

노동조합과 성별 임금격차에 관한 연구*

조동훈** · 조준모***

본 연구는 2004년 8월 경제활동부가조사를 이용하여 한국노동조합이 성별 임금격차에 미치는 효과를 분석하였다. 이에 의하면 노조원의 경우 성별 임금격차가 27%에 불과한 반면 비노조원의 경우 40%에 이르러 노조부문에서 13% 성별 임금격차가 완화된 것으로 나타나고 있다. 이는 일견 노동조합이 성별 임금격차 해소에 적극적으로 기여하는 것으로 추측할 수 있지만 보다 정밀한 분석을 위하여 Blau and Kahn(1996)의 분석방법을 응용하여 성별 임금격차로 관측되는 생산성 차이, 관측되는 생산성에 대한 가격차이, 관측되지 않는 생산성 차이, 관측되지 않는 가격차이의 네 부분으로 분해하여 순수 임금시스템의 차이효과, 임금불평등도 차이효과, 노동조합의 차별해소효과의 상한선을 보다 정교하게 계측하고 있다. Blau and Kahn(1996)의 분석방법은 Oaxaca and Ransom(1994)의 분석방법에 비하여 관측되지 않는 성차별 부분을 관측되지 않는 생산성 차이와 관측되지 않는 가격차이로 보다 미세 분해할 수 있다는 장점을 가진다. 실증분석 결과에 의하면 노조부문에서 비노조부문에 비하여 성별 임금격차가 감소한 것은 48%가 여성 노조원이 여성 비노조원에 비하여 관측된 생산성이 높기 때문이며, 20%는 관측되지 않는 생산성이 높기 때문인 것으로 나타난다. 즉, 68%가 생산성 차이에 기인함을 의미한다. 28%는 호봉제, 성과급과 같이 노조부문과 비노조부문 간에 관측된 특성에 대한 가격차이에 기인하며 10%는 관측되지 않는 특성에 대한 가격차이에 기인한다. Oaxaca and Ransom(1994) 분해를 채택할 경우 노동조합의 차별해소를 위한 적극적 노력의 기여분을 최대 29%로서 계측할 수밖에 없으나 Blau and Kahn(1996)의 기법을 응용할 경우 최대 10%에 불과한 것으로 나타나서 과다추정 가능성을 최소화할 수 있다는 장점을 가진다.

핵심주제어: 성별 임금격차, 노동조합, 인적 특성, Oaxaca and Ransom 임금분해, Blau and Kahn 임금분해
경제학문헌목록 주제분류: J16, J51

* 이 논문은 2008년도 한림대학교 교비 학술연구비(HRF-2008-021)에 의하여 연구되었음.

** 한림대학교 경제학과 조교수(제1저자), E-mail: hooncho@hallym.ac.kr

*** 성균관대학교 경제학과 교수(교신저자), E-mail: trustcho@skku.edu

논문투고일: 2008. 9. 8 수정일: 2008. 11. 17 게재확정일: 2009. 1. 9

I. 서 론

노조부문에서 성별 임금격차는 작은 것으로 알려져 있다(Doiron and Riddle, 1994; Card, Lemieux, and Craig, 2003). 2004년 경제활동부가조사에 의하면 우리나라 노조원의 경우 성별 임금격차가 27%에 불과한 반면, 비노조원의 경우 40%에 이르러 노조부문에서 13% 성별 임금격차가 완화된 것으로 나타나고 있다. 혹자는 이 13% 전부가 노동조합이 성별 임금격차 해소에 적극적으로 기여한 결과라고 주장할 수 있지만 보다 정밀한 분석을 위하여 임금격차의 요인분해 분석이 필요하다.

노조부문에서 성별 임금격차가 작은 것은 노조부문과 비노조부문 간에 근로자의 특성차이와 성별 간 임금불평등도를 해소하기 위한 노동조합의 역할 등에서 그 원인을 찾을 수 있다. 만일 생산성이 우수한 여성 근로자가 노조부문으로 보다 집중적으로 자기선택(self-selection)한다면 노조부문에서 성별 임금격차가 상대적으로 작을 수밖에 없다.

이 밖에 노동조합은 성차별을 해소하기 위한 노력의 일환으로 성차별 금지에 관한 구체적인 프로그램을 단체협약에 반영할 수도 있고, 사용자로 하여금 남녀고용평등 및 동일노동-동일임금 관련법의 준수 여부를 감독하고 촉구할 수 있다(Freeman and Medoff, 1984). 노동조합의 성차별 해소를 위한 적극적 노력의 결과로서 성별 임금격차는 감소해 갈 수 있으며 결과적으로 무노조 사업장에 비하여, 다른 조건이 동일한 상황에서(*ceteris paribus*), 성별 임금격차는 감소할 수 있다.

또한 노동조합은 사업장 내 보다 평등화된 임금시스템을 선호함으로써 성별 임금격차를 감소시킬 수도 있다(Hirsch and Schumacher, 1998). Teulings and Hartlog(1998)은 노동조합이 고용손실을 최소화하면서 노동지대를 극대화하는 기제로서 근속급제(*seniority-based payment*)를 평가한다. 한국의 노조조직 사업장의 71.9%에서 근속급제를 실현하는 호봉제가 채택되고 비노조 사업장의 40.3%만이 호봉제를 채택하는¹⁾ 현실에서(〈부표 1〉 참조) 노동조합은 호봉제를

1) 〈부표〉는 2005년의 직업능력개발원의 인적자원기업패널조사 자료를 이용하여 임금시스템의 분포를 계산한 자료이다. 2006년의 한국노동연구원의 조사에 의하면(한국노동연구원, 2006) 노조조직 사업장에서 호봉제를 사용하는 비중이 71.7%, 무노조 사업장에서 호봉제를 사용하는 비중이 28.3%인 것으로 나타나서 직업능력개발원 조사에 비하여 노동조합 조직 사업장에서 호봉제가 더 높은 비중으로 채택되는 것으로 나타났다.

선호함으로써 노조부문에 성별 임금격차가 감소하는 간접효과가 발생할 가능성도 존재한다. 이와 대비되어 미국과 같이 직무급이 보편화된 노동시장에서 저임금 직무에 여성이 집중화되고 고임금 직무에 남성이 집중화되는 직무분리 현상이 성별 임금격차를 유발한다는 지적도 있다(Milkovich and Newman, 2005).

한편, 노동조합 교섭의 중앙집중화도 성별 임금격차에 영향을 미칠 수 있다. Blau and Kahn(1996)의 국제비교 실증연구에 의하면 유럽형의 중앙집중화된 교섭보다는 미국과 같이 분권화된 교섭체계하에서 성별 임금격차는 확대된다고 보고한다. 그러나 Meng and Meurs(2004)는 호주와 프랑스의 비교연구에서 정반대의 결과를 보고한다. 즉, 상대적으로 분권화된 교섭체계를 가진 호주에서 다른 조건이 동일한 상황에서 중앙집중형 산별교섭체계를 가진 프랑스에 비하여 성별 임금격차가 더 작다고 보고한다. 아직은 산별교섭이 정착되지 못한 한국의 경우 교섭구조의 변화가 성별 임금격차에 미치는 효과에 대한 평가는 시기상조라 판단된다.

성별 임금격차에 대한 국내의 기존연구들은 주로 Oaxaca류의 분해방법을 사용하여 성별 임금격차를 생산성 차이에 의한 임금격차와 잔여임금격차로 분해하였고, 임금격차의 상당부분이 차별적 요인에 기인한다고 제안한다. 예컨대, 박세일(1984), 금재호(2001)에서는 잔여임금격차의 크기는 30% 수준이라 제안하고 어수봉(1991), 유경준(2001), Kim(2003)의 경우 50% 이상으로 추정하였다. 가장 최근연구라고 할 수 있는 정진화(2007)의 경우, 1985~2004년 노동부의 「임금구조 기본통계조사」를 이용하여 Oaxaca and Ransom(1994)의 분해방법을 사용하여, 지난 20년간 성별 임금격차를 분석하여 기존연구들에 비해 보다 종합적인 연구결과를 제시하고 있다. 정진화(2007)의 연구에 의하면 지난 20년간 생산성 차이에 의한 임금격차는 크게 줄어들었으나 관찰되지 않는 부분이나 차별로 인한 차이는 매우 미미한 감소세를 보이는 것으로 나타났다.

본 연구는 2004년 8월 경제활동부가조사를 이용하여 한국노동조합이 성별 임금격차에 미치는 효과를 분석하였다. 성별 임금격차에 관한 기존연구들에 비해 다음과 같은 차별성을 가진다. 첫째, 기존연구에서 성별 임금격차의 결정요인으로서 노동조합을 고려하지 않거나 고려하더라도 최소자승법(OLS)에서 노동조합 유무를 단순 더미처리 하는 경우가 많았다. 본 연구에서는 경제활동인구조사(2004)의 대규모 표본을 이용하여 표본을 노조가입 근로자와 노조미가입 근로자로 나누어 각각의 경우 성별 임금차이의 결정요인을 실증분석한다. 이러한 분석은 노동조합의 조직 여부가 다른 조건에 변화를 유발하지 않는다는 정태

전제에서 탈피하게 하고 근로조건 전반에 걸쳐 패키지 단체협약을 체결하는 노조부문의 집단적 임금교섭의 임금결정기제(wage determination mechanism)가 무노조부문의 개별적 임금교섭 또는 사용자가 정한 취업규칙에 의한 임금결정기제와는 전혀 다르다는 전제하에 실증분석하는 것이다.

둘째, 기존연구들은 임금결정분해방식으로 Oaxaca and Ransom(1994) 분해방식을 사용하였다. 이러한 분해방식은 통상 성별 임금격차에 기여도를 관측되는 근로자 특성분과 잔여임금격차로 분해하였다. 노동조합이 성별 임금격차에 미치는 효과는 잔여임금격차에 포함되어 영향력의 최대치로만 계측될 수 있다. 반면, Blau and Kahn(1996)의 분석방법을 응용하여 성별 임금격차를 분해할 경우 관측되는 생산성 차이, 관측되는 생산성에 대한 가격차이, 관측되지 않는 생산성 차이, 관측되지 않는 생산성에 대한 가격차이의 네 부분으로 분해할 수 있다. Blau and Kahn(1996)의 분석은 국가별 성차별 비교분석을 위한 것이었으며 노조부문과 비노조부문으로 나누어 분석하지는 않았다. 본 연구에서는 우리나라 자료를 노조부문과 비노조부문으로 나누어 Blau and Kahn(1996)의 분석방법을 사용하여 분석함으로써 Oaxaca and Ransom(1994)의 대분류 분해방식에 비하여 보다 세분화된 분해방식을 택하고자 한다.

Blau and Kahn(1996)의 분석방법에서 관측되는 생산성 차이는 통상 인적 특성으로 기인되는 부분과 산업 및 직업 특성으로부터 기인되는 부분을 포함한다. 관측되는 생산성에 대한 가격차이는 노조부문과 비노조부문 간에 임금시스템의 차이에서 초래된 성별 임금격차를 반영한다. 관측되지 않는 생산성 차이는 관측되는 변수로 포착되지 않는 근로자의 생산성을 반영한다. 마지막으로 관측되지 않는 가격차이는 성차별 및 성간 임금불평등도를 해소하기 위한 노동조합의 역할을 반영한다. 이렇게 네 가지 부분으로 분해할 경우 근로자의 자기선택 외에 노동조합이 성별 임금격차에 미치는 경로는 크게 두 가지이다. 한 가지는 노동조합이 관측되는 생산성에 대한 보상시스템(관측되는 생산성에 대한 가격차이)에 영향을 미쳐 성별 임금격차에 영향을 줄 수 있다. 다른 한 가지는 보다 직접적인 경로로서 성차별 및 성간 임금불평등도를 직접적으로 변화시킴으로써 성별 임금격차를 해소해 갈 수도 있다. 전자의 경우 관측되는 생산성에 대한 가격차이 요인분해에 포착될 것이며, 후자의 경우 관측되지 않는 생산성에 대한 가격차이 요인분해에 포착될 것이다. 본 연구의 분석기법은 노동조합이 성별 임금격차에 미치는 직접적인 영향력을 계측함으로써 관측되지 않는 생산성의 차이와 관측되지 않는 생산성에 대한 가격차이를 합산한 잔여임금격

차 전부를 성별 임금격차 해소를 위한 노동조합 역할의 최대기여분으로 해석할 경우 노동조합의 실제효과를 과다추정할 가능성을 좀더 해소해 갈 수 있다는 장점을 가진다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제I절 서론에 이어 제II절에서는 실증분석에 사용한 자료와 노조원과 비노조원 간에 성별 임금격차에 대해 전반적으로 설명한다. 제III절에서는 제V절에서 사용되는 실증분석모형에 대해 설명하고, 제IV절에서는 노조원과 비노조원 집단 간에 임금체계의 차이에 대해 설명한다. 마지막으로 제V절에서는 실증분석 결과를 해석하고, 제VI절에서는 분석결과에 대한 요약과 결론을 제시하고자 한다.

II. 실증분석

1. 계량모형

Blau and Kahn(1996)은 백인과 흑인의 임금격차를 연구한 Juhn *et al.*(1991)의 분해방법을 발전시켜 국가 간 성별 임금격차 분석에 이용하였다. 기존의 연구와 Blau and Kahn 연구와의 차이점은 성별 임금격차를 분석하는데 임금구조를 중요한 요인으로 부각시켰다는 점이다. 본 연구는 Blau and Kahn의 방법론을 노조의 성별 임금격차 요인분석에 응용하였다. 그들의 연구는 국가별로 상이한 임금구조를 국가 간 성별 임금격차 분석에 이용하였다. 반면, 본 연구는 노조 유무에 따라 분석대상을 분리하여 마치 이를 국가별로 분석하는 것과 같은 방법으로 분석하였다. 노조 유무에 따라 성별 임금격차를 분해하는 방법에 있어서 성별 임금격차를 관측되는 생산성 차이, 관측되는 생산성에 대한 가격차이, 관측되지 않는 생산성 차이, 관측되지 않는 생산성에 대한 가격차이의 네 부분으로 분해하였다. Blau and Kahn(1996)의 분해방식은 Oaxaca and Ransom(1994)의 분해방식에 비하여 관측되지 않은 잔여임금의 차이를 관측되지 않는 특성차이로 인한 기여분과 관측되지 않는 특성에 대한 가격차이의 기여분으로 분해하는 장점을 가진다. 이러한 분석기법은 노동조합이 관측되지 않는 특성에 대한 보상시스템에 영향을 미쳐 성별 임금격차에 영향을 주었는지, 아니면 근로자의 관측되지 않는 특성이 자기선택하여 결과적으로 성별 임금격차가 변화하였는지를 가늠하게 한다.

본 연구에서는 경제활동인구조사 자료를 가지고 Blau and Kahn(1996)의 분해 기법을 사용하여 성별 임금격차의 결정요인의 기여분을 추정하고자 한다. 먼저 노조에 가입한 개인 i 의 임금함수를 다음과 같이 설정해 보면

$$E_{iu} = X_{iu}\beta_u + \sigma_u\theta_{iu}. \tag{1}$$

식 (1)에서 사용된 변수들은 <표 1>과 같이 정의된다. 이 때 기존의 Oaxaca 분해방법론과 차이점은 임금을 결정하는 요인 가운데 관측되지 않는 부분을 노조-비노조부문 간 임금구조의 차이와 근로자의 관측되지 않는 특성의 두 가지 부분으로 나누어서 분석한다는 점이다.

식 (1)을 사용하여 노조부문에서 남성과 여성의 임금격차는 식 (2)로 기술된다.

$$D_j = E_m - E_{fj} = \Delta X_j\beta_j + \sigma_j\Delta\theta_j (i=m, f=j=u) \tag{2}$$

여기서, ΔX_u : 노조부문 내에서 남녀 간 관측된 특성의 성별 차이
 $\Delta\theta_u$: 관측되지 않는 특성의 성별 차이

전통적인 Oaxaca and Ransom(1994) 분해방식에서 $\sigma_u\Delta\theta_u$ 는 성별 격차의 설명되지 않는 부분을 의미하고, 통상 이 부분은 여성에 대한 임금차별의 최대치로 해석되고는 한다. 식 (2)를 기초로 Blau and Kahn의 기법은 노조와 비노조부문의 성별 격차를 식 (3)으로 분해한다.

<표 1> 사용된 변수정의

변 수	정 의
i	$i=m$, 남성 근로자 $i=f$, 여성 근로자
j	$j=u$, 노조부문 $j=nu$, 비노조부문
E_{ij}	임금의 자연대수치
X_{ij}	근로자의 관측된 특성벡터
β_j	X_{iu} 의 추정계수벡터
σ_j	잔여임금의 표준편차
θ_{ij}	근로자의 관측되지 않는 특성벡터

$$D_u - D_{nu} = (\Delta X_u - \Delta X_{nu})\beta_{nu} + \Delta X_u(\beta_u - \beta_{nu}) + (\Delta\theta_u - \Delta\theta_{nu})\sigma_{nu} + \Delta\theta_u(\sigma_u - \sigma_{nu}). \quad (3)$$

식 (3) 우변의 첫 번째 항은 노조부문과 비노조부문의 관측되는 특성의 차이가 성별 임금격차를 유발하는 기여분을 나타낸다. 구체적으로 첫 번째 항은 노조부문과 비노조부문 간의 관측되는 근로자의 특성차이($\Delta X_u - \Delta X_{nu}$)와 비노조부문에서 관측되는 특성에 대한 가격 β_{nu} 의 교차항이다. 예컨대, 우리나라 노조부문에 종사하는 여성 근로자의 학력수준이 남성과 큰 차이가 없는 반면, 비노조부문 종사 여성 근로자들의 학력수준이 남성보다 현저히 작다는 점은 ($\Delta X_u - \Delta X_{nu}$)의 수치를 음수로 만드는 데 기여할 것이다. 이는 궁극적으로 다른 조건이 동일한 상황에서, 노조부문에서의 성별 임금격차를 비노조부문에 비하여 상대적으로 감소시키는 데 기여하게 된다. 결국 우변의 첫 번째 항은 여성의 관측된 특성이 노조부문과 비노조부문으로 자기선택하여 성별 임금격차가 변화하는 경로를 나타낸다.

식 (3) 우변의 두 번째 항은 관측되는 특성에 대한 노조부문과 비노조부문의 가격차이에 의한 기여분이다. 구체적으로 이 항은 노조부문의 관측되는 특성의 차이 ΔX_u 와 노조부문과 비노조부문의 가격차이 $\beta_u - \beta_{nu}$ 의 교차항이다. 예를 들어, 비노조부문에서 현직 근속연수에 대한 보상이 노조부문에 비하여 높다면 (즉, $\beta_u - \beta_{nu} < 0$), 이는 비노조부문의 성별 임금격차를 증가시키는 데 기여할 것이다. 이 두 번째 항의 기여분은 노조부문에서 근로자의 관측되는 성별 인적 속성의 분포크기에 영향을 받는다. 첫 번째와 두 번째 항을 기존의 성별 임금격차 분해연구에서는 설명되는 부분(explained part)이라고 정의되어져 있다.

Oaxaca and Ransom(1994) 분해방식에서 설명되지 않는 부분으로 분류되는 것이 세 번째와 네 번째 항이다. 세 번째 항은 노조부문과 비노조부문 간의 관측되지 않는 특성차이의 기여분이다. 구체적으로 노조부문과 비노조부문 간의 잔차의 차이(residual difference)인 $\Delta\theta_u - \Delta\theta_{nu}$ 으로 측정되어지며, 비노조부문에서의 임금의 (잔차)표준편차(residual standard deviation)가 고정되어 있다고 가정하고 추정되어진다. 예를 들어, 노조부문의 여성 근로자의 관측되지 않는 생산성이 비노조부문 여성 근로자에 비해 높다면 ($\Delta\theta_u - \Delta\theta_{nu} < 0$) 또는 노조부문에서 남성 근로자에 대한 여성 근로자의 상대적 생산성의 격차가 비노조부문보다 적게 나타난다면, 이는 노조부문에서 성별 임금격차를 비노조부문에 비하여 감소시키는 데 기여하게 된다. 이 때 세 번째 항이 전체 노조 유무에 따른 성

별 임금격차에 기여하는 크기는 노조부문과 비노조부문의 임금잔여분의 표준편차 차이뿐만 아니라, 비노조부문의 관측되지 않는 특성에 대한 가격 σ_{nu} 에 의해 결정된다. 따라서 노조부문과 비노조부문 간의 여성 근로자의 보이지 않는 생산성의 격차가 크더라도 관측되지 않는 특성이 노동시장에 평가되는 가격이 낮다면, 보이지 않는 생산성의 차이가 성별 임금격차를 노조부문에서 줄이는 효과는 적을 것이다. 이 부분은 노조와 비노조 기업에 따른 남성과 여성 근로자의 보이지 않는 특징들의 자기선택의 결과로 해석될 수 있다.

마지막으로 네 번째 항은 관측되지 않는 특성에 대한 가격차이의 기여분이다. 이 항에 영향을 미치는 주된 요인은 크게 두 가지이다. 첫째는 노조와 비노조부문 간의 노동시장 성차별(labor market discrimination) 정도의 차이이다. 만일 노동조합이 여성 근로자에 대한 성차별을 줄이는데 적극적인 역할을 한다면 이는 네 번째 항에 반영되어 노조부문에 성별 임금격차를 감소시키는 것으로 나타날 것이다. 둘째는 노조부문과 비노조부문의 임금불평등도의 차이가 네 번째 항에 반영된다. 만일 노동조합이 임금불평등을 줄이는데 기여한다면 간접적으로 성별 임금격차를 줄이는데 기여할 것이고 이러한 영향력 또한 네 번째 항에 반영된다.

그러나 노조가 있는 직장에 보다 동질적인 보이지 않는 생산성을 가진 근로자의 체계적인 자기선택이 발생하였다면, 이는 궁극적으로 노조부문에서 비노조부문보다 임금불평등(wage inequality)을 줄이는데 기여하였을 것이고 이는 노조의 효과라고는 보기 힘든 부분이 있다. 따라서 노동조합이 노동조합에 가입되어 있는 여성 근로자의 임금을 상승시켜 성별 임금격차를 줄이는 효과는 식 (3)의 네 번째 항에 포함되어 있고, 이는 최대추정값(maximum bound)의 의미로서 해석되어야 한다.

식 (3)에서 추정되는 성별 임금격차 분해결과는 설정되는 계수값의 차이에 의하여 바뀔 수 있으므로 추정결과의 안정도를 체크하기 위하여 식 (3)의 대안으로 식 (4)와 같이 분해식이 설정될 수도 있다.

$$D_u - D_{nu} = (\Delta X_u - \Delta X_{nu})\beta_u + \Delta X_{nu}(\beta_u - \beta_{nu}) + (\Delta \theta_u - \Delta \theta_{nu})\sigma_u + \Delta \theta_{nu}(\sigma_u - \sigma_{nu})\sigma_{nu}. \quad (4)$$

성별 임금분해방정식 (4)는 식 (3)에 비하여 첫 번째 항의 β_{nu} 를 β_u 로 대체하였고, 두 번째 항의 ΔX_u 를 ΔX_{nu} 으로 대체하였다. 또한 세 번째 항의 σ_{nu} 을 σ_u 으로 대체하였고, 마지막 네 번째 항의 θ_u 을 $\Delta \theta_{nu}$ 으로 대체하였다. 그러나

식 (3)과 식 (4)의 분석결과는 동일하여 식 (3)에 준하여 실증분석한다.

2. 실증분석

앞에서 살펴본 계량모형 추정식 (3)을 실증분석에서 추정하는 방법을 본절에서 살펴보기로 하자. 먼저 노조 유무에 따른 성별 임금격차를 결정하는 요인 가운데 관측되는 속성의 차이로 인한 부분인 첫 번째 항을 추정하기 위하여 임금을 결정하는 다양한 변수들의 분포를 살펴보았다. 이에 포함되는 변수로는 근로자의 현 직장 근속연수, 교육수준, 노동시장 경험, 결혼 여부와 근로자가 속한 직종과 산업의 분포를 살펴보았다. 근로자의 직종은 관리직, 전문직, 서비스직, 판매직, 사무직, 기능직, 장치기계조립직, 그리고 단순노무직의 8개의 대분류로 나누어 노조부문과 비노조부문 각각에서 남성 근로자와 여성 근로자의 분포의 차이를 살펴보았다. 또한 근로자가 속한 산업은 광업 및 건설업, 제조업, 운수, 창고 및 통신업, 도소매업, 금융 및 보험업, 교육서비스업, 사업서비스업, 오락, 방송 및 공연산업, 그리고 기타 공공서비스업의 9개의 대분류로 나누어 성별 간 분포의 차이를 노조부문과 비노조부문에서 각각 살펴보았다. 그리고 관측되는 인적 속성의 차이 $\Delta X_u - \Delta X_{nu}$ 에 곱해지는 계수 β_{nu} 는 비노조부문의 임금회귀식에서 추정된 계수로부터 유도되어진다.

성별 임금격차를 구성하는 두 번째 항인 $\Delta X_u(\beta_u - \beta_{nu})$ 도 앞에서와 동일한 방법으로 추정되어진다. 먼저 노동조합에 가입되어 있는 근로자그룹 가운데 임금을 결정하는 관측변수의 성별 차이를 구하고 이 값을 노조부문에서 구한 임금방정식 추정계수와 비노조부문에서 구한 임금방정식 추정계수의 차이값을 곱해 주면 두 번째 항을 추정할 수 있다. 이 때 Blau-Kahn의 방법을 노조부문과 비노조부문의 분해에 적용한다면 기존의 실증분석과는 달리 노동조합이 임금체계에 미치는 영향력에 관해 보다 정교한 분석결과를 제공한다. 만일 국내의 노동시장이 노조부문과 비노조부문의 이중노동시장(dual labor market)이 존재한다면 기존의 방법보다는 본 연구에서 사용되는 Blau-Kahn의 방법이 더 적절하리라 판단된다.

다음으로 세 번째와 네 번째 항을 추정하는 방법을 살펴보고자 한다. 오차항이 정규분포라는 가정 아래에서 이 두 항들이 추정되어 질 수 있는데, 먼저 σ 는 노조부문과 비노조부문의 임금방정식 추정에 나오는 잔여항의 표준편차를 의미한다. 만일 비노조부문에서 이 잔여항의 표준편차가 높고 여성의 상대적

임금분포가 남성보다 낮다면 노조에 가입되지 않는 여성 근로자의 임금은 노조 가입여성보다 낮을 것이며, 이는 상대적으로 임금수준이 낮은 여성 근로자에 대한 불이익(penalty)으로 작용할 수 있다. 임금의 불평등 정도를 측정하는 잔여항의 표준편차가 높은 부문에서 일하는 저임금근로자, 대개 여성 근로자의 경우는 남성 근로자와의 임금격차는 임금불평등 정도가 낮은 부문에서 일하는 근로자의 임금격차보다 클 것이다. 그리고 남성에 대한 여성의 임금분포 또는 임금잔여값(wage residuals)이 노조 유무에 관계없이 동일하더라도 만일 잔여임금 불평등(wage residual inequality) 정도가 비노조부문에서 크다면 이는 여성의 임금격차를 증가시키는 요인으로 작용할 것이다. 따라서 본 연구에서는 임금구조를 성별 임금격차를 분석하는데 있어서 중요한 요인으로 다루고 있다.

정규분포라는 가정 아래에서 우리는 세 번째와 네 번째 항을 추정하기로 한다. 우선 $(\Delta\theta_u - \Delta\theta_{nu})\sigma_{nu}$ 을 추정하기 위하여 먼저 노조부문과 비노조부문 각각에 대해 남성 임금근로자의 임금방정식을 추정하고 여기서 구한 임금잔여값을 기준으로 여성 근로자의 임금잔여값의 순위(rank)를 매긴다.²⁾ 그리고 노조부문의 여성 근로자에게 비노조부문 여성 근로자의 순위를 부여하고 그에 따른 임금잔여값을 투입한다. 이 추정된 값이 $\Delta\theta_u\sigma_{nu}$ 을 구성한다. 그리고 비노조부문에서 구한 여성의 평균 임금잔여값이 $\Delta\theta_{uu}\sigma_{nu}$ 에 대한 추정값이 된다. 노조부문에서 투입된(imputed) 추정치의 평균값과 비노조부문에서 추정된 평균값의 차이가 $(\Delta\theta_u - \Delta\theta_{nu})\sigma_{nu}$ 에 대한 추정치가 되는 것이다. 같은 방법으로 네 번째 항인 $\Delta\theta_u(\sigma_u - \sigma_{nu})$ 도 추정될 수 있다.

식 (3)에 따르면 성별과 관련된 요인들은 첫 번째와 세 번째 항에 담겨져 있으며 각각 관측되는 요인과 관측되지 않은 요인으로 구분된다. 노동시장구조는 두 번째와 네 번째 항에 반영되어 있고 이는 노조부문과 비노조부문에 대해서 각기 관측되는 형태와 관측되지 않는 가격의 차이로 분해된다.

식 (3)의 해석을 정리해서 요약해 보면 노조와 비노조의 성별 임금격차는 다음의 네 가지 부분으로 요약할 수 있다. ① 임금에 영향을 주는 근로자의 관측되는 인적 특성, ② 관측되지 않는 인적 특성, ③ 관측되는 노동시장의 가격, 그리고 ④ 관측되지 않는 노동시장가격의 차이로 분해된다. 기존의 분해방법과는 달리 Blau-Kahn의 연구를 노동조합에 응용해서 분석하는 본 연구는 임금구조와 근로자의 관측되지 않는 인적 특성을 세분화하여 분해함으로써 노동조합

2) 본 연구에서는 10분위 순위를 기준으로 실증분석하였다. 보다 자세한 실증분석방법에 대해서는 Blau and Khan(1996)의 논문을 참조하기 바란다.

이 성별 임금격차에 미치는 영향을 분석할 수 있다. 또한 노동조합이 임금불평 등에 미치는 효과를 성별 임금격차요인에 집목함으로써 기존의 집계화된 (aggregated) 연구와는 차별성을 두고 있다. 그리고 노동조합이 성별 임금격차에 미치는 효과는 네 번째 항에 포함되어지는데 여기에도 근로자의 자기선택의 영향이 있으므로, 이 값은 노동조합효과의 최대값(maximum bound)으로 해석되어야 할 것이다.

Ⅲ. 자료 및 사용변수의 특성

본 연구에서는 성별 임금격차에 대한 노조효과를 분석하기 위해서 2004년 경제활동인구조사를 사용한다. 이 조사는 매월 조사되나 본 연구는 임금정보를 필요로 하기 때문에 8월 부가조사를 이용한다. 경제활동인구조사는 군인, 죄수, 외국인이 아닌 15세 이상 국민을 대상으로 실시되며 3만 3,000가구를 매달 조사하여 고용형태, 근로시간, 근속기간, 노조가입 여부 등에 관한 정보를 제공하며 임금에 관한 정보는 2000년 8월 조사부터 제공된다. 경제활동인구조사는 국내인구를 대표할 수 있는 조사라고 하는 점이 가장 큰 장점이라 할 수 있다.

전체 3만 3,000가구주와 가구원 가운데서 주당 35시간 비농업부문에 종사하는 20~65세 사이의 근로자를 표본으로 추출하였다. <표 2>에서 경제활동인구조사에서 표본으로 추출된 남성 근로자 및 여성 근로자의 임금과 성별 임금격차를 노조원과 비노조원으로 나누어 보고한다. 먼저 노조에 가입된 근로자의 성별 임금을 살펴보면, 남성 근로자는 시간당 1만 2,490원을, 여성 근로자는 시간당 9,171원의 임금을 받는 것으로 나타나 여성 근로자의 임금수준은 남성 근로자의 73%로 나타나고 있다. 다음으로 노조에 가입하지 않은 근로자의 임금

<표 2> 노조원과 비노조원의 성별 임금격차

(단위: 원, %)

성 별	노조원			비노조원		
	남성	여성	성별 임금격차	남성	여성	성별 임금격차
시간당임금(원)	12,490	9,171	27%	9,650	5,828	40%
표본크기	2,216	587		9,406	7,114	

자료: 2004년 8월 경제활동인구조사.

94 노동조합과 성별 임금격차에 관한 연구

〈표 3〉 사용변수의 기본통계치

변 수	노조원		비노조원	
	남성 근로자	여성 근로자	남성 근로자	여성 근로자
임금의 로그값	7.01(0.51)	6.69(0.51)	6.72(0.55)	6.24(0.48)
근속연수	11.03(7.93)	7.10(6.15)	5.56(7.19)	2.72(4.14)
노동시장 경험연수	20.37(9.59)	13.6(10.59)	19.7(11.21)	18.3(12.68)
연령	40.42(8.41)	33.7(9.27)	39.77(10.05)	37.28(10.68)
교육연수	13.05(2.55)	13.10(2.78)	13.09(2.78)	11.98(2.89)
결혼 여부	0.82(0.38)	0.53(0.50)	0.73(0.45)	0.58(0.49)
표본수	2,216	587	9,406	7,114

주: () 안의 수치는 표준편차를 나타냄. 표본은 주당 35시간 근무하는 전일자 근로자와 20~65세 사이의 비농업부문 근로자에 한함. 임금은 시간당 임금.
 자료: 2004년 8월 경제활동인구조사.

을 성별로 비교해서 살펴보면, 남성 근로자의 임금수준은 시간당 9,650원이며 여성 근로자의 임금수준은 시간당 5,828원으로 남성 근로자의 60%에 머물고 있음을 알 수 있다. 따라서 노조원 가운데 성별 임금격차는 27%인 것으로 나타나며, 비노조원의 경우 여성의 성별 임금격차는 40%인 것으로 나타나서 노조원의 성별 임금격차가 13%point 더 작은 것으로 나타난다.

임금 이외에도 다양한 기초통계자료가 노조 유무에 따라 〈표 3〉에서 제시되고 있는데 각각의 표본은 주당 35시간 근무하는 전일제 근로자와 비농업부문에 종사하는 20~65세 사이의 근로자를 의미한다. 임금은 시간당 임금을 기초로 계산하였다.³⁾ 먼저 시간당 임금수준을 살펴보면, 임금의 자연대수값의 차이로 계측된 성별 임금격차는 노조부문에서 0.32log point이고 비노조부문에서는 0.48 log point인 것으로 나타나서 노조부문에서 성별 임금격차가 더 낮음을 알 수 있다.

임금을 결정하는 변수들의 기초통계량 수치를 근속연수부터 살펴보면, 먼저 노조부문의 경우 남성 근로자의 현 직장 근속연수는 평균 11.03년인데 반해, 여성 근로자의 평균근속연수는 7.1년으로 무려 4년간의 차이를 보여 주고 있다. 비노조부문의 경우를 살펴보면 남성 근로자의 현 직장 근속연수는 평균 5.56년이며 여성 근로자의 평균근속연수는 이보다 약 3년 작은 2.72년이다. 노조 유무

3) 주당 근로시간에 4.3을 곱하여 월단위 근로시간을 구하고 월별 기준 임금을 월기준 근로시간으로 나누어 시간당 근로임금을 계산하였다.

〈표 4〉 노조가입 여부별/성별 학력분포(%)

학 력	노 조		비 노 조	
	남 성	여 성	남 성	여 성
고졸중퇴	10.42	11.75	13.03	23.78
고졸	49.14	40.89	43.12	43.63
전문대	11.42	18.40	12.48	16.25
대졸 이상	29.01	28.97	31.37	16.34

에 상관없이 여성 근로자의 근속연수는 남성 근로자보다 낮게 나타남을 볼 수 있는데 이는 여성이 결혼이나 가사로 인한 장기근속의 확률이 낮음을 보여 주고 있다.

한 가지 흥미로운 점은 노조에 가입되어 있는 근로자의 근속연수가 비노조 기업에 종사하는 근로자보다 월등히 높다는 사실인데 노조가 과연 근로자의 고용안정에 기여하였는지에 대한 연구도 추후 기대되어진다.

다음으로 연령분포를 살펴보면, 노조부문에서 여성의 평균연령이 33.7세로서 비노조부문의 여성 평균연령 37.3세에 비하여 약 3~4년 낮은 것으로 나타나고 있다. 노조부문의 경우 연령에 있어서 성별 간 차이가 약 7년 정도 나타나는 반면에, 비노조부문의 경우 약 2년 정도의 차이가 나타남을 알 수 있다. 연령에서 교육연수와 7년을 빼서 구한 노동시장 경험연수도 연령과 유사한 패턴을 보인다.

마지막으로 노조 유무와 성별 간 교육연수의 기초통계량을 살펴보면 한 가지 흥미로운 점을 발견할 수 있다. 노조부문에서 여성의 교육연수는 평균 13.10년으로 남성의 평균교육연수 13.05년에 비해 다소 높다는 것이다. 이와는 대조적으로 비노조부문에서 여성의 교육연수는 평균 11.98년으로 남성의 교육기간 평균 13.09년 보다 1.11년 정도 짧은 것으로 나타났다. 이는 〈표 4〉의 노조가입 여부별, 성별 교육연수 분포에서도 잘 나타난다. 노조부문 여성근로자 가운데 대졸 이상의 학력을 가진 여성 근로자는 28.97%로서 남성 근로자의 29.01%와 큰 차이를 보이지 않는다. 반면 비노조부문 여성 근로자 가운데 대졸 이상의 학력을 가진 여성 근로자는 16.34%에 불과하여 남성의 31.37%에 비하여 현저히 낮은 것으로 나타난다. 이러한 교육기간의 성별 자기선택은 노조부문에서 성별 격차를 줄이는 방향으로 작용할 것으로 예상된다.

IV. 임금구조의 차이

전절에서 기술된 바와 같이 노조부문과 비노조부문 간의 임금불평등도의 차이가 성별 임금격차에 영향을 미칠 수 있다. 본절에서는 양부문에서 임금불평등도의 차이를 보다 구체적으로 살펴보고 실증분석에 대한 기초를 다지고자 한다.

〈표 5〉는 노조와 비노조부문의 임금불평등도의 차이를 나타내 주는 여러 추정치를 보여 준다. 임금의 자연대수치 기준 상위 90%에 속한 근로자의 임금과 하위 10%에 속한 근로자의 임금격차는 노조부문의 경우 1.512log point 차이가 나고, 비노조부문의 경우에 임금격차는 1.508log point 차이가 남을 보여 주어 노조 유무에 따른 큰 차이가 없음을 알 수 있다. 그러나 상위 90%와 중위 50%에 속한 근로자의 임금격차는 노조부문이 0.575log point로서 비노조부문 0.676log point보다 낮으며, 이는 중위 50%와 하위 10%에 속한 근로자의 임금격차도 비슷한 패턴임을 보여 준다. 그리고 임금의 자연대수치의 표준편차가 노조부문에서 0.509를 나타내며 비노조부문에서 0.549를 나타내어 노조부문의 임금불평등도가 작음을 시사한다.

위에서 살펴본 임금불평등 정도의 차이는 단순히 임금수준을 비교하는 것인데 반해서 〈표 6〉에서 제시되는 임금불평등 측정은 임금추정식에서 설명변수의 영향력을 통제한 잔차항의 분포를 기준으로 비교한 결과이다. 이는 임금을 결정하는 관측변수를 통제하므로 노동생산성과 관련된 관측되지 않은 인적 속성의 차이로 인한 임금격차의 차이를 보여 주고 있다. 먼저 앞에서와 마찬가지로 임금잔차항 기준 상위 90%에 속한 근로자의 수치와 하위 10% 수준에 속한 근로자의 임금잔차의 격차는 노조부문이 1.047log point 차이로 비노조부문의 1.089log point와 큰 차이가 없는 것으로 나타난다. 또한 상위 90%와 중위 50%

〈표 5〉 노조와 비노조부문의 임금불평등도 차이: 임금

임금의 자연대수치	노조부문	비노조부문
90~10	1.512	1.508
90~50	0.575	0.676
50~10	0.937	0.832
표준편차	0.509	0.549

〈표 6〉 노조와 비노조부문의 임금불평등도 차이: 임금잔차

임금의 자연대수치 잔차항	노조부문	비노조부문
90~10	1.047	1.089
90~50	0.429	0.455
50~10	0.618	0.634
표준편차	0.370	0.397

주: 임금의 자연대수치의 잔차항은 pooled 표본을 이용한 임금함수 추정식을 이용하여 추정되었으며, 교육, 노동시장 경험, 경험의 제곱, 근속연수, 노조, 결혼 여부, 직종, 산업더미의 일곱 가지 설명변수가 사용되었음.

차이에 있어서도 노조부문이 약간 낮은 0.618log point, 비노조부문이 0.634log point이다. 중위 50%와 하위 10%의 격차도 비노조부문에서 약간 높음을 알 수 있다. 그리고 표준편차의 차이를 살펴보면 노조부문에서 표준편차가 0.370, 비노조부문에서 0.397인 것으로 나타나서 유사한 패턴을 보인다. 후술되지만 노조부문에서 임금불평등도가 상대적으로 작을수록 이는 간접적으로 노조부문의 성별 임금격차를 감소시키는 것으로 나타난다.

Card(2001), Freeman(1993), Meng(1990)과 Hirsh and Schumacher(1998)의 연구에 의하면 노동조합은 사용자에 의한 관측되지 않는 생산성에 대한 가격(보수)을 감소시켜 생산성과 보수 간의 연동성을 약화시키고 결과적으로 임금불평등도를 감소시킨다고 제안한다. 임금불평등도의 감소는 전반적으로 성별 임금격차를 감소시키는 방향으로 작용할 것이다.

우리나라에서 보편적으로 사용되는 호봉제도 임금불평등도에 영향을 미쳐 성별 임금격차에 영향을 미칠 것으로 판단된다. 〈부표 1〉에서 기술되듯이 노조부문의 경우 71.9%가 호봉제를 채택한 반면, 비노조부문의 경우 40.3%가 호봉제를 채택하는 것으로 나타난다. 호봉제는 성과연동형 급여체계에 비하여 관측되지 않는 생산성으로 인한 임금의 불평등도를 줄여 성별 임금격차를 줄이는 방향으로 작용할 것이다.

비노조부문에서 발견되는 상대적으로 높은 성별 임금격차에 대한 임금구조효과를 살펴보기 위하여 다양한 형태의 임금분포 추정치가 〈표 7〉에서 제시되고 있다. 〈표 7〉에 의하면 임금자연대수치의 성별 격차는 노조부문이 비노조부문에 비하여 더 작은 것으로 나타난다. 여성 평균임금의 남성 임금분포에서의 순위는 노조부문에서 최저치로부터 약 38% 순위이며, 비노조부문에서는 최저치로부터 약 29% 순위인 것으로 나타났다. 즉, 여성의 임금수준이 남성에 비해

〈표 7〉 노조와 비노조부문의 임금구조

변 수	노조부문	비노조부문
임금자연대수치의 성별 격차	0.32	0.48
임금의 성별 격차	0.73	0.60
여성 평균임금의 남성 임금분포에서의 순위(%)	37.93	29.09
남성 임금추정식의 잔여임금의 표준편차 ¹⁾	0.37	0.39
여성 임금추정식의 잔여임금의 표준편차 ²⁾	0.34	0.37
여성의 평균잔여임금	-0.15	-0.20
여성 평균잔여임금의 남성 잔여임금 분포에서의 순위(%)	42.84	39.05

주: 1) 남성 잔여임금은 pooled 표본을 이용한 임금함수 추정식을 이용하여 추정되었으며, 교육, 노동시장 경험, 경험의 제곱, 근속연수, 노조, 결혼 여부, 직종, 산업더미의 일곱 가지 설명변수가 사용되었음.

2) 남성의 1)과 동일한 방식으로 추정되었음.

상대적으로 낮은 수준에 있지만 그 정도가 비노조부문에서 더욱 심화됨을 보여 준다. 만일 비노조부문의 임금불평등의 정도가 노조부문에 비해 심하다면 이는 여성 근로자에게 이중의 불이익(double penalty)을 초래할 수도 있다.

다음으로 남성과 여성의 임금추정식 잔차항의 표준편차는 노조부문에서 비노조부문에 비하여 낮은 것으로 나타나서 관측되지 않는 특성에 대한 가격의 불평등도가 노조부문에서 더 낮음을 의미한다. 그리고 남성의 평균잔여 임금을 0으로 정규화시킨 후에 구한 여성의 평균잔여임금 수준은 노조부문에서 남성보다 0.15point 낮고 비노조부문에서도 0.20point 낮음을 보여 주어, 노조 유무에 상관없이 여성의 관측되지 않는 임금에 영향을 주는 인적자원의 수준이 여성이 남성에 비해 낮음을 보여 준다. 더 나아가 노조부문의 여성 근로자가 상대적으로 비노조부문의 여성 근로자보다 관측되지 않은 인적 특성의 수준이 높음을 암시하고 있으며 이는 노조부문의 임금 성별 격차를 줄이는 효과로 작용한다.

결과에서 보이는 것처럼 노조부문의 임금불평등 정도가 약한 이유는 노동조합이 임금불평등 정도를 감소시키기 위하여 임금차별을 억제하고 남녀평등 및 동일노동-동일임금을 관철시키기 위해 노력한 적극적 노력의 산물일 수 있다. 다른 한편으로 노동조합이 호봉제, 직무급, 직능급 등과 같이 사용되는 임금시스템에 영향을 미쳐 간접적으로 임금불평등도에 영향을 미칠 수 있다.

V. 실증분석 결과

본절에서는 앞에서 살펴본 계량모형을 실증분석한 결과를 제시하고자 한다. 구체적인 분해결과에 앞서 임금분해의 기초가 되는 회귀분석을 노조부문과 비노조부문으로 나누어 진행하여 그 결과를 살펴보기로 하자. 임금을 결정하는 변수들로서 우리는 현 직장 근속연수, 노동시장 경험(연령-나이-7), 교육연수, 결혼 여부 더미 등을 포함하였고, 8개의 직종더미와 9개의 산업더미를 임금회귀식에 넣어주었다. 이 때 기준이 되는 직종과 산업은 각각 단순노무직과 제조업을 선정하였다.

전반적으로 근속연수, 노동시장 경험, 교육연수는 임금에 통계적으로 유의한 양(+)의 효과를 보여 주고 있다. 예를 들어, 비노조부문의 경우 현 직장 근속연수가 1년 증가함에 따라 근로자의 임금수준이 약 3.6% 정도 증가하며, 교육연수 1년 증가는 5.5%의 임금상승을 하는 것으로 나타난다. 이는 기존연구와 큰 차이가 없음을 보여 준다. 임금에 영향을 주는 추정계수의 크기에 있어서는 <표 8>에 나타난 것과 같이 관측된 변수들이 임금에 미치는 효과는 비노조부문에서 노조부문에 비하여 더 큰 것으로 나타난다. 이는 노동조합이 임금표준화 정책을 추진하여 노조부문의 임금변화폭이 비노조부문보다 작은 데 기인한 것으로 예측된다. 반면 결혼더미변수는 노동조합 사업장에서 임금에 미치는 효과가 더 큰 것으로 나타난다. 이는 노동조합의 단체협약이 기혼자의 부양가족에 대한 지원이나 자녀학자금에 대한 지원제도 등 기혼자에 유리한 부가급여를 가지고 있기 때문인 것으로 추측된다.

다음으로 직종더미의 계수추정치 결과를 살펴보면 비노조부문의 경우 단순노무직 기준으로 모든 직종에 있어서 현저한 임금격차가 존재하는 것으로 나타난다. 예를 들어, 단순노무직에 비해 관리직은 임금수준이 약 60.1% 높고 제일 적은 판매직도 15.1% 정도 높음을 보여 주고 있다. 이는 한국의 경우 임금결정에 있어서 직종이 차지하는 역할이 매우 중요함을 시사하고 있다. 그러나 비노조부문과는 달리 노조부문의 경우에는 관리직, 전문직, 사무직과 장치기계조립직에서만 통계적으로 유의한 값이 나오며 그 크기도 비노조부문보다는 훨씬 작게 나타난다. 이러한 현상은 호봉제와 같이 임금산정표에 의해 기계적으로 임금이 결정될 가능성이 큰 노조부문에서 직종별 임금격차는 상대적으로 감소할 가능성을 시사한다.

〈표 8〉 임금회귀분석 결과

변 수	비노조부문	노조부문
근속연수	0.036**(0.001)	0.034**(0.001)
노동시장 경험	0.017**(0.001)	0.014**(0.003)
교육연수	0.055**(0.002)	0.048**(0.004)
결혼 여부	0.083**(0.008)	0.151**(0.020)
직종더미		
관리직	0.609**(0.030)	0.154*(0.074)
전문직	0.405**(0.014)	0.266**(0.041)
서비스직	0.042**(0.014)	0.030(0.067)
판매직	0.151**(0.017)	-0.039(0.064)
사무직	0.329**(0.013)	0.186**(0.037)
기능직	0.251**(0.013)	0.167**(0.040)
장치기계조립직	0.220**(0.013)	0.029(0.036)
산업더미		
광업 및 건설업	0.170**(0.012)	-0.006(0.051)
운수, 창고 및 통신업	0.034*(0.016)	-0.079**(0.021)
도소매업	-0.072**(0.012)	-0.034(0.040)
금융 및 보험업	0.146**(0.016)	0.075**(0.024)
교육 및 위생 서비스업	-0.036**(0.013)	-0.073*(0.028)
사업서비스업	0.046*** (0.012)	0.017(0.039)
오락, 방송 및 공연산업	-0.040(0.027)	0.104(0.057)
기타 공공서비스업	-0.031**(0.011)	0.005(0.028)
Adjusted R-squared	0.512	0.500
관측치	16,520	2,803

주: * 5%에서 통계적으로 유의, ** 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

마지막으로 산업별 더미의 계수추정치를 살펴보면 제조업 기준으로 비노조부
 문에서는 산업별 임금격차가 상당히 존재하는 것으로 나타난다. 예를 들어, 제
 조업 기준으로 금융보험업에 종사하는 근로자의 임금은 약 14.6% 정도 높고
 도소매업에 종사하는 근로자의 임금은 약 7.2% 정도 낮음을 보여 주고 있다.
 그러나 최근의 Cho(2007)의 연구는 한국노동패널 분석을 이용한 실증분석에서
 횡단면 분석에서 발견되는 산업 간 임금격차가 개인의 발견되지 않은 고정된
 인적 속성을 고려하면 대다수의 임금격차가 사라진다는 결과를 보고하고 있다.
 비노조부문과는 달리 노조부문에 있어서 산업더미 추정계수의 상당수가 비유의
 적인 것으로 나타난다. 이는 우리나라의 산별 교섭이 정착되지 않아서 산업별

특성에 맞는 산별 임금결정체계가 구성되지 않은 데서도 기인하는 것으로 추정되어진다.

〈표 8〉의 추정계수에 기초하여 성별 임금격차를 요인분해한 분석결과가 〈표 9〉에서 제시되어 있다. 임금요인분해는 〈표 8〉의 회귀분석에서 얻어진 추정계수치를 이용하여 식 (3)과 같이 계산한 결과이다. 노조부문과 비노조부문의 성별 임금격차의 차이는 $-0.16\log$ point로서 노조부문의 성별 임금격차가 비노조 부문에 비하여 상대적으로 적음을 의미한다. 노조부문과 비노조부문의 횡축의 수치들은 노조부문과 비노조부문의 성별 임금격차의 요인별 기여분을 나타낸다. 먼저 (1)에 표시된 관측된 특성차이의 수치는 노조부문과 비노조부문의 관측된 특성차이가 성별 임금격차의 차이에 기여한 크기를 나타낸다. (-)부호가 의미하는 것은 노조부문의 여성 근로자가 비노조부문의 여성 근로자에 비하여 더 높은 인적자본(즉, 더 높은 교육수준, 근속연수, 노동시장 경험 등)을 가지고 있어 성별 임금격차가 노조부문에서 감소함을 의미한다. (1)의 절대치가 전체 성별 임금격차의 차이분 가운데 차지하는 부분이 48.19%로서($0.0771 \div 0.16$), 노조부문이 성별 임금격차가 비노조 부문에 비해 상대적으로 작은 원인 가운데 관측된 근로자의 특성차이가 약 절반 정도를 설명하고 있음을 의미한다.

〈표 8〉의 (2)에서는 관측된 특성에 대한 가격차이가 성별 임금격차에 기여하는 정도를 보여 주고 있는데, 이 부분 또한 노조부문의 성별 임금격차를 상대적으로 작게 하는데 기여하고 있다. 수치는 -0.0444 로서 전체 성별 임금격차 차이 가운데 약 27.75%($0.0444 \div 0.16$)를 차지하는 것으로 나타난다. 이 가운데 직종(-0.0135), 산업(-0.0121)과 노동시장 경험(-0.0182)에 대한 가격이 노조부문의 성별 임금격차를 줄이는데 크게 기여하고 있음을 알 수 있다. 이는 임금에 영향을 주는 중요한 요인인 직종과 산업에서 여성 근로자는 상대적으로 저임금 직종 및 산업에 종사할 확률이 남성에 비해 높고 이는 여성 근로자의 임금을 감소하도록 영향을 준다. 그러나 앞에 임금추정식 결과에서 살펴본 것처럼, 노동조합이 표준화된 임금정책을 통하여 직종 간 또는 산업 간 임금격차를 줄이는 역할을 하였다면 이는 노조부문에서 성별 임금격차를 해소하는 역할을 할 수 있다.

그리고 임금시스템(wage system)은 (2)의 관측된 특성에 대한 가격차이와 (4)의 관측되지 않는 특성에 대한 가격차이를 통해 성별 임금격차 차이에 영향을 미친다. 후술되겠지만 (4)는 노동조합이 임금불평등도에 미치는 효과와 성차별을 줄이는데 적극적인 역할을 포함한다. 후자의 효과를 0이라고 가정해 본다면

〈표 9〉 노조부문과 비노조부문 간의 성별 임금격차의 차이에 대한 요인분해

요 인	기 여 도
(1) 관측된 특성차이:	-0.0771(48.19%)
교육연수	-0.0617
근속연수	0.0387
노동시장 경험	0.0295
직종	-0.0730
산업	-0.0231
(2) 관측된 특성에 대한 가격차이:	-0.0444(27.75%)
교육연수	0.0003
근속연수	-0.0061
노동시장 경험	-0.0182
직종	-0.0135
산업	-0.0121
(3) 관측되지 않은 특성차이	-0.0318(19.88%)
(4) 관측되지 않은 특성에 대한 가격차이	-0.0152(9.5%)
관측된 특성차이의 총기여분: (1)+(2)	-0.1215(75.94%)
관측되지 않은 특성차이의 총기여분: (3)+(4)	-0.0470(29.38%)
노조부문과 비노조부문 간의 성별 임금격차의 차이	-0.1600(100%)

임금시스템이 성별 임금격차의 차이에 영향을 미치는 상한선을 추정해 볼 수 있는데 (2)와 (4)의 합, 즉 $-0.0596(-0.0444+0.0152)$ 만큼 노조부문에서 성별 임금격차를 줄이는데 기여하고 있음을 알 수 있다. 관측된 특성에 대한 가격차이가 상대적으로 관측되지 않은 특성에 대한 가격차이보다 상대적으로 더 큰 기여를 하고 있다는 점, 관측되는 특성 가운데 근속연수와 노동시장 경험이 상대적으로 큰 기여를 하고 있다는 점은 〈부표 1〉에 기술되는 바와 같이 노조부문에서 집중적으로 채택되는 호봉제가 일정 부분 기여하고 있음을 알 수 있다.

〈표 9〉의 (3)행은 노조부문과 비노조부문의 관측되지 않은 특성차이가 성별 임금격차의 차이에 기여하는 크기를 의미하며, -0.0318 은 절대치에 있어 노조유무 간 성별 임금격차의 19.88%를 차지한다. 이는 관측되는 특성과 마찬가지로 관측되지 않은 특성에 있어서도 상대적으로 생산적인 여성 근로자가 노조부문으로 자기선택하여 노조부문의 성별 임금격차를 줄이고 있음을 의미한다.

마지막으로 (4)행은 관측되지 않은 특성에 대한 가격차이를 의미하며, 이는 전술된 바와 같이 노동조합이 성차별을 줄이는데 적극적인 역할로 인한 직접적인 영향력과 노동조합이 임금불평등도를 감소시켜 간접적으로 임금차별을 줄이는 간접 영향력을 포함한다.

〈표 9〉에서 살펴본 분석결과는 Oaxaca and Ransom(1994) 분해결과와 비교분석할 수 있다. (1)+(2)는 Oaxaca and Ransom(1994) 분해에서 관측되는 요인들에 의한 총기여분을 의미하며, (3)+(4)는 관측되지 않는 요인들에 의한 총기여분을 의미한다. 통상 (3)+(4)를 차별적 요소에 의한 기여분의 최대치로 해석되고는 한다. 그러나 본고의 분석은 Oaxaca and Ransom(1994) 대분류 분해를 (1), (2), (3), 그리고 (4)로 분해함으로써 순수 임금시스템의 차이효과, 임금불평등도 차이효과, 노동조합의 차별해소효과의 상한선을 보다 정교하게 계측하고 있다. 예컨대, Oaxaca and Ransom(1994) 분해를 채택할 경우 노동조합의 차별해소를 위한 적극적 노력의 기여분을 최대 29.38%로서 계측할 수밖에 없으나, Blau and Kahn(1996)의 기법을 응용한 본고에서는 최대 9.5%에 불과한 것으로 나타난다. 또한 순수 임금시스템의 차이효과는 최대 37.25%((2)+(4)), 임금불평등도의 차이효과는 최대 9.5%(4), 노동조합의 성차별 해소와 같은 적극적 노력으로 인한 것은 최대 9.5%(4)에 불과함을 의미한다.

VI. 결 론

본 연구는 2004년 8월 경제활동부가조사를 이용하여 한국노동조합이 성별 임금격차에 미치는 효과를 분석하였다. 노조원의 경우 성별 임금격차가 27%에 불과한 반면 비노조원의 경우 40%에 이르러 노조부문에서 13% 성별 임금격차가 완화된 것으로 나타나고 있다. 이는 일견 노동조합이 성별 임금격차 해소에 적극적으로 기여하는 것으로 추측할 수 있지만 정밀한 분석을 위해 Blau-Kahn(1996)의 분석방법을 사용하였다.

기존연구들은 임금결정분해방식으로 통상 Oaxaca and Ransom(1994) 분해방식을 사용하였다. 이러한 분해방식은 통상 성별 임금격차에 기여도를 관측되는 근로자 특성분과 잔여임금격차로 분해하였다. 노동조합이 성별 임금격차에 미치는 효과는 잔여임금격차에 포함되어 영향력의 최대치로만 계측될 수 있다. 반면 Blau and Kahn(1996)의 분석방법을 응용하여 성별 임금격차를 분해할 경

우 관측되는 생산성 차이, 관측되는 생산성에 대한 가격차이, 관측되지 않는 생산성 차이, 관측되지 않는 생산성에 대한 가격차이의 네 부분으로 세분류하여서 분해할 수 있다는 장점을 가진다. Blau and Kahn(1996)의 분석은 국가별 성차별 비교분석을 위한 것이었으며 노조부문과 비노조부문으로 나누어 분석하지는 않았다. 그러나 본 연구에서는 우리나라 자료를 노조부문과 비노조부문으로 나누어 분석하였다.

노조부문과 비노조부문의 성별 임금격차의 차이는 $-0.16\log$ point로서 노조부문의 성별 임금격차가 비노조부문에 비하여 상대적으로 작음을 의미한다. 노조부문 근로자들의 보다 높은 교육수준, 근속연수, 노동시장 경험 등과 같이 관측되는 특성의 차이가 성별 임금격차에 기여분은 전체 임금격차의 48.19%를 설명할 수 있다. 노조부문과 비노조부문 간의 관측된 특성에 대한 가격차이 또한 노조부문의 성별 임금격차를 상대적으로 작게 하는데 기여하고 있다. 전체 성별 임금격차의 차이 가운데 약 27.75%를 차지하는 것으로 나타난다. 이 가운데 근속연수와 노동시장 경험에 대한 가격이 노조부문의 성별 임금격차를 줄이는데 크게 기여하고 있음을 알 수 있다.

임금시스템은 관측된 특성에 대한 가격차이와 관측되지 않는 특성에 대한 가격차이를 통해 성별 임금격차의 차이에 영향을 미친다. 특히, 후자의 경우 노동조합이 임금불평등도에 미치는 효과와 성차별을 줄이는데 적극적인 역할을 포함한다. 후자의 효과를 0이라고 가정해 본다면 임금시스템이 성별 임금격차의 차이에 영향을 미치는 상한선을 추정해 볼 수 있는데 이는 전체 임금격차의 37.25%인 것으로 나타난다. 관측된 특성에 대한 가격차이가 상대적으로 관측되지 않는 특성에 대한 가격차이보다 상대적으로 더 큰 기여를 하고 있다는 점, 관측되는 특성 가운데 근속연수와 노동시장 경험이 상대적으로 큰 기여를 하고 있다는 점은 노조부문에서 집중적으로 채택되는 호봉제가 일정 부분 기여하고 있음을 알 수 있다. 노조부문과 비노조부문의 관측되지 않은 특성차이가 성별 임금격차의 차이에 기여분은 전체의 19.88%를 차지한다. 이는 관측되는 특성과 마찬가지로 관측되지 않는 특성에 있어서도 상대적으로 생산적인 여성 근로자가 노조부문으로 자기선택하여 노조부문의 성별 임금격차를 감소시키고 있음을 의미한다. 관측되지 않는 특성에 대한 가격차이는 노동조합이 성차별을 줄이는데 적극적인 역할로 인한 직접적인 영향력과 노동조합이 임금불평등도를 감소시켜 간접적으로 임금차별을 줄이는 영향력을 포함한다. Oaxaca and Ransom (1994) 분해를 채택할 경우 노동조합의 차별해소를 위한 적극적 노력의 기여분

을 최대 29%로 계측할 수밖에 없으나, Blau and Kahn(1996)의 기법을 응용할 경우 최대 10%에 불과한 것으로 나타나서 과다추정 가능성을 최소화하였다.

참 고 문 헌

- 김재호, 『여성 노동시장의 현상과 과제』, 한국노동연구원, 2001.
- 박세일, 「여성 노동시장의 문제점과 남녀별 임금격차」, 박훤구·박세일 편저, 『한국의 임금구조』, 한국개발연구원, 1984, 181~226.
- 어수봉, 『한국의 여성노동시장』, 한국노동연구원, 1991.
- 유경준, 「성별임금격차의 차이와 차별」, 『KDI 정책연구』 제23권 제12호, 2001, 193~231.
- 정진화, 「한국노동시장에서의 성별 임금격차 변화: 혼인상태 및 직종 특성별 비교」, 『노동경제논집』 제30권 제2호, 2007, 33~60.
- Blau, F. and L. Kahn, “Wage Structure and Gender Earnings Differentials: An International Comparison,” *Economica*, 63, 1996, S29~S62.
- Card, D., “The Effect of Unions on Wage Inequality in the U.S. Labor Market,” *Industrial and Labor Relations Review*, 54(2), 2001, 296~315.
- Card, D., T. Lemieux, and W. Craig, “Unions and the Wage Structure,” in Addison, J. and C. Schnabel eds., *International Handbook of Trade Unions*, Northampton: Edward Elgar, 2003, 246~292.
- Cho, D., “A Longitudinal Analysis of Inter-Industry Wage Differentials in the Korean Labor Market,” 2007, mimeo.
- Doiron, J. and W. Riddle, “The Impact of Unionization on Male-Female Earnings Differences in Canada,” *Journal of Human Resources*, 29(2), 1994, 504~534.
- Freeman, R., “How Much has Deunionization Contributed to the Rise of Male Earnings Inequality?” in Sheldon Danziger and Peter Gottschalk eds., *Uneven Tides: Rising Income Inequality in America*, New York: Russell Sage Foundation, 1993, 133~163.
- Freeman, R. and J. Medoff, *What do Unions Do?*, New York: Basic Books, 1984.
- Hirsh, B. and E. Schumacher, “Unions, Wages, and Skills,” *Journal of Labor Economics*, 33(1), 1998, 201~209.

- Juhn, C., K. Murphy, and B. Pierce, "Accounting for the Slowdown in Black-White Wage Convergence," in Marvin Kosters ed., *Workers and Their Wages*, Washington DC: AEI Press, 1991, 107~143.
- Kim, Y., "Wage Discrimination in Korea: Measurement and Distribution," Working Paper 2003-01, Korea Development Institute, 2003.
- Meng, R., "Union Effects on Wage Dispersion in Canadian Industry," *Economic Letters*, 32(4), 1990, 399~403.
- Meng, X. and D. Meurs, "The Gender Earning Gap: Effects of Institutions and Firms," *Oxford Economic Paper*, 56(2), 2004, 189~208.
- Milkovich, G. and J. Newman, *Compensation*, 8th eds., Boston: MacGraw-Hill, 2005.
- Oaxaca, R. and M. Ransom, "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials," *Journal of Econometrics*, 61(1), 1994, 5~21.
- Teulings C. and J. Hartog, *Corporatism or Competition?: Labour Contracts, Institutions and Wage Structures in International Comparison*, Cambridge: Cambridge University Press, 1998.

부 록

〈부표〉 노조 유무별 임금시스템 분포

	호 봉 제	성 과 급	혼 합 형	
			개 인 상 여 금	집 단 상 여 금
노조조직 기업	71.9%	67.7%	39.6%	17.2%
비노조조직 기업	40.3%	80.6%	50.4%	24.8%
차이에 대한 <i>p</i> -value	0.000	0.001	0.050	0.082

주: 직업능력개발원(2005)의 인적자원 기업패널자료를 이용한 분석결과임.

「Abstract」

Union and Gender Earning Gap

Donghun Cho · Joonmo Cho

A smaller gender earnings gap among union workers may arise from differences in observed characteristics of workers and jobs and other hidden components such as a union role in reducing discrimination or wage inequality. When the Oaxaca decomposition method is applied to measure the influence of factors contributing to a gender earnings gap in union and non-union jobs, it only decomposes the part of the gender earnings gap explained by observed characteristics from the unexplained part. The unexplained part is typically interpreted as the maximum bound of union contribution in reducing the gender earnings gap which tends to overestimate the true effect of union to the extent of the self-selection effect of workers' unobserved productive traits. Instead of producing two decomposition parts of the explained and the unexplained, Blau and Kahn provided a tool for a more refined decomposition method in their international comparison study: observed characteristics and their prices, and unobserved characteristics and their prices, even if they did not pay attention to the difference of the gender earnings gap between union and non-union jobs. Our empirical extension of Blau and Kahn's method to the decomposition of the gender earnings gap in Korean union and non-union jobs suggests the Oaxaca decomposition may overestimate the (maximum bound) union contribution by as much as 19 percentage points.

Keywords: gender earnings gap, union effect, workers' characteristics, Oaxaca and Ransom Decomposition Method, Blau-Kahn Decomposition Method

JEL Classification: J16, J51