

女性の職業選擇과 生産職 忌避要因*

申 榮 秀**

논문초록:

본 논문은 한국 노동시장에서 그 동안 심화되었던 제조업생산직 인력부족을 여성노동공급 차원에서 해결할 수 있는지 방안을 모색하고자 그들의 경제활동 참가와 직업선택 행위를 계량모형으로 분석하였다. 이론적으로 이들에 영향을 미치는 요인은 인구학적 요인(demographic factors)과 시장적 요인(market factors)으로 대별될 수 있다. 전자는 결혼상태, 교육수준, 가구원의 구성, 기타 가구원의 소득 등이고, 후자를 대표하는 변수로는 직종 간 임금격차로 하여 각각의 계량모형에 설명변수로 도입하였다. 양 모형은 각각 프로비트(probit)과 다항로짓(multinomial logit)으로 설정되어 추정하였다. 연구결과에 의하면, 여성의 직업선택은 교육수준, 결혼상태 및 취학 전 어린이 유무 등의 인구학적 특성요인이 부문 간 임금격차라는 시장적 요인보다 훨씬 다양하게 나타났다. 따라서 일반적인 경제활동 참가증대를 위한 정책들이나 제조업생산직의 임금개선으로 여성의 제조업진출을 기대하기는 어렵다. 오히려 저학력 기혼여성의 의중 임금을 낮추는 사업장 내 보육시설의 확충이나 생산직근로자의 보육비 전액 지원 (또는 소득세액 공제), 또는 제조업에서의 다양한 근로형태 개발 등이 효과적인 정책일 것으로 판단된다.

핵심주제어: 경제활동참가, 직업선택, 생산직 인력난
경제학문헌연보 주제분류: J4

I. 序 論

1995년 현재 여성의 경제활동참가율은 48.3%이고, 총취업자 중 여성의 비율은 40.4%이다. 이들의 경제활동이 급속히 증가하면서 근로자들의 취업구조는 물론이고 취업자의 개인적인 특성도 크게 변하고 있다. 따라서 그들의 개인적인 특성과 그에 따른 경제적 행태를 분석하고, 그에 근거하여 여성의 노동공

* 본 논문은 자료수집에서 모형추정에 이르기까지 여성개발원 김태홍 박사의 큰 도움으로 이루어졌다. 필자는 김태홍 박사와 익명의 심사자 두 분께 진심으로 감사한다.

** 서울여자대학교 경상정보학부 교수

급 변화와 제조업 생산직에의 노동공급 가능성을 타진하는 것이 본 연구의 목적이다.

1960-1970년대 경제개발 초기단계에서 여성인력은 한국 경제의 성장에 크게 기여하였다. 그들은 주로 제조업생산직에서 저임금과 열악한 근로환경 속에서 일했으며, 경제성장과 더불어 소득수준도 향상되면서 제반 근로조건과 소비생활의 개선을 가져올 수 있었다. 그러나 최근에 비교적 노동의 강도와 작업환경이 열악한 제조업생산직에서 노동공급이 수요에 미치지 못하고 있어 여타 산업에 비해 상대적으로 인력난에 시달려 온 것이 사실이다.

이러한 인력난의 부분적 해결이 외국인력의 수입에 의존하고 있으나 국내 노동시장에서도 구직난에 시달리고 있는 많은 유휴노동력이 있음을 고려한다면 국내 생산자원 배분의 효율성 차원에서 새로운 노동정책의 개발이나 개선이 필요하다. 즉, 일반적 노동공급 증대를 위한 정책보다 인력부족부문으로 노동이 집중공급될 수 있도록 하는 정책이 우선되어야 할 것이다.

아직도 노동공급의 잠재력은 여성인력에서 찾을 수 있다. 과연, 현재 경험하고 있는 제조업생산직 인력의 부족문제는 국내 노동력만으로 해결될 수 없는가? 여성인력의 제조업 진출은 불가능한가? 생산직 노동력의 부족 현상은 여성의 고학력화와 얼마만큼 관계가 있는가? 본 논문에서는 이러한 문제를 중심으로 연구하고자 한다.

본 연구에서는 우선 근로자만으로 임금함수를 추정하고 그를 근거로 비경제활동 잠재근로자의 추정임금을 계산할 것이다. 이로부터 부문 간 근로자 개인의 임금차이(wage differences)와 그들의 인구학적 특성을 주요 변수로 하여 경제활동 참가와 직업선택의 결합모형이 추정될 것이다. 한국의 노동시장은 과거 경제성장 초기에 수요지배적(demand-dominated)이었으나 최근에는 공급 지배적(supply-dominated)이라는 가정으로 본 연구에서는 설명변수의 채택이 주로 공급중심적임을 밝혀 두고자 한다. 연구에 사용된 여성개발원의 「여성의 취업실태조사(1992)」는 근로자 개인의 다양한 공급변수를 얻을 수 있는 자료이다. 이로부터 취득가능한 모든 인구학적 특성변수와 노동시장적 변수들을 최대한 활용하여 이론적 근거하에서 모형을 설정하고 추정할 것이다.

제 II 절과 제 III 절에서는 한국 여성노동시장의 개괄적인 특성과 취업구조를 설명하고, 특히 취업자의 임금 등 노동시장적 특성과 개인의 인구학적 특성을 파악하는 데 초점을 둘 것이다. 제 IV 절에서는 경제활동 참가와 직업선택의 계

량모형을 설정하고 설명변수를 선택하는 이론적 근거를 제시하고, 추정결과의 신뢰성과 의미를 설명할 것이다. 끝으로, 제 V 절에서는 연구결과를 요약하고 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

II. 女性勞動市場의 特性

한국 경제는 지난 30년간 연평균 9%의 고도성장을 이룩하였다. 수출주도의 노동집약적 산업육성정책은 풍부한 인적 자원과 인력의 효율적 활용의 산물로 평가받을 수 있다. 특히, 저임금의 노동력이 풍부했던 여성인력은 1960년대 초부터 노동집약적 제조업의 성장을 주도하여 경제성장의 발판을 구축하였다.

한국은 여성의 교육수준의 증가, 피임기구 사용의 확대, 인공유산의 증대, 및 남아선호의 감소 등으로 전반적인 출산을 저하를 경험하였다(Kim(1992), p. 19). 일반적으로, 출산율의 변화는 장기적으로 노동력의 양적 수준감소뿐 아니라 궁극적으로 경제성장에 많은 영향을 미친다. 그러나 한국의 경우 출산율의 저하는 경제활동 인구(15-64세)의 규모에 큰 변화로 이어지지는 않았다(〈표 1〉 참조). 특히 1980년과 1990년에 젊은 노동력(15-24세)의 규모변화도 그리 크지는 않았다. 통계청이 추정한 2005년까지의 인구추정치에 의하면 경제활동 인구규모의 급격한 감소도 없을 것으로 보인다. 반면, 가구단위 차원에서 인구학적 변수변화를 보면, 가구당 자녀수가 급격히 감소하여 자녀양육의 부담이 줄 것이고 또한 기혼여성의 경제활동은 꾸준히 증가될 것으로 보고 있다(김

〈표 1〉 인구와 관련된 주요 변수

(단위: 천 명, %)

	1960	1970	1980	1990	1995
인구규모 0-14세	10,588	13,710	12,951	10,973	10,537
15-64세	13,698	17,540	23,701	29,701	31,899
(15-24)	4,741	5,838	8,613	8,784	8,288
65세 이상	726	991	1,456	2,195	2,657
총출산율(TFR)		2.89	2.06	1.63	1.56
인구성장률	2.9	2.17	1.42	1.08	1.01
기혼여성 1인당 출산아수*		3.5	2.7	1.9	1.8**

주: *는 기혼여성 30-34세

**는 1994년 자료임.

자료: 통계청, 『인구추계』, 1996.

통계청, 『사회통계조사』, 1996.

수곤·심경옥(1984), 신영수(1991), 김태홍(1996)).

한국 경제는 1975년대 중반에 소위 루이스(Lewis(1954))의 전환점을 통과하였다고 한다(구성열(1996), pp. 67-171). 즉, 노동력의 무한공급에서 제한된 공급으로 변하였고, 임금의 결정도 기본적으로 우상향의 공급곡선이 주도하고 있다는 것이다. 이 무렵 정부의 중화학공업 육성정책은 산업구조를 바꾸었고 노동집약적 산업과 자본집약적 산업의 구분이 뚜렷하게 나타나게 되었다. 결과적으로 1980년대 초까지 이중노동시장 구조가 형성되어 임금, 근로조건, 기술수준 등에서 우위에 있는 자본집약적 산업중심의 主勞動市場(primary labor market)과 노동집약적 산업 중심의 副次 勞動市場(secondary labor market)이 형성되어 두 부문 간에 경제적으로 다양한 차이를 보이게 된 것이다(신영수(1991)).

여성인력은 주로 부차 노동시장에 고용되어 있고, 주노동시장에의 진입장애 뿐 아니라 内部 勞動市場에서의 승진, 승급 및 배치에서 차별이 여전히 존재하고 있다(Bai·Cho(1995)). 즉, 성별 직종구분이나 임금차별이 아직도 한국 노동시장에서 해결되어야 할 구조적 문제로 남아 있다는 것이다.

1980년대 중반부터 1990년대 초까지 경제 전체의 실업률은 약 4%에서 2% 수준까지 꾸준히 감소하는 추세에 있었으며, 그 후 현재까지도 2% 수준의 낮은 실업률을 보이고 있다. 반면, 노동부족률은 1988년 4.7%에서 1991년 5.5%로 약 25만 명의 인력부족을 보이고 있다. 특히, 전체 제조업에서는 7%이고 제조업 내 생산직에서는 무려 9.1%나 되었다. 김재원(1995)에 의하면 노동부족으로 인한 경제적 손실은 1993년 우리 나라 GDP의 약 7%에 해당하는 것으로 추정되어 이는 경제성장에 커다란 걸림돌로 지적되고 있는 실정이다.

1993년 노사분규나 산업재해로 인한 경제적 손실이 각각 1.0%와 1.6%인 것을 감안하면, 노동력부족으로 인한 경제적 손실이 얼마나 지대한 것인지 쉽게 이해할 수 있을 것이다.

이 같은 심각한 제조업 내의 생산직노동력 부족에도 불구하고, 여성의 잠재 유희노동력은 1993년에 약 180만 명으로 추정되고 있다(통계청(1993)). 이 중 대부분은 가사에 종사하고 있는 전업주부로 취업의 기회만 주어진다면 일할 의사가 있다는 여성들이다. 향후 이들의 노동시장 진출은 현재의 인력난 해결에 원동력이 될 것으로 판단된다. 그러나 과연 이들 인력이 제조업, 특히 생산직으로의 직접적 진출이 가능할 것인지, 아니면 기타 산업에로의 진출로 단지 간접

적 효과에 그칠 것인지를 분석은 현시점에서 커다란 의미를 부여할 수 있을 것으로 본다.

김태홍 외(1995)에 의하면, 제조업의 심각한 인력부족과 여성 유희인력의 공존은 다음과 같은 공급과 수요측면의 원인에 기인하는 것으로 보고 있다. 공급측면에서 살펴보면 다음의 두 가지 원인이 있다. 첫째, 그 동안 가구소득의 증가는 여성의 경제활동 참가결정에서 소득효과가 대체효과보다 크게 나타난 것이고, 둘째 그들의 의중임금(reservation wage)이 시장임금(market wage)보다 훨씬 높다는 것이다. 수요측면에서의 원인을 보면, 우리 나라의 노동시장은 이중구조로 되어 있어, 인력난을 겪고 있는 중소기업은 임금지불 능력이 상대적으로 낮아 인력난이 더더욱 심각할 수밖에 없는 것이 사실이다.

본 논문에서는 이러한 노동시장의 특성을 감안하여 여성의 경제적 행태를 분석하고, 그들이 생산직에 노동을 공급할 수 있는지를 파악함으로써 제조업 인력난을 해결할 수 있는 방안을 찾아보고자 한다. 여성의 노동공급과 직업선택에 영향을 주는 주요 변수들을 인구학적 특성변수와 노동시장적 특성을 반영하는 임금변수를 매개로 하여 모형을 설정하고 추정함으로써 생산직에의 노동공급 가능성을 분석코자 한다.

III. 就業構造의 變化

여성의 경제활동참가율은 1965년 37.2%에서 1995년 48.3%로 지난 30년간 11.1% 포인트 증가하였고, 반면 남자의 경우는 동기간에 78.9%에서 76.5%로 오히려 2.4% 포인트 감소하였다(〈표 2〉 참조). 따라서 경제활동참가율의 성별차이도 1965년에 41.7% 포인트에서 1995년에 28.2% 포인트로 크게 축소되었다.

경제활동 인구 및 참가율의 증가뿐 아니라 산업별 여성의 취업구조도 상당히 변화하였다(〈표 3〉 참조). 여성 취업구조는 1970년 농림수산업에 57.3%이던 것이 1995년에 14.7%로 감소한 반면, 광업 및 제조업에서는 12.2%에서 21.4%로 증가하였고, 사회간접 및 기타 서비스에서는 30.6%에서 64.0%로 증가하였다. 따라서 여성의 취업구조는 지난 25년간 주로 1차 산업에서 2차 및 3차 산업으로 변모하였음을 나타내고 있다.

특이한 것은 광업 및 제조업에서 여성 취업자수와 구성비는 1990년에 정점

〈표 2〉 경제활동참가율의 변화: 1965-1995

(단위: %)

연도	여자	남자
1965	37.2	78.9
1970	39.3	77.9
1975	40.4	77.4
1980	42.8	76.4
1985	41.9	72.3
1990	47.0	73.9
1992	47.3	75.3
1995	48.3	76.5

자료: 통계청, 『경제활동인구조사보고서』, 각 연도.

〈표 3〉 산업별 여성취업자의 구성변화: 1970-1995

(단위: 천 명, %)

연도	농림수산업	광업, 제조업	사회간접 및 기타 서비스
1970	2,012(57.3)	428(12.2)	1,074(30.6)
1975	2,210(51.9)	740(17.4)	1,311(30.8)
1980	2,034(39.0)	1,166(22.3)	2,022(38.7)
1985	1,619(27.8)	1,356(23.5)	2,858(49.0)
1990	1,495(20.3)	2,081(28.2)	3,800(51.5)
1992	1,396(18.3)	1,936(25.3)	4,308(56.4)
1995	1,206(14.7)	1,758(21.4)	5,261(64.0)

자료: 〈표 2〉와 동일.

을 이루었다가 그 이후 점차 감소한 반면, 사회간접 및 기타 서비스에는 1970년 이후 지속적으로 증가하고 있음을 보여 주고 있다. 즉, 여성취업이 점점 더 서비스화하고 있다는 주장을 할 수 있는 것이다.

〈표 4〉에 의하여 여성취업의 구성을 직종별로 살펴보자. 농림어업종사자를 제외하고는 모든 직종에서 여성취업자의 구성비가 증가하였다. 1970년에는 판매직과 생산관련직에의 여성취업자수와 그 구성비가 전문기술직이나 사무직에 비해 상대적으로 컸지만, 1993년에는 각 직종에 여성이 비교적 고르게 분포되고 있음을 보여 주고 있다. 특히, 사무직과 서비스직에서 두드러진 여성취업의 증가를 볼 수 있고, 전문·기술·행정직에서도 2.4%에서 9.6%로 상승되어 여성취업이 근로조건면에서 상위직종화되고 있음을 나타내고 있다. 즉, 여성의 고학력화와 더불어 취업구조도 저임금의 직종에서 점차 고임금의 직종으로 상향 이동하고 있다고 볼 수 있는 것이다.

〈표 4〉 직종별 여성취업의 구성변화: 1970-1993

(단위: 천 명, %)

연도	전문, 기술, 행정 및 관리직	사무직	판매직	서비스직	농림어업 종사자	생산 및 관련노무직
1970	85(2.4)	77(2.2)	509(14.5)	349(9.9)	2,042(58.1)	453(12.9)
1975	87(2.0)	156(3.7)	620(14.6)	472(11.1)	2,212(51.9)	713(16.7)
1980	186(3.6)	415(7.9)	867(16.6)	626(12.0)	2,035(39.0)	1,095(21.0)
1985	317(5.4)	597(10.2)	1,070(18.3)	992(17.0)	1,611(27.6)	1,245(21.3)
1990	566(7.7)	939(12.7)	1,247(16.9)	1,230(16.7)	1,490(20.2)	1,904(25.8)
1992	729(9.5)	1,097(14.4)	1,332(17.4)	1,350(17.7)	1,392(18.2)	1,739(22.8)
1993	745(9.6)	1,188(15.4)	1,443(18.6)	1,453(18.8)	1,328(17.2)	1,581(20.4)

자료: 〈표 2〉와 동일.

〈표 5〉 직종·교육 정도별 여성취업의 구성변화: 1980-1993

(단위: 천 명, %)

	전체	전문·기술· 행정 및 관리직	사무직	판매직	서비스직	농림어업 종사자	생산 및 관련노무직
1980							
합계	5,217(100)	185(100)	415(100)	866(100)	625(100)	2,033(100)	1,093(100)
EDU1	4,334(83.0)	32(17.3)	50(12.0)	710(82.0)	541(86.6)	1,991(97.6)	1,005(91.9)
EDU2	753(14.4)	55(29.7)	348(83.9)	145(16.7)	81(13.0)	43(2.1)	84(7.7)
EDU3	130(2.5)	96(51.9)	17(4.1)	11(1.3)	3(0.5)	0(0.0)	3(0.3)
1990							
합계	7,343(100)	564(100)	937(100)	1,243(100)	1,223(100)	1,494(100)	1,882(100)
EDU1	4,456(60.7)	48(8.5)	43(4.6)	716(57.6)	839(68.6)	1,440(96.4)	1,370(72.8)
EDU2	2,281(31.1)	145(25.7)	764(81.5)	468(37.7)	359(29.4)	51(3.4)	494(26.2)
EDU3	604(8.2)	370(65.6)	129(13.8)	59(4.7)	25(2.0)	3(0.2)	18(1.0)
1993							
합계	7,710(100)	751(100)	1,195(100)	1,440(100)	1,450(100)	1,306(100)	1,568(100)
EDU1	3,973(51.5)	43(5.7)	59(4.9)	678(47.1)	896(61.8)	1,239(94.9)	1,058(67.5)
EDU2	2,865(37.2)	191(25.4)	934(78.2)	672(46.7)	508(35.1)	63(4.8)	497(31.7)
EDU3	872(11.3)	518(69.0)	202(16.9)	89(6.2)	45(3.1)	4(0.3)	14(0.9)

주: EDU1=중졸 이하, EDU2=고졸, EDU3=대졸 이상.

자료: 〈표 2〉와 동일.

〈표 5〉는 여성취업자의 교육수준별 구조변화를 보여 주고 있다. 전체적으로 중졸 이하는 1980년 83.0%에서 1993년 51.5%로 줄었고, 고졸과 대졸 이상은 같은 기간에 각각 14.4%와 2.5%에서 37.2%와 11.3%로 증가되어 전반적으로 여성취업구조의 고학력화현상을 보여 주고 있다. 학력별 분포를 직업 중 분류별로 세분해서 살펴보자. 전문·기술·관련직과 사무직에서 대졸 이상의 취

업자 비율이 크게 신장되어 전자는 51.9%에서 69.0%로, 후자는 4.1%에서 16.9%로 증대되었다. 그 밖에도 전직종에서 모두 여성취업자의 학력수준이 향상되고 있음을 알 수 있었다.

판매직과 서비스 직종에서는 고졸의 비율이 1980년에 각각 16.7%와 13.0%에서 1993년 46.7%와 35.1%로 상승하여 이 직종군에는 과거 중졸 이하에서 고졸로의 학력수준이 상향이동했음을 알 수 있었다. 생산관련 및 노무직의 취업구조는 다소 학력수준의 증가는 있지만 다른 직종에 비해 여전히 고졸 이하의 취업자가 분포되어 있었다. 즉, 1980년 이후 고학력화된 여성인력은 주로 비생산직종에 고용되어 있으며, 그 중 대졸은 전문·기술·관련직 및 사무직에의 취업비율이 높고, 고졸은 판매 및 서비스 직종에서 취업비율이 높은 특징을 찾을 수 있었다.

이와 같은 여성취업구조의 급격한 변화에 많은 요인이 영향을 주었으리라 본다. 본 연구는 개인 및 가구별 변화요인에서부터 직종별 임금이나 근로조건의 차이까지 중요한 변수를 고려하여 여성 인력의 직업선택에 미친 영향을 분석코자 한다. 현재 한국의 노동시장에서 인력난을 경험하고 있는 제조업 생산 관련 직종에 과연 여성인력의 노동공급이 가능한지를 분석함은 외국인력 도입의 현실을 고려할 때 시의적절한 분석으로 볼 수 있을 것이다.

IV. 經濟活動 參加와 職業選擇

1. 模型設定 및 推定方法

여성 인력의 노동공급행태를 분석키 위해 그들의 경제활동 참가와 직업선택을 동시에 고려하는 모형을 설정하였다. 먼저, 경제활동참가모형을 이분선택모형(binary choice model)으로 하여 식 (1)과 같이 하였다. 이 때 종속변수 P 는 개인의 경제활동 참가경향을 나타내는데, 실제 자료로는 참가하면 1이고, 비경제활동상태이면 0을 부여한다. 설명변수 W^m 과 W' 는 각각 시장임금(market offered wage)과 의증임금(reservation wage)을 나타내며, 만일 어떤 여성이 현재 근로를 하지 않는다고 하면 W^m 이 W' 보다 작다고 할 수 있으며, 여러 가지 여건이 변하여 전자가 후자보다 커질 때 근로자는 노동을 시장에 공급하게 되는 것이다.

식 (2)와 식 (3)은 각각 시장임금과 의중임금을 반영하는 방정식으로 이들을 동시에 고려함으로써 근로자의 경제활동참가 여부를 결정하는 식을 설정할 수 있을 것이다. 오차항 $\varepsilon_{0i} = (\varepsilon_{2i} - \varepsilon_{1i})$ 는 정규분포하며 평균은 0이고 분산은 σ_{0i} 으로 가정할 수 있다. 그렇다면, $\Phi(I) = (1/\sqrt{2\pi}) \int_{-\infty}^I e^{-t^2/2} dt$ 는 누적 확률을 나타내어 식 (1)에 확률을 나타내는 지수로 도입될 수 있다. 따라서 식 (1)은 축약된 이분변수 프로빗(reduced bivariate probit)모형이므로 최우법(maximum likelihood estimation: MLE)으로 추정될 수 있다.

$$\begin{aligned} P[=1] &= \text{prob}(W_i^m \geq W_i^r) = \text{prob}(\varepsilon_{2i} - \varepsilon_{1i} \leq Y_i\beta_1 - Z_i\beta_2) \\ &= \text{prob}(\varepsilon_{0i} \leq \sigma_{0i}I_i) = \Phi(I_i) \end{aligned} \quad (1)$$

$$\text{여기서, } \ln W_i^m = Y_i\beta_1 + \varepsilon_{1i} \quad (2)$$

$$\ln W_i^r = Z_i\beta_2 + \varepsilon_{2i} \quad (3)$$

Y 와 Z 는 각각 근로자의 시장임금과 의중임금을 설명하는 변수

둘째 단계에서 설정해야 할 모형은 근로자의 직업선택 모형이다. 본 연구에서는 식 (4)와 같이 설정하여 네 개의 직업군으로 대별하고 각각을 생산관련직종을 기준으로 하여 상대적 변수를 종속변수로 하였다. 네 개의 직업군은 전문·기술·관리직종, 사무직종, 판매 및 서비스 직종, 생산관련 직종으로 대별되었고, 각각의 직업선택확률은 P_{prof} , P_{cler} , P_{serv} , P_{prod} 으로 표시되었다. 각각의 확률 변수는 로지스틱(logistic) 분포를 하므로 식 (4)는 다항로짓모형(multinomial logit model)이 된다. 본 모형에 설명변수로 Heckman λ 와 서비스 직종과 생산직종의 임금격차를 $Wdiff_i = (\ln W_i^s - \ln W_i^{ns})$ 으로 추정하여 도입하였다. 전자는 표본으로 추정할 때 오차항의 편의(bias)를 제거한다는 의미에서 도입되었고, 후자는 여성의 직업선택에 직종 간 임금격차가 크게 영향을 미칠 것이라는 판단에서 도입되었다. 앞에서 설명하였듯이 여성취업구조의 서비스화라는 현실을 고려하여 판매 및 서비스 직종을 하나의 임금함수 (5)로 추정하고, 그 밖의 직종을 하나로 묶어 임금함수 (6)을 추정하였다. 추정 후 분석대상 여성 모두에게 네 개 직종별로 가상 임금을 계산하고 그로부터 개인별 임금차($Wdiff$)를 구하여 직업 선택 모형에 도입한 것이다.

$$\ln(P/P_{\text{prod}}) = X\delta_j + u_{ji} \quad (4)$$

여기서, $P_j = [\exp(X\delta_j) / (1 + \sum_{m=1}^3 \exp(X\delta_m))]$ 이고,

j 는 각각의 직종 *prof*, *cler*, *serv*을 의미한다.

$$P_{\text{prod}} = [1 / (1 + \sum_{m=1}^3 \exp(X\delta_m))],$$

$$m = 1 (= \text{cler}), 2 (= \text{serv}), 3 (= \text{prof})$$

$$\ln W_i^s = V_i \beta_l + \varepsilon_{li} \quad (5)$$

$$\ln W_i^{ns} = V_i \beta_m + \varepsilon_{mi} \quad (6)$$

$$Wdiff_i = (\ln W_i^s - \ln W_i^{ns}) \quad (7)$$

W^s, W^{ns} = 판매 및 서비스 직종과 기타 직종의 여성임금

V = 임금함수에 도입된 설명변수벡터

X = 직업선택모형에의 설명변수벡터

임금함수 (5)와 (6)은 표본선택편의(sample selection bias)의 문제를 내포하고 있다. 왜냐 하면, 추정에 사용되는 자료는 임금변수의 취득이 가능한 취업자만을 대상으로 하기 때문에 모집단을 대표하는 임의의 부분집단으로 보기 어렵고, 따라서 추정된 계수의 편의를 피할 수 없기 때문이다. 이러한 문제는 직업선택모형 (4)에서도 동일하다. 왜냐 하면, 종속변수 P 는 경제활동에 참가하고 있는 근로자에게만 국한되기 때문이다. 이와 같은 문제를 해결하기 위해 먼저 Heckman λ_w 를 추정식 (1)로부터 계산하게 된다. 그 다음 이 Heckman λ_w 를 식 (5)와 식 (6)에 도입하여 최소자승법(OLS)으로 임금함수를 추정하면 표본선택의 문제는 해결된다. 셋째 단계에서는 추정식 (5)와 (6)으로부터 계산된 $Wdiff$ 와 조정된 식(1)에서 추정된 또 다른 Heckman λ_0 을 직업선택모형 (4)에 도입하여 최우법(MLE)으로 추정하면 모든 계량 경제학적 문제가 해결될 수 있을 것이다. 본 논문은 이상의 삼단계 추정기법으로 여성의 경제활동 참가와 직업선택을 결합모형으로 추정함으로써 추정계수의 신뢰성을 극대화한 국내 최초의 연구로 평가될 것이다.

2. 資料 및 推定結果

본 연구에 사용된 자료는 1992년 한국여성개발원에서 실시한 제2차 여성취업실태조사의 원자료로 총 3,200가구를 임의로 추출하여 학생을 제외한 15세

이상의 모든 여성을 대상으로 한 것이다. 추정식에 사용된 변수를 요약하면 다음과 같다. 우선, $P=1$ 과 0 은 경제활동 참가와 비참가를 나타내고, $\ln W$ 는 근로자의 시간당 임금의 로그값을 의미한다.

설명변수로는 우선 교육수준별 더미(dummy)변수를 도입하였는데, $Dedu1$ 은 고졸자, $Dedu2$ 는 대졸자를 의미하는 변수이다. 응답자의 주거지역 더미($Dreg$)는 도시지역 거주자를 1 로 하고 그 밖의 경우를 0 으로 하였다. 비취업자라도 근로경력이 있는 여성과 없는 여성이 직면하는 취업기회에 차이가 있을 것으로 보고, 1 년 이상의 경력자를 1 로 하고 1 년 미만을 0 으로 하는 더미변수($Dexp$)를 도입하였다. 6 세 미만의 자녀를 둔 여성에 1 의 더미($Dch6$)와 기혼 여성에 1 의 더미($Dmar$)를 부여한 변수도 도입되었다. 그 밖에 가정에서 남편이 여성취업에 대하여 긍정적이면 1 의 더미($Hatt$)를 부여하고, 직업교육 및 훈련의 경험이 있으면 1 을 부여한 직/훈 더미($DHvoc$)도 도입되었다. 연속변수로는 연령(Age), 연령의 제곱($Agesq$), 경력(Exp), 경력의 제곱($Expsq$)과 기타 가구원소득의 로그값(Lny)을 설명변수로 도입하였다.

〈표 6〉은 여성의 경제활동 참가 프로빗모형의 추정결과이다. 앞의 식 (1), (2), (3)에서 설명하였듯이 근로자의 경제활동 참가는 시장임금과 의중임금의 차이로 결정되는데, 실제로 그들의 자료가 없으므로 다음의 설명변수들을 대리변수로 도입하게 된다(Killingsworth(1983) 참조). 즉, 시장임금의 설명변수로 교육더미, 경력연수 및 경력연수의 제곱과 의중임금의 설명변수로 교육더미, 연령, 취학 전 자녀수, 결혼상태, 여성근로에 대한 남편의 태도, 및 기타 가구원의 소득을 도입하였다.¹⁾ 시장임금의 설명변수인 경력연수의 계수는 통계적으로 유의하게 추정되었다. 이는 경력이 많을수록 경제활동 참가경향이 크고, 그들이 시장에서 상대적으로 높은 임금을 받을 수 있기 때문으로 본다.

교육변수의 통계적 유의성은 낮았다. 왜냐 하면, 교육정도는 노동시장에서 높은 시장임금으로 경제활동 참가를 촉진시키는 효과와 높은 의중임금의 결정요인으로 경제활동 참가를 둔화시키는 상반된 효과로 작용하기 때문이다. 기타 가구원의 소득은 여성의 경제활동 참가에 음(-)의 효과로 작용하고, 6 세 이하 취학 전 어린이를 가진 기혼 여성도 상대적으로 경제활동참가에 음(-)의 효과로 작용하고 있음을 알 수 있다.

1) 여기서, 임금함수는 Mincer(1974)의 모형으로 교육, 경력 및 경력의 제곱이 중요한 설명변수이다. 의중임금함수의 변수에 관하여는 Bauer・Shin(1987)을 참조하기 바란다.

〈표 6〉 경제활동 참가모형의 추정결과

변수	추정계수	t-값
Constant	4.5859***	(20.76)
Dedu1	-0.0324	(-0.724)
Dedu2	0.0314	(0.702)
Age	-0.0123***	(-2.726)
Exp	0.1106***	(11.320)
Expsq	-0.0015***	(-6.404)
Dch6	-0.2926***	(-3.716)
Dmar	-2.2359***	(-16.06)
Hatt	0.0021***	(26.92)
Lnny	-0.1151***	(-11.654)
Dreg	-0.3304***	(-3.359)
Log-Likelihood = -1059.169,		표본수 = 3,032

주: 1) 괄호 안의 수는 t값임.

2) ***는 1%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

또한 기혼여성이 미혼여성보다 경제활동 참가에 음(-)의 효과로 나타나고 있어, 여성에게는 결혼 여부나 가정 내 취학 전 아동의 유무가 경제활동 참가에 큰 영향을 미치고 있는 것으로 볼 수 있다. 따라서 기혼여성의 노동공급을 촉진하기 위해서는 보육시설의 확대나 보육비에 대한 세제 혜택 등 다양한 방법을 모색하여 그들의 유보임금을 낮추도록 하는 정책이 필요할 것이다.

여성 경제활동에 대한 남편 또는 가족의 태도도 중요한 역할을 한다. 긍정적으로 보는 가정의 여성이 경제활동 참가에 적극적임을 보여 주고 있다. 마지막으로, 노동의 수요대리변수인 여성인력의 거주지변수는 통계적으로 유의한 음의 계수로 추정되었다. 농촌지역 거주자의 경제활동 참가가 높다는 것인데, 아무래도 농촌에서 단순직에의 취업기회나 무급가족종사자나 소규모 자영업자로서 취업할 수 있는 기회가 많다는 증거일 것이다.

〈표 7〉은 표본선택 오차항을 도입하여 추정한 직업선택의 다항로짓(multinomial logit)모형의 추정결과이다. 첫째 단계에서, 사무관련 및 서비스직(service sectors)과 생산관련직(non-service sectors)의 임금차이가 여성의 직업선택에서 중요한 역할을 할 것으로 보아 먼저 두 직군의 임금함수를 추정하였다. 추정결과를 이용하여 개별 근로자들의 가상적 임금차이를 계산한 다음 직업선택모형에 하나의 설명변수로 도입하였다. 고전적 경제이론에 의하면 부문 간 임금격차가 노동이동에 지대한 영향을 미치는 것으로 보아, 임금변수를

〈표 7〉 직업선택모형의 추정결과

종속변수	$(P_{\text{prof}}/P_{\text{prod}})$	$(P_{\text{cler}}/P_{\text{prod}})$	$(P_{\text{serv}}/P_{\text{prod}})$
상수	-3.5937***(-2.845)	2.0714 (1.195)	-2.9685***(-4.010)
Dedu1	3.8561*** (4.018)	3.6872*** (2.616)	1.3488*** (2.436)
Dedu2	7.5462*** (9.207)	6.9529*** (5.615)	1.9216*** (3.704)
Age	0.0058 (0.150)	-0.1791***(-3.225)	0.0769*** (5.594)
Dexp	0.1270*** (2.909)	0.2181*** (3.499)	-0.0159 (-0.310)
DHvoc	-0.0013** (-1.847)	-0.0017** (-1.956)	-0.0002 (-0.384)
Dreg	-1.5384***(-2.604)	-1.2315***(-4.973)	-0.2812 (-0.890)
Dmar	-1.8610***(-3.387)	-2.3561***(-4.973)	-0.1037 (-0.306)
Wdiff	0.9586*** (3.131)	0.0127** (2.051)	-0.0385 (-0.227)
λ_0	-0.4778 (-0.772)	0.3596 (0.624)	-0.2184 (-0.842)
Log-Likelihood = -674.3942,		표본수 = 827	

주: 1) 괄호 안의 수는 t 값임.

2) ***와 ** 는 각각 1%와 5%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

노동공급의 시장적 중요요인으로 도입하게 된 것이다. 추정된 임금함수의 결과는 부록에 제시하였다.

추정결과에 의하면, 교육 정도를 나타내는 더미변수는 모두 1% 이상에서 유의적이었으며, 이는 교육수준별로 직업선택에 뚜렷한 차이를 보이고 있다는 것이다. 즉, 고학력일수록 생산직에 비해 전문기술직, 사무직 및 서비스직에의 직업선택 가능성이 높은 것으로 나타났다. 따라서 현재 한국 여성인력의 고학력화는 생산직이 주로 분포되어 있는 제조업에의 인력공급에 어려움을 가중시킬 것으로 평가된다. 실업계 고교출신의 여성에 부여된 더미변수(DHvoc)는 음(-)의 계수로 추정되어 다른 직종보다 생산직의 선택가능성이 높다고 볼 수 있다. 그러나 셋째 방정식에서의 통계적 유의성이 없는 것은 상고출신과 농공고출신의 서로 다른 직종선택행태를 본 변수에 반영하지 못한 결과로 보인다.

과거 취업경력(Dexp) 추정계수는 첫째와 둘째 방정식에서 양(+)의 값이며 통계적으로 유의하였다. 이는 취업경력이 있는 근로자는 생산직보다 전문기술직이나 사무직의 직업을 갖기 원하는 것으로 볼 수 있다. 셋째 방정식에서 연령과 교육더미에서만 유의적인 계수가 추정된 것은 교육수준이 높고 연령이 많은 근로자가 서비스직에의 직업선택 가능성이 높은 것으로 해석될 수 있다. 결혼상태를 나타내는 변수에서는 첫째와 둘째 식에서 통계적으로 유의한 음의 계수가 추정되었다. 미혼여성이 여전히 생산직에의 직업선택 가능성이 높다고 볼

수 있다.

추정된 임금차이($Wdiff$)의 변수는 첫째 식에서 1% 수준에서 유의하였고, 둘째와 셋째 식에서는 유의성이 낮고 계수값도 작게 나타났다. 이는 전문기술직에서는 생산직과의 임금차이($Wdiff$)가 직업 선택에 영향을 미쳤고, 사무직이나 서비스직에서는 그러한 임금차이가 별 영향을 미치지 못하고 있음을 반영하는 것이다.

위의 결과에서 중요한 점을 요약하면 다음과 같다. 우리 나라 여성인력의 직업선택은 시장적 요인으로 집약될 수 있는 임금의 부문 간 차이보다 개인의 속성차이와 교육수준이 가장 중요한 요인으로 분석되었으며, 그밖에 결혼상태나 연령 및 거주지역에서의 노동수요도 중요한 변수로 작용하고 있었다. 이러한 결과에 비추어 볼 때, 그동안 꾸준히 진행되어 온 여성의 고학력화와 유희노동력의 대부분이 기혼여성 임을 감안할 때 제조업 생산관련직종에의 여성 노동공급 가능성은 크지 않다고 볼 수 있다.

V. 結論 및 政策的 示唆點

지난 30년간 한국은 급속한 경제성장과 더불어 여성 경제활동 참가의 증가와 취업구조의 변화를 경험하였다. 특히 최근에는 여성의 취업구조가 주로 비생산직에 집중되고 산업현장에서는 생산직 인력난으로 많은 어려움을 겪고 있는 실정이다. 또한 여성의 고학력화는 취업난으로 이어져 노동시장 내 인력난과 구인난의 상존으로 구조적 문제를 안고 있는 실정이다. 임금측면에서는 제조업 생산직이 기타 산업의 사무관련직 및 서비스직에 비해 낮고 근무조건도 열악한 것으로 나타나 향후 더 많은 개선이 요구된다고 할 수 있다.

이러한 제조업 내 생산관련직에서 경험하고 있는 인력난의 문제가 노동공급의 잠재력을 가진 여성인력을 흡수할 수 있을는지 그들의 경제활동 참가와 직업선택의 행태를 분석하고 정책적 시사점을 찾아 제시하는 것이 본 연구의 목적이다. 그 동안 많은 연구들이 경제활동 참가와 직업선택의 결합적 모형을 채택하고 있지 않아 모형추정에 많은 문제점을 내포하고 있었지만, 본 연구에서는 이러한 문제점을 해결하였다. 또한, 표본선택의 오류를 제거하는 Heckman의 추정변수도 도입하였다.

본 연구에서는 경제활동 참가와 직업선택의 결정요인으로 각각 모형에 시장

적 요인과 근로자 개인의 인구학적 요인으로 구분할 수 있는 관련변수들을 도입하여 그들의 효과를 분석하였다. 먼저 경제활동 참가모형분석에서 인구학적 변수로 도입된 6세 이하 자녀의 유무, 결혼상태 등이 중요한 변수이었고, 기타 가구원(주로 남편)의 소득도 높을수록 경제활동 참가를 둔화시키는 중요한 요인으로 추정되었다. 이는 6세 이하의 자녀를 둔 기혼여성의 경우 가사부담이 크고, 이론적으로는 의증임금이 높아 그들의 경제활동 참가는 낮은 것으로 해석될 수 있다.

직업선택모형에서 시장적 요인의 대리변수로 직종 간 임금격차와 지역더미변수를 도입하였고, 인구학적 대리변수로는 교육수준, 결혼상태 및 연령변수 등이 도입되었다. 추정계수들의 통계적 유의성에 비추어 볼 때, 여성의 직업선택은 부문 간 임금차이보다 교육수준이나 결혼상태 등 인구학적 변수의 영향이 큰 것으로 나타났다. 주로 낮은 교육수준의 미혼 여성인력이 생산직의 직업선택 가능성이 높게 나타나고 있어 현재 우리 나라의 풍부한 유휴인력으로 꼽히고 있는 고학력 기혼여성을 생산직에서 흡수한다는 것은 쉽지 않을 전망이다.

연구결과를 토대로 정책적 시사점을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 젊은 미혼 여성으로 하여금 생산직에의 노동공급을 촉진하려면, 우선 그들에게 적합한 실업계 고교교육의 활성화와 사회적 수요가 있는 직업의 훈련체계를 확립하여야 한다. 즉, 여학생 중심의 공업계(전기, 전자 등) 고교 교육기관의 설립이나 그들에 적합한 공공 직업훈련의 활성화를 통하여 취업이나 취업 후 좋은 근로조건이 보장될 수 있도록 해야 한다.

둘째, 기혼여성을 대상으로 한 정부의 정책은 출산휴가 및 육아휴직, 직장보육시설의 설치에 대한 지원 등 주로 일반적으로 여성의 경제활동 참가를 촉진시키는 것에 국한되고 있는 것이 현실이다(최강식 외(1997), pp. 60-92 참조). 그러나 이는 사무 및 관련직종이나 서비스 직종에의 노동공급을 촉진시켜 오히려 실업문제를 더 크게 야기시킬 수 있다.

따라서 정부의 정책은 그들의 경제활동 참가뿐 아니라 직업선택의 행태를 동시에 고려한 정책으로 전환되어야 한다. 예를 들면, 현재 주거 밀집지역 중심으로 확대되고 있는 공공 및 민간보육시설(예를 들면, 구립 어린이집 등)의 설립을 직장단위에서 좀더 활성화될 수 있도록 해야 할 것이고, 또한 사무직 중심의 직장에서 보다는 제조업이나 생산직 중심의 직장이나 그들의 밀집 지역에 보육시설이 좀더 많이 설립될 수 있도록 정책적으로 지원이 있어야 할 것이다.

셋째, 특별히 보육시설을 이용하는 생산관련직 종사자에게는 근로소득세 공제와 같은 직접적 세제혜택을 주는 정책도 필요하다. 이는 이 부문에 노동공급을 촉진시킬 뿐 아니라 저임금의 생산직 근로자에게 소득분배의 효과도 기대할 수 있을 것으로 본다.

參 考 文 獻

1. 구성렬, 『인구경제론』, 박영사, 1996.
2. 김재원, “인력수급 불균형의 원인과 인력수급 정책의 기본방향,” 『노동경제논집』, 제18권 제1호, 한국노동경제학회, 1995.
3. 김태홍, “모성보호비용의 고용효과,” 『한국경제연구』, 제21-1권, 성균관대학교 산업연구원, 1994.
4. 김태홍·김재원, 『고학력 여성인력의 양성과 활용방향』, 한국여성연구원, 1995.
5. 김수곤·심경옥, 『여성의 경제활동참가 요인 분석』, 한국개발연구원, 1984.
6. 신영수, 『여성노동시장의 중장기 전망과 과제』, 한국노동연구원, 1991.
7. _____, “취업 전후 직업훈련 이수와 성별임금격차 완화,” 『노동경제논집』, 제19권 제1호, 한국노동경제학회, 1996, pp. 53-68.
8. 통계청, 『고용구조 조사 보고서』, 1993.
9. 최강식·정진화, 『여성잠재인력의 활용방안』, 정책연구 97-12, 한국노동연구원, 1997.
10. Aslanbeigui, N., S. Pressman, and G. Summerfield, *Women in the Age of Economic Transformation*, New York: Routledge, 1994.
11. Bai, M. K. and W. H. Cho, *Women's Wages and Employment in Korea*, Seoul National University Press, 1995.
12. Bauer J. and Y. S. Shin, *Female Labor Force Participation and Wages in the Republic of Korea*, EWPI Working Paper 54, East-West Center, Honolulu, Hawaii: 1987.
13. Dolton P. J. and G. H. Makepeace, “Female Labor Force Participation and the Choice of Occupation: the supply of teachers,”

- European Economic Review* 37, North-Holland, 1993, pp.1393-1411.
14. Heckman, J., "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica* 47, 1974, pp.153-161.
15. Heerink, N., *Population Growth, Income Distribution, and Economic Development*, Berlin, Germany: Springer-Verlag, 1994.
16. Killingsworth, Mark R., *Labor Supply*, Cambridge University Press, 1983.
17. Kim, Il-Hyun, "Demographic Transition in Korea," in East West Population Institute, Korea Women Development Institute, Korea Institute for Health, and Social Affairs, *Population and Family Planning in Korea*, 1992.
18. Lee, B. S., *Sex Differential in Labor Force Participation in Korea*, KDI Working Paper No. 9304, Seoul Korea, 1993.
19. Lewis, W. A., "Economic Development with Unlimited Supplies of Labor," *Manchester School of Economics and Social Studies*, Vol. 22, May 1954, pp. 139-191.
20. Mincer, J., *Schooling, Experience, and Earnings*, Columbia Univ. Press, 1974.
21. Oaxaca, Ronald L., "Male-Female Wage Differentials in Labor Markets," *International Economic Review* 3, October, 1973, pp. 693-709.
22. Polachek, S. W., "Occupational Self-Selection A Human Capital Approach to Sex Differences in Occupational Structure," *The Review Of Economics and Statistics*, Vol. 63, 1981, pp. 60-69.
23. Schmidt, P. and R. P. Strauss, "The Prediction of Occupation using Multitple Logit Models," *International Economic Review* 2 (June), 1975, pp.471-486.

〈 부 록 〉

〈부표〉 산업별 임금함수의 추정결과

	전 직 종	서비스직	생산관련직
상수	6.7388*** (52.84)	6.8548*** (42.08)	7.0484*** (36.36)
Dedu1	0.4202*** (6.858)	0.4286*** (5.314)	0.2112*** (2.385)
Dedu2	0.9999*** (13.789)	0.9354*** (10.841)	0.3785*** (2.367)
Age	0.0086*** (2.369)	0.0018 (0.386)	0.0072 (1.347)
Exp	0.0355*** (3.977)	0.0255*** (2.4200)	0.0438*** (3.096)
Expsq	-0.0010*** (-4.794)	-0.0008*** (-3.499)	-0.0010*** (-3.088)
Dreg	0.1660** (2.082)	0.2106** (2.263)	0.175 (1.337)
Dmar	-0.084 (-1.149)	0.2970*** (3.318)	-0.5868*** (-5.300)
λw	-0.1371** (-1.865)	-0.0908 (-1.037)	-0.1659 (-1.456)
R-squared	0.2294	0.2787	0.1781
표본 수	829	495	335

주: 1) 서비스직은 사회간접 및 기타 서비스직 의미.

2) 괄호 내의 수는 t 값임.

3) ***, **는 각각 1%와 5%에서 통계적으로 유의함을 나타냄.