노동시장 이중구조와 성차별: 직종분리를 중심으로

금 재 호*

1990년대 여성노동시장은 크게 여성의 경제활동참가율 상승, 임시·일용직의 증가, 그리고 성별 임금격차의 완화로 특징 지워진다. 이러한 현상을 성별 직종분리의 측면에서 분석한 결과, 여성의 경제활동증가에도 불구하고 성별 직종분리는 더욱 심화되거나 또는 안정적인 변화를 보이고 있다. 또한 여성직종의 임시·일용직 비중이 남성직종에 비해 크게 높은 것으로 나타났고, 여성의 임시·일용직화는 여성직종 집중화와 밀접한 관련이 있다. Sorensen(1989)의 방법에 따라 과밀가설을 검정한 결과 과밀가설의 기각으로 나타났다. 과밀효과가 성별 임금격차에 미치는 효과는 -0.89%로 매우 적은 반면 남성과 여성은 각각 남성직종과 여성직종에 취업할 때 임금 상승효과가 발생하는 것으로 추정되었다. 우리나라 노동시장이 여성직종과 남성직종의 둘로 구성된 이중구조를 가지고 있다는 가설을 우도비 검정한 결과도 이중구조의 존재를 기각하였다. 이러한 검정결과는 우리나라의 노동시장이 직종에 따라 분단되어 있기보다는 성별 비교우위에 근거한 직종선택 및 직종분리가 이루어지고 있음을 시사한다. 특히 여성은 여성직종에 진출함으로써 임금상승을 기대할 수 있고, 남성은 남성직종에 취업함으로써 임금이 증가하는 현상이 발견된다. 이는 직종선택에 있어서의 자기선택과정이 실재함을 입증하고, 성별 직종분리의 측면에서 분단노동시장적 접근보다는 인적자본이론이 더욱 설득력이 있음을 제시한다. 종합적으로 1990년대 여성노동시장에서 여성의 경제활동증대는 임시·일용직의 비중이 높은 여성직종에의 집중을 통하여 이루어졌으며 그 결과 임시·일용직 여성근로자의 비중이 큰 폭으로 증가하였다. 또한 이들 여성직종에의 진입은 자기선택과정의 결과로 여성집중화를 통해 여성의 임금이 상승하고 성별 임금격차가 완화된 측면이 있다.

Ⅰ. 서론

1990년대 여성노동시장의 변화는 몇 가지의 중요한 사실을 보여주고 있다. 먼저 1990년대 취업자수 및 경제활동참가율의 증가는 여성에 의해 주도되었다는 점이다. 특히 25 29세 여성층에서의 급속한 경제활동증가에 힘입은 바가 컸다. 둘째, 30 60세 미만 여성의 경제활동참가율은 1990년대에 걸쳐 안정적인 값을 보였다는 점이다. 그럼에도 취업자수 자체는 베이비붐 세대의 중·장년화로 인해 증가하였다.

* 한국노동연구원 연구위원

셋째, M자형 연령대별 여성경제활동참가율의 그래프가 점차 고원형으로 전환되고 있다. 넷째, 여성취업자의 '서비스산업 집중화 현상'이 발생하였다. 1990년대 들어 제조업 취업자의 비중 및 절대숫자는 남녀 모두 감소하였으나 여성의 감소폭이 컸었고 줄어든 여성근로자의 대부분은 서비스산업으로 진출하였다. 이에 따라 1990년대 여성근로자의 전체 증가보다 훨씬 많은 여성이 서비스산업에 종사하게 되었다. 다섯째, 직업별로 산업구조의 고도화와 지식기반산업의 확대, 정보화 등으로 전문·기술·행정관리직에 대한 수요가 급증하였다. 그러나, 고임금·고생산성의 상징되는 이들 직업군에서 여성보다 남성의 증가속도가 빠른 것으로 나타났다. 여섯째, 일자리의 증가 또는 창출이 남성은 상용직을 중심으로 이루어진 반면 여성은 임시·일용직을 중심으로 이루어졌다. 1990년대 중반 이후 임시·일용직의 비중은 급격히 증가하고 그 결과 2000년에는 여성 임금근로자의 69.7%가 임시·일용직인 것으로 나타났다. 여성근로자 전체를 보아도 여성취업자의 61.9%는 무급가족종사자이거나 임시·일용근로자로 고용의 질이 취약하다.

한편 여성 임금근로자의 임금수준은 지속적으로 향상되어 왔다. 여성의 상대적 임금수준은 1980년 남성의 44.2% 수준에서 지속적으로 상승하여 1990년 53.5%, 1995년 59.6%, 1998년에는 63.7%로 높아졌다. 이후 1999년과 2000년에는 각각 63.3%, 2000년 63.2%로 다소 안정적 모습을 보인다.

결론적으로 1990년대 여성노동시장은 고용에서의 양적팽창과 질적개선의 미흡, 그리고 성별 임금격차의 완화로 특징을 지울 수 있다. 성별 임금격차의 완화는 고용의 질적 향상, 여성 인적자본 증가의 결과인 것이 일반적이다. 또한 다른 조건이 동일하다면 여성 고용의 양적팽창은 여성의 임금하락으로 이어질 가능성이 높다. 따라서 일견 상호 모순되는 고용의 양적팽창, 성별 임금격차의 완화 및 고용형태의 질적개선 미흡의 세 가지 현상을 분석하는 것은 노동시장에 대한 이해를 높일 뿐만이 아니라 향후 여성정책의 방향설정을 위해서도 매우 중요한 과제인 것으로 판단된다.

이와 같은 문제의식 아래에서 본 고는 먼저 여성고용의 양적팽창과 질적개선 미흡이라는 1990년 여성노동시장의 현상이 구체적으로 무엇인지 경제활동인구조사의 원자료를 사용하여 분석·설명하도록 한다. 두 번째로 본 고에서는 성별 직종분리의 완화 여부를 살펴보고, Sorensen(1989)의 방법론을 사용, 우리나라에서 과밀가설(crowding hypothesis)이 증명되는지를 실증적으로 검증한다. 이를 통해 1990년대 성별 임금격차의 개선의 원인을 간접적으로 조명할 수 있을 것이다. 성차별에 의한 노동시장 분단구조의 이론으로 과밀가설이 중요시되며, 미국 등 외국에서는 과밀가설의 검증결과 직종분리가 성별 임금격차의 상당부분을 설명한다는 연구결과들이 있다. 즉 성차별의 완화에 따라 과거 남성의 전유물이던 고임금·고생산성 직종의 여성진출이 확대되고 그 결과 성별 임금격차의 감소 및 직종분리가 개선된다는 것이다. 이러한 인과관계가 우리나라에도 발견되는지 분석하기로 한다. 세 번째로는 우리나라의 노동시장이 여성집중 직종과 남성집중 직종의 둘을 중심으로 분단화되어 있는지를 검증한다. 분단노동시장의 이론은 제도나 성차별과 같은 요인으로 인해 노동시장이 고임금·고용안정의 1차 노동시장과 저임금·고용불안의 2차 노동시장으로 분단화되어 있다는 내용으로 이 이론은 여성의 성차별 문제로 쉽게 전환 가능하다. 본 고에서는 한국노동패널데이터와 Dickens and Lang(1985)의 방법론을 적용하여 우리나라 노동시장이 여성집중 직종과 남성집중 직종으로 분단되어 있는지 실증적으로 검증한다.

성차별은 다양한 형태로 나타나며 과밀가설에서 주장하는 진입장벽 외에 승진, 보직, 훈련과 관련된 내부노동시장에서의 성차별도 성별 임금격차의 중요한 요인이다. 이와 같은 성차별 완화가 동일 직종내의 승진사다리에서 주로 발생한다면, 그 결과가 성별 직종분리의 완화로 직접 연결되기는 어려울 것이다. 따라서 분석결과 직종분리의 개선이 없음에도 성별 임금격차가 완화되었다면 이의 원인으로 기업 또는 동일직종 내에서의 성차별 완화 가능성이 제기될 수 있다. 또한 여성의 인적자본 향상도 성별 임금격차의 완화를 설명할 수 있는 중요한 요인이다. 그러나 한국노동패널 데이터의 한계로 인해 1990년대 인적자본의 변화를 파악하지 못하는 근본적인 한계에 부딪친다. 페미니즘 이론의 내용처럼 여성의 경제활동 및 역할에 대한 사회적 인식의 변화도 1990년대 여성 노동시장을 부분적으로 설명할 수 있을 것이다. 이상과 같이 성차별의 형태와 직종분리의 원인, 그리고 여성 임금의 변화와 같은 경제적 현상은 다양한 측면에서 논의될 수 있으며, 보다 풍부한 자료를 필요로 한다. 접근방법의 다양성과 자료의 제한이라는 측면에서 본 연구는 원초적 한계를 지닐 수밖에 없으며, 향후 지속적인 관련 연구를 통해 본 연구의 한계를 극복하고 현상에 대한 이해를 증진시켜야 한다는 것은 너무나 당연한 논의일 것이다.

1990년대 한국 여성노동시장에서 발견된 현상의 원인을 직종분리와 성차별, 노동시장 이중구조론의 측면에서 분석하려는 본 고의 시도가 우리나라에서 최초는 아니다. 그러나 경제활동인구조사의 원자료와 한국노동패널조사의 데이터를 함께 분석하고 있다는 점, 직종분리와 성차별 사이의 분석에 Silber의 지수나 Sorensen(1989)의 방법 적용 등 새로운 방향에서 접근한다는 점에서 기존의 연구와 차별화될 수 있다.

본 고의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 제II장에서는 성별 직종분리의 원인에 대한 기존 이론들을 간략하게 설명하고, 직종분리 및 과밀가설에 관련된 우리나라의 기존 연구를 소개한다. 제III장에서는 경제활동인구조사 1993년 9월에서 2000년 9월까지의 원자료를 이용하여 성별 직종분리의 정도와 추이를 직종 중분류 수준에서 살펴보기로 한다. 또한 여성의 경제활동증가가 임시·일용직 여성 근로자의 증가로 이어진 원인을 간략하게 분석한다. 다음의 제IV장에서는 한국노동패널조사 1 3차 데이터를 사용하여 과밀가설을 실증적으로 검증하기로 한다. 제V장은 노동시장이 여성집중 직종과 남성집중 직종의 둘로 구성된 이중구조를 가지고 있는지 논의한다. 마지막으로 제VI장에서는 본 고의 주요 내용을 재정리하고 향후의 연구과제 및 정책 방향을 제시한다.

II. 직종분리, 이중구조 및 성차별에 대한 이론과 기존 연구

여성이 특정 직종에 집중하여 있는 현상은 대부분의 국가에서 발견할 수 있는 현상으로 그 원인과 결과에 대한 논의들이 그 동안 지속되어 왔다. Johnson and Stafford(1998)는 직종분리의 원인으로 첫째 직업에 대한 성별 선호도의 차이, 둘째 직무수행에 있어서 성별 직무능력의 차이, 셋째 기업의 직접적 성차별, 넷째 여성의 진출을 가로막는 법·관습·문화 등의 제도적 차별을 들고 있다.

직종분리 현상의 이론으로는 크게 신고전학파의 인적자본이론(neo-classical human capital

model), 제도 또는 노동시장 분단(segmentation)이론, 그리고 사회적 관점에서 고찰하고 있는 페미니즘 또는 성(feminist or gender)이론의 세 가지가 있다.(Richard Anker, 2001) 신고전학파의 인적자본이론은 남성은 육체노동에 여성은 가사노동에 비교우위가 있으며, 이에 따라 가정 내에서 남편은 취업하고 아내는 가사에 종사하는 성별 역할분담이 이루어진다는 Becker(1971)의 설명에서 출발한다. 출산과 양육, 가사에 장시간을 투입하는 여성의 경우 인적자본투자의 기대수익률이 남성보다 낮게된다. 그 결과 여성에 대한 인적자본투자는 상대적으로 적으며 이는 여성의 낮은 임금수준, 즉 성별 임금격차를 초래하는 주요 원인으로 작용한다. 또한 여성의 낮은 인적자본투자는 고생산성·고임금 직종의 여성진출을 제한하고 저생산성·저임금 직종에 여성이 집중적으로 취업함으로써 성별 직종분리가 발생하게 된다. 노동수요의 측면에서도 기업은 고학력·고숙련을 요구하는 직종에 남성을 선호하게 된다. 경험과 직장내 훈련(on-the-job training)이 이들 직종의 생산성 향상에 결정적이고, 따라서 직장단절의 위험이 높고 간접노동비용이 큰 여성보다는 남성이 우선적으로 채용된다는 주장이다.[1)]

성별 비교우위에 바탕을 둔 인적자본론적 접근은 「선호도의 차이」와 「사전적 인적자본투자의 차이」에 근거한 성별 차이론으로 쉽게 이어진다. 「선호도의 차이」(Thaler and Rosen, 1975)는 남성과 여성이 직업에 대해 서로 다른 선호체계(preference system)를 가지고 있으며, 그 결과 경제활동참가율, 직종 및 임금에서의 격차가 발생한다는 가설이다.[2)] 한편 「사전적 인적자본투자의 차이」는 예상취업기간이 짧은 근로자일수록 인적자본투자의 기대수익률이 낮다는 전제에서 출발하여 여성의 생애기대 취업기간이 짧기 때문에 여성의 사전적(pre-market) 인적자본투자가 낮고, 임금 및 직종의 차이가 발생한다는 것이다.

직종분리와 임금격차가 시장기능의 결과라는 신고전학파의 인적자본이론은 「성별 비교우위」, 「선호도」 및 「사전적 인적자본투자의 차이」가 성차별의 결과일 가능성과 함께, 시장이 성차별 및 성별 격차를 고착화·세습화시킬 위험성을 간과하고 있다.[3)] 이러한 위험성은 노동시장 분단론이나 페미니즘이론 등에 의해 제기된다.

노동시장 분단론(labor market segmentation theory)은 노동조합과 대기업과 같은 기존 제도가 채용, 승진, 임금 등의 인적자원관리에 중요한 역할을 하며, 노동시장이 분단화되어 있다는 가정에서 출발한다. Doeringer and Piore(1971)에 의해 제기된 노동시장 이중구조론(dual labor market

---

1) 이 이론에 따르면 출산율의 저하, 미혼여성의 증가, 이혼 및 여성가구주의 증대, 가사부담의 감소 등과 같은 사회적 현상들은 성별 비교우위를 약화시키고 여성의 경제활동촉진 및 남성중심적 직종의 여성진출 확대를 유도할 것이다. 또한 육체적 능력이 중요시되는 직종(직업)의 쇠퇴와 여성친화적 직업의 대두도 여성진출을 촉진시키고 직종의 성별구성을 변화시킬 것으로 기대된다.

2) 이 가설은 성별 선호도의 차이가 발생하는 원인 및 과정에 대해 뚜렷한 근거를 제시하지 못하는 한계가 있다. 성별 선호도 차이의 원인에 대한 하나의 설명은 딸이 남성중심적 직업을 선택할 시 받게될 차별 및 좌절의 위험성에 대응하여 부모가 어렸을 때부터 여성친화적 직업을 선호하도록 딸을 교육시킨다는 논의이다.

3) 예를 들어, Coate and Loury(1993a)는 여성과 남성이 동일한 능력을 지니고 있음에도 사용주의 편견에 의해 남성만이 채용되거나 승진된다면 여성은 인적자본에 투자할 의욕을 상실하고, 그 결과 남녀간 인적자본의 격차가 확대·고착화된다는 것을 이론적으로 설명하고 있다.

theory)은 노동시장 분단론의 가장 대표적 가설로 노동시장은 고임금·고용안정으로 특징이 지워지는 1차 노동시장과 저임금·고용불안의 2차 노동시장으로 구성되어 있다는 것이다. 1차 노동시장에의 진입은 시장원리에 의해서가 아니라 할당(ration)되며, 2차 노동시장에서 1차 노동시장으로의 이동은 매우 힘들다. 노동시장 이중구조론에 대해 Standing(1989)은 노동시장이 'static' 직업과 'progressive' 직업의 둘로 나누어져 있다는 분단론을 주장하였고, ILO(1972)는 노동시장을 'formal'과 'informal'의 두 부문으로 구분하고 있다.

노동시장 분단론은 쉽게 성차별과 성별 직종분리의 문제로 전환된다. 성의 측면에서 분단론은 과밀가설(crowding hypothesis)로 이어진다. 성차별로 인해 특정 직종에의 진입이 제한될 경우 여성들은 취업이 가능한 일부 직종에 집중적으로 몰려들고, 이들 여성집중 직종의 임금은 낮아지게 될 것이다. 반면 여성의 진출이 어려운 직종에서 남성은 경쟁부족에서 오는 임금프리미엄을 누리고, 그 결과 성별 직종분리의 현상과 남녀간 임금격차가 발생하게 된다. 과밀가설의 문제점 중 하나는 여성집중 직종의 임금수준이 상대적으로 낮다면, 이 직종에 종사하고 있는 남성 근로자가 왜 남성집중 직종으로 이동하지 않느냐는 의문이다.[4] 이러한 남성근로자의 이동은 과밀현상에 의한 성별 임금격차가 해소될 때까지 진행되며, 그 결과 성별 직종분리는 더욱 심화될 것이다. 남성근로자의 이동이 발생하지 않은 경우의 하나는 동일 직종 내에서도 성차별이 존재하여 남성근로자가 충분한 임금프리미엄을 얻고 있는 상황이다.[5]

통계적 차별이론도 노동시장 분단론의 하나로 간주될 수 있으며, Phelps(1972)와 Arrow(1973)의 연구이래 차별에 관련된 이론적 연구의 대부분은 통계적 차별에 맞추어져 왔다.[6] 통계적 차별이론은 기업이 근로자의 생산성이나 이직 가능성에 대해 불완전한 정보를 가지고 있다는 가정에서 출발한다. 불완전 정보로 인해 기업은 성(또는 인종)과 같이 쉽게 관찰 가능한 근로자의 특성에 의거 임금, 채용, 승진, 보직, 훈련 등의 결정을 내리게 되며, 이러한 결정에는 생산성이 성(또는 인종)에 따라 차이가 있다는 과거의 통계적 관찰을 근거로 한다. 통계적 차별이론은 기본 가정에 따라 'stereotype'과 '정보의 정확성(precision of information)' 두 가지로 크게 구분될 수 있다. 'Stereotype'모형(예, Coate and Loury, 1993b)은 기업은 여성이 생산성이 남성보다 낮다는 믿음을 가지고 있고, 이러한 기업의 믿음은 여성의 채용, 승진, 임금에 부정적인 영향을 주어, 궁극적으로 여성의 인적자원투자에 부정적 영향을 주게 된다. 이는 다시 기업의 사전적 믿음을 확인하는 방향으로 작용하여 통계적 차별이 지속화될 가능성이 발생한다. 즉 초기에 남녀가 동일한 능력을 지니고 있을지라도 기업의 잘못된 사전적 믿음으로 인해 남녀간 생산성의 차이가 현실화할 가능성이 있다는 것이다. '정보의 정확성'의 모형은 근로자의 실제 생산성을 정확하게 측정하기 어려워 근로자의 실제 생산성과 기업이 인지하는 생산성이 다를 경우에 발생하는 차별을 다루고 있다(Aigner

4) 추가적인 과밀가설의 문제점에 대해서는 Anker(2001)를 참조할 수 있다
5) 동일 직종내 임금차별이 발생하는 경우는 '동일노동 동일임금'의 원칙이 지켜지지 않거나, 또는 승진, 보직, 훈련의 성차별이 존재하는 상황을 들 수 있다. 승진, 보직, 훈련의 성차별 존재여부 및 그 영향에 대한 논의는 현 연구의 범위를 벗어난다.
6) 통계적 차별이론은 이 연구에서 다루고 있는 직종분리 및 노동시장 이중구조를 포괄하는 광범위한 성차별 이론이다. 즉, 직종간 성차별뿐만이 아니라 직종내 성차별을 포괄한다.

and Cain, 1977; Oettinger, 1996; Lundberg and Startz, 1983). Lundberg(1991)는 근로자의 생산성에 대한 정보가 성별로 차이가 있어, 남성의 생산성 정보는 상대적 정확한 반면 여성의 생산성에 대한 정보는 부정확하다면 기업은 여성에 대하여 통계적 성차별을 실시하게 된다는 것을 이론적으로 설명하였다. 그 결과 여성은 동일한 능력을 가지고 있더라도 남성에 비해 불이익을 받게 되며, 여성의 인적자본투자 수익률이 낮아져 여성은 인적자본투자를 줄이게 된다. 장기적으로 성별 임금격차가 고착화되어 통계적 차별이 재생산된다.[7)]

마지막으로 페미니즘(또는 성)이론은 직종분리의 원인을 가부장적인 가치관, 관습에 두고 있다. 여성의 사회·경제적 역할에 대한 인식으로 인해 여성은 사전적으로 교육 등 인적자본투자 및 축적의 기회를 박탈당하고 가사, 육아 등에만 집중하도록 가치관이 형성되어 왔다. 그 결과 여성은 저임금·저생산성으로 대변되는 일부 직종에 종사하여 임금격차와 성별 직종분리현상이 발생한다.

성차별, 직종분리, 그리고 노동시장 이중구조에 대해 외국에서는 그 동안 많은 연구가 수행되어 왔으며, 각각의 이론(또는 가설)에 대한 평가도 매우 분분한 상황이다. 그러나 우리나라에서는 관련 연구가 매우 제한적으로 수행되었다.[8)] 직종분리의 현상에 대해 우선 유재술·허무열(1994)이 직종별 임금실태조사보고서의 자료를 이용하여 1982 1992년 사이의 Duncan's Index를 구하였다. 이들은 77개의 소분류 직종을 대상으로 지수를 계산한 결과 성별 직종분리의 정도가 매우 심한 것으로 나타났지만, 분석기간 동안 직종분리 현상이 완화되고 있음을 발견하였다. 또한 여성근로자의 비율과 여성 초임간 상관계수 값을 구하여 과밀현상이 존재하는지를 평가하였다. 그 결과 여성근로자의 비율이 높은 직종일수록 여성의 초임이 낮은 것으로 나타나 과밀가설(crowding hypothesis)이 존재하는 것으로 결론을 내렸다. 한편 서병선·임찬영(2001)은 한국노동패널의 2차년도 자료를 사용하여 과밀가설을 검증한 결과 직종분리가 심한 직종일수록 반드시 임금차별이 크지는 않아 과밀가설이 우리나라에 적합하지 않을 가능성과 함께, 여성이 전문직과 사무직에 집중됨으로서 직종분리가 임금차별을 완화시키는 기능을 하고 있는 것으로 보고하였다. 특히 모든 직종에 걸쳐 생산성과는 관계없이 성별 임금차별이 존재하여 직종간 임금차별보다는 직종내 임금차별이 더욱 중요한 문제일 가능성을 제시한다. 최근 황수경(2001)은 미국의 CPS(Current Population Survey)와 DOT(Dictionary of Occupational Titles)를 이용하여 성별 직종분리를 분석하였다. 분석결과 성별 직종분리가 사회적으로 구조화된 성별 역할구분 혹은 성 정체성과 깊은 관련이 있으며, 직종분리가 성별 비교우위를 추구한 결과로 여성에게 단기적으로 효용극대화의 균형점이 될 수 있음을 논의하고 있다. 또한 노동시장에서의 성차별 완화만으로는 성별 직종분리를 해소할 수 없으며 성별 직종분리의 해소가 여성에게 반드시 바람직한 것도 아니라는 점을 주장한다.

III. 직종분리의 현상과 추이

---

7) Lundberg(1991)는 이러한 형태의 통계적 성차별을 완화하기 위해 동일노동 동일임금의 적용보다는 채용목표제와 같은 적극적 조치(affirmative action)가 효율적일 가능성이 높은 것으로 판단한다.

8) 그 외 관련 연구로 김영화(1990), 김태홍(1992), 강세영(1995), 서병선·임찬영(2000) 등을 들 수 있다.

1. 직종분리의 변화

분석의 출발점으로 먼저 경제활동인구조사의 원자료.[9]를 사용하여 1993년 9월에서 2000년 9월까지의 8년 동안 성별 직종분리의 추이를 중분류 수준에서 분석한다.[10] 전체 직종을 여성집중 직종과 남성집중 직종의 두 부문으로 나누어 각 부문에 종사하는 임금근로자의 비중을 살펴보면, <표 III-1>과 같이 2000년 9월 여성은 77.0%가 12개의 여성직종에 종사하는 반면 남성은 69.2%가 15개의 남성부문에 고용되어 있는 것으로 나타났다. 여성 임금근로자의 23.0%만이 남성부문에서 일하여 성별분리의 정도가 매우 심한 상태로 판단된다. 또한 여성직종 12개에 종사하는 임금근로자의 비중은 1993년 9월의 44.5%에서 2000년 9월에는 49.5%로 크게 증가하였다. 이러한 증가는 여성직종에 종사하는 여성의 비중이 종전의 70.4%에서 77.0%로 늘어난 데 기인하며, 이 기간 동안 여성직종에의 집중현상이 더욱 심화되었음을 시사한다.

<표 III-1> 임금근로자의 직종별 분포

	1993년 9월			2000년 9월		
	남성	여성	전체	남성	여성	전체
여성집중 직종(12개)	0.287	0.704	0.445	0.308	0.770	0.495
남성집중 직종(15개)	0.713	0.296	0.555	0.691	0.230	0.505

자료: 경제활동인구조사 원자료

주: 상호비교를 위해 2000년 9월 여성집중 직종을 기준으로 1993년 9월의 직종별 분포를 계산하였다. 따라서 1993년의 경우 여성집중 직종이었던 '기계조작원 및 조립원'과 '정밀, 수공예, 인쇄 및 관련 근로자'는 남성집중 직종으로 포함되었다.

<부표 1>은 1993년, 1997년, 2000년의 3개년도 직종 중분류별 남녀 성비(=여성/남성)를 보이고 있다. 2000년 9월 임금근로자를 기준으로 여성의 비중이 상대적으로 높은 직종은[11] '생명과학 및 보건 전문가', '교육전문가', '고객봉사 사무원' 등 12개 직종으로 나타나고 있다.[12] 전체적으로 대분류 '서비스 및 판매 근로자'와 '단순노무직 근로자'에 속하는 모든 중분류 직종에서 여성의 비중이 높으며, 대분류 '전문가'와 '기술공 및 준전문가'의 '생명과학 및 보건', '교육' 분야에서 여성의 비중이 매우 높게 조사되었다.

9) 통계청은 ILO의 ISCO(International Standard Classification of Occupation) 기준에 따라 1992년 한국표준직업분류를 개정한 후 2000년에 다시 직업분류를 개정하였다. 따라서 동일한 직업분류기준에 따라 직종분리의 추이를 분석할 수 있는 기간은 1993년에서 2000년 사이이다. 또한 통계청은 직종분류를 중분류 단위까지만 경제활동인구조사에서 수행하고 있다.

10) 여기에서는 또한 연간 단위가 아닌 매년 9월을 기준으로 성별 직종분리를 분석하고 있다. 그 이유는 한국노동패널데이터와의 시점 일치를 위해서이다.

11) 여성의 비중이 상대적으로 높다는 것은 전체 평균 남녀 임금근로자의 성비 0.678보다 높은 값을 지니는 경우이다.

12) 이외에도 여성의 비중이 높은 직종으로 2000년 9월의 경우 '생명과학 및 보건 준전문가', '교육 준전문가', '대인 및 보호서비스 근로자', '모델, 판매원 및 선전원', '

임금근로자를 기준으로 1993년, 1997년 및 2000년의 3개 연도를 상호 비교하면 여성비중이 증가한 직종으로 '생명과학 및 보건 전문가', '교육전문가', '교육준전문가' 등 (준)전문 직종과 서비스 및 판매관련 직종을 들 수 있다. 반면 여성의 비중이 감소한 직종으로는 '행상 및 단순서비직', '농림어업 관련 단순직', '기계조작원 및 조립원', '정밀, 수공예, 인쇄 및 관련 근로자' 등으로 이전의 분석결과(금재호, 2000)와 상응한다. 또한 1993년과 2000년의 8년 사이 여성직종이 남성직종으로 이동한 경우는 '기계조작원 및 조립원'과 정밀, 수공예, 인쇄 및 관련 근로자'의 두 직종으로 제조업 분야의 자동화 및 경공업의 급속한 붕괴에 기인한 것으로 여겨진다. 남성직종이 여성직종으로 변화한 경우 발견되지 않고 있다.

직종분리의 정도를 측정하는 방법으로 Duncan(1955)의 지수(Index)가 일반적으로 사용된다. Duncan의 지수는 다음과 같이 정의되며,

$$D = \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\left|\frac{F_i}{F} - \frac{M_i}{M}\right| \qquad \text{(III-1)}$$

여기에서 F_i와 M_i는 직종 i에 일하는 여성과 남성 근로자의 수를 나타내고, F와 M은 여성과 남성의 전체 근로자수이다.

1980년대 후반 이후 소득불평등도를 측정하는 방법이 직종분리의 측정에 사용될 수 있다는 데 착안하여, Butler(1987), Silber(1989). Hutchens(1991) 등은 새로운 지수를 개발하였다. 특히 Silber(1989)는 직종분리 측정의 새로운 지수로 다음의 식(III-2)을 제시하고 있으며, 이는 직종별 성비 F_i/M_i의 가중 지니지수(weighted Gini Index)와 동일하다.

$$G_S = \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\frac{M_i}{M}\frac{M_j}{M}\left|\frac{F_i/M_i - F_j/M_j}{F/M}\right| \qquad \text{(III-2)}$$

이 때 G_S의 location은 다음의 식(III-3)과 같이 표시될 수 있고,

$$\mu = \sum_{i=1}^{n}\frac{M_i}{M}\frac{F_i}{M_i} = F/M \qquad \text{(III-3)}$$

분포의 퍼짐을 나타내는 Dispersion Δ는 식(III-4)와 같다.[13]

13) 이외에도 왜도(Skewness)와 첨도(kurtosis)의 측정은 Berrebi and Silber(1989)에 의해 제안된 척도가 사용될 수 있다. 첨도는 $A_G = \frac{1}{2}\frac{\Delta_R - \Delta_L}{\Delta}$으로 나타내어지며, 여기에서 Δ_R과 Δ_L은 F_i/M_i의 중간치 $\hat{\mu}$보다 크고 작은 F_i/M_i의 가중 평균차이(weighted mean deviation)이다.

$$\Delta = 2\mu G_s = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\frac{M_i}{M}\frac{M_j}{M}\left|\frac{F_i}{M_i} - \frac{F_j}{M_j}\right| \quad \text{(III-4)}$$

Duncan과 Silber의 지수를 사용하여 계산한 1993년에서 2000년까지의 성별 직종분리의 추이는 다음의 <표 III-2>와 <표 III-3>에 나타나 있다. 전체 근로자를 대상으로 한 <표 III-2>에서 Duncan의 지수값은 1993년의 0.3722에서 1995년에는 0.4135로 증가하였고, 이후 0.4020 0.4100의 범주 내에서 안정적인 변동을 보인다. 이러한 추세는 Silber의 지수에서도 발견된다. 반면 전체 여성근로자와 남성근로자의 비율로 정의되는 location 값은 여성의 경제활동증가에 따라 1993년의 0.6876에서 2000년에는 0.7159로 상승하여 그 동안의 경제활동참가율 증대가 여성에 의해 주도되었음을 다시 한번 확인하고 있다. 이러한 결과는 여성의 경제활동증대가 성별 직종분리현상을 완화시킨 것이 아니라 거꾸로 심화시키거나 혹은 별다른 영향을 미치지 못하였으며, 새로 늘어난 여성근로자의 대부분은 여성직종에 진입하였다는 사실을 보여준다.

<표 III-2> 직종분리의 추이: 전체 근로자 (1993 2000)

연도	Duncan의 지수	Silber의 지수	location	dispersion
1993	0.3722	0.3548	0.6876	0.4880
1994	0.3818	0.3604	0.6890	0.4966
1995	0.4135	0.3803	0.6896	0.5245
1996	0.4024	0.3753	0.6998	0.5253
1997	0.4094	0.3907	0.7042	0.5502
1998	0.4080	0.3715	0.6889	0.5120
1999	0.4000	0.3752	0.7041	0.5283
2000	0.4056	0.3858	0.7159	0.5523

<표 III-3> 직종분리의 추이: 임금 근로자 (1993 2000)

연도	Duncan의 지수	Silber의 지수	위치(location)	dispersion
1993	0.4418	0.3718	0.6127	0.4556
1994	0.4515	0.3815	0.6199	0.4729
1995	0.4747	0.3939	0.6216	0.4897
1996	0.4766	0.4045	0.6368	0.5152
1997	0.4608	0.4050	0.6434	0.5212
1998	0.4746	0.3930	0.6304	0.4955
1999	0.4558	0.4015	0.6599	0.5299
2000	0.4617	0.4138	0.6780	0.5612

임금근로자만 고려하였을 때 성별 직종분리는 더욱 심각하여진다. <표 III-2>에서 2000년 9월의

또한 첨도는 $K_G = \frac{1}{2}\frac{\Delta_R + \Delta_L}{\Delta}$ 로 표시된다.

Duncan 지수는 0.4056이었으나 <표 III-3>의 임금근로자의 경우에는 Duncan 지수가 0.4617로 나타나 직종분리의 정도가 심한 것으로 판단된다. 전체근로자와 같이 임금근로자도 1993년 이후 직종분리의 정도가 더욱 심화되었거나 또는 안정적으로 변동하였다. 특히 남녀 임금근로자의 비율이 1993년 9월의 0.6127에서 2000년 9월에는 0.6780으로 크게 증가하였음에도 불구하고 직종분리가 완화되지 않은 점은 주목할만한 사실이다.

2. 직종분리와 임시·일용직 근로자

1990년대 여성노동시장 특징의 하나는 여성 임시·일용직 근로자의 증가이다. 이는 1990년대에 걸쳐 성별 직종분리가 더욱 심화되어, 여성직종에 근무하는 여성근로자의 비중이 증가하였고, 이들 여성직종의 대부분 일자리들이 임시·일용직이라는 사실에 기인한다. 다음의 <표 III-4>는 2000년 9월 현재 상용직 임금근로자의 비중을 보여준다. 남성직종에 종사하는 임금근로자의 63.7%가 상용직인데 비해 여성직종은 23.9%에 불과하여 여성직종의 임시·일용직 비중이 높은 것으로 나타났다. 높은 수준의 임시·일용직 비중은 고용불안으로 이어지는 것이 보통이다. 특히 여성직종에 근무하는 여성 임금근로자의 20.2%만이 상용직 근로자로 나타나고 있으며, 여성직종과 남성직종 모두 남성의 상용직 비율이 여성에 비해 높다. 이는 동일 직종내에서 성차별이 존재할 가능성을 시사한다.

<표 III-4> 임금근로자의 상용직 비율: 2000년 9월

	남성	여성	전체
여성집중 직종(12개)	0.307	0.202	0.239
남성집중 직종(15개)	0.667	0.528	0.637

자료: 경제활동인구조사 원자료, 2000년 9월

<부표 2>는 2000년 9월 현재 직종 중분류별 상용근로자 비중을 나타내고 있다. 이 표에서 직종에 따라 상용직 근로자의 비중이 크게 변화하는 것을 발견할 수 있다. 특히 여성직종으로 분류되는 대분류 '서비스 및 판매 근로자'와 '단순노무직 근로자'는 상용직의 비중이 15%를 넘지 못하고 있다. 이에 대해 대표적 남성직종으로 분류되는 대분류 '입법공무원, 고위임직원 및 관리자'는 90% 이상이 상용직으로 분류된다.

종합적으로 1990년대에 걸쳐 여성의 취업자수는 큰 폭으로 증가하였으나 이는 성별 직종분리의 완화를 통한 남성직종에의 진출이 아니라 여성직종에의 집중화로 이루어졌다. 그 결과 성별 직종분리는 1990년대 초반에 비해 더욱 악화된 것으로 판단된다. 또한 여성 임금근로자의 77.0%가 12개의 여성직종에 집중됨에 따라 향후 여성의 고용환경이 악화될 위험성이 있다. 여성직종 일자리의 대부분은 임시·일용직으로 1990년대 발견되는 임시·일용직 여성근로자의 비중 증가는 여성직종에의 집중현상과 직접적으로 기인한다. 더불어 남성의 상용직 비중은 모든 직종에 걸쳐 여성보

다 높게 나타났다. 이는 여성이 고도로 밀집된 업종조차 승진, 보직, 훈련 등에 걸친 성차별이 존재할 개연성을 시사한다.

Ⅳ. 과밀가설과 성별 임금격차

1. 과밀가설의 실증적 방법론

직종분리의 원인에 대한 여러 가지의 이론 중 핵심적 위치를 차지하고 있는 것은 과밀가설(Crowding Hypothesis)이다. Bergmann(1974)에 의해 최초로 제시된 과밀가설은 기업은 남성의 일자리(men's work)로 간주되는 직업에 여성을 배제한다는 성차별에서 출발한다. 남성의 일자리는 일반적으로 고임금·고숙련 일자리로 남성직종의 진입이 제한된 여성은 여성직종에 집중적으로 몰리게(overcrowding) 되며, 그 결과 여성의 임금이 낮아지고 성별 임금격차가 확대된다는 주장이다. 따라서 최초에 남녀가 동일한 능력을 지니고 있더라도 여성이 남성의 일자리에서 배제되고 여성의 일자리에 몰리게 됨으로써 여성은 상대적으로 저임금을 감수할 수밖에 없다. 더 나아가 Treiman and Hartmann(1981)는 여성의 일자리는 단지 여성이 일한다는 이유로 저임금을 지불한다고 주장한다.

앞장의 논의와 같이 여성 임금근로자의 대부분이 여성집중 직종에 종사하고 있으며, 여성 취업자의 증가에도 불구하고 성별 직종분리가 개선되지 못한 우리나라의 노동시장에서 남녀의 임금격차가 과밀가설로 설명될 수 있는가는 단순한 학문적 호기심 이상의 의미를 지닌다. 만약 과밀가설이 통계적으로 입증된다면 향후 정책은 남성직종의 진입 장벽 제거에 우선 순위를 두어야 할 것이다.[14)]

외국의 경우 많은 연구자들이 과밀가설의 검증을 시도하였으며,, 대부분의 연구결과들은 여성직종보다 남성직종에 여성이 취업함으로써 임금상승이 발생한다는 것을 보여 과밀가설을 지지하고 있다.(Ferber and Lowry, 1976; England et al., 1982; O'Neil, 1983; Aldrich and Buchele; 1986)

Sorensen(1989)도 PSID 데이터를 이용하여 과밀가설을 검증한 결과 남녀 성별 임금격차의 23%는 과밀가설로 설명될 수 있음을 보였다. Sorensen(1989)은 다음과 같은 방법론을 사용하고 있다. 먼저 근로자의 임금함수를 다음의 식(Ⅳ-1)과 같이 정의하자.

$$w_i = \alpha_0 + \alpha_1 FR_i + \alpha_2 Z_i \qquad (Ⅳ-1)$$

여기에서 FR_i는 근로자 i가 일하는 직종에서의 여성근로자 집중도(=여성/남성)를 나타내며, Z_i

14) 반대로 과밀가설의 증거를 발견하지 못하더라도 이는 성차별이 없다는 증거는 아니다. 과밀가설의 입증 여부와 관련이 없이 성차별에 의한 임금격차는 존재할 수 있다. 하나의 예는 직종내에서 성차별이 발생하는 경우이다. 또한 과밀가설은 진입제한의 형태가 아니라 승진, 보직, 훈련, 보상의 형태로 나타나는 성차별도 설명하기 어려운 한계가 있다.

는 근로자의 다른 특성들을 의미한다. 만약 계수 α_1의 값이 유의미하게 (-) 값으로 추정된다면 이는 직종의 여성집중도가 임금에 영향을 미치는 것으로 판단된다. 즉 다른 설명요인들을 통제한 상황 아래에서 (-)의 α_1 추정치는 여성집중직종에 종사할 경우 임금이 낮아진다는 점을 나타낸다.

남성과 여성을 분리하여 임금함수를 추정하면, 식(Ⅳ-1)은 두 개의 추정식으로 나타내어지고 이때 직종분리가 임금에 미치는 영향력은 남녀 각각에 대하여 α_{1m}과 α_{1f}로 측정되어 진다.

$$\begin{aligned} w_{im} &= \alpha_{0m} + \alpha_{1m} FR_{im} + \alpha_{2m} Z_{im} \\ w_{if} &= \alpha_{0f} + \alpha_{1f} FR_{if} + \alpha_{2f} Z_{if} \end{aligned} \qquad (Ⅳ-2)$$

과밀가설이 적용된다면 식(Ⅳ-2)의 추정결과는 과밀효과(crowding effect)에 의한 성별간 임금격차의 크기를 측정하는데 사용된다.

$$\begin{aligned} C_f &= \alpha_{1f}(F_m - F_f)/(w_m - w_f) \\ C_m &= \alpha_{1m}(F_m - F_f)/(w_m - w_f) \end{aligned} \qquad (Ⅳ-3)$$

여기에서 $w_m - w_f$는 성별간 평균 임금격차를, $F_m - F_f$는 여성집중 직종(female dominated jobs)에서 남성과 여성 집중도의 격차를 의미한다. C_f와 C_m 모두 과밀효과를 나타내는 척도가 되고 따라서 이 둘의 평균치를 이용하여 과밀효과를 측정할 수 있다.

2. 과밀가설의 검증결과

본 고에서는 Sorensen(1989)의 방법론을 적용하도록 하며, 2000년에 실시된 제3차 한국노동패널조사의 자료를 이용한다.[15] 조사시점 당시 임금근로자로 취업하고 있었던 15세 이상의 성인남녀를 분석대상으로 하고 있으며, 식(Ⅳ-2)의 남녀 임금식 추정에 사용되는 종속변수와 설명변수의 내역 및 평균치는 다음의 <표 Ⅳ-1>과 같다. 구체적으로 종속변수로 임금의 log값을 사용하였으며, 설명변수로는 직종별 성비, 연령, 연령의 제곱, 배우자유무, 교육기간, 현 직장 근무기간(SK), 현 직장 근무기간의 제곱, 생애 취업경험, 생애 취업경험의 제곱, 지역별 가변수, 상용직 여부, 노동조합 가입여부, 기업규모, 근로시간 형태 및 정부기관 여부를 사용하였다.

직종별 성비는 한국노동패널조사의 표본수가 적어 정확한 직종비율을 구하기 힘들기 때문에 2000년 9월 경제활동인구조사에서 나타난 직종 중분류별 성비(=여성/남성)를 사용하고 있다. 기업규모는 한국노동패널조사의 구분기준에 따라 기업규모를 10개의 범주로 구분한 데이터를 사용하

15) 생애 전체의 취업경험(GK)를 계산하는 과정에서 1차년도와 2차년도 자료를 함께 사용하였다. 1, 2차년도에는 조사되지 않았으나 3차년도에 새로 또는 재진입한 표본의 경우에는 GK의 데이터가 없거나 불명확하여 분석대상에서 제외하였다.

며[16], 정부기관에는 정부투자기관, 정부출연기관, 공사합동기업 및 정부기관 등이 포함된다.

<표 Ⅳ-1> 사용된 변수와 평균값

변수	남성	여성
종속변수		
임금의 log값	4.7836	4.1966
설명변수		
직종분리의 정도		
직종의 성비(여성/남성)	0.6191	1.4118
인구학적 변수		
연령(세)	39.0323	36.4456
연령의 제곱	1629.5768	1456.0983
배우자 유무(0: 없음 1: 있음)	0.7503	0.5699
인적자본 변수		
교육기간(년)	12.3039	11.0513
현 직장 근무기간(년)	5.8435	3.3153
현 직장 근무기간의 제곱	78.5434	28.1522
생애 취업경험(년)	14.4848	8.4363
생애 취업경험의 제곱	305.7312	123.1967
지역변수		
서울	0.2563	0.2508
부산·울산·경남	0.2103	0.2113
대구·경북	0.1045	0.1213
대전·충청	0.0658	0.0649
광주·전라	0.0716	0.0617
인천·경기·강원	0.2787	0.2678
사업체 특성		
상용직 여부(1: yes 0: no)	0.8342	0.7490
노동조합 가입여부(1: yes 0: no)	0.1916	0.0847
기업규모	5.4374	4.8787
근로시간(1: 전일제 0: 시간제)	1.9587	1.8504
정부기관(1: yes 0: no)	0.0619	0.0324

<표 Ⅳ-1>에서 여성은 여성집중 직종에 상대적으로 많이 종사하고 있는 것을 알 수 있으며, 인적자본의 척도인 교육기간, 현 직장 근무기간(SK), 생애 취업기간(GK)의 모든 부문에 걸쳐 성별 격차가 발견된다. 또한 취업의 내용에 있어서도 상용직 비중, 노동조합 가입여부, 기업규모, 근로시간 형태 등 대부분에 걸쳐 남성이 우위적 상황에 있는 것으로 판단된다. 이러한 성별 차이에 기인하여 2000년 여성 임금근로자의 월평균 임금은 75만 5천원으로 남성(132만 8천원)의 56.8% 수준이

16) 구체적으로 기업규모는 (1) 1 4인, (2) 5 9인, (3) 10 29인, (4) 30 49인, (5) 50 69인, (6) 70 99인, (7) 100 299인, (8) 300 499인, (9) 500 999인, (10) 1,000인 이상의 10개 범주로 구분되었다.

다.[17] 더욱이 여성 임금근로자들 사이의 임금 불평등도가 남성에 비해 상대적으로 심각하다. 임금분포의 왜도(skewness)와 첨도(kurtosis)는 남성이 각각 1.4297과 7.4814인데 대해 여성은 1.8532와 8.9381로 나타나 여성은 다수의 저임금 근로자와 소수의 고임금 근로자로 구성되어 있을 가능성을 제기한다.

<표 Ⅳ-2> 남녀 임금함수의 추정결과

설명변수	남성	여성
상수항	2.2981(12.55)	2.2130(10.96)
직종분리의 정도		
직종의 성비(=여성/남성)	-0.0262(-2.50)	0.0394(3.33)
인구학적 변수		
연령(세)	0.0463(5.35)	0.0233(2.38)
연령의 제곱	-0.0006(-6.37)	-0.0003(-2.48)
배우자 유무(0: 없음 1: 있음)	0.1609(6.17)	-0.0441(-1.19)
인적자본 변수		
교육기간(년)	0.0531(15.60)	0.0373(7.28)
현 직장 근무기간(년)	0.0233(6.05)	0.0482(6.26)
현 직장 근무기간의 제곱	-0.0004(-3.12)	-0.0013(-3.48)
생애 취업경험(년)	0.0152(3.44)	0.0129(2.27)
생애 취업경험의 제곱	-0.0003(-2.78)	-0.0002(-1.66)
지역변수		
부산·울산·경남	-0.0830(-3.10)	-0.1304(-3.32)
대구·경북	-0.1791(-5.42)	-0.1758(-3.80)
대전·충청	-0.1375(-3.49)	-0.1585(-2.70)
광주·전라	-0.0854(-2.25)	-0.1574(-2.63)
인천·경기·강원	-0.0512(-2.10)	-0.1210(-3.31)
사업체 특성		
상용직 여부(1: yes 0: no)	0.1306(4.87)	0.1936(5.29)
노동조합 가입여부(1: yes 0: no)	-0.0456(-1.73)	0.0531(1.03)
기업규모	0.0107(3.25)	0.0125(2.94)
근로시간(1: 전일제 0: 시간제)	0.2918(6.25)	0.4360(10.29)
정부기관 여부(1: yes 0: no)	0.0141(0.36)	0.1220(1.59)
관찰치의 수	1,550	956
F-값	63.84	34.51
Adjusted R-square 값	0.3521	0.4081

주: 남성의 경우에는 '정부기관 여부'를 제외한 모든 변수의 회귀계수가 적어도 10%수준에서 유의하며, 여성은 '배우자 유무', '노동조합 가입여부' 및 '정부기관 여부'를 제외하고 적어도 10%수준에서 유의하다.

17) 이 값은 추정에 사용된 근로자만으로 제한하여 평균 임금을 계산한 값이다. 3차년도에 관찰된 모든 임금근로자에 대하여 월평균 임금을 계산한 결과는 여성 75만 9천원, 남성 129만 1천원으로 성비가 58.8%로 상향조정된다.

식(Ⅳ-2)를 추정한 결과는 <표 Ⅳ-2>에 나타나 있다. '정부기관 여부' 등의 일부를 제외한 대부분의 설명변수들이 통계적으로 유의하게 추정되었다. 과밀가설 검증의 핵심인 '직종의 성비'의 회귀계수 값은 남성이 -0.0262로 나타나 과밀가설을 지지하나 여성은 0.0394로 과밀가설과는 반대의 결과를 보여주고 있다.[18] 식(Ⅳ-3)을 이용하여 과밀효과가 성별 임금격차에 미치는 효과를 측정하면 전체 성별 임금격차의 -0.89%만을 설명하여 과밀효과가 사실상 존재하지 않는다고 결론 내릴 수 있다. 나아가 추정결과는 여성은 여성집중 직종에 취업함으로서 임금이 상승하고 반대로 남성은 남성집중 직종의 취업을 통해 임금상승을 기대할 수 있어 과밀가설보다는 인적자본론의 성별 비교우위에 근거한 직종분리론을 지지하는 것으로 가정된다.

추정결과를 남녀간 비교하면 남성은 임금수준이 현 직장의 근속년수(SK)보다는 생애 취업기간(GK)에 의해 결정되는 반면, 여성은 반대로 생애 취업기간보다는 근속년수에 영향받는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 금재호(2000)의 논의와 같이 남성은 취업경험에 따라 인적자본의 축적이 이루어져 생산성의 증가와 임금상승으로 이어지나 여성은 직장경험이 인적자본의 축적으로 연결되지 못하고 있다는 점을 시사한다. 교육에 대한 수익률도 남성이 0.0531인 반면 여성은 0.0373으로 남성이 높다. 또한 지역적 차이에 따라 임금수준의 격차가 있는 것으로 추정되고 있다. 서울을 기준으로 한 추정결과는 대구·경북지역이 서울에 비해 임금이 가장 낮으며, 그 다음으로 대전·충청, 광주·전라의 순서로 나타나 지방경제의 취약성을 다시 한번 보여준다. 사업체 및 고용의 특성에 따라서는 상용직일 경우와 기업규모가 큰 사업체에 근무할수록, 그리고 시간제보다는 전일제 근무시 임금프리미엄이 나타날 가능성을 강력하게 제시하고 있다. 그러나 노동조합의 가입여부는 임금에 별 다른 영향을 미치지 못하여 노동조합의 임금프리미엄이 존재하는가의 의문을 던진다.[19]

Oaxaca의 분해방법을 이용하여 남녀 임금격차의 요인을 분해한 결과, 2000년 한국노동패널데이터에서는 성별 임금격차의 38.1%만이 생산성의 격차로 설명되고 나머지 61.9%는 설명되지 못하고 있다. 이러한 결과는 금재호(2000), 배무기·조우현(1995)[20]의 결과와 거의 일치하는 것으로 1990년 후반의 성별 임금격차의 완화에도 불구하고 설명되지 않는, 또는 성차별적인 임금격차의 상대적 비중은 여전한 것으로 보인다.[21] 보다 구체적으로 남녀 임금격차의 3.8%는 인구학적 차이로 설명되며, 24.4%는 인적자본의 규모 차이에서, 그리고 10.6%는 사업체 및 고용형태에의 차이로 설명된다. 그러나 지역적 분포차이는 불과 0.1%만을 설명하고 있으며, 성별 직종분리는 앞에서 언급한 바처럼 -0.89%만을 설명하고 있다.

Ⅴ. 성차별과 이중 노동시장

18) 과밀가설을 검증하는 직종의 성비에 대한 회귀계수값이 과대 또는 과소 추정될 가능성이 여러 방면에서 제기되었다. 예를 들어, Blau(1984), Filer(1989)는 근로자의 직종이 관찰되지 않는 근로자의 생산성과 연계되어 과대 추정의 위험성을 주장하였다. 보다 자세한 논의는 Sorensen(19989)을 참조할 수 있다.

19) 노동조합의 임금프리미엄 여부에 대해서는 보다 정밀한 분석이 요구된다.

20) 이들의 추정결과에 대해서는 조우현(1998)을 참조할 수 있다.

21) 이러한 Oaxaca 분해결과는 그 동안 성차별의 개선이 없었다는 것을 주장하는 것이 아니다. 반대로 이 결과는 성차별이 완화되었다는 점과 완화폭이 임금격차의 개선과 비례한다는 점을 입증하고 있다.

성별 직종분리와 성차별에 대한 앞의 논의는 노동시장 이중구조와 직종분리의 문제로 쉽게 확대될 수 있다. 여기에서는 노동시장이 여성집중 직종과 남성집중 직종으로 이원화되어 있다는 가정에서 논의를 시작한다. 앞장의 과밀가설이 성차별로 여성이 여성친화적 직종에 집중됨에 따라 과밀현상이 발생하고 그 결과 성별 임금격차가 확대된다는 논의인 것에 대해 이중구조론은 보다 포괄적 관점에서 여성집중 직종과 남성집중 직종 사이에 차이가 존재할 가능성을 제시한다. 즉 성차별뿐만이 아니라 제도 또는 관습과 같은 요인에 의해 노동시장이 분단되었을 경우도 포함된다. 과밀가설 검정결과와 함께 이중구조 여부에 대한 검증결과를 통해 우리나라 노동시장에서 성별 직종분리가 여성의 경제활동 및 임금에 미치는 영향을 성차별적 입장에서 평가할 수 있다.

노동시장 이중구조의 검정방법으로 여기에서는 Dickens and Lang(1985)의 방법론을 원용하기로 한다. Dickens and Lang(1985)은 'switching regression with unknown regimes'를 사용하여 노동시장에서 두 개의 임금함수가 하나의 임금함수보다 더 높은 설명력을 지니고 있다는 것을 보임으로써, 노동시장 이중구조의 존재여부를 검증한다.[22] 구체적으로 노동시장이 1차(primary)와 2차(secondary)의 두 부문으로 구성되어 있다고 할 때, 각 부문의 임금함수식은 다음의 식(Ⅴ-1)과 같이 표시될 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln W_i &= X_i\beta_p + \varepsilon_\pi \\ \ln W_i &= X_i\beta_s + \varepsilon_{si} \end{aligned} \qquad (Ⅴ\text{-}1)$$

또 한 개인 어떤 부문에 속해 있는가는 사전적으로 알 수 없으며 각 부문에 속할 확률만을 교체방정식 (Ⅴ-2)를 통해 파악할 수 있다고 가정한다.

$$y_i^* = Z_i\Gamma + \varepsilon_{wi} \qquad (Ⅴ\text{-}2)$$

여기에서 W_i는 개인의 관찰된 임금이며, X_i와 Z_i는 설명변수의 벡터, β_p, β_s, Γ는 추정될 모수의 벡터를 의미한다. $\varepsilon_p, \varepsilon_s, \varepsilon_w$는 오차항으로 정규분포를 하며, 관찰불능(latent) 변수인 y_i^*는 개인 i가 1차 노동시장에 속할 확률을 나타낸다. 이러한 Dickens and Lang(1985)의 검정방법은 사전적으로 1차와 2차 노동시장을 규정하고 이의 적합성을 검증하는 것이 아니라 사후적으로 이중노동시장의 존재유무 및 그 특성을 파악한다는 장점을 지니고 있다.[23]

이러한 검정방법에 대해 본 고에서는 사전적으로 노동시장을 여성집중 직종과 남성집중 직종으

22) 우리나라에서는 이주호(1992)가 1989년 직종별 임금실태조사 원자료를 이용하여 Dickens and Lang(1985)의 검정을 수행하였다. 그 결과 우리나라에서도 이중노동시장이 존재하는 것으로 나타났다.

23) Dickens and Lang(1985)는 요인분해(factor analysis)나 1차와 2차 노동시장을 사전적으로 결정한 후 임금함수를 비교하는 종전 방법의 문제점을 지적하고 있다. 특히 사전적으로 시장을 구분하는 방법은 근로자의 의사결정이 관찰되지 않는 특성과 독립적이지 못하고 따라서 'sample selection bias'가 발생할 위험성이 높은 것으로 비판한다.

로 구분한다. 이에 따라 식(Ⅴ-2)의 교체방정식에서 y_i는 더 이상 관찰불능(latent) 변수가 아니라 여성직종을 선택하였을 경우 '1'의 값을 남성직종 선택시 '0'의 값을 지니는 것으로 가정한다. 새로운 가정의 도입에 따라 식(Ⅴ-1)과 식(Ⅴ-2)의 모형은 'switching regression model with endogenous switching'으로 전환된다.[24]

교체방정식의 프로빗(probit) 추정결과는 <표 Ⅴ-1>에 나타나 있다. 2000년 한국노동패널조사 시점 당시 임금근로자로 근무하고 있던 개인들만을 대상으로 하였기 때문에 조사시점과 당시 직장의 취업시점이 차이가 나는 경우가 대부분이다. 직종선택의 결정시점은 취업시점이고 따라서 사용된 설명변수들의 값은 취업시점을 기준으로 재계산하여 사용하였다.[25] <표 Ⅴ-1>의 추정결과 여성일 경우와 결혼경험이 있을 때 여성직종에 취업할 확률이 높아지는 반면 이전의 취업경험이 풍부하고 연령이 많을수록 남성직종의 취업확률이 증가하는 것으로 나타났다.

<표 Ⅴ-1> 교체방정식의 추정결과 - Probit 추정

설명변수	추정결과		
	회귀계수	z-값	P>|z|
상수항	0.4373	1.75	0.080
성별(1: 남성 2: 여성)	0.6857	15.77	0.000
연령(년)	-0.0326	-2.33	0.020
연령의 제곱	0.0005	3.12	0.002
교육기간(년)	-0.0751	-12.51	0.000
결혼 경험 여부(1: yes 0: no)	0.1409	2.24	0.025
이전의 전체 취업 기간(년)	-0.0154	-2.37	0.018
이전의 전체 취업 기간의 제곱	0.0003	1.77	0.077
관찰치의 수		4,610	
LR chi-square 값		713.40	
Log likelihood 값		-2816.5	

<표 Ⅴ-2>의 두 번째 열은 단일 노동시장 구조의 가정 아래 모든 근로자의 임금함수를 통상최소자승법(OLS)으로 추정한 결과를 보인다. 세 번째와 네 번째 열은 이중구조의 가정 아래 근로자들의 직종선택 및 임금결정식을 2단계 추정(two-stage estimation)을 한 결과이다. 단일구조 모형에서는 성의 회귀계수 추정치가 -0.3544로 여성의 임금이 남성에 비해 크게 낮다. 이에 대해 국면전환모형에서는 사뭇 다른 결과가 발견된다. 여성직종에서는 성의 회귀계수 추정값이 0.1709로 여성이 남성에 비해 높은 임금을 얻는 것으로 나타난 반면, 남성직종에서는 -0.4038로 성에 따른 임

24) 이 모형의 대표적 예로 Lee(1978)의 노조-비노조 임금모형과 Trost(1977)의 'housing-demand' 모형을 들 수 있다.

25) 또한 여성직종의 여부도 경제활동인구조사 2000년 9월 자료를 기준으로 결정하였다. 이에 따라 경제활동인구조사와 한국노동패널조사의 데이터 차이에서 발생하는 오류의 가능성이 있다. 그러나, 한국노동패널조사의 표본규모가 적어 모든 중분류에 대하여 여성직종의 여부를 정확하게 판단하기 어렵다는 문제점이 더욱 심각하다는 판단 아래 경제활동인구조사의 결과를 사용한다.

금격차 폭이 단일구조 모형에 비해 더욱 증가한다. 이러한 추정결과는 여성이 성차별로 인해 여성 직종에 집중하는 것이 아니라 여성의 자기선택(self selection) 결과일 가능성을 시사하며, 앞의 과 밀가설에 대한 검정결과와도 맥을 같이 한다.

<표 Ⅴ-2> 임금함수의 OLS 추정결과

설명변수	단일구조 모형 (OLS 추정)	국면전환 모형 (2단계 추정)	
		여성 집중 직종	남성 집중 직종
상수항	2.8284(20.16)	0.9537(2.19)	3.1766(4.48)
인구학적 변수			
성별(1: 남성 2: 여성)	-0.3544(-19.49)	0.1709(1.68)	-0.4038(-3.55)
연령(세)	0.0267(4.36)	0.0148(1.55)*	0.0195(2.16)
연령의 제곱	-0.0004(-5.03)	-0.0002(-1.59)*	-0.0003(-2.26)
배우자 유무(0: 없음 1: 있음)	0.0572(2.59)	0.0666(1.80)	0.1011(3.40)
인적자본 변수			
교육기간(년)	0.0466(16.64)	-0.0023(-0.24)*	0.0539(4.63)
현 직장 근무기간(년)	0.0326(9.13)	0.0392(5.76)	0.0262(6.41)
현 직장 근무기간의 제곱	-0.0007(-5.14)	-0.0009(-3.07)	-0.0007(-4.23)
생애 취업경험(년)	0.0188(5.63)	0.0126(2.41)	0.0193(4.20)
생애 취업경험의 제곱	-0.0004(-4.76)	-0.0003(-2.12)	-0.0003(-2.98)
지역변수			
부산·울산·경남	-0.1013(-4.43)	-0.1097(-2.96)	-0.1076(-3.81)
대구·경북	-0.1686(-6.06)	-0.1099(-2.36)	-0.2060(-6.15)
대전·충청	-0.1441(-4.25)	-0.1553(-2.69)	-0.1462(-3.64)
광주·전라	-0.1163(-3.38)	-0.1989(-3.24)	-0.0829(-2.07)
인천·경기·강원	-0.0761(-3.60)	-0.0545(-1.53)*	-0.0907(-3.58)
사업체 특성			
상용직 여부(1: yes 0: no)	0.1545(6.95)	0.1517(4.43)	0.1314(4.55)
노동조합 가입여부(1: yes 0: no)	-0.0177(-0.72)*	0.0167(0.31)*	-0.0428(-1.61)*
기업규모	0.0110(4.18)	0.0071(1.70)	0.0162(4.81)
근로시간(1: 전일제 0: 시간제)	0.4234(13.66)	0.5057(11.19)	0.2931(6.83)
교정항			
α	-	-3.4955(-4.63)	0.0051(0.01)*
관찰치의 수	2440	998	1442
F-값	163.81	56.22	84.51
Adjusted R-square 값	0.5458	0.5216	0.5241

주: '*'는 10%의 유의수준에서도 유의하지 못한 경우이다. 단일구조 모형에서는 '노동조합 가입여부'를 제외한 모든 변수의 회귀계수가 1%수준에서 유의하다.

'Self selection bias'를 교정하는 항인 α도 여성직종은 -3.4955로 1%수준에서 유의하게 추정되었다. 이는 여성직종을 선택하는 근로자의 경우 자기선택적 과정을 거친다는 점을 보인다. 남성직종의 추정식에서는 α의 추정치가 0.0051로 매우 낮을 뿐만 아니라 t-값이 0.01에 불과하여, 자기선

택 오류(self-selection bias)가 없는 것으로 나타났다.

노동시장 이중구조의 검증은 단일시장 모형과 이중구조 모형의 우도비검정(likelihood ratio test)를 통해 판단할 수 있다. 검증결과 두 모형의 log-우도값 차이는 0.1804에 불과하여 이중구조 모형이 노동시장을 더 잘 설명한다는 가설을 기각한다. 따라서 우리나라의 노동시장은 여성직종과 남성직종의 둘로 구분된다는 증거를 발견할 수 없다. 이상의 분석결과는 앞장의 과밀가설 검정결과와 동일하며, 성별 직종분리의 측면에서 살펴본 우리나라의 노동시장은 분단화되어 있기보다는 (성별) 비교우위에 근거한 직종선택 및 직종분리가 이루어지고 있는 것으로 일단 결론 내릴 수 있다. 이러한 측면에서 신고전학파적 인적자본이론이 보다 설득력을 가지고 다가 온다.

VI. 결론

1990년대 여성노동시장은 크게 여성의 경제활동참가율 상승, 임시·일용직의 증가, 그리고 성별 임금격차의 완화로 특징지워진다. 이러한 현상을 성별 직종분리의 측면에서 설명하려는 본 고의 노력은 다음과 같은 몇 가지 사실들을 도출하였다.

첫째, 1990년대에 걸쳐 여성의 경제활동참가율은 큰 폭으로 증가하였으나 3년 9월 이후 여성의 경제활동증가에도 불구하고 성별 직종분리는 더욱 심화되거나 또는 안정적인 변화를 보이고 있다. 1990년 후반 이후 여성의 사회참여에 대한 인식이 향상되고 남성의 전유물 여겨지던 직종의 진입장벽이 완화됨에 따라 성별 직종분리 현상도 개선될 것이라는 인식이 일반적 통념이었다. 그러나 실증분석은 여성의 경제활동증가에도 불구하고 성별 직종분리는 여전히 지속 또는 강화되고 있으며, 남성직종에의 진입장벽이 완화된 점은 인정하지만 이러한 변화가 노동시장 전체적으로 가시화되었다는 증거를 발견할 수 없다.

둘째, 여성직종의 임시·일용직 비중이 남성직종에 비해 크게 높은 것으로 나타났다. 따라서 1990년대 나타나는 여성 임금근로자의 임시·일용직화는 여성근로자의 여성직종 집중화와 밀접한 관련이 있다. 2000년 9월의 경우 여성직종에 근무하는 여성 임금근로자의 20.2%만이 상용직으로 조사되었다. 또한 남성의 상용직 비중은 모든 직종에 걸쳐 여성보다 높아 직종내의 성차별이 심각할 가능성을 제시한다.

셋째, Sorensen(1989)의 방법에 따라 과밀가설을 검정한 결과 과밀가설의 기각으로 나타났다. 과밀효과가 성별 임금격차에 미치는 효과는 -0.89%로 매우 적은 반면 남성과 여성은 각각 남성직종과 여성직종에 취업할 때 임금 상승효과가 발생하는 것으로 추정되었다.

넷째, 우리나라 노동시장이 여성직종과 남성직종의 둘로 구성된 이중구조를 가지고 있다는 가설을 우도비 검정한 결과도 이중구조의 존재를 기각하였다. 이러한 검정결과는 과밀가설의 검정결과와 동일선상에 있으며, 우리나라의 노동시장이 직종에 따라 분단되어 있기보다는 성별 비교우위에 근거한 직종선택 및 직종분리가 이루어지고 있는 것으로 판단된다. 특히 여성은 여성직종에 진출함으로써 임금상승을 기대할 수 있고, 남성은 남성직종에 취업함으로써 임금이 증가하는 현상이 발견된다. 이는 직종선택에 있어서의 자기선택과정이 실재함을 입증하고, 성별 직종분리의 측면에

서 분단노동시장적 접근보다는 인적자본이론이 더욱 설득력이 있음을 시사한다.

종합적으로 1990년대 여성노동시장에서 여성의 경제활동증대는 임시·일용직의 비중이 높은 여성직종에의 집중을 통하여 이루어졌으며 그 결과 임시·일용직 여성근로자의 비중이 큰 폭으로 증가하였다. 또한 이들 여성직종에의 진입은 자기선택과정의 결과로 여성집중화를 통해 여성의 임금이 상승하고 성별 임금격차가 완화된 측면이 있다.

본 고에서는 이상과 같은 논의를 통해 1990년 여성노동시장의 주요 특징을 체계적으로 설명하고 있다. 노동시장 및 성차별의 다양한 측면을 감안할 때, 이러한 설명은 부분적인 정확성을 지닐 뿐이다. 특히 과밀가설과 이중노동시장의 검정결과가 우리나라 노동시장에서의 성차별 해소를 시사하는 것은 아니다. 남성직종에의 진입장벽이 채용제한이 아니라 여성직종의 임금수준보다 낮도록 저임금을 책정한다던가 또는 승진기회를 제한하는 등 상대적 박탈을 통해 실행될 때 통계적 추정결과가 과밀가설이나 이중노동시장 가설을 기각하고 성별 비교우위론으로 잘못 나타날 위험성도 고려되어야 한다. 더불어 진입장벽과 진입 이후 승진, 보직, 훈련에서의 장벽은 분리되어 설명되어야 한다. 직종 내에서의 성차별은 아직도 심각한 수준인 것으로 여겨지며, 이는 동일 직종 내에서 상용직 남성과 상용직 여성의 비중이 모든 직종에서 발견할 수 있는 데에서도 알 수 있다.

또한 본 고의 발견과 같이 성별 직종분리가 성별 비교우위에 근거를 두고 있다고 할지라도 현재의 성별분리 정도는 상당히 심각한 것으로 판단된다. 현재까지는 성별 비교우위에 입각한 자기선택적 과정을 통해 직종분리가 이루어진 측면이 있고 ,그 결과 직종분리가 완화되지 않더라도 여성의 경제활동증가와 성별 임금격차의 완화가 가능하였을 것이다. 그러나 향후 여성의 경제활동욕구가 더욱 증가할 것으로 예상되고, 그 결과 여성직종의 노동력 추가 진입에 따라 여성직종에서 과밀현상에 의한 임금하락의 압력이 발생할 가능성도 염두에 두어야 한다. 직업분류 기준의 차이 등에 기인한 직접비교의 곤란으로 우리나라의 성별 직종분리가 국제적으로 어느 정도 수준인지 판단하기 어렵다. 그러나 2000년 9월 현재 여성 근로자의 77.0%가 12개의 여성직종에 종사하고 있다는 사실은 분명 정책적 관심의 대상일 것이다. 여성직종의 집중현상을 막기 위해서는 남성직종에의 여성참여를 증대시켜야 할 필요성이 있다. 특히 '생명과학 및 보건전문가'와 '교육전문가'를 제외한 전문직과 '고위임직원 관리자'에 속한 여성의 비율은 매우 낮은 상황이다. 2000년 9월의 경우 법인관리자의 4.3%와 종합관리자의 3.4%만이 여성이며 입법공무원 및 고위임직원에는 여성의 비율이 0.0%에 불과하다. 따라서 이들 직종에서의 여성 진출을 확대시키려는 정책적 노력이 필요할 것이다.

참고문헌

강세영, 「사업체를 중심으로 본 한국 노동시장의 성별 분리현상」, 『한국사회학』 29 여름호 (1995): 321-345

금재호, 「여성 노동시장의 고용구조와 실업」, 『한국 노동시장의 구조와 변화』 (2000) 서울: 한국노동연구원

김영화, 「한국 노동시장의 분절과 남녀 임금 불평등」, 송호근 편 『노동과 불평등』 (1990) 서울: 도서출판 나남

김태홍, 「한국의 직종별 임금격차에 대한 실증적 연구」 성균관대학교 박사학위 논문 (1992)

어수봉, 「성별 직종분리와 성별 임금격차」, 『한국노동연구』 2 (1991): 41-88

이주호, 「한국의 이중노동시장에 관한 실증분석」, 『노동경제논집』 15 (1992): 37-75

서병선 · 임찬영, 「한국 근로자의 직종선택과 성별 임금격차」, 비발간 원고 (2001)

_____, 「한국 근로자의 직종선택: 성별 직종분리와 1995-1998년 직종선택의 변화」, 미발간 원고 (2000)

송일호, 「남녀구성비에 의한 직업간의 임금격차 분석: BPS 기법에 의한 실증분석」, 『계량경제학보』 7 (1996): 149-169

유재술 · 허무열, 「노동시장내에서의 성분리에 따른 혼잡현상분석」, 『노동경제논집』 17권 (1994. 12): 161-181

조우현, 『노동경제학』 (1998) 서울: 법문사

황수경, 「직종특성으로 살펴 본 성별 직종분리: 미국노동시장을 중심으로」, 미발표 원고 (2001)

Aigner, Dennis J. and Glen G. Cain, "Statistical Theory of Discrimination in Labour Markets", *Industrial and Labor Relations Review* (1977): 175-187

Aldrich, Mark and Robert Buchele, "The Economics of Comparable Worth" (1986) Cambridge, Mass.: Ballinger

Anker, Richard, "Theories of Occupational Segregation by Sex: An Overview", in M. F. Loutfi eds., *Women, Gender and Work* (2001) Geneva: ILO

Arrow, Kenneth, "Models of Job Discrimination", in Anthony H. Pascal ed., *Racial Discrimination in Economic Life* (1972) Lexington: Lexington Books

Becker, Gary S., "The Economics of Discrimination", (1971) Chicago: the University of Chicago Press.

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

Berrebi, Z. M. and J. Silber, "Dispersion, the Gini Index of Inequality and the Flatness of an Income Distribution", *Mathematical Social Sciences* 18 (1989): 229-237.

Blau, Francine D, "Occupational Segregation and Labor Market Discrimination", in Barbara F. Reskin ed., *Sex Segregation in the Workplace* (1984) Washington D. C.: National Academy Press

Boisso, Dale, Kathy Hayes, Joseph Hirschberg and Jacques Silber, "Occupational Segregation in the Multidimensional Case", *Journal of Econometrics* 61 (1994): 161-171

Bulow, Jeremy I. and Lawrence H. Summers, "A Theory of Dual Labor Markets with Application to Industrial Policy, Discrimation, and Keynesian Unemployment", Journal of Labor Economics 4 no. 3 (1986): 376-414

Butler, R. J., "New indices of segregation", *Economic Letters* 24 (1987): 359-362

Coate, Stephen and Glenn Loury, "Antidiscrimination Enforcement and the Problem of Patronization", *American Economic Review* 83 (1993a): 92-98

Deutsch, Joseph, Yves Fluckiger and Jacques Silber, "Measuring Occupational Segregation", *Journal of Econometrics* 61 (1994): 133-146.

Dickens, W. T. and Kevin Lang, "A Test of Dual Labor Market Theory", *the American Economic Review* 75 (1985): 792-805

Doeringer, Peter B. and Michael J. Piore, "Internal Labor Markets and Manpower Analysis" (1971) Lexington: Lexington Books

Duncan, O. D. and B. Duncan, "A Methodological Analysis of Segregation Indices", *American Sociological Review* 20 (1955): 210-217.

England, P., M. Chassie, and L. McCormack, "Skill Demands and Earnings in Female and Male Occupations", *Sociology and Social Research* 66 no. 2 (1982): 147-168

Ferber, M. A. and Helen M. Lowry, "The Sex Differential in Earnings: A Reappraisal", *Industrial and Labor Relations Review* 29 no. 3 (1976): 377-387

Filer, Randall, "Occupational Segregation, Compensating Differentials and Comparable Work", in Robert Michael and Heidi Hartmann eds., *Pay Equity: Empirical Inquiries* (1989) Washington D. C.: National Academy Press

Huchens, R. M., Segregation Curves, Lorenz Curves and Inequality in the Distribution of People

Across Occupations", Mathematical Social Science 21 (1991): 31-51

ILO, "Employment, incomes and inequality: A Strategy for Increasing Productive Employment in Kenya" (1972) Geneva

Johnson, George E. and Frank P. Stafford, "Alternative approaches to occupational exclusion", in I. Persson and C. Jonung. eds., *Women's work and wages* (1998) London: Routledge

Lee, L. F., "Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equation Model with Qualitative and Limited Dependent Variables", *International Economic Review* 19 (1978): 415-433

O'Neil, June, "the Determinants and Wage Effects of Occupational Segregation", (1983) Washington D. C.: The Urban Institutes

Phelps, Edmund S., "the Statistical Theory of Racism and Sexism", *American Economic Review* 62 no.4 (1972): 659-661

Silber, J., "On the Measurement of Employment Segregation", *Economics Letters* 30 (1989): 237-243.

Sorensen, Elaine, "The Crowding Hypothesis and Comparable Worth", *the Journal of Human Resources* 25 (1990): 55-89

Standing, Guy, "Global feminization through flexible labor", *World Employment Programme Research, Working Paper* No. 31 (1989) Geneva: ILO

Thaler, R. and S. Rosen, "The Value of Saving a Life: Evidence from the Labor Market", in: N. Terleckyj, ed., *Household Production and Consumption* (1975) New York: NBER

Treiman, Donald J. and Hei야 I. Hartmann, eds, "Women, Work and Wages: Equal Pay for Jobs of Equal Value", (1981) Washington D. C.: National Academy Press

Trost, R. P., "Demand for Housing: A Medel Based on Inter-related Choices between Owning and Renting", Unpublished Ph.D. dissertation (1977) University of Florida

부표

<부표 1> 직종 중분류별 남녀 취업자수 비율 (여성/남성)

분류	전체 근로자			임금근로자		
	1993년	1997년	2000년	1993년	1997년	2000년
1. 입법공무원, 고위임직원 및 관리자						
11. 입법공무원 및 고위임직원	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
12. 법인관리자	0.029	0.015	0.050	0.034	0.016	0.043
13. 종합관리자	0.059	0.060	0.060	0.029	0.011	0.034
2. 전문가						
21. 물리, 수학, 공학전문가	0.084	0.059	0.104	0.092	0.052	0.111
22. 생명과학 및 보건 전문가	0.943	0.840	1.115	1.847	1.937	2.369
23. 교육전문가	0.687	0.927	1.124	0.686	0.836	1.075
24. 기타 전문가	0.337	0.352	0.319	0.382	0.376	0.309
3. 기술공 및 준전문가						
31. 자연과학 및 공학기술공	0.234	0.156	0.140	0.229	0.156	0.133
32. 생명과학 및 보건 준전문가	2.415	2.699	2.052	3.857	3.857	3.106
33. 교육 준전문가	3.413	3.052	3.954	3.382	3.948	4.482
34. 기타 준전문가	0.200	0.243	0.185	0.198	0.266	0.200
4. 사무직원						
41. 일반사무직원	0.481	0.674	0.671	0.454	0.623	0.614
42. 고객봉사 사무직원	3.945	4.909	4.127	3.894	4.669	3.862
5. 서비스 및 판매 근로자						
51. 대인 및 보호서비스 근로자	1.989	2.287	2.250	2.340	3.043	2.866
52. 모델, 판매원 및 선전원	0.946	1.033	1.042	0.942	1.194	1.339
6. 농업 및 어업 숙련근로자						
61. 출하목적 농업 및 어업 숙련근로자	0.931	0.966	0.937	0.220	0.590	0.761
62. 자급 농업 및 어업 근로자	0.618	-	0.509	0.000	-	0.000
7. 기능원 및 관련 기능근로자						
71. 추출 및 건축 기능근로자	0.041	0.042	0.040	0.042	0.050	0.039
72. 금속, 기계 및 관련 기능근로자	0.063	0.055	0.033	0.063	0.055	0.028
73. 정밀, 수공예, 인쇄 및 관련 근로자	0.523	0.280	0.361	0.671	0.300	0.425
74. 기타 가능원 및 관련기능 근로자	1.539	1.668	1.536	1.833	1.985	1.811
8. 장치, 기계조작원 및 조립원						
81. 고정장치 및 관련조작원	0.073	0.016	0.019	0.069	0.017	0.013
82. 기계조작원 및 조립원	0.730	0.453	0.410	0.740	0.466	0.419
83. 운전기사 및 이동장치 조작원	0.005	0.006	0.015	0.004	0.006	0.015
9. 단순노무직 근로자						
91. 행상 및 단순서비스직 근로자	1.273	1.130	1.062	1.492	1.205	1.082
92. 농림어업 관련 단순노무자	3.456	3.664	2.390	3.511	3.423	2.456
93. 채광, 건설, 제조 및 운수관련	0.637	0.782	1.072	0.618	0.768	1.056
전 체	0.688	0.704	0.716	0.613	0.643	0.678

자료: 경제활동인구조사 원자료,

<부표 2> 직종 중분류별 상용직 임금근로자의 비중: 2000년 9월

분류	남성	여성	전체
1. 입법공무원, 고위임직원 및 관리자			
11. 입법공무원 및 고위임직원	92.18	100.0	92.62
12. 법인관리자	99.44	100.0	99.46
13. 종합관리자	94.06	76.57	93.32
2. 전문가			
21. 물리, 수학, 공학전문가	87.92	75.38	86.62
22. 생명과학 및 보건 전문가	83.35	83.94	83.78
23. 교육전문가	85.35	78.40	81.78
24. 기타 전문가	85.08	61.15	78.94
3. 기술공 및 준전문가			
31. 자연과학 및 공학기술공	81.27	54.14	77.21
32. 생명과학 및 보건 준전문가	58.94	82.74	77.16
33. 교육 준전문가	22.18	20.02	20.42
34. 기타 준전문가	79.06	56.83	75.10
4. 사무직원			
41. 일반사무직원	78.46	53.80	67.91
42. 고객봉사 사무직원	65.49	50.66	53.72
5. 서비스 및 판매 근로자			
51. 대인 및 보호서비스 근로자	30.27	8.10	13.63
52. 모델, 판매원 및 선전원	24.07	9.65	14.97
6. 농업 및 어업 숙련근로자			
61. 출하목적 농업 및 어업 숙련근로자	19.49	3.26	12.42
62. 자급 농업 및 어업 근로자	27.06	-	27.06
7. 기능원 및 관련 기능근로자			
71. 추출 및 건축 기능근로자	14.87	2.95	14.32
72. 금속, 기계 및 관련 기능근로자	57.52	39.33	56.95
73. 정밀, 수공예, 인쇄 및 관련 근로자	42.11	30.90	38.37
74. 기타 가능원 및 관련기능 근로자	24.98	15.19	18.38
8. 장치, 기계조작원 및 조립원			
81. 고정장치 및 관련조작원	81.59	100.00	81.89
82. 기계조작원 및 조립원	72.04	52.48	65.79
83. 운전기사 및 이동장치 조작원	57.57	40.64	57.33
9. 단순노무직 근로자			
91. 행상 및 단순서비스직 근로자	24.74	5.98	14.77
92. 농림어업 관련 단순노무자	1.23	0.51	0.71
93. 채광, 건설, 제조 및 운수관련	11.68	11.01	11.32
전 체	53.28	25.58	40.88

자료: 경제활동인구조사 원자료