

# 가계 소득이 학자금 용자참여 여부 및 용자규모에 미치는 영향 분석

## -2년제 전문대학 졸업자를 중심으로-

김 훈 호<sup>1)</sup>

### 요 약

본 연구는 2년제 전문대학을 졸업한 학생들을 대상으로 학자금 용자 참여 경험과 누적 용자 규모를 분석하였다. 분석에 필요한 자료는 한국직업능력개발원에서 매년 실시하는 한국교육고용패널 조사 결과에서 추출하였다. 2009년에 실시된 6차년도 자료에서 대학 졸업생들의 학자금 용자 실태 자료를 산출하였으며, 1-5차년도 자료를 토대로 학생들의 대학생활 관련 자료들을 추출하였다. 분석결과를 살펴보면, 월평균 가계소득은 2년제 전문대학 학생들의 학자금 용자 참여 경향 및 누적 용자 규모에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 즉, 학자금 용자에 영향을 미치는 다른 변인들의 영향력을 통제할 경우, 소득계층 간의 학자금 용자 경향 및 용자 규모는 거의 차이가 없다는 것을 의미한다. 따라서 현행 정부보증 학자금 용자제도는 교육기회 측면에서의 수직적 형평성 향상에 거의 영향을 미치지 못한다고 할 수 있다.

[주제어] 정부보증 학자금 용자, Heckman 2단계 표본 선택 모형, 수직적 형평성

## I. 연구의 필요성 및 목적

고등교육기관의 등록금은 매년 물가 및 가계실소득 상승률을 상회하는 정도의 인상률을 보이고 있다. 그러나 각 대학의 장학금 및 고등교육에 대한 정부의 재정지원 규모는 정체 혹은 감소하는 경향을 보이고 있어 학생과 학부모의 경제적 부담이 점차 가중되고 있다(남수경, 2004; Johnstone, 2003; Cha, 2001; The College Board, 2000). 정부 역시 다른 공공영역에 대한 재정소요의 증가로 인하여 고등교육에 대한 재정지원을 확대할 수 없는 상황에 직면하고 있다. 때문에 학자금 용자 제도는 학생과 학부모의 경제적 부담과 고등교육에 대한 정부의 재정지원 부담을 동시에 경감할 수 있는 하나의 대안으로 제시되고 있다.

학자금 용자에 대한 사회적 관심이 증가함에 따라 이에 대한 연구 또한 상당히 활발하게 이루어져 왔다. 그리고 이들의 연구 결과들은 용자 대상자 선정기준과 대출규모, 정부보조의 수준, 장학금(grant)과 학자금 용자의 상대적 비율 등 학자금 용자 제도와 관련된 정책적 의사 결정의 중요한 판단근거로 활용되어 왔으며, 이를 통해 다양한 개선방안들이 도출되었다. 그러나 우리나라의 경우 학자금 용자 제도를 도입한지 30여 년 정도가 되었지만,

1) 서울대학교 대학원 교육학과 박사과정

이를 분석하기 위한 자료가 턱없이 부족한 실정이다. 학자금 용자와 관련된 실증적 자료라 할 수 있는 것은 정부에서 매학기 혹은 매년 발표하고 있는 대출 현황 통계자료가 전부라 할 수 있다. 결국 학자금 용자 제도에 대한 실증적 연구의 대부분은 현황자료들을 바탕으로 이루어지는 실태분석이나 개선방안 마련 등과 같은 기초적인 자료 분석 수준에 머물러 있다(송기창, 2001; Kim & Lee, 2002; 송기창 외, 2003; 남수경, 2004; 김안나, 2002; 2004). 다만, 일부 연구자들에 의해 대학생 학자금 용자 행위에 대한 자료들이 수집된 적은 있다(김안나·김성훈, 2010; 김안나·이병식, 2008; 김훈호, 2006). 그러나 조사 범위가 특정학교에 한정되어 있거나, 자료 수집 방식이 우편 혹은 웹을 통한 설문조사에 기반하고 있어 자료의 일반화 가능성이나 안정성에 있어 상당한 한계를 내포하고 있다. 더욱이 학자금 용자 행위는 대학 재학 기간 중에 지속적으로 나타는 현상이며, 시시각각으로 변화하는 개인의 다양한 외적 조건들에 의해 수요가 달라질 수 있다. 따라서 대학 입학에서부터 졸업까지의 시계열적 자료가 확보되어야 하며, 입학과 재학, 휴학, 졸업, 취업, 상환, 채무불이행 등에 대한 광범위한 자료들이 확보되어야만 정확한 성과 평가가 가능하다. 그러함에도 이러한 연구 목적을 달성하기 위한 적절한 자료는 아직 마련되지 않고 있는 실정이다.

학자금 용자에 대한 연구 환경이 이러하기에, 일부 교육관련 기관에서 제공하고 있는 패널조사 자료는 학자금 용자에 대한 연구에 있어 상당히 중요한 의미를 갖는다. 이들은 학자금 용자 제도의 특성이나 성과를 평가하기 위해 실시되는 조사가 아니기 때문에 분석에 일정한 한계가 있기는 하나, 대학의 입학에서 졸업까지, 그리고 일부 패널 자료들의 경우 졸업 이후까지 추적조사를 실시하고 있어 대학생들의 학자금 용자 특성을 분석하는데 중요한 정보를 제공하고 있다. 특히, 한국직업능력개발원에서 2004년부터 실시하고 있는 한국교육고용패널자료(KEEP) 조사는 학생들의 대학생활 전반에 관한 정보뿐만 아니라, 학자금 용자 실태를 묻는 일부 문항들을 포함하고 있다. 2004년 첫 조사 당시 고등학교 3학년에 재학하고 있던 학생들은 2009년 현재 6년째 추적조사를 받고 있으며, 전문대학에 입학했던 학생들은 2007년부터, 그리고 4년제 대학에 입학했던 학생들은 2009년부터 졸업생들이 생겨나고 있다. 이처럼 다년간의 자료들이 축적됨에 따라, 대학 재학 기간 동안의 학자금 용자 행위 특성과 제도의 효과성을 평가할 수 있는 실증적 연구의 실현 가능성도 함께 증가하고 있다.

이에 본 연구는 이러한 한국교육고용패널자료를 사용하여 현행 학자금 용자제도의 수직적 형평성을 평가해 보고자 하였다. 2005년 2학기부터 정부는 기존 이차보전 방식의 학자금 용자 제도를 폐지하고, 자금유동화 방식의 현행 정부보증 학자금 용자 제도로 전환하였다. 당시 정부는 새로운 학자금 용자 제도가 이차보전에 따른 정부의 재정 부담을 줄일 수 있을 뿐만 아니라, 동일한 재원으로 수혜인원과 대출한도를 크게 늘릴 수 있기 때문에, 학부모의 교육비 부담을 줄이고 저소득계층의 고등교육 접근기회를 확대할 수 있다는 점에서 기존 이차보전 학자금 용자 제도에 비해 더 나은 제도라고 평가하였다(교육인적자원부, 2005). 그러나 대출규모와 수혜인원이 증가하였다 하여 그것이 곧 경제적 어려움에 처한

학생들의 고등교육 기회 보장과 학부모의 교육비 부담 완화를 의미하지는 않는다. 경제적 지원의 필요성에도 불구하고, 대상자 선정기준에 문제가 있거나, 학자금 용자로 인한 채무나 이자에 대한 심리적 부담, 혹은 개인의 특수한 사정 등으로 인하여 학자금 용자를 받지 못하는 경우가 발생할 수 있기 때문이다. 학자금 용자제도의 수직적 형평성에 대한 연구는 김지하·이병식(2009)에 의해 시도된 적이 있다. 이들은 한국교육고용패널 조사의 3차년과 4차년도 자료를 사용하여 패널자료분석을 실시하였다. 학자금 대출 여부는 이분 변수에 해당하므로 패널 로짓회귀모형을 사용하였으며, 절단자료의 성격을 갖는 학자금 대출 금액은 패널 토빗회귀모형을 적용하여 분석하였다. 그러나 이들의 연구는 2006년 1학기과 2007년 1학기의 학자금 대출 경험만을 분석 대상으로 하였다. 때문에 1학기과 2학기의 대출 특성이 서로 다를 경우, 분석 결과에 상당한 편이가 포함될 가능성이 크다. 더욱이 연구자들은 다중대체방식을 사용하여 주요 통제변수들에 포함된 결측치들을 추정하여 분석 자료를 보완하였다. 이는 주요 통제변수들에 결측이 포함된 학생을 분석 대상에서 제외할 경우, 주요 관심 대상인 학자금 용자 참여 학생의 수가 크게 감소하는 문제를 보완하기 위함으로 보인다. 그러나 다중대체방식을 통해 산출된 추정 자료들을 토대로 분석을 실시할 경우, 그만큼 결과의 오차 가능성은 증가할 수밖에 없다는 점은 한계라 할 수 있을 것이다. 그리고 연구자는 학자금 대출 참여와 용자 규모의 관계를 별도로 고려하지 않았으며, 각각을 종속변수로 설정할 경우 영향을 미치는 변인들을 분석하는데 주목하고 있다. 그러나 학자금 용자 참여와 실제 대출 금액을 결정하는 과정은 연속된 의사결정 과정으로, 참여를 결정한다고 하더라도 대출 금액은 각자가 가진 여건과 심리적 부담 정도에 따라 달라질 수 있다.

따라서 본 연구에서는 대학을 졸업한 학생들을 대상으로 학자금 용자 경험과 누적 용자 규모를 조사하고 있는 6차년도 한국교육고용패널조사 결과를 사용하되, 해당 학생들의 대학생활 전반에 관한 정보는 2-5차년도 조사 자료에서 추출하여 자료 구조를 완성하였다. 그리고 학자금 용자 참여와 졸업 시점까지의 누적 용자 규모 결정을 연속된 의사결정 과정으로 가정하여 Heckman의 2단계 분석 모형을 적용하였다. 이러한 분석 과정을 통해 도입 5년째가 된 정부 신용보증 방식의 정부 학자금 용자제도의 수직적 형평성을 검증하고, 과연 새로운 제도가 저소득 계층 학생들의 고등교육 기회 확대에 어떠한 기여를 하고 있는지를 살펴보았다.

## II. 이론적 배경

### 1. 학자금 용자 제도의 국내·외 동향

고등교육에 대한 정부의 재정지원 부담과 등록금 인상, 그리고 이로 인해 야기되는 고등교육기회의 불평등 문제를 해결하기 위해 세계 각국은 학자금 용자 제도(student loan)에

관심을 집중하고 있다. 현재 전 세계적으로 50개 국 이상에서 학자금 용자 제도를 도입하여 시행해 오고 있다(김안나, 2004).

미국의 경우 대학원에 대한 연방부의 재정지원 방식은 무상 재정보조(grants)와 학자금 용자(student loans), 연방근로장학금(federal work study) 등 크게 세 가지로 구분할 수 있다. 이 중 연방정부의 학자금 지원제도의 시작은 1958년 도입된 'National Defense Student Loan Program'이지만, 본격적으로 사업을 확장하기 시작한 것은 1965년 고등교육특별법(Higher Education Act of 1965)의 제정과 함께 도입된 'Guaranteed Student Loan Program(GSLP)' 부터라고 볼 수 있다. 이후 1981년에 'Parent Loans to Undergraduate Students(PLUS)' 제도가 도입되면서 학자금 용자 규모는 더욱 확대되었다(Woodhall, 1992; 김안나, 2004). 그리고 『The 1992 Reauthorization of the Higher Education Act』를 통해 연방정부의 학생지원 정책은 필요에 의한 무상 재정보조(need based grants)에서 학자금 용자로 그 중심이 전환되었으며(Cha, 2001), 현재 다양한 형태의 학자금 용자 제도를 운영 중이다(김유리나, 2004; 김안나, 2004).

영국은 1988년 보수당 정부에 의해 학자금 용자 제도가 처음으로 도입되었다. 이후 1997년 자산조사에 근거한(means-tested) 학생들의 등록금 부담을 골자로 하는 'Dearing Report'가 채택되면서 학자금 용자의 규모가 대폭 확대되었다(Christie & Munro, 2003). 영국의 학자금 용자 제도는 정시제 학생을 위한 '생활비 보조'를 목적으로 하고 있으며, 전체 자금의 25%만이 본인과 가족의 소득을 기초로 산정되고, 나머지 75%는 가계 소득에 관계없이 대출이 가능하다(김안나, 2004).

이 밖에도 스웨덴은 1960년대 중반에 이미 학자금 용자 제도를 도입하여 시행해 오고 있으며, 호주는 1989년 'Wran Report'의 권고안이 채택되면서부터 학자금 용자 제도를 시행해 오고 있다(Barr, 1993).

우리나라의 경우 처음으로 학자금 용자에 대한 법률적 근거가 마련된 것은 1961년 4월 법률 제 603호에 의해 '대학장학금법'이 공포되면서부터이며, 1962년 대여자장학금 시행령 및 대여자장학금법 시행세칙이 공포됨으로써 보다 구체적인 학자금 용자 제도의 기틀이 마련되었다(김안나, 2004). 이후 1975년부터 학자금대출이 본격적으로 시작되었으며, 1989년 2학기 대학생 과외금지에 따른 보완책으로 확대 시행되었다. 그러나 1989년 6월 대학생 과외 허용조치 등으로 용자 규모가 축소되었다가, 1998년 IMF 등 사회여건 변화에 따라 수요가 증가하면서 사업 규모는 다시 확대되었다(남수경, 2004). 1999년부터는 '중산층 및 서민 생활 안정대책'으로 용자가 대폭 확대되어(1,651억 원) 1998년(655억 원)에 비해 약 1,000억 원 가량이 증가하였다(김병호, 2004). 이후 2000년에는 4,547억 원, 2001년에는 4,842억 원, 2002년에는 6,580억 원, 2003년에는 7,833억 원, 2004년에는 8,212억 원으로 비약적인 증가 추세를 보이고 있다(교육인적자원부, 2005). 그러나 이차보전 형태의 학자금 용자가 점차 증가하면서 정부의 이차보전액 또한 가파른 상승곡선을 그리기 시작하였으며, 2004년의 경우 정부부담 이차보전액은 912억 원에 이르게 되었다. 김병호(2004)는 이차보전 방식의 학

자금 용자 제도가 이러한 추세대로 지속될 경우 2011년도에는 총 이차보전 정부예산액이 1,930억 원 정도에 도달할 것으로 추정하였다. 때문에 정부로서는 예산상의 제약으로 인하여 수혜인원 및 대출한도를 크게 늘리는데 어려움을 겪고 있으며, 막대한 재정 부담에서 벗어날 수 있는 방안을 모색하기에 이르렀다.

결국 정부는 대학생 등록금과 생활비 용자를 위한 '학자금 유동화 기금'을 조성하고, 학자금 용자 제도를 대폭 확대하여 저소득층의 고등교육기회를 보장하겠다는 대통령 공약에 따라(교육인적자원부, 2005), 2005년 2학기부터 기존 '이자차액 보전 방식'의 학자금 용자 제도를 전면 개편하여 '정부보증 학자금 용자 제도'를 새롭게 도입하였다. 기존 제도에서는 용자 한도가 2천만 원으로 제한되어 있었으나, 정부보증 학자금 용자 제도 하에서는 등록금과 생활비를 포함하여 4천만 원까지 그 규모가 확대되었으며, 최장 대출기간도 기존 7년 거치 7년 상환에서 10년 거치 10년 상환으로 연장되었다(교육인적자원부, 2006). 이를 통해 2006년 1학기에 약 25만 명이 정부보증 학자금 용자를 받았으며, 2005년 2학기와 비교할 때 약 40% 정도가 증가한 수치이다. 또한 소득수준 하위 30% 이하의 저소득층 학생들이 약 53% 정도를 차지하고 있어, 저소득층의 고등교육 기회 확대에 일정 부분 기여한 것으로 보고되었다.

교과부의 발표처럼 정부보증 형식으로 제도를 변경함에 따라 전체 용자 사업 규모가 증가하였으며, 소득 하위 계층에 대한 학자금 용자 또한 확대되는 효과가 있었던 것은 분명해 보인다. 그러나 현행 정부보증 학자금 용자제도의 신청 자격 조건을 살펴보면, 요구 기준이 엄격하여 저소득계층 학생 중에는 필요한 지원을 받지 못하는 경우도 나타날 수 있다. 직전학기에 12학점 이상을 이수해야 하고, 그 성적이 100점 만점 환산 시 70점 이상을 유지해야 한다. 그리고 신용등급 9-10등급의 저신용자는 대출이 제한된다<sup>2)</sup>. 아르바이트나 가계 생활 유지를 위해 경제활동에 참여하는 저소득층 학생들의 경우 12학점 이상을 이수하지 못하거나 성적 관리를 제대로 못할 가능성이 높아지는데, 이들의 학자금 용자 가능성은 그만큼 낮아진다고 볼 수 있다. 대출 자격 조건을 엄격히 유지함으로써 정부 입장에서는 채무불이행에 따른 위험성을 줄일 수 있다는 장점이 있으나, 저소득층 학생들 입장에서는 자유로운 고등교육 기회 자체를 제한 받는 것과 같은 의미일 수 있다. 교과부에서 발표한 2010년 1학기 정부보증 학자금 용자 실태를 살펴보면, 소득분위별 분석 결과 2분위 대출자가 가장 많은 비율을 차지하고 있었으나(53,372명, 총 대출 중 15%), 전년도 대비 1-3분위 대출자 수가 크게 감소한 것으로 나타났다( $\Delta 0.3\%$ - $\Delta 11.3\%$ ). 반면, 8-10분위에 속하는 학생들의 용자 비율은 크게 증가(24.4%-75.2%)한 것으로 나타나 대조를 이루고 있다(교육과학기술부, 2010). 한편, 현행 학자금 용자제도는 대학 재학생들만을 대상으로 하기 때문에, 경제적 어려움으로 인해 고등교육 기회를 얻지 못하고 있는 저소득계층 학생들을 위하여 잠재적 대학 진학자들에 대한 학자금 지원 또한 심각하게 고려해 보아야 할 것으로 보인다.

2) 한국장학재단 홈페이지 [www.kosaf.go.kr](http://www.kosaf.go.kr)

## 2. 학자금 용자에 대한 선행연구 검토

외국의 경우 학자금 용자 제도는 도입 초기부터 경제 및 교육 분야의 연구 주제로 부각이 되었다(김안나, 2004). 학자금 용자 제도에 대한 연구는 크게 두 가지 흐름을 보이고 있다. 첫 번째 흐름은 학자금 용자제도의 효과성을 평가하는 연구라 할 수 있다. 이는 다시 두 가지 영역으로 구분할 수 있는데, 하나는 학자금 용자가 학생들의 교육적 성취나 학업 지속성에 어떠한 영향을 미치고 있는지를 분석한 평가 연구이고, 다른 하나는 학자금 용자로 인한 졸업생들의 심리적 부담과 채무 불이행 문제를 분석함으로써, 그러한 사회적 현상이 역으로 재학생들의 학자금 용자 행위에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하는 연구들이라 할 수 있다(Fuller, 2002; Cuccaro-Alamin & Choy, 1998; St. John et al., 1991; St. John & Noell, 1989). 두 번째 흐름은 학자금 용자를 필요로 하는 수요 집단의 특성을 분석하고, 학자금 용자 제도가 과연 고등교육기회의 확대나 저소득층의 고등교육 접근성 증대에 기여하고 있는지를 살펴보는 형평성 평가 연구라 할 수 있다(Christie & Munro, 2003; Fuller, 2002; Cha, 2001; Berkner & Bobbitt, 2000; Jandhyala, 1999; Woodrow, 1999; Cuccaro-Alamin & Choy, 1998; Grubb & Tuma, 1991). 학자금 용자의 전체 규모나 변화 추이, 참여하고 있는 학생들이나 대학, 지역 등의 특성을 자세히 살펴봄으로써, 학생들의 사회·경제적 배경과 학교특성 등이 학자금 용자와 관련된 학생들의 행동에 어떠한 영향을 미치는 지에 대해 분석한 평가연구이다.

그러나 학자금 용자 행위의 의사 결정 변인을 탐색한 연구는 극히 드문 편이다. 미국의 경우에도 Cha(2001)와 Fuller(2002) 등에 의해 일부 연구가 진행되었을 뿐이며, 국내 또한 아직 소수에 불과한 상황이다(김지하·이병식, 2009; 김훈호, 2006). 김훈호(2006)는 전국 4년제 대학 13곳의 학생들을 대상으로 설문조사를 실시하여, 2005년 1학기 교육부 지원 이차보전 학자금 용자제도에 대한 참여 여부 및 용자규모 결정에 영향을 미치는 변인을 분석하였다. 그 결과 가계소득과 장학금 수혜 규모가 증가할수록 학자금 용자에 대한 참여 확률이 높아졌으나, 실제 용자 규모는 오히려 감소하는 것으로 나타났다. 그 외에 수도권 대학 학생들의 학자금 용자 참여 비율이 보다 높게 나타났으며, 사립대학 재학생들의 용자 규모가 보다 많다고 보고하였다. 부모의 경제적 지원에 의존하는 대학(원)생 형제의 수는 학자금 용자 참여 의사 결정 과정뿐만 아니라 용자 규모에 대한 의사 결정 과정에서도 거의 영향을 미치지 못했음을 언급하였다. 그러나 미국 사례를 분석한 Cha(2001)의 연구 결과를 언급하면서, 자녀의 수가 많을수록 학자금 용자를 이용할 확률은 증가하나, 실제학생 1인당 학자금 용자 금액은 오히려 감소할 수도 있음을 지적하고 있다. 미래 기대소득 변인도 마찬가지로 학자금 용자 참여 비율과 용자 규모에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 보고하였다. 그러나 Cha(2001) 연구 결과를 지적하면서, 미국 학생들의 경우 미래 기대소득과 학자금 용자 참여 비율이 정적인 관계에 있음을 언급하고 있다. 이는 학생과 학부모가 대학 혹은 대학원 교육을 통해 기대하는 졸업 후의 소득이 학자금 용자의 참여 정도

및 용자 규모에 영향을 미칠 수 있음을 의미하는 결과라 할 수 있다.

반면, 한국교육고용패널조사의 3·4차년도 자료를 분석한 김지하·이병식(2009)의 연구에 의하면, 저소득계층 학생들의 학자금 용자 참여비율과 용자규모가 모두 더 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과를 토대로 정부보증 학자금 용자 제도가 중·저소득 계층 학생들의 주요 등록금 마련 통로가 되고 있다고 결론 내렸다. 반면, 장학금과 같은 학비보조금은 대학교육의 절대비용을 감소시켜 학자금 대출 확률과 대출 금액을 줄이고 있음을 지적하였으며, 아르바이트 경험의 경우 오히려 더 많은 규모를 대출하려는 경향이 있다고 지적하였다. 대학 계열을 살펴보면, 의약 및 예체능 계열의 용자 비율 및 규모가 가장 높았으며, 이공계 학생들 또한 인문·사회계열의 학생들에 비해 높은 용자 경향성을 보이고 있다. 마지막으로, 국·공립대학교 학생들일수록, 비서울 소재 대학에 재학하는 학생들일수록 학자금 용자 참여 가능성과 용자 규모가 증가하고 있음을 지적하였다.

### Ⅲ. 연구방법

#### 1. 분석자료

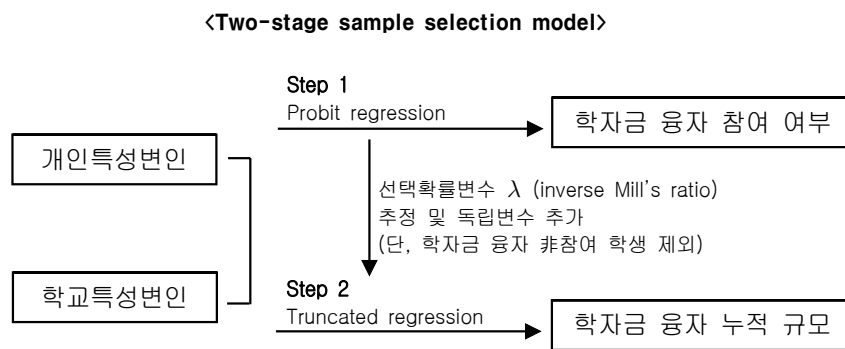
본 연구는 대학생의 학자금 용자 참여 실태와 졸업까지의 누적 용자 규모를 살펴보고, 가계소득 수준이 학생들의 용자 행위에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보기 위하여 한국직업능력개발원에서 제공하는 한국교육고용패널 자료를 사용하였다. 한국직업능력개발원은 2004년에 고등학교 3학년이던 학생 4,000명을 표집하여 매년 추적조사를 실시해 오고 있으며, 학생의 개인 정보 및 학교생활 정보 등 광범위한 자료들을 수집하고 있다.

본 연구에서는 대학 재학 기간 동안의 학자금 용자 특성을 분석하기 위하여 분석대상을 ‘2년제 전문대학을 졸업한 학생’으로 한정하였다. 전문대학은 보통 2년제와 3년제로 구분할 수 있으나, 이수해야 하는 학기 수에 따라 학자금 용자 여부와 누적 용자 규모가 달라지기 때문에 이를 구분하여 분석할 필요가 있다. 더욱이 수업 연한이 길어질수록 2005년 입학생 중 2009년 2월까지의 졸업생 수가 감소하기 때문에 3년제 전문대학과 4년제 대학 졸업생은 분석에서 제외하였다.

따라서 본 연구에서는 2009년 6월 조사에서 2년제 대학을 졸업했다고 응답한 학생만을 대상으로 자료를 수집하였다. 2년제 대학을 졸업한 전체 학생은 317명이었으나, 불성실하게 응답하였거나 분석에 반드시 필요한 중요한 정보를 누락하고 있는 학생 14명을 제외한 303명으로 최종 분석 대상을 구성하였다.

## 2. 연구모형 및 분석방법

본 연구의 핵심적인 관심은 학자금 용자 참여 여부 및 용자 규모에 있어 가계소득 수준이 어떠한 영향을 미치는지를 살피는 것이며, 이를 통해 학자금 용자 제도의 수직적 형평성을 평가하는 것에 있다. 따라서 종속변인은 대학 재학 기간 동안 학자금 용자를 받은 적이 있는지 여부와 졸업 시점까지의 누적 용자 규모이며, 독립변인은 학생들의 학자금 용자 행위에 영향을 미칠 것으로 예상되는 개인 특성 및 학교 특성 변인으로 설정하였다. 종속변인과 독립변인들의 관계를 간단히 도식화 하면 [그림 1]과 같다.



[그림 1] 학자금 용자 참여 여부 및 누적 용자 규모 분석 모형

이 연구에서는 학생의 개인 특성 및 학교 특성 변인이 학자금 용자 참여 비율에 미치는 영향과 학자금 용자 누적 규모에 미치는 영향을 구분하여 회귀분석을 실시하였다. 이는 학자금 용자 참여 여부와 용자 규모라는 이질적인 변인을 분석 대상으로 하기 때문이다. 학자금 용자 참여 여부는 ‘용자를 받았거나 혹은 받지 않은 경우’로 구분되는 질적 변인인 반면, 학자금 용자 총액은 규모가 있는 양적 변인이라는 차이가 있다. 더욱이 학자금 용자 참여 여부는 용자 규모와 비례 관계를 갖지 않는다. 학자금을 이용했다 하더라도 개인적 필요나 여건에 따라 신청한 용자 규모가 달라질 수 있기 때문이다.

이를 위해 Heckman(1979)의 2단계 표본 선택 모형(two-stage sample selection model)을 사용하여 분석을 실시하였다. Heckman(1979)의 2단계 표본 선택 모형은 연구자의 임의적인 표본 선택으로 인해 발생하는 편의(bias)를 교정하기 위한 분석 방법이다. 실제 본 연구에서 학자금을 사용한 경험이 있는 학생들의 비율은 28.4%에 불과하다. 나머지 70%가 넘는 학생들의 학자금 누적 규모는 0인 지점에 분포하고 있어 영과잉(zero-inflate) 현상이 나타난다. 이처럼 종속변인이 서로 이질적일뿐만 아니라, 0의 값을 갖는 응답자의 비율이 높은 경우, 최소자승법(OLS)에 의한 회귀분석을 사용하면 편향되고(biased) 불일치한(inconsistent)한 추정치를 얻게 되는 문제를 안고 있다(Greene, 2000).

종속변인이 이러한 분포를 보이는 경우 일반적으로 토빗(Tobit) 분석을 많이 사용해 왔으나, 토빗분석을 사용할 경우 0 아닌 값을 갖는 관측치의 확률을 증가시키는 변인이 종속



변인의 평균 또한 증가시킬 수 있다는 문제가 있다(Breen, 1996; Greene, 2000). 따라서 상당수의 표본이 특정행동을 선택하지 않는 자료를 분석하는 경우, Heckman(1979)의 2단계 표본 선택 모형(two-stage sample selection model)이 보다 정확한 결과를 제시해 주는 것으로 알려져 있다. Heckman의 2단계 표본 선택 모형은 두 가지의 의사결정 단계로 이루어져 있는데, 먼저 프로빗 분석을 통해 학자금 용자 참여 여부에 영향을 미치는 변인들을 살펴본다. 그 다음 실제 학자금 용자를 사용한 응답자만을 대상으로 절단회귀분석을 실시하여 누적 용자 규모에 영향을 미치는 변인들을 분석하게 된다(Greene, 2000).

다만, Heckman 모형은 두 가지의 분석 모형을 이어주는 연결고리로 inverse Mill's ratio 또는 위험률(hazard rate)이라 불리는  $\lambda_i$ (lambda)<sup>3)</sup> 변수를 사용한다(Breen, 1996; Greene, 2000; Heckman, 1979).  $\lambda_i$ 는  $i$ 라는 학생이 학자금 용자에 참여하는 학생 표본에서 배제될 순간적 확률을 의미하는 것으로, 선택확률변수라고 할 수 있다. 이는 실제 학자금 용자 여부에 대한 의사결정이 일어난 후, 학자금 용자 규모 함수에서 발생하는 오차항의 조건부 기대값이라 할 수 있는데, 학자금 용자 규모 함수에서  $\lambda_i$ 만큼의 선택 편의가 발생하고 있다고 해석 가능하다. 따라서 이러한 선택 편의를 교정하기 위해, 학자금 용자에 참여한 학생만을 대상으로 실시하는 2단계 절단 회귀분석에  $\lambda_i$ 를 별도의 독립변인으로 추가하게 된다. 만일,  $\lambda_i$ 의 회귀계수가 통계적으로 유의하지 않다면, 2단계 분석을 위해 학자금 용자에 참여한 학생만을 표본으로 선택하더라도 표본 선택 편의(selection bias)의 문제는 나타나지 않는 것으로 간주할 수 있다.

분석 프로그램으로 SAS 9.15와 SPSS 15.0을 사용하였다. 그리고 독립변수의 한계효과 및 영향력의 상대적 크기를 비교하기 위한 BIC(Baysian Information Criterion) 등은 별도의 수식(이성우 외, 2008; 한석수, 2006)을 사용하여 산출하였다.

### 3. 측정변인

학자금 용자 행위에 유의미한 영향을 미칠 것으로 예상되는 변인의 선정은 선행 연구 검토와 한국 사회의 현실, 그리고 한국교육고용패널에서 제공 가능한 정보를 모두 고려하여 이루어졌다. 학교 특성 변인에는 지역과 설립유형, 전공계열이 설정되었으며, 학생 개인 특성 변인에는 경제적 어려움으로 인한 휴학 경험 유무, 희망하는 자신의 최종학력, 장학금 수혜 규모, 월평균 가계소득, 재학 기간 중 학생 스스로 획득한 자기소득, 형제의 수 등이 포함되었다. 이들은 자료의 특성에 따라 질적 변인과 양적 변인으로 구분되는데, 질적 변인은 터미코딩(dummy coding)을 통해 자료를 입력하고, 양적 변인은 자리 수만 일부 조정하여 해당 값을 그대로 점수화하였다.

3)  $\lambda_i = \phi / (1 - \Phi)$

$\Phi_i$ : 표준정규누적분포함수(Cumulative distribution function, cdf),  $\phi_i$ : 표준정규확률밀도함수(Probability density function, pdf)를 의미

학교의 소재 지역과 설립유형은 각각 수도권 국·공립대학을 준거집단으로 설정하였으며, 수도권은 서울, 경기, 인천 지역을 의미한다. 다만, 분석 대상을 2년제 전문대학으로 한정함에 따라 국·공립대학의 수가 현저히 감소하여, <표 2>에서 볼 수 있듯이 전체 분석 대상 학생 중 국·공립대학 소속 학생 수는 13명에 그치고 있다. 전공계열 중 의약계열에서도 표본의 수가 충분하지 않다. 일반적으로 대학의 전공 영역은 인문과 사회, 교육, 공학, 자연, 의약, 예체능 등 7계열로 구분하나(교육통계연보, 2009), 연구자의 필요에 따라 3-5개 정도로 조정하여 사용하기도 한다(김안나·김성훈, 2010; 정지선·김훈호, 2009; 김안나·이병식, 2008; 김지하·박지은, 2008). 따라서 하위 집단별로 분석에 필요한 충분한 표본 수를 확보하기 위하여 이공계열과 의약계열을 하나의 계열로 조정할 수도 있으나, 기술통계 분석을 통해 나타난 두 집단 간 특성이 큰 차이를 보이고 있어, 본 연구에서는 이공계열과 의약계열을 분리하여 4계열로 전공을 구분하였다.

**<표 1> 종속변인 및 독립변인에 관한 설명 및 측정 방법**

변인명	설명 및 측정 방법
학 지역	더미변인: 지방(0), 수도권(1)
교 설립유형	더미변인: 사립(0), 국·공립(1)
특 계열	더미변인: 인문·사회·교육계(준거집단), 이공계, 의약계, 예체능계 구분
독립변인	
개 경제적 이유의 휴학 경험	더미변인: 경제적 이유로 휴학한 경험이 없는 학생 (0), 있는 학생(1)
인 희망 학력	더미변인: 성취하고자 하는 최종 학력이 학부 이하인 학생(0), 대학원 이상인 학생(1)
특 ln 장학금 규모	2006-2008년 사이에 받은 장학금 총액(단위: 10만원)의 자연로그값
성 ln 월평균 가계소득	월평균 가계소득(단위: 10만원)의 자연로그값
ln 재학 중 자기소득	재학 중 획득한 학생의 총소득(단위: 10만원)의 자연로그값
형제 수	형제 수(자신 포함)
종 학자금 용자	더미변인: 학자금 용자 비참여(0), 참여(1)
속 참여 여부	(재학 기간 중 학자금 용자를 사용한 경험 유무)
변 ln 누적 학자금 용자 규모	재학 기간 중 대출받은 학자금 용자 총액(단위: 10만원)의 자연로그값

개인특성 변인 중, 경제적 어려움으로 인한 휴학 경험 변인은 졸업까지 경험한 다양한 휴학 사유 중 경제적 이유만을 분리하여 경험 유무를 변수로 설정하였다. 희망하는 최종 학력은 고등학교 3학년 시기에 조사한 것으로, 학사학위 이하와 석사 이상으로 구분하여 변수화 하였다. 장학금 규모는 2007년 7월에 실시한 4차년도 조사 자료에서부터 자세한 정보를 확보할 수 있었기 때문에, 2006년 6월부터의 정보를 담고 있다. 대부분의 조사대상 학생들이 대학을 입학한 시점이 2005년인 점을 고려할 때, 본 연구에서 사용한 자료에는 1년 동안의 장학금 정보가 누락되어 있다고 볼 수 있다. 만일, 모든 조사 대상 학생들에게 공통적으로 적용되는 자료 상의 한계이기 때문에 졸업까지의 장학금 총액을 산출하는 연구에서

는 사용하기 부적절한 정보일 수 있다. 그러나 본 연구는 학자금 용자 행위에 대한 장학금의 상대적 영향력을 분석하고자 하므로, 측정오차의 문제를 배제할 수는 없으나 본 논문에서는 제한적으로나마 사용이 가능할 것으로 보인다. 월평균 가계소득은 1차 년도부터 6차 년도까지의 조사 자료를 종합한 것으로, 전체 평균 소득을 산출하여 변수화 하였다. 재학 중 자기 소득은 대학 입학부터 졸업 때까지 발생한 학생 개인의 소득을 모두 종합한 것으로, 교내 아르바이트와 교외 아르바이트, 직장에서의 근로소득 등을 포함하고 있으며, 총액을 그대로 변수화 하였다. 이상의 장학금 총액과 월평균 가계소득, 재학 중 학생 자기소득 변인은 모두 10만원 단위로 입력하였으며, 자연로그 처리를 해 주었다. 보통 소득을 회귀분석에 투입하는 경우 자연로그를 취하고 있는데, 이는 소득에 따른 수요 변화가 일반적으로 지수함수적인 증가 경향을 보이기 때문이다(Gujarati, 2004). 그 외에 조사대상 학생의 가족 중 자기 자신을 포함한 형제자매의 수를 조사하여 변수화 하였다.

분석에 사용한 종속변인은 두 가지이다. 우선 학자금 용자 참여 여부는 대학 재학 기간 동안 학자금 용자를 받은 경험이 있는지를 조사한 것으로, 누적 용자액이 0보다 큰 경우 학자금 용자 경험이 있는 것으로 보았다. 그리고 학자금 용자 총액은 대학 졸업 시점까지 발생한 학자금 용자 누적액을 의미하며, 10만원 단위로 자리수를 조정한 후 자연로그를 취하였다.

## IV. 분석결과

### 1. 분석 자료의 기술 통계 결과

전체 분석 대상자 303명 중 대학에 다니는 기간 동안 학자금 용자를 받은 경험이 있는 학생은 모두 86명으로, 전체의 28.4%에 해당하였으며, 이들이 졸업 때까지 사용한 평균 용자 규모는 약 706만원으로 나타났다.

이를 배경변인에 따라 보다 자세히 살펴보면, 수도권 소재 대학의 학생들(37.6%)의 학자금 용자 이용률이 지방 학생들(21.2%)보다 높았으며, 용자 규모 또한 약 140만 원 정도 높다. 그리고 설립유형에 따른 학자금 용자 참여 비율은 큰 차이를 보이고 있지 않지만, 졸업 때까지의 총 용자 규모는 두 배 가까이 차이가 나고 있음을 확인할 수 있다. 계열에 따른 차이 또한 상당한 것으로 나타났다. 학자금 용자 참여 정도는 이공계열 학생들(31.4%)이 가장 높았으며, 의약계열(29.4%)과 예체능계열(27.6%) 순으로 작아지는 반면, 전체 용자 규모는 이공계열(834만원)과 예체능계열(768만원)이 상위에 위치해 있다.

학생 개인의 특성에 따른 분포를 살펴보면, 분석 대상 학생들 중 대학에 다니는 동안 경제적인 어려움으로 인해 휴학을 경험한 학생은 14명에 불과한 것으로 나타났다. 그렇다고 학자금 용자를 받은 학생들이 부유한 학생들이라고 단정 짓기는 어려울 것으로 보인다. 경제적으로 여유가 있는 학생들이 학자금을 받았기 때문인지, 아니면 경제적으로 어려운 환경

에 놓여 있으나 용자를 받음으로써 휴학의 위기를 벗어났기 때문인지 불명확하기 때문이다.

흥미로운 점은 학자금 용자를 경험한 학생들 중에서 경제적 어려움으로 인해 휴학을 경험한 학생들의 비율은 불과 10% 정도에 불과하지만, 이들이 받은 대출 총액은 휴학 경험이 없는 학생들보다 약 200만 원 가량 높은 것으로 나타났다. 학생이 희망하는 최종 학력 또한 대학원 이상을 바라는 학생들의 학자금 용자 참여 비율이 보다 낮았으나, 이들의 전체 대출 규모가 학부 이하의 교육을 희망하는 학생들보다 약 300만 원 가량 더 높았다.

〈표 2〉 학자금 용자에 대한 기술통계량

변 수 명	학자금 용자 참여			학자금 용자 규모 (만원)	
	참여	비참여	계		
계	86 명 (28.4%)	217 명 (71.6%)	303 명 (100.0%)	706.40 (458.90)	
지역	지방	36 명 (21.2%)	134 명 (78.8%)	170 명 (100.0%)	625.56 (470.74)
	수도권	50 명 (37.6%)	83 명 (62.4%)	133 명 (100.0%)	764.60 (445.83)
설립유형	사립	83 명 (28.6%)	207 명 (71.4%)	290 명 (100.0%)	718.19 (461.89)
	국공립	3 명 (23.1%)	10 명 (76.9%)	13 명 (100.0%)	380.00 (192.87)
계열	인문·사회·교육	33 명 (26.6%)	91 명 (73.4%)	124 명 (100.0%)	567.88 (380.20)
	이공	27 명 (31.4%)	59 명 (68.6%)	86 명 (100.0%)	834.07 (521.55)
	의약	5 명 (29.4%)	12 명 (70.6%)	17 명 (100.0%)	670.00 (701.43)
	예체능	21 명 (27.6%)	55 명 (72.4%)	76 명 (100.0%)	768.57 (391.99)
경제적 이유 의 휴학 경험	없음	77 명 (26.6%)	212 명 (73.4%)	289 명 (100.0%)	684.81 (462.61)
	있음	9 명 (64.3%)	5 명 (35.7%)	14 명 (100.0%)	891.11 (401.98)
희망 학력	학부 이하	79 명 (28.1%)	202 명 (71.9%)	281 명 (100.0%)	682.91 (466.65)
	대학원 이상	7 명 (31.8%)	15 명 (68.2%)	22 명 (100.0%)	971.43 (251.42)
장학금 규모(06-08년)	2.47 만원 (15.49)	17.66 만원 (73.32)	6.79 만원 (41.61)	.	
월평균 가계소득	241.26 만원 (141.45)	222.56 만원 (94.84)	235.95 만원 (130.05)	.	
재학 중 자기소득	332.06 만원 (539.88)	403.71 만원 (458.94)	352.40 만원 (518.46)	.	
형제 수	2.45 명 (0.88)	2.52 명 (0.86)	2.47 명 (0.88)	.	

학자금 용자를 사용한 경험이 있는 학생들의 평균 장학금 수혜 규모(2.47만원)는 학자금 용자 비참여 학생들(17.66만원)보다 낮아, 학자금 용자에 대한 수요가 보다 높을 것으로 보인다. 재학 기간 중에 학생이 획득한 소득 또한 학자금 용자 참여 학생들이 보다 낮게 나타났다. 그러나 월평균 가계소득은 이와 다른 경향을 보이고 있다. 학자금 용자를 사용한 경험이 있는 학생들의 월평균 가계소득이 보다 높은 것으로 나타났으며, 그 차이는 대략 20만원 정도였다. 만일, 학자금 용자 참여 여부 및 용자 규모에 영향을 미칠 것으로 예상되는 다른 변인들의 영향력을 통제한 상태에서도 이와 비슷하거나 혹은 저소득층 우위로 나타나지 않을 경우, 학자금 용자제도는 학생들 사이의 수직적 형평성을 개선하는데 적절히 기능하지 못할 가능성이 크다.

## 2. 학자금 용자 결정에 영향을 미치는 변인

Heckman의 2단계 표본 선택 모형을 사용하여 학자금 용자 참여 여부 및 용자 규모를 분석한 결과를 정리하면 다음 <표 3>과 같다. 표본의 선택 편의를 고려하지 않았을 경우 발생하는 회귀계수의 추정 오류를 직접 확인하기 위해, 최소자승법(OLS)에 의한 회귀계수 추정 결과를 함께 제시하였다. 우선, 절단회귀분석 결과에서  $\lambda_1$ 의 회귀계수가 유의수준 0.05에서 통계적으로 유의미하지 않게 나타났다. 따라서 본 연구의 절단회귀분석 과정에서는 표본 선택에 따른 편위의 문제를 크게 우려하지 않아도 된다. 그리고 프로빗 분석과 절단회귀분석의 설명력( $r^2$ )은 각각 14.7%, 34.6%나 나타났다. 학자금 용자와 관련된 대학생들의 행위 특성을 분석하고, 월평균 가계소득 변인의 영향력을 통해 학자금 용자의 수직적 형평성을 분석하는 것이 불가능한 것은 아니나, 연구모형에 포함시키지 못한 변인들로 인해 각각의 회귀계수가 과대추정 되었을 가능성이 있다. 이는 본 연구의 중요한 한계라 할 수 있으며, 추후 대학생들의 학자금 용자 참여 여부 및 학자금 용자 규모 결정에 영향을 미칠 수 있는 핵심 변인들을 밝히기 위한 별도의 연구가 필요할 것으로 보인다.

Heckman(1979)의 2단계 표본 선택 모형 각 단계의 개별 회귀 계수들의 특성을 살펴보면 다음과 같다. 우선, 유의수준 .05에서 학자금 용자에 대한 참여 여부에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 변인은 지역과 경제적 어려움으로 인한 휴학 경험, 재학 중 학생 소득 등이었다. 수도권 대학에 다니는 학생의 학자금 용자 참여 확률이 22.4%가량 높게 나타났으며, 경제적 이유로 인하여 휴학을 경험한 학생들은 그렇지 않은 학생들에 비해 용자 참여 확률이 약 34.5%가량 높은 것으로 나타났다.

반면, 대학 재학 기간 동안 학생 스스로 획득한 전체 소득이 1% 증가할 경우, 학자금 용자에 참여할 확률은 약 0.5% 증가하는데 그치고 있어 영향력은 그리 크지 않다고 볼 수 있다. 그런데 이러한 분석 결과는 앞서 살펴본 <표 2>의 기술통계 결과와 조금 다르다. 기술통계 결과에서는 학자금 용자 경험이 있는 학생들의 자기소득(332만원)이 그렇지 않은 학생들(404만원)보다 낮았으나, 프로빗 분석 결과에서는 반대의 결과를 보이고 있다.

보다 주목해야 할 부분은 월평균 가계소득의 회귀계수이다. 학자금 용자 제도가 저소득층 학생들의 고등교육 기회 확대와 안정적인 학교생활을 지원하기 위해 도입되었다는 점을 고려할 때, 소득수준이 낮은 학생들일수록 학자금 용자에 대한 참여 비율이 증가해야 할 것이다. 그러나 분석 결과에 의하면 학자금 용자 참여 경험에 영향을 미치는 다른 변인들을 통제하였을 때, 월평균 가계소득은 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하고 있다.

〈표 3〉 Heckman의 2단계 추정 모형 분석 결과

변인명	프로빗 분석 학자금 용자 참여 여부 (n=303)			절단회귀분석 학자금 용자 규모 (n=86)		일반선형회귀 학자금 용자 규모 (n=86)		
	회귀계수 (표준오차)	Wald $\chi^2$ (유의확률)	한계 효과	회귀계수 (표준오차)	t값 (유의확률)	회귀계수 (표준오차)	t값 (유의확률)	
상수항	-0.167 (0.609)	0.075 (.784)		-0.256 (1.843)	-0.140 (.890)	4.190 (0.513)	8.168 (.000)	
지역	0.587 (0.173)	11.541 (.001)	0.224	-1.492 (0.741)	-2.010 (.048)	0.332 (0.144)	2.308 (.024)	
학교특성	설립유형	-0.132 (0.426)	0.097 (.756)	-0.040	-0.332 (0.396)	-0.840 (.404)	-0.789 (0.363)	-2.173 (.033)
	이공	0.201 (0.197)	1.043 (.307)	0.071	-0.227 (0.281)	-0.810 (.422)	0.359 (0.162)	2.214 (.030)
	계열 의약	0.197 (0.369)	0.287 (.592)	0.071	-0.769 (0.388)	-1.980 (.050)	-0.090 (0.287)	-0.314 (.755)
	예체능	-0.148 (0.208)	0.505 (.477)	-0.045	0.645 (0.244)	2.650 (.010)	0.193 (0.170)	1.138 (.259)
경제적 이유의 휴학 경험	0.887 (0.369)	5.774 (.016)	0.345	-3.499 (1.403)	-2.490 (.015)	-0.028 (0.231)	-0.121 (.904)	
희망 학력	-0.223 (0.315)	0.500 (.479)	-0.063	1.413 (0.436)	3.240 (.002)	0.526 (0.263)	2.002 (.049)	
개인특성	ln 장학금 규모 (06-08년)	0.014 (0.009)	2.760 (.097)	0.006	-0.055 (0.023)	-2.370 (.020)	0.001 (0.006)	0.218 (.828)
	ln 월평균 가계소득	<b>-0.111</b> <b>(0.150)</b>	<b>0.544</b> <b>(.461)</b>	<b>-0.036</b>	<b>-0.064</b> <b>(0.176)</b>	<b>-0.360</b> <b>(.719)</b>	<b>-0.297</b> <b>(0.155)</b>	<b>-1.916</b> <b>(.059)</b>
	ln 재학 중 자기소득	0.015 (0.005)	7.798 (.005)	0.005	-0.033 (0.018)	-1.850 (.069)	0.010 (0.005)	1.874 (.065)
	형제 수	0.085 (0.093)	0.835 (.361)	0.027	-0.060 (0.123)	-0.490 (.627)	0.182 (0.079)	2.307 (.024)
Lambda( $\lambda$ )				2.553 (2.086)	1.220 (.225)			

월평균 가계소득은 학자금 용자 규모에도 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하고 있다. 학자금 용자 참여 여부와 마찬가지로, 학자금 용자 제도가 고등교육 기회의 수직적 형평성을 향상시키는데 긍정적으로 작용하고 있다면, 용자 규모에 영향을 미치는 다른 변인들을 통제했을 때 소득수준이 낮을수록 용자 규모가 증가해야 하며, 그 차이는 통계적으로 유의미해야 한다. 그러나 절단회귀분석 결과를 살펴보면, 가계소득이 낮을수록 학자금 용자

규모가 증가하는 부적 관계가 나타나고 있기는 하나,  $t$ 값이  $-0.360$ 에 불과하여 결과를 일반화하기는 어려운 상태이다.

반면, 희망 학력이나 경제적 어려움으로 인한 휴학 경험 등은 학자금 용자 규모에 통계적으로 유의미한 영향을 미치고 있다. 수도권 대학에 재학하고 있는 학생들일수록 학자금 용자 참여 비율이 높아졌으나, 실제 용자 규모에 있어서는 지방대학 학생들에 비해 감소하는 것으로 나타났다. 경제적 어려움으로 인해 휴학을 경험했던 학생들 또한, 학자금 용자제도를 이용하는데 보다 적극적인 특성을 갖지만, 용자 규모에 있어서는 보다 소극적인 경향을 보이고 있다.

### 3. 변인의 상대적 영향력 크기 비교

대학생의 학자금 용자 참여 여부와 누적 용자 규모에 영향을 미치는 변인들이 무엇인지도 중요하지만, 각 변인들 중 어떠한 변인이 가장 큰 영향을 미치고 있는지를 살펴보는 것 또한 중요한 의미를 갖는다. 다음 <표 4>와 <표 5>는 각각의 학자금 용자를 받은 경험이 있는지 여부와 누적 용자 규모에 영향을 미치는 독립변인들의 상대적인 영향력 크기를 정리한 것이다.

일반적인 중다회귀분석에서는 각 독립변인의 표준화 회귀계수 크기를 비교함으로써 변인들의 상대적 영향력 크기를 추정할 수 있다. 그러나 독립변인이 질적 특성을 갖는 더미변인일 경우, 표준화 회귀계수가 산출되었다 하더라도 연속변인들의 표준화 회귀계수와는 다른 의미를 갖는다. 더미변인의 계수는 회귀식의 기울기로서의 의미를 갖는 것이 아니라, 절편으로 합산되기 때문이다. 이러한 특성 때문에 더미변인의 편회귀계수는 보통 Differential intercept coefficient라 불리고 있다. 따라서 더미변인과 연속변인의 상대적인 영향력 크기를 동시에 비교하기 위해서는 각 분석 단계마다 별도의 통계치 계산이 필요하다. 프로빗 분석에서는 BIC(Baysian Information Criterion) 지표를 사용하고, 절단회귀분석에서는 Type II SS 지표를 사용하여 각 변인들의 상대적 영향력 크기를 비교하였다. BIC<sup>4)</sup> 값은 해당변수가 포함될 때와 제외될 때, 모형정보(model information)에 있어서의 차이를 나타내는데, 독립변수가 분석 모형에 미치는 영향력의 상대적 크기 비교가 가능하다(Pampel, 2000). Type II SS는 현재의 회귀모형에서 지정된 변수를 제거할 때 발생하는 회귀자승합의 감소량을 의미한다(김종섭, 1998). 이하에서는 표준화 회귀계수와 BIC, Type II SS 값을 동시에 비교해 가며, 각 독립변인의 상대적 영향력의 크기를 추정해 보았다.

분석 결과를 살펴보면, 학자금 용자 참여 여부에 가장 큰 영향을 미치고 있는 것은 지역 변인이었으며, 재학 중 학생 스스로 획득한 자시소득 규모 또한 상당한 영향을 미치고 있

4) BIC는  $Z^2 - \ln(N)$ 으로 모형에 대한 해당 변수의 영향력을 평가하는데 있어, 0-2이면 약함(weak), 2-6이면 긍정적(positive), 6-10이면 강함(strong), 10이상이면 매우 강함(very strong)으로 분류하고 있다(Pampel, 2000).

는 것으로 나타났다. 반면, 본 연구에서 가장 주목하고 있는 월평균 가계소득 변인은 회귀 계수 자체가 통계적으로 유의미하지 않았을 뿐만 아니라, BIC 지수를 통해 확인한 상대적 영향력 또한 매우 작은 것으로 나타났다.

**〈표 4〉 학자금 용자 참여 여부에 대한 회귀계수의 영향력**

변 인 명	편회귀계수	표준화회귀계수	BIC	
지역	0.587***	0.292	5.827	
설립유형	-0.132	-0.027	-5.617	
이공	0.201	0.091	-4.671	
계열	의약	0.197	0.046	-5.427
예체능	-0.148	-0.064	-5.209	
경제적 이유의 휴학 경험	0.887	0.187	0.060	
희망 학력	-0.223*	-0.058	-5.214	
ln 장학금 규모(06-08년)	0.014	0.128	-2.954	
<b>ln 월평균 가계소득</b>	<b>-0.111</b>	<b>-0.063</b>	<b>-5.170</b>	
ln 재학 중 자기소득	0.015**	0.261	2.084	
형제 수	0.085	0.074	-4.879	

\* p<.05, \*\* p<.01, \*\*\* p<.001 †.05(p≤.10)

가계소득 변인은 <표 5>에 제시된 학자금 용자 누적 규모에 대한 회귀모형에서도 거의 영향력이 없음을 확인할 수 있다. 용자 규모에 가장 큰 영향을 미치는 변인은 학생들이 희망하는 최종 희망학력 변인이었으며, 경제적 어려움으로 인한 휴학 경험과 장학금 누적 규모 또한 상당한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면, 월평균 가계소득은 Type II SS 크기가 가장 작은 수준이었다.

**〈표 5〉 학자금 용자 규모에 대한 회귀계수의 영향력**

변 인 명	편회귀계수	표준화회귀계수	Type II SS
지역	-1.492*	-1.162	1.252
설립유형	-0.332*	-0.096	0.217
이공	-0.227*	-0.166	0.202
계열	의약	-0.284	1.214
예체능	0.645	0.437	2.162
경제적 이유의 휴학 경험	-3.499	-1.690	1.921
희망 학력	1.413*	0.610	3.251
ln 장학금 규모(06-08년)	-0.055	-1.054	1.741
<b>ln 월평균 가계소득</b>	<b>-0.064</b>	<b>-0.047</b>	<b>0.040</b>
ln 재학 중 자기소득	-0.033	-0.678	1.056
형제 수	-0.060*	-0.081	0.074

\* p<.05, \*\* p<.01, \*\*\* p<.001 †.05(p≤.10)



## V. 논의 및 결론

본 연구는 2년제 전문대학 졸업생들의 자금 용자 참여 경험과 누적 용자 규모를 분석하였으며, 이들에 영향을 미치는 다른 변인들을 모두 통제시켰을 경우 가계소득 수준의 영향력은 어떠한 특성을 보이는지를 살펴보았다. 만일 다른 변인들을 통제시켰음에도 불구하고, 저소득 계층 학생들의 학자금 용자 참여 비율과 누적 용자 규모가 더 큰 경향을 보인다면, 이는 학자금 용자제도가 고등교육 기회의 수직적 형성평 향상에 상당히 기여하고 있음을 의미한다. 이를 살펴보기 위해 본 연구는 한국직업능력개발원에서 실시하고 있는 한국교육 고용패널 조사를 사용하였다. 2009년에 발표된 6차년도 조사 자료를 토대로 2년제 전문대학 졸업생들의 학자금 용자 참여 경험과 졸업 시점까지의 누적 용자 규모를 산출하였으며, 1-5년차 자료를 비교·검토하여 분석 대상 학생들의 개인특성 및 학교특성 변인들에 대한 정보들을 추출하였다.

분석 결과에 따르면, 학자금 용자 참여 경향에 가장 큰 영향을 미치는 것은 지역 변인으로 나타났다. 수도권 대학의 학생들일수록 참여 경향이 높아지는 모습을 보이고 있다. 학자금 용자 누적 규모에 있어서는 희망학력 변인이 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 고등학교 3학년 당시 대학원 이상의 학력을 갖고자 했던 학생들일수록 학자금 용자 누적 규모가 증가했다. 희망 학력 변인의 경우, 학력에 대한 보다 적극적인 개인의 성향을 암시하며, 보다 높은 학력을 희망하는 학생들일수록 대학에서의 교육 경험을 통해 사회에서 보다 높은 보상을 받을 수 있다고 생각하는 집단으로 가정할 수 있다. 따라서 대학원 이상의 학력을 희망했던 학생들은 누적 용자 규모에 보다 관대한 특성을 보이는 것으로 보인다.

반면, 본 연구의 가장 중요한 연구 관심이라 할 수 있는 월평균 가계소득 변인은 다른 변인들의 영향력을 통제시켰을 때 학자금 용자 참여 비율과 누적 용자 규모에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 본 연구의 분석 자료에 한하여 논의를 진행할 경우, 월평균 가계소득이 증가할수록 학자금 용자 참여 경향과 용자 규모가 감소하는 경향을 보이고 있으나, 변화 정도가 너무 작아 이를 일반화시키는 것은 어렵다는 결과를 얻었다. 결국, 학자금 용자 행위에 영향을 미치는 다른 변인들을 통제하였을 경우, 학자금 용자에 대한 접근 가능성에 있어 소득계층에 따른 차이는 없는 것으로 보이며, 누적 용자 규모에 있어서도 소득계층 간 차이는 거의 없다고 볼 수 있다. 이러한 현상은 앞서 살펴보았듯이, 현행 정부보증 학자금 용자의 신청 자격 조건이 너무 엄격한 것에 기인하는 것으로 보인다. 특별한 사유가 없는 한, 학자금 용자를 신청하고자 하는 학생들은 반드시 직전학기에 12학점 이상을 이수해야 하며, 그 성적이 100점 만점에 70점 이상이어야 함을 규정하고 있다. 또한 신용등급 9-10등급에 해당하는 저신용자에 대해서는 대출을 엄격하게 제한하고 있어, 신용 상태가 나쁠 수밖에 없는 저소득층 학생들에게는 상당히 엄격한 기준일 수 있다. 학자금 용자에 대한 이러한 접근 가능성의 제약으로 인해 저소득 계층 학생들은 더 많은 경제적 지원을 필요로 함에도 불구하고, 상위 소득계층 학생들과 비슷한 수준

의 학자금 용자 참여 경향 및 누적 용자 규모를 보이고 있는 것으로 보인다. 더욱이, 2010년 1학기의 경우 전년도와 비교하여 소득 1-3분위 학생들의 학자금 용자 참여 비율은 크게 감소한 반면, 8-10분위 학생들의 참여 실적이 크게 증가하였다(교육과학기술부, 2010)는 교과부의 발표는 본 연구의 분석 결과와 맥을 같이한다고 볼 수 있다.

따라서 현행 정부보증 학자금 용자제도는 학생들의 대학교육 기회 측면에서의 수직적 형평성을 향상시키는데 긍정적인 역할을 수행하지 못하는 것으로 보이며, 이를 개선하기 위한 정책적 노력을 필요로 한다. 앞서 살펴보았듯이, 학자금 용자를 신청하기 위한 자격 조건이 타당한지에 대한 보다 세밀한 검토가 필요할 것으로 보이며, 채무불이행으로 인한 용자제도 자체의 존립이 위협받지 않는 이상 과도한 방어적 복지정책의 수행은 오히려 저소득 계층 학생들의 고등교육 기회를 제한할 수 있다는 점에 유의해야 할 것으로 보인다.

## ❖ 참고문헌 ❖

- 교육인적자원부(2005). 『대학생 학자금대출제도 개선방안(시안): 정부보증방식 학자금 대출제도 도입』. 교육위 법안심사소위 간담회 자료집.
- 교육인적자원부(2006). 『고등교육정책 바로 알기』. 서울: 교육인적자원부.
- 교육과학기술부(2010). 1학기 학자금 대출 전년비 15% 증가. 보도자료(2010. 4. 5).
- 김병호(2004). 「우리나라 대학생 학자금 용자정책에 대한 연구: 이차보전을 중심으로」. 『교육행정학연구』, 22(2), 327-348.
- 김안나(2002). 「대학생 학자금 용자 제도의 효율성과 형평성 분석」. 『한국교육』, 29(2), 455-475.
- 김안나(2004). 「인적자원투자 촉진을 위한 대학(원)생 학자금 용자 제도 활성화 연구」. 교육인적자원부, 『인적자원개발 정책연구』, 2004-8.
- 김안나, 김성훈(2010). 「대학생 선택에 미치는 학자금 지원의 영향: 휴학에 대한 영향을 중심으로」. 『교육과학연구』, 41(2), 163-180.
- 김안나, 이병식(2008). 「학자금 대출이 대학 재학기간 연장 가능성에 미치는 영향: 소득계층별 분석」. 『교육사회학연구』, 18(4), 55-73.
- 김안나, 이병식(2008). 「소득수준에 따른 학생의 고등교육 선택의 차이와 학자금 지원의 효과」. 『교육과학연구』, 39(1), 67-84.
- 김유리나(2004). 자산유동화를 통한 정부지원 학자금 대출제도 개선 방안 연구. 서울대학교 석사 학위 논문.
- 김종섭(1998). 『SAS를 이용한 통계자료 분석방법』. 서울: 학문사.
- 김지하·박지은(2008). 「대학생의 사교육 수요에 관한 탐색적 연구」. 『교육재정경제연구』, 17(1), 93-121.
- 김지하, 이병식(2009). 「대학생 학자금 대출 수요집단의 특성 분석」. 『교육재정경제연구』, 18(1), 27-58.
- 김훈호(2006). 대학생 학자금 용자 결정 변인에 관한 연구. 서울대학교 대학원 석사학위 논문.
- 남수경(2004). 「정부 지원 대여장학금 제도의 공평성 평가」. 『교육행정학연구』, 22(3), 257-280.
- 송기창(2001). 「국내 장학사업의 실태와 전망」. 『교육행정학연구』, 19(1).
- 송기창 외(2003). 『한국학술진흥재단의 장학사업 발전방안 연구』. 한국학술진흥재단.
- 정지선, 김훈호(2009). 「대학생의 사교육 참여 및 사교육비 지출에 영향을 미치는 변인 분석」. 『교육재정경제연구』, 18(3), 89-122.
- 한국교육개발원(2009). 『교육통계연보 2009』. 서울: 한국교육개발원 출판부.
- Barr, N.(1993). Alternative Funding Resources for Higher Education. *The Economic Journal*, 103(418), 718-728.
- Berkner, L., Bobbitt, L.(2000). Trends in undergraduate borrowing: Federal student loans in 1989-90, 1992-93, and 1995-96. *National Center for Education Statistics, Statistical Analysis Report*. NCES 2000-151. Washington, DC: Office of Educational Research and Improvement, U.S. Department of Education.
- Breen, R.(1996). *Regression Models: Censored, sample-selected, or truncated data*. California: Sage

- Publications, Inc.
- Cha, K. W.(2001). *Education Loans: An Analysis of Demand by Source*. Columbia: University of Missouri-Columbia.
- Christie, H., Munro, M.(2003). The Logic of Loans: Students' Perceptions of the Costs and Benefits of the Student Loan. *British Journal of Sociology of Education*, 24(5), 621-636.
- Cuccaro-Alamin, S. & Choy, S. P.(1998). Post secondary financing strategies: How undergraduates combine work borrowing and attendance. National Center for Education Statistics. *Statistical Analysis Report*. NCES 98-008. Washington, DC: Office of Educational Research and Improvement, U.S. Department of Education.
- Ehrenberg, R. & Smith, R.(1991). *Modern labor economics*(7<sup>th</sup> ed.). New York: Harper Collins.
- Heckman, J. J.(1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1), 153-161,
- Fuller, H. L.(2002). *Two Essays on College Educational Loan Debt*. Massachusetts: Harvard University.
- Greene, W. H.(2000). *Econometric analysis*(5th ed.). New Jersey: Prentice-Hall, Inc.
- Grubb, W. N., Tuma, J.(1991). Who gets student aid?: Variations in access to aid. *The Review of Higher Education*. 14(3), 359-382.
- Gujarati, D. N.(2004). *Essentials of Econometrics*(3rd ed.). New York: McGraw- Hill/Irwin.
- Jandyala, B. G.(1999). Student Loans as the Answer to Lack of Resources for Higher Education. *Economic and Political Weekly*, 34(1&2), 19.
- Johnstone, D. B.(2003). Cost Sharing in Higher Education: Tuition, Financial Assistance, and Accessibility in Comparative Perspective. *Czech Sociological Review*, 39(3), 351-374.
- Kim, A., Lee, Y.(2002). *Student Loans Schemes in Korea: Review and Recommendations*. Bangkok: UNESCO.
- Pampel, F. C. (2000). *Logistic regression: A premier*. Thousand Oaks, CA: SAGE Publications, Inc.
- St. John, E. P., Noell, J.(1989). The effects of student financial aid on access to higher education: An analysis of progress with special consideration of minority enrollment. *Research in Higher Education*, 30(6), 563-581.
- St. John, E. P., Kirshstein, R. J., Noell, J.(1991). The effects of student financial aid on persistence: A sequential analysis. *The Review of Higher Education*, 14(3), 383-406.
- The College Board(2000). *Trends in college Pricing*. Washington, DC: The Washington Office of the College Board.
- Woodhall, M.(1992). Changing Sources and Patterns of Finance for Higher Education: A Review of International Trends. *Higher Education in Europe*, 17(1), 141-149.
- Woodrow, M.(1999). Student finance: Accessing Opportunity, Student Finance: Fairness for the Future. *Research Report*, 2, 374-388.

## ❖ Abstract ❖

### An Analysis of impacts of family income on attendance and amount of student loan -Focusing on junior college graduates-

Kim Hoon Ho

This research attempts to analyze the impacts of family income on junior college students' attendance and their cumulative amount of student loan. The data we need to analyze is extracted from KEEP database released by KRIVET. Data about the students' mind and behavior on student loan is calculated from 6th KEEP data set surveyed in 2009, and information about students' campus life is extracted from 1-5th KEEP database.

The results of this research are as follows. First of all, monthly average household income has no statistical significant impact on trends of students' attendance and cumulative amount of student loan. In other words, if the variables related to the student loan is controlled, family income has no impacts on attendance and amount of student loan program. Therefore current student loan scheme guaranteed by government has no impacts on the chance of higher education and vertical equity.

**Key words:** student loan guaranteed by government, Heckman two-stage sample selection model, vertical equity