

성별 분리와 가치 차별에 대한 다층분석

조혜선*

인종간, 성별 격차와 같은 구조적 효과가 지속되면서 노동시장이 완전경쟁시장이라는 경제학 가정이 현실적으로 적합한 설명인가에 강한 의문점이 제기되었다. 그러나 성별 분리와 관련하여 구조적 문제를 경험적 분석에 본격적으로 도입한 연구는 여전히 많지 않다. 이에 본 연구는 개인적 차원에서 나타나는 '직업내 차이'와 구조적 차원에서 나타나는 '직업간 차이'를 동시에 고려하는 다층분석을 통해 노동자들이 공유하는 직업이라는 구조적 맥락의 존재와 그 효과에 대하여 경험적 자료를 사용하여 직접 확인하고자 하는 목적을 가진다. 1996년 '경향자료'와 '동아시아자료'를 재구성한 자료에 대한 분석 결과 첫째, 개별적 노동자들이 받는 보상에 대하여 단계적으로 모델을 검토한 바 직업이라는 구조적 맥락과 그 특성들은 설명력을 증가시키는 유의미한 요인이었다. 둘째, 직업간 차이는 기술 정도, 업무 순환성, 시간 유동성, 직업내 여성 비율 등 직업 특성을 통해 설명되었다. 셋째, 인적자본 등 개인적 특성들은 직업 특성들과 상호작용하여 그 효과를 나타내고 있다. 특히 성별 업무 분리의 지표로서 활용된 직업내 여성 비율은 기술적 요인을 통제한 후에도 지속적으로 유의미한 효과를 나타내고 있어 직업이라는 구조적인 수준에서 작용하는 성별 분리가 남녀 보상에 체계적으로 차이를 유발하는 요인이라는 점을 밝히고 있다. 이는 여성들의 경제적 참여에 있어서 질적인 향상을 도모하기 위해서는 노동시장의 구조적 문제를 제도적 수준에서 해결할 정책 입안의 필요성을 시사한다.

핵심용어: 인적자본, 성별 분리, 직업구조, 다층분석, 성비율

투고일: 2002년 8월 19일, 심사의뢰일: 8월 26일, 심사완료일: 9월 19일.

* 연세대학교 사회발전연구소 전문연구원(chohaesun@cvnet.co.kr)

I. 서론

노동시장에서 얻을 수 있는 보상에서의 차이는 인적자본에 의해 합리적으로 설명될 수 있는가. 인종간, 성별 격차와 같은 구조적 효과가 지속되면서 노동시장이 완전경쟁 시장이라는 경제학 가정이 현실적으로 적합한 설명인가에 강한 의문이 제기되었다. 구조적 관점을 가진 연구자들은 구조적인 격리현상이 노동시장의 주요한 특성이라는 대안적 설명을 제시하고 노동시장에서의 경쟁은 특정 구조에 의해 분리된 경쟁이라는 점을 강조한다(Doeringer and Piore, 1976; Edward, Gordon, and Reich, 1975).

최근 들어 구조적 분리를 결정하는 대표적인 요소로서 주목받는 요인 중 하나는 성(sex)이다. 조직, 직업, 산업이라는 거시적 단위와 귀속적 특성인 성의 조합으로 이루어진 성별 분리는 여성들의 경제활동참여 증대와 함께 사회적인 이슈가 되고 있다. 성별 분리의 정도, 결정요인, 결과들이 연구자들의 중요한 관심사가 되는 이유는 성에 의한 직업 분리가 노동시장에서의 많은 다른 결과들의 원인이기 때문이다(Bielby and Baron, 1986; 이효수, 1984).

그러나 우리나라 노동시장에 대한 논의에서 성별 분리와 관련된 구조적 문제를 분석에 본격적으로 도입한 경험적 연구는 많지 않다. 학력과 성에 기반하여 노동시장의 단층구조에 대한 분석을 시도한 이효수(1984)나 류재술(1998)은 몇 안 되는 예외적인 경우에 속한다. 대부분의 연구는 개인 특성이나 구조적 특성 각각에 대하여 기술적인(descriptive) 교차표를 제시하거나 개인 특성들을 중심으로 구성된 회귀식에 몇 개의 구조적 변수들을 가변수(dummy variable) 형태로 추가하는 형태를 띠고 있다. 노동의 공급자가 되는 노동자 개인의 특성에 초점을 맞춘 이러한 설명방식은 여성 노동자들이 직면하는 구조적 문제를 외면하고 그들의 문제를 사적 특성으로 특화해 버리는 우를 범할 가능성이 있다는 점에서 경계할 필요가 있다. 본 연구는 개인적 특성들과 직업이라는 구조적 차원에서 나타나는 특성들을 다차원상에서 동시적으로 고려함으로써 직업 특성의 구체적 효과와 개인 특성과 상호작용을 통해 분리된 노동시장에 대한 보다 현실적합성이 있는 설명을 제시하는 것을 목적으로 한다.

II. 이론적 논의

성별 분리의 내용은 분석적인 차원에서 다음과 같은 두 가지 개념으로 설명할 수 있다(Petersen and Morgan, 1995). 첫째, 노동자들의 위치를 결정하는 할당적 차별(allocative discrimination)이다. 할당적 차별은 노동자들이 특정한 기준에 따라 일정한 구조에 배치되는 현상을 지칭한다. 직업, 산업, 조직, 부문(sector)과 함께 성(sex)은 할당적 배치에 사용되는 주요한 분리의 단위이다. 할당적 차별의 구체적인 양상은 분리 단위가 되는 구조가 무엇인가에 따라 달라진다. 이른바 수평적 분리(horizontal segregation)는 할당적 차별에 따라 특정의 직업 혹은 산업에 여성 혹은 남성이 집중되어 있는 현상을 지칭한다. 성에 따른 직업 분리 속에서 여성들이 많이 분포하는 직업은 임금 수준이 낮고 승진 사다리가 발달되어 있지 않을 뿐만 아니라 고용 자체가 불안정한 직종인 경우가 많아 남성들의 직업과 차등적으로 ‘2차 부문’(Doeringer and Piore, 1976; Edward et al., 1975)에 해당되는 특징을 지닌다.

둘째, 구조적 분리는 단순히 물리적 공간의 분리가 아니라 가치 차별(valuative discrimination)이다. 조직 내에서 노동자는 근속기간, 인적자본 등 임금에 중요한 영향을 미치는 요소들이 동일하다고 하더라도 구조적 위치에 따라 보상을 다르게 받을 수 있다. 여성직¹⁾에서 일하는 노동자들이 남성직에서 일하는 노동자들보다 적은 보수를 받고 있다는 사실을 확인해 주는 경험적 연구들(Gattiker and Cohen, 1997)은 성별에 따라 나누어진 직업군이 남녀의 차이를 연구하는 데 중요한 의미를 가진다는 점을 지적하고 있다.

성별 차이는 노동자들이 위치하는 영역의 분리에 해당하는 할당적 차별과 보상에 있어서의 가치 차별이 복합적으로 작용한 구조적 불평등 현상이다. 여성직으로 분류되는 대부분의 업무는 승진 체계를 상정할 수 없는 단순보조직인 경우가 많고 전문 업무라 할지라도 여성이 다수라는 사실로 말미암아 평가절하됨으로써(Cockburn, 1983) 성에 따른 차이는 관찰할 수 있는 차이 이상이다. 여성과 남성이 같은 직업을 가지고 있더라도 성에 따라 다른 업무를 담당하는 구조적 상황에서(Bielby and Baron, 1986) 여성들이 하는 단순 업무들은 근속기간에 따라 그 능력을 인정받기 어렵기 때문에 경력

1) 직종 내의 성별 비율로 여성직, 혼성직, 남성직으로 나눌 수 있다. 일반적으로 여성비가 30% 이하이면 남성직, 30~70%이면 혼성직, 70% 이상이면 여성직으로 분류한다.

에 따른 승급은 남녀간에 다르게 나타난다. 따라서 조직 내에서 위계상 높은 지위에 남성들이 집중적으로 분포하고 하위직에 여성이 집중하는 수직적 분리(vertical segregation)의 형태가 나타난다(Bradley, 1989).

직업에 따른 구조적 차별 문제는 직업에 따라 분리된 경쟁이 존재한다는 점에서 완전경쟁론에 근본적인 도전이 된다. Sørensen(1974)의 공석경쟁이론(vacancy competition theory)은 직무간 경쟁에 대하여 설득력 있는 설명을 제공하여 주고 있다. 경쟁은 직무간에 일어나는 것이 아니라 직무 내에 한정된 것이다. 각각의 직무를 따라 직무 점유를 위한 지원자 행렬이 구성된다. 이 때 사람들은 자신들이 원하는 직업을 얻기 위해서 직무가 요구하는 자질을 갖추고 차례를 기다린다(Doeringer and Piore, 1976; 이재열, 1996). 개별적인 개인이 노동시장에서 직업을 구하는 상황을 가정한 것이 인적자본론이라면 개인들이 아니라 직무가 그 직책에 필요한 사람들을 구한다는 상황을 설정한 것이 공석경쟁이론이다. 노동시장에 대한 이러한 설명 방식은 기존의 설명 방식에서 주체와 객체를 뒤집은 것이다. 이 설명에 따르면 개인들이 다른 직업으로 이동하고자 할 때 개인들이 가지고 있는 자원들이 필요충분조건이 아니다. 개인들이 그 직업이 필요로 하는 자원을 가지고 있다고 할지라도 원하는 직업에 빈 자리(vacancy)가 있어야만 이동이 가능하다. 결국 개인이 가지고 있는 인적자원은 이동 기회를 결정짓는 직무가 공석이 되어 생기는 구조적인 기회가 존재할 때 의미가 있는 것이다.

직업이 구조적 기회를 결정한다고 할 때 성에 따라 나뉘어 있는 직업의 구조적 분리는 성에 따라 다른 취업기회가 제공된다는 것을 뜻한다. 특정한 자리를 차지하기 위한 차례는 노동자들의 잠재적인 생산성과 그들의 임금을 간의 관계에 따라 등급지어진다. 따라서 노동 서열의 끝에는 원하는 직업에의 접근이 제한된 불리한 사람들이 존재하게 된다(Doeringer and Piore, 1971). 이중노동시장이론(The Dual Labor Market Theory)은 부문간 차이를 이론화한 대표적인 이론이다. 이들은 노동시장을 1차 부문(primary market)과 2차 부문(secondary market)으로 구분하고 그 특색을 다음과 같이 정리한다. 1차 부문은 높은 임금, 고용안정성, 승진 기회, 노동 규칙의 관리 과정에 있어서 평등이 보장되는 반면, 2차 부문은 낮은 임금, 낮은 부가급부(fringe benefits), 열악한 노동조건들, 높은 이직률, 희박한 승진 기회, 자의적이고 변덕스러운 감독 등 열악한 노동 상황을 특징으로 한다(Doeringer and Piore, 1971).

인적자본론에서 가정하는 것은 능력과 배경이 같은 사람들은 동일한 보수를 받아야 한다는 것이다. 그러나 실제로 노동자들은 자신의 능력 때문이 아니라 경제적 부문 내에서 다른 위치에 속해 있다는 사실로 말미암아 차이가 나는 보수를 받는다(Jacobs and Brieger, 1988). 그런데 왜 특정한 성(sex)인 여성이 2차 부문에 집중되어 있는가

(Bibb and Form, 1977). 특정한 직업을 가진 노동자는 자신이 속한 구조적 환경에 의해 평생을 걸쳐 취득할 수 있는 보수체계가 달라진다. 1차 부문에 속한 노동자들은 나이에 따라 증가된 보상, 승진, 그리고 내부노동시장(internal labor market)의 혜택도 누릴 수 있다. 그러나 2차 부문에 속한 노동자들은 이러한 유익을 기대하기 어렵다. 대다수의 여성이 2차 부문에 속하였다면 여성이 낮은 보수를 받는 것은 그들이 처한 구조적 환경에 의해 이미 결정된 것이다. 학력이 높다거나 근속기간이 오래되었다고 하더라도 2차 부문에 속한 노동자는 1차 부문에 비견할 만한 보상을 기대하기 어렵다. 구조적으로 나타나는 부문간 차이는 부문내 개인들의 차이를 넘어서는 보다 근본적이고 결정적인 차이가 된다. 더구나 개인들이 구조적 위치를 쉽게 변경할 수 없다는 점에서 문제는 보다 심각하다.

우리나라의 노동시장에 대한 실증적 연구들에서도 성이라는 기준에 의하여 구조적 단절이 나타나고 있다는 사실이 확인되고 있다. 이효수(1984)와 류재술(1998)은 채용 및 승진 관행에 따라 형성된 학력과 성을 중심으로 한 구조적 단층이 한국 노동시장의 특징이라는 점을 지적하고 이러한 단층에 따라 임금 및 승진 결정에 있어서 중요한 차이가 유발된다는 사실을 경험적인 자료를 통해 입증하고 있다. 김미숙(1990)은 1960년에서 1980년까지 성별 직종 분절지수의 추이를 분석하면서 직종에 따른 성별 격리현상이 경제발전에도 불구하고 여전히 지속되는 한국 사회 노동시장의 중요한 특징이라는 점을 보고하고 있으며, 김영화(1990)는 노동시장의 핵심적인 보상인 임금에 있어서 성별 격리가 차이를 유발하는 구조적 요인으로서 작동하고 있다는 사실을 확인하며 또 다른 맥락에서 작동하는 구조적 요소인 직종에 주목하고 있다. 이와 같은 일련의 연구들은 다양한 방식으로 한국 노동시장에서 작동하는 구조적 요인들의 효과를 확인하여 주는 결과이다. 그러나 이러한 구조적 차이는 학력, 근속년수 등 개인 특성들과 구조적 요소의 상호작용에 대하여 본격적으로 다루지 않고 있다는 점에서 개인적 특성에 의한 차별성을 강조하는 인적자본론의 설명에 대해 부분적인 해답만을 제공할 뿐이다.

인적자본론은 개인간의 차별이 생산성과 연관된 합리적인 이유로 설명될 수 있다는 이론적 입장으로 구조적 분리에 대해 반박하는 대표적인 논의이다. 생산성에 있어서 차이를 초래하는 주요한 인적자본 요인은 공식적인 교육 수준, 기술, 그리고 근속기간이다. 특히 근속기간은 후기에 오면서 더욱 강조되고 있어서 다양한 직업간에 나타나는 보상에 있어서의 차이를 설명하는 데 핵심적인 요인으로서 그 효과가 검토되고 있다(Mincer and Polachek, 1974). 즉, 직업을 가지고 있는 사람의 직위나 조직내 근속기간의 분산에 따라 직업간 임금 분포가 결정된다는 것이다. 근속기간은 기업특수적 기술과 관련이 있는 인적자본(Becker, 1964)이기 때문에 전문직에서 경력을 쌓는 것은

확실히 그 분야에서 기술을 증가시키고 좋은 임금을 보장하는 방법이다. 이러한 논리에 따르면 여성이 차별을 받는 것은 여성 집단에 대한 구조적 차별에서 비롯된 것이 아니라 그들이 남성들보다 상대적으로 근무기간이 짧기 때문에 나타나는 합리적 결과라는 것이다.

그러나 기술에 대한 평가에 있어서도 성 차별이 적용된다면 근본적으로 중요한 것은 인적자본의 질이 아니라 성이라는 귀속적인 지위가 된다. 동일한 기술이 성에 따라 다르게 평가되는 현상은 경험적인 연구들에서 어렵지 않게 관찰할 수 있다(김미주, 2000). 여성의 기술이 남성의 기술보다 낮게 평가되고 보상되는 사회적 맥락(Gattiker and Cohen, 1997)을 고려하지 않는 설명은 그럴듯한 논리에도 불구하고 노동시장내 여성 노동자들이 직면하는 현실과 괴리되어 있다. 인적자본의 효과는 절대적인 수준에서 그 가치가 인정된다기보다는 구조적 맥락에 따라 제한된 효과를 나타내는 것이 현실이기 때문이다.

조직의 규모 면에서도 여성들의 위치는 결코 유리하지 않다. Averitt(1988)는 이중경제론(dual economy)을 제시하면서 기업 규모에 따라서도 구조적 분리가 존재한다고 주장한다. 작은 기업들과 대기업들은 서로 다른 조건에서 경쟁을 한다. 작은 기업들은 신고전주의 이론에서 보여주는 경제적 원리에 따라 작동하지만 대기업들은 스스로 시장을 장악할 만한 권력을 가지고 있다. 대규모 자본 투자가 가능한 대기업들은 그들의 생산에 대해 수요를 조작할 수도 있고 정부와의 관계를 주도적으로 적절히 이용할 수 있으며 손쉽게 국가의 경계를 넘어서는 전술과 전략들을 구사할 수 있다(Kalleberg and Berg, 1988). 내부노동시장에 의한 인력의 유치나 노동조합에 의한 교섭 행위도 대기업 중심으로 행해지고 있다. 규모에 따른 임금의 차이를 보고하는 경험적 연구들은 규모라는 구조에 의하여 비슷한 수준의 인적자본을 가지고 있는 개인들이 다르게 보상될 수 있다는 사실을 입증하여 주고 있다. 그런데 우리나라의 경우 경제활동에 참가하고 있는 여성들은 10인 이하의 소규모 기업에 집중되어 있고 대기업에 근무하는 여성들의 비율은 남성들에 비해 상당히 적다.²⁾ 결국 여성 노동자들은 대기업에서 가능한 한 여러 가지 혜택들에서 상대적으로 떨어져 있는 셈이다. 규모에 따른 차별이 존재한다면 여성들은 상대적으로 더 열악한 상황에 처하게 될 가능성이 높다.

노동자라는 공급자의 개별 특성에 초점을 맞추는 입장에서는 구조적 논의와 다른 방

2) 규모별 취업자 분포를 살펴보면 여성은 70.5%가 9인 이하의 소규모 기업에 다니고 있으며 5.8%만이 300인 이상의 대기업에 다니고 있다. 반면에 남성들은 54.5%가 9인 이하의 소규모 기업에 다니고 있으며 12.26%가 300인 이상의 대기업에 다니고 있는 것으로 나타나, 성에 따른 규모의 편중현상이 확인된다(한국여성개발원, 1997)

식으로 노동시장의 성 격차에 대해 설명한다. Polachek(1976)은 특정한 직업에 여성들이 몰려 있는 이유는 생애주기로 인해 지속적인 경력을 추구할 수 없는 여성 노동자가 생활방식 최적화(life-style optimization)라는 전략에 의해서 남성들과 다른 방식으로 직업을 선택하기 때문이라는 것이다. 여성 노동자들은 그들의 간헐적(intermittent) 경력이 문제가 되지 않는 단순한 업무를 의도적으로 선택하고 장기간 노동시장에 머무를 수 있는 조건이 되는 여성만이 관리직이나 전문직과 같은 남성직을 선택한다. 따라서 직업분포에 나타나는 불평등 현상은 예상되는 근속기간에 따라 개인들이 합리적으로 선택한 결과이다(Polachek, 1981). 비슷한 맥락에서 Corcoran and Duncan(1979)은 노동력(work history)을 분석하면서 근속기간, 특히 직업훈련 기간에 주목한다. 이들에 따르면 여성들이 남성들과 차이를 가지는 부분은 그들이 가정 일과 직장 일을 병행하기 위해서 직업훈련에 적게 투자하는 전략을 스스로 선택하기 때문이라는 것이다.

노동공급 측면에서 성에 따른 할당적 차별을 설명하는 또 다른 설명방식은 여성들의 선호에 초점을 맞춘 Hakim(1991)의 연구에서 나타난다. 저자의 핵심적인 주장은 여성들은 일에 대한 지향에 있어서 내부적으로 이질적인 집단이므로 여성 일반에 대한 이해보다는 여성 내부의 차이를 고려한 분석이 필요하다는 것이다. 이에 따르면 가정과 노동에 대한 지향에 따라 여성 노동자들은 가정지향적(home-centered), 적응적(adaptive), 노동지향적(work-centered) 집단의 세 가지로 분류된다. 가정지향적 집단은 가정과 아이들에 우선순위를 두는 집단이고, 노동지향적 집단은 노동에 우선순위를 두는 집단이며, 이 양극단의 사이에 적응적(adaptive) 집단이 있다. 가장 고되고 지루한 것으로 여겨지는 조립라인(esp. 자동차 산업)에서 시간제 노동을 하는 여성 노동자가 객관적으로 불만족스러운 상황에 대해 만족을 나타내는 아이러니에는 여성 노동자들의 선호를 고려한 이해가 필요하다는 것이다. 노동자들이 가정과 노동을 병행하기 위해 자발적으로 시간제 노동을 선택한 것이라면 개인적으로 만족스러운 대안이 될 수 있고 그 상황에 대해 일반적인 차원에서 가치판단할 수 없는 문제이다.

노동공급 측면에서 시도된 설명은 어느 정도 설득력이 있음에도 불구하고 몇 가지 점에서 할당적 차별의 핵심적인 문제를 비켜 나가고 있다. 첫째, 여성 노동자들의 선택 혹은 선호는 과연 자발적인가. 지속적인 경력을 추구하는 여성들이라고 해서 보다 노동조건이 좋은 남성직에 집중되어 분포하지도 않았을 뿐만 아니라 여성직에서 여성들의 간헐적 노동 경험에 따르는 손해를 줄일 수 있다는 어떠한 증거도 경험적으로 얻을 수 없었다(England, 1982). 또한 근속기간의 질을 높일 수 있는 직업훈련의 기회도 여성 스스로 선택하지 않은 것이 아니라 회사측에서 기회를 다르게 제공한 것일 가능성도 배제하기 어렵다. 따라서 여성 스스로 자신에게 유리한 선택을 하고 있다는

사실을 경험적으로 입증할 수 없다.

둘째, 개인의 선호 역시 맥락에 따라 변화하는 복잡하고 다양한 것이다. 현재의 직업조건이 달라진다면 개인의 선호도 크게 영향받을 것이다. 선호들은 선택을 구성하기는 하지만 결정짓지는 않는다. 선호 자체도 생애적인 것이라기보다는 어릴 적의 사회화의 결과이다. 나라마다 상황—복지국가의 발전 정도, 고용제도 등—이 다르기 때문에 여성 문제를 해결할 수 있는 어떤 보편적인 해결책도 존재하지 않는다(Crompton and Harris, 1998).

셋째, 할당적 차별은 수요와 공급의 논리만으로 설명되기 어려운 뿌리 깊은 분리의 구조이다. 여성직은 평균임금이 상대적으로 낮게 책정된다. 구직을 원하는 여성들이 여성직에 해당되는 특정 직종에 몰리게 되면 공급과잉현상(overcrowding)이 나타나서 여성들의 임금은 더욱 낮아지는 효과를 가지게 된다(Bergmann, 1974). 그렇다면 남성직의 고용주는 여성 노동자들을 낮은 임금에 고용하여 생산비용을 절감할 수 있는 이득이 있는데도 불구하고 여성을 고용하는 것을 지속적으로 기피하고 있다는 모순에 이른다. 소수가 아니라 다수의 고용주들이 특정 부문에서 이러한 비경제적인 결정을 견지하고 있는 것을 어떻게 설명할까(Blau and Jusenius, 1976). 조순경(1990)은 미숙련 단순생산직의 공급 부족에 직면한 1980년대 말 한국 노동시장을 분석하면서 상호 대체가능성이 높은 직종의 특성에도 불구하고 남성 대체인력을 기용하는 방안으로 전환하지 못하는 모순적 현상에 주목하고 있다. 흐름생산방식(flow production system)에서 노동력의 부족은 생산에 많은 차질을 빚어 개별 자본에게 막대한 피해를 초래함에도 불구하고 여성직이라는 관행을 과감하게 변화시키지 못하는 현상은 수요공급 논리만으로 단순하게 설명되기 어렵다. 신고전경제학에서는 성에 따른 직업분리는 일시적인 현상이고 결국 시장의 원리에 의해서 해결될 현상이라고 설명한다. 그러나 적어도 현실 사회에서 그 분리의 벽은 상당히 공고한 것으로 보여지며 변화의 시점은 요원한 것으로 보인다.

성에 따른 분리의 문제는 개인적 차원뿐만 아니라 조직, 직업, 제도적 차원에서 작동하는 복잡한 양상을 띤다. 따라서 노동시장이 작동하는 복잡한 원리는 개인 혹은 구조 어느 하나를 선택하기보다는 두 가지 차원을 복합적으로 고려함으로써 보다 적합하게 설명할 수 있다. 신고전경제학에 영향받은 많은 기존 연구들이 개인적 차원에서 설명을 시도하고 있는 상황에서 구조적 분리의 문제는 보다 강조될 필요가 있다. 성, 학력, 근속기간 등 개인적 수준의 변인이 구조적 맥락에 따라 가치가 다르게 평가될 수 있다면 구조와 개인의 상호작용에 대해 본격적으로 설명할 필요가 있다.

구조적 문제는 성, 조직, 직업, 산업 등 다양한 차원에서 논의될 수 있지만 성에 따

른 할당적 차별이나 가치 차별의 문제는 직업과 관련하여 가장 활발하게 논의되고 있기에 본 연구는 직업이라는 구조에 주목한다. 성에 따른 직업 분리, 직무간 경쟁, 직업에 대한 가치 차별, 직업내 업무 분리 등 구조적 차별에서 논의되는 많은 이론적 문제들이 직업과 밀접한 관련을 맺고 있다. 이러한 구조적 상황은 개인적 차원의 설명에 몇 개의 구조적 변수들을 부가적(additive)으로 포함하는 모델을 통해서만 만족스럽게 설명될 수 없다는 것이 본 연구의 문제의식이다. 따라서 성, 인적자본 등의 개인적 수준의 변수들과 직업간의 상호작용뿐만 아니라 직업의 어떠한 특성들이 차별적 상황을 연출하는지를 살펴봄으로써 현재 노동시장의 상황을 구체적으로 분석하고자 한다.

III. 연구의 대상과 방법

직업이라는 구조적 특성을 다루는 경험적 연구를 하기 위해서는 직업과 관련하여 정확하고 구체적인 정보를 가지고 있는 자료를 찾는 것이 선결과제이다. 그러나 만족스러운 직업자료를 찾기는 쉽지 않다. 자료상 제약 문제를 극복하기 위해서는 다음과 같은 점에 유의하여 직업과 관련된 변수를 적절하게 재구성할 필요가 있다. 첫째, 성별 분리는 조직 내에서 업무(job) 형태로 보다 교묘하게 일어나는 경우가 많다(Bielby and Baron, 1986; Rosenfeld and Spenner, 1992). 겉으로는 여성적인 것이 아닌 것처럼 보이는 직업도 실제로 하는 업무에 있어서는 여성적인 경우가 많다. 그러나 우리가 연구에 사용할 수 있는 대부분의 자료들은 업무에 대한 구체적인 정보를 포함하지 않고 직업(occupation)이라는 범주에 대한 정보만을 가지고 있다. 이 때 직업내 성 비율에 대한 정보는 업무의 성격을 간접적으로 시사하는 대안이 된다. 직업 내 업무내용의 중요성을 시사하는 선행 연구에서 높은 여성 비율을 나타내는 직업에서는 대체로 여성적인 업무가 주가 된다는 것을 지적하고 있기 때문이다(Rosenfeld and Spenner, 1992). 둘째, 성별 분리현상을 측정하는 데에는 분석에서 직업의 분류 범주는 결과에 큰 영향을 미친다. 대분류(1-digit)보다는 중분류(2-digit), 중분류보다는 세분류(3-digit)가 보다 자세한 정보를 제공한다. 그런데 사용 가능한 자료 내에 산업 혹은 직업에 대한 세분류 정보를 포함하고 있는 경우는 많지 않다. 분리현상의 시간에 따른 변화를 적절히 측정하기 위해서는 세분화된 범주로 일관되게 분류된 자료가 필요하다. 그런데 우리나라의 경우는 1992년 이후에 분류의 체계가 변하여서 장기적인 추세를 일관된 지표에 의해 추정하기가 어렵다는 점에 유의하여야 한다. 셋째, 이론적 논의에서 살펴본 대로 개인

들의 노동시장에서 받는 보상에서의 차이는 다차원적인 원인에 따른 결과이다. 인구학적 특성, 인적자본과 같은 개인적 요소와 함께 개인이 속한 조직, 직업, 혹은 산업이라는 범주 특성을 포함한 자료가 필요하다. 기존 연구에서 개인적 차원에 집중된 분석을 할 수밖에 없었던 이유 중의 하나는 조직, 직업 혹은 산업에 대한 풍부한 정보와 충분한 사례수를 동시에 만족시키는 자료를 구하기 어려웠고 다차원적인 변수들을 하나의 방정식에 포함시켜 분석할 적합한 방법론을 모색할 수 없었기 때문이다.

본 연구에서는 1996년 통계청에서 조사한 ‘경제활동인구조사자료’(이후 ‘경활자료’로 명명)와 같은 시기 연세대학교 사회발전연구소와 시카고대학이 공동으로 조사한 ‘동아시아 사람들의 직장생활 조사’ 자료(이후 ‘동아시아자료’로 명명)를 함께 조합하여 자료상의 제한점을 극복하고자 한다. ‘경활자료’는 성, 나이, 직업, 고용상의 지위 등 노동시장 자료 분석에서 중요한 변수들에 대한 정보를 포함하는 대형 자료로서 직업간 변이와 직업내 개인 변이를 동시에 다룰 수 있을 만큼 충분한 사례수를 확보하고 있다. 본 연구에서는 원자료 중 50% 표본을 추출하고 20세에서 60세까지 연령에 해당하는 경제활동인구 중 본 연구에 필요한 정보를 가지고 있는 34,553개의 사례수를 활용하여 개인 수준에서 변이를 다루는 1차원 자료를 구성하였다. 그런데 이 자료는 본 연구 목적에 필요한 각 직업의 구체적인 특성에 대한 정보를 충분히 가지고 있지 않기 때문에 ‘동아시아자료’를 이용하여 직업내 성 비율, 기술 정도, 업무 특성, 작업환경, 시간 유동성 등 직업에 대한 세세한 정보를 포함하는 직업 수준에서 변이에 해당하는 2차원 자료를 구성하고 두 개의 자료를 조합하여 재구성된 자료를 최종 분석에 활용하였다.

방법론적으로는 개인적 차이와 구조적 차이의 문제를 적절히 다루기 위해 다층분석(혹은 위계선형분석: multilevel analysis or hierarchical linear model: HLM)이라는 다소 새로운 분석방법을 사용한다. 다층분석에서는 직업이라는 맥락(context)에 따른 ‘직업간 차이’와 ‘직업내의 개인 차이’를 구분하는 분석 전략을 택한다(Bryk and Raudenbush, 1992). 노동시장에서 개인들은 파편화되어 흩어져 있는 것이 아니라 고용상의 지위, 직업에 따라 일정한 층위를 이루고 있다. 같은 직업내의 개인들은 직업이라는 환경을 공유하고 있다는 점을 직접 분석에 도입하는 것이다. 기존 분석에서는 인적자본이나 인구학적 특성을 나타내는 개인적 특성들에 가변수(dummy variable) 형태로 구조적 요소들을 부가적으로 다룸으로써 개인 수준과 구조 수준의 변수들이 같은 층위에서 해석되는 생태학적 오류(ecological fallacy)를 범할 위험성이 있었다. 다층분석을 사용하면 개인적 변수들과 구조적 변수들을 다차원으로 방정식에 넣을 수 있기 때문에 이러한 위험을 극복할 수 있다. 또한 직업에 따른 단순한 차이만을 지적하는

데서 더 나아가 직업에 따라 개인적 특성들이 어떻게 다르게 보상받는지 그리고 직업 간에 차이가 나타나는 구체적 이유는 무엇인지를 각 층위에서 분석할 수 있다.

본 연구는 ‘경찰자료’와 ‘동아시아자료’를 재구성한 분석자료로 활용하여 개별 특성이 1차원이 되고 세분류된 직업(3-digit)³⁾이 2차원이 되는 다층분석을 시도하였다. 이 때 구성된 1차원과 2차원 변수의 특성과 정의는 <표 1>, <표 2>에 제시되어 있는 바와 같다.

<표 1> 1차원 변수의 특성과 변수 정의

(단위: %, 개)

변 수	정 의	백분율(%) 및 평균	사례수
성	남(기준)	73.6	25,417
	여	26.4	9,136
근속기간	근속기간(0~40)	5.51	34,553
교육수준	중졸 이하(기준)	19.5	6,730
	고졸	49.6	17,151
	대졸	30.9	10,672
결 혼	미혼(기준)	35.9	12,416
	기혼	64.1	22,137
기업 크기	소규모(300미만 기준)	35.3	12,213
	대규모(300이상)	64.7	22,340
직 급	비직급 및 계장 이하	91.5	31,619
	과장 이상	8.5	2,934

<표 2> 2차원 수준(직업)의 변수의 정의와 평균 특성

변 수	정 의	평균값	사례수
기술 정도	업무에의 경력 필요 정도(5점 척도)*	1.48	34,553
업무순환	새로운 것을 배우게 하는 정도(4점 척도)**	2.52	34,553
시간 유동성	근무시간의 유동성(4점 척도)**	2.06	34,553
작업환경	건강에 해로운 정도(4점 척도)***	2.81	34,553
여성 비율	직업 내 여성의 백분율	.27	34,553

주: * 1) 1년 미만 2) 1~5년 미만 3) 5~10년 미만 4) 10~20년 미만 5) 20년 미만

** 1) 전혀 그렇지 않다 2) 그렇지 않다 3) 그렇다 4) 매우 그렇다

*** 1) 매우 해롭다 2) 해롭다 3) 해롭지 않다 4) 전혀 해롭지 않다

3) 세분류된 직업 범주는 74개이다. 이 중 분석을 위한 충분한 사례수를 가지고 있는 직업 범주 48개만이 실제 다층분석에서 사용되었다.

IV. 성별 격리와 성 비율

다층분석에 본격적으로 임하기 전에 현재 우리나라 노동시장에서 나타나는 성별 분리의 양상을 개략적으로 살펴볼 필요가 있다. 일반적으로 성별 분리의 구조는 성별 격리지수(index of segregation or index of dissimilarity)와 직업내 성 비율을 통해 조사, 연구되고 있다. 성별 격리지수는 여성과 남성이 각각의 직업에서 완전히 균형을 이루도록 분포되기 위해서 여성 혹은 남성 중에 직업을 옮겨야 하는 사람들의 비율을 계산함으로써 직업이 성별로 편중된 정도를 확인하여 주는 것이고 직업내 성 비율은 각 직업내에 여성 혹은 남성이 집중되어 있는 상대적 정도를 측정하는 방식으로 성에 따라 다르게 주어지는 업무의 성격을 간접적으로 유추할 수 있는 지표이다.

먼저 일반적으로 가장 많이 사용되는 분리지표인 격리지수(IS: index of segregation)를 살펴보기로 하자. 격리지수를 계산하는 공식은 다음과 같다(Reskin and Roos, 1990: 25).

$$IS = (\sum |X_i - Y_i|) / 2 * 100$$

X_i = 전체 여성 중 i 번째 직업 범주에 속한 여성의 비율

Y_i = 전체 남성 중 i 번째 직업 범주에 속한 남성의 비율

격리지수의 값은 0과 100 사이의 값을 가지게 되는데 0은 남녀가 각각의 직업 범주에 완전히 고루 분포되어 있는 시장 상황을 의미하고, 100은 남녀가 서로 다른 직업 범주들로 완전히 격리되는 경우를 의미한다. 격리지수는 각 직업들의 크기, 특정 직업에서의 성비, 직업분류의 단위 — 대분류, 중분류, 세분류 등 분류의 세밀한 정도 — 에 따라 다른 값을 가질 수 있다.

직업 분류체계는 1992년에 개정되고 2000년에 재개정되었다. 연도에 따라 직업분류 체계가 다르고 다른 나라와도 분류체계가 다르기 때문에 엄밀한 의미에서 시간적 추세나 국가간 비교분석을 행하기 어려운 상황이다. 다만 개정 이전의 일관된 분류체계로 우리나라 직업의 성별 분리 추세를 분석한 한 연구에 의하면 1980년에서 1989년 사이에 성별 격리지수는 낮아진 것이 아니라 오히려 높아졌다(이옥지, 1996).

격리지수는 분석 단위에 민감하게 변화하므로 어떠한 분석 단위를 선택하는지가 중요하다. 격리지수를 보다 정확하게 계산하기 위해서는 가장 자세한 분류체계인 직업

세분류를 사용하는 것이 좋다. 직업의 범주가 넓으면 이질적인 직업이 한 범주에 속하므로 직업의 성격을 적절히 대표하지 못하기 때문이다. 임금 자료의 경우 중분류를 사용할 경우는 성별 분리지수가 44.7%이고 세분류를 사용할 경우는 54.32%이다. 세분류를 기준으로 분석 결과를 해석해 보면 직업간 격리 문제가 해결되기 위해서는 약 54%의 여성 혹은 남성이 직업을 이동해야 한다. 반 이상의 남성 혹은 여성이 이직을 하여야 성 평등적 분포를 이룰 수 있다는 분석 결과는 현재 우리나라 노동시장에서 성별 직업 격리가 높게 나타나고 있다는 것을 시사한다.

직업내 성 비율과 성별 격리지수의 의미가 반드시 일치하는 것은 아니다. 격리지수가 여성 혹은 남성이 직업간에 격리된 정도를 보여준다면 성 비율은 직업별로 남녀의 상대적 집중 정도를 나타내 준다. <표 3>에서 성 비율을 중심으로 살펴보면 5대 여성 집중 직업들은 흔히 여성직이라고 언급되는 직업들이다. 간호사를 제외하고는 전문적 기술이 필요하지 않는 단순하고 반복적인 직업들이라는 점이 특징적이다. 반면에 5대 남성집중 직업들은 기관장 및 최고경영자, 기타 부서 관리자와 같이 직급 위계상 상위 직에 속하는 직업들과 광원, 발파원, 석공제 부설원 및 조각원, 운전기사 및 이동장치 조작원 등 근육 노동을 필요로 하는 직업들이 속하고 있다.

한편 5대 성별 격리 직업을 보면 여성집중 직업과 남성집중 직업이 혼재되어 있다. 성별 분리는 단순히 남성과 여성이 얼마나 다른 직업을 가지고 있는지를 따지는 것이기 때문에 업무상의 차이를 드러내는 것이라기보다는 공간적인 분리를 드러내는 것이다. 따라서 격리지수는 성별로 직업이 실제로 얼마나 분리되어 있는지를 나타내는 좋은 지표이지만 여성이 집중되어 있다는 사실 자체가 업무의 질과 직업에 대한 평가를 다르게 한다는 사회적 맥락을 반영하는 지표로서는 적당하지 않다. 노동시장에서 개인들이 받는 보상에서의 차이를 설명하는 데 성별 격리지수보다 성 비율이 직접적으로 효과를 가지는 지표라는 사실 자체가 물리적 공간의 분리 자체보다는 성에 따라 다르게 적용되는 사회적 평가가 보다 주요한 문제가 된다는 것을 시사하고 있다.

<표 3> 성별 격리지수와 성별 비율이 집중된 5대 직업들

5대 성별 격리 직업	직업별 격리지수	5대 여성 집중 직업	여성비율
조립원	4.15	간호 및 조산전문가	.99
건축가, 기술자 및 전문가	3.81	개인 보호 및 관련근로자	.83
자동차 운전원	2.78	비서, 타자원 및 관련사무원	.80
대금수납원, 금전출납부 및 관련사무원	2.37	섬유, 의복 및 관련 기능근로자	.79
간호 및 조산 전문가	2.20	가사 및 조력원, 청소원 및 세탁원	.78

V. 가치 차별에 대한 다층분석

노동시장의 성별 분리에 대한 구조적 설명을 통해 강조되고 있는 점은 개인 수준에서 설명할 수 없는 조직, 직업 혹은 산업의 구조를 고려하는 다차원적인 설명이 필요하다는 것이다. 노동시장의 보상체계를 결정하는 데 개인적 특성에 따른 다양성뿐만 아니라 개별 특성의 효과가 구조적 특성에 따라 다르게 나타날 가능성을 체계적으로 고려할 필요가 있기 때문이다. 본 연구에서는 다층분석방법을 통해 임금⁴⁾으로 나타나는 가치 차별에 대해 직업이라는 구조적 차원에서 나타나는 ‘직업간 차이’와 ‘직업내 개인차이’를 동시에 고려하는 다차원적인 설명을 시도하고자 한다.

다음에서는 다층분석에 대한 이해를 돕기 위해 가장 기본적인 모델에서부터 복잡한 모델까지 단계적으로 모델을 제시하고자 한다. 첫 번째는 여러 가지 다층분석 모델 중에서 가장 기본이 되는 모델은 무작위효과 아노바 모형(random-effects ANOVA model)이다. 모델명에서도 잘 나타나듯이 이 모델은 통상적으로 사용하는 ANOVA와 비슷한 모델이다. 다만 1차원 수준에서 개인 변이뿐 아니라 2차원 수준에서 직업 변이도 동시에 고려한다는 점이 중요한 차이이다. 두 번째는 무작위 회귀계수 모형(random-coefficient regression model)으로 회귀분석과 비슷하다. 1차원 수준에서는 회귀분석처럼 개인적 수준의 예측변수들로 구성하지만 2차원 수준에서 직업간 변이를 상정한다는 점에서 일반적으로 사용하는 회귀분석과 차별화된다. 셋째, 절편-기울기 모형(intercept and slopes as outcome model)은 개인 특성들과 직업 특성들이 동시에 작용하는 효과를 살펴보는 가장 세련된 모델이다. 1차원 수준뿐 아니라 2차원 수준에서도 예측변수를 구성함으로써 직업간 변이의 원인이 되는 요소를 구체적으로 파악할 수 있다. 다음에서는 각 모델별로 분석 결과를 제시하고 직업이라는 구조적 효과가 개인들에 대한 평가차이를 설명하는 데 어느 정도 의미 있는 맥락인지를 확인하고 설명하고자 한다.

1. 무작위효과 아노바 모형

무작위효과 아노바 모형(random-effects ANOVA model)은 가장 기본적인 위계선형

4) 본 연구에서는 시간당 임금에 자연대수를 취한 값을 종속변수로 사용하였다.

모형으로 직업 수준에서 차이를 나타내는 무작위 효과들(random effects)을 가정한다는 점을 제외한다면 ANOVA와 동일하다. 이 모델은 1차원 수준인 개인 수준에서나 2차원 수준인 직업 수준에서 모두 체계적인 차이를 가정하지 않기 때문에 예측변수들(predictors)을 사용하지 않는 단순한 모형이다. 이를 식으로 표현하면 다음과 같이 완전히 비조건적인 모델(fully unconditional model)이 된다;

$$\text{Level 1: } Y_{ij} = \beta_{0j} + \xi_{ij}, \xi_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$$

$$\text{Level 2: } \beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}, u_{0j} \sim N(0, \tau_{00})$$

식에서 직업 j를 가진 노동자들의 임금(시간당 임금의 자연대수값)은 직업들의 평균 임금(β_{0j})에 노동자들의 개별적인 특성들에 따른 차이(ξ_{ij})를 합한 것으로 1차원 식에서 표현되었다. 2차원 수준에서는 직업들의 평균임금(β_{0j})은 전체 모집단의 평균임금(γ_{00})과 직업 j와 관련된 무작위효과(u_{0j})들의 함수로 표현되었다.

무작위효과 아노바 모형 분석 결과를 통해서 노동자들이 받는 임금에서의 차이들이 직업에 따라서 다르게 나타나는 비율을 개인 수준의 분산(ξ_{ij})과 직업 수준의 분산(u_{0j})의 크기를 비교하는 계급상관계수(intraclass correlation: ICC)로써 알 수 있다;

$$ICC = \tau_{00} / (\tau_{00} + \sigma^2) = .10763 / (.10763 + .13099) = .4511$$

이 때 계급상관계수는 직업들간에 나타나는 임금에서의 분산비율을 의미한다. 분석 결과로 볼 때 임금분산에서 45.11%가 직업들간에 나타나고 있다는 사실을 확인할 수 있다. 따라서 임금 수준에서의 차이의 상당 부분이 직업들간의 차이에서 나타나고 있고 직업이라는 2차원을 고려하는 위계선형모델에 의해 임금 수준을 설명하는 것이 유의미한 분석방법이라는 판단을 내릴 수 있다.

2. 직업의 무작위 회귀계수 모형

무작위 회귀계수 모형은 직업들간에 나타나는 차이가 개인적 속성들에 따른 기울기의 차이로 나타난다고 가정하고 직업에 대한 분석을 시도하는 모형이다. 1차원 수준에서 선택된 변수들은 교육 수준간의 차이와 근속기간을 포함한 인적자본 변수들을 비롯하여 혼인 여부와 같은 인구학적 특성들, 그리고 회사 규모와 직급을 포함한 조직 변수들로 기존 노동시장이론들에서 개인 혹은 조직들간 차이를 나타내는 주요한 요인들로 지적되는 변수들이다.

무작위 회귀계수 모형에서 사용되는 변수들을 두 차원으로 표현해 보면 다음 <식>

과 같다. 1차원 수준에서는 1개의 절편과 6개의 기울기로 개인 수준에서 나타나는 임금의 차이를 설명하였고 2차원 수준에서는 예측변수들(predictors)을 사용하지 않고 평균적인 특성들로 직업들간에 나타나는 차이를 설명하였다. 임금방정식에서 흔히 고려되는 개별 요인 중 성은 이후 모델에서 고려되는 직업 특성 중 성 비율과 강한 상관관계를 가지기 때문에 제외되었으며 1차원에서 고려된 모든 변인들에 대해 다시 2차원 수준에서의 변이를 고려하는 모델의 복잡한 계산 과정 때문에 노동시장에서 보다 중요한 요인인 근속기간만을 고려하고 연령이나 노동 경험을 제외하여 모델을 최소한으로 간결화하였다. 또한 여러 번의 모델 탐색의 결과 직업의 특성들을 고려하는 것이 잔여 분산에 대한 설명력을 크게 높이지 않는 결혼과 근속기간은 고정된 값을 갖는 것으로 간주하기로 한다.

Level 1 Model:

$$Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}(\text{고졸}) + \beta_{2j}(\text{대졸}) + \beta_{3j}(\text{근속기간}) + \beta_{4j}(\text{결혼}) + \beta_{5j}(\text{대기업})^5 + \beta_{6j}(\text{직급}) + \xi_{ij}, \xi_{ij} \sim N(0, \sigma^2)$$

Level 2 Model:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + u_{1j}$$

$$\beta_{2j} = \gamma_{20} + u_{2j}$$

$$\beta_{3j} = \gamma_{30}$$

$$\beta_{4j} = \gamma_{40}$$

$$\beta_{5j} = \gamma_{50} + u_{5j}$$

$$\beta_{6j} = \gamma_{60} + u_{6j}$$

j: 직업(2차원 범주)

ξ_{ij} : 1차원 수준에서의 잔여분의 임금분산

Y_{ij} : 시간당 임금의 자연대수값

β_{ij} : 1차원 회귀계수들

β_{0j} : 중소기업에 다니는 계장 이하 중졸 미혼 노동자들의 직업별 시간당 임금(ln)

5) ‘대기업’이라는 더미변수는 엄밀한 의미에서 말하면 조직 차원의 변수이다. 직업이라는 구조가 중요하다면 조직이라는 구조도 또 다른 중요한 구조로서 노동조건을 매우 상이하게 구성한다. 그러나 직업, 조직, 개인 수준의 3차원 다층분석을 하기에는 조직에 대한 구체적인 정보나 변량이 충분하지 않다는 자료상의 문제가 있었기 때문에 개인의 근무환경으로서 간주하고 개인 수준에서 그 차이만을 통제하였다.

- β_{1j} : 직업별 고졸 학력의 중졸 학력에 대한 차이
 β_{2j} : 직업별 대졸 학력의 중졸 학력에 대한 차이
 β_{3j} : 직업별 근속기간에 따른 수익률
 β_{4j} : 직업별 기혼자들의 미혼자들에 대한 차이
 β_{5j} : 직업별 대기업 노동자들의 중소기업 노동자들에 대한 차이
 β_{6j} : 직업별 과장 이상 직급자들의 낮은 직급자들에 대한 차이
 v_{ij} : 2차원 회귀계수들(적용된 의미는 표 4, 표 5 참조)
 u_{ij} : 직업 j와 연관된 잔여분의 임금분산(random effect)

<표 4>는 직업들간의 변이에서는 체계적인 변이를 상정하지 않는 무작위 회귀계수 모형에 따라 분석한 결과를 보고하고 있다. 일반적인 다변량 분석에서와 마찬가지로 회귀계수의 값들은 다른 독립변수들의 효과들을 통제하였을 때 각각의 변수들이 추정하고 있는 순수한 효과를 나타낸다. 절편(β_{0j})은 모든 독립변수들의 값이 0일 때 추정된 값이므로 중소기업에 다니며 계장 이하의 낮은 직급에 속한 중졸 미혼의 노동자들의 직업별 임금 수준(시간당 임금의 자연대수값)을 의미하는데 이들의 직업 평균임금 수준(v_{00})은 8.05이다. 또 학력에 따른 임금의 차이는 중졸 집단을 기준으로 하여 추정되었는데 모든 집단에 대하여 유의미하게 나타나고 있다. 직업평균 고졸학력 집단의

<표 4> 직업이 시간당 임금^{##}에 미치는 영향에 관한 다층분석: 무작위 회귀계수 모형

설명 변수		회귀 계수		
절편 (v_{00})		8.054**		
고졸 학력으로 인한 차이(중졸 기준) (v_{10})		.102**		
대졸 학력으로 인한 차이 (v_{20})		.281**		
#근속기간에 대한 수익률 (v_{30})		.026**		
#결혼에 따른 차이 (v_{40})		.174**		
대기업(300인 이상)의 차이 (v_{50})		.034**		
직급으로 인한 차이 (v_{60})		.232**		
설명력	분산	자유도	카이제곱값	p
직업의 평균임금수준	.0756	47	3639.61	.00
고졸 학력으로 인한 차이	.0106	47	353.33	.00
대졸 학력으로 인한 차이	.0384	47	227.01	.00
대기업의 차이	.0071	47	360.25	.00
직급으로 인한 차이	.0145	47	239.46	.00
노동자 수준의 효과(ξ_{ij})	.0816			

주: * $p < .05$ ** $p < .01$

fixed

시간당 임금에 대한 자연대수값

임금 차이는 .102이고 직업평균 대졸학력으로 인한 차이는 .281이다. 또 결혼을 한 사람들이 17.4% 정도 직업평균임금을 더 받고 있다. 조직 변수들의 효과도 유의미하게 나타났는데 300인 이상의 대기업에 다니는 사람들이 3.4% 직업평균임금을 더 받고 과장 이상의 직급을 가진 사람들이 23.2% 직업평균임금을 더 받는 것으로 나타났다. 분석에 사용된 모든 변수들은 그 효과가 통계적으로 유의미하였다.

또 개인 수준과 직업 수준에서의 무작위 효과의 분산을 살펴보면 개인적 특성들과 조직 변수들을 고려하여 설명된 후 설명되지 않은 개인 수준의 분산(σ^2)은 .0816이었다. 이를 앞서 분석한 무작위효과 아노바 모형($\sigma^2 = .13099$)과 비교해 보면 분석에 포함된 개인 수준의 변수들을 고려함으로써 설명력이 37.67% 증가했다는 사실을 알 수 있다. 또 임금효과들의 카이제곱값이 충분히 크므로 직업들간에 차이가 존재하지 않는다는 영가설을 기각할 수 있다.

3. 절편-기울기 모형

이제까지 다층분석 모델을 통해 구조적 수준에서 직업에 따른 변이를 고려하는 것이 보상체계의 추정에 중요한 의미가 있다는 사실을 확인하였다. 그렇다면 다음 질문은 “직업간에 차이가 존재하는 이유는 무엇인가”하는 것이다. 왜 어떤 직업은 평균적으로 임금이 더 높으며 개인적 특성이 직업에 따라 다른 효과를 가지는가. 절편-기울기 모형은 개별적인 특성 외에도 직업특성에 의해서 체계적인 차이가 존재할 가능성에 대하여 직접 검토함으로써 이러한 질문에 해답을 제공한다.

직업특성을 설명하는 변수들은 앞서 설명한 대로 ‘동아시아자료’를 이용하여 구성하였다. 직업특성을 분석하기 위해 업무기술 정도, 업무 순환성, 시간 유동성, 작업 유해성, 직업 내 여성 비율의 다섯 가지 변수들을 선택하였다. 선행한 무작위 회귀계수 모형과 다른 점은 1차원 수준뿐만 아니라 2차원 수준에서도 예측변수들(predictors)을 고려한다는 점이다. 개인 특성들로 구성된 1차원 변수들과 직업 특성들로 구성된 2차원 변수들을 조합하여 추정된 모형은 다음과 같다,

Level 1 Model:

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}(\text{고졸}) + \beta_{2j}(\text{대졸}) + \beta_{3j}(\text{근속기간}) + \beta_{4j}(\text{결혼}) + \beta_{5j}(\text{대기업}) + \beta_{6j}(\text{직급}) + \xi_{ij}$$

Level 2 Model:

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}(\text{기술})_j + \gamma_{02}(\text{업무 순환성})_j + \gamma_{03}(\text{작업 유해성})_j + \gamma_{04}(\text{여성 비율})_j + u_{0j}$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}(\text{기술})_j + \gamma_{12}(\text{업무 순환성})_j + \gamma_{13}(\text{시간 유동성})_j + \gamma_{14}(\text{여성 비율})_j + u_{1j}$$

$$\beta_{2j} = \nu_{20} + \nu_{21}(\text{기술})_j + \nu_{22}(\text{업무 순환성})_j + \nu_{23}(\text{작업 유해성})_j + \nu_{24}(\text{여성 비율})_j + u_{2j}$$

$$\beta_{3j} = \nu_{30}$$

$$\beta_{4j} = \nu_{40}$$

$$\beta_{5j} = \nu_{50} + u_{5j}$$

$$\beta_{6j} = \nu_{60} + u_{6j}$$

<표 5>는 절편-기울기 모형의 분석 결과를 정리한 것이다. 첫째, 직업별 절편(β_{0j})은 중소기업에 다니며 계장 이하의 낮은 직급을 가지고 있는 중졸 미혼 노동자들의 직업별 임금 수준을 의미하는데 직업 특성들은 이들의 임금에 유의미하게 다른 영향을 미치고 있다. 다양한 직업 특성들을 통제하였을 때 기술 정도가 높거나 업무 순환성이 높은 직업일수록 직업별 임금이 높다. 또 직업의 여성 비율은 임금 수준에 부정적인 영향력을 가지고 있어서 여성비가 높을수록, 다시 말해서 여성 업무일수록 임금은 낮아지는 효과를 보이고 있다. 이와 같은 결과는 개인별 특성이 동일하다면 전문적인 기술을 요하는 직업에서 보다 높은 보상을 받을 수 있다는 것으로 해석될 수 있다. 또 성별로 분리된 노동시장에서 직업의 성 비율은 업무 특성을 압축적으로 반영하는 요인으로서 유의한 효과를 나타내고 있다는 점에 주목할 필요가 있다.

둘째, 교육 수준이라는 개인적인 특성이 직업 특성에 따라 체계적으로 다른 영향을 받고 있다는 것을 확인할 수 있다. 중졸 집단을 기준으로 하여 비교해 볼 때 고졸 집단이 가지는 수익률에서의 우위는 몇 가지 직업 특성들로 유의미하게 설명되고 있다. 고졸 집단은 중졸 집단에 비해 평균적으로 37.7% 정도 높은 임금을 받고 있다. 업무 순환은 중졸집단의 경우와 달리 부정적인 효과를 나타내고 있다. 이러한 결과는 업무 순환이라는 의미가 상황에 따라 상반된 의미를 가질 수 있기 때문으로 해석된다. 업무 순환이라는 직업 특성은 자신의 업무에서 새로운 일을 배우는 정도로 측정되었는데 기술 정도가 높은 업무에서는 전문 영역으로 특화되어 새로운 일을 배우는 정도가 오히려 낮을 수 있지만 단순한 업무에서는 업무가 특화되지 않고 순환되어 기능적 유연성이 높은 노동자가 보다 높이 평가될 수 있다. 업무 순환이 높은 직업은 중졸에 해당하는 일부 노동자들에게는 16.4% 정도 높은 임금을 받는 효과를 보이지만 고졸 학력에 따른 차이에는 업무 순환도가 한 단위 높아짐에 따라 8.7% 적은 임금을 받는 부정적 효과를 나타내고 있다(대졸 노동자의 경우도 통계적으로 유의하지는 않지만 부정적인 효과가 나타나고 있다). 또한 여성 비율이 한 단위 높아짐에 따라 고졸 학력에 따른 차이가 17.5% 늘어나고 있다. 대졸 이상의 학력을 가진 집단은 독립적으로는 중졸 이상의 집단보다 높은 임금을 가지는 집단인데 직업의 특성에 의해 이러한 차이를 체계

<표 5> 직업특성이 시간당 임금^{##}에 미치는 영향에 관한 다층분석: 절편-기울기 모형

변 수	회귀계수
절편에 대한 영향력 β_{0j}	
절편 V_{00}	7.53**
기술 정도 V_{01}	.123*
업무 순환 V_{02}	.164*
작업 유해성 V_{03}	.026
여성 비율 V_{04}	-.450**
고졸과의 임금 차이에 대한 영향력(기준: 중졸 이하) β_{1j}	
절편 V_{10}	.377**
기술 정도 V_{11}	-.034
업무 순환 V_{12}	-.087*
시간 유동성 V_{13}	-.029
여성 비율 V_{14}	.175**
대졸과의 임금 차이에 대한 영향력(기준: 중졸 이하) β_{2j}	
절편 V_{20}	.298
기술 정도 V_{21}	-.105
업무 순환 V_{22}	-.069
시간 유동성 V_{23}	-.034
작업 유해성 V_{24}	.102
여성 비율 V_{25}	.293**
#근속기간의 수익률 β_{3j}	.026**
#결혼에 따른 차이 β_{4j}	.174**
대기업과 임금 차이(기준: 300 미만) β_{5j}	.032**
고위직에 따른 차이(기준: 과장미만) β_{6j}	.220**

주: * $p < .05$ ** $p < .01$

fixed

시간당 임금에 대한 자연대수값

적으로 설명할 수는 없었고 단지 대졸 집단의 경우 여성 업무를 하는 경우는 여성 비율이 한 단위 높아짐에 따라 29.3%만큼 대졸로 인한 임금 수준의 차이가 늘어나는 것으로 나타났다. 특별히 흥미로운 결과는 직업내 여성 비율이 노동자들의 인적자본에 따른 차이를 다르게 하는 효과를 가지고 있다는 사실이다. 학력이 높을수록 보다 전문적인 직업을 가지게 되므로 절편에 대한 영향력에서 나타난 여성 비율의 부정적 효과가 일정 정도 상쇄되고 있다.

셋째, 결혼에 따른 차이와 근속기간의 수익률은 직업간 변이를 가정하지 않고 고정된 값으로 처리하였으므로 무작위 회귀모형의 경우와 동일하다.

넷째, 조직과 관련된 변인들인 대기업과의 임금 차이와 고위 직급에 따른 차이는 선

행모형과 비교해 볼 때 약간 줄어들었다. 이러한 결과로 미루어볼 때 직업 특성들과 조직 변수들이 어느 정도 간접적으로 관련되어 있으리라고 추정할 수 있으며 직업 특성들을 고려하면 조직 변수들로 인한 차이가 줄어든다는 사실을 알 수 있다.

<표 6> 무작위 회귀계수 모델과 절편-기울기 모델의 비교

모 델	직업 절편	고졸 집단의 차이	대졸 집단의 차이
무작위 회귀계수 모델	.076	.011	.038
절편-기울기 모델	.043	.006	.028
추가 설명된 분산(%)*	43.4	45.5	26.3

주: *: 추가 설명된 분산

= (무작위 회귀계수 모델의 분산-절편, 기울기모델의 분산) / (무작위 회귀계수 모델의 분산)

<표 6>은 직업 특성을 고려한 절편-기울기 모델에서 최초의 모델인 무작위 회귀계수 모형에 비하여 어느 정도 설명력이 증가하였는지를 보여준다. 모델간 설명력 비교는 설명되지 않은 무작위 요소들(random component)의 분산이 어떻게 변하였는지를 비교함으로써 가능하다. 직업의 특성을 고려함으로써 직업 절편의 변이는 43.4%, 고졸 집단의 수익률에 대한 설명에서의 차이는 45.5%, 대졸 집단의 수익률에 대한 설명에서의 차이는 26.3%만큼 더 설명되었다. 비교 결과를 통하여 볼 때 직업 특성들을 고려한 구조방정식을 통하여 개인들의 임금 변화가 보다 효과적으로 설명되었다는 사실을 확인할 수 있다.

업무의 특성을 재는 변수로서 직업내 여성의 비율이 지속적으로 유의미한 효과를 나타내고 있다는 사실은 이론적으로도 중요한 의미를 가진다. 성별 분리는 직업이라는 분류범주가 아니라 조직내 구체적 업무를 통해 교묘하게 실행되는 경우가 많기에 (Bielby and Baron, 1984; Rosenfeld and Spenner, 1992) 여성 비율은 실제적인 업무 특성에 대한 간접적 지표로서 그 효과를 주목하는 것이다. 앞서 성별 분리지수를 계산함으로써 살펴보았듯이 현재 노동시장은 성에 따라 많은 직업들이 분리되어 있는 상황이다. 성에 따른 분리가 상당 정도 작용하고 있는 현실에서 다른 제반 요소들을 통제한 상태에서도 여성 비율이 경제적 보상을 결정하는 데 중요한 효과를 나타내고 있다는 사실은 개인들의 능력으로 뛰어넘을 수 없는 구조적 요소가 크게 영향력을 행사하고 있다는 것을 시사한다.

그렇다면 개인 특성들이 직업에 따라 어떻게 다르게 영향력을 나타나는가. <표 7>과 <표 8>에서는 여성 비율이 높은 5개 직업과 남성 비율이 높은 5개 직업에 대한

독립된 회귀식 추정 결과들을 살펴보았다. 5대 여성집중 직업들은 대인관계 업무나 단순한 노동집약적 업무를 하는 직업들로 흔히 여성직으로 연상되는 직업들이다. 절편값으로 보아 섬유, 의복 및 관련 기능자, 상점 판매원 및 선전원, 그리고 대금수납원과 같은 직업에서 중소기업에 다니는 중졸 미혼 노동자의 기본임금(이후 기본임금으로 명명)은 직업 평균임금보다 낮게 나타나고 있다. 반면 비서 및 사무원 그리고 고객안내 사무원은 기본임금이 직업 전체에 비해서 높게 나타나지만 교육 수준이라는 인적자본의 효과가 다른 직업들에 비해 현저하게 떨어지는 특징을 가지고 있다. 여성직의 경우 인적 자본에 대하여 합리적으로 보상되고 있지 않다는 것을 입증하는 예이다.

또한 조직 차원에서 조직 규모로 인한 차이는 직업평균보다 여성직에서 대체로 적게 나타난다(섬유관련 근로자 제외). 여성직에 종사하는 사람들은 규모가 큰 기업에 다닌다고 할지라도 규모에 따른 혜택을 크게 누리지 못하고 있다고 해석할 수 있다. 직업에 따른 차이는 상점판매원을 제외하면 대체로 높게 나타난다. 그러나 여성들은 조직 내에서 대체로 낮은 직급에 속하므로 이러한 직급에 따른 차이는 여성들의 보상에 얼마나 긍정적인 영향을 끼칠 수 있을지 의문이다. 대조적으로 남성 집중적인 직업들에

<표 7> 5대 여성 집중 직업의 임금 결정 요인에 대한 회귀분석

변 수 \ 직업	비서 및 사무원	섬유, 의복 및 관련기능근로자	상점판매원 및 선전원	고객안내 사무원	대금수납원 및 관련사무원	직업평균
절 편	8.504	7.660	7.900	8.107	7.942	8.087
교육 수준 (중졸 기준)						
고졸	-.347	.185	.186	-.001	.101	.097
대졸	-.128	.512	.290	.165	.265	.271
대기업	-.009	.087	.001	.015	.036	.033
직급	.297	.624	.036	.333	.280	.210

<표 8> 5대 남성 집중 직업의 임금 결정 요인에 대한 회귀분석

변 수 \ 직업	철도기관사 및 관련근로자	농업 및 이동 장치 운전원	자동차 운전원	기계정비원 및 설비원	기타 부서관리자	직업평균
절 편	8.417	8.184	8.075	8.132	8.560	8.087
교육 수준 (중졸 기준)						
고졸	.097	.043	.020	.027	.070	.097
대졸	-.026	.193	.053	.148	.318	.271
대기업	-.048	-.009	.148	.028	-.036	.033
직급	-.196	.343	.015	.209	-.033	.210

서는 기본임금이 전체적으로 높게 나타나고 있다. 교육이나 제반 개인적 요소들의 효과는 부서관리자를 제외하면 직업 전체 평균에 비추어 볼 때 오히려 작게 나타나고 있다. 남성직에서 고임금은 인적자본론의 설명과 달리 개별 특성에 따른 합리적인 차원에서 기인하기보다는 남성직이라는 범주에 평균적으로 높은 임금이 주어지는 구조적 현상에서 비롯된 것이라는 설명을 지지하는 결과이다.

VI. 결 론

본 연구는 다층분석방법을 이용한 실증분석을 통해서 구조적인 차원에서 나타나는 직업분리가 개별적 특성이 다르게 평가될 수 있는 중요한 조건으로서 작용하고 있다는 사실을 확인할 수 있었다. 무작위효과 아노바 모형, 무작위 회귀계수 모형, 절편-기울기 모형 등 단계적으로 수위를 높인 분석을 통해서 구조적 효과의 존재 그리고 직업 특성의 구체적인 내용과 효과를 지속적으로 확인하였다. 이는 개별적 특성을 일면적으로 강조하는 인적자본론에 대하여 구조와 개인의 상호작용 효과를 실증하는 경험적 결과로서 다음과 같은 의미를 갖는다.

첫째, 노동자들의 경제활동을 이해하기 위하여 직업이라는 구조적 층위에 주목하는 것이 필요하다. 노동시장에서 개인들은 파편화되어 흩어져 있는 것이 아니라 산업, 직업, 조직이라는 다양한 구조에 속하여 경제활동에 참여한다. 같은 구조적 층위에 속한 개인들은 개인적 이질성에도 불구하고 일정 부분 조건을 공유하게 된다. 한국 사회에서 구조적 요소에 주목하는 의미 있는 이론은 단층노동시장론(이효수, 1984; 류재술, 1998)이다. 이효수(1984)는 학력과 성을 중심으로 한 단층이라는 새로운 구조적 요소를 정의하고 한국 노동시장에 존재하는 구조적 단절을 설명하고 있다. 이러한 구조적 설명은 채용 및 승진 관행에서 나타나는 한국 사회의 독특한 특징을 잘 드러내 줄 수 있는 의미 있는 시도이다. 그러나 학력과 성이라는 개인적 수준의 대리변수로서 정의된 단층개념을 구조로서 인정하는 것은 여전히 논쟁의 여지가 있을 뿐 아니라 일반적으로 논의되는 구조적 개념인 산업, 직업, 조직에 따라 단층이 다르게 형성될 가능성에 대해 만족할 만한 설명을 제공하지 못한다. 따라서 본 연구에서는 학력이 한국 사회 노동력의 이질성을 드러내는 가장 큰 변수라는 선행연구(이효수, 1984)의 통찰을 부분적으로 받아들여 학력과 가장 밀접한 관련이 있는 구조적 층위인 직업에 주목하고 노동자 개인의 특성과 직업이라는 구조적 특성을 각기 다른 층위에서 다층분석하였다.

분석 결과를 통해 직업의 구조적 효과를 확인하면서 직업에 대한 고려가 분석의 설명력을 높일 수 있다는 사실을 확인하였다.

둘째, 개인 수준과 직업 수준이라는 두 개의 층위에서 살펴볼 때 노동자 개별적 특성은 직업에 따라 효과를 달리 나타냈다. 개인의 특성에 기반한 노동시장 연구들은 인적자본에 따른 차이들을 강조하고 있다. 이들은 개인의 생산성과 밀접한 연관이 있는 인적자본에 따라 보상이 이뤄지는 합리적 체계로서 완전경쟁시장을 상정하고 있는 것이다. 그러나 다른 많은 학자들은 앞서 이론적 논의에서 살펴보았듯이 실제 노동자들이 경험하는 노동시장은 조직, 직업 등 구조적 요소들이 영향을 미치는 분리된 노동시장이라고 주장한다. 이들에 따르면 노동시장에서 개인들이 받는 보상은 개별적 특성뿐만 아니라 노동자들이 속한 구조적 맥락에 따라 결정된다. 다시 말해 동일한 인적자본을 가지고 있는 개인들도 그들이 속한 구조에 따라 다르게 평가되는 분리된 노동시장이 존재한다는 것이다. 본 분석 결과 직업별로 제공되는 평균임금 수준이 다를 뿐만 아니라 교육 수준이라는 인적자본의 효과도 직업의 구조적 특성에 따라 체계적으로 다르게 나타나고 있다는 사실을 확인하였다. 이는, 직업은 직업간 차이로 단순하게 관찰되는 것 이상으로 개별 특성과 얽혀 복잡한 양상으로 체계적으로 작동하고 있는 구조적 맥락이라는 점을 지지하는 결과이다. 따라서 인적자본론은 동일한 인적자본을 가지고 있는 여성과 남성이 다르게 보상받는 직업이라는 구조적 맥락을 이해할 때에만 부분적으로 현실 적합성을 가지게 된다.

셋째, 직업이라는 구조적 요인에 따라 차이가 발생한다는 사실에서 더 나아가 구체적인 직업 특성을 들어 ‘직업내 차이’뿐 아니라 ‘직업간 차이’를 체계적으로 설명하였다. 다층분석이라는 방법론적 도구를 통해 드러낼 수 있는 가장 중요한 부분이다. 분석 결과 고려된 직업 특성 중 기술 정도와 여성 비율은 지속적으로 유의미한 효과를 나타내는 요인이었다. 여성 비율이 업무 특성을 나타내는 대리변수라고 할 때 이들 두 지표는 모두 직업의 전문성을 나타내는 지표라고 할 수 있다. 교육 수준에 따른 차이에 대해 성 비율이 지속적으로 유의미한 효과를 나타내고 있다는 사실은 현재의 노동시장에서 인적자본이라는 생산성과 관련되는 합리적 이유 외에도 성이라는 비합리적 이유에 따라 직업간 보상이 체계적으로 다르게 지급되고 있다는 것을 의미한다. 실제로 여성들이 노동시장에서 받는 차별이 여성 개인의 특성 때문이 아니라 성별로 분리된 업무라는 직업의 구조적 특성에서 기인한다고 하는 사실을 확인해 주는 결과이다.

동일한 인적자본 — 그것이 근속기간이든 교육 수준이든 — 이 경제 외적인 직업의 특성에 따라 다르게 평가되는 구조적 분리가 현실이라면 분리된 구조들에 동일하게 적용되지 않는 불완전경쟁이라는 맥락(context)을 간과하고 여성 노동자 개인의 인적자본,

생애주기, 선호의 차이만을 강조하는 것은 여성들이 노동시장에서 경험하는 구조적 현실을 무시한 설명이 된다. 할당적 차별과 가치적 차별은 동전의 양면과 같다. 분석적으로는 두 가지 개념을 나눠서 정리할 수 있지만 실제적 현상에서는 성에 따른 직업 분리 현상에 두 개의 차별 현상이 동시에 내포되어 있다. 우리나라에서도 성별 직업분리 현상은 경험적으로 확인되고 있고(김미숙, 1990; 이옥지, 1996) 할당적 차별과 가치적 차별이 공존하여 여성들의 노동 경험을 다르게 하는 중요한 구조로서 작동하고 있다.

그러나 이러한 구조적 차별하에 모든 여성들이 동등한 조건을 가지고 노출되어 있는 것은 아니다. 여성 일반으로 추상화된 여성 노동에 대한 표면적 이해는 여성 내부의 이질성을 간과하는 또 다른 오해를 일으킬 소지가 있다. 직업 수준에서 작용하는 구조적 조건에 따라 개인적 특성은 다른 효과를 나타내고 있다. 본 연구에서 밝혀진 바대로 학력, 근속기간 등 노동시장에서 중요한 가치를 가지는 인적자본 요소는 직업이라는 구조적 조건과 상호작용하여 그 효과를 나타내고 있다는 점에 유의할 필요가 있다. 본 분석 결과는 직업이라는 구조 내에 내부적 이질성을 설명하는 이론으로서 인적자본론이 여전히 유효하다는 점을 지지한다. 그러나 성 비율이라는 인적자본 이외의 요소가 임금이라는 경제적 가치에 지속적으로 차이를 유발하는 데에 유의미한 영향력을 행사하고 있다는 점에서 인적자본론에 의한 설명은 제한적이며 인적자본의 효과가 다르게 적용되는 직업이라는 구조적 현상에 주목할 필요성을 환기시키고 있는 것이다.

높은 교육 수준을 가진 우리나라 여대생들이 직업의 문턱에서 겪는 좌절과 인적자본론의 이상은 거리가 있다. 일반적으로 잘 알려졌듯이 노동시장 구조 외에도 생애사적 구조는 여성들의 경제활동 참여에 영향을 미치는 중요한 구조적 조건이다(이재열, 1996; Polachek, 1976). 여성들이 노동시장에 참여하기 위해서는 자녀 양육 등 가족과 연관된 부대비용이 들게 되고 이러한 비용은 취업을 위한 기회비용이 된다. 가정생활로 인한 제약과 마찬가지로 노동시장에서 경험하는 기회 구조가 여성들의 선호와 노동 경험을 새롭게 재구성한다. 노동자가 노동하지 않을 경우 발생하는 여가의 가치를 의중 임금(reservation wage)이라고 한다면 노동자는 실제 받을 수 있는 임금이 의중임금보다 높아야 노동시장에 참여한다(England and Farkas, 1986). 여성들은 임금이 충분히 커서 이러한 비용을 감당하고도 이익이 충분히 발생할 때 경제활동에 참여를 하게 된다. 그러나 여성들이 맞닥뜨리는 현실은 정반대이다. 여성은 여성이기 때문에 노동시장에서도 오히려 더 차별받는 구조적 조건이 현실이다. 현존하는 불평등이 여성 스스로의 선택에서 비롯되었다면 여성들이 그들의 지향을 달리할 때 그러한 불평등 현상도 더 이상 존재하지 않아야 한다. 현실세계에서 부딪히는 불평등은 선호나 선택으로

설명하기에는 너무도 완고한 구조적 장벽이다.

여성들의 경제적 참여가 점차 늘어나는 추세이지만 양적인 팽창이 질적인 향상으로 이어지기 위해서는 노동시장의 구조적 현실을 제대로 파악하고 제도적 수준에서 이를 해결하기 위한 정책 입안이 필요하다. 남성 노동자에 대한 역차별의 논란에도 불구하고 여성 노동자의 현실을 개선하기 위한 적극적인 조치(affirmative action)가 시급한 것은 성별 직업분리와 성별 업무분리가 뿌리 깊게 작용하고 있는 노동시장과 생애사적 제약을 이중적으로 받고 있는 여성들의 구조적 현실을 제도적 차원에서 해결하기 위한 것이다. 개인적 차원에서 능력향상과 구조적 차원에서 평등한 기회 마련은 동시에 해결되어야 할 과제인 것이다.

그러나 본 연구는 자료의 제약으로 인해 매우 한정된 직업 특성들만을 고려하고 있다는 한계를 가지고 있다. 우리나라에서 DOT(dictionary of occupational titles)에 상응할 만한 자세한 직업정보가 축적되고 이러한 자료를 분석에 이용하는 것이 가능하다면 보다 더 구체적인 직업 특성을 적용하는 후속 작업을 실현할 수 있을 것이다. 본 연구는 개인들이 노동시장에서 받는 보상은 개인 특성뿐만 아니라 직업이라는 구조적 특성을 통해 다차원적으로 설명되어야 할 필요성과 이를 보여줄 분석방법을 제시했다는 점에서 의의를 가진다. 이후에 조직, 직업, 산업과 같은 다양한 구조적 요인에 대한 풍부한 정보를 이용한 자료 분석을 통해 노동시장의 현 상황을 보다 충실하게 설명할 수 있는 다차원적 연구를 기대한다.

참고문헌

- 김미숙. “성 분절지수에 나타난 한국 취업여성의 지위: 1960-1980년”. 송호근 편. 『노동과 불평등』 서울: 나남, pp. 213-234.
- 김미주. 「성, 숙련, 임금」. 조순경 편. 『노동과 페미니즘』. 서울: 이화여자대학교 출판부, 2000, pp. 171-196.
- 김영화. “한국노동시장의 분절과 남녀 임금 불평등”. 송호근 편. 『노동과 불평등』 서울: 나남, pp. 275-326.
- 류재술. 『한국의 노동시장구조와 임금구조』. 서울: 형설출판사, 1998.
- 이옥지. 「성별 직업분리 실태와 변화추이」. 『96년 10월 고용평등의 달 기념 심포지움 기념 자료집』, 1996.

이재열. 『경제의 사회학』. 서울: 나남, 1996.

이효수. 『노동시장구조론: 한국노동시장의 이론과 실증』. 서울: 법문사, 1984.

조순경. 「한국 여성 노동 시장분석을 위한 시론: 생산직 여성노동력 부족 현상을 중심으로」. 송호근 편. 『노동과 불평등』 서울: 나남, 1990.

Averitt, Robert T. “The Prospects for Economic Dualism: A Historical Perspective”. In *Industries, Firms, and Jobs*. edited by G. Farkas and P. England. New York and London: Plenum Press, 1988.

Becker, Gary S. *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis*. New York: National Bureau of Economic Research, 1964.

Bergmann, Barbara R. “Occupational Segregation, Wages and Profits When Employers Discriminate by Race or Sex”. *Eastern Economic Journal* 1 (1974): 103-110.

Bibb, R. and Form, W. H. “The Effects of Industrial, Occupational, and Sex-Stratification on Wages in Blue-Collar Markets”. *Social Forces* 55 (1977): 974-996.

Bielby, William T. and Baron, James N. “Men and Women at Work: Sex Segregation and Statistical Discrimination”. *American Journal of Sociology* 91 (4) (1986): 759-799.

Blau, Francine D. and Jusenius, Carol L. “Economists' Approaches to Sex Segregation in the labor market: an Appraisal”. In *Women and the Workplace*. edited by Martha Blaxall and Barbara Reagan. University of Chicago Press, 1976.

Bradley, Harriet. *Men's Work, Women's Work*. Minneapolis: University of Minesota Press, 1989. .

Bryk, Anthony S. and Raudenbush, Stephen W. *Hierarchical Linear Models : Applications and Data Analysis Methods*. Newbury Park : Sage Publications, 1992.

Cockburn, C. *Bothers: Male Dominance and Technological Change*. Pluto Press, 1983.

Corcoran, Mary and Duncan, Greg J. “Work History, Labor Force Attachment, and Earnings Differences Between the Races and Sexes”. *The Journal of*

- Human Resources* 14 (1979): 1-20.
- Crompton, Rosemary and Harris, Fiona. "A Reply to Hakim". *British Journal of Sociology* 49 (1998): 144-149.
- Doeringer Peter B. and Piore, Michael J. *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*. Lexington, Mass: Lexington Books, 1971.
- Edward, Richard, Gordon, David M., and Reich, Michael. *Labor Market Segmentation*. Lexington. MA: D.C. Heath, 1975.
- England, Paula. "The Failure of Human Capital Theory to Explain Occupational Sex Segregation". *The Journal of Human Resources* 17 (1982): 358-370.
- England, Paula and Farkas, George. *Households, Employment, and Gender: A Social, Economic, and Demographic View*. New York: Adline De Gruyter, 1986.
- Gattiker, Urs E. and Cohen, Aaron. "Gender-Based Wage Differences: The Effects of Occupation and Job Segregation in Israel" *Industrial Relation* 52 (1997): 507-529.
- Hakim, Catherine. "Grateful Slaves and Self-Made Women: Fact and Fantasy in Women's Work Orientations". *European Sociological Review* 7 (2) (1991): 101-121.
- Jacobs, Jerry A. and Breiger, Ronald L. "Careers, Industries, and Occupations; Industrial Segmentation Reconsidered". In *Industries, Firms, and Jobs* edited by G. Farkas and P. England. New York and London: Plenum Press, 1988.
- Kalleberg, A. L. and Berg, Ivan. "Work Structures and Markets: An Analytic Framework". In *Industries, Firms and Jobs: Sociological and Economic Approaches* edited by George Farkas and Paula England. New York and London: Plenum Press, 1988.
- Mincer, Jacob and Polachek, Solomon. "Family Investments in Human Capital: Earnings of Women". *Journal of Political Economy* 82 (1974): S76-S108.
- Petersen, Trond and Morgan, Laurie A. "Separate and Unequal: Occupation-Establishment Sex Segregation and the Gender Wage Gap". *American Journal of Sociology* 101 (1995): 329-365.
- Polacheck, Solomon William. "Occupational Segregation-An Alternative

- Hypothesis”. *Journal of Contemporary Business* 5 (1) (winter 1976): 1.
- Reskin, Barbara F. and Roos, Patricia A. *Job Queues, Gender Queues: Explaining Women's Inroads Into Male Occupations*. Philadelphia: Temple University Press, 1990.
- Rosenfeld, Rachel A. and Spenner, Kenneth I. “Occupational Sex Segregation and Women's Early Career Job Shifts”. *Work and Occupations* 19 (1992): 424-449.
- Sørensen, A. B. “A Model for Occupational Career”. *American Journal of Sociology* 80 (1974): 44-57.

노동정책연구

2002. 제2권 제3호 pp.31~57

© 한국노동연구원

특

집

제조업과 정보통신산업 간의 성별 임금격차 차이의 요인 분해*

전 병 유**

성별 임금격차가 정보통신산업과 제조업 간에 어떤 방식으로 다르게 나타나는가를 분석하였다. 분석 결과 정보통신산업 부문과 제조 부문 간 성별 임금격차가 다르게 나타나는 것은 교육, 경력, 직종 분포, 사업체 분포 등에서의 성별 차이나 이들에 대한 보상구조가 두 부문간에 다르기 때문이라기보다는 관찰되지 않은 부문에서의 남녀간 차이가 두 부문간에 다르기 때문인 것으로 나타났다. 이는 정보통신산업은 여타 제조업에 비해서 여성의 대한 차별의 정도가 상대적으로 작은 것으로 판단할 수 있는 근거가 된다. 그럼에도, 정보서비스업의 경우, 제조업에 비해서 남녀간 인적자본의 차이가 작기 때문에 성별 임금격차가 작아지는 효과가 큰 것으로 나타났다. 또한, 정보통신산업에서의 인적자본에 대한 높은 보상은 성별 임금격차를 확대하는 것으로 나타났다. 즉, 정보통신산업에서의 임금구조의 불평등은 그 자체로 성별 임금격차를 확대할 가능성이 있는 것으로 나타났다.

핵심용어: 임금격차, 성별 임금격차, 정보통신산업

I. 문제제기

노동시장에서의 성 차별의 문제는 매우 전통적인 연구 주제이고, 우리나라에서도 최근 이에 관한 실증적인 연구가 금재호(2001), 서병선·임찬영(2002), 주성환·최준혜(2001), 유경준(2001), 황수경(2001) 등 많이 진행되고 있다. 이들 연구는 성별 직종분리 현상과 이것이 임금격차에 대해서 가지는 관계를 분석하고, 노동시장에서의 성별

투고일: 2002년 8월 16일, 심사의뢰일: 8월 23일, 심사완료일: 9월 16일.

* 본 논문을 읽고 자세하게 심사 및 논평을 해주신 심사자들에게 감사 드립니다.

** 한국노동연구원 부연구위원(bycheon@kli.re.kr)

‘차이’와 ‘차별’이 성별 임금격차에 미치는 효과를 분석하는 등 우리나라에서의 성별 임금격차의 구조적 특성을 드러내는 데 많은 기여를 하였다.

그러나, 이들 연구는 주로 노동시장에서의 직종분리 현상과 성별 임금격차 간의 관계에 집중되어 있다. 반면, 성별 임금격차가 부문별로 또는 산업별로 어떻게 차이가 나고, 또 그 차이의 원인이 어디에 있는지에 대한 연구는 상대적으로 부족한 편이다. 노동시장에서 성 차별을 초래하는 주된 주체가 기업이라고 한다면, 기업들이 활동하는 영역에서의 시장 구조나 사업 환경이 서로 다를 경우, 성 차별의 수준이나 구조가 달라질 수 있다. 본 연구는 “정보통신산업의 경우, 기존의 제조업과는 다른 성 차별의 구조를 가지고 있는가”를 성별 임금격차를 중심으로 검토하고자 한다.

정보의 생산과 활용에 기초한 산업인 정보통신산업과 여타 제조업 사이에 성별 임금격차의 수준과 구조가 다르다면, 우선 성별 임금격차의 원인에 대한 전통적인 분해방법에 따라, ‘차이’와 ‘차별’의 요인으로 구분해서 검토해 볼 수 있을 것이다. 일반적으로 ‘차이’는 기업의 생산성에 영향을 미치는 변수들(주로 인적자본변수들)의 남녀간 차이에 기인하는 임금의 차이를 말하며, ‘차별’은 동일한 생산성을 가지고 있음에도 여성이라는 이유만으로 동일한 노동에 대해서 차별적으로 지급되는 임금 차이를 말한다¹⁾.

따라서, 만일 정보통신산업에서 성별 임금격차가 더 작게 나타나고 있다면, 이 부문에서 남녀간 생산성 변수의 남녀간 ‘차이’가 작기 때문이라는 점을 먼저 생각해 볼 수 있다. 정보통신산업의 경우, 교육훈련이나 기업내 숙련형성 또는 경력형성 등에서 남녀간에 차이가 더 작기 때문에 성별 임금격차가 작다는 설명이 가능하다.

다음으로 ‘차별’의 차이로도 설명할 수 있을 것이다. ‘차별’의 형태는 생산성 변수에 대한 보상의 남녀간 차이 또는 승진이나 특정 직종으로부터의 여성의 배제에 기인하는 보상의 차이 등의 형태로 나타날 수 있다. 따라서 ‘차별’이 기술 특성이나 시장 환경의 차이로 산업간에 다르게 난다면, 이는 산업별 성별 임금격차의 차이를 유발할 수 있다.

한편, 부문간(산업간) 성별 임금격차의 차이는 ‘가격구조의 차이’라는 차원에서도 접근할 수 있다. 가격구조의 문제란 임금의 불평등 구조의 문제이다. 생산성 변수에 대한 보상구조가 남녀간에 다르지 않다고 하더라도, 특정 부문에서 생산성 변수에 대한 보상이 크고 일반적으로 생산성 변수의 분포에서 여성이 상대적으로 낮은 위치에 더 많이 분포해 있다면 부문간에 성별 임금격차의 차이가 발생하게 된다. 즉, 정보통신산업과 제조업 간에 생산성 변수에 대한 보상의 구조가 다르다면, 이 요인만으로도 성별

1) 개념적으로 이렇게 구분된다고 하더라도, 사실 ‘차이’와 ‘차별’을 엄밀하게 정의하고 경험적으로 구분해 내기는 쉽지 않다. 또한, 차이 자체가 차별에 기인한 것일 수 있기 때문이고, 차이가 차별을 초래할 수도 있기 때문이다.

임금격차가 다르게 나타날 수 있다.

더 엄밀한 분석이 되고 구체적인 정책적 함의를 끌어내기 위해서는, 이렇게 성별 임금격차의 형태를 분해하는 분석에 그치지 않고 그러한 형태를 초래하게 된 더 근원적인 원인을 찾아야 한다. 예를 들어, ‘차별’의 구조가 부문별로 다르다면 이를 설명할 수 있는 논리 구조와 가설이 있어야 할 것이다. 그러나 이에 관해서는 아직 체계적인 이론과 모델이 만들어져 있지 않기 때문에, 우선 경험적으로 제기될 수 있는 사실들을 검토함으로써 ‘차이’, ‘차별’, ‘가격구조’ 등이 성별 임금격차에 대해서 가지는 함의를 도출하고자 한다.

우선, ‘차이’의 문제는 주로 인적자본의 공급 문제로 접근하게 된다. 정보통신산업이 제조업에 비해서 성별 임금격차가 작다면, 정보통신 관련 인적자본의 공급에서 남녀간 차이가 작기 때문이라는 가설이 성립할 수 있다. 예를 들어, 컴퓨터나 인터넷 관련 교육·직업훈련의 경우 기계공학이나 토목공학 부문에 비해서 고등교육을 받은 여성의 비율이 더 높을 수 있다.

그러나 ‘차이’의 문제, 특히 ‘차이’의 부문간 차이의 문제는 순수하게 공급 측면에서만 설명할 수 있는 것은 아니다. 예를 들어, 정보통신산업에서 인적자본의 남녀간 차이가 작은 것은 정보통신산업에서 기업들이 인적자본의 수준에 따라 남녀간 차별적인 고용정책을 채택하지 않고 있다는 사실로도 설명할 수도 있다. 즉, 정보통신산업 부문의 기업들이 ‘고숙련인력은 남성으로, 저숙련인력은 여성으로’ 채용하는 기업 인사정책을 상대적으로 더 적게 채택한 결과일 수도 있다²⁾. 특히, 기업특수적 숙련에서 남녀간에 ‘차이’가 있다면, 이는 기업이 여성에게 상대적으로 숙련을 형성할 수 있는 기회를 적게 주었기 때문일 수도 있다. 결국, 이렇게 수요 측면에서 접근할 경우, 통계분석에서는 ‘차이’로 나타나지만, 실질적으로 기업의 채용정책이나 기업내 교육훈련정책에서의 차별을 반영하는 것일 수도 있다. 예를 들어, 정보통신산업의 경우, 남녀간 근속의 차이가 크지 않다는 것은 인적자본량의 차이가 작다고 해석될 수도 있지만, 장기근속의 기회에서의 남녀간 차별이 작다고 해석할 수도 있다. 따라서, 생산성 변수의 ‘차이’에 기인한 성별 임금격차의 부문 차이도 일정 부문은 성에 따른 ‘차별’의 부문간 차이를 반영하는 것일 수 있다.

다음으로는 ‘차별’의 부문간 차이를 생각해 보자. 정보통신산업은 제조업에 비해서

2) 이는 성별 직종분리 현상과 관련이 있을 것이다. 즉, 여성에게 상대적으로 고숙련 직종에서 배제하는 경우, 이것을 차별로 간주할 수 있을 것이다. 그러나 세분화된 동일한 직종에서도 남녀간에 학력 수준별 차별이 발생할 수도 있다. 이 경우, 학력이라는 인적자본 변수는 단순히 공급측의 ‘차이’ 요인이라기보다는 수요측의 ‘차별’을 반영할 수 있다.

여성에 대한 ‘차별’이 적기 때문에 성별 임금격차가 제조업에 비해서 작다는 설명이 가능하다. 이와 관련해서는 몇 가지 가설을 만들어 볼 수 있다.

첫째, 정보통신기술에 기초한 부문은 기술과 능력에 기초한 경쟁이 치열하게 이루어지는 영역이기 때문에 기업들이 성이나 인종에 따라 차별할 가능성이 작다는 ‘효율적 기업가설’이다. 정보기술에 기초한 부문의 경우, 제품혁신과 시간경쟁의 사업 환경에서 기술개발이 시장경쟁에서 핵심적이기 때문에 기술을 다루는 능력을 우대하는 능력주의 인사관리(a true meritocracy)가 확산된다. 따라서, 여성도 능력만 있으면 남성과 동일하게 대우받을 수 있다. 이는 “여성에 대해 차별하는 기업은 그렇지 않은 기업에 비해서 단위노동비용이 크고, 이윤이 줄며, 생존확률이 낮아진다”는 Becker의 지적이 적용될 수 있는 산업이기 때문이다. 여성을 차별할 경우, 기업이 활용할 수 있는 인적자원의 풀(pool)이 작아지고, 가용자원을 효율적으로 활용하지 못한다. 결국, 제품혁신과 시간경쟁을 특징으로 하는 정보기술에 기초한 부문에서는 시장 인센티브가 훨씬 잘 작동됨으로써 기업들은 경제적 인센티브를 중요시하는 효율적 기업이 되고 이에 따라 여성에 대한 차별이 작을 수 있다는 가설이다.

둘째, 정보산업은 노동수요가 급속히 확대되는 성장산업이기 때문에³⁾ 능력이 있는 사람에 대해서 여성이라고 해서 차별할 수 있는 여유가 적다는 ‘노동수요 증대가설’을 제기해 볼 수 있다. 노동수요의 증가는 차별에 따른 비용이 차별에 따른 편익을 초과하도록 만들기 때문에 차별을 줄인다는 것이다. Fields and Wolff(1995)는 고용이 더 빠르게 증가하는 부문에서 산업 임금프리미엄의 성별 차이가 줄어든다고 분석하면서 노동에 대한 수요가 강력한 부문에서는 여성에 대한 장벽이 낮아지고 차별이 줄어들 것이라고 분석하였다. 즉, 노동수요가 크게 증가하는 부문에서는 여성이 고임금 기업에서 더 쉽게 일자리를 찾을 수 있으며, 간접적으로는 성별 산업분리의 정도를 낮춤으로써 성별 임금격차를 줄일 수 있다 가설이다.

정보기술이 성차별을 줄일 것이라는 이러한 가설은 기술의 중립성에 주목한다. 기술은 성, 인종, 국적에 무관심하다는 것이다. 그러나 기술도 조직과 문화 속에서 체화되고 활용되는 것이기 때문에 하이테크산업에서도 여전히 전통적인 여성 차별의 관행(sexism)이 지속될 수 있다.

특히, 시장이 경쟁적이라는 사실은 한편으로는 능력을 우대한다는 측면을 가지지만 다른 한편에서는 종업원에게 매우 높은 노동강도와 장시간 노동 그리고 가정보다 회사

3) 경제활동인구 조사에 따르면 1996년에서 전체 취업자수 증가율은 2.9% 정도인 데 반하여, 정보통신관련산업(산업중분류 30, 32, 64, 72)의 취업자수는 1996년 61만 명 수준에서 2001년 88만 명 수준으로 약 30% 이상 증가하였다.

에 대한 높은 헌신성(commitment)을 요구한다는 측면도 가진다. 따라서 가정과 직장을 동시에 고려해야 하는 여성에 대해서 차별할 가능성이 상대적으로 높다는 ‘고강도 노동 가설’도 제기될 수 있다. 효율임금이론이나 내부노동시장이론의 논리에 따르면, 여성의 경우 장기근속의 가능성이 낮고 기업에 대한 헌신도가 떨어질 가능성이 많기 때문에 기업은 여성에 대한 인적자원 투자를 꺼리고 여성을 승진에서 탈락시키는 경우가 많다. 이는 여성에 대한 차별로 나타난다. 또한 이러한 차별은 여성의 관찰되지 않는 숙련에서의 능력을 떨어뜨릴 수 있다. 경쟁적 시장환경에 노출되어 있는 정보통신산업에서 이러한 가능성이 더 높아진다는 가설이다.

마지막으로 ‘가격구조’의 부문간 차이 문제를 보자. 숙련에 대한 보상구조의 부문간 차이는 경제적 인센티브의 차이를 의미한다. 숙련에 대한 높은 보수를 제공하는 부문은 노동자들의 숙련 획득을 장려하는 임금구조를 가지고 있다고 볼 수 있다. 그러나 ‘숙련에 대한 높은 보상’의 다른 한 측면은 평균 이하의 숙련 수준을 가지고 있는 계층에 대해서 명백한 차별을 하지 않고서도 불이익을 줄 수 있다는 점이다. 정보통신산업은 숙련편향적 기술변화를 특징으로 하고 있기 때문에 일반적으로 정보통신산업에서 숙련에 대한 보상 수준이 높고⁴⁾, 이것이 정보통신산업과 제조업 간의 성별 임금격차의 차이를 초래할 수 있다. 즉, 두 산업에서 남녀간 생산성 변수의 차이나 여성에 대한 차별의 정도에서 동일하다고 하더라도 정보통신산업이 숙련에 대한 높은 보상구조를 가지고 여성이 상대적으로 저숙련 부문에 더 많이 분포해 있을 경우, 정보통신산업에서 성별 임금격차가 더 크게 나타날 것이다.

위에서 검토한 내용을 종합해 보면, 정보통신기술과 관련한 인적자본 공급에서 상대적으로 작은 남녀간 차이, ‘효율적 기업 가설’, 그리고 ‘노동수요 증대 가설’ 등은 정보통신산업에서의 성별 임금격차를 작게 한다는 가설이고, ‘고강도 노동 가설’과 ‘숙련에 대한 높은 보상구조’ 등은 정보통신산업에서 성별 임금격차를 오히려 확대한다는 가설이라고 할 수 있다.

따라서 이러한 가설들을 깊이 있게 검토하려면, 성별 임금격차의 부문간 차이를 초래하는 원인을 설명하는 변수들이 분석대상에 포함되어야 한다. 즉, 기업이 활동하는 시장의 특성(경쟁 정도), 노동수요의 확대 정도, 정보통신기술과 관련된 인적자본의 공급에서의 남녀간 차이, 정보통신산업과 제조업의 노동강도의 차이 등을 나타낼 수 있는 적절한 변수들이 ‘성별 임금격차의 부문간 차이’를 분석하는 데 적절하게 활용되어

4) 『임금구조기본조사』 2001년 자료를 활용하여, 관찰되는 변수를 통제한 이후, 대졸자의 임금프리미엄을 분석해 보면 정보서비스부문(산업중분류 72)에서는 37.5%, 정보통신부문 전체에서 26.7%, 제조업 부문에서 15.8%이다.

야 한다. 그러나 본 연구에서는 이러한 변수들에 대한 체계적인 분석은 추후의 과제로 하고, 성별 임금격차의 부문간 차이가 어떠한 형태로 발현되고 있는지, 성별 임금격차가 정보통신산업과 제조업 간에 차이가 있다면 그 차이의 원인이 ‘차이’인지 ‘차별’인지, 아니면 ‘가격구조(보상구조)’에 있는 것인지를 밝힘으로써 이러한 가설들을 간접적으로 검증해 보고자 한다.

II. 방법론과 자료

앞에서 검토한 대로 정보통신산업과 여타 제조업 간의 성별 임금격차의 차이의 형태 또는 원인에 대해서는 여러 가지 차원에서 검토할 수 있다. 이 절에서는 이러한 성별 임금격차의 부문간 차이의 원인을 분해하는 방법론에 대해서 검토하고자 한다.

성별 임금격차의 부문간 차이의 요인 분해 방법으로는 Oxaca(1973) 등의 전통적인 방법을 활용할 수도 있을 것이다. 정보통신산업과 제조업을 구분해서 각각 성별 임금격차의 차이를 분해하고 이를 비교해서 분석할 수 있을 것이다. 그러나 앞 절에서 검토한 내용들을 좀 더 체계적으로 살펴보고, 성별 임금격차의 부문간 차이의 요인을 분해하기 위해서 본 논문에서는 Juhn et.al(1991)이 제시하고 Blau and Kahn(1992, 1994)와 Yana(1998) 등에서 사용된 임금격차의 부문간 차이를 분해하는 방법론을 활용하고자 한다. 특히 이 방법론을 활용하면, ‘차이’와 ‘차별’ 등 성과 관련된 요인들뿐만 아니라 가격구조(보상구조)와 관련된 요인을 분해할 수 있다는 장점이 있다. 이 방법론을 우리의 분석 목적에 맞게 수정해 요약하면 다음과 같다.

$$Y_{it} = X_{it}\beta_{it} + v_{it} \quad v_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2) \quad (1)$$

부문간 성별 임금격차의 차이를 분해하기 위해, 우선 방정식(1)과 같은 임금함수를 생각해 보자. 식(1)은 t 산업에서의 남성과 여성의 임금방정식이다(i 는 남성일 경우 m , 여성일 경우 f 를 나타낸다. 개인을 나타내는 첨자는 생략하였다.), Y_{it} 는 t 산업에서의 i 의 월평균임금(정액급여+초과급여+연간특별급여/12)의 로그값을 나타낸다. X_{it} 는 관찰된 변수들을 나타내고, β_{it} 는 그 회귀값이다. 관찰된 변수에는 월평균 근로시간, 고용형태 더미변수(상용직=1), 근로형태(전일제근로=1)에 대한 더미변수, 교육수준 더미, 근속, 근속의 제곱, 경력(연령-교육년수-6), 경력의 제곱, 동일직종경력 더미, 직종대분류 더미, 세분류 직종에서의 여성 근로자 비율, 규모 더미(500인 이상=1), 노조 더미(노조

사업장=1) 등이다. v_{it} 는 평균이 0이고, 분산이 σ_{it}^2 인 정규분포가 가정된 에러항이다.

$$Y_{it} = X_{it}\beta_{it} + \sigma_{it}\theta_{it} \quad \theta_{it} \sim N(0, 1) \quad (2)$$

다음에 이 에러항을 표준화하면, 방정식 (1)은 (2)와 같이 쓸 수 있다. 여기서 θ_{it} 는 남성($i=m$) 또는 여성($i=f$)의 표준화 잔차이다. 이 표준화 잔차는 평균 0, 분산 1의 정규분포를 하는 것으로 가정한다.

$$Y_{ft} = X_{ft}\beta_{mt} + \sigma_{mt}\theta_{ft} \quad (3)$$

다음으로 남성의 임금함수를 시장에서의 평균적인 임금결정 메커니즘으로 간주하고 남성의 회귀계수(β_{mt})와 남성 잔차분포의 표준편차(σ_{mt} , 남성의 임금불평등도 중에서 설명되지 않는 부분)를 활용하여 여성의 임금함수를 다시 쓰면 방정식 (3)이 된다. 방정식 (3)에서 여성이 자신의 관찰된 특성에 대해서 남성이 받는 만큼 받는다고 가정할 때 여성이 받을 수 있는 임금을 예측할 수 있다. 따라서 남성과 여성의 임금격차는 방정식 (4) 또는 (5)와 같이 쓸 수 있다. Δ 는 바로 뒤에 오는 변수의 남녀간 차이를 나타낸다.

$$Y_{mt} - Y_{ft} = (X_{mt} - X_{ft})\beta_{mt} + \sigma_{mt}(\theta_{mt} - \theta_{ft}) \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = \Delta X_t \beta_{mt} + \sigma_{mt} \Delta \theta_t \quad (5)$$

방정식 (4)는 t 산업에서 남성과 여성의 로그임금 격차가 ‘관찰된 변수 차이 효과(explained gap)’와 ‘잔차 갭(residual gap)’으로 나누어짐을 보여준다. ‘관찰된 변수 차이 효과’는 남녀간 관찰된 특성에서의 차이(ΔX_t)와 이에 대한 시장에서의 보상(β_{mt})을 곱한 값이고, ‘잔차 갭’은 관찰되지 않은 변수에 의한 차이로 남성 잔차분포의 불평등도(σ_{mt})와 여성의 남성 잔차분포 내에서의 위치($\Delta \theta_t$)를 곱한 값이다. 여성의 남성 잔차분포 내에서의 위치($\Delta \theta_t$)란 관찰된 변수들의 성별 차이를 통제한 상태에서의 남성 잔차소득 분포상에서의 평균적인 여성의 순위(ranking)를 나타낸다. 따라서, t 산업과 s 산업의 성별 임금격차의 차이는 방정식 (6)과 같이 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta Y_t - \Delta Y_s &= (\Delta X_t - \Delta X_s)\beta_{ms} + \Delta X_t (\beta_{mt} - \beta_{ms}) \\ &\quad + \sigma_{ms} (\Delta \theta_t - \Delta \theta_s) + (\sigma_{mt} - \sigma_{ms})\Delta \theta_t \end{aligned} \quad (6)$$

방정식 (6)에서 왼쪽은 산업간 성별 임금격차(로그포인트)의 차이이며, 오른쪽은 이 차이의 요인분해항들을 나타낸다.

오른쪽의 첫 번째 항은 관찰된 변수들에서의 남녀간 '차이'의 산업간 차이가 기여한 부분을 나타낸다.

두 번째 항은 관찰된 변수의 가격(관찰된 변수들에 대한 임금보상)들의 산업간 차이가 기여한 부분을 나타낸다. 관찰된 가격효과의 기여분은 노동시장의 관찰된 숙련에 대한 임금프리미엄의 산업간 차이와 특정 부문에서의 고용에 대해 지불되는 렌트에서의 산업간 차이 등의 효과를 반영한다.

세 번째 항은 관찰된 변수들을 통제한 이후에 남성과 여성의 상대적 임금 포지션(여성이 남성의 잔차임금 분포에서 차지하는 위치가 높은가 낮은가)의 산업간 차이가 초래한 효과를 나타낸다. 즉 두 산업간에 남성의 잔차임금 분포가 일정하다는 가정하에, 평균적으로 여성이 남성 임금잔차에서 어느 정도의 순서(percentile rankings)를 차지하는가를 나타낸다. 이는 '관찰되지 않은 변수들의 남녀간 차이'를 반영할 수도 있고, '여성에 대한 노동시장에서의 차별'을 반영할 수도 있다. 즉, 세 번째 항이 보여주는 관찰되지 않은 변수 효과에는 여성에 대한 명백한 차별이나 여성을 다르게 대우하는 제도(여성할당제 등)뿐만 아니라 관찰되지 않은 숙련에서의 성별 차이 등의 효과가 반영되어 있다.

마지막 항은 관찰되지 않은 가격효과(unobserved-prices effects)로서, 남성 잔차불평등도의 두 산업간 차이가 초래한 효과를 나타낸다. 여성의 남성 임금잔차 분포상의 순서에서 산업간의 차이가 없다는 가정하에서, 남성의 잔차임금 불평등도의 차이가 초래하는 효과이다. 다른 것이 다 동일할 경우, 남성 잔차임금 분포에서 평균 이하인 경우에 대한 패널티(penalty)가 클 경우, 그 부문에서 성별 임금격차는 더 커지게 된다⁵⁾.

앞에서 검토한 내용과 관련해서 본다면, 첫 번째 항은 주로 '차이'와 관련된 부문이다. 그러나 관찰된 변수에 어떤 변수들을 포함시키느냐에 따라 단순한 '차이'를 반영할 수도 있고 '차별'을 반영할 수도 있다. 성별 직종분리 현상이나 승진 차별이 뚜렷하게 존재하고 있다면, 관찰된 변수 중 직종이나 직급 관련 변수의 효과는 '차별'의 효과로 해석될 수 있다⁶⁾. 그러나 직종이 공급 특성을 반영한 것이라면 '차별'이라기보다는 '차이'와 관련된다고 볼 수 있다. 본 논문에서는 관찰된 변수에 직종 변수와 직종분리 정도를 나타내는 변수를 포함시켰다. 그러나 직급 변수는 「임금구조기본조사」에서의 변

5) Juhn et al.(1991)에 따르면, $(\Delta\theta_i - \Delta\theta_s)\sigma_s$ 는 경험적으로 개별 여성에게 남성의 임금잔차 분포에서 차지하는 위치(percentile rankings)를 부여함으로써 얻어진다. t산업에서 평균적인 여성이 남성 임금잔차 분포에서 차지하는 위치에 t산업의 남성 잔차의 표준편차를 곱해서 얻어질 수 있다. $\Delta\theta_j (\sigma_j - \sigma_k)$ 도 마찬가지로 방식으로 구할 수 있다.

6) 남녀간 임금격차 방정식에 직종이나 직급을 관찰된 변수로 포함하고 이를 '차별'의 한 형태로 분석한 사례로는 유경준(2001)을 참조할 수 있다.

수 조사 자체가 불완전하고, 또한 직급은 승진과 관련된 ‘차별’과 더 관련이 있을 것으로 생각되기 때문에 임금방정식에서는 포함시키지 않았다.

다음으로, 세 번째 항의 경우 주로 ‘차별’과 관련된 부문이라고 볼 수 있다. 관찰되지 않은 생산성 관련 변수의 ‘차이’ 효과도 동시에 반영되어 있다는 점에서 ‘차별’의 효과로서는 과대평가되어 있다고 할 수 있다. 그러나 관찰되지 않은 생산성 관련 변수들의 경우, 대부분 공급 관련 변수라기보다는 승진 기회나 인적자본 개발 기회 등과 같이 수요 관련 변수들과 밀접하게 관련이 있다면 오히려 ‘차별’에 가깝다는 점에서 ‘차별의 효과’가 과대평가되는 정도는 그리 크지 않을 것으로 판단된다.

전통적인 방법이나 개념에서는, 세 번째 항과 네 번째 항을 관찰된 변수로 설명되지 않은 부문의 기여도로서 ‘차별’의 부문간 차이에 기인한 효과로 간주하였다. 그러나 네 번째 항은 두 번째 항과 같이 ‘가격구조’ 또는 ‘보상구조’와 관련된 효과를 반영한다. 따라서 ‘차별’로 간주될 수 없는 부문이다.

종합해 보면 첫 번째 항과 세 번째 항의 경우 성과 관련된 ‘차이’ 또는 ‘차별’의 효과가 반영된 것이고, 두 번째와 네 번째 항의 경우 관찰된 또는 관찰되지 않은 변수에 대한 임금보상 구조의 부문간 차이의 효과가 반영되어 있는 부문이다. 전자는 성과 관련된 효과이고, 후자는 임금구조와 관련된 효과이다. 첫 번째와 세 번째는 여성 특수적 요인으로서 먼저 공급 측면에서 자격과 능력에 있어서의 남녀간 차이가 산업간에 다른가, 또는 수요 측면에서 여성에 대한 차별이 남녀간에 차이가 있는가를 보여주는 부문이다. 다음으로 임금구조의 효과를 반영하는 두 번째와 네 번째 항은 남녀간 차이의 문제와는 독립적으로 여러 관찰되는 변수들 또는 관찰되지 않은 변수들에 대한 보상구조의 불평등 자체가 부문간 성별 임금격차의 차이를 초래할 수 있다는 점을 나타낸다⁷⁾.

본 논문에서 사용될 자료는 노동부의 「임금구조기본조사」 자료이다. 이 자료는 10인 이상(1999년부터는 5인 이상) 사업체의 정규직을 중심으로 조사하고 있고, 임시직, 공공부문 근로자, 자영업 취업자 등이 모두 빠져 있기 때문에 성별 임금격차의 분포를 정확하게 반영한다고 보기는 어렵다. 그럼에도 이 자료만큼 임금과 근로자 특성에 관

7) 이렇게 산업별로 성별 임금격차의 차이를 분석하는 데 있어서 내생성의 문제가 존재한다. 즉, 성별 임금격차의 분해에서는 남녀 성별이 태어날 때 결정지어지는 요소로 완전한 외생변수지만 산업이란 변수는 개인의 선택에 의해 결정되는(self-selection) 내생성을 가진 변수이기 때문에 임금방정식의 추정시 Heckman류의 2단계 추정법을 사용하는 것이 좀 더 발달된 방법이라고 할 수 있다. 본 연구에서는 일단 이러한 내생성까지는 고려하지 못하고 있다. 이 점은 본 논문의 심사자가 지적한 사항으로 추후의 연구에 더 반영하고자 한다. 자세하게 심사해 준 심사자에게 감사사를 드린다.

한 상세한 정보를 제공하고 있는 자료도 없고, 10인 이상 사업체를 중심으로 하여 성별 임금격차의 산업간 차이를 분석하는 데에는 큰 무리가 없을 것으로 생각되어 이 자료를 중심으로 분석하고자 한다. 단, 본 연구의 연구 결과는 조심히 해석되어야 한다. 임시직이나 일용직 등이 사실상 배제된 상태에서의 성별 임금격차를 분석한 것이기 때문이다.

한편, 산업분류에서 정보통신제조업으로는 산업소분류 300(사무, 계산 및 회계용 기계 제조업), 321(전자관 및 기타 전자부품 제조업), 322(통신기기 및 방송장비 제조업), 323(방송 수신기 및 기타 영상, 음향기기 제조업) 등을 포함하는 것으로 하였고, 정보통신서비스업으로는 642(전기통신업), 721(컴퓨터설비 자문업), 722(소프트웨어 자문, 개발 및 공급업), 723(자료처리업), 724(데이터베이스업), 725(사무, 회계, 계산기기 유지 및 수리업), 729(기타 정보처리 및 컴퓨터 운용관련업) 등을 포함하는 것으로 하였다. 정보서비스업은 정보통신서비스업에서 642(전기 통신업)을 제외한 것이다.

Ⅲ. 성별 임금격차의 산업별 추이

우리나라에서 성별 임금격차는 1980년대 중반 이후부터 지속적으로 줄어들고 있다. 우리와 동일한 자료를 사용한 유경준(2001)의 경우도 지난 20년간의 성별 임금격차 추이를 분석하여 1980년대 후반부터 임금격차가 크게 축소되고 있다는 점을 보여주었고, Yana(1998)도 1983년부터 성별 임금격차 확대 추세가 역전되어 1992년까지 계속 성별 임금격차는 축소되었다고 분석하였다. <표 1>에서 볼 때, 1993년 이후에도 성별 임금격차는 지속적으로 축소되고 있다. 전체로 볼 경우, 남성 임금이 대한 여성 임금의 비율(earnings ratio)은 1993년 55.2%에서 2001년 64.4%로 확대되고 있다.

다만, 이 비율은 산업별로 차이가 있다. 산업 전체로는 약 9.2% 포인트 정도가 확대되었는데, 제조업의 경우 약 5.1% 포인트, 교육보건의료업의 경우 약 11.1% 포인트 확대된 반면, 금융업의 경우 거의 확대되지 않았다. 정보통신산업의 경우 약 7.2% 포인트 확대되었는데 정보통신산업을 서비스와 제조업으로 나누어 볼 경우 정보통신서비스업은 오히려 10.2% 포인트 감소하였고, 정보통신제조업은 12.2% 포인트 정도 증가하였다. 그러나 한국통신, SK텔레콤, 데이콤 등 대기업이 대부분을 차지하고 있는 통신서비스업중(산업소분류 642)를 제외하고 순수하게 정보서비스업(산업중분류 72)만을 볼 경우 이 비율은 7% 포인트 가량 증가한 것으로 나타났다.

즉, 대기업 또는 준공기업이 대부분인 통신서비스산업의 경우 성별 임금격차가 확대되고 있다. 이는 준공기업적 성격을 가지고 있던 금융 부문과 함께 성별 임금격차가 전체 흐름과 역행하여 확대되는 부문이다. 이는 공기업의 민영화나 인력구조조정과 관련되어 있을 것으로 생각되는데, 이 또한 하나의 중요한 연구 주제라고 생각된다.

다만, 시간당 임금으로 보면 제조업과 정보통신산업 전체 간에는 거의 차이가 없는 것으로 나타나고 있다. 이는 제조업의 경우, 시간당 임금으로는 남녀간 차이가 상대적으로 작아지고, 정보통신산업의 경우 남성과의 차이가 상대적으로 커진다는 점을 보여준다. 특히, 정보통신산업을 세분화하여 볼 경우 성별 임금격차가 제조업에 비해서 상대적으로 작은 것으로 나타나고 있지만 정보통신산업 전체로 볼 때에는 성별 임금격차가 제조업과 큰 차이가 없는 것으로 나타나고 있다. 이는 정보통신산업 내에서 개별 산업별로 노동력의 구성이 상당히 이질적이라는 사실을 반영하는 것으로 판단된다.

<표 1> 남성 임금에 대한 여성 임금의 비율

■ 월평균임금 기준

		1993	1996	1999	2001
전 체		55.2	59.9	64.0	64.4
제 조		50.5	52.8	53.9	55.6
정보산업 전체		55.0	58.1	59.4	62.2
정보산업	정보통신제조업	53.2	56.9	59.0	65.4
	정보통신서비스	80.9	76.2	70.2	70.7
	정보서비스	54.3	62.0	66.7	71.8
금 융		56.3	59.2	61.6	57.6
교육보건의료		55.9	61.4	65.1	66.8

■ 시간당임금기준

		1993	1996	1999	2001
전 체		58.1	62.7	65.5	68.3
제 조		54.2	57.0	57.4	60.3
정보산업 전체		55.6	58.6	57.3	60.8
정보산업	정보통신제조업	54.4	57.9	56.1	63.4
	정보통신서비스	82.8	76.3	74.4	74.5
	정보서비스	55.4	65.2	74.0	77.2
금 융		56.5	62.5	63.4	62.3
교육보건의료		56.6	62.3	64.5	67.6

주: 정보서비스는 정보통신서비스업에서 통신서비스업(산업세분류 642)를 제외한 것임.

제조업은 정보통신제조업을 제외한 부문임.

월평균임금=정액급여+초과급여+연간특별급여/12

시간당 임금=정액급여/정상근로시간

한편, 여성이 동일한 조건의 사업체에서 동일한 직종에서 일하는 자격과 능력이 동일한 남성에 비해서 얼마나 임금을 적게 받는가를 보기 위해서, 방정식(1)의 임금함수에 여성 더미변수를 추가하여 이 변수의 회귀계수값을 정리한 것이 <표 2>이다. 이는 남성과 여성의 임금결정 메커니즘이 동일하다고 가정하고 주요 관찰될 수 있는 변수들을 통제할 경우, 여성 더미변수에 대한 임금 페널티가 어느 정도 나타나는가를 보여준다. 전체적으로 볼 때 관찰되는 변수들을 통제할 경우, 산업별로 성별 임금격차의 차이가 크게 확대되는 것으로 판단된다. 주요 관찰 가능한 변수들을 통제할 경우, 여성은 남성에 비해 제조업의 경우 22% 정도 낮은 임금을 받고, 정보통신산업에서는 12% 정도 낮은 임금을 받는 것으로 나타났다. 특히, 정보서비스업에서는 동일한 조건의 남성에 비해 1% 정도만 낮은 임금을 받는 것으로 나타나고 있다.

<표 2> 여성에 대한 임금프리미엄

		1993	1996	1999	2001
전 체		-0.26	-0.23	-0.21	-0.19
제 조		-0.29	-0.27	-0.26	-0.22
정보산업 전체		-0.23	-0.17	-0.14	-0.12
	정보통신제조업	-0.23	-0.18	-0.15	-0.12
	정보통신서비스	-0.11	-0.07	-0.05	-0.06
	정보서비스	-0.17	-0.01	-0.01	-0.01
금 용		-0.13	-0.13	-0.11	-0.17
교육보건의료		-0.10	-0.11	-0.09	-0.04

이상의 기본적인 분석에서 2001년 현재 산업별로 ‘제조업’과 ‘대형 통신서비스업체를 제외한 정보서비스업’이 각각 현상적으로 성별 임금격차가 하나는 가장 크고 다른 하나는 가장 작은 부문으로 나타나고 있다는 사실에 주목하고자 한다. 따라서 아래에서는 주로 제조업과 정보서비스업 사이의 성별 임금격차의 차이를 중점적으로 검토하고자 한다.

IV. 성별 임금격차의 요인 분해

1. 산업간 성별 임금격차의 요인 분해

Yana(1998)는 한국의 성별 임금격차가 1983년 이후 계속 축소되고, 임금격차 중에

서 관찰되는 변수로 설명되는 부문이 지속적으로 줄어들고 있다고 분석하였다. 이는 기본적으로 관찰되는 변수에서의 남녀간 차이가 줄어들었기 때문이다.

<표 3>은 위의 방정식 (4)에 따라 산업별로 성별 임금격차의 요인을 분해해 본 것이다. 이 분석에서도 전체적으로 볼 때 외환위기 이전까지는 관찰되는 변수로 설명되는 부분은 축소된 것으로 판단된다. 그러나 외환위기 이후에는 오히려 관찰된 변수에 의해 설명되는 부분의 비율이 늘어나고 관찰된 변수와 그 가격으로 설명되지 않은 부분의 비율이 줄어들고 있다⁸⁾.

이는 교육 및 경력 등 인적자원 특성의 남녀간 차이가 성별 임금격차를 설명하는 절대치(로그포인트)는 줄어들고는 있지만 관찰되지 않은 변수에서의 차이가 더 크게 줄었기 때문인 것으로 판단된다. 즉, 교육, 경력, 근속에서의 남녀간 차이가 축소되는 속도는 줄고 있지만 관찰되지 않은 숙련 변수에서의 남녀간 차이 또한 더 빠른 속도로 줄고 있다. 외환위기 이후 이러한 관찰되지 않은 부문에서의 남녀간 격차의 축소는 여러 가지 측면에서 분석되어야 하겠지만, 여성부의 설치 등으로 남녀고용평등법의 적용이 강화되면서 여성에 대한 차별이 제도적으로 줄어들었거나 산업구조의 변화 등으로 여성 차별적인 산업의 비중이 축소된 점 등을 생각해 볼 수 있다.

산업별로 볼 때, 정보통신산업에서 관찰되지 않은 특성이 남녀간 임금격차를 설명하는 비율이 가장 크게 줄어들고 있다. 그러나 이는 관찰된 특성이 임금격차를 설명하는 절대치가 커졌다기보다는 관찰되지 않은 특성들이 설명하는 비율이 줄어들었기 때문인 것으로 보인다. 특히 정보서비스업의 경우, 성별 임금격차 중에서 관찰되지 않은 특성들에 의해 설명되는 부분은 1993년 이후 거의 사라지고 있다고 판단해도 될 정도이다. 2001년의 경우, 교육과 경력에서의 남녀간 차이가 성별 임금격차를 거의 설명하는 것으로 나타나고 있다. 이 부문에서는 남녀간 임금격차가 있더라도 남녀간 인적자본의 차이에 기인한 것이고 관찰되지 않은 부문에서의 차이 또는 차별은 적다고 할 수 있다.

따라서, 관찰된 변수들이 성별 임금격차를 설명하는 구조가 산업별로 다르기는 하겠지만 우리나라에서 성별 임금격차가 산업별로 차이가 있다면 일단 그것은 대부분 관찰되지 않는 부문의 차이에 기인하는 것으로 판단할 수 있다. 즉 산업별로 성별 임금격차가 차이가 나는 것은 인적자본의 남녀간 격차가 산업별로 차이가 있기 때문이라거나, 직종분리현상이 산업별로 차이가 있거나, 여성이 대기업이나 노조가 조직화된 기업에 더 적게 분포되어 있기 때문이라기보다는 관찰되지 않은 부문에서 남녀간 차이 즉, 여성에 대한 차별의 정도가 산업별로 다르거나, 관찰되지 않은 숙련에서의 남녀간 차

8) 이는 유경준(2001)의 경우에서도 확인되고 있다. 1997년 이전에 비해 1999년에 인적자본에 의해 설명되는 비중이 크게 늘어나고 있음을 보여주고 있다.

<표 3> 산업간 성별 임금격차의 요인 분해

(단위: 로그포인트, %)

	1993	1996	1999	2001
전체 산업				
전체 임금격차	0.586	0.502	0.461	0.436
관찰된 부문	0.296	0.243	0.255	0.250
교육경력	0.226	0.195	0.192	0.182
직종특성	0.041	0.016	0.031	0.035
규모노조	0.005	0.005	0.010	0.010
설명비율(%)	50.5	48.4	55.3	57.3
제조업				
전체 임금격차	0.651	0.610	0.602	0.559
관찰된 부문	0.303	0.279	0.280	0.291
교육경력	0.204	0.168	0.163	0.162
직종특성	0.071	0.071	0.067	0.077
규모노조	0.013	0.022	0.035	0.041
설명비율(%)	46.5	45.8	46.5	52.1
정보통신산업				
전체 임금격차	0.599	0.529	0.514	0.450
관찰된 부문	0.345	0.364	0.366	0.341
교육경력	0.237	0.265	0.282	0.259
직종특성	0.072	0.075	0.070	0.071
규모노조	0.011	0.007	0.016	-0.004
설명비율(%)	57.6	68.8	71.2	75.7
정보통신제조업				
전체 임금격차	0.599	0.528	0.507	0.398
관찰된 부문	0.343	0.357	0.344	0.282
교육경력	0.231	0.265	0.261	0.215
직종특성	0.069	0.070	0.085	0.058
규모노조	0.013	0.005	0.019	0.001
설명비율(%)	90.0	91.0	94.5	116.6
정보통신서비스업				
전체 임금격차	0.227	0.269	0.376	0.336
관찰된 부문	0.128	0.196	0.360	0.288
교육경력	0.070	0.136	0.254	0.262
직종특성	0.044	0.018	0.015	0.006
규모노조	0.003	0.009	0.010	0.000
설명비율(%)	56.2	73.1	95.6	85.8
정보서비스업				
전체 임금격차	0.608	0.451	0.353	0.274
관찰된 부문	0.370	0.425	0.333	0.279
교육경력	0.265	0.353	0.262	0.272
직종특성	0.051	0.022	0.015	0.010
규모노조	0.017	0.014	0.036	-0.000
설명비율(%)	61.0	94.3	94.2	101.6

이가 산업간에 다르기 때문인 것으로 판단된다.

한편, 관찰된 변수로 설명되는 부분을 좀 더 세분해서 보자. 정보통신산업의 경우, 전반적으로 교육 및 경력에 의해서 설명되는 성별 임금격차 부분이 전반적으로 크다. 2001년의 경우, 정보서비스업에서 0.272 로그포인트로 가장 크고, 제조업에서 0.162로 가장 낮다. 그러나 정보통신제조업의 경우에도 0.215로 여타 제조업에 비해서 높은 편이다. 반면, 규모나 노조 효과는 제조업에서 가장 크고, 정보통신산업에서는 거의 나타나지 않는 것으로 보인다. 결국 정보통신산업의 경우, 관찰된 부문에서의 임금격차는 교육이나 경력 등 인적자본 변수에 의해서 설명되는 비중이 매우 큰 것으로 나타나고 있다.

2. 성별 임금격차의 산업간 차이의 요인 분해

이 절에서는 성별 임금격차가 가장 큰 제조업과 정보통신산업의 성별 임금격차의 차이를 방정식 (6)에 따라서 요인 분해하여 성별 임금격차의 산업별 차이의 요인을 구체적으로 분석하고자 한다.

<표 4>에서 산업별로 성별 로그임금 격차를 보면 제조업이 0.559이고, 정보서비스 부문이 가장 낮은 0.274 정도이다. 따라서 제조업과 정보서비스 부문간의 성별 임금격차의 차이는 로그값으로 -0.285를 나타내고 있다.

관찰되지 않은 변수의 효과를 우선 보기 위해서, 남성 잔차 분포 내에서 평균적인 여성이 가지는 위치를 나타내는 “남성 분산 내에서 평균적인 여성의 위치”를 보면, 정보서비스업의 경우 45.1% 수준으로 제조업의 14.4%에 비해서 훨씬 높은 수치를 나타내고 있다. 이는 동일한 자격과 능력, 동일한 직종, 동일한 작업장 조건하에서 관찰되지 않는 특징에서 평균적으로 여성이 남성의 관찰되지 않는 특징들의 분포상의 서열에서 45.1% 정도에 위치한다는 것을 의미한다⁹⁾. 이는 제조업과 정보서비스산업 간의 성별 임금격차의 많은 부분이 이 관찰되지 않는 특징에서의 차이에 기인할 것임을 시사한다.

<표 5>는 성별 임금격차의 산업간 차이를 앞에서 검토한 방정식 (6)에 기초해서 요인 분해한 것이다. 앞 절에서도 보았듯이, 산업간 성별 임금격차의 차이는 관찰되지 않은 변수효과에 기인한 부분이 가장 큰 것으로 보인다. 관찰된 변수의 성별 차이가 산업간 성별 임금격차의 차이를 설명하는 정도는 전체적으로 그리 크지 않은 것으로 보인다. 예를 들어, 제조업과 정보서비스업 간의 성별 임금격차의 차이는 -0.285 로그

9) 이 수치가 50%라는 것은 관찰되지 않는 특징에서 남성과 여성의 차이가 없다는 것을 의미한다.

포인트인데, 이 중 관찰되지 않은 변수의 차이로 설명되는 부분이 -0.271로 차이의 대부분을 설명하고 있다. 관찰된 변수의 차이로 설명되는 부분은 -0.087에 불과하다. 이는 교육, 경력, 성별 직종구성 및 사업체 구성 등에 있어서 산업간 차이가 산업간 성별 임금격차의 차이를 설명하는 정도가 상대적으로 작다는 것을 의미한다.

한편, 정보통신제조업의 경우, 제조업과의 성별 임금격차 차이를 관찰된 변수가 설명하는 부분이 플러스(0.011)로 나타나고 있다. 이는 정보통신제조업이 여타 제조업에 비해서 관찰된 변수에서의 남녀간 차이가 오히려 크다는 것을 의미한다. 따라서 정보통신제조업과 여타 제조업 간에 성별 임금격차의 차이도 관찰되지 않은 변수 효과에 의해서 결정된다고 볼 수 있다.

앞에서도 지적했듯이, 이러한 관찰되지 않은 특성에는 명백한 차별도 들어가지만, 관찰되지 않은 숙련, 예를 들어 승진과 그에 따라 축적되는 관리능력이나 학교교육 수준 변수로 파악되지 않는 자격이나 능력의 차이 등일 수도 있다. 따라서 정보통신서비스업의 경우, 여성에 대한 차별이 상대적으로 작거나, 승진이나 관리능력 또는 학교교육 수준으로 파악되지 않는 일반적인 자질이나 능력에서 여성이 남성에 비해서 떨어지지 않을 것이라는 점을 시사하는 것이라고 볼 수 있다.

승진에서의 남녀간 차이나 교육훈련 이외의 일반적 자질의 차이도 ‘넓은 의미에서의 차별’로 본다면, 정보통신산업과 제조업 간의 성별 임금격차의 차이는 두 부문간의 여성에 대한 ‘차별’의 차이에 기인하는 것으로 판단할 수 있다.

반면, 임금의 불평등구조에 기인한 효과(관찰된 가격효과 + 관찰되지 않은 가격효과)도 그리 크지 않은 것으로 나타나고 있다. 그러나 정보통신서비스 특히 정보서비스 부문의 경우 이 부호는 플러스로 나타나고 있어서 이것이 제조업과의 성별 임금격차의 차이를 줄이는 효과를 가지고 있음을 보여주고 있다. 정보서비스의 경우, 가격효과는 $0.073(+0.074 - 0.001)$ 로 나타나고 있어 제조업과의 성별 임금격차의 차이를 좁히는 역할을 한다. 즉, 정보서비스 부문의 경우, 임금불평등 구조 자체가 성별 임금격차를 확대하는 역할을 하고 있다고 볼 수 있다.

다음으로, 관찰된 변수의 ‘차이’에 기인한 효과를 <표 6>에서 좀 더 자세히 보자. 관찰된 변수에서 인적자본과 관련된 부분은 교육, 근속, 경력, 직종 특수경력 등의 변수이고, 직종 특성변수는 직종대분류 더미 변수와 세분류직종에서의 여성 직종비중 등의 변수이다. 지대 관련 변수로는 기업체규모(500인이상 더미)와 노조 더미 변수 등이다.

정보서비스업만 보면, 관찰된 변수에서의 남녀간 ‘차이’가 제조업보다 작아, 이 부분의 성별 임금격차를 제조업에 비해 작아지도록 하고 있음을 알 수 있다. 우선, 교육이나 경력 등 인적자본 변수 측면에서 제조업보다 남녀간 차이가 작기 때문에 성별 임

금격차를 작게 하는 정도는 -0.034 로그포인트이고, 남녀간 직종분리 현상이 상대적으로 작게 나타나는 것이 성별 임금격차를 작게 하는 정도도 -0.032로 비슷한 수준이다. 또한, 대규모 노조조직 사업장에서의 남성 편중 현상도 상대적으로 작게 나타남으로써 정보서비스업 부문의 성별 임금격차를 작게 하는 정도도 -0.040 로그포인트 수준으로 비슷하다. 반대로 미혼과 비정규직의 비중이 많다는 사실은 정보서비스업 부문의 성별 임금격차를 상대적으로 더 크게 하는 요인으로 작용하는 것으로 보인다.

한편, 통신서비스까지 포함한 정보통신서비스 부문을 볼 경우, 전반적인 수치 자체가 작아지는 것으로 나타나고 있다. 또한, 정보통신제조업의 경우, 인적자원의 남녀간 차이나 직종분리 현상이 여타 제조업보다 더 크게 나타남으로써 오히려 성별 임금격차를 여타 제조업에 비해서 크게 하는 요인으로 작용하고 있다.

다음으로, <표 7>에서 관찰된 가격효과를 좀 더 세분해서 보자. 정보서비스 부문의 경우, 인적자원에 대한 보상이 제조업과의 성별 임금격차의 차이에 대한 기여도는 플러스 0.144 로그포인트로 매우 큰 것으로 나타나고 있다. 이는 제조업과 정보서비스업의 차이 -0.285를 반대 방향으로 반절 정도 돌려 놓는 효과를 가지고 있다는 것을 의미한다. 즉, 정보서비스업의 경우, 인적자원에 대한 보상의 정도가 매우 크고, 이것이

<표 4> 산업별 남녀 로그임금 격차와 여성의 남성 잔차 분산내 위치(2001년)

	남성로그임금	여성로그임금	임금격차 (로그포인트)	제조업과의 차이	남성 분산내 여성의 위치(%)
제조업	14.344	13.785	0.559		14.4
정보통신산업	14.514	14.064	0.450	-0.108	34.5
정보통신서비스	14.732	14.396	0.336	-0.223	38.6
정보통신제조업	14.368	13.971	0.398	-0.161	29.2
정보서비스업	14.583	14.309	0.274	-0.285	45.1

<표 5> 성별 임금격차의 산업간 차이의 요인 분해(2001년)

(단위 ; 로그포인트)

	제조업과의 차이	관찰된 변수효과	관찰된 가격효과	관찰되지 않은 변수효과	관찰 되지 않은 가격효과
정보통신산업	-0.108	0.013	0.037	-0.166	0.008
정보통신서비스	-0.223	-0.059	0.056	-0.221	0.002
정보통신제조업	-0.161	0.011	-0.020	-0.141	-0.012
정보서비스업	-0.285	-0.087	0.074	-0.271	-0.001

정보서비스업의 성별 임금격차를 여타 부문에 비해서 크게 확대하는 효과를 가지는 것으로 나타나고 있다. 이는 통신서비스업까지 포함할 경우에도 규모는 작지만 비슷하게 나타나고 있다. 한편, 정보통신제조업의 경우 규모는 그리 크지 않지만 인적자본에 대한 보상의 경우 이 부문의 성별 임금격차를 여타 부문에 비해서 크게 하는 효과를 가지는 것으로 나타나고 있다.

<표 6> 관찰된 변수효과와 분해(2001년)

(단위 ; 로그포인트)

	전 체	혼인 여부	인적자원	직종 특성	지대 (규모노조)
정보통신산업	0.013	0.011	0.031	0.021	-0.044
정보통신서비스	-0.059	0.016	-0.012	-0.030	-0.035
정보통신제조업	0.011	0.009	0.026	0.021	-0.039
정보서비스업	-0.087	0.015	-0.034	-0.032	-0.040

<표 7> 관찰된 가격효과와 분해(2001년)

(단위 ; 로그포인트)

	전 체	혼인 여부	인적자원	직종 특성	지대 (규모노조)
정보통신산업	0.037	-0.004	0.066	-0.028	-0.000
정보통신서비스	0.056	-0.007	0.112	-0.041	-0.005
정보통신제조업	-0.020	-0.001	0.026	-0.040	-0.001
정보서비스업	0.074	-0.015	0.144	-0.035	-0.001

V. 요약 및 결론

정보화사회로의 전환이 노동시장에서 여성에 대한 차별에 대해 어떠한 효과와 의의를 가지는가는 의미 있는 연구 주제라고 생각된다. 그러나 본 연구에서는 그러한 커다란 연구 주제에 대해 체계적으로 접근하기보다는 정보통신산업과 제조업 간에 성별 임금격차의 차이에 대한 요인을 분석함으로써 이러한 주제에 대한 간접적인 함의를 이끌어내고자 하였다.

또한 자료의 제약으로 문제제기 부문에서 제기된 가설을 체계적으로 검증하지는 못하였다. 다만 분석 결과는 다음과 같이 요약될 수 있다.

첫째, 정보통신산업은 여타 제조업에 비해서 여성에 대한 차별의 정도가 상대적으로 작은 것으로 판단된다. 정보통신산업 부문과 제조 부문간 성별 임금격차가 다르게 나타나는 것은 교육, 경력, 직종 분포, 사업체 분포 등에서의 성별 차이나 이들에 대한 보상 구조가 산업별로 다르기 때문이라기보다는 관찰되지 않은 부문에서의 남녀간 차이가 두 부문간에 다르기 때문인 것으로 나타났다. 이는 차별의 구조가 두 부문간에 다르다는 것을 의미하는 것으로 생각되고, 정보통신산업에서는 상대적으로 여성에 대한 차별의 정도가 낮다는 것을 시사한다.

즉, 정보통신산업의 경우 치열한 시장경쟁과 높은 노동강도로 인해 여성이 차별받는 효과보다는 기업들이 ‘효율적 기업’으로 작동하면서 높은 노동수요 증가율에 대응하는 과정에서 여성에 대한 차별을 줄이는 효과가 더 큰 것으로 판단할 수 있다.

둘째, 정보통신산업은 제조업에 비해서 남녀간 인적자본의 차이가 작아 성별 임금격차를 줄이는 것으로 나타나고 있다. 그러나 정보통신서비스 부문에서는 교육이나 경력, 직종 분포 등에서 성별 차이가 작다는 것은 제조업과의 성별 임금격차를 축소하는 것으로 나타났지만, 정보통신제조업에서는 그러한 현상이 나타나지 않았다.

셋째, 정보통신산업에서의 인적자본에 대한 높은 보상은 성별 임금격차를 확대하는 것으로 나타났다. 정보통신산업의 경우 교육이나 경력 등에 대한 보상이 크고, 이것은 성별 임금격차를 확대하는 것으로 나타나고 있다. 정보통신산업에서의 임금구조의 불평등은 그 자체로 성별 임금격차를 확대할 가능성이 있다.

그러나, 정보통신산업 특히 정보서비스 부문의 경우, 전체 노동력에서 차지하는 비율이 크지 않다. 따라서 본 연구의 분석 결과를 그대로 일반화하여, 정보통신산업이 확대되면 우리나라에서 여성에 대한 차별이 저절로 줄어들 것이라고 생각되지는 않는다. 본 연구의 정책적 시사점은 정보통신산업에서 나타나고 있는 관행들을 여타 산업에 적용시켜 보는 차원에서 검토하는 것이 바람직하다고 생각된다.

우선, 정보통신산업 이외의 부문에서 여전히 여성에 대한 제도적 차별이 크기 때문에 이러한 차별의 관행을 제도적으로 제한하는 것이 중요하다고 생각된다. 여성에 대한 명시적인 차별뿐만 아니라 관찰되지 않은 영역에서 즉, 승진에서의 차별이나 가사 노동에 기인하는 일자리 중단에 따른 차별, 관리능력 개발이나 기업특수적 숙련에서의 차이 등을 극복하는 것이 중요하다고 생각된다. 반면, 정보통신산업의 경우에는 여성에 대한 차별이 상대적으로 적고 인적자본에 대한 보상이 더 크기 때문에 여성 차별에 대한 제도적 접근보다는 여성의 인적자원을 개발하는 방향으로 나아가는 것이 더 효과

적일 것으로 판단된다.

참고문헌

- 금재호. 「성차별과 직종분리 및 임금격차」. 『여성노동시장의 현상과 과제』, 한국노동연구원, 2001.
- 서병선·임찬영. 「직종선택과 성별 임금격차」. 『국제경제연구』 제8권 제1호, 국제경제학회, 2002.
- 어수봉. 「성별 직종분리와 성별 임금격차」. 『한국노동연구(II)』. 한국노동연구원, 1999.
- 이원덕·유경준. 「노동시장에서의 성별 차이와 차별」. 『한국의 노동문제』. 비봉출판사, 1999.
- 유경준. 「성별 임금격차의 차이와 차별」. 『KDI 정책연구』 제23권 제1호, 2001.
- 주성환·최준해. 「성별 노동시장 참가패턴이 임금격차에 미치는 효과」. 『노동경제논집』. 제24권 2호, 2001.
- 황수경. 「성별 직종분리와 직업특성의 임금효과」, 한국경제학회 동계학술대회 발표논문, 2001.
- Blau, Francine D. and Lawrence M. Kahn. "The Gender Earnings Gap: Learning from International Comparisons". *American Economic Review* 82 (2) (May 1992): 533-38.
- _____. "Rising Wage Inequality and the U.S. Gender Gap". *American Economic Review* 84 (2) (May 1994): 23-28.
- _____. "International Differences in Male Wage Inequality: Institutional versus Market Forces", *Journal of Political Economy*, 104 (4) (1996): 791-837.
- Fields, Judith., and Edward N. Wolff. "Interindustry Wage Differentials And The Gender Wage Gap," *Industrial and Labor Relations Review*, 39 (1) (October 1995): 105-119.
- Hodson, Randy., and Paula England. "Industrial Structure and Sex Differences in Earnings," *Industrial Relations*, 25 (1) (Winter 1986): 16-32.

- Jugn, Chinhui, Kevein M. Murphy, and Brooks Pierce. "Accounting for the slowdown in Black-White Wage Convergence," In *Workers and Wages: Changing Patterns in the United States*, edited by Marvin H. Kusters,. Washington: American Enterprise Inst. Press, 1991.
- _____, "Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill", *Journal of Political Economy* 101 (3): 410-442.
- Yana van der Meulen Rodgers. "A Rreversal of Fortune for Korean Women: Explaining the 1983 Upward Turn in Relative Earnings". *Economic Development and Cultural Change*. pp. 727-248.

<부표 1> 기본통계 (『임금구조기본조사』, 2001년)

	변수	제조업		정보통신산업		정보통신 서비스업		정보통신 제조업		정보 서비스업	
		남성	여성	남성	여성	남성	여성	남성	여성	남성	여성
Ln(평균임금)	LWG	14.3	13.8	14.5	14.1	14.7	14.4	14.4	14.0	14.6	14.3
Ln(월평균근로시간)	LTIME	5.4	5.3	5.3	5.3	5.2	5.2	5.3	5.3	5.2	5.2
정규직더미	REG	99.3	98.5	99.7	99.0	99.8	98.2	99.6	99.2	99.7	99.1
풀타임더미	FULL	98.8	97.4	99.6	98.0	99.8	100.0	99.4	97.4	99.7	100.0
미혼더미	MAR	26.6	37.2	38.3	63.3	34.9	65.5	40.6	62.7	49.2	79.3
근속년수	TEN	7.3	4.0	6.9	4.3	7.2	4.9	6.7	4.2	3.6	2.6
근속제급	TENSQ	97.0	32.9	87.6	36.3	101.7	54.6	78.2	31.2	25.3	13.6
경력년수	EXP	18.8	19.6	13.6	10.6	14.2	8.8	13.2	11.2	11.1	6.5
경력제급	EXPSQ	461.4	572.0	247.9	209.9	265.3	129.9	236.2	232.4	167.2	69.0
전문대더미	E4	11.0	8.8	18.7	9.0	21.3	22.0	17.0	5.3	25.7	22.5
대졸더미	E5	19.6	6.9	38.9	13.3	52.4	48.5	29.8	3.5	61.2	58.4
직종경력 1-2년	C2	8.7	14.5	12.6	21.0	11.2	16.8	13.5	22.2	17.1	21.7
직종경력 2-3년	C3	5.9	9.8	5.8	10.8	5.6	12.1	5.9	10.4	8.1	16.2
직종경력 3-4년	C4	4.5	8.1	5.4	7.5	6.0	7.7	5.0	7.5	8.6	8.6
직종경력 4-5년	C5	5.7	9.3	7.8	10.1	7.4	8.3	8.1	10.6	9.6	10.5
직종경력 5-10년	C6	23.7	25.7	25.2	28.2	26.0	26.4	24.7	28.7	25.5	19.7
직종경력 10년이상	C7	43.2	20.2	34.7	11.1	36.8	17.0	33.3	9.5	20.0	5.3
관리직	O1	5.1	0.7	4.7	0.3	5.5	0.8	4.2	0.2	7.8	1.3
전문직	O2	4.3	3.6	17.6	8.1	28.9	31.9	10.0	1.5	41.8	47.7
준전문직	O3	14.9	3.9	30.6	8.6	36.7	19.2	26.5	5.6	38.8	24.9
사무직	O4	15.5	24.7	14.8	20.8	10.2	39.2	17.9	15.6	5.3	21.7
판매서비스직	O5	0.3	3.9	0.9	1.1	1.7	0.9	0.3	1.1	1.3	0.5
기능원	O7	17.8	18.5	12.1	4.3	14.9	6.0	10.2	3.8	2.4	1.3
조립원	O8	38.9	35.5	18.4	54.0	1.9	0.8	29.4	69.0	2.5	1.3
직종내 여성비율	FRATIO	80.5	52.3	79.1	52.5	82.7	64.7	76.6	49.1	80.3	65.7
500인이상기업더미	LARGE	39.1	23.6	54.0	56.1	44.7	43.1	60.3	59.8	18.5	17.3
노조 사업체더미	UNION	40.4	25.0	36.0	33.3	38.7	34.3	34.2	33.0	5.3	9.3
가중치 고려표본수	가중치 고려표본수	1,484,594	535,256	353,519	191,089	142,071	41,911	211,448	149,178	86,799	26,705
표본수	표본수	152,160	45,315	33,815	13,064	10,733	2,141	23,082	10,923	4,831	1,090

<부표 2-1> 제조업의 임금함수 추정 결과

변 수	남 성		여 성	
	회귀값	표준편차	회귀값	표준편차
Intercept	11.7289	(0.0265)***	10.9786	(0.0472)***
LTIME	0.2664	(0.0044)***	0.4190	(0.0085)***
REG	0.0326	(0.0093)***	-0.0176	(0.0109)
FULL	0.0248	(0.0069)***	0.0810	(0.0083)***
MAR	0.0786	(0.0022)***	-0.0021	(0.0046)
TEN	0.0259	(0.0004)***	0.0345	(0.0010)***
TENSQ	-0.0002	(0.0000)***	-0.0005	(0.0000)***
EXP	0.0270	(0.0003)***	0.0041	(0.0005)***
EXPSQ	-0.0005	(0.0000)***	-0.0001	(0.0000)***
E4	0.0581	(0.0026)***	0.0516	(0.0052)***
E5	0.1892	(0.0025)***	0.2196	(0.0063)***
C2	0.1054	(0.0036)***	0.1090	(0.0050)***
C3	0.1609	(0.0041)***	0.1636	(0.0057)***
C4	0.2036	(0.0045)***	0.1752	(0.0062)***
C5	0.2058	(0.0043)***	0.1887	(0.0061)***
C6	0.2429	(0.0036)***	0.2168	(0.0057)***
C7	0.2607	(0.0040)***	0.2233	(0.0063)***
01	0.5359	(0.0059)***	0.8461	(0.0168)***
02	0.3596	(0.0061)***	0.3541	(0.0095)***
03	0.2314	(0.0052)***	0.2281	(0.0090)***
04	0.1765	(0.0049)***	0.1624	(0.0059)***
05	0.2087	(0.0136)***	0.1811	(0.0079)***
07	0.1312	(0.0048)***	-0.0202	(0.0052)***
08	0.1454	(0.0045)***	0.0123	(0.0049)**
FRATIO	0.1601	(0.0045)***	0.1564	(0.0068)***
LARGE	0.2187	(0.0021)***	0.1782	(0.0038)***
UNION	0.0448	(0.0020)***	0.0885	(0.0037)***
R-square	0.6136		0.4809	
N	152,159		45,314	

주: 사용된 자료는 노동부, 「임금구조기본조사」, 2001년 자료임.

***는 1% 수준에서 유의, **는 5% 수준에서 유의, *는 10% 수준에서 유의. 아무 표시도 없는 경우 10% 수준에서도 유의하지 않음.

<부표 2-2> 정보통신산업의 임금함수 추정 결과

변 수	남 성		여 성	
	회귀값	표준편차	회귀값	표준편차
Intercept	10.4798	(0.0041)***	10.4864	(0.0880)***
LTIME	0.4096	(0.0039)***	0.4860	(0.0155)***
REG	0.3633	(0.0125)***	0.3148	(0.0244)***
FULL	0.2111	(0.0185)***	0.0669	(0.0175)***
MAR	0.0631	(0.0191)***	-0.0501	(0.0072)***
TEN	0.0135	(0.0255)***	0.0408	(0.0025)***
TENSQ	0.0002	(0.0188)***	0.0000	(0.0001)
EXP	0.0405	(0.0189)***	-0.0072	(0.0010)***
EXPSQ	-0.0007	(0.0193)***	-0.0000	(0.0000)***
E4	0.1015	(0.0201)***	0.0672	(0.0096)***
E5	0.2997	(0.0108)***	0.3321	(0.0097)***
C2	0.1652	(0.0087)***	0.1851	(0.0090)***
C3	0.1787	(0.0089)***	0.2671	(0.0107)***
C4	0.2723	(0.0096)***	0.2814	(0.0125)***
C5	0.3170	(0.0091)***	0.3658	(0.0127)***
C6	0.3438	(0.0074)***	0.3697	(0.0137)***
C7	0.3411	(0.0050)***	0.3531	(0.0182)***
01	0.6902	(0.0051)***	0.4096	(0.0468)***
02	0.5840	(0.0000)***	0.4435	(0.0192)***
03	0.4009	(0.0009)***	0.2301	(0.0185)***
04	0.2780	(0.0000)***	0.1285	(0.0159)***
05	0.5117	(0.0011)***	0.2166	(0.0274)***
07	0.4792	(0.0046)***	0.1531	(0.0200)***
08	0.2297	(0.0262)***	0.0316	(0.0147)**
FRATIO	-0.1539	(0.0296)***	-0.0129	(0.0154)
LARGE	0.1648	(0.0115)***	0.2426	(0.0060)***
UNION	-0.0055	(0.0743)	0.0182	(0.0058)***
R-square	0.6518		0.6427	
N	33,814		13,063	

주: 사용된 자료는 노동부, 「임금구조기본조사」, 2001년 자료임.

***는 1% 수준에서 유의, **는 5% 수준에서 유의, *는 10% 수준에서 유의. 아무 표시도 없는 경우 10% 수준에서도 유의하지 않음.

<부표 2-3> 정보통신서비스의 임금함수 추정 결과

변 수	남 성		여 성	
	회귀값	표준편차	회귀값	표준편차
Intercept	12.9242	(0.1702)***	14.6127	(0.3229)***
LTIME	-0.2941	(0.0241)***	-0.3517	(0.0599)***
REG	0.6753	(0.0576)***	0.5233	(0.0435)***
FULL	1.4330	(0.0631)***	0	
MAR	0.0568	(0.0077)***	0.0313	(0.0151)**
TEN	0.0343	(0.0017)***	0.0669	(0.0048)***
TENSQ	-0.0006	(0.0000)***	-0.0010	(0.0001)***
EXP	0.0543	(0.0017)***	0.0110	(0.0037)***
EXPSQ	-0.0007	(0.0000)***	-0.0002	(0.0000)**
E4	0.1072	(0.0084)***	0.0163	(0.0178)
E5	0.2748	(0.0080)***	0.2240	(0.0169)***
C2	0.1479	(0.0123)***	0.1539	(0.0216)***
C3	0.1253	(0.0145)***	0.0822	(0.0252)***
C4	0.2182	(0.0147)***	0.0758	(0.0299)**
C5	0.2414	(0.0142)***	0.3387	(0.0297)***
C6	0.2646	(0.0136)***	0.3054	(0.0314)***
C7	0.2186	(0.0170)***	0.1992	(0.0452)***
01	0.2296	(0.0736)***	0.0017	(0.0901)
02	0.1334	(0.0730)*	0.5178	(0.0617)***
03	-0.0383	(0.0728)	0.4141	(0.0622)***
04	-0.0034	(0.0735)	0.3132	(0.0602)***
05	0.0175	(0.0753)	0.3189	(0.0831)***
07	0.0434	(0.0727)	0.3610	(0.0660)***
08	-0.2307	(0.0750)***	0.2682	(0.0878)***
FRATIO	0.0206	(0.0261)	0.0368	(0.0377)
LARGE	0.1258	(0.0067)***	0.0507	(0.0144)***
UNION	-0.0419	(0.0084)***	0.0507	(0.0173)***
R-square	0.7326		0.7066	
N	10,732		2,140	

주: 사용된 자료는 노동부, 「임금구조기본조사」, 2001년 자료임.

***는 1% 수준에서 유의, **는 5% 수준에서 유의, *는 10% 수준에서 유의. 아무 표시도 없는 경우 10% 수준에서도 유의하지 않음.

<부표 2-4> 정보통신제조업의 임금함수 추정 결과

변 수	남 성		여 성	
	회귀값	표준편차	회귀값	표준편차
Intercept	9.6019	(0.0707)***	10.2566	(0.0797)***
LTIME	0.6080	(0.0111)***	0.5519	(0.0138)***
REG	0.2913	(0.0290)***	0.1738	(0.0270)***
FULL	0.0142	(0.0245)	0.0591	(0.0151)***
MAR	0.0737	(0.0049)***	-0.0739	(0.0074)***
TEN	0.0186	(0.0015)***	0.0427	(0.0028)***
TENSQ	-0.0000	(0.0000)	-0.0008	(0.0001)***
EXP	0.0317	(0.0009)***	-0.0089	(0.0010)***
EXPSQ	-0.0006	(0.0000)***	-0.0000	(0.0000)
E4	0.0636	(0.0055)***	0.0584	(0.0111)***
E5	0.2650	(0.0057)***	0.3229	(0.0144)***
C2	0.1663	(0.0078)***	0.1781	(0.0087)***
C3	0.2085	(0.0098)***	0.2879	(0.0106)***
C4	0.2757	(0.0107)***	0.2922	(0.0127)***
C5	0.3139	(0.0098)***	0.3344	(0.0129)***
C6	0.3164	(0.0098)***	0.3645	(0.0143)***
C7	0.3432	(0.0121)***	0.3476	(0.0181)***
01	0.5720	(0.0189)***	0.7056	(0.0598)***
02	0.3659	(0.0182)***	0.2248	(0.0251)***
03	0.2949	(0.0173)***	0.0651	(0.0178)***
04	0.2188	(0.0168)***	0.0539	(0.0147)***
05	0.2919	(0.0379)***	0.2363	(0.0255)***
07	0.2958	(0.0175)***	-0.0326	(0.0187)*
08	0.2435	(0.0164)***	0.0209	(0.0130)
FRATIO	0.0626	(0.0127)***	0.0995	(0.0151)***
LARGE	0.2546	(0.0043)***	0.3055	(0.0060)***
UNION	-0.0691	(0.0041)***	-0.0271	(0.0054)***
R-square	0.6579		0.6504	
N	23,081		10,922	

주: 사용된 자료는 노동부, 「임금구조기본조사」, 2001년 자료임.

***는 1% 수준에서 유의, **는 5% 수준에서 유의, *는 10% 수준에서 유의. 아무 표시도 없는 경우 10% 수준에서도 유의하지 않음.

<부표 2-5> 정보서비스업의 임금함수 추정 결과

변 수	남 성		여 성	
	회귀값	표준편차	회귀값	표준편차
Intercept	13.6263	(0.2597)***	13.6921	(0.4840)***
LTIME	-0.5189	(0.0456)***	-0.2733	(0.0894)***
REG	0.6681	(0.0735)***	0.6134	(0.0828)***
FULL	1.5184	(0.0806)***	0	
MAR	0.0284	(0.0117)**	0.0242	(0.0231)
TEN	0.0747	(0.0036)***	0.0360	(0.0115)***
TENSQ	-0.0031	(0.0002)***	-0.0007	(0.0009)
EXP	0.0631	(0.0025)***	0.0375	(0.0062)***
EXPSQ	-0.0009	(0.0000)***	-0.0014	(0.0002)***
E4	0.2283	(0.0151)***	0.1974	(0.0280)***
E5	0.3889	(0.0145)***	0.2969	(0.0273)***
C2	0.1253	(0.0162)***	0.1937	(0.0263)***
C3	0.0746	(0.0194)***	0.1273	(0.0313)***
C4	0.1480	(0.0204)***	0.1593	(0.0404)***
C5	0.1208	(0.0204)***	0.4012	(0.0414)***
C6	0.1465	(0.0201)***	0.4126	(0.0440)***
C7	0.1716	(0.0245)***	0.4202	(0.0677)***
01	0.2610	(0.0390)***	-0.1021	(0.1084)
02	0.2055	(0.0327)***	0.4448	(0.0799)***
03	0.0805	(0.0322)**	0.3209	(0.0803)***
04	0.1829	(0.0343)***	0.4759	(0.0780)***
05	0.0051	(0.0492)	0.1534	(0.1317)
07	0.0062	(0.0436)	0.0646	(0.1081)
08	0		0.4031	(0.1043)***
FRATIO	0.1627	(0.0489)***	0.4820	(0.0620)***
LARGE	0.1990	(0.0111)***	0.1874	(0.0215)***
UNION	0.0648	(0.0207)***	0.0776	(0.0302)**
R-square	0.7382		0.6710	
N	4,830		1,089	

주: 사용된 자료는 노동부, 「임금구조기본조사」, 2001년 자료임.

***는 1% 수준에서 유의, **는 5% 수준에서 유의, *는 10% 수준에서 유의. 아무 표시도 없는 경우 10% 수준에서도 유의하지 않음.

공기업을의 여성고용 현황과 관련 정책의 분석

김영옥*

공기업은 공적 소유(public ownership)의 특징을 갖지만 기업경영의 준칙에 따라 행동하기 때문에 노동수요 행태가 민간기업과 유사할 것으로 기대된다. 본고는 먼저 공공부문 여성 노동시장론을 구축한 다음 우리나라 공기업이 노동, 특히 여성인력에 대해 어떤 수요를 나타내는지 규명하였다. 분석 결과는 공기업의 여성인력 비중이 10%라는 사실에서 알 수 있듯이 고용규모와 고용구조의 측면에서 민간기업과 크게 다르지 않거나 오히려 열악한 것으로 나타났다.

다음으로 공기업의 이러한 특성을 고려하지 않은 정부의 적극적 조치는 실패할 수밖에 없음을 ‘공기업 여성고용인센티브제’ 사례를 통해 밝히고 있다. 이 제도는 애초부터 공기업 여성 노동시장에 대한 면밀한 분석이 결여된 채 적용범위의 제한, 기관인센티브의 결여 등의 한계를 갖고 있었던 데다가 1990년대 말 이후 군복무 가산점제도의 폐지, 채용방식의 변화 등 공기업 경영환경이 변화함에 따라 실효성을 급격히 상실하고 있다.

따라서 공기업의 여성인력 수요를 활성화시키려면 새로운 정책과 전략이 마련되어야 할 것이다. 본고는 ‘5점 가산제’와 같이 최소 기준을 제시하는 것이 아니라 공기업들의 자발적 시행을 지원함으로써 오히려 더 높은 수준의 여성인력 활용을 달성하는 ‘기관인센티브’의 도입을 제안하고 있다.

핵심용어: 공공부문 여성 노동시장론, 공기업, 여성 고용구조, 적극적 조치, 공기업 여성 고용인센티브제

I. 머리말

우리나라에서 공기업은 경제개발 과정에서 중요한 몫을 담당해 왔는데, 경제가 성장함에 따라 1980년대 후반 이래 공기업에 관한 논의는 소유구조의 개편을 위한 민영화

투고일: 2002년 8월 19일, 심사의뢰일: 8월 26일, 심사완료일: 9월 19일.

* 여성개발원 연구위원(youngkk@kwdi.re.kr)

론에 집중되어 있다. 따라서 공기업의 노동시장에 대한 중요성은 덜 부각되는 실정이지만 공기업은 공공부문 중 민간부문과 가장 유사한 양태를 보이고, 공공재를 생산하는 일반적인 공공서비스부문과 달리 기업경영의 준칙에 따라 행동하기 때문에 공기업 노동시장의 연구는 의미있는 논점을 제시할 수 있을 것으로 보인다. 예컨대 기업의 소유구조적 특징은 다르지만 기업경영의 준칙을 따라 행동할 때 노동에 대한 수요가 어떻게 달라질 것인지, 그리고 공적 소유(public ownership)라는 공기업의 기본 특성이 노동시장에서 고용을 어떻게 변화시킬 것인지는 흥미있는 문제가 아닐 수 없다.

본고의 첫 번째 연구 문제는 공적 소유라는 특성을 띠지만 기업경영의 준칙에 따라 행동하는 공기업이 노동, 특히 여성 인력에 대해 어떤 수요를 나타내는지 규명하는 것이다. 두 번째 연구 문제는 이와 같은 공기업의 특성을 고려하지 않은 채 공기업을 단순히 공공부문의 한 축으로 간주하여 ‘공기업 여성고용인센티브제’라는 적극적 조치를 시행한 결과를 논하려는 것이다.

선진산업국가에서 공공부문의 성장은 노동시장에 여성을 통합하는 중요한 요인으로 밝혀지고 있다. Schmidt(1993)는 정부부문의 일자리 증가와 여성노동 수요증대 사이에는 밀접한 관련이 있고, 이 관련성은 국가와 시기를 막론하고 지지되고 있음을 밝혔다. 선진국가 중에서 특히 북구국가에서 여성이 공공부문에 많이 고용되어 있는 것을 볼 수 있다(OECD, 1994). 이것은 북구국가들이 복지국가로 나아가면서 여성인력에 대한 수요가 높은 복지서비스 업무가 급증한 것과 관련이 있다. 나아가, 공공고용이 여성참가율을 증가시켰을 뿐 아니라 여성에게 ‘좋은 직업(good jobs)’의 원천이 되고 있다는 연구 결과도 나왔다. 예를 들어 Kolberg(1991:119)는 북구권 국가에서 정부 고용이 여성의 전략적 지위를 향상시켰다고 주장한다.

이제까지 우리나라에서 근로여성과 관련한 국가의 역할은 대체로 취업여성의 모성보호, 육아휴직, 기업의 채용·승진 등 인사 전반에서의 성차별과 성희롱의 금지 등에서의 대책 마련에 초점을 맞추어 왔다. 복지국가의 다른 활동 영역인 고용주로서의 국가의 역할에 대해서는 상대적으로 관심이 없었다. 공공부문을 정부부문과 공기업부문으로 이분할 때 중앙과 지방공무원 수는 2000년 12월 말 현재 110만 명에 이르고¹⁾ 공기업 종사자들은 약 30만 명으로 추산되지만²⁾ 이들 공공부문의 여성고용구조에 대한 분석과 정책 수립이 이루어지지 못했다.

1995년 북경 제4차 세계여성대회 이후³⁾ 공공부문의 여성고용 확대를 위한 정부의

1) 2000년 12월 말 현재 중앙공무원 총수는 849,152명이고 이 중 여성이 267,647명이며, 지방공무원 총수는 248,515명이고 이 중 여성이 55,002명이다(행정자치부, 『2001 통계연보』 참조).

2) 본고의 <표 3> 참조.

조치를 요구하는 사회적 압력이 높아져 갔고, 이에 정부는 ‘여성공무원 채용목표제’와 ‘공기업 여성고용인센티브제’를 마련하여 1996년부터 시행하고 있다. 두 제도는 공공부문의 여성고용을 확대한다는 공통의 정책목표를 달성하기 위해 1996년부터 실시되고 있지만, 정책대상과 정책효과 등의 측면에서는 매우 판이한 양상을 나타내고 있다.

‘여성공무원 채용목표제’는 행정자치부가 주관 부서로서 공무원 임용시행령 및 지방공무원 임용령 개정이라는 법적 토대에 기초하여 연도별·직급별 채용목표율을 달성하고 있다. 반면 ‘공기업 여성고용인센티브제’는 주관 부서가 재정경제원 → 정부2장관실 → 노동부로 변천을 거듭하였으며 또한 동 제도의 시행 여부를 각 투자기관의 특성과 여건에 따라 자율적으로 결정하도록 하였다. 특히 공기업 여성인력 구조에 대한 면밀한 분석이 없이 ‘여성 응시자에게 제대군인에게 부여하는 군복무 가산점에 해당하는 5점 부여’를 권고함으로써 이후 공기업 경영환경과 채용방식의 변화, 군복무 가산점의 위헌판결에 따른 반발 등의 변화에 대응하지 못한 채 1996년 시행 초기부터 줄곧 실적이 부진하다는 평가를 받아 왔으며, 현재는 상징적 의미만 남아 있는 상태라 해도 지나친 표현이 아니다.

본고는 먼저 정부부문과 공기업의 여성고용에 관한 선행연구 결과들을 정리하여 공공부문 여성 노동시장론을 구축한다. 본고의 주 연구 대상이 공기업이지만 정부가 고용주인 또 하나의 부문, 즉 정부부문의 여성고용에 관한 선행연구는 공기업 노동시장과 여성고용을 이해하는 데 많은 도움을 줄 수 있을 것으로 기대된다. 다음으로 공기업의 여성고용 현황과 관련 정책을 분석함으로써 공기업의 여성인력 수요행태가 민간 기업에 가깝다는 것을 밝히고, 이러한 공기업의 특성을 고려하지 않은 정부의 개입조치(‘공기업 여성고용인센티브제’)는 실패할 수밖에 없음을 보이고자 한다.

II. 공공부문 여성 노동시장론

1. 정부부문의 여성고용

외국에서는 정부부문의 일자리 증가와 여성고용 간의 관계를 규명한 연구가 적지 않

3) 이 대회에서는 여성의 경제 세력화 문제가 주요 의제로 다루어졌고 이를 실현하는 방안으로 적극적 조치가 필요하다는 내용의 북경선언(21항)과 행동강령(178항 f)이 채택되었다. 고용주로서 국가는 남성과 여성의 평등기회 정책을 개발하기 위한 인센티브 역할(incentive role)을 강화해야 한다는 행동강령(166항 b)도 채택되었다.

다. Schmidt(1993)는 공공부문이 여성고용 수준에 미치는 효과를 비교 분석한 결과 국가를 막론하고 정부의 일자리 증가는 여성고용의 증가와 정적으로 관련되어 있음을 밝혔다. Huber & Stephens(1996)는 공공고용과 여성고용의 관계가 쌍방향으로 작용한다는 점에 주목하였다. 즉 여성의 경제활동참여 증가는 여성이 노동시장에 진입하는데 필요한 사회서비스의 수요를 증진시키는데, 이러한 사회복지서비스는 여성인력 흡수력이 크므로 다시 여성에게 일자리를 제공한다는 것이다.

나아가 Kolberg(1991)는 덴마크, 핀란드, 노르웨이, 스웨덴 등 사회민주주의 복지국가에 초점을 맞추어, 국가고용이 여성에게 상대적으로 유리한 일자리를 제공했음을 보였다. 덴마크에서는 공공부문의 여성 중 관리직 비율이 민간부문에서보다 높았고, 노르웨이에서는 공공부문의 여성임금비가 민간부문보다 높음을 보이면서 사회민주주의 국가가 여성노동자의 경제적 안정성을 증가시키는 고용주 역할을 하고 있다고 주장하였다.

정부부문의 임금격차가 적다는 것은 여러 연구에서 입증되었다. Ehrenberg & Schwarz(1986)는 미국의 경우 공/사(公/私) 임금비가 여성과 비백인 계층에서 더 높게 나타나는 것을 공공부문 노동시장 내 성차별과 인종차별의 정도가 약한 것을 보여주는 증거로 해석하였다. Katz & Krueger(1991) 역시 정부부문에서 임금격차가 적어 정부부문은 저학력자에게 렌트를 제공한다고 하였다. Whitehouse(1992)가 OECD 회원국을 대상으로 한 연구는 정부부문에서 여성 임금비가 상대적으로 높은 것을 발견하였고, 이것은 공공부문의 근로조건이 광범위하게 규제되고 시장압력에 덜 노출되기 때문으로 결론지었다.

Gornick, J. C. & J. A. Jacobs(1998)은 고용주로서의 복지국가에 대한 종합적 평가를 위하여 선진복지국가 7개국의 가구조사 결과에 대해 좀 더 정교한 임금함수를 추정하였고, ① 정부는 비교적 높은 임금을 주는 일자리를 제공하는가 ② 공공고용은 저임금 노동자들에게 유리한가 ③ 공공부문의 임금프리미엄은 근로자의 인적자본과 직무 특성의 차이로 설명될 수 있는가 ④ 공공부문의 일자리에서 성별 임금격차는 어떠한가 등의 연구 문제를 구명하고자 하였다. 이들은 분석을 위해 대상 국가들을 세 가지 복지국가 유형으로 구분하였다. 즉 스웨덴을 사회민주주의 국가로 분류하고, 벨기에·독일·네덜란드 등은 보수적인 유럽국가로, 캐나다·미국·영국 등은 자유주의 국가로 분류하였다.

그 결과 <표 1>에서 보는 바와 같이 여성의 피고용률은 보수적 유럽국가에서 가장 낮고, 자유주의 국가에서 중간 정도이며, 사민국가인 스웨덴에서 가장 높게 나타났다. 여성에 비해 남성의 피고용률이 대체로 높고 동시에 국가간 편차가 덜한 것을 알 수 있다. 둘째, 공공부문의 크기(피고용자 중 공공부문 종사자의 비중)가 국가별로 상당한

차이가 있었다. 복지서비스의 수준이 높은 사회민주주의 국가에서 공공부문 고용의 비율이 가장 높았고 중간 정도의 공공서비스 수준을 제공하는 보수주의가 그 뒤를 잇고, 자유주의적인 복지국가의 공공부문 고용비율이 가장 낮았다. 셋째, 공공부문의 크기와 총여성고용량 간의 관계가 국가별로 단일하지 않았다. <표 1>의 마지막 줄은 임금근로자의 부문별 분포를 보여주는데 공공부문 종사율이 스웨덴에서 가장 높은 반면 미국에서 가장 낮다. 그런데 공공부문의 비중이 큰 스웨덴의 경우, 여성의 피고용률이 67.7%로 가장 높은 수준이지만, 공공고용의 비중이 낮은 미국과 영국에서도 여성의 피고용률이 각각 65.0%, 60.5%로 높았기 때문이다. 즉 스웨덴의 경우처럼 공공부문이 크다는 사실이 여성고용 증가에 기여할 수 있다는 것을 보여주지만, 자유주의 국가와 같이 공공고용의 수준이 작은 국가에서도 여성의 피고용자 비율이 높은 것이다. 공공부문이 크다는 것이 여성고용 수준을 높이는 데 필요조건이 되지만 충분조건은 아니라고 할 수 있다. 넷째, 여성 피고용자 중 공공부문 종사자 비율은 모든 국가에서 남성보다 높게 나타난다. 특히 스웨덴은 여성 피고용자 중 60.1%가 정부에서 일함으로써 가장 높은 비율을 나타내었다.

<표 1> 성별, 고용부문별 임금근로자 분포: 국제비교

		사민주의	보수주의				자유주의		
		스웨덴 (1992)	벨기에 (1992)	독일 (1989)	네덜란드 (1991)	캐나다 (1991)	영국 (1991)	미국 (1991)	한국 (2001)
여 성	피고용률	67.7	43.2	51.4	47.5	61.9	60.5	65.0	29.1
	공공부문	60.1	41.2	30.9	23.4	22.4	20.8	19.4	3.6
	민간부문	39.9	58.8	69.1	76.6	77.6	79.2	80.6	96.4
남 성	피고용률	69.4	63.9	76.9	78.0	71.5	74.8	79.4	44.5
	공공부문	23.3	29.3	23.1	20.1	18.2	13.8	14.8	6.3
	민간부문	76.7	70.7	76.9	79.9	81.8	86.1	85.2	93.7
전 체	공공부문	41.5	34.3	26.0	21.4	20.2	17.2	17.1	5.2
	민간부문	58.5	65.7	74.0	78.6	79.8	82.8	82.9	94.8

주: 1) 전일제와 시간제 모두 포함.

2) 외국의 경우 18~64세 인구 대상, 한국은 15세 이상 인구 대상.

3) 여기서 공공부문은 정부부문을 지칭함. 한국의 경우 표준산업분류의 '공공행정서비스업' 종사자를 정부부문 취업자로 규정함.

4) 피고용률은 18~64세 인구 또는 15세 이상 인구 중 피고용자 비율임.

자료: 7개국 자료는 Gornick, J. C. & J. A. Jacobs(1998), p. 698에서 인용. 한국자료는 통계청 「2001년 경제활동인구」 원자료 분석 결과임.

일본의 고용직업종합연구소의 연구에서도(1989) 국가경제에서 차지하는 공공부문의 비율이 증가할수록 여성이 공공부문에서 점하는 비율도 높게 나타나는데, 이와 같이 공공부문으로 여성이 많이 흡수된 배경으로 ① 남녀고용기회균등법에 의한 차별금지가 공공부문에서 비교적 잘 적용되고 ② 공공부문에서 주로 요구되는 행정·사무업무나 간호, 사회복지, 교원 등의 기능이 기업 외에서 습득될 수 있으므로 평균적으로 경력이 짧은 여성에게 불리하지 않고 ③ 파트타임이 가능한 것 등을 들고 있다.

이와 같이 선진국의 경험으로 볼 때 여성의 사회진출 증대에는 경제서비스화와 함께 공공부문의 확대가 큰 역할을 하였고, 또한 각국의 거시경제정책과 밀접히 관련되는 것을 알 수 있다. 영국에서는 1960년대 공업부문의 생산이 정체되자 생산 회복을 위해 총수요가 증대하도록 공공부문의 대규모 투자를 감행했다. 이 시도는 성공하지 못하고 공공부문에서의 고용만 확대된 결과를 낳았는데 다수의 기혼 여성이 교원, 간호원, 사회사업가로서 의료·복지 등의 공공부문으로 흡수되었고 특히 지방자치단체에서의 급등한 고용신장으로 1961년 175만 명에서 1974년 270만 명으로 증가하였다(雇用職業總合研究所, 1989).

스웨덴의 거시경제정책의 원칙은 완전고용이면서 효율적 고용의 실현에 의해 생산을 확대함과 동시에 공공지출의 확대와 세제의 조합에 의해 복지국가를 형성하는 것이었다. 영국처럼 1960년대 후반 이후 공업부문의 고용이 감소하자 완전고용을 실현하기 위해 공공부문의 지출확대를 통해 고용확대에 힘썼다. 그러나 영국에서는 총수요확대에 목표를 둔 반면 스웨덴에서는 고용정책에 중점을 두어 구조변화에 따르는 노동이동을 촉진하기 위해 주택 원조와 재훈련의 기회를 제공하고 그 기간의 소득을 보장하는 정책 등을 실시했다. 또한 석유파동 등 불황으로 인해 민간부문에서 감소한 고용기회를 보충하기 위해, 공공투자의 증대 및 그로 인한 공공부문의 고용확대를 꾀하였다. 그 결과 1970~80년간 남성고용은 33%, 여성고용은 70% 증가하였다. 1979년 공공부문에서 일하는 근로자의 3분의2가 여성이고 그 중 45%가 시간제로 나타난다(雇用職業總合研究所, 1989).

한편 Gornick, J. C. & J. A. Jacobs(1998)은 7개국 모두 공공부문의 임금분산과 임금격차가 작고, 여성이 전문직·관리직·기술직에 속할 비율이 공공부문에서 민간부문의 두 배 이상임을 보였다. 이로써 공공부문은 여성에게 좋은 일자리를 창출한다고 할 수 있다. 그러나 공공부문은 민간보다 교육수준이 높고 직무의 특성도 다르기 때문에 공공부문 임금프리미엄의 상당 부분이 인적자본 및 직무특성으로 설명될 수 있다. Gornick, J. C. & J. A. Jacobs(1998)은 근로자의 인적자본과 직무 특성에서의 차이를 통제한 결과, 공공부문의 임금프리미엄이 사라지는 것을 보이고 특히 스웨덴의 경우 남녀 모두 공공부문의 임금이 오히려 불리하게 나타나는 것을 보였다. 따라서 공공

부문에서 성별 임금격차가 적게 나타나지만, 이것은 공공부문 여성근로자의 높은 교육 수준, 직무 특성 및 편차가 적은 임금분포가 결합하여 발생한 결과로 결론짓고 있다.

요컨대 공공부문의 확대는 여성고용량을 늘리는 등 여성에게 분명히 우호적인 조건으로 작용하지만, 반드시 좋은 일자리를 제공할 것인지에 대해서는 분명치 않다. 임금 수준을 단순 비교할 때 공공부문의 일자리가 높게 나타나지만, 인적자본과 직무 특성을 통제하게 되면 임금프리미엄의 상당 부분이 사라지고 오히려 공공부문의 임금수준이 낮아지기도 하기 때문이다.

우리나라 정부의 고용규모와 여성고용 간의 관계를 파악하기 위해 Gornick, J. C. & J. A. Jacobs(1998)의 방식대로 정부부문의 통계수치를 산출하여 비교해 보았다. 임금 근로자 총수, 정부부문 종사자수 등의 수치를 내기 위해 「2001년 경제활동인구」 원 자료를 이용하였고, 여기서 ‘공공행정서비스업’ 종사자를 정부부문 취업자로 규정하였다. 그 결과 정부부문 종사자가 약 70만 명 정도로 추정되었는데, 이 수치는 행정자치부의 중앙 및 지방공무원 총수(110만명)를 하회하는 것이다. 따라서 본고의 방식은 우리나라 정부부문 종사자수를 과소추정할 우려가 있으므로, 본 결과의 해석시 이를 감안할 필요가 있다.

<표 1>이 보여주는 바와 같이 우선 피고용률은 여성이 29.1%, 남성이 44.5%으로 선진국에 비해 현저히 낮는데 이것은 농림업 종사자가 전체 고용인구의 10% 이상을 차지하는 등 아직 산업구조가 고도화되지 않은 것과 관련이 있을 것이다.

다음으로 피고용자 중 공공부문 종사자가 5.2%로서 선진국의 20~40% 수준과 비교하여, 고용규모 면에서 공공부문의 크기가 월등히 적은 것을 알 수 있다. 주목할 만한 사실은 서구 선진국가에서 피고용자 중 공공부문 종사자 비율이 여성에서 높게 나타나는데(스웨덴의 경우 여성피고용자 중 공공부문 종사자가 60.1%로서 남성의 경우 23.3%에 비해 2배에 가까움) 반해, 우리나라의 경우에는 여성 피고용자 중 공공부문 종사자 비율이 3.6%로서 남성의 5.2%보다도 낮다는 것을 알 수 있다. 향후 우리나라가 선진 복지국가로 이행하여 복지사무가 많아지게 되면 공공부문의 고용규모가 커지고 공공부문 종사자 중 여성비중이 높아질 것으로 기대된다. 복지국가 이행에 따른 공공부문의 성장은 우리나라 여성의 경제활동참가율을 높일 수 있는 가장 확실한 요인 중의 하나가 될 것이다.

2. 공기업 노동시장과 여성

정부의 공기업에 대한 소유지분과 규제관계가 매우 다양하기 때문에 공기업에 대한

일반적인 정의를 내리기란 쉬운 일이 아니다. 『공기업백서(1989)』에서는 공기업을 “국가나 지방자치단체가 소유를 통하여 지배하고 시장성이 있는 생산물을 판매하는 자율적 생산 주체”로 정의하고 있다. 일반적으로 공기업은 정부 소유 또는 통제하의 기관으로서 재화의 생산 및 판매 등 경제활동을 통해 수입의 대부분을 직접 조달하는 기관으로 정의가 가능하다.

공기업은 통상 그 소유구조적 특성 때문에 민간기업과 대칭되는 개념으로 이해된다. 또한 공기업은 기업경영상의 측면에서 공공부문의 생산원리인 사회적 후생극대화를 따를 것이 규범적으로 요청된다. 그러나 공기업이 시장생산을 전제하고 있으며, 생산물의 이용과 처분에 관한 한 원칙적으로 무임승차를 허용하지 않는다는 점에서는 민간기업과 동일한 속성 즉, 기업성을 가지며 이 점에서는 오히려 정부기관과 대치된다.

주인-대리인 가설에 의하면, 공공부문 노동시장에서는 과생산, 과고용, 과보수의 경향이 존재한다. 주인-대리인의 문제는 공기업뿐 아니라 사기업의 경우에도 동일하게 발생하지만 그 문제의 정도와 심각성은 공기업과 사기업 간의 소유와 통제기능의 차이에 의해 상당 정도 달라진다. 즉, 사기업의 경우 기업의 성과가 소유주의 이해에 직결되므로 주주들은 경영에 대한 감독을 행할 충분한 유인을 갖게 되지만 공기업의 경우 이윤 등 기업의 경영성과가 공기업을 관리·감독하는 정부관료들의 이해에 직접적으로 영향을 주지 않기 때문에 민간주주들과 비교하여 감독의 유인이 약할 수밖에 없다. 그 결과 공기업은 일반적으로 과다한 인력을 보유하게 되는 경향이 있다(Laffont · Tirole, 1986). 또한 공기업은 경험 부족으로 인한 부적절한 인력배치로 인력의 낭비가 발생하고, 대체로 초기 투자의 규모가 큰 자연독점적 산업인 바 초기의 대규모 투자사업에 필요했던 많은 인력이 시간이 지남에 따라 자연적으로 과다인력으로 나타나게 된다는 것이다.

한편 공기업은 기업의 존폐, 생산한 재화의 가격 설정, 정원 및 보수 수준에 이르기까지 다양하게 정부의 규제를 받는다. 이 규제는 공기업 노동시장을 일반 경쟁노동시장과는 일정하게 분리된 제도형 노동시장으로 만든다. 공무원 노동시장과 같은 제도형 노동시장으로서 공기업 노동시장에서는 일찍부터 내부노동시장이 형성되었을 가능성이 크며, 특히 고용구조와 임금구조 면에서 내부노동시장적 특징을 나타낼 것으로 보인다. 그러나 예산집행상 형평의 원칙에 의해 공기업 내의 임금격차는 민간부문에 비해 작을 것이다. 따라서 여성이나 저학력자의 임금 수준이 민간기업의 동등자격자의 임금 수준보다 높을 것으로 예측된다. 실제로 박세일(1987)은 정부투자기관 내 성별·학력별·직종별 임금격차(inter-sector inequality)가 작음을 실증한 바 있고, 박영범 외(1990), 이한주(1994)의 연구에서도 확인되고 있다.

그런데 전술한 바와 같이 공기업은 대부분 정부의 직접적 또는 간접적 규제를 기업

경영상 크게 받는 반면, 민간기업은 진입의 제한이나 독과점 규제 등을 더욱 강하게 받는다. 또한 같은 독점이라 해도 비경쟁산업 부문에 위치하는 경우가 대부분이어서 생산함수나 생산물의 수요구조를 비교하기가 곤란하다. 따라서 공기업의 근로자의 임금이 상대적으로 높다 하여도 그것이 공기업 렌트인지 아니면 시장구조 때문인지 또는 정부규제의 결과인지의 여부를 쉽게 확인할 수 없다. 이종훈(1996)은 임금함수의 추정 결과, 저학력자의 경우 민간부문보다 임금이 높지만 고학력자의 경우 임금프리미엄이 사라질 뿐 아니라 이론적 예측과는 달리 더 낮아지는 것을 보였다.

이와 같은 공기업 노동시장의 특성에도 불구하고 공기업은 공공부문 중에서 민간기업의 경영원칙을 가장 많이 수용하는 조직으로서, 기업경영의 한 측면인 노동수요에서 민간기업과 대별되기보다는 오히려 유사한 부분이 많을 것으로 보인다. 특히 여성인력에 대한 수요와 인력관리 측면에서 공기업이 보이는 행태는 민간기업과 크게 다르지 않을 것으로 예상된다. 김영옥(1997)은 공기업들의 상당수가 기간산업, 장치산업이라는 사실을 감안하더라도 공기업의 여성인력 활용상태가 민간기업보다 상당히 소극적인 것을 발견하였다.

III. 공기업 여성인력의 현황

1. 공기업의 고용규모

본고는 공기업을 소유와 경영이 분리된 정도 즉, 경영형태에 따라 관청기업 형태(정부부처 형태), 공공기업체 형태(공사 형태), 공사혼합기업 형태(주식회사 형태)의 세 가지로 분류한다(표 2 참조). 관청기업 형태란 정부기업으로서 우정사업, 철도사업, 조달사업 및 양곡관리사업 등 특별회계로 운영되는 4개 정부사업을 말하는데 정부조직법의 적용을 받으며, 소속 직원은 공무원 신분을 갖는다. 따라서 이 경우 공기업이라기보다는 정부 형태에 가깝다. 공공기업체 형태란 특별법인 각 기관의 설립법에 근거하여 정부가 대부분을 출자한 정부투자기관으로서 공사(公社)의 형태로서 존재한다. 이에 속한 기업들은 「정부투자기관관리기본법」에 의해 인건비 예산 편성에 있어 정부의 규제를 직접적으로 받고 있으며, 잉여금의 배당과 손실의 보전 등 정부가 운영상 최종적 책임을 진다. 공사혼합기업 형태는 상법에 의해 설립되고 정부는 정부출자지분에 대하여만 책임을 지며 정부출자기관 및 정부투자기관의 출자회사가 여기에 해당된다. 흔히 채투

자기관이라고 불린다.

본고에서는 정부조직법의 적용을 받고 공무원 신분을 갖는 정부기업을 제외시키고, 정부투자기관, 정부출자기관, 정부투자기관의 출자회사(재투자기관)를 주요 분석대상으로 한다.

<표 2> 공기업의 유형

구 분	근거 법규	개 념	예
정부기업	기업예산회계법	사용자의 비용부담 등으로 기업형태로 운영되는 사업	철도, 우편사업 등
정부투자기관	정부투자기관기본법	정부출자금이 5할 이상인 기관	한전, 수자원공사 등
정부출자기관	-	정부출자금이 5할 미만인 기관	한국가스공사 등
재투자기관	-	정부투자기관이 출자한 회사	이동통신 등

정부 주도의 개발 연대에서 시작하여 작은 정부를 지향하기까지 지난 30여년간 공기업 정책은 변화를 거듭하여 왔으나, 주된 정책기조는 민영화이었고 이에 따라 공기업 수는 감소하는 추이를 나타낸다. 공기업을 정부투자기관, 출자기관, 투자기관과 출자기관의 자회사로 좁힌다면, 2000년 1월 현재 공기업은 <표 3>과 같이 총 88개로 집계된다. 2002년 4월 현재 투자기관수는 13개이고, 출자기관수는 7개이다. 투자기관, 출자기관, 재투자기관의 종사자 수는 1996년도에 약 30만 명을 넘는 것으로 나타난다. 1990년대 말 이후 정부투자기관 종사자수가 급격히 감소하고 있는데, 한국통신과 같은 대규모 기업체의 민영화, 구조조정에 따른 엄격한 정원관리 등이 주요 요인이었을 것으로 보인다. 2002년 현재 정부투자기관과 출자기관에 근무하는 종사자수는 약 10만 명 수준인 것으로 파악된다.

<표 3> 공기업 수 및 규모의 추이

(단위: 개, 명)

	공기업 수								직원 규모		
	1972	1981	1984	1991	1993	1996	2000.1	2002.4	1996	2000.1	2002.4
투자기관	25	24	25	23	23	18	13	13	148,571	61,164	45,681
출자기관	9	15	6	7	8	9	8	7	55,000	59,640	53,908
재투자기관	44	28	54	91	102	93	67	-	101,000	-	-

주: - 표시는 미상을 의미

자료: 1) 1996년까지는 Key-Sik Lee and Hyung-Pyo Moon(2001), p.342.

2) 2000년 1월 말 통계는 김영옥(2000), pp.18-19.

3) 2002년 4월 말 통계는 여성부의 국정감사(2002년 9월) 보고자료임.

2. 공기업의 여성고용 비중

2002년 4월 현재 13개 투자기관의 전체 인력은 45,681명이며 이 중 여성은 4,417명으로 9.7%를 차지한다. 이와 같은 공기업의 여성인력 비중은 민간기업에 비해 어떠한가. 앞에서 살펴본 바와 같이 대부분의 공기업이 대규모이므로 상시종업원 300인 이상의 대기업을 비교대상으로 할 때, 이들 민간대기업의 여성고용 비율은 25% 수준으로서,⁴⁾ 공기업의 여성 비율이 상대적으로 매우 낮은 상태임을 알 수 있다. 공기업이 대체로 기간산업, 장치산업 등 중화학 분야에 속해 있으므로 여성근로자의 비중이 낮을 수 있지만 민간 대기업의 여성고용 비율의 절반에도 못 미치는 것은 공기업의 여성인력 활용도가 턱없이 낮은 것을 반영하는 지표라 할 수 있다.

공기업 여성인력 현황에서 나타나는 또 하나의 특징은 투자기관에 따라 여성비율의 편차가 작지 않다는 것이다. <표 4>에서 보듯이 한국관광공사의 여성 비율은 39.5%에 이르고, 한국조폐공사·무역진흥공사·주택공사의 여성 비율은 15% 전후이다. 반면 대한석탄공사·수자원공사·한국토지공사·도로공사의 여성 비율은 5%대이다. 한국관광공사와 한국조폐공사의 높은 여성비율은 각각 면세점 직원, 생산직 근로자의 상당수가 여성인 사실을 반영하는 결과로 간주된다. 그러나 업종의 차이만 가지고 투자기관의 여성고용 비율에서 변량이 큰 것을 설명하는 데에는 한계가 있다. 공기업의 여성인력 비중이란 기업문화, 최고경영자의 인사정책 등의 요인이 복합된 결과로 보는 것이 마땅하며 이에 대해서는 보다 심층적인 연구가 요구된다. 정부출자기관의 경우 여성고용 비율은 14.9%로 투자기관에 비해 높은 편이고 또한 기관별 편차도 덜하다.

아울러 IMF 경제위기 이후 공기업들의 구조조정 과정에서 남녀 인력이 각각 어떤 영향을 받았는지를 살펴보기 위해 1998년 이후 인력감소 추이를 살펴보았다. 이들 20개 공기업의 남성 직원은 지난 1998년 총 10만 5,000 명에서 2002년에 8만 6,000 명으로 18.5%가 감소했으나, 여성 직원의 경우에는 같은 기간 1만 9,000 명에서 1만 2,000 명으로 37.1%가 감소해 대조를 이룬다. 이것은 1998년 이후 구조조정 과정에서 상대적으로 더 많은 여성인력이 감축되었음을 알 수 있다.

4) 300인 이상 사업체에 종사하는 임금근로자 중 여성 비율이 통계청의 「경제활동인구조사」의 원자료와 노동부의 「사업체노동실태조사보고서」에서 25% 수준으로 수렴하고 있는 것을 발견할 수 있다.

<표 4> 공기업별 여성인력 비율(2002년 4월)

기 업 명		임원(%)	직원(%)	전체(%)
투자기관	한국조폐공사	-	17.0	17.0
	한국전력공사	-	10.5	10.5
	대한석탄공사	-	2.0	2.0
	대한광업진흥공사	-	10.9	10.9
	한국석유공사	-	11.5	11.4
	대한무역진흥공사	-	17.8	17.6
	한국도로공사	-	5.8	5.8
	대한주택공사	-	14.0	14.0
	한국수자원공사	-	6.5	6.5
	한국토지공사	-	5.6	5.6
	농업기반공사	-	8.1	8.1
	농수산물유통공사	-	7.9	7.8
	한국관광공사	-	39.7	39.5
	전 체(평균)	0.0	9.7	9.6
출자기관	한국전기통신공사	2.3	16.0	16.0
	한국담배인삼공사	-	11.3	11.3
	한국가스공사	-	7.6	7.6
	지역난방공사	-	6.0	6.0
	한국감정원	-	16.2	16.1
	인천국제공항공사	-	9.8	9.7
	대한주택보증	-	9.1	9.0
	전 체(평균)	1.4	14.9	14.9

자료: 여성부의 국정감사 보고자료, 2002년 9월.

<표 5> 공기업의 성별 인력규모 추이

(단위: 명, %)

		1998		1999	2000	2001	2002		1998-2002 감소율
		수	여성비중				수	여성비중	
투자기관	남성	51,085	10.1	50,647	54,959	40,601	40,322	9.1	-21.1
	여성	5,770		4,847	4,698	3,961	4,032		-30.1
출자기관	남성	54,468	19.9	48,304	46,730	45,576	45,680	15.0	-16.1
	여성	13,496		9,347	8,716	7,950	8,079		-40.1
전 체	남성	105,553	15.4	98,951	101,689	86,177	86,002	12.3	-18.5
	여성	19,266		14,194	13,414	11,911	12,111		-37.1

주: 여성부의 국정감사 보고자료(2002년 9월)에서 재계산.

3. 공기업 여성의 직급 분포

공기업에서 여성근로자는 어디에 위치하고 있는지를 알기 위해, 직급·직렬별 여성인력 비율을 살펴보았다. 투자기관의 직급별 분포를 보면 <표 6>과 같이 관리직으로 볼 수 있는 부장급(3직급) 이상인 직원 중 여성 비율은 1.3%에 그친다. 반면 여성은 임시·별정직의 절반 가량(45.6%)을 차지하며, 그 다음이 5직급(대리급)으로 14.9%를 차지한다. 민간기업의 경우 2000년도 계장급, 과장급, 부장급에서의 여성 비중이 각각 21.6%, 7.3%, 5.6%로서⁵⁾ 공기업에 비해 더 높게 나타난다.

공기업에서 여성 임원은 한국통신공사를 제외하면 전무한 상태이다. 공기업 경영개선을 위해 사외이사제도가 1999년에 도입됨에 따라 투자기관의 임원 중 여성 비율이 2000년에 6.0%를 나타내기도 하였다(김영옥, 2000). 그러나 2002년 현재 여성 임원이 한 명도 없어, 새로이 임원진이 구성되면서 여성 임원들이 모두 남성으로 대체된 것을 알 수 있다. 한편 출자기관의 고용구조는 투자기관에 비해 상대적으로 균등한 편으로 나타난다.

<표 6> 공기업의 직급별 여성인력 현황(2002년 4월)

(단위: 명, %)

		임원	직 원								합계
			1직급	2직급	3직급	4직급	5직급	6직급 이하	기능직	임시/별정 · 연구직	
투자 기관	전 체	83	534	1800	5763	11676	1879	8955	8997	5994	45681
	남 자	83	534	1796	5702	11254	1599	8521	8516	3259	41264
	여 자	0	0	4	61	422	280	434	481	2735	4417
	여성비율	0.0	0.0	0.2	1.1	3.6	14.9	4.9	5.4	45.6	9.7
출자 기관	전 체	74	474	1525	6778	15919	19024	4364	4000	1750	53908
	남 자	73	473	1511	6600	14600	15562	3469	2179	1396	45863
	여 자	1	1	14	178	1319	3462	895	1821	354	8045
	여성비율	1.4	0.2	0.9	2.6	8.3	18.2	19.8	45.5	20.2	14.9

주: 공기업의 직급체계를 보면, 상근임원으로 사장과 부서장이 있고, 일반직 직원은 처장(1직급), 부처장(2직급), 부장(3직급), 과장(4직급), 대리급(5직급), 비직급(6직급)의 체계를 갖는다. 대졸 공채는 일반적으로 6직급에서 이루어진다.

자료: <표 4>와 동일

5) 노동부, 「2001년 임금구조기본통계조사보고서」.

개별 투자기관의 고용구조에 대한 조사 결과는 위의 발견사항을 한층 공고히 한다. 투자기관 중 근로자수가 가장 많은 한국전력공사를 대상으로 직급별 여성 비율을 살펴보면 <표 7>과 같다. 전체 정규직 직원 18,849명 중 여성은 1,966명으로 10.4%이다. 그런데 6직급 이상의 여성은 총 398명으로 3.2%를 차지할 뿐이다. 대부분의 여성은 승진 제약은 물론 고용안정도 확실치 않은 별정직으로서 지원업무 및 사무보조업무를 담당하고 있음을 알 수 있다.

<표 7> 한국전력공사의 직급별 여성현황(2002년 7월)

(단위: 명, %)

	전체	임원	1직급 (처장)	2직급 (부처장)	3직급 (부장)	4직급 (과장)	5·6직급 (직원)	연구직	기능직	별정직	청경직
남 성	16,883	7	101	187	788	2,787	7,998	290	3,937	570	218
여 성	1,966	0	0	0	1	6	391	10	82	1,475	1
여성비율	10.4	0	0	0	0.1	0.2	4.7	3.3	2.0	72.1	0.5

자료: 한국전력공사 내부자료.

공적인 소유구조를 가지고 있지만 기업경영의 준칙을 따르는 공기업의 경우 여성인력 수요행태가 어떠한지를 살펴본 결과, 고용규모나 고용구조의 측면에서 민간기업에 가까운 것을 알 수 있다. 첫째, 공기업의 업종 특성으로 인한 이유가 크게 작용하겠지만, 전체 인력 중 여성비율이 약 10%라는 낮은 수준이다. 둘째, 여성고용 비율이 공기업별로 커다란 편차를 드러낸다. 이것은 면세점 직원, 생산직 근로자 등 전통적인 여성 직무가 해당 공기업의 업무로 포함되느냐의 여부에 따른 것으로, 민간기업에서 나타나는 직무분리 현상의 재현이라 할 수 있다. 여성고용 비율이 높은 공기업이라고 해서 여성이 다양한 직무와 직급에서 고르게 분포하고 있음을 암시하지 않는다. 셋째, 여성고용 비율의 고저와 무관하게 전체 공기업에서 여성고용 구조가 열악하다. 관리직으로 볼 수 있는 부장급(3직급) 이상인 직원 중 여성 비율은 1.3%에 그쳐, 하위직 집중현상이 민간기업에서 보다 심하게 나타난다.

IV. 공기업 여성고용인센티브제의 도입

1. 도입과정

정부는 공공부문의 여성고용을 촉진할 목적으로 여성공무원 채용목표제와 더불어 「공기업 여성고용 인센티브제」를 세계화추진위원회(1995)의 10대 과제의 하나로 포함시켜 1996년 이후 실시하고 있다. 공기업 여성채용 인센티브제는 여성채용에 대한 적극적 조치의 일환으로, 공기업의 전문대졸 이상 신규인력 채용시 여성 응시자에게 5%의 가산점을 주도록 한 권고조치이다. 실시 당시 재정경제원은 1996년 이후 3년간 적용하고, 고용 성과를 보아 갱신하도록 하였다. 이어 동 제도는 제1차 여성정책기본계획(1998-2002)의 ‘여성고용의 촉진’을 위한 추진과제로, 또 제2차 근로여성복지기본계획(1998-2002)의 정책과제로 흡수되어, 그 시행 기간이 자동적으로 2002년까지 연장되었다.

공기업 여성고용인센티브제와 여성공무원 채용목표제는 공공부문의 여성고용 촉진이라는 동일한 정책목표를 갖지만, 적용대상, 주관 부서, 시행 방식 등의 측면에서 적지 않은 차이점이 있다. 여성공무원 채용목표제의 경우, 행정자치부가 주관 부서로서 관련 법규(공무원 임용시행령 및 지방공무원 임용령)를 개정하여, 연도별·직급별로 채용목표율(2002년도 기준 5급 20%, 6·7급 25%, 8·9급 30%)을 설정하고 이의 도달을 위해 5급 공채의 경우 -3점, 6급 이하는 -5점 범위 내에서 추가합격 처리하도록 규정하였다.

반면 공기업 여성고용인센티브제의 경우 전문대졸 이상의 여성 응시자에게 일률적으로 5점의 가산점을 부여하는 방식인데 각 투자기관의 특성과 여건에 따라 자율적으로 시행토록 하였다. 주관 부서가 재정경제원 → 정부2장관실 → 노동부로 변천을 거듭하였고, 도입 당시 18개 정부투자기관을 중심으로 시행되었으며 기타 공기업에 대해서는 그 적용 여부가 불분명하다.

2. 도입 현황

공기업 여성고용인센티브제의 도입현황을 보기 위해 정부투자기관, 출자기관, 재투자기관 및 출연기관 등 총 94개 공기업을 대상으로 2000년 6월에 실시한 설문조사 결

과를⁶⁾ 살펴보고자 한다.

공기업 여성고용인센티브제가 도입된 첫 해인 1996년 8월 말까지의 실적을 보고한 자료를 보면 <표 8>과 같이 총 106개 공기업 중 14개 기관이 실시하는 데 그쳤고 도입률은 13.2%이다. 문제는 이와 같은 공기업 여성고용인센티브제의 시행 초기의 부진한 실적이 이후에도 지속되고 있다는 것이다. 본 연구가 2000년 6월 시점으로 조사한 바에 따르면 85개 공기업 중 16개 공기업이 동 제도를 도입하여 18.8%의 도입률을 나타낸다. 이 수치는 1996년 조사 결과에 비해 다소 증가한 것이나, 이 중 현재 실시 중단 상태인 5개 기관을 제외하면 11개 기관으로 도입률은 12.9%로 오히려 감소하는 것을 알 수 있다. 현재 도입하여 실시하고 있는 비율을 공기업 유형별로 나눠보면 투자기관이 38.5%로 가장 높고 재투자기관이 14.3%, 출연기관이 5.9%의 순이다. 이와 같이 투자기관에서 도입비율이 높은 것은 제도의 도입 당시 투자기관과 자회사를 대상으로 하였고, 또한 자회사에 비해 투자기관은 「투자기관기본관리법」에 의해 경영평가가 이루어지는 등 정부정책과 여론 등에 민감한 때문으로 풀이된다.

2000년 현재 공기업 여성고용인센티브제를 도입·실시하는 공기업의 경우, 동 제도

<표 8> 공기업 여성고용인센티브제의 도입 실적 추이

(단위: 개, %)

		전 체	투자기관	출자 및 재투자기관	출연기관
1996년 8월	적용대상 기업수	106	18	34	54
	도입·실시 중	14	4	5	5
	도입한 적 없음	92	14	29	49
	도입률	13.2	22.2	14.7	9.3
2000년 6월	적용대상 기업수	85	13	21	51
	도입·실시 중	11	5	3	3
	현재 실시 중단	5	1	3	1
	도입한 적 없음	69	7	15	47
도입률 ¹⁾		12.9(18.8)	38.5(46.2)	14.3(28.6)	5.9(7.9)

주: 1) ()안은 도입한 적이 있으나 현재 실시 중단 상태인 기관을 포함시킨 비율임.

자료: 1996년 8월 자료는 정무장관(제2실), 「1997년도 여성백서」, p.45.

2000년 6월 자료는 김영옥(2000), p.39.

6) 9개 미응답 기관을 제외한 총 85개 기관(정부투자기관 13개, 출자기관 8개, 재투자기관 13개, 정부출연기관 51개)이 최종 분석대상이다. 상세한 내용은 김영옥(2000)을 참조.

를 도입한 연도는 8개 기관이 동 제도 실시 원년인 1996년이고, 나머지 3개 기관은 1997년이었다. 동 제도가 「여성발전기본계획」 및 「근로여성복지기본계획」으로 각각 포함되어 1998년부터 시행되었음에도 불구하고 1998년 이후 새로이 동 제도를 도입한 기관이 전무한 사실은 동 제도가 사문화된 상태로서 국가기본계획에 위치하고 있음을 보여준다.

3. 오래된 문제와 새 문제

이와 같이 공기업 여성고용인센티브제의 도입 실적이 부진한 이유는 무엇인가. 이것은 1996년 도입 당시 제도 자체의 결함으로 실효성이 부족했을 뿐 아니라 1990년대 말 이후 군복무 가산점제도의 폐지, 채용방식의 변화 등 새로운 도전들이 추가되었기 때문으로 추정된다.

가. 기관인센티브의 결여

이 제도의 도입 당시, 정부는 별다른 유인책을 마련하지 않고 각 투자기관의 자율적 결정에 맡기는 방식을 채택하였다.⁷⁾ 이후 공기업 여성고용 인센티브제는 여성특별위원회의 제1차 여성정책기본계획(1998~2002)과 노동부의 제2차 근로여성복지기본계획(1998~2002)에 각각 고용기회의 균등을 실현하기 위한 정책과제로 흡수되었지만 여기서 제시하고 있는 장려책이란 우수기관 표창 및 지원 등으로 민간기업에게는 유인을 제공할지 몰라도 공기업에게 별다른 유인효과를 주지 못하는 방안들이다. ‘공기업 여성고용인센티브제’는 여성응시자에게 가점을 주는 제도이므로 엄밀하게 보자면 동 제도명은 ‘공기업 여성고용가점제’로 고쳐 부르는 것이 타당할 것이며, 공기업 여성고용 인센티브제라고 칭하면서도 해당기관에 대한 인센티브가 없다는 것은 아이러니가 아닐 수 없다.

나. 제한된 적용대상

전술한 바와 같이 공기업 여성근로자의 대부분이 별정직·전산직·사무직이라는 사실을 감안하면, 일반직 대졸 공채시 부여되는 채용가산점제도가 여성의 공기업 입사를 늘릴 수 있는 정도는 크지 않을 것으로 예상된다. 또한 공기업의 업종 특성상 전기·기

7) 동 제도에 대한 인지도는 비교적 높은 편으로 나타나는데, 이처럼 높은 인지도에도 불구하고 실제 도입률이 낮은 것은 공기업이 몰라서 도입하지 않는 것이 아니라 특별히 도입할 유인을 느끼지 못한다는 사실을 암시한다.

계·토목직 등 기술직 인력수요가 높지만 이에 해당되는 여성 인력풀이 얇기 때문에, 공채시 가산점을 부여할 대상 집단이 부족하여 정책도입 효과가 미미하게 될 확률이 높다.

다. 군복무가산점제도의 폐지

1996년 도입 당시 재정경제원이 각 기관에 통보한 「공기업 여성고용가점제 시행방안」에서 적시된 바와 같이 군필 남성에 대한 군가산점 부여제도가 공기업 여성고용인센티브제도를 도입하게 된 배경인 만큼 헌법재판소의 1999년 군가산점 위헌 결정은 향후 공기업 여성고용인센티브제의 폐지 여부를 조성하는 단초가 될 수 있다. 제대군인에 대한 가산점이 폐지된 상황에서, 법률적 근거가 마련되지 않은 채 여성 응시자에게 일률적으로 5점 가산점을 주는 현행 인센티브제를 집행하는 데 소요되는 사회적 비용이 만만치 않을 전망이다.

라. 공기업 채용방식의 변화

많은 기업들이 경영환경 변화에 대처해서 내부 인력을 줄이고 이들을 정예화한다는 전략을 취함에 따라 자연스럽게 채용 과정에 큰 비중을 두고 있다. 새로운 채용방식을 모색해서 급변하는 환경 변화에 적응할 수 있는 능력을 갖춘 인물을 선호하는 제도를 개발하고 있으며, 이에 따라 필기시험을 폐지하는 대신 면접의 비중을 높이고 다양한 적응력을 테스트하는 적성검사를 활용하는 기업이 늘고 있다.

공기업 여성고용인센티브는 전문대졸 이상 정규 직원의 공채시 적용하는 것이므로 서류전형과 면접만으로 공채하는 경우 동 제도가 적용될 여지가 없어지게 된다. 공기업의 공채방식을 조사한 결과를 보면(김영옥, 2000), <표 9>와 같이 79.4%가 필기시

<표 9> 공기업 유형별 정규직 채용 방식

(단위: 명, %)

채용방식	공기업 유형			전 체
	투자기관	출자기관	재투자기관	
서류+필기	1(7.7)	-	-	1(2.9)
서류+필기+면접	11(84.6)	6(75.0)	6(46.2)	23(67.6)
서류+필기+면접+기타	1(7.7)	1(12.5)	1(7.7)	3(8.8)
서류+면접	-	1(12.5)	6(46.2)	7(20.6)
전 체	13(100.0)	8(100.0)	13(100.0)	34(100.0)

자료: 김영옥(2000), p.48.

험을 치르는 반면, 20.6%의 기관에서는 필기시험 없이 서류전형, 면접 등으로 채용하고 있었다. 특히 후자와 같은 방식으로 채용하는 기관은 출자기관이나 재투자기관에서 많았다. 향후 면접을 중시하는 채용방식이 공기업부문에 확산될 경우, 주로 필기시험 단계에 개입하는 공기업 여성고용인센티브제도의 실효성은 급격히 저하될 것으로 보인다.

V. 결론 및 시사점

본고의 첫 번째 연구 문제는 공적 소유(public ownership)라는 특성을 띠지만 기업 경영의 준칙에 따라 행동하는 공기업이 노동, 특히 여성인력에 대해 어떤 수요를 나타내는지를 규명하는 것이다. 분석 결과는 공기업의 여성인력 고용규모나 고용구조의 측면에서 민간기업에 가깝다는 것이다. 첫째, 공기업의 업종 특성으로 인한 이유가 크게 작용하겠지만, 전체 인력 중 여성비율이 약 10%라는 낮은 수준이다. 둘째, 여성고용 비율이 공기업별로 커다란 편차를 드러낸다. 이것은 면세점 직원, 생산직 근로자 등 전통적인 여성 직무가 해당 공기업의 업무로 포함되느냐의 여부에 따른 것으로, 민간기업에서 나타나는 직무분리 현상의 재현이라 할 수 있다. 여성고용 비율이 높은 공기업이라고 해서 여성이 다양한 직무와 직급에서 고르게 분포하고 있음을 암시하지 않는다. 셋째, 여성고용 비율의 고저와 무관하게 전체 공기업에서 여성고용 구조가 열악하다. 관리직으로 볼 수 있는 부장급(3직급) 이상인 직원 중 여성 비율은 1.3%에 그쳐, 하위직 집중현상이 민간기업에서 보다 심하게 나타난다.

두 번째 연구 문제는 이와 같은 공기업의 특성을 고려하지 않은 채 공기업을 단순히 공공부문의 한 축으로 간주하여 여성고용에 대한 적극적 조치를 시행한 결과를 논하려는 것이다. 채용시험에서 5점의 가산점을 여성 응시자에게 부여하는 ‘공기업 여성고용인센티브제’는 도입 첫 해인 1996년에 그 도입률이 13.2%이었고 4년이 경과한 2000년에는 18.8%로 다소 증가하였지만 이 중 현재 실시 중단 상태인 기관을 제외하면 도입률이 12.9%로 오히려 감소한다.

이와 같이 확산 속도가 지지부진한 이유는 애초부터 공기업 여성노동시장에 대한 면밀한 분석이 결여되어 적용범위의 제한, 기관인센티브의 결여 등의 한계를 가지고 있었던 데다가 1990년대 말 이후 군복무 가산점제도의 폐지, 채용방식의 변화 등 새로운 문제들이 추가되었기 때문이다. 따라서 현재의 제도가 공기업의 여성인력 활용을 지원할 효력은 거의 없어 보인다. 그럼에도 공기업 여성고용인센티브제는 「북경행동강

령 이행보고서」 등 국제기구에 대한 보고 자료에서 우리 정부의 주요 이행사업으로 등재되고 있다. 예컨대, UN(2000, 86)은 ‘여성의 경제세력화 지원’ 조치로서 한국의 공기업 여성고용인센티브제 도입을 소개하고 있다.⁸⁾

만약 미국의 국제인사관리협회(IPMA)가 주장하는 바와 같이⁹⁾ 우리나라에서도 공기업의 영업이익을 높이기 위해서 여성 활용의 수준을 끌어올려야 할 필요성이 있다면 그 목적에 맞는 새로운 정책과 전략이 도입되어야 할 것이다.

1990년대 중반 이후 주요 선진국들은 기업이 자발적으로 성평등 관행을 도입하도록 유도하는 정책을 사용하고 있다. 이것은 기업이 주체가 되어 단기이윤 추구 원칙과 성평등을 동시에 달성시킬 수 있는 인사관리 프로그램을 자신의 기업에 적합하게 개발하도록 지원하는 전략이다. 우리나라에서도 공기업 경영환경의 변화를 고려할 때, 공기업의 자발적 시행을 지원하는 방향으로 전환하는 것이 오히려 더 높은 수준의 여성인력 활용을 달성하는 길이 될 수 있을 것으로 보인다. 즉, 공기업의 여성인력 활용을 촉진할 수 있는 방안은 종전의 ‘5점 가산제’와 같이 최소 기준을 제시하는 것이 아니라 기업이 자신의 형편에 맞는 가장 적절한 방식으로 여성고용을 늘리도록 공기업 특성에 맞는 ‘기관인센티브’의 마련이 실효를 거둘 것으로 기대된다.

향후 공기업 인력에 대한 정부의 정책이 공기업의 자발적인 시도를 지원하는 방향으로 전환한다고 할 때, 관건은 어떻게 공기업의 자율적 시행을 유도할 것인가에 있다. 미국의 경우 연방정부와의 계약준수 프로그램을 통해 기업의 자율시행을 유도하고 있다. 우리나라에서도 이러한 방식은 민간기업에 대해 적용할 수 있을 것이다. 그러나 공기업은 정부와 계약을 체결하기보다는 자회사 또는 민간기업과 도급계약을 체결하는 위치에 있기 때문에 이러한 정부조달 프로그램은 유인효과를 주지 못할 것이다. 또 조세상의 인센티브도 공기업의 경우 그다지 매력적인 조치가 아니다.

우리나라의 경우 공기업은 예산 수립과 운용에서 정부와 국회의 심의를 받으므로, 예산 면에서의 인센티브를 고안하는 것이 보다 적절할 것으로 판단되며 이를 위해 투자기관 경영평가지표의 개선, 「공기업 경영혁신 추진지침」의 추가, 남녀고용평등지표

8) 관련 전문은 다음과 같다. “한국은 공무원 선발과 공기업 여성고용 촉진을 위한 인센티브 부여에서 괄목할 만한 발전을 이룩했다.”

9) 미국의 국제인사관리협회(IPMA)와 NASPE는 1998년에 공공부문에서의 인적자원관리의 모범사례를 발굴하기 위한 Benchmarking Survey를 실시하였는데 인적자원관리의 한 범주로 ‘다양성과 적극적 조치’를 설정하였다. 그 이유는 이미 인구 구성이 다양하게 변화하고 있어 이것을 피할 수 없게 할 뿐 아니라 “공공부문 내 다양성 노력은 새 시각을 촉진하고 다른 아이디어를 불러와 문제 해결력을 향상하고, 수용적인 근무환경을 조성한다. 또한 이것은 그 자체로 머무는 것이 아니라 영업이익을 유의하게 높인다”고 보았기 때문이다(Peggy Valdez-Olivas, Human Resources Specialist for the State of Colorado. <http://www.ipma-hr.org/private/bench/sh/diversity.html>).

에 의한 평가 등이 유효할 것으로 기대된다. 투자기관 경영평가지표의 개선은 정부투자기관이 ‘경영평가제도’의 대상인 점을 감안하여 공기업의 여성인력 활용 및 성평등 상태를 나타내는 ‘여성고용지수’를 평가지표로 포함시키는 안이다. 또한 기획예산처가 매년 경영혁신의 기본방향을 수립하여 경영혁신 추진지침을 시달하고 있는 데 착안하여 동 지침에 ‘여성인력활용개선’을 추가하고, 공기업의 해당 실적에 따라 예산상의 인센티브를 주는 방안을 제안할 수 있다. 마지막으로 공공서비스 개선 및 고객만족을 중시해 나가는 추세 속에서 공기업이 대외이미지에 민감할 수밖에 없는 점에 착안하여 ‘공기업 남녀고용평등지표’의 개발 및 평가를 고려해 볼 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김영옥. 「공기업 여성고용구조와 인력관리의 현황과 과제」. 한국여성개발원, 1997.
- _____. 「공기업 여성고용인센티브제 개선방안」. 여성특별위원회 용역보고서, 2000.
- 박세일. 「정부투자기관의 보수수준 및 구조」. 『한국개발연구』 제9권 2호, 한국개발연구원, 1987.
- 박영범 · 이상덕. 『공공부문의 노사관계』. 한국노동연구원, 1990.
- 이종훈. “공공부문의 임금 및 근로조건.” 한국노동경제학회 춘계정책토론회 발표자료, 1996년 3월.
- 이한주. “공기업과 민간기업간의 임금격차와 노동조합의 임금효과에 관한 연구.” 서울대 박사학위 논문, 1994.
- 재정경제원. 『공기업백서』. 1989.
- 雇用職業總合研究所. 「女性の就業の3國比較 - 미국 · 스웨덴 · 영국」, 職研調査研究報告書 No.89, 雇用促進事業團 · 雇用職業總合研究所, 1989.
- Ehrenberg, R. G. & J. L. Schwarz. “Public-Sector Labor Markets.” O. Ashenfelter & R. Layard(eds), *Handbook of Labor Economics*, 2 (1986) North-Holland.
- Gornick, J. C. & J. A. Jacobs. “Gender, the Welfare State, and Public Employment: A Comparative Study of Seven Industrialized Countries.” *American Sociological Review* 63 (1998): 688-710.
- Huber, E. & J. Stephens, “Political Power and Gender in the Making of the Social Democratic Service State.” presented at the annual meeting of the

- American Political Science Association, quoted in Gornick, J. C. & J. A. Jacobs(1998), 1996.
- IPMA · NASPE. Human Resource Practices Benchmarking Project, 1998.
<http://www.ipma-hr.org/private/bench/sh/diversity.html>.
- Katz, L. F. & A. B. Krueger. "Changes in the Structure of Wages in the Public and Private Sectors." *Research in Labor Economics* 12 (1991): 137-172.
- Kolberg, Jon Eivind. "The Gender Dimension of the Welfare State." *International Journal of Sociology* 21 (1991): 119-148.
- Laffont, J. & J. Tirole. "Using Cost Observation to Regulate Firms." *Journal of Political Economics* 94 (1986).
- Lee, Key-Sik & Hyung-Pyo Moon. "Public Management Reform in Korea: Progress to Date and Future Directions." in *Restructuring The National Economy*. edited by Lee-Jay Cho, Yoon Hyung Kim, and Chang H. Lee, Seoul: KDI, 2001.
- OECD. *Women and Structural Change: New Perspectives*. Paris: OECD, 1994.
- Schmidt, M. B. "Gendered Labor Force Participation." in *Families of Nations: Patterns of Public Policy in Western Democracies*. edited by F. G. Castles, England: Dartmouth, 1993.
- UN. *Review and Appraisal of the Implementation of the Beijing Platform for Action: Report of the Secretary-General* (E/CN.6/2000/PC/2), 2000.
- Whitehouse, Gillian. "Legislation and Labor Market Gender Inequality: An Analysis of OECE Countries." *Work, Employment, and Society* 6 (1992): 65-86.

직업훈련 참가결정에 관한 연구 | 김주섭*

본 연구에서는 「한국노동패널」 2~4차 자료를 이용하여 1998~2001년 기간 동안의 개인의 직업훈련 참가실태와 직업훈련참가 결정요인을 분석하고 있다. 직업훈련 참가실태에 대한 분석 결과, 2001년의 훈련참가자 수가 급격히 증가한 것으로 나타났는데, 이는 주로 재직자 훈련의 증가에 기인한 것으로 분석되었다. 성별로는 남성이 여성에 비해 두 배에 가까운 참가율을 보이고 있으며, 연령별로는 20~30대의 훈련참가비율이 전체 연령대의 70%에 육박하고 있으나, 2001년에 들어와 40대의 직업훈련 참가율이 급격히 증가하는 추세를 보이고 있다. 또한 직업훈련 참가 목적에 있어서도 업무능력향상을 목적으로 한 훈련참가가 창업, 재취업, 자격증 취득 등을 위한 훈련참가에 비해 월등히 높아진 것으로 분석되었으며, 훈련비용은 주로 개인부담보다는 회사 지원에 의해 부담되고 있는 것으로 나타났다. 한편 직업훈련 참가 결정요인에 대한 실증분석 결과 저연령자, 고학력자, 정규직 종사자, 노조가입자, 대기업 종사자, 기술공 및 준전문가 집단, 장치 기계조작원 및 조립원 집단에 속하는 자일수록 직업훈련참가확률이 더 높은 것으로 나타났다.

핵심용어: 직업훈련 참가, 훈련비용, 기대이익, 기대고용기간, 인적자본론, 프로빗 모형

I. 서론

직업훈련기본법이 제정된 1967년 이래로 직업훈련은 우리나라의 경제발전에 건인차 역할을 담당하여 왔다. 5차에 걸친 경제개발계획이 소기의 목적을 달성할 수 있었던 이유는 경제개발을 가능케 한 인력정책이 비교적 성공적으로 이루어져 왔기 때문이다.

투고일: 2002년 8월 10일, 심사의뢰일: 8월 17일, 심사완료일: 9월 19일.

* 한국노동연구원 부연구위원(jskim@kli.re.kr)

예컨대 1970년대의 중화학공업 육성이라는 산업정책을 위해 공업고등학교의 특성화정책과 함께 직업훈련촉진기금제도의 도입과 이를 통한 직업훈련 투자의 확대가 정부의 강력한 추진력을 바탕으로 이루어졌다. 이 당시 산업의 성장은 정부의 철저한 계획을 통하여 관철되었으며, 따라서 산업인력 양성도 자연히 정부의 계획과 지도·감독을 통하여 이루어지는 것이 보다 효율적일 수 있었다.

1980년대 후반 이후 경제의 개방화와 세계화의 조류에 따라 인력양성에 있어서의 민간의 자율성과 분권적 훈련체계의 중요성이 끊임없이 제기되어 왔으나, 이러한 문제 제기가 법제화된 것은 비교적 최근의 일이다. 즉 1995년 고용보험 직업능력개발사업의 도입과 1999년의 근로자직업훈련촉진법의 시행을 통하여 비로소 민간의 자율성이 제도적으로 보장되기에 이르렀다.

직업훈련과 관련한 또 다른 변화 중의 하나는 1997년 IMF체제로 인한 대량실업사태 이후 직업훈련이 실업 및 고용안정정책으로서 자리매김되었다는 점이다. 정부는 1998년에만 직업훈련에 7,377억 원을 투입하여 33만 여명의 실업자에게 훈련을 제공하였고, 1999년에는 다소 감소하기는 하였으나 총 실업예산의 6.3%인 5,832억 원을 투입하여 35만 여명에 직업훈련을 실시하였다. 물론 과거에도 실업자를 위한 훈련이 실시되기는 하였으나, 투입액과 지원인원 면에서 비교가 안 될 정도로 급격히 증가하였다.

직업훈련에 있어서 민간의 자율성이 확대되고, 적극적 노동시장정책(Active Labor Market Policy)으로서의 직업훈련의 기능이 강화됨에 따라 직업훈련 참가 행태(behavior)와 직업훈련의 노동시장 성과에 대한 분석의 중요성은 더욱 커지고 있다. 훈련정책의 목표가 되는 집단의 행동패턴에 대한 기초적인 정보가 없는 상태에서의 정책 개입(policy intervention)은 정책 실패(policy failure)를 초래할 것이며, 동일한 정책 목표하의 상이한 정책수단간의 성과에 대한 합리적인 예측에 기초하지 않은 정책 개입 또한 정책의 비효율성을 야기할 것이기 때문이다.

직업훈련의 성과 분석에 대한 중요성이 커지고는 있으나, 아직까지 관련 연구가 충분히 축적되고 있지는 못한 실정이다. 직업훈련의 성과 분석을 위해서는 기본적으로 훈련참가자 집단(treatment group)과 비교 가능한 비참가자 집단(comparison group)에 대한 종단면 자료(longitudinal data)의 구축이 필요한데, 이러한 데이터가 없었다는 것이 그 주된 이유일 것이라고 판단된다.

여러 가지 한계에도 불구하고 ‘한국노동패널 데이터’는 직업훈련의 성과 측정을 위한 유용한 자료로 활용될 수 있다고 본다. 그 이유는 ‘한국노동패널 데이터’에서는 인적 특성(individual characteristic)과 사회경제적 특성(socio-economic characteristic)에 대한 풍부한 정보를 제공하고 있으며, 동일한 가구와 개인을 대상으로 다년간에 걸친 관측

치를 제공하고 있기 때문에 개인의 동태적인 변화를 분석할 수 있기 때문이다.

직업훈련의 성과 분석에 앞서 선행되어야 할 연구 주제는 직업훈련의 참가결정요인에 관한 연구일 것이다. 개인과 기업의 직업훈련 투자에 대한 깊이 있는 이해가 선행되지 않고서는 직업훈련의 성과에 대한 연구는 자칫 오도된 해석을 야기할 수도 있으며, 성과 분석의 결과가 함의하고 있는 보다 깊이 있는 시사점들을 간과하는 우를 범할 수도 있기 때문이다.

본 연구에서는 ‘한국노동패널 데이터’를 이용하여 개인의 직업훈련 참가실태와 직업훈련 참가 결정요인을 분석하고자 한다. 개인의 직업훈련 참가실태와 관련해서 본 연구의 제Ⅱ장에서는 KLIPS 1차년도 조사 시점인 1998년도 이후 2001년까지의 개인의 직업훈련 참가자들의 특성별 분포를 개관하고, 훈련 목적의 변화 추이와 훈련비용의 부담 주체에 대한 변화를 살펴보고자 하였다. 제Ⅲ장에서는 개인과 기업의 직업훈련 참가결정에 대한 이론적 논의를 개괄하였다. 이 장에서는 주로 인적자본론에 기초한 이론을 소개함으로써 직업훈련 참가결정의 이론적 메커니즘을 밝히고자 하였으며, 보다 폭넓은 문헌들과 다양한 관점들을 포괄하고 있지는 못함을 미리 밝혀 둔다.

Ⅳ장에서는 직업훈련 참가가 어떠한 요인에 의해 결정되고 있는가를 분석하였다. 이 장에서는 특히 1998년 이후 2001년까지의 각 연도별 직업훈련 참가결정 모형을 실증 분석을 통하여 추정함으로써 직업훈련 참가와 관련하여 IMF 직후와 최근의 추세가 어떠한 변화를 보이고 있는지를 살펴보고자 하였다. 마지막으로 Ⅴ장에서는 분석 결과 밝혀진 사실들을 요약한 후 이러한 사실들이 정책적으로 시사하는 바를 정리하고자 한다.

Ⅱ. 직업훈련 참가실태

1. 직업훈련 참가자의 특성

한국노동패널 2차 조사에서부터 4차 조사를 결합하여 조사한 결과 1998년부터 2001년 사이의 직업훈련 참가자는 <표 1>에서와 같이 모두 1,093명인 것으로 나타났다. 2차 조사에서는 모두 288명이 직업훈련을 경험한 것으로 조사된 바 있으며, 이 중 1998년 이전에 직업훈련에 참가하였던 18명을 제외한 270명의 직업훈련 참가시기별 참가자수는 표에 정리된 바와 같다.

한편 3차 조사에서는 직업훈련에 관한 사항을 묻지 않았으나, 표에서 나타나는 바와

같이 4차 조사에서 직업훈련에 참가하였다고 응답한 823명 중 132명이 1999년에 훈련에 참가하였으며, 290명이 2000년에 훈련에 참가하였던 것으로 나타났다. 1998년의 훈련참가자의 수가 적은 이유는 1차 조사 당시 진행중인 훈련에 참가하고 있던 응답자들의 수가 여기서는 포함되지 않았기 때문이다.

1999년 이후 훈련참가자의 수를 비교해 보면 2001년 훈련 참가자의 수가 이전 시기에 비해 상대적으로 많이 늘어난 것을 발견할 수 있다. 후술하는 바와 같이 훈련 참가자 수 증가는 주로 재직자들의 훈련 증가에 기인하는 것으로 보이는데, 이러한 추세는 고용보험 직업능력개발사업의 지원인원 수가 꾸준히 증가하고 있는 현상과 무관하지 않은 것으로 판단된다.¹⁾

<표 1> 조사 차수와 직업훈련 참가 시기

	조사 차수		전 체
	2차 조사	4차 조사	
1998	99(97.1)	3(2.9)	102(100.0)
1999	171(56.4)	132(43.6)	303(100.0)
2000	0(0.0)	290(100.0)	290(100.0)
2001	0(0.0)	398(100.0)	398(100.0)
전 체	270(24.7)	823(75.3)	1,093(100.0)

직업훈련 참가자의 인적 특성은 <표 2>에 정리된 바와 같다. 성별 특성을 살펴보면 남성의 훈련참가율은 2000년 65.9%로 여성의 34.1%에 비하여 거의 두 배에 가까운 참가율을 보이고 있는 것으로 조사되었다. 그러나 2001년에 들어와 남녀간 훈련참가율 격차는 급격히 줄어들고 있는 것으로 나타났는데, 향후 여성의 경제활동 증가추세와 함께 남녀간 훈련 격차는 완만하나마 감소세를 보일 것으로 예상된다.

연령별로는 여전히 20대와 30대의 훈련참여율이 타연령대에 비해 높은 것으로 조사되었다. 특히 2000년에는 전체 연령대에서 20~30세 연령대의 훈련참여율이 70%의 높은 비중을 차지하였던 것으로 나타났다. 그러나 2001년에 들어와 주목할 만한 특징 중의 하나는 40대의 훈련참가율이 급격히 증가하였다는 사실이다. 2000년 대비 2001

1) 고용보험 DB의 분석 결과에 의하면, 1999년도의 경우 고용보험 직업능력개발사업 지원인원은 전년 대비 75.1%가 증가하였고 2000년에는 32.6%, 2001년 26.7%의 증가를 보이고 있는 것으로 나타나고 있다(보다 자세한 내용은 김주섭, 「직업능력개발사업 발전방향」, 고용보험 중장기 발전 계획 수립을 위한 토론회 자료 93~100쪽 참조)

년의 훈련참가 증가율은 68.3%였던 데 비해 40대에서의 훈련참가율은 91.1%의 증가를 보이고 있는 것으로 조사되었는데, 이에 반하여 20대의 훈련참가 증가율은 26.8%에 그치고 있는 것으로 나타났다. 이에 따라 2001년에 훈련참가율에 있어서 처음으로 40대의 비중이 20대에 비하여 높은 것으로 조사되었다.

학력별로는 1998년 이래 훈련참가자의 비중이 거의 변하지 않고 있는데, 여전히 고졸자의 훈련참가가 전체의 3분의 1을 상회하는 것으로 조사되고 있다.

<표 2> 직업훈련 참가자의 인적 특성

		1998	1999	2000	2001
직업훈련 참가자수		102(100.0)	303(100.0)	290(100.0)	398(100.0)
성 별	남 성	54(52.9)	175(57.8)	191(65.9)	227(57.0)
	여 성	48(47.1)	128(42.2)	99(34.1)	171(43.0)
연령별	~19	12(11.8)	16(5.3)	4(1.4)	18(4.5)
	20~29	36(35.3)	93(30.7)	82(28.3)	104(26.1)
	30~39	33(32.4)	103(34.0)	121(41.7)	127(31.9)
	40~49	14(13.7)	63(20.8)	56(19.3)	107(26.9)
	50~59	4(3.9)	25(8.2)	25(8.6)	31(7.8)
	60~	3(2.9)	3(1.0)	2(0.7)	11(2.8)
학력별	중졸 이하	9(8.8)	27(8.9)	19(6.6)	45(11.3)
	고 졸	41(40.2)	116(38.3)	102(35.2)	146(36.7)
	대 재	5(4.9)	19(6.3)	25(8.6)	34(8.5)
	전문대 졸	18(17.7)	42(13.9)	39(13.5)	57(14.3)
	대졸 이상	29(28.4)	99(32.7)	105(36.2)	116(29.2)

전술하였다시피 4차 자료상에 나타난 직업훈련 참가자의 특성 중 가장 주목할 만한 변화는 2000년 이후 취업자의 훈련참가율이 급격히 증가하였다는 사실이다. 이러한 변화의 주된 원인은 물론 2000년 이후 실업률의 하락과 함께 조사대상자 중 실업자의 비중이 낮아졌고, 정부의 각종 실업자 대상 직업훈련에 대한 투자가 대폭 축소되었기 때문인 것으로 풀이된다.²⁾

2) 예컨대 고용보험 실업자재취직훈련의 경우, IMF 직후인 1999년 226,356명에 대하여 3,061억 7,200만원이 지원되었으나, 2001년에는 104,559명에 대하여 1,525억 900만원이 지원되어, 훈련인원 및 훈련지원금에서 1999년의 절반 수준에도 못 미치고 있다.

<표 3> 직업훈련 참가자의 경제활동 참가별 특성

	취업	실업	비경활	전체
1998	66(64.7)	9(8.8)	27(26.5)	102(100.0)
1999	194(64.0)	23(7.6)	86(28.4)	303(100.0)
2000	245(84.5)	9(3.1)	36(12.4)	290(100.0)
2001	348(87.4)	9(2.7)	41(10.3)	398(100.0)
전체	853(78.0)	50(4.6)	190(17.4)	1,093(100.0)

2. 훈련참가 목적

<표 4>는 직업훈련 참가자의 훈련참가 목적에 대한 응답을 정리한 표이다. 특징적인 사실은 1998년과 1999년 훈련참가자들에 비해 2000년 이후 훈련참가자들의 훈련참가 목적은 주로 ‘업무능력 향상’에 있다는 사실이다. 이러한 조사 결과는 2000년 이전 훈련참가자들은 주로 현재 직장에서의 고용불안으로 인해 새로운 직장 또는 사업으로의 이동을 위해 창업 및 취업 또는 취업에 도움을 줄 수 있는 자격증 취득을 목적으로 훈련에 참가하였으나, 2000년 이후 훈련참가자들은 보다 개선된 고용사정으로 인해 노동이동의 준비 과정으로서의 직업훈련이 아닌 현재 직무수행에 필요한 훈련을 선호하고 있다는 것을 시사한다고 볼 수 있을 것이다.

<표 4> 직업훈련 참가 목적별 분류

	창업	(재)취업	업무능력 향상	자격증 취득	기타	전체
1998	9(8.8)	37(36.3)	34(33.3)	19(18.6)	3(2.9)	102(100.0)
1999	22(7.3)	73(24.1)	151(49.8)	49(16.2)	8(2.6)	303(100.0)
2000	6(2.1)	27(9.3)	230(79.3)	17(5.9)	10(3.5)	290(100.0)
2001	5(1.3)	33(8.3)	318(79.9)	30(7.5)	12(3.0)	398(100.0)
전체	42(3.8)	170(15.6)	733(67.1)	115(10.5)	33(3.0)	1,093(100.0)

3. 비용 지원

훈련비용의 회사 부담 정도에 있어서도 2000년 이전 훈련 참가자와 2000년 이후 참가자들간의 차이가 명확하게 나타나고 있다. <표 5>에 의하면 2000년 이전 훈련참

가를 위해 회사가 훈련비용을 전액 지원하는 경우는 50%를 약간 상회하는 수준에 머물렀으나 2000년 이후에는 훈련비용을 전액 지원하는 경우가 70%를 상회하는 것으로 나타나고 있다. 앞의 <표 4>의 조사 결과와 결부하여 볼 때 2000년 이후 훈련참가자들의 직업훈련은 주로 현재 직무에 필요한 훈련이며, 노동이동을 준비하기 위한 과정으로서의 직업훈련이 아니기 때문에 근로자의 훈련참가는 회사의 경쟁력 향상을 위해서도 긴요한 일이 된다. 이러한 맥락에서 근로자 훈련참가를 위해 회사가 비용부담을 확대하는 해 나가는 추세를 이해할 수 있다고 보여진다.

그러나 비용 지원의 주체와 관련해서는 응답자의 오류가 있을 가능성도 배제할 수는 없다. 주지하다시피 우리나라의 경우 재직자의 직업훈련은 주로 고용보험 직업능력개발사업을 통하여 이루어지고 있다. 즉, 사업주는 그 규모에 따라 근로자 임금총액의 일정비율을 고용보험에 적립하고, 근로자에 대한 직업훈련을 자체 또는 위탁방식으로 실시할 경우 환급금을 지불하고 있다.³⁾ 이 경우 직업훈련 비용을 근로자에게 직접 지불하지 않고 사업주를 통해서 지불하게 되므로 훈련참가자는 훈련비용을 회사가 전부 지원하는 것으로 오해할 가능성도 배제할 수 없다고 보여진다.

<표 5> 비용의 회사부담 정도

	전부 지원	일부 지원	전혀 지원 없음	전 체
1998	0 (0.0)	0(0.0)	2(100.0)	2(100.0)
1999	41(51.9)	9(11.4)	29(36.7)	79(100.0)
2000	149(75.6)	15(7.6)	33(16.8)	197(100.0)
2001	207(71.6)	24(8.3)	58(20.1)	289(100.0)
전 체	397(70.0)	48(8.5)	122(21.5)	567(100.0)

이러한 가능성은 <표 6>의 결과에서도 잘 나타나고 있다. 2000년 이후 훈련참가자들의 응답 내용을 보면 직업훈련 비용이 정부나 고용보험에서 전혀 지원되고 있지 않다고 믿고 있는 응답자가 60%를 상회하고 있는데, 이는 고용보험에 대한 이해의 부족에서 비롯된 응답 결과일 가능성이 매우 높다. 왜냐하면 1999년 고용보험 직업능력개발사업의 적용범위가 전 사업장으로 확대됨에 따라 사업주가 실시하는 대부분의 직업훈련은 고용보험의 환급대상이 되고 있기 때문이다. 따라서 <표 6>의 응답 결과는 정

3) 사업주가 부담하는 보험요율은 사업규모별로 차등화되어 있는데, 150인 미만 기업은 임금총액의 0.1%, 150인 이상의 우선지원대상기업은 0.3%, 150인 이상 1,000인 미만의 기업은 0.5%, 1,000인 이상의 기업은 0.7%를 고용보험 직업능력개발사업비로 납부토록 규정되어 있다.

<표 6> 비용의 정부/고용보험 지원 정도

	전부 지원	일부 지원	전혀 지원 없음	전 체
1998	1(33.3)	1(33.3)	1(33.3)	3(100.0)
1999	40(30.3)	15(11.4)	77(58.3)	132(100.0)
2000	52(18.4)	41(14.5)	190(67.1)	283(100.0)
2001	86(22.1)	49(12.6)	255(65.4)	390(100.0)
전 체	179(22.2)	106(13.1)	523(64.7)	808(100.0)

부가 고용보험에 대한 홍보를 보다 강화할 필요성이 있음을 나타내 주는 결과로 해석할 수 있을 것으로 보인다.

Ⅲ. 직업훈련 참가결정에 관한 이론적 논의

1. 개인의 직업훈련 참가결정

인적자본투자(human capital investment) 이론에 의하면 개인의 직업훈련에 대한 투자결정은 훈련수료 후 개인의 생산성 향상으로 인한 소득의 증대와 훈련에 참가하지 않았을 경우에 발생할 것으로 기대되는 소득의 비교를 통해 이루어진다. 이러한 의사결정 메커니즘을 수식으로 표현하면 다음과 같다.

Y 를 소득이라 하고, 하첨자 1을 훈련수료 상태(따라서 Y_1 은 훈련수료 후 소득), 하첨자 0을 훈련 미참가 상태(따라서 Y_0 은 훈련 미참가시 소득)를 나타내며, c 를 훈련에 소요되는 비용, r 을 시장이자율, I_k 를 시점 k 에서의 이용가능한 정보라고 할 때, 특정 시점 k 에서 개인은 다음의 원칙에 따라 훈련참가 여부를 결정한다.

$$E \left[\sum_{j=1}^{T-k} \frac{Y_{1,k+j}}{(1+r)^j} - c - \sum_{j=0}^{T-k} \frac{Y_{0,k+j}}{(1+r)^j} \mid I_k \right] \geq 0, \quad (1)$$

즉 식(1)의 부등식이 성립하면 개인은 훈련에 참가하는 것이 생애소득의 증가를 가져다 주므로 훈련참가를 결정하게 된다. 이러한 훈련참가 결정과정 메커니즘으로부터 우리는 다음과 같은 사실들을 도출해 낼 수 있다.

첫째, 연령이 높을수록 훈련에 참가할 가능성은 적다. 이는 식(1)의 첫 번째 항에서

훈련수로 후 기대소득의 합은 연령에 반비례하는 관계에 있다는 점에 착안하면 쉽게 이해될 수 있을 것이다. 유사한 논리로 시간에 대한 선호가 큰 사람일수록(또는 시간에 대한 할인율이 높은 사람일수록) 훈련에 참가할 유인은 적게 된다. 시간에 대한 할인율이 높은 개인은 그렇지 않은 개인에 비하여 미래의 소득에 대한 가치를 낮게 평가하므로 훈련참가로 인해 동일한 소득효과가 발생한다고 기대되어지는 상황에서도 훈련참가를 기피하게 된다는 것이다.

둘째, 개인이 접근할 수 있는 정보의 양과 훈련참여와는 밀접한 관련을 가진다. 여기서 말하는 ‘정보’라는 개념은 매우 포괄적인 의미를 가진다고 볼 수 있는데, 이는 훈련의 질과 유용성에 대한 정보, 훈련정책에 관한 정보 등 훈련과 직접적인 관련이 있는 정보뿐 아니라 일반적인 노동시장 정보 등과 같이 광범위한 지식과 정보 역시 훈련참가에 일정한 영향을 미칠 수 있다.

기존의 인적자본론(human capital theory)에서는 개인의 인적자본 투자결정은 미래의 생애소득(lifelong earning)에 대한 완전정보(perfect information)에 기초하여 이루어진다고 보았다. 그러나 이러한 가정은 현실세계와는 부합하지 않는 가정이며, 실제로는 불완전한 정보(imperfect information)에 기초하여 투자결정을 하기 때문에 사후적으로는 불합리한 의사결정을 하는 경우가 많다고 할 수 있다. 이러한 이유에서 개인의 인적자본 투자결정은 개인의 위험에 대한 태도(risk attitude)와 밀접한 관련을 가진다고 할 수 있다.

셋째, 위의 식(1)에서 보여주듯이 기간 k 이전의 소득 수준(훈련참가 여부 결정 당시의 소득 수준)은 훈련참가에 아무런 영향도 미치지 못한다. 이러한 이론적인 가설은 일견 상식과 부합되지 않는 것으로 보일 수도 있다. 훈련참가 전 소득 수준과 훈련참가 결정이 일견 연관되어 있는 듯이 보이는 이유는 소득 수준이 개인의 정보접근 가능성을 높여줄 수 있고, 이러한 정보의 많고 적음이 훈련참가에 영향을 주는 경우가 있기 때문이다. 즉 훈련참가 전의 소득 수준은 훈련참가에 직접적인 영향을 미치지 않는으나 훈련참가에 영향을 미치는 다른 변수를 통하여 간접적인 영향을 미칠 수는 있을 것이다.

2. 기업의 직업훈련 투자결정

기업의 직업훈련에 대한 투자는 일차적으로 직업훈련이 어떠한 성격을 가지느냐에 따라 달라진다. 기업특수적 훈련(firm-specific training)은 훈련을 제공하는 기업의 생산성 향상에는 기여하지만 다른 기업의 생산성 향상에는 기여하지 못하는 성격의 훈련을 말한다. 이에 반하여 일반적 훈련(general training)은 모든 기업에서 똑같이 생산성

향상에 기여할 수 있는 훈련을 지칭한다. 따라서 훈련의 성격이 보다 기업특수적일수록 훈련비용을 기업이 부담하는 비중이 높아지게 되며, 완전한 일반적 훈련에 대해서는 훈련에 참가하는 근로자가 비용을 전적으로 부담하게 된다.

훈련비용의 부담(투자주체의 결정)에 관한 메커니즘을 보다 자세히 살펴보면 다음과 같은 두 가지 측면이 있음을 알 수 있다.

첫째, 기업특수적 훈련에 대해서 기업이 기꺼이 비용을 지불하는 이유는 기업특수적 훈련이 다른 기업에서는 활용될 수 없기 때문이다. 즉, 훈련을 통해 향상된 숙련(skill)과 증가된 산출물(output)에 대해 일정한 보상을 하지 않아도 훈련받은 근로자들을 더 나은 조건으로 받아들이는 잠재적인 기업이 시장에 존재하지 않는다. 따라서 훈련비용은 전적으로 기업이 지불하는 대신에 이로 인한 편익(benefit) 또한 기업이 모두 향유할 수 있기 때문이다.

둘째, 기업이 일반적 훈련에 대해 비용을 지불하지 않으려는 일반적 훈련은 다른 모든 기업에서 동일하게 활용될 수 있고, 따라서 훈련을 이수한 근로자들에게 더 많은 보상을 해줄 수 있는 잠재적인 기업이 시장에 존재하기 때문이다. 즉, 기업의 입장에서는 일반적 훈련에 투자한 비용을 보상받을 수 있는 방법이 없기 때문에 일반적 훈련에 대한 투자를 기피하게 된다.

그러나 위의 두 가지 측면에도 불구하고 비용부담의 주체가 전적으로 훈련 유형에 따라 결정되는 것은 아니다. 예컨대, 정년보장(tenure)은 기업의 직업훈련 투자에 대한 의사결정 과정에서 완전히 외생적(exogenous)으로 작용하는 것이 아니며, 기업이 상대임금(relative wage)을 조정함으로써 근로자들이 고용 기간에 영향을 미칠 수 있는 여지가 있다. 뿐만 아니라 사회적 또는 제도적 요소들 또한 개인의 기대 정년 보장(tenure)에 영향을 미칠 수 있는데, 이러한 상황하에서는 기업의 직업훈련에 대한 최적 투자(optimal investment) 결정 방식은 달라질 수 있다.⁴⁾ 즉 상대임금이 노동이동의 중요한 결정요인으로 작용하는 한 훈련의 유형이 기업특수적 훈련인가 혹은 일반적 훈련인가의 여부는 기업의 의사결정의 유일한 기준은 아니다.

3. 훈련 공급

기업이 잠재적 훈련 공급자인 경우를 가정하자. 개인의 총 가용시간을 1이라고 표준화(normalize)시키고, 개인의 총 가용시간은 노동시간(H), 생산활동(M), 여가시간(L)

4) 예를 들어 일본의 경우와 같이 평생고용이 기업문화로서 정착된 경우에는 기업의 입장에서 일반 훈련에 대한 투자를 기피할 유인이 매우 적게 될 것이다.

이라고 하고, 노동시간 중 생산활동에 투입된 시간 이외의 시간은 모두 훈련(T)에 소비한다고 가정하면 다음과 같은 관계가 성립한다.

$$1 = H(t) + L(t), \quad T(t) = H(t) - M(t) \quad (2)$$

이 경우 훈련비용은 다음과 같은 식으로 표현할 수 있다.

$$PR(t) - (M(t)/H(t))PR(t) = (T(t)/H(t))PR(t) \quad (3)$$

여기서 PR(t)는 개인의 생산성(productivity)을 나타낸다. 이 경우 개인이 지불하는 훈련에 대한 가격(p)은 $p(t) = p(T(t)/H(t))$ 로 정의될 수 있다.

우리가 주목하여야 할 사실은 가격 p는 훈련을 제공하는 기업에 의해서 정해진다는 사실이다. 만약 기업이 개인의 훈련 공급에 대해 독점적 공급자라면 기업은 각각의 시간 t에서 훈련에 대해 독점가격을 설정할 것이다. 반면에 시장에 잠재적 훈련 공급자가 존재하는 경우에 기업은 더 이상 훈련 가격에 대한 독점력을 행사할 수 없게 되는데, 시장가격 이상의 훈련가격을 설정하거나 훈련이수 후 임금 수준이 시장임금에 못 미칠 경우에는 개인은 더 싼 가격에 훈련을 제공하는 기업(혹은 동일한 훈련가격에 훈련이수 후 더 많은 임금을 지불하고자 하는 기업)으로 이동하게 될 것이다.

훈련가격(비용)과 관련한 또 하나 간과할 수 없는 현상은 훈련에 있어서도 규모의 경제(economy of scale)가 존재할 수 있다는 점이다. 따라서 기업규모는 훈련 전달(delivery of training)의 효율성과 훈련비용에 영향을 미칠 수 있는 중요한 요소 중의 하나로 간주될 수 있다.

4. 기업의 훈련 수요

기업의 입장에서 훈련의 순 현재가치(net present value) PV는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$PV = \int_0^D e^{-rt} H(t) (PR(t)[1 - c(\cdot)] - w(t)) dt \quad (4)$$

여기서 $c(\cdot) = c(T(t)/H(t))$ 는 훈련의 시간당 비용을 나타내며, $c(0) = 0$, $c' > 0$ 이고 $c'' > 0$ 또는 $c'' < 0$ 이다. $c(\cdot)$ 의 2차 미분의 부호는 훈련의 규모의 경제에 의해서 결정된다. 한편 매 시기에 근로자가 회사를 떠날 확률은 다음과 같이 표현될 수 있다.

hazard rate을 β 라 하면, 기대고용기간(the expected duration of employment)은

$$E(D) = \beta(1) + \beta(1-\beta)(2) + \beta(1-\beta)^2(3) + \dots = 1/\beta \quad (5)$$

따라서 식(4)는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$E(PV) = \int_0^{\infty} e^{-(r+\beta)t} H(t)(PR(t)[1-c(\cdot)] - w(t))dt \quad (6)$$

식(6)은 기업의 투자결정 문제와 개인의 투자결정 문제가 매우 유사한 구조를 가지고 있음을 보여주고 있다. 즉 개인의 직업훈련에 대한 참가결정에서와 같이 기업의 투자결정도 훈련에 대한 투자로부터 발생할 것으로 기대되는 이익과 훈련에 대한 투자를 하지 않았을 경우에 발생할 것으로 기대되는 이익의 비교를 통해 이루어진다.

그러나 두 문제가 기본적으로 다른 점은 개인의 경우에는 훈련수료 이전과 훈련수료 이후의 개인의 생산성에 대해서 본인이 그 크기를 결정할 수는 없기 때문에 개인의 생산성은 외생적인 반면에 기업의 투자결정 문제에 있어서는 개인의 생산성 $PR(t)$ 가 내생적이라는 점이다. 따라서 기업에서 직면하는 훈련수요의 결정 문제는 식(6)의 순현재가치를 극대화하기 위한 $H(t)$ 와 $PR(t)$ 를 구하는 문제로 귀착된다.

IV. 직업훈련 참가 결정요인 분석

1. 훈련참여결정 실증모형

앞의 제III장에서 살펴본 바와 같이 개인과 기업의 직업훈련 투자결정은 여러 가지 요인에 의해 영향을 받는다. 개인의 경우에 있어서는 연령, 학력, 성별, 결혼 유무 등 개인의 인적 속성이 직업훈련 참가결정에 영향을 미칠 수 있으며, 경제활동상태도 중요한 요인으로 작용한다.

인적자본론에 의하면 연령이 낮은 개인일수록 훈련투자에 대한 회수 기간이 길기 때문에 보다 높은 훈련참가 확률을 가진다. 학력이 높은 개인은 학습능력이 상대적으로 높아 동일한 훈련을 이수한 후에 훈련의 생산으로의 전환(transmission) 과정이 보다 효율적일 수 있으며, 이에 따라 훈련으로 인한 생애임금의 증가율이 더 높기 때문에 학력이 낮은 개인에 비해 훈련참가 확률이 높을 것으로 예견된다.

훈련참가 확률의 성별 차이를 야기하는 가장 중요한 요인은 기대고용기간(expected duration of employment)의 차이일 것으로 보인다. 남성의 경우 여성에 비해 고용유지기간이 길기 때문에 훈련으로 인한 편익을 보다 오랫동안 누릴 수 있기 때문에 남성이 여성보다 훈련참가 확률이 높을 것이라고 여겨진다. 반면에 결혼 유무가 직업훈련참가 확률에 미치는 영향은 경제학 이론으로는 명확한 설명이 불가능한 것으로 판단된다. 직업훈련 참가결정은 기본적으로 노동의 장기 공급과의 연관성 속에서 분석될 수 있다는 관점에서 볼 때, 결혼 유무는 개인의 장기 노동공급 계획에 영향을 미치고 이러한 요소가 다시 직업훈련 참가결정에 영향을 미치는 경로를 거치는 것으로 추정된다.

개인의 직업훈련 참가결정은 다른 한편 개인이 속한 사업장의 특성에 의해서도 영향을 받게 된다는 점은 이미 앞서도 설명된 바 있다. 사업장 규모와 관련해서는 대규모 사업장일수록 훈련비용에 대한 규모의 경제로 인해 보다 많은 훈련 기회를 갖게 될 것이다. 다른 한편 기술변화 속도가 빠른 사업장에서, 그리고 기대고용기간이 긴 사업장일수록 보다 많은 훈련이 이루어질 것임은 앞서 이론적 논의에서도 설명된 바 있다.

직업훈련에 참가 여부를 결정하는 이항선택모형은 다음과 같은 프로빗 모형을 통하여 추정될 수 있다.

$$P(D_i=1) = \beta_0 + X_i \beta_1 + \varepsilon_i \quad (7)$$

<표 7>은 직업훈련 참가결정 모형의 추정에 사용될 변수들에 대한 설명과 기초통계량을 보여주고 있다.

2. 실증분석 결과

본 연구에서는 한국노동패널 2차 조사 시점인 1999년도부터 4차 조사 시점인 2001년 사이에 직업훈련에 참가한 개인을 대상으로 직업훈련 참가 결정요인에 대한 분석을 수행하였다. <표 8>, <표 9>, <표 10>은 그 결과를 보고한 표인데, 각각의 표는 직업훈련 참가 시점별로 모형을 추정한 결과이다. 이처럼 각 연도별로 모형을 달리 추정한 이유는 각 연도의 참가자 코호트(cohort)들의 개인 특성과 사업장 특성으로 구성된 설명변수들이 직업훈련 참가결정에 미치는 영향의 정도는 시간에 따라 가변적(time variant)이라고 보았기 때문이다. 때문에 이와 같은 계수(coefficient)들의 동태적인 변화를 파악하고, 이로부터 적절한 시사점을 얻기 위해서 각 연도별로 추정 결과를 얻은 후 이들 계수값을 비교·분석하고자 하였다.

한편 각 연도의 직업훈련 참가모형의 추정을 위해서 각각 2개의 서로 다른 모형을

<표 7> 변수 설명

	변 수 명	변 수 설 명	평균값	표준편차
개 인 특 성	gender	성별(1=남성, 2=여성)	0.507	0.500
	age	나이	39.999	15.984
	edu1 ~ edu5	학력(범주별 더미)	.	.
	dmarr	결혼 더미(1=기혼, 0=미혼)	0.635	0.481
사 업 장 특 성	dunion	노조 더미	0.094	0.292
	emptype	고용형태(1=정규직, 0=비정규직)	0.417	0.493
	sic1 ~ sic3	산업분류 더미(1=1차산업, 2=2차, 3=3차)	.	.
	occ1 ~ occ9	직종 더미	.	.
	fsizel ~ fsizel3	사업장 규모 더미	.	.
기 타	treat	직업훈련 참가 여부(1=참가, 0=미참가)		
	treat1	1998년 직업훈련 참가 여부		
	treat2	1999년 직업훈련 참가 여부		
	treat3	2000년 직업훈련 참가 여부		
	treat4	2001년 직업훈련 참가 여부		

추정하였다. 즉 모형 1에서는 개인 특성변수와 함께 사업장 특성을 함께 고려한 모형을 설정하여 추정하였고, 모형 2에서는 개인 특성변수만을 설명변수로 하여 모형을 추정하였다. 이러한 방식을 택한 이유는 사업장 특성을 통제(control)한 후의 개인 특성 변수들의 설명력이 어떻게 변화하는지를 분석함으로써 직업훈련 참가결정에 있어서 개인 특성변수들이 더욱 영향을 미치는지 그렇지 않으면 사업장 특성변수들이 더욱 강한 영향을 미치는지를 살펴보고자 하였다. 분석 결과는 다음과 같았다.

첫째, 직업훈련 참가의 연령효과(age effect)는 각 연도 추정모형에서 모형과 관계없이 부(-)의 영향을 미친 것으로 분석되었다. 이러한 분석 결과는 앞서 설명한 이론적 가설과도 부합하는 결과이다. 그러나 연령효과와 관련하여 한 가지 특징적인 점은 시간이 지남에 따라 연령효과의 크기가 점점 작아지고 있다는 점이다. 이러한 사실 역시 모형에 관계없이 유의적으로 입증되고 있다.

이러한 현상의 원인에 대해서는 보다 면밀한 분석이 수행되어야 할 것이나 필자의 견해로는 이러한 현상은 우리나라 작업장의 변화와 밀접한 연관성이 있다고 생각된다. 즉 IMF 사태를 거치면서 과거와는 달리 연령이 높은 재직자들도 직업훈련 등을 통한 자기계발의 노력을 게을리할 경우 평생고용을 보장받을 수 없게 되었고, 이 결과 직업 훈련에 대한 투자를 확대되고 있는 것이 아닌가 하는 생각이다.

둘째, 학력이 높은 사람들이 직업훈련에 참가할 확률이 더 높은 것으로 분석되었다. 기준 집단(reference group)을 중졸 이하의 학력 소지자로 할 경우 그보다 높은 학력을 가진 집단에서는 예외없이 기준 집단보다 직업훈련 참가확률이 높은 것으로 나타났으며, 이러한 결과는 모형의 설정방식에 관계없이 동일한 것으로 분석되었다.

셋째, 정규직 근로자가 비정규직 근로자에 비해 훈련참가 확률이 더 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 이론적 가설과도 매우 부합되는 결과라고 볼 수 있는데, 비정규직의 경우에는 직업훈련 수료에 대한 보상을 받을 가능성이 정규직에 비하여 낮으며, 빈번한 노동이동으로 인하여 직업훈련의 내용과 직무와의 연관성이 적을 가능성이 정규직보다 높아 궁극적으로는 투자된 인적자본에 대한 감가상각이 높을 가능성인 크기 때문인 것으로 보인다.

넷째, 노조에 참여한 근로자는 직업훈련 참가 가능성이 높은 것으로 분석되었다. 이러한 분석 결과에 대해서는 두 가지의 서로 다른 해석이 가능할 것으로 판단된다. 그 하나는 노조에 참가한 근로자들의 경우에 그렇지 않은 개인들에 비하여 평균적으로 보다 적극적인 성향을 가지고 있으며, 이러한 개인적인 성향이 직업훈련 참가결정에 있어서도 그대로 반영되었을 수 있다. 또 다른 해석은 노동조합에 가입한 근로자의 경우에 직업능력 향상이라는 직업훈련 본래의 목적과 동떨어진 교육훈련에 참여할 기회가 상대적으로 많고, KLIPS 설문 응답시 이러한 교육훈련을 모두 교육훈련의 범주에 포함시켜 응답하였을 가능성도 배제할 수 없다고 본다. 그러나 어떤 경우든 본 분석 결과가 노조효과(union effect)라고 보기에는 힘들 것으로 보인다.

다섯째, 1,000인 이상 대기업에 속한 근로자들이 그렇지 않은 개인들에 비하여 직업훈련 참가 가능성이 높은 것으로 분석되었다. <표 8~10>에서 보는 바와 같이 1,000인 이상 대기업을 나타내는 더미변수인 fsize3의 계수값은 각 연도의 분석 결과에서 공히 유의적으로 양(+)의 값을 보여주고 있으며, 더욱이 시간이 지남에 따라 계수값은 계속 증가하는 패턴을 보이고 있다. 이러한 분석 결과는 고용보험 DB를 사용한 사업장 규모별 직업능력개발사업 참여실적 분석과도 일치하는 결과인데, 2001년 고용보험 DB 분석 결과 고용보험 직업능력개발사업 사업장 참여율은 67.2%인 데 반하여 그 외 기업의 평균 사업장 참여율은 40%대인 것으로 분석되었다.

여섯째, 직종 더미의 계수값을 분석한 결과, occ3(기술공 및 준전문가)에 속해 있는 집단과 occ8(장치·기계조작원 및 조립원)에 속해 있는 집단의 직업훈련 참가확률이 유의적으로 높은 것으로 분석되었다. 이러한 분석 결과는 이들 직종에서의 기술이 타 직종에서의 기술에 비하여 빠르게 변화하고 있다는 것을 반증하고 있는 것으로 보인다.

<표 8> 직업훈련 참가모형의 추정 결과: 1999년 참가자

	모형 1		모형 2	
	추정치	표준오차	추정치	표준오차
intercept	-1.583*	0.514	-2.279*	0.131
gender	-0.071	0.080	0.025	0.061
age	-0.014*	0.005	-0.011*	0.003
dmarr	0.210*	0.095	0.020	0.076
edu2	0.538*	0.137	0.564*	0.095
edu3	0.649*	0.199	0.298*	0.298
edu4	0.376*	0.190	0.628*	0.628
edu5	0.708*	0.161	0.860*	0.860
dunion	0.068	0.106		
emptytype	0.197*	0.083		
sic2	-0.689	0.477		
sic3	-0.454	0.475		
fsize2	-0.076	0.179		
fsize3	0.256*	0.116		
occ1	-0.504	0.407		
occ2	-0.129	0.165		
occ3	-0.085	0.144		
occ4	-0.291	0.153		
occ5	-0.439*	0.141		
occ6	-0.619	0.520		
occ7	-0.206	0.162		
occ8	-0.171	0.159		
N	8,375		13,269	

주: 1) *: $p < 0.05$

<표 9> 직업훈련 참가모형의 추정 결과: 2000년 참가자

	모형 1		모형 2	
	추정치	표준오차	추정치	표준오차
intercept	-2.432*	0.194	-2.403*	0.128
gender	0.122	0.067	0.212*	0.053
age	-0.009*	0.004	-0.011*	0.003
dmarr	0.122	0.076	0.212*	0.067
edu2	0.489*	0.113	0.627*	0.091
edu3	0.638*	0.161	0.536*	0.123
edu4	0.618*	0.139	0.872*	0.110
edu5	0.724*	0.128	1.008*	0.094
dunion	0.424*	0.077		
emptytype	0.073	0.081		
sic2	-0.131	0.114		
sic3	-0.005	0.094		
fsize2	-0.178	0.132		
fsize3	0.257*	0.094		
occ1	0.310	0.254		
occ2	0.349*	0.136		
occ3	0.326*	0.116		
occ4	0.239*	0.120		
occ5	0.264*	0.109		
occ6	0.335	0.188		
occ7	0.028	0.143		
occ8	0.401*	0.125		
N	7,677		12,273	

주: 1) *: $p < 0.05$

<표 10> 직업훈련 참가모형의 추정 결과: 2001년 참가자

	모형 1		모형 2	
	추정치	표준오차	추정치	표준오차
intercept	-2.293*	0.161	-2.084*	0.100
gender	-1.138*	0.058	0.080	0.046
age	-0.001	0.003	-0.008*	0.002
dmarr	0.130	0.067	0.184*	0.058
edu2	0.301*	0.086	0.426*	0.068
edu3	0.552*	0.135	0.389*	0.099
edu4	0.492*	0.113	0.721*	0.088
edu5	0.435*	0.105	0.756*	0.074
dunion	0.545*	0.067		
emptytype	0.220*	0.072		
sic2	-0.083	0.099		
sic3	-0.057	0.084		
fsize2	0.022	0.106		
fsize3	0.380*	0.082		
occ1	.	.		
occ2	0.388*	0.120		
occ3	0.279*	0.102		
occ4	0.065	0.107		
occ5	0.090	0.095		
occ6	0.086	0.161		
occ7	0.087	0.117		
occ8	0.257*	0.109		
N	7,584		12,273	

주: 1) *: $p < 0.05$

IV. 결론 및 정책적 시사점

그간 우리나라 직업훈련정책의 결정 과정이 정책 대상자들의 행태(behavior)에 대한 과학적인 연구와 분석에 기초하지는 못하였다는 점은 누구도 부인할 수 없는 사실이라 여겨진다. 전세계적으로 인적자본 투자에 대한 중요성이 날로 부각되고 있는 현재의 시점에서 인적자원개발 관련 정책의 혁신적 개선의 중요성은 아무리 강조해도 지나치지 않을 것이다.

우리나라 직업훈련정책이 그동안 보다 더 개선된 방향으로 나아가지 못했던 근본적인 이유 중의 하나가 바로 연구 및 정보 인프라의 미흡함 때문이 아닌가 생각된다. 이러한 점에서 볼 때 한국노동패널의 구축이야말로 과학적이고 합리적인 정책방향으로 나아가기 위한 소중한 첫걸음이었다고 할 수 있다.

한국노동패널을 이용한 직업훈련 관련 연구는 그간 몇 차례 수행되어 왔으며, 하나의 연구가 그동안 자료의 미비로 밝히지 못하였던 사실(fact)들을 명확히 하는 데 공헌하였음을 부인할 수 없다. 그러나 아직은 직업훈련 관련 항목들의 무응답(missing)이 많고, 직업훈련 참가자 표본이 미미한 수준인 점 등 자료상의 한계가 남아 있는 실정이다. 이러한 문제점들을 극복하기 위한 방법론에 대한 논의도 필요한 시점이다.

본 연구에서는 한국노동패널을 이용하여 직업훈련 참가 결정요인에 관한 분석을 수행하였다. 분석 결과 대체적으로 이론적인 가설들이 실증되었으며, 그동안 실증적으로 밝히지 못한 몇 가지 사실들에 대한 분석 자료도 제공하였다고 사료된다. 모쪼록 분석 결과가 정책결정의 귀중한 자료로 활용되기를 기대한다.

참 고 문 헌

- 강순희·노홍성. 「직업훈련의 취업 및 소득효과」. 『제1회 한국노동패널 학술대회 논문집』. 한국노동연구원, 1999.
- 강순희·이병희·김미란. 「직업능력개발사업의 성과분석」. 한국노동연구원, 1999.
- 김안국. 「교육훈련의 경제적 성과: 임금근로자를 중심으로」. 『제3회 한국노동패널 학

술대회 논문집』. 한국노동연구원, 2001.

김주섭. 「직업능력개발사업의 발전 방향」. 『고용보험 중장기 발전계획 수립을 위한 토론회 자료집』. 한국노동연구원, 2002.

Ashenfelter, Orley C. & Lalonde. *The Economics of Training*. Edward Elgar Publishing, 1996.

McNabb, Robert & Whitfield. *The Market for Training*. Avebury, 1994.