

직종특성과 성별 직종분리 : 미국 노동시장의 사례를 중심으로

황수경*

최근 미국에서의 성별 직종분리의 추이는 과밀가설이라는 기존의 이론적 틀로는 설명될 수 없는 다원적인 양태를 보이고 있다. 이 글에서는 성별 직종분리의 최근 추이에서 나타난 몇가지 의문점들을 살펴보고 이를 종합적으로 설명할 수 있는 새로운 분석시각에 대해 논의한다. 이 글은 성별 직종분리를 직종특성(job characteristics)에 대한 선택모형으로 접근한다. 이로부터 얻어진 직접선택확률이 임금함수의 선택편의를 보정하는 데 사용되는 결합추정방법이 제시된다. 실증분석에는 미국의 인구조사(Current Population Surveys)와 직업사전(Dictionary of Occupational Titles)이 사용된다.

핵심용어: 성별 직종분리, 사회적 성이론, 성-가치 분리가설, 직종특성, 조건부 로짓모형

I. 머리말

성별 직종분리(occupational segregation)는 오랫동안 노동경제학의 핵심 주제가 되어왔음에도 불구하고 그 원인이나 임금효과와 관련하여 여전히 해명되지 않은 연구과제로 남아 있다. 성별 직종분리가 노동시장 연구자들에게 중요한 의미를 가져왔던 가장 큰 이유는 그것이 여성근로자의 임금 및 노동시장에서의 여성의 상대적 지위에 미치는 부정적 영향에서 비롯된다. 일반적으로 여성이 집중된 직종은 남성이 집중된 직종에 비해 수적으로도 소수일 뿐 아니라 상대적으로 낮은 임금을 제공하고 직업안정성

투고일: 10월 31일, 심사의뢰일: 11월 5일, 심사완료일 11월 15일.

* 한국노동연구원 부연구위원(skhwang@kli.re.kr)

도 떨어지는 하위 직종이라는 사실에 기초하여, 성별 직종분리가 노동시장에서의 여성의 지위 향상에 가장 큰 걸림돌이라는 것이 연구자들 사이에 통념으로 굳어져 왔다. 이 글은 성별 직종분리에 관한 종래의 시각에 몇 가지 문제점을 제기하고자 한다.

이 글은 성별 직종분리를 직종특성(job characteristics)에 대한 선택모형으로 접근한다. 우선 제Ⅱ장에서는 성별 직종분리의 최근 추이에서 나타난 몇 가지 의문점들을 살펴보고 이를 정합적으로 설명할 수 있는 새로운 분석시각에 대해 논의한다. 제Ⅲ장에서는 실증분석에 사용된 자료를 설명하고 직종자료를 이용하여 이른바 여성직종과 남성직종 간의 직종특성에 있어서의 차이와 임금과의 관련성을 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 직종특성에 대한 직종선택모형을 제시하고 개인자료를 이용한 실증분석 결과를 보고한다. 마지막으로 맺음말에서는 이 글에서의 분석이 가지는 함의와 정책적 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 성별 직종분리의 추이와 분석시각

1. 성별 직종분리의 추이

노동시장에서 여성이 소수의 특정 직종에 집중되는 현상은 비단 우리 나라만에 국한되는 것은 아니다. Anker(1997)는 성별 직종분리가 미국, 유럽을 비롯한 전세계 모든 경제사회집단 안에서 매우 광범위하게 발생하는 현상임을 실증적으로 분석하고 있다.

직종분포에 있어서의 성별 차이의 원인과 그 변화 패턴에 관해서도 많은 연구논문들이 제출되고 있다. 대부분의 연구 결과에 따르면 여성의 경제활동참가가 보편화됨에 따라 전반적으로 성별 직종분리가 감소하고 있는 추세를 보이는 것으로 나타난다. 그러나 그 변화의 이면을 구체적으로 살펴보면 성별 직종분리의 추세가 균일한 경로로 움직이는 것만은 아니다. 최근 성별 직종분리의 추이는 기존의 제반 이론들로는 설명될 수 없는 다원적인 양태를 보이고 있다. 미국의 경우 성별 직종분리를 측정하는 상이지수(Index of dissimilarity)¹⁾는 1970년 67.6, 1980년 59.3, 1990년 53.0으로 꾸준

0) 던컨지수(Duncan Index)라고도 불리는 相異지수는 가장 빈번하게 사용되는 성별 직종분리의 지표이다. 이 지수는 남성과 동일한 직종분포를 갖기 위해 직종을 바꿔야 하는 여성의 비율을 측정한다. 相異지수(D)의 공식은 다음과 같다.

한 감소세를 보이고 있다(Blau, Simpson, & Anderson, 1998).²⁾ 그러나 이러한 전반적인 감소세에도 불구하고 세부적으로는 직종분리를 온존시키는 다양한 동력이 함께 존재한다.

첫째, 많은 여성들이 예전에는 남성에 의해 전유되던 고숙련□고임금 직종에 진출하였지만, 이러한 직종의 일부에 여성의 진출이 다시 집중됨에 따라 이들 직종이 혼성직종(integrated occupation)이 되기보다는 단순히 남성직종(male-dominated occupation)에서 여성직종(female-dominated occupation)으로 자리만 뒤바꿈하는 현상이 나타나고 있다. 이에 최근 많은 연구들이 이러한 직종의 재분리(resegregation) 혹은 여성화(feminization)에 초점을 맞추고 있다(Reskin & Roo, 1990; Hakim, 1996; Jacobs, 1995).

둘째, 1970년대 이후 전문직과 사무직에서는 여성의 진출이 두드러지고 성별 직종분리가 크게 개선된 반면, 생산직의 경우에 한정하면 성별 직종분리는 같은 기간 중 변화가 없거나 오히려 다소 심화된 것으로 나타난다(Watts, 1995).

셋째, 동질적인 교육그룹 내에서 살펴보면 전반적인 추세와는 달리 1970년대에 비해 1980년대에 성별 직종분리가 더욱 확대되었다는 주장도 제기되고 있다(Spriggs & Williams, 1996). 특히 고학력층 여성일수록 일부 직종에의 집중현상이 더욱 뚜렷한 것으로 나타난다.

결국 이러한 다양한 동학들이 1980년대 후반 성별 직종분리의 완화세가 1970년대나 1980년대 초반에 비해 상대적으로 더디게 한 주요한 요인들이었던 것으로 보인다. 한 실증분석에 따르면 1990년대 이후 성별 직종분리의 감소세는 더욱 둔화되어 상이지수는 1990년 56.4에서 1997년 53.9로 감소하는 데 그친 것으로 분석되고 있다(Wells, 1999).

그렇다면 노동시장에서의 여성의 지위를 보여주는 보다 직접적인 지표인 여성근로자의 임금은 지난 20년간 어떻게 변해 왔는가? 남성근로자 대비 여성근로자의 상대임금은 1970년대 중반 이후 꾸준히 향상되어 1978년과 1999년 사이에 정규직 여성근로자의 임금은 남성근로자 대비 61%에서 76.5%로 크게 증가하였다. 특히 핵심노동연령층인 35~44세의 경우 여성의 상대임금은 1978년 0.589, 1988년 0.647, 1998년 0.716으로 현격한 증가를 보이고 있다(Blau & Kahn, 2000). 1980년대에 걸쳐서 이루어진

$$D = \frac{1}{2} \sum_i |m_i - f_i|$$

여기서 m_i 와 f_i 는 직종 i 에서 전체근로자중 남성근로자 비율과 여성근로자 비율을 각각 의미한다.

2) Blau, Simpson, & Anderson(1998)과 다른 자료를 사용하고 있는 Jacobson(1994)의 분석에서는 相異지수가 1970, 1980, 1990년에 각각 62, 55, 51로 측정되었다.

성별 임금격차의 축소는 경력에 대한 수익률 차이 등 성별 특수요인에서의 향상을 능가하는 수준이었다고 분석되고 있다(O'Neill & Polachek, 1993). 더욱이 1980년대 이후가 미국 사회에서 소득불평등이 전반적으로 심화되었던 시기였음을 감안하면 성별 임금격차의 축소는 하나의 패러독스로 일컬어지기도 한다. 전반적인 소득불평등의 확대 가운데 이루어진 성별 임금격차의 축소가 제1의 패러독스라면 1980년대 후반 이후 성별 직종분리 완화세가 둔화되고 있는 가운데에서도 성별 임금격차의 꾸준한 감소세가 이어지고 있는 것은 제2의 패러독스라 할 만하다.

이상을 종합하면 두 가지의 문제 제기가 가능하다. 첫째, 성별 직종분리 현상은 전반적인 완화추세를 보이는 가운데에서도 상당한 완고함을 보이고 있다는 것이다. 미국에서 1970년대 후반 이후 노동시장에서의 성 차별적 관행에 대한 제도적 정비가 상당한 정도의 진전이 있었음을 감안하면, 성별 직종분리는 산업화 초기, 즉 여성의 노동시장 진출이 일정 정도 제약받는 시기에 노동시장에서의 차별에서 비롯되는 과도적 현상으로만 보기 어렵다는 것이다. 둘째, 성별 직종분리가 성별 임금격차의 주된 원인이라는 단선적인 시각에서 출발하고 있는 기존 이론들의 한계를 지적할 수 있다. 바꿔 말하면 여성 직종이 노동시장에서 반드시 저숙련□저임금의 하위직종인 것은 아니며, 또한 성별 직종분리가 반드시 성별 임금격차를 확대시키는 방향으로 작용하는 것도 아닐 수 있다는 것이다. 고임금 여성직종³⁾에 종사하는 여성노동자의 비율이 1983년에 2.5%에서 1998년 28%로 급증한 것도 이를 뒷받침한다(Hwang, 2001).

2. 성정체성(gender identity)과 성별 직종분리

사회적 성이론(gender theory)은 성별 직종분리를 다른 시각에서 이해할 수 있게 하는 새로운 분석틀을 제시한다. 이 이론은 여성들이 집중된 직종에서의 직무 및 작업방식의 특징들이 사회적으로 부여된 전형적인 여성 성(性)과 매우 닮아 있다는 데 주목한다(Anker, 1998). 예를 들면, 여성직종은 노약자나 병자들을 돌보는 일, 가사노동과 유사한 작업, 육체적 부담이나 위험이 덜한 작업, 시간 사용이 비교적 자유로운 작업 등 여성의 일반적인 스테레오 타입과 유사한 직무 내용을 주로 하는 직종이라는 것이다. 성별 스테레오 타입이라는 것이 사회 내에서의 성별 역할 구분(gender role)이나 그로 인해 형성된 성 정체성(gender identity)에 의해 구조화된 것이기 때문에, 이 경우 성별 직종분리는 노동시장 내에서의 문제라기보다는 노동시장 외적인 요소가 더욱

3) 고임금 직종은 그 직종의 평균임금이 전직종 평균임금의 상위 사분위수(Q3)를 초과하는 직종으로 구분되며, 고임금 여성직종은 그 중 여성근로자 비율이 전체 노동력에서의 여성비율을 5% 이상 상회하는 직종을 말한다.

크게 작용하는 것으로 파악될 수 있다. 보다 구체적으로는 노동시장의 틀 내에서의 수요와 공급 간의 작용뿐만 아니라 노동시장 이전의 요소들이 중요한 작용을 하고 있다는 것이다.

성별 스테레오 타입 혹은 성 정체성은 경제 주체로 하여금 그와 유사한 직무내용을 갖는 작업에서 여성의 취업을 장려하고 그와 다른 작업에서 여성의 진출을 부적절한 것으로 간주하도록 하는 역할을 한다. 성별 스테레오 타입이 직업능력과 직접 관련이 없는 편견에서 비롯된 것이라면 그로 인한 차이는 ‘차별(discrimination)’로 규정된다.⁴⁾ 그러나 구조화된 성 정체성에 의해 직업능력과 직·간접으로 관련을 맺고 있다면 성별 직종분리는 주어진 조건하에서 개별 경제 주체들의 합리적 선택의 결과일 수 있다.

실상 여성과 남성은 정규 및 비정규의 교육과정을 거치면서 전형적인 여성상과 남성상에 부합하는 성 정체성을 가진 인간으로 길러지며, 이 과정에서 특정한 유형의 숙련에 유리한 자질(이하 숙련자원)을 습득하게 된다. 노동시장에서의 직종의 선택과 밀접한 관련을 갖는 대학에서의 전공분야를 살펴봐도 성별로 현격한 차이를 보이고 있음을 확인할 수 있다(Borghans & Groot, 1999). 이로 인해 평균적인 의미에서 성별로 상이한 숙련자원을 가지고 노동시장에 진입하게 되는 것이 일반적이다. 성별 직종분리를 논의할 때, 이러한 노동시장 진입 이전의 조건을 고려하지 않고 노동시장에서 나타난 결과만을 분석의 대상으로 하는 것은 그 자체로 한계를 지닐 수밖에 없다.

3. 성(gender)과 가치(value)의 분리

분석에 앞서 과연 어떤 직종이 여성직종인가 하는 점을 짚고 넘어갈 필요가 있다. 여성직종을 정의하기 위해 흔히 사용되는 지표가 직종 내에서의 여성근로자 비율(Percentage Female: PF)이다.⁵⁾ 여성직종이 주변적이고 저가치 직종이라는 인식은 이른바 PF와 임금 간의 반비례 관계로 확립되어 있다.⁶⁾ 이를 설명하기 위해 여성이 상대적으로 시간 선호도가 높아 인적자본에 대한 투자를 덜한다는 점(인적자본론의 접근

4) 동일한 생산성을 갖는 두 개인에 대해 성, 인종, 종교 등을 이유로 노동시장에서 다르게 처우하는 것을 ‘차별’이라 한다(Becker, 1968).

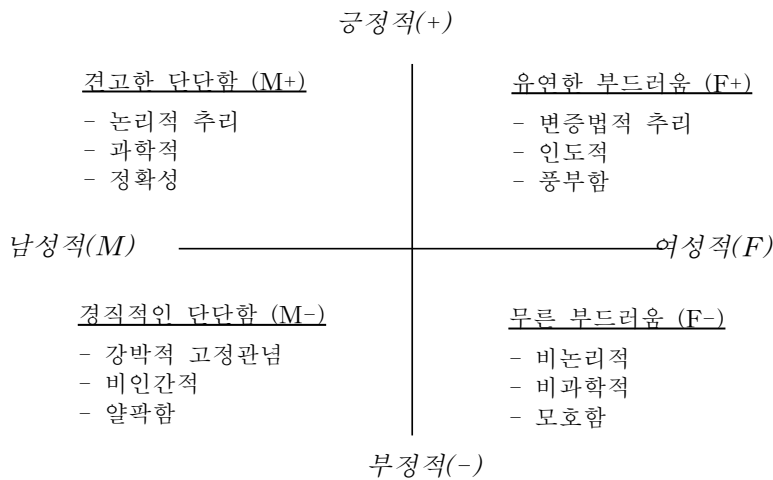
5) 직종 내 여성근로자 비율(PF)은 *Monthly Labor Review*에 발표된 Fuchs(1974)에서 최초로 사용된 후 Bergman(1974) 등 과밀가설(Crowding Hypothesis) 주장자들에 의해 주로 채택되어졌다.

6) Killingsworth(1987)는 노동시장에서의 여성의 불리한 지위를 다음과 같은 세 가지 사실로 정형화했다. 다른 조건이 동일하다면, 첫째, 여성은 주어진 직종에서 남성보다 낮은 임금을 받는다, 둘째, 성별 임금격차는 여성직종에서 상대적으로 적다, 셋째, 여성근로자 비율이 큰 직종일수록 직종의 평균임금이 낮다. 세 번째 사실이 PF-임금의 반비례관계(negative PF-wage relationship)로 일컬어진다.

방식), 임금보다는 작업이나 직장에 대한 귀속감이 덜 요구되는 등의 비금전적 보상을 선호한다는 점(Hedonic 임금론의 접근방식) 등이 주된 설명요인으로 지적되어 왔다.

그러나 PF - 임금 간의 반비례 관계에 대한 천착은 부지불식간에 여성직종에 대한 편협한 시각을 양산한다.7) PF는 성별로 차이를 보이는 다양한 직종특성이 집합된 결과로서 나타난 직종특성의 일차원적 지표이다. 다차원적인 직종특성을 일차원적 지표로 통합하는 과정에서 여성 성의 시장가치에 대해 과도한 단순화가 불가피하다.

[그림 1] 성(gender)과 가치(value)의 두 차원



자료 : Nelson(1992)의 111~114쪽으로부터 재구성함.

테일러주의의 산업화 과정에서 여성적 특성은 집합적으로 노동시장에 부적합한 것으로 치부될 수 있었다. 특히 여성의 시간에 대한 선호가 남성에 비해 크게 높다는 것은 테일러주의하의 노동시장에서 치명적인 약점으로 부각된다. 그러나 사회가 다원화되고 산업이 소프트화됨에 따라 여성 성이 반드시 노동시장에 부적합한 것은 아니라는 성-가치 분리가설이 설득력 있게 제기된다(Nelson, 1992). 이에 따르면 여성 성과 직무의 가치는 서로 독립적인 두 축으로 이해될 수 있고8) 그 두 축에 의해 네 개의 사분면이 만들어질 수 있다. 이를 도식화하면 [그림 1]과 같다.

7) 더욱이 Hwang(2001)은 직종특성을 고려하고 난 후 PF-임금 간에는 반비례 관계가 아닌 역U자형 관계가 존재한다고 분석하였다.

8) Anker(1998) 역시 여성의 스테레오 타입을 장단점으로 구분하여 각각의 요소가 성별 직종분리에 어떤 영향을 미치는지를 분석하였다(p.23).

위의 도식을 노동시장에 적용하면, 각각의 사분면은 우측 상단으로부터 시계방향으로 여성적-시장친화적, 여성적-시장비친화적, 남성적-시장비친화적, 남성적-시장친화적인 특성을 대표한다. 이들은 노동시장의 수요측면에서는 직무의 특성으로, 공급측면에서는 숙련의 유형으로도 이해될 수 있다. 시장기능이 원활히 작동한다면 각각의 숙련유형에 대해 각기 다른 보상이 주어지게 되며, 이에 따라 여성들은 자신들이 장점을 가진 숙련 유형에 대해서 보다 많이 투자할 유인이 생긴다. 결국 성별 직종분리는 숙련자원에 있어서의 성별 차이가 존재할 때 다양한 숙련유형 혹은 직종특성에 대한 개별 주체들의 선택을 전제로 이루어질 수 있다. 특히 직종특성에 대한 세부적인 분석이 이루어진다면 임금과 관련하여 여성 직종 내에서의 다양성을 포착하는 것이 가능할 것이다.

Ⅲ. 여성직종에서의 직종특성

1. 분석 자료 및 변수

분석에 사용된 자료는 미국 Current Population Surveys(CPS)와 Dictionary of Occupational Titles(DOT)이다. CPS는 미국 노동성이 월별로 5만여 가구에 대해서 실시하고 있는 최대 규모의 횡단면자료로 그 중 3월 조사에는 임금에 관한 보충조사가 있어 소득이나 인구학적 특성을 분석할 때 가장 많이 사용되는 자료이다. 본 연구에서는 1982년부터 1998년까지의 전체 표본 중 소득이 있고 표준직업분류(SOC)상 소분류(3-digit)로 기록되는 직종코드⁹⁾가 있는 근로자(군인 제외)만을 대상으로 하였다. 또한 직종별 여성근로자 비율(PF) 및 직종 평균임금(MW)의 통계적 유의성을 고려하여 근로자수가 30인 이상인 직종만으로 표본을 한정하였으며, 이에 따라 1998년의 경우 전체 5백여 소분류 직종 중 270개 직종만이 관측되었다.

DOT는 직종에 관한 상세한 정보를 수집, 계통적으로 평가를 해놓은 일종의 직업사전이다. 본 연구에서는 DOT의 1991년 개정본이 사용되었다. 이 자료는 직업에서 요구되는 일반적인 교육 정도(GED)를 추리, 수리, 언어능력으로 나누어 각각의 등급을 제

9) CPS에서는 1981년부터 1991년까지 1980년 표준직종분류(503개 소분류)가 사용되었으나 1992년부터는 1990년 표준직종분류(501개)가 사용되고 있음에 유의해야 한다. 시계열적 추이를 보기 위해서는 반드시 변경 내용을 데이터에 반영해야 한다. 이 분석에서 사용한 자료는 이러한 조정을 거쳐 1983년부터 1998년까지 시계열적으로 비교 가능한 데이터로 구축되었다.

<표 1> 직종특성(Job Characteristics)변수들의 기초통계량

변수명	변수설명 ¹⁾	평균 (N=270)	상관계수(1998) ²⁾	
			(w/PF)	(w/MW)
<i>[Aggregate Statistics from CPS]</i>				
PF	Proportion of Female Workers (%)	0.41	-	-0.24*
MW	Average Hourly Earnings (\$)	15.98	-0.24*	-
EDUM	Average Educational Attainments (Year)	13.80	0.19*	0.64*
HRM	Average Hours Worked per Week (hr)	39.49	-0.57*	0.36*
PPT	Proportion of Part-time Workers (%)	0.21	0.41*	-0.33*
<i>[Job Characteristics from DOT]</i>				
SVP	Specific Vocational Preparation (Month)	38.46	-0.09	0.61*
STRENG	Strength Rating (0-4)	1.19	-0.50*	-0.13*
Worker Functions (Functions Ratings of the tasks performed in the occupation) ³⁾				
FP	Relation to People (0-8)	2.14	0.27*	0.37*
FT	Relation to Things (0-7)	2.66	-0.28*	0.24*
FD	Relation to Data (0-6)	3.07	0.12*	0.50*
GED (General Educational Development required for job performance) ⁴⁾				
GED_REA	Reasoning Development (0-5)	2.73	0.08	0.61*
GED_MTH	Mathematical Development (0-5)	1.79	0.02	0.58*
GED_LAN	Language Development (0-5)	2.25	0.20*	0.55*
GOE (Guide for Occupational Exploration in terms of interest requirements) ⁵⁾				
ARTIS	Artistic (0-1)	0.058	-0.01	0.10*
SCIEN	Scientific (0-1)	0.074	-0.01	0.35*
ANIML	Plants-Animals (0-1)	0.031	0.02	-0.14*
PROTE	Protective (0-1)	0.022	-0.14*	0.02
MECHA	Mechanical (0-1)	0.263	-0.54*	0.10*
INDUS	Industrial (0-1)	0.150	-0.20*	-0.27*
BUSIN	Business Detail (0-1)	0.123	0.42*	-0.21*
SELLI	Selling (0-1)	0.050	0.05	-0.11*
ACCOM	Accommodating (0-1)	0.057	0.15*	-0.19*
HUMAN	Humanitarian (0-1)	0.070	0.30*	0.06
LEADI	Leading-Influencing (0-1)	0.100	0.21*	0.21*

주: 1) ()안은 해당변수의 단위 및 평가척도를 의미함.

2) 피어슨(Pearson) 상관계수로 *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

3) 작업대상과 관련한 근로자의 기능 정도는 사람(FP), 사물(FT), 데이터(FD)를 각각 대상으로 할 때 초보적인 기능으로부터 복합적인 기능의 순으로 높은 점수를 줌.

4) 일반적 교육능력개발 정도(GED)는 직무수행을 만족스럽게 수행하기 위해 필요한 교육수준을 의미함.

5) 직업탐색을 위한 지침(GOE)은 근로자의 관심분야 및 적성 등을 고려하기 위한 정보임.

공하고 있으며, 직무수행에 직접 필요한 직업훈련기간(SVP), 육체적인 노동강도(STRENG) 등의 정보도 포함하고 있다. 직무수행시의 주된 작업 대상에 대해서도 사람, 사물, 자료로 구분하여 각각의 난이도를 평가(Functions ratings)하고 있다. 이외에도 근로자의 직업알선을 위해 12개 관심영역에 대한 분야별 평가점수(GOE)도 제공하고 있다. 그러나 주의할 점은 DOT는 SOC와는 다른 별도의 세세분류 직종코드를 사용하기 때문에 CPS와 결합해 분석에 사용하기 위해서는 SOC로 재평가되어야 한다는 것이다.¹⁰⁾

DOT로부터 얻어진 19가지 직종특성변수 외에도 CPS에서 추출된 직종별 평균교육년수(EDUM), 평균근로시간(HRM), 시간제근로자 비율(PPT) 등이 추가적인 직종특성변수로 고려되었다. 평균교육년수는 직종이 요구하는 일반적 교육수준을, 평균근로시간은 직무에의 귀속성 정도를, 시간제근로자 비율은 직무의 유연화 정도를 포착하기 위한 대리변수로 간주된다. 이들 22개 변수들이 직종특성의 전체 집합을 구성한다. <표 1>은 DOT와 CPS로부터 추출된 직종특성변수들의 1998년도 평균값과 주요 직종변수들-여성근로자 비율 및 직종평균임금-과의 상관관계를 보여주고 있다.

이 장에서는 직종특성의 역할에 초점을 맞추기 위해 직종자료만을 이용한 분석 결과를 소개한다. CPS와 DOT를 통합한 근로자자료는 제IV장의 직종선택모형에서 사용될 것이다.

2. 여성직종에서의 직종특성과 임금과의 관계

이 절에서는 직종특성의 다양한 역할을 개괄적으로 살펴보기 위해 Nelson(1992)과 유사한 두 가지 기준을 사용하여 다차원적인 직종특성으로 분해하고자 한다. 즉, 각각의 직종특성변수들은 여성직종과의 친화 정도 및 시장에서의 보상 정도에 의해 ‘여성성(femaleness)’과 ‘시장성(marketability)’의 두 축에 의해 분류된다.

직종특성의 여성직종과의 친화 정도는 여성직종과 남성직종 간의 개개 직종특성에 있어서의 표준화된 차이(standardized difference)로 측정될 수 있다. 이 글에서는 시계열분석에 유용한 Beller(1982)의 구분방법을 사용하여 직종을 구분한다.¹¹⁾ 즉, 남성과

10) CPS는 1990년의 3-digit SOC 직종분류를 사용하고 있는 데 반해 DOT는 1980년 SOC를 토대로 한 9-digit 직종분류를 사용하고 있어 1대 1 결합이 불가능하다. 결합을 위해서 DOT상의 개개 직종에 대해 직종명과 정의를 토대로 SOC 코드를 부여하였으며 여러 개의 세세분류 직종의 단순평균을 소분류 직종특성으로 간주하였다.

11) 컷-오프 포인트(cut-off point)를 이용하는 방식은 경제활동참가율 혹은 취업자 변동을 고려하고 있지 못하기 때문에 두 개 이상의 연도를 비교하는 데 부적합하다.

여성이 동일한 선호(preference)와 자원(resources)을 가지고 있고 자유로운 직종선택이 보장된다면, 각 직종에서의 여성비율은 연도별로 전체 노동시장에서의 여성비율과 동일할 것이다. 여기에 통상적인 5%의 통계오차를 허용하여 여성이 그 이상으로 많으면 여성직종, 남성이 그 이상으로 많으면 남성직종으로 범주화한다.¹²⁾ 여성직종과 남성직종 간 직종특성에서의 차이와 그 변화추세는 [그림 2]로 요약될 수 있다. 그림에서 우측으로 돌출한 막대그래프를 갖는 직종특성은 여성직종에서 우월한 특성으로, 좌측으로 돌출한 막대그래프를 갖는 직종특성은 남성직종에서 우월한 특성으로 이해될 수 있다. 막대그래프의 돌출 정도는 우월성의 정도를 나타낸다.

마찬가지로 직종특성에 대한 시장에서의 보상 정도는 고임금 직종과 저임금 직종 간의 직종특성에서의 표준화된 차이를 이용해 판별할 수 있다. 고임금 직종은 그 직종의 평균임금이 전직종 평균임금의 상위 사분위수(Q3)를 초과하는 직종으로 분류되며, 저임금 직종은 대칭적으로 그 직종의 평균임금이 전직종 평균임금의 하위 사분위수(Q1)에 미달하는 직종으로 구분된다. 고임금 직종과 저임금 직종 간의 직종특성에서의 차이와 그 변화추세는 [그림 3]으로 요약될 수 있다. 따라서 위에서와 동일하게 우측 막대그래프는 고임금 직종에서 높게 나타나는 직종특성을, 좌측 막대그래프는 저임금 직종에서 높게 나타나는 직종특성을 의미한다.

우선 여성직종과 남성직종 간의 직종특성에 있어서의 차이를 살펴보자. 먼저 일반적 숙련과 관련된 특성 중 직종에서의 근로자의 평균교육년수(EDUM)는 조사기간 전 연도에 걸쳐 여성직종에서 길며 그 정도도 점차 확대되어 왔다. 그러나 이와 비슷하지만 분야를 나눈 교육능력 개발정도(GED)로 살펴보면 여성직종은 언어능력(GED_LAN)을, 남성직종은 수리능력(GED_MTH)을 보다 더 중시하는 것으로 구분되어 나타나고 있다. 반면에, 직종특수적 숙련의 지표라고 할 수 있는 직업훈련기간(SVP)에서는 여성직종이 남성직종에 비해 현저히 짧은 것으로 나타난다. 즉, 여성직종의 경우 직종특수적 숙련보다는 일반적 숙련을 요구하는 직종일 가능성이 많다. 이러한 직종으로는 교사, 상담원, 사회사업 관련직 등을 예로 들 수 있다.

시간과 관련된 직종특성변수들을 살펴보면, 여성직종에서 파트타임근로자 비율(PPT)은 현저하게 높고 반대로 직종평균 근로시간(HRM)은 현저하게 짧은 것으로 나타난다. 이는 여성의 시간 선호가 상대적으로 높다는 것을 그대로 반영한다.

이 밖에도 여성직종은 육체적인 노동강도(STRENG)를 덜 요구하며, 기계(MECHA)

12) 그 외의 직종은 혼성직종(Integrated occupation)으로 분류될 수 있으나 이 절에서의 주된 관심은 여성직종과 남성직종 간의 직종특성에 있어서의 차이를 알아보는 것이므로 혼성직종에 대한 결과는 직접적으로 이용되지 않는다. 성별 직종 구분에 따른 직종특성의 차이는 Hwang(2001)에서 보다 상세하게 분석되고 있다.

나 공업(INDUS)과 덜 관련되고, 반면에 인도적인 관심사(HUMAN)을 보다 중시하며 영업(BUSIN)이나 숙박(ACCOM) 관련 서비스직종이 많은 것으로 나타난다. 작업대상과 관련해서도 여성직종은 사람을 상대로 하는 작업(FP)에서, 남성직종은 사물을 상대로 하는 작업(FT)에서 각각 고도한 숙련을 요구하고 있다. 이러한 결과는 여성은 남을 잘 보살피고 정직하며 외관에서 남성보다 뛰어난 반면, 신체적으로 취약하고 위험을 기피하며 수리□과학능력에서 뒤떨어진다는 일반적인 스테레오 타입과 밀접하게 관련이 있는 것처럼 보인다.¹³⁾ 흥미로운 것은 대부분의 직종특성(SVP, GED_REA, BUSIN 제외)에서 성별 차이가 최근 들어 오히려 확대되고 있다는 점이다.

다음으로 고임금 직종과 저임금 직종 간의 직종특성에서의 차이를 살펴보면, 그 직종에 요구되는 교육이나 훈련의 양과 관련된 EDUM, SVP, GED 등의 변수들에서 양 직종 간에 차이가 크다는 것을 알 수 있다. 그리고 예상대로 시간 선호와 관련된 변수들은 HRM은 고임금 직종에서, PPT는 저임금 직종에서 각각 높게 나타난다. 작업대상을 측정하는 지표들도 모두 고임금 직종에서 높은 값을 갖는데, 여성직종에서 더 많이 요구되는 FP와 FD가 남성직종에서 높은 수치를 보이는 PT보다 더 큰 차이를 보이고 있다는 것도 주의할 대목이다. LEADI를 제외하면 관심사나 적성을 측정하고 있는 GOE 변수들은 두 임금범주별 직종간에 차이가 덜한 것으로 나타나고 있다.

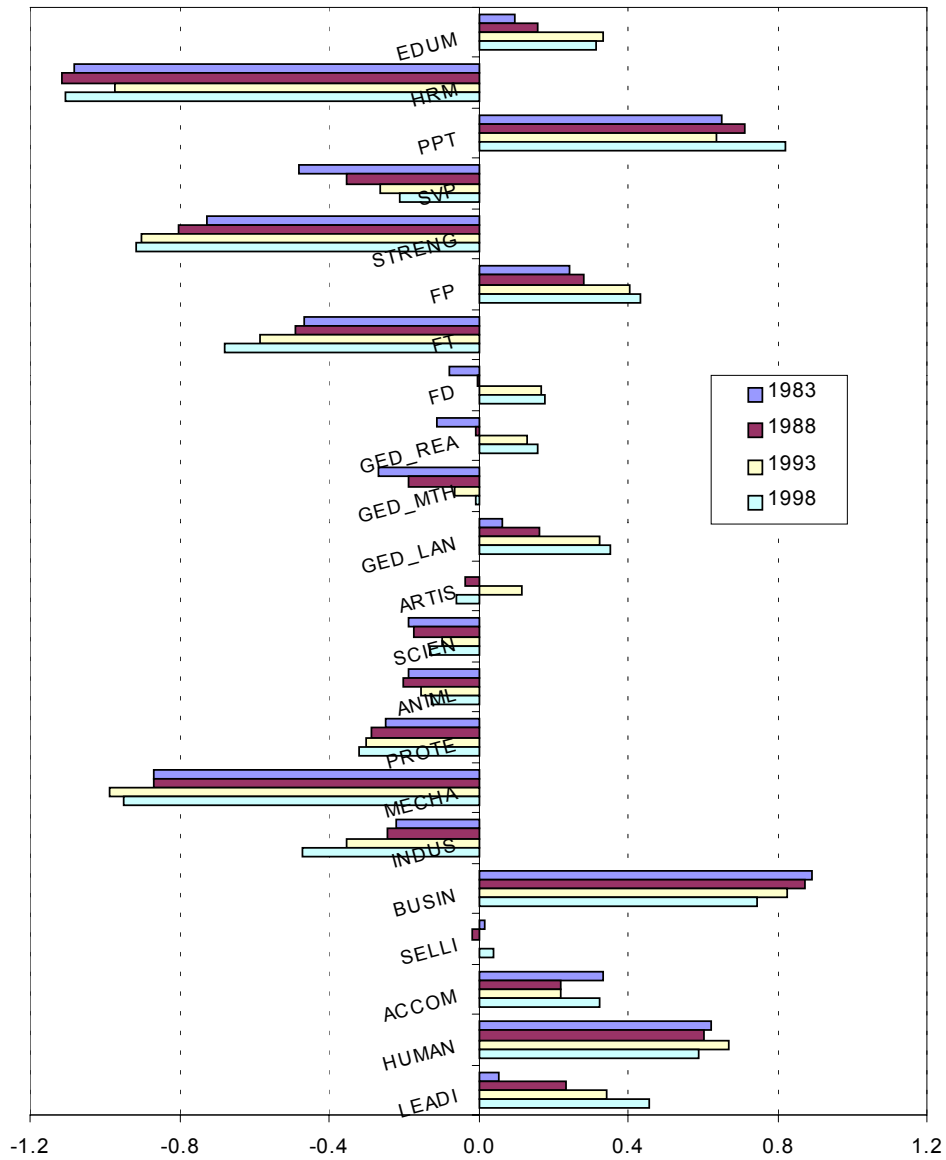
이상의 두 결과를 종합한 것이 <표 2>다. 이 표에서는 여성직종과의 친화 여부와 고임금에 유리한지의 여부를 기준으로 [-1, 0, 1]의 스케일로 구분하여 ‘여성성’과 ‘시장성’이라는 두 축을 갖는 좌표상에서의 위치를 평가하고 있다. 이 결과를 이용하면 [그림 4]와 같은 직종특성의 유형화가 가능하다. 특히 EDUM, FP, GED_LAN, LEADI와 같은 직종특성변수들은 여성친화적이면서 동시에 시장가치가 높은 직종특성들로 나타나고 있음에 유의하자. 이 결과는 성-가치 분리가설을 뒷받침한다.

13) Anker(1998)에 따르면 장점으로 인식되는 여성의 스테레오 타입으로는 보살핌(caring nature), 가사와 관련된 일(household-related work), 솜씨(manual dexterity), 정직성(honesty), 외관(physical appearance) 등 5가지를 꼽았고, 부정적 스테레오 타입으로는 수동성(disinclination to supervise others), 신체적 취약성(less physical strength), 수리□과학능력의 부족(less ability to do science and maths), 여행을 기피함(less willingness to travel), 육체적 힘이나 위험에 대한 기피(less willingness to face physical danger and use physical force) 등 5가지를 지적하였다.

<표 2> 여성성(femaleness)-시장성(marketability) 공간에서의 직종특성

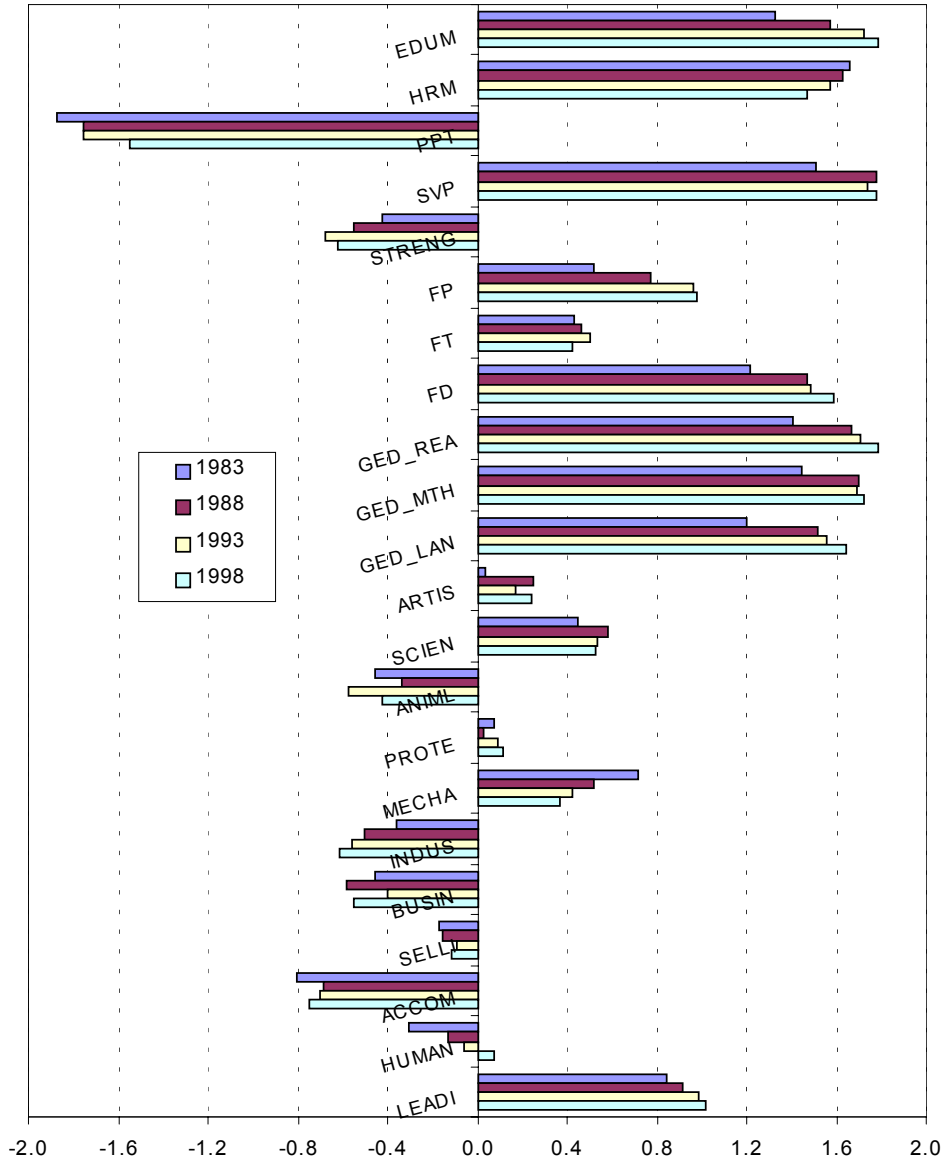
	1983	1988	1993	1998
EDUM	[0, 1]	[0, 1]	[1, 1]	[1, 1]
HRM	[-1, 1]	[-1, 1]	[-1, 1]	[-1, 1]
PPT	[1,-1]	[1,-1]	[1,-1]	[1,-1]
SVP	[-1, 1]	[-1, 1]	[-1, 1]	[0, 1]
STRENG	[-1,-1]	[-1,-1]	[-1,-1]	[-1,-1]
FP	[1, 1]	[1, 1]	[1, 1]	[1, 1]
FT	[-1, 1]	[-1, 1]	[-1, 1]	[-1, 1]
FD	[0, 1]	[0, 1]	[0, 1]	[0, 1]
GED_REA	[0, 1]	[0, 1]	[0, 1]	[0, 1]
GED_MTH	[-1, 1]	[0, 1]	[0, 1]	[0, 1]
GED_LAN	[0, 1]	[0, 1]	[1, 1]	[1, 1]
ARTIS	[0, 0]	[0, 0]	[0, 0]	[0, 0]
SCIEN	[0, 1]	[0, 1]	[0, 1]	[0, 1]
ANIML	[0,-1]	[0, 0]	[0,-1]	[0,-1]
PROTE	[-1, 0]	[-1, 0]	[-1, 0]	[-1, 0]
MECHA	[-1, 1]	[-1, 1]	[-1, 1]	[-1, 1]
INDUS	[0,-1]	[0,-1]	[-1,-1]	[-1,-1]
BUSIN	[1,-1]	[1,-1]	[1,-1]	[1,-1]
SELLI	[0, 0]	[0, 0]	[0, 0]	[0, 0]
ACCOM	[1,-1]	[0,-1]	[0,-1]	[1,-1]
HUMAN	[1,-1]	[1, 0]	[1, 0]	[1, 0]
LEADI	[0, 1]	[0, 1]	[1, 1]	[1, 1]

[그림 2] 여성직종과 남성직종 간의 직종특성에서의(표준화된) 차이



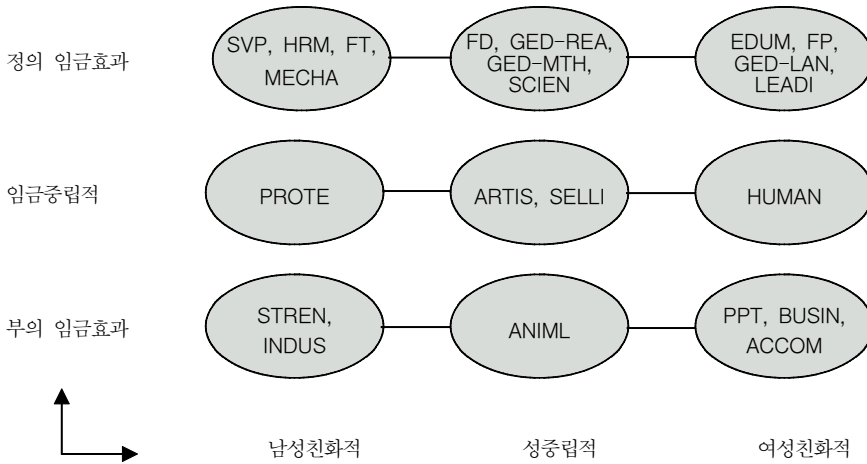
주: 직종특성의 차이는 각 연도별로 전체 직종의 표준편차로 조정되었음.

[그림 3] 고임금 직종과 저임금 직종 간의 직종특성에서의(표준화된) 차이



주: 직종특성의 차이는 각 연도별로 전체 직종의 표준편차로 조정되었음.

[그림 4] 직종특성의 유형



IV. 직종특성에 대한 직종선택모형

1. 직종선택모형과 임금함수

이 장에서는 각각의 직종특성이 근로자의 직종선택에 어떤 영향을 미치는지를 측정할 수 있는 모형을 제시하고, 이에 대한 실증분석 결과를 제시하고자 한다.

노동시장에 m 개의 직종이 존재하고 각 직종은 k 개 숙련유형의 조합($C_j = \{C_{kj}\}$)으로 대표될 수 있다고 가정하자. 근로자들은 각각의 숙련유형에 대해 상이한 숙련자원(skill endowment)을 보유하고 노동시장에 진입하며 진입시점에서 자신의 효용을 극대화하는 직종선택을 한다고 가정하자. 단순화를 위해 생애에 걸친 숙련의 퇴화는 없는 것으로 가정한다. 이 경우 직종이 여러 숙련유형의 각기 다른 구성을 취하므로 취업 후 근로자의 직업능력(L)은 그가 선택한 직종에 따라 달라진다.

$$L_i = [L_{i1}(C_1), \dots, L_{im}(C_m)] \quad (1)$$

직업능력의 로그함수로 묘사되는 근로자의 생산성은 각기 다른 숙련유형에서 발휘될 수 있는 개별 능력의 총합으로 이루어지며 기대치가 $\mu = \{\mu_k\}$ 이고 공분산행렬이 $\Sigma = \{\sigma_{kk}\}$ 인 벡터라고 가정하면, 근로자의 생산성은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$a_{ji} \equiv \ln L_{ji}(C_j) = a_{j0} + a_{j1}C_{1i} + a_{j2}C_{2i} + \dots + a_{jk}C_{ki} \\ = \mu_j + \varepsilon_{ji} \quad (2)$$

여기서 하첨자 i 와 j 는 각각 근로자와 직종을 나타낸다. 개별 근로자가 보유한 숙련 자원에 따라 각 직종에서의 생산성이 다르기 때문에 특정 직종에서 근로자가 얻을 수 있는 잠재소득(potential earnings)도 직종별로 상이하다. 근로자의 잠재소득은 다음과 같이 묘사될 수 있다.

$$Y_i = [w_1L_{1i}(C_1), \dots, w_mL_{mi}(C_m)] \quad (3)$$

여기서 $w=[w_1, \dots, w_m]$ 는 숙련에 대한 직종별 시장가격을 의미한다. 이를 자연대수로 표기하면,

$$y_i = [(\ln w_1 + \mu_1 + \varepsilon_{1i}), \dots, (\ln w_m + \mu_m + \varepsilon_{mi})] \quad (4)$$

식(4)는 선택된 직종에서 근로자가 얻을 수 있는 잠재소득을 의미하므로 근로자 i 가 직종을 선택할 때 가질 수 있는 m 개의 선택 옵션으로 이해할 수 있다. 이에 근로자는 다음과 같은 직종선택의 의사결정규칙을 가질 것이다.

$$\text{Choose } j \text{ if and only if } y_j > \max_{l \neq j} y_l \quad (l=1, \dots, m, l \neq j) \quad (5)$$

즉, 근로자가 직종 j 를 선택했다면 그것은 직종 j 에서 그가 보다 많은 소득을 얻을 수 있다고 판단했기 때문이다. Lee(1982)에서와 같이 $\max_{l \neq j} y_l - \varepsilon_j$ ($l=1, \dots, m, l \neq j$)를 새로운 변수 η_j 로 정의하고, I 를 1부터 m 까지의 값을 취하는 複分선택변수(polychotomous-choice variable)라고 하자. j 번째 직종이 선택되었으면 I 는 j 값을 갖는다. 식(5)를 複分선택변수를 이용해 다시 쓰면 아래와 같다.

$$I = j \quad \text{iff} \quad \eta_j < \ln w_j + \mu_j \quad (6)$$

식(6)에서 우변항은 잠재소득을 결정하는 두 가지 요소를 포함하고 있다. 그 하나는 일반적인 의미의 인적자본의 양에 의해 결정되는 부분이고, 다른 하나는 숙련유형 혹은 인적자본의 유형에 의해 결정되는 부분이다. 전자가 학력, 경력과 같은 근로자개인(chooser)의 특성변수로서 측정될 수 있는 반면, 후자는 직종(Choice)의 특성변수로서 측정될 수 있다는 점에서 큰 차이를 갖는다. 직종특성에 따른 선택을 모형에 포함시키기 위해서는 일반적인 다항로짓모형(Multinomial logit model)은 부적합하며 McFadden(1973)의 조건부 로짓모형(Conditional logit model)을 이용해야 한다.

근로자가 선택한 직종으로부터 얻을 수 있는 최대효용(indirect utility function)을 인적자본의 양과 관련된 n 개의 근로자특성(IC)과 숙련유형과 관련된 k 개의 직종특성(JC)의 선형함수($U_i^* = \beta_j IC_{ji} + \gamma JC_j + \varepsilon_{ij}$)이고 효용함수의 오차항은 극한분포(type I extreme-value distribution)를 취한다고 가정하면, 식(6)은 조건부 로짓모형으로 추정될 수 있다. 이 때 근로자 i 가 직종 j 를 선택할 확률은 다음과 같다.

$$P_{ji} = \text{Prob}(I_i = j) = \frac{\exp(\beta_j' IC_{ji} + \gamma JC_j)}{\sum_{l=1}^m \exp(\beta_l' IC_{li} + \gamma JC_l)} \quad (7)$$

여기서 파라미터 $\beta(n \times m)$ 는 근로자 특성이 직종선택에 미치는 효과, $\gamma(k \times 1)$ 는 직종 특성이 근로자의 직종선택에 미치는 효과를 각각 포착한다. 특히 γ 가 간접효용함수의 파라미터인 점을 고려하면 γ 의 추정치는 각각의 직종특성에 대한 상대적인 효용가치(part-worthy utility)로 해석될 수 있으므로 이를 통해 여성과 남성 간에 개개 직종특성의 효용가치에 어떤 차이가 있는지를 비교해 볼 수 있을 것이다.

성별 직종분리의 임금효과를 분석하기 위해서는 직종별 임금함수가 이용될 수 있다. 그러나 직종선택에서 식(6)과 같은 자기선택(self-selection)이 존재한다면 통상 관측되는 임금함수에는 선택편의(selectivity bias)가 존재하게 된다. 조건부 임금함수(conditional wage equation)로부터 선택편의를 교정하기 위해서는 임금함수와 직종선택함수의 통합(simultaneous)모형이 불가피하다.

$$\text{(직종선택)} \quad U_i^* = \beta_j IC_{ji} + \gamma JC_j + \varepsilon_{ij} \quad (8-a)$$

$$\text{(임금함수)} \quad \ln W_{ji} = X_{ji} \beta_j + u_{ji} \quad (8-b)$$

직종선택모형에 전제되는 효용함수가 McFadden's Theorem을 충족하고 임금함수(8-b)의 교란항이 $N(0, \sigma^2)$ 의 정규분포를 취하고 임금함수와 직종선택함수의 교란항 간의 상관계수가 ρ_j 라고 할 때, Lee(1982)에 따라 다음과 같은 조건부 임금함수가 추정될 수 있다.

$$\ln W_j = X_j \delta_j - \sigma_j \rho_j \hat{\lambda}_j + v_j \quad (9)$$

여기서 선택보정변수인 $\hat{\lambda}_j$ 는 비정규분포를 갖는 직종선택함수의 교란항을 표준정규분포를 갖도록 변형(transformation)한 후 그로부터 구해지는 Mill's ratio이다.¹⁴⁾ 식(9)

14) 즉, $\hat{\lambda}_j = \frac{\phi(J_j(\hat{\beta}_j' IC_{ji} + \hat{\gamma} JC_j))}{F_j(\hat{\beta}_j' IC_{ji} + \hat{\gamma} JC_j)}$.

는 이단계(two-stage) OLS에 의해 추정될 수 있으며 추정치의 검정에는 점근적 공분산행렬(asymptotic covariance matrix)이 이용된다.¹⁵⁾

보정항, 즉 $-\sigma_j \rho_j$ 이 양이면 직종 j 를 선택한 사람들이 직종선택이 없었을 때보다 이 직종에서 높은 임금을 실현하고 있음을 의미하여 직종선택이 임금에 정(正)의 효과를 미치고 있음을 보여주는 것이고, 반대로 보정항이 음이면 직종선택이 임금에 부(負)의 효과를 미치고 있음을 의미한다. 임금의 상대적 높고 낮음이 능력차에 의해서만 결정된다고 하면, 보정항의 부호로부터 우리는 직종선택이 근로자의 능력배분에 어떤 작용을 미쳤는지를 분석할 수 있을 것이다.

2. 실증분석 결과

분석자료는 제Ⅲ장 제1절에서 설명한 것과 동일하나 여기에서는 직종자료가 아닌 근로자자료가 분석에 사용된다. 추가적으로 인종에 따른 편의를 통제하기 위해 백인근로자만을 표본에 포함시켰다.

선택변수인 직종은 성별 직종분리와의 관련성을 해명하기 위해 PF를 이용하여 구분하는 방법을 사용하였다. PF가 다양한 직종특성에 의해 충분히 구별될 수 있다는 가정하에, PF의 수준에 따라 직종을 10개 범주로 나누었다. 즉, PF 0 직종은 여성이 전 근로자의 10% 미만인 직종이고 PF 9 직종은 여성이 90% 이상을 차지하는 직종이 된다. PF로 구분된 각각의 직종범주에서의 직종특성변수의 평균값들은 <부표 1>에 나타난다. 직종특성에 관한 정보는 근로자가 직종을 선택할 때 충분히 인지된다고 가정되며, 따라서 근로자는 직종을 선택하면서 각 직종특성에 대한 자신의 숙련자원의 정도를 고려하여 가장 유리한 직종특성의 구성을 갖는 직종을 선택할 것으로 기대된다.

직종특성(JC) 변수로는 숙련유형 혹은 인적자본유형과 관련된 9개 특성만을 이용한다. 이들 변수에는 일반적 숙련의 유형과 그 정도를 측정하는 추리능력(GED-REA), 수리능력(GED-MTH), 언어능력(GED-LAN)과 직종특수적 숙련을 대표하는 직업훈련 준비정도(SVP), 일 혹은 직장에 대한 귀속력을 대표하는 주당 평균근로시간(HRM), 작업 대상의 측면에서 사람(FP), 사물(FT), 자료(FD)에 대한 복합성의 정도, 마지막으로 육체적 강도(STRENG) 등이 포함되었다. 앞 장에서 살펴본 바와 같이 이들 변수들은 대체로 숙련의 유형과 관련되어 노동시장에서 양(陽)의 보상을 기대할 수 있는 것들이며(STRENG 제외), 동시에 여성직종과 남성직종 간에 뚜렷한 차이를 보인다는 특

0)5) 점근적 공분산행렬의 정확한 표현은 Lee(1982)의 365쪽에서 찾아볼 수 있다. 조건부 로짓모형으로부터 발생하는 선택편의의 보정방법에 대해서는 Maddala(1983)의 pp.275-278와 Hwang(2001)의 pp.139-141 참조.

징을 갖는다.

<표 4> 조건부 로짓모형의 추정 결과(1998)

[ν , 직종특성변수의 파라미터]

	여 성			남 성		
	Estimates(ν_j)	Standard Error	Wald Chi-Square	Estimates(ν_m)	Standard Error	Wald Chi-Square
GED_REA	-7.828*	3.678	4.531	2.132	1.729	1.521
GED_MTH	-2.275	1.367	2.771	1.929	1.424	1.836
GED_LAN	2.036	1.443	1.992	-4.875*	0.953	26.176
SVP	0.073*	0.031	5.645	-0.050*	0.017	8.393
HRM	-0.404*	0.072	31.867	0.018	0.064	0.080
FP	-0.078	0.407	0.037	-0.909*	0.225	16.308
FT	-0.038	0.217	0.030	-0.573*	0.148	14.956
FD	2.130*	0.270	62.371	2.742*	0.267	105.504
STRENG	0.933	0.538	3.010	4.214*	0.861	23.923
-2 LOG L	97759.251			100395.855		
Model χ^2	12373.39 with 36 DF (p=0.0001)			18647.79 with 36 DF (p=0.0001)		

[β , 개인특성변수의 파라미터]

JOB= j^l	여 성			남 성		
	Education	Experience	Marital Status	Education	Experience	Marital Status
PF 0	-0.153*	-0.006	-0.518*	-0.272*	0.009	0.698*
PF 1	-0.160*	-0.012*	-0.127	-0.208*	0.006	0.752*
PF 2	0.129*	-0.010*	-0.224*	0.004	0.014*	0.581*
PF 3	-0.006	0.004*	-0.235*	-0.096*	0.016*	0.593*
PF 4	-0.082*	-0.001	-0.211*	-0.163*	0.002	0.467*
PF 5	0.080*	0.004*	-0.073	0.026	0.020*	0.441*
PF 6	0.027*	-0.004*	-0.207*	0.010	-0.001	0.361*
PF 7	-0.095*	-0.024*	-0.417*	-0.112*	-0.013*	-0.183
PF 8	-0.007	0.003	-0.204*	-0.019	0.011	-0.179

주: 1) 기준이 된 직종은 PF 9 그룹임. 즉, 종속변수는 $\ln [P(\text{JOB}=j | \text{JC})/P(\text{JOB}=\text{PF}9 | \text{JC})]$.

2) *는 5% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

이외에 개인특성(IC) 변수로는 성, 학력, 경력, 결혼 여부가 포함되었다. 구체적으로는 여성과 남성에 대해서 별도로 조건부 로짓모형을 추정하는 방법을 사용하였으며, 추정결과는 <표 4>와 <표 5>에 나타난다. 표에서 상단부는 직종특성의 효과(ν), 하단부는 개인특성의 효과(β)에 대한 추정치를 각각 보고하고 있다.

<표 5> 조건부 로짓모형의 추정 결과(1983)

[ν , 직종특성변수의 파라미터]

	여 성			남 성		
	Parameter Estimate	Standard Error	Wald Chi-Square	Parameter Estimate	Standard Error	Wald Chi-Square
GED_REA	-4.084*	1.835	4.951	-11.885*	2.073	32.861
GED_MTH	3.024*	1.197	6.382	-2.348*	1.158	4.109
GED_LAN	1.247	1.569	0.631	3.890*	1.535	6.426
SVP	-0.113*	0.024	21.898	0.112*	0.024	21.770
HRM	0.230*	0.069	11.022	-0.075	0.067	1.262
FP	1.665*	0.395	17.758	1.077*	0.299	13.001
FT	0.612*	0.224	7.467	1.377*	0.238	33.424
FD	-1.376	1.714	0.645	2.826*	1.426	3.927
STRENG	-2.104*	0.742	8.049	3.290*	0.734	20.061
-2 LOG L	103699.338			116491.022		
Model χ^2	16573.89 with 36 DF (p=0.0001)			32053.35 with 36 DF (p=0.0001)		

[β , 개인특성변수의 파라미터]

JOB= j^1	여 성			남 성		
	Education	Experience	Marital Status	Education	Experience	Marital Status
PF 0	-0.008	-0.009*	-0.437*	-0.161*	-0.009	1.082*
PF 1	-0.112*	-0.010*	-0.227*	-0.129*	-0.003	0.749*
PF 2	0.079*	0.008*	-0.128*	0.075*	0.017*	0.930*
PF 3	0.059*	0.008*	-0.177*	0.047*	0.004	0.907*
PF 4	0.103*	0.002	-0.162*	0.095*	0.008	0.467*
PF 5	0.010	0.008*	-0.072	-0.042	-0.012*	0.353*
PF 6	-0.025*	0.000	-0.264*	-0.010	0.002	0.496*
PF 7	-0.008	-0.012*	-0.217*	0.010	-0.015*	0.365*
PF 8	-0.005	-0.012*	-0.296*	0.036	-0.014*	-0.025

주: <표 4>와 동일함.

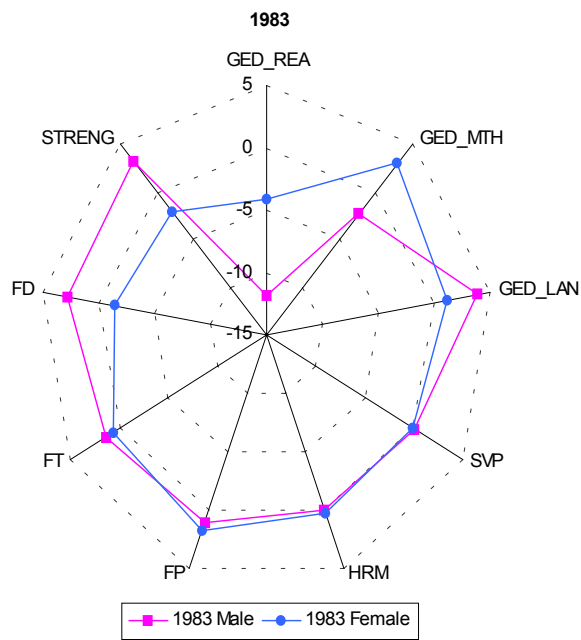
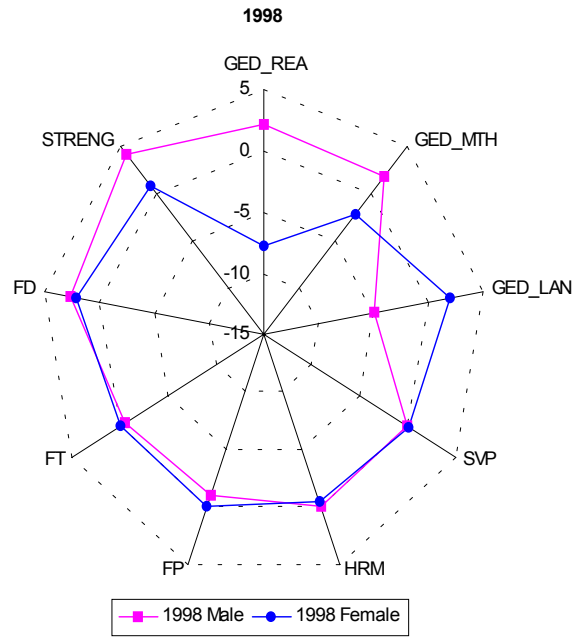
주된 관심인 직종특성의 효과를 살펴보기 위해 <표 4>와 <표 5>의 상단부만을 레이다형 그래프로 나타낸 것이 [그림 5]이다. 파라미터 추정치가 상대적인 효용가치를 의미하기 때문에 원점으로부터 가장 멀리 있는 것이 효용증대에 가장 크게 기여한 직종특성이고, 원점에 가까울수록 덜 중요했던 직종특성이라고 해석할 수 있다.

1983년에는 남성의 경우 언어능력, 육체적 강도, 데이터를 취급하는 작업과 관련된 숙련이 직종선택에 있어 가장 중요한 부분을 차지했던 데 반해, 여성은 수리능력과 사람을 대상으로 하는 작업에서의 숙련이 가장 중요한 부분을 이루었다. 그러나 1998년에는 언어능력은 남성보다는 여성에게 훨씬 중요한 요소로 부각되고 남성은 통계적으로 유의하진 않지만 추리능력, 수리능력의 분야로 비중이 옮겨진 것으로 보여진다. 육체적 강도와 데이터관련 숙련은 여전히 남성의 직종선택에서 상대적으로 더 중요한 요소로 남아 있지만 여성에게도 그 비중이 점차 증대했던 것으로 보인다.

이처럼 여성과 남성은 직종특성에 대한 선택에서 서로 유사해지려는 동인만큼이나 각기 분리되고 특화되려는 동인을 갖고 있는 것으로 분석된다. 특히 그러한 직종특성들이 추리, 수리, 언어능력 등 일반적 숙련과 관련된 변수들이라는 점에 유의할 필요가 있다. 이는 직접적인 직업훈련을 통해서라기보다는 일반적인 사회화 과정이나 정규 교육과정을 거쳐서 형성되는 숙련유형이라는 점에서, 노동시장에 들어오기 이전에 습득된 숙련자원에서 여성과 남성이 차이가 있을 수 있다는 것을 시사한다.

위에서 구한 간접효용함수는 특정한 인적숙성을 가진 노동자가 자유로운 직종선택을 했을 때의 직종분포를 예측하는 데 이용될 수 있다. <표 6>은 ① 미혼으로 처음 노동시장에 진입하는 대졸자군과 ② 기혼으로 10년 경력을 가진 고졸자군의 기대되는 직종분포를 보여준다. 1998년의 경우 여성직종을 편의상 통상적인 기준대로 근로자 중 70% 이상이 여성인 직종이라고 정의하면, 그룹간에 큰 차이 없이 여성근로자 중 56~57%가 여성직종을 선택할 것으로 나타났다. 이 비율은 1983년에 62~63%인 것에 비하여 근소하게 줄어든 수치이다. 남성직종을 여성직종과 대칭적으로 정의하면, 대졸자군에서 남성직종을 선택할 확률은 1983년 54%에서 1998년 36%로 줄어들었고 고졸자군에서는 같은 기간 동안 그 확률이 76%에서 56%로 크게 줄었다. 남성보다는 여성이 여성직종으로 군집되는 경향성이 높아졌다는 것을 알 수 있다. 세부적으로는 고졸자군 여성은 PF 4와 PF 7 직종에서, 대졸자군 여성은 PF 7과 PF 8 직종에서 각각 뚜렷한 증가가 있었던 것으로 보인다. 여기서도 여성 대졸자군의 직종선택에 있어서 여성직종으로의 군집경향성을 엿볼 수 있다.

[그림 5] 직종특성에 대한 상대적 효용가치



<표 6> 특정 그룹별 직종분포의 예측

	대졸, 신입, 미혼				고졸, 10년 경력, 기혼			
	여성		남성		여성		남성	
	1998	1983	1998	1983	1998	1983	1998	1983
PF 0	1.0	1.7	17.0	23.0	1.3	1.3	34.7	44.0
PF 1	1.8	3.0	9.3	14.3	3.2	4.2	15.0	18.3
PF 2	4.5	8.3	9.4	16.5	2.3	7.1	6.0	13.6
PF 3	9.8	5.1	17.7	8.6	9.7	4.5	17.4	6.8
PF 4	8.4	6.6	14.1	9.0	11.0	4.7	13.8	4.0
PF 5	7.8	7.2	7.2	10.9	6.5	8.7	3.9	6.0
PF 6	11.0	6.4	8.6	4.1	9.1	6.7	3.7	2.7
PF 7	23.8	9.5	10.7	4.2	21.3	8.7	3.8	1.9
PF 8	11.7	26.2	3.8	7.4	11.9	22.0	1.2	2.0
PF 9	20.2	26.0	2.0	1.9	23.8	32.2	0.6	0.7
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

주 : <표 4>와 <표 5>의 파라미터 추정치로부터 예측된 직종분포임.

다음으로 직종특성에 대한 선택이 직종별 임금 및 직종내 성별 임금격차에 미친 효과를 살펴보자. <표 7>은 선택편의를 보정한 임금함수의 추정결과이다. 임금함수는 여성과 남성 각각에 대해서와 전체에 대해서 별도로 추정되었다. 임금함수의 설명변수는 상수항, 교육년수(EDU), 경력년수(EXP), 경력의 제곱항(EXPSQ), 대도시 더미(SMSA), 노조가입더미(UNION), 시간제근로자더미(PART), 기혼더미(MARR) 등이 포함되었다. 직종내 성별 임금격차는 여성더미(FEMALE)의 계수로서 측정된다.

우선 임금함수에서의 선택변수(SEL)의 파라미터를 살펴보면 여성은 대체로 여성직종에서, 남성은 대체로 남성직종에서 양의 부호를 가질 확률이 높은 것으로 나타난다. 1998년의 경우 여성은 PF 7과 PF 8 직종에서 통계적으로 유의미한 양의 부호가 관측되고, PF 2와 PF 5 직종에서는 음의 부호가 관측되었다. 남성의 경우에는 PF 0, PF 2, PF 3 직종에서 양의 부호, PF 4 직종에서는 음의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 이는 직종특성에 대한 자기선택이 존재할 때의 근로자의 능력 배분은 성별 직종분리와 정합적으로 이루어진다는 것을 의미한다. 즉, 여성은 여성직종에서 상대적으로 유리한 보상을 받으며 남성은 남성직종에서 상대적으로 유리한 보상을 받고 있다는 것이다. 이러한 현상은 1983년에 비해 1998년 들어 보다 뚜렷하게 관찰되고 있다.

<표 7> 임금함수의 추정과 직종내 여성 페널티

	PF 0	PF 1	PF 2	PF 3	PF 4	PF 5	PF 6	PF 7	PF 8	PF 9
[여성, 1998]										
SEL	-1.014 (7.010)	-7.532 (7.259)	-10.421* (4.920)	1.868 (1.095)	2.083 (1.247)	-6.379* (0.079)	1.118 (1.033)	7.202* (1.274)	4.456* (0.671)	-1.171 (0.869)
[남성, 1998]										
SEL	0.850* (0.319)	-0.071 (0.311)	3.158* (0.849)	1.337* (0.275)	-0.651* (0.312)	0.917 (1.153)	-0.196 (0.974)	0.796 (0.774)	-1.513 (1.340)	-2.986 (3.051)
[전체, 1998]										
FEMALE	-0.156 (0.082)	-0.410 (0.300)	-0.241 (1.412)	-0.340 (0.339)	-0.281 (0.204)	-0.143 (0.784)	-0.102 (0.391)	0.119 (0.197)	0.153 (0.383)	-0.070 (0.579)
SEL	0.050 (0.204)	0.316 (0.220)	0.287 (0.508)	0.456* (0.185)	0.365* (0.139)	0.222 (0.273)	0.270 (0.153)	0.406* (0.129)	0.401* (0.146)	0.010 (0.196)
[여성, 1983]										
SEL	-24.919* (11.754)	-13.291 (24.214)	-0.067 (5.768)	-0.768 (4.255)	-26.196* (7.732)	5.480* (2.009)	-13.138* (5.430)	5.268 (2.789)	2.683 (1.441)	-7.454* (1.011)
[남성, 1983]										
SEL	-1.143* (0.239)	0.606* (0.303)	0.140 (0.464)	-0.349 (0.546)	-0.390 (1.062)	-1.642* (0.433)	-1.406 (0.809)	2.734* (1.218)	0.241 (1.027)	-3.810* (1.839)
[전체, 1983]										
FEMALE	0.998* (0.047)	-0.547* (0.272)	0.076 (0.332)	-0.261 (0.507)	-0.240 (0.753)	-0.127 (0.159)	-0.159 (0.509)	0.313 (0.491)	0.399 (0.248)	-0.010 (0.424)
SEL	-0.809* (0.110)	0.492 (0.265)	-0.981* (0.133)	0.169 (0.205)	0.692* (0.275)	0.662* (0.080)	0.262 (0.225)	0.953* (0.207)	0.615* (0.115)	0.051 (0.159)

주: 1) ()안은 표준오차

2) *는 5% 수준에서 통계적으로 유의함.

더욱이 선택편의를 보정한 후, 일부 여성직종(PF 7과 PF 8)에서는 직종특성에 대한 자기선택을 고려하지 않은 통상의 OLS 추정에서 확인되는 여성의 임금 페널티 대신 임금 프리미엄을 받는 것으로 추정되고 있다. 이는 다른 조건이 동일하다면 여성이 이들 직종에서 남성에 비해 상대적으로 높은 임금을 받는다는 것을 의미한다. 이들 직종에서의 임금 프리미엄은 작업내용과 작업자 간의 결합효과(matching effect)에 근거한 것으로 설명될 수 있다. 최근 이들 직종으로의 여성의 진출이 두드러지는 것, 그리고 그 결과 성별 직종분리가 온존되는 현상이 미국 여성근로자의 지위와 관련해 반드시 부정적인 영향을 미친다고 볼 수 없음을 시사한다.

V. 맺음말

이 글에서는 직종특성에 관한 탐구가 성별 직종분리의 원인과 임금에 미치는 효과를 분석함에 있어서 하나의 실마리를 제공할 수 있다는 것을 미국의 사례를 들어 설명하였다. 직종특성으로 세분화하여 살펴보면, 성별 직종분리는 사회적으로 구조화된 성별 역할 구분 혹은 성 정체성과 깊이 관련되어 있음을 시사한다. 성 정체성에 기반을 둔 선택의 경우, 남성과 여성은 노동시장에 들어가기 전에 ‘평균적으로’ 다른 숙련자원을 취득하며 이로 인해 다른 유형의 숙련에 대해 비교우위를 가질 수 있기 때문에 직종 분리가 여성에게 있어서 단기적으로 효용극대화의 균형점이 될 수 있음을 논의하였다. 이러한 결과는 성별 직종분리 현상에 대한 다차원적인 접근이 요구됨을 단적으로 보여 줌과 동시에 최근에 보여지는 직종분리 현상의 완고성(persistency)의 동인을 설명하는 데도 유용할 것이다.

본 연구에서는 직종특성에 대한 자기선택이라는 분석틀을 가지고 미국의 성별 직종 분리를 분석하였다. 미국의 자료를 이용한 논의가 우리 나라에도 직접 적용될 수 있을 지는 현재로서는 판단하기 쉽지 않다. 우리 나라 여성의 경제활동참여가 2001년 현재 50%에도 미치지 못하는 수준이고, 성별 직종분리의 구조는 더욱 단단하고 폐쇄적인 것처럼 보인다. 유교적 전통으로 인해 미국보다 훨씬 보수적인 성별 역할 구분이나 편견이 사회적으로 광범위하게 존재한다. 이러한 조건은 우리 나라 여성의 직업선택의 입지가 그만큼 협소하다는 것을 의미한다.

따라서 우리 사회에서 성별 직종분리 현상이 사회적 편견에 의한 진입장벽에서 비롯된 것인지 자발적 선택에 의해서 비롯된 것인지에 관해 여전히 논란의 여지는 남는다. 하지만 사회에 구조화된 성 정체성이 존재하는 가운데 차별이나 선택이나의 구분은 모호하며 그러한 논의 자체도 무의미해질 수 있다. 분명한 것은 자발적이든 강요되었든 일장에서 선택은 이루어지고 있다. 선택의 내역을 보다 미시적으로 관찰함으로써 사회적 성 구분법과 직업선택에서의 성별 차이와의 연결고리를 밝혀내는 것은 여성노동력의 배치와 활용에 있어서의 핵심문제에 접근하기 위한 토대가 될 수 있을 것이다. 양자간의 연결고리가 강할수록 성별 직종분리는 노동시장 내에서의 차별적 요인을 줄이는 것만으로 해소될 수 없고 아울러 성별 직종분리의 해소가 반드시 여성에게 바람직한 것이 아니게 된다. 여성에 적합한 직무와 일자리를 창출하고 능력에 기초한 임금구조가 마련되는 것이야말로 여성의 경제활동참가를 활성화하고 궁극적으로 노동시장에

서의 여성의 지위를 진일보하게 하는 밑거름이 될 것이다.

마지막으로 우리 나라의 경우 그간 직종 노동시장의 부재로 인해 직업에 대한 연구가 그다지 활발하지 못하였고 그 결과 숙련유형을 계통화하여 분석할 수 있는 자료가 없다는 것도 이 글에서 제시한 분석방법을 우리 나라에 적용함에 있어 커다란 장애로 남는다. 경제위기 이후 우리 나라 기업의 내부노동시장이 점차 외부화되고 IT관련 고급인력에서부터 단순노무인력에 이르기까지 부분적으로 직종 노동시장이 출현하고 있는 가운데, 직종특성이 여성의 직업선택에서 관건적인 역할을 할 수 있다는 점에 비추어 직종특성에 대한 체계적인 연구가 시급하다 할 것이다.

참고문헌

- Anker, R. "Theories of Occupational Segregation by Sex : An Overview." *International Labour Review* 136(3) (1997) : 315-339.
- _____. *Gender and Jobs: Sex Segregation of Occupations in the World*. Geneva : ILO, 1998.
- Becker, G. S. *The Economics of Discrimination*. Chicago : University of Chicago Press, 1957.
- Beller, A. H. "Occupational Segregation by Sex : Determinants and Changes." *Journal of Human Resources* 17(3) (1982) : 371-392.
- Blau, F. D., and Kahn, L. M. "Gender Differences in Pay." *Journal of Economic Perspectives* 14(4) (2000) : 75-99.
- Blau, F. D., Simpson, P., and Anderson, D. "Continuing Progress? Trends in Occupational Segregation in the United States Over the 1970s and 1980s." *Feminist Economics* 4(3) (1998) : 29-71.
- Borghans, L., and Groot, L. "Educational Presorting and Occupational Segregation." *Labour Economics* 6(3) (1999) : 375-395.
- Boskin, M. J. "A Conditional Logit Model of Occupational Choice." *Journal of Political Economy* 82(2, Part 1) (1974) : 389-398.
- Fuchs, V. R. "Differences in Hourly Earnings Between Men and Women." *Monthly Labor Review* 94(5) (1971) : 9-15.
- Hakim, C. *Key Issues in Women's Work : Female Heterogeneity and the Polarisation of Women's Employment*. London and Atlantic Highlands : Athlone, 1996.
- Hwang, S. K. *Does "Femaleness" Reduce Wages?: An Analysis of the Effect of Gendered Comparative Advantage On Occupational Segregation and Gender Wage Gap*. Dissertation in SUNY(Binghamton), 2001.
- Jacobs, J. A. (Ed.). *Gender Inequality At Work*. London : SAGE, 1995.
- Jacobsen, J. P. "Trends in Workforce Sex Segregation", 1960-90. *Social Science Quarterly* 75(1) (1994) : 204-211.

- Killingsworth, M. R. "Heterogeneous Preferences, Compensating Wage Differentials, and Comparable Worth". *Quarterly Journal of Economics* 102(4) (1987) : 727-742.
- Lee, L. "Some Approaches to the Correction of Selectivity Bias". *Review of Economic Studies* 49(3) (1982) : 355-372.
- Maddala, G. S. *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge : Cambridge University Press, 1983.
- McFadden, D. "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior". in P. Zarembka (Ed.), *Frontiers in Econometrics*. New York : Academic, 1973.
- O'Neill, J., and Polachek, S. W. "Why the Gender Gap in Wages Narrowed in the 1980s?" *Journal of Labor Economics* 11(1, Part 1) (1993) : 205-228.
- Reskin, B. F., and Roos, P. A. *Job Queues, Gender Queues: Explaining Women's Inroads Into Male Occupations*. Philadelphia : Temple University Press, 1990.
- Spriggs, W. E., and Williams, R. M. "A Logit Decomposition Analysis of Occupational Segregation: Results For the 1970s and 1980s." *Review of Economics and Statistics* 78(2) (1996) : 348-355.
- Watts, M. "Divergent Trends in Gender Segregation by Occupation in the United States : 1970-92." *Journal of Post Keynesian Economics* 17(3) (1995) : 357-379.
- Wells, T. "Changes in Occupational Sex Segregation During the 1980s and 1990s." *Social Science Quarterly* 80(2) (1999) : 370-380.
- Willis, R. J. "Wage Determinants : A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Function." *Handbook in Labor Economics* (Vol. 1, pp. 525-602). Amsterdam : North-Holland, 1986.

<부표 1> PF 범주별 직종특성변수의 평균값

Year	PF Group	GED_ REA	GED_ MTH	GED_ LAN	SVP	HRM	FP	FT	FD	STRE NG
1998	0 (0<=PF<.1)	2.272	1.417	1.489	31.958	42.330	1.095	4.218	2.119	1.984
	1 (.1<=PF<.2)	2.386	1.591	1.833	37.779	42.113	1.906	2.491	2.691	1.498
	2 (.2<=PF<.3)	3.022	2.178	2.767	40.845	42.947	2.766	2.337	3.327	0.969
	3 (.3<=PF<.4)	2.713	1.939	2.338	45.354	42.080	2.278	0.731	3.345	0.991
	4 (.4<=PF<.5)	2.684	1.777	2.190	37.118	40.121	2.875	1.575	3.614	1.088
	5 (.5<=PF<.6)	3.107	2.119	2.740	49.585	40.040	3.441	1.016	3.465	0.769
	6 (.6<=PF<.7)	3.081	2.146	2.826	46.858	37.939	2.803	0.967	3.565	0.738
	7 (.7<=PF<.8)	2.471	1.624	1.985	19.955	34.275	2.350	1.575	2.998	0.877
	8 (.8<=PF<.9)	2.630	1.602	2.383	24.578	37.169	2.678	1.394	2.498	1.084
	9 (.9<=PF<=1)	2.746	1.707	2.462	25.099	35.035	2.170	2.818	2.937	0.654
1983	0 (0<=PF<.1)	2.360	1.501	1.623	34.596	41.268	1.224	3.894	2.301	1.879
	1 (.1<=PF<.2)	2.036	1.214	1.509	23.366	40.033	1.827	1.981	2.061	1.503
	2 (.2<=PF<.3)	2.999	2.255	2.665	49.619	41.887	3.022	0.908	3.982	0.960
	3 (.3<=PF<.4)	2.630	1.775	2.210	40.931	39.284	2.012	1.409	2.994	0.972
	4 (.4<=PF<.5)	3.048	2.207	2.735	52.472	37.897	2.923	1.174	3.686	0.728
	5 (.5<=PF<.6)	2.348	1.395	1.843	28.288	36.328	2.119	1.982	2.435	1.188
	6 (.6<=PF<.7)	2.451	1.371	1.995	23.302	36.790	2.287	1.577	2.623	1.045
	7 (.7<=PF<.8)	2.531	1.579	2.255	20.771	33.642	2.505	1.179	2.948	0.918
	8 (.8<=PF<.9)	2.387	1.513	1.896	15.016	33.427	2.529	1.648	2.620	1.087
	9 (.9<=PF<=1)	2.647	1.517	2.339	20.920	34.108	1.822	3.358	2.674	0.552

주: PF Group은 직종의 여성근로자 비중을 기준으로 직종을 10개 범주로 나눈 것을 의미함.