

직업내 여성비율의 임금효과*

사 명 철**

본 연구는 직업내 여성비율이 개인의 임금에 어떠한 인과효과를 주는지 추정하기 위하여 수행되었다. 이를 위해 KLIPS 4차~17차 자료를 패널로 구축하여, 개인의 미관측 특성과 시간고정효과를 통제한 고정효과 모형으로 임금함수를 추정하였다. 그 결과 기존의 국내 노동시장의 결과와는 다르게 직업내 여성비율이 남성 집단과 여성 집단 모두에 부정적인 영향을 주고 있음을 확인할 수 있었다. 또한 성별 임금격차에 대한 분해를 수행한 결과, 성별임금격차에서 직업내 여성비율이 차지하는 비중이 적지 않았다. 또한 이 현상이 저학력·저임금 집단은 전체집단과 유사한 흐름을 보임을 확인하였으나, 고학력·고임금 집단의 경우 남성집단에서의 계수값이 통계적으로 유의하질 않아, 이에 대한 판단을 내릴 수 없었다.

1. 연구에 앞서

직업내 여성 비율의 임금효과에 대한 추정 중 대표적으로 구축가설을 들 수 있다. 구축가설은 고임금·고숙련 일자리로 남성들이 몰리게 됨으로 여성들은 상대적으로 저임금·저숙련의 직업으로 구축된다는 것이다(Bergmann, 1974). 이에 Sorenson (1990)은 다음과 같은 방식으로 구축가설의 검증을 시도했다.

$$\ln W_{i,f} = \alpha_f + \beta_f X_{i,f} + \gamma_f FEM_{i,k,f} + e_{i,f} \quad (1)$$

$$\ln W_{i,m} = \alpha_m + \beta_m X_{i,m} + \gamma_m FEM_{i,k,m} + e_{i,m} \quad (2)$$

식(1)과 식(2)의 m 과 f 는 각각 남성과 여성, $\ln W_i$ 는 개인 i 의 시간당임금의 자연대수치, α 는 상수항, k 는 직업, X 는 변수벡터, e 는 평균이 0이고 분산이 일정한 오차항, β 는 해당

* 본 연구는 사명철(2015)의 중앙대학교 일반대학원 경제학 박사학위논문 “성별 직종분리의 변화와 임금효과” 2장 2절을 수정·보완한 것임

변수들의 계수값을 의미한다. *FEM*은 개인 *i*가 속한 직업내 총 근로자수 중 여성의 비율이고, γ 는 그 계수값이다. 식(1)과 식(2) 모두에서 $\gamma < 0$ 이면, 여성의 비중이 올라가면 임금은 하락한다는 것을 의미한다. 이에, Sorenson(1990)은 $(\gamma_f - \gamma_m) < 0$ 이면 *FEM*이 상승함에 따라 성별임금격차가 넓어진다는 것이고, $(\gamma_f - \gamma_m) > 0$ 이면 사전적으로(predominantly) 여성직업내에서 성별임금격차가 좁혀진다는 해석을 내놓았다. 이 분석을 따르면 미국내에서 성별임금격차의 23% 가량이 구축가설에 의해 설명된다고 밝혔으며, 이는 성별 직업분리의 상승은 임금격차를 심화시킨다는 것을 의미한다. 이와 관련한 국내연구로 금재호(2004)를 꼽을 수 있다. 금재호(2004)는 KLIPS 3차 자료(2000)를 활용하여 직업분리 지수를 도출하고, 과밀가설에 대한 검증을 시도하였다. 그러나 식(2)의 γ_m 은 음(-)의 값을 보였으나, γ_f 의 경우 양(+)의 값을 나타내어, 우리나라 노동시장에서 구축가설의 성립이 어렵다는 견지를 드러낸다.¹⁾ 이후 금재호·윤자영(2011)에서 KLIPS 1~10차(1998~2007) 자료를 활용하여 재차 구축가설의 검증을 시도하고 있으나, 여전히 성별 직업분리가 성별임금격차의 원인이 된다는 확정적 결과를 제시되지 않음을 보이며, 우리나라 노동시장은 구축가설보다는 인적자본론의 성별 비교우위에 근거한 직업분리론이 지지된다는 결론을 내린다.

그러나 Hwang & Reed & Hubbard(1992)는 측정되지 않은 근로자의 질이나 개인의 취향의 차이 등을 식별하기란 매우 어려운 일이며, 이 요인들이 *FEM*과 상관된다면 (correlated) 개인의 미관측 이질성(unobserved heterogeneity)이 매우 커져서 편향(bias)된 결과가 나타남을 보였다. 실제 금재호(2004), 금재호·윤자영(2011)의 경우 모두 횡단면 모형을 OLS추정하여 그 결과를 제시하고 있는 바, 위에서 언급한 근로자의 질이나 개인의 취향의 차이를 식별하여 통제하지 못하고 있기 때문에 그 계수값이 편향되었을 수도 있다.

Macpherson & Hirsch(1995)는 앞서 언급한 편의의 제어를 위해 다음과 같은 임금함수를 설정한다.

$$\ln W_{i,f,t} = \alpha_f + \beta_f X_{i,f,t} + \gamma_f FEM_{i,k,t} + \eta_i + \mu_t + e_{i,f,t} \quad (3)$$

$$\ln W_{i,m,t} = \alpha_m + \beta_m X_{i,m,t} + \gamma_m FEM_{i,k,t} + \eta_i + \mu_t + e_{i,m,t} \quad (4)$$

식(3)과 (4)는 식(1)과 (2)를 패널모형화한 것이다. η 는 개인의 미관측 특성, μ 는 시간고정 효과이며, 이를 통해서 근로자의 질이나 선호의 차이, 시간의 흐름에 따른 거시적 변화 등을 통제한다. Macpherson & Hirsch(1995)는 η 이 *FEM*과 오차항이 어떤 음의 상관성을 띠는다면, 식의 γ 는 과소편향 될(downward biased) 수 있을 것이기에, η 을 제거하기 위해 추가적으로 1차 차분을 수행하여 추정한 결과를 제시하였다.²⁾ 그러나 해당연구는 식(3)과

1) 금재호(2004)는 추가적으로 노동시장이 남성이 몰린 고임금·고속련의 1차노동시장과 상대적으로 저임금·저속련의 2차노동시장으로 구분되어 있다는 이중노동시장론의 검증을 시도하고 있다. 구축가설의 노동시장 구분이 이중노동시장론과 맞닿아 있기 때문인데, 이 분석결과에서도 우리나라 노동시장은 이중노동시장으로 구분되지 않는다는 것을 제시하고 있다.

2) Macpherson & Hirsch(1995)은 아래의 수식을 최소제곱추정한 결과를 제시한다.

식(4)를 고정효과모형으로 추정하지 않았기 때문에 근로자의 미관측 특성(η)을 제거하기 위해 1차 차분을 한 모형을 최소제곱추정하고 있다. 즉, 고정효과모형의 추정을 통해서 근로자의 미관측 특성(η)이 효율적으로 통제된다면, 굳이 1차 차분 모형을 최소제곱추정하지 않고도 원하는 결과를 도출할 수 있다.

모형의 해석에 있어서 Macpherson & Hirsch(1995)는 직업내 여성비율이 임금에 인과효과(causal effect)를 줄 수 있는 관계가 성립한다면, 식(1)와 (2)의 계수 γ_f 와 γ_m , 식(3)와 (4)의 계수 γ_f 와 γ_m 은 유사할 것이다. 그러나 임금과 직업내 여성비율 사이에 아무런 관계가 없다면, FEM과 관련한 측정되지 않는 개인 특성의 차이로 인하여 추정결과(식(3)과 (4))는 0에 근접할 것이다. 횡단면 추정(식(1)과 (2))와 패널 추정((3)~(4))의 결과가 서로 다르다면, 이는 성별에 기반한 직업으로 인한 차별(혹은 시간에 무관한 측정되지 않는 근로자와 직업의 특성)보다 미관측된 근로자의 특성이나 선호가 상대적으로 더 중요하다는 증거일 것이다(Macpherson & Hirsch, 1995).

직업내 성비중과 임금과의 관계를 패널추정을 통해 인과 분석한 경우는 Macpherson & Hirsch(1995) 이 전에도 대표적으로 England et al(1988)이 있고, 이후로는 England & Budig & Folbre(2002), England & Allison & Wu(2007), Usui(2009), Ferez(2013) 등이 있다. England et al(1988)은 NLS(national longitudinal survey)를 활용하여 고정효과모형을 통해 직업내 여성비율의 임금에 대한 효과를 살펴보고 있으며, 모든 집단(백인 남성·여성, 흑인 남성·여성)에서 직업내 여성비율변수의 계수가 음(-)의 부호를 나타내고 있음을 보여주고 있다. 직업내 여성비율변수는 개인이 속한 직업의 여성비율로 정의되기 때문에 계수가 음의 값을 보여준다는 것은 자신이 속한 직업내에서 여성의 비중이 높아지면 임금에 대한 페널티가 된다는 해석이 가능해진다. Poula England는 이것이 남성과 여성 모두에게서 공통적으로 나타나고 있음을 보여주어 England & Budig & Folbre(2002)에서는 유사한 분석방법론을 사용하되, 모든 직업의 근로자가 아니라 돌봄(care)과 관련된 근로자들로 한정하여 분석을 시행하고 있다.³⁾ 그 결과 기존보다 더 크고 유의한 음(-)의 관계를 재차 보여주고 있다.

각 성별 임금함수의 추정은 FEM이 임금에 끼치는 영향과 그 방향성에 대해서만 말할 수 있기 때문에 추가적으로 임금분해를 수행해 보고자 한다. 임금분해의 방식은 Macpherson and Hirsch(1995)의 방식을 적용하였고 개략적인 구조는 다음과 같다.

$$\Delta \ln W_{i,f,t} = \beta_{k,f} \Delta X_{i,k,f,t} + \gamma_f \Delta FEM_{i,f,t} + \Delta e_{i,f,t}$$

$$\Delta \ln W_{i,m,t} = \beta_{k,m} \Delta X_{i,k,m,t} + \gamma_m \Delta FEM_{i,m,t} + \Delta e_{i,m,t}$$

3) 이에 속하는 직업은 의사군(정형의, 치의, 내과의 등) 그 외에 의료업 종사자(간호사, 조무사, 테라피스트, 치위생사 등), 교육종사자(교수, 초·중·고교 선생님 등), 보육종사자(유치원 및 보육원 선생님), 그 외의 돌봄노동 종사자(특수교육, 휴가 카운슬러, 사서, 레크리에이션 강사, 사회적 노동자 등) 등이 포함된다.

$$\begin{aligned} \overline{\ln W_m} - \overline{\ln W_f} = & [\sum (p_m \beta_m + p_f \beta_f) (\overline{X_m} - \overline{X_f})] \\ & + [(p_m \gamma_m + p_f \gamma_f) (\overline{FEM_m} - \overline{FEM_f})] \\ & + [\sum (\beta_m - \beta_f) (p_f \overline{X_m} + p_m \overline{X_f})] \\ & + (\gamma_m - \gamma_f) (p_f \overline{FEM_m} + p_m \overline{FEM_f})] \end{aligned} \quad (5)$$

식(5)는 Oaxaca(1974)의 임금분해식이 기타통제변수와 FEM의 두 부분으로 나눈 것으로 첫 번째 항과 두 번째 항은 합쳐서 설명할 수 있는 부분을 구성하며 이 중 두 번째 항이 FEM으로 설명가능한 부분이다. 그리고 세 번째 항이 설명할 수 없는 부분을 마찬가지로 기타통제변수의 부분과 FEM의 두 부분으로 나눈 것이다. 여기서 아래 첨자 m, f 는 각각 남성과 여성, p 는 총 관측치에서의 비중, β 는 기타통제변수의 계수, γ 는 FEM의 계수를 의미한다. \overline{X} 와 \overline{FEM} 은 평균통계량을 말한다.

본 절에서는 식(1)부터 (4)까지를 추정하고 식(5)의 임금분해를 수행하면서, 성비와 임금과의 인과관계를 심층적으로 살펴보고자 한다. 물론, 그 전에 분석에 사용할 자료에 대한 설명과 핵심변수인 FEM의 설정에 관하여 상세하게 설명하도록 하겠다.

II. 분석 자료 및 전략

1. 분석자료

본 절에서 사용한 한국노동패널조사(Korea Labor & Income Panel Study)는 비농촌지역에 거주하는 5,000가구에 거주하는 가구원을 대상으로 1년 1회에 걸쳐 경제활동 및 노동시장이동, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업훈련, 사회생활 등에 관하여 추적 조사하는 종단면(longitudinal survey)이다. 1998년 기준이 된 대우패널을 1차로 2014년 8월 현재 15차(2012년)까지 공개되어 있으며, 연간 약 5,000개의 표본가구에 속해있는 임금/비임금 근로자 및 비경제활동가구에 대한 관측치를 제공하고 있다. 실제 분석에는 임금근로자에 한정하면서 최대한 긴 기간을 잡고자 KLIPS 4차~17차 자료를 사용하였다.

분석을 위해 사용한 변수는 크게 인적속성과 인적자본 그리고 그 이외의 변수들로 구성된다. 구체적으로 인적속성에는 가구주와의 관계, 혼인상태, 거주지역 등을 활용했고, 인적자본은 학력, 근속년수를 사용하였다.⁴⁾ 연령의 경우 시간고정효과(μ_i)가 포함되어 있기 때문에 분석에서 제외하였다. 한편, 고정효과모형은 시간불변한(time invariant)변수에 대한 추정을 하지 않는데, 학력의 경우 태반의 관측치가 그 값에 변화가 없어 역시 분석에서 제외하였다. 그 이외의 변수로는 종사상지위(상용직 여부), 노조유무, 사업체규모, 산

4) 실제 KLIPS는 학력과 근속이외에도 인적자본으로 활용할 수 있는 자격증, 직업훈련, 교육훈련 등과 같은 변수를 제공하지만 과반 이상의 관측치가 그 횡수에서 0의 값을 가지는 경우가 많고, 결측치도 매우 많아서 통제변수로 활용하기에 무리가 따랐다.

업이 있다. 인적속성 중 가구주와의 관계, 혼인상태, 거주지역은 각각 가구주, 미혼자, 수도권 거주자가 1값을 가지는 더미변수로 처리, 인적자본 중 학력변수와 근속년수는 수준별로 더미변수로 처리, 고용형태 변수는 정규직을 1값으로 가지는 더미변수로 처리하였다.

2. 분석전략

한편, 본 연구에 사용되는 핵심변수인 FEM과 관련하여 KLIPS내의 직업내 여성비율이 우리나라 노동시장 전체에 관한 대표성을 띄는가에 대한 의문이 발생하였다. 아울러 개인이 속한 직업내 여성비율이 KLIPS와는 다르게 실제로는 몇몇 근로자가 해당 직업에서 이탈하여도 그 값이 크게 변하지 않을 것이라는 점을 감안하면, KLIPS의 적은 관측치에서 도출한 FEM의 연간 변화는 현실이 적절하게 반영된 것이라고 보기 어려울 것이라 판단하였다. 실제 총 자료 중 최근 4개년도(2009년~2012년) 자료를 살펴본 결과 2014년 기준 관측 직업수가 3-digit으로 146종으로 나타났다. 그러나 연평균 25개 이상의 관측치를 가진 직업이 37개, 100개 이상을 가진 직업은 4개에 불과한 반면에 연평균 10개 미만의 관측치를 가진 직업이 70여개에 이를 정도로 그 편차가 상당하였다.⁵⁾ 이에 본 연구에서는 좀 더 대규모 자료에서 추출한 직업내 여성비율을 KLIPS의 직업코드에 맞추어 결합한 방식을 활용하고자 한다. 결합에 사용한 자료는 고용노동부의 임금구조기본통계조사(이하 임금구조)의 2000~2012년도 원자료이다. 임금구조 자료는 KILPS보다 더 많은 관측치를 제공하면서도 2~3자리로 구분된 직업변수를 제공하고 있어서 유사한 직업내 여성비율 변수를 추출할 수 있다. 임금구조의 경우 2014년 기준 93개의 직업이 관측되고 있으며, 총 관측치수는 699,490명에 이른다.⁶⁾ 아울러 KLIPS로 패널 구축한 분석대상이 분석 기간 동안 임금근로자를 유지한 관측치에 한정되었기에, 임금근로자를 대상으로 조사하는 임금구조 자료의 사용에 무리가 없다고 판단하였다. 패널 구축과 관련하여 거시변수를 미시적 관측치에 대입하였기 때문에 장기간의 패널 구축을 하면서 최대한의 관측치를 유지하기 위해 불균형패널을 사용하였다.⁷⁾

실증분석은 KLIPS에 입력한 직업코드를 기반으로 결합시킨 임금구조 자료의 직업내 여성비율을 직접 추정하는 고정효과(fixed-effect) 모형이다. 앞서 설명한대로 (3)과 모형(4)의 경우 근로자의 미관측 특성, 특히 근로자의 직업적 특성과 관련된 근로의 질, 선호 등을 제어할 수 있을 것으로 기대한다. 또한 기존의 고정효과모형의 추정과 관련된 다수의 연구들이 임의효과(random-effect)모형을 함께 추정하여 하우스만 검정을 통해 최종

5) 경영관련 사무원(직업번호 312)의 경우 연평균 307개의 관측치를 보여주어, 연간 총관측치의 10%에 이르고 있었다.

6) KLIPS에 비해 직업수가 적게 나타나는 것은 일부 직업군에서 세자리가 아니라 두자리로 조사된 자료를 제공하고 있다.

7) 연구에 사용한 패널대상이 임금근로자를 유지한 자료 한정하였기 때문에 자영업으로의 변환 혹은 노동시장 이탈에 따라 완전균형패널의 경우 관측치가 너무 적어지기 때문이다.

분석 결과를 제시하는 방식을 따르지 않는다. 이는 직업내 여성비율이 개인에게 외생적으로 주어지는 거시변수이기 때문에 개인에서의 변화를 통제하기 위해 개인을 결집한(cluster) 표준오차의 계산을 수행하기 위함이다.

III. 실증분석 결과

1. 직업내 여성비율과 실질임금의 추이

<표 1>에 직업 대분류별 여성비율이 2001년부터 2014년까지 나와 있다. 앞서 설명했다시피 FEM은 노동패널의 직업 소분류코드에 고용형태별근로실태조사(임금구조)의 중소분류 직업코드로 추출한 직업내 여성비율을 매칭한 값이다. 직업 대분류 코드는 1.관리자 2.전문가 및 관련종사자 3.사무종사자 4.서비스종사자 5.판매종사자 6.농림어업 숙련종사자 7.기능원 및 관련기능 종사자 8.장치, 기계조작 및 조립종사자 9.단순노무종사자의 순서이다.

먼저, 전체와 비교하여 상대적으로 높은 FEM을 보이는 직업 대분류는 전문가 및 관련종사자, 사무종사자, 서비스종사자, 판매종사자, 단순노무직 등이다. 이들 직업군은 2014년 기준 전체평균값인 0.355과 비교하여 적게는 0.003(전문가 및 관련 종사자)에서 많게는 0.269(판매종사자)의 차이를 보이고 있다. <그림 1>에는 직종 대분류별 FEM의 추이가 나와 있는데, 전체적으로 여성비율은 상승하고 있지만, 이는 전문가와 사무직, 그리고 단순노무직에서의 확장에 의한 것임을 알 수 있게 한다. 전문가와 사무직에서의 여성비율 확대는 평균적인 의미에서 여성임금의 상승이 있을 것이라는 예측을 가능하게 하지만, 상대적으로 임금수준이 낮으면서 고용이 불안한 단순노무직에서의 확장은 긍정적 요인이라고 보기는 어려울 것이다. 기능원 및 관련 기능종사자와 기계조작 및 조립종사자에서는 미약하게 하향 추세가 드러나고 있다.

<표 1> 직업 대분류별 직업내 여성비율 추이

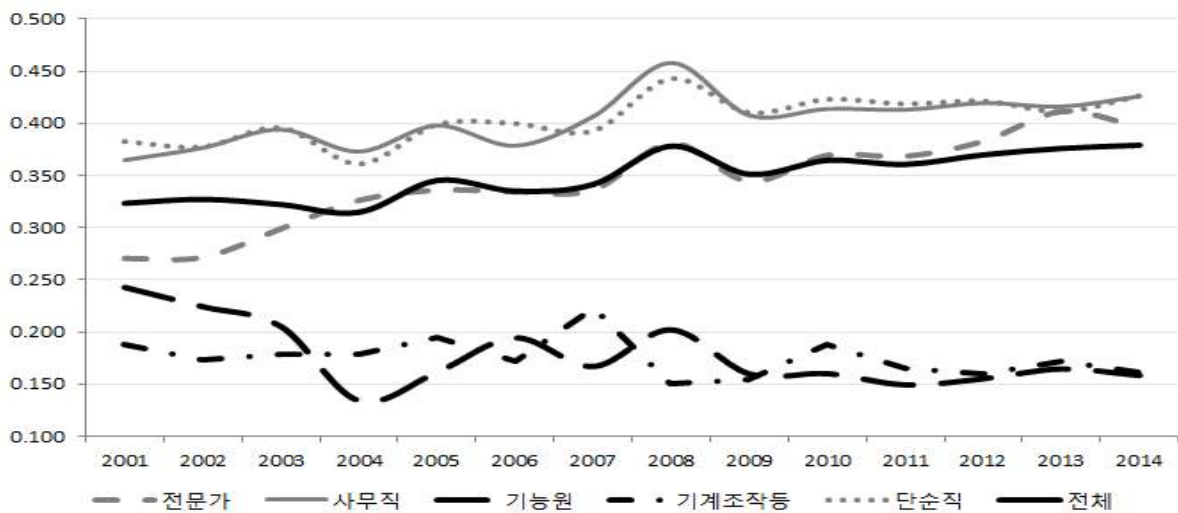
| 연도 | 직업 대분류 | | | | | | | | | |
|-----------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 전체 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
| 전체 | 0.355 | 0.083 | 0.357 | 0.407 | 0.549 | 0.623 | 0.139 | 0.172 | 0.173 | 0.408 |
| 2001 | 0.323 | 0.035 | 0.270 | 0.365 | 0.501 | 0.639 | 0.137 | 0.243 | 0.188 | 0.383 |
| 2002 | 0.327 | 0.035 | 0.272 | 0.376 | 0.511 | 0.636 | 0.131 | 0.224 | 0.174 | 0.377 |
| 2003 | 0.322 | 0.041 | 0.299 | 0.394 | 0.430 | 0.503 | 0.133 | 0.205 | 0.179 | 0.396 |
| 2004 | 0.315 | 0.040 | 0.326 | 0.373 | 0.462 | 0.541 | 0.143 | 0.134 | 0.179 | 0.361 |
| 2005 | 0.345 | 0.043 | 0.336 | 0.398 | 0.508 | 0.632 | 0.120 | 0.161 | 0.194 | 0.399 |
| 2006 | 0.335 | 0.044 | 0.334 | 0.378 | 0.481 | 0.606 | 0.105 | 0.194 | 0.172 | 0.400 |
| 2007 | 0.341 | 0.052 | 0.336 | 0.406 | 0.481 | 0.548 | 0.097 | 0.167 | 0.222 | 0.393 |
| 2008 | 0.378 | 0.111 | 0.381 | 0.458 | 0.542 | 0.384 | 0.135 | 0.202 | 0.151 | 0.443 |
| 2009 | 0.351 | 0.094 | 0.344 | 0.408 | 0.554 | 0.688 | 0.159 | 0.160 | 0.154 | 0.410 |
| 2010 | 0.364 | 0.092 | 0.369 | 0.414 | 0.572 | 0.659 | 0.162 | 0.160 | 0.188 | 0.423 |
| 2011 | 0.361 | 0.102 | 0.368 | 0.413 | 0.578 | 0.661 | 0.168 | 0.149 | 0.165 | 0.418 |
| 2012 | 0.370 | 0.099 | 0.383 | 0.419 | 0.594 | 0.672 | 0.131 | 0.155 | 0.159 | 0.421 |
| 2013 | 0.376 | 0.126 | 0.411 | 0.416 | 0.640 | 0.584 | 0.092 | 0.165 | 0.171 | 0.411 |
| 2014 | 0.379 | 0.121 | 0.397 | 0.426 | 0.599 | 0.690 | 0.141 | 0.158 | 0.161 | 0.426 |
| 01-14 (%) | 1.23 | 9.97 | 2.99 | 1.20 | 1.38 | 0.60 | 0.20 | -3.24 | -1.19 | 0.84 |
| 09-14 (%) | 1.54 | 5.18 | 2.87 | 0.88 | 1.58 | 0.07 | -2.35 | -0.19 | 0.82 | 0.77 |

주 1) 표준직업분류(5차) 중분류(3자리)를 활용하여 대분류로 재구성한 것임

주 2) 마지막 두 행은 해당 기간동안의 연평균증가율(%)을 의미함

자료: 한국노동패널 4차~17차 자료, 고용형태별근로실태조사(임금구조) 2001년~2014년 자료.

<그림 1> 주요 직업 대분류별 여성비율 추이



<표 2>는 직종대분류별 실질임금차이를 보여준다. 실질임금차이는 남성의 실질임금에서 여성의 실질임금을 제한 값이다. 해당 표에서 가장 두드러지게 나타나는 특징은 전 기간의 평균 임금차이보다 2009년 이후의 성별임금차이가 크게 나타나고 있다는 점으로 파악할 수 있다. 또한 직종별로 살펴보면 가장 큰 성별임금차이를 보이는 집단이 전문가 및 관련 종사자, 사무종사자, 서비스종사자, 단순노무직으로 상대적으로 여성비율이 높게 나타나는 직종에서 성별임금차이 역시 크게 나타나고 있는 점을 알 수 있다. 구체적으로 성별 실질임금차이가 기간간 가장 크게 벌어진 직종은 기능원 및 관련 기능종사자이고, 그 다음은 농림어업 숙련종사자로 나타나고 그 다음은 전문가 및 관련종사자와 사무종사자가 유사하게 나타났다. 이들 집단은 모두 2001~2014년 동안의 평균 성별실질임금차이보다 2009~2014년 동안의 차이가 약 10% 이상 크게 나타났다.

<표 2> 직업 대분류별 실질임금차이

(단위: 원)

| 연도 | 직업 대분류 | | | | | | | | | |
|-------|--------|----------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | 전체 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 |
| 전체 | | | | | | | | | | |
| 2001 | | 6,527.3 | 5,790.5 | 7,169.4 | 1,580.8 | 5,466.1 | 2,015.1 | 3,502.5 | 3,952.4 | 5,645.6 |
| 2002 | | 14,047.3 | 5,757.3 | 7,168.0 | 3,840.1 | 4,373.2 | 2,650.8 | 3,135.0 | 4,571.7 | 5,254.1 |
| 2003 | | 14,462.9 | 2,930.0 | 4,347.7 | 4,887.2 | 3,475.8 | 2,135.3 | 2,769.4 | 4,407.8 | 2,435.7 |
| 2004 | | 15,365.7 | 3,470.2 | 3,979.6 | 5,866.2 | 2,390.4 | 3,137.4 | 4,121.1 | 4,542.4 | 1,849.4 |
| 2005 | | 14,417.1 | 4,310.0 | 4,941.3 | 6,178.2 | 1,915.9 | 2,767.0 | 4,686.5 | 2,020.7 | |
| 2006 | | 13,750.9 | 5,589.9 | 4,209.5 | 5,784.0 | 1,906.7 | 4,370.4 | 5,015.8 | 5,304.3 | 2,207.3 |
| 2007 | | 12,306.9 | 7,428.7 | 4,941.9 | 6,880.0 | 2,954.4 | 1,865.7 | 3,868.0 | 5,367.8 | 6,964.2 |
| 2008 | | 17,043.9 | 5,480.1 | 5,723.8 | 5,914.3 | 2,763.7 | 1,211.9 | 4,271.1 | 5,534.7 | 3,258.9 |
| 2009 | | 13,735.8 | 5,781.6 | 6,230.5 | 6,501.8 | 2,419.6 | 2,305.2 | 5,551.4 | 5,225.7 | 2,306.0 |
| 2010 | | 15,831.6 | 5,622.2 | 5,823.7 | 5,463.6 | 3,201.1 | 4,784.4 | 5,690.9 | 5,050.8 | 2,348.5 |
| 2011 | | 13,805.7 | 6,882.4 | 6,248.8 | 5,460.6 | 3,100.1 | 4,778.0 | 5,500.9 | 5,416.7 | 2,164.7 |
| 2012 | | 13,481.2 | 6,103.2 | 6,467.0 | 5,928.5 | 3,255.8 | 1,501.0 | 5,115.2 | 7,690.2 | 7,392.1 |
| 2013 | | 7,940.5 | 6,565.1 | 6,595.8 | 6,752.2 | 3,649.7 | 5,699.9 | 6,883.8 | 5,280.4 | 2,609.3 |
| 2014 | | 6,408.5 | 5,911.0 | 6,738.8 | 6,159.6 | 3,358.0 | 2,219.9 | 6,394.4 | 5,246.6 | 2,665.9 |
| 01-14 | | 12,794.6 | 5,544.4 | 5,756.1 | 5,514.1 | 3,159.3 | 2,960.2 | 4,750.4 | 4,972.3 | 3,043.0 |
| 09-14 | | 11,867.2 | 6,144.2 | 6,350.8 | 6,044.4 | 3,164.1 | 3,548.1 | 5,856.1 | 5,651.7 | 3,247.7 |

주 1) 표준직업분류(5차) 중분류(3자리)를 활용하여 대분류로 재구성한 것임

주 2) 마지막 두 행은 해당 연도의 평균값임

자료: 한국노동패널 4차~17차 자료.

전반적으로 2009년 이후 성별 실질임금차이가 벌어지고 있는 모습과, 직종 대분류에서도 FEM의 차이가 드러난다는 것을 확인할 수 있다. 다만 이 현상을 FEM의 상승이 임

금에 부정적인 영향을 주고 있다는 직접적인 증거라고 말할 수 없다. 이는 그 인과의 방향성을 확신할 수 없고, 임금결정요인이 통제되지 않은 상황이기 때문이다. 다음절에서는 전반적인 임금함수의 추정을 통해 그 인과효과가 존재하고 있는지, 그리고 어떤 방향으로 작용하는지 직접적인 추정을 통해 살펴볼 것이다.

2. 실증분석 I

<표 3>에 기본적인 패널 추정 결과가 나와 있다. 해석을 하기에 앞서, 미혼·가구주·수도권·정규직·노조 더미변수는 구체적인 해석을 진행하진 않겠다. 그 이유는 해당 변수가 더미변수로 구성됨에도 분석기간에 변화하기 때문에 해석이 중첩되기 때문이다. 예를 들어 미혼 더미의 경우 미혼자가 1을 가지고 나머지가 0값을 가지지만, 해당 시간동안 결혼을 하게 되면 0값으로 변화하게 되고, 그 반대로 기혼자가 이혼을 통해 다시 미혼자로 돌아 올 수 있기에 계수값은 0→1, 1→0의 계수변화가 중첩되어 있다. 다만, 그 변화가 임금에 영향을 줄 수 있기 때문에 통제의 필요는 있다고 판단하고 모형에 포함시켰다. 한편, 모형이 (1)과 (2)로 두 가지가 존재하는데, 모형(1)은 FEM과 시간고정효과만을 포함하고 있고, 모형(2)는 미혼·가구주·수도권·정규직·노조·사업체규모·산업 더미변수와 근속년수, 근속년수 제공의 연속형 변수가 추가로 통제된 모형이다. 이는 주요한 임금결정요인의 통제를 통해 FEM의 임금효과를 계측해내기 위함이다.

<표 3>의 기본 추정결과에서 드러난 주요한 특징 두 가지는 다음과 같다. 먼저, 성별 집단 모두에서 FEM의 상승이 임금에 부정적인 영향을 준다는 것이다. 이 결과는 England et. al.(1988) Macpherson and Hirsch(1995), England & Budig & Folbre(2002) 등 다수의 선행연구들과 그 맥을 같이하는 결과라고 할 수 있다. 이 결과는 단순히 FEM만 가지고 그 의미를 파악하기 보다는 FEM이 성별직종분리를 설명하는 핵심요인이라는 것과 연관하여 판단해야 한다. 성별직종분리 현상은 어떠한 이유로 남성과 여성이 직종(직업)내에서 분리되어 있는 현상을 의미하는데, 이 현상은 그 자체로는 부정적으로 판단할 개체는 아니지만, 이것이 성별임금격차의 원인이 된다는 다수의 연구들이 존재하기 때문이다(황수경, 2001; 조혜선, 2002; 김애실, 2004; Anker, 1997; Blau et al, 1979; Levanon et al, 2009; Blau et al, 2013). <표 3>의 음(-)의 계수값은 이상의 의미를 담고 있다고 판단해야 할 것이다.

다음으로 나타난 현상은 적절한 통제를 한 결과, 성별집단의 FEM 계수값이 0을 향해 움직였다는 것이다. Macpherson and Hirsch(1995)의 경우 적절한 변수의 통제와 개인의 미관측특성을 통제할 경우 FEM의 효과가 성별집단 모두에서 0을 향하여 움직인다는 것을 보임으로 FEM의 임금효과가 크지 않다는 논지를 펼치고 있지만, 본 연구에서는 남성은 0을 향해 상당히 움직이지만 여성은 그렇지 않음이 관측된다.⁸⁾ 남성은 미관측특성의

8) OLS 추정 결과는 따로 보고하지 않았으나, 분석 결과 여성 집단은 음(-)의 방향으로 매우 큰 계수값이 나타났고, 남성 집단은 양(+)의 계수값이 통계적으로 유의하지 않게 나타났다.

통제와 적절한 변수의 통제를 수행한 결과 FEM의 계수값이 -0.142에서 -0.038로 상당히 작아지는 것이 관측되나, 여성의 경우에는 동일한 통제에도 불구하고 FEM 계수값의 크기가 -0.152에서 -0.130으로 그리 변하질 않았다. Poulia England가 주도한 해당 관련 다수의 연구들(England et. al., 1988; England and Budig and Folbre, 2002; England and Allison and Wu, 2007)은 모두 유럽 노동시장에서 FEM의 임금효과가 상당히 부정적으로 존재함을 보이고 있다.

이상의 두 가지 주요한 결과를 고려할 때, 우리나라 노동시장에서 FEM의 임금효과는 부정적으로 작용하고 있고, 그 정도는 여성에게 더욱 크게 작용하고 있다는 점을 알 수 있다.

<표 3> 임금함수 추정결과 I

| | 여 성 | | 남 성 | |
|--------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (1) | (2) |
| 직종내 여성비율 | -0.152*** (0.021) | -0.142*** (0.025) | -0.130*** (0.019) | -0.038* (0.021) |
| 미혼 더미 | | -0.082*** (0.017) | | -0.111*** (0.015) |
| 가구주 더미 | | 0.063*** (0.015) | | 0.080*** (0.014) |
| 수도권거주 더미 | | 0.037 (0.033) | | 0.007 (0.020) |
| 근속년수 | | 0.017*** (0.002) | | 0.014*** (0.002) |
| 근속년수 제곱 | | -0.000*** (0.000) | | -0.000*** (0.000) |
| 정규직 더미 | | 0.067*** (0.009) | | 0.137*** (0.009) |
| 노조 더미 | | 0.017 (0.015) | | 0.015* (0.009) |
| 사업체규모 | | YES | | YES |
| 산업 | | YES | | YES |
| 시간고정효과 | YES | YES | YES | YES |
| hausman검정통계량(χ^2) | 356.55 | 1,033.37 | 820.08 | 1,159.84 |
| F 값 | 172.00*** | 53.55*** | 354.29*** | 137.91*** |
| R^2 (within) | 0.1623 | 0.1912 | 0.2127 | 0.2848 |

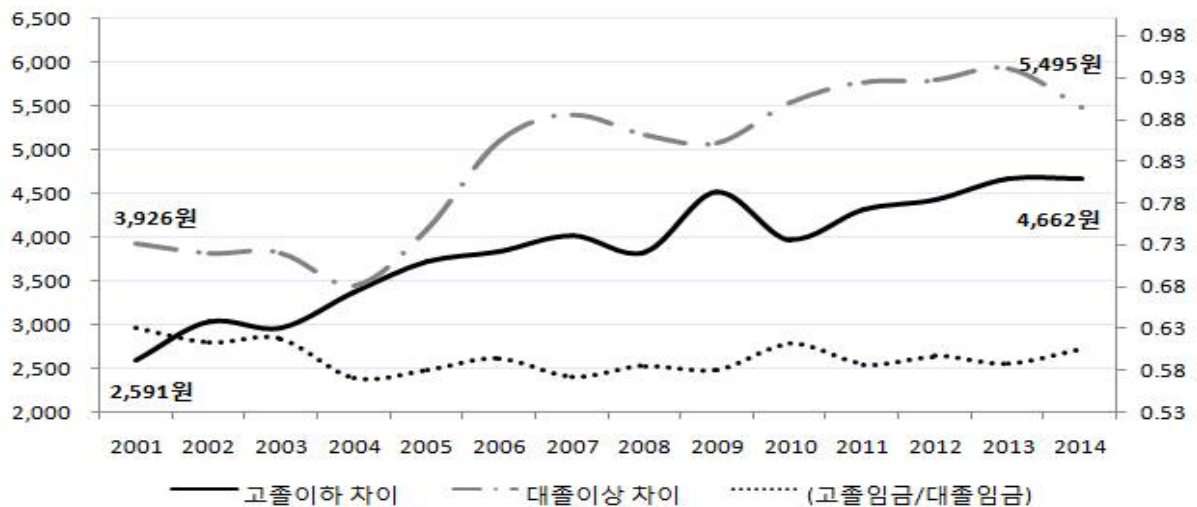
주 1) *, **, ***는 순서대로 통계적으로 10%, 5%, 1% 이내에서 유의함을 의미하고, 괄호안의 값은 표준오차임

주 2) 사업체규모, 산업 더미변수의 분류 개수는 각각 10개, 9개로 통제하였으나, 표기는 생략함
자료: 한국노동패널 4차~17차 자료.

추가적으로 학력집단 구분을 통한 성별 임금함수를 추정해 보았다. 학력별 임금함수의 추정은 좀 더 세밀한 효과를 찾던 와중 선택한 구분이다. 함께 고려되었던 집단 구분은 학력에 더해 사업체규모와 산업 등이다. 학력 구분을 사용한 까닭은 근속과 함께 주요한 임금결정요인으로 작용한다는 점과 학력 구분이 추가적으로 저임금집단과 고임금집단의 구분 효과도 내줄 수 있는 이점이 있기 때문이다. <그림 2>에는 학력별 집단의 성별임금 차이(남성-여성)가 나타나 있다. 그림을 보면, 2004년의 좁은 간극을 제외하고는 대체로 대졸이상 집단에서 성별 임금차이(남성-여성)가 상당한 수준을 보여주고 있다. 차이가 아닌 수준으로도 2014년 기준 고졸이하 9,421원 대졸이상 15,538원으로 고졸이하의 실질 시간당임금 수준이 대졸의 61% 수준을 유지하고 있다.

<그림 2> 학력집단별 성별 실질임금차이(남성-여성)의 추이

(단위: 원, 고졸임금/대졸임금)



<표 4>에 학력별 추정결과가 나와 있다. 먼저 고졸이하 집단의 경우 전체집단의 결과와 큰 차이가 없다고 볼 수 있다. 오히려 FEM의 부정적 효과가 오히려 더 강화되는 경향을 보이기도 한다. 하지만 대졸이상의 남성 집단에서 FEM의 부호가 양(+)을 보이면서 통계적으로 유의하지 않게 바뀌었다. 해당 사실은 대졸이상 남성 집단에서는 남성 개인이 속한 직종에 여성이 늘어나도 남성 개인의 임금에 대한 효과는 불명확하다는 것을 의미한다. 다만, 대졸이상 여성 집단에서는 FEM의 부정적인 임금효과가 강화되는 경향이 나타났다. 대체로 FEM의 계수값이 남성보다 여성에게서 음(-)의 방향으로 더 크고 통계적 유의성도 높게 나타나고 있는데, 이는 성별 직종분리 현상의 부정적인 영향이 남성보단 주로 여성에 집중되어 있을 가능성을 일부 보여준 결과로 볼 수 있을 것이다.⁹⁾

9) 이를 Bergmann(1974)의 구축가설에 기반 하여 설명하면 다음과 같다. 두 집단간 크기가 다른 FEM 계수값은 노동시장 내에서 남성과 여성 모두 자신이 속한 직종 내에 여성의 진입으로 임금에 손해를 보지만, 남성과 여성이 동일한 장벽(barriers)에 직면하고 있지는 않다는 것을 의

<표 4> 임금함수 추정결과II

| | 고졸이하 | | 대졸이상 | |
|--------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 여성 | 남성 | 여성 | 남성 |
| 직종내 여성비율 | -0.147*** (0.032) | -0.055* (0.028) | -0.200*** (0.041) | 0.022 (0.032) |
| 미혼 더미 | -0.123*** (0.032) | -0.143*** (0.026) | -0.029 (0.021) | -0.085*** (0.018) |
| 가구주 더미 | 0.039** (0.020) | 0.076*** (0.023) | 0.100*** (0.024) | 0.056*** (0.018) |
| 수도권거주 더미 | 0.120** (0.058) | 0.023 (0.039) | -0.046 (0.040) | -0.016 (0.023) |
| 근속년수 | 0.014*** (0.003) | 0.012*** (0.002) | 0.022*** (0.004) | 0.016*** (0.002) |
| 근속년수 제곱 | -0.000 (0.000) | -0.000 (0.000) | -0.001*** (0.000) | -0.001*** (0.000) |
| 정규직 더미 | 0.063*** (0.011) | 0.101*** (0.011) | 0.045*** (0.017) | 0.190*** (0.015) |
| 노조 더미 | 0.021 (0.023) | 0.016 (0.016) | 0.012 (0.020) | 0.010 (0.011) |
| 사업체규모 | YES | YES | YES | YES |
| 산업 | YES | YES | YES | YES |
| 시간고정효과 | YES | YES | YES | YES |
| hausman검정통계량(χ^2) | 233.68 | 465.14 | 223.87 | 482.01 |
| F 값 | 26.18*** | 56.88*** | 26.92*** | 70.26*** |
| R^2 (within) | 0.1561 | 0.2419 | 0.2514 | 0.3007 |

주 1) *, **, ***는 순서대로 통계적으로 10%, 5%, 1% 이내에서 유의함을 의미하고, 괄호안의 값은 표준오차임

주 2) 사업체규모, 산업 더미변수의 분류 개수는 각각 10개, 9개로 통제하였으나, 표기는 생략함
자료: 한국노동패널 4차~17차 자료.

이상의 결과를 바탕으로 FEM이 성별 임금격차에서 얼마만큼의 비중을 차지하고 있는지를 확인해보고자 한다. 앞서 설명한대로 FEM의 성별 임금격차에서의 비중은 임금분해에서 FEM이 설명 가능한 부분과 설명할 수 없는 부분에서 차지하는 비중을 도출하여

미한다. Macpherson and Hirsch(1995)는 남성이 여성과 동일한 장벽을 마주하고 있지 않다면, 더 높은 임금을 받을 수 있는 남성우위 직종(male predominantly occupation)이 있는 상황에서 여성우위 직종(female predominantly occupation)의 낮은 임금을 받아드리지 않을 것이라고 말한다. FEM의 계수가 0보다 작다는 것은 여성우위 직종은 상대적으로 능력이 낮은 남성 근로자나 여성우위 직종에 대한 선호를 가진 남성 근로자에게 진입 유인을 가진다는 것이다. 달리 말하면, 여성이 고임금 직종에 대한 장벽을 마주하고 있다면, 저임금 직종은 다수의 여성과 소수의 남성에게 근로유인을 제공한다는 것으로, 이는 결국 FEM과 성별 임금 사이에 음의 상관관계를 암시하는 것이라고 할 수 있다.

판단하고자 한다. 그 결과가 다음의 <표 5>에 요약되어 있다.¹⁰⁾ 전반적으로 FEM이 총 임금격차에서 차지하는 비중이 약 9%로 상당한 크기로 나타나고 있다. 설명 가능한 부분을 포함하여 FEM의 비중을 살펴보면, 전체집단에서는 약 14%, 고졸이하 집단은 약 17%, 대졸이상집단은 약 23% 가량이다. 전체집단과 고졸이하집단의 경우 설명할 수 없는 부분에서 FEM이 차지하는 비중은 유사하게 나타나고 있지만, 설명 가능한 부분에서 고졸집단이 그 비중이 더 높게 나타나고 있다. 이는 고졸이하 집단에서의 FEM은 임금의 알 수 없는 격차를 발생시키는 만큼 설명 가능한 격차 역시 발생시킨다는 것을 말한다. 대졸이상 집단의 경우 임금분해 결과를 제시하기는 하였으나, 앞선 <표 4>의 임금함수 추정에서 남성의 FEM 계수가 통계적으로 유의하지 않았기 때문에 그 해석을 하지 않겠다.

<표 5> 임금분해 결과

| [전체 집단] | FEM | 통제변수 | 상수항 | 합계 |
|-------------|------------------|--------------------|-------------------|------------------|
| 설명 가능한 부분 | 0.0253 (5.2) | 0.1325 (27.1) | | 0.1577 (32.3) |
| 설명할 수 없는 부분 | 0.0435 (8.9) | -0.0857 (-17.5) | 0.3728 (76.3) | 0.3307 (67.7) |
| | | | 총임금격차: | 0.4885 |
| [고졸이하 집단] | | | | |
| 설명 가능한 부분 | 0.0337 (7.9) | 0.0910 (21.3) | | 0.1247 (29.1) |
| 설명할 수 없는 부분 | 0.0376 (8.8) | -0.0753 (-17.6) | 0.3408 (79.7) | 0.3031 (70.9) |
| | | | 총임금격차: | 0.4278 |
| [대졸이상 집단] | | | | |
| 설명 가능한 부분 | 0.0148 (3.3) | 0.1215 (26.7) | | 0.1363 (30.0) |
| 설명할 수 없는 부분 | 0.0929 (20.4) | -0.3127 (-68.8) | 0.5382 (118.4) | 0.3184 (70.0) |
| | | | 총임금격차: | 0.4546 |

주: 괄호안의 숫자는 각 집단별 총임금격차 대비 비중을 의미함

IV. 결론

본 연구는 직업내 여성비율이 임금에 미치는 영향에 대하여 패널 추정을 시도하였다. 구체적인 추정은 직업내 여성비율과 그와 상관관계가 존재할 수 있는 통제하지 못한 개

10) <표 5>의 임금분해에 사용된 계수는 고정효과모형에서 추정된 값이고 기초통계량은 전 분석 기간 평균값을 사용하였기에 이에 따른 일정부분 한계가 존재한다.

인의 미관측 특성(성향, 직업만족도 등)이 오차항에 포함되어 독립변수여야 할 직업내 여성비율과 상관되어 계수에 편향이 발생할 수 있기 때문에 이의 제어를 위해 England et al(1988), Macpherson & Hirsch(1995)을 위주로 한 다양한 해외 선행연구(England & Budig & Folbre, 2002; England & Allison & Wu, 2007; Usui, 2009; Ferez, 2013)를 참조하여 패널분석 방법론 중 고정효과모형을 수행하였다. 물론 동일 모형에 대한 임의효과 모형 역시 추정하여 하우스만 검정을 토대로 최종 모형을 고정효과모형으로 선정하였다. 또한 직업내 여성비율이 개인에게 주어지는 외생적 변수이고, 그 변화 크게 나타날 수 없다는 점을 감안하여, 핵심변수인 직업내 여성비율은 KLIPS 자료가 아닌 상대적으로 관측치가 월등히 많은 고용형태별근로실태조사(임금구조) 원자료에서 추출한 직업내 여성비율을 KLIPS 직업소분류코드에 매칭하여 적용하였다. 분석의 주요한 결과는 다음과 같다.

첫째, 전체 직종의 FEM과 비교하여 상대적으로 높은 FEM을 보이는 직업 대분류는 전문가 및 관련 종사자, 사무종사자, 서비스종사자, 판매종사자, 단순노무직 등이다. 이들 직업군은 2014년 기준 전체평균값인 0.355과 비교하여 적게는 0.003(전문가 및 관련 종사자)에서 많게는 0.269(판매종사자)의 차이를 보이고 있다. 전문가와 사무직에서의 여성비율 확대는 평균적인 의미에서 여성임금의 상승이 있을 것이라는 예측을 가능하게 하지만, 상대적으로 임금수준이 낮으면서 고용이 불안한 단순노무직에서의 확장은 긍정적 요인이라고 보기는 어려울 것이다. 성별 실질임금차이(남성-여성)의 특징은 전 기간의 평균 임금차이보다 2009년 이후의 성별임금차이가 크게 나타나고 있다는 점으로 파악할 수 있다. 또한 직종별로 살펴보았을 때 가장 큰 성별임금차이를 보이는 집단이 전문가 및 관련 종사자, 사무종사자, 서비스종사자, 단순노무직으로 상대적으로 여성비율이 높게 나타나는 직종에서 성별임금차이 역시 크게 나타나고 있는 점을 알 수 있었다.

둘째, 직업내 여성비율의 임금효과는 미관측 특성과 적절한 변수를 통제하여 추정한 결과 여성과 남성 집단 모두 상대적으로 0을 향해 움직여 그 효과가 작아지고 있었지만, 그 크기가 작지 않고 유의한 음(-)의 계수값을 보여주고 있었다. 이는 우리나라 노동시장에서 개인이 속한 직업내 여성비율이 개인의 임금에 부정적인 인과효과를 가지고 있음을 보여준다 하겠다. 추가적으로 학력별 함수를 추정 하였는 바, FEM의 부정적인 임금효과가 대졸이상 집단보다 고졸이하 집단에서 여성과 남성 모두에서 강화되는 움직임을 보여주었다.

셋째, 임금분해 결과 FEM이 성별 임금격차에서 차지하는 비중이 상당함을 확인할 수 있었다. 저학력·저임금 집단의 경우 전체집단보다 FEM이 임금분해 요인에서 차지하는 비중이 높게 나타났으나, 고학력·고임금 집단의 경우 남성집단에서 FEM 계수가 통계적으로 유의하지 않아 성별임금격차에서 차지하는 비중을 명확히 살펴볼 수 없었다.

본 연구는 기존의 해외 선행연구를 기반으로 FEM이 개인의 임금에 인과효과를 가진다는 전제하여 그 분석을 수행하였다. 그러나 개인이 속한 직종내 여성비율이 당해 연도의 임금에 영향을 줄지 혹은 시차를 가지고서 영향을 줄지에 대한 추가적인 연구가 필요할

것으로 사료된다. 아울러 관측치의 확보를 위해 장기 패널을 구축한 경향이 있으나, 해당 기간 동안 직업과 관련된 주요 정책을 반영한 중기적인 처치효과(treatment effect)를 추정하는 연구 역시 매우 필요할 것으로 본다.

참 고 문 헌

- 금재호(2004), “노동시장 이중구조와 성차별 - 직업분리를 중심으로-”, 『응용경제』, 6(3): 259-289.
- 금재호·윤자영(2011), “성별 임금격차의 현상과 원인에 대한 연구”, 『국제경제연구』, 17(3): 161-184.
- 김애실(2004), “직업분리와 직업별, 성별 임금격차”, 『한국여성경제학회학술발표논문집』.
- 조혜선(2002), “성별 분리와 가치 차별에 대한 다층분석”, 『노동정책연구』, 2(3): 1-29.
- 황수경(2001), “직업특성과 성별 직업분리: 미국 노동시장의 사례를 중심으로”, 『노동정책연구』, 1(3): 1-29.
- Anker. R(1997), “Theories of occupational segregation by sex: An overview,” International Labour Review, 136(3): 315-339.
- Bergmann. B. R(1974), “Occupational Segregation, Wages & Profits When Employers Discriminate by Race or Sex,” Eastern Economic Journal, 1(2): 103-110.
- Blau. F. D., Brummund. P. and A. Yung-Hsu Liu(2013), “Trends in Occupational Segregation by Gender 1970-2009: Adjusting for the Impact of Changes in the Occupational coding System,” Demography, 50: 471-492.
- Blau. F. D. and W. E. Hendricks(1979), “Occupational Segregation by Sex: Trends & Prospects,” The Journal of Human Resources, 14(2): 197-210.
- England. P., G. Farkas, B. S. Kilbourne and T. Dou(1988), “Explaining Occupational Sex Segregation and Wages: Findings from a Model with Fixed Effects,” American Sociological Review, 53(4): 544-558.
- England. P., M. Budig and N. Folbre(2002) “Wages of Virtue: The relative Pay of Care work,” Social Problems, 49(4): 455-473.
- 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: 1237-1256.
- Macpherson. D. A. and B. T. Hirsch(1995), “Wages and Gender composition: Why do women’s Jobs Pay Less?,” Journal of Labor Economics, 13(3): 426-471.

- Melkas. H. and R. Anker(1997), "Occupational segregation by sex in Nordic countries: An empirical investigation," *International Labour Review*, 136(3): 341-363.
- Usui. E.(2007) "Job satisfaction and the gender composition of jobs," *Economics Letters*, 99: 23-26.
- Usui. E.(2009) "Wages, non-wage characteristics, and predominantly male jobs," *Labour Economics*, 16: 52-63.
- Hwang. H. S., W. R. Reed and C. Hubbard(1992), "Compensating Wage Differentials and Unobserved Productivity," *Journal of Political Economy*, 100: 835-858.

<Abstract>

The Effect of The Sex Composition in Occupations

Myung-cheol, Sa
Ph.D. in Economics(Economic Policy)

This paper performs an analysis for the effect of the sex composition in occupations. To this end, using KLIPS 4th~15th raw data, fixed-effect model controlled unobserved individual-characteristics. Because the causal effect of female ratio in occupations can not be identified due to unobserved individual-characteristics. As a result the female ratio in occupation shown that it cause the negative causal effect toward the wage function both of male and female. Also the negative effect is greater high educational-wage group more than low educational-wage group.