

# 성별 임금격차에 관한 세 가지 분석

김 주 영\*

최근 10여년간의 성별 임금격차와 관련된 모습을 보면 성별 임금격차의 감소세가 다소 정체된 모습을 보이고 있다. 본 연구에서는 한국노동패널 자료를 이용한 성별 임금격차의 분석을 통하여 다음과 같은 몇 가지 질문에 답하고자 한다. 최근의 성별 임금격차의 다소 정체된 모습 속에서 인적속성으로 설명될 수 있는 부분의 변화는 어떠한가, 여성의 고학력화 추세를 볼 때 왜 이런 정체된 모습이 나타나고 있는 것인가, 마지막으로 직종간에 있어서 임금격차의 모습은 어떻게 다른가하는 질문이다.

본 연구는 위의 질문에 답하기 위하여 몇가지 분석법을 사용하였다. 첫 번째 질문에 대해서는 전통적인 Oaxaca-Blinder 방법을 사용하였지만 특히 여성의 임금방정식 추정을 위해서는 여성의 노동참여의 선택성 문제를 고려하여 Heckman의 2단계 추정법을 사용하였으며 그 결과 인적속성에 의해서 설명이 되는 부분도 30퍼센트 중후반대에서 크게 변화하지 않고 있음을 발견하였다. 두 번째 질문에 답하기 위해서 Juhn-Murphy-Pierce 분해법을 사용하였는데 여성의 교육수준의 향상은 성별임금격차를 줄이는 방향으로 작용을 하지만 근속경력에 대한 보상의 증가추세는 상대적으로 근속기간이 짧은 여성에게 불리하게 작용하여 성별임금격차를 증대시키는 방향으로 움직여서 교육수준의 향상에 따른 효과를 상쇄시키고 있음을 발견하였다. 마지막으로 직종선택모형과 임금방정식을 결합한 모형을 통하여 각 직종별로 성별임금격차의 문제가 어떻게 다른지를 알아보았다. 그 결과 고소득 직종에서는 고용에 있어서의 성별 격차가 그리고 저소득 직종에서는 직종내의 임금격차가 더 큰 문제임이 나타났다.

## 1. 연구의 필요성 및 목적

남성과 여성이라는 특징의 두 집단 사이에 오랜 동안 지속되어오는 있는 소득에서의 불평등의 문제는 많은 정책적 관심과 오랜 학문적 연구의 대상이 되어 왔다. 대부분의 선진국에서는 노동시장에서의 불합리한 남녀 차별의 해소를 중요한 정책 목표의 하나로 삼고 정부가 적극적으로 개입하고 있는데 특히 미국, 호주, 캐나다 등의 국가에서는 적극적 고용개선조치(Affirmative Action)를 통하여 노동시장에서의 여성의 고용 차별을 해소하려는 정부의 적극적 개입을 보여 왔다. EU 국가들은 성별 임금의 차별 해소에 더욱 관심을 두었는데 특히 프랑스는 2001년 입법조치를 통하여 회사 수준에서 매년 감사를 실시하여 남녀의 보수를 비교하고 정당화할 수 있는 차이가 있을 때에는 그 기준을 정하거나 그렇지 않으면 2010년까지 남녀가 동일한 임금을 받도록 함으로써 임금에서의 남녀 차별을 시정하려는 과감한 조치를 취하고 있다.

---

\* 본고는 김주영 외(2008), 『한국의 임금격차』의 일부를 수정, 보완한 것이다.

\* 한국노동연구원 부연구위원 (jykim@kli.re.kr)

우리나라에서도 1987년에 “남녀고용평등법”이 제정된 이후 2001년과 2007년에 전면개정을 통하여 근로여성의 복지향상과 노동시장에서의 여성차별 해소를 위한 법적 근거를 만들어 적극적으로 정책을 펼쳐 나가고 있으며 특히 2006년 3월부터는 적극적 고용개선조치 제도를 시행하여 고용에서의 차별을 시정하려는 등 다양한 정책적 노력을 해 오고 있다.

물론 이러한 격차 자체가 반드시 또는 전부 사회적 차별에 기인한다고 보기는 어렵다. 왜냐하면 남녀의 임금 혹은 고용에서의 격차가 남녀의 경험이나 교육 혹은 개인의 특성 차이 등에서 오는 생산성의 차이에 기인하여 정당화될 수도 있기 때문이다. 이러한 생산성의 요소를 무시하고 획일적인 격차의 해소만을 주장한다면 역차별의 비판을 면하기 어려울 것이다. 그러므로 이러한 격차를 분해하여 어느 정도가 노동시장과 관련한 남녀의 개인의 속성 차이로 인하여 설명될 수 있는 비중이며 어느 정도가 설명되지 않는지를 분석하여 그 원인을 알아보는 것이 앞으로의 노동정책과 고용평등정책에 매우 중요한 의미를 가질 것으로 본다.

이번 연구에서는 1998년부터 2007년까지의 『한국노동패널』 데이터를 통해서 성별임금격차의 몇 가지 측면을 살펴보고자 하였다. 첫 번째 분석에서는 성별임금격차에서 인적속성으로 설명될 수 있는 비중의 추이가 어떻게 변화하였는지 살펴보고자 하였다. 기본적으로 Oaxaca-Blinder 분해법을 사용하였으나 여성의 경우 노동시장참여의 결정에 있어서 선택 문제와 이에 따른 추정에서의 선택편의(selection bias)의 가능성을 명시적으로 고려하여 여성의 임금방정식의 추정에서는 Heckman의 2단계 추정방법을 사용하였다.

두 번째 분석에서는 시간에 따른 성별임금격차의 변화를 분석하였다. 데이터의 두 시기를 지정하여 Juhn-Murphy-Pierce 방법을 이용하여 한 시점에서의 분해가 아닌 시간이 지남에 따라서 임금격차의 분해가 어떻게 달라지는지를 분해하였다. 2000년대 들면서 임금격차의 변화가 정체된 모습을 보이고 그 중에서 인적속성으로 설명될 수 있는 비중의 추이 또한 큰 변화가 없다면 최근 꾸준히 증가하고 있는 여성대학졸업자의 증가추세가 이런 맥락 속에서 어떻게 설명될 수 있는지를 Juhn-Murphy-Pierce 방법을 이용한 결과를 통해서 또한 알아보고자 한다.

세 번째 분석은 직종의 분리와 직종내 임금의 격차를 함께 고려하여 분석해 보고자 한다. 노동시장에서의 남녀의 차별일 지라도 직종에 따라서 차별의 구체적인 문제가 다를 수 있다. 어떤 직종에서는 고용과 관련된 차별의 문제가 더 심각할 수 있고 어떤 직종에 있어서는 직종내 임금차별의 문제가 더 클 수 있는데 이런 문제들을 직종별로 서로 비교하여 봄으로써 시사점을 찾아보고자 한다.<sup>1)</sup>

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 2장에서는 성별임금격차의 분석과 관련된 선행 연구들을 소개하고 제 3장에서는 성별임금격차의 현황을 통계치를 통해서 알아보고 다른 OECD 국가들과 비교를 하며 제 4장에서는 실증분석을 위해 사용된 데이터에 대하여 기술하고 그 기초통계량을 제시한다. 제 5장에서는 다양한 분석을 통하여 나온 추정결과를 제시하고 그 결과를 해석하며 제 6장에서는 차별적 격차를 감소시키기 위한 제도적 노력들을 소개하고 정책제언을 하며 마지막으로 제

1) 노동시장에서의 남녀차별은 이 외에도 승진에서의 차별이나 퇴직에서의 차별 등 중요한 다른 측면들도 있으나 본 연구의 범위에서는 제외되었다.

7장에서는 본 연구의 주요 결과를 정리하고 시사점을 도출하고자 한다.

## II. 관련 연구

성별임금격차를 원인별로 분해하여 각 요인이 어느 정도 임금격차를 설명하고 있는지를 알아보 고자 하는 연구들이 많이 있어 왔는데, 국내의 연구들을 보면 대부분 Oaxaca (1973)와 Blinder(1973)의 방법을 기본으로 임금격차를 분석하고 있다<sup>2)</sup>(신영수 1996; 김태홍 2000, 유경준 2001; 주성환·최준혜 2001; 허식 2003). Oaxaca-Blinder의 분석은 남녀 집단의 평균임금을 기준으로 성별임금격차를 남녀의 관측될 수 있는 개인 특성 혹은 보유량의 차이에서 나오는 효과와 동일 자원 혹은 특성에 대한 추정계수의 차이로 분해한다. 두 번째의 효과가 주로 남녀의 차별 및 오차로 인한 부분으로 해석되어 진다. 비록 동일한 Oaxaca-Blinder 방법을 이용하더라도 구체적인 방법론 과 변수의 차이 및 사용 데이터와 분석연도에 따라서 그 결과가 달라질 수 있는데, 1990년 이후의 데이터를 이용한 연구들을 보면 남녀 임금근로자 전체에 대한 성별임금격차 중 개인 특성 등의 인 적 요소의 설명력을 제외한 나머지 비중은 작게는 30~40퍼센트대(금재호 2001, 김태홍 2000)에서 많게는 60~70퍼센트대 (유경준 2001, 최강식·정진화 2008)로 다양하게 나왔다. 이러한 나머지 부 분에 대한 명칭도 “차별 및 오차”, “차별(화)로 인한 임금격차”, “차별적 격차”, “차별적 요소에 의한 임금격차”, “설명되지 않은 임금격차”, “잔여임금격차”, “가격차이” 등 해석의 관점에 따라 다양하 게 불리고 있으므로 해석에 각별한 주의가 요청된다. 또한 어떤 집단을 준거집단으로 삼고 분석하 는지에 따라 결과가 민감하게 변하는 지표문제(index problem)와 대표값으로서 평균값에서만 분석 하고 있어서 임금분포상의 포괄적이고 종합적인 시각을 제공하지 못하고 있다는 점에 유의해야 한 다. 또한 임금분포의 분산구조가 남녀간에 동일하다는 가정에 분석하는 것이므로 로그임금을 취해 서 변형시키더라도 이런 가정이 실제로 얼마나 적합한지에 대해서도 고려해 봐야 한다.

Kamalich and Polacheck(1992)은 기존의 Oaxaca-Blinder 방법과는 다른 역회귀분석(reverse regression)을 통해서 성별임금격차를 측정하는데, Oaxaca-Blinder의 분석이 동일한 인적요소를 가 진 남녀임금근로자의 임금차이를 비교하였다면 역회귀분석은 동일한 임금을 받는 남녀근로자의 인 적요소의 차이를 비교하는 방법이다. 어수봉(1991), 신경수·정균승(2008)은 각각 1989년 및 2004년 『임금구조기본통계조사』 자료를 가지고 역회귀분석을 통해서 성별임금격차를 분석하였는데 어수 봉(1991)은 동일임금의 조건하에서 남성의 근속기간이 여성보다 64퍼센트 정도 짧음을 보여줌으로 써 우리나라 노동시장에서의 여성 차별을 보여주었고, 신경수·정균승(2008)은 사업체의 규모가 커 질수록 이러한 근속연수의 격차가 더 커짐을 보였다. 그런데 이 분석방법은 남녀가 동일한 베타값, 즉 임금결정 구조가 같다는 가정을 하고 있음에 유의해야 한다.

2) Reimers (1983), Cotton (1988), Oaxaca와 Ransom(1994)은 가중행렬을 다르게 가정하였는데 이를 이용한 논문들 이 다수 있지만 기본적인 아이디어는 Oaxaca (1973)와 Blinder(1973)에 크게 다르지 않으므로 본 연구에서는 구별 하여 표시하지 않는다.

최근에는 역회귀분석외에도 Oaxaca-Blinder방법의 임금분해시 발생하는 문제들을 해결하기 위한 노력들이 있어 왔다. 그 중에서 두드러진 연구로는 DiNardo, Fortin, and Lemieux (1996)의 비모수적 분해법을 이용한 분석과 분위회귀분석(Quantile regression)을 이용한 연구들(Albrecht et al. (2003), Garcia et al.(2001), Montenegro(2001)) 등이 있다. 국내에서는 김용성(2007)이 표본매칭을 통한 비모수적인 방법을 사용하여 성별임금격차를 분해하였다. 이러한 방법은 특정한 형태의 임금 방정식을 상정할 필요가 없다는 장점이 있는 반면에 셀을 세분화 할수록 각 셀 내의 표본의 수가 현저하게 줄어드는 단점이 있고 격차의 구체적인 요인별 영향을 분석할 때 지니는 한계가 있다. 그의 분석에 따르면 분석대상 전기간(1993-2005)에 걸쳐서 인적속성 등을 통제한 후의 성별임금격차가 하위와 상위의 임금수준에서는 상대적으로 낮은 반면에 중위임금수준에서는 상대적으로 높은 모습의 흥미로운 패턴을 보여주었다.

노동시장에서의 남녀차별과 관련하여 성별 임금격차와 더불어 중요한 문제가 성별 직종분리현상이다. 지금까지 국내 연구는 많은 경우 임금격차와 직종분리현상을 독립적으로 분리하여 보거나 임금격차 분석시 직종분리의 문제를 외생적으로 간주하고 분석하는 경우가 많았다. 그런데 서병선·임찬영(2002)은 직종선택의 문제를 내생화하여 분석하였는데 다항로짓모형(multinomial logit model)을 이용하여 직종선택의 문제를 알아보고 직종선택모형으로부터의 새로운 변수를 통하여 직종별 임금방정식에서의 선택편의를 보정하였다. 1999년의 『한국노동패널』 자료를 이용하여 분석한 결과 남성은 생산직, 기술직, 최고관리직에 집중되고 여성은 사무직, 판매직, 전문직, 단순노무직에 집중되는 직종분리현상이 있음을 보였고 고임금 직종일수록 성별임금격차중 생산요소에 의해 설명되는 비중이 크고 저임금 직종으로 갈수록 차별로 설명되는 비중이 큼을 보였다. 또한, 황수경(2003)은 직종을 『한국직업사전』을 이용하여 직업특성으로 세분화하여 조건부로짓모형(conditional logit model)을 통하여 직종특성의 선택 문제를 내생화하여 분석하였다. 임금방정식은 위와 유사한 방법으로 보정하여 추정하였다. 이를 통하여 여성은 여성 직종에서 상대적으로 유리한 보상을 받으며 남성은 남성 직종에서 상대적으로 유리한 보상을 받음을 나타내 보였고, 선택편의를 보정한 임금방정식의 추정한 결과 일부 여성비중이 높은 직종에서 선택보정을 하지 않은 추정에서 나타났던 여성의 임금페널티가 임금프리미엄으로 바뀌는 것을 확인하였다.

<표 1> 성별임금격차에 대한 최근의 연구

연구자 (논문 연도)	데이터 (분석 연도)	측정 방법	결과
김태홍 (2000)	임금구조 기본통계조사 (1990, 1995, 1998)	O-B 분석	차별적 격차의 비중이 1990년대에 꾸준히 감소함.(56퍼센트에서 48퍼센트로 감소)
유경준 (2001)	임금구조 기본통계조사 (1984, 1988, 1994, 1997, 1999)	O-B 분석	성별 임금격차에서의 차별적 격차의 비중이 1980년대 (약 49퍼센트) 보다 1990년대 (약 57~62퍼센트)에 더 큼
주성환, 최준혜 (2001)	임금구조 기본통계조사 (1994)	O-B 분석	“기대인간자본”변수의 포함은 성별임금격차 중 인적요소의 설명력을 40퍼센트에서 52퍼센트로 높임
금재호 (2002)	한국노동패널 (2000)	O-B 분석	설명되지 못한 임금격차비중(37퍼센트)의 2/3정도는 여성의 임금손해이고 나머지 1/3정도가 남성의 임금 프리미엄으로 나타남.
서병선, 임찬영 (2002)	한국노동패널 (1999)	O-B 분석, 다항로짓분석	직종분리로 인한 임금차별보다 직종내 임금차별의 크기가 더 크고, 상위직일수록 인적숙성에 의한 격차의 비중이, 하위직일수록 차별적 격차의 비중이 큼.
허식 (2003)	한국노동패널 (1999)	O-B 분석	고용차별보다 임금차별 정도가 더 큼.
황수경 (2003)	임금구조 기본통계조사 (1993, 1999)	O-B 분석, 조건부 로짓분석	직업특성변수의 계수 변화에 주목하여 경제 환경의 변화로 인한 성별 격차의 변화 가능성 제시
김애실(2004)	임금구조 기본통계조사 (2002)	O-B 분석	성별임금격차 가운데 15퍼센트 정도가 직종분리에 의한 격차.
신경수, 송일호(2004)	임금구조 기본통계조사	O-B 분석	대체로 사업체의 규모가 커질수록 인적특성의 요소로 설명되지 않는 비중이 감소.
김용성 (2007)	임금구조 기본통계조사 (1993-2005)	비모수 분석 (표본매칭)	임금의 상위분위와 하위 분위에 비해 중간 분위에서 인적특성 통제후의 임금 격차가 더 큼.
정진화 (2007)	임금구조 기본통계조사 (1985-2004)	O-B 분석	인적요소로 설명되지 않는 부분의 비중이 여성집중 직종(16퍼센트) 보다 남성집중 직종에서 더 큼(36퍼센트).
최강식, 정진화 (2007)	한국노동패널 (1998-2003)	O-B 분석	임금근로뿐 아니라 자영업에서도 차별적 비중이 상당함.
신경수, 정균승 (2008)	임금구조 기본통계조사 (2004)	역회귀분석	사업체 규모가 커질수록 여성근로자에 비해 남성 근로자가 받는 근속연수에 따른 보상격차가 증대.

### III. 성별 임금격차의 현황

#### 1. 대표값으로 본 성별 임금격차

한국 여성의 평균임금<sup>3)</sup>수준은 남성의 약 2/3수준으로 아직도 그 격차가 상당히 크다. 2007년 6월 기준 『임금구조기본통계조사』의 발표결과에 따르면, 여성노동자의 평균 월급여액은 158만원으로 남성근로자의 평균 월급여액 238만원의 66.4% 수준이다. 또한 최근 5년간의 성별임금격차의 변화를 보면 아래 표에서 드러나는 바와 같이 지난 5년 동안 여성의 임금수준이 남성의 임금수준에 조금씩 접근해 오고는 있으나 5년간 변화의 폭이 1.2% 포인트이며 2007년에는 2006년보다 오히려 0.1% 포인트 격차가 확대되는데 2000년대 들면서 성별 평균으로 본 남녀의 임금격차의 변화는 다소 정체된 모습을 보여준다.

<표 2> 남성 대비 여성의 월급여액 수준

(단위: %)

연도	2003	2004	2005	2006	2007
남성 대비 여성의 월급여액 수준	65.2	65.7	66.2	66.5	66.4

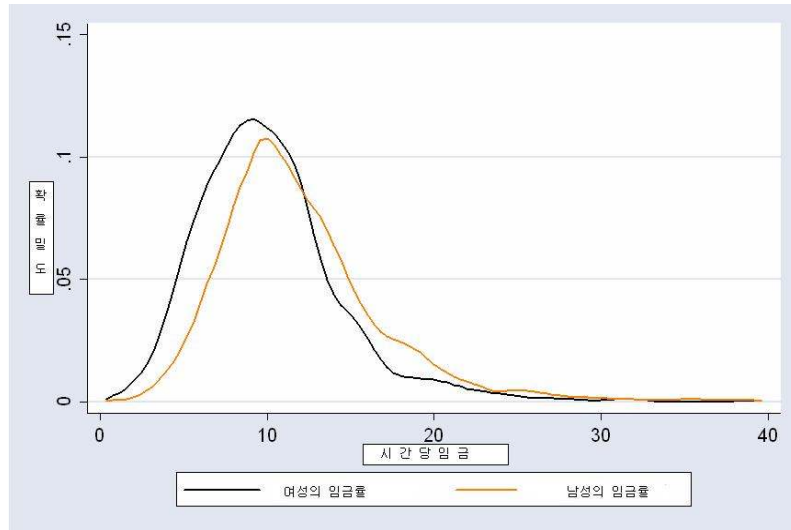
주: 월급여액: 정액급여 + 초과급여액 기준이며, 상여금 등 특별급여액은 제외됨. 남녀 상용근로자들에서 남자의 평균값(mean)에 대한 여성의 평균값의 비율을 나타냄).

위의 값은 임금의 대표값으로 평균값(mean)을 이용하여 남녀 집단의 임금격차를 비교한 수치인데 자주 사용되는 또 다른 임금의 대표값으로는 중위수(median)를 들 수 있다. 중위수는 평균값에 비하여 이상치(outlier)에 의한 영향이 적기 때문에 소득에 대한 대표값으로 자주 사용되어 왔다. 뒤에 나올 국가간 성별임금격차의 비교에서 좀 더 자세히 제시되겠지만 『OECD Employment Outlook』에서는 중위수 소득을 기준으로 임금격차를 나타내고 있는데 위의 표와 비교해 보면 전반적으로 중위수를 이용하였을 때는 평균값을 이용하였을 때 보다 한국의 성별임금격차가 약간 더 크게 나타나고 있다. 이는 소규모의 고소득 여성들이 평균값을 상승시키는 데 영향을 주는 반면에 중위수에서는 상대적으로 이러한 영향이 배제되기 때문인 것으로 보인다.

남녀의 임금격차를 나타내는 대표값으로서 평균임금 혹은 OECD 자료의 경우 소득의 중위수(median)를 주로 이용하여 오고 있는데 이와 함께 볼 주요한 측면은 성별 임금분포의 분산이라고 할 수 있다. 한국의 경우 유럽의 여러 나라들과 남녀의 임금분포의 분산의 모습이 다소 다르게 나타나고 있다. 아래에서 보는 바와 같이 유럽국가의 한 예로서 독일의 경우를 보면 남녀의 임금분포의 모습이 매우 유사하고 여성의 경우는 남성의 분포를 좌측으로 평행이동한 모습과 비슷하다.

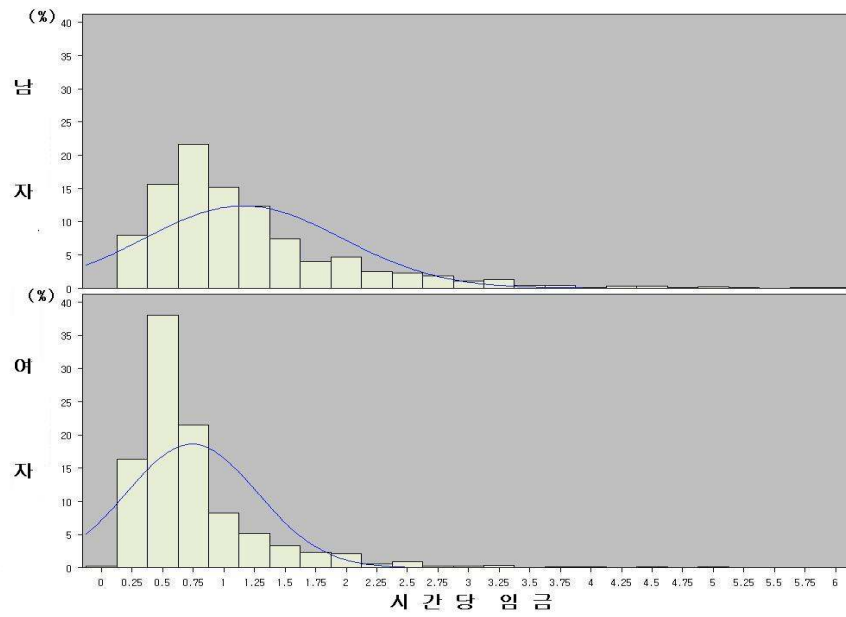
3) OECD 한국 자료는 중위값(median)을 사용하는데 비하여 아래 표에 제시된 『임금구조기본통계조사』 국내 발표 내용은 평균(mean)을 이용한 수치이므로 OECD 자료와 약간의 차이가 생긴다.

[그림 1] 독일의 남녀 시간당 임금분포<sup>4)</sup>



[그림 2] 한국의 남녀의 시간당 임금분포<sup>5)</sup>

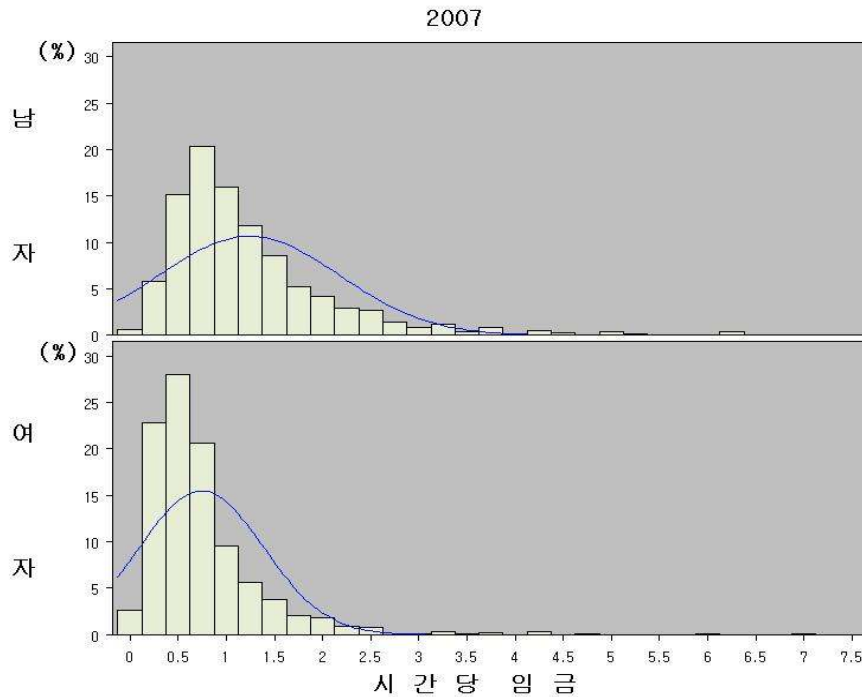
2006



4) Beblo et al. (2003)에서 인용.

5) 『한국노동패널』 자료를 이용한 시간당 평균임금(단위: 만원)의 남녀분포

[그림 3] 한국의 남녀의 시간당 임금분포<sup>6)</sup>



반면에 한국의 경우는 아래 그림에서와 같이 전체적인 분포의 모습이 상당히 상이하여 평균에서의 차이뿐만 아니라 여성은 남성에 비해서 분산값이 상대적으로 작아서 남성의 평균의 왼쪽의 어느 특정값 부근에 매우 밀집되어 있는 모습을 나타내고 있어서 평균값의 차이로만으로 설명이 부족한 성별분포상의 차이가 뚜렷하다.

따라서, 한국의 경우는 성별 평균임금 격차뿐 아니라 분산의 차이 또한 추가적으로 고려하는 것이 바람직하다. 성별 분산에 관한 표가 아래에 제시되어 있는데 남성 대비 여성의 상대적 분산의 정도를 알아보기 위해서 아래와 같이 남성의 표준편차대비 여성의 표준편차를( $\sigma_f/\sigma_m$ ) 3년 평균치를 통해서 나타내 보았다<sup>7)</sup>.

<표 3> 남성대비 여성의 표준편차 비율: 3년 평균<sup>8)</sup>

	1998~2001	2001~2003 <sup>9)</sup>	2004~2006
상대적 표준편차( $\sigma_f/\sigma_m$ )	56.81%	84.58%	67.35%

6) 『한국노동패널』 2007년 자료를 이용한 시간당 평균임금(단위: 만원)의 남녀분포

7) 임금분포에서는 왜도(skewness) 또한 중요한 의미를 지니는 데 왜도와 관련한 상대적인 남녀차이에 대해서 분석해 보았으나 본 데이터에서는 시간의 변화에 따른 일정한 패턴을 찾지 못하였다.

8) 『한국노동패널』 자료

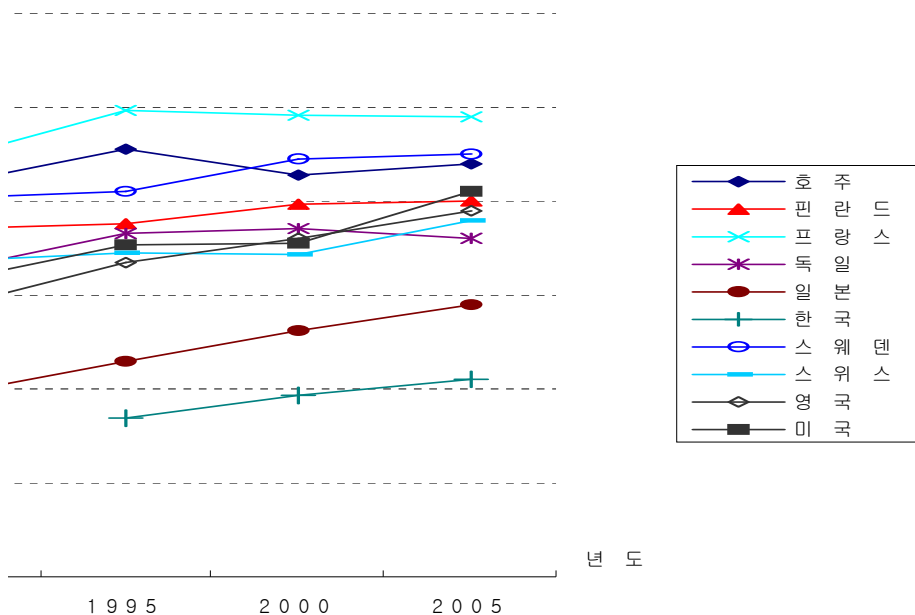
9) 2003년에만 갑자기 여성의 표준편차가 남성을 추월하여 2001~2003의 평균을 상승시키고 있는데 샘플 자체의 문제로 생각된다.



위의 표에서 나타난 상대적 표준편차의 값을 보면, 여성의 시간당 임금분포는 남성의 분포에 비해 작은 모습을 뚜렷이 보인다. 이러한 여성의 임금이 집중된 모습은 노동시장에서의 여성의 사회적 제약이 유의미하게 작용함을 반영할 수 있다. 물론 이러한 현상과 관련하여 임금을 추정할 때는 보통 로그를 취한 로그임금을 피설명변수로 하여 추정을 하지만 로그화하는 것은 왜도(skewness)를 줄여서 임금의 분포를 정규분포에 가깝게 만드는 추정상의 기법일 뿐이고 왜 이런 현상이 나타났는지에 대한 근본적인 답이 될 수는 없다. 본 연구에서는 세 번째의 임금격차 분석 기법에서 이러한 분산의 모습을 직중선택 및 분리의 문제로 보고 이를 고려하여 임금격차의 분석을 시도해 보았다.

## 2. 성별 임금격차의 국제비교: OECD 국가를 중심으로

[그림 3] 남녀 임금 격차의 국제 비교: 1980년-2005년



자료: 『Society at a Glance: OECD Social Indicators-2006 edition』 과 『OECD Employment Outlook』 (2007)을 결합하여 구성.

위의 그래프는 OECD 자료를 시계열로 연결한 성별 임금격차의 국제비교를 보여준다. 남성의 중위값 월급여를 100으로 봤을 때 여성의 중위값 급여수준을 나타낸 각 점들은 1980년부터 2005년까지 매 5년마다의 성별임금격차의 수치의 변화를 보여준다. 제시된 국가들 중에서 프랑스가 1980년대 중반이후 꾸준히 가장 높은 수준의 여성의 상대적 임금수준을 보여주고 있다. (OECD 자료에 집계된 국가들 가운데서는 시계열 자료의 부족으로 위 그래프에서 제외된 뉴질랜드가 아래 막대그

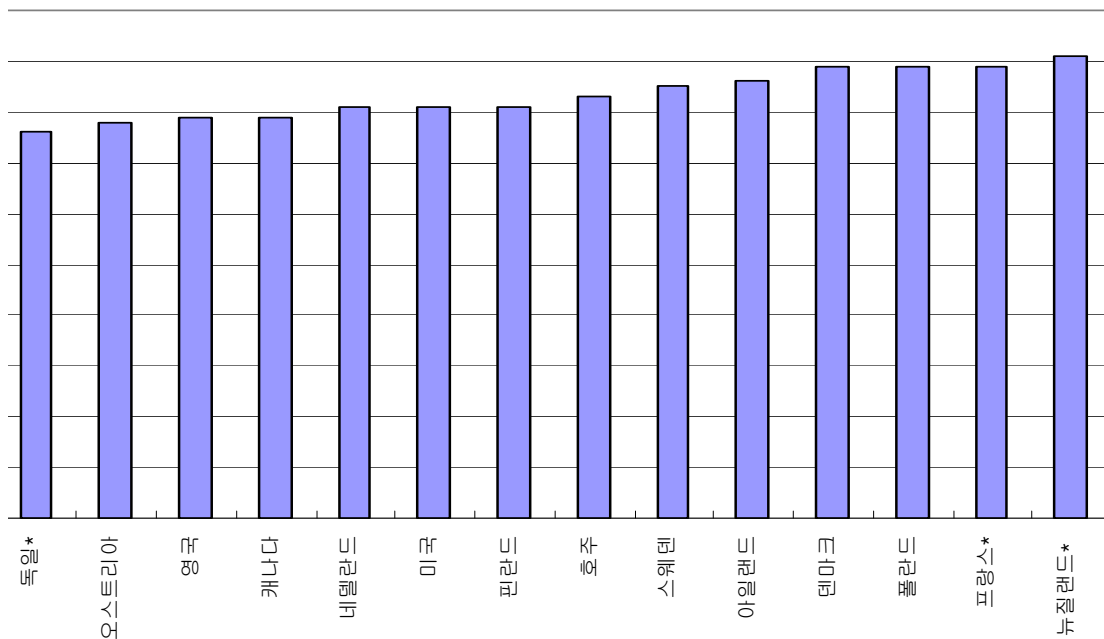
래프에서 보여주는 것처럼 2005년을 기준으로 볼 때 여성의 중위 임금이 남성의 91퍼센트로 OECD 국가 중에서 가장 높은 수준을 보여 준다.)

1980년에 60퍼센트대 중반 정도로 여성의 상대적 임금 수준이 다른 표시된 유럽 국가들 보다 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 성별임금격차가 가장 큰 두 나라였던 일본과 한국은 25년간의 꾸준한 성별임금격차의 축소에도 불구하고 다른 OECD 국가들과는 여전히 차이가 뚜렷한 모습을 보여주고 있다. 특히 한국은 OECD 국가들 중에서 가장 성별 임금격차가 큰 국가로서 꾸준히 남아 있으며, 두 번째로 임금격차가 큰 일본과는 1985년에 6퍼센트 포인트 차였던 것이 20년이 지난 2005년에는 8퍼센트 포인트로 더욱 격차가 벌어진 모습을 보인다.

위의 그래프가 시계열적인 변화의 추세를 보이는 것이라면 아래의 그래프는 국가간 비교가 가능한 가장 최근의 자료를 이용하여 OECD 주요 국가들의 횡단면적 성별 임금격차를 보여주고 있다.

[그림 4] 남녀 임금 격차의 국제 비교



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

한국은 2005년 기준 여성의 중위수 임금수준이 남성 임금수준의 61%로 가장 낮은 상태이며 일본이 다음으로 낮은 69퍼센트를 보여준다. 앞서 제시된 두 그래프에서 보듯이 한국은 OECD 국가들 중에서 지난 20년간 가장 성별임금격차가 큰 국가였으며 성별 임금격차의 점진적 감소에도 불

구하고 다른 OECD 국가그룹과의 차이는 아직까지 해소되지 않고 있다.

## IV. 데이터 및 기초 통계량 분석

### 1. 데이터

본 연구에서는 성별 임금격차의 분석을 위해서 『한국노동패널』의 1차년도(1998년)에서 10차년도(2007년)까지의 자료를 이용하였다. 선행연구를 통해 볼 때 성별임금격차의 분석을 위한 데이터로서 『임금구조기본통계조사』와 『한국노동패널』이 자주 이용되어왔다. 최근의 연구를 보면 유경준 (2001), 황수경 (2001), 주성환, 최준혜 (2001), 김용성 (2007), 정진화(2007) 등이 『임금구조기본통계조사』를 이용하여 임금격차에 대한 연구를 하였고, 서병선·임찬영(2002), 허식(2003)은 『한국노동패널』을 이용하여 임금격차를 분석하였다.

노동부의 『임금구조기본통계조사』는 전산업의 5인 이상 사업체의 상용근로자를 대상으로 하며 표본 추출된 6천여 사업체를 대상으로 조사하고 있어 조사대상 샘플이 매우 큰<sup>10)</sup> 장점이 있을 뿐만 아니라 다양한 직업군의 근로자를 대상으로 성별, 연령, 혼인상태, 학력, 등 개인의 특성이나 근속년수, 경력년수, 직급, 근로시간, 급여액 등 각종 노동조건에 대한 상세한 정보를 제공하고 있기 때문에 노동관련 실증연구에 널리 사용되어 왔다.

그러나 이러한 장점에도 불구하고 성별 임금격차와 관련해서 『임금구조기본통계조사』를 분석을 위한 자료로 사용할 시에는 유의할 점들이 있다. 김용성(2007)에서 잘 지적되었듯이 『임금구조기본통계조사』는 상용근로자 5인 이상의 사업체를 대상으로 상용근로자만을 대상으로 조사하기 때문에 5인 미만의 소규모 사업체는 조사대상에 포함되어 있지 않다. 근로자 1인 이상의 사업체를 표본대상으로 하는 2007년 『사업체 근로실태조사』에 따르면, 5인 미만의 사업체에 종사하는 근로자의 수는 1인 이상의 민간 사업장에 종사하는 전체 근로자의 27%에 달하는 높은 비율로 전체 근로자의 임금격차를 분석하는 데 제외할 수 없는 큰 비중이다. 또, 도소매업이나 숙박업 등 영세 사업체가 다수이므로 종사자의 월평균 급여액도 1인 이상 사업체 전체 근로자 평균 급여액의 2/3 수준 정도이며 5인 이상 사업체 근로자와 비교하면 60%를 밑도는 수준의 큰 임금격차를 보이고 있어서 비중이나 임금의 격차를 고려할 때 이 부문을 제외할 경우 대표값인 평균값 미치는 영향을 클 것으로 본다. 게다가 5인 미만의 사업체에 근무하는 근로자의 성별을 보면 여성이 60%를 넘으며, 전체 여성근로자의 30%의 여성들이 5인 미만 사업체에 근무하고 있다.

따라서 남녀 임금격차를 추정할 때 물론 연구자의 관심인 모집단을 어디에 두는가에 따라서 그 문제의 중요성이 달라질 수는 있지만 이러한 『임금구조기본통계조사』의 표본상의 제약은 기본적으로 표본선택편의 (sample selection bias)의 문제를 발생시킬 수 있다. 즉 5인 미만 사업체에 일하는 남녀의 특성과 비율이 5인 이상 자료에 드러나는 것과 다른데 5인 미만 사업체의 근로자가

10) 2007년의 경우 표본사업체 6019개소의 46만여 명을 대상으로 조사를 실시하였다.

고려되지 않고 전체 노동자의 성별 임금격차를 추정하게 된다면 표본선택에 따른 편이가 발생될 수 있다.

또한 조사대상이 상용근로자에 한정되어서 남녀 고용여건에 따른 영향이 적절하게 반영되지 못하는 점이 있다. 통계청의 『경제활동인구조사』를 이용하여 계산한 자료<sup>11)</sup>에 따르면 2007년 임금 근로자 중에서 남성의 상용직 근로자의 비율은 41.7% 인데 비해 여성의 상용직 근로자의 비율은 28.7%이다. 따라서 시간당 임금이 상대적으로 낮은 비상용직 부문에서의 여성이 비대칭적으로 많은데 이러한 종사상의 지위에 따른 남녀의 표본 제약 상의 문제를 고려하지 않고 전체 근로자에 대한 추정을 한다면 마찬가지로 편이가 생길 수 있다.

마지막으로, 공무원이 포함되어 있지 않다는 문제점이 있다. 공무원은 우리나라에서는 대표적으로 남녀의 임금격차가 작은 직업군으로 알려져 있고 특히 교육공무원의 경우 여성의 비중이 매우 높는데 이런 직업군이 빠진 것은 임금격차의 추정 및 분해에 영향을 줄 수 있고 특히 직종선택과 관련한 추정이 필요할 경우 그 영향이 더 클 수 있다.

이러한 『임금구조기본통계조사』의 표본제약상의 문제로 본 연구에서는 성별 임금격차의 분석을 위해서 『한국노동패널』의 데이터를 사용하였다. 『한국노동패널』은 위에서 언급한 표본 선택의 문제에서 보다 자유로울 뿐만 아니라, 『한국노동패널』과 같은 패널데이터의 사용은 실질경력과 같은 개인 특성 데이터가 보다 자세할 뿐 아니라 패널 데이터로서의 분석상의 일반적인 이점까지 있다. 또한 개인관련 자료와 가구관련 자료를 연결하여 보다 자세한 개인관련 특성에 대한 자료를 파악할 수 있게 해 주고 있다.

그러나 『한국노동패널』자료도 본 연구와 관련해서 문제점들이 없는 것은 아니다. 표본의 크기를 보면 1에서 9차년도까지 계속 응답한 가구는 대체로 2천8백여 가구이며 계속 응답한 개인은 6천여 명 정도의 수준이다. 『임금구조기본통계조사』와 비교하면 상당한 표본크기의 차이를 보이는 것이다. 또한 지역별로는 도시지역 거주자만을 가지고 시작하였고, 그 후로는 시간에 따라 가구들의 이동으로 다른 지역으로의 비중이 조금씩 늘어난 것이기 때문에 비록 도시화로 인하여 대부분의 인구가 도시지역에 집중되어 있기는 하지만 지역별로 나타날 수 있는 임금격차에 대해서 분석할 때에는 이점을 고려하여 신중하게 접근할 필요가 있다. 따라서 이러한 임금격차의 분석에 있어서 관련된 데이터를 『임금구조기본통계조사』를 이용할 것인지 『한국노동패널』을 이용할 것인지는 표본선택의 문제와 샘플크기의 문제라는 두 가지 서로 다른 문제 상의 선택일 수 있다. 본 연구에서는 샘플의 크기가 다소 작은 문제가 있으나 연구에 크게 영향을 미칠 정도로 작지 않으며 표본 선택의 편이로부터 보다 자유롭고 개인의 특성에 대해서 보다 자세하게 파악할 수 있다는 이유로 『한국노동패널』을 선택하여 분석하였다.

## 2. 기초 통계량 분석

『한국노동패널』 자료의 본 연구와 관련한 남녀의 주요 개인특성을 연도별로 정리해 보면 다음

11) 『2008 KDI 노동통계』

과 같다.

〈표 4〉 남녀의 개인 특성<sup>12)</sup>

		1998		1999		2000		2001	
		남자	여자	남자	여자	남자	여자	남자	여자
평균연령		39.2	39.3	39.6	40.1	40.2	40.7	40.7	41.1
학력 분포	고졸이하	58.6	65.9	61.3	68.1	59.0	71.1	60.0	65.1
	전문대졸 이상	41.4	34.0	38.7	31.9	41.0	28.8	40.1	34.8
지역 분포	대도시	98.4	98.9	96.7	96.6	94.9	96.3	92.1	93.3
	중소도시	1.5	1.1	3.2	3.0	4.8	3.5	6.9	6.1
	기타지역	0.1	0.0	0.1	0.4	0.3	0.2	0.9	0.6
직종	입법공무원, 고위임직원 및 관리자	2.5	0.0	1.1	0.6	1.4	0.4	2.2	0.0
	전문가	8.8	11.9	7.8	15.6	7.3	11.6	7.6	12.0
	기술공 및 준전문가	16.6	17.7	17.7	11.6	20.5	12.2	15.5	10.1
	사무종사자	17.6	25.6	13.3	17.8	10.4	17.1	12.1	21.0
	서비스종사자	5.0	13.9	5.9	13.5	6.3	15.2	4.6	12.2
	판매종사자	3.8	9.2	5.1	10.2	4.4	9.3	6.8	12.2
	농업 어업숙련 종사자	0.0	0.0	0.7	0.0	0.7	0.0	0.3	0.0
	기능원 및 관련 기능 종사 자/ 기계조작 조립종사자	33.2	9.4	34.4	15.6	36.1	17.9	36.8	17.9
	단순노무 종사자 및 기타	12.5	12.3	13.9	15.2	12.9	16.3	14.2	14.7
근무 형태	상용직	82.5	77.1	77.4	65.8	80.5	67.1	78.7	68.6
	임시직	6.8	13.9	10.6	22.0	7.7	21.3	9.2	20.2
	일용직	10.7	9.0	12.0	12.1	11.8	11.6	12.1	11.2
경력 연수	5년미만	6.3	4.7	6.2	6.1	6.0	6.7	6.0	6.1
	5년이상 10년미만	10.0	11.4	8.8	9.1	10.2	6.9	10.6	7.4
	10년이상 20년 미만	19.2	18.4	19.0	17.1	16.5	19.9	15.9	18.3
	20년이상	64.5	65.5	66.0	67.7	67.3	66.5	67.6	68.2

12) 『한국노동패널』 1차년도에서 10차년도까지 자료의 기본 통계량임.

		2002		2003		2004	
		남자	여자	남자	여자	남자	여자
평균연령		41.3	41.9	41.3	42.2	41.8	42.9
학력 분포	고졸이하	62.4	67.8	58.5	63.4	57.2	63.8
	전문대졸 이상	37.5	32.2	41.6	36.6	42.8	36.2
지역 분포	대도시	90.4	92.8	88.8	91.9	86.9	90.6
	중소도시	9.1	6.6	9.5	7.5	11.6	7.9
	기타지역	0.6	0.6	1.7	0.6	1.5	1.0
직종	입법공무원, 고위임직원 및 관리자	1.8	0.3	2.1	0.1	2.4	0.0
	전문가	7.7	11.0	8.6	14.4	9.4	12.2
	기술공 및 준전문가	15.2	13.1	17.1	13.2	16.3	13.8
	사무종사자	12.3	19.4	13.0	19.8	12.5	21.1
	서비스종사자	5.2	13.0	4.5	14.2	3.8	13.9
	판매종사자	5.9	11.5	5.5	10.3	4.9	10.4
	농업 어업숙련 종사자	0.4	0.0	0.4	0.0	0.5	0.0
	기능원 및 관련 기능 종사자 / 기계조작 조립종사자	36.9	18.9	35.8	15.8	36.1	14.7
	단순노무 종사자 및 기타	14.6	12.8	13.1	12.2	13.9	13.9
근무 형태	상용직	79.0	74.9	82.2	76.0	81.2	73.9
	임시직	8.0	14.6	6.2	15.0	6.2	16.1
	일용직	13.0	10.6	11.6	8.9	12.6	10.0
경력 연수	5년 미만	0.0	0.0	0.0	0.0	2.0	3.5
	5년이상 10년미만	9.2	19.7	13.1	24.2	13.9	20.9
	10년이상 20년미만	26.7	21.9	28.5	21.8	27.4	21.3
	20년이상	64.1	58.4	58.3	54.0	56.6	54.3

		2005		2006		2007	
		남자	여자	남자	여자	남자	여자
평균연령		42.5	43.6	43.1	44.2	43.5	40.9
학력분포	고졸이하	55.2	62.1	55.1	59.7	55.2	60.3
	전문대졸 이상	44.8	37.9	44.9	40.3	44.8	39.6
지역분포	대도시	82.0	86.2	77.7	81.5	50.5	54.5
	중소도시	15.6	13.2	19.3	17.3	39.1	36.8
	기타지역	2.2	0.5	2.2	1.1	6.2	5.1
직종	입법공무원, 고위임직원 및 관리자	2.3	0.1	2.8	0.0	3.0	0.6
	전문가	9.2	13.1	9.6	13.7	8.1	13.8
	기술공 및 준전문가	16.7	10.8	15.3	11.7	15.3	13.4
	사무종사자	12.8	21.4	13.9	24.3	10.6	19.0
	서비스종사자	4.2	15.9	3.6	14.5	5.0	16.3
	판매종사자	4.5	9.2	4.3	8.6	7.9	13.7
	농업 어업숙련 종사자	0.4	0.1	0.3	0.2	5.4	2.8
	기능원 및 관련 기능 종사자/ 기계조작 조립종사자	36.2	14.7	36.0	14.0	34.5	10.3
	단순노무 종사자 및 기타	13.8	14.7	14.3	13.0	10.1	10.1
근무형태	상용직	80.7	72.5	80.1	73.6	80.5	74.8
	임시직	7.3	17.9	7.7	17.3	7.5	15.8
	일용직	12.0	9.7	12.2	9.1	12.0	9.4
경력연수	5년미만	4.0	7.5	6.9	13.0	11.1	19.3
	5년이상 10년미만	13.8	20.4	14.7	16.4	11.5	13.2
	10년이상 20년미만	27.5	20.4	26.0	20.3	24.0	17.6
	20년이상	54.7	51.8	52.4	50.4	53.4	49.9

위의 표를 통해서 보면 전문대졸 이상의 학력은 남성이 높으며 고졸 이하의 비중은 여성이 더 높은 것으로 나타났다. 그리고 통계청 직업오픈코드의 대직종분류에 따른 직종별 구분을 보면 여성이 사무직 종사자의 비중이 가장 높은 반면에 남성의 경우는 기술공 및 준전문가의 비중이 높았다. 여성이 남성보다 전문가 직종에서 비율이 높은 이유는 교육전문가로서의 교사의 비중이 포함되어 있기 때문이다. 근무형태에서는 상용직에서는 남성의 비중이 컸고 임시직과 일용직을 포함하는 비상용직에서는 여성의 비중이 훨씬 높았다. 경력기간의 경우는 5년 미만의 짧은 경력자의 비중이 높아서 대체로 여성이 남성보다 비중이 높았다.

『한국노동패널』의 1차(1998년)에서 10차(2007년)까지의 자료를 이용하여 남녀의 임금수준을 계산한 값들이 아래 표에 제시되어 있다. 『한국노동패널』에서는 임시직, 일용직, 상용직 근로자들에 대한 정보가 모두 포함되어 있으므로 임금격차를 분석하기 위해서는 반드시 노동시간에 대한 통제가 있어야 하는데 『한국노동패널』은 주당 노동시간에 대한 자세한 정보가 포함되어 있다. 따라서 본 연구에서 임금격차를 분석할 때는 월소득을 주당평균근로시간을 이용하여 조정한 시간당 임금 자료를 이용하여 분석을 한다.

<표 5> 연도별 남녀 시간당 임금 (자영업 제외)

(단위: 만원)

	성별	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
평균	남성	0.738	0.676	0.707	0.811	0.900	0.922	1.053	1.105	1.200	1.393
	여성	0.490	0.461	0.458	0.521	0.580	0.679	0.682	0.685	0.752	0.747
중위수	남성	0.614	0.551	0.564	0.625	0.673	0.729	0.833	0.875	0.938	1.000
	여성	0.400	0.341	0.370	0.411	0.443	0.469	0.500	0.510	0.568	0.571

상대적으로 여성이 남성의 몇 퍼센트 정도를 받고 있는지 위의 표를 기준으로 계산해 본 결과는 아래와 같다.

<표 6> 남성대비 여성의 소득비율 (시간당 임금기준)

(단위: %)

여성/남성	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
평균	66.40	68.20	64.78	64.24	64.44	73.64 <sup>13)</sup>	64.77	61.99	62.67	53.63
중위수	65.15	61.89	65.60	65.76	65.82	64.33	60.00	58.29	60.55	57.10

13) 2003년의 높은 평균값은 이상치에 상대적으로 영향을 덜 받는 통계 값인 중위수의 2003년 수치가 주위와 크게 다르지 않은 데서도 나타나듯이 그 해의 이상치들(outliers)의 영향을 받은 것으로 보인다. 2007년은 남성의 임금분산이 커지는 형태가 나타내는데 영향을 받고 있는 것 같다.



『한국노동패널』의 자료는 『임금구조기본통계조사』에 비해서 상대적으로 표본크기가 작아서 이상치(outlier)들로 인한 영향에 평균값들이 좀 더 취약할 수 있다. 그래서 중위수 값을 기준으로 보면 앞서 보인 OECD에서의 한국의 수치와 비교하면 위 표는 비록 월소득과 시간당 임금이라는 기준의 차이와 표본집단에서의 차이가 있기는 하지만 수치상으로는 크게 차이가 나지 않음을 알 수 있다.

## V. 임금 격차의 분석

이 논문에서는 세 가지 방법을 이용하여 성별임금격차를 분석해 보았다. 먼저, 성별임금격차분해법으로 전통적으로 사용하고 있는 Oaxaca-Blinder 분해법을 사용하였는데 특별히 여성의 경우는 임금방정식을 추정할 때 노동공급 결정에 대한 선택성을 고려해서 Heckman의 2단계 추정방법을 이용하였다. 두 번째로 Juhn-Murphy-Pierce 분해법을 사용하여 임금격차의 시간에 따른 변화를 분석해 보았다. 마지막으로 주로 외생적으로 다루어져 왔던 직종에 대하여 다항로짓모형(multinomial logit model)을 이용하여 남녀의 직종선택의 문제를 고려하여 직종분리 및 임금격차를 연결하여 보았다.

### 1. 전통적 성별임금격차 분해: Oaxaca-Blinder 분해법

Oaxaca-Blinder분해법(이하 O-B 분해법)은 남녀 각 집단의 표본평균에서 성별격차를 분해하는 방법으로 이미 많은 선행연구에서 설명되었으므로 여기서는 간략하게 소개하고자 한다. 남자와 여자의 로그평균임금은 아래와 같이 분해될 수 있다.

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

즉 남녀의 임금의 격차는 남녀의 요소평균값의 차를 남성임금방정식의 추정량에 결합한 부분과 남녀 임금방정식의 계수 추정량의 차에 여성의 평균값을 결합한 부분으로 나눌 수 있다. 우변의 첫째항은 특성효과(endowment effect)라고 불리며 남녀가 가진 특성 즉 교육의 정도나 경력, 근속 년수 등의 차이로 인해 나타나는 임금차이를 나타낸다. 두 번째 항은 보상효과(remuneration effect)라고 불리기도 하는데 동일한 특성에 대하여 시장에서 받는 가격 혹은 보상의 성별 차이를 보여주는 것으로 우변 두 번째 항이 남녀의 임금차별의 크기와 관련된다고 하겠다. 이러한 분석은 우변의 첫째항의  $\hat{\beta}^m$ 과 둘째항의 첫 번째 요소  $\overline{X^f}$ 를 각각  $\hat{\beta}^f$ 과  $\overline{X^m}$ 으로 바꿔도 여전히 등식은 성립하지만 본 연구에서는 차별을 받지 않는 측을 남성으로 가정하여 남성의 보상계수를 중심으로 특성효과를 표현하였다. 이러한 O-B분석은 기준으로 두는 집단을 어디로 정할 것인지에 따라서

분석결과가 민감할 수 있고(index problem), 남녀의 임금의 분포를 동일하게 두는 가정이 있음에 유의해야 할 것이다. 만일 이러한 동일성의 가정이 충족되지 못한다면 차별적인 크기로 보는 항에서는 차별적 요소로 해석되는 부분뿐만 아니라 다른 오차들도 포함되므로 차별이 과대해석될 수 있다. 또한 다른 분석에서도 마찬가지로 설명변수로 설명되지 않는 부분들이 두 번째 항에 남으므로 설명변수의 설명력이 얼마나 큰지에 따라서 두 번째 항의 크기도 변화될 수 있음을 지적해 둔다.

Oaxaca-Blinder의 분해법을 사용하기 위해서는 임금방정식의 추정이 선행되어야 하는데 임금방정식의 추정에 있어서는 남성의 경우 최소자승법(OLS)을 사용하였고, 여성의 경우에는 노동공급의 선택성 문제를 고려해서 Heckman의 2단계 방법으로 여성의 임금방정식을 추정하였다. Heckman의 2단계법을 통한 추정방법을 살펴보면 첫 번째 단계에서 여성의 노동시장 참여방정식(participation equation)을 프로빗(probit) 모형을 이용하여 노동공급여부를 추정하고, 두 번째 단계에서는 프로빗 모형을 통해 도출된 역(逆)의 밀즈비(inverse Mill's ratio)를 포함하여 여성의 임금방정식을 추정한다. 따라서 남성의 노동공급에서의 선택성 문제가 심각하지 않다고 가정하였고 여성은 노동공급여부의 선택편의(selection bias)를 고려하여 Heckman의 방법을 사용해 임금방정식의 추정에서 고려하였다.

### 가. 임금방정식의 추정

임금방정식의 추정은 대부분의 다른 논문에서와 같이 Mincer류의 임금방정식을 이용하였다. 이 방정식에서는 로그임금을 피설명변수로 두고 임금에 영향을 미치는 요소들을 설명변수로 두고 있는데 본 연구에서는 기본적인 Mincer방정식에 포함된 설명변수인 교육수준, 경력변수 외에도 임금 결정에 영향을 미칠 수 있는 지역, 근속변수, 직종 변수, 고용형태, 나이 및 결혼 변수를 추가로 포함하였다<sup>14)</sup>. 여성의 경우는 첫 단계로 참여방정식을 먼저 추정하였다.

남성의 임금방정식:  $\ln Y_i^m = X_i^m \beta^m + \epsilon_i^m$

여성의 임금방정식: (1단계)  $z_i^* = \gamma w_i + u_i \quad z_i = 1 \text{ if } z_i^* > 0 \text{ 그리고 그 밖에는 } z_i = 0$

(2단계)  $\ln Y_i^f = X_i^f \beta^f + \theta \lambda_i + \epsilon_i^f$

1단계의 추정에서는  $u_i$ 를 정규분포로 가정하고 프로빗(probit)모형을 이용하였고 2단계에서 나오는 새로운 변수인 람다( $\lambda$ )는 Heckman의 2단계 방법에 나오는 통상적인 람다와 같다. 1단계의 참여방정식에 들어가는 독립변수에는 나이, 자녀, 가족의 소득, 교육수준 등이 포함된다. 자세한 것은 부록의 변수설명을 참조하기 바란다. 최소자승법(OLS)과 Heckman의 2단계 추정법을 이용해서 각 연도마다의 추정된 남자와 여자의 임금방정식의 결과는 부록에 제시되어 있다.

14) 자세한 내용은 <부록>의 “변수에 대한 설명”부분을 참조.

## 나. O-B분해법의 결과

임금방정식의 추정결과를 바탕으로 앞서 제시한 바와 같이 남성을 차별을 받지 않는 기준집단으로 가정하여 O-B분해법을 이용해서 임금격차를 분해하였는데 이를 통해서 O-B분해법에 따라 분해된 부분들이 시간에 따라서 어떻게 변하고 있는지를 보면 아래 표 및 그림과 같다.

<표 7> Oaxaca-Blinder 방법을 이용한 연도별 성별임금격차의 변화

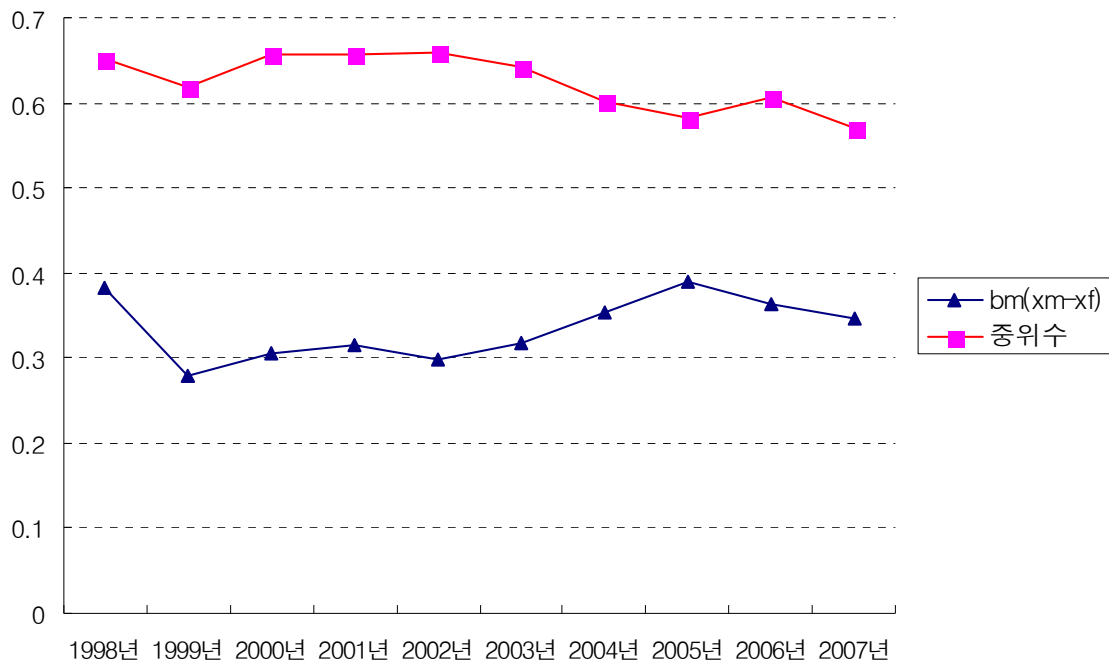
(단위: %)

	1998년	1999년	2000년	2001년	2002년	2003년	2004년	2005년	2006년	2007년
$b1 \equiv \widehat{b}^m(\overline{x^m} - \overline{x^f})$	(38.32)	(27.94)	(30.54)	(31.61)	(29.87)	(31.66)	(35.47)	(39.05)	(36.22)	(34.63)
$b2 \equiv \overline{x^f}(\widehat{b}^m - \widehat{b}^f)$	(61.68)	(72.06)	(69.46)	(68.39)	(70.13)	(68.34)	(64.53)	(60.95)	(63.78)	(65.37)

위 표는 자영업자를 제외한 상태에서의 남녀의 시간당 임금격차를 분석한 것으로 b1은 남녀의 임금격차 중에서 개인속성의 차이에 의해서 설명되는 비중이고 b2는 그렇지 않은 나머지 부분이다. 이 나머지 부분은 차별적 요소뿐만 아니라 기타 오차를 포함할 수 있으므로 b2에서 제시되는 비중은 차별의 가능한 최대치로 고려될 수 있다.

『임금구조기본통계조사』를 이용하여 분석한 유경준(2001)에서 보면 본 연구와 비슷한 시기인 1997년과 1999년에 인적속성의 차이로 인하여 설명되는 성별 임금격차가 각각 38.3%와 43.0%인 것으로 나타난다. 본 연구에서는 b1이 성별임금격차 가운데 인적자본의 차이에 의해 설명되는 부분이므로 비교해 보면 유경준의 연구에 비해 약간 낮기는 하지만 큰 차이는 보이지 않는다. 가능한 차이의 원인은 추정상의 독립변수의 차이 등과 더불어 데이터 상에서 『임금구조기본통계조사』에서 제외되어 있는 임시직이나 일용직 등의 비상용직 일자리와 또한 5인 미만 소규모 사업장에서의 종사자가 『한국노동패널』에는 포함되어 있기 때문에 이러한 부문에서의 성별 임금격차의 양상이 차이를 발생시켰을 수도 있을 것으로 추측된다.

[그림 5] 성별 시간당 임금격차 분석



위 그래프의 아래 선은 Oaxaca-Blinder 분해법을 이용하여 인적속성이 설명하는 비중을 표시하였고 위의 선은 중위수를 대푯값으로 하였을 때의 여성의 남성대비 임금수준을 나타낸다. Oaxaca-Blinder 분해법의 경우 속성으로 설명되고 남은 나머지 부분에 대한 해석은 특별히 조심할 필요가 있다. 왜냐하면 인적자본이나 혹은 다른 임금에 영향을 미치는 변수들을 모두 고려하고 남은 것이므로 차별에 의한 부분이라고 기계적으로 생각할 수 있지만 반드시 그렇지는 않다. 차별에 의한 요인들이 이 부분에 들어갈 수 있지만 차별의 크기가 반드시 회색부분 전체를 나타낸다고 하려면 모델의 적합성 여부에 대한 강한 가정이 필요하다. 여러 가지 관측되지 않은 임금에 영향을 주는 변화나 노동공급에 있어서의 정성적인 측면 혹은 모델상의 선형성의 제약 또는 다른 표본상의 여러 조건들도 또한 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 따라서 이런 부분에 대해서는 차별의 차이의 상대적인 크기의 변화나 패턴 등을 통해서 의미를 발견해 나가는 것이 더 좋을 것이다.

위 그래프에서 보면 인적자본의 차이로 설명되는 부분이 대략 30~40퍼센트 사이에서 움직이는데 2001년 이후를 보면 조금씩 이 부분의 설명력이 상승하다 후반기에 약간 감소하지만 그 변화는 크지 않다. 특히 대졸 여성들의 증가 등 여성들의 고학력화가 뚜렷한 최근의 경향을 감안할 때 설명되는 부분에 있어서도 큰 변동이 없음은 다소 의아한 결과가 아닐 수 없다. 이 문제에 대해서는 다음의 분석인 Juhn-Murphy-Pierce 분석에서 다시 언급하고자 한다.

## 2. 시간변화에 따른 격차의 분해: Juhn-Murphy-Pierce 분해법

Oaxaca(1973)와 Blinder(1973)의 임금격차의 분해법은 두 개의 상이한 특성으로 대변되는 집단의 평균임금의 격차를 어느 한 시점에서 분석한 것인데 반하여 Juhn, Murphy, Pierce (1991, 1993)의 분해방법(이하 JMP분해법)은 이러한 격차의 서로 다른 두 시점이나 국가 간의 비교 및 분석, 즉 격차의 변화를 분석하는데 유용하게 사용될 수 있다. JMP 분해법을 이용하여 두 시점을 비교한 논문으로는 대표적으로 Juhn et al. (1993), Blau and Kahn (1997) 등이 있으며 국가 간의 격차를 비교한 연구에는 Blau and Kahn (1996), Rice(1999) 등이 있다. 본 연구에서는 한국에서의 시간에 따른 성별 임금격차의 변화를 JMP분해법을 이용하여 분석해 보고자 한다.<sup>15)</sup> Juhn et al.(1991) 및 Blau and Kahn (1997)이 소개한 분해법을 따라 시간에 따른 변화를 분해한 방법을 도출하면 다음과 같다. Juhn, Murphy, and Pierce(1991)는 아래와 같은 O-B 분석법의 우측 두 번째 항을 설명되지 않은 부분으로 보고 이 설명되지 않은 부분의 분포에 관심을 맞추어 분석을 확장하고 있다. 먼저, 성별 임금격차 분석에서 널리 사용되고 있는 O-B 분해법은 아래와 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, and Pierce(1991)의 방법을 따르면 우선, 한 시점에서의 남녀의 평균임금을 기초로 분해하면 위 식은 아래와 같이 표현될 수 있다. O-B방법이 평균적인 속성과 보상계수의 남녀 차이로 두 번째 항이 표현되었다면 JMP분해법은 표준오차와 표준화된 잔차의 남녀 차이로 두 번째 항이 표현되고 있다.

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

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

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

$X$ 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  $\Delta$ 는 바로 다음에 나오는 변수의 남녀의 평균값의 차이를 나타낸다. 앞서

15) JMP 분해시 임금방정식의 추정에는 모두 최소자승법을 이용하였다.

제시된 O-B분석과의 가장 큰 차이는 우측 두 번째 항에 대한 접근일 것이다. 위 식을 보면 두 집단간의 로그평균임금의 격차는 집단의 특성에 기인한 부분과 표준화된 잔차들의 차이에서 나오는 부분으로 나누어진다고 해석될 수 있으며 혹은 관측된 부분에서의 효과와 관측되지 않은 효과로 해석하기도 한다.

본 연구에서는 우변에서 보는 것처럼 각 변수들은 차별을 받지 않는다고 가정하고 있는 남성의 임금방정식 기울기의 추정값( $\hat{\beta}^m$ ) 및 남성의 잔차항의 분포의 표준오차 ( $\hat{\sigma}^m$ )를 기준으로 측정하였다.

그러면, 시간에 따라서 이러한 격차의 변화는 어떻게 분해될 수 있는지 알아보면 다음과 같다. 서로 다른  $t$ 와  $s$ 기에서의 임금의 격차는 다음의 식과 같이 표현될 수 있다.

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

첫 번째 항은 다른 항목들이 일정할 때 시간의 변화에 따른 특성효과(endowment effect)를 나타낸다. 남녀의 특성의 시간에 따른 변화가 성별의 임금격차의 변화에 어느 정도 영향을 주는지를 드러낸다. 예를 들어 시간이 지남에 따라 남성에 비하여 상대적으로 여성의 평균 교육수준이 높아지고 있다면 이러한 교육자원의 상대적 변화가 특성효과에 반영됨으로써 교육에 대한 첫 번째 항의 영향은 음의 값의 값으로 나타날 것이다. 물론 특성에는 교육요소 뿐만 아니라 경험이나 경력 등 다양한 요소들이 있으므로 첫 번째 항의 부호는 이러한 개인속성들의 선형결합의 결과로 나타날 것이다. 만일 남녀간에 생산성에 기여하는 인적속성의 변화가 시간이 변하여도 불변이라면 이 항의 값은 0이 된다.

두 번째 항은 관측된 가격효과 (observed price effect)이다. 즉, 관측된 특성 혹은 인적 속성이 시장에서 받는 보상의 변화로 인한 효과를 측정한다.  $t$ 기에 관측된 특성 혹은 관측되는 남녀의 특성의 차( $\Delta X_t$ )가 시간이 있어도 고정되어 있을 때  $t$ 기에서  $t'$ 기로 시간이 변하면 베타값을 표시되는 시장에서의 보상이 어떻게 변화하는 지를 나타낸다. 시장의 보상이 변하지 않으면 베타값의 변화가 없어서 0이 되므로 두 번째 항은 0이 된다. 예를 들어 남성의 평균 교육 수준이 상대적으로 높는데 그 생산요소에 대한 보상이 증가한다면 평균교육수준에 대한 성별격차가 변함이 없더라도 시장에서의 교육에 대한 보상의 증가는 성별 임금격차를 증대시키는 방향으로 나타날 것이고 관측된 가격효과에는 양의 값을 나타낼 것이다. 만일 교육에 대한 보상이 시간이 지남에 따라 감소하였다면 우변 두 번째 항은 음의 값을 가지고 다른 것들이 일정할 때 성별임금격차는 감소하는 방향으로 움직일 것이다. 첫 항에 대한 설명에서와 마찬가지로 이 항 역시 다양한 생산요소들의 선형결합의 결과가 이 항 전체의 값과 방향이 결정된다.

세 번째 항은 관측된 속성들이 통제되고 남성임금잔차의 불평등도에 변화가 없을 때 남성임금잔차의 분포상에서 여성의 평균임금잔차의 위치가 상승하였는지 하락하였는지를 보여준다. Juhn, Murphy and Pierce(1996)의 해석에 따르면, 이 항은 측정되지 않은 속성들의 성별차이 혹은 노동시장에서의 여성에 대한 차별의 영향을 나타낼 수 있다고 한다. 그 이유는 관측되는 속성들의 양

과 가격의 변화를 고려한 뒤의 남녀의 평균임금의 격차변화를  $\hat{\sigma}_i$ 의 배수로 표현하였기 때문이다. 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 남녀의 차이가 동일하더라도 변수와 결합하는 가중치가 변할 때 임금격차의 크기가 달라지는 효과가 나타나므로 관측되지 않은 가격효과 (unobserved price effect)라고 불린다. 관측된 특성을 통제한 후 남성임금잔차의 분포상에서의 여성 평균임금의 위치가 일정하다고 할 때 임금잔차항의 분산의 변화가 성별임금격차에 미치는 영향을 나타낸다. 따라서 사회전반의 소득불평등도의 증가가 끼치는 남녀 임금격차에 대한 영향을 나타낼 수 있다. 만일  $\Delta\hat{\theta}_i > 0$  즉, 여성이 평균적으로 남성보다 임금(잔차)에서 차별이나 혹은 관측되지 않은 속성의 영향으로 작다고 가정할 때 임금(잔차)의 분산 혹은 불평등도의 증가( $\hat{\sigma}_f - \hat{\sigma}_m > 0$ )는 성별 임금격차를 증가시키게 될 것이다. 예를 들어 여성의 평균(잔차)소득이 남성의 하위 4분위에 해당한다고 가정할 때 분산 즉 불평등도가 증가하게 되면 여성이 남성의 4분위 소득수준에 그대로 유지하고 있더라도 남성의 평균과 남성 4분위 사이의 임금격차도 커지므로 여성의 평균소득과 남성의 평균소득간의 임금격차도 증가하게 되는 것이다.<sup>16)</sup>

첫 번째와 두 번째 항이 관측되어진 특징에 대한 효과라면 세 번째와 네 번째 항은 관측되지 않은 특징에 대한 효과라고 할 수 있다. 관측되지 않은 부분의 분포는 크게 평균과 분산으로 나누어 그 특징을 나타낼 수 있는데, 셋째 항은 평균의 차이를 넷째 항은 분산의 차이를 나타낸다.

본 연구에서는 패널의 시작시점인 1998년과 2006년을 선정하여<sup>17)</sup> 두 시점 사이의 변화에 대한 임금격차의 분석을 시도하였다. 그리고 관측된 효과의 크기에서 보다 큰 차이가 나는 2003년과 2006년 사이의 변화의 분석도 추가로 제시해 보았다.<sup>18)</sup>

<표 8> Juhn-Murphy-Pierce 방법: 1998년 - 2006년 (2007년은 괄호안의 수치)

	로그임금의 성별 격차 (A+B)	관측된 효과 (A)	관측되지 않은 나머지 (B)
2006년 (2007년)	0.4325 (0.4654)	0.1559 (0.1628)	0.2766 (0.3027)
1998년	0.3978	0.1521	0.2457
차이	0.0347 (0.0676)	0.0038 (0.0107)	0.0309 (0.0570)

<표 9> 시간에 따른 변화 분석(1998년 - 2006년) (2007년을 이용한 결과는 괄호안의 수치)

관측된 효과의 변화	관측된 생산요소효과	관측된 가격효과
0.0038 (0.0107)	-0.0728 (-0.0473)	0.0766 (0.058)

16) 네 번째 항은 관측되지 않은 속성에 대한 시장의 가격변화로도 해석될 수도 있다.

17) 2007년도도 경우 <표 6>에서 보면 갑작스런 격차의 변화가 있는데다 아직은 베타변전이라서 2006년을 마지막 해로 선택하였고 2007년은 참고용으로 괄호안에 기입하였다.

18) 본 연구는 남녀의 평균임금에서 분석하였으나 JMP 분석은 다양한 분위에서 분석할 수 있다.

관측되지 않은 나머지의 변화	격차 효과	관측되지 않은 가격효과
0.0309 (0.0570)	0.0259 (0.0534)	0.0050 (0.0036)

먼저, 1998년에서 2006년을 사용한 결과는 전반적인 추세로서는 1998년과 2007년을 사용한 결과와 크게 다르지 않은 패턴을 보여주고 있다. 하지만 1998년이 외환위기 상황이라는 특별한 경제충격이 있던 시기라는 점에서 시기상의 특수성 또한 고려되어야 하므로 해석에 신중할 필요가 있다. 그래서 격차가 상대적으로 큰 2003년에서 2006년도 사이의 변화를 아래에 추가로 분석하여 시기선택에 따른 결과가 얼마나 민감해 지는지도 보았다.

위 표에서 보듯이 관측된 효과의 변화와 관측되지 않은 나머지의 변화 모두 시간이 변함에 따라 성별 격차를 확대 시키는 방향으로 움직였는데 앞서 언급했듯이 두 시점사이의 전체 남녀 임금격차의 크기가 작다는 것을 염두에 뒀다. 언급할 만한 흥미로운 결과는 관측된 효과의 분해에서 나타난다.

2006년을 분석한 경우 관측된 효과의 변화는 이 두 시점 사이에서는 0.0038로 0에 매우 가까운 거의 변화가 없다는 결과를 보였다. 2007년의 경우에도 조금은 더 크지만 여전히 작다. 그런데 그 내용을 분석해 보면, 관측된 생산요소의 방향은 (-)로서 성별임금격차를 감소시키는 방향으로 움직인 반면에 관측된 가격효과는 거의 비슷한 크기 혹은 2007년 분석의 경우 조금 더 큰 크기로 (+)의 방향, 즉 성별임금격차를 증가시키는 방향으로 이동함으로써 두 효과가 서로 상쇄되고 있다. 즉 지금까지 성별임금격차분석에서 상대적으로 소홀히 다뤄지던 임금구조의 변화가 성별임금격차에 중요한 영향을 주고 있음을 보여주고 있다. 특히 여성의 꾸준한 교육수준의 향상에도 불구하고 2000년 이후 성별 임금격차에서 인적속성으로 설명되는 부분의 비중이 큰 증가가 없었던 것에 대한 의문과 전반적인 성별임금격차가 큰 변화가 없었던 것에 대한 의문에 대하여 이러한 임금구조의 변화로 인한 상쇄효과가 어느 정도의 설명이 될 수 있을 것이다.

관측되지 않은 나머지 변화에서도 격차를 크게 하는 방향으로 효과가 나타났는데 좀 더 자세히 분석해 보면 차별 혹은 관측되지 않은 요소들로 인한 격차가 드러나는 격차효과에서의 크기가 전체 관측되지 않은 나머지 효과의 크기를 거의 대부분 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 민감한 지를 알아보기 위하여 아래에 다시 두 시점간 격차의 크기가 큰 2003년-2006년의 결과를 제시하여 결과의 민감성을 보았다.

<표 10> Juhn-Murphy-Pierce 방법: 2003년 - 2006년

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



<표 11> 시간에 따른 변화 분석

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

2003년과 2006년 사이의 성별 로그임금격차의 변화를 분석<sup>19)</sup>해 보면 성별임금은 절대적 수준의 격차는 증가하였지만 관측되는 인적속성으로 설명되는 비중 또한 31퍼센트(0.1100)에서 36퍼센트(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 성별격차의 변화분(0.0724)의 63퍼센트를 설명하고 있다. 그 내용을 좀 더 자세히 살펴보면 관측된 생산요소의 효과는 음의 값이 나왔다(-0.0187). 즉 시간에 따른 전반적인 관측된 개인속성의 변화는 성별임금격차를 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 생산요소의 효과를 좀 더 세분화하여 분석해 보면 아래의 표와 같다. 아래 표에서는 주요 임금관련 변수들의 영향을 퍼센트로 나타내 보였다. 관측된 생산요소의 효과는 각 생산요소의 성별격차와 추정계수의 선형결합으로 이루어져 있으므로 해당 변수의 성별 격차와 그 관련 추정계수가 전체변화에서 차지하는 비중을 그 변수의 영향으로 보았다. 관측된 가격효과에 대해서도 유사한 방법으로 영향을 계산하였다. 아래 표에서 (-)의 표시는 남녀의 격차를 줄이는 방향을 나타내며 (+)는 성별임금격차를 증가시키는 방향을 나타낸다.

<표 12> 임금관련 주요 인적자본 변수들의 영향<sup>20)</sup>

변 수	관측된 생산요소 효과		관측된 가격효과	
	부호	영향	부호	영향
고졸 학력	+	0.2%	-	1.1%
대졸 학력	-	7.3%	+	3.2%
경력	-	0.2%	+	3.8%
근속기간	+	6.0%	+	9.8%

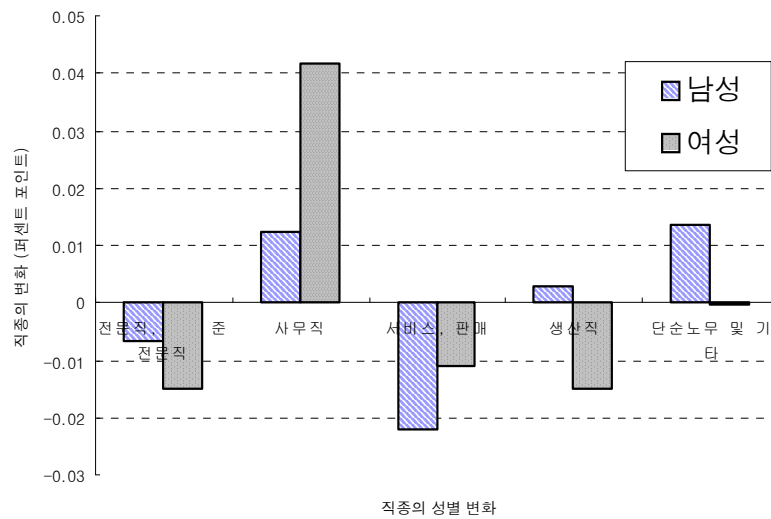
위의 표는 그 결과 중에서 주요 인적자본 변수들만을 선별하여 결과를 보여주고 있다. 관련 변

19) 2002년과 2006년 사이의 JMP분석도 해 보았는데 크게 결과가 다르지 않았다.

20) 영향에 나타나는 퍼센티지는 기간 동안의 변수들의 전체 변동폭 중에서 각 변수들이 차지하는 변동폭의 비중이다.

수 중에서 음의 값, 즉 성별임금격차를 감소시키는 데 영향을 크게 준 것에는 나이와 사무직 여성의 증가, 그리고 대졸여성비중의 증가 등인데 나이는 매년 1씩 증가하는 이유로 인하여 경기변화 등 해당기간의 선형으로 변화하는 다른 트렌드 등도 잡아내는 대리변수의 역할도 하므로 여기서는 특별한 해석을 하지 않는다. 관측된 생산요소의 효과 중에서 그 외에 성별임금격차를 줄이는 역할을 하고 있는 다른 것으로는 사무직 여성의 증가가 두 번째로 높은 13 퍼센트의 설명력을 가지며 여성의 대졸비중의 증대는 세 번째로 7퍼센트가 나와서 값을 음으로 만드는데 비중있는 역할을 하고 있다. 두 시점 사이의 성별 직종의 변화를 그래프로 나타내면 아래와 같다.

[그림 6] 성별 직종 구성의 변화: 2003년-2006년



사실, 사무직 여성의 증가는 직종을 외생변수로 다루는 여러 논문들을 참고로 해서 임금방정식에 변수로 선택해서 넣었지만 엄밀하게 말하면 외생적이라기보다는 다른 요소들의 결과 특히 대학 교육에 많은 영향을 받는다고 볼 수 있다. 따라서 대학교육이 보여주는 임금격차의 감소에 대한 영향력은 제시된 수치보다 훨씬 크다고 할 수 있다.

물론 이러한 직종비중의 변화에서는 경기변동적인 영향도 없지 않겠지만 그래프를 보면 남성의 직종비중의 변경과 뚜렷한 차이가 나므로 경기변동의 영향이 성별로 차별적으로 작용하지 않고 가정한다면 더욱 교육에 따른 효과일 가능성이 높아진다. 이러한 결과는 여성의 평균적인 교육 수준이 남성의 교육수준에 접근해 가는 추세 및 이로 인해서 여성의 임금상승 효과에 대한 상식적인 판단과 일치한다고 할 수 있다. 경력에 있어서는 음의 부호를 보였지만 그 크기는 그다지 크지 않다. 그러나 근속기간변수와 같은 요소들은 양의 영향을 주어서 성별임금격차를 증대시키는 데 영향을 주고 있다.

지금까지는 관측된 생산요소의 효과에 대하여 언급하였는데 위의 표를 보면 반면에 이러한 성별 격차를 감소시키는 변화에 반대방향으로 작용하는 효과를 관측된 가격효과에서 보여주고 있다. 즉 시장에서의 생산요소에 대한 보상의 변화(0.0645)는 간격을 확대하는 방향으로 가고 있다.

가격 혹은 요소에 대한 보상과 관련된 이 부분은 여성이 남성의 평균보다 낮고 그 변수에 대한 시장의 보상이 상승하게 되면 성별임금 격차가 확대되는 원리이다. 고졸변수에 대한 가격의 경우의 경우 두 시점사이에 고졸자의 임금에 대한 보상이 약간 증가 하였는데 고졸자의 비중은 남성에게 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.

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 있다<sup>21)</sup>.

요소별로 본다면 대학교육과 경력은 요소의 양적인 면에서는 그 격차가 감소하고 있지만 아직도 남성에게 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 상당함을 알 수 있다.

정책적 측면에서 보면 경력과 근속기간이 성별 임금격차를 증가시키는 주요한 두 개의 관측될 수 있는 요소임을 위의 표는 나타내므로 남녀의 성별 임금격차를 감소시키기 위해서 여성의 경력 개발에 대한 지속적인 지원과 근속기간의 단절이 없이 계속해서 직장을 다닐 수 있도록 제도적으로 뒷받침 해주는 조치가 필요하다고 하겠다.

지금까지 국내의 성별임금분석에서는 요소의 양적인 부분에 많은 관심을 둔 반면에 가격 혹은 보상의 변화로 인한 격차의 변화에는 상대적으로 소홀한 측면이 있었는데 이러한 임금구조의 변화가 성별임금격차에 미치는 영향에 대한 분석과 관련된 연구가 앞으로 더 많이 있어야 할 것으로 본다.

관측되지 않은 나머지의 변화에서도 성별 격차를 다소 증가시키는 변화가 있었다. 이 부분은 전체 임금의 성별격차 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 비록 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 (추가적으로 2007년) 그리고 2003년과 2006년의 시점을 달리한 두 분석을 비교

21) 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.

해 보면 비록 절대적 크기에서는 차이가 있지만 변화의 방향 등에서는 거의 비슷하게 나타나고 있어서 이러한 분석이 시점의 선택에 대해서 안정적임을 알 수 있다<sup>22)</sup>.

### 3. 직종 분리와 임금격차

남녀의 임금격차는 자세히 들여다 보면 고용에서의 격차, 동일 직종과 직급에서의 임금의 격차, 승진이나 진급 혹은 퇴직에서의 격차가 주요한 원인이 될 수 있다. 본 연구에서는 승진이나 진급 혹은 퇴직에서의 격차를 제외하고 고용에서의 격차와 동일 직종내 임금에서의 격차를 연결하여 살펴보고자 한다. 임금의 격차는 동일 직종내 격차도 중요하지만 저임금직종과 고임금직종에의 고용의 격차도 결과적으로 성별 임금격차의 주요한 원인인데 앞선 두 분석에서는 단순화 시켜서 이러한 고려없이 분석을 하였다. 물론 승진, 진급 혹은 퇴직과 같은 부분에서의 격차도 성별 격차에서의 중요한 문제이지만 샘플의 크기를 고려할 때 모두 동시에 다루기에는 충분히 크지 않기 때문에 이에 관해서는 추후의 연구과제로 미루고 본 연구에서는 고용과 직종내 임금을 연결하여 분석하고자 한다.

남녀의 평균임금의 차이를 직종에 비율에 따른 직종분리의 문제와 직종내의 임금격차의 문제로 분리하여 나타내기 위하여 아래와 같은 분해를 하였다. k개의 직종이 있다고 하였을 때 직종을 고려한 임금격차의 분해는 아래와 같이 나타낼 수 있다<sup>23)</sup>.

$$\begin{aligned} \bar{w}^m - \bar{w}^f &= \sum_{j=1}^k (p_j^m \bar{w}_j^m - p_j^f \bar{w}_j^f) \\ &= \sum_{j=1}^k (p_j^m \bar{x}_j^m b_j^m - p_j^f \bar{x}_j^f b_j^f) \\ &= \sum_{j=1}^k p_j^m (\bar{x}_j^m b_j^m - \bar{x}_j^f b_j^f) + \sum_{j=1}^k \bar{w}_j^f (p_j^m - p_j^f) \end{aligned}$$

위 식에서  $\bar{w}$ 는 평균임금을, 위첨자 m과 f는 각각 남성과 여성을 나타내며 j는 j번째 직종을 나타낸다.  $p_j^m$ 는 남성전체집단에서 j번째 직종에 종사하는 남성의 비율을 나타낸다. 그리고  $\bar{x}$ 는 평균적인 인적속성을 b는 최소자승법으로 추정된 회귀계수를 나타낸다. 세 번째 줄의 첫 번째 항은 성별임금격차를 남성의 직종비율을 가중치로 하여 나타낸 것이고 두 번째 항은 성별직종의 차이에 따른 임금의 격차를 여성의 평균임금을 가중치로 하여 나타낸 것이다. 물론 가중치를 각각 여성의 직종비율과 남성의 평균임금으로 바꾸어 나타내도 여전히 등식은 성립하므로 이에 따라서 결과가 민감하게 변할 수 있는 지표문제(index problem)가 발생할 수 있음을 밝혀둔다.

22) 그밖에도 결과가 제시되지는 않았지만 시점을 달리하여 JMP 분석을 추가로 하였으나 방향성에 있어서 큰 차이가 없었다.

23) Brown et al.(1980)과 서병선·임찬영(2002)을 참조하였다.

세 번째 줄의 두 개의 항은 다시 아래와 같이 분해될 수 있다. 첫 번째 항의 분해는 아래와 같다.

$$\sum_{j=1}^k p_j^m (\overline{x_j^m b_j^m} - \overline{x_j^f b_j^f}) = \sum_{j=1}^k p_j^m (\overline{x_j^m} - \overline{x_j^f}) b_j^m + \sum_{j=1}^k p_j^m \overline{x_j^f} (b_j^m - b_j^f)$$

위 식은 O-B분석에서와 마찬가지로 임금의 격차가 성별 인적속성의 차이에 의한 부분과 동일한 인적속성에 대한 임금계수 즉 보상의 차이로 분해될 수 있음을 보인다. 차이점은 각 직종별로 그 직종비중에 따라서 가중치를 주었다는 것이다. O-B분석에서와 마찬가지로 마지막 항이 각 직종 내에서의 성별임금차별이며 여기에 직종확률의 가중치가 주어진 것이다. 두 번째 항은 아래와 같이 분해 될 수 있다.

$$\sum_{j=1}^k \overline{w_j^f} (p_j^m - p_j^f) = \sum_{j=1}^k \overline{w_j^f} [(p_j^m - \hat{p}_j(\overline{x_j^m})) - (p_j^f - \hat{p}_j(\overline{x_j^f}))] + \sum_{j=1}^k \overline{w_j^f} (\hat{p}_j(\overline{x_j^m}) - \hat{p}_j(\overline{x_j^f}))$$

위 식은 우측 첫 번째 항이 실제 직종 선택값과 모델을 통한 직종 예측값과의 차이의 남녀간 격차에 가중치를 곱한 합이므로 이 부분은 사회적 제약이나 채용에서의 차별 등으로 인한 직종의 성별분리로 인해 발생하는 임금격차와 관련이 있다. 두 번째 항은 남녀의 인적속성의 차이로 인하여 모델에서 예측되는 남녀의 직종분포의 격차에 가중치가 주어진 것으로 남녀의 인적속성이 설명하는 직종 분포의 차이로 인한 임금의 격차를 나타내는 것과 관련이 있다.

따라서 위의 추정모형 전체를 볼 때 차별이 나올 수 있는 원인은 각 직종내에서의 성별 임금차별이라는 부분과 직종별 선택에 있어서의 사회적 제약 등의 요소로 인한 직종선택에 있어서의 차별적 부분이라는 두 부분이 된다.

본 연구는 1999년 『한국노동패널』 자료를 이용한 서병선·임찬영(2002)의 연구에서 제시된 방법을 이용하여 2006년 『한국노동패널』 자료에 적용한 것이다. 직업분류는 2000년 개정된 직업분류 코드의 대분류를 기본으로 하였고 해당 직종내의 샘플의 수가 너무 작은 경우에는 비슷한 분류와 통합하여 표시하였다. 앞으로 사용될 직종에 대해서는 아래의 표를 참조하면 된다.

#### 1) 분석자료

직종분리와 임금격차의 분해를 위한 연구를 위해서 2006년 『한국노동패널』 자료를 이용하였고 임금근로자를 대상으로 하며 임금의 경우에는 시간당 임금을 사용하였으며 구체적인 변수의 설명은 부록에서 제시된 변수들의 설명을 참조하면 된다. 24) 직종의 경우는 7개로 크게 분류하였으며 직종구분에 대한 자세한 내용은 아래의 표를 참조하기를 바란다.

24) 2007년의 경우 몇 개의 직종에서 여성의 근속기간이 전년도에 비해 변화가 심해서 분석한 자료를 재검토중임.

<표 13> 직종 구분

직 종	범 위
전문직1	의회의원 및 고위임원(01), 행정 및 경영관리자(02), 일반관리자(03), 과학전문가(11), 컴퓨터 관련 전문가(12), 공학 전문가(13), 보건의료 전문가(14), 행정, 경영 및 재정 전문가(16), 법률, 사회서비스 및 종료 전문가(17), 문화, 예술 및 방송관련 전문가(18)
전문직2	교육전문가(15)
기술직	과학관련 기술종사자(21), 컴퓨터관련 준전문가(22), 공학관련 기술 종사자(23), 보건 의료 준전문가(24), 교육 준전문가(25), 경영 및 재정 준전문가(26), 사회 서비스 및 준전문가(27), 예술, 연예 및 경기 준전문가(28), 기타 준전문가(29)
사무직	일반사무 관련 종사자(31), 고객서비스 사무종사자(32)
서비스 및 판매직	대인서비스관련 종사자(41), 조리 및 음식서비스 종사자(42), 여행 및 운송관련 종사자(43), 보안 서비스 종사자(44), 도소매 판매 종사자(51), 통신 판매 종사자(52), 모텔 및 홍보 종사자(53)
생산직	추출 및 건설 기능 종사자(71), 금속, 기계 및 관련 기능 종사자(72), 기계 설치 및 정비 기능 종사자(73), 정밀 기구, 세공 및 수공예 기능 종사자(74), 기타 기능원 및 관련 기능 종사자(75), 고정기계장치 및 시스템 조작 종사자(81), 기계 조작용 및 관련종사자(82), 조립 종사자(83), 운전원 및 관련 종사자(84)
노무직 및 기타	농업 숙련 종사자(61), 임업 숙련 종사자(62), 어업 숙련 종사자(63), 서비스 관련 단순노무 종사자(91), 농림어업 관련 단순 노무 종사자(92), 제조 관련 단순노무 종사자(93), 광업, 건설 및 운송관련 단순노무 종사자(94)

주: 괄호안의 숫자는 통계청 직업오픈 코드의 직업중분류 번호임.

위의 직종구분에 따라서 남녀의 직종별 비중을 살펴본 결과는 아래와 같다. 남성의 경우 생산직이 34.9퍼센트로 가장 높은 비중을 차지하였고 기술직, 노무직 및 기타, 그리고 사무직이 각각 17.0퍼센트, 14.3퍼센트, 13.3퍼센트로 뒤를 잇고 있다. 여성의 경우는 서비스 및 판매직이 23.9퍼센트로 가장 높은 비중을 차지하고 있으며 그 다음으로 사무직, 생산직, 기술직 순으로 나타났다. 여성의 기술직에는 간호 및 조산 관련 보건의료 준전문가와 조교 및 보조교사를 포함하는 교육준전문가의 비중이 큰 것으로 보인다. 전체적으로는 생산직의 비중이 26.8퍼센트로 가장 높으며 다음으로는 사무직(16.5퍼센트), 서비스 및 판매직(15.6퍼센트), 기술직 (15.2퍼센트)의 순으로 높다.

<표 14> 남녀의 직종 구성

직 종	남성비중(%)	여성비중(%)	전체비중(%)
전문직1	7.2	5.8	6.6
전문직2	3.4	8.0	5.2
기술직	16.2	12.1	14.6
사무직	14.1	21.9	17.2
서비스 및 판매직	8.6	23.5	14.5
생산직	36.9	15.1	28.3
노무직 및 기타	13.6	13.6	13.6
전 체	100.0	100.0	100.0

각 직종별로 임금함수의 주요 변수인 임금 및 교육, 경력, 근속기간에 대한 성별 비율을 살펴보면 아래 표와 같다.

<표 15> 직종별 주요 임금함수 변수의 남녀 비교

직 종	여성임금 (%) 남성임금 (시간당임금:만원)		여성교육 (%) 남성교육 (단위: 년)		여성경력 (%) 남성경력 (단위: 개월)		여성근속 (%) 남성근속 (단위: 년)	
	여성/남성	(%)	여성/남성	(%)	여성/남성	(%)	여성/남성	(%)
전문직1	$\frac{0.85}{1.42}$	(59.95)	$\frac{14.86}{15.39}$	(96.59)	$\frac{7.68}{13.18}$	(58.32)	$\frac{3.44}{6.11}$	(56.25)
전문직2	$\frac{1.02}{1.83}$	(55.41)	$\frac{15.61}{16.99}$	(91.85)	$\frac{5.29}{5.35}$	(98.89)	$\frac{7.05}{14.15}$	(49.80)
기술직	$\frac{0.89}{1.22}$	(72.49)	$\frac{13.84}{14.83}$	(93.36)	$\frac{7.03}{10.39}$	(67.69)	$\frac{3.49}{6.58}$	(53.04)
사무직	$\frac{0.70}{1.07}$	(64.93)	$\frac{13.60}{14.11}$	(96.36)	$\frac{5.62}{10.40}$	(57.26)	$\frac{4.28}{7.54}$	(56.71)
서비스 및 판매직	$\frac{0.45}{0.77}$	(58.56)	$\frac{10.99}{13.10}$	(83.87)	$\frac{10.50}{10.40}$	(100.96)	$\frac{2.18}{4.82}$	(45.12)
생산직	$\frac{0.42}{0.79}$	(52.97)	$\frac{9.67}{11.46}$	(84.47)	$\frac{15.14}{23.67}$	(63.95)	$\frac{3.67}{6.16}$	(59.55)
노무직 및 기타	$\frac{0.38}{0.55}$	(69.48)	$\frac{7.25}{10.07}$	(71.97)	$\frac{15.61}{33.55}$	(46.54)	$\frac{3.22}{4.39}$	(75.14)
전 체	$\frac{0.61}{0.95}$	(64.57)	$\frac{11.79}{12.80}$	(92.09)	$\frac{9.83}{18.38}$	(53.47)	$\frac{3.63}{6.32}$	(57.38)

남성대비 여성의 임금이 가장 높은 직종은 기술직으로 남성평균의 76.43퍼센트이며 가장 낮은 직종은 전문직2인 직종, 즉 교육전문가인 것으로 나타났다. 교육직에서의 이렇게 큰 격차는 상식적

판단과 차이가 있는데 원자료를 검토한 결과 세부직종에 있어서 남성은 대학교수와 중등교사의 비중이, 여성은 초등학교 교사 및 유치원교사의 비중이 상대적으로 높기 때문인 것으로 드러났다. 이러한 문제는 직종의 분류를 세분화함으로써 해결될 것으로 보이지만 『한국노동패널』의 경우 전체 표본이 충분히 크지 않기 때문에 직종을 세분화하여 추정을 하는 데 어려움이 있음을 밝혀둔다. 전체적으로 임금비중에 있어서는 남성 대비 여성의 임금비중이 65퍼센트 정도인 것으로 나타났다.

정규교육 기관에서의 교육년수로 본 교육의 비중을 보면 교육전문가를 제외한 전문직종인 전문직1에서 남성대비 여성의 비율이 가장 높은 98.3퍼센트를 보여서 교육수준에서의 남녀의 차이가 거의 없는 것으로 나왔다. 가장 낮은 비중의 집단은 노무직 및 기타로 남성 평균대비 여성의 교육년수는 73.9퍼센트를 나타내었다. 전체적으로는 남성 대비 여성의 교육년수가 92.3퍼센트로 남성에 매우 가깝게 접근한 것을 알 수 있다.

남성대비 여성의 경력기간을 보면 교육직을 나타내는 전문직2에서는 여성의 경력이 남성보다 25.9퍼센트 더 많은 것으로 나타났으며 남성대비 여성의 경력이 가장 짧은 직종으로는 전문직1로서 남성의 41.7퍼센트로 나타났으며 전체적으로 여성의 경력기간은 남성의 약 50퍼센트로 나타났다. 그런데 이러한 수치는 1999년 『한국노동패널』 자료를 이용한 서병선·임찬영(2002)의 자료와는 매우 차이가 난다. 서병선·임찬영(2002)에서는 전체적인 여성의 경력기간이 남성의 87.6퍼센트이고 교육전문직인 전문직2의 직종에서는 남성의 50.3퍼센트를 보이고 있다. 이러한 차이는 경력을 계산하는 방식에서의 차이에서 비롯되는 것으로 보인다. 서병선·임찬영의 경우에는 경력을 잠재적 경력, 즉 현재 나이에서 교육기간과 취학전 나이(6)를 뺀 계산값이므로 경력변수의 값이 나이와의 상관관계가 매우 높게 나타난다. 이러한 잠재경력의 사용으로 인한 문제에 대해서는 그들의 논문의 주에서도 지적되어 있다. 반면에 본 연구에서는 실제 조사 자료에 나와 있는 개인의 경력기간에 대한 함이므로 더 정확한 값일 것으로 보인다.

근속기간의 경우 전체평균에서 여성은 남성의 근속기간의 55.6퍼센트 정도의 값을 보인다. 노무직과 전문직1이 가장 높은 78.7퍼센트와 76.5퍼센트를 각각 보여주고 있으며 가장 낮은 직종은 서비스 및 판매직으로 남성의 45퍼센트 정도인 것으로 나타났다.

위의 표는 전반적으로 교육기간으로 본 여성의 교육수준이 남성의 90퍼센트를 넘는데 비하여 경력 및 근속기간은 60퍼센트에 미치지 못하는 대조적인 모습을 보여준다.

## 2) 직종선택모델: 다항로짓모델 (Multinomial Logit Model)<sup>25)</sup>

본 연구에서 이용되는 직종선택 모형은 Schmidt and Strauss (1975)가 사용했던 다항로짓모델 및 서병선·임찬영 (2002)을 사용하고 있다. 다항로짓모델에서는 직종을  $j = 1, 2, \dots, m$  이라 하고, 개인  $i$ 의 직종선택에 따라 나타나는 효용의 수준을  $U_{ij}$  라고 하면, 여러 직종 중에서  $U_{ij}$ 가 가장 높은 효용을 줄 때 개인  $i$ 는 직종  $j$ 를 선택한다. 즉  $U_{ij} = \text{Max}(U_{i1}, U_{i2}, \dots, U_{im})$  이다. 이때 효용함

25) 다항로짓모델의 적용에서는 우선 '관련 없는 대안으로부터의 독립성'(Independence of Irrelevant Alternative)에 대한 가정이 충족되어야 한다.



수  $U_{ij}$  는  $\mu_{ij}$  즉 관측치의 함수와  $\epsilon_{ij}$  관측되지 않는 오차항의 선형결합으로 가정한다. 다시 표현하면  $U_{ij} = \mu_{ij} + \epsilon_{ij}$  이다. 계산상의 편의를 염두에 두고 로짓(logit)함수의 확률분포인  $F(z) = (\exp(-e^{-z}))$ 를 적용하면 아래와 같이 직종  $j$ 를 선택할 확률함수가 도출될 수 있다.

$$\Pr(y_i = j) = \frac{\exp(\mu_{ij})}{\exp(\mu_{i1}) + \exp(\mu_{i2}) + \dots + \exp(\mu_{im})}$$

여기서 각 직종선택확률 즉  $\Pr(y_i = j)$ 는 0과 1사이의 값을 가지며 모든  $j$ 에 대한 확률의 합은 1이 된다. 기준이 되는 범주(편의상 직종 1로 가정)에서 효용의 비확률부분을 0으로 정규화하고, 다른 범주의 비확률부분을 선형함수로 가정하면, 즉  $\mu_{ij} = x'_{ij}\beta$ 라고 하면 다음과 같은 다항로짓모델이 도출된다.

$$\Pr(y_i = j) = \frac{\exp(x'_{ij}\beta)}{1 + \exp(x'_{i2}\beta) + \dots + \exp(x'_{im}\beta)} \text{ for } j = 2, 3, \dots, m$$

$$\Pr(y_i = j) = \frac{1}{1 + \exp(x'_{i2}\beta) + \dots + \exp(x'_{im}\beta)} \text{ for } j = 1$$

실제 직종별 비율과 다항로짓모델을 이용하여 나온 예측치 및 오차를 표로 나타내면 아래와 같다. 독립변수로는 결혼여부, 경력, 교육기간, 지역더미, 성별 더미를 이용하여 추정치를 구한 다음 주어진 독립변수들의 평균값을 남성 및 여성의 대표적인 개인으로 생각하고 각 독립변수의 성별 표본평균값들을 대입하여 예측치를 구하였다.

<표 16> 성별 직종선택 확률의 실제와 모델을 통한 예측

직종	남성 (%)			여성 (%)		
	실제	예측	차이 <sup>26)</sup>	실제	예측	차이
전문직 1	9.6	6.8	2.7	7.3	5.3	2.0
전문직2	2.9	1.5	1.4	6.8	3.9	2.9
기술직	15.3	14.0	1.3	11.8	11.1	0.7
사무직	14.2	15.5	-1.2	24.0	27.0	-2.9
서비스 및 판매직	8.1	10.3	-2.2	23.0	30.3	-7.3
생산직	35.1	39.2	-4.1	13.3	13.0	0.3
노무직 및 기타	14.8	12.7	2.1	13.9	9.4	4.4
전체	100	100		100	100	

26) 차이로 퍼센트 포인트를 나타냄

직종확률에 있어서 실제의 직종분포와 모델을 통한 예측과의 오차가 남성의 경우에는 최대 4.1 퍼센트 포인트였고 여성의 경우에도 최고 오차 7.3퍼센트 포인트로 실제의 직종분포에 가깝게 예측하고 있는 것으로 보인다.

남녀의 직종 선택에 있어서의 총차이에서 인적속성으로 설명되는 직종별 확률의 차이와 그로 설명이 되지 않는 부분을 아래의 표와 같이 나타내었다. 인적속성으로 인한 차이는 남녀의 인적속성의 평균치를 다항로짓모델에 대입하여 예측한 확률의 차이를 나타내는 것으로 남녀의 인적속성의 차이에서 나타나는 직종별 선택의 차이를 나타낸다.

<표 17> 직종선택확률의 분해

직 종	직종 선택 확률		
	인적속성 차이	차별 및 오차	총 차이
전문직1	-0.0479	0.0707	0.0227
전문직2	0.1436	-0.1820	-0.0384
기술직	0.0087	0.0266	0.0353
사무직	-0.1354	0.0374	-0.0980
서비스 및 판매직	-0.0475	-0.1020	-0.1495
생산직	0.0712	0.1469	0.2181
노무직 및 기타	0.0073	0.0024	0.0097

총차이는 앞서 제시된 <표 16>에서 직종별로 남녀의 실제 직종분포의 비율 차이를 보여준다. 따라서 <표 16>에서 제시된 직종별 남녀의 실제값의 차이가 위 표에서 제시된 총차이로 표현되고 있다. 인적속성 차이는 직종선택모델에 남녀의 직종별 인적 속성의 평균값을 대입하였을 때 예측되는 성별 직종의 확률격차이다. 따라서 둘째 열의 인적속성의 차이로 인한 확률차이는 앞선 식에서의  $(\hat{p}_j(\bar{x}_j^m) - \hat{p}_j(\bar{x}_j^f))$  부분에 해당된다. 차별 및 오차는 총차이에서 인적속성의 차이로 설명되지 않는 나머지 부분이다.

<표 17>에 나타난 총차이는 성별 직종분포의 차이를 나타내는데, 전문직1, 기술직, 생산직에서는 남성에서 차지하는 취업직종의 비중이 여성보다 높은 직종들이고 전문직2, 사무직, 서비스 및 판매직에서 여성의 비중이 남성보다 높은 직종들이다.

인적속성의 차이를 보면 예를 들어 사무직에 종사하는 남녀의 인적속성으로 본다면 남녀의 성별 직종이 여성에게 13.5퍼센트 포인트 더 높게 나와야 한다고 직종선택모형은 예측한다. 따라서 실제로는 사무직에서 9.8퍼센트 포인트 정도 직종확률이 여성쪽으로 높은 것은 나머지 3.7퍼센트 포인트에서 남성에 유리한 사회적 제약 혹은 차별 혹은 오차적 요소가 있다는 설명이 된다.

차별 및 오차의 측면을 떼어내서 보면 남성의 경우 전문직1, 기술직, 사무직 및 생산직에서 일하는 것을 유리하게 하고 여성을 전문직2, 서비스 및 판매직에 유리하도록 사회 제약적, 차별적 혹은

은 오차적 요소가 작용하고 있다.

### 3) 직종별 임금함수의 추정

아래첨자  $j$ 로 표현되는 직종이  $m$ 개 있다고 가정할 때, 개인  $i$ 의 직종별 임금함수는 아래와 같이 표현될 수 있다.

$$w_{ji} = \alpha_j + x_{ji}'\beta_j + u_{ji} \quad \text{for } j = 1, \dots, m, \quad i = 1, \dots, n$$

직종별 임금함수를 각각 따로 추정했을 때 나타날 수 있는 직종선택의 내생성 문제의 검정을 위해서 먼저 위의 직종별 임금함수를 하나의 식으로 표현해 보면 아래와 같다.

$$w_{ki} = c + \sum_{k=1}^{m-1} \delta_k \alpha_k + \sum_{k=1}^m x'_{ki} \beta_k + \sum_{k=1}^{m-1} \gamma_k d'_{k} x_{ki} + \epsilon_{ki}$$

오른쪽 첫째항에서의  $\alpha$ 와  $d$ 는 직종 indicator이다. 세 번째 항은 기본이 되는 직종을 제외한 나머지 직종의 기울기를  $\beta_k + \gamma_k$ 로 만들어주는 역할을 함으로써 직종별 임금함수가 절편과 기울기에서 서로 제약관계가 없음을 나타낸다.

직종 더미와 직종indicator가 만일 직종선택의 내생성으로 인하여 오차항과 상관관계를 가지면 위의 추정은 편의를 가지게 되므로 다른 방법을 통해서 임금함수를 추정해야 한다. 따라서 Hausman 검정법을 통하여 내생성의 여부를 검정해야 한다. Hausman의 검정법에서는 2단계 추정 방법으로 직종더미에 대한 도구변수를 구하고 이 도구변수를 포함하여 다시 추정하여 검정한 결과 남자와 여자 모두 F 통계량이  $F(6, 1406) = 0.33$ ,  $F(6, 912) = 1.11$ 로 모두 10퍼센트 유의수준에서 귀무가설이 기각되지 않았다. 이러한 검정결과는 서병선·임찬영(2002)의 검정결과와도 유사하다. 따라서 직종함수를 독립적으로 추정하여도 직종더미의 내생성으로 인한 편의의 문제가 심각하지 않음을 나타내므로 이후에 사용되는 성별임금격차의 분해에서는 직종별로 최소자승법으로 추정한 결과를 그대로 이용하고자 한다. 계산에 따른 추정방법은 임금수준을 종속변수로 둔 O-B분석을 직종별로 한 것에 다르지 않으므로 특별히 결과를 따로 보이지 않았다. 대신에 앞서 직종별 임금함수와 직종선택모형을 연결하여 인적속성에 따른 차이와 차별 및 오차로 인한 차이를 함께 보이면 아래와 같다.

아래의 <표 18>에서는 총임금격차가 취업상의 격차로 인한 임금격차와 동일 직종내에서의 임금의 격차로 분리하여 보여준다. 이러한 직종선택으로 인한 임금격차와 직종내 임금격차는 각각 인적속성에 의해 설명되는 부분과 차별 및 오차 부분으로 구분되어진다. 총임금격차에서는 인적속성 부분은 직종선택에서의 인적속성 부분과 직종내 임금격차에서의 인적속성 부분의 합이며 차별 및 오차항도 유사한 방법으로 구할 수 있다. 총 격차는 이러한 두 소계의 합을 나타낸다.

<표 18> 성별 임금 격차의 분해<sup>27)</sup>

(단위: 만원, 기울어진 수치는 퍼센트)

직종	직종선택에 따른 임금격차				직종 내 임금격차				총 임금 격차					
	인적속성		차별 및 오차		인적속성		차별 및 오차		인적속성 (소계)		차별 및 오차(소계)		총 격차	
전문직1	-0.0498	40.4	0.0734	59.6	0.0376	62.2	0.0228	37.8	-0.0122	11.2	0.0962	88.8	0.0840	100.0
전문직2	0.1715	44.1	-0.2174	55.9	0.0503	83.7	-0.0098	16.3	0.2218	49.4	-0.2271	50.6	-0.0054	100.0
기술직	0.0095	24.7	0.0290	75.3	0.0707	85.8	0.0117	14.2	0.0801	66.3	0.0407	33.7	0.1208	100.0
사무직	-0.1184	78.4	0.0327	21.6	0.0451	67.5	0.0217	32.5	-0.0733	57.4	0.0544	42.6	-0.0189	100.0
서비스 및 판매직	-0.0250	31.8	-0.0537	68.2	0.0184	57.7	0.0134	42.3	-0.0066	14.1	-0.0402	85.9	-0.0469	100.0
생산직	0.0383	32.6	0.0790	67.4	0.0295	17.5	0.1389	82.5	0.0678	23.7	0.2180	76.3	0.2858	100.0
노무직 및 기타	0.0034	75.4	0.0011	24.6	0.0069	27.1	0.0185	72.9	0.0103	34.4	0.0196	65.6	0.0299	100.0
전체	0.0296	34.6	-0.0559	65.4	0.2584	54.3	0.2173	45.7	0.2880	64.1	0.1614	35.9	0.4494	100.0

직종선택에 따른 임금격차 항목의 인적속성에 있는 점선의 왼쪽의 값들은 모델에서 예측되는 남녀의 직종확률의 차( $\hat{p}_j(\overline{x_j^m}) - \hat{p}_j(\overline{x_j^f})$ )에 여성의 직종평균임금( $\overline{w_j^f}$ )을 가중치로 곱한 값이며 점선 오른쪽 값들은 비중(퍼센트)을 나타낸다.

사무직에 대해서 보자면 직종선택모형을 통해서 여성이 남성보다 인적속성상 이 직종에 들어갈 확률이 매우 높으며 실제하고 비교할 때 직종선택모형으로 설명되는 부분이 매우 높고 차별이나 오차등의 영역은 21.6퍼센트로 상대적으로 작게 나왔다. 다른 직종들에 대해서도 유사한 방법으로 설명할 수 있다.

인적속성의 전체란에서 0.0296이라는 양의 값을 가지는 결과가 나타나는데 이것은 모델로 예측된 남성과 여성의 직종분포의 결과가 여성의 직종 평균임금을 기준으로 했을 때 여성에게 불리한 상태임을 나타낸다. 즉 여성의 직종임금을 남녀에게 동일하게 준다고 가정할 때 남성이 상대적으로 고소득 직종에 여성은 저소득 직종에 분포되는 것을 모델은 예측하고 있으므로 양의 값이 나오는 것이다. 따라서 이러한 부분에서의 성별 임금격차를 줄이기 위해서는 직종분포의 변화 즉 여성이 평균임금이 높은 고소득 직종으로 옮기기 위한 요소의 증대 즉, 교육투자의 증가 등이 필요한 것이다. 물론 교육투자 등의 증가는 생산성을 증가시켜서 직종내의 임금격차 또한 감소시키는 효과까지 있지만 여기서는 그러한 효과가 고정되어 있다고 가정하고 직종의 이동만을 통해서도 고소

27) 앞서 제시된 분해를 도출하기 위한 식에 제시된 것처럼 여성의 직종평균 임금, 남성의 직종비중을 가중치로 이용하였다.

득 직종으로 여성 비중이 증가함으로써 성별임금격차가 줄어들 수 있음을 보이고 있다.

직종선택에 따른 임금격차 전체 항목을 보면 모델로 설명되는 부분이 35퍼센트 정도이고 설명이 안되는 부분, 즉 차별 및 오차항이 차지하는 부분이 65퍼센트이다. 특이할 만한 것은 이 부분이 음의 부호를 가진다는 것이다. 즉 여성에게 유리한 사회적 혹은 오차적 요소가 있다는 것이다. 직종별로 살펴본 결과 전문직2의 결과가 크게 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 이런 것은 교육직에 대한 여성의 선호가 강한 점과 교직시험 등의 점수에 대한 정보가 데이터에 포함되지 않음에 따른 이 분야의 여성취업에서의 여성에 대한 선호적인 요소가 차별 및 오차항에 드러날 수가 있고 또 전문직1과 전문직2가 다른 직종에 비해서 샘플 사이즈 자체에서 작기 때문에 나타나는 데이터상의 한계일 수 있다고 본다. 28)

이런 점을 고려한 전체적인 차별 및 오차항의 크기로 부터 나올 수 있는 함의는 직종분리로 인한 임금의 격차를 줄이는 데 있어서 인적속성으로 설명되지 않는 부분이 매우 크다는 것이다. 이 부분에 속하는 요인으로는 남녀의 선호의 차이, 직종 선택에 있어서의 사회적 제약이나 차별, 기타 포함되지 않은 설명변수와 관측되지 않은 변수들이 있을 수 있는데 채용에 있어서의 투명성과 설명가능성이 성별임금격차를 줄이는 데 매우 중요하다고 볼 수 있다. 따라서 정책적인 측면에서 보자면 직종선택 및 채용에 있어서의 제약이나 차별 제거와 채용시의 투명성의 증대가 중요하다고 하겠다.

직종내의 임금격차를 보자면 고소득 직종인 전문직1, 전문직2, 기술직, 사무직 등에서의 인적속성에 의해서 설명되는 비중이 높았으며 저소득 직종이라 할 수 있는 생산직, 노무직 및 기타에서는 인적속성에 의해 설명되는 비중이 매우 낮았다.

직종내 임금격차는 O-B분석과 동일한 분해에 남성의 직종비중( $p_j^m$ )을 가중치로 곱한 값들이다. 직종내의 임금격차를 살펴보면 성별임금격차가 전문직이나 기술직 등에서 인적 속성의 차이에 의해서 설명되는 부분이 62퍼센트, 84퍼센트, 86퍼센트 등으로 매우 높고 따라서 차별 및 오차 등이 이 직종들에서 차지하는 비중은 낮게 나타났다. 반면에, 서비스 및 판매직이나 생산직, 노무직 등 저임금 직종에서는 인적 속성의 차이에 의해 설명되는 부분이 각각 58퍼센트, 18퍼센트, 27 퍼센트로 상대적으로 낮았고, 차별이나 오차 등이 성별 임금격차에서 차지하는 부분이 높게 나왔다.

총임금격차의 인적속성 부문과 차별 및 오차부문의 계산은 앞선 두 항목의 인적속성의 소계와 차별 및 오차의 소계이다. 총격차 부문에서 보면, 전문직1을 제외<sup>29)</sup>하면, 대체로 상대적 고소득 직종에서의 인적속성에 의해 설명되는 부분이 높았으며 저소득 직종에서 차별 및 오차의 영역이 차지하는 비중이 높았다. 따라서 저소득 직종에서의 전반적인 차별 시정과 임금에서의 투명성 제고가 더욱 시급하다 하겠다.

총 격차를 설명하는 데 있어서 전문직 1과 전문직2의 경우에는 직종선택에서의 차별 및 오차 부분이 전체에서 차지하는 크기가 상대적으로 매우 컸고 (0.0734, -0.2174) 생산직과 노무직 및 기타의 경우에는 직종내 임금격차에서의 차별 및 오차부분이 전체에서 차지하는 부분이 매우 컸

28) 1999년 데이터를 사용한 서병선·임찬영(2002)에서도 전문직2에서 음의 값이 나오는 것을 확인할 수 있다.

29) 전문직1과 전문직2는 다른 직종과 비교하여 샘플의 크기가 매우 작으므로 해석에 각별히 주의할 필요가 있다.

다.(0.1389, 0.0185) 이 결과는 전문직의 경우에는 직종선택에서의 차별 및 오차가 저소득직에서는 직종내에서의 임금의 차별 및 오차가 중요한 문제인 것으로 드러나 직종별로 남녀 임금격차의 중요한 문제가 다를 수 있음을 보여주었다. 따라서 정책집행의 측면에서 보자면 고소득 직종에서의 경우 직종의 선택 및 채용에 있어서 사회적 제약이나 차별이 없는지 좀 더 무게를 두고 채용에서의 투명성 확보에 중점을 두어야하며 저소득 직종의 경우에는 직종 선택 및 채용에서 보다는 직종내 성별 임금차별의 시정에 무게는 두는 것이 주어진 인력과 예산 하에서 성별 임금격차를 줄이는 데 효과적일 것으로 보인다.

## VI. 요약 및 결론

1990년대에 꾸준히 감소되어 오던 성별 임금격차가 2000년대에 들어오면서 그 격차의 감소폭이 줄어드는 경향의 다소 정체된 모습을 보이고 있다. 상용직을 대상으로 조사하는 『임금구조기본통계조사』의 남녀의 평균임금비율을 보아도 여성의 임금이 남성의 60퍼센트 중반 정도에서 큰 변화가 없고 비상용직과 5인미만 사업체를 포함하는 『한국노동패널』에서도 여성의 평균시간당 임금은 대체로 남성의 60퍼센트 전반에서 움직이고 있다.

본 연구에서는 『한국노동패널』 자료를 이용하여 세 가지 방법으로 성별 임금격차를 분석함으로써 임금격차의 다양한 측면을 살펴보았다. 첫 번째로는 Oaxaca-Blinder 방법을 이용하였는데 여성의 경우는 임금함수의 측정에 있어서 가사노동과 노동시장에서의 노동과의 선택성을 고려하여 시장에서의 노동공급 결정여부를 참여방정식으로 포함한 Heckman의 2단계 추정방법을 사용하여 여성의 임금함수를 보정하였고 이를 바탕으로 남녀의 임금격차를 분석하였다. 두 번째로는 두 시점을 선택하여 임금에 영향을 미치는 요인들을 관측되는 인적속성과 관측되지 않는 요소로 나누었을 때 임금격차가 시간이 지남에 따라서 어떻게 변화하는 지를 Juhn-Murphy-Pierce 방법을 이용하여 분석함으로써 시간에 따른 임금격차의 변화를 분석해 보았다. Juhn-Murphy-Pierce 방법은 Oaxaca-Blinder 방법을 다른 두 시점에 대하여 혹은 다른 두 국가에 대해서도 비교할 수 있도록 확장한 모델이다.

마지막으로는 성별 직종 분리의 문제를 명시적으로 고려하기 위하여 직종선택모형을 포함하였다. 직종선택모형으로는 다항로짓모형을 이용하였고 2006년 자료를 이용하여 분석해 보았다. 이 접근법은 성별임금의 격차를 직종선택에서의 확률의 성별격차와 직종내에서의 임금격차의 문제라는 두 관점에서 함께 살펴보는 방법이다.

본 연구의 주요한 추정결과에 대해서 요약하면 다음과 같다.

첫째, Oaxaca-Blinder 방법을 통하여 1차에서 10차에 걸친 『한국노동패널』의 자료를 분석해본 결과 가장 최근 자료인 10차년도 자료(2007년)에서 보면 인적 속성을 이용하여 설명될 수 있는 부분이 실제 격차의 35퍼센트였고 설명되지 않은 부분이 65퍼센트였으며 다른 년도와 비교해 큰 변화가 있는 것은 아니다. 이 수치는 Oaxaca-Blinder 방법을 이용한 다른 기존의 연구보다는 약간

낮은 수준이지만 유경준(2001)의 결과와 크게 차이하지 않는다. 전체의 성별 임금격차에서 여성의 평균 임금이 남성의 60퍼센트 중반에서 큰 변화가 없었던 것처럼 관련 기간 동안에 그 격차에서 인적속성으로 설명될 수 있는 부분도 30퍼센트 중반 정도에서 큰 변화가 없었다.

둘째, 이러한 결과는 그 동안 여성인력의 고학력화라는 사회현상에서 보면 다소 의아한 결과가 아닐 수 없다. 여성인력의 고학력화는 남녀의 인적속성 특히 교육수준에서의 차이를 좁혀서 성별 임금격차를 감소시킬 것으로 예상되기 때문이다. Juhn-Murphy-Pierce 분해법은 다른 두 시점간 시간의 경과에 따른 임금격차의 변화를 분석하므로 이런 문제에 대한 해답의 단초를 제공해 줄 수 있다. 본 연구에서는 『한국노동패널』의 1차와 9차 두 자료를 이용하여 분석하였고 아직은 약간 데이터가 불안정한 모습을 보이는 1차와 10차 사이의 분석결과 또한 괄호처리하여 제시하였는데 결과는 크게 다르지 않았다. 또한 두 시점에서의 성별 임금격차가 크지 않은 단점이 있으므로 두 시점보다 임금격차가 상대적으로 큰 시점인 6차와 9차 두 자료를 이용하여 추가로 분석하여 보았으며 두 분석은 정성적으로 크게 차이가 나지 않음 보였다. 6차와 9차 자료를 이용하여 분석한 결과가 더욱 두드러진데 결과를 보면 관측된 생산요소의 효과는 음의 부호를 나타냄으로써 두 기간 동안에 남녀의 임금격차를 줄이는 방향으로 진행하였음을 보여준다. 좀 더 자세히 분석해 보면 특히 대학교육은 그 중에서 성별 임금격차의 감소에 대한 영향이 크다. 더군다나 그 기간사이의 직종의 변화를 보면 생산직이나 단순노무직에서의 여성 비중의 감소와 사무직에서의 비중의 증가가 두드러진데 이런 직종분포의 변화가 대학교육과 무관하지 않을 것이므로 대학교육의 효과는 나타난 수치보다 더욱 크게 성별 임금격차를 감소시킨 것으로 본다.

그러나 이러한 관측된 생산요소의 효과는 관측된 가격요소의 변화에 의해서 상쇄되고 있음을 결과는 보여준다. 성별격차를 감소시키는 변화를 뒤집는 효과를 관측된 가격효과에서 나타내고 있다. 즉 시장에서의 생산요소에 대한 보상의 변화는 격차를 확대하는 방향으로 가고 있다. 노동 시장의 여러 가지 관련 인적요소에 대한 보상이 시간이 경과함에 따라서 대체로 상승하기 때문에 노동시장과 관련된 요소들의 평균치가 남성보다 여성이 낮은 것을 감안할 때 고졸학력을 제외한 다른 부분에서의 양의 값, 즉 격차를 증가시키는 방향은 어느 정도 예상할 수 있다. 그런데 그 중에서 근속기간에 대한 양의 값이 상당히 큰 것은 주목할 만하고 시사하는 점이 크다고 하겠다. 최근에 들어오면서 기업특수적인 기술 및 지식에 대한 보상이 증가하고 있다는 것이고 상대적으로 근속기간이 짧은 여성에게는 남성에 비해 이러한 임금구조에서의 보상의 변화는 더욱 불리하게 작용하고 있다고 볼 수 있다. 따라서 정책적인 측면에 있어서 남녀의 성별 임금격차를 감소시키기 위해서 결혼이나 출산 등으로 인한 경력단절 등이 없이 계속해서 직장을 다닐 수 있도록 제도적으로 뒷받침 해주는 조치가 더욱 필요하다고 하겠다.

셋째, 직종분리의 문제와 임금격차를 함께 연결하여 분석해 보았는데 직종확률은 다항로짓모델(multinomial logit model)을 이용하여 추정하였고 내생성의 문제를 검정한 후에 각 직종별 임금함수의 추정과 결합하였다. 추정결과는 다음과 같다. 우선 직종확률모델을 통하여 보면 인적속성이 예측하는 직종분포의 변화에서 여성이 남성보다 저소득 직종으로의 분포가 크므로 여성이 평균임금이 높은 고소득 직종으로 옮기기 위한 경력이나 교육투자의 증가 등이 필요한 것으로 나타났다.

직종간에 비교해 보면 전문직의 경우에는 직종선택에서의 차별 및 오차가 저소득직에서는 직종내에서의 남녀 임금의 차별 및 오차가 중요한 문제인 것으로 드러나 직종별로 남녀 소득격차의 중요한 문제가 다름을 보여주었다. 그렇지만 전문직1과 전문직2에서는 전체 직종분포에 있어서 차지하는 비중이 낮기 때문에 표본의 크기가 상대적으로 작아서 이질적인 직종을 더 이상 세분화하기 힘들므로 인하여 해석에 유의할 필요가 있음을 염두에 두어야 한다.

직종선택의 문제와 직종내 임금격차의 문제를 모두 포함하는 총임금격차 항목에서 보면 인적속성이 설명하는 부분이 전문직2, 기술직, 사무직에서 상대적으로 높았으며, 전문직1, 서비스 및 판매직, 생산직에서 상대적으로 낮아서 총체적인 임금격차의 문제성은 저소득 직종에서 더 큰 것으로 나타나 이 부분에서의 차별의 시정과 전반적인 투명성의 확보가 더 시급하다 하겠다.

마지막으로 이 연구의 한계와 추후 연구과제를 언급하고자 한다. 직종선택 모형과 같은 경우 전반적으로 직종을 세분화 할수록 표본의 크기가 많아져야 하고 특히 전문직의 경우 전체 직종중 그 비율이 낮아서 충분한 표본크기가 확보되지 못한다면 정확한 분석이 힘든 표본 크기상의 문제가 있다. 본 연구에 있어서 직종을 나눌 때 이러한 표본크기의 문제로 세분화된 직종분류를 하기가 힘들어 대분류를 중심으로 직종을 나눌 수밖에 없는 자료상의 한계가 있었고 특히 전문직 직종에는 관측치의 부족 문제는 좀 더 컸다. 따라서 결과의 해석상에 있어서 이러한 문제가 충분히 고려되어야 하겠다. 그리고 분석에 있어서 진급이나 퇴직에 있어서의 격차도 또한 주요한 성별 임금격차의 요인이 될 수 있는데 이번 연구에서는 다루지 못했으며 이런 부분까지 함께 고려하는 연구의 경우 표본크기 문제에 따른 실증연구의 제약은 더욱 클 수 밖에 없는 데 표본의 크기가 큰 자료를 이용하여 조사해 본다면 의미있는 결과와 가능할 수 있을 것으로 예상된다. 또한 임금구조의 변화가 성별 임금격차에 미치는 분석은 지금까지 성별임금분석에서 소홀히 다뤄진 면이 있었는데 앞으로 관련된 많은 연구가 있어야 할 것으로 본다.



## <부록 1>

<부표 1> 변수에 대한 설명

변수		변수 설명
<b>종속 변수</b>		
로그 시간당 임금		
<b>독립 변수</b>		
학력더미 (기준: 고졸이하)	ed01	전문대졸인 경우=1
	ed02	4년제졸 이상인 경우=1
결혼더미 (기준: 미혼)	m01	기혼인 경우=1
지역더미 (기준: 특별시와 광역시를 제외한 지역)	rd01	서울특별시와 광역시에 거주할 경우=1
직종더미 (기준: 단순노무 종사자 및 기타)	jd01	입법공무원, 고위임직원 및 관리자 전문가, 준전문가=1
	jd02	사무종사자=1
	jd03	서비스, 판매 종사자=1
	jd04	농업 어업숙련 종사자, 기능종사자 및 조립종사자=1
고용형태 (기준: 일용직)	j01	상용직=1
	j02	임시직=1
나이 변수	age5	현재 나이
	agesquar	현재 나이의 제곱
근속기간 변수 (단위: 년수)	jobyr	근속 기간
	jobyr2	근속 기간의 제곱
경력 변수 (단위: 개월)	exp	경력기간 <sup>30)</sup>
	expsquare	경력기간의 제곱

30) 잠재적 경력이 아닌 실질 경력기간임.

<부표 2> 참여 방정식의 변수 설명

변수	변수 설명	
<b>종속 변수</b>		
st01(시장참여 더미 : 기준-일을 하고 있는 경우 =1 )		
<b>독립 변수</b>		
나이 변수	age5	현재 나이
	agesquare	현재 나이의 제곱
소득변수	inc-hp	가구소득-개인소득
학력더미 (기준: 고졸이하)	ed01	전문대졸인 경우=1
	ed02	4년제졸 이상인 경우=1
자녀 변수	nchild	자녀 수

<부표 3> 다항로짓모델의 변수 설명

변수	변수 설명	
<b>종속 변수</b>		
직종 인덱스		
<b>독립 변수</b>		
교육 변수(단위: 년)	eduyear	교육 기간
경력 변수 (단위:개월)	exp	실질경력 기간
성 (기준: 여성)	sex	남성인 경우 = 1
결혼 변수	m01	기혼인 경우 =1
지역더미 (기준: 특별시와 광역시를 제외한 지역)	rd01	서울특별시와 광역시에 거주할 경우=1

<부표 4> 연도별 임금방정식의 추정결과

변수	1998					
	남 자(OLS)			여 자(Heckman 2SLS)		
	추정계수	표준오차	P-값	추정계수	표준오차	P-값
ed01	0.0854	0.0359	0.0170	0.0924	0.0547	0.0910
ed02	0.2506	0.0286	0.0000	0.2938	0.0454	0.0000
rd01	0.0274	0.0202	0.1730	0.0435	0.0264	0.1000
jd01	0.5852	0.0414	0.0000	0.5399	0.0552	0.0000
jd02	0.4229	0.0413	0.0000	0.3177	0.0556	0.0000
jd03	0.1619	0.0496	0.0010	-0.0098	0.0481	0.8380
jd04	0.2524	0.0346	0.0000	-0.0529	0.0531	0.3190
j01	-0.0451	0.0367	0.2200	0.0654	0.0469	0.1630
j02	-0.0699	0.0487	0.1510	-0.0367	0.0525	0.4850
m01	0.1599	0.0317	0.0000	0.0319	0.0345	0.3550
jobyr	0.0254	0.0040	0.0000	0.0352	0.0061	0.0000
jobyr2	-0.0002	0.0001	0.2920	-0.0004	0.0002	0.0660
age5	0.0462	0.0077	0.0000	0.0620	0.0120	0.0000
agesquare	-0.0006	0.0001	0.0000	-0.0008	0.0002	0.0000
exp	0.0001	0.0005	0.8580	0.0003	0.0009	0.7530
expsquare	0.0000	0.0000	0.9100	0.0000	0.0000	0.8950
c	-2.0370	0.1544	0.0000	-2.7890	0.3368	0.0000
age5				0.0954	0.0074	0.0000
agesquare				-0.0013	0.0001	0.0000
inc-hp				-0.0002	0.0000	0.0000
ed01				0.3419	0.0674	0.0000
ed02				0.3023	0.0524	0.0000
nchild				-0.0178	0.0183	0.3320
c				-2.3031	0.1486	0.0000
lambda				0.2095	0.1112	0.0600
R-squared	$R^2 = 0.4282$ $\overline{R^2} = 0.4570$			-		
N	2154			# of obs	6255	
				Censored obs	4935	
				uncensored obs	1320	

변수	1999					
	남 자(OLS)			여 자(Heckman 2SLS)		
	추정계수	표준오차	P-값	추정계수	표준오차	P-값
ed01	0.0617	0.0339	0.0690	0.0726	0.0596	0.2230
ed02	0.2297	0.0272	0.0000	0.3414	0.0485	0.0000
rd01	0.0249	0.0191	0.1930	-0.0042	0.0248	0.8670
jd01	0.5349	0.0389	0.0000	0.5276	0.0531	0.0000
jd02	0.3756	0.0415	0.0000	0.2451	0.0535	0.0000
jd03	0.2034	0.0437	0.0000	0.0891	0.0439	0.0420
jd04	0.2537	0.0320	0.0000	-0.0684	0.0446	0.1260
j01	0.0337	0.0325	0.3000	0.1533	0.0414	0.0000
j02	-0.0558	0.0419	0.1830	0.0306	0.0441	0.4880
m01	0.1109	0.0286	0.0000	0.0085	0.0333	0.7980
jobyr	0.0300	0.0037	0.0000	0.0432	0.0054	0.0000
jobyr2	-0.0005	0.0001	0.0010	-0.0007	0.0002	0.0000
age5	0.0622	0.0071	0.0000	0.0453	0.0155	0.0030
agesquare	-0.0007	0.0001	0.0000	-0.0006	0.0002	0.0040
exp	-0.0004	0.0004	0.3240	0.0014	0.0008	0.0820
expsquare	0.0000	0.0000	0.1940	0.0000	0.0000	0.1390
c	-2.4485	0.1392	0.0000	-2.5147	0.4671	0.0000
age5				0.0972	0.0069	0.0000
agesquare				-0.0013	0.0001	0.0000
inc-hp				-0.0001	0.0000	0.0000
ed01				0.3047	0.0681	0.0000
ed02				0.2378	0.0524	0.0000
nchild				-0.0256	0.0190	0.1780
c				-2.1502	0.1416	0.0000
lambda				0.1596	0.1799	0.3750
R-squared		$R^2 = 0.3917$ $\overline{R^2} = 0.3876$			-	
N		2350		# of obs	5861	
				Censored obs	4298	
				uncensored obs	1563	

변수	2000					
	남 자(OLS)			여 자(Heckman 2SLS)		
	추정계수	표준오차.	P-값	추정계수	표준오차	P-값
ed01	0.0448	0.0340	0.1880	0.1450	0.0506	0.0040
ed02	0.2315	0.0274	0.0000	0.3217	0.0404	0.0000
rd01	-0.0151	0.0194	0.4370	0.0428	0.0231	0.0640
jd01	0.5703	0.0386	0.0000	0.5269	0.0493	0.0000
jd02	0.4072	0.0418	0.0000	0.3096	0.0499	0.0000
jd03	0.2594	0.0446	0.0000	0.1459	0.0425	0.0010
jd04	0.2808	0.0318	0.0000	0.0760	0.0427	0.0750
j01	0.0179	0.0324	0.5810	0.0309	0.0410	0.4500
j02	-0.0790	0.0451	0.0800	-0.0968	0.0448	0.0310
m01	0.1196	0.0280	0.0000	0.0742	0.0310	0.0170
jobyr	0.0269	0.0038	0.0000	0.0501	0.0049	0.0000
jobyr2	-0.0005	0.0001	0.0010	-0.0011	0.0002	0.0000
age5	0.0545	0.0069	0.0000	0.0365	0.0110	0.0010
agesquare	-0.0006	0.0001	0.0000	-0.0005	0.0001	0.0000
exp	-0.0002	0.0003	0.5660	0.0002	0.0007	0.8040
expsquare	0.0000	0.0000	0.6870	0.0000	0.0000	0.8720
c	-2.2598	0.1389	0.0000	-2.3194	0.3061	0.0000
age5				0.0985	0.0073	0.0000
agesquare				-0.0013	0.0001	0.0000
inc-hp				-0.0002	0.0000	0.0000
ed01				0.3996	0.0683	0.0000
ed02				0.2071	0.0556	0.0000
nchild				-0.0108	0.0108	0.3170
c				-2.1377	0.1460	0.0000
lambda				0.2032	0.1133	0.0730
R-squared		$R^2 = 0.3784$ $\overline{R^2} = 0.3740$			-	
N		2255		# of obs	5454	
				Censored obs	4008	
				uncensored obs	1446	

변수	2001					
	남 자(OLS)			여 자(Heckman 2SLS)		
	추정계수	표준오차	P-값	추정계수	표준오차	P-값
ed01	0.1291	0.0362	0.0000	0.9493	0.6919	0.1700
ed02	0.2581	0.0297	0.0000	0.9810	0.5674	0.0840
rd01	0.0075	0.0213	0.7260	-0.0053	0.0971	0.9570
jd01	0.5422	0.0424	0.0000	0.4297	0.2143	0.0450
jd02	0.4118	0.0460	0.0000	0.2962	0.2125	0.1630
jd03	0.2419	0.0478	0.0000	0.1121	0.1762	0.5250
jd04	0.2252	0.0354	0.0000	-0.0317	0.1800	0.8600
j01	-0.0377	0.0374	0.3130	-0.0108	0.1727	0.9500
j02	-0.2039	0.0513	0.0000	-0.1340	0.1862	0.4720
m01	0.1658	0.0304	0.0000	-0.0046	0.1311	0.9720
jobyr	0.0286	0.0043	0.0000	0.0377	0.0243	0.1210
jobyr2	-0.0005	0.0002	0.0030	-0.0005	0.0010	0.6160
age5	0.0594	0.0073	0.0000	0.3320	0.2259	0.1420
agesquare	-0.0007	0.0001	0.0000	-0.0044	0.0030	0.1430
exp	0.0001	0.0004	0.7710	0.0003	0.0030	0.9280
expsquare	0.0000	0.0000	0.5020	0.0000	0.0000	0.9460
c	-2.1773	0.1480	0.0000	-10.7916	6.8270	0.1140
age5				0.1107	0.0076	0.0000
agesquare				-0.0015	0.0001	0.0000
inc-hp				0.0000	0.0000	0.1420
ed01				0.3621	0.0655	0.0000
ed02				0.3030	0.0554	0.0000
nchild				-0.0064	0.0097	0.5100
c				-2.3649	0.1500	0.0000
lambda				3.4045	2.6216	0.1940
R-squared		$R^2 = 0.3634$ $\overline{R^2} = 0.3589$			-	
N		2271		# of obs	5364	
				Censored obs	3865	
				uncensored obs	1499	

	2002					
	남 자(OLS)			여 자(Heckman 2SLS)		
변수	추정계수	표준오차	P-값	추정계수	표준오차	P-값
ed01	0.0608	0.0319	0.0570	0.4786	0.2498	0.0550
ed02	0.2268	0.0263	0.0000	0.6825	0.2151	0.0020
rd01	-0.0025	0.0190	0.8960	0.0117	0.0456	0.7970
jd01	0.5704	0.0378	0.0000	0.4283	0.0989	0.0000
jd02	0.4412	0.0402	0.0000	0.2386	0.0991	0.0160
jd03	0.2691	0.0418	0.0000	0.0794	0.0821	0.3340
jd04	0.2575	0.0315	0.0000	-0.0539	0.0831	0.5160
j01	-0.0699	0.0319	0.0280	0.0525	0.0826	0.5250
j02	-0.1656	0.0446	0.0000	-0.0695	0.0908	0.4440
m01	0.1718	0.0269	0.0000	0.0107	0.0605	0.8590
jobyr	0.0254	0.0039	0.0000	0.0343	0.0110	0.0020
jobyr2	-0.0002	0.0001	0.1800	-0.0004	0.0005	0.4300
age5	0.0787	0.0067	0.0000	0.1895	0.0910	0.0370
agesquare	-0.0010	0.0001	0.0000	-0.0024	0.0012	0.0380
exp	-0.0004	0.0003	0.2690	0.0001	0.0014	0.9660
expsquare	0.0000	0.0000	0.3060	0.0000	0.0000	0.9760
c	-2.4455	0.1358	0.0000	-6.2992	2.6482	0.0170
age5				0.1235	0.0076	0.0000
agesquare				-0.0016	0.0001	0.0000
inc-hp				0.0000	0.0000	0.0530
ed01				0.3511	0.0639	0.0000
ed02				0.3069	0.0555	0.0000
nchild				-0.0047	0.0160	0.7680
c				-2.6022	0.1564	0.0000
lambda				1.5982	0.9486	0.0920
R-squared		$R^2 = 0.4377$ $\overline{R^2} = 0.4339$			-	
N		2339		# of obs	5293	
				Censored obs	3730	
				uncensored obs	1563	

변수	2003					
	남 자(OLS)			여 자(Heckman 2SLS)		
	추정계수	표준오차	P-값	추정계수	표준오차	P-값
ed01	0.0718	0.0320	0.0250	0.1545	0.1391	0.2660
ed02	0.2897	0.0263	0.0000	0.3965	0.0985	0.0000
rd01	-0.0149	0.0193	0.4390	0.0062	0.0239	0.7960
jd01	0.5377	0.0395	0.0000	0.6168	0.0518	0.0000
jd02	0.4161	0.0427	0.0000	0.4632	0.0516	0.0000
jd03	0.2389	0.0453	0.0000	0.1239	0.0432	0.0040
jd04	0.2388	0.0341	0.0000	0.0091	0.0451	0.8400
j01	-0.0748	0.0330	0.0230	-0.0444	0.0432	0.3040
j02	-0.1141	0.0480	0.0170	-0.1206	0.0485	0.0130
m01	0.1216	0.0272	0.0000	0.1062	0.0303	0.0000
jobyr	0.0389	0.0039	0.0000	0.0552	0.0055	0.0000
jobyr2	-0.0006	0.0001	0.0000	-0.0012	0.0002	0.0000
age5	0.0642	0.0069	0.0000	0.0690	0.0464	0.1370
agesquare	-0.0008	0.0001	0.0000	-0.0009	0.0006	0.1270
exp	-0.0006	0.0004	0.1130	0.0007	0.0008	0.3610
expsquare	0.0000	0.0000	0.2490	0.0000	0.0000	0.3080
c	-2.0987	0.1403	0.0000	-2.9529	1.3731	0.0320
age5				0.1222	0.0075	0.0000
agesquare				-0.0016	0.0001	0.0000
inc-hp				0.0000	0.0000	0.5030
ed01				0.3764	0.0605	0.0000
ed02				0.2535	0.0527	0.0000
nchild				-0.0335	0.0211	0.1130
c				-2.5334	0.1546	0.0000
lambda				0.5217	0.5079	0.3040
R-squared		$R^2 = 0.4156$ $\overline{R^2} = 0.4736$			-	
N		2488		# of obs	5578	
				Censored obs	3921	
				uncensored obs	1657	



변수	2004					
	남 자(OLS)			여 자(Heckman 2SLS)		
	추정계수	표준오차	P-값	추정계수	표준오차	P-값
ed01	0.1083	0.0313	0.0010	0.0451	0.0797	0.5720
ed02	0.3245	0.0259	0.0000	0.3518	0.0646	0.0000
rd01	-0.0061	0.0188	0.7460	0.0168	0.0220	0.4450
jd01	0.5158	0.0375	0.0000	0.4741	0.0478	0.0000
jd02	0.4188	0.0404	0.0000	0.2716	0.0482	0.0000
jd03	0.1967	0.0438	0.0000	0.0690	0.0402	0.0860
jd04	0.2519	0.0324	0.0000	-0.0508	0.0432	0.2400
j01	-0.0977	0.0310	0.0020	0.0505	0.0394	0.1990
j02	-0.2106	0.0470	0.0000	-0.0643	0.0445	0.1490
m01	0.1698	0.0263	0.0000	0.0476	0.0278	0.0870
jobyr	0.0406	0.0040	0.0000	0.0536	0.0051	0.0000
jobyr2	-0.0006	0.0001	0.0000	-0.0009	0.0002	0.0000
age5	0.0634	0.0067	0.0000	0.0284	0.0296	0.3370
agesquare	-0.0008	0.0001	0.0000	-0.0004	0.0004	0.2810
exp	-0.0009	0.0004	0.0130	0.0003	0.0007	0.6570
expsquare	0.0000	0.0000	0.0950	0.0000	0.0000	0.4670
c	-1.9998	0.1380	0.0000	-1.4310	0.8707	0.1000
age5				0.1240	0.0075	0.0000
agesquare				-0.0016	0.0001	0.0000
inc-hp				0.0000	0.0000	0.8320
ed01				0.3272	0.0583	0.0000
ed02				0.2408	0.0521	0.0000
nchild				-0.0497	0.0212	0.0190
c				-2.5459	0.1557	0.0000
lambda				-0.1048	0.3166	0.7410
R-squared		$R^2 = 0.4599$ $\overline{R^2} = 0.4564$			-	
N		2532		# of obs	5630	
				Censored obs	3966	
				uncensored obs	1664	

변수	2005					
	남 자(OLS)			여 자(Heckman 2SLS)		
	추정계수	표준오차	P-값	추정계수	표준오차	P-값
ed01	0.1493	0.0292	0.0000	0.7477	0.3144	0.0170
ed02	0.2987	0.0253	0.0000	0.8017	0.2242	0.0000
rd01	-0.0382	0.0182	0.0360	-0.0056	0.0622	0.9290
jd01	0.5041	0.0365	0.0000	0.3321	0.1334	0.0130
jd02	0.3487	0.0390	0.0000	0.2187	0.1303	0.0930
jd03	0.1271	0.0428	0.0030	-0.0430	0.1087	0.6930
jd04	0.2504	0.0311	0.0000	-0.0485	0.1148	0.6720
j01	-0.0540	0.0307	0.0790	0.0765	0.1087	0.4810
j02	-0.2375	0.0446	0.0000	-0.0370	0.1217	0.7610
m01	0.1836	0.0250	0.0000	0.0442	0.0787	0.5740
jobyr	0.0446	0.0038	0.0000	0.0508	0.0142	0.0000
jobyr2	-0.0006	0.0001	0.0000	-0.0009	0.0005	0.0820
age5	0.0581	0.0066	0.0000	0.2403	0.1022	0.0190
agesquare	-0.0007	0.0001	0.0000	-0.0031	0.0013	0.0170
exp	-0.0007	0.0004	0.1240	-0.0005	0.0020	0.7800
expsquare	0.0000	0.0000	0.1850	0.0000	0.0000	0.5570
c	-1.8279	0.1387	0.0000	-7.7797	2.9833	0.0090
age5				0.1255	0.0076	0.0000
agesquare				-0.0016	0.0001	0.0000
inc-hp				0.0000	0.0000	0.0020
ed01				0.4043	0.0587	0.0000
ed02				0.2890	0.0532	0.0000
nchild				-0.0006	0.0046	0.8900
c				-2.6726	0.1552	0.0000
lambda				2.2242	1.0428	0.0330
R-squared		$R^2 = 0.4631$ $\overline{R^2} = 0.4898$			-	
N		2466		# of obs	5507	
				Censored obs	3926	
				uncensored obs	1581	

변수	2006					
	남 자(OLS)			여 자(Heckman 2SLS)		
	추정계수	표준오차	P-값	추정계수	표준오차	P-값
ed01	0.1283	0.0297	0.0000	0.2326	0.0820	0.0050
ed02	0.3266	0.0261	0.0000	0.4858	0.0720	0.0000
rd01	-0.0113	0.0187	0.5460	0.0043	0.0206	0.8340
jd01	0.5078	0.0372	0.0000	0.3861	0.0433	0.0000
jd02	0.3531	0.0400	0.0000	0.2779	0.0428	0.0000
jd03	0.1415	0.0449	0.0020	0.0193	0.0375	0.6070
jd04	0.2581	0.0320	0.0000	-0.0037	0.0398	0.9270
j01	-0.0673	0.0319	0.0350	0.0363	0.0380	0.3400
j02	-0.2500	0.0450	0.0000	-0.0226	0.0421	0.5920
m01	0.1566	0.0251	0.0000	0.0676	0.0265	0.0110
jobyr	0.0463	0.0039	0.0000	0.0603	0.0046	0.0000
jobyr2	-0.0007	0.0001	0.0000	-0.0010	0.0002	0.0000
age5	0.0580	0.0069	0.0000	0.0791	0.0276	0.0040
agesquare	-0.0007	0.0001	0.0000	-0.0011	0.0003	0.0030
exp	-0.0002	0.0004	0.6980	-0.0003	0.0007	0.6280
expsquare	0.0000	0.0000	0.5830	0.0000	0.0000	0.3650
c	-1.7709	0.1462	0.0000	-2.8920	0.8018	0.0000
age5				0.1289	0.0074	0.0000
agesquare				-0.0016	0.0001	0.0000
inc-hp				0.0000	0.0000	0.1540
ed01				0.3839	0.0583	0.0000
ed02				0.3354	0.0516	0.0000
nchild				-0.0527	0.0218	0.0160
c				-2.6591	0.1556	0.0000
lambda				0.4749	0.2795	0.0890
R-squared		$R^2 = 0.4635$ $\overline{R^2} = 0.4601$			-	
N		2592		# of obs	5608	
				Censored obs	3940	
				uncensored obs	1668	

변수	2007					
	남 자(OLS)			여 자(Heckman 2SLS)		
	추정계수	표준오차	P-값	추정계수	표준오차	P-값
ed01	0.0929	0.0303	0.0020	0.7117	0.3623	0.0490
ed02	0.2667	0.0266	0.0000	0.7694	0.2689	0.0040
rd01	-0.0231	0.0192	0.2290	-0.0142	0.0607	0.8150
jd01	0.5389	0.0379	0.0000	0.3324	0.1295	0.0100
jd02	0.3732	0.0414	0.0000	0.2581	0.1286	0.0450
jd03	0.1965	0.0462	0.0000	0.0113	0.1080	0.9170
jd04	0.2602	0.0330	0.0000	-0.0468	0.1173	0.6900
j01	0.0115	0.0328	0.7270	0.0193	0.1082	0.8580
j02	-0.2038	0.0462	0.0000	-0.0878	0.1211	0.4690
m01	0.2096	0.0258	0.0000	-0.0040	0.0784	0.9590
jobyr	0.0405	0.0039	0.0000	0.0467	0.0135	0.0010
jobyr2	-0.0004	0.0001	0.0060	-0.0007	0.0005	0.1680
age5	0.0500	0.0069	0.0000	0.2460	0.1346	0.0680
agesquare	-0.0006	0.0001	0.0000	-0.0031	0.0017	0.0630
exp	-0.0005	0.0004	0.2040	0.0000	0.0019	0.9860
expsquare	0.0000	0.0000	0.2960	0.0000	0.0000	0.8370
c	-1.6361	0.1478	0.0000	-7.7149	3.8875	0.0470
age5				0.1342	0.0074	0.0000
agesquare				-0.0017	0.0001	0.0000
inc-hp				0.0000	0.0000	0.0220
ed01				0.3823	0.0579	0.0000
ed02				0.2867	0.0514	0.0000
nchild				-0.0012	0.0021	0.5670
c				-2.8542	0.1536	0.0000
lambda				2.2171	1.3201	0.0930
R-squared		$R^2 = 0.4552$ $\overline{R^2} = 0.4519$			-	
N		2626		# of obs	5619	
				Censored obs	3936	
				uncensored obs	1683	

<부표 5> 다항 로짓 모델의 추정

	변수	추정계수	표준오차	P-값
전문직1	eduyr <sup>31)</sup>	0.9004	0.0406	0.0000
	exp	-0.0016	0.0023	0.4960
	sex	-0.9688	0.1692	0.0000
	m01	0.2550	0.1613	0.1140
	rd01	0.0599	0.1517	0.6930
	c	-11.7388	0.5650	0.0000
전문직 2	eduyr	1.2370	0.0470	0.0000
	exp	-0.0060	0.0045	0.1880
	sex	-2.9304	0.2040	0.0000
	m01	0.6617	0.2004	0.0010
	rd01	-0.3379	0.1882	0.0730
	c	-16.6389	0.7056	0.0000
기술직	eduyr	0.7446	0.0323	0.0000
	exp	-0.0051	0.0018	0.0050
	sex	-0.7749	0.1445	0.0000
	m01	0.2546	0.1432	0.0750
	rd01	0.0927	0.1316	0.4810
	c	-8.9619	0.4412	0.0000
사무직	eduyr	0.6623	0.0286	0.0000
	exp	-0.0048	0.0020	0.0170
	sex	-1.4946	0.1359	0.0000
	m01	0.2522	0.1349	0.0620
	rd01	-0.0533	0.1254	0.6710
	c	-7.1097	0.3689	0.0000
서비스 및 판매직	eduyr	0.3094	0.0227	0.0000
	exp	-0.0044	0.0015	0.0040
	sex	-1.6621	0.1322	0.0000
	m01	0.1146	0.1352	0.3970
	rd01	-0.0511	0.1252	0.6830
	c	-2.5501	0.2821	0.0000
생산직	eduyr	0.1397	0.0169	0.0000
	exp	-0.0014	0.0009	0.1300
	sex	0.8105	0.1242	0.0000
	m01	0.2279	0.1160	0.0500
	rd01	0.0030	0.1060	0.9780
	c	-1.5475	0.2012	0.0000

31) 다항로짓모델에서는 교육더미 대신에 교육년수를 교육변수로 사용하였다.

<부표 6> 직종별 OLS

변수	전문직 1				전문직 2			
	남 자		여 자		남 자		여 자	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
ed01	-0.2890	0.4461	0.2468	0.1350	-1.5052	1.5687	-0.0018	0.2955
ed02	0.1047	0.3374	0.5088	0.1336	-0.2923	1.0878	0.5028	0.2807
m01	0.4100	0.3662	0.1492	0.1085	0.3785	0.5235	-0.1398	0.1542
rd01	-0.3249	0.2340	0.0149	0.0797	0.3796	0.2839	0.0466	0.1165
j01	1.0684	1.3385	0.0331	1.1915	0.0000	0.0398	-0.4929	0.2170
j02	0.1712	1.4472	0.0001	1.3485	-0.0803	0.6043	0.0000	0.3043
age5	0.0018	0.0956	0.0316	0.0572	-0.5628	0.1779	0.0896	0.0756
agesquare	-0.0001	0.0010	-0.0005	0.0008	0.0071	0.0019	-0.0008	0.0010
jobyr	-0.0570	0.0472	0.0660	0.0243	0.1433	0.0832	0.0109	0.0261
jobyr2	0.0045	0.0015	-0.0014	0.0013	-0.0046	0.0022	0.0007	0.0009
exp	0.0044	0.0077	0.0105	0.0078	0.0213	0.0307	-0.0109	0.0053
expsquare	0.0000	0.0000	-0.0001	0.0001	-0.0003	0.0003	0.0000	0.0000
c	0.6016	2.4095	-0.1331	0.9597	11.6827	3.8263	-0.7607	1.3282
R-squared	$R^2 = 0.1660$ $\overline{R^2} = -0.1238$		$R^2 = 0.3878$ $\overline{R^2} = -0.3254$		$R^2 = 0.5292$ $\overline{R^2} = -0.4383$		$R^2 = 0.4075$ $\overline{R^2} = -0.3603$	
N	250		120		69		150	

변수	기술직				사무직			
	남 자		여 자		남 자		여 자	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
ed01	0.2246	0.2209	0.4551	0.1805	0.0473	0.2476	0.1393	0.1038
ed02	0.6774	0.1806	0.6246	0.1540	0.2771	0.2035	0.1884	0.0992
m01	0.5450	0.1869	-0.0014	0.1811	0.2543	0.2223	0.1496	0.0981
rd01	0.0411	0.1356	0.0190	0.1316	0.0415	0.1624	-0.1264	0.0807
j01	-0.0490	0.8158	-0.8090	0.6580	0.4467	0.8545	0.3443	0.3198
j02	-0.3538	0.8726	-0.4990	0.6806	0.2793	0.9492	0.1209	0.3384
age5	0.0204	0.0649	0.0157	0.0554	0.0735	0.0760	-0.0034	0.0441
agesquare	-0.0001	0.0008	-0.0003	0.0007	-0.0010	0.0009	0.0000	0.0006
jobyr	-0.0553	0.0291	0.0360	0.0373	0.1192	0.0352	0.0463	0.0180
jobyr2	0.0057	0.0011	0.0007	0.0017	-0.0025	0.0012	-0.0002	0.0008
exp	-0.0072	0.0075	0.0114	0.0085	0.0062	0.0054	-0.0051	0.0037
expsquare	0.0000	0.0001	-0.0001	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
c	0.2036	1.4223	1.0389	1.1303	-1.2526	1.8073	0.4889	0.7952
R-squared	$R^2 = 0.2960$ $\overline{R^2} = -0.32761$		$R^2 = 0.1550$ $\overline{R^2} = -0.1022$		$R^2 = 0.1133$ $\overline{R^2} = -0.0835$		$R^2 = 0.1488$ $\overline{R^2} = -0.1214$	
<i>N</i>	438		205		370		386	

변수	서비스 및 판매직				생산직			
	남 자		여 자		남 자		여 자	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
ed01	-0.1931	0.2429	0.0656	0.0628	-0.0826	0.1629	-0.1609	0.0837
ed02	0.0041	0.2124	0.2263	0.0782	0.1530	0.1750	-0.0168	0.0791
m01	0.5657	0.2440	-0.0741	0.0515	0.0950	0.1352	-0.0877	0.0440
rd01	-0.0754	0.1779	0.0369	0.0381	-0.0931	0.1055	-0.0172	0.0307
j01	0.3289	0.5066	-0.0675	0.0588	0.2201	0.1416	0.0149	0.0454
j02	0.0775	0.5691	-0.1297	0.0651	-0.0036	0.2338	-0.1031	0.0559
age5	-0.0293	0.0838	0.0357	0.0126	0.0477	0.0415	-0.0036	0.0110
agesquare	0.0000	0.0010	-0.0004	0.0001	-0.0007	0.0005	0.0000	0.0001
jobyr	0.0964	0.0447	0.0014	0.0126	0.0758	0.0216	0.0198	0.0085
jobyr2	-0.0012	0.0018	0.0020	0.0008	-0.0008	0.0008	-0.0003	0.0004
exp	-0.0046	0.0112	0.0024	0.0013	-0.0017	0.0025	-0.0006	0.0012
expsquare	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
c	1.1699	1.5854	-0.1117	0.2508	-0.1947	0.8626	0.7861	0.2189
R-squared	$R^2 = 0.1833$ $\overline{R^2} = -0.1317$		$R^2 = 0.1237$ $\overline{R^2} = -0.0956$		$R^2 = 0.0770$ $\overline{R^2} = -0.0649$		$R^2 = 0.2301$ $\overline{R^2} = -0.1793$	
<i>N</i>	203		388		927		195	



변수	노무직 및 기타			
	남 자		여 자	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
ed01	0.1424	0.0632	-0.1034	0.1776
ed02	0.1944	0.0645	-0.6140	0.3963
m01	0.1598	0.0484	-0.0362	0.0562
rd01	-0.0845	0.0377	0.0336	0.0505
j01	-0.0387	0.0432	-0.0195	0.0589
j02	-0.0664	0.0600	-0.0610	0.0671
age5	0.0195	0.0103	-0.0407	0.0158
agesquare	-0.0003	0.0001	0.0003	0.0002
jobyr	0.0324	0.0081	0.0159	0.0109
jobyr2	-0.0003	0.0003	-0.0005	0.0003
exp	-0.0005	0.0005	0.0010	0.0012
expsquare	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
c	0.3108	0.2395	1.6623	0.3925
R-squared	$R^2 = 0.3289$ $\overline{R^2} = 0.3050$		$R^2 = 0.0700$ $\overline{R^2} = 0.0183$	
<i>N</i>	350		229	

## <부록 2>

### 1. Oaxaca-Blinder 분해법의 도출

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

### 2. Juhn-Murphy-Pierce 분해법의 도출

우선 Oaxaca-Blinder 분해법과 비교해서 살펴보면 아래와 같다.

$$\begin{aligned}\ln W_i^m &= X_i^m \widehat{\beta^m} + \widehat{\epsilon}_i^m \\ \ln W_i^f &= X_i^f \widehat{\beta^f} + \widehat{\epsilon}_i^f \\ \ln W_i^m - \ln W_i^f &= X_i^m \widehat{\beta^m} - X_i^f \widehat{\beta^f} + \widehat{\epsilon}_i^m - \widehat{\epsilon}_i^f \\ &= X_i^m \widehat{\beta^m} - X_i^f \widehat{\beta^m} + X_i^f \widehat{\beta^m} - X_i^f \widehat{\beta^f} + \widehat{\epsilon}_i^m - \widehat{\epsilon}_i^f \\ &= \widehat{\beta^m} (X_i^m - X_i^f) + X_i^f (\widehat{\beta^m} - \widehat{\beta^f}) + (\widehat{\epsilon}_i^m - \widehat{\epsilon}_i^f)\end{aligned}$$

최소자승법(OLS)에서는 평균값에서 측정된 잔차항의 값이 항상 0이므로 남녀 집단의 평균값을 기준으로 동일한 시점에서 Juhn-Murphy-Pierce법을 사용하면 Oaxaca-Blinder의 분해법과 동일하게 된다.

Juhn-Murphy-Pierce분해법의 시간에 따른 분석은 위의 인적속성을 제외한 나머지 두 항에 대한 새로운 접근에서 시작한다. 나머지 두 항에 대하여서 인적속성으로 설명되지 않는 나머지로 고려하고 표준편차의 추정량( $\widehat{\sigma}_t$ )의 배수로 표현하면 아래와 같다.

$$\ln W_{it} = X_{it} \widehat{\beta}_t + \widehat{\sigma}_t \widehat{\theta}_{it}$$

남자의 임금방정식 계수와 표준편차의 추정량을 기준으로 t기에서의 남녀의 임금격차는 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$D_t \equiv \ln W_t^m - \ln W_t^f = \Delta X_t \hat{\beta}_t^m + \Delta \hat{\sigma}_t^m \hat{\theta}_t$$

$t$ 기와  $t'$ 기 사이의 시간에 따른 성별임금격차는 다음과 같이 분해될 수 있다. (윗첨자 생략함)

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

위 식의 우측의 네 항은 각각 관측된 생산요소의 효과, 관측된 가격 효과, 관측되지 않는 생산요소의 효과(격차효과), 관측되지 않는 가격효과를 나타낸다. 자세한 설명은 Blau와 Kahn (1997)을 참조하기 바란다.

## 참고문헌

- 김재호(2002), 『여성 노동시장의 현상과 과제』, 한국노동연구원.
- 김애실(2004), 「직종분리와 직종별, 성별 임금격차」, 한국여성경제학회 정기학술대회 발표논문
- 김용성 (2007), 「성별임금격차에 관한 연구」, KDI 정책연구시리즈 2007-04.
- 김태일·김경아 (1997), 「경로모형에 의한 남녀임금격차 분석」, 『한국정책학회보』, 6(1)
- 김태홍, (2000), 『여성 고용구조의 변화와 향후 정책과제』, 한국여성개발연구원, 2000.
- 배무기·조우현 (1992), “Male-Female Wage Differentials in the Segmented Labor Markets of Korea,” 『노동경제논집』, 15, 1992.
- 서병선, 임찬영(2002), 「직종선택과 성별 임금 격차」, 한국국제경제학회, 『국제경제연구』 8권 1호 p 15-54.
- 신경수(2003), 「성구성비에 따른 직종별 및 성별 임금격차에 관한 연구」, 대한경영교육학회, 경영교육저널 제 3권, p21-41.
- \_\_\_\_\_ (2007), 「산업별로 본 성별 임금격차에 관한 연구」, 대한경영정보학회, 『경영정보연구』 p61-83.
- 신경수·정균승 (2008), 「역회귀함수를 이용한 사업체규모별 임금격차분석」, 『산업경제연구』 21 (2), 711-732.
- 신경수·최창렬 (2007), 「학력별 임금격차와 성별 생산성 격차 분석」, 『생산성논집』, 21(3).
- 안주엽 외 4인(2007), 『노동과 차별(II) : 인식과 실제』, 한국노동연구원
- 유경준 (2001), 「성별 임금격차의 차이와 차별」, 『한국연구개발』, 23(1).
- 유경준·황수경(2006), 『노동시장에서의 차별과 차이』, 한국개발연구원.
- 이원덕·유경준 (2001), 『한국의 노동문제』, 비봉출판사.
- 정진화 (2007), 「한국노동시장에서의 성별 임금격차 변화」, 『노동경제논집』, 30(2), 33-60.
- 주성환·최준혜 (2001), 『노동경제논집』, 24(2), 63-94.
- 최강식·정진화 (2007), 「성별 소득격차의 분해: 자영업과 임금근로의 비교」, 『경제학연구』 55(4), 217-241.
- 한국노동연구원 (2008), 『2008 KLI 노동통계』, 한국노동연구원
- 허식(2003). 「산업과 직종에서의 성별 임금격차에 관한 원인분석」, 한국응용경제학회, 『응용경제』 제5권 제 3호, p57-74.
- 황수경 (2003), 『여성의 직업선택과 고용구조』, 한국노동연구원
- 황호영·임은란 (2000), “한국의 성별 임금격차에 관한 비교연구,” 『산업경제연구』, 13(1)
- Albrecht, James et al. (2003), “Is There a Glass Ceiling in Sweden?”, *Journal of Labor Economics*, 21(1), 145-177
- Blau, Francine and Lawrence Kahn (1996), “Wage Structure and Gender Earnings Differentials:

- and International Comparison", *Economica* Vol.62, S29–S62
- \_\_\_\_\_ (1997), "Swimming Upstream: Trends in the Gender Wage Differential in the 1980s," *Journal of Labor Economics*, Vol 15, no 1, 1–42
- Blau, Francine and Lawrence Kahn (2004), "The US Gender Paygap in the 1990s: Slowing Convergence," *NBER working paper* No.10853
- Blinder, A.S. (1973), "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates," *The Journal of Human Resources*, 8(4), 436–455
- Brown, Randall et al. (1980), "Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male–Female Earnings Differentials", *Journal of Human Resources*, 15(1), 3–28
- Cotton, Jeremiah (1988), "On the Decomposition of Wage Differentials," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, No. 2. 236–243
- DiNardo, John et al. (1996), "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages 1973–1992: Semiparametric Approach, *Econometrica*, 64(5), 1001–1044
- Gracia, Jaume et al. (2001), "How Wide is the Gap: An Investigation of Gender Wage Differences Using Quantile Regression", *Empirical Economics*, 23, 149–167
- Heckman, J. (1976), "The common structure of statistical models of truncation, sample selection, and limited dependent variables and a simple estimator for such models," *Annals of Economic and Social Measurement* 5, 475–492.
- \_\_\_\_\_ (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47, 153–163.
- Juhn, C. K. Murphy and B. Pierce. (1991), "Accounting for the Slowdown in Black–White age Convergence," in *Workers and Their Wages: Changing Patterns in the United States*, EI Press, 1991, 107–143.
- \_\_\_\_\_ (1993), "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill." *Journal of Political Economy*, 101(3), 410–442.
- Kamalich, Richard and Solomon Polacheck (1982), "Discrimination: Fact or Fiction? An Examination Using an Alternative Approach," *Southern Economic Journal* Vol.49, 450–461
- Montenegro, C. E. (2001), "Wage Distribution in Chile: Does Gender Matter? A Quantile Regression Approach," *Working Paper Series* No.20, The World Bank Development Research Group
- Oaxaca, R.L. (1973), "Sex Discrimination in Wages", in O.Ashenfelter & A Rees (eds), *Discrimination in Labor Markets*, New Jersey: Princeton Univ Press.
- Oaxaca, R.L. and Michael Ransom (1994), "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials," *Journal of Econometrics*, 61(1), 5–21.
- Reimers, Cordeha (1983), "Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men,"

*Review of Economics and Statistics*, 65, 570–579

Rice, Patricia (1999), “Gender Earnings Differentials: The European Experience,” Working Paper Series No.8, The World Bank Development Research Group