

노동정책연구
2021. 제21권 제1호 pp.99~127
한국노동연구원
<http://doi.org/10.22914/jlp.2021.21.1.004>

연구논문

사업주 직업훈련 참여와 보상의 성별 격차

오호영*

이 연구의 목적은 한국노동패널조사(이하 KLIPS) 12차(2009년)~21차(2018년) 10개년의 원자료를 패널화하여 임금근로자를 대상으로 사업주 직업훈련 참여와 훈련에 따른 보상에서의 성별 격차를 분석하는 데 있다. 패널로지 모형, 패널임금함수 추정 등 계량경제학적 방법론을 적용하여 분석한 결과, 첫째, 사업주 직업훈련 참여율에서 성별 격차가 존재하나 이것은 훈련 기회에서의 성차별보다는 인적 속성, 직업 속성, 기업 속성 등의 차이에 기인하는 것으로 분석되었다. 둘째, 훈련 참여에 대한 보상의 측면에서 사업주 직업훈련은 선행연구에서 확인된 바와 같이 유의한 정의 임금효과를 보였다. 성별로는 남성에게는 유의한 임금효과가 없었던 반면 여성에게는 사업주 직업훈련 중 OJT가 3.5% 유의한 정의 임금효과를 보였다. 사업주 직업훈련의 생산성 제고 효과가 남성 근로자에서보다 여성 근로자에서 더 크다는 본 실증분석 결과는 기업 내 여성 인적자원의 적극적 개발과 활용에 대한 실증적 근거가 될 수 있다.

핵심용어 : 사업주 직업훈련, 성별 훈련 격차, 훈련보상, 성차별, 임금 격차

논문접수일: 2020년 11월 2일, 심사의뢰일: 2020년 11월 9일, 심사완료일: 2020년 11월 27일

* 한국직업능력개발원 선임연구위원(hyoh@krivet.re.kr)

I. 서론

산업 현장에서 광범위하게 진행되고 있는 기술혁신, 공정혁신, 제품혁신에 적응하기 위해서는 재직근로자의 숙련 고도화가 긴요하며 근로자의 재교육은 학령기 대상의 학교교육보다는 직업훈련 영역에서 담당하는 것이 적합하다. 더욱이 한국은 세계적으로 유례없는 저출산과 고령화라는 이중 인구위기에 처해 조만간 노동력 부족마저 우려되는 상황에 놓여 있어 노동력의 질적인 고도화와 더불어 양적인 측면에서 여성 노동력의 활용이 시급하다(권지호 외, 2019). 신규 노동력의 발굴과 관련하여, 우수하지만 노동시장에서는 저활용되고 있는 여성 인력에 주목할 필요가 있다. 한국 여성 인력의 우수성은 경제협력개발기구(OECD)가 주관하는 만 15세 학생 대상의 국제학업성취도 평가(Programme for International Student Assessment : PISA) 2018 결과에서 단적으로 드러난다(교육부, 2019). 한국 여학생의 읽기 점수는 남학생보다 유의하게 높은 반면에, 여학생이 취약하다고 알려진 수학, 과학에서는 남학생과 여학생 간에 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다. 또한 2005년부터는 여학생 대학 진학률이 남학생을 추월하여 2018년 현재 여학생 대학 진학률은 73.8%로 남학생의 65.9%에 비해 7.9%p 더 높다(통계청·여성가족부, 2019). 한국에서 노동시장 진입 전 성차별인 교육 기회의 불평등은 해소되었으나, 노동시장 진입 기회는 여전히 여성에게 불리하며 노동시장 진입 이후에 여성 근로자에게 주어지는 직업훈련 기회는 남성 근로자에 비해 불평등한 것으로 지적받아 왔다(박진희, 2010; 김주섭, 2002; 나영선 외, 1999).

본 연구가 필요한 이유는 첫째, 그간의 성차별적 노동시장 관행에 대한 연구의 관심은 주로 임금 등 근로조건, 채용·승진 등 인사상의 문제에 국한되어 왔으나 이제는 근로자 능력 개발로 영역을 확대할 필요성이 있다. 국제연합(UN)에서 2016~2030년 추진하는 지속가능개발목표(Sustainable Development Goals : SDGs)에서 한국은 여성 관리자 비율이 국제적으로 하위권에 속하여 이를 높이는 것을 정책 목표로 하여 추진 중이다(박영실, 2019). 소수집단 우대

정책(affirmative action)이 기업의 비용 부담으로 귀착되지 않으려면 소수집단에 능력 개발 기회가 충분히 주어져야 하고 능력 개발에 대한 인센티브도 적절히 설계될 필요가 있다. 둘째로 선행연구들이 내생성 문제를 충분히 고려하지 않고 성별 훈련 격차를 분석한 데 반해 본 연구에서는 장기간의 패널데이터를 사용하고 고정효과 모형을 적용하여 내생성 문제를 통제하고자 하였다는 점에서 차별성을 갖는다. 특히 직업훈련의 임금효과에 대한 상반된 실증연구들이 존재하는 점을 고려하면 강건성 검정을 위한 다양한 계량경제학적 추정 방법론의 적용이 요청된다.

본 연구의 목적은 조직 내 여성인력의 역량 강화와 활용이 매우 중요해지고 있다는 인식하에 재직자 직업훈련 중 비중이 높은 사업주 직업훈련에서 여성 근로자의 참여율이 남성 근로자에 비해 낮은 원인을 분석하고 직업훈련의 성별 효과를 비교 분석함으로써 시사점을 도출하는 데 있다. 재직자 대상 직업훈련 중 사업주가 주도적으로 시행하는 직업훈련은 기술혁신, 공정혁신, 제품혁신에 대한 근로자 적응성을 높이는 효과적인 수단이며, 핵심 근로자에 대한 직업능력 개발 기회 제공을 통해 기업과 근로자가 장기고용 관계를 형성하는 매개 역할을 할 수 있다는 점에서 그 중요성이 매우 높다. 이를 분석하기 위하여 다음과 같은 두 가지 구체적인 연구 질문을 제기한다. 첫째, 남성과 여성의 사업주 직업훈련 참여 결정 요인에 차이가 존재하는가. 둘째, 사업주 직업훈련 참여자에 대한 보상에서 여성에 대한 차별이 존재하는가.

본고의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 문헌 연구를 통해 직업훈련 참여의 성별 격차 및 임금효과에 대한 기존 문헌을 고찰하고 연구에 대한 시사점을 도출한다. 제3장에서는 자료 구성 및 분석 방법을 검토하고, 제4장에서는 직업훈련 참여 결정에서의 성별 격차를 분석한 후 직업훈련의 성별 임금효과 차이를 실증분석한다. 마지막으로 제5장에서는 결론과 시사점을 도출한다.

II. 문헌 연구

1. 이론적 배경

직업훈련에 관한 대표적인 이론은 인적자본이론이다(Becker, 1994). 이에 따르면 기업의 입장에서 직업훈련은 근로자의 생산성을 높이기 위해 현재 비용지출을 통해 미래의 수익을 추구하는 투자행위로서 이윤 극대화 원리가 작동된다. 이직(job separation)은 기업의 직업훈련투자 회수를 불가능하게 만드는 요인으로서 다른 조건이 동일하다면 이직률이 높은 근로자 집단은 직업훈련에서 배제될 가능성이 높다. 한국에서 이직률은 남성보다는 여성이 높고, 정규직에 비해 비정규직이, 대기업보다는 중소기업이 높는데, 여성은 남성에 비하여 비정규직 비율이 높고 중소기업 종사 비율이 높으므로 여성의 기업 주도 직업훈련 참여 기회는 남성보다 불리할 가능성이 높다. 직업훈련에 대한 보상은 한계생산성이론에 따라 훈련에 의하여 높아진 생산성만큼 임금보상도 상승할 것이나, 기업 특수적 훈련의 경우에는 훈련 후 기회임금을 높이지 못하므로 기업과 근로자 간의 신뢰 정도에 따라, 그리고 훈련비용과 훈련에 의해 높아진 생산성 증가분을 기업과 근로자가 어떻게 나누는가에 따라 훈련량이 결정된다. Lazear and Gibbs(2009)는 기업 특수적 훈련에 대한 기업과 근로자의 공동 투자를 통하여 노동생산성을 높이고 지대공유(rent sharing)를 누리기 위해 장기고용 관계를 맺는다고 주장하였다. 장기고용 관계가 지대공유를 기반으로 유지되는 원천은 결국 기업 특수적 직업훈련투자이며, 이직률은 직업훈련과 부적 관계를 가지고 재직자에 대한 직업훈련은 정의 임금효과를 갖게 된다.

이중노동시장이론(dual labor market theory)에서는 노동시장이 1차 노동시장과 2차 노동시장으로 불연속적인 단층으로 분단되어 있음을 주장하면서, 2차 노동시장 근로자들은 낮은 이직과 낮은 훈련 기회를 경험한다고 주장한다. 이중노동시장이론의 연장선에서 1차 노동시장은 내부노동시장으로 발전하게 되고 엄격한 선발제도를 통해 채용된 우수한 노동력은 높은 고용안정성을 보장받

고 직업훈련을 통한 생산성 향상과 지대공유를 가능하게 한다. 반면, 2차 노동 시장은 낮은 이직, 낮은 고용안정성으로 인하여 직업훈련을 통한 숙련 향상과 생산성 증가가 어렵고 저숙련의 균형(low skill equilibrium) 함정에 빠지게 된다(Finegold and Soskice, 1988).

2. 선행연구 고찰

이러한 이론적 배경하에 직업훈련에 관한 실증분석이 국내외에서 다각도로 이루어졌는데, 직업훈련 참여에 관한 성별 격차 연구는 다음과 같다. 여성이 직업훈련에서 차별적 대우를 받는다는 연구 결과로 나영선 외(1999)는 여성의 높은 교육 수준에도 불구하고 노동시장 진입을 위한 직업훈련 기회가 제한적이라고 지적하였고, 김주섭 외(2004)는 기업 내 직업훈련 기회가 여성, 저학력, 저숙련일수록 상대적으로 적다고 분석하였다. 박진희(2010)는 한국노동패널 제8차 자료를 이용하여 고용주 제공 직업훈련의 이수 가능성을 분석한 결과, 남녀 간의 인적 속성 등의 차이를 통제한 후에도 여성이 차별을 받고 있다고 분석하였다. 해외 연구로서 Green(1991)은 영국 경제활동인구조사(Labor Force Survey) 자료를 분석하여 여성에게 직업훈련 이수 기회가 불평등함을 밝혔다.

이러한 연구들과는 반대로 여성이 오히려 남성에 비해 더 많은 직업훈련 기회를 갖는다는 연구 혹은 직업훈련 기회에서 유의미한 성차별은 존재하지 않는다는 연구들도 있다. 대표적으로 Miller(1994)는 훈련 참가자에 대한 설문조사 자료를 이용하여 호주 노동시장에서 직업훈련의 성별 격차를 분석한 결과, 고용주 제공 직업훈련의 경우 남성이 여성에 비해 훈련 기회가 더 많지만 그것은 차별이 아니라 성별 인적 속성의 차이임을 밝혔다. 성별 훈련 격차가 여성에게 불리하지 않다는 연구들은 여성이 파트타임이나 훈련이 필요한 기업조직 말단에 고용되고 있기 때문에 남성에 비해 직업훈련 기회가 오히려 많거나 직업의 성별 분리가 직업훈련의 성별 격차를 발생시키는 요인이라는 것으로 요약된다(Simpson and Stroh, 2002; Shield, 1998; Veum, 1996).

직업훈련이 임금에 미치는 효과와 관련해서는 긍정적 영향이 있다는 연구와 유의한 영향이 없다는 연구가 대립하고 있다. 실증분석에서 직업훈련은 직업훈

련 참여 여부, 참여 개수, 참여 시간, 훈련비용 등으로 측정되었으며 임금근로자를 분석 대상으로 한 연구가 주로 이루어졌다. 직업훈련이 임금에 긍정적 영향을 미친다는 연구로 강순희·노홍성(2000)은 한국노동패널 1차 연도 자료를 활용하여 직업훈련을 받은 취업자가 그렇지 않은 취업자보다 임금이 높다고 분석하였고, 전병유(2001)는 정규직 노동자를 분석 대상으로 하여 화이트칼라 여부에 따라, 일반적 기술인지 혹은 특수적 기술인지에 따라 훈련의 임금효과가 서로 다른 것으로 분석하였다. 남승용·송일호(2005)는 직업훈련을 경험한 사람이 그렇지 않은 사람에 비해 더 높은 수준의 임금을 받는 것으로 분석하였고, 김강호(2009)는 노동시장 진입 시점과 노동자의 학력 등에 따라 직업훈련의 임금효과가 상이하다고 분석하였으며, 유경준·강창희(2010)는 패널화된 경제활동인구조사 자료를 이용하여 직업훈련이 정의 임금효과를 갖는다고 분석하였다. 문영만(2019)은 한국노동패널조사를 이용하여 재직자 직업훈련의 효과를 추정한 결과 임금을 1.8% 높이는 것으로 추정하였다.

해외 연구로는 패널 자료인 NLSY(National Longitudinal Survey of Youth)를 이용하여 직업훈련이 정의 임금효과를 갖는다고 분석한 연구들(Frazis and Loewenstein, 2005; Lynch, 1992)이 있으며, Almeida and Faria(2014)는 성향점수매칭(propensity score matching) 추정 방법론을 적용하여 말레이시아와 태국을 대상으로 재직자 직업훈련의 임금효과를 추정한 결과 정의 임금효과가 존재함을 밝혔다. Konings and Vanormelingen(2015)은 투입 요소와 훈련의 내생성 문제를 고려한 추정 방법론을 적용한 결과, 근로자 훈련은 유의한 정의 임금효과를 가지며, 훈련받은 근로자의 생산성 증가가 해당 근로자의 임금 증가보다 더 큼을 밝혔다.

직업훈련이 유의한 임금효과를 갖지 못한다는 연구로 신영수(1996)는 기업이 주도적으로 훈련생을 선발하는 훈련비 기업 부담의 기업 특수적 훈련에서 성별 임금 격차는 존재하지 않는다고 분석하였다. 김안국(2002)은 한국노동패널 1998~2000년도 패널 자료를 분석한 결과, 선택편의를 고려하였을 때 교육훈련 경험은 임금에 유의한 영향을 미치지 못함을 밝혔다. 남재량(2004)은 HRD-Net과 고용보험 DB를 결합하여 고용보험이 적용되는 양질의 일자리에 취업한 경우로 제한할 경우 고용촉진훈련의 성과가 저조하다고 보고하였다. 이상호(2005)는 한국노동패널 7차 연도 자료를 사용하여 고정효과를 분석한 결과

유의한 임금효과를 찾지 못하였다. 김보배·고석남(2017)은 한국노동패널 12~15차 자료를 이용하여 직업훈련의 임금효과를 패널분석한 결과, 유의한 부정적 영향(-)을 미치는 것으로 분석하였다.

3. 연구에 대한 시사점

이상의 선행연구 검토를 바탕으로 본 연구의 의의와 시사점을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 직업훈련에서 여성 근로자가 차별받고 있는가에 대한 선행연구는 제한적이며 주로 횡단면 자료를 활용한 회귀분석에 그치고 있음에 반해 본 연구는 사업주 제공 직업훈련의 내생성을 고려하기 위하여 고정효과 패널분석을 시도하였다는 점에서 방법론상 차별성을 갖는다. 개별 근로자의 생산성에 관한 정보를 알 수 없을 때 개인이 속한 집단의 특성 정보를 이용할 경우 통계적 차별(statistical discrimination)이 발생하게 되는데, 관찰되지 않는 근로자 특성에서 집단 간 차이가 존재하는 경우에도 동일하게 적용된다. 즉, 사업주 제공 직업훈련 참여 기회가 남녀 근로자에게 임의적으로 제공되는 것이 아니라 장기 근속 가능성, 기업과 근로자 간의 신뢰, 직무 특성 등과 같이 관찰되지 않는 특성에서 남녀 근로자가 상이한 경우에는 내생성 문제가 발생할 수 있다.

둘째, 선행연구에서는 재직자 직업훈련의 효과를 추정함에 있어서 사업주지원과 근로자지원을 구분하지 않고 분석한 데 반해 본 연구에서는 사업주지원에 국한하였다는 점에서 차별성을 갖는다.¹⁾ 재직자훈련 중 근로자지원은 근로자 개인의 직업훈련 참여 의지와 자유로운 선택에 의해 훈련 여부, 훈련 종목이 결정되는 구조이므로 사업주에 의한 성차별이 발생하기 어렵다. 사업주지원훈련은 사업주의 주도하에 훈련 실시 여부, 훈련 종목, 훈련 참여 근로자 선정 등이 이루어지므로 기업 특수적 훈련을 통한 기업과 근로자 간의 장기고용 관계, 지대공유 등이 중요한 고려 요소가 될 수 있다. 선행연구에서는 재직자훈련 전체를 주로 분석하였고 근로자지원과 사업주지원의 상이한 성격을 고려하지 않

1) 한국의 직업훈련제도는 고용보험법, 근로자직업능력개발법 등의 법적 근거하에 정부 주도로 이루어지며 크게 재직자훈련과 실업자훈련으로 구분된다. 재직자훈련은 사업주지원훈련이 대부분을 차지하는데 정부가 징수한 직업능력개발비를 재원으로 사업주가 먼저 훈련을 실시하면 소요 비용을 정부가 지원하는 형태로 운영된다.

있음에 비해 본 연구에서는 사업주지원 재직자훈련에 초점을 맞추었다.

셋째, 직업훈련에 관한 이론 검토를 토대로 직업훈련의 기대수익과 관련된 영향을 고려하였다는 점이다. 비정규직 여부, 노동조합 존재 여부, 기업 규모 등은 이직 확률과 관련된 변수이며, 연령, 근속기간 등은 훈련비용 회수 기간과 관련되며, 학력, 직종 등은 훈련의 생산성과 관련된 변수이다. 비정규직은 정규직에 비해 이직 확률이 높으므로 사업주 직업훈련 기회가 적을 것이며, 노동조합은 고용안정성과 근로조건을 개선하는 효과가 있으므로 이직 확률을 낮추어 사업주 직업훈련 참여에 정의 효과를 가질 것이며, 기업 규모가 클수록 내부노동시장이 발달하여 사업주 직업훈련 참여 확률을 높일 것이다. 훈련비용의 회수 기간과 관련해서는 연령이나 근속이 낮을수록 회수 기간이 길어질 것이므로 사업주 직업훈련을 받을 확률을 높일 것이다. 고학력일수록, 그리고 고숙련 직종일수록 훈련에 의한 생산성 증대 효과가 클 것이므로 사업주 직업훈련을 받을 확률을 높일 것이다.

Ⅲ. 실증분석 전략

1. 분석자료 구축

본 연구에서는 「한국노동패널조사(이하 ‘KLIPS’)」 12차(2009년)~21차(2018년) 10개년의 원자료를 패널화하여 분석에 사용하였다. KLIPS는 한국의 대표적인 패널조사로서 1998년부터 매년 조사하고 있으며, 12차 연도(2009년)에 표본의 전국 대표성 확보를 위해 1,415가구 표본을 추가하였고 본 연구에서는 이를 활용한다. 연구 목적상 분석 대상은 임금근로자로 제한하였으며 매년 경제활동 상태를 기준으로 임금근로자인 자만을 추출하고 이들을 패널화하여 분석에 투입하였다.

<표 1>에서 연도별 직업훈련 참여율의 성별 격차를 살펴보기 위하여 남성, 여성 두 집단의 훈련 참여 여부라는 범주형 명목척도에 대한 피어슨의 카이제곱 검정(Pearson's χ^2 Test)을 실시하였다. 카이제곱값은 $\chi^2 = \sum(\text{관측값} - \text{기댓값})^2 /$

기댓값’이며, 귀무가설 ‘ H_0 =남성과 여성의 훈련 참여율에 차이가 없다’가 참일 때 예상되는 여성의 훈련 참여 빈도를 기댓값으로, 여성의 실제 훈련 참여 빈도를 관측값으로 각각 설정한 뒤 카이제곱값을 구하였다. 재직자를 대상으로 하는 사업주지원훈련, 근로자지원훈련, 개인훈련 등을 모두 포함한 직업훈련 전체를 대상으로 할 경우에는 유의한 성별 훈련 참여율 격차가 확인되지 않았으나, 사업주 직업훈련, 현장훈련(OJT)²⁾에서는 남성이 여성에 비해 훈련 참여율이 유의하게 높은 것으로 나타났다.

〈표 1〉 연도별 직업훈련 참여율의 성별 격차 추이

	직업훈련 전체			사업주 직업훈련		
	남(A)	여(B)	A-B	남(A)	여(B)	A-B
2009	0.1099	0.1015	0.0083	0.0787	0.0527	0.0260***
2010	0.1019	0.0906	0.0113	0.0778	0.0481	0.0297***
2011	0.0875	0.0845	0.0030	0.0689	0.0512	0.0177**
2012	0.0832	0.0695	0.0137	0.0618	0.0533	0.0086**
2013	0.0992	0.0929	0.0062	0.0752	0.0541	0.0211***
2014	0.0855	0.0724	0.0131**	0.0647	0.0499	0.0148***
2015	0.0955	0.0794	0.0161	0.0729	0.0530	0.0199***
2016	0.0866	0.0955	-0.0089	0.0671	0.0685	-0.0014
2017	0.0895	0.0863	0.0031	0.0721	0.0550	0.0171***
2018	0.0901	0.0881	0.0020	0.0663	0.0595	0.0069***

주: *** 1%, ** 5%, * 10% 유의수준에서 각각 유의함을 의미.

2) KLIPS에서는 근로자가 받은 교육훈련의 유형에 관하여 “이 교육훈련은 다음 중 어디에 해당합니까?”의 질문을 주고 “(1)회사가 시행하는 업무능력 향상 훈련”, “(2)정부지원훈련”, “(3)개인”, “(4)기타” 중 응답하도록 하고 있다. 본 연구에서는 “(1)회사가 시행하는 업무능력 향상 훈련”을 사업주 직업훈련으로 정의하고 이를 중점적으로 분석한다. 사업주 직업훈련은 고용보험 재원으로 이루어지는 사업주지원훈련과 기업이 자체 재원으로 시행하는 직업훈련이 혼재되어 있을 것이나 대체로 대부분의 사업주 직업훈련은 정부 재정에 의존하는 사업주지원훈련일 것으로 보인다. 현장훈련(OJT)은 (1) 회사가 시행하는 업무능력 향상 훈련에 참여한 근로자 중 ‘근무장소 및 사업체의 생산시설 등 현장에서 받는 훈련(OJT)’에 참여한 경우를 의미한다.

〈표 2〉 요약통계

	남성 사업주 직업훈련				여성 사업주 직업훈련			
	미이수자		이수자		미이수자		이수자	
	M.	S.D.	M.	S.D.	M.	S.D.	M.	S.D.
시간당 임금(만 원)	1.4126	0.9083	1.8465	1.0531	0.9307	0.6715	1.2780	0.6793
연령(만)	44.02	12.13	40.70	10.17	43.69	13.42	39.35	10.47
연령제공	2,085	1,153	1,760	898	2,089	1,258	1,658	881
학력(고졸 미만=1, 기타=0)	0.1385	0.3454	0.0583	0.2343	0.2223	0.4158	0.0675	0.2510
" (고졸=1, 기타=0)	0.3789	0.4851	0.3058	0.4609	0.3715	0.4832	0.3096	0.4625
" (전문대졸=1, 기타=0)	0.1588	0.3655	0.2019	0.4015	0.1655	0.3717	0.2547	0.4359
" (4년제졸 이상=1, 기타=0)	0.3238	0.4679	0.4340	0.4957	0.2407	0.4275	0.3681	0.4825
주당 근로시간(시)	46.78	12.18	48.15	9.74	41.40	13.03	43.20	8.03
근속기간(년)	7.5318	7.8330	9.6458	8.4477	4.8727	5.8216	6.2491	6.9456
노조(유노조=1, 무노조=0)	0.1803	0.3845	0.4438	0.4970	0.1150	0.3190	0.3204	0.4669
비정규직(비정규직=1, 기타=0)	0.3147	0.4644	0.1371	0.3440	0.4864	0.4998	0.2790	0.4487
기업 규모(대기업=1, 기타=0)	0.2862	0.4520	0.6209	0.4853	0.2411	0.4278	0.5213	0.4998
산업(제조업=1, 기타=0)	0.2783	0.4482	0.4135	0.4926	0.1553	0.3622	0.1125	0.3161
직종(관리전문직=1, 기타=0)	0.2175	0.4126	0.2571	0.4371	0.2558	0.4363	0.4029	0.4907
" (사무직=1, 기타=0)	0.1748	0.3798	0.2399	0.4271	0.1979	0.3984	0.2364	0.4251
" (서비스판매직=1, 기타=0)	0.1117	0.3150	0.0891	0.2850	0.2584	0.4378	0.2346	0.4239
" (생산직=1, 기타=0)	0.4960	0.5000	0.4139	0.4926	0.2879	0.4528	0.1260	0.3320
승진(승진=1, 승진 없음=0)	0.0293	0.1689	0.06153	0.2403	0.0100	0.0997	0.0297	0.1698
표본 수	27,367		2,145		19,188		1,111	

〈표 2〉에는 사업주 직업훈련 이수 여부에 따른 요약통계를 제시하고 있는데, 남녀모두 사업주 직업훈련 이수자와 미이수자 간에 인적 속성과 종사상지위, 사업체 특성 등이 상이함을 확인할 수 있다. 또한 남녀 간에도 사업주 직업훈련 이수자 혹은 미이수자 모두 여러 가지 측면에서 차이가 있으므로 이하의 분석에서는 회귀분석을 통해 이러한 차이를 통제된 상태에서 성별 훈련 격차와 훈련에 대한 보상 격차를 추정한다. 요약통계는 저연령, 고학력, 1차 노동시장에 속할 경우 사업주 직업훈련 참여 가능성이 높은 특징을 보였다. 또한 사업주 직업훈련 이수자는 미이수자에 비해 시간당 임금, 승진 경험 비율이 높았다. 그러나 이러한 요약통계는 횡단면적 속성과 종단면적 속성을 모두 포함하는 패널 자료의 특성을 충분히 고려하지 못하는 한계가 있으며, 좀 더 엄밀한 성별 훈련 격차 비교를 위해서는 성별 차이와 차별을 구분한 분석 방법론을 적용할 필요가 있다.

2. 분석 방법론

우선 사업주 직업훈련 참여 기회에 있어서 여성에 대한 차별이 존재하는지 분석하기 위하여 사업주 직업훈련 참여 여부 이항변수를 종속변수로 하는 회귀 모형을 추정한다. 패널데이터를 이용한 분석에서 종속변수가 연속형 변수(continuous variable)가 아닌 이항변수(binary variable)인 경우에는 일반적으로 프로빗(probit) 혹은 로짓(logit) 모형을 추정한다. 식 (1)에서 y_{it}^* 는 관찰되지 않은 실제(latent) 종속변수이고, y_{it} 는 관찰값(observed value), x_{it} 는 설명변수, μ_i 는 패널 개체에 따라 변하는 이질성(heterogeneity)으로 하나의 패널 개체 내에서는 시간에 따라 변하지 않는 특성을 가진다. 관찰값 $y_{it} = 1$ 의 확률은 다음과 같이 계산된다.

$$\Pr(y_{it} = 1) = \Pr(y_{it}^* > 0) = \Pr(\epsilon_{it} > -\alpha - \beta x_{it} - \mu_i) = F(\alpha + \beta x_{it} + \mu_i) \quad (1)$$

위 식에서 $F(\cdot)$ 함수는 0을 중심으로 좌우대칭의 확률누적분포함수(cumulative probability distribution function)이고 주로 표준정규분포(standard normal) 또는 로지스틱(logistic) 분포가 많이 사용된다(민인식·최필선, 2009). 패널 개체에 따른 오차항 μ_i 를 어떻게 보느냐에 따라 추정 방법이 달라지는데, 고정효과(fixed effect) 모형에서는 패널 개체별로 상이한 μ_i 를 갖는 것으로 간주하여 개인의 관측되지 않은 특성이 고정효과로서 통제된다. μ_i 를 패널 개체인 개인별 고유한 특성이 아니라 확률변수(random variable)로 가정하여 추정하는 것을 확률효과(random effects) 모형이라고 한다.

다음으로, 사업주 직업훈련 참여에 따른 보상에 있어서 여성에 대한 차별이 존재하는지 분석하기 위하여 고정효과 패널회귀 모형을 적용하여 임금함수를 추정한다. 월평균 임금의 로그값을 종속변수로 하고 인적 속성 및 인적자본(성, 연령, 학력 등), 기업 및 산업 특성(기업 규모, 노조 유무, 산업 및 직업)을 설명변수로 하는 표준적인 임금함수 추정 모형을 적용하며, 훈련 참여의 임금효과 추정을 위

3) 오차항(ϵ_{it})에 대해 로지스틱 분포를 가정할 경우에 고정효과 패널로짓 모형을 추정하는 것이 가능하다.

하여 훈련 참여 여부 더미변수(훈련 참여=1, 미참여=0) 및 교호항을 투입한다.

$$\ln Wage_{it} = \alpha + \beta \cdot training_{it} + \gamma \cdot x_{it} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

식 (2)에서 $\ln Wage$ 는 종속변수인 로그 시간당 임금, $training$ 은 직업훈련 참여여부 더미변수, x_{it} 는 인적, 기업 및 산업 특성을 나타내는 벡터이고, μ_i 는 패널 개체에 따라 변하는 이질성(heterogeneity)을 나타내지만 하나의 패널 개체 내에서는 시간에 따라 변하지 않는 특성을 가지며, ϵ_{it} 는 시간과 패널 개체에 따라 변하는 순수 오차항이다.

고정효과를 고려할 필요가 있는지 가설 검정은 2단계로 이루어진다. 1단계로 패널 개체별 고정효과가 존재하는지 여부에 대한 Breusch_Pagan의 LM(Lagrangian Multiplier) 검정을 시행하며 귀무가설은 ‘ H_0 : 고정효과가 존재하지 않는다($\mu_i = 0$)’이다. 만약 귀무가설이 기각된다면 고정효과가 존재하는 것으로 볼 수 있다. 2단계로 패널의 개체 특성 μ_i 가 고정효과인지 확률효과인지 하우스만 검정(Hausman Test)을 시행하며 귀무가설 ‘ $H_0: Cov(x_{it}, \mu_i) = 0$ ’이 성립하는지 분석한다. 고정효과 모형의 경우에는 본 연구에서 핵심 변수인 성(gender)과 같은 시간불변변수(time invariant variable)에 대한 계수 추정이 불가능하므로 필요한 경우 확률효과 모형을 통해 성별 변수의 효과를 추정한다.

IV. 실증분석 결과

1. 사업주 직업훈련 참여의 성별 격차 분석 결과

사업주 직업훈련 참여에서 성별 격차를 분석하기 위하여 사업주 직업훈련 참여 여부라는 이항종속변수(참여=1, 미참여=0)에 대한 로짓 모형을 추정하였다. 패널 개체 특성을 고려하지 않는 합동로짓 모형(Pooled Logit Model), 확률효과 패널로짓 모형(Random Effect Panel Logit Model), 고정효과 패널로짓 모형(Fixed Effect Panel Logit Model)을 각각 추정하였으며, 패널 개체별 고정효과

존재에 대한 하우스만 검정을 시행하였다. 이를 위하여 합동로짓(pooled logit)과 고정효과 패널로짓을 추정하여 하우스만 검정통계량을 계산한 결과 귀무가설 ‘ H_0 : 고정효과가 존재하지 않는다($\mu_i=0$)’는 기각되었다. 다음으로 패널로짓 모형 추정에서 고정효과를 고려할 필요가 있는지 가설 검정하기 위하여 귀무가설 ‘ H_0 : 고정효과가 존재하지 않는다’에 대한 합동 로짓 모형과 고정효과 패널로짓 모형을 토대로 하우스만 검정을 실시한 결과, 귀무가설은 기각되어 고정효과 패널로짓 모형이 적합한 것으로 나타났다.

<표 3>에서 패널 개체의 특성을 고려하지 않은 합동 로짓 모형 추정 결과를 보면 다른 요인들을 통제하더라도 여성에게 불리한 성별 훈련 격차가 존재하였으나, 승진변수를 추가할 경우에는 유의한 성별 훈련 격차는 사라졌다. 아울러 패널 개체 특성을 고려한 확률효과 패널로짓 모형에서는 성더미의 추정계수가 유

<표 3> 사업주 직업훈련 참여 여부 로짓 모형 추정 결과

	Pooled_Model		RE_Model		FE_Model	
성(남성=0, 여성=1)	-0.077*	0.028	-0.114	0.001	-	-
연령(만)	-0.016***	-0.012***	-0.019***	-0.016***	-0.022**	-0.039**
학력(고졸=1, 기타=0)	0.178**	0.148	0.241	0.177	-0.98	-0.448
" (전문대졸=1, 기타=0)	0.449***	0.398***	0.695***	0.591**	-0.245	0.010
" (4년제졸 이상=1, 기타=0)	0.294***	0.199	0.580***	0.364	-0.001	0.075
주당 근로시간(시)	0.013***	0.012***	0.014***	0.010***	0.010***	0.000
근속기간(년)	0.009***	0.008**	0.007	0.01	-0.013	0.015
노조(유노조=1, 무노조=0)	0.575***	0.641***	0.711***	0.829***	0.420***	0.463***
비정규직(비정규직=1, 기타=0)	-0.300***	-0.200***	-0.469***	-0.509***	-0.371***	-0.764***
기업 규모(대기업=1, 기타=0)	0.960***	0.855***	1.039***	0.988***	0.474***	0.340***
산업(제조업=1, 기타=0)	0.254***	0.248***	0.277***	0.286**	0.061	0.211
직종(관리전문직=1, 기타=0)	0.132***	0.148*	0.171	0.212	0.179	0.061
" (사무직=1, 기타=0)	-0.044	-0.150*	-0.03	-0.106	-0.006	-0.003
" (서비스판매직=1, 기타=0)	0.043	0.045	0.115	0.122	0.214	0.361
승진(승진=1, 승진 없음=0)	-	0.550***	-	0.623***	-	0.414**
L.승진(1기전승진더미)	-	0.425***	-	0.378**	-	0.181
LL.승진(2기전승진더미)	-	0.109	-	0.041	-	-0.103
상수항	-3.941***	-3.619***	5.510***	-5.128***		
표본 수	49,811	28,806	49,811	28,806	10,827	5,469
패널 개체 수	9,845	6,627	9,845	6,632	2,760	895

주: * -10%, ** -5%, *** -1% 유의수준에서 각각 유의함을 의미.

의하지 않았다. 이는 횡단면 자료를 가지고 분석할 경우에 여성에게 불리한 훈련 격차가 과도하게 식별될 가능성이 있음을 시사하며, 직업훈련에서 여성이 차별받고 있다는 선행연구들은 횡단면 자료를 이용함으로써 내생성 문제가 적절히 통제되지 않은 결과로 보인다. 아울러 합동로짓 모형에서 승진변수를 추가할 경우 성별 훈련 격차가 사라진 것은 사업주 직업훈련의 상당 부분이 승진에 따른 상위 직무 수행을 위한 목적으로 이루어지고 있음에 비추어 여성의 승진 기회가 남성에 비해 불리한 점을 반영한 것으로 해석된다. 연령효과는 세 모형 모두에서 음의 값을 나타내 선행연구 결과와 일치하였으며, 주당 근로시간, 유노조, 대기업은 세 모형 모두에서 정의 효과(+)를 보였다.

성은 시간불변변수(time-invariant variable)로서 고정효과 모형에서는 계수 추정이 불가능하므로 훈련 참여 여부에 대한 로짓 모형을 남녀 각각에 대해 추정하였다. 고정효과 패널로짓 모형에서는 분석 기간 동안 패널 개체의 사업주 직업훈련 참여 여부 더미변수값이 모두 '0'이거나 '1'인 경우는 제외되며 훈련에 참여한 적이 있는 패널 개체만이 포함된다. 학력, 직종, 정규직, 노조 등의 설명변수들에서 변동성이 작아 데이터의 상당 부분이 고정효과 모형 추정에 사용되지 않아 비효율성이 심각하였고 추정 모형도 유의하지 않아 확률효과 패널로짓 모형을 추정하였다(표 4 참조).

추정된 확률효과 패널로짓 모형 계수는 직관적 해석이 어려우므로 설명변수의 평균에서 한계효과를 측정하도록 변환되었으며, 더미변수의 경우 0에서 1로 변화될 때 한계효과를 나타낸다. <표 4>에서 남성에 대해 추정한 모델 (2)를 살펴보면, 연령의 효과는 다른 조건이 일정한 상태에서 연령이 1세 증가할 때 사업주 직업훈련에 참여할 확률은 평균적으로 0.03% 감소함을 의미한다. 이것은 여성을 대상으로 추정한 모델 (3)에서 연령은 훈련 참여에 유의한 효과가 없는 점과 대비된다. 모델 (2)와 (3)을 이용하여 남성과 여성의 훈련 참여 영향요인의 차이를 비교해 보면, 학력은 남성에서는 효과가 없었으나 여성은 고졸, 전문대졸에서 정의 효과를 보였다. 남성은 연령은 부의 효과, 근속기간은 정의 효과를 보였으나, 여성은 연령, 근속기간 모두 유의한 효과가 없었다. 주당 근로시간은 남성은 정의 효과를 지나 여성은 유의성이 없었으며, 유노조, 대기업은 남녀 모두 정의 효과를 보였다. 제조업은 여타 산업에 비해 남성에서는 정의

〈표 4〉 확률효과 패널로짓 모형에 의한 한계효과 추정 결과

	모델(1) 전체	모델(2) 남성	모델(3) 여성
성(남성=0, 여성=1)	0.0000	-	-
연령(만)	-0.0002***	-0.0003***	0.0000
학력(고졸=1, 기타=0)	0.0019	-0.0019	0.0049*
" (전문대졸=1, 기타=0)	0.0075**	0.0016	0.0142**
" (4년제졸 이상=1, 기타=0)	0.0040	0.0010	0.0068
주당 근로시간(시)	0.0001***	0.0001***	0.0001
근속기간(년)	0.0001	0.0002*	-0.0000
노조(유노조=1, 무노조=0)	0.0112***	0.0120***	0.0095***
비정규직(비정규직=1, 기타=0)	-0.0048***	-0.0053***	-0.0042***
기업 규모(대기업=1, 기타=0)	0.0128***	0.0146***	0.0101***
산업(제조업=1, 기타=0)	0.0032**	0.0051***	-0.0003
직종(관리전문직=1, 기타=0)	0.0023	-0.0001	0.0054
" (사무직=1, 기타=0)	-0.0011	-0.0008	-0.0006
" (서비스판매직=1, 기타=0)	0.0013	-0.0022	0.0041
승진(승진=1, 승진 없음=0)	0.0087***	0.0097**	0.0077
L.승진	0.0047*	0.0049	0.0055
LL.승진	0.0004	-0.0000	0.0021
표본 수	28,806	17,902	10,904
패널 개체 수	6,632	3,871	2,761

주: * -10%, ** -5%, *** -1% 유의수준에서 각각 유의함을 의미.

효과를 보였고 여성에서는 유의한 효과가 없었으며, 승진은 당해 연도에 남성에서만 정의 효과를 나타냈다. 모델 (3) 여성에서 승진은 유의한 효과가 없었으나 승진 시차변수들을 제외하고 당해 연도 승진변수만 포함한 모형에서는 유의한 정의 효과를 보였다.

2. 사업주 직업훈련 참여에 따른 성별 보상 격차

성별 사업주 직업훈련 보상 격차를 분석하기 위하여 로그 시간당 임금을 종속변수로 하는 표준적인 임금함수를 추정하였다. Between Effect 모델에서는 개체 간 변동만을 고려하고 시계열적 속성은 무시함으로써 효율적 추정량 (efficient estimator)을 얻지 못하는 단점이 있으나 모델 간 추정계수 비교를 위하여 추정하였다. 패널 개체 특성이 존재하는 경우에 대하여 확률효과 모델과 고정효과 모델을 각각 추정하여 3개 모델을 검토하였다. 적합한 추정 모델 선

정을 위하여 1단계로 패널 개체별 고정효과가 존재하는지 여부에 대한 Breusch-Pagan의 LM(Lagrangian Multiplier) 검정을 시행한 결과, 귀무가설 ' H_0 : 고정효과가 존재하지 않는다($\mu_i=0$)'는 기각되었다. 2단계로 패널의 개체 특성 μ_i 가 고정효과인지 확률효과인지를 판별하기 위하여 귀무가설 ' H_0 : $Cov(x_{it}, \mu_i) = 0$ '에 대한 하우스만 검정을 시행한 결과 기각되어 고정효과 모델이 적합하였다.

<표 5>에서 임금함수의 추정계수는 통상적인 임금함수와 유사하므로 본고에서 관심을 두고 있는 훈련 참여 관련 변수만을 보고한다.⁴⁾ 우선 훈련의 종류를 불문하고 훈련 참여 여부 변수는 개체 간 변동만을 고려한 BE_model에서는 임금에 부의 효과(-)를 보인 반면, 패널분석에서는 유의한 효과가 존재하지 않았다. 이는 내생성 문제가 적절히 통제되지 않을 경우 인적자본이 취약한 근로자가 훈련을 더 많이 받기 때문에 직업훈련이 임금에 부적 영향을 미치는 것으로 비치는 선택편의(selection bias)가 작용하였음을 시사한다. 또한, 일반적으로 역량 강화 중심의 교육훈련인 OJT에 대한 임금효과는 나타나지 않고 전체 사업주 교육훈련에서만 유의한 정의 효과가 나타난 점에 주목할 필요가 있다. 이는 사업주가 제공하는 교육훈련으로 근무장소 및 사업체의 생산시설 등 현장에서 받는 훈련(OJT)과 근무장소 및 사업체의 생산시설 이외의 교육훈련기관이나 시설 등에서 받는 직업 훈련(OFF-JT), 인터넷 통신훈련(e-learning), 우편통신훈련 등 간에 유의한 임금 차이가 발생하지 않음을 의미한다.

사업주 직업훈련 참여 여부는 패널 개체 간의 효과를 측정한 BE_Model에서는 26.5%, 패널 개체를 고정시켜 놓고 훈련 참여의 순수한 효과만을 측정한 FE_Model에서는 유의한 효과가 없고, RE_Model에서는 3.6%로 각각 나타났다.⁵⁾ 사업주 직업훈련의 임금효과가 뚜렷하게 나타나는 이유는 기업의 필요에 의하여 훈련 종목과 훈련 참여 근로자 선정이 상당 부분 결정되기 때문에 훈련이 기업 내에서 노동생산성 제고를 목적으로 하는 기업 특수적 숙련 성격이 강해서일 것이다.⁶⁾ 이러한 분석 결과는 사업주 직업훈련이 임금효과를 갖는다는

4) 전체 추정 결과는 <부표 1> 참고

5) 확률효과(random effect) 모형의 추정계수는 개체간 효과 모형(between effect) 모형과 고정효과(fixed effect) 모형의 가중평균치라고 할 수 있다.

6) 물론 기업이 훈련 참여 근로자를 선택함에 있어서 우수한 근로자에게 훈련 기회를 우선적으로 제공하는 경우 훈련의 생산성 제고 효과가 훈련 자체의 효과인지, 기업의 엄격한 선

〈표 5〉 임금함수 추정 결과

	BE_Model	RE_Model	FE_Model
훈련 참여 여부(참여=1, 기타=0)	-0.138***	0.003	-0.001
사업주 직업훈련 참여 여부(참여=1, 기타=0)	0.265***	0.036*	0.026
OJT 참여 여부(참여=1, 기타=0)	-0.006	-0.001	0.000
승진(승진=1, 승진 없음=0)	0.121**	0.024**	0.019*
L.승진(1기전승진더미)	0.081	0.029***	0.027**
LL.승진(2기전승진더미)	0.151***	0.026***	0.024***
성*사업주 직업훈련 교호항	0.035	0.029*	0.026*
관리전문직*사업주 직업훈련 교호항	-0.06	-0.038**	-0.026
사무직*사업주 직업훈련 교호항	-0.096	-0.039**	-0.032
서비스판매직*사업주 직업훈련 교호항	0.137*	-0.01	-0.024
승진*사업주 직업훈련 교호항	-0.028	-0.001	-0.005
L.승진*사업주 직업훈련 교호항	0.077	-0.029	-0.041

주: * -10%, ** -5%, *** -1% 유의수준에서 각각 유의함을 의미.

선행연구와 일치하는 것이며 적절한 방법으로 내생성 문제를 해결하는 것이 중요함을 보여 준다. 한편 당기 승진의 임금효과는 모든 모델에서 유의하였으며 임금효과가 지속되는 특징을 보였다.

사업주 직업훈련에 대한 보상에서의 성별 격차를 분석하기 위하여 성*사업주 직업훈련 참여 여부 교호항(interaction term)을 도입하였다. 추정 결과, RE_Model, FE_Model에서 교호항은 정의 임금효과를 보였는데 여성이 사업주 직업훈련에 참여할 경우 남성에 비하여 임금을 2.6~2.9% 유의하게 높였다. 이러한 사실은 여성에 대한 기업의 인적자원 개발 투자가 남성에 비해 생산성 제고 효과가 상대적으로 더 높음을 의미한다. 사업주 직업훈련의 생산성 제고 효과가 남성보다 여성이 더 높다는 본 실증분석 결과는 기업 내 여성 인적자원의 적극적 개발과 활용에 대한 실증적 근거가 될 수 있다. 기업과 근로자가 숙련에 대한 투자를 통해 승-승(win-win)하기 위해서는 장기근속이 대전제이므로 여성 근로자가 결혼, 출산, 육아로 인해 경력단절을 겪지 않도록 기업내 인사관리

발에 따른 효과인지를 구분하기는 쉽지 않다. 다만, 어떠한 경우라도 훈련이 정의 임금효과를 가질 것으로 기대할 수 있다.

방식을 개선할 필요가 있다. 한편, 승진과 사업주 직업훈련 교호항은 임금에 유의한 영향을 미치지 않았다.

3. 강건성(robustness) 분석

임금함수 추정 모델의 강건성(robustness)을 검토하기 위하여 훈련 참여 여부 더미변수의 시차변수를 투입하고 설명변수 조합에 따라 세 개의 고정효과 패널 임금함수를 추가적으로 추정하였다. KLIPS에서는 직업훈련 관련 문항을 조사함에 있어서 직전 조사 차수 이후에 직업훈련을 마친 경우와 조사 당시 현재 직업훈련에 참여하고 있는 경우를 모두 포함하여 훈련 참여로 조사한다. 따라서 KLIPS의 조사 방식상 금기의 훈련 참여가 금기의 임금 인상으로 반영될 수도 있고, 전기의 훈련 참여가 금기의 임금 인상으로 반영되는 시차(time lag) 문제가 존재할 수 있으므로 훈련 참여 시차변수를 투입하여 훈련의 임금효과가 여전히 존재하는지 강건성 분석을 실시하였다.

이를 위해 사업주 직업훈련 참여 여부를 시차변수화하여 임금함수의 설명변수로 투입하였고, 임의효과 모델을 추정하였다. 모델(1)~모델(3)은 설명변수 조합에 따라 구분되며, <표 6>에는 본고에서 관심을 두고 있는 훈련 참여 관련 변

<표 6> 강건성 확인을 위한 고정효과 패널임금함수 추정

	모델(1)	모델(2)	모델(3)
훈련 참여 여부(참여=1, 기타=0)	0.003	0.002	0.003
사업주 직업훈련 참여 여부(참여=1, 기타=0)	0.018	0.019	0.011
OJT 참여 여부(참여=1, 기타=0)	0.006	0.006	0.006
전기 훈련 참여 여부(참여=1, 기타=0)	-	-0.011	-0.01
전기 사업주 직업훈련 참여 여부(참여=1, 기타=0)	-	0.034**	0.021
전기 OJT 참여 여부(참여=1, 기타=0)	-	-0.009	-0.008
성*사업주 직업훈련 참여 여부 교호항	-	-	0.023
성*전기 사업주 직업훈련 참여 여부 교호항	-	-	0.037**

주: * -10%, ** -5%, *** -1% 유의수준에서 각각 유의함을 의미.

<표 7> 고정효과 모델 성별 임금함수 추정 결과

	남성	여성
훈련 참여 여부(참여=1, 기타=0)	-0.018	-0.009
사업주 직업훈련 참여 여부(참여=1, 기타=0)	0.024	0.015
OJT 참여 여부(참여=1, 기타=0)	-0.006	0.035*
전기 훈련 참여 여부(참여=1, 기타=0)	-0.02	0.009
전기 사업주 직업훈련 참여 여부(참여=1, 기타=0)	0.026	0.020
전기 OJT 참여 여부(참여=1, 기타=0)	-0.015	0.009

주: * -10%, ** -5%, *** -1% 유의수준에서 각각 유의함을 의미.

수만을 보고한다.) <표 6>에 따르면 모델별로 추정계수가 큰 변동 없이 안정적인 값을 보였으며 금기 훈련 참여 여부로 추정된 <표 5>의 결과와 유사하였다. 한 가지 특징적인 점은 금기 사업주 직업훈련의 추정계수는 유의하지 않은 반면 전기 사업주 직업훈련 참여가 유의한 정의 임금효과를 보인 점이다. 이는 직업훈련을 통해 생산성이 발휘되고 성과평가를 통해 임금보상으로 연계되기 까지 일정한 시차가 존재할 가능성을 시사한다.

마지막으로 성별 임금함수의 차이를 비교 분석하기 위하여 남성 근로자, 여성 근로자 각각에 대하여 고정효과 모델 임금함수를 추정하였다. <표 7>에서 훈련 참여에 따른 성별 보상 격차를 살펴보기 위하여 해당 변수들을 중심으로 결과를 살펴보면,⁸⁾ 우선 훈련 참여 여부는 남녀 모두 유의한 임금효과가 관찰되지 않았다. 사업주 직업훈련의 경우에 남성은 유의한 임금효과가 없었던 반면 여성은 사업주 직업훈련 중 OJT가 3.5% 유의한 정의 임금효과를 보였다. 훈련에 따른 임금 상승이 노동생산성 향상에 따른 것으로 해석한다면 여성이 남성에 비하여 훈련에 의한 생산성 향상 효과가 더 높을 가능성을 시사한다. 이러한 분석 결과는 <표 5>, <표 6>에서 여성의 훈련에 따른 임금 상승효과가 남성보다 크다는 추정 결과를 재확인해 주는 것이다.

7) 전체 추정 결과는 <부표 2> 참고

8) 전체 추정 결과는 <부표 3> 참고

V. 결론 및 시사점

근로자 능력 개발은 노사가 숙련 형성에 공동으로 투자하여 축적한 기업 특수적 인적자본을 장기고용계약을 근간으로 노사가 지대를 공유하는 원천이 된다. 우리나라 여성 근로자는 인적자본의 우수성에도 불구하고 결혼, 출산, 육아 등으로 경력단절의 위험에 노출되어 있으며, 우리나라는 전 세계적으로 여성 고위직 비율이 낮은 국가에 머물러 있다. 여성의 경력단절을 방지하기 위한 휴가제도, 근무제도, 승진제도 등의 제도 개선이 이루어지고 있으나 여성 근로자 능력 개발에 대해서는 상대적으로 관심이 낮은 것이 사실이다. 차별 철폐, 평등의 관점에서 여성 고위직 비율 목표치를 정하고 과감하게 이를 달성하려는 정책 의지도 중요하지만 여성 근로자의 능력 개발 기회를 강화함으로써 제도적으로 여성을 우대하지 않더라도 유능한 근로자가 승진하는 보편적 원칙만으로도 목표치가 달성되는 것이 가장 바람직할 것이다.

그동안의 성차별적 노동시장 관행에 대한 연구의 관심은 주로 임금 등 근로조건, 채용·승진 등 인사상의 문제에 국한되어 왔으나 이제는 근로자 능력 개발 기회와 보상에 대해서도 관심을 확대할 필요가 있다. 급속한 기술혁신, 제품과 서비스의 수명주기 단축, 지구적 단위로 전개되는 치열한 글로벌 경쟁은 숙련의 급속한 퇴화를 가져오고 근로자 능력 개발은 노동유연성을 확보하면서 고용안정성을 확보하는 방안이 될 수 있기 때문이다. 소수집단 우대 정책이 기업의 비용 부담으로 귀착되지 않으려면 소수집단에게 능력 개발 기회가 충분히 주어져야 하고 능력 개발에 대한 인센티브도 적절히 설계될 필요가 있다. 본고에서는 기업조직 내 여성 인력의 인적 역량 강화와 활용이 매우 중요해지고 있다는 인식하에 재직자 직업훈련 중 비중이 높은 사업주 직업훈련에 대한 여성의 낮은 참여 원인을 분석하고자 하였다. 선행연구에서는 내생성 문제를 고려하지 않고 성별 훈련 격차를 분석한 데 반해 본 연구에서는 장기간의 패널데이터를 구축하고 고정효과 모형을 적용하여 내생성 문제를 통제하고자 하였다는 점에서 차별성을 갖는다.

연구 결과를 요약하면 첫째, 다른 요인을 통제하지 않을 경우 사업주 직업훈련 참여율에서 남성에 비하여 여성의 훈련 참여율이 낮으나(표 1), 인적 속성, 기업 속성 등을 통제할 경우 사업주 직업훈련 참여율의 성별 격차는 유의하지 않다(표 4). 둘째, 남녀 간에는 훈련 참여 결정 요인에 있어서 뚜렷한 차이를 보였으며, 남성이 연령, 근속기간, 주당 근로시간, 근속기간, 제조업, 승진 등과 같은 요인의 영향이 크게 작용한 반면 여성의 경우에는 학력의 효과가 크게 작용하였다(표 4). 셋째, 훈련 참여에 대한 보상의 측면에서 사업주 직업훈련은 선행연구에서 확인된 바와 같이 유의한 정의 임금효과를 보였으며(표 5), 성별로는 남성에게는 유의한 임금효과가 없었던 반면 여성에게는 사업주 직업훈련 중 OJT가 3.5% 유의한 정의 임금효과를 보였다(표 7). 훈련에 따른 임금 상승이 노동생산성 향상에 의한 것으로 해석한다면 여성이 남성에 비하여 훈련에 의한 생산성 향상 효과가 더 높을 가능성을 시사한다.

분석 결과를 요약하면 남녀 근로자 간에는 훈련 참여에서 격차가 존재하지만 인적 속성, 직무 특성, 기업 특성 등의 차이를 고려했을 때 성차별로 볼 수 있는 훈련격차는 존재하지 않는다는 것이며, 훈련의 임금효과 측면에서는 남성보다 여성이 더 높다는 것이다. 또한 여성 근로자의 경우 사업주 직업훈련 중에서도 OJT의 효과가 유의하게 정의 효과를 보인 점도 남성과의 차이점이며 여성 근로자에 대한 훈련 기회 확대를 위한 실증적 근거를 찾았다는 점에서 본 논문의 의의가 있다. 여성 근로자에 대한 사업주 직업훈련 효과가 남성에 비해 높음에도 불구하고 실제 훈련 참여가 저조한 것은 여러 가지 원인이 있겠으나 여성의 짧은 근속연수⁹⁾ 제조업 중심의 훈련체계 문제를 지적할 수 있다.

첫째로, 사업주 제공 직업훈련은 근로자의 장기근속을 전제로 기업 특수적 속련에 기업과 근로자가 공동 투자하고 지대를 공유하는 특징을 갖는데, 여성 근로자 집단의 짧은 근속연수는 여성에 대한 사업주 제공 직업훈련에서 통계적 차별(statistical discrimination)의 가능성을 시사한다. 여성 근로자 중에서 누가 중도 퇴직을 할 것인지 모르는 정보 불확실성의 상황하에서 기업은 동일한 조건에서는 남성 근로자에 비해 여성 근로자에 대한 훈련 기회 제공에 소극적일

9) <표 2>의 요약통계에 따르면 남성과 여성의 근속기간에는 뚜렷한 차이가 확인된다. 근속기간은 남성의 경우 사업주 직업훈련 미이수자가 7.53년, 이수자 9.64년, 여성은 미이수자 4.87년, 이수자 6.24년으로 각각 나타나고 있다.

수 있다. 훈련에 따른 생산성 향상 효과가 남성보다 여성이 높다고 하더라도 훈련투자비용을 회수할 정도로 여성의 기대 재직기간이 충분히 길지 않으면 기업은 훈련비용 회수를 우려하여 여성에 대한 훈련 기회 제공을 기피할 수 있다.

둘째로, 우리나라의 직업훈련 체계가 제조업 중심이라는 사실은 <표 4>의 실증분석 결과에서 제조업이 여타 산업에 비해 남성의 훈련 참여에 유의한 정적 효과를 가졌으며 여성은 유의한 영향이 없었다는 점에서도 확인된다. 본 논문의 실증분석에서는 훈련 기회의 측면에서 성차별적 요소를 발견하지는 못하였지만, 사업주 직업훈련이 제조업 중심으로 운영됨에 따른 문제를 지적하지 않을 수 없다. 서비스업 중심의 여성 취업구조를 고려할 때 사업주 직업훈련이 제조업 중심으로 운영되는 것은 여성의 훈련 기회를 구조적으로 제약하는 결과를 가져온다. 우리나라 직업훈련은 고도성장기에 제도적 틀을 갖춰 산업계에서 필요한 기능인력을 단기속성훈련을 통해 적기에 공급하는 역할을 해 온 영향으로 훈련교사, 시설, 기자재, 훈련기관 운영 등이 제조업 중심으로 편성된 경로의존성(path dependency)이 있다. 4차 산업혁명 시대를 맞이하여 새로운 숙련 수요에 대응하고 여성 인력을 적극적으로 활용하기 위해서는 여성 취업구조를 고려한 훈련 인프라 재정비가 필요하다.

본고에서는 성별 훈련 기회 격차와 훈련에 대한 보상이라는 양적 측면을 본격적으로 다루었으며, 추후의 연구과제로서 훈련 종목, 훈련 수준 등과 같은 질적 측면에서의 성별 격차를 좀 더 심층적으로 분석할 필요가 있다. 4차 산업혁명, 디지털 전환과 같은 환경 변화에 적응하기 위해서는 질적인 측면에서의 직업능력 개발이 무엇보다 중요하기 때문이다.

참고문헌

- 강순희·노홍성(2000). 「직업훈련의 취업 및 임금효과」. 『노동경제논집』 23 (2): 127~151.
- 교육부(2019). 「OECD 국제 학업성취도 비교 연구(PISA 2018) 결과 발표」. 보도자료(12월 4일). 세종: 교육부.

- 권지호·김도완·지정구·김건·노경서(2019). 「우리나라의 잠재성장률 추정」. 『조사통계월보』 8월호, pp.16~32.
- 김강호(2009). 「학력과 직업훈련 참여가 임금에 미치는 효과」. 『농업교육과 인적자원개발』 41 (3): 123~151.
- 김보배·고석남(2017). 「재직자 직업훈련의 임금효과 추정: 회귀이중차분모형의 적용」. 『사회과학연구』 33 (1): 149~175.
- 김안국(2002). 「교육훈련의 경제적 성과 - 임금근로자를 중심으로」. 『노동경제논집』 25 (1): 131~160.
- 김주섭(2002). 「직업훈련 참가결정에 관한 연구」. 『노동정책연구』 2 (3): 81~100.
- 김주섭·이병희·박성재(2004). 『직업능력개발사업 효율성 평가분석』. 서울: 한국노동연구원.
- 나영선·주인중·고혜원·김태홍(1999). 『여성을 위한 효율적 직업훈련체계 구축방안』. 서울: 한국직업능력개발원.
- 남승용·송일호(2005). 「우리나라의 직업훈련에 의한 임금과 취업효과에 대한 실증분석」. 『사회과학연구』 11 (2): 99~119.
- 남재량(2004). 「고용촉진훈련의 성과에 관한 연구」. 『노동정책연구』 4 (3): 43~70.
- 문영만(2019). 「재직자의 교육훈련이 임금, 직무만족도, 이직에 미치는 영향」. 『노동정책연구』 19 (2): 103~133.
- 민인식·최필선(2009). 『STATA 패널데이터 분석』. 서울: 한국STATA학회.
- 박영실(2019). 「한국의 SDGs 이행현황 분석」. 『KOSTAT 통계플러스』 여름호, pp.22~43.
- 박진희(2010). 「고용주제공 직업훈련 참여기회의 성별격차」. 『여성경제연구』 7 (2): 51~65.
- 신영수(1996). 「취업전후 직업훈련 이수와 성별임금격차 완화」. 『노동경제논집』 19 (1): 53~68.
- 유경준·강창희(2010). 「직업훈련의 임금효과 분석: 경제활동인구조사를 중심으로」. 『한국개발연구』 32 (2): 27~53.
- 이상호(2005). 「교육훈련 기회와 노동시장 성과」. 『노동리뷰』 8: 61~74.

전병유(2001). 「산업특수적 숙련과 임금」. 『노동경제논집』 24(1) : 125~147.
통계청 · 여성가족부(2019). 『통계로 보는 여성의 삶』. 대전 : 통계청.
한국노동연구원(각 연도). 『한국노동패널조사(KLIPS)』 원자료.

Almeida, Rita K., and Marta Lince de Faria(2014). “The Wage Returns to On-the-Job Training: Evidence from Matched Employer-Employee Data.” IZA DP No. 8314.

Becker, Gary S.(1994). *Human Capital : A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*. 3rd Edition. Chicao : The University of Chicago Press.

Finegold, D. and D. Soskice(1988). “The failure of training in Britain : analysis and prescription.” *Oxford review of economic policy* 4(3) : 21~53.

Frazis, Harley, and Mark A. Loewenstein(2005). “Reexamining the Returns to Training : Functional Form, Magnitude, and Interpretation.” *Journal of Human Resources* 40(2) : 453~476.

Green, F.(1991). “Sex Discrimination in Job-Related Training.” *British Journal of Industrial Relations* 29(2) : 295~304.

Konings, Jozef, and Stijn Vanormeligen(2015). “The Impact of Training on Productivity and Wages : Firm-Level Evidence.” *The Review of Economics and Statistics* 97(2) : 485~497.

Lazear, Edward P., and Michael Gibbs(2009). *Personnel Economics in Practice*. John Wiley & Sons.

Lynch, Lisa(1992). “Private-Sector Training and the Earnings of Young Workers.” *American Economic Review* 82(1) : 299~312.

Miller, Paul W.(1994). “Gender Discrimination in Training : An Australian Perspective.” *British Journal of Industrial Relations* 32(4) : 539~564.

Shield, Michael(1998). “Changes in the determinants of Employer-funded training for full-time employees in Britain, 1984~1994.” *Oxford Bulletin of Economics and statistics* 60(2) : 189~214.

Simpson, Patricia A. and Linda K. Stroh(2002). "Revisiting Gender Variation in Training." *Feminist Economics* 8 (3) : 21~53.

Veum, Jonathan R.(1996). "Gender and Race Differences in Company Training." *Industrial Relations* 35 (1) : 32~44.

〈부표 1〉 임금함수 추정 결과

	BE_model	RE_model	FE_model
성(남성=0, 여성=1)	-0.303***	-0.306***	-
연령(만)	0.046***	0.052***	0.061***
연령자승	-0.001***	-0.001***	-0.000***
학력(전문대졸=1, 기타=0)	0.112***	0.227***	0.051
" (4년제졸 이상=1, 기타=0)	0.205***	0.353***	0.088**
근속기간(년)	0.016***	0.018***	0.005***
노조(유노조=1, 무노조=0)	0.089***	0.028***	0.002
기업 규모(대기업=1, 기타=0)	0.202***	0.078***	0.029***
산업(제조업=1, 기타=0)	0.055***	0.061***	0.045***
직종(관리전문직=1, 기타=0)	0.296***	0.206***	0.054***
" (사무직=1, 기타=0)	0.210***	0.154***	0.039***
" (서비스판매직=1, 기타=0)	0.021	0.019*	-0.012
비정규직(비정규직=1, 기타=0)	-0.137***	-0.106***	-0.058***
훈련 참여 여부(참여=1, 기타=0)	-0.138***	0.003	-0.001
사업주 직업훈련 참여 여부(참여=1, 기타=0)	0.265***	0.036*	0.026
OJT 참여 여부(참여=1, 기타=0)	-0.006	-0.001	0.000
승진(승진=1, 승진 없음=0)	0.121**	0.024**	0.019*
L.승진(1기전승진더미)	0.081	0.029***	0.027**
LL.승진(2기전승진더미)	0.151***	0.026***	0.024***
성*사업주 직업훈련 교호항	0.035	0.029*	0.026*
관리전문직*사업주 직업훈련 교호항	-0.06	-0.038**	-0.026
사무직*사업주 직업훈련 교호항	-0.096	-0.039**	-0.032
서비스판매직*사업주 직업훈련 교호항	0.137*	-0.01	-0.024
승진*사업주 직업훈련 교호항	-0.028	-0.001	-0.005
L.승진*사업주 직업훈련 교호항	0.077	-0.029	-0.041
상수항	-1.078***	-1.326***	-2.045***
표본 수	28,736	28,736	28,736
패널 개체 수	6,627	6,627	6,627
R2 within	0.0224	0.0618	0.1324
R2 between	0.6082	0.5698	0.0029
R2 overall	0.5565	0.5334	0.001
F값	409.85	-	140.45
Waldchi2(20)	-	10,336	-

주 : *-10%, **-5%, ***-1% 유의수준에서 각각 유의함을 의미.

〈부표 2〉 강건성 확인을 위한 임의효과 패널임금함수 추정

	모델(1)	모델(2)	모델(3)
성(남성=0, 여성=1)	-0.305***	-0.305***	-0.308***
연령(만)	0.052***	0.052***	0.052***
연령자승	-0.001***	-0.001***	-0.001***
학력(고졸=1, 기타=0)	0.227***	0.228***	0.227***
" (전문대졸=1, 기타=0)	0.353***	0.353***	0.353***
" (4년제졸 이상=1, 기타=0)	0.018***	0.018***	0.018***
노조(유노조=1, 무노조=0)	0.028***	0.028***	0.028***
기업 규모(대기업=1, 기타=0)	0.078**	0.078**	0.078**
산업(제조업=1, 기타=0)	0.061***	0.061***	0.061***
직종(관리전문직=1, 기타=0)	0.203***	0.203***	0.203***
" (사무직=1, 기타=0)	0.151***	0.151***	0.151***
" (서비스판매직=1, 기타=0)	0.018*	0.018*	0.018*
비정규직(비정규직=1, 기타=0)	-0.106***	-0.105***	-0.105***
승진(승진=1, 승진 없음=0)	0.024**	0.024**	0.024**
L.승진(1기전승진더미)	0.025**	0.025**	0.025**
LL.승진(2기전승진더미)	0.027***	0.027***	0.027***
훈련 참여 여부(참여=1, 기타=0)	0.003	0.002	0.003
사업주 직업훈련 참여 여부(참여=1, 기타=0)	0.018	0.019	0.011
OJT 참여 여부(참여=1, 기타=0)	0.006	0.006	0.006
전기 훈련 참여 여부(참여=1, 기타=0)	-	-0.011	-0.01
전기 사업주 직업훈련 참여 여부(참여=1, 기타=0)	-	0.034**	0.021
전기 OJT 참여 여부(참여=1, 기타=0)	-	-0.009	-0.008
성*사업주 직업훈련 참여 여부 교호항	-	-	0.023
성*전기 사업주 직업훈련 참여 여부 교호항	-	-	0.037**
상수항	-1.327***	-1.328***	-1.325***
표본 수	28,736		
패널 개체 수	6,627		
R2 within	0.0616	0.0616	0.0619
R2 between	0.5695	0.5701	0.5703
R2 overall	0.5332	0.5340	0.5341
Waldchi2	10,320	10,337	10,347

주: *-10%, **-5%, ***-1% 유의수준에서 각각 유의함을 의미.

〈부표 3〉 성별 임금함수 추정 결과_고정효과 패널 모델

	남성	여성
연령(만)	0.086 ^{***}	0.046 ^{***}
연령자승	-0.001 ^{***}	-0.000 [*]
학력(고졸=1, 기타=0)	0.042	0.029
" (전문대졸=1, 기타=0)	0.071 ^{**}	0.127 ^{***}
" (4년제졸 이상=1, 기타=0)	0.008 ^{***}	0.001
노조(유노조=1, 무노조=0)	0.003	0.021 ^{**}
기업 규모(대기업=1, 기타=0)	0.035 ^{***}	0.033 ^{***}
산업(제조업=1, 기타=0)	0.032 ^{***}	0.048 ^{***}
직종(관리전문직=1, 기타=0)	0.046 ^{***}	0.108 ^{***}
" (사무직=1, 기타=0)	0.023 [*]	0.105 ^{***}
" (서비스판매직=1, 기타=0)	-0.062 ^{***}	0.004
비정규직(비정규직=1, 기타=0)	-0.074 ^{***}	-0.036 ^{***}
승진(승진=1, 승진 없음=0)	0.005	0.032
훈련 참여 여부(참여=1, 기타=0)	-0.018	-0.009
사업주 직업훈련 참여 여부(참여=1, 기타=0)	0.024	0.015
OJT 참여 여부(참여=1, 기타=0)	-0.006	0.035 [*]
전기 훈련 참여 여부(참여=1, 기타=0)	-0.02	0.009
전기 사업주 직업훈련 참여 여부(참여=1, 기타=0)	0.026	0.02
전기 OJT 참여 여부(참여=1, 기타=0)	-0.015	0.009
상수항	-2.367 ^{***}	-2.122 ^{***}
표본 수	22,824	14,679
패널 개체 수	4,529	3,507
R2 within	0.1639	0.1585
R2 between	0.028	0.0680
R2 overall	0.0353	0.0308
F값	188.63	110.58

주: *-10%, **-5%, ***-1% 유의수준에서 각각 유의함을 의미.

abstract

A Study on the Gender Difference in Vocational Training Participation and Wage Effects

Oh Hoyoung

In this study, I have analyzed the gender difference in the training participation offered by firms and in the compensation to training participation among employees using the Korean Labor Panel Survey(KLIPS) from 12th wave(2009) to 21st wave(2018). Based on the panel logit and panel wage function estimation method, I have found several important results. Firstly, there exists significant gender disparity in training participation offered by firms but I was not able to find any discrimination against female in training opportunity and the disparity in training participation was mainly resulted from the gender difference in human capital and status in the labor market. Secondly, the compensation to the training offered by firms was about 2 times higher for female compared to male after controlled gender differences in human capital. Although female wage worker enjoyed better rewards for their join in training than male, female wage worker at a high-ranking posts confronted with relatively disadvantaged training rewards structure compared to male opponents.

Keywords : vocational training, gender training discrepancy, reward for training, gender discrimination, wage differentials