

성별 임금격차와 여성의 경력단절*

김주영**

I. 들어가는 말

성별 임금격차에 대한 논의는 오래 전부터 지속되어 왔으며, 또한 많은 선행연구와 개선을 위한 다양한 정책제안들이 있어 왔다. 그렇지만 성별 임금격차 문제는 쉽게 개선되지 않고 있는 것 또한 사실이다. 본고에서는 최근에 나타나고 있는 성별 임금격차의 현상은 어떤 것이고, 그 원인이 무엇인지 고찰해 보고자 한다.

먼저 한국의 성별 임금격차의 현황을 보면 다음과 같다. 최근 발표된 평균 임금수준의 성별 격차를 살펴보면, 한국 여성의 평균 임금수준은 남성의 약 2/3 수준으로 아직도 그 격차가 상당히 크다. 2007년 「임금구조기본통계조사」의 발표결과에 따르면, 여성근로자의 평균 월급여액은 158만 원으로 남성근로자의 평균 월급여액 238만 원의 66.4% 수준이다. 2008년에는 「임금구조기본통계조사」가 아직 발표되지 않아 대신 「사업체근로실태조사」에서 앞선 조사와 동일한 조건으로 데이터를 추출한 결과 여성근로자의 평균 월급은 168만 원으로 남성의 66.5%에 해당한다. 남성 대비 상대 비율에서 1년전과 비교해 거의 변화가 없는 수준이다. 그런데 「임금구조기본통계조사」의 경우 상용직 5인 이상 사업장의 상용직 근로자만을 대상으로 하기 때문에 5인 미만의 소규모 작업장 및 비상용직 부문에서 여성의 비중이 남성에 비해 매우 큰 점과 이 부문이 대부분 저임금 부문이라는 점을 고려할 때 성별 임금격차는 실제로 더 클 것으로 예상되는데 지금까지의 대내외적 성별임금격차의 발표가 「임금구조기본통계조사」를 기준으로 하는 경우가 많으므로 일관성을 유지하기 위해서 동일하게 사용하여 <표 1>에 제시하였다. 이 표는 시점을 좀 더 확대하여 2000년 이후의 성별 임금격차를 나타내고 있다. 2000년에서 2008년

* 본고는 본원의 2008년 기본연구과제인 『한국의 임금격차』 중 일부를 편집보완한 것이다.

** 한국노동연구원 연구위원(jykim@kli.re.kr).

<표 1> 남성 대비 여성의 평균 월급여액 수준

(단위: %)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
남성 대비 여성의 월급여액 수준	64.8	65.1	64.8	65.2	65.7	66.2	66.5	66.4	66.5

주: 1) 월급여액: 정액급여와 초과급여를 합한 액수이며, 상여금 등 특별급여액은 제외됨. 남녀 상용근로자에서 남자의 평균값(mean)에 대한 여성의 평균값의 비율을 나타냄.
 2) 2007년도까지는 「임금구조기본통계조사」를 통해 분석. 2008년도는 「임금구조기본통계조사」와 동일하도록 조건을 줘서 「사업체근로실태조사」를 통해 분석.

동안 여성의 평균 임금수준은 남성의 평균 임금수준에 불과 1.7%포인트 더 접근하였을 뿐이고 2008년에는 2006년의 수준을 겨우 회복하여 2000년대에 들어서 성별 임금격차는 정체된 상태임을 보여주고 있다.

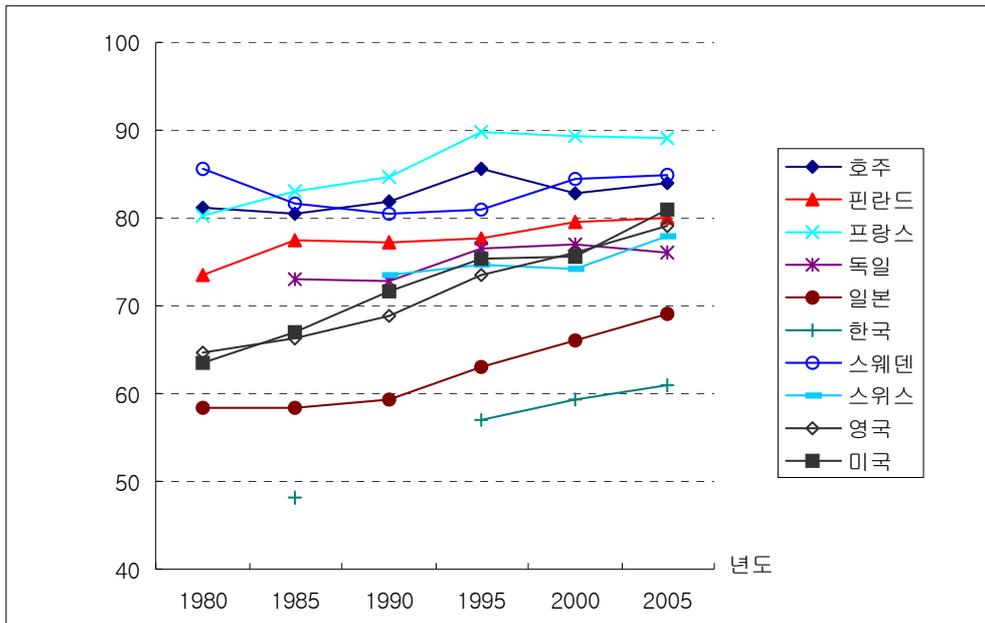
2000년 이전에는 어떠한 추세를 보였을까? 2000년 이전에는 전반적으로 성별 임금격차가 감소되어 가는 추세가 뚜렷하였다. 『남녀근로자 임금구조에 관한 연구』(1990년)를 보면 1980년대 남성 대비 여성의 평균 임금수준이 46% 미만에서 52% 이상으로 꾸준히 상승하는 모습을 보여주며, 이러한 추세는 꾸준히 이어져 「임금구조기본통계조사」의 1999년 통계에 따르면 여성의 평균임금은 남성의 63.8%까지 상승하게 된다¹⁾. 따라서 2000년대에 나타나는 다소 정체된 모습의 성별 임금격차 추세는 사람들에게 그 원인에 대한 의문을 갖게 한다.

본격적인 분석에 들어가기 전에 OECD 자료를 통하여 국가간 성별 임금격차를 비교한 결과가 [그림 1]과 [그림 2]에 제시되어 있다. OECD 자료는 남녀 근로자의 임금수준을 중위수값을 이용하여 나타낸 것으로 동일한 표본집단이라도 평균값(mean)을 이용하는 국내통계 발표치와는 약간의 차이가 있을 수 있으며 최상위의 이상치가 평균을 상승시키는 임금분포의 일반적인 특성을 고려하면 이상치의 영향을 작게 받는 중위수의 값이 평균보다 낮게 나타나는 현상은 일반적인 현상으로 보인다.

아래의 그래프는 OECD 자료를 시계열로 연결한 성별 임금격차의 국제비교를 보여준다. 남성의 중위수 월급여를 100으로 봤을 때 여성의 중위수값 급여수준을 나타낸 각 점들은 1980년부터 2005년까지 매 5년마다 성별 임금격차의 변화를 보여준다. 제시된 국가들 중에서 프랑스가 1980년대 중반 이후 꾸준히 가장 높은 수준의 여성의 상대적 임금수준을 보여주고 있다([그림 2]에 제시된 2005년 횡단면 비교자료의 경우 OECD 자료에 집계된 국가들 가운데서는 시계열 자료의 부족으로 [그림 1]에서 제외된 뉴질랜드가 2005년을 기준으로 볼 때 여성의 중위수 임금수준이 남성의 91%로 OECD국가 중에서 가장 높은 수준을 보여준다). 1980년에 여성의 상대적 임금수준이 60%대 중반 정도로

1) 1999년 이전의 「매월노동통계조사」는 「임금구조기본통계조사」와 표본집단에 약간의 차이가 있지만 기본적인 추세에는 큰 영향이 없다.

[그림 1] 성별 임금격차의 국제비교



자료 : OECD, Society at a Glance : OECD Social Indicators(2006)와 OECD Employment Outlook(2007)을 결합하여 구성.

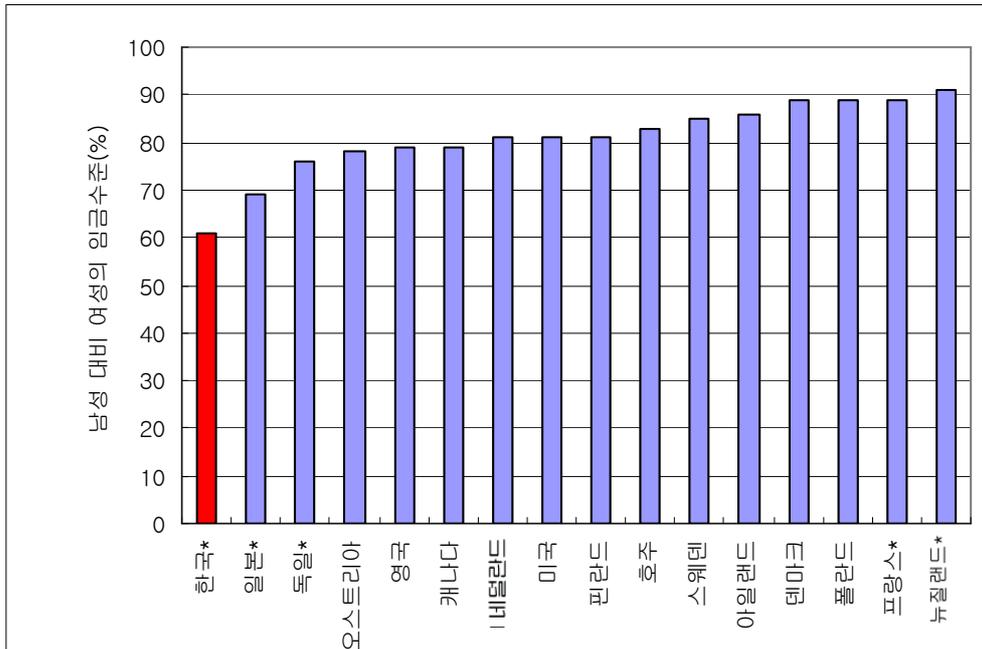
다른 표시된 유럽국가들보다 낮았던 영국과 미국은 성별 임금격차가 빠르게 줄어들면서 2005년에는 스위스나 독일의 수준을 추월하여 유럽 각국 및 미국, 호주가 어느 정도 비슷한 수준에서 수렴해 나가는 모습을 보여준다.

반면에 제시된 국가들 중에서 1980년대에 성별 임금격차가 가장 큰 두 나라였던 일본과 한국은 25년간의 꾸준한 성별 임금격차의 축소에도 불구하고 다른 OECD국가들과는 여전히 차이가 뚜렷한 모습을 보여주고 있다. 특히 한국은 OECD국가들 중에서 가장 성별 임금격차가 큰 국가로서 꾸준히 남아 있으며, 두 번째로 임금격차가 큰 일본과는 1985년에 6%포인트 차였던 것이 20년이 지난 2005년에는 8%포인트로 더욱 격차가 벌어진 모습을 보인다.

[그림 1]의 그래프가 시계열적인 변화의 추세를 보이는 것이라면 [그림 2]의 그래프는 국가간 비교가 가능한 가장 최근의 발표자료를 이용하여 OECD 주요 국가들의 횡단면적 성별 임금격차를 보여주고 있다.

한국은 2005년 기준 여성의 임금수준이 남성 임금수준의 61%로 OECD국가들 중에서 가장 낮은 상태이며, 일본이 다음으로 낮은 69%를 보여준다. [그림 1]과 [그림 2]에서 보듯이 한국은 OECD국가들 중에서 지난 20년간 가장 성별 임금격차가 큰 국가이고 현재도 그러하다. 또한 성별 임금격차의 점진적 감소에도 불구하고 다른 OECD국가 그

[그림 2] 성별 임금격차의 국제비교



자료 : OECD(2008), *OECD Employment Outlook*. 2006년 통계수치이며, 2006년 자료가 없는 경우 2005년 자료를 사용하였으며 그럴 경우 국가이름 옆에 *로 표시하였음.

률과의 격차는 좁혀지지 않고 있다. 이와 같이 한국의 성별 임금격차의 수준이 다른 OECD국가들에 비해서 여전히 매우 낮은 수준인데도 다른 국가들을 따라잡기는커녕 2000년 이후에는 오히려 임금격차의 추세가 정체된 모습을 보이고 있다. 다음에서는 왜 최근에 이러한 성별 임금격차의 감소추세가 정체된 모습을 보여주고 있는지 그 원인을 좀 더 자세히 분석해 보고자 한다.

II. 시간변화에 따른 임금격차의 분해

1. 분석의 틀 : Juhn-Murphy-Pierce 분해법

성별 임금격차 연구자들에게 잘 알려진 Oaxaca(1973)와 Blinder(1973)의 임금격차 분해법은 두 개의 상이한 특성으로 대변되는 집단의 평균임금 격차를 어느 특정 시점에서 분석한 것인데 반하여 Juhn, Murphy & Pierce(1991, 1993)의 분해방법(이하 JMP 분해

법)은 이러한 격차의 서로 다른 두 시점이나 국가간의 비교 및 분석, 즉 격차의 변화를 분석하는데 유용하게 사용될 수 있다.

본 연구에서 사용될 분석방법인 JMP 분해법에 대해서 소개하면 다음과 같다. Juhn, Murphy & Pierce(1991)는 아래와 같은 Oaxaca-Blinder 분해법(이하 O-B 분해법)의 우측 두 번째 항을 설명되지 않은 부분으로 보고, 이 설명되지 않은 부분의 분포에 관심을 맞추어 분석을 확장하고 있다.

성별 임금격차 분석에서 널리 사용되고 있는 O-B 분해법은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\overline{\ln W^m} - \overline{\ln W^f} = \widehat{\beta}^m (\overline{X^m} - \overline{X^f}) + \overline{X^f} (\widehat{\beta}^m - \widehat{\beta}^f)$$

Juhn, Murphy & Pierce(1991)의 방법에 따르면 우선 한 시점에서 남녀의 평균임금을 기초로 분해하면 위 식은 다음과 같이 표현될 수 있다. O-B 방법이 평균적인 속성과 보상계수의 남녀 차이로 우측 두 번째 항이 표현되었다면 JMP분해법은 표준오차와 표준화된 잔차의 남녀 차이로 표현되고 있다.

$$\overline{\ln W^m} - \overline{\ln W^f} = \widehat{\beta}^m (\overline{X^m} - \overline{X^f}) + \sigma_t^m (\theta^m - \theta^f)$$

차분연산자(Δ)를 이용하고 시간을 명시적으로 나타내어 다시 표현하면 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$D_t \equiv \overline{\ln W_t^m} - \overline{\ln W_t^f} = \Delta X_t \widehat{\beta}_t^m + \sigma_t^m \Delta \theta_t$$

X 는 설명변수를 나타내며, m 과 f 는 이 식에서 남성과 여성의 평균을 나타낸다. $\widehat{\sigma}_t^m$ 는 t 기의 남성의 표준오차를, $\widehat{\theta}_t$ 는 t 기 표준화된 잔차, 즉 평균이 0이고 분산이 1인 분포로 만들었을 때의 잔차를 나타낸다. 여기서 Δ 는 바로 다음에 나오는 변수의 남녀 평균값의 차이를 나타낸다. 위 식을 보면 두 집단간의 로그평균임금의 격차는 집단의 특성에 기인한 부분과 표준화된 잔차들의 차이에서 나오는 부분으로 나누어진다고 해석되기도 하고, 혹은 관측된 부분의 효과와 관측되지 않은 부분의 효과로 분해된다고 해석되기도 한다.

그리고 시간에 따라서 이러한 격차의 변화는 어떻게 분해될 수 있는지 알아보면 다음과 같다. 서로 다른 t 와 t' 기에서의 임금의 격차는 다음의 식과 같이 표현될 수 있다.

$$D_{t'} - D_t = (\Delta X_{t'} - \Delta X_t)\hat{\beta}_{t'} + X_t(\hat{\beta}_{t'} - \hat{\beta}_t) + (\Delta\hat{\theta}_{t'} - \Delta\hat{\theta}_t)\hat{\sigma}_{t'} + \Delta\hat{\theta}_t(\hat{\sigma}_{t'} - \hat{\sigma}_t)$$

첫 번째 항은 다른 항목들이 일정할 때 시간의 변화에 따른 자원효과(endowment effect) 혹은 관측된 특성의 변화로 인한 효과(effect of changes in observed characteristics)를 나타낸다. 남녀의 자원의 시간에 따른 변화가 성별 임금격차의 변화에 어느 정도 영향을 주는지를 드러낸다. 예를 들어 시간이 지남에 따라 남성에 비하여 상대적으로 여성의 평균 교육수준이 높아지고 있다면 이러한 교육자원의 상대적 변화가 자원효과에 반영됨으로써 교육에 대한 첫 번째 항의 영향은 음의 값으로 나타날 것이다. 물론 자원에는 교육 요소뿐만 아니라 경험이나 경력 등 다양한 요소들이 있으므로 첫 번째 항의 부호는 이러한 개인속성들의 선형결합의 결과로 나타날 것이다. 만일 남녀 간에 생산성에 기여하는 인적속성의 변화가 시간이 변하여도 불변이라면 이 항의 값은 0이 된다.

두 번째 항은 관측된 가격효과(observed price effect)이다. 즉, 관측된 자원 혹은 인적속성이 받는 보상의 시간에 따른 변화로 인한 효과를 측정한다. t 기에 관측된 자원 혹은 관측되는 남녀의 특성의 차(ΔX_t)가 고정되어 있을 때 t 기에서 t' 기로 시간이 변하면 베타값으로 표시되는 시장에서의 보상이 어떻게 변화하는지를 나타내는 것이다. 시장의 보상이 변하지 않으면 베타값의 변화가 없어서 0이 되므로 두 번째 항은 0이 된다. 예를 들어 남성의 평균 교육수준이 상대적으로 높는데 교육에 대한 보상이 증가한다면 평균 교육수준에 대한 성별 격차가 변함이 없더라도 시장에서의 교육에 대한 보상의 증가는 성별 임금격차를 증대시키는 방향으로 나타날 것이고 관측된 가격효과에는 양의 값을 나타낼 것이다. 만일 반대로 교육에 대한 보상이 시간이 지남에 따라 감소하였다면 우변 두 번째 항은 음의 값을 가지고 다른 것들이 일정할 때 성별 임금격차는 감소하는 방향으로 움직일 것이다. 첫 항에 대한 설명에서와 마찬가지로 이 항 역시 다양한 생산요소들의 선형결합의 결과로 전체의 값과 방향이 결정된다.

세 번째 항은 관측된 속성들이 통제되고 난 나머지에서 남성 임금잔차의 불평등도에 변화가 없을 때 남성 임금잔차의 평균에 비하여 여성의 평균 임금잔차의 위치가 상승하였는지, 하락하였는지를 보여준다. 이 항은 관측된 가격변화와 부존효과를 제외한 나머지에서 남녀 평균의 차이를 나타내므로 Blau & Kahn(1996)의 해석에 따르면 노동시장에서의 여성에 대한 차별의 영향을 포함하는 측정되지 않은 속성들의 성별 차이를 나타낸다고 한다. 따라서 이 항은 격차효과(gap effect) 혹은 관측되지 않은 특성의 변화로 인한 효과(effect of changes in unobserved characteristics)로 불린다.

네 번째 항은 측정되지 않은 속성들의 남녀 차이가 동일하더라도 변수와 결합하는 가중치가 변할 때 임금격차의 크기가 달라지는 효과가 나타나므로 관측되지 않은 가격효과(unobserved price effect)라고 불린다. 관측된 특성을 통제한 후 남성 임금잔차의 분포

상에서의 여성 평균임금의 위치가 일정하다고 할 때 남성 임금잔차항의 분산의 변화가 성별 임금격차에 미치는 영향을 나타낸다. 따라서 사회전반의 소득불평등도의 증가가 끼치는 남녀 임금격차에 대한 영향을 나타낼 수 있다. 만일 $\Delta\hat{\theta}_t > 0$, 즉 여성이 평균적으로 남성보다 임금(잔차)에서 차별이나 혹은 관측되지 않은 속성의 영향으로 작다고 가정할 때 임금(잔차)의 분산 혹은 불평등도의 증가($\hat{\sigma}_t - \hat{\sigma}_t > 0$)는 성별 임금격차를 증가시키게 될 것이다. 예를 들어 여성의 평균(잔차)소득이 남성의 2분위에 해당한다고 가정할 때 분산, 즉 불평등도가 증가하게 되면 여성이 남성의 2분위 소득수준에 그대로 유지하고 있더라도 남성의 평균과 남성 2분위 사이의 임금격차가 커지므로 남성 2분위에 위치한 여성의 평균소득과 남성의 평균소득간의 임금격차도 증가하게 되는 것이다.

첫 번째와 두 번째 항이 관측되어진 요소들의 양과 가격 변화에 대한 효과라면 세 번째와 네 번째 항은 관측되지 않은 요소들에 대한 평균과 분산의 차이를 나타낸다고 할 수 있는데, 이는 또 관측되지 않은 요소들의 양과 가격 변화에 대한 효과라고도 해석되어진다.

2. 분석틀의 적용 : 한국노동패널

본 연구에서는 한국노동패널의 1998년과 2006년을 이용하여 두 시점 사이의 변화에 대한 임금격차의 분석을 시도하였다. 그리고 성별 임금격차의 두 시점간 차이가 보다 큰 2003년과 2006년 사이의 변화의 분석도 시도해 보았다.

먼저 1998년에서 2006년까지는 데이터의 시작연도와 현재 사용가능한 데이터의 마지막 연도라는 의미에서 선택하였지만²⁾ 전반적인 임금격차의 패턴이 외환위기의 충격과 이후의 위기에서 회복하는 시기이므로 시간에 따라 완만한 U자의 형태를 나타내며 움직여서 성별 임금격차의 변화는 이 경우 두 시점 간에 크지 않아 분석에서 주의가 요망된다.

<표 2>에서 보듯이 관측된 효과의 변화와 관측되지 않은 나머지의 변화 모두 시간이 변함에 따라 성별 격차를 확대시키는 방향, 즉 양의 값이 나오는 것으로 결과가 나타났

<표 2> Juhn-Murphy-Pierce 분해법 1단계(1998 ~ 2006년)

	로그임금의 성별 격차 (A+B)	관측된 효과 (A)	관측되지 않은 나머지 (B)
2006	0.4325	0.1559	0.2766
1998	0.3978	0.1521	0.2457
차이	0.0347	0.0038	0.0309

2) 2007년 자료의 경우에는 현재 한국노동패널 베타버전이 나와 있다.

<표 3> Juhn-Murphy-Pierce 분해법 2단계

관측된 효과의 변화	관측된 생산요소 효과	관측된 가격 효과
0.0038	-0.0728	0.0766
관측되지 않은 나머지의 변화	격차 효과	관측되지 않은 가격효과
0.0309	0.0259	0.0050

는데 앞서 언급했듯이 두 시점 사이의 전체 남녀 임금격차의 크기가 작다는 것을 염두에 두어야 한다. 또한 흥미로운 사실은 경제충격하에서의 1998년이 2006년보다 성별 임금격차가 작게 나온다는 것이다.

<표 3>을 보면 관측된 효과의 변화는 두 시점 사이에서는 0.0038로 양의 값이지만 이 크기는 0에 매우 가까운 거의 변화가 없다는 결과를 보였다. 그런데 그 내용을 분석해 보면, 관측된 생산요소의 방향은 (-)로서 성별 임금격차를 감소시키는 방향으로 움직인 반면에 관측된 가격효과는 거의 비슷한 크기로 (+)의 방향, 즉 성별 임금격차를 증가시키는 방향으로 이동함으로써 두 효과가 서로 상쇄되고 있다. 이것은 지금까지 성별 임금격차 분석에서 상대적으로 소홀히 다뤄지던 임금구조의 변화가 성별 임금격차에 중요한 영향을 주고 있음을 보여주고 있다. 특히 여성의 꾸준한 교육수준의 향상에도 불구하고 2000년 이후 성별 임금격차에서 큰 변화가 없었던 것에 대한 의문에 대하여 이러한 임금구조의 변화로 인한 상쇄효과가 어느 정도의 설명이 될 수 있을 것이다. 좀 더 자세하게는 2003년과 2006년 사이의 변화를 분해한 <표 4>와 <표 5>에서 언급하고자 한다.

관측되지 않은 나머지 변화에서도 격차를 크게 하는 방향으로 효과가 나타났는데 좀

<표 4> Juhn-Murphy-Pierce 분해법 1단계 (2003 ~ 2006년)

	로그임금의 성별 격차 (A+B)	관측된 효과 (A)	관측되지 않은 나머지 (B)
2006	0.4325	0.1559	0.2766
2003	0.3601	0.1100	0.2500
차 이	0.0724	0.0459	0.0266

<표 5> Juhn-Murphy-Pierce 분해법 2단계

관측된 효과의 변화	관측된 생산요소효과	관측된 가격효과
0.0459	-0.0187	0.0645
관측되지 않은 나머지의 변화	격차 효과	관측되지 않은 가격효과
0.0266	0.0332	-0.0066

더 자세히 분석해 보면, 차별 혹은 관측되지 않은 요소들로 인한 격차효과에서의 크기가 전체 관측되지 않은 나머지 효과의 크기를 거의 차지하며 관측되지 않은 가격효과는 양의 값이지만 거의 0에 가깝다. 이 부분 또한 전체 격차의 크기가 크지 않다는 사실을 고려할 때 해석에 신중을 기해야 한다.

이러한 변화가 선택된 연도에 민감할 수 있으므로 다시 2003~2006년의 결과를 제시하여 보았다. 1998년이 외환위기 상황이라는 특별한 경제충격이 있던 시기라는 점에서 시기상의 특수성 또한 고려되어야 하므로 다른 시점에서 분석해 보는 것도 매우 필요하다. 남녀의 성별 임금격차의 변화가 상대적으로 큰 2003년에서 2006년도 사이의 변화를 다음에서 분석하여 보았다.

2003년과 2006년 사이의 성별 로그임금격차의 변화를 분석해 보면, 성별 임금은 절대적 수준의 격차는 약간 증가하였는데 관측되는 인적속성으로 설명되는 비중 또한 31%(0.1100)에서 36%(0.1559)로 증가하였고 따라서 차별 및 오차 등의 나머지 부분이 격차를 설명하는 비중은 그만큼 감소하였다.

시간에 따른 관측된 효과의 변화분(0.0459)은 전체 임금의 성별 격차 변화분(0.0724)의 63%를 설명하고 있다. 그 내용을 좀 더 자세히 살펴보면, 관측된 생산요소의 효과는 음의 값이 나왔다(-0.0187). 즉 시간에 따른 관측된 개인속성의 변화는 성별 임금격차를 감소시키는 방향으로 가고 있다. 이것은 앞서 분석한 1998년과 2006년 사이에서 나타난 결과와 다르지 않으며 따라서 개인 속성에 있어서의 변화는 꾸준히 임금격차를 감소시키는 방향으로 변화되고 있음을 보여준다.

관측된 가격효과는 양의 값(0.0645)이 나와서 성별 임금격차를 확대시키는 방향으로 변화가 있었음을 나타낸다. 관측된 부문의 요소 및 가격효과를 좀 더 세분화하여 분석해 보면 <표 6>과 같다. 이 표는 주요 임금관련 변수들의 영향을 추출하여 각 부문에서 차지하는 영향을 퍼센트로 나타내 보여준다. 이 표에서 (-)의 표시는 남녀의 격차를 줄이는 방향을 나타내며 (+)는 성별 임금격차를 증가시키는 방향을 나타낸다.

<표 6>은 JMP 분해 결과 중에서 주요 인적자본 변수들만을 선별하여 결과를 보여주

<표 6> 임금관련 주요 인적자본 변수들의 영향¹⁾

	관측된 생산요소 효과		관측된 가격효과	
	부 호	영 향	부 호	영 향
고졸 학력	+	0.2%	-	1.1%
대졸 학력	-	7.3%	+	3.2%
경력	-	0.2%	+	3.8%
근속기간	+	6.0%	+	9.8%

주: 1) 영향에 나타나는 퍼센트 숫자는 해당 기간 동안의 전체 변동폭 중에서 각 변수들이 차지하는 변동폭의 비중을 나타낸다.

고 있다. 먼저 관측된 생산요소 효과에 대해서 살펴보자. 학력의 경우 결과는 여성의 평균적인 교육수준이 남성의 교육수준에 접근해 가는 추세 및 이로 인한 여성의 임금상승 효과에 대한 예상과 일치하여 대졸 학력의 부호가 음이 나타나 있다. 경력에 있어서는 음의 부호를 보여주었는데 점차 전반적인 여성의 노동시장에서의 기간이 길어져서 이것이 성별 임금격차를 줄이는 방향으로 나타나지만 그 크기는 그다지 크지 않다. 근속기간 변수의 경우 양의 영향을 주어서 성별 임금격차를 증대시키는데 큰 영향을 주고 있는 것으로 결과가 나왔다.

반면에 이러한 성별 격차를 전반적으로 감소시키는 변화에 반대방향으로 작용하는 효과를 관측된 가격효과에서 보여주고 있다. 즉, 시장에서의 생산요소에 대한 보상의 변화(0.0645)는 간격을 확대하는 방향으로 가고 있다. 좀 더 상세히 보면, 고졸변수에 대한 가격의 경우 두 시점 사이에 고졸자의 임금에 대한 보상이 약간 증가하였는데 고졸자의 비중은 남성에 비해 여성이 더 크기 때문에 이러한 보상의 증가는 남성보다는 여성에게 더 혜택이 돌아가므로 그 크기는 비록 작지만 음의 값을 가지는 것이다.

대졸학력과 경력에 대한 보상의 증가는 이러한 부분에서 상대적으로 우위를 가지고 있는 남성에게 더 많은 임금상의 혜택이 돌아가므로 양의 값을 보이고 있다. 이 표에 제시된 관측된 가격효과 중에서 가장 격차를 증가시키는 것은 근속기간에 대한 보상이다. 임금구조에 있어서 기업특수적인 기술 및 지식에 대한 보상의 증가가 상대적으로 근속기간이 짧은 여성에게 불리하게 작용하고 있다고 볼 수 있다³⁾.

요소별로 본다면 대학교육과 경력은 요소의 양적인 면에서는 성별 격차를 감소시키고 있지만 아직도 남성에 비해서 상대적으로 낮은 수준이므로 관련된 보상의 상승은 이러한 격차의 감소효과를 상쇄시키고 있다. 근속기간은 양적으로도 남성과의 상대적인 격차가 더 커졌을 뿐만 아니라 가격의 변화폭도 커져서 성별 임금격차를 증대시키는 비중이 상당히 큼을 알 수 있다.

관측되지 않은 나머지의 변화에서도 성별 격차를 다소 증가시키는 변화가 있었다. 이 부분은 전체 임금의 성별 격차 변화에서 37%를 차지하고 있다. 양의 격차효과가 음의 관측되지 않은 가격효과를 압도하여 관측되지 않은 나머지 변화의 크기와 방향을 거의 결정짓고 있다. 격차효과는 1998년과 2006년 사이를 비교한 분석에서와 동일하게 양의 값을 가지고 있다. 이러한 양의 값은 두 기간 사이의 임금격차의 변화에서 차별 등을 포함하는 관측되지 않은 요소가 성별 격차를 증가시키는 방향으로 작용하였음을 나타낸다. 관측되지 않은 가격효과는 1998년과 2006년 사이의 분석과 비교해 보면, 부호는 비

3) 물론 좀 더 깊이 들어가 보면, 이직이 실직기간을 동반한 이직인지 혹은 동종간의 이직인지 등 이직의 성격의 차이에 따라서 부호가 다를 수도 있지만 본 연구에서는 성별 임금격차에 초점을 맞추기 위해서 범위를 확대해 연구하지는 않았다.

록 달라졌지만 두 수치 모두 0에 가까운 매우 작은 값을 보이고 있어서 두 기간 사이에 남성의 (잔여)임금의 불평등도에는 큰 변화가 없었고 따라서 이로 인한 성별 격차에 대한 효과도 0에 가까운 것을 알 수 있다. 따라서 관측되지 않은 나머지 변화에서는 격차의 효과가 전체의 효과의 방향 및 크기에 압도적인 비중을 차지하고 있음을 알 수 있다.

1998년과 2006년 그리고 2003년과 2006년의 시점을 달리한 두 분석을 비교해 보면 비록 절대적 크기에서는 차이가 있지만 변화의 방향 등에서는 거의 비슷하게 나타나고 있다.

3. 분석 결과에 대한 직관적 해석

앞서 제시한 방법들이 비경제학 전공자에게는 다소 어려울 수도 있으므로 위에 제시된 결과를 좀 더 쉽게 일반적인 표현으로 고쳐 기술해 보고자 한다. 우선 근본적인 문제의식은 <표 7>에 제시된 고학력 여성의 노동시장 진출 확대에서 비롯된다.

<표 7>에서 제시되어 있듯이 대졸 이상 학력 여성의 고용률은 꾸준히 증가되어 가고 있다. 2000년 56.5% 정도이던 대졸 여성의 고용률은 2008년 60%를 넘어서고 있어서 고졸 이하 여성의 고용률이 44% 정도에서 정체되어 있는 것과 대조를 이루고 있다. 이러한 고학력 여성 고용률의 증가는 여성의 상대적 임금을 상승시킬 것이라고 쉽게 예측할 수 있는데 <표 1>에서 보듯이 2000년대에 나타나고 있는 성별 임금격차의 다소 정체된 추세는 의외의 결과이다. 왜냐하면 고학력자 여성의 증가는 전체 여성 고용자 중에서 고소득 여성의 비중을 증가시켜 성별 임금격차를 감소시키는 방향으로 성별 임금격차의 추세가 나타나야 된다는 예상을 할 수 있기 때문이다.

앞선 Juhn-Murphy-Pierce 분해법을 이용한 결과는 성별 임금격차의 분석에 있어서 [그림 3]에 나타난 현상의 중요성을 드러내고 있다. 분석결과에 따르면 고학력 여성의 고용증가는 어느 정도 성별 임금격차의 감소효과를 나타내고 있지만 이를 상쇄시키는 다른 효과가 있다는 것이다. 여러 다양한 요인이 있겠지만 분석에 따르면 특히 여성의 경력단절로 인한 상대적으로 짧은 여성의 근속기간은 성별 임금격차를 확대시키고 있어서 성별 임금격차와 관련된 전반적인 효과는 상쇄되고 있는 것이다.

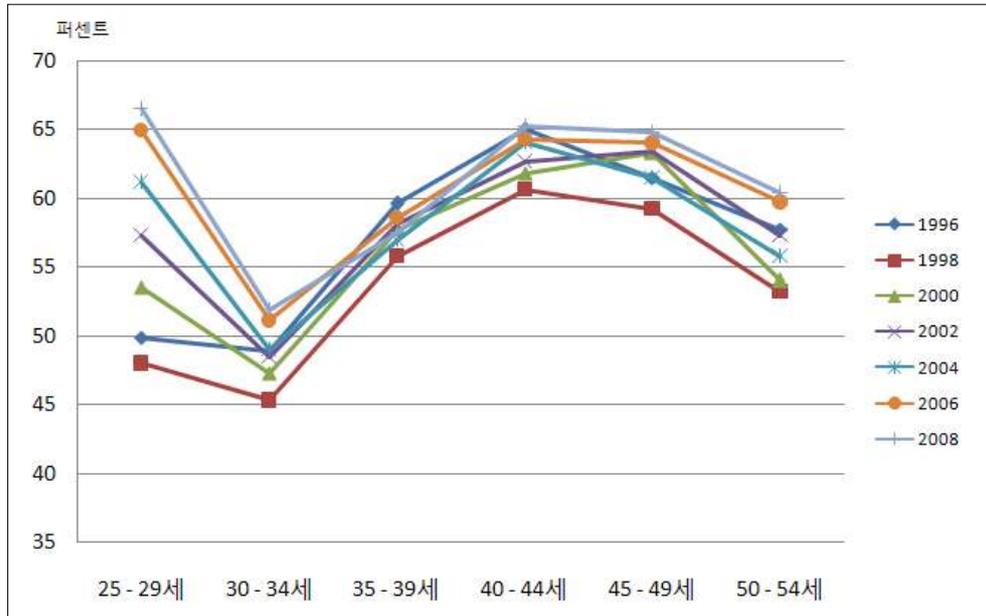
<표 7> 교육수준에 따른 여성 고용률의 변화

(단위: %)

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
고졸 이하	44.9	45.4	46.0	44.5	45.1	44.9	44.8	44.7	44.2
전문대졸	61.3	62.7	63.5	64.3	63.6	64.4	65.1	65.3	64.8
4년제졸 이상	56.5	56.8	57.5	56.2	58.1	58.5	60.2	60.6	60.3

자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 각년도.

[그림 3] 연령별 여성의 고용률 변화(1996-2008년까지 격년)



자료: 통계청, 『경제활동인구조사』.

위의 그래프를 보면 전반적으로는 시간이 지남에 따라 여성의 고용률이 상승하고 있음을 나타내지만 기타 연령대에 비해서 30대에서 상대적으로 낮은 고용률은 여전히 뚜렷하다. 특히 20대의 여성 고용률이 급속히 상승하는 추세인데 비해서 30대 초반 여성의 고용률은 이를 따라오지 못함으로써 20대 후반에서 30대 초반으로 넘어가면서 나타나는 고용률의 하락폭은 오히려 더욱 심화되고 있다. 이러한 경력단절 현상으로 인한 여성의 짧은 근속기간의 문제는 20대의 고용률이 상대적으로 낮았던 과거에는 성별 임금격차에 대한 영향이 낮았으나 현재는 근속기간에 대한 보상의 증가와 더불어 20대의 고용률이 증가함으로써 근속기간의 단절 문제가 성별 임금격차에 더욱 큰 영향을 주므로 성별 임금격차의 문제를 풀기 위해서는 여성 경력단절 문제의 해소가 과거보다 더욱 중요한 과제로 등장하였다.

III 맺음말

본 연구에서는 왜 고학력 여성이 꾸준히 증가하고 있는 노동시장에서 성별 임금격차의 수준이 2000년대 이후 다소 정체된 모습을 보이고 있는지에 대한 의문에 답하고자 하였다. 이번 분석을 통해서 보면, 경제학에서 예측하는 것과 같이 고학력 여성의 증가는 성별 임금격차를 줄이는 역할을 하였음을 보여주고 있다. 그렇지만 다른 요소에 의해서 그러한 격차 감소의 효과가 상쇄되었음을 보여준다. 여러 가지 요소 중에서 특히 근속기간의 차이는 남녀의 임금격차를 증가시키는 역할을 크게 하고 있는 것으로 보인다. 따라서 본 연구는 여성의 경력단절로 인한 근속기간의 차이가 여성의 고용문제 자체뿐만 아니라 성별 임금격차 문제에 있어서도 매우 중요한 원인으로 작용하고 있음을 보여주고 있다.

이 분석에서는 임금방정식의 주요 변수에 포함되지 않는 요인들에 대해서 세부적인 분석을 하지 않았다. 그리고 이러한 임금격차의 문제를 본고에서는 관측가능한 요인들의 분석에만 초점을 맞추어 언급하였지만 이것은 성별 임금격차와 관련하여 여성의 노동시장에서의 차별에 관한 문제의 중요성을 가볍게 보아서가 아니라 그 중요성을 인정하지만 본 연구의 분석들에서의 한계를 고려하여 초점을 임금방정식의 관측가능한 주요 변수에만 제한하였기 때문임을 밝혀둔다.

정책적 측면에서 보면, 여성의 경력개발에 대한 지속적인 지원과 근속기간의 단절이 없이 계속해서 직장을 다닐 수 있도록 제도적으로 뒷받침해 주는 조치가 단지 여성 고용률의 상승에 대한 문제뿐만 아니라 성별 임금격차를 감소시키는 역할도 있음을 보여주고 있다.

마지막으로 지금까지 국내의 성별 임금분석에서는 요소의 양적인 부분의 변화에 많은 관심을 둔 반면에 가격 혹은 보상의 변화로 인한 격차의 변화에는 상대적으로 소홀한 측면이 있었는데 양적인 요소와 더불어 임금구조의 변화를 함께 고려하는 관련 연구가 앞으로 더 많이 있어야 할 것으로 본다. **KLI**

<참고문헌>

노미혜 외(1990), 『남녀근로자 임금구조에 관한 연구』, 한국여성개발원.

OECD(2006), *Society at a Glance 2006 : OECD Social Indicators*.

_____(2007, 2008), *Employment Outlook*.

Oaxaca, R. L.(1973), “Sex Discrimination in Wage”, O. Ashenfelter & A. Rees (eds.), *Discrimination in Labor Markets*, New Jersey : Princeton Univ Press.

Blinder, A. S.(1973), “Wage Discrimination : Reduced Form and Structural Estimates,” *The Journal of Human Resources* 8(4), pp.436~455.

Juhn, C., K. Murphy and B. Pierce(1991), “Accounting for the Slowdown in Black-White Age Convergence,” *Workers and Their Wages : Changing Patterns in the United States*, EI Press, pp.107~143.

_____(1993), “Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill,” *Journal of Political Economy* 101(3), pp.410~442.

Blau, Francine and Lawrence Kahn(1996), “Wage Structure and Gender Earnings Differentials : An International Comparison”, *Economica* 62, S29~S62.