

노동정책연구  
2022. 제22권 제4호 pp.63-93  
한국노동연구원  
<http://doi.org/10.22914/jlp.2022.22.4.003>

연구논문

## 남성 중심적 산업에서의 성별 직종분리 및 임금격차 분석 : 건설업을 중심으로\*

정상윤\*\*  
임업\*\*\*

본 연구는 대표적인 남성 중심적 산업 중 하나인 건설업 부문의 성별 직종분리 및 임금격차를 Duncan 지수, Oaxaca-Blinder 분해, 성향점수매칭 등을 활용하여 분석하였다. 분석을 통해 도출한 결과는 다음과 같다. 첫째, 전반적인 건설업의 성별 직종분리는 일반적인 수준보다 작았으나, 저학력 건설 노동시장에서는 성별 직종분리가 상대적으로 큰 것으로 확인되었다. 둘째, 성별 임금격차의 결정요인을 살펴보면 저학력 노동시장에서는 경력연수의 자원 효과 및 전반적인 가격효과 영향이 컸으며, 고학력 노동시장에서는 대기업 종사여부 및 교육연수 효과의 역할이 특징적이었다. 셋째, 건설업 부문 노동 시장 진입의 임금효과는 집단별로 상이했으며, 저학력 여성근로자에게 주어지는 임금 프리미엄이 1.4%로 가장 높은 것으로 나타났다.

핵심용어 : 남성 중심적 산업, 성별 직종분리, 성별 임금격차, 성향점수매칭

논문접수일: 2022년 9월 30일, 심사의뢰일: 2022년 10월 5일, 심사완료일: 2022년 11월 25일

\* 이 논문은 2020년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구이다 (NRF-2020S1A3A2A01095064).

\*\* (제1저자) 연세대학교 도시공학과 박사과정(sangyunjeong@yonsei.ac.kr)

\*\*\* (공동저자) 연세대학교 도시공학과 교수(implim@yonsei.ac.kr)

## I. 서론

우리나라 여성의 경제활동참가율은 꾸준히 증가하는 추세이나 여성의 취업은 여성 중심적 직종(female-dominated occupations)에 집중되어 이루어지고 있다(금재호, 2004; 사명철, 2015).<sup>1)</sup> 남성 중심적(male-dominated) 직종에서 여성의 취업률이 상대적으로 낮은 이유에 관하여 선행연구들은 크게 두 가지에 기초하여 설명해왔다. 신고전경제학적 해석을 적용한 다수의 연구자는 인적자본론에 기초하여 성별 직종분리가 남성근로자와 여성근로자 간 속성 및 선호의 차이로 인한 것이라고 설명한다. 다른 연구자들은 성별 직종분리가 고용 및 평가 과정에서 작용하는 편견과 차별적 근로환경에 기인하는 것으로 보고 성별 직종분리가 인적자원의 유연한 활용을 저해한다고 주장한다.

정부는 여성의 경제활동참가율을 높이고 성별 직종분리를 해소하고자 2007년 「남녀고용평등과 일·가정 양립 지원에 관한 법률」을 입법하는 등 다양한 정책을 추진하고 있다. 2009년 이후 전반적인 성별 직종분리의 정도는 감소 추세에 있으나 특정 산업 및 직종에서는 여전히 성별 분리가 확인된다(최세림·정세은, 2019). 대표적으로 건설업은 여성근로자의 참여가 현저히 낮은 분야로 알려져 있다. 2022년 경제활동인구조사 자료에 따르면, 건설업 부문에 종사하는 전체 근로자 중 여성근로자의 비율은 11.4% 수준에 그치고 있다.

노동시장에서의 성별 격차는 노동경제학의 오랜 연구주제로 국내에서도 이에 관한 연구가 활발히 수행된 바 있다. 하지만 성별 격차 혹은 차별이 산업별로 어떻게 다른지에 대해 분석한 연구는 상대적으로 부족한 편이다. 정보통신 산업 부문의 성별 임금격차가 일반적인 제조업 부문의 경향과 어떻게 다른지 살펴본 전병유(2002)의 연구 이후에 특정 산업에 초점을 두고 성별 임금격차에 대해 분석한 연구는 많지 않았다.

1) 본 논문에서 사용하고 있는 ‘female/male-dominated’라는 표현은 그 의미를 엄밀히 고려하였을 때 ‘여성/남성 지배적’으로 번역하는 것이 적절할 수 있다. 하지만 심사자 의견 및 국내외의 일반적 용례를 참고하여 본 논문에서는 ‘여성/남성 중심적’으로 번역하여 사용하였다.

건설 자재가 경량화되고 공정이 기계화되며 건설기능직 부문에서 여성의 노동 공급은 점차 증가하고 있는 추세이다(김경희 외, 2020). 이처럼 건설업 부문은 전체적인 성별 직종분리가 완화되어가는 가운데, 여전히 남성의 비율이 압도적으로 높은 부문 중 하나이다. 건설업 부문은 신규 근로자의 진입 감소, 기존 근로자의 고령화 등으로 장기화된 인력수급 문제를 겪고 있다(손창백, 2006; 김경희 외, 2020). 이러한 상황에서 정책적 지원을 통해 성별 직종분리를 해소한다면 여성인력의 활용도를 높이고 산업의 생산성을 향상시킬 수 있을 것이다. 최근 전명숙·김경희(2019)는 인터뷰를 통한 질적 방법으로 건설업 부문의 성별 격차를 조사하였으나, 양적 방법을 통해 건설업 부문의 성별 직종분리와 임금격차를 실증적으로 분석하고 차별이 어떠한 양상으로 나타나는지 살펴본 연구는 거의 없었다. 본 연구는 노동시장의 성별 격차를 건설업 부문에 초점을 맞춰 다루는 한편, 건설업 부문 성별 직종분리 및 임금격차가 교육수준에 따라 어떻게 다른지 살펴보았다.

본 연구는 다음과 같은 세 가지 연구질문을 제기한다. 첫째, 건설업 부문의 성별 직종분리는 어떠한 양상으로 나타나는가. 둘째, 건설업 부문 성별 임금격차의 요인은 무엇인가. 셋째, 건설업 종사 임금 프리미엄은 성별과 교육수준에 따라 어떻게 다른가. 이와 관련하여 본 연구에서 제시하는 세 가지 가설은 다음과 같다. 첫째, 노동 수요 및 공급 측면의 여러 요인으로 인해 전반적인 건설업 부문의 성별 직종분리는 상대적으로 높은 수준일 것이다. 또한 다른 집단과 마찬가지로 저학력 노동시장의 분리 정도가 특히 심할 것이다. 둘째, 건설업 부문 저학력 노동시장에서는 교육보다 경력의 차이가 임금격차에 크게 기여하며, 인적자본 관련 특성에 대한 보상수준이 전반적으로 남성에게 더 높을 것이다. 셋째, 남성 중심적 산업인 건설업 부문의 노동시장에 진입했을 때 얻을 수 있는 긍정적 임금효과는 여성에게 상대적으로 크게 작용할 것이다. 이때 임금효과의 크기는 저학력 노동시장에서 더 클 것이다.

본 논문은 다음과 같은 구성으로 전개된다. 제Ⅱ장에서는 성별 직종분리 및 건설업 부문의 성별 격차에 관한 기존 문헌을 검토하고 시사점을 도출한다. 제Ⅲ장에서는 분석자료를 소개하고, 연구에 활용된 분석방법에 대해 설명한다. 제Ⅳ장에서는 건설업 부문 노동시장의 성별 직종분리와 임금격차에 대해 실증분

석한다. 마지막으로, 제V장에서는 분석결과에 대해 논의하고 결론을 제시한다.

## II. 문헌 검토

### 1. 성별 직종분리 및 임금격차에 관한 이론적 논의

앞에서 언급한 바와 같이 남성 중심적 직종과 여성 중심적 직종이 발생하는 이유에 대해 널리 알려진 설명 중 하나는 신고전경제학적 접근에 기초한 인적 자본론이다. 인적자본론의 관점에서 근로자는 자신이 갖고 있는 능력, 기술숙련, 지식 등 인적자본을 기반으로 개인의 제약조건 및 선호를 반영하여 최적 임금을 받을 수 있는 일자리를 합리적으로 선택하게 된다. 따라서 남성근로자와 여성근로자의 평균적인 교육, 경력, 선호도 등의 차이에 따라 직종분리가 발생한다는 것이다(Polacheck, 1981; Becker, 1985). 예를 들어, 위험성이 높거나 체력과 근력이 요구되는 일자리의 경우 남성이 상대적으로 유리하고 여성의 선호도가 낮으므로 여성이 자의적으로 해당 일자리를 선택하지 않게 된다고 보는 관점이다(England, 2010). 또한 이중노동시장론을 기초로 성별 직종분리가 고용 및 평가의 과정에서 작용하는 구조적 차별에서 기인한다고 말하는 입장도 있다. 고용주들은 남성에게 적합하다고 판단되는 자리에서 여성근로자를 배제하는데, 이러한 일자리는 상대적으로 안정적이며 높은 임금을 주는 경우가 많다는 것이다(Bergmann, 1974; Levanon et al., 2009). 이들은 성별 직종분리가 인적자원의 유연한 활용을 저지하여 경제적 비효율성을 야기하고, 성별 임금격차의 원인이 될 수 있다고 지적한다(황수경, 2001; Anker, 1997; Levanon et al., 2009).

성별 직종분리를 실증적으로 확인한 대표적인 연구들은 Duncan 지수 혹은 이에서 파생된 방식을 활용한 경우가 많았다(금재호, 2004; 사명철, 2015; Blau and Hendricks, 1979). 금재호(2004)는 경제활동인구조사 자료를 활용하여 1993년부터 2000년까지 Duncan 지수가 증가한 결과를 기초로 성별 직종분리가 심화되었음을 확인하였다. 금재호·윤자영(2011)과 사명철(2015)의 경우, 성별

직종분리의 학력별 편차를 각각 경제활동인구조사 자료와 고용형태별근로실태 조사 자료를 통해 살펴보았다. 사명철(2015)에 따르면 1993~2013년까지 전반적인 성별 직종분리는 완화되는 추세이지만 대졸 이상 집단과 대졸 미만 집단의 Duncan 지수를 각각 도출하였을 때는 1993년과 2013년의 성별 직종분리 정도가 크게 다르지 않았다. 해당 연구는 이러한 결과가 도출된 이유에 대해 상대적으로 성별 직종분리 정도가 낮은 대졸 이상 집단의 관측치가 시간의 흐름에 따라 증가하였기 때문이라고 해석하였다. 구체적으로, 대졸 미만 근로자 집단에서 1993~2013년까지 Duncan 지수의 평균은 55.7이었으며 대졸 이상 근로자 집단의 경우 그 값이 43.5로 명확한 차이가 있는 것으로 확인되었다(사명철, 2015).

남성 중심적 직종과 여성 중심적 직종 간의 임금격차를 해석하기 위한 대표적인 시도로는 과밀가설(crowding hypothesis)이 존재한다(Bergmann, 1974). 이에 따르면 여성근로자가 특정 직종에 주로 분포하게 되면 해당 직종의 여성 노동력이 초과공급 상태에 이르고, 해당 직종에 종사하는 여성의 임금은 하락하며 성별 임금격차가 확대되는 결과를 초래하게 된다. 국내에서도 과밀가설의 적용성을 확인하고자 임금함수에 여성근로자의 비중을 포함하거나, 남성 중심적 직종과 여성 중심적 직종을 구분하여 성별 임금격차를 분해하는 연구가 진행되어 왔다(서병선·임찬영, 2002; 권혜자, 2005; 강주연·김기승, 2014). 하지만 여성근로자의 비중이 특정 직종의 임금, 나아가 성별 임금격차에 영향을 미치는가에 대해서는 상충된 의견들이 있다.

성별 직종분리가 완화되는 현상에 대해 England(2010; 2011)는 직종 기준으로 노동계급과 중산층을 구분하여 노동공급 측면에서의 해석을 시도한 바 있다. 그는 노동계급 여성근로자들이 이전 세대보다 임금과 사회적 지위 등의 측면에서 나은 조건의 일자리를 탐색할 때 교육직, 간호직 등 여성 중심적 직종을 우선적으로 고려하고, 이미 이전 세대가 중산층 고숙련 직종에 종사한 여성근로자의 경우에만 임금 및 안정성 등 근로조건 측면에서 더 나은 남성 중심적 직종으로 진입하길 원하게 된다고 보았다(England, 2011). 정진화(2007)의 연구에 따르면, 여성 중심적 직종보다 남성 중심적 직종에서 성별에 따른 차별 또는 관찰되지 않은 생산성 차이를 의미하는 잔여임금격차(residual wage

differential)가 더 컸다. 이는 남성 중심적 직종에 진입하는 여성에게 노동시장 진입의 임금효과가 어떠한 양상으로 작용하는지 실증적으로 확인해볼 필요성이 있음을 시사한다.

## 2. 건설업 부문 성별 격차에 관한 선행연구 고찰

노동수요의 측면에서 성별 직종분리를 설명하고자 한 Bergmann(2011)은 건설업 부문 생산직 일자리는 전문 훈련에의 접근이 인적 네트워크에 의해 크게 좌우되며 고용과정에서 여성이 해당 일자리에 적합하지 않다는 편견이 작용한다고 주장하였다. 이러한 성별 격차는 고등교육이 요구되지 않는 생산직 일자리에서 두드러지지만, 최근의 정책은 대부분 진학을 제고 및 고용과정 개입 등을 통한 고숙련 일자리에에서의 성평등 개선에 집중되어 있다고 그는 지적한다. 한편, 건설업 부문에 초점을 맞춰 성별 격차를 살펴본 연구는 많지 않았지만, 임금을 비롯하여 근로조건이 상대적으로 양호한 남성 중심적 직종에서 남성의 고용을 더 선호하는 경향으로 인해 성별 임금격차가 확대되었다고 추정하는 연구는 있었다(England et al., 2007; Levanon et al., 2009). 생산직 중에서 건설업 부문은 상대적으로 높은 임금을 받을 수 있는 일자리에 속하는 것으로 알려져 있다(김경희 외, 2020). 특정 산업에서 발견되는 임금 프리미엄의 존재는 수출 기업의 비율, 전반적인 이윤의 크기 등 산업 고유의 특성에서 기인한다. 이러한 산업의 특성이 고용주의 남성 선호에 기여하고 있다면, 이에 의해 해당 산업의 불균등한 성비가 유지되고 있을 수 있다. 하지만 신체 능력 및 관련 기술의 숙련 등 남성근로자가 더 우세할 것으로 여겨지는 인적자본의 차이가 노동공급 및 수요에 미치는 영향 또한 배제할 수 없다. 또한 동일한 건설업 부문의 일자리라도 고숙련 직종은 다른 경향을 보일 수 있다. Bergmann(2011)과 유사하게 전명숙·김경희(2019)는 소규모의 인터뷰를 통해 건설업 부문 노동시장 진입단계에서 작용하는 저지 요인을 밝힌 바 있다. 또한 김경희 외(2020)는 남성 중심적 편의시설 제공 및 관행적 평가 절하 등 여성에게 상대적으로 더 열악한 건설업 부문의 근로환경이 노동시장 진입뿐만 아니라 근로를 지속하기에 어려운 상황을 만든다고 주장했다.

본 연구는 남성 중심 노동시장의 성별 격차를 건설업 부문에 초점을 맞춰 다루는 한편, 건설업 부문 성별 직종분리 및 임금격차가 교육수준에 따라 어떻게 다른지 실증분석을 통해 살펴보았다.

### Ⅲ. 연구방법

본 연구의 실증분석은 크게 세 부분으로 구성된다. 우선, 건설업 부문의 성별 직종분리를 지수 변화 추이를 통해 살펴본다. 다음으로, Oaxaca-Blinder 분해법을 활용하여 건설업 부문의 성별 임금격차가 어떠한 양상으로 존재하는지, 즉 근로자 간 속성 차이에 의한 것인지 아니면 노동시장의 차별에 의한 것인지 확인한다. 마지막으로, 다중회귀분석을 통해 건설 노동시장 진입의 임금 프리미엄이 근로자의 성별과 교육수준에 따라 어떻게 달라지는지 살펴본다. 이때, 선택편의(selection bias) 문제를 해결하기 위해 성향점수매칭법(propensity score matching, 이하 PSM)을 활용한다.

#### 1. 분석자료

성별 직종분리를 측정하기 위해서는 세분화된 직종 정보를 제공하는 충분한 크기의 분석자료를 확보하는 것이 중요하다. 성별 임금격차의 요인을 분해하고 임금함수를 추정하기 위해서는 근로자의 임금 및 근로시간뿐만 아니라 개인 수준의 다양한 변수가 필요하다. 따라서 매년 상당한 크기의 자료를 제공하며 다양한 노동관련 변수를 포함하는 고용노동부의 「고용형태별근로실태조사(구 임금구조기본통계조사)」 자료는 본 연구에 활용하기에 적합한 자료라고 할 수 있다. 1980년부터 시작된 「고용형태별근로실태조사」는 1999년 이후 현재까지 사업장 규모가 5인 이상인 사업체의 임금근로자를 대상으로 매년 조사를 수행하고 있으며, 월급여, 근로시간, 사업체규모, 직업, 산업 및 개인 특성(성별, 학력, 경력 등)에 관한 정보를 근로자 수준에서 제공한다.

본 연구에서 사용된 변수에 대한 설명과 분석에 이용된 2020년 자료의 표본

특성은 <표 1>에 제시되어 있다. 본 연구는 15세 이상 65세 미만의 임금근로자로 분석대상을 한정하였고, 주당 근로시간이 10시간 미만이거나 100시간 초과라면 제외하였다. 또한 종속변수를 기준으로 표준편차의 3배를 벗어나는 이상치는 제거하였다. 최종적으로 분석에 포함된 전체 표본의 크기는 780,444명이었고 이 중 건설업 부문 근로자는 38,791명이었다. 남성근로자 표본 중에서는 약 6.7%, 여성근로자 표본 중에서는 약 2.1%가 건설업에 종사하는 것으로 나타났다. 가중치를 반영한 남성과 여성의 건설업 종사 비율이 각각 6.8%와 2.4%로 이와 유사한 수준이었다.

<표 1> 주요 변수의 정의 및 기술통계

변수	정의	2020			
		전 체		건설업 부문	
		남성	여성	남성	여성
WAGEH	시간당 임금 (WAGE/HOUR)	20905.4 (10900.0)	15965.2 (8142.2)	21835.8 (10318.3)	16276.8 (7306.5)
WAGE	월급여 총액(천원)	3727.5 (1845.5)	2753.1 (1428.3)	3996.2 (1814.2)	2892.00 (1319.3)
HOUR	월근로시간	182.6 (29.5)	173.8 (30.6)	185.7 (25.6)	178.4 (23.4)
CONS	건설업 종사 여부	0.07 (0.25)	0.02 (0.14)	1.00 (0.00)	1.00 (0.00)
EDU	교육연수	14.60 (2.13)	14.31 (2.14)	14.78 (1.84)	14.69 (1.77)
EXP	경력연수	21.68 (11.13)	19.32 (12.79)	22.62 (10.30)	17.00 (10.45)
TEN	현 직장에서 근무한 기간	8.96 (9.34)	5.43 (6.81)	6.02 (7.21)	4.53 (5.48)
UNI	노동조합 가입 여부	0.27 (0.44)	0.16 (0.37)	0.08 (0.27)	0.04 (0.20)
SZ300	일하는 사업체의 종사자가 300인 이상=1	0.49 (0.50)	0.42 (0.49)	0.34 (0.47)	0.35 (0.48)
N		490,476	289,968	32,690	6,101
		780,444		38,791	

- 주: 1) 월급여 총액은 정액급여와 초과급여를 합한 값이며 상여금 및 성과급은 제외.  
 2) 월근로시간은 정상근로시간과 초과근로시간을 합한 값.  
 3) 종합건설업 혹은 전문직별 공사업에 종사하는 경우 건설업에 종사하는 것으로 부호화.  
 4) 교육연수는 중학교 이하 9년, 고등학교 12년, 전문대 14년, 대학교 16년, 대학원 이상 18년으로 산정.  
 5) 경력연수는 최종교육 수료 이후 경과한 시간, 즉 '연령-교육연수-6'으로 산정.



## 2. 분석방법

### 가. Duncan 직종분리 지수

본 연구에서는 선행연구에서 주로 사용되었으며 노동시장에서의 성별 직종 분리를 계산하는 대표적인 지표 중 하나인 Duncan(1955) 지수를 통해 건설업 부문 성별 직종분리의 연도별(2011~2020) 추이를 도출한다. 또한 교육수준별(대졸 미만/대졸 이상)로 분석을 수행하여 고학력 및 저학력 노동시장에서 건설업 부문의 성별 직종분리가 어떻게 다른지 확인한다. Duncan 지수는 남성과 여성이 동일한 직업분포를 갖기 위해 재분배되어야 할 노동자의 비중을 나타내며 다음과 같이 계산된다.

$$D = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \left| \frac{F_i}{F} - \frac{M_i}{M} \right| \quad (1)$$

식 (1)에서  $F$ 와  $M$ 은 전체 여성 및 남성근로자 수를 의미하며,  $F_i$ 는 직업  $i$ 의 여성근로자 수,  $M_i$ 는 직업  $i$ 의 남성근로자 수를 각각 나타낸다.

### 나. 임금함수

Oaxaca-Blinder 분해 및 다중회귀분석에 앞서 본 연구는 Mincer(1974)의 임금함수를 기초로 다음과 같은 임금회귀식을 설정한다.

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 CONS_i + \beta_2 EDU_i + \beta_3 EXP_i + \beta_4 EXP_i^2 + \beta_5 TEN_i + \beta_6 UNI_i + \beta_7 SZ10_i + \beta_8 SZ30_i + \beta_9 SZ100_i + \beta_{10} SZ300_i + \sum_{j=1}^n b_{1j} OCC_{ji} + \epsilon_i \quad (2)$$

식 (2)에서 종속변수는 시간당 임금에 자연로그를 취한 값이며, 독립변수에는 건설업 종사 여부( $CONS$ )와 함께 임금에 영향을 미칠 것으로 판단되는 임금 결정요인들이 포함된다. 김경희 외(2020)에 의하면, 건설업 일자리는 여성들이 진입할 수 있는 타 업종에 비해 임금이 높고 출퇴근 시간이 규칙적이라는 장점을 갖는다. 이러한 금전적 인센티브는 여성에게만 국한되지 않으며, 비교

적 위험성이 높고 육체노동이 요구될 확률이 높은 건설업 부문의 일자리는 성별을 불문하고 보상적 임금격차(compensating wage differentials)를 통해 노동력을 유치할 것이라고 추론할 수 있다. 본 연구는 건설업 종사 임금 프리미엄의 집단별 차이를 확인하기 위해 건설업 종사 여부를 설명변수로 포함하여 임금함수를 도출한다. Oaxaca-Blinder 분해 시에는 건설업 종사 여부에 따라 집단을 구분하여 분석을 수행하기 때문에 이를 제외한다.

근로자의 생산성에 영향을 미칠 수 있는 그 밖의 근로자 특성 변수에는 교육연수(EDU), 경력연수(EXP), 경력제곱항(EXP<sup>2</sup>), 기업규모 더미변수(SZ10-SZ300) 등이 포함되었다. 그 외에 일반적으로 임금에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 알려진 현 직장에서의 근속연수(TEM)와 노동조합 가입 여부(UNI)를 포함하며, 개별 근로자가 근무하고 있는 직종(대분류) 더미변수(OCC2-OCC9)를 추가하여 관측되지 않은 직종별 효과를 통제한다.

#### 다. Oaxaca-Blinder 분해를 이용한 건설업 부문의 성별 임금격차 분석

집단 간 임금격차 발생 요인을 분해하기 위한 기법으로는 주로 Oaxaca-Blinder의 방법이 사용되어왔다. 본 연구에서는 건설 노동시장 내 성별 임금격차를 남녀 간 생산성 관련 특성의 격차로 설명되는 부분과 설명되지 않은 부분으로 분해하기 위해 OLS 추정법을 사용한 Oaxaca-Blinder 분해방법을 적용한다(Oaxaca, 1973; Blinder, 1973). 이를 다음과 같은 분해식으로 구성할 수 있다.

$$\overline{W_{CM}} - \overline{W_{CF}} = (\overline{X_{CM}} - \overline{X_{CF}})\hat{\beta}_{CM} + \overline{X_{CF}}(\hat{\beta}_{CM} - \hat{\beta}_{CF}) \quad (3)$$

식 (3)에서 CM과 CF는 각각 건설업 부문에 종사하는 남성과 여성을 나타낸다. 좌변은 로그값을 취한 평균 시간당 임금의 집단 간 차이를 의미하며, 우변의  $\overline{X}$ 는 근로자의 생산성 관련 특성 평균값의 벡터로서 교육연수, 경력연수, 근속연수, 직종 정보 등 임금 결정요인들을 포함한다.  $\hat{\beta}$ 는 집단별 임금함수의 회귀계수값 벡터를 나타내며, 이는 근로자가 보유한 숙련 혹은 생산성 관련 특성에 대해 받는 보상의 수준을 의미한다. 우변의 첫째 항은 근로자 개인이 보유한 특성에 대해 두 집단이 동일한 보상( $\hat{\beta}_{CM}$ )을 받는다고 가정할 때 집단 간 생산

성 관련 특성의 차이만으로 발생하는 임금격차로서 자원효과(endowment effect)라고 볼 수 있다. 둘째 항은 두 집단이 동일한 수준( $\overline{X_{CF}}$ )의 생산성 관련 특성을 지니고 있다고 가정할 때 근로자 개인이 보유한 특성들에 대한 보상 수준이 속해있는 집단에 따라 다르기 때문에 발생하는 임금격차로서 그 의미를 고려하여 가격효과(price effect)라고 명명할 수 있다.

#### 라. 성향점수매칭을 이용한 건설 노동시장 진입의 임금효과 분석

마지막으로, 본 연구는 건설업에 종사함으로써 얻는 임금 프리미엄이 성별 및 교육수준에 따라 어떻게 달라지는지 살펴본다. 본 연구에서 조작적으로 정의하는 건설업 종사자는 제10차 한국표준산업분류 중분류 기준 종합건설업(41) 혹은 전문직별 공사업(42)에 해당하는 응답자이다. 분석을 위해 「고용형태별근로실태조사」의 2020년 자료를 사용하며, 성향점수매칭을 활용하여 임금회귀식 추정치의 편의를 해결하고자 한다.

건설 노동시장 진입을 통해 얻는 임금효과를 추정하기 위해서는 관심 변수 이외에 처치집단과 비교집단의 다른 특성이 동질적이어야 하지만, 종사 산업의 결정은 무작위적이지 않으며 다양한 내생적 요인에 의해 영향을 받는다. 회귀 분석 시 내생성 문제를 해결하기 위해서는 고정효과 모형, 도구변수를 이용한 2SLS(two-stage least squares) 추정법, 성향점수매칭법 등이 활용된다. 본 연구는 횡단면 자료를 이용하고 있으며, 건설업 종사 여부에는 영향을 미치지만 임금과는 연관되지 않은 적절한 도구변수를 찾아내는 데에도 어려움이 있으므로 앞의 두 방법은 적용하기 적절하지 않다. 한편, 성향점수매칭은 무작위 배정이 불가능한 상황에서 인위적으로 실험설계의 환경을 조성하여 선택편의를 최소화하고 처치의 순수한 효과를 확인하기 위해 사용된다. 구체적으로, 처치집단과 비교집단 간 특성 차이로 발생하는 선택편의 문제를 통제하기 위해 처치 확률을 기반으로 한 성향점수를 추정하고, 이를 처치집단과 유사한 특성을 지닌 비교집단 표본을 구축하는 데에 활용한다. 또한, 성향점수매칭은 도구변수 등 다른 추정방법과 비교하였을 때 필요한 가정이 상대적으로 적고, 다른 방법론과의 결합이 용이하다는 장점을 갖는다(Rosenbaum and Rubin, 1983; Zhao, 2004). 본 연구에서는 성향점수매칭법을 채택하여 분석을 수행한다.

본 연구에서는 건설 노동시장 진입으로 얻는 프리미엄(혹은 불이익)을 건설업 종사자들이 현재 얻은 노동시장 성과와 만약 동일한 근로자가 건설업 외의 산업에서 종사하였다면 얻었을 성과 간의 차이라고 정의할 수 있으며, 이를 다음과 같은 식으로 나타낼 수 있다.

$$\tau = E\{Y_i^1 - Y_i^0 \mid Z_i = 1\} = E\{Y_i^1 \mid Z = 1\} - E\{Y_i^0 \mid Z_i = 1\} \quad (4)$$

식 (4)에서  $Z_i$ 는 개인  $i$ 가 현재 건설업에 종사하고 있는지를 나타내는 더미 변수이고,  $Y_i^j$ 는 건설 노동시장에 진입하거나( $j=1$ ) 진입하지 않았을 때( $j=0$ )의 잠재적 성과이다. 본 연구에서는 노동시장 성과  $Y$ 를 로그시간당임금으로 정의한다. 본 전개식의 문제점은  $Y_i^0$ 이 관측되지 않는다는 것인데, 이를 매칭 기법을 통해 추정할 수 있다.

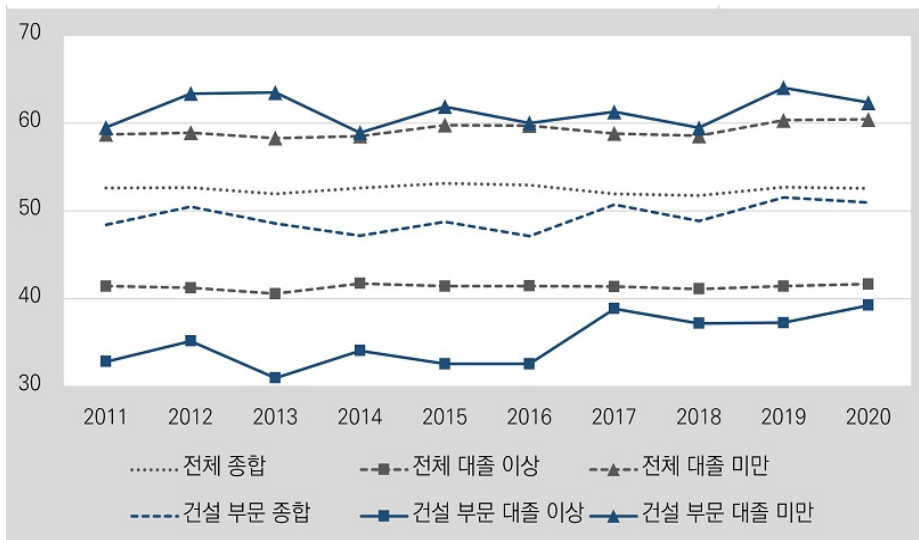
본 연구에서는 Rosenbaum and Rubin(1983)의 성향점수 정리(propensity score theorem)를 기반으로 매칭을 수행한다. Rosenbaum and Rubin(1983)은 여러 개의 관측 특성( $X$ )을 포함할 수 있는 성향점수  $\text{Pr}(D=1 \mid X) = p(x)$ 를 이용하여 비교집단을 설정하고, 선택편의를 통제한 처치효과를 추정할 수 있다고 제안하였다. 본 연구에서는 근로자의 건설 노동시장 진입 확률에 영향을 미칠 것으로 판단되는 교육연수, 경력연수, 직종 등의 개인 특성 변수를 포함한 모형을 추정하여 성향점수를 도출한다. 이때 가중치를 부여하고 비교집단을 선택하는 방법에 따라 다양한 매칭기법이 존재하는데, 자료의 특성과 분석의 목적을 고려하여 적절한 방법을 채택할 필요가 있다. 본 연구에서는 처치의 효과를 확인한 다수의 선행연구에서 활용된 최근접 이웃(nearest neighbour) 매칭을 사용하며, 편의 없는 효과를 추정하기 위한 조건부 독립성 가정이 만족되는지 확인하기 위해 매칭된 처치집단과 비교집단의 설명변수 평균값을 비교한다. 또한, 매칭 전후 성향점수의 분포를 비교하여 매칭의 균형성(balance)을 확인한다.

## IV. 분석결과

### 1. 건설업 부문의 성별 직종분리 추이

2011년에서 2020년까지 건설업 부문의 성별 직종분리 추이를 Duncan 지수를 통해 도출한 결과는 [그림 1]과 같다. 본 연구에서 도출한 전체 Duncan 지수는 동일한 자료를 활용한 사명철(2015)의 결과와 비교해보았을 때 조금 높은 것으로 나타났는데, 이는 일부 직종군에 대해서는 중분류 수준까지만 취득이 가능했던 분석자료의 한계로 인한 것으로 추정된다. 건설업 부문의 성별 직종분리를 살펴보면, 교육수준에 따른 구분 없이 도출한 건설업 부문의 Duncan 지수는 47.1에서 51.5 사이로 전체 평균보다 낮은 수준이었다. 이러한 결과는 건설업이 상대적으로 성별 직종분리가 완화된 산업 부문이라는 추정을 가능하게 한다. 하지만 저학력 근로자 집단을 구분하여 Duncan 지수를 확인한 결과는 전체 평균보다 높았고, 이에 반해 건설업 부문의 고학력 집단은 남성과 여성의

[그림 1] Duncan 지수 추이(2011~2020년)



직종이 분리된 정도가 상대적으로 덜한 것으로 나타났다. 이는 고학력 집단의 성별 직종분리가 저학력 집단보다 완화되어있다는 것을 확인한 사명철(2015)의 연구와 부합한다.

건설업 부문의 성별 직종분리가 전체 평균에 비해 완화되어있는 것은 상대적으로 고학력 근로자의 비율(52.3%~58.3%, 전체 산업에서는 40.0%~51.0%)이 높을 뿐만 아니라 고학력 집단의 성별 직종분리가 상대적으로 낮은 건설업 부문의 특성에 의한 것으로 판단된다. 이때 건설업 부문 고학력 집단의 Duncan 지수가 낮게 도출된 것은 해당 집단의 낮은 직종 다양성, 즉 높은 ‘공학 전문가 및 기술직’ 종사자의 비율(2020년 기준 약 41%)의 영향인 것으로 추정된다. 건설업 부문 저학력 집단의 경우, 평균 수준보다 높은 성별 직종분리가 확인되었으며 이는 김경희 외(2020)가 지적하였듯이 체계적인 직업훈련의 부재, 관행적인 업무 배정 등에 의한 것으로 해석할 수 있다. 한편, 이러한 결과는 생산직 비율이 높은 저학력 건설 노동시장에 초점을 맞춰 성별 직종분리 및 격차를 살펴봐야 한다는 Bergmann(2011)과 전명숙·김경희(2019) 등의 관점을 뒷받침 해준다.

시간의 흐름에 따른 Duncan 지수의 변화를 살펴보면, 전체적인 성별 직종분리는 지난 10년간 변동이 거의 없었던 것으로 나타났다. 이는 20세기 후반에 전 세계적으로 Duncan 지수가 급격히 떨어진 것과 대비되는 결과로, 최근 여성의 노동시장 진입 속도 혹은 개별 직종의 성 비중 변화가 둔화된 것으로 해석할 수 있다. 이에 반해 건설업 부문의 성별 직종분리는 모든 집단에서 조금씩 심화된 것으로 확인되었다. 2011년과 비교했을 때 2020년의 건설업 전체, 저학력, 고학력 집단의 Duncan 지수는 각각 2.6, 2.8, 6.4 증가한 것으로 나타났다. 이는 2010년대 후반 우리나라의 건설업 부문 불황으로 인해 고용이 줄어들며 수요와 공급 측면에서 모두 선호도가 상대적으로 낮은 여성근로자가 노동공급을 중단하며 나타난 결과로 추정할 수 있다.

## 2. 건설업 부문 성별 임금격차의 분해

건설업 부문 근로자 집단 전체를 대상으로 Oaxaca-Blinder 분해를 수행한 결과는 <표 2>와 같다. 본 연구의 Oaxaca-Blinder 분해에서는 임금 결정요인들이

<표 2> Oaxaca-Blinder 분해 분석결과(건설업 부문 근로자)

변수	자원효과(E)		가격효과(P)		전 체(E+P)	
	절편			-0.074	-27.6%	-0.074
EDU	0.005	1.9%	-0.137	-51.0%	-0.132	-49.1%
EXP	0.079	29.4%	0.426	158.1%	0.505	187.5%
EXP <sup>2</sup>	-0.045	-16.8%	-0.181	-67.1%	-0.226	-84.0%
TEN	0.034	12.7%	-0.060	-22.2%	-0.026	-9.5%
UNI	0.003	1.2%	-0.007	-2.8%	-0.004	-1.5%
SZ10	-0.003	-1.3%	0.013	4.8%	0.010	3.6%
SZ30	0.004	1.6%	0.032	11.8%	0.036	13.4%
SZ100	-0.004	-1.4%	-0.008	-3.1%	-0.012	-4.5%
SZ300	0.011	4.0%	0.060	22.4%	0.071	26.3%
OCC	0.007	2.7%	0.115	42.8%	0.122	45.5%
전 체	0.091	33.9%	0.178	66.1%	0.269	100.0%

주: 각 변수의 효과와 함께 전체 효과 중 해당 효과의 비율을 제시.

남성 건설업 종사자와 여성 건설업 종사자의 시간당 임금에 어떠한 영향을 미치고 있는지 살펴보는 데에 초점을 두고 있으며, 구체적인 분해결과를 살펴보면 다음과 같다. 건설업 부문의 남성근로자는 여성근로자보다 높은 시간당 임금을 받고 있는 것으로 확인되었다. 이때 성별 임금격차를 자원효과와 가격효과로 분해하여 살펴보면, 건설업 부문 남녀 근로자의 생산성 관련 특성으로 인한 차이(자원효과)보다 이에 대한 보상수준의 차이(가격효과)가 성별 임금격차의 확대에 미치는 영향이 큰 것으로 나타났다. 전체 임금격차 중 자원효과, 즉 근로자의 속성으로 설명되는 부분이 약 33.9%였으며, 설명되지 않는 부분은 약 66.1%로 나타났다. 선행연구의 성별 임금격차 분해결과와 대조해보았을 때 가격효과의 비율이 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 이에 따라 업종 구분 없이 전체 표본에 대해 Oaxaca-Blinder 분해를 수행한 결과는 <표 3>에 제시하였는데, 동일한 자료를 활용한 선행연구 결과와 유사한 수준으로 확인되었다. 이러한 결과를 통해 건설업 부문에서의 성별 임금격차는 일반적인 수준보다 가격효과, 즉 근로자의 인적자본에 대한 보상수준 크기의 차이로 결정되는 경향이 상대적으로 크다고 해석할 수 있다. 하지만 이러한 분해결과는 건설업, 특히 생산직 부문에서 인적자본으로 간주되는 신체 능력 및 기술 숙련 등에 관한 변수가 자료의 한계로 누락되어 추정량이 편의 되었기 때문일 가능성도 배제할 수 없다. 임금 결정요인별 가격효과를 살펴보면, 경력연수에 대한 보상수준이 남성에

〈표 3〉 Oaxaca-Blinder 분해 분석결과 요약(근로자 전체)

자원효과(E)		가격효과(P)		전 체(E+P)	
0.100	41.0%	0.145	59.0%	0.245	100.0%

게 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 근로자 전체 분해결과와는 다르게, 건설업 부문에서는 300인 이상 대기업에 종사함으로써 얻는 임금상승효과도 남성에게서 더 큰 것으로 확인되었다(근로자 전체의 성별 임금격차 분해결과는 <부표 1> 참조). 한편, 선행연구의 성별 임금격차 경향과는 다르게 건설업 부문에서 교육연수 및 근속연수에 대한 보상은 여성에게 더 컸다. 자원효과 추정결과에 따르면, 건설업 부문에서는 교육연수, 경력연수 및 근속연수 모두 남성근로자가 더 긴 것으로 나타났다. 하지만 근로자 전체 단위의 결과와 비교해보았을 때는 건설업 부문 성별 임금격차 중 자원효과에서 차지하는 비중이 근속연수는 상대적으로 작은 반면, 경력연수가 상대적으로 컸다. 직종 변수에 관해서는 자원효과와 가격효과 모두 남성에게서 임금상승효과가 더 컸는데, 이는 평균적으로 임금이 높은 사무종사자 직업을 가진 근로자의 비율이 남성집단에서 더 크고 그에 대한 보상 또한 남성에게 더 크기 때문이라고 해석할 수 있다.

건설업 근로자 집단을 교육수준별로 구분하여 Oaxaca-Blinder 분해를 수행한 결과를 요약하여 <표 4>에 제시하였다(요약하지 않은 전체 분해결과는 <부표

〈표 4〉 Oaxaca-Blinder 분해 분석결과 요약(건설업 부문 근로자, 교육수준별)

1) 대졸 이상(고학력)						
변수	자원효과(E)		가격효과(P)		전 체(E+P)	
EDU	0.002	0.6%	-0.286	-95.8%	-0.284	-95.3%
EXP	0.133	44.7%	0.375	125.9%	0.509	170.6%
EXP <sup>2</sup>	-0.105	-35.3%	-0.103	-34.6%	-0.208	-69.9%
TEN	0.056	18.9%	-0.084	-28.3%	-0.028	-9.4%
SZ300	0.030	10.2%	0.042	13.9%	0.072	24.1%
OCC	0.019	6.2%	0.126	42.2%	0.144	48.4%
전 체	0.132	44.3%	0.166	55.7%	0.298	100.0%
2) 대졸 미만(저학력)						
변수	자원효과(E)		가격효과(P)		전 체(E+P)	
EDU	-0.004	-2.0%	0.117	59.4%	0.113	57.4%
EXP	0.068	34.5%	0.408	206.6%	0.476	241.1%
EXP <sup>2</sup>	-0.043	-22.0%	-0.175	-88.4%	-0.218	-110.5%
TEN	0.002	1.2%	-0.031	-15.9%	-0.029	-14.7%
SZ300	-0.003	-1.6%	0.051	26.0%	0.048	24.4%
OCC	-0.039	-19.7%	0.038	19.4%	-0.001	-0.3%
전 체	-0.004	-2.2%	0.202	102.2%	0.198	100.0%

주: 각 변수의 효과와 함께 전체 효과 중 해당 효과의 비율을 제시.



1> 참조). 앞서 제시한 Duncan 지수 도출결과에 따르면 건설업 부문에서 성별 직종분리는 저학력 노동시장에서 상대적으로 심한 것으로 나타났지만, 성별 임금격차의 크기는 고학력 노동시장에서 더 큰 것으로 확인되었다. 자원효과와 가격효과의 비율은 저학력 집단과 고학력 집단에서 상이했는데, 분석결과에 따르면 건설업 부문 저학력 노동시장의 성별 임금격차는 인적자본에 대한 보상수준 차이의 영향이 대부분인 것으로 나타났다. 하지만 이러한 추정결과는 신체능력 및 기술 숙련 등에 관한 정보가 고려되지 않았기 때문일 수 있기 때문에 해석에 주의가 필요하다. 저학력 집단의 분해결과에서 가격효과 중 경력연수의 비율이 특별히 높은 것은 이러한 누락변수(omitted variable)의 영향을 받은 것으로 보인다. 한편, 고학력 집단에서는 교육연수와 근속연수의 가격효과가 성별 임금격차를 완화하는 데에 크게 기여한 가운데, 종사자 300인 이상의 대기업에 종사하는 고학력 근로자 중 남성의 비율이 건설업 부문에서 특히 크고 보상수준 또한 이들에게 큰 것으로 나타났다. 고학력 노동시장의 경우, 사무직의 비율이 높다는 점을 고려하였을 때 저학력 노동시장과 달리 신체능력 등의 누락변수에 의한 추정치의 편이가 작을 것으로 예상할 수 있다. 따라서 분석결과를 통해 상대적으로 보수적인 건설업 부문 대기업의 사무직 일자리에 남성이 더 선호되는 경향이 존재하나, 석사 이상의 학위에 대해서는 여성에게 더 큰 프리미엄이 주어지고 있다는 해석이 가능하다.

### 3. 건설 노동시장 진입의 임금효과

본 연구는 건설업 종사 여부의 임금효과가 성별과 교육수준에 따라 상이할 것이라는 가설을 검정하기 위해 성향점수매칭을 활용한 다중회귀분석을 수행하였다. 우선, 일반적인 다중회귀분석을 통해 건설업 노동시장 진입에 대한 프리미엄을 추정한 결과는 <표 5>와 같다. 본 연구에서 관심을 갖고 있는 주요변수 CONS(건설업 종사여부)의 회귀계수를 집단별로 살펴보면, 저학력 여성과 남성의 경우 모두 건설 노동시장에 진입함으로써 임금 프리미엄을 얻는 가운데 그 크기는 저학력 여성이 2.8%일 때 저학력 남성은 10.0%로 성별에 따라 차이가 있었다. 고학력 여성과 남성에게는 건설업 종사여부가 임금에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 확인되었다. 회귀식에 포함된 다른 임금 결

〈표 5〉 임금함수 다중회귀모형 추정결과

변수	여성 전체		대졸 여성 (고학력)		대졸 미만 여성 (저학력)	
	$\beta$	se	$\beta$	se	$\beta$	se
CONS	0.014***	0.004	0.001	0.006	0.028***	0.005
EDU	0.066***	0.000	0.099***	0.001	0.022***	0.001
EXP	0.013***	0.000	0.030***	0.000	0.005***	0.000
EXP <sup>2</sup>	0.000***	0.000	-0.001***	0.000	0.000***	0.000
TEN	0.021***	0.000	0.022***	0.000	0.020***	0.000
UNI	0.023***	0.002	0.009***	0.002	0.048***	0.002
SZ10	0.027***	0.003	0.053***	0.005	0.008**	0.003
SZ30	0.059***	0.003	0.126***	0.005	0.007**	0.003
SZ100	0.082***	0.003	0.185***	0.005	0.001	0.003
SZ300	0.168***	0.003	0.270***	0.004	0.059***	0.003
OCC2	-0.525***	0.010	-0.490***	0.012	-0.580***	0.028
OCC3	-0.544***	0.010	-0.534***	0.012	-0.546***	0.028
OCC4	-0.646***	0.011	-0.694***	0.013	-0.667***	0.028
OCC5	-0.638***	0.011	-0.601***	0.013	-0.656***	0.028
OCC6	-0.695***	0.019	-0.678***	0.053	-0.752***	0.031
OCC7	-0.704***	0.011	-0.589***	0.018	-0.744***	0.028
OCC8	-0.759***	0.011	-0.632***	0.016	-0.779***	0.028
OCC9	-0.695***	0.011	-0.831***	0.016	-0.724***	0.028
절편	8.878***	0.012	8.143***	0.025	9.620***	0.030
R <sup>2</sup>	0.467		0.388		0.366	
N	289968		138026		151942	
변수	남성 전체		대졸 남성 (고학력)		대졸 미만 남성 (저학력)	
	$\beta$	se	$\beta$	se	$\beta$	se
CONS	0.036***	0.002	-0.002	0.003	0.100***	0.003
EDU	0.067***	0.000	0.069***	0.001	0.036***	0.001
EXP	0.034***	0.000	0.048***	0.000	0.021***	0.000
EXP <sup>2</sup>	-0.001***	0.000	-0.001***	0.000	0.000***	0.000
TEN	0.014***	0.000	0.013***	0.000	0.016***	0.000
UNI	-0.039***	0.001	-0.009***	0.002	-0.044***	0.002
SZ10	0.019***	0.003	0.038***	0.004	0.006	0.004
SZ30	0.022***	0.003	0.069***	0.004	-0.014***	0.003
SZ100	0.062***	0.003	0.138***	0.004	-0.009**	0.003
SZ300	0.125***	0.003	0.213***	0.004	0.030***	0.003
OCC2	-0.330***	0.004	-0.319***	0.004	-0.367***	0.012
OCC3	-0.372***	0.004	-0.356***	0.005	-0.402***	0.012
OCC4	-0.594***	0.005	-0.631***	0.007	-0.582***	0.013
OCC5	-0.414***	0.005	-0.396***	0.006	-0.426***	0.013
OCC6	-0.598***	0.008	-0.636***	0.016	-0.617***	0.014
OCC7	-0.518***	0.005	-0.511***	0.006	-0.526***	0.012
OCC8	-0.637***	0.004	-0.609***	0.005	-0.632***	0.012
OCC9	-0.697***	0.005	-0.828***	0.008	-0.688***	0.012
절편	8.699***	0.007	8.479***	0.016	9.297***	0.016
R <sup>2</sup>	0.506		0.426		0.360	
N	490476		263042		227434	

주: \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5% 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

정요인들의 경우, 대부분 변수들이 근로자의 임금에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특기할 만한 점은 여성과 남성 전체 수준에서 회귀식을 추정하였을 때 건설업 종사여부가 근로자의 임금에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난 반면, 교육수준별로 구분하여 추정하였을 때는 그 영향이 집단별로 상이했다는 것이다. 대체로 고학력 근로자에게 교육연수, 경력연수 및 종사자 300인 이상 대기업 종사 여부에 대한 보상이 저학력 근로자보다 더 컸으며, 노동조합 가입 여부는 고학력 및 저학력 여성근로자의 임금에 양(+)의 영향을 미치는 가운데 남성근로자는 노동조합에 가입했을 때 임금이 더 적은 것으로 나타났다.

<표 6>에는 매칭에 사용될 성향점수 추정을 위한 로짓모형의 추정치가 제시되어 있다. Pseudo R<sup>2</sup> 값을 확인해 본 결과, 고학력 여성집단을 제외한 모든 집단의 모형 적합도는 양호한 수준이었다. 전체적인 추정결과를 살펴보면, 건

<표 6> 건설 노동시장 진입의 결정요인 분석결과

변수	여성 전체		대졸 여성 (고학력)		대졸 미만 여성 (저학력)	
	β	se	β	se	β	se
EDU	-0.001***	0.000	-0.006***	0.001	0.002***	0.000
EXP	0.000***	0.000	0.001***	0.000	0.000***	0.000
TEN	-0.001***	0.000	-0.001***	0.000	-0.001***	0.000
UNI	-0.016***	0.001	-0.019***	0.001	-0.012***	0.001
SZ10	-0.011***	0.001	-0.008***	0.002	-0.012***	0.002
SZ30	-0.023***	0.001	-0.025***	0.002	-0.019***	0.002
SZ100	-0.034***	0.001	-0.037***	0.002	-0.029***	0.002
SZ300	-0.027***	0.001	-0.028***	0.002	-0.023***	0.001
WAGE	0.000***	0.000	0.000***	0.000	0.000***	0.000
HOURL	0.000***	0.000	0.000***	0.000	0.000**	0.000
OCC2	-0.012**	0.005	-0.008	0.006	-0.005	0.015
OCC3	0.013**	0.005	0.007	0.006	0.036**	0.015
OCC4	-0.033***	0.005	-0.027***	0.006	-0.019	0.015
OCC5	-0.021***	0.005	-0.010	0.006	-0.010	0.015
OCC6	-0.015*	0.009	0.136***	0.024	-0.016	0.017
OCC7	0.032***	0.005	0.105***	0.008	0.035**	0.015
OCC8	-0.021***	0.005	-0.001	0.008	-0.005	0.015
OCC9	-0.029***	0.005	-0.021***	0.007	-0.013	0.015
절편	0.045***	0.006	0.114***	0.012	0.005	0.016
Pseudo R <sup>2</sup>	0.113		0.073		0.182	
N	289968		138026		151942	

〈표 6〉의 계속

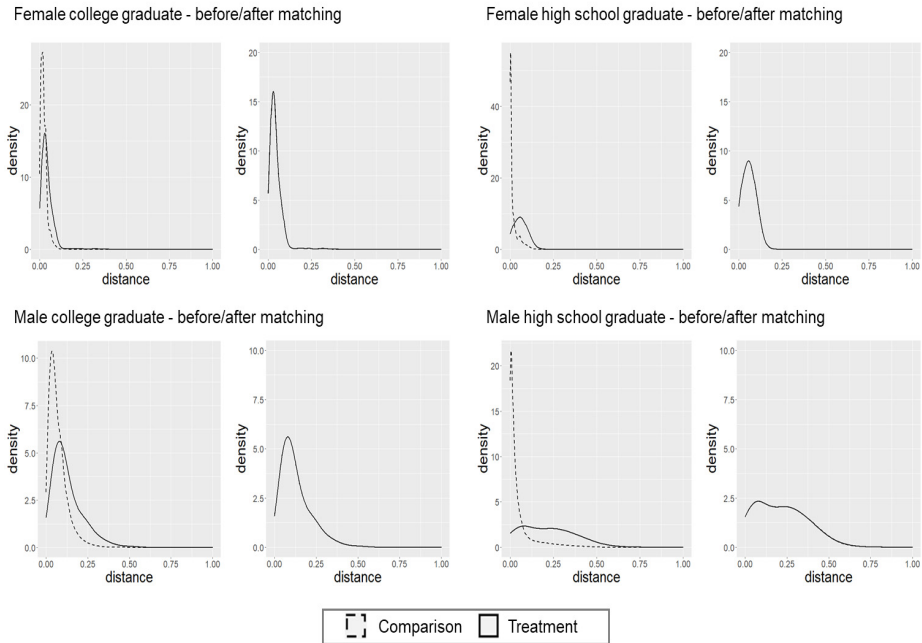
변수	남성 전체		대출 남성 (고학력)		대출 미만 남성 (저학력)	
	$\beta$	se	$\beta$	se	$\beta$	se
EDU	-0.003***	0.000	-0.032***	0.001	0.004***	0.000
EXP	0.002***	0.000	0.003***	0.000	0.001***	0.000
TEN	-0.003***	0.000	-0.003***	0.000	-0.003***	0.000
UNI	-0.032***	0.001	-0.036***	0.001	-0.026***	0.001
SZ10	-0.020***	0.002	-0.002	0.003	-0.033***	0.002
SZ30	-0.029***	0.002	-0.013***	0.003	-0.040***	0.002
SZ100	-0.064***	0.002	-0.058***	0.003	-0.062***	0.002
SZ300	-0.066***	0.002	-0.039***	0.003	-0.083***	0.002
WAGE	0.000***	0.000	0.000***	0.000	0.000***	0.000
HOURL	0.000***	0.000	0.001***	0.000	0.000***	0.000
OCC2	0.031***	0.003	0.031***	0.003	0.047***	0.008
OCC3	-0.007**	0.003	-0.006	0.003	-0.023***	0.008
OCC4	-0.076***	0.004	-0.063***	0.006	-0.080***	0.009
OCC5	-0.036***	0.004	-0.014***	0.004	-0.081***	0.009
OCC6	-0.082***	0.006	-0.075***	0.012	-0.076***	0.010
OCC7	0.109***	0.003	0.119***	0.004	0.106***	0.008
OCC8	-0.049***	0.003	-0.049***	0.004	-0.042***	0.008
OCC9	-0.063***	0.003	-0.071***	0.006	-0.050***	0.008
질편	0.093***	0.006	0.413***	0.013	0.049***	0.011
Pseudo R <sup>2</sup>	0.168		0.121		0.299	
N	490476		263042		227434	

주: \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5% 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

설 노동시장 종사 가능성은 경력연수가 길수록, 근속연수가 짧을수록, 노동조합에 가입하지 않은 근로자일수록 높은 것으로 나타났다. 교육연수에 관해서는 학력에 따라 결과가 상이했는데, 고학력 집단(남성과 여성 모두)의 경우 교육연수가 짧을수록, 저학력 집단은 교육연수가 길수록 건설업 종사 가능성이 높았다. 월급여와 근로시간의 경우 건설업 종사 가능성에 작은 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타난다.

성향점수를 이용한 매칭의 균형성을 확인하기 위해서는 처치집단과 비교집단의 설명변수별 평균이 매칭 후 비슷한 값을 갖는지 대조하는 방법을 이용할 수 있다. 매칭 전과 후의 각 설명변수에 대해 집단 간 t-검정을 수행한 결과는 <부표 2>와 같으며, 매칭 이후 대부분 변수에서 건설업 종사 근로자와 비종사

(그림 2) 집단별 매칭 전후 성향점수 분포



근로자 사이 유의한 평균 차이가 확인되지 않았다. 이에 더하여 매칭 전과 후의 성향점수 분포를 [그림 2]와 같이 살펴보았으며, 매칭 이후 분포의 유사도가 높아진 것을 확인하였다.

성향점수매칭 이후 추정된 건설업 종사 프리미엄과 기존 추정치를 비교한 결과는 <표 7>과 같다(분석결과 전체는 <부표 3> 참조). 저학력 여성과 남성의 경우, 매칭 이후 추정된 건설 노동시장 진입 프리미엄이 매칭 이전 분석결과보다 작거나 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정되었다. 일반 다중회귀분석결과에서 저학력 여성의 건설 노동시장 진입 프리미엄이 2.8%였던 것에 반해, 성향점수매칭을 활용한 추정치로는 프리미엄이 1.4%로 감소하는 것으로 나타났으며, 저학력 남성의 경우 10.0%였던 건설업 종사 프리미엄이 성향점수매칭 이후 추정결과에서는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 고학력 여성과 남성은 건설업 종사 여부의 임금효과가 일반 다중회귀모형 추정 시 통계적으로 유의하지 않았지만, 성향점수매칭 이후 -1.8%, -2.9%의 부정적 효과가 확인되었다.

〈표 7〉 PSM 전후 건설 노동시장 진입 프리미엄 추정결과

대출 여성(고학력)		대출 미만 여성(저학력)	
PSM 이전	PSM 이후	PSM 이전	PSM 이후
0.001	-0.018**	0.028***	0.014*
대출 남성(고학력)		대출 미만 남성(저학력)	
PSM 이전	PSM 이후	PSM 이전	PSM 이후
-0.002	-0.029***	0.100***	-0.004

주: \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5% 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

이와 같은 결과는 선택편의가 존재하는 일반 다중회귀분석에서는 건설업 종사로 인한 임금효과가 과대 혹은 과소하게 추정되었을 가능성이 있음을 시사한다. 남녀 저학력 근로자의 건설업 종사 프리미엄이 성향점수매칭 이후 감소한 것을 고려하면, 관측되지 않은 인적자본을 상대적으로 많이 지니고 있는 근로자가 업무 강도는 강하지만 높은 임금을 받을 수 있는 것으로 알려진 건설업을 선택했기 때문에 건설업 종사 프리미엄이 과대하게 추정되었을 수 있다. 하지만 매칭 이후 표본수가 줄어들며 추정치에 영향을 미쳤을 가능성 또한 배제할 수 없다.

## V. 논의 및 결론

본 연구는 건설업 부문의 성별 직종분리 및 임금격차를 실증적으로 분석하고자 하였다. 이를 위해 우선 건설업 부문의 성별 직종분리를 지수 변화 추이를 통해 확인하였고, Oaxaca-Blinder 분해를 활용하여 건설업 부문의 성별 임금격차가 어떠한 양상으로 존재하는지, 즉 근로자 간 속성 차이에 의한 것인지 아니면 노동시장의 차별에 의한 것인지 살펴보았다. 마지막으로, 성향점수매칭을 활용하여 건설 노동시장 진입의 임금효과가 근로자의 성별과 교육수준에 따라 어떻게 달라지는지 확인하였다.

2011~2020년까지 건설업 부문 노동시장의 성별 직종분리를 살펴보았을 때, 예상한 바와는 달리 분리 정도가 일반적인 수준보다 작은 것으로 확인되었다. 교육수준별로 구분하여 보았을 때, 고학력 건설 노동시장의 경우 성별 직종분

리가 최근에는 소폭 심화되었으나 전체적으로 평균보다 양호한 수준인 것으로 나타났다. 하지만 저학력 건설 노동시장의 경우, 성별 직종분리가 전체 평균과 저학력 근로자 평균을 웃도는 수준으로 나타나 교육수준별로 나누어 노동시장의 성별 격차를 확인할 필요성을 확인하였다. Oaxaca-Blinder 분해결과 또한 교육수준에 따라 다른 양상을 보였다. 건설업 부문 저학력 노동시장에 관한 결과에서는 경력연수 등 근로자의 인적자본에 대한 보상수준이 성별 임금격차의 확대에 큰 영향을 미칠 것이라는 연구가설이 타당한 것으로 확인되었다. 전반적으로 건설업 부문에서 저학력 남녀 근로자 간 임금격차는 가격효과, 즉 인적자본에 대한 보상수준의 차이에 의한 것으로 나타났으나, 누락된 변수로 인해 가격효과가 과대 추정되었을 가능성을 배제할 수 없다. 건설업 부문 고학력 노동시장의 경우, 전체 근로자 집단의 분해결과와 유사한 양상을 띠었으나 격차의 크기가 평균적인 수준보다 컸고 건설업 부문 대기업에서의 남성 선호 경향이 확인되었다. 건설 노동시장 진입의 임금효과 또한 성별과 교육수준별로 상이했고, 성향점수매칭 이전과 이후 추정결과가 달라졌다. 성향점수매칭 이후 선택편의가 보정된 추정결과에서는 건설업 중사 프리미엄의 크기가 감소하거나 음(-)의 방향으로 전환되었으며, 저학력 여성근로자에게 주어지는 건설 노동시장 진입 임금 프리미엄이 1.4%로 가장 컸다.

본 연구의 의의는 주로 질적 방법으로 연구되었던 건설업 부문의 성별 격차를 양적 방법을 활용하여 실증적으로 분석하였으며, 특히 대표적인 남성 중심적 산업 중 하나인 건설업 부문의 성별 격차가 평균적인 수준과 어떻게 다른지 살펴보았다는 점에 있다. 또한 본 연구는 건설업 부문에서도 근로자의 교육수준에 따라 성별 격차의 양상이 다를 수 있다는 점을 확인하였다. 다른 집단과 달리 저학력 여성근로자에게만 통계적으로 유의한 건설 노동시장 진입의 임금 프리미엄이 존재하는 것으로 나타났는데, 이는 건설업 부문 생산직으로의 진입이 저학력 여성에게 인센티브가 있다는 기존 연구의 주장과 부합하는 결과이다. 하지만 선행연구에 따르면, 편의시설 부족이나 언어폭력 등 열악한 건설 생산직의 근로 환경은 여성의 노동공급 의사에 부정적 영향을 미친다(김경희 외, 2020). 따라서 정책적 노력을 통해 이러한 장벽을 해소함으로써 저학력 여성근로자의 직업 선택의 영역을 넓히고 여성인력의 활용도를 높여 건설업 기능직

부문의 장기화된 인력부족 문제를 해결할 수 있을 것으로 기대한다.

이에 더하여 본 연구는 건설 생산직 부문의 성차별에 초점을 맞춘 기존 연구들과 달리 건설업 부문의 고학력 노동시장에서도 일반적인 수준과 다른 성별 격차가 존재할 수 있다는 사실을 확인하였다. 분석결과에 따르면 남성 중심적 산업으로 인식되는 건설업에서는 생산직뿐만 아니라 사무직 일자리에서도 남성이 더 선호될 수 있는 것으로 나타났으며, 이러한 경향은 종사자 300인 이상의 대기업에서 특히 두드러졌다. 한편, 석사 이상의 학위를 취득한 여성근로자에게 주어지는 임금 프리미엄은 이러한 성별 격차를 일부 완화하고 있는 것으로 나타났다. 그럼에도 불구하고 건설업 부문 고학력 노동시장에서 전반적인 성별 임금격차가 높은 수준으로 유지되고 있음을 감안하면, 임금 결정요인별로 성별 격차의 형성 메커니즘을 심층적으로 살펴볼 필요가 있다고 판단된다.

본 연구의 한계는 다음과 같다. 건설업 부문 생산직 일자리의 특성상 기술 숙련이나 신체 능력 등의 인적자본이 중요한 임금 결정요인으로 고려될 필요가 있으나 자료의 한계로 인해 분석에 포함할 수 없었다. 특히 표본 편향의 오류를 보정하기 위해 성향점수매칭을 활용한 건설 노동시장 진입 임금효과 분석결과와 달리 임금격차 분해결과는 누락변수의 영향을 상대적으로 크게 받았을 것으로 예상할 수 있다. 해당 변수가 포함된 자료의 취득이 용이할 경우, 건설업 부문 저학력 노동시장의 성별 임금격차가 이러한 인적자본의 차이로 인한 것은 아닌지 확인해볼 수 있을 것이다.

## 참고문헌

- 강주연·김기승(2014). 「여성근로자 분포와 직무에 따른 직종별 남녀 임금격차 분석」. 『노동경제논집』 37 (4) : 113~141.
- 권혜자(2005). 「성별 고용형태별 직업분리의 임금효과」. 『노동사회』 97 : 103~113.
- 금재호(2004). 「노동시장 이중구조와 성차별 - 직종분리를 중심으로」. 『응용경제』 6 (3) : 259~289.
- 금재호·윤자영(2011). 『외환위기 이후 여성 노동시장의 변화와 정책과제』. 한



국노동연구원.

김경희·김돌순·남궁윤영·임유미·전명숙(2020). 『여성 건설근로자 취업현황과 정책방안』. 한국여성정책연구원.

사명철(2015). 「우리나라 노동시장 내 성별 직종분리의 변화」. 『노동정책연구』 15 (4) : 1~24.

서병선·임찬영(2002). 「직종선택과 성별 임금격차」. 『국제경제연구』 8 (1) : 15~54.

손창백(2006). 「남성 및 여성 생산직 건설근로자의 근로환경 및 의식동향 비교 분석」. 『대한건축학회논문집 구조계』 22 (4) : 169~176.

전명숙·김경희(2019). 「건설기능직의 성별 고용격차 유지 메커니즘 연구 : 노동시장 진입단계를 중심으로」. 『한국여성학』 35 (3) : 1~42.

전병유(2002). 「제조업과 정보통신산업 간의 성별 임금격차 차이의 요인 분해」. 『노동정책연구』 2 (3) : 31~57.

정진화(2007). 「한국 노동시장에서의 성별 임금격차 변화 - 혼인상태 및 직종특성별 비교」. 『노동경제논집』 30 (2) : 33~60.

최세림·정세은(2019). 『성별 직종분리와 임금격차 - 현황 및 임금공개에 기대효과』. 한국노동연구원.

황수경(2001). 「직종특성과 성별 직종분리 : 미국 노동시장의 사례를 중심으로」. 『노동정책연구』 1 (3) : 1~29.

Anker, R.(1997). “Theories of Occupation Segregation by Sex : An Overview”. *International Labour Review* 136 (3) : 315~339.

Becker, G. S.(1985). “Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor”. *Journal of Labor Economics* 3 (1) : S33~S58.

Bergmann, B. R.(1974). “Occupational Segregation, Wages and Profits When Employers Discriminate by Race and Sex”. *Eastern Economic Journal* 1 (2) : 103~110.

\_\_\_\_\_(2011). “Sex Segregation in the Blue-collar Occupations : Women’s Choices or Unremedied Discrimination? : Comment on England”. *Gender & Society* 25 (1) : 88~93.

- Blau, F. D. and W. E. Hendricks(1979). "Occupational Segregation by Sex : Trends and Prospects". *Journal of Human Resources* 14 (2) : 197~210.
- Blinder, A. S.(1973). "Wage Discrimination : Reduced Form and Structural Estimates". *Journal of Human Resources* 8 (4) : 436~455.
- Duncan, D. B.(1955). "Multiple Range and Multiple F Tests". *Biometrics* 11 : 1~41.
- England, P., P. Allison, and Y. Wu(2007). "Does Bad Pay Cause Occupations to Feminize, Does Feminization Reduce Pay, and How Can We Tell with Longitudinal Data?" *Social Science Research* 36 (3) : 1237~1256.
- England, P.(2010). "The Gender Revolution: Uneven and Stalled". *Gender & Society* 24 (2) : 149~166.
- \_\_\_\_\_(2011). "Reassessing the Uneven Gender Revolution and Its Slowdown". *Gender & Society* 25 (1) : 113~123.
- 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) : 865~891.
- Mincer, J. A.(1974). *Schooling, Experience, and Earnings*. New York, NY : National Bureau of Economic Research.
- Oaxaca, R.(1973). "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets". *International Economic Review* 14 (3) : 693~709.
- Polacheck, S. W.(1981). "Occupational Self-Selection: A Human Capital Approach to Sex Differences in Occupational Structure". *The Review of Economics and Statistics* 63 (1) : 60~69.
- Rosenbaum, P. R. and D. B. Rudin(1983). "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects". *Biometrika* 70 (1) : 41~55.
- Zhao, Z.(2004). "Using Matching to Estimate Treatment Effects : Data Requirements, Matching Metrics, and Monte Carlo Evidence". *The Review of Economics and Statistics* 86 (1) : 91~107.

〈부표 1〉 Oaxaca-Blinder 분해 분석결과

1) 근로자 전체(N=780,444)						
변수	자원효과(E)		가격효과(P)		전 체(E+P)	
절편			-0.175	-71.4%	-0.175	-71.4%
EDU	0.019	7.8%	0.019	7.7%	0.038	15.5%
EXP	0.032	12.9%	0.452	184.7%	0.484	197.6%
EXP <sup>2</sup>	-0.015	-6.0%	-0.189	-77.3%	-0.204	-83.3%
TEN	0.076	30.9%	-0.066	-26.9%	0.010	4.0%
UNI	0.002	1.0%	-0.017	-6.8%	-0.014	-5.9%
SZ10	-0.001	-0.4%	-0.001	-0.4%	-0.002	-0.7%
SZ30	-0.002	-0.6%	-0.006	-2.5%	-0.008	-3.2%
SZ100	0.000	0.0%	0.004	1.7%	0.004	1.7%
SZ300	0.012	5.0%	-0.030	-12.4%	-0.018	-7.4%
OCC	-0.024	-9.7%	0.153	62.7%	0.130	52.9%
전 체	0.100	41.0%	0.145	59.0%	0.245	100.0%
2) 건설업 부문 고학력 근로자(N=22,828)						
변수	자원효과(E)		가격효과(P)		전 체(E+P)	
절편			0.071	23.7%	0.071	23.7%
EDU	0.002	0.6%	-0.286	-95.8%	-0.284	-95.3%
EXP	0.133	44.7%	0.375	125.9%	0.509	170.6%
EXP <sup>2</sup>	-0.105	-35.3%	-0.103	-34.6%	-0.208	-69.9%
TEN	0.056	18.9%	-0.084	-28.3%	-0.028	-9.4%
UNI	0.003	0.9%	-0.009	-2.9%	-0.006	-2.0%
SZ10	-0.005	-1.7%	0.011	3.6%	0.006	1.9%
SZ30	0.002	0.6%	0.027	9.1%	0.029	9.8%
SZ100	-0.003	-0.9%	-0.003	-1.1%	-0.006	-2.0%
SZ300	0.030	10.2%	0.042	13.9%	0.072	24.1%
OCC	0.019	6.2%	0.126	42.2%	0.144	48.4%
전 체	0.132	44.3%	0.166	55.7%	0.298	100.0%
3) 건설업 부문 저학력 근로자(N=15,963)						
변수	자원효과(E)		가격효과(P)		전 체(E+P)	
절편			-0.244	-123.7%	-0.244	-123.7%
EDU	-0.004	-2.0%	0.117	59.4%	0.113	57.4%
EXP	0.068	34.5%	0.408	206.6%	0.476	241.1%
EXP <sup>2</sup>	-0.043	-22.0%	-0.175	-88.4%	-0.218	-110.5%
TEN	0.002	1.2%	-0.031	-15.9%	-0.029	-14.7%
UNI	0.002	1.0%	0.000	-0.1%	0.002	0.9%
SZ10	-0.001	-0.7%	0.015	7.7%	0.014	7.0%
SZ30	0.009	4.5%	0.035	17.8%	0.044	22.3%
SZ100	0.005	2.6%	-0.013	-6.6%	-0.008	-4.0%
SZ300	-0.003	-1.6%	0.051	26.0%	0.048	24.4%
OCC	-0.039	-19.7%	0.038	19.4%	-0.001	-0.3%
전 체	-0.004	-2.2%	0.202	102.2%	0.198	100.0%

〈부표 2〉 PSM 전후 건설업-비건설업 종사자 간 특성 평균 비교

1) PSM 이전						
변수	대졸 여성(고학력)			대졸 미만 여성(저학력)		
	비건설업	건설업	t-value	비건설업	건설업	t-value
EDU	16.292	16.134	17.84***	12.497	12.955	-22.87***
EXP	13.277	14.348	-7.01***	24.865	20.167	21.35***
TEN	5.644	4.825	8.43***	5.265	4.17	10.43***
UNI	0.188	0.056	32.04***	0.142	0.028	35.35***
SZ10	0.115	0.215	-13.93***	0.163	0.261	-11.73***
SZ30	0.159	0.177	-2.75***	0.221	0.194	3.47***
SZ100	0.168	0.098	13.27***	0.215	0.095	21.03***
SZ300	0.513	0.401	12.98***	0.339	0.285	6.24***
WAGE	3351.49	3247.98	3.98***	2207.12	2466.15	-14.46***
HOUR	169.83	172.13	-8.16***	163.84	171.51	-19.70***
OCC1	0.006	0.008	-1.27	0.001	0.001	-0.38
OCC2	0.488	0.354	16.00***	0.180	0.13	7.81***
OCC3	0.430	0.585	-17.86***	0.255	0.739	-57.65***
OCC4	0.032	0.002	36.71***	0.174	0.008	85.46***
OCC5	0.026	0.019	2.86***	0.068	0.011	27.19***
OCC6	0.000	0.002	-2.33**	0.002	0.001	2.68***
OCC7	0.004	0.022	-7.24***	0.020	0.057	-8.38***
OCC8	0.006	0.005	0.74	0.107	0.013	41.07***
OCC9	0.008	0.004	4.00***	0.193	0.041	39.04***
변수	대졸 남성(고학력)			대졸 미만 남성(저학력)		
	비건설업	건설업	t-value	비건설업	건설업	t-value
EDU	16.385	16.149	57.88***	12.536	12.754	-23.03***
EXP	18.531	20.5	-28.73***	25.120	25.759	-6.43***
TEN	8.911	7.186	29.98***	9.468	4.294	90.01***
UNI	0.208	0.087	55.16***	0.360	0.068	120.60***
SZ10	0.086	0.143	-22.29***	0.124	0.24	-30.48***
SZ30	0.142	0.2	-19.92***	0.181	0.301	-29.47***
SZ100	0.181	0.121	24.34***	0.203	0.202	0.12
SZ300	0.558	0.478	21.64***	0.445	0.134	98.29***
WAGE	4433.36	4511.13	-5.57***	2884.04	3234.48	-27.58***
HOUR	171.29	174.40	-35.65***	168.57	173.37	-24.77***
OCC1	0.024	0.026	-1.68*	0.003	0.007	-5.28***
OCC2	0.459	0.549	-24.32***	0.096	0.235	-37.14***
OCC3	0.371	0.287	24.98***	0.151	0.16	-2.60***
OCC4	0.015	0.001	43.36***	0.048	0.001	83.21***
OCC5	0.034	0.029	4.54***	0.027	0.009	20.24***
OCC6	0.002	0.001	5.61***	0.009	0.004	8.80***
OCC7	0.030	0.089	-28.47***	0.117	0.432	-72.04***
OCC8	0.052	0.015	37.86***	0.426	0.086	127.93***
OCC9	0.013	0.004	16.06***	0.123	0.067	24.39***

<부표 2>의 계속

2) PSM 이후						
변수	대출 여성(고학력)			대출 미만 여성(저학력)		
	비건설업	건설업	t-value	비건설업	건설업	t-value
EDU	16.143	16.134	0.77	12.923	12.955	-1.13
EXP	14.639	14.348	1.31	19.955	20.167	-0.67
TEN	4.998	4.825	1.20	4.035	4.17	-0.92
UNI	0.066	0.056	1.69*	0.026	0.028	-0.5
SZ10	0.222	0.215	0.74	0.243	0.261	-1.55
SZ30	0.174	0.177	-0.32	0.218	0.194	2.16**
SZ100	0.099	0.098	0.16	0.090	0.095	-0.74
SZ300	0.377	0.401	-2.04**	0.290	0.285	0.44
WAGE	3260.12	3247.98	0.32	2425.39	2466.15	-1.57
HOUR	172.70	172.13	1.44	171.60	171.51	0.16
OCC1	0.006	0.008	-0.59	0.001	0.001	0.45
OCC2	0.352	0.354	-0.10	0.117	0.13	-1.39
OCC3	0.587	0.585	0.20	0.736	0.739	-0.30
OCC4	0.003	0.002	1.07	0.006	0.008	-0.63
OCC5	0.020	0.019	0.27	0.015	0.011	1.40
OCC6	0.003	0.002	0.73	0.001	0.001	0.00
OCC7	0.02	0.022	-0.51	0.066	0.057	1.46
OCC8	0.004	0.005	-0.90	0.013	0.013	-0.12
OCC9	0.004	0.004	0.20	0.045	0.041	0.66
변수	대출 남성(고학력)			대출 미만 남성(저학력)		
	비건설업	건설업	t-value	비건설업	건설업	t-value
EDU	16.164	16.149	2.81***	12.755	12.754	0.07
EXP	20.882	20.5	3.92**	25.527	25.759	-1.64
TEN	7.263	7.186	0.98	4.396	4.294	1.37
UNI	0.096	0.087	2.93***	0.068	0.068	0.17
SZ10	0.144	0.143	0.22	0.238	0.24	-0.30
SZ30	0.206	0.2	1.33	0.298	0.301	-0.46
SZ100	0.121	0.121	-0.25	0.203	0.202	0.03
SZ300	0.471	0.478	-1.35	0.137	0.134	0.67
WAGE	4545.84	4511.13	1.73*	3243.46	3234.48	0.48
HOUR	174.52	174.40	0.99	172.92	173.37	-1.63
OCC1	0.026	0.026	0.03	0.008	0.007	1.63
OCC2	0.535	0.549	-2.78***	0.231	0.235	-0.67
OCC3	0.288	0.287	0.31	0.165	0.16	1.05
OCC4	0.001	0.001	1.12	0.001	0.001	-0.52
OCC5	0.028	0.029	-0.18	0.009	0.009	0.07
OCC6	0.001	0.001	-0.19	0.004	0.004	0.30
OCC7	0.098	0.089	3.05***	0.437	0.432	0.73
OCC8	0.018	0.015	2.00	0.081	0.086	-1.27
OCC9	0.005	0.004	1.44	0.064	0.067	-1.07

주: \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5% 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

〈부표 3〉 PSM 이후 임금함수 다중회귀모형 추정결과

변수	대졸 여성(고학력)		대졸 미만 여성(저학력)	
	$\beta$	표준오차	$\beta$	표준오차
CONS	-0.018**	0.008	0.014*	0.007
EDU	0.095***	0.008	0.028***	0.004
EXP	0.024***	0.002	0.011***	0.001
EXP <sup>2</sup>	-0.001***	0.000	0.000***	0.000
TEN	0.024***	0.001	0.022***	0.001
UNI	0.058***	0.017	0.062***	0.023
SZ10	0.054***	0.015	0.040***	0.012
SZ30	0.101***	0.015	0.041***	0.012
SZ100	0.190***	0.018	0.083***	0.015
SZ300	0.307***	0.014	0.054***	0.012
OCC2	-0.521***	0.049	-0.431***	0.123
OCC3	-0.560***	0.049	-0.448***	0.122
OCC4	-0.760***	0.101	-0.532***	0.130
OCC5	-0.511***	0.057	-0.421***	0.126
OCC6	-0.686***	0.094	-0.776***	0.183
OCC7	-0.651***	0.056	-0.600***	0.123
OCC8	-0.711***	0.077	-0.545***	0.127
OCC9	-0.754***	0.082	-0.576***	0.124
절편	8.262***	0.143	9.327***	0.135
R <sup>2</sup>	0.364		0.245	
N	6,646		5,556	
변수	대졸 남성(고학력)		대졸 미만 남성(저학력)	
	$\beta$	표준오차	$\beta$	표준오차
CONS	-0.029***	0.004	-0.004	0.004
EDU	0.078***	0.003	0.031***	0.002
EXP	0.047***	0.001	0.031***	0.001
EXP <sup>2</sup>	-0.001***	0.000	0.000***	0.000
TEN	0.012***	0.000	0.015***	0.000
UNI	-0.020***	0.007	-0.002	0.009
SZ10	0.085***	0.009	0.070***	0.008
SZ30	0.146***	0.009	0.098***	0.008
SZ100	0.194***	0.009	0.113***	0.008
SZ300	0.306***	0.008	0.164***	0.009
OCC2	-0.399***	0.012	-0.449***	0.026
OCC3	-0.380***	0.012	-0.430***	0.026
OCC4	-0.771***	0.059	-0.905***	0.068
OCC5	-0.402***	0.016	-0.455***	0.035
OCC6	-0.760***	0.068	-0.731***	0.044
OCC7	-0.587***	0.013	-0.626***	0.026
OCC8	-0.672***	0.019	-0.702***	0.027
OCC9	-0.841***	0.028	-0.834***	0.027
절편	8.347***	0.058	9.289***	0.042
R <sup>2</sup>	0.359		0.278	
N	39,010		26,370	

주: \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5% 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

Abstract

---

Women in a Male-dominated Industry : Empirical Evidence  
from the Construction Sector

Jeong, Sangyun · Lim, Up

The construction sector is a classical example of male-dominated industries. To identify the patterns of gender gap in the construction sector, this study used the Duncan index, Oaxaca-Blinder decomposition, and propensity score matching method. The results derived through empirical analysis are as follows. First, the overall degree of occupational segregation by gender in the construction sector was smaller than the overall average, surprisingly. When explored by education level, however, the result has confirmed that occupational segregation by gender in the construction sector was severe in the lower education level, i.e., for people without college degree. Second, while the endowment effect of work experience and overall price effects were particularly large among high school graduates in the construction sector, the effects of corporate size and education were worth-mentioning in the higher education level. Third, the wage effect of entering the construction sector differed by gender and education level. The results with propensity score matching showed that the wage premium for entering the construction labor market was the largest for female workers without college degree at 1.4%.

Keywords : male-dominated industries, occupational segregation by gender, gender wage gap, propensity score matching