

勞 動 經 濟 論 集
第 43 卷 第 2 號, 2020.6. pp.75~107
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

성별 임금격차의 장기 추세와 요인분해분석*

장 광 남**

한국의 1980~2017년까지의 데이터를 사용하여 성별 임금격차의 장기 추세를 확인하고, 요인 분해기법을 사용하여 발생 요인을 살펴보았다. 1990년대까지는 성별 임금격차 감소 추세가 뚜렷하였으나, 2000년대 이후 감소 추세가 전반적으로 둔화한 것이 특징적이다. 요인 분해기법으로는 Gelbach의 요인 분해기법을 사용하였다. 분석 결과 연령, 학력, 사업체 규모, 산업 및 직업 등 전통적으로 임금을 결정하는 요인들이 성별 임금격차를 설명하는 비중이 지속적으로 감소하고 있음을 알 수 있었다. 특히 연령과 학력이 성별 임금격차를 설명하는 비중이 줄어들고, 근속연수가 설명하는 비중이 늘어나는 것으로 나타났다. 또한, 산업이 성별 임금격차를 설명하는 비중이 1990년대 감소하다가 2000년대 이후 다시 증가하는 경향이 있음을 알 수 있었다.

주제어 : 성별 임금격차, 장기 추세, Gelbach 요인 분해기법

논문 접수일: 2020년 2월 27일, 논문 수정일: 2020년 3월 31일, 논문 게재확정일: 2020년 4월 9일

* 본 논문은 2019년 8월 서울대학교 대학원 경제학과에 제출된 장광남의 박사학위 논문의 일부를 수정·보완하여 작성되었다. 논문 작성을 지도해 주신 이정민 교수님과 논문의 완성도를 높이는 데 귀중한 조언을 해 주신 익명의 심사자분들께 깊은 감사의 말씀을 드립니다.

** 한국조세재정연구원 선임연구원 (knjang@kipf.re.kr)

I. 서론

전 세계적으로 성별 임금격차(gender wage gap)는 여성의 경제활동 참가와 평균적인 교육수준의 상승으로 과거에 비해 감소하였다. 그럼에도 불구하고 여성의 평균임금과 중위임금은 남성의 평균임금과 중위임금에 비해 낮으며, 남녀 간 상대임금의 격차는 여전히 존재하고 있다. 한국 역시 여성의 경제활동 참가율과 평균적인 교육수준 상승으로 과거에 비해 성별 임금격차가 크게 감소하였으나, 최근 감소 추세가 둔화하여 일정 수준의 격차를 유지하고 있다. 이러한 점에서 한국의 성별 임금격차 추세 변화를 확인하고, 성별 임금격차 발생의 요인을 분석하는 것은 의미가 있다. 본 연구에서는 한국의 임금에 관한 장기간의 횡단면 자료를 통해 한국의 성별 임금격차의 추세를 살펴보고, 성별 임금격차 발생 요인을 Gelbach(2016)이 제시한 분해기법(decomposition)을 사용하여 분석하고자 한다.

본 논문은 다음과 같이 구성되었다. 먼저 제II장에서는 한국의 성별 임금격차를 요인 분해기법을 이용하여 분석하였던 선행 연구들을 정리하였다. 제III장에서는 1980~2017년까지의 임금구조기본통계조사 원시 자료를 바탕으로 한국의 성별 임금격차와 임금을 결정하는 요인들의 장기 추세를 살펴보았다. 그리고 Gelbach(2016)의 방법론을 소개한 후 이를 적용하여 성별 임금격차 요인을 분석하였다. 마지막으로 제IV장에서는 결론을 도출하였다.

II. 선행 연구

성별 임금격차에 관한 연구는 주로 성별 임금격차 발생 양태와 추세, 그리고 성별 임금격차의 축소 혹은 확대에 영향을 주는 주요 발생 요인을 밝히는 방식으로 진행되었다. 여성의 경제활동 참가율의 증가에 주목하였던 Mincer(1962)의 연구를 시작으로 선택, 교

육과 전공, 근속연수 등 개인 차원에서 요인을 분석한 연구부터 산업·직종, 노동시장에서의 차별 등 사회 차원에서 요인을 분석한 연구까지 폭넓게 이루어졌다. 또한, 방법론적 측면에서 성별 임금격차 발생 요인을 분해하는 기법으로는 주로 Oaxaca류의 요인 분해 기법¹⁾이 사용되고 있다. Oaxaca류의 요인 분해기법은 남성과 여성, 백인과 유색인종과 같이 관심 비교 대상이 되는 집단 간 존재하는 임금 차이를 관찰되는 요인들에 의해 ‘설명되는 차이’와 ‘설명되지 않는 차이’로 분해하는 것이 특징이다. 관찰되는 요인들에 의해 설명되는 차이란 연령, 학력 등 인적 속성(혹은 인적자본) 요인이나 사업체 규모 등 노동 수요 요인들로 설명되는 차이이다. 반면 설명되지 않는 차이는, 관찰되는 요인들로 설명되지 않는 노동생산성의 차이와 노동시장에서의 차별로 인해 발생하는 가격 차이를 의미한다. 연구마다 양자를 명명하는 데 다소 차이는 있으나, 그 의미에 있어 관찰되는 요인들로 설명되는 부분과 설명되지 않는 부분으로 분해한다는 점은 동일하다. Oaxaca and Ransom(1994)의 분해기법은 Oaxaca(1973)의 기법에서 관찰되는 요인들로 설명되지 않는 부분을, 남성이 차별 등의 이유로 실제 생산성보다 임금 프리미엄을 받음으로써 발생하는 격차와 여성이 차별 등의 이유로 겪는 손실분으로 더욱 세분하여 분해한다.

Blau and Kahn(2017)²⁾은 본 연구와 마찬가지로 미국의 성별 임금격차의 장기 추세와 발생 양태를 밝히고 요인 분해기법을 이용하여 발생 요인을 분석한 대표적인 연구다. Blau and Kahn(2017)은 미국의 1980년에서 2010년까지의 PSID(Panel Study of Income Dynamics) 자료를 근거로 성별 임금격차가 장기적으로는 감소하고 있지만, 수렴속도는 둔화하고 있으며, 소득분위별로 보았을 때 특히 90백분위수(90th percentile) 소득분위에서 다른 소득분위 대비 성별 임금격차가 크고 수렴속도가 느려지는 특징이 나타난다고 밝혔다.³⁾ 그리고 Blinder-Oaxaca 요인 분해기법을 이용하여 성별 임금격차 발생 요인의 설명 비중을 살펴본 결과, 전통적인 인적자본 변수들(교육, 근로경험 차이)이 설명하는 비중이 시간이 흐름에 따라 줄어든 반면⁴⁾, 산업과 직업이 여성의 상대적 직업 수준의 상승에도

1) Blinder-Oaxaca(1973), Oaxaca and Ransom(1994)의 연구에서 사용된 요인 분해기법.

2) Blau, Francine D. and Lawrence. M. Kahn, “The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations.” *Journal of Economic Literature* 55 (3) (January 2017): 789-865.

3) 연간 26주 이상 근로하는 25~64세의 full-time 도시근로자 기준을 대상

4) 단, 고수준 직종(high-level jobs)에서는 여성의 노동력 단절(interruptions)과 상대적으로 더 짧은 노동시간 등 인적 자본 요인이 여전히 성별 임금격차를 설명하는 중요한 요인이라고 보았다. 여기서 고수준 직종이란 좀 더 높은 수준의 책임과 업무 압박을 요구하며 그에 적절한 훈련과 노동 현신을 갖춘 적격인 자들이 얻을 수 있는 직업으로 관리직(managerial jobs), 전문직(professional jobs)을 일컫는다.

불구하고 성별 임금격차를 설명하는 중요한 요인인 것으로 나타났다.

Oaxaca류의 요인 분해기법이 아닌 다른 요인 분해기법을 사용하여 성별 임금격차 발생 요인을 분석한 연구로는 Cardoso et al.(2016)이 있다. Cardoso et al.(2016)은 본 연구와 마찬가지로 Gelbach(2016)의 요인 분해기법⁵⁾을 사용하여 포르투갈의 성별 임금격차 발생 요인을 분석하여, 성별 임금격차의 20%가 일하는 회사의 분리 현상(segregation of workers across firms)으로, 다른 20%는 회사 내 직책 분리 현상(job title segregation)으로 설명됨을 밝혔다.

한국에서 이루어진 성별 임금격차와 요인을 분석하는 연구들을 살펴보면, 대부분 성별 임금격차 발생 요인을 분해하는 방법으로 Oaxaca류의 요인 분해기법, 혹은 연구 목적에 따라 이를 변형한 분해기법을 사용하고 있다. 유경준(2001)⁶⁾은 Oaxaca 분해기법을 이용하여 1984~1999년의 임금구조기본통계조사 원시자료를 대상으로 여성근로자에 대한 임금차별을 살펴보았다. 1984년 이후 성별 총임금격차는 감소하였으나, 1999년과 비교했을 때 설명되지 않는 차이인 차별에 의한 격차가 설명하는 비중은 증가한 것으로 나타났다.

금재호(2002)⁷⁾는 Oaxaca and Ransom의 분해기법을 적용하여 2000년 한국노동패널 임금근로자 자료를 대상으로 성차별적 임금격차의 규모를 파악하였다. 62.9%가 관찰되는 요인들로 설명되는 생산성의 격차이며, 37.1%가 설명되지 않는 성차별적인 임금격차임을 제시하였다. 설명되지 않는 임금격차 중 2/3가량은 여성의 임금 손실분이며, 나머지 1/3가량은 남성의 임금 초과분이라 분석하였다. 흥미로운 점은 설명되는 부분 중 산업 요인은 전체 성별 임금격차를 설명하는 비중이 -1.4%로 오히려 산업의 차이가 성별 임금격차를 줄이는 데 기여하고 있다는 점이다.⁸⁾ 금재호(2004)⁹⁾에서도 동일하게 2000년 한국노동패널 자료를 대상으로 Oaxaca 분해기법을 적용하여, 1990년대 후반 성별 임금격차 완화에도 불구하고 성별 임금격차의 38.1%만이 설명되며¹⁰⁾, 설명되지 않는 부분의 상대적 비중이 여전히 높음(61.9%)을 밝혔다.

정진화(2007)¹¹⁾는 임금구조기본통계조사 1985~2004년 데이터를 가지고 Oaxaca and

5) Gelbach의 요인 분해기법은 제3장 제3절에서 자세히 후술하였다.

6) 유경준. 「성별 임금격차의 차이와 차별」. 『KDI 정책연구』 23권 1-2호(2001. 12): 193-231.

7) 금재호. 『여성 노동시장의 현상과 과제』. 한국노동연구원, 2002.

8) 상계서(2002). p.135.

9) 금재호. 「노동시장 이중구조와 성차별-직종분리를 중심으로」. 『응용경제』 6권 3호(2004. 12): 259-289.

10) 연령, 배우자 유무 등 인구학적 차이가 3.8%, 교육기간 등 인적자본의 규모 차이가 24.4%, 산업체 및 고용형태 차이가 10.6%를 설명하는 것으로 나타난다.

Ransom의 분해기법을 이용하여 혼인상태에 따른 생산성 차이와 가격 차이의 기여도를 분해분석하였다. 생산성 차이에 따른 임금격차는 지난 20년간 지속적으로 크게 감소한 반면, 가격 차이에 의한 임금격차는 감소세가 매우 미미하였다. 생산성 차이를 발생시키는 요인 중 연령과 교육수준은 설명 비중이 줄어든 반면, 근속연수의 설명 비중은 높아진 것으로 나타난다. 근속연수의 설명 비중이 높아지며, 가격 차이에 의한 임금격차가 미혼 여성에 비해 기혼 여성에게서 크게 나타난다는 점을 근거로 성별 임금격차의 원인으로 육아 부담, 경력단절을 지적하였다. 더하여 직종별로 살펴보면 남성집중 직종에 비해 여성 집중직종에서 가격 차이가 훨씬 작은 것으로 나타나 여성 고용에 있어 네트워크 외부효과 가능성을 함께 제기하였다.

금재호(2011)¹²⁾는 외환위기 이후 대기업과 중소기업 간, 정규직과 비정규직 간 임금격차가 확대되는 현상에 주목하였다. 남녀 성별 임금격차 정체 현상이 나타나는 원인을 중소기업에 비정규직으로 근무하는 여성의 상대임금이 낮아졌기 때문으로 보고, 1998~2008년의 한국노동패널 데이터를 대상으로 Oaxaca and Ransom의 요인분해분석을 수행하였다. 분석 결과 2005년 이후 성별 임금격차 중 생산성 차이로 설명되는 비중이 축소되고 있는 것으로 나타났다. 요인별로 살펴보면, 교육기간의 성별 격차가 임금격차에 미치는 부정적 효과가 점차 감소하고 있으며, 정규직 여부가 임금격차를 설명하는 비중이 지속적으로 상승하였다(2002년 2.53% → 2008년 8.03%). 기업규모의 성별 격차는 성별 임금격차의 4.0%를 설명하였다. 그리고 산업이 설명하는 비중이 급격히 상승한 것으로 나타났다(1998년 1.64% → 2008년 9.44%).

신광영(2011)¹³⁾은 2007년 8월 경제활동인구 부가조사 임금근로자 자료를 대상으로 Blinder-Oaxaca 분해분석을 수행하고, 추가적으로 부트스트랩(bootstrap) 방법을 활용하여 Blinder-Oaxaca 분해분석을 통해 얻는 모수 추정치와 추정치의 오차를 구하였다. 일반적인 회귀분석 결과 동일한 조건일 때 전체 성별 임금격차는 약 30% 정도며, 성별 임금격차의 50% 이상이(최소 53%~최대 59%) 차별에 의한 결과로 해석하였다. 이러한 차별에 의한 성별 임금격차를 만들어 내는 주된 요인은 연령이었으며, 근속연수와 노동시간에 대한 보상은 여성에게 더 유리한 것으로 나타났다. 직업과 산업에 따른 차이는 관찰되는

11) 정진화. 「한국 노동시장에서의 성별 임금격차 변화-혼인상태 및 직종특성별 비교-」. 『노동경제논집』 30권 2호(2007. 8): 33-60.

12) 금재호. 「성별 임금격차의 현상과 원인에 대한 연구」. 『국제경제연구』 17권 3호(2011. 12): 161-184.

13) 신광영. 「한국의 성별 임금격차: 차이와 차별」. 『한국사회학』 45집 4호(2011. 8): 97-127.

요인들로 설명되는 부분인 속성의 차이에 따른 격차의 절반 정도를, 차별에 의한 격차의 1/3 정도를 설명하는 것으로 분석하였다.

김태홍 외(2012)¹⁴⁾는 고용형태별 근로실태조사(임금구조기본통계조사) 2008년, 2011년 자료를 사용하여 Oaxaca and Ransom의 분해기법을 사용하여 요인분해분석을 수행하고 결과를 비교하였다. 관찰되는 요인들에 의해 설명되는 비중은 2008년에 비해 2011년 소폭 감소하고(55.5% → 54.0%), 전반적인 임금격차가 다소 감소했음에도 불구하고 관찰되는 요인들로 설명되지 않는 부분(차별의 최대치)은 오히려 소폭 증가한 것으로 나타났다. 관찰되는 요인들에 의해 설명되는 비중을 세부적으로 살펴보면, 근속연수가 설명하는 비중이 가장 큰 것으로 나타났으며(약 50%), 두 번째로 설명하는 비중이 큰 연령 요인은 2008년에 비해 2011년 다소 감소(29.2% → 23.7%)한 것으로 나타났다.¹⁵⁾

조동훈(2015)¹⁶⁾은 연령대에 따른 성별 임금격차 양상에 초점을 맞추었다. 우선 2013년 8월 경제활동인구조사 부가조사 자료를 가지고 임금 방정식 회귀 분석을 수행한 후, 추정된 성별 임금격차를 Oaxaca and Ransom 분해기법을 이용해 요인 분해하였다. 성별 임금격차는 연령이 증가할수록 증가하여 40~50대에 가장 높은 것으로 나타났다. 임금격차 요인분해분석에서 비설명 부분의 추정 비율¹⁷⁾ 역시 동일하게 20대에 가장 낮은 수준을 보였으며, 연령층이 증가할수록 증가하여 40대에 정점을 찍은 이후 감소 추세를 보였다.

유정미(2017)¹⁸⁾는 노동시장 진입 단계에 있는 청년세대 대졸자들로 대상을 한정하여 Oaxaca and Ransom의 분해기법을 사용한 요인분해분석을 시도하였다. 자료는 대졸자직업이동조사(GOMS)의 2014년 9월 시점, 2012년 8월과 2013년 2월 대졸자의 데이터를 사용하였다. 이들의 성별 임금격차는 약 20%p였으며, 기업 수요 측면의 차이가 전체 성별 임금격차의 대부분을 설명하는 것으로 나타났으며(4년제 대졸자 기준 72.7%), 특히 산업이 성별 임금격차에 가장 크게 기여하는 것으로 나타났다. 그러나 인적 자원 차이로 설명되는 부분은 크지 않았다. 관찰되는 요인들로 설명되지 않는 부분(차등적 보상)은 32.1%였으며, 4년제 대졸자(23.4%)에 비해 전문대졸(44.4%)에서 차등적 보상으로 설명되는 비중이 더 큰 것으로 나타났다.

14) 김태홍·김종숙·배호중·전용일·임희정. 「성별 임금 실태조사 및 제도 개선방안」. 고용노동부, 2012.

15) 상계서(2012): 123-124.

16) 조동훈. 「세대별 성별 임금격차에 관한 연구」. 『산업관계연구』 25권 1호(2015. 3): 1-25.

17) 비설명 부분을 순수한 성별 임금격차로 해석하였다.

18) 유정미. 「청년세대 노동시장 진입 단계의 성별 임금격차 분석」. 『한국여성학』 33권 1호(2017. 3): 107-155.

반면 전병유(2002), 김주영(2009), 조동훈·조준모(2009)는 Juhn et al.(1991)¹⁹⁾이 제시하고 Blau and Kahn(1996)²⁰⁾이 사용한 시간 변화에 따른 임금격차 분해기법을 사용하여 성별 임금격차를 분석하였다. Juhn et al.의 분해기법은 Oaxaca and Ransom의 분해기법에 비해 관찰되지 않는 차별적 요인에 의한 부분을 관찰되지 않는 생산성 차이와 관찰되지 않는 가격 차이로 보다 세분할 수 있는 장점²¹⁾이 있는 것으로 알려져 있다.

전병유(2002)²²⁾는 정보통신산업과 제조업을 대상으로 Juhn et al.의 분해기법을 사용하였다. 이를 통해 정보통신산업과 제조업 간 성별 임금격차가 다르게 나타나는 이유는 관찰되는 성별 차이로 인한 것이라기보다는, 관찰되지 않은 부문에서의 남녀 간 차이가 다르기 때문이며, 정보통신산업에서 여타 제조업에 비해 여성에 대한 차별의 정도가 상대적으로 작음의 근거가 된다고 보았다.

김주영(2009)²³⁾은 Juhn et al.의 분해기법을 이용하여, 남성 대비 여성의 월급여액 수준²⁴⁾이 1980~1990년대 꾸준히 상승하다가 2000년대에 다소 정체된 원인에 대해 분석하였다. 데이터로는 한국노동패널 1998~2006년까지의 원시 자료를 사용하였다. 분석 결과, 고학력 여성의 고용 증가는 어느 정도 성별 임금격차를 감소시키는 효과를 나타내었다. 그러나 이를 상쇄시키는 다른 효과(근속기간 효과)²⁵⁾와 관찰되지 않은 특징의 변화에 따른 효과로 인해 2000년대의 성별 임금격차 감소세가 둔화된 것으로 분석하였다.

조동훈·조준모(2009)²⁶⁾는 경제활동부가조사 2004년 8월 자료를 이용하여 노동조합이

19) Juhn, Chinhui, K. Murphy and B. Pierce. "Accounting for the Slowdown in Black-White Wage Convergence." In *Workers and Their Wages*. Washington DC: AEI Press, 1991, pp.107-143.

20) Blau, Francine D. and Lawrence. M. Kahn. "Wage Structure and Gender Earnings Differentials: An International Comparison." *Economica* 63 (250) (May 1996): 29-62.

21) Juhn et al.의 임금격차 분해기법은 임금격차를 일으키는 요인을 ① 관찰된 특성의 변화로 인한 효과(effect of changes in observed characteristics), ② 관찰된 특성들에 의한 가격효과(observed price effect), ③ 관찰되는 변수들을 통제된 이후에 관찰되지 않는 특성들의 변화에 의한 효과(effect of changes in unobserved characteristics), ④ 관찰되지 않은 가격효과(unobserved price effect)로 분해한다. ③과 ④가 Oaxaca 분해기법에서 관찰되는 요인들로 설명되지 않고 남은 부분으로서, 관찰되지 않은 요인들의 양과 가격 변화에 따른 효과로 해석할 수 있다.

$$(D_t - D_t) = (\Delta X_t - \Delta X_t)\beta_t + \Delta X_t(\beta_t - \beta_t) + (\Delta \theta_t - \Delta \theta_t)\sigma_t + \Delta \theta_t(\sigma_t - \sigma_t)$$

22) 전병유. 「제조업과 정보통신산업 간의 성별 임금격차 차이의 요인 분해」. 『노동정책연구』 2권 3호(2002. 10): 31-57.

23) 김주영. 「성별 임금격차와 여성의 경력단절」. 『월간 노동리뷰』 2009년 7월호(2009. 7): 38-51.

24) 단, 이 연구는 정액급여와 초과급여를 합한 액수로만 계산하고 상여금 등 특별급여액은 제외하였다.

25) 경력단절로 인해 상대적으로 짧은 여성의 '근속기간'이 '학력'과 '경력'이 임금격차를 줄이는 효과를 상쇄시키고 임금격차를 더 증가시키는 영향을 주는 것으로 분석되었다.

성별 임금격차에 미치는 효과를 분석하였다. 노조원이 비노조원에 비해 전체 성별 임금 격차는 작은 것으로 나타나고 있는데, Oaxaca and Ransom의 분해기법은 노동조합의 적극적인 차별 해소에 의한 노력의 기여분으로 해석될 수 있는 관찰되지 않는 특성으로 설명되는 부분이 과다추정(최대 29%)될 가능성이 있음을 지적하였다. 이에 Juhn et al.의 분해기법을 적용한 결과, 노조원이 비노조원에 비해 성별 임금격차가 감소한 것은 68%가 생산성 차이(관찰된 생산성 48%, 관찰되지 않는 생산성 20%), 28%는 호봉제, 성과급 같이 관찰된 특성들에 의한 가격 차이에 기인하고, 오직 10%만이 관찰되지 않는 특성에 의한 가격 차이에 기인하는 것으로 나타났다.

한편 김용성(2007)²⁷⁾은 기존 Oaxaca의 분해방법을 통해 요인 분석을 시도했던 선행연구들이 임금분포의 절단에 따른 효과를 고려하지 않고 있음을 지적하고, 비모수적 접근법을 사용하여 임금분포를 기준으로 나누어 임금격차 분해를 시도하였다. 비모수적 접근법을 사용함으로써 분포상의 다양한 임금수준에서 성별 임금격차를 분해할 수 있다는 장점이 있다고 보았다. 임금구조기본통계조사 1993~2005년까지의 자료를 토대로 분석한 결과, 임금수준에 따라 상위/중위/하위로 나누었을 때 상위 분위와 하위 분위에서는 성별 임금차별의 정도가 낮은 반면, 중위 분위에서 상대적으로 성별 임금 차별의 정도가 높은 것으로 나타났다.

이상 한국의 성별 임금격차 관련 선행 연구들의 결과를 정리하면 다음과 같다. 성별 임금격차는 꾸준히 감소하고 있으나 2000년대 이후로는 다소 정체되는 모습을 보인다(김주영, 2009). 관찰되는 요인들로 어느 것을 선택할 것인지에 따라 다소 차이가 발생할 수 있지만, 상당수의 연구들이 관찰되지 않는 생산성 차이나 차별에 의해 설명되는 비중이 성별 임금격차 감소에도 불구하고 여전히 높은 것으로 판단하고 있으며(김재호, 2002; 김재호, 2004; 신광영, 2011; 유정미, 2017), 일부 연구들은 증가하고 있는 것으로 보고하고 있다(유경준, 2001; 정진화, 2007; 김재호, 2011; 김태홍 외, 2012). 요인별로 살펴보면, 근속연수의 설명 비중이 높게 나타나며(정진화, 2007; 김태홍 외, 2012), 성별 임금격차 감소 효과를 일부 상쇄하고 있는 것으로 나타난다(김주영, 2009). 연령은 여전히 설명하는 비중이 높지만 최근 들어 관찰되는 요인으로서 설명 비중은 감소하고 있다(정진화, 2007; 김태홍 외, 2012). 다만, 관찰되는 요인들로 설명되지 않는 부분(차별)에 있어 성별 임금격차를 만들어 내는 주된 동인으로 나타나기도 한다(신광영, 2011). 학력

26) 조동훈·조준모. 「노동조합과 성별 임금격차에 관한 연구」. 『한국경제연구』 24(2009. 3): 83-108.

27) 김용성. 『성별 임금격차에 관한 연구』. 한국개발연구원, 2007.

은 과거에 비해 설명 비중이 감소하고 있는 것으로 보고하는 연구(정진화, 2007)와 증가하는 것으로 나타나는 연구(김태홍 외, 2012)가 혼재하나, 청년층에서는 학력의 설명 비중이 상대적으로 낮은 것으로 나타난다(김태홍 외, 2012; 유정미, 2017). 또한, 산업은 과거에는 성별 임금격차를 줄이는 데 기여하였으나, 최근 들어 성별 임금격차를 설명하는 비중이 급격히 상승하고 있는 요인으로 나타나고 있다(금재호, 2002; 금재호, 2011; 신광영, 2011; 유정미, 2017).

Ⅲ. 성별 임금격차 요인분해분석

1. 데이터

이번 장의 주요 목적은 한국 성별 임금격차와 관찰되는 주요 요인들의 장기 추세를 살펴보고 요인분해분석을 수행하는 것이다. 이를 위해 데이터로 1980~2017년까지의 임금구조기본통계조사 원시 자료를 사용하였다. 임금구조기본통계조사의 경우, 1998년까지는 한국표준산업분류상 비농림전산업·사업장 규모 10인 이상 사업체의 임금근로자를 대상으로 조사해오다, 1999년부터는 농림수렵업·임업·어업 포함 사업장 규모가 5인 이상인 사업체의 임금근로자로 조사대상을 확대하면서 이전과 샘플 구성의 변화가 있었다. 이를 고려하여, 1998년 이전 자료와의 시계열 연결을 위해 1999년 이후 자료에서 5인 이상 사업체 임금근로자와 농림수렵업·임업·어업에 종사하는 임금근로자의 데이터를 제외하고 비농림전산업·10인 이상 사업체에 종사하는 임금근로자들의 데이터만을 반영하였다. 또한, 생산가능인구인 15세 이상 64세 미만의 임금근로자 데이터만을 대상으로 하였다.

분석 대상이 되는 임금 변수로는 월 실질임금과 시간당 실질임금을 선정하였다. 월 실질임금뿐 아니라 시간당 실질임금을 함께 보는 까닭은 성별 노동시간 투입의 차이에 따른 효과를 제거한 성별 임금격차 추이도 함께 보기 위함이다. 월 실질임금은 임금구조기본통계조사상 정액급여²⁸⁾와 초과급여의 합으로 정의되는 월 급여액을 해당 연도 소비자물가지수(CPI)로 실질 변수화한 값으로 생성하였다(식 (1)). 시간당 실질임금은 해당 연도 소비자물가지수(CPI)로 실질 변수화한 정액급여를 월간 정규근로시간으로 나눈 값으로

28) 정액급여는 기본급과 통상적 수당, 기타수당을 합한 금액이다.

생성하였다(식 (2)). 그리고 요인분해분석에서는 식 (2)를 통해 생성한 시간당 실질임금에 로그 값을 취한 로그 시간당 실질임금을 임금 변수로 사용하였다.

$$wage_{i,t} = \frac{(jpay_{i,t} + epay_{i,t})}{CPI_{2015,t}} \times 100 \quad (1)$$

($wage_{i,t}$: 임금근로자 i 의 t 년도 월 실질임금, $jpay_{i,t}$: 정액급여,
 $epay_{i,t}$: 초과급여, $CPI_{2015,t}$: 2015년 기준 t 년도의 소비자물가지수)

$$wageh_{i,t} = \frac{jpay_{i,t}}{rwh_{i,t}} \times \frac{100}{CPI_{2015,t}} \quad (2)$$

($wageh_{i,t}$: 임금근로자 i 의 t 년도 시간당 실질임금, $rwh_{i,t}$: 월간 정규근로시간)

식 (1)과 식 (2)에서 정의한 월 실질임금과 시간당 실질임금을 토대로 성별 임금격차는 여성의 남성대비 평균 월 실질임금과 여성의 남성대비 시간당 실질임금의 평균으로 정의하였다(식 (3), (4)). 식 (3)과 식(4)를 통해 정의한 비율 값이 작을수록 성별 임금격차가 크다는 것을 의미하며, t 가 증가함에 따라 해당 비율 값이 증가할수록 남성과 여성의 임금이 서로 수렴, 혹은 남성과 여성 간 임금격차가 완화되고 있음을 의미한다.

$$GWG_t^{wage} = \frac{E[wage_{i,t} | sex_i = female]}{E[wage_{i,t} | sex_i = male]} \quad (3)$$

$$GWG_t^{wageh} = \frac{E[wageh_{i,t} | sex_i = female]}{E[wageh_{i,t} | sex_i = male]} \quad (4)$$

(GWG_t^{wage} : t 년도 남성의 평균 월 실질임금 대비 여성의 평균 월 실질임금,

GWG_t^{wageh} : t 년도 남성의 시간당 실질임금의 평균 대비 여성의 시간당 실질임금의 평균)

2. 성별 임금격차의 장기 추세

<표 1>은 식 (1)~식 (4)에서 정의한 월 실질임금, 시간당 실질임금 및 그 비율을 1980~2017년까지 연도별로 산출한 결과다. 38년간 한국의 성별 임금격차 장기 추세를

살펴보면 다음의 두 가지 특징을 발견할 수 있다.²⁹⁾

첫 번째는 1980년대부터 1990년대에 걸쳐 지속적으로 성별 임금격차가 감소하는 모습을 보였으나, 2000년대 이후로는 성별 임금격차 감소 추세가 둔화되었다는 것이다. 1980~1999년 기간 동안에는 성별 임금격차가 41.1%(시간당 실질임금 기준)~43.9%(월실질임금 기준) 수준에서 64.1%(월 실질임금 기준)~64.6%(시간당 실질임금 기준) 수준으로 꾸준하게 감소하였다. 그러나 2000년대 이후로는 비율 증가 속도가 둔화되어 2000~2017년 기간 동안에는 64.9~66.2% 수준에서 67.6~71.8% 수준으로 소폭 상승하는 데 그쳤다.

두 번째 특징은 월 실질임금을 기준으로 볼 때보다 시간당 실질임금을 기준으로 볼 때, 성별 임금격차가 상대적으로 더 빠르고 크게 감소하고 있다는 점이다. 여성 임금근로자의 남성 임금근로자 대비 월 실질임금은 1980년 43.9%에서 2017년 67.6%로 증가한 반면, 시간당 실질임금은 1980년 41.1%에서 2017년 71.8%로 상대적으로 더 크게 증가하였다. 특히 2010년대에는 여성의 남성대비 평균 월 실질임금은 거의 정체되어 있으나, 여성의 남성대비 시간당 실질임금의 평균은 약하게나마 증가하면서, 양자의 간극이 벌어지고 있는 것이 특징적이다. 또한, 해당 기간 월 실질임금 비율이 시간당 실질임금 비율보다 상대적으로 더 적게 감소하였다는 사실로부터, 남성의 평균 월 정규근로시간이 여성의 평균 월 정규근로시간보다 느리게 감소하였음을 간접적으로 알 수 있다.

29) 시간당 실질임금 계산 시 식 (1)과 같이 초과급여를 반영하고 이를 정규근로시간과 초과근로시간을 더한 근로시간으로 나누어 계산하여도 range에 약간의 차이가 있을 뿐 특징은 변하지 않는다. <부표 1>을 참고

〈표 1〉 성별 평균 월 실질임금, 시간당 실질임금 평균의 변화

(단위: 원)

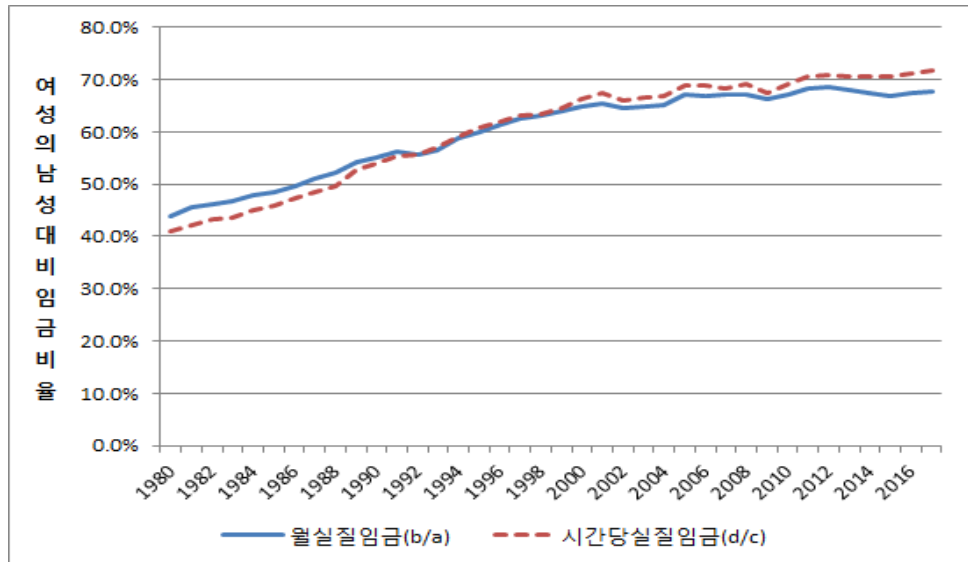
| 연도 | 월 실질임금 | | | 시간당 실질임금 | | |
|------|-----------|-----------|-------|----------|--------|-------|
| | 남성 | 여성 | 비율(c) | 남성 | 여성 | 비율(d) |
| 1980 | 853,880 | 374,466 | 0.439 | 3,687 | 1,515 | 0.411 |
| 1981 | 833,490 | 380,406 | 0.456 | 3,701 | 1,562 | 0.422 |
| 1982 | 910,987 | 419,471 | 0.460 | 3,998 | 1,734 | 0.434 |
| 1983 | 974,105 | 456,362 | 0.468 | 4,312 | 1,885 | 0.437 |
| 1984 | 1,024,173 | 490,257 | 0.479 | 4,516 | 2,038 | 0.451 |
| 1985 | 1,052,082 | 508,612 | 0.483 | 4,779 | 2,195 | 0.459 |
| 1986 | 1,108,020 | 549,815 | 0.496 | 5,035 | 2,380 | 0.473 |
| 1987 | 1,181,231 | 602,717 | 0.510 | 5,278 | 2,553 | 0.484 |
| 1988 | 1,268,881 | 661,008 | 0.521 | 5,760 | 2,865 | 0.497 |
| 1989 | 1,371,716 | 742,980 | 0.542 | 6,339 | 3,352 | 0.529 |
| 1990 | 1,447,369 | 798,050 | 0.551 | 6,812 | 3,680 | 0.540 |
| 1991 | 1,547,549 | 868,138 | 0.561 | 7,650 | 4,242 | 0.554 |
| 1992 | 1,699,691 | 948,248 | 0.558 | 8,111 | 4,505 | 0.555 |
| 1993 | 1,754,088 | 990,916 | 0.565 | 8,126 | 4,649 | 0.572 |
| 1994 | 1,787,780 | 1,049,487 | 0.587 | 8,397 | 4,964 | 0.591 |
| 1995 | 1,912,961 | 1,146,530 | 0.599 | 9,093 | 5,521 | 0.607 |
| 1996 | 2,047,890 | 1,259,701 | 0.615 | 10,234 | 6,352 | 0.621 |
| 1997 | 2,103,020 | 1,315,203 | 0.625 | 10,546 | 6,669 | 0.632 |
| 1998 | 1,976,668 | 1,246,567 | 0.631 | 9,958 | 6,303 | 0.633 |
| 1999 | 2,119,932 | 1,358,744 | 0.641 | 10,185 | 6,584 | 0.646 |
| 2000 | 2,256,178 | 1,465,096 | 0.649 | 11,015 | 7,293 | 0.662 |
| 2001 | 2,293,455 | 1,501,743 | 0.655 | 11,320 | 7,632 | 0.674 |
| 2002 | 2,471,972 | 1,597,147 | 0.646 | 12,745 | 8,409 | 0.660 |
| 2003 | 2,573,495 | 1,670,474 | 0.649 | 13,203 | 8,799 | 0.666 |
| 2004 | 2,631,483 | 1,717,518 | 0.653 | 12,919 | 8,656 | 0.670 |
| 2005 | 2,595,766 | 1,741,690 | 0.671 | 13,314 | 9,181 | 0.690 |
| 2006 | 2,700,489 | 1,808,711 | 0.670 | 14,047 | 9,679 | 0.689 |
| 2007 | 2,765,816 | 1,853,609 | 0.670 | 15,002 | 10,232 | 0.682 |
| 2008 | 2,808,560 | 1,887,038 | 0.672 | 15,372 | 10,642 | 0.692 |
| 2009 | 2,757,416 | 1,827,035 | 0.663 | 14,342 | 9,693 | 0.676 |
| 2010 | 2,765,086 | 1,859,134 | 0.672 | 14,558 | 10,059 | 0.691 |
| 2011 | 2,767,792 | 1,888,780 | 0.682 | 14,879 | 10,500 | 0.706 |
| 2012 | 2,825,591 | 1,935,674 | 0.685 | 15,806 | 11,208 | 0.709 |
| 2013 | 2,892,859 | 1,970,867 | 0.681 | 16,794 | 11,839 | 0.705 |
| 2014 | 2,968,447 | 1,998,652 | 0.673 | 17,123 | 12,071 | 0.705 |
| 2015 | 3,012,997 | 2,012,787 | 0.668 | 15,732 | 11,122 | 0.707 |
| 2016 | 3,088,089 | 2,087,003 | 0.676 | 16,785 | 11,961 | 0.713 |
| 2017 | 3,152,613 | 2,132,353 | 0.676 | 17,157 | 12,319 | 0.718 |

주: 1) 가중치 적용.

2) 생산가능인구 15~64세 남성과 여성 임금근로자 대상.

3) 1999년 이후 자료는 농림수렵업 임업 어업을 제외한 10인 이상 사업체에 종사하는 근로자 데이터만을 사용
자료: 고용노동부, 『임금구조 기본통계조사』 원시 자료, 1980-2017.

[그림 1] 성별 평균 월 실질임금, 시간당 실질임금 평균의 변화



주: 1) 가중치 적용.
 2) 생산가능인구 15-64세 남성과 여성 임금근로자 대상.
 3) 1999년 이후 자료는 농림수렵업·임업·어업을 제외한 10인 이상 사업체에 종사하는 근로자 데이터만을 사용
 자료: 고용노동부. 『임금구조기본통계조사』 원시 자료, 1980-2017.

3. 성별 임금격차 요인분해분석

가. 요인분해분석 방법론: Gelbach의 요인분해기법

다음으로 임금을 결정하는 요인들이 한국의 성별 임금격차를 설명하는 정도를 살펴보기 위해 요인분해분석을 수행하였다. 성별 임금격차 요인을 분해하는 방법으로서 Blinder-Oaxaca 요인 분해기법이 주로 사용되고 있다. 그러나 Blinder-Oaxaca 요인분해기법은 비교를 하려는 두 집단 중 어느 집단을 준거집단으로 설정하느냐에 따라 집단의 특성으로 설명되지 않는 부분(예컨대 관찰되지 않는 차별에 의한 영향)이 과소 혹은 과대 측정될 수 있다는 문제가 있다.³⁰⁾ 따라서 본 연구는 대안적 방법론으로서 Gelbach(2016)의 요인 분해기법을 사용하여 성별 임금격차 요인분해분석을 수행하였다. Gelbach의 요

30) 부록 3 참고

인분해기법은 관심 대상이 되는 집단 터미 변수³¹⁾만으로 구성된 추정 모형(base specification model; 이하 기본 식별모형)과, 기본 식별모형에 종속 변수를 설명하는 모든 관찰 가능한 요인들³²⁾을 추가한 추정 모형(full specification model; 전체 식별모형)을 OLS 추정하여 얻는 추정량들을 활용하여 요인을 분해한다. 전체 식별모형과 대비해 기본 식별모형에서 누락된 요인들로부터 발생하는 누락변수 편의공식(omitted variable bias formula)을 활용하여, 추가되는 공변량의 순서와 무관하게 모수(population parameters)의 일치 추정량을 얻고 요인들을 분해할 수 있다는 장점을 보유하고 있다.

Gelbach(2016)의 요인분해기법을 간략하게 소개하면 다음과 같다.³³⁾ 임금 방정식의 우변을 구성하는 설명변수들(regressors) 중 비교대상이 되는 집단을 식별하는 성별터미와 상수항을 X_1 , 그 외 임금 결정에 영향을 주는 공변량들인 연령과 학력터미, 사업체규모 터미, 산업터미, 직업터미, 근속연수를 X_2 로 분류하면, 임금 변수 Y 와 $X = [X_1 \ X_2]$ 는 식 (1)(전체 식별모형)과 같은 선형 관계식으로 표현할 수 있다.

$$Y = X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + \epsilon \quad (5)$$

$$Y = X_1\beta_1 + \epsilon \quad (6)$$

(Y : 로그 시간당 실질임금, X_1 : 상수항, 성별 터미변수,
 X_2 : 연령, 학력, 사업체 규모, 산업, 직업, 근속연수, ϵ : 오차항)

오차항 ϵ 이 일반적인 OLS 추정의 기본 가정($E[\epsilon_i | X_i] = 0$ for all i)을 만족한다고 가정하면, 최소자승추정량 $\hat{\beta}$ 은 $\hat{\beta} \equiv (X'X)^{-1}X'Y$ 다. 이제 식 (5)에서의 X_1 의 추정계수를 $\hat{\beta}_1^{full}$, X_2 의 추정계수를 $\hat{\beta}_2$ 라 하자. 이때 $\hat{\beta}_1^{full}$ 은 β_2 나 X_1 과 X_2 의 상관관계에 대한 특별한 가정이 없더라도, 전체 식별모형에서 X_2 의 모든 편차는 제거(partial out)되므로, β_1 의 일치추정량이 된다. 한편 X_2 를 무시하고 X_1 만을 가지고 식 (6)(기본 식별모

31) 예컨대 성별 터미변수, 인종 터미변수를 들 수 있다. 본 연구에서는 성별 터미변수가 이에 해당한다.

32) 예로 연령, 학력, 사업체 규모, 근속연수, 산업 및 직업 터미들을 들 수 있다.

33) Gelbach, Jonah B. "When Do Covariates Matter? And Which Ones, and How Much?." *Journal of Labor Economics* 34 (2) (April 2016)의 pp.518-526을 참고하여 정리하였다.

형)을 OLS 추정할 경우의 추정량을 $\hat{\beta}_1^{base} \equiv (X_1'X_1)^{-1}X_1'Y$ 라 하면 $\hat{\beta}_1^{base}$ 의 확률적 극한(probability limit)은 식 (7)과 같이 표현된다.

$$plim\hat{\beta}_1 = \beta_1 + plim(X_1'X_1)^{-1}X_1'X_2\beta_2 \quad (7)$$

$$\text{or } \beta_1^{base} = \beta_1 + \Gamma\beta_2 = \beta_1 + \delta \quad (8)$$

$$X_2 = X_1\Upsilon + W \quad (9)$$

(W : matrix of conformable projection residuals)

식 (8)에서 Γ 는 식 (9)를 추정하여 얻게 되는 추정계수들의 행렬이다. 식 (8)의 δ 는 전통적으로 X_2 를 누락시키고 β_1 을 추정하였을 때 발생하는 누락변수 편의(omitted variables bias)로 설명된다. 그러나 여기서 주목할 점은 δ 가, 성별 더미(상수항 포함)가 임금격차를 설명하는 비중과 성별 더미 이외에 임금에 영향을 주는 공변량들(연령, 학력, 사업체 규모, 산업, 직업)이 임금격차를 설명하는 비중을 자연스럽게 분해하는 역할을 한다는 것이다. 그리고 $\hat{\beta}_1^{full}$ 은 β_1 의 일치추정량이므로, 식 (7)과 식 (8)으로부터 δ 는 기본 식별모형에서의 X_1 의 추정계수 β_1^{base} 와 전체 식별모형에서의 X_1 의 추정계수 $\hat{\beta}_1^{full}$ 의 차이로 정의되며($\delta = \hat{\beta}_1^{base} - \hat{\beta}_1^{full}$), 다음 식 (10)이 성립한다.

$$\hat{\delta} = \hat{\beta}_1^{base} - \hat{\beta}_1^{full} = (X_1'X_1)^{-1}X_1'X_2\hat{\beta}_2 \quad (10)$$

식 (10)에서 δ 는 성별 이외에 임금을 설명하는 요인들로서 추가된 공변량들에 의해 설명되는 부분이며, 전통적으로 누락변수 편의 공식으로 알려진 $(X_1'X_1)^{-1}X_1'X_2\hat{\beta}_2$ 와 같다. 즉 성별 더미와 같이 비교 대상이 되는 집단을 식별하는 변수로만 구성된 기본 식별모형(식 (6))에서 추정된 무조건부 성별 평균 임금격차($\hat{\beta}_1^{base}$)와, 임금을 설명하는 모든 요인들을 추가한 전체 식별모형(식 (5))에서의 X_1 의 추정계수($\hat{\beta}_1^{full}$)의 차이를 구함으로써 자연스럽게 추가된 요인들이 임금을 설명하는 비중을 분해해낼 수 있다.

나. 관찰 가능 요인들의 장기 추세

Gelbach의 요인분해분석에 앞서 전체 식별모형에 포함되는 관찰가능 요인들 중 산업 더미와 직업 더미를 제외하고 연령, 학력, 사업체 규모, 근속연수의 남녀 간 분포 차이를 평균값 차이의 장기 추세를 통해 살펴보았다.³⁴⁾ 우선 평균 연령과 평균 학력의 차이는 지속적으로 감소하였음을 알 수 있다. 근무하는 사업체 규모의 차이와 근속연수의 차이는 시대별로 다르게 나타나고 있다. 1980년대에는 여성이 남성보다 상대적으로 큰 규모의 사업체에서 근무하였으나, 1990년대 역전되어 현재는 남성이 상대적으로 큰 규모의 사업체에서 근무하고 있으며 2010년대 이후로는 차이가 안정적으로 유지되고 있다. 또한 근속연수의 차이는 1980년대에는 증가하여 1990~2000년대 초반까지 높은 수준을 유지해오다 2000년대 중반 이후 약간 낮아진 수준을 유지하고 있는 것으로 나타나고 있다.

한편 산업과 직업은 한국표준산업분류와 한국표준직업분류 상 대분류 기준으로 몇 개의 산업군과 직업군으로 분류한 후, 평균임금 수준의 변화와 함께 산업군·직업군 내 여성근로자 비율과 산업군·직업군 간 여성근로자 분포의 변화를 살펴보았다(<표 2>).³⁵⁾ 우선 산업군별 변화를 살펴보면, 1980년 기준 여성근로자는 상대적으로 저임금 산업군인 제조업 부문에 많이 분포하고 있음을 알 수 있다. 2000년에는 제조업 부문 쏠림현상이 크게 완화되어 상대적으로 고임금 산업군인 금융보험부동산임대업 부문과 기타사회개인서비스업 부문으로 분포 이동이 일어났다. 2017년에는 제조업 부문에서 금융보험부동산임대업 부문과 기타사회개인서비스업 부문으로의 이동이 더욱 가속화되었는데, 여기서 주목할 점은 2000년 상대적으로 고임금 산업군이었던 기타사회개인서비스업이 2000년대 이후 시간당 실질임금 상승이 다른 산업군에 비해 상대적으로 더디게 진행되어 2017년에는 제조업, 도소매음식숙박업과 함께 저임금 산업군으로 변화하였다는 점이다.³⁶⁾ 이에 2017년 기준 전체 여성 임금근로자의 약 70%가 이들 저임금 산업군에 종사하게 되었음

34) 학력과 사업체 규모는 범주형 변수(학력 4개 범주, 사업체 규모 5개 범주)로서 다음과 같이 점수를 부여하여 평균값을 산출하였다. 학력은 ‘중졸 이하=1, 고졸=2, 전문대졸=3, 대졸 이상=4’로, 사업체 규모는 ‘10~29인=1, 30~99인=2, 100~299인=3, 300~499인=4, 500인 이상=5’로 점수를 부여하였다. 따라서 해당 수치의 차이가 절대적 강도의 차이를 의미하지는 않는다.

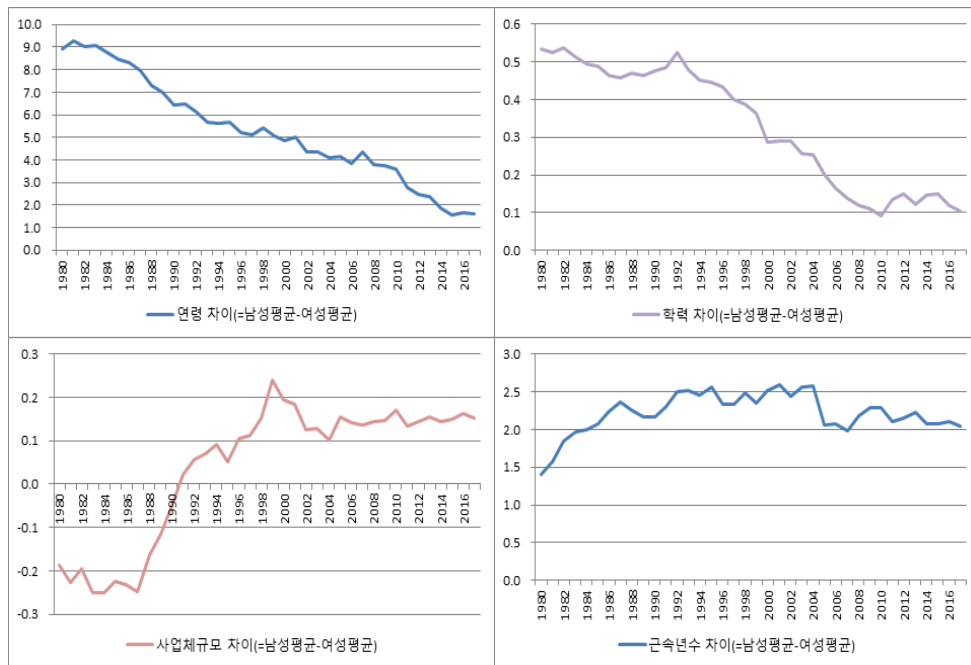
35) 산업군(8개): ①광업, ②제조업, ③전기가스증기수도업(2017년은 하수·폐기물 처리, 원료재생 및 환경복원업을 포함), ④건설업, ⑤도소매음식숙박업, ⑥운수창고통신업, ⑦금융보험부동산임대업, 전문과학기술서비스업 및 연구개발업, ⑧기타사회개인서비스업
직업군(3개): ①고위임직원·전문가·관리자, ②사무종사자, ③서비스·판매 및 기능원·단순노무종사자

36) 물론 한국표준산업분류의 개정(2000년 제6차 개정 적용, 2017년 제9차 개정 적용)에 따른 중분류 이하 수준에서의 분류 변화에 의한 결과일 수도 있으므로 제한적으로 해석할 필요가 있다.

을 알 수 있다. 또한, 도소매음식숙박업 부문과 기타사회개인서비스업 부문에서 여성 임금근로자가 차지하는 비율도 2000년에 비해 증가하였다. 이러한 사실은 2000년대 이후 성별 임금격차 감소 추세가 둔화된 하나의 원인으로 작용했을 수도 있음을 암시한다.

직업군별 변화는 산업군별 변화에 비해 비교적 일관된 양상을 보여준다. 여성 임금근로자는 상대적 고임금 직종인 고위임직원, 전문가, 관리자 직군으로 이동하였으며, 해당 직종에서 여성 임금근로자가 차지하는 비율 역시 꾸준히 증가하였다. 또한, 상대적 저임금 직종인 서비스·판매 및 기능원·단순노무종사자 직군에 종사하는 여성 임금근로자 비중은 낮아지고 있음을 알 수 있다.

[그림 2] 관찰가능 요인들의 성별 차이의 변화



주: 성별 연령 차이의 변화(좌상), 성별 학력 차이의 변화(우상), 성별 근무하는 사업체규모 차이의 변화(좌하), 성별 근속연수 차이의 변화(우하)

자료: 고용노동부. 『임금구조기본통계조사』 원시자료, 1980-2017.

〈표 2〉 산업군, 직업군별 시간당 실질임금, 여성근로자 비율, 여성근로자 분포의 변화

(단위: 원, %)

| 산업군 | 1980 | | | 2000 | | | 2017 | | |
|-------------------------|-------|------|------|--------|------|------|--------|------|------|
| | 임금 | 여성비율 | 여성분포 | 임금 | 여성비율 | 여성분포 | 임금 | 여성비율 | 여성분포 |
| 광업 | 3,756 | 5.2 | 0.3 | 9,950 | 7.5 | 0.1 | 16,994 | 9.9 | 0.03 |
| 제조업 | 2,282 | 46.9 | 81.7 | 8,496 | 28.7 | 43.0 | 14,103 | 26.0 | 19.9 |
| 전기가스증기수도업 | 4,062 | 8.1 | 0.2 | 12,114 | 10.4 | 0.3 | 18,726 | 14.9 | 0.5 |
| 건설업 | 4,914 | 7.3 | 0.6 | 11,411 | 13.1 | 2.0 | 16,071 | 16.8 | 2.5 |
| 도소매음식숙박업 | 3,526 | 35.7 | 3.7 | 9,716 | 35.1 | 13.4 | 14,348 | 44.2 | 17.3 |
| 운수창고통신업 | 3,095 | 18.1 | 4.3 | 9,962 | 10.7 | 3.3 | 16,711 | 21.0 | 5.3 |
| 금융보험부동산임대업 | 4,515 | 34.5 | 4.8 | 11,570 | 34.8 | 19.7 | 17,321 | 41.1 | 22.0 |
| 기타사회개인서비스업 | 4,949 | 27.0 | 4.4 | 12,310 | 48.3 | 18.1 | 14,548 | 67.6 | 32.5 |
| 직업군 | 1980 | | | 2000 | | | 2017 | | |
| | 임금 | 여성비율 | 여성분포 | 임금 | 여성비율 | 여성분포 | 임금 | 여성비율 | 여성분포 |
| 고위임직원 전문가, 관리자 | 7,157 | 10.9 | 2.7 | 14,173 | 20.7 | 20.1 | 19,154 | 42.8 | 28.6 |
| 사무종사자 | 3,643 | 38.0 | 20.4 | 9,301 | 46.4 | 37.1 | 17,260 | 44.7 | 33.2 |
| 서비스·판매 및 기능원·단순노무종사자 | 1,995 | 43.5 | 76.9 | 7,544 | 27.4 | 42.9 | 11,953 | 31.9 | 38.2 |

주: 1) 가중치 적용.

2) 생산가능인구 15~64세 남성과 여성 임금근로자 대상.

3) 1999년 이후 자료는 농림수렵업·임업·어업을 제외한 10인 이상 사업체에 종사하는 근로자 데이터만을 사용.

4) '임금'은 앞서 정의한 시간당 실질임금을, '여성비율'은 산업군·직업군 내 여성임금근로자 비율을, '여성분포'는 산업군·직업군 간 여성 임금근로자의 분포(합계: 100%)를 각각 의미함.

자료: 고용노동부 『임금구조기본통계조사』 원시자료, 1980-2017.

다. 요인분해분석 결과

<표 3>과 [그림 3]은 Gelbach의 요인 분해기법을 적용하여 한국의 성별 임금격차를 요인분해분석한 결과다. 3.2.절에서 확인한 결과를 근거로 성별 임금격차 감소 추세에 있던 1980년대·1990년대와 성별 임금격차 감소 추세가 둔화되었던 2000년대 이후로 나누어, 각 기간의 시작 연도와 마지막 연도인 1980년과 1999년, 2000년과 2017년 데이터를 대상으로 하였다.³⁷⁾ 성별 더미 변수 외에 추가되는 공변량 중 연령 요인에는 연령과 연령 제곱 변수가 포함되며, 학력 요인에는 중졸 이하, 고졸, 초·전문대졸, 대졸 이상으로 4개 범주로 생성한 더미 변수들이 포함된다. 사업체 규모 요인에는 10인~29인, 30인~99인, 100인~299인, 300인~499인, 500인 이상으로 5개 범주로 생성한 더미 변수들이 포함되며, 산업 요인과 직업 요인은 중분류 수준에서 생성된 더미 변수들을 포함한다. 종속 변수는 로그 시간당 실질임금을 사용하였다. 그리고 근속연수 요인은 근로자가 현 기업체에 입사한 날로부터 조사대상 기준월까지 근속한 기간을 연단위로 환산하여 사용하였다.

각 연도의 첫 번째 칼럼은 기본 식별 모형(식(6))을 OLS 추정하여 얻은 $\hat{\beta}_1^{base}$ 값으로 무조건부 성별 임금격차를 의미한다. 두 번째 칼럼은 전체 식별 모형(식(5))을 OLS 추정하여 얻은 $\hat{\beta}_1^{full}$ 값이다. 세 번째 칼럼은 두 추정 계수의 차이($\hat{\delta}$)로서, 성별 임금격차 중 추가되는 공변량들에 의해서 설명되는 크기를 의미한다. 네 번째 칼럼은 전체 성별 임금격차 중 설명되는 부분의 비중을 백분율(%)로 나타낸다.

분석 결과를 살펴보면, 우선 연령, 학력, 사업체 규모, 산업 및 직업이 성별 임금격차를 설명하는 비중이 지속적으로 감소하고 있는 것이 특징적이다. 1980년에는 성별 임금격차의 절반 이상인 56%가량이 연령 등 전체 식별모형에서 추가되는 요인들로 설명되었으나, 1999년 47.7%, 2000년 43.7%를 거쳐 2017년에는 34.8%로 설명되는 비중이 감소하였다. 이는 시간이 흐름에 따라 모형에서 식별하지 않은 다른 요인들이나 관찰되지 않은 요인들(예컨대 이직 횟수, 혼인 여부와 자녀 수, 혹은 관찰되지 않는 차별 등)에 의해 성별 임금격차가 설명되는 비중이 늘어났음을 의미한다.

다음으로 연령과 학력이 성별 임금격차를 설명하는 비중이 크게 줄어들었음을 알 수 있다. 연령은 1980년~2000년까지 성별 임금격차의 20%가량을 설명할 정도로 설명 비중이 높은 요인이었으나, 이후 지속적으로 설명 비중이 감소하여, 2017년에는 설명 비중

37) 더하여 각 기간을 5년 단위로 나누어 요인분해분석을 수행하였다. 5년 단위 요인분해분석 결과는 부록 4(<부표 4>)에 정리하였다.

〈표 3〉 성별 임금격차 요인분해분석 결과

(단위: log(원/시간), %)

| | 1980 | | | | 1999 | | | |
|-------------|-------------------|-------------------|-------------------|----------|-------------------|-------------------|-------------------|----------|
| | 식별모형 | | 설명 | | 식별모형 | | 설명 | |
| | 기본 (6식) | 전체 (5식) | 설명된 부분 | 설명 비중 | 기본 (6식) | 전체 (5식) | 설명된 부분 | 설명 비중 |
| 성별 | -0.788 (0.002) | -0.344 (0.002) | -0.444 (0.002) | 56.3 | -0.424 (0.003) | -0.222 (0.002) | -0.202 (0.002) | 47.7 |
| Covariates: | | | | | | | | |
| 연령 | No | Yes | -0.151 (0.002) | 19.2 | No | Yes | -0.080 (0.001) | 19.0 |
| 학력 | No | Yes | -0.085 (0.001) | 10.8 | No | Yes | -0.033 (0.001) | 7.7 |
| 사업체 규모 | No | Yes | 0.002 (0.000) | -0.3 | No | Yes | -0.008 (0.000) | 1.8 |
| 산업 | No | Yes | -0.016 (0.001) | 2.0 | No | Yes | 0.010 (0.001) | -2.4 |
| 직업 | No | Yes | -0.153 (0.002) | 19.4 | No | Yes | -0.051 (0.001) | 11.9 |
| 근속연수 | No | Yes | -0.041 (0.001) | 5.2 | No | Yes | -0.041 (0.001) | 9.7 |
| Covariates: | | | | | | | | |
| 2000 | | | | | | | | |
| 성별 | -0.397 (0.003) | -0.223 (0.002) | -0.174 (0.002) | 43.7 | -0.289 (0.002) | -0.188 (0.002) | -0.101 (0.002) | 34.8 |
| Covariates: | | | | | | | | |
| 연령 | No | Yes | -0.072 (0.001) | 18.1 | No | Yes | -0.019 (0.000) | 6.5 |
| 학력 | No | Yes | -0.030 (0.001) | 7.6 | No | Yes | -0.011 (0.000) | 3.9 |
| 사업체 규모 | No | Yes | -0.005 (0.000) | 1.3 | No | Yes | -0.005 (0.000) | 1.9 |
| 산업 | No | Yes | 0.026 (0.001) | -6.6 | No | Yes | -0.015 (0.001) | 5.1 |
| 직업 | No | Yes | -0.048 (0.002) | 12.0 | No | Yes | -0.011 (0.002) | 3.8 |
| 근속연수 | No | Yes | -0.045 (0.001) | 11.3 | No | Yes | -0.040 (0.001) | 13.7 |

주: 1) 가중치 적용. ()안 수치는 각 계수의 robust standard error.

2) 생산가능인구 15~64세 남성과 여성 임금근로자 대상.

3) 1999년 이후 자료는 농림수렵업·임업·어업을 제외한 10인 이상 사업체에 종사하는 근로자 데이터만을 사용.

4) 산업 및 직업 분류는 한국표준산업분류(KSIC), 한국표준직업분류(KSCO)를 따랐으며, 연도별로 다음의 개정판을 적용하여 분류하였음.

KSIC: 제4차 개정(1980), 제6차 개정(1999, 2000), 제9차 개정(2017)

KSCO: 제3차 개정(1980), 제4차 개정(1999), 제5차 개정(2000), 제6차 개정(2017)

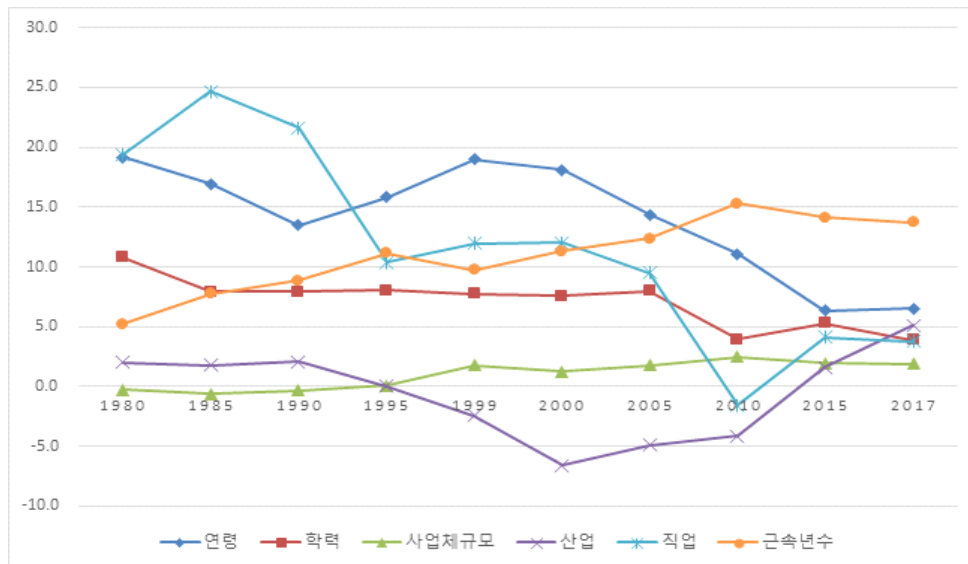
자료: 고용노동부. 『임금구조기본통계조사』 원시자료, 1980~2017.

이 6.5%까지 감소하였다. 학력 역시 연령과 비슷한 패턴을 보인다. 학력은 1980년 성별 임금격차의 10.8%를 설명하였으나, 이후 감소하여 2017년에는 성별 임금격차의 3.9%를 설명하는 것으로 나타났다.

사업체 규모와 산업 요인은 2000년대를 전후로 다른 패턴을 보였다. 사업체 규모는 성별 임금격차가 줄어드는 시기인 1980~1999년에는 성별 임금격차를 설명하는 비중이 증가하였으나, 2000년대 이후로는 설명하는 비중이 2% 내외 수준을 유지하는 것으로 나타났다. 반면 산업은 2000년 이전까지는 설명 비중이 감소하여, 오히려 성별 임금격차를 줄이는 데 기여한 것으로 나타났으나(음(-)의 설명 비중), 2000년대 이후로는 증가하여 최근에는 반대로 성별 임금격차 확대에 기여(5.1%)하고 있는 것으로 나타났다. 직업의 경우에는 설명 비중의 등락이 있었으나 전반적으로 성별 임금격차를 설명하는 비중이 줄어들고 있는 것으로 나타났다.

마지막으로 근속연수 요인은 성별 임금격차를 설명하는 비중이 꾸준히 증가하였음을 알 수 있다. 1980년에는 성별 임금격차의 5%가량을 설명하였으나, 1999년과 2000년에는 10%가량을, 2017년에는 더욱 증가하여 13.7%를 설명하는 것으로 나타났다.

[그림 3] 성별 임금격차 요인분해분석 결과(1980~2017년)



자료: 고용노동부. 『임금구조기본통계조사』 원시자료, 1980-2017.

라. 소 결

이상 요인분해분석을 통해 나타나는 한국의 성별 임금격차의 특징을 정리하면 다음과 같다. 관찰 가능한 임금 결정 요인들로 설명되는 비중이 전체 분석 대상 기간 동안 감소하고 있는 가운데, 성별 임금격차가 감소 추세에 있는 1980년대와 1990년대에는 연령과 학력이 설명하는 비중이 높으며 사업체 규모가 설명하는 비중은 증가하는 반면 산업이 설명하는 비중은 감소하는 모습을 보였다. 반면 성별 임금격차 감소 추세가 둔화되는 시기인 2000년대에는 사업체 규모가 설명하는 비중이 일정 수준에서 유지되는 가운데, 연령과 학력이 설명하는 비중이 낮아지고, 산업이 설명하는 비중이 증가하였음을 알 수 있다.³⁸⁾ 마지막으로 근속연수가 성별 임금격차를 설명하는 비중은 꾸준히 증가하고 있음을 알 수 있다.

이러한 결과는 미국의 PSID 자료를 Oaxaca 요인 분해기법을 통해 성별 임금격차의 장기 추세와 요인을 살펴보았던 Blau and Kahn(2017)의 주요 연구결과 -성별 임금격차가 상당히 줄어들었으나 지속적으로 존재, 교육 등 인적자본 요인의 설명 비중이 시간이 흐름에 따라 감소, 산업과 직업이 성별 임금격차를 설명하는 중요한 요인- 와 유사하다.

IV. 결 론

한국에서 성별 임금격차는 과거에 비해 크게 줄어들었으나 여전히 지속되고 있는 현상이다. 이에 성별 임금격차를 설명하고, 성별 임금격차가 지속되는 요인들을 분해분석하는 다양한 연구가 진행되었다. 대부분의 선행 연구들이 요인분해분석 기법으로 Oaxaca 류의 요인 분해기법을 따르고 있었으며, 관찰되지 않는 생산성 차이나 차별에 의해 설명되는 비중이 성별 임금격차 감소에도 불구하고 여전히 높은 것으로 판단하고 있다. 1980~2017년까지 한국의 성별 임금격차의 장기 추세를 살펴본 결과, 1990년대까지는 성별 임금격차가 감소하는 추세가 뚜렷하게 나타났지만, 2000년대 이후로는 성별 임금격차

38) 다만 전체 식별모형에 관찰 가능한 공변량이 추가될 경우, 각 요인들의 추정계수의 변화에 따라 설명 비중 값이 약간씩 달라질 수 있다. 따라서 분석 결과를 해석함에 있어, 구체적인 수치에 의미를 부여하기보다는 장기적인 관점에서 각 요인들의 차이가 성별 임금격차를 설명하는 추세를 살펴보는 정도로 해석을 한정할 필요가 있다.

감소 추세가 전반적으로 둔화되고 있음을 알 수 있었다.

이에 1980~1999년의 성별 임금격차 감소 시기와 2000년대 이후 감소 추세 둔화 시기를 나누어 시기의 첫해와 마지막 해를 대상으로 요인분해분석을 수행하였다. 본 연구에서는 Oaxaca류의 요인 분해기법의 대안적 방법으로 Gelbach(2016)의 분해기법을 사용하여 요인을 분해분석하였다. 그 결과 연령, 학력, 사업체 규모, 산업 및 직업 등 전통적으로 임금을 결정하는 요인들이 성별 임금격차를 설명하는 비중이 지속적으로 감소하고 있음을 알 수 있었다. 그중에서도 특히 연령과 학력이 성별 임금격차를 설명하는 비중이 줄어든 것으로 나타났다. 반면, 근속연수가 성별 임금격차를 설명하는 비중은 지속적으로 증가하고 있으며, 산업이 성별 임금격차를 설명하는 비중이 1990년대까지 감소하다가 최근 들어 다시 증가하는 경향을 보이는 것이 특징적이다.

본 연구는 최근 데이터를 사용하여 성별 임금격차의 장기 추세를 확인하고 요인의 설명 비중의 변화를 살펴보았다는 점, 그리고 추가되는 공변량의 순서나 준거집단의 설정과 무관하게 모수의 일치 추정량을 얻고 격차를 설명하는 요인들을 분해하는 기법을 제시하였다는 점에서 의의가 있다.

그러나 본 연구는 성별 임금격차를 설명하는 중요한 요인이 될 것이라 예측되는 혼인 및 출산 경험 여부를 데이터상의 한계로 반영하지 못했다는 점을 한계로 지적할 수 있다. 요인분해분석에서 분석 대상 기간 동안 관찰 가능한 요인들로 설명되는 비중이 지속적으로 감소하는 현상도 혼인과 출산 경험 여부를 관찰 가능한 요인으로 추가할 경우, 설명되지 않고 남아있던 부분들이 상당 부분 설명될 수 있을 것으로 예상된다. 다만 관찰 가능한 요인 중 하나인 ‘근속연수’가 여성의 출산·육아에 따른 경력단절과 유의한 상관관계가 있으며, 분석 대상 기간 동안 근속연수가 성별 임금격차를 설명하는 비중이 지속적으로 증가하고 있음을 근거로, 여성의 출산·육아에 따른 경력단절이 성별 임금격차를 설명하는 중요한 요인임을 간접적으로나마 유추 해석해 볼 수는 있다. 그러나 이는 데이터에 기반하여 분석한 결과는 아니므로 추후 실증적 연구를 통해 엄밀하게 밝히는 것이 필요할 것으로 사료된다.

참고문헌

- 금재호. 『여성 노동시장의 현상과 과제』. 한국노동연구원, 2002.
- _____. 「노동시장 이중구조와 성차별 -직종분리를 중심으로 -」. 『응용경제』 6권 3호 (2004. 12): 259-289.
- _____. 「성별 임금격차의 현상과 원인에 대한 연구」. 『국제경제연구』 17권 3호(2011. 12): 161-184.
- 김용성. 『성별 임금격차에 관한 연구』. 한국개발연구원, 2007.
- 김주영. 「성별 임금격차와 여성의 경력단절」. 『월간 노동리뷰』 2009년 7월호(2009. 7): 38-51.
- 김태홍·김중숙·배호중·전용일·임희정. 『성별 임금 실태조사 및 제도개선방안』. 고용노동부, 2012.
- 신광영. 「한국의 성별 임금격차: 차이와 차별」. 『한국사회학』 45집 4호(2011. 8): 97-127.
- 유경준. 「성별 임금격차의 차이와 차별」. 『KDI 정책연구』 23권 1·2호(2001.12): 193-231.
- 유정미. 「청년세대 노동시장 진입 단계의 성별임금격차 분석」. 『한국여성학』 33권 1호(2017. 3): 107-155.
- 전병유. 「제조업과 정보통신산업 간의 성별 임금격차 차이의 요인 분해」. 『노동정책연구』 2권 3호(2002. 10): 31-57.
- 정진화. 「한국 노동시장에서의 성별임금격차 변화 -혼인상태 및 직종특성별 비교-」. 『노동경제논집』 30권 2호(2007. 8): 33-60.
- 조동훈. 「세대별 성별 임금격차에 관한 연구」. 『산업관계연구』 25권 1호(2015. 3): 1-25.
- 조동훈·조준모. 「노동조합과 성별 임금격차에 관한 연구」. 『한국경제연구』 24(2009. 3): 83-108.
- Blau, Francine D. and Kahn, Lawrence M. “Wage Structure and Gender Earnings Differentials: An International Comparison.” *Economica* 63 (250) (May 1996): 29-62.
- _____. “The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations.” *Journal of Economic Literature* 55 (3) (January 2017): 789-865.

- Blinder, Alan S. "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates." *The Journal of Human Resources* 8 (4) (Autumn 1973): 436-455.
- Cardoso, Ana R., Guimarães Paulo, and Portugal Pedro. "What Drives the Gender Wage Gap? A look at the role of firm and job-title heterogeneity." *Oxford Economic Papers* 68 (2) (April 2016): 506-524.
- Gelbach, Jonah B. "When Do Covariates Matter? And Which Ones, and How Much?." *Journal of Labor Economics* 34 (2) (April 2016): 509-543.
- Juhn, Chinhui, Murphy, Kevin M., and Pierce Brooks. "Accounting for the Slowdown in Black-White Wage Convergence." In *Workers and Their Wages*. Washington DC: AEI Press, 1991, pp.107-143.
- Mincer, Jacob. "Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply." In *Aspects of Labor Economics*. edited by H. Gregg Lewis, pp.63-105. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, 1962.
- Oaxaca, Ronald L. "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets." *International Economic Review* 14 (3) (October 1973): 693 - 709.
- Oaxaca, Ronald L. and Ransom, Michael R. "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials." *Journal of Econometrics* 61 (1) (March 1994): 5-21.
- 경제기획원. 『한국표준산업분류-제4차 개정』. 1975.
- _____. 『한국표준산업분류-제5차 개정』. 1984.
- _____. 『한국표준직업분류-제3차 개정』. 1974.
- 고용노동부. 『임금구조기본통계조사 원시자료』. 1980-2017.
- 통계청. 『한국표준산업분류-제6차 개정』. 1991.
- _____. 『한국표준산업분류-제8차 개정』. 2000.
- _____. 『한국표준산업분류-제9차 개정』. 2007.
- _____. 『한국표준직업분류-제4차 개정』. 1992.
- _____. 『한국표준직업분류-제5차 개정』. 2000.
- _____. 『한국표준직업분류-제6차 개정』. 2007.

〈부 록〉

1. 성별 평균 월실질임금, 시간당실질임금 평균(초과급여, 초과근로시간 반영)의 변화

〈부표 1〉 성별 평균 월실질임금, 시간당실질임금 평균의 변화

(단위: 원)

| 연도 | 월실질임금 | | | 시간당실질임금 | | |
|------|-----------|-----------|-------|---------|-------|-------|
| | 남성 | 여성 | 비율(c) | 남성 | 여성 | 비율(d) |
| 1980 | 853,880 | 374,466 | 0.439 | 3,918 | 1,643 | 0.419 |
| 1981 | 833,490 | 380,406 | 0.456 | 3,904 | 1,678 | 0.430 |
| 1982 | 910,987 | 419,471 | 0.460 | 4,159 | 1,832 | 0.440 |
| 1983 | 974,105 | 456,362 | 0.468 | 4,423 | 1,969 | 0.445 |
| 1984 | 1,024,173 | 490,257 | 0.479 | 4,643 | 2,135 | 0.460 |
| 1985 | 1,052,082 | 508,612 | 0.483 | 4,903 | 2,281 | 0.465 |
| 1986 | 1,108,020 | 549,815 | 0.496 | 5,168 | 2,473 | 0.479 |
| 1987 | 1,181,231 | 602,717 | 0.510 | 5,433 | 2,665 | 0.491 |
| 1988 | 1,268,881 | 661,008 | 0.521 | 5,902 | 2,973 | 0.504 |
| 1989 | 1,371,716 | 742,980 | 0.542 | 6,478 | 3,445 | 0.532 |
| 1990 | 1,447,369 | 798,050 | 0.551 | 6,951 | 3,780 | 0.544 |
| 1991 | 1,547,549 | 868,138 | 0.561 | 7,765 | 4,330 | 0.558 |
| 1992 | 1,699,691 | 948,248 | 0.558 | 8,226 | 4,602 | 0.559 |
| 1993 | 1,754,088 | 990,916 | 0.565 | 8,285 | 4,751 | 0.573 |
| 1994 | 1,787,780 | 1,049,487 | 0.587 | 8,534 | 5,082 | 0.595 |
| 1995 | 1,912,961 | 1,146,530 | 0.599 | 9,161 | 5,621 | 0.614 |
| 1996 | 2,047,890 | 1,259,701 | 0.615 | 10,239 | 6,442 | 0.629 |
| 1997 | 2,103,020 | 1,315,203 | 0.625 | 10,548 | 6,760 | 0.641 |
| 1998 | 1,976,668 | 1,246,567 | 0.631 | 9,934 | 6,380 | 0.642 |
| 1999 | 2,119,932 | 1,358,744 | 0.641 | 10,306 | 6,703 | 0.650 |

<부표 1>의 계속

| 연도 | 월실질임금 | | | 시간당실질임금 | | |
|------|-----------|-----------|-------|---------|--------|-------|
| | 남성 | 여성 | 비율(c) | 남성 | 여성 | 비율(d) |
| 2000 | 2,256,178 | 1,465,096 | 0.649 | 11,075 | 7,399 | 0.668 |
| 2001 | 2,293,455 | 1,501,743 | 0.655 | 11,540 | 7,742 | 0.671 |
| 2002 | 2,471,972 | 1,597,147 | 0.646 | 12,946 | 8,501 | 0.657 |
| 2003 | 2,573,495 | 1,670,474 | 0.649 | 13,365 | 8,865 | 0.663 |
| 2004 | 2,631,483 | 1,717,518 | 0.653 | 13,125 | 8,717 | 0.664 |
| 2005 | 2,595,766 | 1,741,690 | 0.671 | 13,441 | 9,225 | 0.686 |
| 2006 | 2,700,489 | 1,808,711 | 0.670 | 14,157 | 9,692 | 0.685 |
| 2007 | 2,765,816 | 1,853,609 | 0.670 | 15,066 | 10,286 | 0.683 |
| 2008 | 2,808,560 | 1,887,038 | 0.672 | 15,459 | 10,688 | 0.691 |
| 2009 | 2,757,416 | 1,827,035 | 0.663 | 14,453 | 9,780 | 0.677 |
| 2010 | 2,765,086 | 1,859,134 | 0.672 | 14,659 | 10,141 | 0.692 |
| 2011 | 2,767,792 | 1,888,780 | 0.682 | 14,964 | 10,576 | 0.707 |
| 2012 | 2,825,591 | 1,935,674 | 0.685 | 15,874 | 11,274 | 0.710 |
| 2013 | 2,892,859 | 1,970,867 | 0.681 | 16,871 | 11,904 | 0.706 |
| 2014 | 2,968,447 | 1,998,652 | 0.673 | 17,217 | 12,139 | 0.705 |
| 2015 | 3,012,997 | 2,012,787 | 0.668 | 16,353 | 11,483 | 0.702 |
| 2016 | 3,088,089 | 2,087,003 | 0.676 | 16,990 | 12,081 | 0.711 |
| 2017 | 3,152,613 | 2,132,353 | 0.676 | 17,428 | 12,445 | 0.714 |

주: 시간당 실질임금은 $wageh_{i,t} = \frac{mpay_{i,t}}{(rwh_{i,t} + owh_{i,t})} \times \frac{100}{CPI_{2015,t}}$ (단, $owh_{i,t}$ 는 월간 초과근로시간)
 자료: 고용노동부. 『임금구조기본통계조사』 원시자료, 1980-2017.

2. 공변량 추가 순서에 따른 OLS 추정량과 기여도 변화 예시(2017년)

Gelbach의 분해기법은 전체 식별모형(식 (5))의 X_2 에 모든 공변량을 동시에 포함시킴으로써, 기본모형에 변수를 순차적으로 포함시킬 때 포함시키는 순서에 따라 조건부 추정량이 다르게 계산되는 한계를 극복한다는 장점이 있다. <부표 2>를 보면 연령, 산업과 직업을 공변량으로 포함하고 있는 모델(모델 (2))에서 먼저 ‘교육’을 추가한 후 ‘사업체

규모'를 추가할 때의 임금격차에의 기여도 변화와 '사업체 규모'를 추가한 후 '교육'을 추가할 때의 임금격차에의 기여도 변화가 다름을 확인할 수 있다. Gelbach의 분해기법은 전체 식별모형에서 X_2 에 모든 공변량을 동시에 포함시키는 방식으로 이러한 순차적 추가에 의해 발생할 수 있는 문제를 해결하고자 했다는 데 의의가 있다.

〈부표 2〉 공변량 추가 순서에 따른 OLS 추정량과 기여도 변화

| 종속변수: 로그 시간당 실질임금 | 성별 임금격차 | | | | |
|-------------------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | 모델 (1) | 모델 (2) | 모델 (3) | 모델 (4) | 모델 (5) |
| 성별 터미의 추정계수 | -0.289 | -0.212 | -0.189 | -0.210 | -0.188 |
| robust std. err. | (0.002) | (0.002) | (0.002) | (0.002) | (0.002) |
| 추가되는 공변량: | | | | | |
| 연령 | No | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 산업, 직업 | No | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 근속연수 | No | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 교육 | No | No | Yes | No | Yes |
| 사업체 규모 | No | No | No | Yes | Yes |

자료: 고용노동부. 『임금구조기본통계조사』 원시자료, 2017.

(단위: 로그포인트)

| 임금 차이에의 기여도 | 모델 (2)→모델 (3)→모델 (5) | 모델 (2)→모델 (4)→모델 (5) |
|-------------|----------------------------------|----------------------------------|
| | 모델 (2)에 교육 추가 후 다음에 사업체 규모 추가 | 모델 (2)에 사업체 규모 추가 후 다음에 교육 추가 |
| 교육 | -2.20 | -0.17 |
| 사업체 규모 | -0.12 | -2.14 |
| 합계 | -2.32 | -2.32 |

자료: 고용노동부. 『임금구조기본통계조사』 원시자료, 2017.

3. Blinder-Oaxaca 분해기법과 Gelbach 분해기법 비교

Blinder-Oaxaca의 요인분해기법은 비교를 하려는 두 집단 중 어느 집단을 준거집단으로 설정하느냐에 따라 집단의 관찰되는 특성들로 설명되지 않는 부분의 값이 다르게 나타날 수 있다. 예컨대, 남성의 실질임금을 w_m , 여성의 실질임금을 w_f 라 하면,

$$\text{준거집단 남성: } E(w_m) - E(w_f) = \hat{\beta}_m \bar{x}_m - \hat{\beta}_f \bar{x}_f = \hat{\beta}_f (\bar{x}_m - \bar{x}_f) + (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \bar{x}_m$$

$$\text{준거집단 여성: } E(w_m) - E(w_f) = \hat{\beta}_m \bar{x}_m - \hat{\beta}_f \bar{x}_f = \hat{\beta}_m (\bar{x}_m - \bar{x}_f) + (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \bar{x}_f$$

으로 분해되며, 이때 관찰되는 특성들로 설명되지 않는 부분을 의미하는 각 식의 우변의 우항($(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \bar{x}_m$, $(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \bar{x}_f$)에 해당하는 값은 \bar{x}_m , \bar{x}_f , $\hat{\beta}_m$, $\hat{\beta}_f$ 의 대소 관계에 따라 차이가 나게 된다. 만약 $\bar{x}_m > \bar{x}_f$ 이고, $\hat{\beta}_m > \hat{\beta}_f$ 라면, $(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \bar{x}_m > (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f) \bar{x}_f$ 가 된다. 반면, Gelbach의 분해기법은 준거집단 설정과 무관하게 동일한 값을 산출한다는 장점이 있다.

〈부표 3〉 Blinder-Oaxaca 분해기법과 Gelbach 분해기법 결과 비교

(단위: 로그포인트, %)

| | Blinder-Oaxaca | | Gelbach |
|-------------------------------|----------------|---------|---------|
| | 준거집단 남성 | 준거집단 여성 | |
| 전체 성별 임금격차(a) | 0.2890 | 0.2890 | 0.2890 |
| 관찰되는 요인들(X_2)로 설명되는 부분(b) | 0.0988 | 0.1002 | 0.1007 |
| b/a×100(%) | 34.2 | 34.7 | 34.8 |
| 설명되지 않는 부분(c) | 0.1902 | 0.1888 | 0.1883 |
| c/a×100(%) | 65.8 | 65.3 | 65.2 |

주: 임금구조기본통계조사 2017년도 데이터 기준
 자료: 고용노동부, 『임금구조기본통계조사』 원시자료, 2017.

4. Gelbach 분해기법을 적용하여 요인분해분석한 결과(5년 단위)

〈부표 4〉 성별 임금격차 요인분해분석 결과(5년 단위)

(단위: log(원/시간), %)

| | 1980 | | | | 1985 | | | |
|-------------|-------------------|-------------------|----------------------|----------|-------------------|-------------------|----------------------|----------|
| | 식별모형 | | 설명 | | 식별모형 | | 설명 | |
| | 기본 (6식) | 전체 (5식) | 설명된 부분 (0.002) | 설명 비중 | 기본 (6식) | 전체 (5식) | 설명된 부분 (0.002) | 설명 비중 |
| 성별 | -0.788 (0.002) | -0.344 (0.002) | -0.444 (0.002) | 56.3 | -0.710 (0.002) | -0.296 (0.002) | -0.415 (0.002) | 58.4 |
| Covariates: | | | | | | | | |
| 연령 | No | Yes | -0.151 (0.002) | 19.2 | No | Yes | -0.120 (0.001) | 16.9 |
| 학력 | No | Yes | -0.085 (0.001) | 10.8 | No | Yes | -0.056 (0.001) | 7.9 |
| 사업체 규모 | No | Yes | 0.002 (0.000) | -0.3 | No | Yes | 0.004 (0.001) | -0.6 |
| 산업 | No | Yes | -0.016 (0.001) | 2.0 | No | Yes | -0.013 (0.001) | 1.8 |
| 직업 | No | Yes | -0.153 (0.002) | 19.4 | No | Yes | -0.175 (0.002) | 24.7 |
| 근속연수 | No | Yes | -0.041 (0.001) | 5.2 | No | Yes | -0.055 (0.001) | 7.7 |
| | 1990 | | | | 1995 | | | |
| 성별 | -0.572 (0.002) | -0.265 (0.002) | -0.307 (0.002) | 53.6 | -0.482 (0.003) | -0.263 (0.003) | -0.220 (0.002) | 45.5 |
| Covariates: | | | | | | | | |
| 연령 | No | Yes | -0.077 (0.001) | 13.5 | No | Yes | -0.076 (0.001) | 15.8 |
| 학력 | No | Yes | -0.045 (0.001) | 7.9 | No | Yes | -0.039 (0.001) | 8.1 |
| 사업체 규모 | No | Yes | 0.002 (0.000) | -0.3 | No | Yes | -0.000 (0.000) | 0.1 |
| 산업 | No | Yes | -0.012 (0.001) | 2.1 | No | Yes | 0.000 (0.001) | 0.0 |
| 직업 | No | Yes | -0.124 (0.001) | 21.6 | No | Yes | -0.050 (0.002) | 10.4 |
| 근속연수 | No | Yes | -0.051 (0.001) | 8.9 | No | Yes | -0.054 (0.001) | 11.2 |

<부표 4>의 계속

| | 1999 | | | | 2000 | | | |
|-------------|-------------------|-------------------|-------------------|------|-------------------|-------------------|-------------------|------|
| 성별 | -0.424 (0.003) | -0.222 (0.002) | -0.202 (0.002) | 47.7 | -0.397 (0.003) | -0.223 (0.002) | -0.174 (0.002) | 43.7 |
| Covariates: | | | | | | | | |
| 연령 | No | Yes | -0.080 (0.001) | 19.0 | No | Yes | -0.072 (0.001) | 18.1 |
| 학력 | No | Yes | -0.033 (0.001) | 7.7 | No | Yes | -0.030 (0.001) | 7.6 |
| 사업체 규모 | No | Yes | -0.008 (0.000) | 1.8 | No | Yes | -0.005 (0.000) | 1.3 |
| 산업 | No | Yes | 0.010 (0.001) | -2.4 | No | Yes | 0.026 (0.001) | -6.6 |
| 직업 | No | Yes | -0.051 (0.001) | 11.9 | No | Yes | -0.048 (0.002) | 12.0 |
| 근속연수 | No | Yes | -0.041 (0.001) | 9.7 | No | Yes | -0.045 (0.001) | 11.3 |
| | 2005 | | | | 2010 | | | |
| 성별 | -0.321 (0.003) | -0.189 (0.003) | -0.132 (0.003) | 41.1 | -0.324 (0.003) | -0.236 (0.002) | -0.088 (0.002) | 27.1 |
| Covariates: | | | | | | | | |
| 연령 | No | Yes | -0.046 (0.001) | 14.3 | No | Yes | -0.036 (0.001) | 11.1 |
| 학력 | No | Yes | -0.026 (0.001) | 8.0 | No | Yes | -0.013 (0.001) | 4.0 |
| 사업체 규모 | No | Yes | -0.006 (0.000) | 1.8 | No | Yes | -0.008 (0.000) | 2.5 |
| 산업 | No | Yes | 0.016 (0.001) | -4.9 | No | Yes | 0.013 (0.002) | -4.1 |
| 직업 | No | Yes | -0.031 (0.002) | 9.5 | No | Yes | 0.005 (0.002) | -1.5 |
| 근속연수 | No | Yes | -0.040 (0.001) | 12.4 | No | Yes | -0.050 (0.001) | 15.3 |
| | 2015 | | | | 2017 | | | |
| 성별 | -0.301 (0.002) | -0.200 (0.002) | -0.101 (0.002) | 33.4 | -0.289 (0.002) | -0.188 (0.002) | -0.101 (0.002) | 34.8 |
| Covariates: | | | | | | | | |
| 연령 | No | Yes | -0.019 (0.000) | 6.4 | No | Yes | -0.019 (0.000) | 6.5 |
| 학력 | No | Yes | -0.016 (0.000) | 5.3 | No | Yes | -0.011 (0.000) | 3.9 |

〈부표 4〉의 계속

| | | | | | | | | |
|--------|----|-----|-------------------|------|----|-----|-------------------|------|
| 사업체 규모 | No | Yes | -0.006 (0.000) | 1.9 | No | Yes | -0.005 (0.000) | 1.9 |
| 산업 | No | Yes | -0.005 (0.001) | 1.6 | No | Yes | -0.015 (0.001) | 5.1 |
| 직업 | No | Yes | -0.012 (0.002) | 4.1 | No | Yes | -0.011 (0.002) | 3.8 |
| 근속연수 | No | Yes | -0.043 (0.001) | 14.1 | No | Yes | -0.040 (0.001) | 13.7 |

주: 1) 가중치 적용. ()안 수치는 각 계수의 robust standard error

2) 생산가능인구 15세~64세 남성과 여성 임금근로자 대상

3) 1999년 이후 자료는 농림수렵업·임업·어업을 제외한 10인 이상 사업체에 종사하는 근로자 데이터만을 사용

4) 산업 및 직업 분류는 한국표준산업분류(KSIC), 한국표준직업분류(KSCO)를 따랐으며, 연도별로 다음의 개정판을 적용하여 분류하였음

KSIC: 제4차 개정(1980, 1985), 제5차 개정(1990), 제6차 개정(1995, 1999, 2000), 제8차 개정(2005), 제9차 개정(2010, 2015, 2017)

KSCO: 제3차 개정(1980, 1985, 1990), 제4차 개정(1995, 1999), 제5차 개정(2000, 2005), 제6차 개정(2010, 2015, 2017)

5) 1995년도 산업의 추정계수는 통계적 유의성을 충족시키지 못함(이탤릭체 표기).

자료: 고용노동부, 『임금구조기본통계조사』 원시자료, 1980~2017.

abstract

The Long-term Trend and Decomposition of Gender Wage Gap

Kwangnam Jang

Using the data from 1980 to 2017, I show the long-term trends in the gender wage gap in Korea and analyze factors using decomposition method. It tended to decline until the 1990s, but gradually slowed after the 2000s. Gelbach(2016)'s decomposition method is used as an alternative rather than Blinder-Oaxaca decomposition. The results show that the proportion of explanation of traditional factors, such as age, education, firm size, industry and occupation, are continuously decreasing in explaining the gender wage gap. Expecially, the proportion of explanation of age and that of education have decreased, and that of industry tended to decrease in the 1990s but to increase after the 2000s.

Keywords : gender wage gap, long-term trend, Gelbach's decomposition