

勞 動 經 濟 論 集
 第24卷 (2), 2001. 6, pp. 63~94
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

성별 노동시장 참가패턴이 임금격차에 미치는 효과*

주 성 환** · 최 준 혜***

인간자본론에 의하면 노동자들간의 임금격차는 인간자본 축적량의 차이에 의해 설명될 수 있는데, 인간자본스톡의 정도는 개인의 선택에 의해 결정된다. 그러나 만일 인간자본스톡에 대한 개인의 선택, 즉 인간자본에 대한 투자결정이 차별에서 영향을 받는다고 하면 인간자본스톡에 근거한 남녀간 임금격차의 설명은 편의를 갖게 된다. 대다수 여성의 경우 노동시장참가가 불연속적으로 이루어지므로 이를 예상(기대)하는 여성이 남성에 비하여 인간자본에 대한 투자를 상대적으로 적게 한다면, 남녀 임금격차를 설명하기 위해서 인간자본스톡변수 대신에 기대(expected) 인간자본스톡변수를 사용하는 것이 편의의 발생을 줄이고 더 정확한 분석결과를 얻을 수 있을 것이다.

— 주제어: 남녀 임금격차, 노동시장참가 패턴, 기대 인간자본스톡, 인간자본론

I. 서 론

전통적인 유교사회로 특징지어진 우리나라는 1960년대 들어서부터 사회의 근대화와

투고일: 2001년 3월 16일, 심사일: 3월 28일, 심사완료일: 5월 18일

* 본 논문은 '2001 경제학 공동 학술대회'에서 발표한 내용을 수정·보완한 것이다. 학술대회에서 토론자로 유익한 논평을 해주신 한국노동연구원 안주엽 연구위원께 감사드린다.

** 건국대 경제학과 교수(sungwhanju@hanmail.net)

*** 건국대 경제학과 강사(lovelystellar@hanmail.net), 경제학 박사

경제발전이 빠르게 진행되면서, 서구 선진국들에서와 같이 여성해방 및 남녀평등의 사 고가 사회 전반에 걸쳐 빠르게 확산되고 있다. 특히 산업화에 따른 경제성장과 더불어 여성의 노동시장참가가 양적으로나 질적으로 큰 성장과 변화를 보여 오고 있는 것이 분명한 사실이다. 이러한 '성장과 변화'는 경제적 관점에서 여성의 경제활동참가율이 지속적으로 증가해 왔음과 함께, 여성의 경제적 참여가 산업이나 직종에서 이전의 전통적인 분야에 머물지 않고 다양한 분야로의 진출이 이루어지고 있다는 것을 의미한다.

그렇다면 우리 사회, 특히 노동시장에서 여성의 위치는 어떠한가? 과연 우리나라 여성들은 1960년대 이후 이루어 낸 산업화와 경제발전에 발맞추어 그들의 경제적 위치나 혜택들을 확보하고 있는가, 경제활동참가율이나 남녀 임금비율의 점진적인 증가가 경제 분야에서의 남녀평등의 진전이라는 주장에 대한 충분한 증거가 되고 있는가? 본 연구는 이러한 문제의식하에서 노동시장에서 여성의 위치를 남녀 임금격차에 초점을 맞춰 분석해보고자 한다. 경제분야에서의 남녀평등 그리고, 여성의 위치를 노동시장에서 임금격차라는 하나의 요소를 기준으로 해석하기에는 당연히 한계를 갖게 될 것이다. 그러나 노동 시장에서의 남녀 임금격차가 적어도 경제분야에서 남녀차별을 나타내는 하나의 대표적 인 대변수(proxy variable) 역할을 맡을 수 있다는 주장에 대해서는 큰 이견이 없을 것이다. 노동시장 및 남녀 임금격차와 관련하여 볼 때, 우리나라에서는 유교적 가치관에 따라 교육과정에서의 남녀간의 성별 차이, 즉 한 집안에서 남아의 더 많은 교육투자를 위해 여아의 교육기회가 희생된다든가, 여성에게 강요되는 가사와 육아의 문제에서 기 인하여 나타나는 높은 이직률과 고용불안정성, 그에 따른 당연한 결과로서 현장훈련(on the job training : OJT)을 통한 인간자본 축적 기회의 상실 등이 노동시장에서의 여성 의 위치를 단적으로 반영하는 것이라고 할 수 있을 것이다. 본 연구에서는 이러한 노동 시장에서의 여성의 위치를 나타내는 사회적 현상들이 남녀 임금격차와 어떠한 관계에 있는가를 분석하기로 한다.

II. 남녀 임금격차에 관한 이론과 실증적 연구

남녀 임금격차에 대한 이론으로는 인간자본론이나 분단노동시장론을 가장 설명력 있

는 이론으로 들 수 있을 것이다. 그 밖에 조금은 사회학적이거나 여성학적 접근이라고 볼 수 있는 성차별이론이 있다.

1. 남녀 임금격차에 관한 이론

가. 인간자본론

인간자본론(Human Capital Theory)은 1960년을 전후해서 미국 시카고 대학의 Schultz와 Becker, 콜럼비아 대학의 Mincer 등 소위 시카고학파에 속하는 경제학자들에 의해 발전된 이론으로 신고전학과 노동시장이론의 범주 속에서 일종의 변형을 요구하는 이론이다. 신고전학과 노동시장이론에서는 완전경쟁시장과 노동의 동질성이라는 가정하에 임금이 노동에 대한 수요와 공급의 균형에서 결정되므로(Ehrenberg & Smith, 1994), 노동의 질적 차이가 임금격차를 야기하는 주된 요인이 되는데 이것을 개인의 투자행위에 의해 설명하는 것이 인간자본론이다. 따라서 임금격차는 교육, 훈련 등의 인간자본 축적량의 차이에 의해 설명될 수 있으며, 인간자본 축적의 정도는 개인의 선택에 의해 결정된다는 것이다.

한편, 인간자본 형성의 주요 방법인 교육과 훈련은 생산성을 증대시키기는 하지만 비용이 수반되기 때문에¹⁾ 미래의 더 많은 소득을 위해 현재소득을 포기하는 투자행위가 되며 결국 개인은 현재소득과 미래소득 간의 선택을 하게 되는 것이다. 따라서 현재소득을 포기하는 투자행위로 미래의 노동시장에서 높은 임금을 받게 되더라도 그것은 자신의 인간자본투자에 대한 수익, 즉 지출한 교육·훈련비용을 이자를 붙여 회수한 것에 불과하므로 고학력 숙련노동자와 저학력 미숙련노동자의 평생임금소득의 현재가치는 동일하게 된다.

이와 같이 인간자본론에 의하면 교육, 일의 경험, 훈련, 일의 계속성 등과 같은 생산성에 영향을 주는 인간자본의 차이로 인하여 임금격차가 발생하며, 이러한 인간자본량에 의한 생산성 차이를 배제한다면 임금은 동일하다고 보고 있다. 또한 남녀간 임금격차도 인간자본투자량에서의 차이가 생산성 차이를 야기하여 발생하게 되는 것이며, 이러한

1) 일반적으로 인간자본에 대한 투자지출, 즉 비용은 세 가지 종류로 구분할 수 있다. 첫째, 직접비용, 둘째, 투자기간 동안 일할 수 없기 때문에 발생하는 소득의 손실, 셋째, 정신적 비용이다.

관점에서 보면 남녀간의 임금격차는 구조적 차별의 결과가 아니라 여성들 개개인의 책임으로 전가되는 것이다.

나. 분단노동시장이론

사회집단간의 소득불평등을 개인특성의 차이로 설명하는 신고전학과 이론에 반하여 소득불평등의 원인을 노동시장의 구조적 특성에서 찾고자 하는 이론이 분단노동시장론(segmented labor market)이다. 분단노동시장론은 분석방법에 따라 제도학파의 이론과 급진적 이론으로 구분할 수 있지만, 두 이론 모두 신고전학과 이론에서 가정하는 노동시장의 동질성을 반박하고 노동시장이 분단되어 있다는 기본 골격에 논의의 초점을 맞추고 있기 때문에 분단노동시장론으로 이해되고 있다.

분단노동시장론에 의하면 노동시장과 경제체제는 질적으로 다른 두 개 혹은 그 이상의 부문으로 나누어져 있으며, 다른 부문에 속해 있는 노동자들은 상이한 노동조건과 기회구조 속에서 일하게 되는데, 이것은 노동자들의 개인적 특성에서의 차이라기보다는 주로 경제체제나 노동시장의 구조에서 비롯되는 것이다. 또한 남녀간의 임금격차도 여성의 낮은 임금, 승진기회의 결여, 낮은 고용안정성, 인적자원에 대한 낮은 보상 등으로 특징지워지는 부문에 집중되어 있기 때문이라고 본다. 결국 분단노동시장론에서는 인간자본이론에서처럼 여성들이 교육수준을 향상시키고 경력을 증가시키더라도 남녀 임금격차를 축소시킬 수는 없게 된다.²⁾

다. 성차별이론

인간자본론이나 분단노동시장론은 노동시장의 수요와 공급의 원리를 중심으로 한 이론들이었던 반면 성차별이론은 여성학이나 사회학적 입장에서의 설명방식으로서 보다 근본적인 문제인 남녀차별의식이나 여성의 성역할 사회화 등의 관점에서 남녀 임금격차를 설명하는 것을 말한다. 차별은 크게 노동시장 외에서의 차별과 노동시장 내에서의 차별로 나누어지며, 후자는 다시 고용차별과 임금차별로 구분된다.³⁾ 이와 같은 세 가지 형

2) 분단노동시장론은 Doeringer와 Piore가 주장한 이중노동시장(Dual Labor Market)과 Edwards, Reich, Gordon, Wachtel 등이 전개한 급진적 분단노동시장론으로 크게 나눌 수 있다.

3) 고용차별이란 동일학력·동일경력임에도 불구하고 여성이 저위직종에 몰리는 경우를 말하는데, 이것은 다시 직종차별과 내부노동시장에서의 차별로 나누어질 수 있다. 반면 임금차

태의 차별은 상호연관성을 지니며 행해지게 되는데, 노동시장 진입 전의 차별은 각 노동자가 상이한 노동공급구조를 갖게 만들며 여기에 수요구조가 대응하여 상이한 노동시장을 형성하게 되고 이러한 노동시장의 분단에 따라 고용주가 고용차별을 행함에 따라 최종적으로 임금차별이 나타나 임금격차가 확대되는 것이다.⁴⁾

2. 실증적 연구

지금까지 남녀 임금격차에 관한 실증적 연구들을 살펴보면 대부분 다음과 같은 문제의식을 가지고 남녀 임금격차를 분석하고 있다. 첫째, 여성은 남성에 비해 평균적으로 얼마나 적은 임금을 받고 있는가? 둘째, 남녀 임금격차의 원인은 무엇인가? 셋째, 남녀 임금구조에 차별이 존재한다면, 그 차별을 제거했을 때 여성이 받을 수 있는 임금은 얼마인가?

이러한 문제를 해결하기 위한 일반적인 접근방법은 남녀 임금격차를 두 부분으로 분해하는 것이다. 즉 남성과 여성의 임금구조가 같다고 가정할 때 개별 특성의 차이에서 기인하는 부분과 남녀의 개별 특성이 같다고 가정할 때 임금구조의 차이에서 기인하는 부분으로 분해하는데, 후자의 부분을 일반적으로 차별(discrimination)이라고 정의한다.

그러나 생산성과 관련된 특성을 주요 변수로 사용하는 인간자본론적 접근방법은 인간자본을 측정하는 것과 관련된 편의(bias)가 발생하게 되는데, 즉 인간자본 축적을 정규교육과 졸업 후 투자로 구분했을 때 각각의 수치를 구함에 있어 문제가 제기된다. 먼저 정규교육의 경우, 교육의 질적 차이나 교육과 능력과의 상호작용을 충분히 설명할 수 없다는 문제가 있다. 또한 졸업 후 투자는 대부분 OJT에 집중되는데, 실제 노동경험은 측정할 수 없다는 이유로 잠재적 노동경험(나이-교육년수-6)이 대리변수로 사용된다. 그러나 노동시장참가가 불연속적으로 이루어지는 경우 잠재적 노동경험은 실제 노동경험과 상당한 괴리가 있게 되고, 이 경우 노동경험과 임금과의 관계가 과대평가될 수밖에 없다.

별이란 동일학력·동일경력이고 동시에 동일직종에 종사하고 있으면서도 임금정책 혹은 임금관행 면에서 여성이 남성보다 낮은 수준의 노동대가를 받는 경우를 말한다(박세일, 1984, 198~199쪽 참조).

- 4) 성차별이론은 다시 차별기호이론, 통계적 차별이론, 기술적 차별이론 등을 전개한 신고전학과 차별이론과, 수요독점모델, 혼잡가설 등을 주장한 제도학과 차별이론, 그리고 성역할 사회화론 등으로 분류할 수 있다.

이러한 편의를 피하기 위해 Polachek(1975)은 기대 인간자본스톡(expected human capital stock), 즉 생애 노동시장참가 패턴에 대한 기대가 주어질 때 개인이 축적하는 인간자본스톡을 새로운 변수로 제안했다. 그는 기대 인간자본스톡을 측정, 이 수치를 임금 회귀분석에 적용했는데, 남녀 임금격차의 90% 이상이 설명되었으며, 이후 이와 동일한 방법으로 미국과 대만을 분석한 Goldin & Polachek(1987)과 Kao et al.(1994) 역시 각각 남녀 임금격차의 80%와 72%를 설명해 내고 있다.

한편, 국내 연구의 경우 남녀 임금격차의 원인으로 노동시장의 분단에 많은 비중이 주어짐을 알 수 있는데, 이것은 인간자본론적 접근에서도 직종분리라는 형태로 나타나고 있다.⁵⁾ 이처럼 인간자본론에 의해 설명할 수 있는 부분이 약한 이유는 외국의 연구에서와 마찬가지로 축적된 인간자본, 특히 졸업 후 투자(post-school investment)의 양을 정확히 표현할 수 있는 변수의 부재에서 온다고 보여진다. 따라서 노동시장 참가패턴에 대한 기대가 주어질 때 개인이 축적하고자 하는 기대 인간자본스톡을 측정하여 남녀 임금격차를 결정하는 변수로 도입하는 Polachek의 방법을 한국에 적용하여 남녀 임금격차를 분석해 보는 것이 필요하다고 생각된다.

Ⅲ. 여성노동시장의 구조와 특징

남녀 임금격차의 분석에 앞서 여성노동시장의 구조와 특징을 여성노동력의 구조적 변화와 노동시장에서의 여성의 지위변화로 구분하여 살펴본다.

1. 여성노동력의 구조적 변화

1960년대 초부터 시작된 산업화 기간 동안 여성의 경제활동참가는 인구수와 참가율 모두에서 지속적으로 증가하여 왔다. 경제활동참가 인구에서 보면, 1963~98년 사이에 여성의 경제활동참가 인구는 3배 가까이 증가한 반면 남성은 약 2.3배 증가했을 뿐이다. 경제활동참가율 역시 남성의 경우 약 75% 수준에서 서서히 감소하고 있는 반면, 여성의

5) 남녀 임금격차를 분석한 국내 연구에 대해서는 안주엽(2000)과 최준혜(2000) 참조.

경우에는 꾸준히 증가하여 1963년의 36.3%에 비해 10.7%나 증가한 47.0%에 이르고 있다.

〈표 1〉 연령계층별 경제활동참가율 추이

(단위 : %)

	1963	1970	1980	1990	1995	1996	1997
14~19	34.5	48.2	34.4	18.7	14.6	13.6	13.0
20~24	43.4	42.1	53.5	64.6	66.1	66.0	66.4
25~29	36.2	30.9	32.0	42.5	47.8	51.1	54.1
30~34	39.2	38.6	40.7	49.6	47.5	49.1	50.9
35~39	41.6	44.8	53.0	58.0	59.2	60.1	60.5
40~44	48.4	49.8	57.0	60.7	66.0	65.6	67.0
45~49	44.9	50.2	57.3	63.9	61.0	62.2	62.2
50~54	38.5	44.2	54.0	60.0	58.3	57.2	58.0
55~59	32.5	37.4	46.2	54.4	54.2	53.3	53.8
60~			17.0	26.5	28.9	29.3	30.2

자료 : 한국여성개발원, 『여성통계연보』, 1998.

한편 여성의 연령별 경제활동참가율을 살펴보면, 우선 여성의 연령별 경제활동참가 구조가 M자형의 쌍봉분포(bimodal distribution)를 이루고 있으며, 이러한 구조가 시계열적으로 크게 변하지 않았음을 알 수 있다.⁶⁾

우리나라의 경우 이러한 쌍봉분포는 결혼 전인 20~24세에 활발한 경제활동을 하다가 결혼 후인 25~34세에는 자녀 출산 및 양육으로 노동시장에서 일시 물러나게 되고 그 후 35~54세에 다시 경제활동에 참여한다고 하는 여성의 노동시장참가의 불연속성을 반영하는 것이다.

산업별 취업구조를 살펴보면, 취업자 분포가 1차산업에서는 감소한 반면 2차와 3차 산업에서는 증가했음을 알 수 있다. 즉 1980년까지는 1차산업에 가장 많은 여성노동력이 분포되어 있었으나 그 이후 3차산업에 가장 많이 고용되어 1998년에는 각각 14.6%, 16.7%, 68.7%를 차지하고 있다. 그러나 1차산업에 분포되어 있는 여성노동력의 비율이 급격히 감소했음에도 불구하고 1차산업 내 여성이 차지하는 비율(여성구성비)은 오히려

6) 여성의 연령별 경제활동참가 유형은 크게 단봉형(single left-hand peak), 쌍봉형(M자형), 고원형(역U자형)으로 구분할 수 있는데, 유독 우리나라와 일본만이 아직도 M자형의 유형을 가지고 있다. 그러나 M자의 최저점은 변화를 보이고 있는데, 1960년대 이래 계속된 25~29세의 최저점이 1996년부터는 30~34세로 이동하고 있다. 이러한 현상은 무엇보다도 여성의 라이프사이클에서 결혼과 출산이 늦어지고 있다는 것이 주요인일 것이다.

증가한 것으로 나타나는데, 이것은 도시 부문으로 이주한 남성노동자 대신 나이 많은 여성들이 농업노동력으로 흡수되었기 때문이다.

2차산업의 경우는 여성노동의 비율이나 여성 구성비 모두가 1990년을 정점으로 하여 증가에서 감소로 바뀌고 있지만, 여성 구성비는 여전히 35% 수준에서 유지되어 산업화 초기보다는 많은 증가가 이루어졌음을 보여주고 있다. 그러나 2차산업에서 여성이 가장 큰 비율을 점하는 것은 낮은 부가가치와 임금수준을 가진 섬유, 의복, 모피제품 제조업이며, 세분화하여 살펴보면 비숙련의 값싼 여성노동력을 원하는 표준·반복적인 업무에 지나지 않음을 알 수 있다. 또한 3차산업의 경우도 꾸준한 증가율을 보여주고 있으나 도·소매 및 음식숙박업과 공공·사회 및 개인서비스업의 주변화되어 있는 부문에 집중되어 있다는 점을 지적해야 한다.⁷⁾

마지막으로 직종별 취업구조를 보면 1998년에 가장 많은 여성이 고용되어 있는 직종은 서비스·판매직, 사무직, 농업수산업, 단순노무직의 순이며, 입법·고위임직원·관리자나 전문가·기술공·준전문가는 약간의 증가율은 보이지만 매우 제한적으로 고용되어 있음을 알 수 있다. 게다가 직종을 세분하여 보면 여성이 각각에서 특정 직종에 집중되어 있음을 알 수 있는데, 예를 들어 전문가나 준전문가 직종 중에서 교육전문가나 교육준전문가에 집중되어 있으며, 기능원이나 장치·기계조작원의 경우에도 특수기능이 아닌 단순조립원이나 관련 기능근로자의 위치에 불과하다.⁸⁾

2. 노동시장에서 여성의 지위 변화

직업선택에 있어 임금과 더불어 또 하나의 중요한 기준이 되는 고용안정성 정도를 알

-
- 7) 산업별 여성의 분포와 함께 연령구성별 여성의 분포를 함께 보면 재미있는 사실을 발견할 수 있는데, 여성이 많이 분포되어 있는 산업의 경우 예외없이 35~44세 연령집단이 가장 큰 수치를 보이고 있다는 것이다. 아마도 이것은 여성노동의 불연속성과 관련된 것이라 생각되는데, 35~44세의 연령구간에서 이루어지는 여성의 재취업이 가장 쉬운 산업이기 때문일 것이다.
- 8) 직종분류 역시 연령계층별로 여성의 분포를 살펴보는 것이 필요한데, 산업분류와 비슷하게 여성이 집중되어 있는 직종의 경우 35~44세의 연령구간에서 가장 큰 여성의 분포가 이루어진다. 그러나 한가지 특이한 것은 여성이 집중되어 있는 직종 중 사무직의 경우 20~29세의 연령구간에서 가장 큰 수치가 나타나며 그 이후 연령에서는 급격한 감소를 보이고 있다. 아마도 이것은 결혼이나 출산과 함께 퇴직이 강요되는 사무직 고용관행의 특징을 보여주는 일면이 아닐까 생각된다.

아보자. 고용지위별로 노동력 분포를 조사해 보면, 전체 임금노동자의 비율은 계속 증가하였으며 특히 1980년대 이후에는 가속적으로 증가하였음을 알 수 있다. 또한 여성 임금노동자의 비율도 1998년의 경우 58.1%로 남성보다 약 4.9% 정도 낮은 수치이기는 하지만 남성보다 빠른 속도로 증가하고 있고, 상시고의 비율도 남녀 모두 임금노동자의 비율 증가와 함께 증가하고 있다.

그러나 임시고와 일고의 경우에는 남녀의 차이가 보여지는데, 특히 임시고에서는 남성의 경우 피고용자의 20% 내외에서 미미한 증가 추세에 있는 반면, 여성의 피고용자 중 임시고의 증가 추세는 1963년의 22.9%에서 1998년의 47.8%로 2배 이상을 보여주고 있다. 게다가 비율이 줄어들고는 있으나 여전히 높은 분포를 가진 비임금근로자의 부문을 아울러 고려할 때 아직도 반 이상의 여성이 비공식부문에서 적은 수입으로 생계를 유지해 나가고 있거나 고용안정이 보장되지 않고 부가급부도 주어지지 않는 노동시장에서 일하고 있음을 알 수 있다.⁹⁾

성별 임금비율을 살펴보면 1997년 10인 이상 사업체에 종사하고 있는 여성노동자는 남성노동자의 61.0%의 임금을 받고 있는 것으로 나타나고 있다. 이러한 성별 임금비율은 1980년의 42.9%에 비하여 19.1% 증가한 것으로 조금씩 개선되고 있음을 알 수 있지만 개선 속도는 매우 느린 실정이며, 임금비율의 절대값에서도 아직 낮은 수준에 머물러 있다는 것을 알 수 있다.

〈표 2〉 성별 임금비율 추이

(단위: 원, %)

	월평균임금		(여자/남자)×100
	남 자	여 자	
1980	222,957	95,692	42.9
1985	386,346	180,319	46.7
1990	727,444	388,171	53.4
1994	1,195,869	679,237	56.8
1996	1,525,445	907,004	59.5
1997	1,651,435	1,006,679	61.0

주: 월평균임금=정액급여+초과급여+연간특별급여액/12.

자료: 노동부, 「임금구조기본실태조사보고서」, 각년도.

9) 여성이 비임금근로자나 임시고와 일고에 많이 분포하여 있는 것을 여성의 재취업과 관련지어 생각해 볼 수 있다. 즉 불연속적 노동시장 참가패턴을 갖는 여성이 재취업을 하게 될 경우 쉽게 구할 수 있는 고용지위가 임시고와 일고이며, 임금근로자로의 재취업이 불가능할 때 선택하게 되는 것이 무급가족종사자나 자영업주가 될 가능성이 크다는 점이다.

IV. 분석모형의 설정

본 연구에서는 남녀 임금격차를 분석하기 위해 인간자본론을 이론적 출발점으로 삼는다. 그러나 본 연구에서는 인간자본론이 간과한 남녀의 노동시장 참가패턴에 주목하여, 노동시장 참가패턴의 차이에서 오는 남녀간 인간자본 축적의 차이를 이론적으로 분석하고, 그 이론적 기초 위에 남녀간 임금격차를 실증적으로 분석한다.

1. 생애 인간자본 축적

인간자본은 학교교육과 졸업 후 훈련으로부터만이 아니라 취학 전 가족양육, 건강상태, 직업탐색 등으로부터 얻어지는 '획득된 노동자 숙련(acquired worker skills)'을 표현하는 것이다. 따라서 인간자본의 축적은 생애과정(lifetime process)이며 연속적인 과정이다.

인간자본은 양도할 수 없지만 학습이나 훈련에 의해 증가시킬 수 있으며, 더 높은 수준의 투자는 생산성을 증가시키고 더 높은 소득을 낳는다. 그러므로 인간자본에 투자하는 개인은 미래의 소득잠재력이 증가할 것이라는 희망에 현재소득을 희생하는 것이고, 개인은 생애에 걸친 소득의 극대화를 가져올 수 있는 적정 투자수준을 결정해야 한다(Weiss, 1986). 이 때 인간자본 투자수준은 투자의 한계비용과 한계수입의 비교에 의해 결정되는데, 그것은 다음과 같은 이유에서이다.

인간자본의 추가적 투자에 대한 한계비용곡선이 원점에서 출발하는 우상향하는 곡선으로 주어질 때, 투자의 패턴은 생애 노동기간(T)의 길이에 전적으로 의존하게 된다. 즉 만약 T 의 길이가 아주 짧다면 개인은 인간자본에 전혀 투자하지 않을 것인데, 왜냐하면 투자로부터 수입을 얻을 수 있는 기간이 거의 없기 때문이다. 따라서 유한한 생애 노동기간을 가정할 때, 더 나중의 투자는 더 짧은 기간에 걸쳐 수입을 낳게 되고, 결국 추가적 투자로부터 얻어지는 한계수입은 더 작아지게 되므로 인간자본의 총투자¹⁰⁾도 연령에

10) 투자의 한계비용과 한계수입의 비교에 의해 결정되는 것은 총투자이지 순투자가 아니다.

따라 감소하게 될 것이다.

인간자본의 축적은 생애를 통한 연속적 과정에서 이루어지기 때문에 정규교육기관뿐만 아니라 졸업 후의 단계에서는 대부분 작업장에서 이러한 소득능력의 지속적 축적과 관련된 인간자본의 형성이 이루어진다. 이 점과 관련하여 인간자본론이 가지는 중요한 함의는 인간자본에 대한 투자 및 그로 인한 임금수준의 결정이 실제 노동시장참가 이외에 기대되는(expected) 노동시장참가에도 크게 영향을 받는다는 사실이다.

첫째, 실제 노동시장참가와 임금은 직접적인 관계를 갖고 있다. 이것은 노동경험 했수가 늘어날수록 인간자본의 축적량이 커지고 따라서 임금도 증가하게 된다는 것을 의미하는데, 왜냐하면 실질적인 훈련을 통한 인간자본 축적이 노동현장에서 발생하기 때문이다. 둘째, 기대된(expected) 노동시장참가는 임금과 암묵적인(implicit) 관계를 갖게 된다. 그 이유는 인간자본투자로부터 얻어지는 수입이 생애 노동시장참가 기간의 길이와 함께 증가하므로, 생애를 통해 기대된 노동시장참가 했수는 개인이 노동시장에 참여하기 전 투자수준에 영향을 미치기 때문이다. 즉 연속적인 노동시장참가를 기대하지 않는 사람들은 오랜 기간이 요구되는 인간자본투자나 많은 비용이 드는 교육에 대하여는 상대적으로 덜 투자하게 될 것이다.

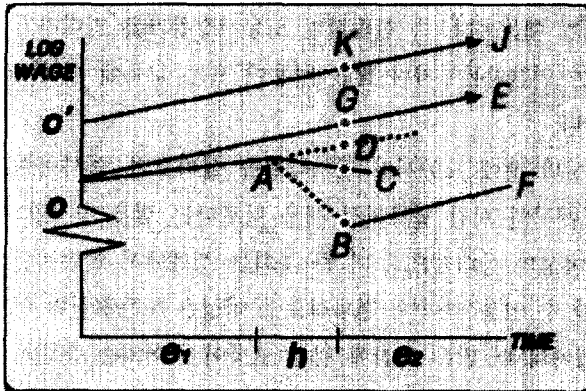
이러한 관점에서 남성과 여성의 생애 노동시장 참가패턴을 살펴보면, 역사적으로 여성과 남성은 가정과 시장 사이에서의 시간 할당에서 매우 다르다는 점을 지적할 수 있는데, 즉 양육과 가정에 대한 여성의 상대적으로 더 큰 특화는 생애에서 연속적인 노동시장참가를 포기한 대가라고 할 수 있을 것이다. 결과적으로 여성은 노동경험의 더 작은 했수를 획득할 수밖에 없고, 생애의 더 많은 기간에 걸쳐 보상이 주어지는 훈련과 교육에 투자할 동기가 남자보다 더 적어지게 된다. 물론 생애 노동시장참가율은 결혼상태나 자녀의 수, 그 밖의 다른 상황에 따라 개인별로 차이가 날 것이고 또한 장기적으로 증가하고 있음도 사실이지만, 중요한 측면은 노동경험의 불연속성이고, 이러한 불연속성이 여성의 노동시장 참가패턴을 특징짓고 있다는 것이다.

총투자와 순투자에 대해서는 뒤에 다시 설명되겠지만, 순투자는 감가율이나 기존 스톡의 크기에 의해 결정되는 반면, 총투자는 노동기간의 길이에 의해 결정된다는 점에 주의해야 할 것이다.

2. 노동시장 참가패턴에 따른 임금격차

전형적인 연속적 생애 노동시장 참가자에 대한 연령-소득곡선은 OJ 와 같이 그려지는데, 연령과 함께 연속적으로 증가한다. 그러나 노동시장참가가 연속적이지 않는 노동자는 3부분으로 나누어지는 $OABF$ 와 같은 연령-소득곡선을 갖게 되는데, 이 노동자의 소득곡선(OA 또는 BF) 기울기는 연속적 생애 노동시장 참가자의 소득곡선(OJ 또는 OE) 기울기에 대해 더 작은 기울기를 갖는다. 또한 이 노동자는 노동시장참가가 중단되는 시기(h) 동안 소득은 없으며, 노동시장 재진입시 임금(B)은 노동시장을 떠나기 직전 임금(A)보다 실질가치에서 더 낮다.

(그림 1) 노동시장 참가패턴에 따른 연령-소득 곡선



자료 : Goldin, C.X Polachek, S.(1987) p. 147에서 인용

따라서 노동시장참가 중단에 의해 야기되는 임금에서의 총손실은 BK 가 되며, 이것은 재진입 임금과 연속적인 참가자 임금 사이의 차이를 말하는 것으로 4부분으로 나누어질 수 있다. 첫째, BC 는 노동시장참가 중단기간 동안 일어나는 기능감퇴에 의한 숙련의 직접적 평가절하 부분이다. 다음으로 CD 는 선임권 상실에 의해 야기되는 임금상실이며, DG 는 연속적 생애 노동시장참가 기대를 가진 사람들에 의해 획득되는 추가적 현장훈련에 의한 추가적 소득이다. 마지막으로 GK 는 가사활동보다 노동시장에서의 경력에 더 많이 특화하려고 계획하는 사람들에 대한 추가적인, 또는 보다 시장성 있는 교육에서 기인하는 추가적 소득을 보여준다.

남녀 임금격차 분해에서 차별은 그림의 여성 소득방정식 $OABF$ 를 추정하고, 그것을 남성 소득방정식 OJ 와 비교하여 구할 수 있다. 이 때 (BD/BK) 는 임금격차의 설명된 부분을 가리키는 반면 (DK/BK) 는 설명되지 않는 잔차부분, 즉 노동시장에서 행해지는 여러 가지 성별차별에 의한 임금격차로 나타난다. 그러나 이 경우 설명되지 않는 부분, 즉 차별의 수치는 기대되는 노동시장참가 중단이 임금함수에 미칠 영향이 포함되지 않기 때문에 과잉추정된다. 따라서 이러한 과잉추정의 편의(bias)를 없애기 위해 기대되는 노동시장 참가중단을 임금함수에 포함하여야 한다.

3. 기대 인간자본스톡

생애에 걸친 노동기간에 대한 기대가 인간자본투자에 영향을 미친다는 것은 분명하다. 왜냐하면 인간자본투자에서 개인은 한계비용이 한계수입의 현재가치, 즉 인간자본의 추가적 단위로부터 발생하는 소득흐름의 현재가치와 같을 때까지 투자하는데(Ben-Porath, 1967 ; Polachek, 1975b), 이 때 수입은 기대된 임금과 생애 노동시장참가 패턴에 의존하는 반면, 투자비용은 노동시장참가 패턴과 상관 없이 변하지 않기 때문이다.¹¹⁾ 따라서 인간자본 생산에 대한 한계비용이 주어질 경우, 만약 더 적은 노동시장참가가 기대된다면 더 낮은 기대임금을 가지게 될 것이고 인간자본에 대한 투자 역시 더 적어질 수밖에 없는 것이다.

그렇다면 문제는 기대되는 미래의 노동시장 참가에서의 단절이 될 것이다. 앞에서 살펴본 것처럼 인간자본투자는 개인이 미래임금을 증가시키는 하나의 방법이며, 노동시장 참가는 이러한 투자의 전제조건이다. 즉 미래의 노동시장참가 계획이 현재의 인간자본 투자결정에 영향을 미치는 것이다. 결국 기대되는 미래의 단절이 중요한 의미를 갖게 되며, 이것과 관련하여 임금격차도 과거의 단절에서 기인하는 생산성 감소만이 아니라 기대되는 미래의 단절로 인한 인간자본에 대한 낮은 축적을 반영한다고 할 수 있다. 따라서 임금격차 분석을 위해 기대되는 미래의 단절이 임금결정요소로 추가되어야만 한다.

이러한 기대요소는 생애 노동시장참가 패턴에 대한 기대가 주어질 때 합리적인 계획자가 인간자본에 얼마나 투자할 것인가를 계산해 내는 것에 의해 임금함수에 포함될 수

11) 그렇다고 해서 투자비용이 모든 사람에게 동일하다는 의미는 아니다. 단, 모형의 단순화를 위해 투자비용은 교육수준에 따라 달라지며, 동일한 교육수준을 가진 경우 투자의 한계비용은 같다고 가정한다.

있으며, 이 때 계산된 인간자본스톡을 '기대 인간자본스톡'이라고 한다. 기대 인간자본스톡을 측정하기 위해서는 앞에서 살펴본 바와 같이 추가적 인간자본투자에 대한 한계수입과 한계비용을 구해야만 한다. 먼저, 연속적인 생애 노동시장참가자의 연령 t 에서 한계수입(MR_t)은 다음과 같이 구할 수 있다.¹²⁾

$$MR_t = \int_0^{T-t} W_0 \exp(-\gamma t) dt \dots\dots\dots (1)$$

단, T 는 생애 노동시장참가 기간이고, W_0 는 인간자본 단위당 렌탈가격, 즉 임금률이 고, γ 는 감가를 포함하는 할인율이다. 만약 t_1 에서 t_2 까지 노동시장 참가가 중단된다면, 이러한 불연속적 노동시장참가자는 다음과 같은 한계수입을 가지게 될 것이며,

$$MR_t = \int_0^{t_1-t} W_0 \exp(-\gamma t) dt + \int_{t_1-t}^{T-t} W_0 \exp(-\gamma t) dt \dots\dots\dots (2)$$

결국 노동시장참가가 중단되는 기간이 길수록 한계수입은 더 작아진다.

식 (2)에서 보여진 기대되는 한계수입은 생애에 걸쳐 받게 되는 기대임금의 현재가치이다. 따라서 각 연령에서의 한계수입(MR_t)은 다음의 식 (3)과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$MR_t = W_0 \sum_{\tau=0}^{T-t} \frac{N_{\tau}}{(1+\gamma+\delta)^{\tau}} \dots\dots\dots (3)$$

단, N_{τ} 은 τ 년도에 기대되는 노동시장참가율이며, δ 는 감가율이다. 인간자본의 렌탈비용, 즉 임금률은 1과 같고,¹³⁾ 개인은 그들의 연장자의 경험에 기초하여 노동시장 참가에 대한 기대를 형성한다¹⁴⁾고 가정한다. 또한 할인율은 10%,¹⁵⁾ 감가율은 총 노동기간 동안

12) 이 식에서 한계수입은 인간자본의 양과는 독립적이며, 유한한 생애 노동기간의 가정으로 인해 시간에 따른 감소함수가 된다.
 13) 인간자본 단위당 임금률에서의 차이는 졸업 후 투자의 양이나 투자율에 영향을 미치지 않는데, 임금 증가는 투자의 비용과 수입을 같은 크기로 증가시켜 서로 상쇄되어 버리기 때문이다. 이 가정은 동일한 인간자본스톡에 대해 임금을 다르게 하는 암묵적 차별효과를 제거하기 위한 것이다(Polachek(1975b), p. 457 참조).
 14) 이 가정은 문제점을 가지고 있다. 왜냐하면 각 연령집단에 대한 노동시장참가율이 시간에 대해 고정되어 있는 것이 아니기 때문이다. 그러나 개인이 현재의 인간자본투자량을 결정하기 위해 예상할 수 있는 것은 자신과 동일한 조건(예를 들어 학력이나 결혼상태와 같은 조건)하에 있는 연장자의 노동시장참가 패턴일 것이다.
 15) 할인율은 교육에 대한 수익률로서 10%로 가정한다. 또한 다른 할인율을 적용했을 경우에

측정된 자본스톡에 대한 노동의 마지막 연도에서의 순투자의 비율로 계산된다.¹⁶⁾ 이러한 가정들 위에 각각의 교육수준에서 성별 한계수입을 연령별로 구해낼 수 있다.

한편, 투자의 한계비용(MC)은 대부분 과거 투자행위에 의해 결정되며, 경험적으로 한계비용은 직접적으로 관찰할 수 없다. 그러나 총투자의 양과 투자의 한계수입을 안다면 계산할 수 있는데, Mincer의 소득함수를 적용하는 것에 의해 순투자(I_n)와 총투자(I_g)가 계산될 수 있다. Mincer의 2차 소득함수는 다음과 같이 주어진다(Mincer, 1974).

$$\ln Y_t = Y_0 + \gamma S + \beta_1 t + \beta_2 t^2 \dots\dots\dots (4)$$

단, Y_t 는 t 기에 관찰된 소득이고 γ 는 교육에 대한 수익률, S는 교육년수이며 t 는 잠재적 경험년수로 정의한다. 연간 순투자는 투자수익(γ)에 의해 나누어지는 소득(Y)의 시간 변화율이므로

$$I_n = \gamma^{-1} (dY_t/dt) = \gamma^{-1} (\beta_1 + 2\beta_2 t) \dots\dots\dots (5)$$

와 같이 구해질 수 있다. 달러 단위에서 순투자를 구하면 다음과 같다.

$$I_n^d = I_n \exp(Y_0 + \gamma S + \beta_1 t + \beta_2 t^2) \dots\dots\dots (6)$$

이제 남성에 대해 식(4)을 추정하여 이 결과를 식(6)에 대입하는 것에 의해 교육수준별, 연령별 순투자가 획득되고, 총투자는 순투자에 감가액¹⁷⁾을 더하는 것에 의해 계산될 수 있다.¹⁸⁾ 이렇게 구해진 총투자를 한계수입과 비교하는 것에 의해 한계비용을 구해낸다. 다음으로 여성의 기대 인간자본스톡을 구하기 위해 남성과 여성이 동일한 수준의

도 결과에 큰 영향을 미치지 않는다.

- 16) 감가율을 계산하는 것은 개인이 자신의 생애 소득의 현재가치를 극대화한다는 가정에 기초하고 있다. 즉 총투자는 한계수입이 0이 될 때까지 양의 값을 가지므로 개인의 은퇴연령에서의 총투자가 0이며 감가가 시간에 대해 고정된 함수이므로 노동의 마지막 연도에서의 순투자가 감가의 양을 나타내게 된다. 감가율은 일정하고 나이나 노동력 참가율과는 독립적이라고 가정한다. 또한 감가율은 동일한 교육수준을 가진 남성과 여성에게 동일하다고 가정한다.
- 17) 감가액은 총 자본스톡에 감가율을 곱하는 것에 의해 계산된다.
- 18) 마찬가지로 이와 같은 방법으로 여성의 인간자본투자량도 계산할 수 있다. 그러나 동일한 비용조건하에서 미래에 대한 노동기대의 차이에 의해서 발생하는 인간자본투자의 차이를 비교하기 위해, 이러한 계산방법은 남성에게만 적용되고 나서 여성의 인간자본투자를 도출하는 데 사용한다.

교육을 받았을 때 동일한 한계비용함수를 가진다고 가정한다. 따라서 여성의 총투자는 여성의 한계수입을 계산하여 남성의 한계비용과 같게 하는 것에 의해서 구해질 수 있다. 각 연령수준에서의 순투자는 구해진 총투자에 남성의 감가율을 적용하여 계산하고, 이렇게 구해진 각 연령수준의 순투자를 합계하면 여성의 기대 인간자본스톡이 구해진다.

기대 인간자본스톡을 구하는 과정을 정리하면 다음과 같다(Polachek, 1975 ; Polachek & Kao, 1991 ; Kao et al., 1994).

- ① 각각의 교육수준에서 남성에 대한 투자의 한계수입과 한계비용을 같게 한다.
- ② 남녀의 능력이 같다고 가정하므로 유사하게 교육받은 개인들은 동일한 인간자본 생산함수와 한계비용곡선을 가진다.
- ③ 수입과 비용을 같게 하는 것에 의해서 각각의 교육-성별 집단의 총투자값을 구한다.
- ④ 총투자로부터 감가액을 빼는 것에 의해 순투자를 구한다.
- ⑤ 기간당 순투자의 값을 더함으로써 기대 인간자본스톡을 획득하게 된다.

4. 임금함수 추정모형

인간자본론에 기초한 대부분의 모형은 학력(S), 잠재적 경험(E), 산업, 직업, 노동시간과 같은 변수(X)에 대한 소득의 대수값($\ln Y$)을 회귀분석하므로 다음과 같은 임금함수를 가진다.

$$\ln Y_i = f(S_i, E_i, X_i) + \epsilon \dots\dots\dots (7)$$

그러나 앞에서 살펴본 바와 같이 인간자본투자는 노동시장참가 패턴과 밀접하게 연결되어 있으므로 노동시장참가에 대한 기대가 개별 투자동기에 영향을 미치게 된다. 따라서 기대가 임금결정요소로서 임금함수에 추가되어야만 하므로, 미래 노동시장참가 패턴에 대한 기대가 주어질 때 노동자가 축적하려고 기대하는 인간자본스톡을 계산하여 임금함수에 변수로 통합한다.

이제 기대 인간자본스톡(EK)이 S 와 E 를 대체하게 되면 임금함수는

$$\ln Y_i = f(EK_i, X_i) \dots\dots\dots (8)$$

와 같이 고쳐 쓸 수 있다. 이 식은 남성과 여성에 대해 분리해서 계산되는데, 이와 같이

임금함수에 기대 인간자본스톡을 변수로 포함하는 것은 기대가 고려되지 않는 경우에 남녀 임금격차에서 발생하는 편의를 경감시킬 것이다.

5. 차별계수추정

일반적으로 남녀 임금격차라는 것은 남성의 소득에 대한 여성의 소득비율, 즉 $\overline{Y_f}/\overline{Y_m}$ 을 말한다. 이러한 성별 임금격차는 두 부분으로 나누어질 수 있는데, 하나는 여성과 남성의 특성에서의 차이에 의해 발생하는 소득차이로서 성별 임금격차의 '설명되는' 부분이며, 다른 한 부분은 특성에 대해 지급되는 '보수' 혹은 '수익률'에서의 차이에 의해 발생하는 것으로서 '설명되지 않은 잔차'로 불리며, 시장에서의 차별과 동일시되는 부분이다.

평균 남녀소득은 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\overline{Y_m} = g_m(\overline{X_m}) \dots\dots\dots (9)$$

$$\overline{Y_f} = g_f(\overline{X_f}) \dots\dots\dots (10)$$

이 때, $\overline{Y_m}$ 과 $\overline{Y_f}$ 는 각각 남녀의 평균소득이고 $\overline{X_m}$ 과 $\overline{X_f}$ 는 각각의 특성의 평균값이다. 이 경우 차별계수, 즉 설명되지 않은 잔차는 일반적으로 두 가지 방법으로 측정될 수 있다.

첫번째 방법은 여성이 남성의 특성을 가졌다면 획득할 수 있는 소득과 여성소득을 비교하는 것이며, 다른 한 가지 방법은 남성이 여성의 특성을 가질 때 획득할 수 있는 소득과 남성소득을 비교하는 것이다. 이 각각을 함수로 정의하면,

$$\overline{Y_{fm}} = g_f(\overline{X_m}) \dots\dots\dots (11)$$

$$\overline{Y_{mf}} = g_m(\overline{X_f}) \dots\dots\dots (12)$$

식 (11)은 여성이 남성의 특성을 가질 때 획득할 수 있는 소득이고, 식 (12)는 남성이 여성의 특성을 가질 때 획득할 수 있는 소득이다. 역으로 식 (11)은 남성이 여성임금구조를 가질 때의 소득으로, 식 (12)는 여성이 남성 임금구조를 가질 때의 소득으로 설명될 수도 있다.

이제 식 (11)을 이용하여 차별계수를 구해보면, $\overline{Y_{fm}} - \overline{Y_f}$ 는 남녀의 특성의 차이에 의해 설명될 수 있는 소득차이로 정의될 수 있다. 따라서 $(\overline{Y_{fm}} - \overline{Y_f})/(\overline{Y_m} - \overline{Y_f})$ 는 특성의 차이로 설명되는 임금격차 부분인 반면, $d = 1 - [(\overline{Y_{fm}} - \overline{Y_f})/(\overline{Y_m} - \overline{Y_f})]$ 는 설명되지 않는 부분, 즉 차별계수를 나타낸다. 이와 유사한 방법으로 식(12)를 이용하여 차별계수를 구할 수도 있다.

V. 분석 결과

앞에서 설정한 분석모형으로 1994년 자료를 이용하여 남녀 임금격차를 분석한다. 이를 위해 남녀 각각에 대한 임금함수를 세 가지 모형을 통해 추정한 후, 각각의 모형에서 얻을 수 있는 차별계수를 추정하여 모형의 설명력을 비교하고 임금격차의 주요인이 무엇인가 알아본다.

1. 계량모형의 설정

임금함수를 추정하기 위한 계량모형으로 설명변수의 set에 따라 다음의 세 가지 형태를 가진 모형을 설정한다.

모형 (1) : 인간자본변수 이외의 변수만을 설명변수로 사용한다.

$$\begin{aligned} \ln W = & \hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 HR + \hat{\beta}_2 DMAR1 + \sum_{i=1}^2 \hat{\beta}_{3i} FIRM_i + \sum_{i=1}^2 \hat{\beta}_{4i} DIND_i \\ & + \sum_{i=1}^2 \hat{\beta}_{5i} DOCC_i + U_i \end{aligned}$$

모형 (2) : 모형 (1)에 전통적 인간자본변수를 포함시킨다.

$$\begin{aligned} \ln W = & \hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 HR + \hat{\beta}_2 DMAR1 + \sum_{i=1}^2 \hat{\beta}_{3i} FIRM_i + \sum_{i=1}^2 \hat{\beta}_{4i} DIND_i \\ & + \sum_{i=1}^2 \hat{\beta}_{5i} DOCC_i + \hat{\beta}_6 EDU + \hat{\beta}_7 EDU2 + \hat{\beta}_8 EXP + \hat{\beta}_9 EXP2 + \\ & \hat{\beta}_{10} TEN + \hat{\beta}_{11} TEN2 + U_i \end{aligned}$$

모형 (3) : 모형 (1)에 기대 인간자본스톡을 포함시킨다.

$$\text{Ln}W = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 \text{HR} + \hat{\beta}_2 \text{DMAR} + \sum_{i=1}^3 \hat{\beta}_{3i} \text{FIRM}_i + \sum_{i=1}^9 \hat{\beta}_{4i} \text{DIND}_i + \sum_{i=1}^9 \hat{\beta}_{5i} \text{DOCC}_i + \hat{\beta}_6 \text{EHC} + U_i$$

이와 같이 모형을 달리하여 임금함수를 추정하는 것에 의해 기대 인간자본스톡을 새로운 변수로 도입했을 때 전통적 인간자본변수가 가지는 편의를 얼마나 수정할 수 있는가를 살펴볼 수 있다.

본 연구에서 추정하는 임금함수에서 종속변수는 임금(임금총액=정액급여+초과급여+연간 특별급여/12)의 자연대수값(LnW)이고, 설명변수는 다음과 같이 구분할 수 있다.

첫째, 전통적 인간자본론에서 다루는 변수로서 생산성을 증대시켜 임금에 영향을 미

<표 3> 임금함수의 변수

기 호	단 위	정 의
LnW	원	임금총액(=정액급여+초과급여+연간 특별급여/12)의 자연대수값
HR	시간	노동시간(=정상근로시간수+초과근로시간수)
DMAR ¹⁾	더미	결혼 여부(1=미혼, 2=기혼)
FIRM ²⁾	더미	기업규모(1=500인 이상, 2=100~499인, 3=10~99인)
DIND ³⁾	더미	산업(1=농업, 수렵업, 임업, 어업, 광업, 2=제조업, 3=전기·가스·수도업, 4=건설업, 5=도소매 및 수리업, 6=숙박·음식점업, 7=운수창고 및 통신업, 8=금융·보험업, 9=서비스업)
DOCC ⁴⁾	더미	직종(1=고위임직원 및 관리자, 2=전문가, 3=기술공 및 준전문가, 4=사무직, 5=서비스 및 판매직, 6=농업 및 어업 숙련직, 7=기능원, 8=장차 및 조차원, 9=단순노무직)
EDU	년	교육년수
EDU2	년	교육년수의 제곱
EXP	년	경력년수(=연령-교육년수-6-근속년수)
EXP2	년	경력년수의 제곱
TEN	년	근속년수
TEN2	년	근속년수의 제곱
EHC	원	기대 인간자본스톡

주: 1) DMAR 2가 기준.
 2) FIRM 3이 기준.
 3) DIND 9가 기준.
 4) DOCC 9가 기준.

치는 변수들이다. 여기에는 학력, 경력연수,¹⁹⁾ 근속년수가 해당된다.

둘째, 개인의 생산성 증대와 관련 없이 임금에 영향을 미치는 변수로 결혼 여부, 사업체의 규모, 산업, 직종 변수가 포함된다.

셋째, 전통적 인간자본론에서 다루지 않은 변수로서 노동시장참가 패턴과 관련하여 개인이 생애를 통해 축적할 것으로 기대되는 기대 인간자본스톡(EHC)이다. 기대 인간자본스톡을 구하는 방법은 제IV장에서 설명된 바 있으므로, 설명된 방법에 의해 구해진 성별·학력별 총투자자와 순투자자를 5년 단위의 연령구간별로 평균하여 <표 4>에 정리하였다.

표를 통해 알 수 있듯이 기대 총투자수준은 성별·학력별로 다른데, 여성은 남성보다 훨씬 더 낮은 투자수준을 보이고 있으며, 대부분의 경우 학력이 높을수록 투자수준도 높아지는 경향이 있다. 또한 총투자로부터 감가액을 빼는 것에 의해 계산된 기대 순투자 역시 남성에 비해 여성이 더 낮은 수준에 머물러 있음을 알 수 있다. 이 때 감가액은 총(total) 자본스톡에 감가율을 곱해 주는 것으로 계산되는데, 앞에서 설명한 방법으로 감가율을 계산한 결과 중졸 이하 .0885, 고졸 .0426, 전문대졸 .0444, 대졸 .0610의 값을 구했으며, 이 값은 남녀에게 동일하게 적용된다.

동일한 학력을 가질 경우 한계비용함수가 남성과 여성에게 동일하다고 가정하였는데도 불구하고 여성이 남성보다 훨씬 낮은 투자수준을 보인다는 것은 여성이 노동생애를 통해 얻을 수 있는 한계수입이 남성에 비해 그만큼 더 작다는 것을 의미하며, 이것은 다시 여성이 예상하고 있는 노동시장참가가 그만큼 더 짧다는 것을 의미하는 것이라고 보여진다.

물론 <표 4>에 제시된 수치에 문제점이 없는 것은 아니다. 기대 인간자본스톡을 구하기 위해서는 인간자본투자로부터 얻어지는 한계수입을 구해야 하는데, 이 때 남녀 각각에 대한 연령별·학력별 노동시장참가율이 필요하다. 그러나 본 연구에서는 연령별·학력별 노동시장참가율에 대한 자료를 구할 수 없어서 성별·연령계층별 경제활동참가율과 성별·교육정도별 경제활동참가율을 곱하여 남녀 각각의 연령별·학력별 노동시장

19) 경력변수는 연령-교육년수-6-근속년수로 정의하는데, 이것은 두 가지 의미를 가진다. 첫째 경력변수가 잠재경력년수이며, 둘째 현 직장에서의 근속년수를 제외한, 즉 현 직장에 취업하기 이전의 경력년수라는 것이다. 노동부의 조사에 근속년수와 별개로 현 직종에서의 종사기간을 조사하는 경력년수의 항목이 있지만, 구간으로 나누어져 조사되어 있는 데다가, 경제활동의 단절성이 있는 응답자의 경우 재취업시 동일직종에 고용되리라는 보장도 없기 때문에 변수로 사용하지 않았다.

〈표 4〉 성별·학력별 기대 총투자와 기대 순투자

(단위: 원)

		기대 총투자 (Expected Gross Investment)		기대 순투자 (Expected Net Investment)	
		남 성	여 성	남 성	여 성
중 졸 이 하	14~19	505,155	434,033	417,989	369,242
	20~24	838,552	592,732	526,128	362,933
	25~29	1,065,494	660,222	517,437	285,422
	30~34	1,157,147	747,404	398,111	251,638
	35~39	1,132,153	763,474	225,406	167,805
	40~44	993,016	676,621	22,239	29,854
	45~49	753,687	506,358	-188,891	-125,049
	50~54	455,870	305,918	-369,955	-247,668
	55~59	158,801	105,696	-478,720	-321,658
	60~	0	0	-468,739	-341,744
고 졸	17~19	564,268	341,950	541,864	328,243
	20~24	739,092	421,833	617,654	349,740
	25~29	914,964	494,707	658,042	348,615
	30~34	973,493	536,743	581,015	318,152
	35~39	920,304	516,993	416,774	236,594
	40~44	780,951	440,397	205,959	119,096
	45~49	554,973	311,010	- 42,836	- 23,509
	50~54	275,108	154,044	-291,779	-163,230
	55~59	52,397	29,240	-450,111	-244,550
	60~	0	0	-412,562	-242,311
전 문 대 졸	19~24	690,703	458,061	619,964	410,678
	25~29	893,916	574,170	670,279	427,516
	30~34	1,046,946	679,186	673,039	436,228
	35~39	1,084,756	710,345	568,734	374,573
	40~44	960,884	630,416	337,225	223,524
	45~49	739,942	483,943	65,012	43,127
	50~54	417,179	272,722	-245,049	-159,897
	55~59	153,517	100,175	-528,350	-284,441
		60~	0	0	-485,199
대 졸	22~24	833,209	340,705	780,577	425,482
	25~29	1,039,601	560,321	804,142	432,656
	30~34	1,403,977	760,612	904,767	490,702
	35~39	1,609,192	876,162	838,466	458,411
	40~44	1,621,013	883,518	617,108	338,099
	45~49	1,407,246	765,757	257,456	140,540
	50~54	1,017,514	553,552	-160,690	- 87,231
	55~59	473,849	257,456	-601,469	-327,376
		60~	0	0	-899,781

자료: 노동부, 『임금구조 기본통계조사 테이프』, 1994.

한국여성개발원, 『여성통계연보』, 1998의 자료를 근거로 하여 계산.

참가율로 대신하였다. 따라서 연령계층에 따른 교육 정도의 차이를 반영할 수 없게 되었다는 한계가 발생한다. 하지만 가장 가능성 있는 대안으로 생각되어 이 방법을 채택하였다.

2. 실증분석 결과

가. 자료의 선택

본 연구에서 사용한 자료는 노동부에서 조사한 1994년 「임금구조 기본통계조사 데이터」에서 60세 이하인 사람 중²⁰⁾ 약 55,000명을 임의추출한 것으로서 자료의 특성을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 전체 표본수 55,160명 중 남성이 39,476명이고 여성이 15,684명으로 남성 71.6%, 여성 28.4%인데, 여성의 비율이 다소 낮게 추출되어 있다.

둘째, 표본의 남녀 임금격차는 남성이 1,240,624원, 여성이 694,791원으로 여성이 남성의 56.0%를 받는 것으로 나타나는데, 모표본의 남녀 임금격차 56.8%보다 약간 하향추정되어 있다.

셋째, 연령은 남성이 평균 36세로 여성보다 높으며, 학력은 약 1년 정도 남성이 높아 남녀간에 그다지 격차가 없는 것으로 나타났다.

넷째, 결혼 여부에 의한 구성에서 남성은 기혼이 76.7%, 여성은 미혼이 58.7%로 각각 더 많다. 이것은 여성이 결혼과 함께 노동시장에서 일시·영구적으로 퇴장하기 때문이라고 생각된다.

다섯째, 근속년수는 남성이 6.3년, 여성이 3.6년으로 남성이 약 1.8배 정도 길게 나타났다. 이러한 여성의 짧은 근속년수는 여성의 불연속적 노동시장참가 패턴을 반영한다고 보여진다.

나. 실증분석 결과

남녀 임금격차를 결정하는 요인의 분석을 위하여 본 연구에서는 OLS를 사용하여 남녀 각각에 대해 앞의 세 모형에 근거한 임금함수를 추정하였다. 추정결과를 정리해 보면

20) 연령을 60세까지로 한정된 이유는 60세를 정년으로 간주하여 분석하기 위해서이다.

다음과 같다.

먼저 모형 (1)에서, 그리고 다른 두 모형에서도 공통적으로, 노동시간의 변화가 임금에 주는 영향 정도를 나타내는 β_1 은 세 모형 모두에서 여성이 더 큰 추정치를 보여주며, 결혼 여부가 임금에 주는 영향 정도를 나타내는 β_2 의 경우에 남녀 모두 기혼보다 미혼인 경우 더 적게 번다는 것은 분명하지만 남성이 더 큰 음의 계수값을 보여주고 있고, 계수값의 남녀 차이가 상당히 크게 나타나고 있다. 노동시간에 대한 여성의 더 큰 계수값은 임금과 노동시간에 초과급여와 초과노동시간이 포함되었기 때문인 것으로, 여성이 남성보다 초과근로시간이 많아 총임금 중 초과급여가 차지하는 비중이 더 많기 때문인 것으로 분석된다. 또한 결혼 여부에 대해서는 기혼 남녀에 대해 남성에 대해서는 가계를 책임지는 사람, 여성에 대해서는 가계보조자라는 인식을 가지고 있기 때문이라고 생각된다.

기업규모가 임금에 주는 영향 정도에 대한 추정결과를 보면, 소규모보다 중·대규모 기업의 노동자가 남녀 모두 더 많은 임금을 받는데, 남성의 경우 계수값이 더 크기 때문에 기업규모가 커짐에 따라 남녀간 임금격차도 더 크다는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 대기업에서의 높은 임금이라는 혜택을 남성이 더 많이 받고 있다는 것을 의미한다. 또한 산업변수와 직종변수의 추정치는 기준이 되는 서비스업과 단순노무직에 비교된 산업간·직종간 임금분포를 보여주는데, 남녀가 각각 다른 값들을 나타내고 있다.

모형 (2)를 통해 학력, 경력년수, 근속년수 변수들의 추정결과를 살펴보면, 학력, 경력년수, 근속년수 모두 종속변수인 임금에 대하여 유의미한 2차함수의 관계를 갖고 있음을 보여주고 있는데, 다른 두 변수와는 달리 학력의 경우 볼록한 모양을 가지고 있다. 이것은 교육에 대한 수익률이 학력이 높아지면 처음에는 낮아지다가 다시 높아진다는 것을 의미하는데, 고졸이나 전문대졸에 비해 대졸자의 수익률이 월등히 높다는 것을 의미하는 것이다. 그리고 그 수치는 여성의 경우 더 크게 나타나고 있다.

경력년수와 근속년수는 이와는 반대로 오목한 2차함수의 형태를 가지고 있으므로 연수가 많아지면 처음엔 수익률이 커지다가 정점을 지나 다시 작아지는 모습을 보인다. 경력년수에 대한 계수값은 남성이 더 큰 반면,²¹⁾ 근속년수에 대한 계수값은 여성이 더 크

21) 경력년수에 대한 계수값의 비교는 그다지 유효하지 않다고 생각되는데, 왜냐하면 경력년수가 연령-교육년수-6-근속년수로 계산되어지므로 남성의 경우는 실제 경력년수와 그다지 차이가 없다고 하더라도 여성의 경우 노동시장의 불연속적 참가에 의해 실제 경력년수와 큰 편차가 있을 수 있기 때문이다.

〈표 5〉 남녀 임금함수 추정결과

	모형 (1)		모형 (2)		모형 (3)	
	남성	여성	남성	여성	남성	여성
Constant	13.928** (1048.147)	13.185** (609.283)	13.183** (442.409)	12.726** (306.794)	13.149** (945.505)	12.836** (540.659)
HR	-2.989E-04** (-6.274)	1.328E-03** (14.748)	9.805E-04** (24.418)	2.152E-03** (31.091)	8.566E-05** (2.025)	1.174E-03** (13.427)
DMAR	-.379* (-84.023)	-7.629E-02** (-12.716)	-.124** (-27.117)	-1.367E-02 (-1.820)	-7.362E-02** (-14.892)	.154* (16.469)
FIRM1	.306** (66.438)	.274** (39.145)	.125** (31.416)	.146** (26.650)	.288** (70.655)	.286** (42.095)
FIRM2	.125** (24.502)	.133** (18.202)	3.682E-02** (8.893)	5.760E-02** (10.322)	.118** (26.075)	.131** (18.489)
DIND1	-9.133E-02** (-4.322)	-.167* (-2.195)	6.586E-02** (3.852)	-.188** (-3.274)	-2.542E-02 (-1.359)	-.159* (-2.152)
DIND2	-1.845E-02** (-3.052)	-.228** (-25.223)	3.646E-02** (7.302)	-5.734E-02** (-7.980)	3.797E-02** (7.068)	-.215** (-24.534)
DIND3	6.735E-02** (3.650)	-3.192E-02 (-.497)	4.247E-02** (2.871)	-4.495E-02 (-.928)	.103** (6.297)	-2.599E-02 (-.417)
DIND4	.119** (13.131)	-5.045E-02* (-2.357)	.129** (17.791)	9.369E-03 (.579)	.141** (17.618)	-2.840E-02 (-1.367)
DIND5	-3.050E-02** (-3.380)	-.110** (-8.125)	1.924E-02** (2.638)	-1.986E-02 (-1.934)	2.314E-02** (2.894)	-8.624E-02** (-6.583)
DIND6	-.134** (-7.585)	-5.524E-02** (-2.753)	-5.341E-02** (-3.774)	1.125E-02 (.740)	-8.976E-02** (-5.750)	-6.420E-02** (-3.299)
DIND7	-.180** (-23.390)	-4.340E-02** (-2.644)	-4.839E-02** (-7.620)	-6.982E-02** (-5.570)	-.140** (-20.598)	-4.222E-02** (-2.651)
DIND8	.227** (24.177)	.214** (15.699)	.199** (26.229)	.202** (19.192)	.258** (30.962)	.235** (17.793)
DOCC1	-8.661E-03 (-.689)	-5.444E-02** (-2.915)	2.558E-02* (2.549)	1.096E-02 (.776)	4.598E-03 (.414)	-6.040E-02** (-3.335)
DOCC2	2.756E-02** (2.740)	-3.914E-02** (-2.953)	4.740E-02** (5.897)	1.741E-02 (1.730)	2.998E-02** (3.370)	-4.944E-02** (-3.846)
DOCC3	2.041E-04 (.020)	-.104** (-7.072)	3.755E-02** (4.652)	-4.076E-02** (-3.643)	1.198E-02 (1.340)	-.111** (-7.757)
DOCC4	-2.602E-03 (-.303)	-7.596E-02** (-6.077)	3.590E-02** (5.225)	-7.338E-03 (-.774)	7.581E-03 (.997)	-7.881E-02** (-6.502)
DOCC5	2.365E-02 (1.908)	-.130** (-7.106)	3.213E-02** (3.250)	-4.414E-02** (-3.190)	3.266E-02** (2.979)	-.120** (-6.760)
DOCC6	-3.778E-02 (-.685)	2.842E-02 (.347)	-7.412E-02 (-1.684)	7.911E-02 (1.279)	-5.693E-02 (-1.167)	1.024E-02 (.129)
DOCC7	-4.098E-03 (-.448)	-9.043E-02** (-6.923)	2.815E-02** (3.849)	-1.796E-02 (-1.812)	1.848E-03 (.228)	-9.707E-02** (-7.661)
DOCC8	3.142E-02** (3.632)	-5.489E-02** (-4.307)	3.887E-02** (5.632)	-1.048E-02 (-1.085)	3.649E-02** (4.769)	-6.363E-02** (-5.148)
EDU			-7.088E-02** (-16.274)	-8.865E-02** (-13.919)		
EDU2			5.364E-03** (30.179)	6.869E-03** (24.216)		
EXP			2.495E-02** (43.797)	4.811E-03** (6.106)		
EXP2			-5.867E-04** (-40.506)	-1.308E-04** (-6.965)		
TEN			6.053E-02** (76.713)	7.774E-02** (60.494)		
TEN2			-1.132E-03** (-33.657)	-1.582E-03** (-22.695)		
EHC					5.933E-08** (104.760)	6.092E-08** (31.361)
Adju-R2	.278	.210	.541	.551	.435	.256

주: () 안은 t값. **는 1%, *는 5% 유의수준.

다. 또한 각각의 계수값을 비교해 보았을 때 경력년수보다는 근속년수의 계수값이 남녀 모두에서 더 큰 것을 알 수 있는데, 이것은 우리나라의 임금구조에서 근속년수가 그만큼 큰 비중을 갖는다는 것을 의미하는 것이다. 이러한 현상은 여성에게서 더 명확하게 나타나는데, 여성의 경우 현 직장 이전의 경력을 나타내는 경력년수의 계수는 근속년수나 남성의 경력년수의 계수와 비교했을 때 10분의 1에도 미치지 못한다.

모형 (3)에서는 기대 인간자본스톡이 임금에 주는 영향 정도를 나타내는 계수의 추정치가 남성과 여성 모두에서 유의한 값을 갖고 있다. 따라서 기대 인간자본스톡이 임금에 확실하게 영향을 주고 있음을 알 수 있다. 또한 그 추정치는 여성이 큰 것으로 나타났다. 즉 <표 4>에서 나타난 바와 같이 기대 인간자본스톡의 값은 남성이 더 큰 반면, <표 5>의 기대 인간자본스톡의 추정치에서 알 수 있듯이 기대 인간자본스톡에 대한 수익률은 여성이 더 높게 나타나고 있다.

마지막으로 각각의 회귀분석 결과로부터 남녀 임금격차를 '설명되는' 부분과 '설명되지 않는' 부분으로 나누어 차별계수를 계산해 보면 <표 6>의 값을 얻을 수 있다. 표를 살펴보면, 평균 남녀 임금(\bar{Y}_m , \bar{Y}_f)은 각각 1,126,583원과 638,498원이며 남녀 임금격차($\bar{Y}_m - \bar{Y}_f$)는 488,085원으로 남녀 비율(\bar{Y}_f / \bar{Y}_m)은 .57이다.²²⁾ 다음으로 여성이 남성의 특성을 가진다면 벌 수 있는 임금(\bar{Y}_{fm})은 각각 673,943원, 833,041원, 893,717원으로 계산된다. 따라서 특성에 대한 차이를 조정한 후 남녀 임금비율은 각 모형에서 .60, .74, .79가 된다.

앞의 값들을 기초로 차별계수를 계산해 보자. 먼저 남녀 임금격차 중 특성 차이로 인한 '설명되는' 부분($(\bar{Y}_{fm} - \bar{Y}_f) / (\bar{Y}_m - \bar{Y}_f)$)을 구하면 각각 .07, .40, .52가 된다. 이것은 전통적인 인간자본변수와 기대 인간자본스톡변수를 포함하지 않은 모형에서 설명될 수 있는 남녀 임금격차는 7%에 불과함을 나타낸다. 또한 전통적인 인간자본변수를 사용할 경우 설명될 수 있는 남녀 임금격차는 40%인 데 반해, 기대 인간자본스톡을 설명변수로 사용할 경우 52%를 설명할 수 있다는 것을 가리키는 것이다. 한편 특성 차이로는 '설명되지 않는' 부분, 즉 차별계수는 각각 .93, .60, .48이 된다.

결국 전통적인 인간자본변수만을 설명변수로 도입하는 것은 남녀 임금격차에서 차별로 인한 부분이 과잉추정되는 결과를 가져오게 되며, 이러한 차별의 과잉추정의 편의를

22) 평균 남녀 임금은 LnW를 종속변수로 회귀분석한 후 각 변수의 평균값과 계수를 곱해 구해진 값을 다시 exp함수를 사용하여 자연수로 고친 것이다.

파하기 위해서는 새로운 변수로서 기대 인간자본스톡을 도입하는 것이 설명력을 높이는 모형이 될 것이다.

〈표 6〉 남녀 임금격차의 분해

	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)
\overline{Y}_m	1,126,583	1,126,583	1,126,583
\overline{Y}_f	638,498	638,498	638,498
\overline{Y}_{fm}	673,943	833,041	893,717
$\overline{Y}_f / \overline{Y}_m$	0.57	0.57	0.57
$\overline{Y}_{fm} / \overline{Y}_m$	0.60	0.74	0.79
$\overline{Y}_m - \overline{Y}_f$	488,085	488,085	488,085
$\overline{Y}_{fm} - \overline{Y}_f$	35,445	194,543	255,219
$(\overline{Y}_{fm} - \overline{Y}_f) / (\overline{Y}_m - \overline{Y}_f)$	0.07	0.40	0.52
$1 - [(\overline{Y}_{fm} - \overline{Y}_f) / (\overline{Y}_m - \overline{Y}_f)]$	0.93	0.60	0.48

결과적으로 이와 같은 추정결과는 남녀 임금격차의 많은 부분이 기대된(expected) 생애 노동시장참가 패턴의 차이에 기초한 기대 인간자본스톡의 차이에 의해 설명될 수 있다는 것을 가리키는 것이다. 즉 여성이 남성보다 더 낮은 임금을 받는 이유는 여성이 인간자본에 더 적게 투자하기 때문인데, 여성이 인간자본에 더 적게 투자하는 이유는 미래 노동시장 참가에서의 단절이 기대(예상)되기 때문이다. 즉 동일한 투자비용의 가정하에서 획득된 남녀의 기대 인간자본스톡은 생애소득을 결정하는 생애 노동시장참가 패턴에서의 남녀간 차이에 의존하게 되는 것이다.

VI. 요약 및 결론

본 연구에서는 우리나라에서 남녀 임금격차의 원인에 분석의 초점을 두고, 인간자본론을 이론적 출발점으로 하여 남녀간 임금격차를 실증적으로 분석하였다. 인간자본론에 의하면 노동자들간의 임금격차는 인간자본 축적량(스톡)의 차이에 의해 설명될 수 있는

데, 인간자본스톡의 정도는 개인의 선택에 의해 결정된다. 따라서 노동자간, 또는 남녀간 임금격차는 개인의 선택의 결과이며, 이러한 개인 선택에 의한 임금격차는 노동자 개인의 특성 때문이므로 남녀차별(discrimination)은 아니라는 것이다. 당연히 인간자본론에 근거하여 볼 때 개인 선택에 의한 인간자본스톡의 차이가 남녀간 임금격차를 모두 설명할 수는 없지만 인간자본스톡에 의해 많은 부분이 설명될 수 있다. 그러나 만일 인간자본스톡에 대한 개인의 선택, 즉 인간자본에 대한 투자결정 자체가 남녀차별에 의해 영향을 받는다고 하면 인간자본스톡에 근거한 남녀간 임금격차의 설명은 편의(bias)를 갖게 된다. 실제로 여성은 출산·육아 등으로 인하여 노동시장 참가의 단절이 있어 왔으며, 사회·문화적 그리고 노동시장에서의 관행에 의해 남자에 비하여 상대적으로 낮은 임금 및 직위, 고용의 불안정성 등의 차별을 받아 온 것이 사실이다. 이러한 여성의 노동시장 참가의 단절 및 차별의 존재로 인하여 이를 예상(기대)한 여성 또는 교육과정중의 보호자(=주로 부모)가 남성에 비하여 인간자본에 대한 투자를 상대적으로 적게 한다면, 남녀 임금격차를 설명하기 위하여는 인간자본스톡변수 대신에 기대(expected) 인간자본스톡변수를 사용하는 것이 편의의 발생을 줄이고 더 정확한 분석 결과를 얻을 수 있을 것이다.

이에 따라 본 연구에서는 우리나라에서의 남녀간 임금격차를 설명하기 위해 3개의 모형을 설정하였다. 모형 (1)에서는 설명변수로서 노동시간, 결혼 여부, 기업규모, 산업, 직종 변수를 택하였으며, 모형 (2)에서는 앞의 설명변수들에 더하여 전통적 인간자본론에서 인간자본스톡을 나타내는 학력, 경력년수, 근속년수 변수를 포함하였다. 모형 (3)에서는 모형 (1)의 설명변수들에 더하여 전통적 인간자본론에서 사용하는 인간자본스톡변수 대신에 기대 인간자본스톡변수를 사용하였다. 세 모형을 실증적으로 추정된 결과에서부터 남녀 임금격차를 분해한바, 남녀 임금격차 중 '설명할 수 있는 부분'이 모형 (1)에서 7%, 모형 (2)에서는 40%, 그리고 모형 (3)에서는 52%에 달하고 있음을 발견하였다. 이러한 실증분석 결과는 우리나라에서의 남녀 임금격차는 전통적 인간자본론에서 사용하는 인간자본스톡보다는 기대 인간자본스톡에 의해 더 잘 설명될 수 있음을 보여주고 있다. 또한 이 분석결과는 우리나라에서의 남녀 임금격차가 여성 또는 교육과정중의 보호자가 여성의 노동시장 참가의 단절 및 차별의 존재를 예상(기대)하여 인간자본에 대한 투자를 남성에 비하여 상대적으로 적게 한 결과임을 증명하고 있다.

한편 본 연구의 분석결과에 따르면 우리나라의 남녀 임금격차는 기대 인간자본스톡에 의해 설명될 수 있는 부분 이외에 남녀 임금격차의 통상적 요인인 남녀차별(discrimi-

mination)에서 기인하는 부분이 상당히 크다는 것을 알 수 있다. 따라서 우리나라의 남녀 임금격차를 해소하기 위하여는 기대 인간자본스톡에 대한 투자차별과 남녀차별 모두가 개선되어야 하는데, 이를 위한 몇 가지 제언을 정리해 보면 다음과 같다.

첫째, 가장 기본적으로 여성의 인간자본이 양과 질 모두에서 더 축적되어야 한다. 이것은 남녀 임금격차의 '설명할 수 있는' 부분을 줄이는 방법을 말한다. 모형 (2)나 (3)에서 남녀 임금격차의 '설명할 수 있는' 부분이 각각 40%와 52%를 차지하고 있는데, '설명할 수 있는' 부분에서의 차이를 줄이는 것이 남녀 임금격차를 줄여 나가는 기본적인 방법일 것이다. 특히 최근으로 올수록 여성의 학력은 거의 남성과 비슷해졌으며, 특히 연령이 낮을수록 고학력화 현상을 명확히 볼 수 있다. 그러나 경력년수와 근속년수의 경우는 아직 많은 격차를 보여주고 있으므로 이 부분의 축소가 가능하도록 하는 정책이 필요할 것이다. 또한 교육의 경우 양적인 증가와 함께 질적인 변화(노동시장 참여가 유리한, 기업의 수요가 풍부한 전공분야로의 진출)가 수반되어야 할 것이며, 정규학 교교육 이외의 졸업 후 훈련프로그램의 개발과 참여유도가 필요할 것이다.²³⁾

둘째, 여성의 연속적 노동시장참가가 가능하도록 하는 노동시장정책이 필요하다. 앞의 분석에서 기대 인간자본스톡을 설명변수로 도입할 경우 차별계수가 낮아지며 노동자로서의 특성차이로 인해 설명할 수 있는 부분이 커지는 결과를 볼 수 있었다. 기대 인간자본스톡이 노동시장참가 패턴과 밀접한 관련이 있으며 여성의 경우 불연속적인 노동시장참가 패턴으로 인해 더 낮은 기대 인간자본스톡을 축적하게 된다(Mincer & Polachek, 1974). 따라서 남녀 임금격차를 줄이기 위하여는 여성의 연속적 노동시장참가가 가능하도록 하여야 하는데, 이를 위해서는 우선 여성의 노동시장참가가 불연속적이게 하는 원인을 파악해야 한다. 여성의 경우 출산·육아·가사노동 등의 이유로 노동시장에서 일시적 혹은 영구적으로 퇴장하는 경우가 많은데, 출산이나 육아로 인한 불연속성은 정부정책의 개발, 시행으로 얼마든지 해결할 수 있는 부분이다. 즉 유급 출산휴가나 사내탁아제도 등을 통해 육아부담을 줄여 주고, 육아를 위한 시간제 노동(parental part-time work) 등 육아기 동안 노동시간을 탄력적으로 조정할 수 있게 해줌으로써 연속적인 노동시장참가가 가능하게끔 할 수 있을 것이다(김태홍, 1996). 또한 재취업을 원할 경우 적절한 재취업교육과 일자리 제공도 반드시 마련되어야 할 문제일 것이다.

셋째, 여성에게 행해지고 있는 노동시장에서의 차별을 철폐해야 한다. 앞의 두 가지

23) 신영수(1996)는 직업훈련의 양에 남녀간 차이가 존재하며, 남녀 임금격차를 완화하기 위해서는 여성의 더 많은 직업훈련참여, 특히 취업 전 직업훈련의 참여가 중요하다고 주장한다.

정책제안이 노동시장 외에서의 차별을 없애기 위한 것이라면, 노동시장 내에서의 차별을 없애기 위한 정책 역시 필요하다. 노동시장 내에서의 차별은 고용차별과 임금차별로 구분할 수 있다. 이에 대한 정책을 살펴보면, 먼저 임금차별을 없애기 위해서는 남녀평등을 주장하는 각계에서 공통으로 주장하는 것으로서 동일가치노동에 대한 동일임금 지급이 가장 급선무일 것이다. 물론 이것을 위해서는 우선 동일가치를 가진 노동에 대한 정의와 직무평가에 대한 세밀한 기준 제시가 마련되어야 할 것이다. 또한 직종차별과 내부노동시장차별로 나누어지는 고용차별은 성 할당제와 같은 정책을 시행함으로써 개선될 수 있을 것이다.

이상의 정책 시행과 더불어 남녀 임금격차 해소를 위한 중요한 과제는 '차별의 악순환'의 고리를 끊는 일이다. 노동시장에서 행해지는 남녀차별은 여성의 노동시장참가나 인간자본 축적에 대한 유인을 감소시켜 여성의 기대 인간자본스톡을 감소시키며, 이러한 현상은 다시 고용주의 여성에 대한 차별을 야기시키게 되는 것이다. 따라서 차별 철폐는 노동자나 고용주 혹은 남성과 여성 어느 한 쪽의 자각이나 행동으로 이루어질 수 있는 문제가 아니라는 점을 염두에 둔 정책개발과 시행이 요구된다고 하겠다.

본 연구의 한계로는 남녀간 노동시장참가 패턴의 차이로 인한 기대 인간자본스톡의 차이라는 인간자본론적 접근에 치중함으로써 임금격차를 야기하는 또 하나의 중요한 축인 남녀간 직종분리에 대한 분석이 부족하다는 점이다. 기대 인간자본스톡 축적도 분명히 직종에 따라 패턴이나 남녀 격차가 다를 것이므로, 남녀간 직종분리를 통합한 분석이 필요할 것이다. 또한 기대 인간자본스톡을 추정함에 있어서 학력이나 잠재적 경력년수 이외의 변수를 고려한 보다 정교한 분석이 필요할 것이다.

참 고 문 헌

- 김태홍. 『여성 재취업구조와 고용정책과제』. 서울: 한국여성개발원, 1996.
 노동부. 『임금구조기본통계조사보고서』. 서울: 노동부, 각년도.
 박세일. 『여성노동시장의 문제점과 남녀별 임금격차』. 박원규·박세일, 『한국의 임금구조』, pp. 179-226. 서울: 한국개발연구원, 1984.

- 신영수. 「취업 전후 직업훈련 이수와 성별 임금격차 완화」. 『노동경제논집』 19권 1호 (1996. 7): 53-68.
- 안주엽. 「고용형태와 임금격차」. 제2회 한국노동패널 학술대회 논문집 (2000. 12): 341-362.
- 최준혜. 「한국의 남녀 임금격차 분석」. 건국대학교 대학원 박사학위 논문, 2000.
- 한국여성개발원. 『1998 여성통계연보』. 서울: 한국여성개발원, 1999.
- Ben-Porath, Yoram. "The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings." *Journal of Political Economy* 75 (4) (August 1967): 352-365.
- Ehrenberg, Ronald G., and Smith, Robert S. *Modern Labor Economics*. New York: Harper Collins College Publishers, 1994.
- Goldin, Claudia, and Polachek, Solomon. "Residual Differences by Sex: Perspectives on the Gender Gap in Earnings." *AEA Papers and Proceedings* 77 (2) (May 1987): 143-151.
- Kao, Charng, Polachek, Solomon W., and Wunnava, Phanindra V. "Male-Female Wage Differentials in Taiwan : A Human Capital Approach." *Economic Development and Cultural Change* 42 (2) (January 1994): 351-374.
- Mincer, Jacob. *Schooling, Experience, and Earnings*. New York: Columbia University Press, 1974.
- Mincer, Jacob, and Polachek, Solomon. "Family Investments in Human Capital : Earnings of Women." *Journal of Political Economy* 82 (2) (March/April 1974): 76-108.
- Polachek, Solomon William. "Differences in Expected Post-School Investment as a Determinant of Market Wage Differentials." *International Economic Review* 16 (2) (May 1975): 451-470.
- Polachek, Solomon, and Kao, Charng. "Lifetime Work Expectations and Estimates of Gender Discrimination." In *New Approaches to Economic and Social Analyses of Discrimination*, edited by R. R. Cornwall and P. V. Wunnava, pp. 199-238. New York: Middlebury College, 1991.
- Weiss, Yoram. "The Determination of Life cycle Earnings : A Survey." In *Handbook of Labor Economics*, vol. 1, edited by O. Ashenfelter and R. Layard, pp. 603-640. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, 1986.

abstract

The Effect of the Male-Female's Labor Market Participated Pattern on the Wage Differentials in Korea

Ju, Sung Whan, Choi, Jun Hye

Based on the human capital theory, the wage differentials among laborers are generated from the discrepancy of human capital stock which depends on individual laborer's decision. Hence, the wage differentials among laborers or between male and female are not the results of discrimination, but the results of individual choice. But, if the individual choice for human capital stock would be affected by the male-female discrimination, the explanation for male-female wage differentials base on the human capital stock has a bias. Actually, women have experienced in the discrimination on labor market participation due to gravity, parturition, infant rearing. Also, it is a fact that women have been discriminated against men in labor market owing to social, traditional, and cultural discriminations. If woman or her parent will less invest on human capital than man owing to the existence of discrimination in labor market, the 'expected human capital stock' instead of human capital stock will explain male-female wage differentials better.

Therefore, in this study, we set up three models; first model includes working hours, industry, occupation, etc which are in general used as explanatory variables for wage decision, second model includes the variables which reflect the traditional human capital stock together with the first model's explanatory variables, third model employes the 'expected human capital stock'

instead of traditional human capital stock.

From the empirical test, the estimates of discrimination in three models are .93, .60, and .48 respectively. This result implies that the male-female wage differentials in Korea can be explained by the discrepancy of 'expected human capital stock'. Since the discrepancy in expected human capital stock depend on the disparity in life-cycle labor force participation, male-female wage differentials can largely be attributed to male-female disparity in expected lifetime labor force participation.