

연구논문

노동시장 이중구조에 따른 임금 격차: 성별 분석을 중심으로

이은정*

〈국문초록〉

이중구조와 성별 분절이 중첩된 한국 노동시장에서 이중구조가 성별 임금 격차를 심화시키는지 알아보기 위해 이중구조에 따른 순임금 격차가 성별로 다르게 나타나는지를 분석하였다. 한국노동패널조사 총 20차 개인용 자료의 임금 노동자 69,678 사례를 이용해 확률효과로 분석한 결과, 여성 노동시장에서 이중구조에 따른 임금 격차가 더 클 것이라는 가설과 달리 종사상 지위에 따른 순임금 격차는 더 낮음을 발견하였다. 성별 고정효과 분석 결과, 여성직종 종사 여성의 임금 수준은 관련 요인을 통제했을 때 다른 직종 종사자보다 낮은 것으로 나타났다. 여성 상용직 사례 중 47%가 여성직종에 종사하는 상황에서, 이러한 여성직종의 임금 불이익은 여성 상용직 임금 프리미엄이 남성보다 낮은 요인으로 추측된다.

주제어: 성별 임금 격차, 인적자본, 노동시장 이중구조, 성별직종 분리, 패널 분석

* 연세대학교 사회학과 박사과정(ejlee738@gmail.com)

© 2019 계명대학교 여성학연구소

1. 서론

본 연구는 노동시장 이중구조에 따른 임금 격차의 성별 차이와 그 배경에 관해 분석한다. 우리나라 노동시장에서 이중구조는 성별 분절과 중첩되어 있다. 통계청(2018) 경제활동인구조사에 따르면 2018년 현재 임금 노동자 중 종사자 300인 미만 중소기업 종사자가 차지하는 비율은 남성의 경우 약 84%, 여성은 약 91%이며, 비정규직 비율은 남성은 약 26%, 여성은 약 41%이다. 근로조건이 상대적으로 열악한 2차 노동시장 소속 비율이 여성의 경우 더 높다.

본 연구는 이렇게 이중구조와 성별 분절이 중첩된 한국 노동시장에서 이중구조가 성별 임금 격차를 심화시키는 역할을 하는지 분석하는 것을 목적으로 한다. 1·2차 노동시장 간 순임금 격차가 여성의 경우 더 높다면 2차 노동시장 소속 여성은 이중구조와 성별 임금 불평등이라는 이중의 불이익 아래 있을 수 있다. 그리고 이는 OECD 국가 중 최고 수준인 한국 성별 임금 격차의 기제로 작용할 수 있을 것이다.

위 가설을 바탕으로 본 연구는 한국노동패널조사 자료를 이용해 사업체 규모와 종사상 지위에 따른 순임금 격차가 성별로 서로 다르게 나타나는지를 분석하였다. 분석 결과, 가설과 달리 종사상 지위에 따른 순임금 격차는 여성의 경우 더 낮게 형성되어 있음을 발견하였다. 여성집중직종에 대한 임금 불이익은 이러한 결과의 일부 요인으로 추측된다.

이중구조와 성별 분절이 중첩된 한국 노동시장에서 이중구조의 완화는 성별 임금 격차를 줄이기 위한 대안으로 논의된다(김영미, 2015: 233). 이중구조에 따른 임금 격차를 성별 임금 격차와 함께 논해야 하는 이유다. 최근 우리 사회에서 이중구조 문제가 분배 양극화의 주요인으로 주목되고 있으나 이를 노동시장 내 성 불평등과 연관해 분석한 연구는 부족한 상황

에서, 본 연구는 이중구조가 성별 임금 격차를 심화시키는지 분석하였다는 점에서 의미를 지닌다. 한국의 성별 임금 격차가 인적자본 수준의 성별 차이나 노동시장 이중구조만으로 설명될 수 없으며, 두 기제가 성별직종 분리 등 다른 요인과 복합적으로 작용한 결과임을 밝혔다는 점에서도 의의가 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 우선, 제2장에서 성별 임금 격차 관련 이론과 문헌을 검토하고 한국의 성별 임금 격차에 관한 연구에 본 연구가 이바지할 수 있는 바를 모색한다. 제3장에서 연구 자료와 방법을 소개한 뒤 제4장에서 연구 결과를 서술한다. 마지막 제5장에서는 본 연구 결과의 의의와 한계를 논한다.

2. 연구 배경

일의 가격인 임금은 사회경제적 지위를 결정하는 주요소다. 임금이 결정되는 방식은 “사회 불평등의 핵심적 배경 원인”이 될 수 있다(이병훈, 2010: 349). 임금 격차 연구가 한 사회의 분배 불평등 기제를 파악하는 데 필요한 이유다.

인적자본 이론은 이러한 임금 격차의 기제를 설명하는 대표적 이론이다. 이에 따르면 노동자의 능력과 기술은 물리적 자본과 같은 투자의 대상이다(Rosenbaum, et al., 1990: 267). 인적자본에 투자한 대가로 노동자는 더 높은 생산성을 발휘하고, 다시 이에 대한 대가로 더 많은 임금을 받는다(Rosenbaum, et al., 1990: 267). 이 관점에서, 임금 격차는 개별 노동자가 자신의 차등화된 인적자본을 통해 고용주에 추가로 이바지한 생산성에 대한 정당한 보상의 결과다. 교육과 직업훈련은 인적자본 투자의 주된 경

로이며, 이에 따라 교육연수와 근속연수, 외부경력은 임금 격차에 관한 연구에서 노동자의 인적자본 수준을 측정하는 주요 지표로 쓰인다.

인적자본 이론은 한국의 성별 임금 격차를 설명하는 주된 이론적 토대가 되어왔다. 여성의 나이에 따른 경제활동 참여율을 나타내는 M자 곡선은 우리나라가 OECD 국가 중 가장 뚜렷하다(정이환, 2013: 104). 이러한 기혼여성의 경력단절로 인한 직무 경험의 성별 차이는 우리나라 성별 임금 격차의 주요인이 되고 있다(김영미, 2015).

하지만 인적자본 이론은 사회 집단별로 왜 인적자본 수준이 다른지, 왜 인적자본 수준이 비슷함에도 서로 다른 임금을 받는지는 설명하지 못하는 한계를 가진다. 이로 인해 집단별 인적자본 수준의 다름이 타고난 능력과 노력의 집단 간 차이로 인한 것으로 이해될 가능성도 있다. 일례로 인적자본 이론은 어떻게 경력단절로 인한 직무 경험의 성별 차이가 성별 임금 격차로 이어지는지는 설명할 수는 있지만, 왜 경력단절을 경험하는 주체는 주로 기혼여성인지, 왜 이 현상이 우리나라에서 더욱 뚜렷하게 나타나는지는 답할 수 없다. 가정 내 육아와 가사의 일차적 책임자는 여성이라는 성별 분업 의식, 일부 계층에 국한되어 사용되는 육아휴직 제도, 장시간 노동 등 일·가정 양립을 저해하는 우리 사회 제도와 문화가 성별 임금 격차로 이어지는 기제는 분석할 수 없는 것이다.

기회구조(Opportunity Structures)는 이러한 인적자본 이론의 한계를 지적하는 개념이다(Rosenfeld, 1992). 이 관점에 따르면 인적자본 수준이 비슷한 경우에도 어떤 집단에 속하느냐에 따라 임금을 비롯한 근로조건이 달라질 수 있으며, 소속 사업체, 직종, 산업, 노조 유무 외에 성별, 인종과 같은 선천적 특성까지도 근로조건 격차의 요인이 될 수 있다(Rosenfeld, 1992: 41). 임금 격차에는 개별 노동자의 생산성 차이만으로는 설명되지 않는 부분이 있으며, 이러한 설명되지 않는 차이가 제도, 문화, 집단 간 권력 관계와 같은 사회적 요소와 관련될 수 있다는 기회구조의 개념은 임금

불평등을 논할 수 있는 이론적 바탕이 된다.

성별직종 분리는 이러한 기회구조 개념에 바탕을 둔 이론이다. 직종별로 직종 내 여성 비율이 다르며, 그 기저에는 제도, 문화와 같은 비(非)시장적 요소가 존재한다는 것이 이 이론의 논지다. 이를 바탕으로 파올라 잉글랜드 외(Paula England, et al., 1988)는 인적자본 수준과 작업조건을 통제한 상태에서도 여성집중직종의 임금 수준이 다른 직종보다 낮으며 이는 종사자의 성별, 인종과 무관하게 나타남을 입증하였다.

여성직종에 대한 임금 불이익이 발생할 수 있는 배경으로는 평가적 차별 가설(Devaluation Hypothesis)과 과밀가설(Crowding Hypothesis)이 주로 논의된다(금재호, 2004; England, et al., 1988; Kim, 2018; Tam, 1997). 우선, 평가적 차별 가설의 논지는 여성 비율이 높은 직종의 가치가 노동시장에서 낮게 평가됨으로써 여성직종의 임금 불이익이 발생한다는 것이다. 과밀가설은 남성집중직종이 대다수인 상황에서 이들 직종에 성차별로 채용되지 못한 여성 노동력이 일부 직종에 과잉 공급될 경우 임금 하락이 일어날 수 있다는 설명이다.

위 두 가설이 실제로 임금 수준과 직종 내 여성 비율 간 관계를 설명할 수 있는지는 성별직종 분리 연구의 주된 주제다. 우선, 바바라 스타네크 킬버튼 외(Barbara Stanek Kilbourne, et al., 1994)는 평가적 차별의 발생 경로를 직종 내 여성 비율이 높은 상태 자체에 대한 차별과 돌봄과 같이 사회문화적으로 '여성의 일'로 여겨지는 노동에 대한 평가절하로 구분하고, 두 기제 모두 남녀 노동자의 임금 수준에 부정적 영향을 줄 수 있음을 1970년대 미국 청년층을 대상으로 한 종단자료를 통해 밝힌 바 있다. 아사프 레바논 외(Asaf Levanon, et al., 2009) 역시 1950~2000년 미국 인구조사 자료를 바탕으로 직종 내 여성 비율이 해당 직종의 임금 수준에 부정적 영향을 미침을 입증하였다. 일레인 소렌슨(Elaine Sorensen, 1990)은 1980년대 초 미국 횡단자료를 바탕으로 직종 내 여성 비율이 해당 직종

남녀 종사자의 임금 수준과 부정적으로 연관되어 있음을 밝혔으며, 그 일부 요인으로 과밀효과를 지목하였다. 반면 금재호(2004)는 소렌슨(Sorensn, 1990)의 방법으로 제3차(2000) 한국노동패널조사 자료를 분석, 우리나라의 경우 성별직종 분리가 성별 임금 격차에 대해 지니는 영향력이 유의미하지 않다고 밝혔다.

노동시장 이중구조론 역시 기회구조 개념에 근거한다. 노동시장은 1차와 2차 부문으로 분절되어 있으며 이 두 부문은 임금, 고용 안정성, 사회보험, 승진 기회 등 근로조건의 여러 측면에서 차이를 지닌다는 것이 이 이론의 논지다(Doeringer and Piore, 1971: 165). 근로조건이 상대적으로 열악한 2차 부문 노동자가 1차 부문으로 이동하는 데는 인적자본 수준을 높이는 것만으로 극복하기 어려운 사회적 장벽이 존재하며, 이 때문에 1차 부문 노동자는 임금을 비롯한 근로조건 협상 시 2차 부문 노동자와의 경쟁에서 일부분 보호되어 있다(Doeringer and Piore, 1971: 166). 우리나라에서 1차와 2차 노동시장을 가름하는 주요 기준으로는 사업체 규모와 고용형태가 논의된다(정이환, 2007). 한국 노동시장에는 대기업과 중소기업, 정규직과 비정규직 사이에 인적자본 수준이나 작업조건 차이만으로 설명할 수 없는 임금 격차가 존재하며, 특히 대기업과 중소기업 간의 임금 격차는 소득 양극화의 주요인으로 지목된다.

인적자본 수준의 성별 차이, 성별직종 분리와 함께 노동시장 이중구조는 한국 성별 임금 격차의 또 다른 주요인이다. 1차와 2차 노동시장 간 임금 격차가 존재하는 상황에서 여성의 2차 노동시장 소속 비율이 더 높기 때문이다. 김영미와 서웨이 시라하사(Kim Young-MI and Sawake Shirahasa, 2014)는 한국, 일본, 대만의 성별 임금 격차에 관한 요인분해분석을 통해, 여성이 중소기업에 밀집해 있는 분포구조가 성별 임금 격차를 설명하는 정도가 우리나라가 세 국가 중 가장 높음을 밝힌 바 있다. 이렇게 우리나라에서 여성이 2차 노동시장에 집중적으로 고용되어있는 주요인으로 이승

윤 외(2016)는 1990년대부터 본격적으로 진행된 노동시장 유연화와 여성 고용·가족 정책에 내재한 남성생계부양자 모델을 지목한다.

이렇듯 이중구조와 성별 분절이 중첩된 한국 사회에서 이중구조는 성별 임금 격차를 분석할 때 고려할 주요소다. 하지만 한국 노동시장의 성별 임금 격차와 이중구조의 연관성을 중점 분석한 실증 연구는 권현지·함선유(2017), 김영미(2015)의 연구 외에는 찾기 힘들다. 이순미(2015: 96)의 지적대로 외환위기 이후 한국 노동시장의 이중구조가 성별 노동시장에 미치는 영향에 대해 충분히 알려진 바가 없는 것이다.

권현지·함선유(2017)는 임금 결정요소 중 연공이 차지하는 비중이 높은 사업체일수록 비정규직 비율과 비정규직 내 여성 비율이 높아지며 정규·비정규직 간 임금 격차도 증가하는 경향이 있음을 밝혔다. 임금의 연공성으로 측정된 한국 노동시장의 분절 정도가 어떻게 여성의 2차 노동시장 분포와 관련되는지, 또 어떻게 성별 임금 격차로 이어질 수 있는지 분석한 것이다. 김영미(2015)는 성별 임금 격차가 한국의 1, 2차 노동시장에서 어떻게 서로 다른 구조를 지니는지를 분석하였다. 2차 노동시장이 여성과 남성 간의 절대적 임금 격차는 상대적으로 낮지만, 그 격차 중 인적 자본 수준과 작업조건으로 설명되지 않는, 즉 차별의 결과로 추정되는 부분의 비중은 더 높다는 것이 논지다.

권현지·함선유(2017)와 김영미(2015)는 한국 노동시장 1, 2차 부문 내부의 임금체계를 분석하고, 그 양상이 어떻게 성별 임금 격차와 관련되는지를 분석하였다는 점에서 공통점을 지닌다. 반면 본 연구의 분석대상은 성별 노동시장이다. 우리나라의 여성, 남성 노동시장에서 이중구조가 어떻게 서로 다른 모습으로 존재하는지를 분석하였다. 그리고 이를 통해 1·2차 부문 간 순임금 격차가 여성 노동시장에서 더욱 크게 나타나는지를 확인하였다. 이중구조에 따른 임금 격차가 여성의 경우 더 크다면 2차 노동시장 여성은 분절구조와 노동시장 내 성차별이라는 이중의 불이익을 겪게

되고, 이는 한국의 높은 성별 임금 격차를 유지하는 구조적 요인이 될 수 있기 때문이다.

이를 확인하기 위해 본 연구는 한국노동패널조사 총 20차 개인용 자료를 활용해 사업체 규모와 종사상 지위에 따른 순임금 격차가 성별과 어떻게 교차하는지를 분석하였다. 작업조건과 인적자본 수준을 통제 한 후에도 나타나는 임금 격차는 성별 임금 격차에 관한 연구에서 임금 불평등의 주된 논거로 쓰여왔다. 물론 성별 순임금 격차는 노동시장 내 성별 불평등의 일부에 지나지 않을 수 있다. 성별 순임금 격차를 통한 분석은 왜 여성과 남성의 작업조건과 인적자본 수준이 서로 다른지는 답할 수 없기 때문이다.

작업조건과 인적자본 수준에 영향을 줄 수 있는 사업체의 인사 결정은 그 조직이 속한 사회 제도와 문화의 영향을 받기 쉽다. 특정 사회의 제도와 문화에 성차별적 요소가 있다면, 이는 조직의 채용과 퇴직, 직무 배치와 승진, 교육·직업훈련 등을 통해 여성과 남성 노동자의 작업조건, 인적자본 수준의 차이에 영향을 줄 수 있을 것이다. 개별 기업의 인사제도에 성 불평등한 요소가 어느 정도 있는지, 그리고 이 점이 작업조건과 인적자본 수준의 성별 격차와 어떻게 연관되는지는 별도의 분석이 필요한 문제다. 본 연구에서 밝힌 성별 순임금 격차는 한국의 성별 임금 불평등과 총체적 노동시장 내 성 불평등을 보수적 수준에서 분석한 결과로 해석되어야 한다.

3. 연구 방법

1) 자료

본 연구의 분석 자료는 한국노동패널조사(Korean Labor and Income

Panel Study, 이하 KLIPS)이다. KLIPS는 한국의 제주도를 제외한 도시지역 5,000가구와 해당 가구에 거주하는 만 15세 이상 가구원¹⁾을 매년 1회 조사하고 있다. 현재 1998년 1차 연도부터 2017년 20차 연도까지 총 20차 자료를 사용할 수 있다.

분석대상은 1998년 1차 연도에서 2017년 20차 연도까지 총 20차 개인용 자료다. 미취업자와 비임금근로자를 제외해 임금 노동자만을 남겼고, 이들 중 임금 정보에 결측값이 있는 경우를 제외하였다. 이 과정으로 얻은 자료는 불균형패널로, 20년간 한 해도 빠짐없이 임금 정보가 조사된 노동자는 약 2.2%이며 중위 수준은 6개 연도에 걸쳐 임금 정보가 조사된 경우이다. 아래 <표 1>은 분석대상 노동자들의 ‘세후 실질 월평균 임금’의 기초통계량을 보여준다. 임금 정보가 있는 노동자 수는 12,185명으로 노동자당 평균 약 7번씩 조사되어 사례 수는 총 85,746건이며, 표준편차는 응답자 간의 경우가 응답자 내의 경우보다 높다.

<표 1> 임금 노동자의 ‘세후 실질 월평균 임금(만원)’ 변수 기초통계량

세후 실질 월평균 임금 (만원)	평균	표준편차	최소	최대	관측사례
전체	215.2947	150.9997	3,0721	6444.944	N=85,746
응답자 간		113.9869	3,0721	1425.453	n=12,185
응답자 내		89.9794	-1006.191	5914.991	T-bar=7.0370

자료: 한국노동연구원(2019)

2) 변수와 분석 방법

본 연구의 종속변수는 시간당²⁾ 실질 임금이다. 연도별 소비자 물가지수

1) 병역의무이행자, 시설거주자 제외

(2015년 기준)를 반영한 실질 월평균 임금을 4.3으로 나누어 실질 주당 평균 임금을 구한 후, KLIPS 자료에 기록된 주당 평균 근로시간으로 나누어 실질 시간당 임금을 구하였다. 마지막으로 이상치 효과를 통제하기 위해 로그값으로 바꾼 후, 100을 곱하여 각 회귀계수가 임금의 백분율 차이를 뜻하도록 조정하였다.

본 연구의 주된 가설은 ‘이중구조에 따른 임금 격차가 여성 노동시장에서 더 크게 존재할 것이다’이다. 이를 확인하기 위해 종사상 지위³⁾와 사업체 규모⁴⁾, 성별, 그리고 성별과 종사상 지위, 성별과 사업체 규모 사이의 상호작용항을 독립변수로 설정하였다. 종사상 지위와 사업체 규모를 기준으로 구분된 노동시장 중심부와 주변부 종사자의 임금이 임금과 관련한 다른 주요 조건이 동등할 때에도 서로 차이가 나는지, 만일 그러하다면 그 차이는 여성과 남성 노동자 집단에서 서로 다르게 나타나는지를 분석하였다. 우선, 종사상 지위 구분을 위해 상용직일 경우 1의 값을, 임시·일용직일 경우 0의 값을 갖는 상용직 더미를 만들었다. 사업체 규모 구분을 위해서는 전체 종사자 수가 300인 이상일 경우 1의 값을 갖는 대기업 더미를 만들었다. 마지막으로 성별 구분을 위해 여성의 경우 1의 값을 갖는 여성 더미를 만들었다.

아래 <표 2>는 분석대상 임금 노동자가 상용직과 임시·일용직, 대기업과 중소기업 소속 사이에서 상태가 바뀌는 확률을 보여준다. 기존 상태를

2) 월평균 임금이 아닌 시간당 임금을 사용한 이유는 KLIPS 자료를 통해서는 근로시간 결정에 노동자 자신의 자발성이 얼마나 반영되어 있는지 알 수 없기 때문이다. 스스로 원해 노동시간을 줄인 노동자가 있을 때, 이러한 노동시간 감소로 인한 월 소득 손실은 임금 차별의 결과로 볼 수 없다.

3) 고용형태와 관련해 KLIPS 자료에는 스스로 판단해 정규직 여부를 응답한 변수도 있으나, 제3차 연도에는 측정되지 않았을 뿐만 아니라 응답자의 자의적 해석이 개입할 여지가 있어 대신 종사상 지위 변수를 사용하였다. 종사상 지위에 따라 임시·일용직으로 분류되는 이들이 한국에서 통상적으로 정의되는 비정규직의 핵심 집단이다(정이환, 2013: 221).

4) 본사, 지사, 지점, 공장 등을 포함한 기업 전체(그룹사의 경우 해당 계열사) 종업원 수를 뜻한다.

유지할 확률의 최솟값은 약 77%로, 전반적으로 전이확률이 높지 않다. 단, 임시·일용직이 상용직으로, 대기업소속이 중소기업 소속으로 바뀌는 확률은 각각 약 19%와 23%에 달한다.

〈표 2〉 종사상 지위와 사업체 규모의 조건부 전이확률

(단위: %)

	종사상 지위			사업체 규모			
	임시·일용직	상용직	계		중소기업	대기업	계
임시·일용직	81.14	18.86	100	중소기업	93.03	6.97	100
상용직	4.21	95.79	100	대기업	22.83	77.17	100
계	18.88	81.12	100	계	75.65	24.35	100

자료: 한국노동연구원(2019)

통제변수는 기존 문헌에서 임금 수준과 연관되어 있다고 언급되는 주요 요인들이다. 우선, 인적자본 관련 변수로 임금 노동자의 생산성과 밀접히 관련되어 있다고 여겨지는 교육연수와 근속연수를 포함하였다.⁵⁾ 교육연수는 응답자가 정규 학업에 쓴 연도 수이다. 그 외 나이, 기혼 유배우자 더미와 유노조 사업장 더미⁶⁾를 포함하였다. 임금 수준과 비선형적 관계에 있을 확률이 높은 임금 노동자의 근속연수와 나이는 제곱 항을 함께 포함하였다.

산업과 직종, 연도도 통제변수로 포함하였다. 산업과 직종에 따라 노동

- 5) 인적자본 수준의 또 다른 지표인 '외부경력' 변수로 상당수 기존 연구가 나이에서 교육연수와 (취학연령)을 뺀 연수를 사용하고 있다. 하지만 본 연구는 이 방식을 따르지 않았다. 최종학교 졸업 후 모든 기간이 경제활동에 쓰였으며, 과거 모든 경제활동 경험이 현 직무와 관련되어 있다는 가정이 문제가 될 수 있다는 생각에서다. 남성보다 높은 비율로 경력단절을 겪는 여성을 분석대상에 포함한 본 연구에서 위 가정은 더욱 문제가 될 수 있다.
- 6) 사업장 내 노조 존재 여부에 대해 '모른다'라고 답한 경우도 '없다'와 함께 0으로 처리하였다.

가치의 측정 지표인 “기술, 노력, 책임 및 작업조건 등”⁷⁾이 서로 다를 수 있기에, 이를 통제하기 위해 제8차 한국표준산업분류와 제5차 한국표준직업분류 대분류를 기준으로 20종 산업과 10종 직종의 더미 변수를 포함하였다. 총 20개 연도의 더미 변수도 포함하였는데, 이를 통해 1998년, 2008년과 같은 특정 연도에 임금이 큰 폭으로 변화한 효과를 통제하고자 하였다.

분석 방법으로는 종단자료를 분석하는 데 사용되는 대표적 모형인 확률효과(Random Effect)와 고정효과(Fixed Effect)를 이용하였다. 우선, 이중구조에 따른 임금 격차의 성별 차이에 관한 분석은 시간에 따라 변하지 않는 성별을 변수로 포함하기에 고정효과 대신 확률효과 모형을 이용하였다. 성별로 나누어 임금 격차와 여성직종 종사 여부의 관련성을 분석한 때에는 고정효과를 이용해, 임금 수준과 관련 있으나 설명변수로 측정하지 못하는 노동자 개개인의 일관된 특성을 통제하고자 하였다. 고정효과와 이러한 장점은 많은 관측사례를 확보할 수 있다는 점과 더불어, 본 연구가 횡단자료가 아닌 종단자료를 분석한 이유다.

7) 「남녀고용평등법」 제8조 2항 ‘동일 가치 노동’ 기준

4. 연구 결과

1) 주요 변수의 기술통계

〈표 3〉 주요 변수의 기술통계

변수 (사례 수)		평균	표준편차	최소	최대
로그 시간당	전체	-9.2642	63.2733	-416.488	414.5576
실질 임금	응답자간		55.4051	-355.511	223.1685
(N=85,746)	응답자내		34.8133	-309.584	381.8547
상용직	전체	.7624	.4256	0	1
	응답자간		.3901	0	1
(N=85,746)	응답자내		.2473	-.1876	1.7124
대기업	전체	.2399	.4270	0	1
	응답자간		.3475	0	1
(N=70,991)	응답자내		.2503	-.7101	1.1899
여성	전체	.3993	.4898	0	1
	응답자간		.4980	0	1
(N=85,746)	응답자내		0	.3993	.3993
정규 교육연수	전체	12.7399	3.4584	0	25
	응답자간		3.5375	0	22.6
(N=85,303)	응답자내		.3883	5.0126	18.1399
근속연수	전체	5.9350	7.0110	0	57
	응답자간		5.6094	0	52
(N=85,432)	응답자내		3.4909	-28.1651	37.2427
나이	전체	40.9496	12.0938	15	87
	응답자간		12.4873	16	83.5
(N=85,746)	응답자내		4.3793	26.7829	55.0924
기혼 유배우자	전체	.6769	.4677	0	1
	응답자간		.4557	0	1
(N=85,735)	응답자내		.2149	-.2731	1.6242
노동조합	전체	.1879	.3907	0	1
	응답자간		.2921	0	1
(N=85,745)	응답자내		.2456	-.7621	1.1379

자료: 한국노동연구원(2019)

위 <표 3>은 결측치가 제외된 상태의 주요 변수 기초통계를 보여준다. '로그 시간당 실질 임금'의 사례 수는 총 85,746건이다. 더미 변수의 평균은 분석 사례에서 해당 변수가 1의 값을 갖는 경우의 비율로, 상용직은 76.24%, 대기업 노동자는 23.99%를 차지하며 여성 비율은 39.93%이다. 정규 교육연수는 평균 약 13년으로 고졸을 약간 웃도는 수준이며 평균 근무연수는 약 6년, 나이는 약 41세이다. 표준편차는 <표 3> 모든 변수에서 응답자 간의 경우가 응답자 내의 경우보다 크다.

<표 4> 종사상 지위와 사업체 규모별 평균 로그 시간당 실질 임금

성별 (사례 수)	노동시장 구분지표		로그 시간당 실질 임금	t-test
			평균 (표준편차)	p-value
전체 (N=69,678)	종사상 지위	상용직	-1.5234 (61.3708)	.0000
		임시·일용직	-43.0902 (55.8690)	
	사업체 규모	대기업 (≥300)	26.9909 (63.3067)	.0000
		중소기업 (<300)	-21.6682 (57.5862)	
여성 (N=27,489)	종사상 지위	상용직	-28.1541 (53.4761)	.0000
		임시·일용직	-58.7846 (53.4567)	
	사업체 규모	대기업 (≥300)	-7.6510 (57.3603)	.0000
		중소기업 (<300)	-43.4776 (52.1847)	
남성 (N=42,189)	종사상 지위	상용직	13.6753 (60.4000)	.0000
		임시·일용직	-26.3032 (53.4654)	
	사업체 규모	대기업 (≥300)	43.9364 (59.0322)	.0000
		중소기업 (<300)	-6.1693 (56.2084)	

자료: 한국노동연구원(2019)

〈표 4〉는 남성과 여성 임금 노동자의 종사상 지위와 사업체 규모별 평균 로그 시간당 실질 임금을 보여준다. 임금 정보가 있는 사례는 총 85,746건이나 산업과 직종 변수의 결측치가 제외되고 본 연구의 모든 변수에서 유효한 정보를 지닌 사례만 남아 최종적으로 분석에 사용된 사례는 여성과 남성 각각 27,489건, 42,189건으로 총 69,678건이다. 전체적으로 상용직일 경우 그리고 대기업 종사자일 경우 임시·일용직, 중소기업 종사자보다 통계적으로 유의한 수준에서 평균 임금 수준이 높으며, 이는 성별로 나누어 분석한 결과에서도 그러하다.

여성 상용직의 로그 시간당 임금은 임시·일용직보다 약 31% 높으며, 남성 상용직의 경우 약 40% 높은 것으로 나타나 종사상 지위에 따른 평균 시간당 임금 격차는 여성의 경우 더 낮은 것으로 나타난다. 여성 대기업 종사자의 로그 시간당 임금은 평균적으로 중소기업 종사자보다 약 36% 높으며, 남성 대기업 종사자의 경우 약 50% 높은 것으로 나타나 사업체 규모에 따른 평균 시간당 임금 격차 역시 여성이 더 낮다. 하지만 이는 평균 값으로, 임금 수준에 영향을 미치는 것으로 알려진 다른 요소, 특히 생산성과 관련 있다고 알려진 학력과 근속연수를 통제한 상황에서도 위와 같이 1, 2차 노동시장 간 임금 격차가 여성의 경우 더 낮게 나타나는지 확인하고자 한다.

2) 이중구조에 따른 임금 격차의 성별 차이

〈표 5〉는 임금 노동자의 로그 시간당 실질 임금에 대한 확률효과 분석 결과이다. 회귀방정식은 아래 식(1)과 같다. 식(1)에서 α 는 상수항을, $x_i\gamma$ 는 연도, 산업·직종 더미를 제외한 통제변수를 의미한다. 마지막으로 μ_i 와 ϵ_{it} 는 각각 노동자 간 차이와 노동자 개인 내 변화를 뜻하는 확률 변수이다.

$$\begin{aligned} \log(w_{it}) = & \alpha + \beta_1 \text{상용직}_{it} + \beta_2 \text{대기업}_{it} + \beta_3 \text{여성}_i + \beta_4 \text{여성}_i * \text{상용} \\ & \text{직}_{it} + \beta_5 \text{여성}_i * \text{대기업}_{it} + x' \gamma + \text{연도}_t + \text{산업}_{it} + \text{직종}_{it} \\ & + \mu_i + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

모형 1은 통제변수만을, 모형 2는 독립변수와 통제변수를 함께 포함한 모형이다. 모형 2 분석 결과는 임금 수준과 관련되어 있다고 알려진 다른 변수를 통제한 상황에서, 상용직과 대기업 종사 여부는 임금 수준과 긍정적으로 연관되어 있음을 알 수 있다. 반면 여성 더미는 임금 수준과 부정적으로 연관되어 있다. 상용직과 대기업소속에 따른 임금 격차가 성별에 따라 서로 다른지 알아보기 위해 여성 더미와 상용직·대기업소속 더미와의 상호작용항을 모형 3에 포함하였다. 분석 결과, 여성 더미와 대기업소속 더미와의 상호작용항은 유의한 효과가 없는 반면, 여성 더미와 상용직 더미와의 상호작용항은 임금 수준과 부정적으로 연관되는 것으로 나타났다.

학력, 근속연수, 나이, 산업, 직종 등 본 연구의 통제변수가 노동자의 생산성 수준을 정확히 반영한다고 전제한다면, <표 5> 모형 2의 분석 결과는 상용직, 대기업 노동자는 생산성 수준이 비슷한 임시·일용직, 중소기업 노동자보다 임금을 각각 약 9% 더 많이 받고 있으며, 여성은 생산성 수준이 비슷한 남성과 비교해 약 25% 더 낮은 임금을 받고 있음을 뜻한다. 또 같은 전제 아래, 모형 3의 분석 결과는 상용직이 누리는 자기 생산성 이상의 임금이 여성의 경우 약 2% 더 낮음을 의미한다. 가설과 달리, 종사상 지위로 측정된 1·2차 노동시장 간 순임금 격차는 여성 노동시장에서 더 낮게 형성되어 있는 것이다.

〈표 5〉 로그 시간당 실질 임금에 대한 확률효과 분석

	(1)	(2)	(3)
교육연수	5.182*** (.1197)	4.110*** (.1166)	4.107*** (.1166)
근속연수	2.058*** (.0691)	1.766*** (.0687)	1.767*** (.0687)
근속연수 ²	-.0107*** (.0027)	-.0066* (.0027)	-.0066* (.0027)
나이	5.577*** (.1143)	5.301*** (.1118)	5.289*** (.1120)
나이 ²	-.0607*** (.0013)	-.0585*** (.0012)	-.0583*** (.0012)
기혼 유배우자	4.474*** (.5062)	4.145*** (.4949)	4.114*** (.4951)
유 노조 사업장	7.053*** (.4777)	4.335*** (.4885)	4.344*** (.4890)
상용직		8.709*** (.4552)	9.801*** (.6390)
대기업		8.973*** (.4475)	8.540*** (.5582)
여성		-25.03*** (.6862)	-23.67*** (.9605)
여성*상용직			-2.107* (.8645)
여성*대기업			1.091 (.8605)
R ²			
전체	.5169	.5661	.5661
응답자간	.5544	.6046	.6048
응답자내	.2993	.3047	.3048
sigma_u	30.7912	28.4934	28.4780
sigma_e	30.5318	30.4400	30.4391

사례 수=69,678 임금 노동자 수=11,107

주: 괄호 안은 표준편차, *p<.05; **p<.01; ***p<.001, 산업·직종·연도 더미와 상수항은 계재 생략

다음 절에서는 종사상 지위에 따른 순임금 격차가 여성의 경우 더 낮게 나타난 분석 결과의 맥락을 살펴본다. 본 연구는 작업조건과 인적자본 수준을 통제한 상태에서도 여성 상용직의 평균 임금 수준이 남성 상용직보다 낮은 상황을 위 결과의 주요인으로 추측하고, 상용직 내 성별 순임금 격차를 발생시키는 요인을 찾고자 한다. 생산성을 통제한 상태에서 여성 상용직의 평균 임금이 남성보다 낮게 형성될 수 있는 요인은 다양하다. 다음 절에서 본 연구는 여성직종의 임금 불이익을 이러한 요인 중 하나로 간주하고, 상용직과 임시·일용직의 순임금 격차가 여성직종 종사 여부에 따라 어떻게 다른지를 여성과 남성을 나눠 분석하고자 한다.

3) 여성직종 종사 여부와 종사상 지위에 따른 임금 격차

〈부표〉(106쪽 참조)는 본 연구에서 ‘여성직종’으로 규정한 직종의 목록이다. KLIPS 자료상 가장 상세한 직종분류 수준인 소분류 단위⁸⁾에서 에이미 와튼과 제임즈 베런(Amy Wharton and James Baron, 1987)의 여성직종 분류 기준에 따라 여성 임금 노동자 비중이 70%를 초과하는 직종을 여성직종으로 정의하였다. 보건의료, 사회서비스, 교육 관련 직종이 주를 이루는 이들 직종에 해당하는 경우는 전체 사례 중 약 25%에 달한다. 또 〈표 6〉과 같이 여성 사례 중에서는 약 52%, 여성 상용직 사례 중에서는 약 47%에 달한다. 여성과 남성 모두 상용직보다 임시·일용직에서 여성직종 사례의 비중이 더 높다. 단, 남성의 경우 임시·일용직 사례 중 여성직종에 해당하는 경우의 비율은 상용직보다 약 1% 더 높지만, 여성의 경우에는 약 40% 더 높아 그 격차는 여성이 더 크다.

8) 제5차 한국표준직업분류 기준

〈표 6〉 ‘여성직종’ 비중과 사례 수

	여성		남성	
	비중(%)	사례 수	비중(%)	사례 수
상용직	46.91	9,464	6.67	2,358
입시·일용직	65.10	4,761	12.51	855
전체	51.75	14,225	7.62	3,213

자료: 한국노동연구원(2019)

여성집중직종 종사 사례가 여성 상용직 사례 중 약 47%를 차지하는 상황에서, 이들 직종에 종사하는 경우 평균 임금 수준이 다른 직종에 종사하는 경우보다 낮다면, 이는 종사상 지위에 따른 순임금 격차가 여성의 경우 더 낮은 이유를 설명하는 데 도움을 줄 수 있을 것이다. 이에 따라 여성과 남성 노동자의 여성직종 종사 여부가 어떻게 임금 수준과 연관되며 종사상 지위와 교차하는지를 고정효과 모형을 이용해 분석하고자 한다. 이를 위해 먼저 여성직종 종사 여부의 조건부 전이확률을 성별로 나누어 알아보았다. 〈표 7〉에서 기존 상태를 유지할 확률의 최솟값은 약 84%로 여성 직종과 다른 직종 사이의 전이확률은 전체적으로 높지 않으나, 여성의 경우 전이확률은 약 7~8%로 상당수가 여성집중직종과 다른 직종 사이에서 상태 변화를 겪는 것으로 나타난다.

〈표 7〉 ‘여성직종’ 종사 여부의 조건부 전이확률

(단위: %)

	여성			남성			
	타 직종	여성직종	계	타 직종	여성직종	계	
타 직종	92.18	7.82	100	타 직종	98.90	1.10	100
여성직종	6.53	93.47	100	여성직종	15.96	84.04	100
계	48.33	51.67	100	계	92.91	7.09	100

자료: 한국노동연구원(2019)

〈표 8〉과 〈표 9〉는 여성, 남성 노동자들의 로그 시간당 실질 임금이 여성직종 종사 여부, 종사상 지위와 어떻게 연관되는지를 고정효과 모형을 이용해 분석한 결과이다. 회귀방정식은 식(2)와 같다. 식(1)에서와 마찬가지로 α 는 상수항을, $x'\gamma$ 는 연도, 산업·직종 더미를 제외한 통제변수이다. 하지만 식(1)에서의 달리 고정효과 모형에 바탕을 둔 아래 식에서는 ϵ_{it} 만 확률 변수이며, μ_i 는 노동자 개인 간의 일관된 차이다.

$$\begin{aligned} \log(w_{it}) = & (\alpha + \mu_i) + \beta_1 \text{상용직}_{it} + \beta_2 \text{대기업}_{it} + \beta_3 \text{여성직종}_{it} + \\ & \beta_4 \text{여성직종}_{it} * \text{상용직}_{it} + x'\gamma + \text{연도}_t + \text{산업}_{it} + \text{직종}_{it} \\ & + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

〈표 8〉은 여성 노동자의 로그 시간당 실질 임금이 여성직종 종사 여부와 부정적으로 연관되어 있으며, 여성집중직종 종사 여부와 종사상 지위가 교차한 상호작용항과도 부정적으로 관련되어 있음을 보여준다. 반면 남성의 로그 시간당 실질 임금은 〈표 9〉와 같이 여성직종 종사 여부, 여성직종 종사 여부와 종사상 지위의 상호작용항과 통계적으로 의미 있는 수준에서 연관되어 있지 않다.

〈표 8〉의 분석 결과에 따르면 여성직종 종사 여성의 평균 임금은 생산성 수준이 비슷한 다른 직종 종사 여성보다 약 4% 정도 낮으며, 특히 상용직 여성은 다른 직종에 종사하는 상용직 여성과 비교해 약 8% 정도 낮은 임금을 받고 있음을 뜻한다. 이는 인적자본 수준, 대분류 수준에서의 산업·직종을 비롯해 임금 수준과 관련 있다고 알려진 여러 요소를 통제 한 상태에서 얻은 것이다. 또 고정효과 모형을 이용하였기에 임금 수준과 연관될 수 있으나 변수로 측정할 수 없는 일관된 개인의 특성을 통제 한 상태에서 나타난 결과로 볼 수 있다. 반면 남성의 경우, 〈표 9〉에서와 같이 여성직종 종사 여부는 전체 임금 수준은 물론, 상용직의 임금 수준과도

통계적으로 유의한 수준에서 관련되어 있지 않다.

〈표 8〉 로그 시간당 실질 임금에 대한 고정효과 분석(I): 여성

	(1)	(2)	(3)
교육연수	.402 (.4590)	.385 (.4588)	.372 (.4585)
근속연수	1.758*** (.1362)	1.752*** (.1362)	1.748*** (.1361)
근속연수 ²	-.0383*** (.0069)	-.0386*** (.0069)	-.0387*** (.0069)
나이	7.439*** (.2117)	7.454*** (.2116)	7.455*** (.2114)
나이 ²	-.0532*** (.0023)	-.0533*** (.0023)	-.0533*** (.0023)
기혼 유배우자	-.818 (.9351)	-.755 (.9348)	-.732 (.9341)
유 노조 사업장	4.984*** (.9395)	4.886*** (.9394)	4.808*** (.9388)
상용직	7.521*** (.7026)	7.476*** (.7024)	12.11*** (1.0607)
대기업	5.402*** (.7783)	5.504*** (.7783)	5.599*** (.7779)
여성직종		-4.343*** (.9587)	1.027 (1.3289)
여성직종*상용직			-7.855*** (1.3472)
R ² 전체	.0247	.0271	.0281
응답자간	.0036	.0045	.0050
응답자내	.2687	.2693	.2704
sigma_u	59.9888	59.7853	59.7078
sigma_e	30.1870	30.1738	30.1516

사례 수=27,489 임금 노동자 수=5,045

주: 괄호 안은 표준편차, *p<.05; **p<.01; ***p<.001, 산업·직종·연도 더미와 상수 항은 게재 생략

자료: 한국노동연구원(2019)

〈표 9〉 로그 시간당 실질 임금에 대한 고정효과 분석(II): 남성

	(1)	(2)	(3)
교육연수	.721 (.4339)	.719 (.4339)	.720 (.4339)
근속연수	1.120*** (.0906)	1.120*** (.0907)	1.122*** (.0907)
근속연수 ²	.0093** (.0033)	.0093** (.0033)	.0092** (.0033)
나이	-3.015 (22.4336)	-3.003 (22.4338)	-2.936 (22.4339)
나이 ²	-.0811*** (.0019)	-.0810*** (.0019)	-.0810*** (.0019)
기혼 유배우자	4.595*** (.7638)	4.595*** (.7638)	4.597*** (.7638)
유 노조 사업장	.866 (.6226)	.864 (.6226)	.867 (.6226)
상용직	7.035*** (.7261)	7.019*** (.7266)	6.755*** (.7766)
대기업	5.031*** (.6129)	5.031*** (.6129)	5.023*** (.6130)
여성직종		-.768 (1.2538)	-2.027 (1.8125)
여성직종*상용직			1.893 (1.9688)
R ² 전체	.0819	.0820	.0826
응답자간	.0689	.0691	.0695
응답자내	.3460	.3460	.3460
sigma_u	143.9110	143.7163	142.7471
sigma_e	30.3462	30.3464	30.3465

사례 수=42,189 임금 노동자 수=6,062

주: 괄호 안은 표준편차, *p<.05; **p<.01; ***p<.001, 산업·직종·연도 더미와 상수 항은 게재 생략

자료: 한국노동연구원(2019)

5. 결론 및 논의

본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 대기업 종사자, 상용직, 남성은 학력과 근속연수, 산업과 직종 등이 통제된 상태에서 중소기업 종사자, 임시·일용직, 여성보다 평균 임금 수준이 높은 것으로 나타났다. 우리나라 노동체제 전반에 있어 고용형태·기업규모·성별의 3중 분절선이 중첩적으로 고착되어 있다는 이병훈(2005: 277)의 논지와 상응하는 결과다.

둘째, 종사상 지위에 따른 순임금 격차는 여성의 경우 평균 약 2% 낮은 것으로 나타났으며 사업체 규모에 따른 순임금 격차의 성별 차이는 발견되지 않았다. 이중구조에 따른 임금 격차가 여성 노동시장에서 더 높게 존재할 것이라는 가설과 반대되는 결과다. 셋째, 여성집중직종에 종사하는 여성의 임금은 다른 직종 종사자보다 평균 약 4% 낮은 것으로 나타났으나 남성의 경우 여성직종 종사 여부에 따른 순임금 격차는 발견되지 않았다. 이는 우리나라의 경우 직종 내 여성 비율이 해당 직종 여성 종사자의 임금 수준과 유의미하게 관련되지 않는다고 밝힌 금재호(2004)의 연구와 반대되는 결과다.

본 연구는 여성집중직종 종사 여성에 대한 임금 불이익이 상용직 임금 프리미엄의 성별 격차에 관한 요인이 될 수 있음을 제안한다. 여성은 같은 상용직이며 임금 수준과 관련한 다른 요인이 비슷하더라도 여성직종에 종사할 경우 임금 수준이 더 낮은 것으로 나타났다. 여성 상용직 중 절반에 가까운 47%가 여성집중직종에 종사하고 있는 상황에서, 여성직종 종사 여성에 대한 임금 불이익은 여성 상용직의 임금 수준을 낮추는 요인이 될 수 있다. 이러한 분석을 바탕으로, 본 연구는 한국의 성별 임금 격차가 기존에 주요인으로 지목된 인적자본 수준의 성별 차이와 노동시장 이중구조 외에도 성별직종 분리 등 다양한 요인이 함께 작용한 결과일 수 있음에

주목한다.

여성의 상용직 임금 프리미엄이 남성보다 낮은 현상과 관련될 수 있는 또 다른 요인은 ‘유리천장 효과’다. 임금 수준이 직위와 연동하는 임금체계에서 승진에서의 성차별로 인해 여성이 자신과 학력과 경력, 직무 성격이 비슷한 남성보다 낮은 직위에 있는 경우가 많다면, 이는 여성 상용직의 임금 수준을 낮춰 종사상 지위에 따른 순임금 격차가 여성의 경우 더 낮게 나타나는 요인이 될 수 있을 것이다. 단, 본 연구에서는 KLIPS 자료의 직위 정보가 불충분해 유리천장 효과가 실제로 이러한 요인으로 기능하는지 분석하지 못하였다.

승진에서의 성차별은 조직 내 직무 배치, 교육·직업훈련 기회에서의 성차별과도 연관될 수 있다. 직무별로 교육과 직업훈련, 승진 기회에 차등이 있는 조직에서 합리적 근거 없이 성별에 따라 입사할 때부터 서로 다른 직무에 배치될 경우, 이는 여성 상용직의 직위와 임금 수준이 나이, 학력, 근속연수가 비슷한 남성 상용직보다 낮은 현상의 요인이 될 수 있다. 이 경우 직무에 따라 차등화된 승진 기회와 임금 수준은 직무의 기업 내 중요도, 교육·직업훈련 정도 등 객관적 기준에 근거한 것으로 비칠 수 있지만, 애초에 노동자 개인의 선택이나 인적자본 수준과 무관하게 성별에 의해 직무가 배치되었다는 점에서 성차별을 내재하고 있다. 실제로 국가인권위원회(2019)가 성별을 이유로 한 임금 차별로 결정한 이른바 ‘효성사건’⁹⁾에서는, 성별에 따른 직무 배치로 인해 여성 정규직의 임금이 같은 공장 내 학력과 근속연수가 비슷한 남성 정규직의 70% 수준인 것으로 나타났다(이수연, 2018).

본 연구의 가장 큰 한계는 여성직종에 대한 임금 불이익의 기제를 밝히지 못하였다는 점이다. ‘평가적 차별 가설’과 ‘과밀가설’이 본 연구가 밝힌

9) 국가인권위원회, 2008.10.27, 07진차981 결정

여성직종 종사 여성에 대한 임금 불이익을 각각 어느 정도 설명할 수 있는지 분석하지 못하였다. 평가적 차별이 한국 노동시장에 존재하는 여성 직종 임금 불이익과 어떻게 관련되는지에 관한 연구가 부족한 상황에서, 이러한 본 연구의 한계는 크다.

본 연구 결과와 관련하여, 향후 여성집중직종에 대한 임금 불이익이 왜 여성에게만 나타나는지에 관한 분석이 필요함을 제안한다. 문헌에서는 여성집중직종에 종사할 경우 여성과 남성 모두 임금 불이익의 대상이 되는 것으로 분석되었지만, 본 연구에서는 여성의 경우에만 임금 불이익을 경험하는 것으로 나타났다. 여성집중직종 임금 불이익에 관한 기존 연구가 주로 미국 노동시장을 분석대상으로 하였음을 고려할 때 본 연구 결과가 한국 임금체계의 특성에 기인한 것인지 분석할 필요가 있다. 나아가 KLIPS의 우리나라 노동시장에 관한 다른 자료를 분석한 연구에서도 여성직종의 임금 불이익이 남성의 경우 발견되지 않는지 확인할 필요가 있다. 본 연구의 경우 남성 노동자 전체 사례 중 소속 직종이 여성직종으로 바뀐 비율은 약 1%로, 낮은 전이를 때문에 여성직종의 임금 불이익이 남성 집단에서는 발견되지 않은 것일 수 있기 때문이다.

본 연구는 이중구조와 성별 분절이 중첩된 한국 노동시장에서 이중구조가 성별 임금 격차를 심화시키는 역할을 할 수 있다는 가설을 바탕으로, 여성 노동시장에서 이중구조에 따른 임금 격차가 더 크게 존재하는지를 확인하였다. 가설과 달리 여성의 경우 종사상 지위에 따른 순임금 격차가 더 낮음을 발견하였으며, 성별직종 분리에 따른 여성직종의 임금 불이익을 그 일부 요인으로 제안하였다. 우리나라의 성별 임금 격차는 인적자본 이론과 노동시장 이중구조론만으로는 모두 설명될 수 없다. OECD 국가 중 최고 수준인 한국의 성별 임금 격차를 완화하기 위해서는 임금 격차에 관한 위 두 이론과 더불어 성별직종 분리, 유리천장 효과 등 노동시장에 대한 성 평등적 관점에 바탕을 둔 총체적 접근이 필요하다.

〈부표〉 ‘여성직종’ 목록

직종 분류	직종명칭	남성 수	여성 수	총 인원	여성 비중
243	안마사 및 전통의료 치료사	0	3	3	100
143	간호 및 조산 전문가	14	936	950	98.53
271	사회서비스 준전문가	15	827	842	98.23
154	유치원 교사	7	286	293	97.61
411	개인보호 및 관련 종사자	26	717	743	96.50
145	영양 전문가	4	70	74	94.59
241	의료진료 준전문가	29	475	504	94.25
416	기타 대인 서비스 관련 종사자	3	24	27	88.89
920	농림어업 관련 단순 노무 종사자	21	133	154	86.36
521	전화통신 판매 종사자	32	202	234	86.32
412	이미용 및 관련 서비스 종사자	79	373	452	82.52
322	안내 및 접수 사무 종사자	62	283	345	82.03
911	가사 및 관련 보조원, 청소 및 세탁 종사자	480	2,179	2,659	81.95
252	정규교육 이외 교육 준전문가	91	377	468	80.56
421	음식 조리 종사자	335	1,343	1,678	80.04
432	여행안내 종사자	5	19	24	79.17
317	사무 지원 종사자	110	414	524	79.01
513	소매 방문판매 및 이동 판매 종사자	170	606	776	78.09
530	모델 및 홍보 종사자	16	57	73	78.08
323	고객 관련 사무 종사자	76	270	346	78.03
153	초등학교 교사	26	91	117	77.78
144	치료 전문가	30	104	134	77.61
172	사회서비스 전문가	25	86	111	77.48
142	약사 및 한약사	15	49	64	76.56
181	기록 보관원, 사서 및 관련 전문가	4	13	17	76.47
321	대금수납 및 금전출납 사무 종사자	217	688	905	76.02
422	음식 서비스 관련 종사자	367	1,114	1,481	75.22
212	생명과학 관련 기술종사자	7	21	28	75
753	섬유, 의복제조 및 관련 기능 종사자	341	963	1,304	73.85
743	목재, 섬유, 가죽 및 관련 재료 수공예 종사자	17	45	62	72.58
930	제조 관련 단순 노무 종사자	259	662	921	71.88
291	관리 준전문가	15	37	52	71.15
156	정규학교 이외 교육기관 전문가	315	758	1,073	70.64

자료: 한국노동연구원(2019)

참고문헌

- 권현지·함선유(2017), “연공성임금을 매개로 한 조직내 관계적 불평등: 내 부자-외부자 격차에 대한 분석”, 『산업노동연구』, 제23권 2호, 1-45쪽.
- 금재호(2004), “노동시장 이중구조와 성차별: 직종분리를 중심으로”, 『응용경제』, 제6권 3호, 259-289쪽.
- 김영미(2015), “분절 노동시장에서의 젠더 불평등의 복잡성”, 『경제와 사회』, 통권 제106호, 205-237쪽.
- 이병훈(2005), “노동 양극화와 운동의 연대성 위기”, 『위기의 노동: 한국 민주주의의 취약한 사회경제적 기반』, 최장집 엮음, 서울: 후마니타스, 275-299쪽.
- _____(2010), “결론: 일의 가격은 어떻게 결정되는가”, 『일의 가격은 어떻게 결정되는가(I): 한국의 임금결정 기제 연구』, 신광영·이병훈 엮음, 서울: 한올아카데미, 349-357쪽.
- 이수연(2018), “남녀 임금격차 해소를 위한 차별시정기구의 역할과 과제”, 국가인권위원회 임금격차 실태와 정책토론회 자료집 토론문(2018.5.17).
- 이순미(2015), “외환위기 이후 노동시장의 성불평등”, 『한국여성학』, 제31권 2호, 91-129쪽.
- 이승윤·안주영·김유휘(2016), “여성은 왜 외부자로 남아 있는가?: 한국과 일본의 여성노동시장 비교연구”, 『한국사회정책』, 제23권 2호, 201-237쪽.
- 정이환(2007), “기업규모인가 고용형태인가”, 『경제와 사회』, 제73호, 332-355쪽.
- _____(2013), 『한국 고용체제론』, 서울: 후마니타스.
- Doeringer, P. B. and M. J. Piore(1971), *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, Lexington: Heath Lexington Books.
- England, P., G. Farkas, and B. S. Kilbourne, et al.(1988), “Explaining Occupational Sex Segregation and Wages: Findings From a Model with

- Fixed Effects”, *American Sociological Review*, 53(4), pp. 544-558.
- Kilbourne, B. S., P. England, and G. Farkas, et al.(1994), “Returns to Skill, Compensating Differentials, and Gender Bias: Effects of Occupational Characteristics on the Wages of White Women and Men”, *American Journal of Sociology*, 100(3), pp. 689-719.
- Kim, Y. M.(2018), “Gendered Outcomes of the Gender Composition of Jobs and Organizations: A Multilevel Analysis Using Employer–Employee Data”, *International Sociology*, 33(6), pp. 692-714.
- _____ and S. Shirahase(2014), “Understanding Intra-regional Variation in Gender Inequality in East Asia: Decomposition of Cross- national Differences in the Gender Earnings Gap”, *International Sociology*, 29(3), pp. 229-248.
- Levanon, A., P. England, and P. Allison(2009), “Occupational Feminization and Pay: Assessing Causal Dynamics Using 1950-2000 U.S. Census Data”, *Social Forces*, 88(2), pp. 865-891.
- Rosenbaum, J. E., T. Kariya, and R. Settersten, et al.(1990), “Market and Network Theories of the Transition From High School to Work: Their Application to Industrialized Societies”, *Annual Review of Sociology*, 16, pp. 263-299.
- Rosenfeld, R. A.(1992), “Job Mobility and Career Processes”, *Annual Review of Sociology*, 18, pp. 39-61.
- Sorensen, E.(1990), “The Crowding Hypothesis and Comparable Worth”, *The Journal of Human Resources*, 25(1), pp. 55-89.
- Tam, T.(1997), “Sex Segregation and Occupational Gender Inequality in the United States: Devaluation or Specialized Training?”, *American Journal of Sociology*, 102(6), pp. 1652-1692.
- Wharton, A. and J. Baron(1987), “So Happy Together? The Impact of

Gender Segregation on Men at Work”, *American Sociological Review*, 52(5), pp. 574-587.

〈인터넷 자료〉

국가인권위원회(2019), “결정례: 분리호봉제 적용 등에 의한 임금차별”, <https://www.humanrights.go.kr/site/program/decision/viewDecision?menuid=001003001002001&id=1404&searchdetail=Y&searchradio=&searchtype=&searchyear=2008&searchselect=&searchword=&pagesize=10¤tpage=4>(검색일: 2019.06.26).

통계청(2018), “경제활동인구조사 근로형태별 부가조사”, http://kosis.kr/statisticsList/statisticsListIndex.do?menuId=M_01_02&vwcd=MT_OTITL&pamTabId=M_01_02#SelectStatsBoxDiv(검색일: 2019.04.30).

한국노동연구원(2019), “한국노동패널조사”, <https://www.kli.re.kr/klips/index.do> (검색일: 2019.06.26).

(논문투고일: 2019.04.30, 심사확정일: 2019.06.24, 게재확정일: 2019.06.27)

〈Abstract〉

Gender Difference in the Wage Gap Between the Primary and Secondary Labor Market

Lee, Eunjung*

This paper analyzes gender difference in the wage gap between the primary and secondary labor market in Korea, aiming to discover whether this dual labor market helps to aggravate the domestic gender wage gap. From the personal data of 69,678 employees in the total 20 waves of Korean Labor and Income Panel Study, this study finds that the net wage gap by employment status is smaller in the female labor market and that wages for female employees are lower in female dominated occupations than in other occupations, in contrast to the case for male employees. Given that 47% of female regular employees are in female dominant occupations, this suggests that the smaller wage premium by employment status for females should be understood, at least partly, as the result of their occupational segregation.

Key words: gender wage gap, human capital, dual labor market, occupational segregation, panel analysis

* Ph.D. Student, Department of Sociology, Yonsei University