lucas, 2001). 초기 연구를 주도한 경제학자들은 선형적 근대화 가설을 근거로 경제가 발전하면 교육기회가 확대되어 소득계층간 교육연수의 차이가 감소한다고 보고하였다(Boudon, 1974). 그러나 교육계층화를 주장하는 학자들은 특정 교육단계 진학률이 100%가 되기 전까지는 계층간 교육격차가 유지된다는 MMI(Maximally Maintained Inequality)가설과 교육 기회의 확대에 따라 교육계층화가 상급 학교의 질을 중심으로 나타난다는 EMI(Effectively Maintained Inequality) 가설을 바탕으로 부모의 교육수준과 직업지위에 따라 대학진학률이 달라지는 교육계층화가 유지되거나 확대되고 있음을 주장한다(Lucas, 2001).

한편 우리나라는 세계에서 유례를 찾을 수 없을 정도로 급격한 경제성장과 교육기회 확대를 경험하였다. 일제 식민지배와 전쟁을 겪으면서 전통적 계층구조가 와해된 상태에서 교육은 경제적 성공을 보장받을 수 있는 유일한 도구였기 때문에 교육에 대한 폭발적인 수요와 공급이 이루어졌고 교육기회는 급속도로 팽창하였다. 전후 초등교육을 겨우 지탱하던 한국의 교육수준은 현재 세계 최고수준을 유지하고 있다. 2012년 현재 25~34세 청년층의 전문대학과 4년제 대학을 포함하는 고등교육 이수율은 66%로 OECD 국가 중 가장 높고, 취학적정연령의 대학진학률은 70% 이상으로 한국의 고등교육수준은 보편화 단계를 넘어섰다.

한국사회에서 교육기회의 확대는 계층간 교육격차를 감소시켰는가? 교육계층화에 대한 국내연구들은 외국연구와 유사한 결론을 도출하고 있다. 과거에 비해 최근세대로 올수록 부모교육이나 직업지위에 따른 교육연수의 절대적 격차가 감소하였으며(김영화, 1990; 장상수, 1997; 방하남·김기현, 2003; 이해영 외, 2006), 대학진학 가능성에 있어서는 부모의 교육수준이나 직업지위의 영향력이 감소하기보다는 유지되거나 질적 차별화를 통해 심화되고 있다는 것이다(장상수, 2000; 방하남·김기현, 2002; 구인회, 2003; 김성식, 2008; 변수용·김경근, 2010; Park, 2004).

2. 가족소득이 대학진학에 미치는 영향의 변화

고등교육 단계는 많은 비용과 일정 수준 이상의 능력이 요구되므로 대학진학에 있어서 소득은 결정적인 역할을 수행한다. 가족소득은 단기적으로는 대학교육에 소요되는 비용을 부담할 수 있는 경제적 자원을 의미함과 동시에 장기적으로는 대학에 진학할 수 있는 조건인 학업성취 능력에도 영향을 미친다(Cameron and Heckman, 2001). 초등교육 및 중등교육은 의무교육인 경우가 많고 그만큼 교육을 지속하는데 소요되는 비용이 크지 않다. 하지만 고등학교를 졸업한 이후인 대학진학 단계에서는 등록금, 주거비, 생활비 등 교육을 받는데 소요되는 비용이 매우 많아지며, 이는 가족소득이 낮은 가정의 자녀들이 대학에 진학하는데 걸림돌로 작용할 수 있다.¹⁾

관련하여 가족소득이 대학진학에 미치는 영향의 변화를 확인하는 실증연구들은 부모교육과 직업

1) 이에 대해 Glewwe와 Jacoby(1995)와 Kane(1996)은 대학진학에 있어서 신용제약(credit constraint)은 저소득 가족이 교육투자를 지연시키는 방향으로 작용한다고 지적하였으며, Kane(1996)은 등록금이 비싼 주에서 저소득 가정 학생들이 대학 진학을 미루는 것을 발견하였다(Ellwood and Kane, 2000).

지위가 대학진학에 미치는 영향을 확인하는 교육계층화 연구와 유사한 결론을 도출하고 있다. 가족소득이 대학진학에 미치는 영향이 최근 코호트로 올수록 감소하는 경향을 확인하기 어렵다는 것이다. Ellwood and Kane(2000)은 1980년대 코호트와 1990년대 코호트 집단을 분석해 부모소득이 대학등록여부에 미치는 영향에 차이가 나타나는지를 확인했다. 분석결과, 부모의 교육수준 향상과 교육수익률 증대로 인해 1990년대 대학진학률이 높아졌으며, 특히 교육수준이 높은 부모의 소득 향상이 상위소득 자녀들의 대학등록률 상승의 원인이라고 지적한다. 즉, 교육수익률 상승은 상위소득 가구 자녀의 교육수익률을 높이고 부모의 높은 교육수익률이 가족소득을 높여서 상위소득 자녀가 진학에 더 유리하게 만들었다고 설명한다. Belly and Lochner(2007)는 1960년대 코호트와 1990년대 코호트 집단을 분석하여 가족소득이 고등학교 졸업에 미치는 영향은 감소했지만 대학진학에 미치는 영향은 두 배 가까이 더 높아졌음을 확인하고, 학업성취능력이 낮아도 상위소득에 속하면 대학 진학 가능성이 높아진다는 점에서 능력이 아닌 본인이 속한 소득계층에 따라 교육성취가 결정되는 것을 의미한다고 지적한다.

우리나라의 경우 소득이 대학진학에 미치는 영향은 감소하였는가? 기존 국내연구들은 자료의 한계로 인해 계층을 부모의 교육수준과 직업지위로 측정하고 있어서 소득이 대학진학에 미치는 영향과 그 변화를 설명하지 못 한다.²⁾ 또한 1990년대 이후 대학에 입학한 세대를 포함해 분석한 연구가 드물어 교육계층화의 최근 변화 양상을 확인하기 어렵다. 점진적인 산업화와 그에 따른 교육수준의 상향화 과정을 겪은 선진산업국과 달리 우리나라는 급격한 경제발전과 교육기회 확대를 동시에 경험했다는 점에서 소득이 대학진학에 미치는 영향의 변화는 복잡한 양상을 나타낼 수 있다. 교육기회 팽창으로 인해 고등교육이 보편화되어 소득에 따른 대학진학률의 차이가 감소하였을 수 있으나, 높은 교육비용과 소득격차의 확대 등으로 인해 그 차이가 유지되거나 커졌을 수 있다.

본 연구는 소득이 대학진학에 미치는 영향의 변화를 확인하기 위해 2000년대와 2000년대 후반 대학에 진학한 세대를 대상으로 소득계층이 대학진학률에 미치는 영향과 그 변화를 분석하였다. 이 시기 대학진학에 있어서 가족소득의 역할 변화에 대해서는 몇 가지 추측이 가능하다. 첫째, 1990년대 후반부터 2000년대 후반에 해당하는 시기는 고등교육의 공급이 비교적 안정화된 시기라는 점에서 과거에 비해 소득계층 효과가 감소할 수 있다. 교육계층화를 분석하는 기존 국내연구에서 가장 최근 분석대상은 1990년대에 대학에 진학한 집단이다. 1980년대와 1990년대는 대학의 수가 급증한 시기이며, 이로 인해 대학진학률의 증가폭도 매우 크다. 1980년 85개였던 4년제 대학교는 2000년 161개로 두 배 가까이 증가하였으며, 2011년 현재 183개로 최근 10년 사이 증가폭은 매우 안정되었다. 전문대와 4년제 대학을 포함한 고등교육 취학률(취학적정연령의 재적 학생수/취학적령인구*100)은 1980년 11.4%에서 2000년 52.5%로 5배 가까이 증가하였으며 2000년 중반부터 최근까

2) 한편, 소득은 교육계층화의 변화를 정확하게 비교할 수 있게 해준다. 우리나라의 산업화 과정과 교육기회 확대 속도를 고려할 때 부모의 교육수준이나 직업지위는 매우 유동적이다. 따라서 계층을 부모교육 수준과 직업지위로 측정할 경우 계층간 교육격차의 변화를 분석하는데 무리가 있다. 산업구조 변동에 따라 직업구조 자체가 변화해 동일 직업지위 내의 이질성이 커질 수 있으며, 교육기회 확대에 따라 부모세대의 교육수준 역시 동반상승하여 대학을 졸업한 부모가 갖는 의미가 달라질 수 있기 때문이다. 따라서 계층간 교육격차의 변화를 확인할 때 전체 소득분포에서 어떤 지위를 점하는지를 반영하는 소득계층에 따른 대학진학률의 차이를 분석할 필요성이 있다.

지 70%대를 유지하는 점진적 증가 양상을 나타낸다(박성호 외, 2012). 즉, 고등교육 공급의 폭발적으로 발생한 시점에 측정된 계층간 교육격차 수준은 이러한 공급요인의 영향이 반영되어 감소하는 양상을 나타낼 수 있다.

둘째, 소득격차의 증대로 인해 소득이 대학진학에 미치는 영향이 더 커졌을 수 있다. 분석자료에 따라 정도의 차이는 있지만, 1990년대 중반부터 현재까지 소득불평등은 지속적으로 확대되어 왔음은 일반적으로 지적되는 사항이다(이원진·구인회, 2015). 2000년대 하위집단의 연평균 소득증가율은 1% 미만인 반면, 상위는 2%내외 수준을 나타내는 것으로 확인되어 계층간 소득격차가 유지되거나 심화되고 있음을 알 수 있다(유경준, 2007; 최경수, 2010). 소득수준과 대학진학이 정적인 상관관계를 가지는 상황에서 소득분배 악화는 대학진학의 소득계층간 격차 확대에 이어질 수 있다.

셋째, 교육비용 증가로 인해 소득이 대학진학에 미치는 영향이 더 커졌을 수 있다. 고등교육 공급이 급격히 상승했음에도 불구하고 대학 등록금은 꾸준히 증가하여, 2002년 약 510만원 이었던 사립대 평균등록금은 2012년 현재 737만원에 이른다(박성호 외, 2012). 이에 더해 높은 사교육비도 소득에 따른 교육격차를 증대시킬 수 있다. 1980년대 4천억원 수준이었던 사교육비 총액은 2000년대 이후 20조를 넘긴 것으로 추정된다(양정호, 2013). 초, 중등교육과 달리 고등교육을 받으려면 학업성취 능력이 일정 수준 이상이어야 한다. 이를 획득하려면 아동기 초기부터 지속적인 교육지원이 수반되어야 하는데, 가족소득이 낮으면 교육에 투자할 자원이 부족하게 되고 이로 인해 대학에 진학할 수 있는 수준의 학업성취 능력을 갖추기 어렵게 된다. 높은 사교육비를 충당하기 어려운 저소득 가정의 자녀들은 이 같은 능력경쟁에서 뒤쳐질 수 있다.

2. 기타 대학 진학 영향 요인

가. 성별

기존 연구들은 여성이 남성에 비해 대학 교육을 받을 가능성이 낮음을 확인해 왔다(류기철, 1995; 장상수, 2000, 2004; 김미란, 2004; 김기현·방하남, 2005; 채창균, 2006). 특히 대학 진학에 있어서 성별 차이는 질적 차이에서 보다 명확해 진다. 여학생들은 남학생들에 비해 2년제 대학에 진학할 확률이 낮았고, 4년제 대학 진학에서는 그 차이가 더욱 확대되는 것으로 밝혀졌다(김기현·방하남, 2005; 김성식, 2008). 이러한 성별차이는 4년제 대학의 위세를 반영할 때도 유사하게 나타난다(신광영·이병훈, 2007; 변수용·김경근, 2008). 시간에 따라 교육성취의 성별 차이가 어떻게 변화하는가와 관련해 Greenhalgh(1985)는 경제성장으로 인해 가정경제의 여건이 개선됨에 따라 교육수준의 성별 차이가 줄어든다고 지적한다(변수용·김경근, 2006 재인용). 관련해 장상수(2004)는 학력 성취의 성별 차이가 최근 코호트일수록 감소한다고 분석하고, 특히 4년제 대학 진학에 있어 성별 차이의 감소가 두드러지며 아버지의 교육수준이 높은 여성의 진학 증가가 차이 감소를 주도했다고 보고한 바 있다. 하지만 2000년대 후반 여성의 대학 진학률은 2009년부터 남성보다 높아져 2012년 여성 74.3%, 남성 68.6%로 역전되었으며 이러한 격차가 점차 더 커지고 있어, 최근의 경향

을 경험적으로 확인할 필요가 있다.

나. 가족 구조

가족 구성원의 수, 부모가 모두 있는지 등으로 측정되는 가족구조는 아동의 교육성취에 영향을 미치는 주요 요인으로 지적되어 왔다. 대학진학은 한정된 가족자원으로 특정 자녀에게 고등교육이라는 투자를 지속할지에 대한 판단에 의해 결정되므로 가족 구성원의 수보다는 교육투자의 대상인 형제자매의 수의 영향이 결정적이다. 피부양자 수가 증가하면 분배되는 자원의 양이 감소해 자녀의 교육성취에 제약을 준다는 자원희석가설(the resource dilution hypothesis)에 따르면 형제자매의 수가 많거나, 출생 간격이 짧으면 한 자녀에게 투자할 수 있는 가족자원의 양에 제약이 생기게 되고, 이는 교육성취에 부정적인 영향을 줄 수 있다(김경근·변수용, 2006; Powell and Steelman, 1993).

한부모 가족의 경우 교육적 지원과 양육의 어려움이 존재하여 가족의 소득이나 부모의 교육수준과 별도로 아동의 학업성취에 부정적 영향을 미칠 수 있다. 부모가 이혼했거나 별거하는 경우 가족의 구조는 교육성취에 부정적인 영향을 미치며(구인회, 2003), 양친 가족 아동이 한부모 가족 아동에 비해 고등학교 졸업 후 취업보다 진학을 선택할 확률이 높다(채창균, 2006).

III. 분석방법

1. 분석방법

본 연구는 사회적 변화를 포착하는 연구 방법으로 코호트 비교 방식을 택한다. 코호트는 사회적 변화의 관찰 도구로서 정규 교육과 동료 집단을 통한 사회화와 동시대의 역사적 경험을 통해 사회변동의 내용을 취득하여 변화를 담지하며, 사회적 변화는 다른 연령의 사람들을 다른 방식으로 변화시켜 주변 코호트와 구분되는 특성을 부여한다(Ryder, 1965). 구체적으로 한국노동패널의 장기적 축적에 따라 1999년 15~18세의 아동과 2009년 15~18세 아동의 대학 진학 여부와 가족 배경 간의 관계에서 발생한 변화를 분석하고자 한다.

대학 진학 여부와 더불어 대학의 질적인 차이를 구분하기 위해 전문대 및 4년제 대학 등의 구분을 두어 코호트별로 선형확률모형을 활용한 분석결과를 비교한다. 선형확률모형은 결과 변수의 확률이 20~80%대 이내에 있는 경우, 추정 결과가 로짓 혹은 프로빗 모형의 분석 결과와 질적으로 차이가 없고(Caudill, 1988; Aldrich and Nelson, 1990), 결과의 해석이 용이하다는 장점을 갖는다. Oaxaca-Blinder 요인분해 등의 후속 분석에서도 같은 장점을 가지므로 선형확률모형을 기본 분석 방법으로 활용한다.

코호트간 비교에 있어서 지난 10년 간 부모의 학력과 가족의 구조, 실질 소득의 증가 등의 특성

변화와 각 요인의 영향력 변화를 구분하는 것이 필요하다. 부모 학력이 대학 진학에 미치는 영향이 감소 혹은 증가하였다면 그것이 전반적인 부모 학력 수준의 변화로 인한 것인지, 동일 학력 집단에서 행위 변화로 인해 나타나는 영향력의 변화인지를 분해할 필요가 있다. 예를 들어 99코호트가 09코호트와 동일한 부모의 학력 수준을 갖는다면 코호트간 대학진학률의 격차가 어떻게 변화할 것인가를 추정해야 하는 것이다. 이를 위해 노동시장의 차별 연구 분야에 널리 활용되어 온 Oaxaca-Blinder 요인 분해 방식을 적용한다. 요인 분해는 임금과 같은 두 집단의 성취 결과의 차이를 직종이나 노동시장 참여 경력 등과 같은 특성의 차이로 설명되는 부분과 그 이외의 수익률의 차이 즉, 차별로 인한 차이로 구분하는 방식이다(Blinder, 1973; Oaxaca, 1973). 본 연구에서는 시간적 변화에 따른 코호트간 특성의 변화(특성 차이)와 각 요인의 영향력의 차이(계수 차이)를 구분하여 코호트간 비교를 수행하고, 이러한 차이에 개별 요인들이 기여하는 바를 세부적으로 분해하는 방식(Fortin et al., 2010)을 적용하여 부모 학력과 소득 등의 영향을 추정하였다.

두 코호트의 진학률의 총 격차(D)는 09코호트의 진학률 기대치와 99코호트의 진학률 기대치의 차이로서, X는 설명변수 및 상수, β 는 회귀계수라 할 때 다음과 같이 수식으로 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 D &= E(Y_{09}) - E(Y_{99}) \\
 &= E(X_{09})'\beta_{09} - E(X_{99})'\beta_{99} \\
 &= \{E(X_{09}) - E(X_{99})\}'\beta_{09} + E(X_{99})'(\beta_{09} - \beta_{99}) \quad (1) \\
 &= \{E(X_{09}) - E(X_{99})\}'\beta_{99} + E(X_{99})'(\beta_{09} - \beta_{99}) \quad (2) \\
 &= E(\text{특성 효과}) + C(\text{계수 효과})
 \end{aligned}$$

이 때, 코호트 간 전체 진학률 격차 중 E는 부모 교육 수준 상승과 같은 특성의 변화에서 기인한 부분이고, C는 각 설명 변수의 계수 차이에서 비롯된 변화를 의미한다. 수식 (1)과 (2)는 기준 집단 설정에 따른 차이를 나타내는 것으로, 수식 (1)은 09코호트의 회귀계수에 가중을 둔 설명 방식이며, 수식 (2)는 99코호트 회귀계수에 가중을 둔 것으로 구분할 수 있다(Oaxaca, 1973). 본 연구는 시간의 경과에 따른 집단 구분을 적용하므로 차별 혹은 소수 집단을 설정할 필요가 없다. 따라서 최근 코호트인 09코호트에 가중을 두어 코호트간 대학진학률 격차를 분해하는 방식을 택한다.

2. 분석자료

코호트 연구를 위한 자료 활용 방법은 크게 두 가지로 나눌 수 있다. 첫째는 한 시점에서 연령 집단별로 코호트를 구분하는 방법이다(방하남·김기현, 2002). 횡단 자료를 통해서 코호트 구분이 가능하다는 장점을 갖지만, 회고적 자료에 의존하여 각 코호트를 동일 생애시점에서 비교하기 위한 자료(예로서 각 시점에서의 가구소득) 수집이 제한적이라는 한계가 있다. 두 번째는 코호트 종단 자료의 활용이다. 미국 NLSY79, NLSY97는 시간의 흐름에 따라 출생 코호트를 구분하고, 각 코호트의 자료를 주기적으로 조사하는 전형적인 코호트 자료의 예이다. 시간적으로 변화하는 정보를 지속적으로 축적할 수 있으나, 비교 자료의 구축에 오랜 기간이 소요된다. 대안적으로 한국 아

동·청소년패널조사(KCYPS)와 한국청소년패널조사(KYPS)와 같이 다양한 출생 코호트 조사를 한 시점에서 시작하여 자료를 종단적으로 축적해 나가는 방법이 있으나, 조사 시작 이전의 생애 시점 비교가 불가능하다는 한계를 갖는다.

대학 진학에 미치는 가구소득의 영향을 비교하기 위해서는 학령기 가구소득이 파악되는 종단적인 코호트 자료의 구축이 필요하므로 위의 두 번째 방법을 선택한다. 이에 따라 1999년에 만15~18세(1981~1984년생, 99코호트)인 아동과 2009년 만15~18세(1991~1994년생, 09코호트)인 아동을 한국노동패널의 각 조사 차수에서 선택하여 이들의 대학 진학 여부를 추적하였다. 한국노동패널(KLIPS)은 1998년 도시지역을 대표하는 5,000가구를 표본으로 추출, 표본 가구원 13,321명을 대상으로 1차 조사를 시작하여, 2014년 17차에 이르기까지 조사가 이루어진 국내 최장 패널 조사 자료이다. 한국노동패널은 단일 패널로서 전형적 코호트 비교 자료라고 하기 어렵고, 본 연구의 대상인 학령기 아동이 있는 가구가 조사의 주된 대상이 아니다. 그럼에도 불구하고 대학진학에 대한 코호트 간 비교 연구가 가능한 유일한 자료라 판단되며, 조사 결과의 안정성이 충분히 입증된 자료이므로 이를 활용한다.

한국노동패널을 이용하여 2009년 09코호트를 구성하는 데에는 두 가지 선택이 가능하다. 첫째는 1998년 구축된 원표본의 2009년 자료(12차)를 활용하는 것이고, 둘째는 2009년부터 신규 가구를 포함하여 새롭게 구축된 통합표본을 활용하는 방법이다. 통합표본은 장기간의 패널 조사로 인한 이탈(attrition)의 문제를 상당히 극복할 수 있다는 장점을 갖는다. 그러나 원표본은 도시 지역 가구를, 통합표본은 전국 가구를 대표하여 비교 코호트 간 모집단의 차이가 존재하게 된다. 그럼에도 불구하고 본 연구에서는 원표본이 아닌 통합표본을 09코호트 구성에 활용한다. 원표본의 경우 표본유지율이 12차 73.1%, 17차 69%로 상당한 이탈이 존재하여 표본의 대표성이 훼손되었을 가능성이 높는데, 연령과 거주 지역, 학력 등에 따른 이탈확률에 차이가 존재하고 서울 지역 거주, 고학력자의 이탈률이 상대적으로 높게 나타난다는 연구 결과(이상협 외, 2011)를 고려하면 비교 코호트 구성 자료로서 한계를 갖기 때문이다. 또한 원표본의 경우 1995년 인구주택총조사의 인구 분포를 기준으로 삼았고, 통합표본의 경우 2005년의 인구주택총조사를 기준으로 새롭게 모집단을 설정하였으므로 2009년을 대표하는 자료로서 통합표본이 더 적합하다고 판단하였다.

3. 주요 변수

본 연구의 종속 변수인 대학 진학 여부는 각 코호트의 진학 대상 아동(만15~18세)이 만 20세가 될 때까지의 상급학교 진학 여부로 측정하였다. 고등학교 졸업 시점을 기준으로 대학 진학 여부를 파악할 경우 재수를 선택한 아동의 학력이 저평가되는 문제가 발생한다. 따라서 99코호트는 1999~2004년까지의 진학 여부를, 09코호트는 2009~2014년까지의 진학 여부를 종속변수에 반영하였다. 대학의 질을 구분하기 위해서 전문대를 포함한 ‘대학 진학 여부’와 ‘4년제 대학 진학 여부’를 구분하여 분석을 수행한다.

독립변수 중 가구소득은 대상 아동이 만16~17세인 시점에서의 가구 월소득을 2010년 실질소득으

로 전환하여 모든 관찰된 값에 대한 평균치를 활용하였다. 구체적으로 가구소득의 조작화방법을 세 가지로 구분하여 분석 모델을 구성한다. 가구소득의 경우 변수의 일반적으로 정규성을 확보하기 위하여 로그를 취하지만 이럴 경우 해석상의 어려움이 존재하므로 로그 소득과 선형 소득 두 가지 모형을 함께 제시한다.³⁾ 또한 가구소득의 비선형 효과를 추정하기 위해 가구소득을 4분위로 범주화한 모델을 추가하였다.

일반적으로 가구소득은 가구규모와 함께 분석에 투입되어 소득의 효과를 추정하는 데에 이용되는데, 본 연구에서는 대학 진학에 더욱 직접적인 영향을 미치는 만 18세 미만 가구원수(대상 아동 제외)를 가구 규모 변수로 투입하였다.

통제변수로는 교육성취와 관련이 있는 것으로 밝혀진 아동의 성별, 부모의 교육수준, 양부모 여부 등이 포함된다. 주요 변수의 코호트 별 주요 변수의 특성을 요약하면 아래 <표 1>과 같다.

최종적으로 분석에 포함된 사례수는 99코호트 809명, 09코호트 695명이다. 대학 진학을 앞둔 15~18세 아동이 있는 가구의 특성을 비교해 보면 지난 10년 간 상당한 변화가 있었음이 발견된다. 부모의 교육수준이 전반적으로 상승하여 대졸 이상 비율이 부는 약 15%p, 모는 12%p 증가하였다. 실질소득 수준도 약 146만원 가량 상승하였고, 분위별 평균 소득 역시 증가하였으며 소득 상위분위일수록 증가폭이 크다.

본 연구의 종속 변수인 상급학교 진학여부는 전문대 진학 비율에는 큰 변화가 없으나 미진학 비율은 감소하고 4년제 대학 진학자가 11%p 가량 증가하였다. 99코호트에서는 분석 대상 아동의 78.6%가, 09코호트에서는 88.5%가 전문대 및 4년제 대학에 진학하였는데, 교육인적자원부가 발표한 2000년 68%, 2010년 79%에 비해 다소 높은 수치이다.⁴⁾

3) 본 연구에서도 선형 가구소득의 왜도와 첨도는 각각 99코호트는 3.07, 18.93, 09코호트는 2.25, 11.14로 정규분포에서 벗어나 있다.

4) 교육인적자원부의 진학률은 (진학자수/졸업자수)*100으로 산출된 수치이다.

<표 1> 코호트별 주요 변수 기술통계

| 주요 변수 | 세부 사항 | 99코호트 (A) | 09코호트 (B) | 코호트간 차이 (B-A) | 차이검정 확률 ³⁾ (t 혹은 X^2) | |
|--|---------------|--------------|--------------|---------------------|---|-----------|
| 아동 성별(%) | 남성=0, 여성=1 | 46.11 | 49.64 | 3.53 | -1.37 | |
| 부 교육수준 (%) | 고졸 미만 | 37.45 | 14.10 | -23.35 | 115.82*** | |
| | 고졸 | 45.61 | 54.39 | 8.78 | | |
| | 대졸 이상 | 16.83 | 31.51 | 14.68 | | |
| 모 교육수준 (%) | 고졸 미만 | 58.59 | 16.55 | -42.04 | 284.11*** | |
| | 고졸 | 35.23 | 64.89 | 29.66 | | |
| | 대졸 이상 | 6.18 | 18.56 | 12.38 | | |
| 18세 미만 가구원수 ¹⁾ (명) | | 0.62 (0.69) | 0.70 (0.71) | 0.08 | -2.02* | |
| 양부모 비율 ¹⁾ (%) (한부모 및 부모 없음=1, 양부모=0) | | 11.25 | 12.67 | 1.42 | -0.84 | |
| 가구 소득 ²⁾ (백만원/월) | 만16-17세 평균 소득 | | 2.59 (2.01) | 4.05 (2.71) | 1.46 | -11.12*** |
| | 분위별 평균 | 1분위 | 1.00 (0.34) | 1.58 (0.59) | 0.58 | |
| | | 2분위 | 1.90 (0.24) | 2.92 (0.29) | 1.02 | |
| | | 3분위 | 2.72 (0.26) | 4.20 (0.44) | 1.48 | |
| | | 4분위 | 5.17 (2.52) | 7.54 (3.06) | 2.37 | |
| 진학 여부 (%) | 미진학(고졸 이하) | | 22.37 | 11.51 | -10.86 | 34.29*** |
| | 전문대 진학 | | 31.40 | 31.22 | -0.18 | |
| | 4년제 진학 | | 46.23 | 57.27 | 11.04 | |
| 사례수 | | 809 | 695 | | | |

1) 기준년도(1999년, 2009년) 값 활용, 2) 2010년 기준 실질월소득

3) * p<0.05 ** p<0.01 *** p<0.001,

() 안은 표준편차

IV. 분석결과

1. 소득구간별 진학 결과 비교

본격적 분석에 앞서 가구소득과 대학 진학의 관계를 살펴보기 위해 가구소득(16~17세 평균)을 4분위로 구분하고, 분위별 진학률을 교차분석을 통해 확인하였다. 분위별 대학진학률의 변화 양상은 전문대와 4년제 대학에서 상이하게 나타난다. 전문대 진학률은 99코호트에서 2분위가 38.1%로 가장 높았고, 4분위의 진학률은 25.3%로 1~3분위보다 낮게 나타났다. 09코호트에서 1분위의 전문대 진학률은 증가한 반면, 상위 소득분위의 전문대 진학률은 더욱 낮아져 1분위를 제외한 모든 분위

에서 99코호트에 비해 전문대 진학률이 하락하였다. 이에 반해 4년제 대학 진학률은 99, 09코호트 모두 상위 소득분위일수록 높았으며, 전체적인 진학률 상승으로 모든 분위에서 증가양상을 나타내지만 1분위에서 가장 낮은 폭으로 증가하였고(4.6%p), 1~4분위간 4년제 진학률 격차는 29.9%p에서 39.7%p로 벌어졌다.

<표 2> 소득 4분위별 대학진학률 코호트간 비교(% , %p)

| 4분 위 | 전문대 | | | 4년제 | | |
|-----------|----------|----------|---------|----------|----------|---------|
| | 99코호트(A) | 09코호트(B) | 변화(B-A) | 99코호트(A) | 09코호트(B) | 변화(B-A) |
| 1분 위 | 28.1 | 40.0 | 11.9 | 32.0 | 36.6 | 4.6 |
| 2분 위 | 38.1 | 33.5 | -4.6 | 36.6 | 52.6 | 16.0 |
| 3분 위 | 34.2 | 30.5 | -3.7 | 52.5 | 64.4 | 11.9 |
| 4분 위 | 25.3 | 20.8 | -4.5 | 63.7 | 75.7 | 12.0 |
| 평균 | 31.4 | 31.2 | -0.2 | 46.2 | 57.3 | 11.0 |
| 1-4분 위 차이 | -2.8 | -19.2 | | 31.7 | 39.1 | |

이러한 결과에 따르면 분석 기간 동안 대학진학에서의 소득수준별 격차 양상은 전문대와 4년제 대학을 모두 포함하여 대학 진학을 분석한 경우와 4년제 대학으로 제한하여 진학 결과를 분석할 경우에는 상이한 양상이 나타날 것임을 예상할 수 있다. 즉 진학 대학의 질을 고려할 경우 소득의 영향이 다르게 나타날 수 있고, 4년제 대학 진학 여부에서 가구소득의 영향력이 더 크게 나타날 가능성이 있음을 시사한다.

2. 대학 진학률 영향 요인 비교

코호트 비교를 통해 10년 동안 부모의 교육수준과 가구소득 등 가구의 특성에 상당한 변화가 발생하였음을 확인하였고, 분위별 진학률 차이를 통해서 가구소득 영향력의 변화 가능성이 감지되었다. 그렇다면 가구소득과 그 외의 요인들이 아동의 대학 진학에 미친 영향이 지난 10년 간 어떻게 변화하였는지를 확인하여야 한다. 이를 위해 대학 진학 여부를 종속변수로 하여 코호트별로 분석하였다.

첫 번째로, 전문대를 포함한 대학 진학 여부를 종속변수로 한 선형확률모형을 구성하여 코호트간 비교를 수행하였다. 모든 모델에는 아동의 성별, 부와 모의 교육수준, 양부모 여부 및 만18세 미만 가구원수가 포함되며, [모델 I]은 가구소득(만16~17세 평균)에 로그를 취한 로그 월소득을, [모델 II]는 가구 월소득을, [모델 III]은 가구소득을 4분위로 범주화한 변수가 포함된 것이다(<표 3> 참조).

모든 모델에서 소득이 높을수록 대학 진학 확률이 높은 것으로 추정되었고, 로그 월소득(모델 I)과 월소득(모델 II)의 영향력이 09코호트에서 다소 감소하는 경향을 보인다. 99코호트 아동은 가구

월소득이 100만원 증가할 때 대학에 진학할 확률이 2.2%p 높아지고, 최상위 소득분위 가구에 속한 아동은 최하위 분위 아동에 비해 대학 진학률이 15%p 높은 것으로 추정된다. 09코호트에서는 100만원 증가에 따라 진학률이 1.3%p 증가하고, 최하위-최상위 분위의 진학률 차이는 14.4%p로 99코호트에 비해 다소 감소하였다.⁵⁾

코호트 간에 현격한 차이를 보이는 변수는 부의 학력 수준이다. 99코호트에서는 아버지의 학력이 고졸 미만에 비해 고졸인 경우 대학 진학률이 약 16%p 높고, 대학 이상인 경우는 약 17~18%p 높은 것으로 나타났다. 그러나 09코호트 아동은 아버지 학력에 따른 진학률 격차가 크게 감소하고 통계적으로 유의한 차이가 없는 것으로 추정되었다. 양부모 여부에 따른 진학률 차이는 24~27%p에서 8.3~12.2%p로 크게 감소하였고, 만18세 미만 자녀수의 경우 제한된 자원의 분산으로 대학 진학에 부적 영향을 미칠 것으로 예상되었으나 유의미한 영향이 확인되지 않았다. 아동의 성별에 따른 성별 차이는 최근 코호트에서 역전되어 여성의 진학 확률이 2.8~3.1%p 정도 높지만 통계적으로 유의하지 않다.

5) 같은 모델을 이항 로짓분석으로 분석한 결과, [모델 I]과 [모델 II]에서는 선형확률모델과 질적인 차이가 발견되지 않았다. 그러나 [모델 III]의 3분위, 4분위 더미변수의 추정계수가 99코호트에 비해 09코호트에서 더 큰 것으로 나타나(3분위 Odds ratio : 99코호트 3.05, 09코호트 4.00, 4분위 : 99코호트 2.57, 09코호트 5.24) 소득과 진학률 관계가 약화되었다고 판단하기는 어렵다.

<표 3> 대학(전문대 포함) 진학 영향요인 비교

| 변수 | 모델 I | | 모델 II | | 모델 III | |
|-------------------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | 99코호트 | 09코호트 | 99코호트 | 09코호트 | 99코호트 | 09코호트 |
| 아동 성별 (여성=1) | -0.041 (0.028) | 0.028 (0.024) | -0.042 (0.028) | 0.027 (0.024) | -0.038 (0.028) | 0.031 (0.024) |
| 부 학 력 고졸 | 0.164*** (0.035) | 0.060 (0.041) | 0.169*** (0.035) | 0.067 (0.041) | 0.166*** (0.035) | 0.055 (0.041) |
| 대학 이상 | 0.170** (0.055) | 0.085 (0.049) | 0.179** (0.055) | 0.093 (0.049) | 0.180** (0.055) | 0.079 (0.049) |
| 모 학 력 고졸 | 0.065 (0.036) | 0.072 (0.038) | 0.066 (0.037) | 0.075* (0.038) | 0.068 (0.036) | 0.07 (0.038) |
| 대학 이상 | 0.095 (0.074) | 0.071 (0.052) | 0.107 (0.074) | 0.081 (0.052) | 0.125 (0.073) | 0.063 (0.052) |
| 만18세미만 자녀수 | 0.000 (0.020) | -0.027 (0.017) | 0.000 (0.020) | -0.030 (0.017) | -0.006 (0.020) | -0.026 (0.017) |
| 양부모여부 (비양부모=1) | -0.240*** (0.046) | -0.093* (0.039) | -0.272*** (0.045) | -0.122** (0.037) | -0.227*** (0.046) | -0.086* (0.039) |
| 가 구 소 득 로그 월소득 | 0.145*** (0.035) | 0.101*** (0.028) | | | | |
| 월 소득 | | | 0.022** (0.007) | 0.013** (0.005) | | |
| 2분위 | | | | | 0.091* (0.040) | 0.059 (0.035) |
| 3분위 | | | | | 0.183*** (0.040) | 0.138*** (0.036) |
| 4분위 | | | | | 0.150*** (0.042) | 0.144*** (0.037) |
| 상수 | 0.276*** (0.051) | 0.537*** (0.052) | 0.358*** (0.045) | 0.605*** (0.047) | 0.352*** (0.046) | 0.616*** (0.047) |
| N | 809 | 695 | 809 | 695 | 809 | 695 |
| adjusted R2 | 0.151 | 0.067 | 0.142 | 0.060 | 0.154 | 0.075 |
| F | 18.934 | 7.276 | 17.67 | 6.551 | 15.725 | 6.629 |

()안은 표준 오차,

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

두 번째로, 전문대를 제외한 4년제 대학 진학 여부를 종속변수로 하여 위와 같은 방식으로 분석하였다(<표 4> 참조). 전문대를 포함한 대학 진학 모델에서와 같이 소득이 높을수록 4년제 대학에 진학할 확률이 높았다. 앞선 전문대 포함 대학 진학 모델과의 차이는 09코호트에서 소득의 영향력이 더 커졌다는 점이다. 99코호트에서 가구소득이 100만원 증가할 때 진학률이 2.6%p 증가하였고

09코호트에서는 3.4%p 증가하는 것으로 나타났고, 최하위 분위와 최상위 분위의 진학률 격차는 99코호트 14.7%p에서 09코호트에서는 30.2%p로 크게 벌어진 것으로 나타난다. 이 결과는 앞의 <표 2>에서 나타난 09코호트의 최하위와 최상위 소득분위 간 진학격차, 39.1%p가 관련변수를 통제한 이후에도 크게 줄어들지 않음을 보여주고 있다. 99코호트에서는 고소득의 영향의 일부는 부모의 고학력 영향을 반영한 것이었으나, 09코호트에서는 소득의 순수효과가 커진 것이다. 09코호트에서는 만18세 미만 자녀수가 많을수록 진학 확률이 약 6%p 가량 유의하게 낮아지는데, 가구내 교육자원의 희석으로 인한 것으로 보인다. 이는 가구내 대학 진학 비용에 대한 부담이 진학 여부에 중요한 요인이 되었음을 시사한다.

아버지의 교육수준에 따른 진학률 차이는 전문대 포함 진학률과 유사한 양상을 보여, 99코호트에서는 고졸 미만 대비 대학 이상의 진학률 격차가 약 20%p에 달했으나 09코호트에서 아버지 학력과 진학률 사이에 유의미한 관계가 발견되지 않았다. 전문대 포함 진학 여부와 달리 4년제 대학 진학에는 어머니의 학력이 매우 큰 영향을 미쳤다. 99코호트에서 어머니의 학력이 대학 이상인 경우 고졸 미만에 비해 진학률이 약 34~36%p나 높았고, 09코호트에서는 영향력과 통계적 유의성이 감소하였으나 13%p 내외의 진학률 차이를 보였다. 양부모 여부 역시 전문대 포함 진학률과 같은 양상으로 20%p 내외의 차이를 나타냈으나 09코호트에서는 한부모 등 비양부모가구와 양부모가구의 진학률 차이가 대폭 감소하였다.

99코호트, 즉 2000년대 초반에는 가구소득이 높을수록 대학에 진학할 확률이 높았지만 아버지의 교육수준 역시 이에 못지않게 중요한 영향을 미쳤다. 또한 어머니가 대졸 이상의 학력을 가질 경우 4년제 대학에 진학할 확률이 높았고, 가족 형태에 따른 대학 진학률 차이도 분명히 나타나 양부모 가정인 경우 대학 진학률이 더 높았다. 그러나 2010년대 초반에는 가구소득이 대학 진학 여부에 결정적 차이를 낳는 요인이 되었다. 학령기 가구원수가 많을수록 4년제 진학 확률이 낮다는 점 역시 대학 진학에 있어 가구 내의 경제적 자원의 중요성이 커졌음을 반증하는 것이라 할 수 있다.

<표 4> 4년제 대학 진학 영향요인 비교

| 변수 | 모델 I | | 모델 II | | 모델 III | |
|-------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|---------------------|
| | 99코호트 | 09코호트 | 99코호트 | 09코호트 | 99코호트 | 09코호트 |
| 아동 성별 (여성=1) | -0.051 (0.034) | 0.021 (0.036) | -0.051 (0.034) | 0.019 (0.036) | -0.045 (0.034) | 0.022 (0.036) |
| 부 학 력 | | | | | | |
| 고졸 | 0.176*** (0.042) | 0.062 (0.062) | 0.179*** (0.042) | 0.077 (0.062) | 0.175*** (0.042) | 0.060 (0.062) |
| 대학 이상 | 0.201** (0.066) | 0.131 (0.074) | 0.205** (0.066) | 0.148* (0.074) | 0.193** (0.066) | 0.131 (0.074) |
| 모 학 력 | | | | | | |
| 고졸 | 0.077 (0.044) | 0.005 (0.058) | 0.078 (0.044) | 0.013 (0.058) | 0.079 (0.044) | 0.003 (0.058) |
| 대학 이상 | 0.337*** (0.089) | 0.130 (0.079) | 0.337*** (0.089) | 0.147 (0.080) | 0.362*** (0.088) | 0.127 (0.080) |
| 만18세 미만 자녀수 | -0.014 (0.024) | -0.061* (0.026) | -0.013 (0.024) | -0.067** (0.026) | -0.016 (0.024) | -0.061* (0.026) |
| 양부모여부 (비양부모=1) | -0.196*** (0.055) | -0.058 (0.059) | -0.219*** (0.054) | -0.121* (0.057) | -0.198*** (0.056) | -0.071 (0.060) |
| 가 구 소 득 | | | | | | |
| 로그 월소득 | 0.140*** (0.042) | 0.246*** (0.043) | | | | |
| 월 소득 | | | 0.026** (0.009) | 0.034*** (0.007) | | |
| 2분위 | | | | | -0.010 (0.048) | 0.142** (0.054) |
| 3분위 | | | | | 0.122* (0.049) | 0.224*** (0.055) |
| 4분위 | | | | | 0.147** (0.051) | 0.302*** (0.057) |
| 상수 | -0.01 (0.061) | 0.082 (0.079) | 0.064 (0.054) | 0.243*** (0.072) | 0.090 (0.055) | 0.277*** (0.071) |
| N | 809 | 695 | 809 | 695 | 809 | 695 |
| adjusted R2 | 0.142 | 0.108 | 0.140 | 0.094 | 0.146 | 0.102 |
| F | 17.778 | 11.495 | 17.413 | 10.036 | 14.79 | 8.911 |

()안은 표준 오차,

* p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

3. Oaxaca-Blinder 요인분해 결과

지금까지 코호트간 비교를 통해 부모 학력과 가족 구조, 소득의 영향력이 지난 10년 간 변화된 것을 확인하였다. 그러나 각 변인의 영향력 변화는 가구의 실질 소득이 증가하고, 부모의 학력 수준이 상승하는 등의 가구 특성의 변화에서 기인할 수 있다. 코호트간 대학 진학률의 차이는 가구 특성의 변화로 인한 것인가, 아니면 같은 특성을 가진 집단의 행위 패턴에서 변화가 발생한 것인가? 이를 판별하기 위해 Oaxaca-Blinder 요인 분해 방법을 적용하여 코호트간 진학률의 격차를 가구 특성의 변화로 인한 효과(C)와 각 변수의 영향력 즉, 회귀계수의 변화로 인한 효과(E)로 구분하였다.

전문대를 포함한 대학 진학률의 코호트간 총 격차는 10.9%p이다(<표 5> 참조). 로그 월소득 모델에서 특성의 변화로 인한 차이는 7.6%p로 전체 격차의 70%를 설명하고, 나머지 30%에 해당되는 3.3%p가 회귀계수의 변화로 인한 차이이다. 이러한 양상은 둘째 열의 월소득 모델에서도 크게 다르지 않아, 계수의 변화보다는 특성의 변화가 코호트간 진학률 격차에 더 크게 기여했음을 알 수 있다. 로그 월소득 모델에서 특성 차이 중 아버지 교육수준의 상승은 총 격차 중 16.3%, 어머니 교육수준 상승은 약 27.6%에 해당되는 차이를 설명한다. 실질소득의 증가 역시 코호트간 진학률 격차를 설명하는 주요한 요인으로, 로그 월소득의 증가가 진학률 증가의 28.2%를 설명한다. 월소득 모델에서는 진학률 상승의 16%를 소득이 설명한다.

전체 격차 중 회귀계수 효과의 전체적 영향은 상대적으로 작다. 하지만 아버지 교육수준에 따른 진학률의 차이, 즉 아버지 교육수준의 회귀계수의 변화는 전체 격차에 56.6%의 부적 영향을 미쳤고, 어머니 교육수준의 계수 차이는 총 격차의 약 0.8%로 미미한 것으로 나타났다. 가구 (로그 및 월)소득의 영향력은 09코호트에서 작아져 10년 기간 진학률을 감소시키는 요인으로 작용하였다.

다음으로 소득의 영향을 4분위로 나누어 검토한 모델의 결과를 보자. 소득을 4분위로 범주화하는 것은 전체적인 소득수준의 증가나 소득분위 사이의 소득분배 양상의 변화 등 소득의 특성 차이를 모두 분위간 소득의 영향력 차이로 나타내는 효과를 갖는다는 점에 유의할 필요가 있다. 따라서 소득 4분위 모델에서는 계수차이가 전체 격차 중 60.7%를 차지하고, 특성 차이의 비중은 39.3%로 감소하게 된다. 소득 최하위 분위와 상위 분위의 진학률 격차 감소는 약 19%의 총 격차를 감소시켰다. 양부모와 비양부모가구 간의 진학률 차이의 감소는 모든 모델에서 총 격차를 약 15% 가량 증가시키는 역할을 담당했다.

<표 5> 대학(전문대 포함) 진학률 격차의 요인분해

| 구분 | | 로그 월소득 모델 | | | 월 소득 모델 | | | 소득 4분위 모델 | | |
|-------|----------|-----------|---------|--------|----------|---------|--------|-----------|---------|--------|
| | | 계수 | SE | 백분율 | 계수 | SE | 백분율 | 계수 | SE | 백분율 |
| 전체 | 총 격차 | 0.109*** | (0.019) | 100.0% | 0.109*** | (0.019) | 100.0% | 0.109*** | (0.019) | 100.0% |
| | 특성효과 | 0.076*** | (0.015) | 70.0% | 0.066*** | (0.015) | 60.9% | 0.043*** | (0.015) | 39.3% |
| | 계수효과 | 0.033 | (0.023) | 30.0% | 0.042 | (0.023) | 39.1% | 0.066** | (0.023) | 60.7% |
| 특성효과 | 아동 성별 | 0.001 | (0.001) | 0.9% | 0.001 | (0.001) | 0.9% | 0.001 | (0.001) | 1.0% |
| | 부교육(고졸) | 0.005 | (0.004) | 4.9% | 0.006 | (0.004) | 5.4% | 0.005 | (0.004) | 4.4% |
| | (대학 이상) | 0.012 | (0.007) | 11.4% | 0.013 | (0.007) | 12.4% | 0.012 | (0.007) | 10.6% |
| | 모교육(고졸) | 0.021 | (0.011) | 19.5% | 0.022 | (0.011) | 20.6% | 0.021 | (0.011) | 19.1% |
| | (대학 이상) | 0.009 | (0.007) | 8.1% | 0.010 | (0.007) | 9.2% | 0.008 | (0.007) | 7.1% |
| | 18세미만 | -0.002 | (0.002) | -1.8% | -0.002 | (0.002) | -2.0% | -0.002 | (0.002) | -1.8% |
| | 가구원수 | | | | | | | | | |
| | 비양부모 | -0.001 | (0.002) | -1.2% | -0.002 | (0.002) | -1.6% | -0.001 | (0.002) | -1.1% |
| | 소득 (2분위) | 0.031** | (0.009) | 28.2% | 0.017** | (0.007) | 16.0% | 0.000 | (0.001) | 0.0% |
| | (3분위) | | | | | | | 0.000 | (0.003) | 0.1% |
| (4분위) | | | | | | | 0.000 | (0.003) | -0.1% | |
| | 소계 | 0.076*** | (0.015) | 70.0% | 0.066*** | (0.015) | 60.9% | 0.043** | (0.015) | 39.3% |
| 계수효과 | 아동 성별 | 0.032 | (0.017) | 29.4% | 0.032 | (0.017) | 29.2% | 0.031 | (0.017) | 29.0% |
| | 부교육(고졸) | -0.047 | (0.025) | -43.4% | -0.047 | (0.025) | -42.9% | -0.051 | (0.025) | -46.6% |
| | (대학 이상) | -0.014 | (0.012) | -13.2% | -0.015 | (0.012) | -13.4% | -0.017* | (0.013) | -15.7% |
| | 모교육(고졸) | 0.002 | (0.019) | 2.2% | 0.003 | (0.019) | 2.9% | 0.001 | (0.019) | 0.5% |
| | (대학 이상) | -0.001 | (0.006) | -1.4% | -0.002 | (0.006) | -1.5% | -0.004 | (0.006) | -3.5% |
| | 18세미만 | -0.017 | (0.016) | -15.7% | -0.019 | (0.017) | -17.2% | -0.013 | (0.016) | -12.0% |
| | 가구원수 | | | | | | | | | |
| | 비양부모 | 0.017* | (0.007) | 15.2% | 0.017* | (0.007) | 15.6% | 0.016* | (0.007) | 14.6% |
| | 소득 (2분위) | -0.052 | (0.054) | -47.8% | -0.024 | (0.024) | -22.3% | -0.008 | (0.013) | -7.3% |
| | (3분위) | | | | | | | -0.011 | (0.014) | -10.3% |
| (4분위) | | | | | | | -0.001 | (0.014) | -1.4% | |
| | 상수 | 0.114 | (0.072) | 104.8% | 0.097 | (0.052) | 88.9% | 0.123* | (0.056) | 113.6% |
| | 소계 | 0.033 | (0.023) | 30.0% | 0.042 | (0.023) | 39.1% | 0.066** | (0.023) | 60.7% |

다음으로, 4년제 진학률 격차를 같은 방식으로 특성 변화와 계수 변화로 분해하였다(<표 6> 참조). 코호트간 진학률의 총 격차는 11.0%p로 전문대 포함 대학 진학률과 마찬가지로 계수 변화보다는 특성 변화의 기여가 더 크게 나타난다(로그 월소득 모델: 특성효과 101.3%, 계수효과 -1.3%, 월소득 모델: 특성효과 81.8%, 계수효과 18.2%). 전문대 포함 모델과 비교하여 실질 소득의 증가가 총격차에서 차지하는 비중이 더 크게 나타나는데, 로그 월소득 모델의 경우 총 격차의 67.2%, 월소득 모델은 41.5%의 차이가 실질 소득 증가로 인한 차이로 추정된다. 특성효과에 비해 계수효과와의 상대적 비중은 작지만 4년제 진학 모델에서는 소득의 계수효과가 진학률을 증가시키는 방향으로 영향을 미침이 주목된다. 로그 월소득의 계수 변화는 총 격차의 115.6%에 해당되는 영향력을

미쳐 진학률 격차를 12.8%p 증가시키는 효과를 가졌다. 이는 99코호트가 09코호트의 회귀계수를 갖는다고 가정하면 진학률이 12.8%p 증가함을 의미하는 것이다. 선형 월소득 모델에서 소득의 특성효과는 41.5%, 계수 효과는 18.3%를 차지해 로그 월소득에 비해서는 다소 작은 영향력을 미치는 것으로 추정되었다. 특성효과를 제거한 소득 4분위 모델에서 소득의 계수효과의 합은 총 격차의 92.5%에 해당되고 최하위 분위와 2분위 및 4분위의 진학률 차이 증가폭이 두드러지게 나타났다.

부와 모의 학력 수준 상승이 코호트간 격차를 증가시키는 역할을 수행했으나, 부와 모의 학력 수준에 따른 진학률 차이가 09코호트에서 크게 감소하여 부모 학력 수준의 특성 효과와 계수 효과의 합산 효과는 진학률 격차에 부적 영향을 미쳤다. 양부모와 비양부모 간의 진학률 차이 감소는 전체 격차의 10~14% 증가 효과를, 만18세 미만 가구원수가 진학률에 미치는 부적 영향이 강화된 것은 전체 격차를 25.9~30.5% 감소시키는 방향으로 작용했다.

<표 6> 4년제 진학을 격차의 요인분해

| 구분 | | 로그 월소득 모델 | | | 월 소득 모델 | | | 소득 4분위 모델 | | |
|-------|----------|-----------|---------|--------|----------|---------|--------|-----------|---------|--------|
| | | 계수 | SE | 백분율 | 계수 | SE | 백분율 | 계수 | SE | 백분율 |
| 전체 | 총 격차 | 0.110*** | (0.026) | 100.0% | 0.110*** | (0.026) | 100.0% | 0.110*** | (0.026) | 100.0% |
| | 특성효과 | 0.112*** | (0.024) | 101.3% | 0.090*** | (0.023) | 81.8% | 0.036 | (0.022) | 32.6% |
| | 계수효과 | -0.001 | (0.033) | -1.3% | 0.020 | (0.032) | 18.2% | 0.074** | (0.032) | 67.4% |
| 특성효과 | 아동 성별 | 0.001 | (0.001) | 0.7% | 0.001 | (0.001) | 0.6% | 0.001 | (0.001) | 0.7% |
| | 부교육(고졸) | 0.005 | (0.006) | 4.9% | 0.007 | (0.006) | 6.1% | 0.005 | (0.006) | 4.8% |
| | (대학 이상) | 0.019 | (0.011) | 17.4% | 0.022 | (0.011) | 19.6% | 0.019 | (0.011) | 17.2% |
| | 모교육(고졸) | 0.002 | (0.017) | 1.4% | 0.004 | (0.017) | 3.6% | 0.001 | (0.017) | 0.9% |
| | (대학 이상) | 0.016 | (0.010) | 14.5% | 0.018 | (0.010) | 16.5% | 0.016 | (0.010) | 14.2% |
| | 18세미만 | -0.001 | (0.001) | -0.7% | -0.005 | (0.003) | -4.5% | -0.005 | (0.003) | -4.1% |
| | 가구원수 | | | | | | | | | |
| | 비양부모 | -0.005 | (0.003) | -4.1% | -0.002 | (0.002) | -1.6% | -0.001 | (0.001) | -0.9% |
| | 소득 (2분위) | 0.074*** | (0.014) | 67.2% | 0.046*** | (0.011) | 41.5% | 0.000 | (0.003) | -0.1% |
| | (3분위) | | | | | | | 0.000 | (0.005) | 0.1% |
| (4분위) | | | | | | | 0.000 | (0.007) | -0.2% | |
| | 소계 | 0.112*** | (0.024) | 101.3% | 0.090*** | (0.023) | 81.8% | 0.036 | (0.022) | 32.6 |
| 계수효과 | 아동 성별 | 0.033 | (0.023) | 30.0% | 0.032 | (0.023) | 29.2% | 0.031 | (0.023) | 28.2% |
| | 부교육(고졸) | -0.052 | (0.034) | -47.1% | -0.047 | (0.034) | -42.2% | -0.053 | (0.034) | -47.6% |
| | (대학 이상) | -0.012 | (0.017) | -10.7% | -0.010 | (0.017) | -8.8% | -0.011 | (0.017) | -9.6% |
| | 모교육(고졸) | -0.025 | (0.026) | -23.0% | -0.023 | (0.026) | -20.7% | -0.027 | (0.026) | -24.2% |
| | (대학 이상) | -0.013 | (0.008) | -11.6% | -0.012 | (0.008) | -10.6% | -0.015 | (0.008) | -13.2% |
| | 18세미만 | -0.030 | (0.022) | -26.8% | -0.034 | (0.022) | -30.5% | -0.029 | (0.022) | -25.9% |
| | 가구원수 | | | | | | | | | |
| | 비양부모 | 0.016 | (0.009) | 14.1% | 0.011 | (0.009) | 10.0% | 0.014 | (0.009) | 13.0% |
| | 소득 (2분위) | 0.128 | (0.072) | 115.6% | 0.020 | (0.031) | 18.3% | 0.038* | (0.018) | 34.3% |
| | (3분위) | | | | | | | 0.025 | (0.018) | 23.1% |
| (4분위) | | | | | | | 0.039* | (0.019) | 35.1% | |
| | 상수 | -0.046 | (0.100) | -41.9% | 0.081 | (0.073) | 73.7% | 0.060 | (0.078) | 54.3% |
| | 소계 | -0.001 | (0.033) | -1.3% | 0.020 | (0.032) | 18.2% | 0.074 | (0.032) | 67.4% |

V. 결론 및 함의

본 연구는 한국노동패널 자료를 이용하여 지난 10년 간 가구소득과 부모의 학력, 가족 구조 등의 변인이 대학 진학에 미치는 영향이 어떻게 변화하였는가를 요인분해 방법을 통해 분석하였다. 분석결과, 부모의 학력과 양부모 여부 등의 가구 특성과 가구소득이 대학 진학 여부에 미치는 영향에서 상당한 변화가 발견되었으며, 특히 4년제 대학 진학 여부와 가족소득의 관계가 강화된 것

을 확인하였다.

본 연구의 주요 발견은 다음과 같다. 첫째, 최근 코호트에서 대학 진학 여부에 미치는 가구소득의 영향력이 강화되었다는 점이다. 이는 고등교육 기회가 확대되었음에도 불구하고 지난 10년간 교육 불평등이 심화되었음을 의미한다. 가구소득이 4년제 대학의 진학 여부에 미치는 영향력이 증대되었고, 최근 코호트에서 최하위와 최상위 소득 집단 간의 진학을 격차는 다른 요인들을 통제하여도 30%p에 달하는 것으로 나타났다. 가구소득의 영향력 증대는 실질소득의 증가로 인한 효과를 제외하고도 여전히 유효하였다. 이러한 가구소득의 영향력은 전문대를 제외한 4년제 대학 진학 여부에서만 확인되었다는 점도 주목된다. 이는 교육기회가 확대된 상황에서 교육불평등이 상급학교의 질을 중심으로 나타난다는 EMI 가설에 부합하는 결과이다.

둘째, 부모의 학력 수준과 가족 구조의 영향은 최근 코호트에서 크게 감소하였다. 2000년대 초반 아버지의 학력 수준이 높을수록, 어머니가 대학 이상의 학력을 가진 경우, 양부모인 경우 4년제 진학률이 유의하게 높았다. 2010년대 초반에는 이러한 영향력이 대폭 축소되거나 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 최근 코호트로 올수록 부모학력의 영향이 증가하거나 유지되는 양상을 보이고 있음을 지적하는 기존 연구들과는 다른 결과이다(방하남·김기현, 2003; 장상수, 2004; Park, 2004). 본 연구는 가족의 사회경제적 지위를 부모의 학력과 직업지위, 가족의 사회적 자원만으로 측정된 기존 연구들과 달리 부모 학력수준과 경제적 자원의 크기인 가구소득의 영향력을 함께 분석하였다. 즉, 가구소득과 부모 학력 수준을 동시에 투입했을 때 부모 학력의 영향력이 감소한 것이며, 이는 교육불평등이 약화된 것이 아니라 그 양상이 변화되었음을 의미한다. 부모의 학력수준보다는 가구 내 직접적인 경제적 자원의 크기가 아동의 교육성취에 더 큰 영향을 미치게 된 것이라고 해석할 수 있다.

가족의 경제적 자원 부족은 아동의 학업능력 발달에 부적 영향을 미치며, 대학 진학 및 상위 위세의 대학으로 진학하는데 필요한 비용부담능력에 있어서 제약을 의미한다. 소득에 따른 사교육비 등 교육투자의 차이가 확대되고, 대학 진학에 필요한 등록금과 생활비 등의 경제적 부담으로 인해 학업능력을 갖춘 저소득층 아동이 대학에 진학할 기회를 제한하여 소득계층간 교육불평등 확대로 이어진다. 가족의 소득수준에 의해 교육 성취 수준이 결정되는 현상은 낮은 교육수준으로 인한 노동시장에서의 소득 하락으로 이어져 생애불평등을 지속, 심화시킬 수 있다는 점에서 매우 중요한 의미를 갖는다. 본 연구는 2000년대 초반과 2000년대 후반 대학에 진학한 집단을 대상으로 가구소득이 대학진학에 미치는 영향의 변화를 분석하여, 교육기회의 확대에도 불구하고 교육불평등이 보다 심화되고 있음을 확인하였다는 점에서 교육계층화 연구와 불평등 완화를 위한 정책 수립에 기여할 수 있다.

참고문헌

- 구인회, 2003. 「가족배경이 청소년의 교육성취에 미치는 영향: 가족구조와 가족소득, 빈곤의 영향을 중심으로」, 『사회복지연구』, 22, 5-32.
- 구인회·김정은, 2015. 「대학진학에서의 계층격차: 가족소득의 역할」, 『사회복지정책』, 42(3), 27-49.
- 김경근·변수용, 2006. 「한국사회에서의 상급학교 진학 선택 결정요인」, 『교육사회학연구』, 16(4), 1-27.
- 김기현·방하남, 2005. 「고등교육 진학에 있어 가족배경의 영향과 성별 격차」, 『한국사회학』, 39(5), 119-151.
- 김미곤·김태완, 2004. 「우리나라의 빈곤현황 및 정책과제」, 『사회보장연구』, 20(3), 173-200.
- 김미란, 2004. 「교육기회의 메리트크라시 구조: 대학유형과 서열별 진학기회를 중심으로」, 『교육문제연구』, 20, 1-21.
- 김성식, 2008. 「학생 배경에 따른 대학진학 기회의 차이」, 『아시아교육연구』, 9(2), 27-47.
- 김영화, 1990. 「고등교육 팽창의 결과」, 『교육학연구』, 28(3), 65-81.
- 류기철, 1995. 「고졸근로자의 대학진학양상 및 결정요인에 관한 연구」, 『교육사회학연구』, 5(1), 195-214.
- 박병영·김미란·김기현·류기락·이선형, 2011. 『교육과 사회계층이동 조사연구(IV): 1976-1986년 출생집단 분석』, 한국교육개발원
- 박성호·이미라·백수현·강혜정·성윤선·한효진, 2012. 『대학등록금과 대학재정』, 한국교육개발원.
- 방하남·김기현, 2002. 「기회와 불평등」, 『한국사회학』, 36(4), 193-222.
- _____. 2003. 「한국사회의 교육계층화」, 『한국사회학』, 37(4), 31-65.
- 변수용·김경근, 2008. 「한국 고등학생의 교육결과에 대한 문화자본의 영향」, 『교육사회학연구』, 18(2), 53-82.
- _____. 2010. 「한국사회 고등교육 계층화의 영향요인 분석: 일반계 고등학교 졸업생을 중심으로」, 『교육사회학연구』, 20(1), 73-102.
- 신광영·이병훈, 2007. 「사회계급과 대학진학: 고등학교 졸업 이후 경로를 중심으로」, 제3회 한국교육고용패널 발표논문집. 한국직업능력개발원.
- 양정호, 2013. 「우리나라 역대 정부의 사교육비 추이 분석」, 『교육행정학연구』, 31(4), 421-448.
- 유경준, 2007. 「소득불평등 개념과 실태」, 『노동경제논집』, 30(3), 103-138.
- 이상협·박찬용·정성석·최혜미, 2011. 「한국노동패널 탈락 분석」, 『한국데이터정보과학회지』, 22(1), 1-8.
- 이원진·구인회, 2015. 「소득분배의 시계열 분석을 위한 한국 소득 데이터의 검토」, 『조사연구』, 16(4).

- 이혜영·한준·김미란. 2006. 「학교 교육 이 사회 계층 이동 에 미치는 영향 분석」, 한국교육개발원.
- 장상수. 1997. 「산업화 과정에서의 사회이동과 그 변화」, 성균관대학교 박사학위논문.
- _____. 2000. 「교육 기회의 불평등」, 『한국사회학』, 34(3), 671-708.
- _____. 2004. 「학력성취의 계급별·성별 차이」, 『한국사회학』, 38(1), 51-75.
- 채창균. 2006. 「실업계 고교 졸업생의 진로선택」, 제2회 한국교육고용패널 학술대회 발표논문집. 한국직업능력개발원.
- 최강식·조운애. 2013. 『숙련편향적 기술진보와 고용』, Issue Paper 2013-318, 산업연구원.
- 최경수. 2010. 『저소득층 소득 증가 부진의 원인 분석』, 한국개발원
- Becker, G. S., and Thomes, N., 1986. “Human capital and Rise and fall of families.” *Journal of Labor Economics* 4(3): S1-S39.
- Belley, P., and Lochner, L. (2007). *The changing role of family income and ability in determining educational achievement*. NBER Working Paper No.13527.
- Blinder, A. S., 1973, “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates.” *The Journal of Human Resources*, 8(4) :463-455.
- Cameron, S. V., and Heckman, J. J. 1998. *Life cycle schooling and dynamic selection bias: Models and evidence for five cohorts* . NBER Working Paper No.6385.
- Caudill, S. B., 1988. “An Advantage of the Linear Probability Model over Probit or Logit.” *Oxford bulletin of economics and statistics*. 50(4): 425-427.
- Ellwood, D., and Kane, T. J. (2000). “Who is getting a college education? Family background and the growing gaps in enrollment.” *Securing the future: Investing in children from birth to college*, 283-324.
- Fortin, N., Lemieux, T. and Firpo S., 2010, *Decomposition Methods in Economics*, NBER Working Paper No.16045.
- Glewwe, P., and Jacoby, H. G. 1995. “An economic analysis of delayed primary school enrollment in a low income country: the role of early childhood nutrition.” *The review of Economics and Statistics*, 77(1): 156-169.
- Greenhalgh, S. 1985. “Sexual stratification in East Asia: The Other side of ‘Growth with equity’ in East Asia.” *Population and Development Review*, 11: 265-314.
- Haveman, R., and Wolfe, B. 1995. “The Determinants of Children’s Attainment: A Review of Methods and Findings.” *Journal of Economic Literature* 33(4): 1829-1878.
- Jann, B., 2008, “The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models.” *The Stata Journal*, 8(4): 453-479.
- Kane, T. J. 1996. “College cost, borrowing constraints and the timing of college entry.” *Eastern*

- Economic Journal*, 22(2): 181-194.
- Lucas, S. R. 2001. "Effectively Maintained Inequality: Education Transitions, Track Mobility, and Social Background Effects." *American journal of sociology*, 106(6): 1642-1690.
- Mare, R. D. 1980. "Social background and school continuation decisions." *Journal of the American Statistical Association*, 75(370): 295-305.
- Oaxaca, R. 1973. "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets." *International Economic Review*, 14(3): 693-709.
- Park, H. 2004. "Educational expansion and inequality in Korea." *Research in Sociology of Education*, 14: 33-58.
- Powell, B. and L.C. Steelman. 1993. "The educational benefits of being spaced out: Sibship density and educational progress." *American Sociological Review*, 58: 367-381.
- Ryder, N. B, 1965, "The Cohort as a Concept in the Study of Social Change." *American Sociological Review*, 30(6): 843-861.
- Shavit, Y., and Blossfeld, H. P. 1993. *Persistent Inequality: Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Social Inequality Series. Westview Press, 5500 Central Avenue, Boulder, 80301-2847.