

가구소득과 대학생의 노동시장 이행 준비와의 관계: 가난이 학점 경쟁에 영향을 주는가?

양정승 한국직업능력개발원 전문연구원
류지영 한국직업능력개발원 전문연구원

I. 서론

높은 실업률과 낮은 고용률, 높은 NEET 비율로 대표되는 청년층 노동시장의 문제는 미국을 비롯한 다수의 선진국에서 공통으로 경험하고 있는 현상

높은 실업률과 낮은 고용률, 높은 NEET(Not in Education, Employment, or Training) 비율로 대표되는 청년층 노동시장의 문제는 미국을 비롯한 다수의 선진국에서 공통적으로 나타나고 있다. 우리나라도 예외는 아니어서 2012년 9월 현재 20~29세 청년층의 실업률은 6.5%, 고용률은 57.6%로 전체 실업률 2.9%, 전체 고용률 60.0%보다 각각 3.6%p 높고 2.4%p 낮은 실정이다.¹⁾ 최근 온라인상에서 널리 쓰이고 있는 “88만원 세대”라는 단어는 젊은 층의 낮은 사회경제적 지위와 한정된 일자리를 향한 대학생들간의 스펙 경쟁을 함축적으로 표현하고 있다. 높은 실업률과 낮은 고용률, 높은 NEET 비율, 스펙 경쟁, 재학기간 증가, 휴학자 규모 증가 등의 뉴스는 더 이상 새로운 것이 아님에도 상황이 개선될 기미를 보이지 않고 있을 뿐만 아니라, 마땅한 대책 마련도 쉽지 않아서 앞으로도 한동안 중요한 사회 문제로 남아 있을 것으로 예상된다.

이러한 청년층의 어려운 노동시장 상황에 사회의 전반적인 소득불평등 심화 현상이 겹치면서, 대학생들의 경제적 상황이 급속히 악화되고 있다는 우려의 목소리가 나오고 있으며, 이러한 상황의 완화를 위해 사회적 지원이 필요하다는 주장이 제기되고 있다. 이에 부응하여 정부는 등록금 부담과 학자금 대출 부담을 줄이기 위한 각종 노력을 기울여 왔으나, 정책의 체감효과는 크지 않은 듯하다. 이러한 사회적 상황에서 몇 년 전부터는 ‘반값등록금’ 문제가 크게 이슈화되어 ‘무상급식’, ‘무상보육’ 문제와 더불어 복지정책의 큰 화두로 부각되고 있다. 급기야 서울시립대의 경우 등록금을 실질적으로 반값으로 인하하는 정책을 취하였고, 정부의 정책 지도에 의하여 대부분의 대학들이 등록금 인상을 자제하거나 소폭 인하하는 입장을

1) 통계청, 「국가통계포털」(<http://kosis.kr>).

취하고 있다.

그러나 대학등록금의 경우 대학에 다니고 있는 청년층만 누릴 수 있는 복지제도라는 측면에서 과연 보편적 복지로 접근하는 것이 타당한가 하는 비판을 피할 수 없다. 보편적 복지로 접근하기 위해서는 마땅히 누려야 할 권리의 성격을 가져야 할 텐데, 대학 교육이 권리일 수 있는지에 대해서는 의문이다. 유아와 초등학생의 경우 남들과 동일한 교육기회를 누리면서 성장할 권리를 가지고 있다고 접근할 수 있으나, 모든 성인들이 대학 교육을 받을 권리를 가지고 있다고 바라보기는 어려울 것 같다. 우리나라처럼 현실적으로 대학진학률이 높은 경우에는 대부분이 혜택을 받을 것이므로 어느 정도 보편적인 측면을 가지고 있다고 할 수 있으나, 가장 보호를 받아야 할 취약계층이 오히려 혜택을 받지 못할 가능성이 높고, 앞으로도 높은 대학진학률을 유지하는 것으로 사회적 합의가 이루어지지 않는다면 이러한 비판은 면하기 어려울 것이다.

이처럼 대학생 지원에 대한 사회적 목소리가 높고, 그 효과성과 형평성에 대한 의문이 남는 상황에서는 이에 대한 심도 깊은 연구를 통한 정책 결정이 바람직할 것이다. 그러나 이러한 필요성에도 불구하고 대학생 지원 정책의 효율성과 형평성에 대한 연구, 초·중·고등학교 학생들과의 지원 효과 및 형평성 비교 등의 연구는 전무한 실정이다.

본 연구는 대학생 지원 정책의 정당성을 살펴보기 위한 첫 단계로서, 현재 대학생들이 어떠한 경제적 상황에 처해 있는지를 살펴보는 것이 그 목적이다. 즉, 현재 대학생들이 직면하고 있는 경제적 어려움이 이들의 학업과 졸업 이후 노동시장 이행 준비 과정에서 질곡으로서 작용하고 있는지를 살펴보고자 한다. 이를 위해 Cameron & Heckman(1999)과 Caneiro & Heckman(2002, 2003)의 연구에서 사용한 가장 기본적인 방법을 응용하여 경제적 어려움이 대학 입학 여부가 아닌 현재 대학생들의 노동시장 이행 준비에 영향을 주는지의 여부를 살펴보고 바람직한 정책 방향을 도출하고자 했다. 개인의 능력을 통제한 이후에도 가구소득 분위별로 아르바이트 참여율과 아르바이트 근로시간, 학점의 차이가 존재한다면, 이것은

대학생 지원에 대한 사회적 목소리가 높고, 그 효과성과 형평성에 대한 의문이 남는 상황에서 이에 대한 심도 있는 연구를 통한 정책 결정이 바람직

개인적 요인이 아닌 가구소득에 기인한 차이라고 할 수 있다는 점에서 경제적 어려움이 대학생들의 학업 및 노동시장 이행 준비에 차이를 만들어 낸다고 할 수 있다. 즉, 부모의 가구소득 차이가 없었다면 발생하지 않을 차이라고 할 수 있고, 노동시장에서 대학 성적이 중요하다면 부모의 가구소득으로 인해 발생한 이러한 성적 차이는 곧 경제적 어려움으로 인한 노동시장 이행 준비의 차이라고 해석할 수 있다.

II. 대학생 지원이 가지는 경제적 의미

대학생에 대한 정부 혹은 사회의 지원이 가지는 경제적 의미에 대해서는 우리나라보다 여러 가지 면에서 오랜 대학 지원정책의 역사를 가진 미국에서 활발히 논의되어 왔다. 효율성과 형평성 측면에서 이에 대해 찬성하는 입장과 반대하는 입장을 종합하여 순서대로 정리하면 다음과 같다.

효율성 측면에서 대학생 지원에 찬성하는 입장:
① 최적 인적자본 투자 달성, ② 초·중·고 교육 대비 자원의 효율적 사용, ③ 고등학교 교육의 보충교육, ④ 긍정적 인 외부효과

먼저, 효율성 측면에서 찬성하는 입장은 다음의 네 가지 측면으로 집약된다.

첫째, 대학생들이 신용제약(credit constraint)²⁾으로 인하여 인적자본에 대한 충분한 최적 투자를 하고 있지 못한 상황이라면, 대학생들에 대한 지원은 신용제약 때문에 최적의 인적자본 투자를 하지 못했던 이들의 부담을 덜어주어 사회 전체적인 효율성을 높인다.

둘째, 초·중·고등학교 학생들에 비해 대학생들은 강한 경쟁의식을 가지고 있고, 금전적 가치의 효용성에 대해 더 많이 이해하고 있는 시기라고 할 수 있으므로 사회적 자원을 이들에게 투자하는 것이 초·중·고등학교 학생에 대한 투자보다 효율적일 수 있다.

셋째, 대학 교육은 고등학교 교육의 보충교육일 수 있다. 개인적인 능력이 부족한 경우 부족한 부분을 대학 교육 단계에서 고등학교 교육에서 필요한 부분을 보충

2) 자본시장이 잘 작동하고 있다면, 인적자본 투자를 원하는 사람은 언제든지 시장에서 원하는 자금을 조달하여 인적자본에 투자할 수 있다. 그러나 자본시장이 잘 작동하지 않으면, 시장에서 자금의 조달이 원활하지 않아 인적자본 투자를 하고 싶어도 할 수 없는 상황에 처하게 된다. 이러한 상황을 경제학에서 “신용제약”이라고 부른다. 즉, 가난해서 공부를 하고 싶어도 할 수 없는 상황, 혹은 공부에 전념하고 싶는데, 경제적 어려움 때문에 공부에 전념할 수 없다면 이러한 상황을 신용제약이라고 부를 수 있다.

학습시키는 효과를 가져올 수 있다. 또한, 미숙한 고등학교 시절에는 학습 효율이 낮았다 하더라도 어느 정도 성숙한 대학 시절의 재교육은 학습효과가 보다 높을 수 있다.

마지막으로, 대학 교육은 수많은 긍정적인 외부효과를 가진다. 대학 교육은 개인의 생산성을 증가시켜 금전적인 이득을 가져다 줄 뿐만 아니라 사회의 일반적인 기술 수준을 향상시키고, 비금전적인 측면에서도 의사결정의 효율성을 증대시켜 사회 전체의 삶의 수준 향상에 기여할 수 있다.

반면, 효율성 측면에서 반대하는 입장은 다음과 같다.

첫째, 학교급별 투자의 효과를 검토하면 초·중·고등학교에 투자하는 것이 더 효율적일 수 있다. 가령 대학 교육에 이미 충분한 투자가 이루어지고 있다면, 이에 대한 추가적인 투자는 투자가 미흡한 초·중·고등학교에 투자하는 것보다 효율성이 좋지 않을 것이다. 또한 생애학습 단계에서 초·중·고등학교 시절의 학습능력의 효율성이 대학 시절의 학습능력의 효율성보다 높으므로 초·중·고등학교에 대한 투자가 사회 전체적인 효율성을 증가시킬 수 있다.

효율성 측면에서 대학생 지원에 반대하는 입장:
① 초·중·고에 투자하는 것이 더욱 효율적일 가능성, ② 경쟁 감소, ③ 교육의 무상화는 보충교육으로서의 대학교육의 의미를 감소, ④ 다른 형태의 경쟁을 초래

둘째, 대학 교육에 투자하는 것이 효율적인 이유가 초·중·고등학교 학생들에 비해 대학생들이 경쟁적이고, 금전적 가치의 효용성에 대해 더 잘 이해하는 성숙함에 기인한다면, 등록금 인하는 경쟁의 비용을 줄이므로 경쟁 자체를 감소시키고 대학생들의 성숙도를 낮추는 부작용을 초래할 수 있다.

셋째, 대학 교육이 고등학교 교육의 보충교육일 수 있는 이유도 이것이 무료가 아니라 초·중·고등학교의 등록금보다 높은 비용을 치르기 때문일 수도 있어, 대학 교육의 무상화는 이러한 측면에서 대학 교육의 의미를 감소시킬 수 있다.

넷째, 등록금 인하는 다른 형태의 경쟁을 가져올 수 있다. 가령 대학 교육의 주된 기능이 인적자본의 축적보다는 신호(signaling) 기능이라면, 즉 대학에서 배우는 것보다 어느 대학, 무슨 학과를 평점 몇 점을 받고, 토익 몇 점을 받고 졸업했다는 신호를 부여하는 것이 주요한 기능이라면, 등록금 인하로 인한 교육비 저하는 추가적인 신호 획득을 위한 경쟁을 가져올 수 있다.

마지막으로, 등록금 인하는 각 대학이 더 많은 보조금을 정부로부터 받기 위해 각종 편법을 동원하게 할 가능성을 높인다. 따라서 이를 감시·감독하기 위한 추가적인 사회적 비용이 발생하게 된다.

형평성 측면에서 찬성하는 입장: ① 소득 양극화 현상 완화, ② 소득세에서 자원을 충당할 경우 소득재분배 효과
반대하는 입장: ① 대학생 지원은 역진적, ② 초·중·고 시절의 신용 제약이 더욱 중요

한편, 형평성 측면에서 찬성하는 입장은 다음과 같다.

첫째, 현재 중산층이 붕괴되고 소득 양극화 현상이 심화되고 있음을 고려한다면, 대학생에 대한 지원은 소득 양극화 현상을 완화시킬 수 있다. 대학생 대다수가 중산층 가정의 자녀일 것이므로 대학생에 대한 지원이 곧 중산층 지원책이 될 수 있기 때문이다.

둘째, 대학생 지원 보조금의 재원을 소득세에서 전액 충당한다면 소득 불평등도를 증가시키지는 않는다. 소득세제는 누진적이므로 소득세에서 전액 충당하면 고소득자에게 상대적으로 많이 거두어 사회 전체 계층에 분배하는 것과 동일한 효과를 가져오게 될 것이다.

반면, 형평성 측면에서 반대하는 입장은 다음과 같다.

첫째, 이미 언급한 바와 같이 대학에 진학하지 않은 비진학자들이 주로 취약계층임을 감안하면 대학생에 대한 지원은 역진적이다. 더욱이 대학 진학자들은 대학 졸업 후 비진학자들보다 장래에 더 높은 임금을 받고 일할 사람들이다. 대학생에 대한 지원은 장래의 고소득자에게 추가적인 소득을 지급하는 것과 동일한 효과를 지닌다.

둘째, 단기적인 신용제약보다는 장기적인 신용제약이 더욱 중요하다. 가령 대학 재학 중에 부모가 실직하였다고 가정하자. 이는 대학생에게 경제적 어려움을 어느 정도 줄 것이다. 그러나 만약 자녀가 초등학교 혹은 중학교 재학 중에 부모가 실직했다면, 부모의 실직이 자녀의 생애소득에 미치는 영향은 자녀가 대학 재학 중 실직하는 것보다 일반적으로 훨씬 클 것이다. 따라서 교육기회의 측면에서 대학 시절의 신용제약보다는 초·중·고등학교 시절의 신용제약이 생애소득 측면에서 더 중요하다고 할 수 있다. 반대로 대학등록금 보조는 장기적인 지원이 아닌 단기적인 지원책이므로 효과가 상대적으로 작다.

이처럼 대학생에 대한 재정 지원이 지니는 사회경제적 의미에 대한 견해는 다양하기에 현실에 대한 정확한 이해에 기반한 지원정책 결정이 향후 필요하다고 할 수 있다. 따라서 대학생의 신용제약 정도, 또한 신용제약이 발생하고 있다면 그 원인에 대한 분석, 그리고 학교급별로 어느 단계에서 신용제약이 가장 크게 발생하고 있는지를 연구하는 것이 상당히 중요하다. 그러나 필진이 알고 있는 한 우리나라의 경우 신용제약에 관한 연구는 Lee(2012)의 연구가 유일하다. Lee(2012)는 Caneiro & Heckman(2003)의 연구를 우리나라에 적용하여 단기적인 요인보다는 장기적인 요인이 4년제 대학 진학 여부에 중요한 영향을 미치고 있음을 보여 주었다. 한편, 오호영(2012)은 4년제 대졸자를 대상으로 한 연구를 통해 가구소득이 적을수록 용자에 의존하여 학비를 조달하는 비율이 높고, 부모에게 학비를 의존한 경우 영어성적과 월평균 소득이 용자에 의존한 경우에 비해 높음을 보여 주었다. 그러나 학비 조달 방식은 신용제약의 한 부분일 뿐이고 개인의 능력을 통제했는지의 여부가 불확실하여 신용제약의 존재 여부를 엄밀히 분석하였다고 보기에는 한계가 있다.

대학생의 신용제약 정도와 원인에 대한 분석, 학교급별로 어느 단계에서 신용제약이 가장 크게 발생하고 있는지를 연구하는 것이 매우 필요

Ⅲ. 연구방법과 연구자료

Cameron & Heckman(1999)과 Caneiro & Heckman(2002, 2003)은 소득 분위별, 인종별 대학 입학률 격차의 통계적 검정을 통하여 신용제약의 존재 여부를 추정하는 방법을 제시하였는데, 미국의 경우 신용제약은 그다지 크지 않으며, 단기적 요인보다는 장기적 요인이 중요하여 등록금 보조정책의 효과는 매우 제한적이라는 결론을 도출하였다. 이들의 연구 방법을 우리나라에 적용한 Lee(2012)의 연구도 단기적인 요인보다는 장기적인 요인이 4년제 대학 진학에 중요한 것으로 나타나 등록금 보조의 효과가 크지 않을 것으로 추정하였다.

본 연구는 이들의 연구에서 사용된 기본적인 방법을 응용하여, 대학 입학 여부가 아닌, 아르바이트 참여, 아르바이트 근로시간, 학점, 기대 근로소득 등에 적용하여 소득 분위별로 차이가 존재하는지를 통계적으로 검증하였다. 개인의 능력을 통

제한 이후에도 가구소득 분위별로 아르바이트 참여율과 아르바이트 근로시간, 학점에서의 차이가 존재한다면, 이를 신용제약이 존재한다는 증거로 해석하는 것이 본 연구의 주요 방법이다. 회귀분석이 아니라, 이와 같은 방법을 선택한 이유는 회귀분석이 가구배경 변수들과 아르바이트 참여율 및 아르바이트 근로시간, 학점 간의 구체적 관계를 규명하는 데 유용한 방법인 반면, 아르바이트 참여와 아르바이트 근로시간 및 학점 간의 내생성을 통제해야 하는 방법론적 이슈를 가지고 있어 한정된 분량으로 다루기에 적절치 않고, 본 연구의 주요 목적은 변수들간의 구체적인 관계를 밝히는 것이 아니라 노동시장 이행 준비에 있어서 신용제약이 존재하는지를 살펴보는 것에 있기 때문이다.

대학 입학 당시의 개인의 능력을 통제한 상태에서의 가구소득 분위별 학점의 차이는 가구별로 교육 투자에 이용 가능한 자원의 차이가 발생하여 교육 성과의 차이를 가져오는 것이므로, 가구소득이 동일하다면 발생하지 않을 차이라는 측면에서 신용제약을 의미

노동시장 이행 준비에 있어서 신용제약의 존재 여부를 판단하는 데 이용한 변수는 학점이다. 대학 입학 당시 개인의 능력을 통제한 상태에서의 가구소득 분위별 학점의 차이는 가구별로 교육투자에 사용할 수 있는 자원에 있어 차이가 발생하여 교육성과의 차이를 가져오는 것이므로, 가구소득이 모두 동일하다면 발생하지 않을 차이라는 측면에서 신용제약을 의미한다고 할 수 있다. 한편, 학점이 장래에 노동시장에서의 월평균 소득을 결정하는 데 중요하다면 학점의 차이는 노동시장 이행 준비의 차이를 의미하므로, 가구소득에 따른 학점의 차이는 노동시장 이행 준비의 차이를 나타낸다고 할 수 있다.

연구를 위하여 이용한 데이터는 한국직업능력개발원의 「한국교육고용패널」(Korean Education & Employment Panel, 이하 KEEP) 1차년도~7차년도 조사 자료와 한국고용정보원의 「대졸자 직업이동 경로조사」(Graduates Occupational Mobility Survey, 이하 GOMS) 2007년, 2008년, 2009년 졸업생 1차년도 조사 자료이다.

KEEP은 2004년을 기준으로 중학교 3학년, 일반계 고등학교 3학년, 실업계 고등학교 3학년, 각 2,000명씩 총 6,000명을 대표성 있게 추출하여 10년 이상 추적조사하는 종단조사이다. 이에 더하여 학생들의 가구와 학교(담임, 학교행정가) 조사를 병행하였다. 교육실태, 교육효과, 교육과 노동시장의 연계 등에 대한 심층적인 연구

및 바람직한 정책 수립에 필요한 다양한 정보를 담고 있다. 본 연구는 KEEP 응답자들을 대상으로 하였고, 이들의 학기 중 근로경험과 근로시간, 학점, 수능점수, 대학과 학과 정보, 가구소득 자료를 이용하였다. 전문대생을 포함할 경우 논의의 폭이 넓어지는 문제를 피하기 위해 4년제 대학 졸업생으로 대상을 한정하였다.

GOMS는 매해 전년도 2~3년제 대학 이상의 고등교육 과정을 이수한 졸업자를 모집단으로 해서, 그중 약 4%에 해당하는 1만 8,000명의 패널을 구축하여 졸업 후 약 20개월 후 1차 조사를 실시하고, 1차 조사 이후 2년이 경과한 시점에서 1회의 추적조사를 실시하고 있다. 표본 크기가 일반적인 패널조사보다 크고, 대학 졸업생들의 졸업 이후 근로 상황을 살펴보는 데 필요한 다양한 정보를 담고 있다. 또한, 평점과 재학 중 아르바이트 경험, 어학연수, 시험 준비, 취업 준비, 휴학 경험 등 다양한 학교 생활 경험도 조사하고 있어 대학생 및 대학 졸업생들과 관련된 연구에 유익한 자료를 제공하고 있다. 그러나 입학 시기와 현재의 가구소득을 범주변수로 조사하였고, 미국 NLSY(National Longitudinal Survey of Youth) 조사의 AFQT(Armed Forces Qualification Test) 점수처럼 개인의 인지적 능력으로써 활용할 변수를 제공하지 않는다는 점에서 한계가 있다.

GOMS는 가구소득을 범주변수로 조사하였고, 개인의 인지적 능력으로써 활용할 변수를 제공하지 않는다는 점에서 자료의 한계가 있어 KEEP을 사용

GOMS 데이터는 학교·학과별 평균 학점과 학점의 표준편차, 그리고 학점에 따른 기대임금을 구하기 위해 사용하였다. 마찬가지로 4년제 대학의 졸업생들만을 연구 대상으로 하였다.

〈표 1〉은 본 연구 대상자인 KEEP 응답자의 기술적인 통계량을 요약하고 있다.³⁾

표 1. 연구 대상자들의 기술 통계량

| | 관측치 수/인원수 | 평균 | 표준편차 | 최소값 | 최대값 |
|---------------|-----------|--------|-------|-------|--------|
| 주당 아르바이트 근로시간 | 3,790 | 33.13 | 19.77 | 1.00 | 80.00 |
| 학점 | 8,445 | 77.67 | 12.91 | 0.22 | 100.00 |
| 수능성적 | 1,004 | 286.39 | 61.62 | 49.00 | 416.00 |
| 로그실질 월평균 가구소득 | 1,759 | 14.95 | 0.54 | 12.89 | 16.91 |

자료: 한국직업능력개발원, 한국교육고용패널 1차년도~7차년도 자료.

3) 자세한 데이터 생성 절차는 〈부록〉 참조

IV. 분석 결과

1. 가구 소득과 학기 중 아르바이트

현재와 같이 대학생 간의 스펙 경쟁이 벌어지고 있는 상황에서 아르바이트를 할수록, 또한 아르바이트 근로시간이 증가할수록 경쟁에서 불리할 가능성이 있음

먼저 살펴볼 것은 대학생들의 아르바이트 참여 실태와 주당 평균 근로시간이다. 현재와 같이 대학생들의 스펙 경쟁이 벌어지고 있는 상황에서 아르바이트를 할수록, 그리고 아르바이트 근로시간이 증가할수록 경쟁에서 불리할 가능성이 있기 때문이다.

〈표 2〉는 가구소득 분위별로 학기 중 아르바이트 참여율과 주당 평균 근로시간을 추정한 결과이다. 가구소득은 1사분위가 가구소득이 가장 낮은 가구이고 4사분위가 가장 높은 가구이다.

표 2. 가구소득 분위별 학기 중 아르바이트 참여율과 주당 평균 근로시간

| | 아르바이트 참여율 | | | 주당 평균 아르바이트 근로시간 | | |
|-----------|-----------|--------|--------|------------------|--------|--------|
| | 관측치 수 | 추정치 | 표준오차 | 관측치 수 | 추정치 | 표준오차 |
| 1사분위 | 2,758 | 0.2346 | 0.0081 | 2,741 | 8.4139 | 0.3462 |
| 2사분위 | 4,478 | 0.2072 | 0.0061 | 4,463 | 7.3285 | 0.2555 |
| 3사분위 | 5,725 | 0.2045 | 0.0053 | 5,707 | 6.5065 | 0.2079 |
| 4사분위 | 6,703 | 0.1716 | 0.0046 | 6,686 | 4.8892 | 0.1639 |
| | 추정치 | 표준오차 | P값 | 추정치 | 표준오차 | P값 |
| 1사분위-4사분위 | 0.0630 | 0.0093 | 0.0000 | 3.5248 | 0.3386 | 0.0000 |
| 1사분위-3사분위 | 0.0300 | 0.0097 | 0.0020 | 1.9074 | 0.3841 | 0.0000 |
| 1사분위-2사분위 | 0.0274 | 0.0101 | 0.0062 | 1.0855 | 0.4241 | 0.0105 |

주: 주당 평균 아르바이트 근로시간은 아르바이트 참여자에 한정된 조건부 평균이 아닌 전체 평균이다. 따라서 아르바이트에 참여하지 않은 경우 0시간으로 계산되었다.

자료: 한국직업능력개발원, 한국교육고용패널 1차년도~7차년도 자료.

가구소득이 증가할수록 아르바이트 참여율과 근로시간이 낮아짐

아르바이트 참여율의 경우 1사분위 가구의 학생들은 23.5%, 2사분위 20.7%, 3사분위 20.5%, 4사분위 17.2%로 나타나, 1사분위 가구의 학생들이 4사분위 가구의 학생들보다 아르바이트를 하고 있을 확률이 6.3%p 높았으며 이 차이는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 심지어 2사분위와도 2.7%p의 격차가 있었으며,

이 또한 1% 유의수준에서 격차가 없다는 가설이 기각되었다.

주당 평균 아르바이트 근로시간은 1사분위의 경우 8.4시간, 2사분위는 7.6시간, 3사분위는 6.5시간, 4사분위는 4.9시간으로 가구소득 분위가 올라감에 따라 아르바이트 참여율과 마찬가지로 감소하는 추이를 보인다. 1사분위와 4사분위의 격차는 3.5시간이고 1% 수준에서 통계적으로 유의했으며, 3사분위와의 격차는 1.9시간, 2사분위와는 1.1시간이고, 각각 1%와 5%수준에서 통계적으로 유의하였다.

2. 가구소득과 학점

다음으로 살펴볼 것은 가구소득과 학점 간의 관계이다. 앞서도 살펴본 바와 같이 가구소득이 적을수록 아르바이트 참여율이 증가하고 아르바이트 근로시간 또한 증가하는 관계에 있다는 사실로부터, 일차적으로 가구소득이 증가할수록 학점이 좋을 것으로 추론할 수 있다. <표 3>은 가구소득과 학점 간에 상관관계가 있는지 살펴보기 위해 가구소득별 학점을 추정한 결과이다. 학점은 졸업평점이 아닌 학기의 성적이 한 관측치를 구성하는 것이다. 또한, 학교 간의 만점 기준이 다른 문제를 보완하기 위해 100점 만점 기준으로 단순 환산하여 비교하였다.

추정 결과는 1사분위의 경우 평균 77.8점, 2사분위는 77.3점, 3사분위는 78.3점, 4사분위 77.3점이었고, 사분위 간의 평균평점 격차는 모두 ± 0.5 이었다. 이러한 격차는 통계적으로 유의하지는 않는 것으로 나타났다.

한편, 학교별로 평균평점이 다르고 점수의 분포가 다른 점을 고려하기 위해, 개인의 학점에서 학교·학과별 평균점수를 제하고 표준편차로 나눈 표준화 점수를 구해서 이를 별도로 추정하였다. 학교·학과별 평균점수와 표준편차는 GOMS를 이용하여 계산하였다. 모든 사분위에서 표준화 점수 평균은 음수값이었는데, 이는 GOMS의 평점은 졸업평점인 반면, KEEP의 학점은 학기의 학점이어서 재수강 등의 요인으로 졸업평점이 더 높기 때문일 것이다. 결과는 가구소득이 증가함에 따라 성적이 낮아지는 경향이 발견되었는데, 통계적으로 유의하지는 않았다. 4사분위와 1사분위의 성적 격차는 -0.09 S.D. 포인트였는데, 통계적으로 유의하지 않았

가구소득 분위 간 학점 격차는 통계적으로 유의하지 않아 차이가 있다고 할 수 없음

고, 3사분위와의 격차(-0.05 S.D. 포인트)도 마찬가지로였다. 다만 2사분위와의 격차 -0.16 S.D. 포인트만이 5% 수준에서 통계적으로 유의하였다.

표 3. 가구소득 분위별 학기 평점⁴⁾

| | 평점 | | | 표준화 평점 | | | 표준화 평점(수능 통제) | | |
|-----------|------------|-------------|-----------|------------|-------------|-----------|---------------|-------------|-----------|
| | 관측치수 | 추정치 | 표준오차 | 관측치수 | 추정치 | 표준오차 | 관측치수 | 추정치 | 표준오차 |
| 1사분위 | 1,135 | 77.8105 | 0.3905 | 914 | -0.4734 | 0.0541 | 545 | 0.0973 | 0.0656 |
| 2사분위 | 1,962 | 77.3336 | 0.2889 | 1,627 | -0.6349 | 0.0428 | 1,049 | -0.1360 | 0.0540 |
| 3사분위 | 2,450 | 78.2898 | 0.2537 | 2,040 | -0.5220 | 0.0411 | 1,308 | 0.0412 | 0.0477 |
| 4사분위 | 2,890 | 77.3297 | 0.2449 | 2,354 | -0.5636 | 0.0356 | 1,593 | 0.0197 | 0.0430 |
| | 추정치 | 표준오차 | P값 | 추정치 | 표준오차 | P값 | 추정치 | 표준오차 | P값 |
| 4사분위-1사분위 | -0.4808 | 0.4611 | 0.2971 | -0.0902 | 0.0663 | 0.1740 | -0.0776 | 0.0830 | 0.3496 |
| 3사분위-1사분위 | 0.4793 | 0.4579 | 0.2953 | -0.0486 | 0.0713 | 0.4953 | -0.0561 | 0.0852 | 0.5099 |
| 2사분위-1사분위 | -0.4769 | 0.4822 | 0.3227 | -0.1614 | 0.0701 | 0.0213 | -0.2333 | 0.0887 | 0.0086 |

자료: 한국직업능력개발원, 한국교육고용패널 1차년도~7차년도 자료, 한국고용정보원, 대졸자 직업이동 경로조사 2007년, 2008년, 2009년 졸업생 1차년도 자료.

마지막으로, 개인의 능력이 성적에 미치는 영향을 고려하기 위해 수능을 통제된 가구소득별 표준화 점수를 추정하였다. 가구소득이 적을수록 대학 진학 시 장학금 수혜 등을 목적으로 하향지원하는 경향이 있을 수 있고, 따라서 이것이 차후의 학점에 영향을 미쳐 가구소득 수준이 낮은 가구의 대학생들의 학점이 높은 것처럼 나타날 수 있기 때문이다. 수능은 학교 평균 수능점수와 격차를 이용하여 통제변수로 추가하였다. 학교 평균 수능점수는 진학사 자료를 이용하는 것이 바람직할 것이나, 공개된 자료가 아니어서 본 연구에서는 이용할 수 없었다. 대신 본 연구에서는 KEEP의 수능점수를 학교별로 평균하여 이용하였다. 성적을 통제변수에 회귀하여 설명되지 않는 잔차를 수능을 통제된 성적변수로 이용하였다. 결과는 수능을 통제하지 않은 경우와 추세의 차이는 없었다. 여전히 1사분위의 성적이 가장 높았으며, 사분위 간 성적 격차는 2사분위와 1사분위 간 격차를 제외하고는 통계적으로 유의

4) 측정기준에 따라 관측치의 수가 크게 변동하는 이유는 변수값의 누락(missing) 때문이다. 가령 평점은 있으나 학교정보가 없는 경우, 평점과 학교정보는 있으나 수능정보가 없는 응답자들 때문이다.

하지 않았다.

이렇게 입학 당시 성적을 통제하여도 가구소득이 적을수록 성적이 높은 이유로는 근로경험에 의한 성숙함의 효과를 생각해 볼 수 있다. 또한, 대학 입학 이후에도 가구소득 수준이 낮을 경우 가구소득이 높은 가구의 학생보다 장학금 수혜에 대한 유인이 강하게 작용하여 성적이 높을 가능성도 배제할 수 없다.

3. 가구소득과 기대임금

100점 만점으로 환산한 성적으로 가구소득과 성적 간의 일정한 관계가 관측되지 않는다는 것은 가구소득이 아르바이트 참여 여부와 아르바이트 근로시간에는 영향을 미치지 않지만 학업에 지장을 초래하지 않는 정도에 그친다는 것을 암시하고 있어, 신용제약이 존재하지 않는다는 증거로 해석할 수 있다. 그러나 100점 만점 성적을 이용하는 경우 학교마다 존재하는 점수의 차이를 반영하지 않고 있다는 한계가 있다. 즉, A라는 학교의 성적 1점과 B라는 학교의 성적 1점은 의미가 서로 달라서 비교 가능한 동일한 기준이 아닐 수 있는 것이다. 가령 A라는 학교의 1점이 B라는 학교의 1점보다 획득하기 어렵고 가구소득 수준이 높은 사람은 주로 A학교에, 가구소득이 낮은 사람은 주로 B학교에 다니고 있다면 전체적인 평균은 B학교에 다니는 학생들이 많은 집단에서 더 높게 나타날 것이다. 따라서 학교 간 비교 가능한 동일한 기준으로 가구소득이 성적에 영향을 미치는지, 그 여부를 살펴볼 필요가 있다. 이를 위해 본 연구에서는 출신 학교와 학과, 평점, 그리고 학교와 평점의 교차항을 설명변수로 하여 졸업 후 현 직장에서의 월평균임금을 회귀한 후, 평점 및 평점과 학교의 교차항에 의해 예측되는 기대임금을 성적을 의미하는 것으로 해석하여 이를 가구소득 분위별로 비교해 보았다. 평점과 학교의 교차항은 학교의 고정효과가 아닌 평점을 통해서만 얻을 수 있는 효과이므로 학교 간 점수의 질적 차이를 반영하는 것으로 간주하였다. 이러한 효과는 학교 간의 학점 수여 분포의 차이와 학점을 통해서만 반영되는 학교의 생산성 효과의 차이라는 측면에서, 이 효과의 개인 간의 차이는 노동시장 이행 준비 혹은 동등화한 성적의 차이로 볼 수 있을 것이

학점은 학교마다 존재하는 점수의 차이를 반영하지 않고 있다는 한계가 있어, 학교 간 비교 가능한 동일한 기준으로 가구소득이 성적에 영향을 미치는지를 살펴볼 필요가 있음

다. 예를 들어 설명하면, 모든 대학 졸업자에게 일종의 동일한 전국 단위 졸업시험을 치게 했을 때 점수를 매길 수 있을 것인데, 이때 점수는 개인의 능력과 학교효과 의 결과일 것이다. 또한, 이때 개인의 능력으로 설명되는 부분이 본 연구에서 사용하고 있는 기대임금과 같은 것을 의미하는 것으로 해석할 수 있다. 여기에 고등학교 수능성적이 높아서 성적이 높은 효과를 통제하면, 순수히 대학생활의 차이에서 기인하는 차이를 도출할 수 있을 것이다.

평점 및 평점과 학점의 교차항에 의해 예측되는 기대임금은 가구소득이 증가함에 따라 증가

이러한 기대임금을 사용한 추정 결과는 <표 4>에서 볼 수 있는 바와 같이, <표 3>의 100점 만점 성적을 이용한 것과는 확연히 다르게 나타났다. 기대임금은 가구 소득이 증가함에 따라 증가하였고, 이는 수능성적을 통제하여 대학 입학 당시의 개인 능력을 통제할 경우에도 그 크기는 줄어들었지만 여전히 소득분위를 따라 증가 하였다.

표 4. 가구소득 분위별 기대로그임금

| | 기대로그임금 | | | 기대로그임금(수능 통제) | | |
|-----------|------------|-------------|-----------|---------------|-------------|-----------|
| | 관측치 수 | 추정치 | 표준오차 | 관측치 수 | 추정치 | 표준오차 |
| 1사분위 | 943 | 14,4109 | 0,0062 | 561 | 13,9987 | 0,0084 |
| 2사분위 | 1,628 | 14,4530 | 0,0047 | 1,050 | 14,0181 | 0,0056 |
| 3사분위 | 2,066 | 14,4736 | 0,0038 | 1,328 | 14,0412 | 0,0044 |
| 4사분위 | 2,415 | 14,4721 | 0,0043 | 1,627 | 14,0228 | 0,0045 |
| | 추정치 | 표준오차 | P값 | 추정치 | 표준오차 | P값 |
| 4사분위-1사분위 | 0,0613 | 0,0079 | 0,0000 | 0,0241 | 0,0092 | 0,0087 |
| 3사분위-1사분위 | 0,0627 | 0,0071 | 0,0000 | 0,0425 | 0,0087 | 0,0000 |
| 2사분위-1사분위 | 0,0421 | 0,0078 | 0,0000 | 0,0194 | 0,0098 | 0,0475 |

자료: 한국직업능력개발원, 한국교육고용패널 1차년도~7차년도 자료, 한국고용정보원, 대졸자 직업이동 경로조사 2007년, 2008년, 2009년 졸업생 1차년도 자료.

수능성적을 통제하지 않았을 경우, 4사분위와 1사분위의 임금 격차는 6.1%, 3사분위와는 6.2%, 2사분위와는 4.2%의 임금 격차가 있는 것으로 나타났다. 수능성적을 통제하더라도 4사분위는 1사분위보다 2.4%, 3사분위는 4.3%, 2사분위는

1.9% 더 높은 임금을 받을 것으로 기대할 수 있었다. 또한, 격차에 대한 모든 추정치는 5% 수준에서 통계적으로 유의하였다.⁵⁾

〈표 3〉에서 소득분위가 상승함에 따라 평균 성적이 하락하였음에도 불구하고 〈표 4〉에서와 같이 기대임금이 오히려 통계적으로 유의하게 상승하는 것은 가구소득별로 대학생들이 다니고 있는 학교의 질이 달라 이러한 결과가 나왔을 가능성이 높은 것으로 보인다. 이러한 문제를 살펴보기 위해 학교를 지역에 따라 ‘서울 소재 대학’, ‘수도권 소재 대학’, ‘지방 소재 국공립대학’, ‘지방 소재 사립대학’의 4그룹으로 나누어 수능을 통제한 표준화 점수와 기대임금의 가구소득 분위별 변화를 추정하여 그 결과를 〈표 5〉에 정리하였다.

표준화 점수의 경우에는 ‘수도권 소재 대학’, ‘지방 소재 국공립대학’, ‘지방 소재 사립대학’의 경우 이전의 결과를 그대로 따르고 있었다. 그러나 ‘서울 소재’ 그룹의 경우는 〈표 3〉의 결과와 다르게 비록 통계적으로 유의하지는 않았으나 가구소득 분위가 증가함에 따라 성적이 상승하는 추이를 보여주고 있다.

기대임금의 경우에는 표준화 점수와는 또 다른 모습이다. ‘서울 소재 대학’ 그룹과 ‘지방 소재 사립대학’ 그룹은 〈표 4〉에서처럼 가구소득이 증가함에 따라 기대소득이 증가하는 추세를 보여주고 있다. 특히 ‘서울 소재’ 대학 그룹에서 4사분위와 1사분위의 기대임금 격차는 6.0%, 3사분위와 1사분위의 격차는 7.5%에 이르고 있었다. 반대로 ‘수도권 소재 대학’과 ‘지방 소재 국공립대학’ 그룹에서는 임금 격차가 대부분 통계적으로 유의하지 않아 소득분위 간 임금 격차가 존재한다고 보기 어렵다.

‘서울 소재’ 대학의 경우는 비록 통계적으로 유의하지는 않았으나 가구소득 분위가 증가함에 따라 성적이 상승

5) 수능성적 통제는 앞서와는 다르게 개인 수능점수를 설명변수로 하여 기대로그임금을 회귀한 후 상수항과 잔차를 수능을 통제한 기대로그임금으로 사용하였다.

표 5. 대학 그룹별 · 가구소득 분위별 평점과 기대로그임금

| | | | 표준화 평점(수능 통제) | | | 기대로그임금(수능 통제) | | |
|-----------------------|-----------------|-----------|---------------|---------|--------|---------------|---------|--------|
| | | | 관측치 수 | 추정치 | 표준오차 | 관측치 수 | 추정치 | 표준오차 |
| 가구소득 분위별 추정치 | 서울 소재 대학 | 1사분위 | 151 | -0.1013 | 0.1238 | 151 | 13,9910 | 0.0152 |
| | | 2사분위 | 367 | -0.0898 | 0.0942 | 368 | 14,0379 | 0.0105 |
| | | 3사분위 | 481 | 0.0060 | 0.0814 | 482 | 14,0655 | 0.0075 |
| | | 4사분위 | 786 | 0.0618 | 0.0669 | 801 | 14,0508 | 0.0065 |
| | 수도권 소재 대학 | 1사분위 | 57 | 0.1134 | 0.2073 | 57 | 13,9995 | 0.0175 |
| | | 2사분위 | 93 | -0.7295 | 0.1802 | 93 | 14,0082 | 0.0227 |
| | | 3사분위 | 161 | 0.1632 | 0.1289 | 169 | 13,9966 | 0.0171 |
| | | 4사분위 | 268 | -0.1096 | 0.1013 | 269 | 13,9456 | 0.0146 |
| | 지방 국공립 대학 | 1사분위 | 162 | 0.1000 | 0.1284 | 170 | 14,0473 | 0.0142 |
| | | 2사분위 | 186 | -0.4715 | 0.1343 | 186 | 14,0196 | 0.0111 |
| | | 3사분위 | 152 | -0.2199 | 0.1568 | 152 | 14,0373 | 0.0089 |
| | | 4사분위 | 64 | -0.0001 | 0.2081 | 64 | 14,0073 | 0.0173 |
| | 지방 사립 대학 | 1사분위 | 175 | 0.2609 | 0.1076 | 183 | 13,9598 | 0.0168 |
| | | 2사분위 | 403 | 0.1139 | 0.0802 | 403 | 14,0017 | 0.0080 |
| | | 3사분위 | 514 | 0.1130 | 0.0716 | 525 | 14,0344 | 0.0062 |
| | | 4사분위 | 475 | 0.0257 | 0.0673 | 493 | 14,0215 | 0.0061 |
| | | | 추정치 | 표준오차 | P값 | 추정치 | 표준오차 | P값 |
| 가구소득 분위 간 격차 | 서울 소재 대학 | 4사분위-1사분위 | 0.1631 | 0.1620 | 0.3144 | 0.0598 | 0.0163 | 0.0003 |
| | | 3사분위-1사분위 | 0.1073 | 0.1610 | 0.5053 | 0.0745 | 0.0159 | 0.0000 |
| | | 2사분위-1사분위 | 0.0115 | 0.1669 | 0.9452 | 0.0469 | 0.0191 | 0.0144 |
| | 수도권 소재 대학 | 4사분위-1사분위 | -0.2230 | 0.2396 | 0.3526 | -0.0539 | 0.0328 | 0.1007 |
| | | 3사분위-1사분위 | 0.0498 | 0.2493 | 0.8418 | -0.0029 | 0.0311 | 0.9252 |
| | | 2사분위-1사분위 | -0.8429 | 0.2817 | 0.0033 | 0.0087 | 0.0321 | 0.7864 |
| | 지방 국공립 대학 | 4사분위-1사분위 | -0.1001 | 0.2426 | 0.6802 | -0.0400 | 0.0255 | 0.1188 |
| | | 3사분위-1사분위 | -0.3199 | 0.2016 | 0.1136 | -0.0100 | 0.0173 | 0.5645 |
| | | 2사분위-1사분위 | -0.5716 | 0.1873 | 0.0025 | -0.0277 | 0.0179 | 0.1219 |
| | 지방 사립 대학 | 4사분위-1사분위 | -0.2353 | 0.1287 | 0.0679 | 0.0617 | 0.0143 | 0.0000 |
| | | 3사분위-1사분위 | -0.1479 | 0.1378 | 0.2835 | 0.0747 | 0.0144 | 0.0000 |
| | | 2사분위-1사분위 | -0.1471 | 0.1408 | 0.2968 | 0.0420 | 0.0164 | 0.0108 |

자료: 한국직업능력개발원, 한국교육고용패널 1차년도~7차년도 자료, 한국고용정보원, 대졸자 직업이동 경로조사 2007년, 2008년, 2009년 졸업생 1차년도 자료.

종합하면 ‘서울 소재 대학’을 다니는 학생들 간에는 아르바이트를 할수록 성적이 낮아지고, 따라서 기대임금이 낮아지는 신용제약의 가능성이 있는 것으로 나타났다. 그러나 ‘수도권 소재 대학’과 ‘지방 소재 국공립대학’ 학생들의 경우 신용제약이 있는 것으로 보이지 않았다. 이러한 이유로는 근로경험을 통한 성숙함이 성적을 향상시키는 효과가 ‘수도권 소재 대학’과 ‘지방 소재 국공립대학’ 그룹에서 더 크게 작용하고 있고, ‘서울 소재 대학’은 극심한 스펙 경쟁으로 인해 아르바이트에 따른 손실이 성숙함으로 인한 성적 상승효과보다 더 크게 작용하고 있는 것으로 추정해 볼 수 있다. 가령 ‘수도권 소재 대학’의 경우 4사분위의 기대임금은 1사분위보다 5.4% 낮았으며, 이 격차는 10% 수준에서 통계적으로 유의하다 볼 수 있다.

‘서울 소재’ 대학 재학생의 경우 아르바이트를 할수록 성적이 낮아지고 따라서 기대임금이 낮아지는 신용제약의 가능성이 있음. 그러나 ‘수도권 소재’ 대학과 ‘지방 소재 국공립대학’ 재학생의 경우 신용제약이 있는 것으로 보이지 않음

‘지방 소재 사립대학’에서는 일관되게 소득분위 간 유의미한 기대임금 격차가 발생하고 모두 통계적으로 유의미하였는데, ‘지방 소재 사립대학’의 경우는 아르바이트 참여율이 1사분위 16.5%, 2사분위 17.3%, 3사분위 17.0%, 4사분위 14.0%로 나타나 근로에 의한 성숙함의 효과가 감소하였다기보다는 전반적으로 모든 소득계층의 학생들이 고르게 아르바이트에 참여하고 있기 때문에 근로에 의한 효과가 없는 것처럼 나타난 것으로 보인다. 추후 아르바이트와 성적 간의 관계를 내생성을 통제하면서 엄밀한 회귀분석을 통해 살펴보는 연구로 발전시킬 필요가 있다.⁶⁾

V. 결론 및 정책적 시사점

본 연구는 아르바이트 참여율과 아르바이트 근로시간, 학기 성적과 졸업 후 기대임금을 추정하여 가구소득 분위별로 차이가 존재하는지를 살펴보고, 현재 대학생들의 노동시장 이행 준비에 신용제약이 존재하는지를 확인해 보았다. 연구 결과는 가구소득이 대학생들의 노동시장 이행 준비에 있어 신용제약으로서 작용하고 있을 가능성이 일부에서 존재함을 보여주었고, 이러한 신용제약은 서울 소재 대학에서 작용하고 있을 가능성이 높은 것으로 나타났다. 아르바이트 참여율과 아르바

6) 내생성을 통제하지 않은 상태의 기대로그임금 결정식과 아르바이트 참여 여부 결정식의 분석 결과는 <부표 1>에 수록하였다.

대학등록금의 일괄적인 인하로 가장 큰 혜택을 받는 대상은 서울 지역의 대학생일 것으로 추측. 따라서 이러한 불균등한 혜택을 완화하기 위해 비서울 소재 대학 재학생을 대상으로 한 추가적인 지원이 필요

이트 근로시간은 가구소득이 낮을수록 뚜렷하게 증가하였으며, 학교와 학과, 평점으로 평가한 기대근로소득은 가구소득이 높을수록 증가하였다. 한편, 성적으로 평가한 결과는 소득분위 간 차이를 발견할 수 없었다.

본 연구 결과에 따르면 대학등록금의 일괄적인 인하로 가장 큰 혜택을 받게 되는 집단은 서울 지역 대학생들일 것으로 추측된다. 따라서 이러한 불균등한 혜택을 완화하기 위해 비서울 소재 대학 학생들에 대한 추가적인 지원이 필요할 것이다. 앞에서 살펴본 분석 결과가 시사하는 바와 같이 비서울 소재 대학의 경우에는 일과 학업이 양립 가능한 보완적인 관계일 가능성이 높다. 따라서 추가적인 금전적 지원은 근로유인을 감소시켜 오히려 부정적인 결과를 가져올 수도 있다. 그러므로 전공과 관련된 보다 많은 근로기회를 비서울 소재 대학생들에게 제공하는 방식으로 지원하는 것이 바람직할 것이다. 그러나 인턴십의 경우 일자리 대부분이 서울 지역에 국한되어 있고, 높은 취업 스펙 경쟁으로 비서울 소재 대학 재학 중인 대학생들의 경우 이에 대한 접근 기회가 제한적인 것이 현실이다. 따라서 인턴십 프로그램이 아닌 별도의 지방 중소기업-대학 간 일자리 연계 프로그램이 필요하고, 이러한 프로그램을 통하여 마이스터고와 특성화고의 현장실습과 유사한 교육효과를 거둘 수 있을 것으로 기대한다. 그러나 마이스터고와 특성화고의 현장실습이 현재 안고 있는 문제점 또한 나타나게 될 것이므로 이를 타산지석으로 삼아 문제점의 답을 최소화하여야 할 것이다. 즉, 학생들에게 진로를 탐색할 기회를 폭넓게 보장해야 할 것이며, 참여 기업에 대한 교육을 통하여 참여 학생들의 근로조건을 확보할 수 있도록 하고, 학생들을 지도하고 기업들을 관리·감독하는 체계와 별도의 인력 확보가 필요할 것이다. 또한, 가장 중요한 원칙은 이러한 프로그램이 강제적인 방식이 아닌 자발적인 방식으로 이루어져야 한다는 것이다.

현 정부는 한국장학재단 설립·운영, 든든학자금 도입·추진, 국가장학금 대폭 확충, 그리고 등록금 인상률 상한제 등 등록금 안정화를 위한 제도적 장치 마련 등 다각적인 노력을 기울여 등록금을 안정시키고 학생·학부모의 부담을 줄여주고 있다(송기동, 2012). 든든학자금의 경우 등록금 전액과 생활비 연 200만 원 한도에서

대출을 해주고 있으며, 학점 기본여건을 C학점으로 낮추어 수혜의 벽을 실질적으로 낮추었다. 또한 일정 기준소득 이상 발생 시점부터 학자금을 상환토록 하여 대출자의 도덕적 해이를 방지하면서, 실질적으로 미래소득을 사용할 수 있도록 함으로써 대학 재학 중 학업에 전념할 수 있도록 했다는 점에서 매우 바람직한 제도로 할 수 있다. 이에 대한 더욱 적극적인 홍보를 통하여 많은 저소득층 대학생들이 이용토록 하는 것이 좋을 것이다.

그러나 대학을 통한 국가장학금 지원 시 대학 스스로가 저소득층 대학생들을 지원할 충분한 인센티브를 가질 수 있도록 유도하는 것이 바람직할 것이다. 대학을 통한 지원은 대학의 도덕적 해이를 유발할 가능성이 높으므로 유인(incentive) 설계에 매우 신중해야 할 것이다. 또한 현재 대부분의 대학에서 광범위한 규모의 성적장학금을 운용하고 있는데, 이를 저소득층 지원 중심으로 전환하도록 유도하는 것이 바람직할 것이다. 또한, 우수학생 중심의 국가장학생 선발도 저소득층 지원 중심으로 전환하여 대학들도 이에 동참하도록 하는 것이 필요하다. 우수학생에 대한 지원이 실질적으로 학업성취도를 높인다는 실증적 증거는 찾아보기 힘들다. 이론적으로도 우수한 학생들에 대한 지원을 줄인다고 우수한 학생이 줄어들지는 않는다. 장학금 지원을 우수학생에 대한 지원에서 저소득층에 대한 실질적 지원으로, 사회적 합의의 방향을 전환하고자 하는 정부 차원의 노력이 필요할 것이다. 

장학금 지원을 우수학생에 대한 지원에서 저소득층에 대한 실질적 지원으로 사회적 합의의 방향을 전환하고자 하는 정부 차원의 노력이 필요

참고문헌

- 교과부 · 재정부 · 국세청 · 한국장학재단(2009). 「취업 후 상환 학자금 대출제도(ICL) 도입 방안」. 한국장학재단 자료실.
- 교육과학기술부 홈페이지 <http://www.mest.go.kr>
- 교육인적자원부(2005). 「정부보증 학자금대출제도 개요」.
- 문한나 · 이희숙(2010). 「대학 교육비 지출 실태와 대학 교육비가 가계재무에 미치는 영향」, 『대한가정학회지』, 48(3).
- 반상진(2010). 「대학등록금정책, 이제는 국가가 적극 나서야 할 때다」, 『교육비평』, 제29호.
- 박정훈 · 정용운(2010). 「학자금 대출 제도의 사회적 형평성과 재정건정성: 갈등관계의 시뮬레이션 분석연구」, 『행정논총』, 48(4).
- 송기동(2012). 「대학등록금 부담 줄이기」 추진 현황과 방향」, 『THE HRD REVIEW』, 제 15권 3호. 한국직업능력개발원.
- 송동섭 외(2010). 「대학등록금의 합리적 책정을 위한 실행 방안 연구」, 교육과학기술부.
- 송선영(2006). 「고등교육 재정개혁의 국제동향 연구」, 『교육발전연구』, 22(2).
- 오호영(2012). 「대학 학비 조달 방식과 노동시장 성과」, 『KRIVET Issue Brief』, 5. 한국 직업능력개발원.
- 장경석 외(2012). 「대학생 주거지원정책의 쟁점과 향후 과제」, 이슈와 논점. 국회입법조사처.
- 차경욱 · 정순희(2006). 「대학 교육비 지불원천에 관한 분석: 소득, 저축, 학자금대출의 사용 여부와 사용액」, 『한국가정관리학회지』, 24(5).
- 한국장학재단 홈페이지 <http://kosaf.go.kr>.
- Carneiro, Pedro and James J. Heckman,(2002). ‘The Evidence on Credit Constraints in Post-Secondary Schooling’, *The Economic Journal*, 112, 705-734.
- _____ (2003). ‘Human Capital Policy’, NBER Working Paper, 9495.
- Cameron, Stephen V. and James J. Heckman,(1999). ‘Can Tuition Policy Combat Rising Wage Inequality?’in *Financing College Tuition* edited by Marvin H. Koster, The AEI Press: Washington, D. C., 76-124.
- Hanushek, Eric A.(1999). ‘Budegets, Priorities, and Investment in Human Capital’in *Financing College Tuition* edited by Marvin H. Koster, The AEI Press: Washington, D. C., 8-27.
- Hoxby, Caroline M,(1999). ‘Where Should Federal Education Initiatives Be Directed?’in *Financing College Tuition* edited by Marvin H. Koster, The

AEI Press: Washington, D. C., 28-52.

Kane, Thomas J.(1999). 'Reforming Public Subsidies for Higher Education'in Financing College Tuition edited by Marvin H. Koster, The AEI Press: Washington, D. C., 53-75.

Lee, Seung-Eun.(2012). 'What causes the college entrance gap in Korea?: short-term financial constraint vs. long-term family background constraint', 제7회 한국교육고용패널 학술대회 논문집, 379-423.

부록. 데이터 생성 절차

연구를 위하여 사용한 데이터는 한국직업능력개발원의 「한국교육고용패널」(Korean Education & Employment Panel, 이하 KEEP) 1차년도 ~ 7차년도 조사 자료와 한국고용정보원의 「대졸자 직업이동 경로조사」(Graduates Occupational Mobility Survey, 이하 GOMS) 2007년, 2008년, 2009년 졸업생 1차년도 조사 자료이다.

한국교육고용패널조사는 2004년 기준 중학교 3학년, 일반계 고등학교 3학년, 실업계 고등학교 3학년 각 2,000명씩 총 6,000명을 대표성 있게 추출하여 2004년부터 꾸준히 추적조사를 실시하고 있는 중단조사이다. 학생 본인에 대한 설문뿐 만 아니라 학생들의 가구와 학교(담임, 학교행정가) 조사를 병행 실시 하여, 중·고등학교와 대학교 생활, 그리고 대학 졸업 이후의 근로 상황 등의 학생 개인 특성들과 출신 중·고등학교 정보, 가구 배경과 가구원 특성 등의 다양한 정보를 담고 있다. 따라서 교육실태, 교육효과, 교육과 노동시장의 연관성, 가구 배경과 교육효과와의 관계 등에 대한 심층적인 연구 및 바람직한 정책 수립에 필요한 풍부한 데이터를 제공하고 있다. 본 연구는 KEEP 응답자들을 대상으로 하였고, 이들의 학기 중 노동 경험과 근로시간, 학점, 수능점수, 대학과 학과 정보, 가구소득 자료들을 사용하였다.

가구소득은 1차년도부터 3차년도 조사 자료의 월평균 가구소득을 2010년 기준의 소비자물가지수를 적용하여 2010년 기준가격으로 실질화한 후 로그값을 취했다. 이렇게 생성된 3개년도 가구소득을 평균하였는데, 이는 단년도 소득을 사용할 경우 임시소득의 영향으로 가구소득이 해당 가구의 경제적 수준을 왜곡할 수 있기 때문이다. 따라서 4차년도에 신규로 패널에 들어온 응답자들은 분석 대상에서 제외되었다.

아르바이트 참여 여부와 아르바이트 근로시간을 계산하는 과정은 다소 복잡하다. 아르바이트 근로시간이 중복 계산되는 것을 피하기 위해 먼저 월별로 아르바이트 참여 여부와 주당 평균 아르바이트 근로시간을 계산하였다. 응답자가 답한 일자리의 시작시기와 종료시기를 고려하여 해당 월에 근로한 것으로 판단되면 아르바이트 참여로 간주하고 해당 일자리정보의 근로시간을 합산하였다. KEEP의 경우 일자리에 고유한 관리번호를 부여하지 않아 추적조사에서 답한 일자리가 같은 일자리인지를 판단하는 데 어려움이 존재하여, 해당 월에 대한 근로정보가 이미 한 번 판단된 경우 후속조사의 정보를 사용하여 업데이트하지 않았다. 가령 2009년 조사에서 2009년 1월에 평균 20시간을 근로하였다고 답했는데 2010년 조사에서 2009년 1월에 30시간을 근로하였다고 답한 경우 20시간으로 간주하였다. 2010년의 조사 결과가 보다 회고적(retrospective)이므로 2009년도 조사에서 답한 결과가 보다 정확하다고 판단하였다. 마찬가지로 2009년 1월에 근로하지 않았다고 답했는데 이후 조사에서는 근로했다고 답한 경우 이전 조사의 응답을 우선하였다. 단, 해당 월에 대한 아르바이트 참여 여부와 아르바이트 근로시간 정보가 누락된 경우 이후 조사에서 정보의 업데이트가 가능한 경우에 이를 반영하였다. 3월~6월을 1학기,

9월~12월을 2학기로 계산하였고, 해당 기간 동안 아르바이트에 참여한 경험이 한 번이라도 있으면 해당 학기 아르바이트 참여자로 판단하였다. 아르바이트는 교내 아르바이트와 무급가족종사자 일자리도 포함하였다. 주당 평균 근로시간은 월별 주당 평균 근로시간을 합산한 후 근로한 개월 수로 나누어 주었다. 주당 평균 근로시간이 80시간을 초과하는 경우 데이터 오류로 판단하여 주당 평균 아르바이트 근로시간 계산 시 제외하였다.

수능점수는 해당 학교 입학 당시 치른 수능점수를 사용하였으며, 연도별로 난이도가 다른 문제를 고려하기 위해 표준점수를 사용하였다. 또한, 응답자마다 선택과목이 다르기 때문에 대부분의 수능응시자가 시험을 치르는 언어영역, 수리영역, 외국어영역의 합계점수를 사용하였다.

학점은 만점 기준이 4.0, 4.3, 4.5, 5.0, 100점이라고 답한 경우만 올바른 학점 데이터로 간주하여 사용하였다. 가령 만점이 4.4라고 답한 경우는 응답자의 학점정보를 신뢰할 수 없다고 판단하여 분석에서 제외하였다. GOMS의 경우 만점을 4.0, 4.3, 4.5 세 가지로만 분류하여 조사하고 있고, KEEP의 경우에도 앞의 다섯 가지 제외한 학점 만점 기준(가령 4.4)은 빈도수가 1~2개에 불과해 평점에 대한 응답자의 응답을 신뢰할 수 없기 때문이다.

GOMS는 매해 전년도에 전문대학 혹은 4년제 대학을 졸업한 사람들을 모집단으로 하여, 그중 약 4%에 해당하는 1만 8,000명의 패널을 구축하여 1차 조사를 실시하고, 1차 조사 이후 2년이 경과한 시점에서 1회의 추적조사를 실시하고 있다. 평균적으로 1차 조사 시점은 졸업 이후 20개월 정도가 지난 시점이 된다. 표본 수가 다른 일반적인 패널조사와 비교하였을 때 상대적으로 많고, 대학졸업생들의 졸업 이후 근로 상황을 살펴보기 위해, 졸업 이후 첫 직장과 현 직장을 비롯한 모든 직장에 대한 다양한 정보들을 담고 있다. 또한, 평점과 재학시절 아르바이트 경험, 어학연수, 시험 준비, 취업 준비, 휴학 경험 등 다양한 학교생활 경험에 대한 조사도 실시하고 있어 대학생 및 대학졸업생들과 관련된 연구에 유익한 자료를 제공하고 있다. 이와 같은 장점으로 대학생 혹은 청년층에 관한 연구를 위해 폭넓게 활용되어지고 있다. 그러나 입학 당시의 가구소득과 현재의 가구소득을 금액이 아닌 범주변수로 조사하였고, 미국 NLSY(National Longitudinal Survey of Youth) 조사의 AFQT(Armed Forces Qualification Test) 점수처럼 개인의 인지적 능력으로서 활용할 변수를 별도로 제공하고 있지 않다는 점에서 한계를 가지고 있다. 이와 같은 한계점 때문에 GOMS 데이터는 학교·학과별 평균성적과 표준편차, 성적에 따른 기대임금을 구하기 위해서만 사용하였다.

대학과 학과별 평균학점과 표준편차를 구하기 위해 GOMS의 대학과 학과 중분류코드별로 100점 기준으로 환산한 학점의 평균과 표준편차를 구한 다음 이를 KEEP의 대학과 학과 중분류코드와 결합하였다. 기대임금을 구하기 위해 사용한 항목은 '현 일자리의 월평균 근로소득'이다. '첫 직장'의 정보를 사용하지 않은 이유는 현 직장이 첫 직장인 경

우와 그렇지 않은 경우의 월평균임금을 동등하게 비교할 수 없기 때문이다. 가령 현재 실업상태인 경우 첫 직장의 월평균임금만이 존재하기 때문에 이를 현재 취업상태인 현 직장의 월평균임금과 동등하게 비교하면, 실업상태인 청년층의 월평균임금을 과소평가하게 될 것이고, 학점과 현재의 실업상태가 상관관계가 있다면 이는 학점으로 기대임금을 추정하는 데 편의(bias)를 가져올 것이기 때문이다. 이 '월평균소득'을 2010년 기준의 소비자물가지수로 나누어 실질화한 후 로그를 취해 종속변수로 사용하고 대학과 학과 중분류코드, 성적, 그리고 대학 더미와 성적의 교차, 연도 더미들을 설명변수로 하여 회귀한 후 성적과, 성적과 대학 더미변수 교차항들의 계수값들을 사용하여 대학과 학과 중분류별 성적의 계수값을 추정하였다. 문제를 최소화하기 위해 추정을 위한 대상은 4년제 대학 졸업 남성으로 한정하였다. 이렇게 구한 추정치를 KEEP 응답자들의 대학과 학과 중분류코드, 성적에 적용하여 최종적으로 기대로그임금을 계산하였다. 이때 여성의 경우도 GOMS 남성 응답자들을 대상으로 구한 추정치를 적용하였다.

부표 1. 회귀분석결과

| 기대로그임금 결정식(OLS) | | 아르바이트 참여 여부 결정식(Probit) | |
|----------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|
| 수능성적 | 0.0013*** (0.0001) | 수능성적 | -0.0008*** (0.0003) |
| 2사분위 | 0.0224* (0.0116) | 2사분위 | -0.1065* (0.0573) |
| 3사분위 | 0.0537*** (0.0113) | 3사분위 | -0.0719 (0.0544) |
| 4사분위 | 0.0247** (0.0120) | 4사분위 | -0.2867*** (0.0549) |
| 수도권소재 대학 | -0.0765*** (0.0136) | 수도권소재 대학 | 0.4691*** (0.1114) |
| 지방소재 국공립 대학 | -0.0244*** (0.0092) | 지방소재 국공립 대학 | 0.0010 (0.0895) |
| 지방소재 사립대학 | -0.0515*** (0.0078) | 지방소재 사립대학 | -0.1011 (0.0745) |
| 아르바이트 참여 | -0.0420*** (0.0112) | 동거 여부 | 0.2592*** (0.0589) |
| 아르바이트 참여*수도권소재 대학 | 0.0334 (0.0238) | 수도권소재 대학*동거여부 | -0.2506** (0.1237) |
| 아르바이트 참여*지방소재 국공립 대학 | 0.0311* (0.0186) | 지방소재 국공립 대학*동거 여부 | -0.2049* (0.1126) |
| 아르바이트 참여*지방소재 사립대학 | 0.0588*** (0.0153) | 지방소재 사립대*동거 여부 | -0.0715 (0.0852) |
| 아버지 고졸 | 0.0241** (0.0104) | 상수항 | -0.6152*** (0.1139) |
| 아버지 전문대졸 | 0.0265* (0.0140) | | |
| 아버지 대졸 | 0.0241* (0.0127) | | |
| 어머니 고졸 | -0.0135 (0.0083) | | |
| 어머니 전문대졸 | 0.0101 (0.0179) | | |
| 어머니 대졸 | 0.0059 (0.0134) | | |
| 동거 여부 | -0.0150** (0.0059) | | |
| 상수항 | 14.0727*** (0.0236) | | |
| 관측치 수 | 4,133 | 관측치 수 | 7,685 |
| R2 | 0.239 | Log-Likelihood | -3,767.47 |

주: 1) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 괄호는 개인 간의 상관관계를 고려한 로버스트 표준오차임.

자료: 한국직업능력개발원, 한국교육고용패널 1차년도~7차년도 자료, 한국고용정보원, 대졸자 직업이동 경로조사 2007년, 2008년, 2009년 졸업생 1차년도 자료.