

## 4년제 대학교 교원 집단 안의 성불평등 구조 변화와 교원 승진에 대한 성별 효과 탐색\*

변 수 연(부산외국어대학교 교수)\*\*

### 요 약

본 연구는 국내 4년제 대학교 전임교원 사회의 성불평등 구조 현황을 2007년부터 2019년의 자료를 통해 종단적으로 검토하고, 가장 최근의 대학 교원 자료를 통해 성별이 여성 교원의 승진에 부적 효과를 끼쳐 학내 양성평등 환경의 조성을 저해하고 있는지는 실증적으로 분석하였다. 지난 13년 간의 국내 4년제 대학교의 학생 및 전임교원의 성별 분포와 학위 취득현황, 전임/비전임 및 교내 직위 분포의 변화 양상 등을 살펴 보았을 때, 여성 박사학위자들의 배출과 이들의 대학 교원집단으로의 진입은 이 기간 매우 활발하게 이루어졌으나, 기존의 남성지배적 조직구조의 틀은 여전히 공고히 남아 있어 학내에서 여성 교원의 정치적 지위는 여전히 취약해 보였다 이어 2017년 국내 4년제 대학 데이터(Edudata)를 대상으로 수행한 이항로지스틱 회귀분석에서 여성이라는 요인은 부교수 승진에 대해서는 주로 조절변수로서, 정교수 승진에 대해서는 부적 효과를 보이는 독립변수로 작용하고 있는 것으로 나타났다. 연구자는 본 연구의 분석 결과를 국내 대학 내의 독특한 맥락에 비추해 해석한 후 대학 교원 사회에서 지속되고 있는 성정치학적 불균형을 해소하기 위한 정책적 제언을 제시하였다.

[주제어] : 젠더, 성불평등, 여성교원, 승진, 고등교육

### I. 서론

지난 수십 년 간의 사회적, 정책적 노력을 통해 우리 사회의 양성평등 환경은 크게 개선되어 왔다. 이같은 개선의 효과는 여성의 고등교육 기회 확대와 노동시장 진출 성과에서 가장 잘 나타난다. 여학생의 대학진학률은 2009년을 기점으로 하여 남학생의 대

\* 이 논문 또는 저서는 2018년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2019S1A5A8037391)

\*\* 교신저자(sybyoun@bufs.ac.kr)

■ 접수일(2020.08.17), 심사일(2020.09.14), 게재확정일(2020.10.09)

학진학률을 추월하였고 그 격차는 지속적으로 증가하고 있다. 지난 1991년 각각 19.6%와 22.3%였던 여성과 남성의 4년제 대학진학률은 2016년 현재 각각 48.5%와 44.1%까지 상승하였다. 전문대학까지 포함한 2018년의 대학진학률은 여학생 73.8%와 남학생 65.9%로 그 차이가 7.9% 포인트에 달한다. 그 결과 여성의 노동시장 진출 성과 역시 비약적으로 개선되었다. 한국고용정보원(2018)에 따르면 남녀고용평등법의 시행 이후 30년 동안 여성은 취업률, 임금상승률, 임금근로자비율 등 세 지표의 성장률에서 남성을 추월하였다. 1988년과 2017년 사이 여성 취업자 수는 67.7% 증가한 반면, 남성 취업자 수는 52.2% 증가하는데 그쳤다.

그럼에도 불구하고 또 다른 지표들을 살펴 볼 때 오늘날 우리 사회에서 여성의 적극적인 사회 진출은 아직도 견고한 한계, 즉 '유리 천장'에 막혀 있는 것으로 평가된다. 이러한 상황은 사회지도층 그룹에 대한 여성 진출 현황에서 잘 드러난다. 2018년 현재 코스닥 상장사의 여성 CEO 비율은 2.8%에, 30대 그룹의 여성 임원 비율은 3%에 불과하고, 20대 국회의원 중 지역구 여성 의원의 비율은 10.3%(253명 중 26명), 비례대표를 합친 비율도 17%(300명 중 51명)에 그친다(통계청·여성가족부, 2019). 여성 광역자치단체장은 아직까지 탄생된 바 없다. 소위 '사회적 리더'그룹에서의 성비 불균형은 대학에서도 마찬가지다. 2019년 교육통계에 따르면 4년제 대학교들의 여성교원 비율은 23.9%에 그쳤고, 국공립대들의 여성교원 비율은 이보다 크게 낮은 16.5%에 불과했다. 즉, 아직도 4년제 대학교 여성교원의 비율은 남성의 4분의 1에도 미치지 못하고 있는 실정이다. 전통적으로 여성 진출이 소극적인 학문 분야의 상황은 훨씬 더 심각하다. 서울대학교 다양성위원회의 조사 결과에 따르면 2017년 서울대학교 공과대학의 여성교원 비율은 전체의 3.2%에 불과했고 여성교원이 없는 학부/대학원도 아직 상당한 것으로 나타났다.

대학교원의 성비 불균형은 단순히 남녀 교원의 수적 차이를 넘어 대학사회 내에 성정치학적 불평등 구조를 심화시키고, 나아가 남녀 학생들 모두에 부정적인 결과를 초래할 가능성이 높다. 남성교원이 절대 다수인 환경에서는 여성교원이 전문적 연구보다는 강의와 학생 지도 등 소위 전통적인 '돌봄'의 역할을 수행해야 한다는 문화적 압력을 받기 쉽다(Monopoli, 2014; Wijesingha & Ramos, 2017), 학처장 등 주요 보직 수행을 통해 리더십을 발휘할 가능성은 줄어든다(박남기·박효원, 2019; Park, 2020). 비정년트랙 전임교원 수가 급격히 늘어난 최근 10년 동안에는 대학 교수 임용시장에서 상대적으로 불리한 위치에 있던 여성 박사들이 시간강사나 비정년트랙 전임교원 자리를 보다 쉽게 수용한 경향도 관찰된다(교육부·한국교육개발원, 2019). 이처럼 불안정한 고용 환경이나 대학 내의 소수자로서의 지위는 여성교원의 만족도와 삶의 질을 낮추고 이들의 대학 몰입과 교육 및 연구 활동을 저해하는 결과를 초래할 것이다. 여학생들에게는 대학 내에서 우수한 역할 모델을 쉽게 찾을 수 없다는 점에서 학습과 진로 계발을 저해할 것이며, 남

학생들에게는 건강한 양성평등 사회에 대한 경험을 제한할 뿐만 아니라 남성 학자들의 관점에 편중된 불완전한 학습 경험을 형성할 것이다(민무숙·정경아·남윤삼, 2001; Johnson, 2014, 2017).

이러한 점들을 고려할 때 우리나라 대학에서 성불평등 구조의 상황이 얼마나 심각하며, 그러한 상황을 지속시키는 요소가 특히 어디에 집중되어 있는지 자세히 살펴보는 작업이 필요하다. 구자순(2007)은 이와 같은 시각에서 1970년부터 2006년까지의 대학 여성교원의 지위와 현황 변화를 분석한 바 있다. 본 연구는 그 후속 연구로서 지난 13년간 신자유주의의 거센 파고를 겪은 한국 대학 내의 여성교원의 지위가 어느 정도까지 향상되었는지, 여성이라는 요인이 대학 교원의 학문적, 제도적 지위 증진에 어떤 영향을 끼치고 있는지를 실증적 방법으로 탐색하려 한다.

## II. 이론적 배경

### 1. 대학 교수사회의 성불평등 구조

#### 가. 미국과 유럽 대학들의 교수사회 성불평등 구조

우리나라보다 빨리 여성들에게 고등교육의 기회를 확대한 서구 국가들에서도 대학과 학문사회는 극도로 남성 중심적 구조와 성격, 문화를 유지해 왔다. 미국과 서유럽 국가 대다수에서 여성의 대학 진학률이 남성을 추월한지 오래이고, 학부는 물론 대학원 졸업생 수 역시 여성이 남성보다 많은 것이 이제 확립된 현상이지만, 이들 국가의 대학 교수 사회에서도 여성은 아직까지 소수이다. 2017년 미 교육부 교육통계보고서(McFarland et al, 2017)에 따르면 2015년 현재 미국 고등교육기관에 소속된 교원(시간강사 포함) 중 여성교원은 44%로 국제적 비교에서는 높은 편이었으나, 정년 보장을 받은 교수 중 여성교원의 비율은 32%에 그쳤다. OECD 2017년 교육통계 데이터(OECD, 2017)에 따르면 학사학위 이상을 수여할 수 있는 고등교육기관의 전체 여성교원(시간강사 포함) 비율에서 독일(39.3%), 프랑스(41.5%), 이탈리아(37.1%), 오스트리아(40.5%), 네덜란드(45.9%) 등 서유럽 국가들은 40% 내외의 수준을 보였고 핀란드(51.9%), 라트비아(54.6%), 리투아니아(56.7%) 등의 북동유럽 국가들은 50% 이상을 나타냈다. 반면 한국(32.6%)과 일본(22.8%) 등 아시아 국가들은 OECD 가입국들 중 가장 낮은 수준을 보였다.

미국과 서유럽 국가들의 여성교원 비율이 우리나라보다는 10% 포인트 가량 높지만 이들 국가에서도 여성교원들은 대학사회에 이제 막 자리잡기 시작한 새로운 구성원으로

서, 학내 성정치학적 구도에서 불리한 위치를 점하고 있는 것으로 보인다. 현재 미국 대학에서 여성교원들은 시간강사와 조교수 집단의 다수를 점하지만 부교수 이상 집단에서는 소수그룹에 불과한데, 특히 성별과 인종 등이 교차된 유색인종 여성교원 비율은 5% 내외로 이들의 학내 지위는 매우 취약하다(McFarland et al., 2017).

이러한 상황은 사회문화적 변화와 대학교수 집단 구성원들의 인구통계학적 변화의 필연적 결과이기도 하지만, 여성교원이 대학사회 내에서 학문적 경력을 발전시켜 나가는 과정에서 직면하는 구조적 어려움, 즉 성불평등적 요소들로 인한 결과로도 해석될 수 있다. 해외 선행연구들은 여성교원들이 동일한 조건을 갖춘 남성교원들에 비해 보수 수준이 낮고 승진과 정년 보장 성과가 더 낮다는 분석 결과들을 제시하고 있다. 특히 미국 대학 남녀 교원의 보수 격차 문제는 지난 수십 년 동안 대학 행정이 해결해야 하는 핵심적인 문제로 거론되고 있다(Claypool, Janssen, Kim & Mitchell, 2017; Rudakov & Prakhov, 2019). McFarland et al.(2017)에 따르면 2016년 미국 고등교육기관에 소속된 여성교원들의 보수 수준은 남성교원들의 83% 정도였는데, 남녀 간 보수 격차는 20년 전 보다 확대된 것으로 나타났다.

미국보다 여성교원의 비율이 높은 러시아 대학에서도 성별을 이유로 한 교원의 봉급 차별이 존재하는 것으로 보인다. Rudakov & Prakhov(2019)은 러시아 대학의 여성교원들이 동일한 조건을 갖춘 남성교원들보다 8.7% 정도 낮은 봉급을 받는 차별을 겪고 있다고 주장하였다. 여성교원은 남성교원에 비해 정년 보장을 획득하거나 정년트랙 교수가 되는 과정에서도 어려움을 겪는 것으로 보인다. Finkelstein, Conley & Schuster(2016)는 전미고등교육데이터(The Integrated Postsecondary Education Data System, IPEDS)를 분석한 결과, 2013년 미국 대학에서 정년 보장을 받은 전임교원 비율이 여성은 36.6%, 남성은 50.2%로 남성이 훨씬 더 높았던 반면, 비정년트랙 전임교원의 비율은 여성이 44.3%, 남성이 33%로 정년보장 교원의 성비와 정반대 양상을 보였다고 보고하였다. 즉, 미국 대학에서 여성교원의 수가 증가하고 있는 것은 사실이나 여성교원의 지위의 중심은 정년트랙 교수에서 비정년트랙, 혹은 비전임교원으로 이동하고 있다는 것이다.

#### 나. 교수사회 성불평등 구조의 원인

이와 같이 여성교원들이 왜 남성교원들보다 승진이나 정년 보장에 성공하기 어렵냐는 질문에 대해 초기 연구자들은 '인적자본론(human capital theory)'적 관점에서 접근하였다. 여성교원이 승진이나 정년 보장에 필요한 연구 업적, 교육 및 연구 경험, 등에서 남성교원보다 뒤지기 때문이라는 것이다. 이러한 관점을 취한 연구들은 대학 교원의 승진과 지위 상승, 보수 증가에 유의미한 영향을 끼치는 변수들로 최종 학위 수준, 최종 학

위 수여대학의 기관적 명성, 연구 업적, 복무기간, 소속 대학의 유형(연구중심대학, 자유전공학부대학, 종합대학교, 혹은 2년제 대학 등), 전공계열, 연구활동에 투자하는 시간 등을 선택하고, 이러한 인적자본 성격의 변수들을 통제한 상태에서도 성별이 교원의 승진이나 보수에 여전히 유의미한 영향을 끼치는지를 확인하였다(Perna, 2001; Meyers, 2012; Umbach, 2008).

여성교원의 승진 및 지위 상승을 저해하는 또 다른 요인들은 '사회구조론(structural theory)'적 시각에서 발견할 수 있다. 사회구조론을 지지하는 연구자들은 여성 연구자들이 자발적, 혹은 타의에 의해 특정 전공계열에 집중되는 '수평적 분리(segregation)' 현상, 학문노동시장의 분화, 소속 대학의 조직적, 문화적 특징 등이 여성을 지위 상승이나 보다 높은 보수를 받을 수 있는 학문, 조직, 직무 영역에서 멀어지게 한다고 주장한다(Perna, 2003; Umbach, 2007). Wijesingha & Ramos(2017)는 유사한 관점에서 대학 내의 여성교원들에게 지워지는 제도적 부담을 '문화적 조세(cultural taxation)'라고 명명하였다. 즉, 여성이나 유색인종 교원들은 대학 내에서 동일한 정체성을 가지는 학생들을 추가로 지도, 상담하거나 관련된 위원회 활동을 수행하는 경우가 많아 승진이나 봉급 인상에 가장 큰 영향을 끼치는 연구활동에 집중하기 어렵다는 것이다. Monopoli (2014)는 미국 로스쿨내 여성교원의 열등한 지위를 지적하면서 법학 분야의 여성교원 수가 매우 적기 때문에 학생들은 여성교원들에 대해 남성교원들과 다른 이미지와 기대 수준을 가지게 된다고 지적하였다. 즉, 남성 지배적인 학과 조직에서 소수인 여성교원은 학생들에게도 보조적 역할을 담당하는 사람으로 여겨져서 여성교원들은 학생들의 상담 요청에 더 빨리 응해야 하고 더 많이 도와주어야 한다는 인식이 형성된다는 것이다. 이러한 문화적 압력은 여성교원들로 하여금 학생 상담과 지도, 과제 피드백 등에 더 많은 시간을 할애하게 함으로써 승진을 위한 학문적 성과 축적을 저해할 가능성이 높다.

여기서 한 걸음 더 나아가 일부 연구자들은 페미니즘적 시각에서 여성들에게 지워지던 가부장제의 문화, 즉, 결혼이나 자녀 양육의 부담이 여성연구자들의 학문적 발전이나 대학 내에서의 지위 상승을 가로막는다고 주장한다. 때로는 대학 교원조차 일과 가정을 동시에 지키기 위해 자발적으로 더 많은 책임과 보상을 거부하고 낮은 지위에 머무르려는 경향도 나타난다는 것이다. Perna(2005)는 남성집단의 경우 결혼해서 부양가족이 있다는 사실이 정년 보장이나 승진과 정적 상관관계를 가지는 반면, 여성교원 집단에서는 그러한 요소가 승진이나 정년 보장과 유의한 상관관계를 보이지 않았다고 보고하였다. 그러나 사실상 여성교원 집단에서 기혼여성의 비율이 남성집단에서의 기혼남성 비율보다 현격히 낮다는 사실 자체가 결혼과 가족 부양이 여성교원에게 큰 부담으로 작용함을 시사하고 있다.

상술한 인적자본론, 사회구조론, 그리고 페미니즘적 요소들은 여성교원의 임용과 승진

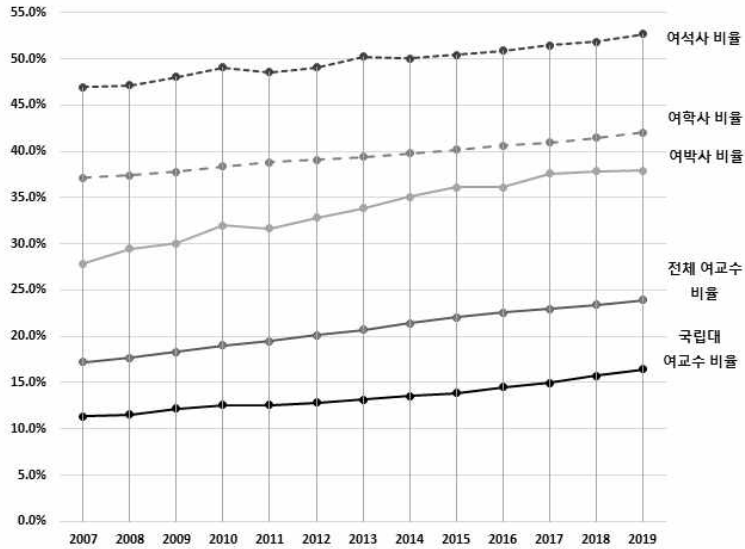
을 가로막고, 고용 안정성이 취약한 자리를 수용하게 하거나, 심한 경우 고등교육에서의 이탈(drop-out)로 이어져 결국은 여성교원들이 대학 내에서 자의반 타의반 낮은 정치적 지위를 가진 집단, 즉 '2등 시민'으로 남아 있게 한다. 여성의 승진과 자아실현 기회를 제한하는 '유리 천장(glass ceiling)' 뿐만 아니라 대학과 가정 내의 성불평등적 요소가 형성하는 '끈적끈적한 바닥(sticky floor)'(Maron & Meulders, 2008)이 결국 대학 내 성정치학적 불평등구조인 '수직적 분리(vertical segregation)'의 고착화로 이어지는 것이다(Meulders, Plasman, Rigo, & O'dorchai, 2010).

## 2. 국내 대학 교수사회의 성불평등 구조의 현황

한편 대학의 여성교원에 대한 국내 연구는 상대적으로 미진하고 주로 여성채용 할당제의 필요성이나 법적 문제들을 다루어 왔다(민무숙·허현란, 1998; 민무숙, 2003; 박남기·박효원, 2019; 조홍석, 2006; Park, 2020). 그 대표적인 연구인 구자순(2007)의 연구는 국내 대학 여성교원의 수와 비율, 직위 현황 등을 종합적으로 제시하면서 여성교원 채용 목표제를 통해 모든 대학의 여성교원 비율을 1차적으로 20%까지 확대하고, 그 다음으로는 유엔이 제시하고 있는 여성 고용의 적극적 조치 목표인 30%를 달성할 것을 주장하였다. 그렇다면 이러한 국내 선행연구자들의 요구는 현 시점에 어느 정도까지 실현되었을까? 구자순(2007)의 연구로부터 10여 년이 지난 지금, 교육부와 한국교육개발원이 제공하고 있는 '2019 교육통계 분석자료집'(교육부·한국교육개발원, 2019)의 '고등교육통계편'과 교육통계 홈페이지에 제시되어 있는 웹진 '통계브리프-한 눈에 보는 대학(1965 vs 2019)', '통계브리프- 한 눈에 보는 대학원((1965 vs 2019)' 등의 시계열 데이터를 분석해보면 한국 대학 교수사회의 성불평등 구조는 여전히 매우 느리게 개선되고 있음을 확인할 수 있다.

아래의 [그림 1]을 보면 2007년부터 2019년까지 국내 고등교육 여성참여자 수는 5% 포인트 가량 상승하였다. 여학사 비율은 2007년 37.1%에서 2019년 42%로 증가하였고 여석사 비율은 같은 기간 46.9%에서 52.7%로 증가해 석사학위자 집단에서는 여성이 다수를 형성하였다. 가장 큰 성장세를 보인 집단은 여성 박사학위자로서 2007년 27.9%에서 2019년 37.9%로 10% 포인트 상승하였다. 즉, 이 기간 동안 우리나라 여성들은 대학교원의 필수자격이라 할 수 있는 박사학위 취득에 매우 적극적인 자세를 보였다는 것이다. 여성 박사 수의 뚜렷한 성장에 비해 4년제 대학교의 여성 전임교원의 비율은 2019년 23.9%로, 13년 전인 2007년에 비해 5.7% 포인트 상승하는데 그쳤다. 특히 국공립대의 경우 2003년 '국공립대여교수임용목표제'가 도입되었음에도 불구하고 여성교원 비율은 2019년 16.5%에 그쳤다. 이는 구자순(2007)이 제안한 1차적 목표치인 20%에도 훨씬

못 비치는 수준이었다.

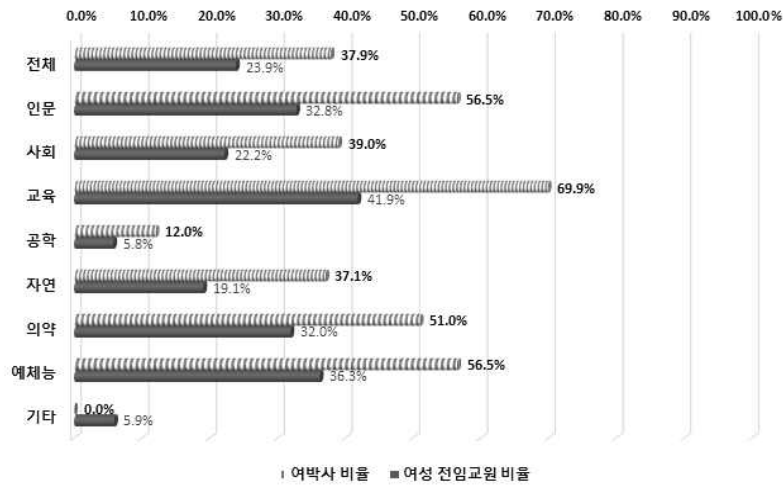


[그림 1] 국내 4년제 대학의 여학생 및 여성 전임교원 비율 변화<sup>1)</sup>

여성 박사학위자와 여성 전임교원 비율의 격차는 전체 학문 분야에서 고르게 나타나고 있다. 전통적으로 여성들이 많이 선택하는 교육(사범)계열에서 2019년 여성 박사학위자 비율은 70%에 육박했지만, 여성 전임교원 비율은 41.9%에 그쳐 28% 포인트의 격차를 나타냈다([그림 2] 참조). 여성 박사학위자가 50%를 넘는 다른 학문 계열, 즉 인문계열과 의약계열, 예체능 계열 등에서도 여성 박사학위자 비율과 여성 전임교원 비율 간의 격차는 20%를 넘었다. 여성 진출이 가장 미진한 공학 계열에서는 여성 전임교원의 비율(5.8%)은 여성 박사학위자(12%)의 절반에도 미치지 못했다. 바꾸어 말하면 남성들의 경우 박사학위자 수는 적어도 현재 대학에 임용된 남성교원들의 비율은 압도적으로 높다는 것이다.

실제로 2007년부터 2019년까지 남성 전임교원 중 박사학위자의 비율이 매우 완만하게 상승한(85.6%에서 88.3%) 반면, 여성 전임교원 중 박사학위자 비율은 75%에서 85.9%로 11% 포인트 가량 상승하였다. 이와 함께 남성과 여성 전임교원의 박사학위자 비율의 격차도 2007년 10.6% 포인트에서 2019년 2.4% 포인트로 좁혀졌다. 이는 전임교원 사회 내에서 학문적 전문성 수준의 성별 격차가 크게 감소했음을 시사한다.

1) 자료: 2019년 교육통계분석자료집- 고등교육통계편



[그림 2] 2019년 여성 박사학위자와 여성 전임교원 비율 격차2)

대학에 임용된 여성 교원들의 수가 증가하였지만 여기에는 대학 내의 비정년트랙 교수들의 급증과 신입교원 급여의 급격한 감소 등의 환경적 요소들이 크게 작용하고 있는 것으로 보인다(임후남·권순형·남신동, 2018). 2007년부터 2019년까지의 국내 4년제 대학 전체 교원(전임 및 비전임 교원) 자료를 보면 전체 교원의 수는 2011년까지 증가하면서 정점을 찍었다가 그 이후로는 완만하게 감소하고 있다. 이는 학령인구의 감소와 대학 간 경쟁 과열로 인해 대학들이 학과 구조조정을 단행하고 정년퇴직 교원의 후임을 충원하지 않는 경우가 증가함으로써 발생한 결과로 해석된다. 지난 13년 동안 국내 대학들은 크게 비전임교원 수를 줄이고(비전임교원 비율이 60.9%에서 54.3%로 감소) 전임교원 수를 늘려 왔고(2007년 39.1%에서 2019년 45.7%로 증가), 그 와중에 여성 전임교원의 비율이 점증하였음을 알 수 있다. 13년 동안 대학 교원 전체(전임 및 비전임 교원 포함)에서 여성 전임교원의 비율은 6.7%에서 10.9%로 증가한 반면, 남성 전임교원 비율은 32.4%에서 34.8%로 2.4% 포인트 증가하는데 그쳤다. 다시 말해 최근 늘어난 저임금의 비정년트랙 신입 조교수의 자리를 주로 젊은 여성교원들이 채워왔고, 그로 인해 대학 전임교원 중 여성 비율이 23.9%까지 늘어날 수 있었던 것으로 보인다. 이러한 가정이 사실이라면 여성교원 수의 단순 증가는 대학 내에서의 여성 리더십의 향상으로 이어지기 힘들 뿐더러(Park, 2020) 진정한 의미의 양성평등의 정착도 기대하기 힘들 것이다.

국내 4년제 대학교 남녀 전임교원들의 직위 분포 현황은 이와 같은 대학 내의 성불평등 구조를 여실히 드러내고 있다. 2007년부터 2019년까지 여성 전임교원의 비율은 전체 교원의 23.9%까지 지속적으로 증가했으나, 남녀 전임교원들의 직위 구성은 남녀 간 정

2) 자료: 2019년 교육통계분석자료집- 고등교육통계편



반대 양상을 나타내고 있다. 즉, 23.9%의 작은 집단에서도 여성교원의 다수그룹은 40%를 차지한 조교수였으나, 수적으로 여성의 세 배가 넘는 남성교원의 다수그룹은 무려 57.6%에 달하는 정교수 집단이었다. 여성 전임교원 수를 다 합해도 남성 정교수 집단의 수를 능가하지 못하는 상황은 지난 13년 동안 변함없이 이어져 왔다. 해외 선행연구들에 따르면 이와 같은 대학 내 성별 간 수직적 분리는 여성 연구자의 임용과 승진을 가로막거나 여성 학문후속세대의 중도포기(drop-out)를 야기하는 중요한 환경적 요인이다(Meulders, et al., 2010; Macarie & Moldovan, 2015). 그러나 국내에서는 이 문제가 아직까지 심도 있게 논의된 바 없다. 상술한 바와 같이 여성 박사 수가 최근 들어 급증하고 있으나 여성교원 비율의 증가세는 느린 국내 상황을 고려할 때, 우리나라 역시 임용 단계에서의 성차별 관행의 잔존과 교수집단의 느린 세대교체 속도 등의 제도적 요인들로 인해 이처럼 극심한 수직적 분리가 지속되고 있는 것으로 해석된다.

최근 들어 우리 사회의 각 영역에서 성불평등 구조 개선에 대한 요구가 증가함에 따라 대학 교원의 봉급과 지위의 성별 격차를 실증적으로 분석하는 국내 연구도 꾸준히 증가하고 있다. 김미란·박태준·채창균·김선웅·류재우(2010)는 전국 대학교원 자료, 2008년 대학연구활동 실태조사(KEDI, NRF) 자료와 한국교육개발원의 학교특성정보 등을 연계하여 자료를 구성한 후 대학교원의 보수 결정요인을 분석하였다. 그 결과 남자일수록, 나이가 많을수록, 근속기간이 길수록 보수 수준이 높은 것으로 나타났으며, 전공계열별 분석에서는 의약계열, 사범계열, 사회계열, 자연계열, 공학계열 등의 순으로 보수수준이 높은 것으로 나타났다. 유사한 시각에서 임후남·권순형·남신동(2018)은 한국교육개발원 교원기본통계와 한국연구재단(KRI)의 연구자 자료를 연계하여 2012년부터 2015년까지 교원 특성 변인에 따른 교원보수의 변화를 분석하였는데, 여기서도 '남성'은 교원의 직급과 의약계열 소속, 정년 보장 여부 등과 함께 보수에 유의한 정적 효과를 끼치는 요인으로 보고되었다.

이상에서 국내외 선행연구와 2007년부터 2019년까지의 고등교육 교원통계를 통해 대학 여성교원들이 경험하는 성불평등 구조와 그것을 영속화시키는 요소들을 살펴 보았다. 국내 대학 교원 사회의 성불평등 구조는 한국 사회의 페미니즘 운동의 영향으로 최근 들어서야 본격적으로 연구되고 있다. 이러한 노력에 일조하기 위해 본 연구는 국내 4년제 대학 소속 전임교원들의 첫 번째 승진(조교수에서 부교수로의 승진)과 두 번째 승진(부교수에서 정교수로의 승진)에 '여성'이라는 성별 요인이 유의한 수준의 부적 효과를 끼치는지, 또한 그 외에도 여성교원의 지위 상승과 경력 계발을 가로막는 다른 요인들은 무엇인지를 실증적 연구 방법을 통해 탐색해 보고자 한다.

### III. 연구 방법

#### 1. 자료

본 연구의 분석 자료는 2017년 에듀데이터(Edudata)의 고등교육기관 전임교원 현황 자료 중에서 4년제 대학 소속 교원 자료이다. 이 자료는 대학들이 소속 전임교원 전체의 성별과 국적, 소속 학과, 최종학위, 최종학위 취득국가 및 연도, 타 대학 및 현 대학에서의 근무기간, 소속 대학의 다양한 기관적 특징 등 4년제 대학교 전임교원 전체의 개인 및 소속 기관 변수들을 제공하고 있다. 반면 교원의 임용과 재임용, 승진 등과 깊은 관련이 있는 연구 실적이거나 교원의 정년 트랙 여부, 교원의 보수 수준 등은 포함되어 있지 않다. 따라서 국내 4년제 대학교 전임교원의 승진에 유의미한 영향을 끼치는 요인을 탐색하는 본 연구의 분석 결과를 해석함에 있어 상당한 한계를 노정할 수밖에 없다. 그러나 연구자는 이러한 변수의 한계에도 불구하고 국내 4년제 대학교 전임교원 전체의 데이터를 제공하고 있다는 점에서 에듀데이터 자료가 본 연구의 연구 문제를 해결하는데 상대적으로 적합한 자료라고 판단하였다. 본 연구는 2017년에 수집되어 2019년에 일반에 제공된 자료를 사용하였는데, 총 56,812개의 표본 중 여성교원 자료는 총 13,043개(23.0%), 남성교원의 자료는 총 43,769개(77.0%)였다.

#### 2. 분석 방법

##### 가. 변수

##### 1) 종속변수

연구자는 조교수, 부교수, 정교수로 나누어지는 교원 직위 변수를 바탕으로 부교수 승진(조교수=0, 부교수 이상=1)과 정교수 승진(조교수/부교수=0, 교수=1) 등 두 개의 종속 변수를 구성하였다.

##### 2) 독립변수 및 통제변수

2017년 에듀데이터에서 제공하는 변수 중에서 선행연구들이 교원의 지위 상승(부교수 승진과 정교수 승진)에 영향을 끼치는 것으로 보고한 다양한 독립변수 총 22개를 선택하였다. 본 연구의 주된 관심사인 성별변수(여성=0, 남성=1) 외에 인적자본론의 관점에서 우리나라 대학 교원의 임용 및 승진에 영향을 끼치는 개인변수 17개가 선택되었다. 여기에는 최종학위, 최종학위 취득년도, 최종학위 취득국가, 본교 출신 여부(타교 출신

=0, 본교 출신=1), 교양/전공 소속 여부(교양=0, 전공=1)<sup>3)</sup>, 경력기간, 재임용 횟수, 산업체 및 타대학 근무년수, 본대학 근무년수 등이 포함되었다. 최종학위는 당초 아홉 구간으로 구성되어 있었으나 세 구간(학사 이하, 석사, 박사)으로 통합시킨 후 '학사 이하'를 기준으로 하는 더미변수 두 개로 변환하였다. 최종학위 취득국가는 다섯 그룹(대한민국, 영어권, 서유럽권, 동아시아권, 기타)으로 범주화한 후 대한민국을 기준으로 네 개의 더미변수로 변환하였다. 경력기간변수는 원래 열 개 구간으로 구성되어 있었으나 각 구간별 평균값(5년 미만 → 2.5년)인 연속변수로 변환하였다.

성별의 조절효과에 주목하는 사회구조론적 시각에서는 대학의 역사(설립년도부터 지금까지의 기간), 설립주체(국공립=0, 사립=1), 소재지(지역=0, 수도권=1), 남녀공학 여부(여자대학=0, 남녀공학=1), 세부대학 유형(교육대학, 일반대학, 방송통신대학, 사이버대학, 산업 대학), 전공계열 등 여섯 개 변수들이 포함되었다. 세부대학 유형변수는 교육대학을 0으로 하는 네 개의 더미변수로 변환했고, 전공계열 변수도 1차적으로 30개의 전공계열을 인문계열, 사회계열, 교육계열, 자연계열, 공학계열, 의약계열, 예체능계열 등 일곱 개 그룹으로 재분류한 후 이를 다시 여섯 개의 더미변수(인문계열=0)로 변환하였다. 페미니즘적 시각에서 가정 내의 가부장적 구조의 영향력을 볼 수 있는 교원의 연령대나 결혼 여부, 자녀 수 등의 변인들은 데이터에 포함되어 있지 않았다. 마지막으로 교원의 국적(대한민국=0, 나머지=1), 교원특별성명, 본 대학에서의 교양/전공 수업시간 등은 국내 대학의 특수한 맥락 상 교원의 승진과 어느 정도 상관관계를 가질 것으로 예상되지만, 교원의 성별과의 관계를 알 수 없어 통제변수로 사용하였다. 교원특별성명 변수는 일반교수, 지정형 산학중점교수, 기금교수, HK교수, 채용형 산학중점교수, 기타 등 여섯 개로 구성되어 있어 이를 다섯 개의 더미변수(일반교수=0)로 변환하였다.

## 나. 분석 방법

연구자는 먼저 연구의 주요 변수에 대한 기술통계 분석 및 교차분석, 독립집단 t-검정 등을 통해 표본의 다양한 특징이 어느 정도의 성별 차이를 보이는지를 1차적으로 확인하였다. 다음으로 교원의 성별이 교원의 승진과 지위 상승에 통계적으로 유의한 효과를 끼치는지를 확인하기 위해 부교수 승진과 정교수 승진을 종속변수로 삼는 두 개의 이항 로지스틱 회귀모형을 구성하였다. 두 종속변수에 대한 이항 로지스틱 회귀분석은 각각 두 단계에 걸쳐 이루어졌다. 1단계에서는 22개 독립변수들만 모형에 투입되었고, 2단계에는 성별과의 상호작용 변수들을 추가로 투입하여 성별의 조절효과를 확인하였다<sup>4)</sup>. 성

3) 전임교원의 교양 및 전공 소속 여부 변수는 에듀데이터 자료에는 변수로 제공되지 않는지만 교원의 소속 학과 변수를 기반으로 하여 연구자가 생성하였다. '교양'이 포함된 단과대학, 학과(부) 소속 교원들은 '교양 소속'으로, 나머지 교원들은 '전공 소속'으로 양분하였다.

별과 상호작용을 가지는 변수로는 세부대학 유형, 설립주체, 남녀공학 여부, 소재지, 최종학위 유형, 최종학위 취득국가그룹, 본교 출신 여부, 전공계열그룹, 교양/전공소속 여부 등 아홉 개 명목변수들이 포함되었다. 1단계 모형이 2단계 모형에 내재되어 있는 관계이기 때문에 성별과의 상호작용 변수들의 효과를 고려한 2단계 모형의 분석 결과를 채택할지 여부는 두 모형 간의 적합도 차이(-2 log likelihood, -2LL) 간의 차이)의 통계적 유의성을 기준으로 결정하였다(홍세희, 2011). 즉  $\chi^2$  분포를 따르는 이 값이, 늘어난 자유도(df)의 임계치 이상이면 모형의 간명성을 포기할 수 있는 최소 기준 이상으로 적합도를 향상시켰다고 판단하여 2단계 모형을 선택하는 것이다.

## IV. 연구 결과

### 1. 기술 통계 및 기본적 남녀 집단 비교

#### 가. 2017년 4년제 대학교 남녀 교원의 구성 현황

빈도분석과 교차분석을 통해 표본의 구성 현황이 성별 차이를 보이는지를 확인한 결과는 아래의 <표 1>와 같다. 대학의 설립주체(국공립, 사립), 소재지(지역, 수도권), 운영 방식 등 여러 기준으로 나누어 여성과 남성집단의 구성 현황을 살펴 본 결과 열세 개 변수 모두에서 유의한 차이가 발견되었다. 여성은 남성집단에 비해 사립대, 수도권 대학에 소속된 경우가 더 많았고, 원격대학에 소속된 비율도 규모는 작지만 남성집단보다는 유의한 수준으로 높았다. 최종학위 변수에서는 박사학위를 소지한 교원의 비율이 여성보다 남성집단에서 더 높았다. 출신 국가, 학위취득 국가, 본교 출신 등 교원의 국적 및 학위취득기관의 특성을 나타내는 변수에서도 남녀 집단 간의 차이가 발생했는데, 여성 집단은 외국 국적 소유자 비율과 국내 박사 비율 모두에서 남성집단보다 높았다. 특히 미국과 영국 등 영어권 국가에서 최종 학위를 취득한 비율에서 남성집단은 여성집단보다 5% 포인트 정도 더 높았다. 본교 출신 변수에서 남녀 집단 모두 타교 출신자가 70%

4) 대학 교원의 보수에 영향을 끼치는 개인변수와 기관변수들이 그 자체의 영향력을 가지면서도 동시에 성별과 상호작용을 나누면서 종속변수에 일종의 조절효과를 끼친다는 것은 Nettles & Perna(1995), Toutkoushian, Bellas & Moore(2007) 등의 연구에서 보고된 바 있다. Nettles & Perna(1995)은 성별과 순수/응용학문, 직위, 대학 유형(연구중심/교육중심), 인종 등의 상호작용을 분석했고, Toutkoushian, Bellas & Moore(2007)은 성별과 인종, 결혼여부 등의 상호작용을 변수로 투입했다. 본 연구는 대학 교원의 성별이 여러 개인 및 기관 변수들과 연결되어 승진에 영향을 끼치는 과정을 탐색하는 초기 연구라는 점에서 가능한 많은 독립변수들과 성별의 상호작용효과를 모형에 투입하였다.

의 높은 비율을 차지했지만, 남성이 여성보다 본교 출신자 비율이 더 높았다. 전공계열을 기준으로 한 비교(남녀 각 집단의 합이 분모가 되고 성별 집단 내의 계열 소속 교원 수가 분자가 되는)에서 여성집단은 인문, 사회, 교육, 의약, 예체능 계열에서 높은 비율을 나타낸 반면, 남성집단은 사회, 자연, 공학 계열에서 상대적으로 높은 비율을 보였다. 실제로 각 계열별 남녀집단 분포를 보면(계열별 전체의 합이 분모, 남녀 교원 수가 분자가 되는) 계열 내 여성의 비율은 교육계열(44.1%) > 예체능계열(32.1%) > 인문계열(32%) > 의약계열(25%) > 사회계열(22.6%) > 자연계열(17.8%) > 공학계열(4.8%) 순이었다. 이른바 전공분야에 대한 성별의 차별적 선호에 따른 수평적 분리(horizontal segregation)가 일어나고 있음을 알 수 있다.

<표 1> 교원 성별 집단 구성에 대한 빈도분석 및 교차분석 결과

구분		합계	여성	남성	$\chi^2$
설립 주체	국공립대	13,942(24.5%)	2,199(16.9%)	11,743(26.8%)	539.368***
	사립대	42,870(75.5%)	10,844(83.1%)	32,026(73.2%)	
대학 성별	여자대학	1,332(2.3%)	603(4.6%)	729(1.7%)	383.906***
	남녀공학	55,480(97.7%)	12,440(95.4%)	43,040(98.3%)	
세부대학 유형	교육대학	434(0.8%)	129(1.0%)	305(0.7%)	122.454***
	대학교	55,490(97.7%)	12,597(96.6%)	42,893(98.0%)	
	방송통신대학	152(0.3%)	49(0.4%)	103(0.2%)	
	사이버대학	348(0.6%)	156(1.2%)	192(0.4%)	
	산업대학	388(0.7%)	112(0.9%)	276(0.6%)	
소재지	지방	37,521(66.0%)	8,326(63.8%)	29,195(66.7%)	36.842***
	수도권	19,291(34.0%)	4,717(36.2%)	14,574(33.3%)	
국적	대한민국	52,544(92.5%)	11,732(89.9%)	40,812(93.2%)	157.161***
	외국인	4,268(7.5%)	1,311(10.1%)	2,957(6.8%)	
최종 학위	학사 이하	1,049(1.8%)	187(1.4%)	862(2.0%)	162.151***
	석사	6,762(11.9%)	1,951(15.0%)	4,811(11.0%)	
	박사	49,001(86.3%)	10,905(83.6%)	38,096(87.0%)	
최종학위 취득국가	대한민국	34,966(61.5%)	8521(65.3%)	26445(60.4%)	102.384***
	영어권	15,889(28.0%)	3167(24.3%)	12722(29.1%)	
	서유럽권	2,526(4.4%)	604(4.6%)	1922(4.4%)	
	동아시아권	2,810(4.9%)	577(4.4%)	2233(5.1%)	
	기타 지역	621(1.1%)	174(1.3%)	447(1.0%)	
본교 출신	타교출신	43,955(77.4%)	10,494(80.5%)	33,461(76.4%)	92.185***
	본교출신	12,857(22.6%)	2,549(19.5%)	10,308(23.6%)	
교양/전공 소속	교양 소속	2,332(4.1%)	835(6.4%)	1,497(3.4%)	226.954***
	전공 소속	54,480(95.9%)	12,208(93.6%)	42,272(96.6%)	
전공 계열	인문계열	8,664(15.3%)	2,776(23.2%)	5,888(13.5%)	3771.725***
	사회계열	10,648(18.7%)	2,410(20.2%)	8,238(18.9%)	
	교육계열	2,444(4.3%)	1,082(9.1%)	1,362(3.1%)	

	자연계열	7,916(13.9%)	1,409(11.8%)	6,507(14.9%)	
	공학계열	12,307(21.7%)	590(4.9%)	11,717(26.9%)	
	의약계열	9,389(16.5%)	2,347(19.6%)	7,042(16.2%)	
	예체능계열	4,164(7.3%)	1,337(11.2%)	2,827(6.5%)	
교원 직위	조교수	16,203(28.5%)	5,723(43.9%)	10,480(23.9%)	2478.013***
	부교수	11,527(20.3%)	2,942(22.6%)	8,585(19.6%)	
	교수	28,924(50.9%)	4,369(33.5%)	24,555(56.1%)	
	총(학)장	158(0.3%)	9(0.1%)	149(0.3%)	
	5년미만	5,017(8.8%)	1,742(13.4%)	3,275(7.5%)	
5년-10년	6,826(12.0%)	2,197(16.8%)	4,629(10.6%)		
10년-15년	7,840(13.8%)	2,235(17.1%)	5,605(12.8%)		
15년-20년	7,267(12.8%)	1,705(13.1%)	5,562(12.7%)		
20년-25년	7,771(13.7%)	1,372(10.5%)	6,399(14.6%)		
25년-30년	10,252(18.0%)	1,287(9.9%)	8,965(20.5%)		
35년-40년	1,870(3.3%)	243(1.9%)	1,627(3.7%)		
40년-45년	213(0.4%)	34(0.3%)	179(0.4%)		
45년이상	9,756(17.2%)	2,228(17.1%)	7,528(17.2%)		
교원특별 성명	일반교수	52,685(92.7%)	12531(96.1%)	40154(91.7%)	403.568***
	산중교수(지정형)	2,088(3.7%)	213(1.6%)	1875(4.3%)	
	기금교수	236(0.4%)	58(0.4%)	178(0.4%)	
	HK교수	167(0.3%)	51(0.4%)	116(0.3%)	
	산중교수(채용형)	1,576(2.8%)	157(1.2%)	1419(3.2%)	
	기타	60(0.1%)	33(0.3%)	27(0.1%)	
	소계	56,812	13,043(23.0%)	43,769(77.0%)	

: p<.05, \*\*: p<.01, \*\*\*: p<.001

교원의 직위 구분에서는 여성집단의 절반 수준(43.9%)이 조교수 집단에 속한 반면, 남성집단은 56.4%가 교수 및 총(학)장 집단에 속해 있을 정도로 큰 차이가 나타났다. 이는 대학 내에서의 정치적 지위가 성별에 불균형적으로 배분되어 있는 수직적 분리를 의미한다. 이러한 성별 간의 수평적 분리와 수직적 분리는 필연적으로 남녀 교원들의 보수나 승진에서 제도적 차별을 초래하기 쉽다(Meulders et al., 2010). 마지막으로 교원 채용 유형에서 남녀 집단은 95% 이상이 일반교수(일반교수와 지정형 산학협력중점교수) 집단에 속하였으나, 채용형 산학협력중점교수 집단에서는 남성이 여성보다 높은 비율을 보였다. 본 표본에서 나타난 채용형 산학협력중점교수의 수는 남성이 여성의 열 배에 가까웠다. 이는 최근 정부와 대학이 산학협력을 촉진하면서 산업체 경력이 우수한 전문가들을 산학협력중점교수로 채용하는 사례가 증가하고 있는데, 이러한 산업체 종사자 대부분이 남성이기 때문에 발생한 결과로 해석된다.

### 나. 주요 연속 변수에서의 남녀 집단 간 차이 분석

본 연구의 분석에서 종속변수와 독립변수로 투입되는 연속변수들이 성별 집단 간 유의한 차이를 나타내는지를 독립집단 t-검정을 이용해 확인하였다. <표 2>에서 보는 바와 같이 열 개의 연속변수 모두에서 남녀 집단 간 유의한 차이가 발견되었다.

<표 2> 연속 변수들의 독립집단 t-검정 결과

구분	성별	N	M	SD	SE	t
소속 대학 역사	전체	56,661	49.753	24.950	.105	
	여성	12,989	48.26	24.751	0.217	-7.813***
	남성	43,672	50.20	24.991	0.120	
재임용 횟수	전체	56812	1.32	1.710	.007	
	여성	13,043	1.42	1.831	0.016	7.099***
	남성	43,769	1.29	1.671	0.008	
산업체 근무년수	전체	56,812	3.26	5.628	.024	
	여성	13,043	2.84	4.804	0.042	-10.878***
	남성	43,769	3.39	5.845	0.028	
타대학 근무년수	전체	56,812	1.06	2.792	.012	
	여성	13,043	1.11	2.754	0.024	2.302*
	남성	43,769	1.05	2.803	0.013	
본대학 근무년수	전체	56,812	12.87	9.455	.040	
	여성	13,043	9.87	8.588	0.075	-44.264***
	남성	43,769	13.76	9.518	0.045	
학위취득년도	전체	56,805	2000.56	8.495	.036	
	여성	13,043	2003.54	8.120	0.071	47.457***
	남성	43,762	1999.67	8.400	0.040	
경력기간 평균값	전체	56,812	22.6761	14.14470	.05934	
	여성	13,043	20.03	14.836	0.129	-23.558***
	남성	43,769	23.46	13.834	0.066	
주당 교양수업 시간	전체	56,812	1.88	3.842	.016	
	여성	13,043	2.35	4.430	.039	14.500***
	남성	43,769	1.74	3.637	.017	
주당 전공수업 시간	전체	56,812	1.50	3.432	.014	
	여성	13,043	1.50	3.448	.030	-.220
	남성	43,769	1.50	3.427	.016	
주당 전공이론 수업 시간	전체	56,812	4.94	4.817	.020	
	여성	13,043	4.47	4.744	0.042	-12.575***
	남성	43,769	5.08	4.830	0.023	
주당 전공 실기 수업 시간	전체	56,812	1.21	3.059	.013	
	여성	13,043	1.50	3.586	0.031	11.249***
	남성	43,769	1.12	2.878	0.014	

\*: p<.05, \*\*: p<.01, \*\*\*: p<.001

변수별로 살펴보면 소속 대학의 역사는 남성집단이 여성집단보다 길어 남성교원들이

보다 오래 된 대학에서 일하고 있는 것으로 나타났다. 한편 경력 관련 변수 중에서 재임용 횟수는 여성집단이 남성집단보다 많았던 반면, 산업체와 본 대학 근무년수는 남성집단이 유의한 수준으로 여성집단보다 길었다. 이는 여성교원이 더 자주 재임용 단계를 거치지만 현재 소속된 대학에서 근무한 기간은 남성이 더 길다는 것, 즉, 여성교원의 고용 안정성이 남성보다 낮다는 점을 시사한다. 학위취득년도에서는 여성집단이 남성집단보다 평균 4년 늦게 최종학위를 취득했다. 본 연구의 자료에는 교원의 나이가 포함되지 않아 이러한 차이가 교원의 나이 때문인지, 아니면 다른 사회경제적 원인 때문인지는 확인할 수 없었다. 그러나 여성교원이 남성교원보다 늦게 최종학위를 취득하고 있다는 점은 여성의 경력 개발 과정이나 보수 수준에 유의한 부적 효과를 줄 요소 중 하나로 판단되었다. 실제로 남녀의 경력기간 평균값은 남성이 여성보다 3년 정도 더 길었다.

한편 현재 대학에서 남녀 교원들이 수행하고 있는 교양과 전공의 수업 시수의 평균 차이는 여성과 남성교원들의 학내 역할의 차이를 부분적으로 시사하였다. 주당 교양과 전공의 시수 총합에서 여성은 남성보다 높은 수준을 보여 여성교원의 수업 부담이 남성보다 큰 것으로 나타났다. 전공수업에서는 남성집단은 주로 이론수업에, 여성집단은 실기수업에 더 많은 시간을 할애하고 있었다. 이는 앞서 살펴 본 여성과 남성교원들의 전공계열 차이, 즉 여성은 의약계열(간호·보건계열 포함), 남성은 자연/공학 계열에 소속된 비율이 더 높다는 사실에서 부분적으로 기인하는 것으로 보인다.

## 2. 부교수 승진에 대한 성별 효과

다음으로 본 연구는 교원의 승진 및 지위 상승에 성별 변수가 끼치는 영향력을 부교수 승진과 정교수 승진 등 두 종속변수에 대한 이항 로지스틱 회귀분석을 통해 확인하였다. 상술한 바와 같이 두 종속변수에 대한 이항 로지스틱 회귀분석은 위계적 방식, 즉, 성별을 포함한 다양한 독립변수들을 투입한 1단계 모형과, 여기에 성별\*주요 독립변수의 상호작용 변수들까지 투입한 2단계 모형으로 진행되었다. 부교수 승진에 대한 로지스틱 회귀분석 두 모형의 적합도 결과는 다음의 <표 3>과 같다.

<표 3> 부교수 승진에 대한 이항 로지스틱 회귀분석 두 모형의 적합도

모형적합도	Model 1	Model 2
모델의 -2LL	21,522.496	21,487.390
모델의 $\chi^2$	44,255.618(df=39)***	44,290.724(df=60)***
모델의 분류정확비율(PCP)	92.20%	92.3%
Nagelkerke의 $R^2$	.792 <sup>a</sup>	.792 <sup>a</sup>

<sup>a</sup>: p<.05, <sup>\*\*</sup>: p<.01, <sup>\*\*\*</sup>: p<.001



<sup>a</sup> 로지스틱 회귀분석모델의 적합도를 평가하는 기준 중 하나로 본 연구는 Nagelkerke의  $R^2$  을 사용하였다. Nagelkerke의  $R^2$ 은 Cox & Snell 값을 조정하여 최대값을 1로 만든 지수라는 점에서 일반선형회귀분석(OLS)의  $R^2$ 과 유사하게 해석할 수 있다(Cohen, Cohen, West & Aiken, 2003).

부교수 승진을 종속변수로 삼은 이항 로지스틱 회귀분석 두 모형 모두 기본적인 모형 적합도(1단계 모형의  $\chi^2=44,255.618$ ,  $p<.001$ , 2단계 모형의  $\chi^2=44,290.724$ ,  $p<.001$ )는 통계적으로 유의하였다. 2단계 모형과 1단계 모형 간의 -2LL 차이는 35.106으로, 유의도 수준 .05에서 자유도가 21일 때의 임계치 32.67보다 컸다. 따라서 2단계 모형이 1단계 모형에 비해 좋은 적합도를 가진 모형으로 평가되었다. 아래의 <표 4>에서 2단계 모형 (Model 2)을 중심으로 분석 결과를 해석해 보면 다음과 같다.

부교수 승진에 통계적으로 유의한 영향을 끼치는 개인 변수들은 최종학위(박사는 학사 이하의 23.898배, 석사는 4.475배), 최종학위 취득국가(영어권 국가가 한국보다 1.607배 높음), 최종학위 취득년도(1년 증가할수록 부교수 승진 확률은 12% 감소), 교양/전공 소속(전공 소속 교원의 부교수 승진 확률이 교양소속 교원보다 1.928배 높음), 재임용 횟수(1회당 33% 감소), 산업체 및 대학 경력 등이었다. 재임용 횟수는 적을수록 부교수 승진에 더 유리했고 산업체와 대학 경력은 많을수록 유리했음에 주목할 필요가 있다. 성별은 부교수 승진에 통계적으로 유의한 영향력을 직접 발휘하지는 않았으나, 상술한 인적자본론적 변수들의 영향력들의 방향은 교차분석과 독립집단 t-검정에서 도출한 성별 격차와 연결하여 볼 때 여성 교원들에게 불리한 결과를 가져올 가능성이 높아 보였다. 사회구조론적 변수들에서는 설립주체, 세부학교 유형 중 산업대학, 남녀공학대학, 수도권 대학, 의약계열 등이 부교수 승진에 유의한 영향력을 끼쳤다. 국립대학교원의 부교수 승진 확률이 사립대 교원보다 62%(약 1.607) 더 높았고, 산업대학 소속 교원이 교육대학 소속 교원보다 부교수로 승진할 확률이 크게 높았다(3.103). 여자대학 소속 교원보다 남녀공학대학 소속 교원의 승진 확률이 두 배 가량(1.926) 높았고, 수도권 대학 소속 교원의 승진 확률이 지방 대학 소속 교원보다 59% 정도(1.585) 높았다. 전공 중에서는 의약계열의 부교수 승진 확률이 인문계열보다 두 배 이상(2.045) 높았다.

한편, 성별은 대학의 설립주체, 박사학위 취득국가, 전공계열 변수와 상호작용을 가지면서 부교수 승진 여부에 작지만 통계적으로 유의한 조절효과를 끼쳤다. 설립주체의 경우 사립대보다 국립대 교원의 부교수 승진 확률이 높았으나 사립대 소속 남성 교원일

5) 로지스틱 회귀분석에서 추정되는 로지스틱 회귀계수는 표준화하기가 어려우므로 회귀계수의 효과크기를 측정하기 위해서는 Wald값에서  $\ln(N)$ 을 뺀 값, 즉 BIC(Bayesian information criterion)을 사용한다. Raftery(1995)는 BIC가 0~2일 때는 작은 효과크기, 2~6일 때 보통 효과크기, 6~10일 때 큰 효과크기, 10 이상일 때 매우 큰 효과크기로 로지스틱 회귀계수의 효과크기를 해석하였다.

경우에는 나머지 교원들보다 부교수로 승진할 확률이 1.6배(1.559)에 달했다. 반면 서유럽권에서 최종학위를 취득한 교원의 경우 남성일 때 국내 박사학위를 취득한 남녀 교원들보다 부교수 승진 확률이 25% 정도 낮아졌다. 가장 주목할 것은 성별 편중이 심한 전공계열에서의 성별의 조절효과이다. 일곱 개 전공계열 모두 남성일 때 부교수 승진 확률이 25%~ 56% 정도 상승하는 것으로 나타났고, 특히 의약, 사회, 자연계열에서는 이 조절효과가 통계적으로 유의미하게 나타났다. 성별과의 상호작용을 배제한 상태에서는 의약계열만 부교수 승진에 유의한 정적 효과를 끼쳤으나, 성별과의 상호작용을 감안하면 남성일 경우 사회계열은 인문계열에 비해 부교수 승진 확률이 56%, 자연계열은 36%, 의약계열은 54% 높이는 것으로 나타났다.

<표 4> 부교수 승진에 대한 위계적 로지스틱 회귀분석 결과

독립변수		Model 1			Model 2		
		B	Exp(B)	BIC	B	Exp(B)	BIC
<b>성별(여성=0)</b>		.448***	<b>1.565</b>	108.6	.985	2.678	-9.2
최종학위 (학사=0)	최종학위(석사)	1.350***	<b>3.856</b>	84.6	1.498***	<b>4.475</b>	1.9
	최종학위(박사)	2.902***	<b>18.208</b>	421.9	3.174***	<b>23.898</b>	48.9
최종학위	영어권	.427***	<b>1.532</b>	79.8	.474***	<b>1.607</b>	19.8
취득국가 그룹 (대한민국=0)	서유럽권	.262**	<b>1.300</b>	-2.3	-.044	.957	-10.9
	동아시아권	.169	1.184	-7.6	-.052	.949	-10.8
	기타	.032	1.032	-10.9	-.412	.662	-9.7
최종학위 취득년도		-.118***	<b>.889</b>	1074.0	-.118***	<b>.889</b>	1063.5
본교출신 여부(타교출신=0)		.100*	<b>1.105</b>	-6.0	.092	1.097	-9.8
교양전공구분(교양소속=0)		.644***	<b>1.904</b>	39.5	.657***	<b>1.928</b>	8.3
경력기간 평균값		-.002	.998	-8.2	-.002	.998	-8.2
제임용 횟수		-.405***	<b>.667</b>	890.0	-.405***	<b>.667</b>	881.2
산업체 근무년수		.046***	<b>1.047</b>	180.4	.045***	<b>1.046</b>	175.5
타대학 근무년수		.140***	<b>1.151</b>	412.5	.142***	<b>1.152</b>	415.5
본대학 근무년수		.532***	<b>1.703</b>	5559.4	.533***	<b>1.704</b>	5538.9
학교역사		.005***	<b>1.005</b>	26.2	.005***	<b>1.005</b>	25.9
학교설립주체(국공립=0)		-.757***	<b>.469</b>	213.2	-.969***	<b>.379</b>	79.4
세부학교 유형 (교육대학=0)	일반대학	-.031	.970	-10.9	.448	1.566	-9.9
	방송통신대학	-1.321**	<b>.267</b>	-1.8	-.427	.652	-10.6
	사이버대학	.253	1.288	-10.3	.776	2.173	-8.6
	산업대학	.893**	<b>2.442</b>	-3.5	1.132*	<b>3.103</b>	-7.0
대학공학여부(여자대학=0)		.625***	<b>1.868</b>	21.4	.655***	<b>1.926</b>	5.5
소재지(지방=0, 수도권=1)		.477***	<b>1.611</b>	129.2	.461***	<b>1.585</b>	26.9
전공계열 (인문계열=0)	사회계열	.397***	<b>1.487</b>	29.0	.101	1.107	-10.0
	교육계열	.440***	<b>1.553</b>	10.2	.270	1.310	-7.2

	자연계열	.300***	<b>1.350</b>	7.6	.113	1.119	-10.1
	공학계열	.253***	<b>1.288</b>	3.6	.090	1.094	-10.6
	의약계열	.985***	<b>2.677</b>	164.2	.715***	<b>2.045</b>	27.0
	예체능계열	.120	1.127	-9.0	-.017	.983	-10.9
내외국인 구분(내국인=0)		-.887***	<b>.412</b>	129.1	-.880***	<b>.415</b>	125.9
교원특별 성명 (일반교수=0)	산학중점교원(지정형)	.340**	<b>1.405</b>	-1.6	.344**	<b>1.411</b>	-1.4
	기금교수	.261	1.299	-9.5	.238	1.269	-9.8
	HK교수	-.615**	<b>.541</b>	-1.9	-.604**	<b>.546</b>	-2.2
	산학중점교원(채용형)	-.361***	<b>.697</b>	4.4	-.374***	<b>.688</b>	5.4
	기타	-6.046***	<b>.002</b>	45.5	-6.135***	<b>.002</b>	47.0
주당 교양수업시간		-.098***	<b>.907</b>	290.3	-.098***	<b>.907</b>	288.5
주당 전공수업시간		-.017**	<b>.983</b>	-0.6	-.017**	<b>.984</b>	-1.1
주당 전공이론수업시간		-.045***	<b>.956</b>	103.7	-.045***	<b>.956</b>	102.5
주당 전공실기수업시간		-.026***	<b>.975</b>	6.8	-.025***	<b>.975</b>	6.4
성별*설립주체(국공립=0)					.266*	<b>1.305</b>	-5.4
성별*세부 학교유형	성별*대학교				-.714	.490	-9.3
	성별*방송통신대학				-1.476	.229	-8.2
	성별*사이버대학				-.783	.457	-9.5
	성별*산업대학교				-.370	.691	-10.6
성별*남녀공학여부(여=0)					-.082	.922	-10.8
성별*소재지(지방=0)					.023	1.024	-10.8
성별*최종 학위	성별*석사 여부				-.154	.858	-10.8
	성별*박사 여부				-.320	.726	-10.4
성별*박사 취득국가	성별*영어권				-.154	.858	-10.8
	성별*서유럽권				-.320*	<b>.726</b>	-10.4
	성별*동아시아권				-.068	.935	-10.4
	성별*기타				.429	1.535	-6.4
성별*본교출신 여부(타교=0)					.011	1.011	-10.9
성별*교양전공구분(교양=0)					-.002	.998	-10.9
성별*전공 계열 (인문=0)	성별*사회계열				.444**	<b>1.559</b>	0.7
	성별*교육계열				.239	1.270	-9.4
	성별*자연계열				.307*	<b>1.359</b>	-6.8
	성별*공학계열				.288	1.333	-8.4
	성별*의약계열				.429**	<b>1.535</b>	-1.4
	성별*예체능계열				.226	1.253	-9.1
상수항		229.413	4.300	1038.94	228.892	2.55	1004.9

\*: p<.05, \*\*: p<.01, \*\*\*: p<.001

이와 같은 분석결과는 성별 집단 간 전공계열의 교차분석에서 나타난 수평적 분리 상

황이 각 계열 내에서 수직적 분리로 이어지고 있음을 시사한다. 즉, 성별의 조절효과가 유의미하게 나타난 사회, 자연, 의약계열 등에서는 남성이 부교수 승진에 훨씬 더 유리하기 때문에 계열 내의 성별간 정치적 지위가 수직적으로 나뉠 가능성이 더 높은 것이다. 특히 여성의 진출이 적은 학문영역일수록 그 영역 내에서의 남녀 간의 지위 격차는 더 커질 수 있다. 실제로 본 연구의 자료에서 사회, 자연 계열은 각 계열 내에서 남성의 비율이 가장 높은 계열들이었다(사회계열 77.4%, 자연계열 82.2%, 의약계열 75%). 물론 남성비율이 가장 높은 공학계열(95.2%)에서 성별의 조절효과가 통계적으로 유의하지 않았던 점에 대해서는 추가적인 연구가 필요해 보인다.

성별과 설립주체 및 전공계열 간의 상호작용은 국내 대학의 맥락을 통해 보다 심층적으로 해석될 필요가 있다. 국내 대학의 현실에서 개별 교원이 승진의 필수 조건을 미충족해 승진을 못하는 경우도 있지만, 비정년트랙 전임교원에 대해 부교수로의 승진을 제도적으로 제한하는 대학도 있고, 까다로운 재임용 요건 때문에 재임용 자체가 실질적으로 어려운 경우도 있다. 비정년트랙 교원 비율이 높은 사립대에서 이런 경우가 자주 발생하는 것으로 보인다. 따라서 상술한 분석 결과는 여성교원들이 비슷한 조건을 갖추었다 하더라도 사립대학과 일부 전공계열에서 비정년트랙 교원과 같은 불리한 지위에 있어 부교수 승진에 제약을 받거나, 승진 필수 요건을 채우는 데 어려움을 겪고 있음을 시사하는 결과로도 해석할 수 있다.

#### 라. 정교수 승진에 대한 성별 효과

정교수 승진을 종속변수로 삼은 위계적 이항 로지스틱 회귀분석 모형의 단계별 모형 적합도는 <표 5>와 같다. 두 모형의 -2LL 간 차이는 32.75로 유의도 .05에서 자유도 21의 임계치 32.67보다 불과 0.08 커서 거의 같다고 볼 수 있다. 즉, 모형의 간명성을 포기하였지만, 모형의 적합도는 그에 상응할 수준까지는 개선되지 않았다는 것이다. 따라서 정교수 승진에 대한 로지스틱 회귀분석을 위해서는 성별과의 상호작용 변수들을 제외한 1단계 모형을 선택하는 것이 통계적으로 타당해 보인다.

<표 5> 정교수 승진에 대한 로지스틱 회귀분석 모형 적합도 비교

모형적합도	Model 1	Model 2
모델의 -2LL	24,271.642	24,238.890
모델의 $\chi^2$	52,455.655(df=39)***	52,488.407(df=60)***
모델의 분류정확비율(PCP)	91.4%	91.4%
Nagelkerke의 $R^2$	.816	.817

\*: p<.05, \*\*: p<.01, \*\*\*: p<.001

다음의 <표 6>은 1단계 모형을 통해 정교수 승진에 영향을 끼치는 요소들을 분석한 결과이다. 성별은 다른 변수들을 통제한 상황에서 정교수 승진에 통계적으로 유의한 수준의 부적 효과를 끼쳤다. 남성교원의 경우 동일한 조건을 가진 여성교원에 비해 정교수로 승진할 확률이 49%(1.485) 정도 높았다. 이 외 정교수 승진에 통계적으로 유의한 정적 효과를 끼치는 대표적인 인적자본 변수로는 석박사학위(석사는 학사 이하의 3.208배, 박사는 16.637배), 영어권 국가에서 최종학위 취득(국내 박사의 1.541배), 본교출신(타교출신의 1.15배), 전공소속(교양소속의 2.1배), 경력기간(1년당 1.006배), 산업체와 대학 근무년수 등이었다. 반대로 정교수 승진에 유의한 부적 효과를 끼치는 변수는 최종학위 취득년도(1년 늦게 취득할수록 정교수 승진 가능성은 14% 감소)와 재임용 횟수(1회당 37% 감소)였다. 사회구조적 변수 중에서는 국립대학(사립대 교원의 1.35배), 사이버대학(교육대학의 3.33배), 남녀공학(여자대학의 1.72배), 수도권 대학(지방 대학의 1.18배), 사회계열(인문계열의 1.15배), 의약계열(인문계열의 2.29배), 예체능계열(인문계열보다 1.3배) 등이 정교수 승진에 정적 효과를 끼쳤다.

<표 6> 정교수 승진에 대한 이항 로지스틱 회귀분석 결과

독립변수	Model 1		
	B	Exp(B)	BIC
<b>성별(여성=0)</b>	.396***	<b>1.485</b>	78.125
최종학위	1.166***	<b>3.208</b>	19.747
(학사=0)	2.812***	<b>16.637</b>	171.688
박사취득	.433***	<b>1.541</b>	97.295
국가그룹	.096	1.101	-9.483
(대한민국=0)	.129	1.138	-8.154
	.368	1.444	-7.723
학위취득년도	-.147**	<b>.863</b>	1610.251
본교출신 여부(타교출신=0)	.139**	<b>1.149</b>	.323
교양전공구분(교양소속=0)	.747***	<b>2.112</b>	28.593
경력기간 평균값	.006***	<b>1.006</b>	5.850
재임용 횟수	-.462***	<b>.630</b>	1436.548
산업체 근무년수	.027***	<b>1.027</b>	48.566
타대학 근무년수	.123***	<b>1.131</b>	428.913
본대학 근무년수	.356***	<b>1.427</b>	5673.003
학교역사	.012***	<b>1.013</b>	284.122
학교설립주체(국공립=0)	-.439***	<b>.645</b>	86.410
세부학교	-.239	.788	-9.576
유형	.060	1.061	-10.891
(교육대학=0)	1.202***	<b>3.328</b>	9.475
	-.472	.624	-8.832
대학공학여부(여자대학=0)	.541***	<b>1.718</b>	13.328
소재지(지방=0, 수도권=1)	.163***	<b>1.177</b>	7.615

전공계열 (인문계열=0)	사회계열	.133*	<b>1.142</b>	-6.202
	교육계열	.038	1.039	-10.758
	자연계열	.079	1.082	-9.512
	공학계열	.073	1.075	-9.584
	의약계열	.828***	<b>2.288</b>	123.737
	예체능계열	.265**	<b>1.303</b>	-1.036
내외국인구분(내국인=0)		-0.611***	<b>.543</b>	26.953
교원특별성명 (일반교수=0)	산학중점교원(지정형)	-.059	.943	-10.477
	기금교수	-.383	.682	-7.139
	HK교수	-1.452***	<b>.234</b>	8.413
	산학중점교원(채용형)	-.668***	<b>.513</b>	14.420
	기타	-20.403	.000	-10.920
주당 교양수업시간		-.068***	<b>.935</b>	105.584
주당 전공수업시간		-.023***	<b>.978</b>	9.522
주당 전공이론수업시간		-.037***	<b>.964</b>	74.988
주당 전공실기수업시간		-.011	.989	-7.515
상수항		286.213***	<b>2.000</b>	1537.971

\* : p<.05, \*\* : p<.01, \*\*\* : p<.001

정교수 승진을 종속변수로 하는 이항 로지스틱 회귀분석에서 성별의 조절효과를 포함한 2단계 모형이 적합도 면에서 1단계 모형보다 낮았던 것은 현재의 정교수 집단에 소속될 수 있느냐 없느냐를 결정하는 문제에서 성별이 조절변수의 역할을 거의 하지 못하기 때문이 아닌가 한다. 즉, 현재의 정교수 집단은 거의 모든 유형의 대학과 전공계열에서 남성의 비율이 압도적으로 높기 때문에 여성이라는 요인은 정교수 승진에 대한 주요 독립변수들의 효과를 조절하기 보다는 정교수 승진에 직접적으로 부정 효과를 끼치는 중요한 독립변수에 더 가깝다는 것이다. 부교수 승진에 대한 앞의 분석과 연결하여 해석해 본다면 부교수 승진 확률에 대해 성별이 통계적으로 유의한 조절변수의 역할을 한다는 것은 국내 대학 내에서 여성 교원이 여전히 취약한 위치에 있지만 젊은 세대 내에서는 상대적으로 덜 불리한 영역이 생겨나고 있다는 긍정적 신호를 의미한다. 반면, 정교수 승진 확률에 대해 여성이라는 변수가 조절변수로서 유의한 효과를 발휘하지 못하고 승진 확률을 줄이는 방향으로만 작용하고 있다면 대학 내에서 여성 교원의 정치적 지위 개선은 아직 많은 시간을 필요로 한다고 해석할 수 있다.

## V. 결론

이상에서 본 연구는 여성교원들이 대학 내에서 경험하는 성불평등 구조에 대한 국내외 선행연구를 검토하고 2007년부터 2019년까지 국내 4년제 대학 교원통계를 통해 전체

적인 성불평등 구조를 살펴 보았다. 이어 2017년의 전국 4년제 대학교 전임교원 전체의 데이터(에듀데이터)를 통해 여성이라는 요인이 대학 교원의 두 번의 승진에 유의한 부정적 효과를 끼치는지를 이항 로지스틱 회귀분석을 통해 확인하였다. 이러한 본 연구의 분석 결과를 다음과 같이 정리할 수 있다.

첫째, 2007년부터 2019년까지 우리나라 대학들의 여성교원의 수는 점진적으로 증가해 왔으나 그 증가 속도는 매우 느리고, 그로 인해 대학 교원사회 내에 수직적 분리가 지속됨으로써 여성교원의 열악한 정치적 지위는 쉽게 개선될 조짐을 보이지 않고 있다. 이 기간 여성교원의 비율 증가세는 여학생 수의 증가세나 여성의 박사학위 취득 추세보다 훨씬 뒤쳐져 있으며, 여성 전임교원 전체의 숫자가 남성 전임교원 중 정교수의 수보다도 적은 상황이 지속되고 있는 것이다. 더욱이 대학 전임교원 집단의 지위 분화와 세대교체 등의 추세 속에서 여성교원들은 비전임교원 및 비정년트랙교원의 신분으로 대학에 임용되는 경우가 늘어가고 있고, 전임교원 집단 내에서도 정치력이 취약한 조교수 집단에 편중되어 있다. 이는 대학 내에서 여성교원들을 남성교원들에 비해 정치적 책임과 권한의 부여, 그리고 금전적 보상 등에서 매우 불리한 위치에 놓이게 함으로써, 대학교수사회의 가부장적 문화와 성정치학적 불균형을 영속시키는 결과를 초래하고 있다. 둘째, 2017년 국내 4년제 대학교의 전임교원들의 승진에 대한 성별 변수의 영향력을 분석한 결과 '여성'이라는 변인은 인적자본적 변수와 사회구조적 변수들을 통제한 상태에서 부교수 승진과 정교수 승진에 통계적으로 유의한 부정적 효과를 끼쳤다. 성별의 조절 효과까지 분석한 이항 로지스틱 회귀분석에서 '여성'은 설립주체(국립대일수록 여성이 불리)와 전공계열(사회, 자연, 의약계열일수록 남성이 유리)이 부교수 승진에 끼치는 영향력을 조절하는 효과를 나타냈다. 정교수 승진에 대해서는 이항 로지스틱 회귀모형의 적합도 평가 결과에 따라 성별의 조절효과까지는 분석하지 못했으나 여성이라는 요인은 정교수 승진에 대해 통계적으로 유의한 부정적 효과를 나타냈다. 여성이라는 성별 외에도 기타 인적자본적 변수나 사회구조적 변수들 중 유의미하게 나타난 변수들도 대다수 여성들에게 불리한 방향으로 부교수 및 정교수 승진에 영향을 끼치고 있었다.

이와 같은 분석 결과는 한국 대학의 독특한 맥락과 긴밀히 연결되어 있으면서도 해외의 실증연구들의 결과과도 일맥상통한다. Nettles & Perna(1995)의 연구에서도 여성이라는 요인은 그 자체로 정년 보장에 통계적으로 유의한 효과를 끼쳤고 다섯 개의 미국 대학 유형과 상호작용을 일으키며 여성 교원의 정년 보장 확률을 낮추는 효과를 나타낸 바 있다. 이 연구에서는 연구중심대학이나 박사학위 과정을 운영하는 대학에 임용된 경우 남성일 때보다 여성일 때 정년 보장을 받을 가능성이 각각 20%와 40% 정도 더 낮아지는 것으로 나타났다. 본 연구에서도 연구중심대학을 지향하는 국립대에서, 그리고 전공학문에 따른 수평적 분리 경향이 뚜렷한 전공계열에서, 여성이라는 특성은 부교수

로의 승진에 특히 더 불리한 조건으로 작용할 가능성이 높아 보인다. 특히 여성 교원의 비율이 평균보다 낮은 사회, 자연, 의약계열에서 성별이 승진에 더 불리하게 작용한다는 결과는 수평적 분리와 함께 수직적 분리도 함께 일어나고 있음을 방증하는 결과로서, 대학 내에서도 특정 학문분야 내에서의 성정치적 불평등 구조가 더 강력함을 시사한다. 이들 학문분야가 전통적으로 남성 중심적 문화를 유지해 왔기 때문에 더욱 그러하다. 이들 학문분야가 왜, 그리고 어떻게 여성교원을 더 엄격하고 불리하게 대우하는지는 후속 연구에서 심층적으로 탐색할 필요가 있다. 이는 단순히 여성교원 자체를 거부하거나 불리하게 대우하는 것에 그치지 않는다. 보다 근본적으로 각 학문 내에서 지식을 탐구하는 방법이나 가치있다고 평가받는 지식의 종류, 주류 이론에 대한 소수자 시각에서의 접근 방식이나 대안적 이론 등에 대한 평가절하나 거부가 여성교원의 학문적 관점이나 성취를 평가절하하는 풍토로 이어져 여성교원의 임용과 지위 상승을 제한할 수 있다. 특히 학·석·박사과정에서 한 학문에 집중해야 한다거나 특정 대학에서 공부했어야 한다는 등의 과거의 학문적 순혈주의 풍토<sup>6)</sup>에서 간학문적 접근방식을 통해 현실의 문제를 해결하고자 하거나 결혼과 출산 등의 이유로 남성에 비해 긴 기간 동안 다양한 조건에서 학업을 이어가야 하는 여성 연구자들을 조직적·문화적으로 배제할 가능성이 높다.

그러나 본 연구에서 부교수 승진에 대한 성별의 직접적인 부적 효과가 통계적으로 유의하지 않고 일부 변수의 부적효과를 조절하고 있다는 분석 결과는 젊은 여성교원들이 이러한 구조적 차별을 극복할 가능성이 높아지고 있다는 희망적인 해석을 가능하게 한다. 이러한 희망을 실현하기 위해서는 우수하고 창의적 사고를 가진 신진 연구자들을 비전임교원이나 비정년트랙 교원으로 임용하기 보다는 정년 트랙 전임교원으로 임용하고, 교육과 연구 역량의 탁월성을 인정받은 비정년트랙 교원들에 대해서는 우선적으로 신분을 안정화하는 대학의 제도적 노력이 강화되어야 할 것이다.

본 연구가 강조한 수평적 분리와 수직적 분리는 상호 연관되어 있기도 하고 수평적 분리가 어느 정도 해소된 곳에서도 수직적 분리는 이어지는 경우도 발생한다. 그러나 분명한 것은 시간이 이러한 문제들을 해결해 주기만을 기다리며 좌시해서는 안된다는 것이다. 젊은 교원 사회에서도 존재하는 전공계열별 수평적 분리는 각 학문에서의 다양한 관점과 시도를 제한한다는 점에서 초중등교육에서부터 근본적인 해결 노력을 필요로 한다. 또한 현재 한국 대학 교수사회에 형성되어 있는 수직적 분리는 대학을 둘러싼 다양한 위기를 극복하고 새로운 대외 환경과 시대정신에 맞는 대학으로 혁신하기 위해서는 반드시 극복해야 한다. 성별의 수직적 분리는 대학의 의식적인 노력과 창의적 발상, 과감한 정책 시도가 없이는 십수 년이 흘러도 여전히 해결되지 않을 수 있다. 신자유주

6) '국립대 의약계열 순혈주의 뚜렷'(데일리메디, 2012.10.15.), '적자생존구조 속 '침묵의 권력'이 성담론 입 막는다(교수신문, 2018.5.23.)



의 과고를 겪고 있는 미국이나 유럽 대학들도 우리보다는 좀 나은 상황이라는 하지만 수직적 분리 문제를 완전히 해결하고 있지 못하다(Barone, 2011; McFarland, et al., 2017; Macarie & Moldovan, 2015). 많은 연구자들은 신자유주의에 몰입한 대학들이 양성평등 이슈에서는 2000년 이후 정체된 모습을 보이고 있다고 비판한다. 고등교육에서의 성차별은 보다 광의의 사회적 현상의 부산물인데, 오늘날에는 오히려 부정적 사회 현상을 강화하고 악순환을 형성하는 메커니즘으로 사용되고 있다는 것이다.

따라서 국내 대학들에 양성평등적인 제도와 환경을 보다 빨리 조성하기 위해서는 중장기적으로 대학 내 남녀 간의 수적인 균형을 이루어 소위 대학에서의 '대표적 관료주의(representative bureaucracy)'(Krislov, 1974; Song, 2018)를 실현하도록 노력해야 한다. 먼저 최근 국무회의를 통과한 국공립대 여성교원 확대 정책을 적극적으로 시행하고, 사립대에서도 여성 교원 비율이 현저히 적은 분야부터 능력있는 여성 교원을 우선적으로 선발해야 할 것이다. 아울러 다양한 산업계 경력을 갖춘 여성 전문가들을 산학협력중점 교원과 같은 새로운 유형의 전임교원으로 영입해야 할 것이다. 다음으로는 전통적 방식의 승진이나 보직 임명 방식에서 탈피하여 대학 혁신과 새로운 지식 창출을 위한 유연한 인사제도를 마련할 필요가 있다. 즉, 여성 교원들의 리더십을 계발하는 창의적인 제도를 시행한다면 지금까지는 배제되었던 여성적 관점에서 대학의 혁신을 도모하고 대학을 보다 학생친화적이고 평등하며 변화지향적인 조직으로 만들 수 있을 것이다.

본 연구는 4년제 대학의 여성 교원의 성정치적 상황을 실증적으로 분석한 초기 연구라는 점에서 의의가 있지만 자료의 제한으로 인해 많은 한계점을 노정하고 있다. 그 결과 대학 교원의 성불평등 구조라는 복잡한 현상의 일부분만을 분석하고 있어 연구 결과의 해석에 주의를 요하며, 보다 풍부한 연구 자료를 통한 후속 실증연구를 필요로 한다. 무엇보다 본 연구는 이미 대학에 임용된 교원들만을 연구 대상으로 하고 있어 여성 연구자들이 임용과정에서 겪게 되는 성차별 현상은 다루고 있지 않다. 그러나 우리나라 대학의 맥락상 대학에 임용되기를 원하는 여성 연구자들이 가장 큰 어려움을 겪는 단계가 바로 대학사회로의 진입 과정일 것이며, 이 과정에서 가장 큰 성차별이 발생하고, 상당한 여성 연구자들이 대학 교원의 길을 포기하는 선택을 하고 있을 것이다. 교육부나 유관기관들이 대학과 같은 사회적 리더 기관에 대한 여성 전문가의 진입 상황과 경험을 조사하여 연구자들에게 데이터를 제공한다면, 여성 리더십 계발과 대학의 양성평등 향상을 위한 심도 있는 연구 결과들이 제시될 것이다. 아울러 고등교육에서의 양성평등에 관심을 가진 개인 연구자들도 정부나 대학의 제도 변화를 수동적으로 기다릴 것이 아니

7) 행정학에서 사용되는 개념으로 관료제의 권력과 민주적 거버넌스를 통합시키려는 뜻에서 '대중과 비슷한 특징을 가진 사람을 공무원으로 채용하면 대중의 필요에 가장 잘 부응할 것'이라는 원칙을 공무원 인사제도의 원칙으로 사용하는 것을 뜻함. 즉, 대중의 인구통계학적 구성과 유사한 공무원 조직을 만들어야 한다는 것임(Song, 2018).

라, 1990년대 이후 미국과 유럽 연구자들이 대학 교원의 성차별 연구를 활발히 수행하여 법과 제도적 변화를 앞당겼던 것처럼 다양한 데이터를 통해 대학에서의 성불평등 구조의 다양한 양상과 그것의 부정적 영향력을 실증적으로 증명하는 노력을 기울여야 한다. 그러한 과정에서 제도 개혁의 강력한 명분을 제공하고 적극적으로 변화를 요구하는 처방적 연구의 다양한 모범이 제시되기를 기대한다.

## 참고문헌

- 교육부, 한국교육개발원. (2019). '2019 교육통계 분석자료집-고등교육통계편-'(통계자료 SM 2019-06). 진천: 한국교육개발원.
- 구자순. (2007). 여성교수의 지위와 현황을 통해 본 대학사회의 성 정치. *교육정치학연구*, 14(2), 7-28.
- 김미란, 박태준, 채창균, 김선웅, 류재우(2010). *대학교수 노동시장 분석(기본연구10-21)*. 세종: 한국직업능력개발원.
- 민무숙. (2003). *국공립대 여성교수 채용목표제의 추진성과와 향후 과제*. 한국여성정책연구원 [여성정책포럼].
- 민무숙, 정경아, 남운삼. (2001). *국공립대 여성교수 채용목표제 도입 방안에 관한 연구*. 여성교육 정책연구과제 2001-04. 교육인적자원부.
- 민무숙, 허현란. (1998). *대학의 남녀 교수 불균형 현황과 개선 방안*. 서울: 한국여성개발원.
- 박남기, 박효원. (2019). 국공립대 여성교수 현황 분석 및 비율 확대 방안 탐색. *여성연구*, 100(1), 161-189.
- 조홍석. (2006). 국공립대 여성교수 채용목표제의 헌법적 정당성. *법학논고*, 24, 359-376.
- 임후남, 권순형, 남신동. (2018). 대학교원 보수 결정요인 분석: 4년제 일반대 교원 보수를 중심으로. *학습자중심교과교육연구*, 18(1), 795-816.
- 통계청, 여성가족부. (2019). '2019 통계로 보는 여성의 삶'. 통계청·여성가족부 보도자료(2019.7.1.)
- 한국고용정보원. (2018). '고용동향 브리프' 2월호. 서울: 한국고용정보원.
- 홍세희. (2011). *이항 및 다항 로지스틱 회귀분석*. 서울: 교육과학사
- Barone, C. (2011). Some things never change: Gender segregation in higher education across eight nations and three decades. *Sociology of education*, 84(2), 157-176.
- Claypool, V. H., Janssen, B. D., Kim, D., Mitchell, S. M. (2017). Determinants of salary dispersion among political science faculty: The differential effects of where you work (institutional characteristics) and what you do (negotiate and publish). *Political Science & Politics*, 50(1), 146-156.
- Cohen, J., Cohen, P., West, S. G., Aiken, L. S.(2003). *Applied Multiple Regression Correlation Analysis for the Behavioral Sciences*(3rd edition). New York: Routledge.

- Finkelstein, M. J., Conley, V. M., & Schuster, J. H. (2016). *The Faculty Factor: Reassessing the American Academy in a Turbulent Era*. JHU Press.
- Johnson, I. Y. (2014). Female faculty role models and student outcomes: A caveat about aggregation. *Research in Higher Education*, 55(7), 686-709.
- Johnson, I. (2017). Female faculty role models, self-efficacy and student achievement. *College Student Journal*, 51(1), 151-172.
- Krislov, S. (1974). *Representative Bureaucracy*. Englewood Cliffs, NY: Prentice Hall.
- Macarie, F. C., & Moldovan, O. (2015). Horizontal and vertical gender segregation in higher education: EU 28 under scrutiny. *Managerial Challenges of the Contemporary Society. Proceedings*, 8(1), 162.
- Maron, L., & Meulders, D. (2008). Having a child: a penalty or bonus for mother's and father's employment in Europe.
- McFarland, J., Hussar, B., De Brey, C., Snyder, T., Wang, X., Wilkinson-Flicker, S., ... & Bullock Mann, F. (2017). *The Condition of Education 2017*. NCES 2017-144. National Center for Education Statistics.
- Meulders, D., Plasman, R., Rigo, A., & O'dorchai, S. (2010). Horizontal and vertical segregation. Meta-analysis of gender and science research-topic report. Recuperado de: [https://genderedinnovations.stanford.edu/images/TR1\\_Segregation.pdf](https://genderedinnovations.stanford.edu/images/TR1_Segregation.pdf).에서 2020년 10월 4일 인출
- Meyers, L. E. (2012). Cross-Classified Random Effects Models in Institutional Research. *New Directions for Institutional Research*, 154, 77-93.
- Monopoli, P. A. (2014). The Status Gap: Female Faculty in the Legal Academy. In *Forum on Public Policy Online* (Vol. 2014, No. 1). Oxford Round Table. 406 West Florida Avenue, Urbana, IL 61801.
- Nettles, M. T., & Perna, L. W. (1995). Sex and Race Differences in Faculty Salaries, Tenure, Rank, and Productivity: Why, on Average, Do Women, African Americans, and Hispanics Have Lower Salaries, Tenure, and Rank? ASHE Annual Meeting Paper.
- OECD(2017). *Distribution of teachers by age and gender* [https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=EAG\\_PERS\\_SHARE\\_AGE](https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=EAG_PERS_SHARE_AGE).에서 2020년 9월 15일 인출
- Park, S. (2020, March). Seeking changes in ivory towers: The impact of gender quotas on female academics in higher education. In *Women's Studies*

- International Forum (Vol. 79, p. 102346). Pergamon.
- Perna, L. W. (2001). Sex and race differences in faculty tenure and promotion. *Research in Higher Education, 42*(5), 541-567.
- Perna, L. W. (2003). Studying faculty salary equity: A review of theoretical and methodological approaches. In Higher education: Handbook of theory and research (pp. 323-388). Springer, Dordrecht.
- Perna, L. W. (2005). Sex differences in faculty tenure and promotion: The contribution of family ties. *Research in higher Education, 46*(3), 277-307.
- Raftery, A. E.(1995). Bayesian model selection in social research. In P. V. Marsden(Ed.), *Sociology Methodology*, (Vol. 25, pp.111-163). Oxford: Basil Blackwell.
- Rudakov, V., & Prakhov, I. (2019). Gender Wage Inequality in Russian Universities. *Higher School of Economics Research Paper No. WP BRP*, 208.
- Song, M. (2018). Gender representation and student performance: Representative bureaucracy goes to Korea. *The American Review of Public Administration, 48*(4), 346-358.
- Toutkoushian, R. K., Bellas, M. L., & Moore, J. V. (2007). The interaction effects of gender, race, and marital status on faculty salaries. *The Journal of Higher Education, 78*(5), 572-601.
- Umbach, P. D. (2007). Gender equity in the academic labor market: An analysis of academic disciplines. *Research in Higher Education, 48*(2), 169-192.
- Umbach, P. D. (2008, March). Gender equity in college faculty pay: A cross-classified random effects model examining the impact of human capital, academic disciplines, and institutions. In annual meeting of the American Educational Research Association, New York City.
- Wijesingha, R., & Ramos, H. (2017). Human capital or cultural taxation: What accounts for differences in tenure and promotion of racialized and female faculty?. *Canadian Journal of Higher Education/Revue canadienne d'enseignement supérieur, 47*(3), 54-75.

## ABSTRACT

# The Current Status of Gender Inequity in the Korean Academic Community: A Historical Review and Empirical Exploration \*

**Byoun, Su Youn**(Professor, Busan University of Foreign Studies)\*\*

This study was conducted to investigate to what degree sexism in the Korean university faculty society has developed over the last 13 years and if 'being female' still exerts negative effects on faculty promotion. The historical review based on the faculty data from 2007 to 2019 found that the male-dominated organizational structure of higher education institutions remains firm although the number of female doctorates and newly-appointed female professors has increased remarkably during this period. The huge gender gap in political power within the faculty society seemed to be difficult to close within a short period of time due to age differences and enormous number differences between male and female professors. The results of binominal logistic regression analyses on the two steps of faculty promotion suggested that 'be female' either directly reduces probabilities of promotion or moderates its negative effects in several disciplines. The interpretation of the analysis results reflecting the unique context of Korean universities and policy implications were presented.

**[Key words] Gender, Sexism, Female faculty, Promotion, Higher education**

---

\* This work was supported by the Ministry of Education of the Republic of Korea and the National Research Foundation of Korea(NRF-2019S1A5A8037391)

\*\* Correspondent author: sybyoun@bufs.ac.kr