

기업내부노동시장의 승진과 임금: 성별 차이를 중심으로

금재호*

본 고에서는 한국노동패널자료를 이용하여 승진가능성 및 승진경험에 있어 남녀의 성별격차를 실증적으로 분석하고, 승진가능성 및 승진경험이 성별 임금격차에 미치는 영향을 분석하고 있다. 먼저 근로자의 특성과 승진경험과의 관계를 파악하기 위해 logit모형을 추정하고 의태분석을 실시하였다. 다른 설명변수를 통제하였을 때, 근로자가 현 직장에서 승진하였을 확률은 남성이 여성의 2배에 달하는 것으로 나타났다. 그러나 분석대상을 승진가능성이 있거나 승진경험이 있는 임금근로자로 제한하면 성별 격차가 크게 완화되어 남성의 57.1%와 여성의 44.4%가 승진경험이 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 여성 임금근로자의 70% 정도가 승진가능성이 없는 직종에 취업하고 있다는 사실을 반영하고 있으며, 승진가능 직종의 여성 취업확대가 중요하다는 점을 나타낸다. 또한 근속기간의 증가에 따라 남녀 모두 승진경험의 확률이 높아진다는 결과는 여성의 승진을 위해 경력단절 완화가 중요함을 시사한다.

Oaxaca and Ransom의 방법론을 사용하여 성별 임금격차를 분해한 결과 인적자원, 거주지역 등의 설명변수가 임금격차의 62.9%를 설명하고 있었다. 그러나 설명변수에 승진가능성 및 승진경험을 포함시켰을 경우에는 설명변수가 남녀 임금격차의 69.5%를 설명하였다. 승진가능성 및 승진경험이 성별 임금격차의 13.9%를 설명하여 임금에 미치는 승진의 중요성이 확인되었고, 여성의 경우 승진가능성 및 승진경험의 임금영향력이 상대적으로 높게 추정되었다.

핵심단어 : 승진, 기업내부노동시장, 여성, 성차별, 임금

* 한국노동연구원 선임연구위원

I. 서론

우리나라 노동시장에서 남녀의 격차, 또는 성차별에 대한 실증적 논의는 그동안 성별 직종분리와 성별 임금격차를 중심으로 이루어져 왔다. 성별 직종분리는 과밀가설에서 출발하고 있다. Bergmann(1974)에 의해 제시된 과밀가설은 성차별로 인해 여성의 남성직종 취업이 어려움에 따라 여성은 여성직종에 집중하게 되고, 그 결과 여성직종의 노동공급 과잉에 따라 여성의 임금하락이 발생하며, 이것이 성별 임금격차의 주요 원인이라는 주장이다. 그러나 과밀가설에 대한 우리나라의 실증 분석의 대부분은 과밀가설을 기각하고 있다. 금재호(2001), 서병선·임찬영(2001, 2000) 등의 연구는 1990년대 중반 이후 성별 직종분리가 심화되었지만, 과밀가설의 결론과 같이 여성 임금근로자의 상대적 임금하락이 발생한 것이 아니라 반대로 성별 임금격차가 감소하였다는 실증 결과를 제시하고 있다.

성별 임금격차에 대한 실증적 분석에 대해서는 그동안 많은 검증이 이루어져 왔다. 연구결과의 대부분에서 성별 임금격차의 절반 이상은 인적자본, 산업 및 직업분포, 인구학적 변수 등의 설명변수로 설명되지 않는 성차별적 요인에 기인한 것으로 결론 내리고 있다. 그러나 설명되지 않는 남녀 성별 임금격차가 성차별에 의한 차이인가에 대한 근본적 의문이 제기된다. 예를 들어, 근무태도, 기업에 대한 충성도, 숙련수준 등 눈에 보이지 않거나 관찰 불가능한 요인에 의해 발생한 임금격차를 성차별로 간주하는 것이 올바른가의 문제가 있다¹⁾. 반대로 교육수준, 근속기간과 같은 인적자본의 성별 차이가 성차별의 결과일 가능성도 제기된다. 즉 여성의 역할 및 교육에 대한 사회적 편견으로 인해 여성의 교육수준이 낮고, 그 결과 성별 임금격차가 발생한다면 인적자본의 성별 차이도 성차별의 결과로 간주되어야 할 것이다. 그럼에도 불구하고 성차별에 의한 임금격차를 파악할 수 있는 방법론의 한계로 말미암아 통상적으로 오삭카(Oaxaca)의 방법론을 이용, 성차별에 기인한 임금격차의 규모를 추정하고 있다.

1) 이러한 문제로 인해 본 고에서는 설명되지 않는 성별 임금격차를 「성차별 임금격차」 대신 「성차별적 임금격차」라고 명칭하며, 이는 설명되지 않는 성별 임금격차가 성차별에 기인하는 것으로 의심된다는 의미이다.

성별 임금격차 및 성차별의 실상을 파악하기 위해서는 기업내부노동시장에서의 행태 분석이 중요하다. 채용뿐만이 아니라 보직·승진·직업훈련·임금 등 기업내부의 성차별적 관행이나 성별 차이가 남녀간 임금격차와 경제적 지위를 결정하는 중요한 요인이다. 기업내부노동시장의 성별 격차 또는 성차별 문제가 여성의 경제적 지위향상과 인적자본의 효율적 활용에 매우 중요함에도 불구하고 이에 대한 실증적 분석은 우리나라에서 매우 제한적으로 이루어져 왔다. 그 주된 이유는 기업내부 노동시장에서의 성별 차이를 파악할 수 있는 자료의 한계이다.

본 고에서는 남녀의 성별 격차를 이해하려는 하나의 시도로 제3차 한국노동패널연구에서 조사된 승진자료를 활용하여 승진가능성 및 승진경험에서의 성별 차이를 측정한다. 승진가능성 및 승진여부는 근로자의 기업내행태와 생산성, 임금 및 이직가능성 등에 중요한 영향을 미치며, 내부노동시장이론의 핵심적 위치를 차지한다. 특히 여성의 경우 승진가능성이 있거나 승진경험이 있다면 보다 적극적으로 경제활동에 참가할 것으로 기대된다. 또한 본 고에서는 승진가능성 및 승진경험이 임금에 미치는 영향을 파악한다²⁾. 성별 임금격차를 설명하기 위해 승진이 매우 중요함에도 불구하고 이에 대한 실증적 논의가 거의 없었다는 점을 감안할 때, 승진이 임금에 미치는 영향력의 분석은 기존 연구의 한계를 일정 부분 극복한다는 의미를 지닌다.

본 고의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 제Ⅱ장에서는 우선 한국노동패널조사를 이용하여 임금근로자의 성별·직급별 분포와 그 추이를 간략하게 살펴본다. 다음으로 로짓추정방법을 사용하여 승진경험 및 승진가능성에서의 성별 격차를 분석하고, 승진경험 및 승진가능성과 연관이 있는 변수들이 무엇인지 살펴본다. 나아가 분석대상을 승진가능성이나 승진경험이 있는 임금근로자, 즉 승진가능성이 없는 근로자를 제외하여 승진경험과 다른 변수들 사이의 상관관계를 분석함으로써 승진에서의 성별 격차의 규모를 평가한다. 제Ⅲ장에서는 성별 임금함수를 추정하고, Oaxaca and Ransom (1994)의 분해 방법론을 사용하여 성차별적 임금격차의 규모를 측정한다. 다음으로 승진가능성과 승진경험의 변수를 설명변수에 포함시켜 남녀의 임

2) 승진이 성별 임금격차에 미치는 영향을 분석한 실증연구로 Olson and Becker(1983)와 Paulin and Mellor(1996) 등을 들 수 있다.

금함수를 추정하여, 승진이 임금 및 성별 임금 격차에 미치는 영향력을 파악한다. 마지막으로 제Ⅳ장에서는 본 고의 주요 결과를 간략하게 요약하고, 연구의 한계점 및 정책적 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 승진의 성별 차이

1. 임금근로자의 성별·직위별 분포

임금근로자의 성별·직위별 분포는 승진가능성의 성별 차이를 간접적으로 나타낸다. 그러나 성별·직위별 분포가 성차별만을 반영하는 것은 아니다. 직위별 분포는 인적자원의 크기, 근속기간, 직업훈련 및 생산성 등의 성별 격차의 결과인 측면이 있다. 1998년도 한국노동패널연구의 자료에 따르면 30인 이상의 기업체에 근무하는 여성 중 과장급 이상은 3.2%에 불과하며 대부분 평사원이거나 생산직, 또는 용역직으로 저기능·단순근로직에 근무하고 있었다(표 1 참조). 대리 이상의 직위를 지닌 여성도 10.0%에 불과한데, 이처럼 여성 임금근로자의 낮은 지위는 남성 근로자 네 명중 한 명 이상이 과장 이상인 것과 명확히 대비된다. 이는 성별 생산성의 차이를 감안하더라도 기업 내에서 여성이 관리직으로 승진하기 얼마나 어려운가를 반영한다.³⁾

여성의 직위·직급이 낮은 현상은 2년 뒤인 2000년도 조사에서도 마찬가지로 발견된다. <표 2>에서 과장급 이상의 여성 임금근로자는 4.2%로 1998년에 비해 다소 증가하였으나 대리급 이상은 8.0%로 1998년에 비해 오히려 줄어들었다. 따라서 기업 내 직급의 측면에서 여성의 열악한 지위는 지난 2년 동안 개선되었다고 판정하기 어렵다.⁴⁾

3) 질문 내용의 성격상 생산직 종사자들의 다수가 평사원으로 대답하였을 가능성이 높다. 따라서, 평사원과 생산직을 동일 선상에서 해석하는 것이 바람직하다.

4) 남성의 경우 과장급 이상의 비중은 1998년의 27.4%에서 2000년에는 19.9%로 크게 감소하였다. 현재의 자료만으로 이러한 감소의 원인을 정확하게 판단하기 어렵다. 그러나 1998년의 조사 이후 기업의 구조조정 과정에서 과장급 이상이 상대적으로 많이 정리되고 되었을 가능성이 있다. 또한 과장급 이상의 고소득 임금근로자가 표본에서 비대칭적으로 탈락하였을 경우도 배제할 수 없다.

<표 1> 1998년 한국노동패널조사의 성별 직위분포

직명/직위	여 성(명, %)	남 성(명, %)
임 원	0(0.0)	37(3.3)
부장, 실장, 차장	8(1.6)	169(14.9)
과 장	8(1.6)	106(9.4)
대리, 계장	34(6.8)	168(14.8)
평 사 원	254(51.1)	399(35.2)
생산직, 용역직	109(21.9)	167(14.7)
기 타	84(16.9)	87(7.7)
합 계	497(100.0)	1,133(100.0)

주: 공장장, 소장 등은 부장으로 간주하여 임원의 비율이 실제보다 낮을 가능성이 높다. 또한, 반장도 생산직에 포함시켰다. 기타에는 공무원, 교사, 간호원, 의사, 선원 등 다양한 직종이 포함되어 있으며, 분류가 어려운 직위도 기타에 포함되었다.

조사대상은 임금근로자, 30인 이상 사업체로 하였다.

자료: 제1차 한국노동패널조사 (1998)

<표 2> 2000년 한국노동패널조사의 성별 직위분포

직명/직위	여 성(명, %)	남 성(명, %)
임 원	3(0.7)	23(2.6)
부장, 실장, 차장	6(1.3)	79(8.9)
과 장	10(2.2)	75(8.4)
대리, 계장	17(3.8)	154(17.3)
평 사 원	241(53.7)	307(34.4)
생산직, 용역직	119(26.5)	188(21.1)
기 타	53(11.8)	66(7.4)
합 계	449(100.0)	892(100.0)

주: 조사대상은 임금근로자, 30인 이상 사업체로 하였다.

자료: 제3차 한국노동패널조사 (2000)

이처럼 취약한 여성의 기업 내 위치는 대우패널조사(대우경제연구소, 1994)에서도 마찬가지이며, 대우패널조사의 결과와 비교할 때 그 동안 과장급 이상 여성의 비중이 다소 높아지기는 했으나 절대적 수준에서 남녀의 직급/직위 격차가 상당히 심각한 수준인 것으로 판단된다. 이러한 남녀간 직급의 차이가 인적자본·학력·근속년수 등 생산성의 차이를 반영하고 있는 것인지 아니면 성차별을 반영하고 있는 것인지, 또 생산성과 성차별 모두를 반영하고 있다면 그 비율은 얼마나 되는지 등의 의문이 있다. 그러나

<표 1>과 <표 2>를 통해서 기업내부노동시장에서 여성의 지위가 매우 열악하며, 성차별이 그 원인의 커다란 부분일 가능성을 배제할 수 없다.

2. 승진경험의 성별 차이

승진에 있어 여성이 상대적으로 불리하다는 점은 대부분의 학자들이 동의하고 있다. 그러나 이에 대한 실증적 분석은 우리나라의 경우 거의 없는 것이 현실이다. 제3차 한국노동패널조사에서는 임금근로자에게 ‘___님께서 현재의 고용주와 함께 일한 이후 상위 직급이나 직위로 승진하신 적이 있습니까?’라고 하여 승진경험의 유무를 질문하고 있다. 이러한 질문에 대해 응답자의 20.9%가 승진한 경험이 있다고 대답하였다. 기대와 같이 승진경험은 성별로 커다란 차이가 있어 남성은 28.3%가 승진한 경험을 지닌 반면, 여성은 불과 9.3%만이 승진 경험이 있는 것으로 나타났다.

그러나 잘 알려진 것처럼 남녀 사이에 학력, 근속기간 등 인적자본의 차이뿐만이 아니라 근무하는 직장의 규모, 고용형태, 노조유무, 직종 등에서의 차이가 있고, 따라서 남성이 여성보다 3배 이상 승진경험이 많다고 단언할 수는 없다. 따라서 성별 인적자본의 차이 및 사업체 특성 등을 반영하기 위해 승진경험이 있으면 ‘1’의 값을, 승진경험이 없으면 ‘0’의 값을 지니는 피설명변수를 설정하고, 설명변수로 ‘연령’, ‘연령의 제곱’, ‘배우자 유무’, ‘교육기간’, ‘현 직장 근속기간’, ‘근속기간의 제곱’, ‘상용직 여부’, ‘직장의 노동조합 유무’, ‘기업규모’, ‘시간당 임금수준의 log값’ 및 ‘직종’을 설명변수로 하는 로짓모형을 「여성」, 「남성」, 「전체」의 세 가지 경우로 나누어 추정하였다.⁵⁾

<표 3>에 나타나 있는 추정결과를⁶⁾ 살펴보면 남녀 모두 연령이 승진경

5) 전체 직장경험(GK)과 산업은 남녀 모두 통계적으로 유의하지 못하여 설명변수에서 제외하였다. 또한 근로시간의 형태, 거주지역 및 정부기관 여부도 통계적으로 유의하지 않아 제외하였다.

6) 여기에서 승진경험은 과거의 현상인 반면, 근속기간, 상용직 유무, 시간당 임금수준, 직종 등은 현재의 상황이다. 따라서 근속기간, 시간당 임금수준 등이 승진경험에 영향을 미치기 보다는 승진경험의 결과일 가능성이 높다. 즉 승진하였기 때문에 시간당 임금이 높아지고, 근속기간이 늘어났을 상황이 보다 일반적이다. 이에 추정식은 인과관계를 설명하는 행태방정식이 아니라 상관관계 또는 어떤 근로자의 현 상황이 주어졌을 때, 과거에 승진을 경험하였는지의 확률을 나타낸다.

험에 미치는 효과는 통계적으로 10% 유의수준의 경계에 있어 영향력이 '있다', '없다'를 판단하기에 어렵다. 배우자 유무에 대해서 여성은 승진경험과 상관성이 없으나 남성은 배우자가 있을 때, 승진경험이 많은 것으로 추정되었다. 그러나 현재의 모형에서 남성의 경우 승진이 먼저인지 아니면 결혼이 먼저인지 인과관계가 명확하지 않은 어려움이 있다. 승진하였기 때문에 결혼을 한 것인지 반대로 결혼을 하여 가정이 안정적이기 때문에 승진을 하였는지 판단하기 어렵다.

교육기간과 승진경험과의 관계는 남성은 교육수준이 높을수록 승진경험이 있을 확률이 높아지는 반면, 여성의 경우는 통계적으로 무의미하게 추정되었다. 이러한 결과는 교육투자가 취업의 질이나 임금에는 영향을 미치지 않지만 승진에는 별 다른 영향을 미치지 못할 가능성을 제시한다. 또한 기업 규모가 클수록, 그리고 시간당 임금이 높을수록 남녀 모두 승진을 경험하였을 가능성이 높은 것으로 추정되었다.

근로자의 특성과 승진경험과의 관계를 파악하기 위해 추정결과를 이용한 의태분석을 실시하였다. 먼저 다른 설명변수들을 통제하였을 때, 근로자가 현 직장에서 승진하였을 확률은 남성이 14.6%인데 비해 여성은 7.0%로 남성의 확률이 여성의 2배에 달하는 것으로 나타났다. 교육수준에 따라서는 [그림 1]과 같이 남성은 학력이 높아질수록 승진경험의 확률도 급격하게 높아지지만, 여성은 그 증가폭이 상당히 적은 것으로 보인다.⁷⁾

근속기간에 대해서는 남녀 모두 통계적으로 유의하게 추정되었다. 다른 조건이 동일할 때, 근속기간의 증가에 따른 승진경험 확률의 변화를 살펴보면 [그림 2]와 같다. [그림 2]에서 근속기간이 1년일 때 승진하였을 확률은 여성 4.6%, 남성 10.4%로 남성이 두 배 이상 높다. 근속기간의 증가에 따라 남녀 모두 승진을 경험하였을 확률이 높아지지만 남성의 증가속도가 여성보다 약간 더 빠른 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 근속기간의 장기화에 따라 여성도 충분히 승진할 가능성이 있음을 보여주며, 여성의 승진을 위해서는 장기간 근속할 수 있는 여건의 마련이 필요하다는 점을 시사한다. 즉 경력단절의 완화가 여성의 승진에 매우 중요하다는 것이다.

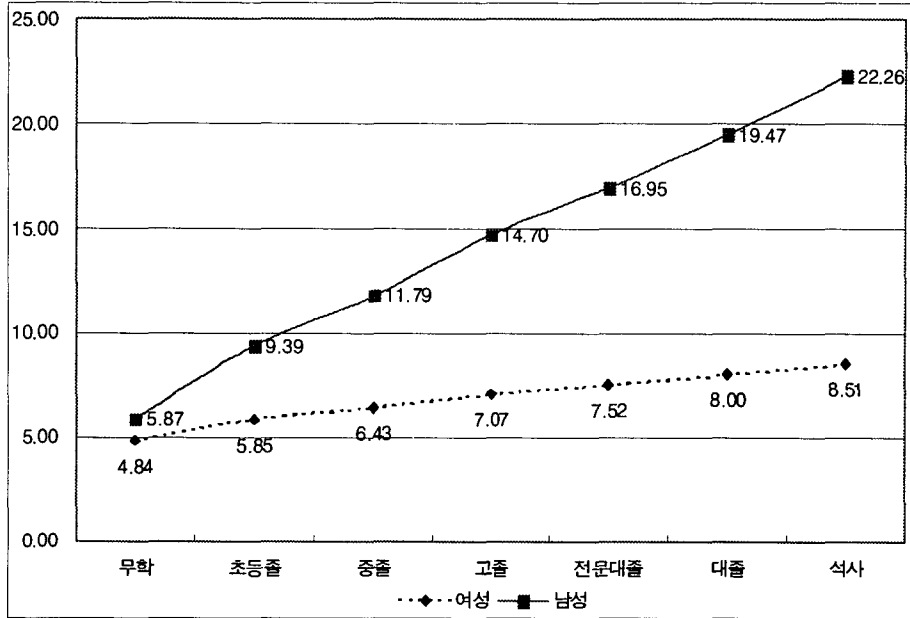
7) 여성은 추정계수가 통계적으로 무의미하고, 따라서 학력과 승진경험이 서로 관련이 없을 수 있다. 즉, [그림 1]에서 학력에 따른 승진경험 확률의 변화를 나타내는 점선이 사실상 수평일 가능성이 고려되어야 한다.

<표 3> 승진경험 여부의 logit 추정결과

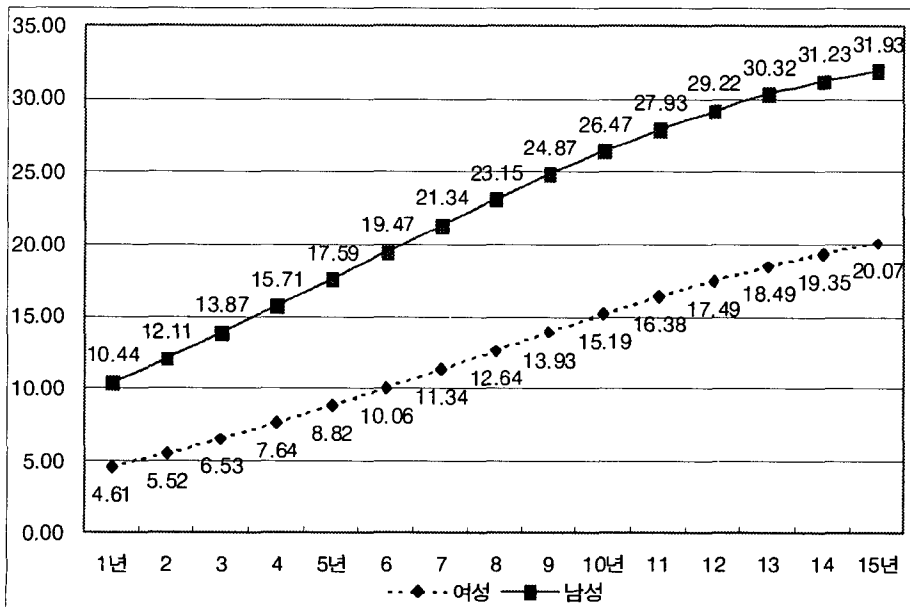
설명변수	여성	남성	전체
상수항	-7.03121(0.001)	-7.22978(0.000)	-6.15449(0.000)
인구학적 변수			
성별(0:남성 1:여성)	-	-	-0.88262(0.000)
연령(세)	0.18041(0.100)	0.08631(0.165)	0.12442(0.016)
연령의 제곱	-0.00227(0.105)	-0.00121(0.097)	-0.00168(0.007)
배우자 유무(0:없음 1:있음)	0.27664(0.447)	0.35285(0.068)	0.32994(0.053)
인적자본 변수			
교육기간(년)	0.03354(0.569)	0.08470(0.006)	0.07036(0.009)
현 직장 근무기간(년)	0.20689(0.001)	0.18203(0.000)	0.18561(0.000)
현 직장 근무기간의 제곱	-0.00557(0.055)	-0.00516(0.000)	-0.00527(0.000)
일자리 특성			
상용직 여부(1:yes 0:no)	1.33838(0.008)	2.40575(0.000)	2.06321(0.000)
직장의 노조유무(1:yes 0:no)	-0.33633(0.312)	-0.35056(0.042)	-0.35756(0.017)
기업규모	0.08146(0.045)	0.08385(0.001)	0.08426(0.000)
시간당 임금수준(log 값)	1.26190(0.000)	0.78380(0.000)	0.90866(0.000)
직종(단순근로직 기준)			
관리직 및 전문직	-0.26089(0.657)	0.28521(0.465)	0.12132(0.709)
준전문직	0.05517(0.906)	1.20183(0.000)	0.84876(0.001)
사무직	0.26598(0.589)	1.07776(0.001)	0.77360(0.005)
서비스 및 판매직	-0.71422(0.163)	1.21060(0.001)	0.57560(0.051)
농림어업직	-	1.05670(0.278)	0.65418(0.493)
기계조작·조립 등 기능직	-0.92642(0.078)	0.45582(0.123)	0.07370(0.765)
관찰치의 수	1,052	1,653	2,710
LR chi2 값	162.19	507.67	821.68
Pseudo R-square 값	0.2561	0.2546	0.2933
log likelihood 값	-235.60	-742.97	-989.76

주: 괄호 안은 $P > |z|$ 값.

<그림 1> 학력과 승진경험의 확률: 의태분석



<그림 2> 근속기간과 승진경험의 확률: 의태분석



고용형태에 대해서는 상용직일 때, 승진경험을 하였을 가능성이 남녀 모두 높아진다. 의태분석의 결과, 근로자가 임시·일용 등 비정규직인 경우 승진경험의 확률은 여성 2.6%, 남성 2.5%로 성별 차이가 없다. 그러나 상용직인 경우에는 그 확률이 여성 9.1%, 남성 22.1%로 커다란 차이가 발생하고 있다.

여기에서는 근로자가 승진할 미래의 확률이 아니라 근로자의 특성을 통제하였을 때 현 직장의 승진 경험이라는 과거의 경험적 확률을 계산하고 있다. 이러한 측면에서 설명변수로 임금·배우자 유무·근속기간 등과 같은 노동시장 내생변수의 사용이 가능하다. 기초분석의 결과 남성의 승진경험이 여성의 3배에 달하지만 근속기간, 시간당 임금, 고용형태, 직종 등을 통제된 뒤에는 승진경험 확률의 성별 격차가 2배로 줄어들었다. 비록 기업에 대한 충성도, 성실성, 인간관계와 같은 관찰 불가능한 요인들과 기대 근속기간 및 노동비용에서의 성별 차이가 추정식에 반영되지 않았지만 승진경험의 성별격차가 2배에 달한다는 추정결과는 기업 내 승진에서 성차별이 작용하였을 가능성을 제기하며, 이러한 성차별적 관행의 존재여부와 규모 및 원인에 대해서는 추가적인 논의가 필요할 것이다. 나아가 여성의 승진에 근속기간이 매우 중요하다는 의태분석 결과는 정책적 방향이 여성의 경력단절 완화 또는 기대 근속기간의 확대에 맞추어져야 한다는 점을 제시한다.

3. 승진 가능성의 성별 격차

미래의 승진가능성에 대해서 2000년의 제3차 한국노동패널조사는 승진경험이 없는 근로자만을 대상으로⁸⁾ ‘__님께서 현재 그 일자리에서 오래 근무하시거나 업적이 좋다면, 승진하실 수 있습니까?’라고 질문하였다. 이 질문에 대해 응답자의 25.2%가 승진가능성이 있다고 하였는데, 남성은 30.0%가 ‘그렇다’라고 한 반면, 여성은 19.4%만이 ‘그렇다’고 대답하여 또 다시 성별 차이를 발견할 수 있었다.

8) 승진경험이 없는 근로자만을 대상으로 하였기 때문에 분석결과가 대표성을 지니지 못하는 한계가 있다.

<표 4> 승진 가능성의 logit 추정결과

설명변수	여성	남성
상수항	-4.13638(0.032)	-5.07319(0.009)
인구학적 변수		
연령(세)	-0.10648(0.286)	0.08219(0.425)
연령의 제곱	0.00150(0.224)	-0.00219(0.089)
배우자 유무(0:없음 1:있음)	-0.11865(0.735)	0.40991(0.083)
인적자본 변수		
교육기간(년)	0.15536(0.015)	0.15226(0.001)
현 직장 근무기간(년)	-0.02777(0.696)	-0.01206(0.761)
현 직장 근무기간의 제곱	0.00293(0.368)	0.00114(0.474)
생애 취업기간(년)	-0.02107(0.724)	-0.08218(0.096)
생애 취업기간의 제곱	-0.00007(0.962)	0.00253(0.062)
일자리 특성		
상용직 여부(1:yes 0:no)	1.07402(0.005)	1.66075(0.000)
직장의 노조유무(1:yes 0:no)	-0.05951(0.847)	0.44086(0.060)
기업규모	0.29364(0.000)	0.13098(0.000)
시간당 임금수준(log 값)	0.61955(0.042)	0.45062(0.024)
직종(단순근로직 기준)		
관리직 및 전문직	0.83388(0.156)	0.69113(0.156)
준전문직	1.77443(0.000)	1.24393(0.001)
사무직	1.33938(0.007)	1.55891(0.000)
서비스 및 판매직	-0.05025(0.922)	0.51837(0.220)
농림어업직	-	-
기계조작·조립 등 기능직	-0.29688(0.582)	0.35093(0.273)
관찰치의 수	825	1,059
LR chi2 값	282.68	375.71
Pseudo R-square 값	0.3700	0.2981
log likelihood 값	-240.6	-442.4
	5	1

주: 괄호 안은 $P > |z|$ 값.

앞의 논의와 같이 근로자의 특성을 통제한 뒤, 승진가능성을 측정하기 위하여 승진할 수 있다 '1', 승진할 수 없다 '0'으로 하는 Index 변수를 피 설명변수로 하고, '연령', '연령의 제곱', '배우자 유무', '교육기간', '현 직장 근무기간', '현 직장 근무기간의 제곱', '생애 취업기간', '생애 취업기간의 제곱', '상용직 여부', '노조유무', '기업규모', '시간당 임금수준' 및 '직종'을 설명변수로 하는 로짓(logit) 모형을 설정하고, 이를 「여성」과 「남성」의

두 경우에 대해 추정하였다.⁹⁾

승진가능성에 대한 추정결과는 <표 4>에 나타나 있으며, 몇 가지의 특징을 보인다. 첫째, 연령 및 연령의 제곱은 여성과 남성 모두 10% 수준에서도 유의하지 않아 승진가능성과 연령의 상관관계가 약함을 보여주고 있다.¹⁰⁾ 이러한 결과는 현 직장에서 승진경험이 없는 근로자만을 대상으로 추정하였기 때문일 가능성이 있다. 즉 연령이 30대 이상이고 승진 가능한 일자리에 근무하고 있는 근로자들은 이미 대부분 승진경험이 있기 때문에 추정표본에서 제외된 반면, 승진가능성이 낮고 나이가 많은 근로자들이 상대적으로 많이 포함되었기 때문에 연령에 대한 추정계수의 값이 무의미하게 나타났을 가능성이 있다.

둘째, 배우자 유무는 남성의 경우만 유의하게 추정되었다. 이는 배우자가 있는 남성은 승진경험이 있을 확률이 높다는 결과와 함께, 승진에 결혼프리미엄이 있거나 또는 배우자가 관찰되지 않는 근로자의 생산성을 대표할 가능성을 시사한다. 즉 결혼한 남성은 가정생활이 안정될 뿐만이 아니라 가계부양의 책임감 등으로 인해 생산성이 높아지고, 그 결과 승진을 하였거나 승진가능성이 높아진다는 설명이다. 또 다른 설명은 혼인연령이 일반적으로 20대 후반에서 30대 초반이고, 수년간의 직장생활 경험이 이미 있기 때문에 미혼자에 비해 기혼자가 이미 승진하였거나 승진시기에 접근하였을 가능성이 있다.

셋째, 승진경험이 없는 근로자의 경우 현 직장의 근무기간은 승진가능성에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 또한 생애 취업기간은 남성의 경우에만 승진가능성에 부정적인 영향을 끼친다. 이러한 추정결과는 근무기간이 장기간이면서 승진경험이 없는 근로자의 대부분은 승진기회가 매우 제한된 직무에 종사하고 있다는 사실을 반영한다. 그러나 학력은 남녀 모두 승진가능성에 긍정적 기여를 하는 것으로 추정되었다. 남성의 경우에는 학력이 승진경험과 승진가능성 모두에 긍정적 영향을 주지만 여성은 승진

9) 승진경험에 대한 추정처럼 이 추정식도 변수간의 인과관계를 설명하는 행태방정식이 아니며, 근로자의 특성과 승진가능성과의 상관관계를 나타낼 뿐이다.

10) 연령과 승진가능성의 상관관계가 낮은 원인으로 다공선성(multicollinearity)을 생각할 수 있다. 즉 연령과 생애취업경험이 밀접한 상관관계가 있을 가능성인데 생애취업경험을 제외하고 추정하여도 동일한 결과가 나타나 다공선성은 없는 것을 판단된다.

가능성에만 긍정적 영향을 미치는 추정결과에 대해서 두 가지 설명이 가능하다. 먼저, 여성고용의 질적 변화가 발생하였을 가능성이다. 30대 이상의 고학력 여성의 경우 승진가능성이 있는 직업으로의 진출이 적었던 반면, 20대의 고학력 여성들은 승진가능성이 있는 직업에 많이 진출하였다면 학력은 승진가능성에만 유의한 영향을 줄 것이다. 다음으로 승진의 성차별 가능성이다. 학력이 높을수록 승진가능성이 있는 일자리에 취업할 가능성이 높지만 실제로 승진할 시점에서는 성차별이나 여타 다른 이유로 인해 승진이 어려웠다면 위와 같은 추정결과가 나타날 것이다.

넷째, 일자리의 특성에 따라서는 상용직으로 근무할 때, 기업규모가 클 때, 그리고 시간당 임금이 높을 때 승진가능성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 남녀 모두에게 적용된다. 그러나 직장의 노조유무는 남성의 경우에만 승진가능성에 유의적인 정(+)의 영향을 미치고 있다.

다섯째, 직종별로 승진가능성을 살펴보면, 단순근로직을 기준으로 준전문직이나 사무직은 승진가능성이 높은 것으로 나타났다. 그러나 단순근로직에 비해 서비스 및 판매직과 기계조작·조립 등 기능직의 승진가능성은 통계적으로 유의하지 않다.¹¹⁾

4. 승진가능성을 고려한 승진경험의 성별 격차

앞의 '2. 승진경험의 성별 차이'에서는 근로자의 승진가능성을 고려하지 않았다. 승진이 가능한 직종에 종사하는 근로자의 비율이 성별로 차이가 있음을 감안할 때, 승진의 성별 격차를 정확히 파악하기 위해서는 승진이 가능한 근로자만을 대상으로 승진경험의 유무를 질문하는 것이 정확할 것이다. 여기에서 승진가능 근로자는 승진경험이 있거나 없더라도 승진의 가능성이 있는 근로자로 정의된다.

자료의 기초분석 결과 승진가능 근로자의 51.2%가 승진을 경험한 것으로 나타났으며, 성별로는 남성의 56.9%와 여성의 34.7%가 승진경험이 있었

11) 관리·전문직의 경우에도 10% 수준에서 유의하지 못하다. 응답한 임금근로자의 48.2%가 승진가능성이 있다고 대답한 점을 감안할 때, 이러한 결과의 원인에 대해서 보다 심층적인 분석이 요구된다.

다. 승진가능 근로자로 분석대상을 제한하였을 때 승진경험의 성별 격차는 상당히 좁혀지고 있으며, 이는 승진가능 직종에 종사하는 여성의 비율이 남성에 비해 상대적으로 낮다는 점을 반영한다. 남성 임금근로자는 49.8%가 승진가능 직종에 종사하는 데 비해, 여성은 그 비율이 27.0%에 지나지 않는다. 이처럼 여성 임금근로자의 대부분(73.0%)이 승진이 어려운 직종에 종사하고 있다는 사실이 성별 승진격차를 확대시킨 주요 원인이다.

분석대상을 승진가능 근로자로 제한하고 승진경험의 유무를 로짓(logit) 추정한 결과는 <표 5>에 나타나 있다.¹²⁾ <표 5>의 추정결과를 살펴보면 남성은 연령과 승진경험과의 상관관계가 없는 것으로 추정되었으나 여성은 나이가 많을수록 승진경험이 많다.¹³⁾ 현 직장의 근속기간 및 시간당 임금 수준은 승진경험과 밀접한 정(+)의 상관관계가 있는 것으로 추정되었다. 특히 현 직장 근속기간의 추정계수 값은 남성 0.25230, 여성 0.25524로 성별 차이가 거의 없다. 이러한 결과는 승진가능 직종에 종사하는 경우 근속기간의 증가에 따른 승진경험의 차이가 남녀의 성별간 미미하다는 점을 시사한다.¹⁴⁾

승진경험과 시간당 임금수준 사이의 추정계수 값은 남성이 0.63890인데 비해 여성은 1.09755로 여성의 추정치가 상당히 높다. 그러나 현재의 모형으로는 고임금 직종에 종사하는 여성의 경우 승진을 경험하였을 가능성이 높다고 결론 내리기 어렵다. 그 이유는 여성의 경우 임금이 높은 직종에서 승진가능성이 높기 때문에 이러한 결과가 나타났는지 아니면 승진으로 인한 임금상승폭이 남성에 비해 여성이 상대적으로 크기 때문인지 불명확하기 때문이다.

교육수준이 승진경험에 미치는 영향은 <표 3>의 추정결과와 달리 부(-)의 값을 보이며, 통계적으로 유의하지 못하다. <표 3>, <표 4> 및 <표 5>에서 승진경험 및 승진가능성과 교육기간과의 상관관계를 비교하면 교육수준은 승진가능성이 있는 직종에의 취업 여부에 영향을 미치나 실제로

12) 여기에서 사용된 설명변수는 <표 3>과 동일하다.

13) 이러한 결과의 원인에 대해서는 추가적인 논의가 필요하다.

14) 그러나 이러한 결과를 통해 승진의 성차별이 없다는 결론을 내릴 수는 없다. 그 이유는 질문이 승진경험만을 물었을 뿐이며, 승진의 횟수나 또는 승진의 질에 대한 정보는 없기 때문이다.

승진하였는가의 승진경험에는 별 다른 영향을 주지 못하는 것으로 여겨진다. 또한 상용직 여부는 승진가능 임금근로자의 95.9%가 상용직으로 취업하고 있음에 따라 통계적 유의성이 없으며, 직장의 노조유무는 남성의 경우에만 승진경험에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 기업규모에 따라서는 여성은 기업규모가 클수록 승진경험이 적은 것으로 추정되어 대기업보다는 중소기업에 종사하는 여성근로자가 승진하였을 가능성이 높은 것으로 여겨진다. 또한 <표 3>과는 달리 직종이 승진경험에 미치는 영향은 여성의 준전문직을 제외하고는 모두 통계적으로 유의하지 못하여 직종분류상의 직종보다는 취업한 직종 내의 승진가능성이 승진경험 여부에 더욱 중요한 요인임을 보여준다.

<표 5> 승진가능성을 감안한 승진경험 여부의 logit 추정결과

설명변수	여성	남성	전체
상수항	-3.71860(0.177)	-1.80203(0.346)	-2.26331(0.143)
인구학적 변수			
성별(0:남성 1:여성)	-	-	-0.45056(0.016)
연령(세)	0.32465(0.012)	0.01909(0.835)	0.12165(0.079)
연령의 제곱	-0.00388(0.019)	0.00032(0.779)	-0.00113(0.193)
배우자 유무(0:없음 1:있음)	0.43889(0.303)	0.19950(0.386)	0.21896(0.272)
인적자본 변수			
교육기간(년)	-0.12858(0.121)	-0.01313(0.753)	-0.01768(0.624)
현 직장 근무기간(년)	0.25524(0.004)	0.25230(0.000)	0.23372(0.000)
현 직장 근무기간의 제곱	-0.01088(0.009)	-0.00832(0.000)	-0.00747(0.000)
일자리 특성			
상용직 여부(1:yes 0:no)	0.49291(0.443)	0.64984(0.222)	0.58770(0.141)
직장의 노조유무(1:yes 0:no)	-0.11484(0.771)	-0.50052(0.019)	-0.31045(0.083)
기업규모	-0.16666(0.004)	0.00599(0.859)	-0.04696(0.084)
시간당 임금수준(log 값)	1.09755(0.006)	0.63890(0.004)	0.73027(0.000)
직종(단순근로직 기준)			
관리직 및 전문직	-0.40852(0.597)	-0.41768(0.418)	-0.56499(0.181)
준전문직	-1.03875(0.085)	0.21236(0.623)	-0.28608(0.408)
사무직	-0.48804(0.466)	-0.05761(0.897)	-0.31472(0.381)
서비스 및 판매직	-0.11383(0.879)	0.57318(0.247)	0.16895(0.676)
농림어업직	-	-	-
기계조작·조립 등 기능직	-1.22403(0.132)	-0.14721(0.721)	-0.48359(0.159)
관찰치의 수	266	814	1,080
LR chi2 값	77.97	162.57	261.49
Pseudo R-square 값	0.2257	0.1474	0.1751
log likelihood 값	-133.78	-470.13	-615.83

주: 괄호 안은 P>| z | 값.

승진가능성 및 근로자의 특성을 감안하였을 때, 근로자가 현 직장에서 승진하였을 확률은 남성이 57.1%인데 비해 여성은 44.4%인 것으로 의태 분석되었다. 이러한 분석결과는 근속기간·연령·임금수준 등의 성별차이를 감안한 뒤 승진경험에서의 성별 격차가 완화되었음을 의미하며, 승진에서의 성별 격차 완화보다는 승진 가능한 직종에 여성들이 많이 취업할 수 있도록 하는 정책이 중요함을 시사한다.

Ⅲ. 성별 임금격차

1. 성별 임금격차의 분해 방법

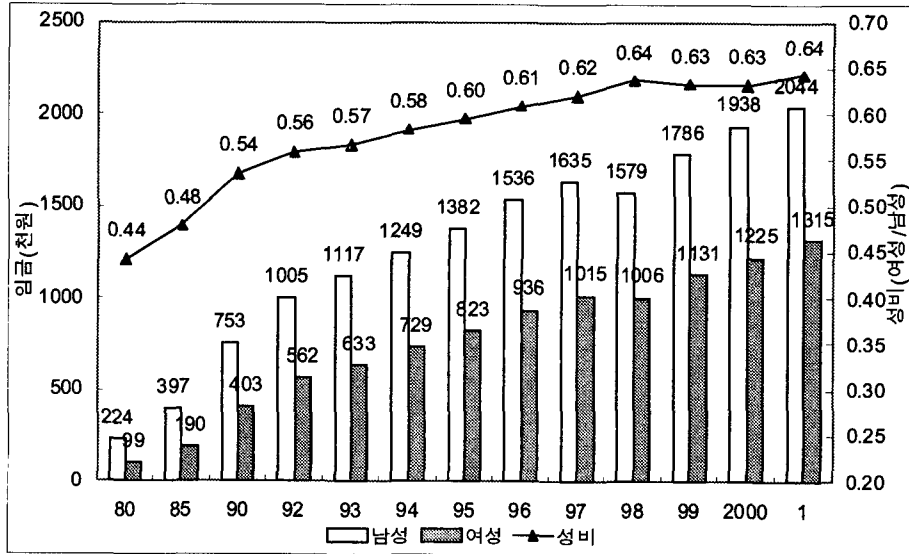
성차별은 교육받은 여성의 경제활동을 가로막아 인적자원투자의 낭비를 초래할 뿐만이 아니라 M자형 연령대별 경제활동참가율로 대표되는 여성의 고용단절 및 방대한 규모의 여성 유희인력¹⁵⁾이 존재하게 되는 주요 원인이다. 여성에 대한 성차별은 기본적으로 남·여간 임금격차로 표시되는데 [그림 3]과 같이 1990년대 전반에 걸쳐 남·여간 임금격차의 절대적 수준은 완화되고 있는 것으로 나타나고 있다.

그러나 이러한 임금격차의 완화가 여성 생산성의 상대적 향상에 의해 이루어지고 있는 것인지 아니면 성차별의 완화로 인한 것인가의 분석이 필요하다. 또한 [그림 3]에서 1998년 이후 성별 임금격차가 개선되지 못하고 정체 상태에 머물러 있는 현상도 관심의 대상이다. 이러한 정체 상태가 외환 위기의 여파로 인한 것인지 아니면 여성 고용의 질이 더 이상 개선되고 있지 못하다는 점을 반영하고 있는지에 관한 심층적인 연구가 요구된다.

성차별에 의한 임금격차의 규모파악에 대한 연구는 Oaxaca(1973)에 의해 최초로 체계적으로 이루어졌으며, 이후 많은 후속 연구들이 행하여졌다. 한국의 경우에도 어수봉(1991), 배무기·조우현(1995), 박세일(1984), 박영범(1991), 이원덕·유경준(1992), 금재호(2000) 등의 여러 연구가 있다.

15) 여기에서 유희인력은 실업자와 취업의사가 있는 비경제활동인구로 정의된다.

<그림 3> 여성의 임금과 성별 임금격차의 추이¹⁶⁾



자료: 노동부, 「매월노동통계조사보고서」, 각 호

Oaxaca의 분해방식은 다음과 같은 개념에 바탕을 두고 있다. 남성의 임금을 W_m , 여성의 임금을 W_f 라고 정의하면, 성별에 따른 전체 임금격차 (GD_{mf})는 식(IV-1)과 같이 표시된다.

$$GD_{mf} = W_m / W_f - 1 \tag{IV-1}$$

만약 성차별이 없다면 성별 임금격차는 순수하게 남·여의 생산성 차이만을 반영하게 되며, 이 때 생산성 차이에 의한 임금격차(PD_{mf})는 다음과 같다.

$$PD_{mf} = W_m^a / W_f^a - 1 \tag{IV-2}$$

이 식에서 W_m^a 와 W_f^a 는 성차별이 없을 때 남성과 여성의 임금수준을 각각 나타내며, 성차별에 의한 임금격차의 계수(coefficient) DD_{mf} 는

16) 성별 임금격차를 파악하기 위해 사용된 「매월노동통계조사보고서」는 표본 사업장이 제조업 중심이고, 소규모 사업장 및 임시·일용직 등 비정규직 근로자의 상당수가 제외된 한계점이 있다. 여성근로자들이 소규모 사업장에 상대적으로 집중되어 있을 뿐만 아니라 비정규직 근로자인 경우가 많기 때문에 「매월노동통계조사보고서」는 남녀 성별 임금을 실제보다 높게 추정하였을 가능성이 높다.

$GD_{mf}+1$ 과 $PD_{mf}+1$ 사이의 비율로 정의된다.

$$DD_{mf} = (W_m/W_f - W_m^a/W_f^a)/(W_m^a/W_f^a) \quad (IV-3)$$

식(IV-1), 식(IV-2) 및 식(IV-3)은 다음과 같이 정리될 수 있다.

$$\ln(GD_{mf}+1) = \ln(DD_{mf}+1) + \ln(PD_{mf}+1) \quad (IV-4)$$

성차별로 인해 남성은 자신의 생산성보다 높은 임금을 받게되고, 반대로 여성은 자신의 생산성보다 낮은 임금을 받는 것이 일반적이다. 이러한 개념 아래 성차별에 의한 임금격차는 다시 두 부분으로 나누어진다.

$$\begin{aligned} \ln(DD_{mf}+1) &= \ln(W_m/W_f) - \ln(W_m^a/W_f^a) \\ &= \ln(W_m/W_m^a) + \ln(W_f^a/W_f) \\ &= \ln(\delta_m+1) + \ln(\delta_f+1) \end{aligned} \quad (IV-5)$$

여기에서 δ_m 은 성차별이 없을 때 남성이 받을 수 있는 생산성 임금(W_m^a)과 시장에서 실제로 받는 임금(W_m)의 차이로 성차별로 인해 남성이 받는 초과임금이고, δ_f 는 성차별이 없을 때 여성이 받을 수 있는 생산성 임금(W_f^a)과 시장에서 실제로 받는 임금(W_f)의 차이로 성차별로 인해 여성이 손해보는 임금이다. 식(IV-5)를 식(IV-4)에 대입하면 식(IV-6)이 된다.

$$\begin{aligned} \ln(GD_{mf}+1) &= \ln(\delta_m+1) + \ln(\delta_f+1) + \ln(PD_{mf}+1) \\ &= \ln(W_m/W_m^a) + \ln(W_f^a/W_f) + \ln(W_m^a/W_f^a) \end{aligned} \quad (IV-6)$$

다음 단계로 통상최소자승법(OLS)을 사용하여 임금을 추정하고, 추정결과를 식(IV-6)에 대입하여 정리하면 다음과 같다.

$$\ln(GD_{mf}+1) = \overline{X_m}(\widehat{\beta}_m - \beta^*) + \overline{X_f}(\widehat{\beta}_f - \beta^*) + (\overline{X_m} - \overline{X_f})\beta^* \quad (IV-7)$$

여기에서 $\overline{X_m}$ 과 $\overline{X_f}$ 는 각각 남성과 여성의 특성치 평균값을, $\widehat{\beta}_m$ 과 $\widehat{\beta}_f$ 는 실제 임금함수의 계수를 추정한 결과이며, β^* 은 성차별이 존재하지 않을 때 추정된 임금함수의 계수로 순수하게 남녀의 생산성 차이만을 반영한다. 위의 식(IV-7)에서 우측 첫 번째 항과 두 번째 항이 성차별적 요인에 의한 남·여 성별 임금격차이다.

성차별에 의한 임금차이의 규모를 파악하기 위해서는 β^* 에 대한 가정이 필요하다. 먼저 성별 생산성 차이만을 반영하는 β^* 는 $\widehat{\beta}_m$ 과 $\widehat{\beta}_f$ 의 사이에 위치할 것이다. 즉,

$$\beta^* = \Omega \hat{\beta}_m + (I - \Omega) \hat{\beta}_f \quad (IV-8)$$

Ω 는 가중행렬(weighting matrix)로, Ω 를 어떻게 가정하는가에 따라 성차별적 요인에 의한 성별 임금격차의 크기가 다르게 설명된다.

최초로 성차별적 임금격차의 규모를 파악한 Oaxaca(1973)는 Ω 를 I (identity matrix) 또는 0 (null matrix)로 정의할 것으로 제안하였다. 대부분의 연구들은 Oaxaca의 예를 따라 $\Omega = I$ 로 가정, 성차별적 임금격차를 분석하고 있다. 또한 Reimers(1983)는 $\Omega = (0.5)I$ 를 선택하였고, Cotton(1988)은 가중행렬 $\Omega = I_m I$ 를 제시하였다. 여기에서 I_m 은 각각의 설명변수에서 차지하는 남성의 비중을 대각항 값으로 하는 대각행렬(diagonal matrix)이다.

Oaxaca and Ransom(1994)는 Becker(1971)의 모형에서 출발하여 Ω 를 다음과 같이 제안하였다.

$$\Omega = (X'X)^{-1}(X_m'X_m) \quad (IV-9)$$

여기에서 X 는 남·여 표본을 통합한 행렬로 $X'X = X_m'X_m + X_f'X_f$ 이다. 이를 식(IV-8)에 대입하여 정리하면,

$$\beta^* = \hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y \quad (IV-10)$$

식(IV-10)은 Neumark(1988)의 제안과 동일한 결과이다. 그러나 Neumark (1988)가 효용함수를 homogeneous of degree zero로 가정한 반면 Oaxaca and Ransom은 보다 일반적인 가정 아래에서 동일한 결과를 도출하였다는 점에서 차이가 있다.

2. 성별 임금격차의 분해

이러한 방법론의 발전에도 불구하고 Oaxaca의 분해(decompositon) 방식에 의해 생산성 차이에 의한 임금격차와 성차별에 의한 임금격차의 상대적 크기를 파악하는 방법은 성차별에 의한 임금격차를 정확하게 파악하고 있지 못하다는 문제점을 계속 지닌다.¹⁷⁾ 현실적으로도 차별에 의한 임금격차를 정확하게 측정할 수 있는 방법은 존재하지 않는다. 따라서, 최근에는 동태적 분석을 사용하여 남·여간 임금격차의 변화 추이를 살펴보고 이를 통

17) Oaxaca방법의 한계에 대해서는 어수봉(1991)을 참조할 수 있다.

해 성차별의 완화(또는 강화) 정도를 파악하려는 노력들이 기울여지고 있다(Blau and Kahn 1997; Macpherson and Hirsch 1995; Bowlus 1997). 성차별적 임금격차의 규모를 파악하는 것은 조심스럽고, 체계적인 분석을 필요로 하나 여기에서는 Oaxaca and Ransom(1994)의 방법론을 적용하여 최근의 성차별적 임금격차의 규모를 대략적이거나 파악하려고 한다.

먼저 2000년에 실시된 제3차 한국노동패널조사의 자료를 이용하여 성차별적 임금격차를 계산한다.¹⁸⁾ 조사시점 당시 임금근로자로 취업하고 있었던 15세 이상의 성인남녀를 분석대상으로 하고 있으며, 종속변수로 시간당 임금의 log값을 사용하였다. 설명변수로는 직종별 성비, 연령, 연령의 제곱, 배우자유무, 교육기간, 현 직장 근속기간(SK), 현 직장 근무기간의 제곱, 생애 취업경험(GK), 생애 취업경험의 제곱, 지역별 가변수, 상용직 여부, 직장의 노동조합유무, 기업규모¹⁹⁾, 근로시간 형태, 정부기관 여부 및 산업을 사용하였다.

추정한 결과는 <표 6>에 나타나 있다. 추정결과를 남녀간 비교하면 남성은 임금수준이 현 직장의 근속기간(SK)보다 생애 취업기간(GK)에 의해 결정되는 반면, 여성은 생애 취업기간보다 근속기간에 더욱 영향을 받는 것으로 나타나고 있다. 여성의 경우 생애 취업기간 및 생애 취업기간의 제곱은 통계적으로 유의하지 못하다. 또한 근속기간에 따른 임금프리미엄도 남성에게 비해 급속히 줄어드는 양상을 보이고 있다. 이러한 결과는 금재호(2000)의 논의와 같이 남성은 취업경험에 따라 인적자본의 축적이 이루어져 생산성의 증가와 임금상승으로 이어지나 여성은 직장경험이 인적자본축적 및 임금상승으로 연결되지 못하고 있다는 점을 시사한다. 교육에 대한 수익률도 남성이 0.07069인 반면 여성은 0.04734로 남성이 훨씬 높다.

추정결과의 특징 중 하나는 연령이나 배우자유무가 여성의 시간당 임금에 미치는 영향이 통계적으로 무의미하게 추정되었다는 점이다. 이는 남성

18) 생애 전체의 취업경험(GK)을 계산하는 과정에서 1차년도와 2차년도 자료를 함께 사용하였다. 1, 2차년도에는 조사되지 않았으나 3차년도에 새로 또는 재진입한 표본의 경우에는 GK의 데이터가 없거나 불명확하여 분석대상에서 제외하였다.

19) 사업체의 규모는 상당수가 정확한 근로자수 대신 근로자의 범위만을 대답하였다. 이에 따라 categorized 값을 사용하였으며, 그 값들은 1~4인 1, 5~9인 2, 10~29인 3, 30~49인 4, 50~69인 5, 70~99인 6, 100~299인 7, 300~499인 8, 500~999인 9, 1000인 이상 10이다.

이 연령에 따른 임금프리미엄을 누리고 있으며, 배우자가 있을 때 임금이 상승한다는 추정결과에 현저하게 대비된다.

남성은 상용직으로 근무할 때, 일용직에 비해 임금프리미엄이 없을 가능성이 높으나 여성은 일용직에 비해 임금프리미엄이 있는 것으로 추정되었다. 또한 직장에 노동조합이 있을 경우 남녀 모두 임금이 상승하는 것으로 나타나 노동조합이 임금에 긍정적 영향을 미치고 있다.²⁰⁾ 그러나 기업규모와 근무시간의 형태는 남녀 모두 유의하지 못하다.

앞에서 설명한 Oaxaca and Ransom(1994)의 분해방법을 이용하여 남녀 임금격차의 요인을 분해한 결과, 2000년 한국노동패널데이터에서는 성별 임금격차의 62.9%가 생산성의 격차로 설명되고 나머지 37.1%는 설명되지 못하고 있다. 설명되지 못한 임금격차 37.1%의 2/3 정도인 24.4%는 성차별로 인해 여성이 자신의 실제 생산성보다 낮게 얻는 손해보는 임금이며, 나머지 12.7%는 성차별로 인해 남성이 생산성 이상으로 얻는 임금프리미엄 부분으로 판단된다.²¹⁾

$$\begin{aligned} \ln(GD_{mf} + 1) &= \overline{X_m}(\widehat{\beta}_m - \beta^*) + \overline{X_f}(\beta^* - \widehat{\beta}_f) + (\overline{X_m} - \overline{X_f}) \cdot \beta^* \\ &= 0.06266(12.7\%) + 0.12109(24.4\%) + 0.31190(62.9\%) \end{aligned}$$

이러한 결과는 금재호(2000), 배무기·조우현(1995)의 결과보다 성차별적 임금격차가 크게 감소하였으며²²⁾, 이러한 실증분석의 차이는 사용한 방법론의 차이에서 기인한다. 즉 금재호, 배무기·조우현 등 기존의 분석이 Oaxaca(1973)의 방법이나 Reimers(1983)의 방법론을 사용한 것에 비해 보다 일반화된 Oaxaca and Ransom(1994)의 방법론을 여기에서 적용한 것이 성차별적 임금격차를 크게 줄인 주된 원인이다.

생산성의 차이로 설명되는 임금격차를 보다 자세히 분해하면, 남녀 전체

20) 설명변수로 노동조합 가입여부를 사용하였을 경우에는 통계적으로 유의한 결과를 얻을 수 없었다. 이의 원인으로 노동조합 가입자들의 직급이 낮은 점을 들 수 있다. 그러나 보다 명확한 이해를 위해서는 추가적 분석이 요구된다.

21) 보다 정확하게 성차별로 인한 남성의 임금 초과분 δ_m 는 0.06466이며, 여성의 임금 손실분 δ_f 는 0.12872이다.

22) 이들 연구에서는 성차별적 임금격차가 전체 성별 임금격차의 60%정도에 달하는 것으로 나타났다.

임금격차의 6.8%는 성별 직종분리로 설명되며, 4.7%는 인구학적 차이에서, 그리고 41.6%는 인적자본의 차이로 설명된다.

<표 6> 남녀 임금함수의 추정결과 - OLS

설명변수	남성	여성
상수항	-2.71024(0.000)	-2.24020(0.000)
직종분리의 정도		
직종의 성비(=여성/남성)	-0.04187(0.004)	0.01135(0.444)
인구학적 변수		
연령(세)	0.04574(0.000)	0.01371(0.193)
연령의 제곱	-0.00056(0.000)	-0.00015(0.234)
배우자 유무(0: 없음 1: 있음)	0.15131(0.000)	0.01102(0.781)
인적자본 변수		
교육기간(년)	0.07069(0.000)	0.04734(0.000)
현 직장 근무기간(년)	0.02788(0.000)	0.04726(0.000)
현 직장 근무기간의 제곱	-0.00064(0.000)	-0.00135(0.001)
생애 취업경험(년)	0.00964(0.081)	0.00630(0.288)
생애 취업경험의 제곱	-0.00009(0.435)	-0.00012(0.441)
지역변수(서울 기준)		
부산·울산·경남	-0.03822(0.258)	-0.19728(0.000)
대구·경북	-0.17834(0.000)	-0.11094(0.022)
대전·충청	-0.10062(0.042)	-0.13500(0.032)
광주·전라	-0.05098(0.282)	-0.07807(0.217)
인천·경기·강원	-0.02915(0.341)	-0.13223(0.001)
일자리 특성		
상용직 여부(1: yes 0: no)	0.02117(0.566)	0.11114(0.005)
직장의 노조유무(1: yes 0: no)	0.05383(0.096)	0.11397(0.012)
기업규모	0.00137(0.758)	0.00614(0.235)
근로시간(1: 전일제 0: 시간제)	0.01756(0.765)	0.06092(0.177)
정부기관 여부(1: yes 0: no)	0.14471(0.007)	-0.00583(0.946)
산업(제조업 기준)		
농림수산업	0.01863(0.872)	-0.36930(0.111)
건설업	0.02419(0.522)	0.31041(0.011)
도매 및 소매업	0.01537(0.691)	0.08783(0.056)
숙박 및 음식업	-0.00726(0.926)	0.09329(0.094)
운수 및 통신업	-0.20234(0.000)	0.04881(0.632)
금융 및 보험업	0.11388(0.061)	0.36767(0.000)
부동산, 임대업 및 사업서비스업	-0.07253(0.093)	0.12364(0.052)
공공행정, 국방 및 사회보장행정	-0.01161(0.906)	0.52852(0.006)
교육서비스업	0.19308(0.002)	0.28357(0.000)
보건, 사회복지, 오락 및 문화	0.22405(0.030)	0.18736(0.005)
기타 개인, 가사 서비스업	-0.14014(0.040)	0.08714(0.187)
관찰치의 수	1,509	915
F-값	31.03	17.68
Adjusted R-square 값	0.3740	0.3539

주: 괄호 안은 P>| t | 값이다.

또한 지역변수는 성별 임금격차의 5.6%를, 그리고 일자리의 특성차이도 5.6%를 설명한다. 그러나 산업은 -1.4%를 설명하여 산업의 차이가 성별 임금격차를 줄이는 데 기여하고 있다.

3. 승진가능성 및 승진경험을 고려한 성별 임금격차

이상의 논의를 확장하여 다음 단계로 승진가능성과 승진경험을 설명변수에 추가하여 성별 임금함수를 추정하였다. 추정된 결과는 <표 7>에 나타나 있으며, 남녀 모두 승진가능성과 승진경험이 임금에 정(+)의 효과를 주고 있는 것으로 나타났다. 또한 승진가능성과 승진경험을 설명변수로 포함 시킴에 따라 조정된 R2 값이 큰 폭으로 증가하여 추정모형의 설명력이 높아진 것을 알 수 있다. 남성의 경우 승진가능성의 추정계수는 0.12045, 승진경험의 추정계수는 0.09909이며, 여성은 그 값이 각각 0.15321과 0.15585로 나타나 승진가능성 및 승진경험이 임금에 미치는 효과가 남성보다 상대적으로 크다. 이는 여성 임금근로자의 경우 승진 가능한 직종에 취업하였을 때, 그리고 실제로 승진을 하였을 때 얻는 임금프리미엄이 남성보다 상대적으로 높다는 점을 시사한다. 또한 산업 등 일부 변수를 제외하고는 설명변수의 추정된 계수 값이나 추정치의 통계적 유의도가 <표 6>과 별다른 차이가 없어 승진가능성과 승진경험이 다른 설명변수와 독립적 설명력을 지니고 있음을 간접적으로 파악할 수 있다.

위의 분석과 같이 Oaxaca and Ransom(1994)의 분해방법을 이용하여 남녀 임금격차의 요인을 다시 분해하면, 승진가능성과 승진경험을 포함하였을 때 성별 임금격차의 69.5%가 설명되며, 나머지 30.5%만이 설명변수로 설명되지 못한다. 이러한 결과를 위와 비교하면 승진가능성과 승진경험의 포함에 따라 설명되는 성별 임금격차의 비중이 62.9%에서 69.5%로 6.6%포인트 증가하였다. 즉 내부노동시장에서의 승진변수를 감안함에 따라 모형의 설명력이 약 10.5% 상승하였으며, 이는 성별 임금격차의 분석 시 승진변수가 고려되어야 한다는 점을 시사한다.

설명되지 못한 임금격차 30.5%의 2/3인 21.0%는 성차별적 요인으로 인해 여성이 자신의 실제 생산성보다 낮은 임금을 받는 손해이며, 나머지

9.5%는 남성이 생산성 이상으로 받는 임금프리미엄을 나타낸다.

$$\begin{aligned} \ln(GD_{mf} + 1) &= \overline{X_m}(\widehat{\beta}_m - \beta^*) + \overline{X_f}(\beta^* - \widehat{\beta}_f) + (\overline{X_m} - \overline{X_f}) \cdot \beta^* \\ &= 0.04533(9.5\%) + 0.09988(21.0\%) + 0.33115(69.5\%) \end{aligned}$$

생산성의 차이로 설명되는 임금격차를 상세히 분해하던 남녀 전체 임금격차의 5.7%는 성별 직종분리로 설명되며, 4.6%는 인구학적 차이에서, 그리고 38.1%는 교육기간, 현 직장 근무기간, 생애 취업기간 등의 인적자본 차이로 설명된다. 또한 승진가능성 및 승진경험은 13.9%를 설명하여 두 번째로 중요한 요인으로 나타나고 있고, 지역변수는 성별 임금격차의 4.4%를 그리고 일자리의 특성차이는 3.6%를 설명한다. 그러나 산업은 -0.9%를 설명하여 산업의 성별 분포는 성별 임금격차를 줄이는 데 기여하고 있다(그림 4 참조).

이상의 분석결과는 정확성 및 자료의 한계를 지니고 있지만 성별 임금격차에 있어 승진의 중요성을 확인하고 있다는 측면에서 의의를 찾을 수 있다. 또한 임금격차의 69.5%를 근속기간, 교육, 거주지역 등의 설명변수를 통해 설명할 수 있지만 아직도 29.5%의 임금격차를 설명할 수 없다는 사실은 우리나라에 성차별이 존재할 가능성을 시사한다. 남녀간의 임금격차는 그 원인이 밝혀진 경우 해결방안도 명료하게 제시될 수 있다. 그러나 전체 성별 임금격차의 34.1%가 명확한 원인을 모르고 성차별적 요인으로 간주된다는 것은 기업의 임금결정 및 성차별 구조의 존재여부, 규모에 대한 고찰을 요구한다.

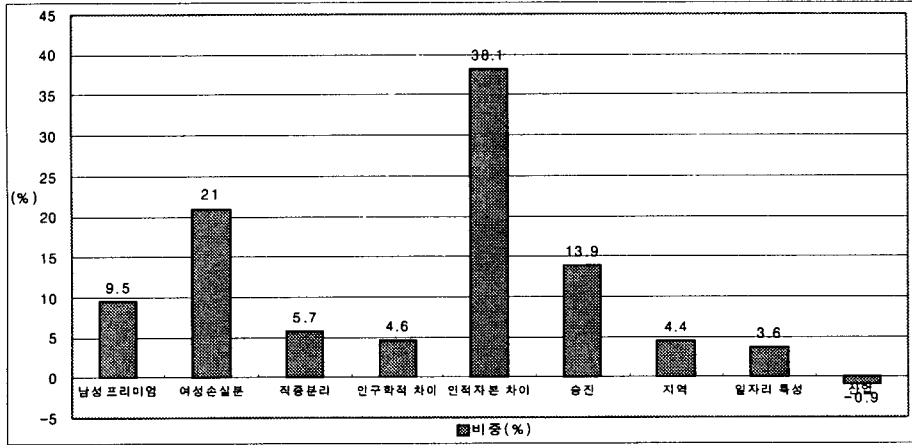
설명되지 않는 성별 임금격차의 원인에 대한 한 가지의 설명은 근로자의 고용에 따른 기업의 비용분석이다. 근로자가 동일한 생산성을 지니더라도 비용 차이가 발생하면 기업은 당연히 임금의 차이를 두게 될 것이다. 여성 근로자의 고용에 따라 기업이 추가적인 비용을 부담하는 경우가 일반적이며 이러한 비용은 위의 임금함수 추정식에 나타나고 있지 않다. 또 다른 한 가지는 명시되지 않는 남녀간 생산성의 차이이다. 교육수준, 근속기간(SK), 생애 취업기간(GK) 등의 인적자본지표로 설명되지 않고 계량화하기도 어려운 근무태도, 인적자본투자에 대한 기대수익률 등에서의 격차가 임금격차 및 승진, 보직, 훈련 등에서의 차별의 원인이 될 수 있다.

<표 7> 승진경험 및 가능성을 고려한 남녀 임금함수의 추정결과

설명변수	남성	여성
상수항	-2.61745(0.000)	-2.17069(0.000)
직종분리의 정도 직종의 성비(=여성/남성)	-0.04119(0.004)	0.01466(0.314)
인구학적 변수		
연령(세)	0.04411(0.000)	0.01338(0.197)
연령의 제곱	-0.00053(0.000)	-0.00015(0.246)
배우자 유무(0: 없음 1: 있음)	0.13119(0.000)	0.01262(0.747)
인적자본 변수		
교육기간(년)	0.06252(0.000)	0.04212(0.000)
현 직장 근무기간(년)	0.02238(0.000)	0.04251(0.000)
현 직장 근무기간의 제곱	-0.00051(0.004)	-0.00134(0.001)
생애 취업경험(년)	0.01118(0.041)	0.00554(0.343)
생애 취업경험의 제곱	-0.00014(0.234)	-0.00011(0.465)
승진		
승진가능성	0.12045(0.000)	0.15321(0.001)
승진경험	0.09909(0.003)	0.15585(0.008)
지역변수(서울 기준)		
부산·울산·경남	-0.02242(0.502)	-0.18027(0.000)
대구·경북	-0.15885(0.000)	-0.10335(0.030)
대전·충청	-0.07161(0.142)	-0.14238(0.022)
광주·전라	-0.03616(0.441)	-0.05890(0.350)
인천·경기·강원	-0.02531(0.402)	-0.11616(0.008)
일자리 특성		
상용직 여부(1: yes 0: no)	-0.03234(0.385)	0.09159(0.019)
직장의 노조유무(1: yes 0: no)	0.05294(0.097)	0.11645(0.009)
기업규모	-0.00344(0.437)	0.00124(0.811)
근로시간(1: 전일제 0: 시간제)	0.02839(0.624)	0.06524(0.144)
정부기관 여부(1: yes 0: no)	0.12078(0.023)	0.00374(0.965)
산업(제조업 기준)		
농림수산업	0.01958(0.864)	-0.37664(0.097)
건설업	0.03703(0.320)	0.27040(0.029)
도매 및 소매업	0.02518(0.509)	0.07420(0.101)
숙박 및 음식업	0.01814(0.814)	0.08551(0.117)
운수 및 통신업	-0.15680(0.000)	0.01015(0.916)
금융 및 보험업	0.14167(0.018)	0.25373(0.000)
부동산, 임대업 및 사업서비스업	-0.06491(0.127)	0.09866(0.114)
공공행정, 국방 및 사회보장행정	0.02218(0.819)	0.45815(0.015)
교육서비스업	0.23728(0.000)	0.28024(0.000)
보건, 사회복지, 오락 및 문화	0.21179(0.038)	0.16571(0.012)
기타 개인, 가사 서비스업	-0.09761(0.147)	0.06847(0.292)
관찰치의 수	1,509	915
F-값	31.50	18.18
Adjusted R-square 값	0.42508	0.41084

주: 괄호 안은 $P > |t|$ 값이다.

<그림 4> 성별 임금격차의 요인



IV. 결론

한국노동패널자료를 이용하여 승진에서의 성별 차이를 이해하고, 승진가능성 및 승진이 임금에 미치는 영향력 파악을 시도한 본 고의 주요 발견은 다음과 같다.

첫째, 과장급 이상 여성근로자의 비중은 2000년 4.2%로 남성의 20.0%에 비해 크게 낮으며, 1998년과 2000년 사이에 여성의 직급분포가 개선되었다는 사실을 발견하기 어렵다. 대우패널조사의 결과와 비교할 때 그 동안 과장급 이상 여성의 비중이 다소 높아지기는 했으나 절대적 수준에서 남·여의 직급/직위 격차가 상당히 심각한 수준인 것으로 판단된다.

둘째, 근로자의 특성을 통제한 뒤 현 직장의 승진 경험이라는 과거의 경험적 확률을 계산한 결과 남성의 승진경험 확률은 여성의 2배에 달하였다.

셋째, 근속기간의 증가에 따라 남녀 모두 승진을 경험하였을 확률이 높아진다. 이러한 결과는 근속기간의 장기화에 따라 여성도 충분히 승진할 가능성이 있음을 보여주며, 여성의 승진을 위해서는 여성의 경력단절 완화가 중요하다는 점을 시사한다.

넷째, 승진경험이 없는 임금근로자를 대상으로 승진가능성을 질문하였을

때, 응답자의 25.2%가 승진가능성이 있다고 하였다. 성별로는 남성은 30.0%가 승진가능성이 있다라고 대답한 반면, 여성은 19.4%만이 그렇다라고 대답하여 성별 차이가 발견된다.

다섯째, 승진가능성이 없는 근로자를 분석에서 제외하였을 때 근로자의 51.2%가 승진을 경험한 것으로 나타났으며, 성별로는 남성의 56.9%와 여성의 34.7%가 승진경험이 있어 성별 격차가 상당히 좁혀진다. 이는 승진가능 직종에 종사하는 여성의 비율이 남성에 비해 상대적으로 낮다는 점을 반영한다.

여섯째, 승진가능성 및 근로자의 특성을 감안하였을 때, 근로자가 현 직장에서 승진하였을 확률은 남성이 57.1%인데 비해 여성은 44.4%인 것으로 의태 분석되었다. 이는 승진에서의 성별 격차완화보다 승진 가능한 직종의 여성취업 향상 정책의 중요성을 시사한다.

일곱째, 승진가능성과 승진경험을 설명변수에 추가하여 성별 임금함수를 추정한 결과 남녀 모두 승진가능성과 승진경험이 임금에 정(+)의 효과를 주고 있는 것으로 나타났다.

여덟째, Oaxaca and Ransom(1994)의 분해방법을 이용하여 남녀 임금격차의 요인을 다시 분해하면 승진가능성과 승진경험을 포함하였을 때 성별 임금격차의 69.5%가 설명되며, 나머지 30.5%만이 설명변수로 설명되지 못한다.

승진가능성과 승진경험 등 승진에서의 성별차이를 실증적으로 규명하고, 승진이 임금과 성별 임금격차에 미치는 영향을 분석하고 있다는 데 이 논문이 우리나라 노동시장의 이해에 기여하고 있다. 그러나 본 고에서 사용한 승진경험의 데이터가 과거에 승진경험이 있었는가의 여부만 질문하였지, 그 시기나 승진된 직급, 승진에 따른 임금상승 등의 추가적 정보를 제공하지 못하다는 점에 명백한 한계가 있으며, 이에 따라 제시된 실증분석의 결과도 조심스럽게 다루어야 할 것이다. 특히 승진횟수에 대한 정보의 부족으로 승진에서의 남녀 성별 격차가 명확하게 설명되지 못하고 있다. 예를 들어 승진횟수가 성별로 차이가 있다면 이는 이직가능성, 임금 및 근속기간에 유의적 영향을 미칠 것이다.

본 고의 결과는 여성의 경제적 지위향상을 위하여 직장 내 경력단절의

완화 및 승진가능 직종에의 여성진출 확대가 중요하다는 정책적 시사점을 제시한다. 여성은 남성에 비해 승진이 가능한 직종에 취업한 비율이 매우 낮으며, 이러한 승진의 근본적 한계가 승진의 성별 격차의 상당 부분을 차지한다. 또한 승진 가능한 직종에 종사할 경우 근속기간의 축적에 따라 남녀 모두 비슷한 비율로 승진경험을 가지는 것으로 나타나 여성의 경력단절 완화가 주요 정책과제임을 보여준다.

참고문헌

- 김재호(2000), "여성 노동시장의 고용구조와 실업," 《한국 노동시장의 구조와 변화》 서울: 한국노동연구원.
- _____ (2001), "노동시장 이중구조와 성차별: 직종분리를 중심으로," 《제3차 한국노동패널학술대회 발표집》 서울: 한국노동연구원
- 노동부(1999), 《노동력수요동향조사》.
- _____, 《매월노동통계조사보고서》, 각 호.
- 대우경제연구소(1994), 《한국가구 경제활동 연구》.
- 박세일(1984), "여성 노동시장의 문제점과 남녀별 임금격차," 《한국의 임금구조》 (1984) 서울: 한국개발연구원.
- 박영범(1991), "한국의 성별임금격차 분석," 《한국노동연구》 (1991) 서울: 한국노동연구원.
- 서병선·임찬영(2001), "한국 근로자의 직종선택과 성별 임금격차," 미발간 원고.
- _____ (2000), "한국 근로자의 직종선택: 성별 직종분리와 1995-1998년 직종선택의 변화," 미발간 원고.
- 어수봉(1991), 《한국의 여성노동시장》 서울: 한국노동연구원.
- 이원덕·유경준(1992), 《노동시장의 성별차이와 차별》, 서울: 비봉출판사.
- 한국노동연구원(2000), 《KLI 노동통계》.
- _____, 《한국노동패널조사》, 각년도.
- Bai, Moo Ki and Cho, Woo Hyun(1995), *Women's Wages and Employment in Korea (1995)* Seoul National University Press.
- Becker, G. S.(1971), *The Economics of Discrimination*, Chicago: The University of Chicago Press.
- Bergmann, Barbara R.(1974), "Occupational Segregation, Wages and Profits When Employers Discriminate by Race and Sex", *Eastern Economic Journal* 1 103-110.
- Blau, F. D., and Kahn, L. M.(1997), "Swimming Upstream: Trends in the Gender Wage Differential in the 1980s", *Journal of Labor Economics* 1 15(1).
- Bowlus, A. J.(1997), "A Search Interpretation of Male-Female Wage Differentials", *Journal of Labor Economics*, 15(4).

- Cotton, Jeremiah(1988), "On the Decomposition of Wage Differentials," *Review of Economics and Statistics* 70 236-243
- Macpherson, D. A. and Hirsch, B. T.(1995), "Wages and Gender Composition: Why Do Women's Jobs Pay Less?", *Journal of Labor Economics*, 13(3).
- McCue, K.(1996), "Promotions and wage growth", *Journal of Labor Economics* 14 175-209.
- Neumark, David(1988), "Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination," *Journal of Human Resources* 23 279-295.
- Oaxaca, Ronald(1973), "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review* 14.
- Oaxaca, Ronald L. and Ransom, Michael R(1994)., "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials," *Journal of Econometrics* 61(1) 5-21.
- Olson, C. A. and B. E. Becker(1983), "Sex Discrimination in the Promotion Process," *Industrial and Labor Relations Review* 36(4) 624-641.
- Paulin, E. A. and J. M. Mellor(1996), "Gender, Race, and Promotions within a Private-Sector Firm," *Industrial Relations* 35(2) 276-295.
- Reimers, Cordeha(1983), "Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men," *Review of Economics and Statistics* 65 570-579.

Promotion and Wage in the Internal Labour Market: Sexual Differences

Jae Ho Keum

Using the fourth data of the Korea Labor and Income Panel Study (KLIPS), this paper analyzed sexual differences in the promotion possibility and the promotion experience. Effects on wage of the promotion possibility and the promotion experience have been also discussed in detail.

The promotion probability of a male worker in his current job is as high as twice than that of a female worker after controlling other independent variables. However, if we restrict the analysis to workers who either can be or was promoted, the sexual difference in the promotion possibility is greatly narrowed. This result suggests that the continuous career development without disruption is critical for the promotion of female workers.

Analysing the sexual difference in wage using Oaxaca and Ransom's methodology, explanatory variables, such as human capital, residential area, etc., explained 69.5% of wage difference between male and female workers. Especially, 13.9% of wage difference was contributed to sexual differences in the promotion possibility and the promotion experience. This kind of empirical result emphasized once again the importance of promotion on wage.

Key Words: Promotion, Internal Labour market, Sexual Wage Difference