노 동 정 책 연 구
2015. 제15권 제4호 pp.1~24
한 국 노 동 연 구 원

연구논문

# 우리나라 노동시장 내 성별 직종분리의 변화*

사 명 철**

본 연구는 우리나라 노동시장 내 성별 직종분리를 1993~2013년 기간 동안의 지수 변화 추이를 통해 살펴보고, 변화 원인을 탐구하고자 수행되었다. 세분화된 직종 코드와 대량의 관측치를 제공하는 고용노동부의 「고용형태별 임금실태조사(임금구조)」 자료를 활용하여 성별 직종분리 지수의 도출 및 기간 간 분해를 수행하였고, 다음과 같은 결과를 얻을 수 있었다. 첫째, 성별 직종분리는 노동시장 전체 근로자 대상 분석에서는 완화되는 경향이 나타났으나, 학력별로 구분하여 살펴본 결과 대졸 미만과 대졸 이상 집단의 지수가 분석기간 동안 등락을 거듭하고 있어 1993년과 2013년의 지수에서 큰 차이를 발견할 수 없었다. 둘째, 지수 분해를 성 비중 효과와 직종규모 효과로 살펴본바, 직종규모 효과는 전 분석 기간 동안 분리지수를 감소시키는 방향으로 작용하고 있었으나, 성 비중 효과는 그와 반대로 분리지수를 증가시키는 움직임을 보였다.

핵심용어 : 성별 직종분리, 던칸 지수, 지수 분해

논문접수일 : 2015년 8월 12일, 심사의뢰일 : 2015년 8월 21일, 심사완료일 : 2015년 10월 28일

* 논문에 유익한 논평을 해주신 익명의 심사자 두 분께 감사를 표한다. 아울러 이 논문은 사명철(2015)의 박사학위 논문 「직종 내 여성 비율의 변화와 임금효과」의 제2장 제1절을 수정・보완한 것이다.

** 한국지방세연구원 위촉연구원(105baram@hanmail.net)

# Ⅰ. 머리말 : 문제 제기

‘성별 직종분리(occupational segregation by gender)’는 여성과 남성이 어떠한 이유에 의해 분리되고 집중되어 있는 현상이라고 할 수 있다. Anker(1997)에 따르면, 성별 직종분리의 심화에 대한 대처가 노동시장에서 중요한 이슈가 되는 까닭은 성별 직종분리가 노동시장의 경직성과 경제적 비효율성의 주요한 원인이 되기 때문이며, 여성의 인적자원을 낭비시키고 노동유연성을 악화시키기 때문이다.[1] Anker(1997) 이외에도 다수의 연구들이 ‘남성과 여성이 다른 직업에서 일하는 경향으로서의 성별에 따른 직종분리’가 임금에 있어서의 성별 임금격차의 원인이 될 수 있다는 사실에 대하여 우려를 표했다(황수경, 2001; 조혜선, 2002; 김애실, 2004; Anker, 1997; Levanon et al., 2009; Blau et al., 2010; Blau et al., 2013). 실제 1990년대 이후 우리나라 취업자 수 증가는 여성이 주도해 왔지만, 이들 태반의 고용형태는 임시 · 일용직이고, 주요 집중 직종은 서비스 · 판매직종에 한정되어 질적인 개선이 크게 이루어지지 못했다(금재호, 2000). 특히 IMF 이후 생산직에서의 여성 감소를 감안하면 성별 직종분리에 대한 연구는 우리나라에서 더욱 중요하다. 평균적인 의미에서 생산직이 서비스직이나 판매직보다 임금이 높게 나타나고, 고학력 여성 근로자의 노동시장 진출이 꾸준히 늘어나고 있는 상황이기 때문에 특정 직종으로의 여성 집중은 해당 직종에 몰린 고학력 여성 근로자 개인에게 있어서도 좋은 현상이 아니고, 노동시장 전체에 있어서도 상당한 비효율을 유발할 수 있다.[2]

이에 본 연구에서는 우리나라 성별 직종분리를 Duncan and Duncan(1955)의 지수를 활용하여 살펴본 후 Fuchs(1975)의 기간 간 분해기법을 통해 성 비중

1) 또한, 성별 직종분리는 남성이 여성을 보는 시선과 여성이 여성 자신을 보는 시선에도 부정적인 영향을 끼치게 된다. 이런 부정적인 영향이 여성의 소득(income)과 고용상태(status), 도덕성(morality), 정신상태(mobidity), 빈곤(poverty) 등의 사회적 요소에도 부정적인 영향을 주게 될 것이고, 나아가 교육(education)이나 취업 이후의 훈련(training)에도 부정적인 효과가 있을 것이다(Anker, 1997).

2) 그렇기에 성별 직종분리를 파악하기 위한 연구는 지속적으로 이루어져야 한다.

효과와 직종규모 효과로 분해하여 우리나라 성별 직종분리의 변화가 어떻게 이루어져 왔는지 살펴볼 것이다. 구체적으로 이후 제Ⅱ장에서는 성별 직종분리에 대한 이론적 흐름을 살펴보고, 제Ⅲ장에서는 「고용형태별 근로실태조사(임금구조)」의 1993~2013년도 자료를 기반으로 성별 직종분리 지수를 전체 집단과 학력 집단으로 구분하여 도출, 그 추이를 살펴본 후 해당 분석 기간 동안의 변화를 성 비중 효과와 직종규모 효과로 분해하여 지수의 변화에 어떤 요인이 영향을 주고 있는지를 살펴볼 것이다. 마지막으로 제Ⅳ장에서는 분석결과를 요약한 후 그 결과가 우리나라 노동시장에 주는 의미에 대하여 논하겠다.

# Ⅱ. 성별 직종분리에 대한 이론적 흐름

## 1. 이론적 흐름

성별 직종분리에 대한 이론적 설명은 크게 신고전학파(neo-classical)의 인적자본론(human capital theories)과 조직 및 노동시장 분단론(institutional & labour market segmentation theories), 그리고 비경제적인 젠더이론(non-economical feminist or gender theories)으로 분류할 수 있다(Anker, 1997).[3)]

인적자본론의 견해에 따르면, 노동시장에 진입하는 근로자는 자신이 가지고 있는 능력(교육수준, 경험 등)에 자신의 제약조건(자녀, 가족부양 등)을 고려한 선호(preferences)가 반영된 최적의 임금을 주는 직업을 찾는다. 그리고 고용주는 수익을 극대화하고 비용은 최소화하는 전략을 취하기 때문에 노동시장이 경쟁적이고 효율적이라는 가정 하에서 자신이 채용한 근로자에게 노동의 대가로 지불하는 임금을 한계생산물(marginal product)만큼 책정할 것이다. 이런 전제하에 크게 세 가지 관점이 존재한다. 첫째로 노공공급 측면에서 바라본 시선이 존재한다. 신고전학파의 인적자본론은 노동시장 내 여성의 낮은 인적자본수준과 가정 내 여성의 역할을 강조한다. 여성이 자신이 원하는 직업을 가지지 못하

3) 통계적 차별이론, 성이론, 수직적·수평적 분리 등은 금재호(2004), Anker(1997), 허은(2013) 등에 잘 정리되어 있다.

는 이유가 그 직업이 요구하는 교육수준 및 경험을 가지고 있지 못한 것이라면, 이는 그 여성이 속한 가정에서 충분한 교육을 제공하지 못했기 때문일 수 있다. 그리고 반대로 여성에게 주어지지 않은 만큼의 기회가 남성에게 돌아간다면 결국 이는 노동시장에서의 기회의 차이 즉, 직업 획득에서의 차이를 발생시킨다는 것이다. 또한, 가정에서의 일과 육아에 있어서 여성에게 더 큰 책임을 요구하기 때문에 조금 돈을 덜 받고 상대적으로 안정적이지 않더라도 가정에서의 책무를 할 수 있는 직업을 고르게 되는 것이 최적의 선택이 되는 것이다.[4] 두 번째로 노동수요적인 측면이 있다. Becker(1971)는 고용주들이 노동공급자의 가시적인 특성인 인종(race), 성(gender), 연령(age), 장애(disability) 등에 대한 편견을 가지고 있음을 말한다. 이들은 이런 가시적인 특성에서 상대적으로 차별적 위치에 있는 노동공급자를 채용할 경우 그 상대적 특성으로 인해 추가적인 비용이 발생할지도 모른다고 여기기 때문에 그들에 대한 채용을 꺼리게 될 수 있다. 세 번째로 성별 비교우위에 바탕을 둔 인적자본론적 접근을 들 수 있다. Thaler and Rosen(1976)는 남성과 여성이 직업에 대해 서로 다른 선호체계를 가지고 있고, 그 결과로써 경제활동참가율, 직종 및 임금에서의 격차가 발생한다고 주장한다. 반면에 Polachek(1976)은 특정한 직업에 여성들이 몰려 있는 이유는 생애주기로 인해 지속적인 경력을 추구할 수 없는 여성 근로자가 생활방식 최적화라는 전략에 의해서 남성들과 다른 방식으로 직업을 선택하기 때문이며, 이에 따라 직업분포에 나타나는 불평등 현상은 예상되는 근속기간에 따라 개인들이 합리적으로 선택한 결과임을 밝혔다.

인적자본론적 견해와 다르게 조직 및 노동시장 분단론을 기반으로 한 성별 직종분리에 대한 설명은 다음과 같다. 노동시장 분단론은 신고적학파의 시장에 대한 근로자와 고용주의 가정은 인정하지만, 노동시장은 하나가 아니고 여러 개의 노동시장이 존재하면서 각각의 노동시장에서 근로자와 고용주가 효율적인 선택을 하면서 작동하고 있다고 가정한다. 이 영역에서 가장 유명한 이론은 이중노동시장론(dual labor market theory)으로 Piore and Doeringer(1971)가 제

4) 다만, Anker(1997)는 여성의 노동시장 진출이 급격히 증가하고 있는 추세, 기혼 연령의 상승 및 여성 가구주의 증가에 따른 가사노동에서의 양성 평등화의 진전, 직업의 다양화 등으로 인해 인적자본론에 기반을 둔 노동공급 측면만으로는 성별 직종분리를 설명하는 것에는 한계가 있음을 지적한다.

시하였다. 이들은 노동시장을 높은 임금, 고용안정성, 승진 기회, 노동 규칙의 관리과정에 있어서의 평등보장이 되는 1차 노동시장(primary market)과 낮은 임금, 낮은 성과급, 고용불안(열악한 노동조건과 높은 이직률 등), 낮은 승진 기회, 자의적인 노동 규칙 등으로 대변되는 2차 노동시장(secondary market)으로 구분한다.[5] 이런 노동시장 분단론에 성차별과 성별 직종분리를 도입한 것이 구축가설(crowding hypothesis)이다.[6] Bergmann(1974)의 구축가설은 기업이 남성의 일자리로 간주되는 자리에는 여성을 배제하는데, 이러한 일반적인 남성의 일자리가 고임금・고숙련 일자리이다 보니 여성들은 상대적으로 저임금・저숙련 일자리로 몰리게 된다는 것이다. 남성은 고임금・고숙련 일자리에 집중되고, 여성은 저임금・저숙련 일자리로 몰리다 보니 성별 임금격차가 발생하고 더욱 확대된다는 견해를 보인다.

## 2. 선행연구

성별 직종분리를 지수화 및 분해하여 파악한 대표적인 연구들은 다음과 같다.[7] 먼저, 류재술・허무열(1995)은 1982～1992년 사이의 Duncan지수를 통해 직종에 한정한 Duncan지수와 직종에 산업을 추가하여 도출한 지수 등 두 가지로 성별 직종분리를 살펴보고 있다. 먼저 직종에 한정한 경우, 지수가 1982년 60.5에서 1992년 54.6으로 감소하고 있음을 보였다. 이는 성별 직종분리가 높은 수준이지만 지속적으로 감소하는 경향이 있다고 볼 수 있다. 직종에 산업을 추가한 지수에서는 1982년은 61.5로 이전 지수와 유사하지만 1990년은 60.5로 거의 감소하지 않은 것을 보이고 있다. 금재호(2004)는 통계청의 경제활동인구

5) 이 외에도 Standing(1989)은 노동시장은 정적(static)인 영역과 혁신적인(progressive) 영역으로 구분하며, ILO(1972)는 공식적인(formal) 영역과 비공식적인(informal) 영역으로 구분하기도 한다(Anker, 1997).

6) 일부 연구에서는 과밀가설이라고 번역하기도 한다.

7) 이 연구들 이외에도 서병선・임찬영(2002)은 선택모형과 임금함수로 이어지는 Hec-kman's 2-step 방식으로 성별 직종분리를 임금격차와 연계하여 분석하고 있다. 이 연구는 직종선택모형을 성별로 추정한 결과에 의해 직업 대분류에 대한 성별 선택확률이 달라지는 결과를 통해 성별 직종분리를 파악하고 있다. 허식(2003)은 Oaxaca(1973)의 임금분해 방식의 변형을 통해 직종에 따른 성별 임금격차를 분해함으로써 직종에 따라 임금에서의 차별이 다르게 나타남을 보이고 있다.

조사 자료를 기반으로 Duncan지수를 도출하여, 1993년 37 정도에서 2000년 40 정도로 지수가 상승하고 있음을 확인했다. 금재호 · 윤자영(2011)의 보고서에서는 금재호(2004)와 동일한 자료이지만 Duncan지수를 2004~2008년의 기간 동안 살펴보고 있는데 그 값이 약 43~45 정도로 유지되고 있다. 아울러 직종분리지수를 학력별로 도출하고 있는데, 전체와는 다르게 중졸 이하에서는 약 80, 고졸은 약 99, 전문대졸 이상은 약 87 정도로 나타나 그 편차가 매우 크게 나타났다. 최근 연구로는 허은(2013)을 들 수 있다. 이 연구는 성별 직종분리를 Blackburn et al.(2001)의 수평적 분리와 수직적 분리로 분석하고 있다.[8] 직종세분류 자료를 확보하기 위해 산업 · 직업별 고용구조조사(한국고용정보원) 원자료 2007~2009년까지의 자료를 활용, 가중 지니계수 방식으로 직종분리 지수를 도출한 후 수평적 분리와 수직적 분리를 직업 서열 변수 간 상관관계를 활용한 '소머스의 d(Somers's d)'로 분리하여 제시한다. 그 결과 전반적으로 높은 성별 직종분리가 우리나라 노동시장에 존재하면서 동시에 적지 않은 수직적 분리 역시 존재하여, 낮은 임금수준에 여성 근로자가 집중되어 있음을 보였다. 다만, 2007년에서 2009년으로 가면서 수직적 분리의 정도가 약해지고 있음도 확인시켜 주었다.

해외 선행연구의 경우 성별 직종분리 지수의 도출과 그 분해에만 집중한 연구들이 다수 존재한다. 지수의 도출과 분해에 대한 초창기의 대표적 연구로 Blau and Hendricks(1979)가 있다. 이들은 미국을 대상으로 1950~1970년까지의 노동시장에 대한 성별 직종분리 연구를 Duncan지수의 도출과 추이 분석, 그리고 Fuchs(1975)의 분해방식을 통해 살펴보고 있다. 1960년대 이후 미국에서 남성 직종으로의 여성 유입과 여성 직종으로의 남성 유입이 일어나기 시작하였고, 이로 인해 성별 직종분리는 상당히 완화되어 갔음을 보여준다. 이를 '성별을 따지지 않는(sex-blind)' 고용의 성과로 파악하며, 1970년대 이후에는 그 현상이 조금 더 진전되어 성별 직종분리가 지속적으로 완화되어 갈 것이라고 예측하고 있다. Blau, Brummund and Liu(2013)는 비슷하지만 약간 다른 결과를 내놓았다. 이 연구 역시도 미국에서의 성별 직종분리 지수의 흐름과 분해를 유

8) 여기서 수직적 분리는 성 차별과 결부되는 분리를 의미하고, 수평적 분리는 일반적 의미에서의 직종분리를 의미한다.

사한 분석방법을 통해 보여주고 있다. 그 결과 역시 미국 노동시장 내 성별 직종분리는 지속적으로 감소하고 있음을 재차 확인시켜 주었다. 다만, 분리지수의 감소가 이전에는 '성별을 따지지 않는(sex-blind)' 고용의 성과를 그 주요 원인으로 파악했던 반면에, 2013년도 연구에서는 준비되어 있는 여성의 노동시장 진입으로 보고 있다. 분석 기간 동안 미국 내 고졸 여성에게서의 성별 직종분리 지수는 크게 변화하지 않았음에도 대졸 여성에게서는 크게 감소하였는데, 이를 기존보다 더 뛰어나고 준비되어 있는 이들이 노동시장에 진입함으로써 노동시장 내 직종분리를 포함한 차별이 완화된 것으로 파악한다.

주요 선진국이 아닌 개도국에서도 성별 직종분리에 대한 연구는 상당히 중요하다. 노동시장 내에서 남성과 여성 사이에 불평등을 불러오는 중요한 요인으로서 성에 기반을 둔 직종분리(Gender-based occupational segregation)는 지속적인 연구의 대상이기 때문이다. Deutsch et al.(2002)은 코스타리카, 에콰도르, 우루과이의 성별 직종분리에 대한 연구를 진행하였다. 이 연구에서는 지수의 장기적 흐름을 파악하고자 1989년, 1993년, 1997년도의 성별 직종분리 지수를 도출하여 비교하고 있다.[9] 이들은 성별 직종분리를 고학력과 저학력으로 나누어 분석한 뒤, 저학력 근로자집단에서 시간이 흐를수록 성별 직종분리가 심화되고 있는 현상이 세 나라 모두에서 나타남에 우려를 표한다. Watts(2003)는 1986~2002년 호주 노동시장의 성별 직종분리의 흐름을 살펴보고 있다. 직종 대분류별로 분리지수를 도출한 결과 판매·서비스직(Clerical, Sales & Service), 기술공(Skilled Blue Collar)에서 호주의 평균보다 높은 수준의 성별 직종분리가 나타나고 있음을 밝히지만, 파트타임 고용의 증대에도 불구하고 1986년부터 2002년까지도 성별 직종분리에 큰 변화가 없음을 보이며, 성별 직종분리 완화를 위한 입법행위의 목적에 대해 탐구하고 있다. Mora and Ruiz-Castillo(2003)는 1977년과 1992년의 2개 연도의 성별 직종분리를 파악하고 지수의 분해를 통해 그 기간 간 변화 역시 추가적으로 살펴보고 있다. 그 결과 해당 기간 동안 스페인 내 고용구조의 변화는 대다수가 농업직과 블루칼라 직군의 감소에서 나타난 결과물로 볼 수 있으며, 추가적으로 노동시장 참여

9) 흥미롭게도 코스타리카, 에콰도르, 우루과이 세 나라의 절대 임금수준은 낮지만 남성 임금 대비 여성 임금수준은 75~94%로 우리나라의 60% 수준과 비교하여 매우 높게 나타났다.

자의 교육수준에 따라 성별 직종분리의 수준이 달라지고 있다는 것을 밝혔다. Zveglich and Rodgers(2004)의 경우 대만 노동시장을 대상으로 성별 직종분리를 분석하고 있다. 이들은 1978~2000년 기간 동안의 성별 직종분리를 Duncan 지수와 Gini지수의 도출을 통해 살펴보고, 추가적으로 Duncan지수를 반영한 임금분해를 시도하고 있다. 대만의 Duncan지수는 44~51의 수준으로 나타나고 있는데, 이는 직업규모에 대한 가중치를 적용할 경우 60~69 수준으로 상승하고 있어서 대만 노동시장 내 성별 직종분리 수준이 상당히 높다는 것을 보여주었다. 추가적으로 수행한 성별 임금격차 분해에서는 대만 노동시장 내에서 발생하는 성별 임금격차의 태반이 직업 간 격차라기보다는 직업 내에서 발생하고 있다는 결과를 제시하였다.

# Ⅲ. 분석 자료와 전략

## 1. 분석 자료

노동시장 내 성별 직종분리를 지수화하기 위한 자료에 있어서 세분화된 직업코드의 제공과 방대한 관측치에 대한 확보 등은 상당히 중요하다. 관측치가 적을 경우 해당 분석 자료가 노동시장 내 직종규모 및 성 비중의 변화를 표본 변화로 인해 잘못되게 반영할 수 있고, 직업코드가 세분화되지 않았을 경우 성별 직종분리의 실체를 축소할 수 있기 때문이다. 이에 본 연구에서는 3자리의 직종코드와 방대한 관측치를 제공하는 고용형태별 근로실태조사(임금구조)의 1993~2013년도 자료를 사용한다. 고용노동부가 매년 조사하는 고용형태별 근로실태조사(임금구조)는 연간 40만~70만 개 수준의 관측치를 제공하며, 현재 1980년부터 2013년도 자료까지 나와 있다. 하지만 1993년 이전 자료의 경우 1974년 직종코드(2자리)를 제공하여 이후의 자료와 비교하여 코드의 수가 상당한 차이를 드러내는 관계로 1993년 이후의 자료만을 사용하였다. 구체적으로 임금구조 자료는 1968년 「직종별 임금실태조사」를 그 모태로 하며, 이 시기에는 근로자 10인 이상 사업체를 대상으로 조사하였다. 이후 1999년엔 5인 이상

〈표 1〉 근로자수 추이 및 성비 현황

(단위: 천 명, %)

| | 비가중치 통계 | | | | 가중치 통계 | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | 전체 | 남성 | 여성 | 남-여 비율 | 전체 | 남성 | 여성 | 남-여 비율 |
| 1993 | 437 | 316 | 121 | 0.277 | 4,887 | 3,453 | 1,434 | 0.293 |
| 1994 | 423 | 307 | 116 | 0.274 | 4,804 | 3,314 | 1,490 | 0.310 |
| 1995 | 399 | 290 | 109 | 0.273 | 4,887 | 3,453 | 1,434 | 0.293 |
| 1996 | 424 | 307 | 117 | 0.277 | 4,922 | 3,511 | 1,412 | 0.287 |
| 1997 | 405 | 295 | 109 | 0.271 | 5,218 | 3,710 | 1,508 | 0.289 |
| 1998 | 383 | 282 | 100 | 0.262 | 5,302 | 3,815 | 1,486 | 0.280 |
| 1999 | 479 | 350 | 129 | 0.270 | 5,249 | 3,803 | 1,447 | 0.276 |
| 2000 | 495 | 361 | 134 | 0.271 | 4,729 | 3,456 | 1,273 | 0.269 |
| 2001 | 498 | 365 | 133 | 0.268 | 5,470 | 3,829 | 1,641 | 0.300 |
| 2002 | 380 | 285 | 94 | 0.249 | 5,735 | 3,970 | 1,765 | 0.308 |
| 2003 | 373 | 279 | 94 | 0.252 | 6,151 | 4,275 | 1,876 | 0.305 |
| 2004 | 367 | 272 | 94 | 0.258 | 6,451 | 4,457 | 1,993 | 0.309 |
| 2005 | 492 | 350 | 141 | 0.288 | 6,585 | 4,541 | 2,044 | 0.310 |
| 2006 | 492 | 357 | 135 | 0.275 | 6,750 | 4,644 | 2,106 | 0.312 |
| 2007 | 462 | 335 | 127 | 0.276 | 6,930 | 4,734 | 2,196 | 0.317 |
| 2008 | 665 | 454 | 211 | 0.318 | 7,241 | 4,941 | 2,300 | 0.318 |
| 2009 | 663 | 452 | 210 | 0.318 | 7,377 | 4,993 | 2,384 | 0.323 |
| 2010 | 687 | 466 | 220 | 0.321 | 7,699 | 5,172 | 2,526 | 0.328 |
| 2011 | 681 | 452 | 229 | 0.337 | 8,067 | 5,381 | 2,686 | 0.333 |
| 2012 | 699 | 463 | 236 | 0.338 | 8,570 | 5,668 | 2,902 | 0.339 |
| 2013 | 708 | 465 | 243 | 0.343 | 8,684 | 5,709 | 2,975 | 0.343 |

주: 각 연도별 관측치는 횡단면 가중치를 적용한 것임.
자료: 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사(임금구조)」 원자료.

사업체를 대상으로 조사를 확대하여 실시하다가 2006년 현재의 형태인 고용형태별 근로실태조사에 포함되어 전 사업체를 대상으로 실시하고 있다. 5인 이상 임금근로자를 고용하고 있는 사업체 중 층화계통 추출방법에 의해 추출된 32,000개 표본 사업체 및 동 사업체에 종사하는 상용 근로자를 대상으로 인적속성(성, 연령, 학력)과 사업체 속성(산업, 사업체 규모, 직종)별로 조사하여 제공하고 있다. 특히 산업 및 직종이 소분류(3-digit)로 구성되어 직종분리 지수를 도출하기에 용이하다. 조사 제외 업종 및 기관으로는 정부기관, 국방, 가사서비스업, 국

제기구 및 외국기관, 그리고 간이판매상 등이다. <표 1>에는 분석에 사용하는 고용형태별근로실태조사(임금구조)의 연간 관측치와 성비를 보여주고 있다. 관측치의 수는 1990년 477,873명에서 2013년 708,874명으로 꾸준히 증가하고 있다. 다만, 이 증가는 2008년부터로 그 이전까지는 약 40만 명 수준의 관측치를 유지하고 있다. 한편, 성비(Female_Ratio)를 보면 1990년대부터 2013년까지 전체 근로자 중 여성 근로자의 비중이 24.9~35.0% 수준을 보이고 있다. 2000년대 초반까지 점증적으로 감소세를 보여주다가 이후 다시 증가하여 2013년엔 전체 근로자 중 약 34.3%가 여성 근로자인데, 이는 1990년대에 비해 오히려 낮은 수준이다.[10)]

## 2. 분석전략

성별 직종분리 지수를 도출하는 대표적인 방법론으로 Duncan and Duncan (1955, 이하 Duncan지수)의 지수를 꼽을 수 있다. Duncan지수는 다음과 같이 도출한다.

$$S_t = (0.5)\sum_j \left| \frac{M_{j,t}}{M_t} - \frac{F_{j,t}}{F_t} \right| \times 100 \quad (1)$$

식 (1)에서 $S_t$는 $t$년도의 직종 $j$의 성별 직종분리 지수, $M_t$는 $t$년도의 남성 근로자 수, $M_{j,t}$는 $t$년도 직종 $j$의 남성 근로자 수, $F_t$는 $t$년도의 여성 근로자 수, $F_{j,t}$는 $t$년도 직종 $j$의 여성 근로자 수를 의미한다. 즉 해당 직종에 남녀 근로자의 비율이 같으면 0으로 직종분리 현상이 전혀 없는 것이고, 그 값이 커질수록 직종분리 현상이 심화되는 것으로 파악할 수 있다.

분석 기간에 걸쳐 도출한 지수의 추이만으로 그 변화의 의미를 도출하기는 상당히 까다롭다. 이에 선행연구에서 소개하였듯 다수의 연구들은 지수의 분해를 시도하고 추가적인 의미를 도출한다. 그들이 사용하는 대표적인 지수 분해 기법은 Fuchs(1975)가 제시한 기법이다. 그는 분리(segregation) 내의 모든 변화를 성 비중(sex composition, 이하 성 비중 효과)과 직종 부분(occupation mix

10) 경제활동인구조사의 상용직 분류에서는 1990년 여성 근로자의 비중이 26.6%에서 2013년 36.4%로 고용형태별 근로실태보다 약간 높게 나타나고 있다.

components, 이하 직종규모 효과)으로 분해한다. 먼저, 성 비중 효과와 직종규모 효과를 계산하기 위해서는 식 (1)이 식 (2)로 전환되어야 한다. 여기서 $S_t = S_t - S_{t-1}$이고, $T_{i,t} = F_{i,t} + M_{i,t}$ , $F_{i,t}(M_{i,t})$는 직종 $i$에 $t$년도의 여성(남성)의 근로자 수이다.

$$S_t = (0.5)\sum_i \left| \frac{q_{i,t} T_{i,t}}{\sum_j q_{j,t} T_{j,t}} - \frac{p_{i,t} T_{i,t}}{\sum_j p_{j,t} T_{j,t}} \right| \tag{2}$$

$p_{i,t} = F_{i,t}/T_{i,t}$ , 즉 $p_{i,t}$를 각각의 직종 내의 여성 근로자의 비율이라고 할 때 남성의 비율은 $q_{i,t} = (1 - p_{i,t}) = M_{i,t}/T_{i,t}$ 이 된다. 그럼 1기에서 2기로의 기간 변화 시 직종분리 정도의 변화에 대한 성 비중 효과와 직종규모 효과는 다음의 식 (3)과 식 (4)와 같이 정의할 수 있다.

$$Sex\ composition\ effect = \left[ (0.5)\sum_i \left| \frac{q_{i,2} T_{i,1}}{\sum_j q_{j,2} T_{j,1}} - \frac{p_{i,2} T_{i,1}}{\sum_j p_{j,2} T_{j,1}} \right| \right] - S_1 \tag{3}$$

$$Occupation\ mix\ effect = S_2 - \left[ (0.5)\sum_i \left| \frac{q_{i,2} T_{i,1}}{\sum_j q_{j,2} T_{j,1}} - \frac{p_{i,2} T_{i,1}}{\sum_j p_{j,2} T_{j,1}} \right| \right] \tag{4}$$

구체적으로 첫 번째 분해항인 성 비중 효과는 각 직종의 규모가 일정하다는 전제하에서 해당 직종의 성비 변화에 따른 지수의 변화를 의미한다. 두 번째 분해항인 직종규모 효과는 각각의 직종 내 성비가 일정하다는 가정 하에서 직종의 규모가 변화하였을 때의 지수의 변화를 의미한다.

실증분석에서는 각 연도별 Duncan지수를 직종 소분류 코드를 활용하여 도출하여 그 추이를 살펴볼 것이고, 추가적으로 학력별 추이 역시 함께 살펴볼 것이다. 또한, 식 (3)~(4)의 방식으로 Duncan지수의 기간 간 변화를 분해하여 지수의 변화가 성비의 변화와 직종규모의 변화 중 어느 것의 영향을 통해 주로 변화하였는지 살펴볼 것이다.

# Ⅳ. 실증분석

## 1. Duncan지수의 추이

분석을 위한 자료의 정제에서 다음과 같은 특이사항이 있었다. 먼저, 자료에서 제공되고 있는 직종코드의 경우 1992년, 2000년, 2007년의 세 차례에 걸친 개정이 있었다. 이에 직종코드는 2007년의 직업분류 개정표에 맞추어 정리하였다. 아울러 분석 자료 역시 1998년까지는 10인 이상 사업체를 대상으로, 이후는 5인 이상 사업체로 조사되어 있어서 관측치의 일관성을 유지하기 위해 10인 이상 사업체에 한정하였다.[11] 이상의 정리된 관측치를 대상으로 도출한 Duncan지수가 <표 2>에 나와 있다. 각 그룹별 Duncan지수를 확인하면, 1997년의 전체를 제외하고는 0.03~9.76가량 지수가 더 작아졌다. 지수의 추이를 살펴보면, 전체 지수의 경우 2013년 46.40으로 1993년 대비 5.91 낮아졌으나, 이를 학력으로 구분해 보면 대졸 미만은 53.81, 대졸 이상은 43.37로 나타났고, 각각 0.90, 0.14가 떨어진 것으로 확인된다. 전체 값에 비해 학력 그룹에서 값의 하락 정도가 낮은 것은 두 집단 간 직종 내 성비가 직종별로 다르게 나타나고 있기 때문을 암시하는 것이라 할 수 있다. 구체적으로 물리 · 수학 · 공학 관련 전문가 집단에 속한 대졸 미만 여성 근로자의 전체 대졸 미만 여성 근로자 내 비중은 0.67% 수준인 반면, 대졸 이상 여성근로자의 전체 대졸 이상 여성 근로자 내 비중은 6.4% 수준으로 두 집단 간 약 10배가량의 비중 차이가 나타났다. 전문가 집단과 다르게 대인서비스직군(경찰 · 소방 및 보안 관련, 이 · 미용 및 예식, 의료보조, 여가서비스, 조리 및 음식 등)의 경우 여성 비중이 대졸 미만에서는 13.4%, 대졸 이상에서는 3.4% 수준으로 나타났다. 이렇듯 학력에서 여성 비중의 차이가 상당하여 전체 집단에서의 지수와 학력 그룹 간 지수의 변화에

11) 분석 표본의 일관성을 위해 10인 이상 사업체를 대상으로 하였지만, 10인 미만 사업체 종사자에서 여성의 비율이 다른 규모의 사업체에 비해 좀 더 높은 점은 일부 연구 결과의 한계가 될 수 있다.

〈표 2〉 Duncan지수의 추이

| | 전체 | 대졸 미만 | 대졸 이상 | 학력 간 차이 |
|---|---|---|---|---|
| 1993 | 52.32 | 54.71 | 43.51 | 11.20 |
| 1994 | 53.26 | 56.32 | 44.97 | 11.35 |
| 1995 | 52.31 | 55.95 | 42.19 | 13.76 |
| 1996 | 53.55 | 57.28 | 42.96 | 14.32 |
| 1997 | 53.77 | 57.87 | 42.51 | 15.36 |
| 1998 | 54.61 | 59.41 | 44.94 | 14.47 |
| 1999 | 52.49 | 55.76 | 46.93 | 8.83 |
| 2000 | 49.71 | 54.44 | 42.94 | 11.50 |
| 2001 | 50.19 | 55.92 | 41.72 | 14.20 |
| 2002 | 49.49 | 54.66 | 41.18 | 13.48 |
| 2003 | 51.47 | 56.78 | 44.34 | 12.44 |
| 2004 | 50.28 | 55.30 | 43.18 | 12.12 |
| 2005 | 50.42 | 56.77 | 43.39 | 13.38 |
| 2006 | 49.00 | 55.28 | 44.56 | 10.72 |
| 2007 | 48.65 | 55.01 | 44.69 | 10.32 |
| 2008 | 45.13 | 53.64 | 38.71 | 14.93 |
| 2009 | 48.13 | 55.86 | 45.00 | 10.86 |
| 2010 | 47.73 | 56.22 | 45.04 | 11.18 |
| 2011 | 47.04 | 55.07 | 44.21 | 10.86 |
| 2012 | 46.56 | 54.29 | 42.67 | 11.62 |
| 2013 | 46.40 | 53.81 | 43.37 | 10.44 |
| 평균 | 50.12 | 55.73 | 43.48 | 12.25 |
| 연평균 증가율 | -1.19% | -0.17% | -0.03% | -0.70% |

자료 : 고용노동부,「고용형태별 근로실태조사(임금구조)」원자료.

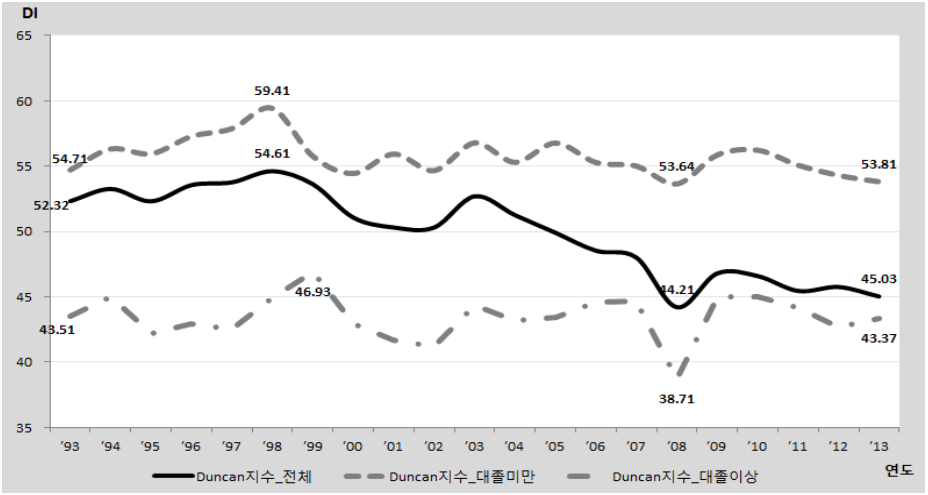
서 차이가 드러난 것으로 파악할 수 있다.

도출된 지수를 기존 연구와 비교해 보면, <표 2>에 나타나 있는 전체 집단에 대한 Duncan지수는 류재술・허무열(1995)과 금재호(2004)의 값 사이에 연결될 수 있다. 류재술・허무열(1995)은 1995년 Duncan지수 값이 54.57이고, 금재호(2004)는 1995년 47.47, 2000년 46.17로 본 연구의 결과보다 약간 작게 나타난다. 미국 노동시장의 성별 직종분리에 대한 분석을 수행한 Blau et al.(2013)의 값과 비교하면 우리나라의 직종분리 수준이 약간 높게 나타난다. 미국의 경우 2009년 기준 Duncan지수 값이 전체 51.04, 고졸 58.63, 대졸 54.44, 대졸 이

상 40.35로 나타나 학력 간의 차이가 큰 편이다. 특히 고졸의 경우 우리나라와 거의 유사하고, 대졸에서는 오히려 높게 나타나는 경향도 보여준다. 호주의 경우(Watts, 2003) 1986~2002년간 30의 수준에서 크게 벗어나지 않으면서 점증적으로 감소하는 경향을 보여준다. 이 연구는 Duncan지수가 아닌 $I_{KM}$(Karmel & Machlachlan, 1988)지수를 활용하여 성별 직종분리 지수를 도출하고 있는데, Gülen(2012)에 따르면, $I_{KM} = 2a(1-a)DI$와 같다. 이를 적용하면, 우리나라의 경우 $I_{KM}$ 지수 값이 2002년은 23.08, 2013년은 23.38로 호주보다 성별 직종분리의 수준이 낮다. Gülen(2012)은 터키 노동시장의 성별 직종분리를 분석하였는데, 2010년 기준 28~43 정도의 값을 보여주어 우리나라보다 낮은 수준을 나타냈다.

[그림 1]을 보면, 전체 그룹의 Duncan지수는 꾸준한 하락추세를 보이고 있으며, 학력에 따른 차이가 선명하게 드러나고 있음을 재차 확인할 수 있다. 또한, IMF와 국제금융위기에 따른 직종분리의 반응이 다르게 나타나고 있는 것이 확인된다. IMF 시기의 경우 1997년을 기점으로 성별 직종분리가 심화되고 있지만, 국제금융위기 시기의 경우 오히려 성별 직종분리가 완화되고 있다. 특히 2008년 대졸 이상 집단의 성별 직종분리는 유독 더 완화되는 현상이 관측된다.

〔그림 1〕 Duncan지수의 추이




자료 : 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사(임금구조)」 1993~2013.

Duncan지수의 하락은 남성의 비중이 높은 직종으로의 여성 진입이 늘어나거나, 여성의 비중이 높은 직종으로 남성의 진입이 늘어남으로 나타나는 현상이라고 할 수 있다. [그림 1]에서 나타난 또 하나의 특징은 각각의 학력 집단별 Duncan지수의 감소 현상보다 전체 집단의 Duncan지수 하락이 두드러지게 나타나고 있다는 것이다. 이에 대하여 몇 가지 해석이 가능하다. 먼저, 1990년대 이후 남성과 여성 모두 고학력 근로자의 노동시장 진입이 늘어났다는 사실을 들 수 있다. 즉, 상대적으로 성별 직종분리가 낮게 나타나는 고학력 집단이 노동시장에서 차지하는 비중이 지속적으로 높아지고 이러한 현상이 자료에 반영되어, 분석 기간 동안 대졸 이상 근로자 비중의 상승이 상대적으로 더 빠르게 전체 Duncan지수의 하락을 불러온 것이다.[12] 전반적인 Duncan지수의 하락은 각 학력 집단에서의 직종분리 현상의 완화에 의한 것이라기보다는 상대적으로 그 현상이 약한 집단의 노동시장 내 비중이 늘어남으로 나타난 현상이라는 것이다. 다른 이유로는 시간이 흐를수록 고학력 여성의 노동시장 진입 속도가 남성보다 빠르고, 이 현상이 자료에 반영된 것일 수도 있다.

## 2. Duncan지수의 분해[13]

### 가. 전체 집단

<표 3>은 전체 집단을 대상으로 한 성별 직종분리 지수의 기간 간 변화를 분해한 것이다. 1994년의 분해 값은 1993~1994년 기간 동안의 변화량이다. 먼저 표에서 가장 명쾌하게 드러나고 있는 사실은 Duncan지수의 변화량에 비해서 각각의 요인들의 변화량이 매우 크게 나타나고 있고, 그 방향성이 서로 다르다는 것이다. 2008년을 제외하곤, 성 비중 효과는 전 분석 기간에서 양(+)의 부호를 나타내고 있고, 직종규모 효과는 전 분석 기간에서 음(-)의 부호를 보여주고 있다.[14]

---

12) 실제 1993년 대졸 이상 집단의 비중은 약 24.9%이지만, 이후 꾸준히 증가하여 2013년 기준 53.4%에 이르러 과반을 넘기고 있다.

13) 세부적인 분석표는 부표로 논문 말미에 첨부하였다.

14) <표 3>의 분해 결과를 살펴보면, Duncan지수의 변화량보다 직종 내 성 비중의 변화와 직종규모의 변화가 상당히 크게 변화하고 있다는 것을 확인할 수 있다. 이는 성별 직종

먼저, 직종규모 효과에서의 일관적인 음(-)의 부호는 해당 기간 동안의 Duncan 지수 하락에 긍정적인 효과로 작용하고 있다는 것이다. 직종규모 효과는 각각의 직종 내 성비가 일정하다는 가정 하에서 직종의 규모가 변화하였을 때의 지수의 변화를 의미한다. 이때 그 변화량이 음(-)의 부호를 보이고 있으므로, 직종의 규모가 성별 직종분리를 완화시키는 방향으로 작용하고 있다는 것이다. 반면에 성 비중 효과의 일관적인 양(+)의 부호는 지수의 하락에 부정적인 영향을 주고 있다. 성 비중 효과는 각 직종의 규모가 일정할 때 각각의 직종 내 성비의 변화에 따른 지수의 변화이므로, 분해 결과에서의 양(+)의 부호는 직종의 규모가 일정할 때, 각각의 직종 내 성비가 성별 직종분리를 악화시키는 방향으로 작용한다는 것이다. 즉, 분석 기간 동안 직종규모에서는 성별 직종분리의 완화를 위한 작용이 충분하게 이루어지고 있었지만, 성 비중에서의 부정적인 변화가 이를 지속적으로 상쇄시켜 분석 기간 동안의 성별 직종분리 지수의 완화 정도가 상당히 낮게 나타난 것으로 파악할 수 있다.

〈표 3〉 Duncan지수 분해 결과 I (전체 집단)

| 기간 | DI 변화 (St) | 성 비중 효과 | | 직종규모 효과 | |
|---|---|---|---|---|---|
| | | 변화량 | 비중 | 변화량 | 비중 |
| 1994~1998 | 2.299 | 48.689 | 73.1 | -46.39 | -68.1 |
| 1999~2003 | -1.920 | 23.077 | -7.3 | -24.997 | 11.3 |
| 2004~2008 | -8.487 | 12.726 | -14.8 | -21.213 | 19.8 |
| 2009~2013 | 0.824 | 17.487 | -10.2 | -16.664 | 15.2 |
| 전 기간 평균 | -0.364 | 5.099 | 2.1 | -5.463 | -1.1 |

주 : 각 연도별 관측치는 횡단면 가중치를 적용한 것임.
자료 : 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사(임금구조)」 1993~2013.

분리 현상에 표면상으로는 큰 변화가 없는 것 같지만 노동시장 안에서는 매우 급격한 변화가 일어나고 있음을 반증할 수도 있다.

나. 학력별 분해결과

<표 4>는 학력을 기준으로 대졸 미만/대졸 이상 집단을 대상으로 한 성별 직종분리 지수의 분해결과를 보여준다. Duncan지수의 추이에서 확인했듯, 대졸 미만 집단의 성별 직종분리는 전체 집단보다 높은 수준이고, 분석 기간 동안의 감소 정도 역시 작다. 대졸 이상 집단은 대졸 미만 집단에 비해 성 비중 변화와 직종 규모 변화의 크기는 더 크게 나타나지만 그에 따른 상쇄 역시 커서 등락을 거듭할 뿐 지수의 감소는 매우 작다.

먼저, 대졸 미만 집단을 살펴보면, 성 비중 효과와 직종규모 효과의 변화량 부호가 전체와 같은 방향으로 나타나고 있다. 결국 대졸 미만 집단 역시 분석 기간 동안 직종규모에서는 성별 직종분리의 완화를 위한 작용이 충분하게 이루어지고 있었지만, 성 비중에서의 부정적인 변화가 이를 지속적으로 상쇄시켜 분석 기간 동안의 성별 직종분리 지수의 완화 정도가 상당히 낮게 나타난 것으로 파악할 수 있다. 긍정적인 측면은 2011년 이후 성 비중 효과의 변화보다 직종규모 효과의 변화량이 크게 나타나면서 성별 직종분리가 이전의 변동적인 형태에서 지속적으로 완화되는 형태로 변화하고 있다는 점을 들 수 있다. 대졸 이상 집단 역시 그 움직임 자체는 대졸 미만 집단과 크게 다르지 않다.

〈표 4〉 Duncan지수 분해결과II(학력별 집단)

| | 대졸 미만 | | | 대졸 이상 | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | DI 변화 (St) | 성 비중 효과 | 직종규모 효과 | DI 변화 (St) | 성 비중 효과 | 직종규모 효과 |
| 1994~1998년 | 4.708 | 47.909 | -43.201 | 1.433 | 38.910 | -37.477 |
| 1999~2003년 | -2.636 | 34.281 | -36.917 | -0.605 | 48.016 | -48.621 |
| 2004~2008년 | -3.137 | 29.855 | -32.992 | -5.625 | 30.629 | -36.254 |
| 2009~2013년 | 0.168 | 9.623 | -9.455 | 4.663 | 32.954 | -28.291 |
| 전 기간 평균 | -0.224 | 6.083 | -6.128 | -0.034 | 7.526 | -7.532 |

주: 각 연도별 관측치는 횡단면 가중치를 적용한 것임.
자료: 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사(임금구조)」 1993~2013.

대졸 이상 집단과 대졸 미만 집단의 큰 차이는 2009년 이후에 드러나고 있다. 2009년 이후 두 집단 모두에서 성별 직종분리가 강화되는 경향이 나타나고 있지만, 그 현상이 대졸 이상 집단에서 상대적으로 강하게 나타나고 있기 때문이다. 공교롭게도 두 집단 모두 1999년의 외환위기 이후 성별 직종분리의 완화가 나타나고, 국제금융위기 이후 다시 현상이 악화되는 동시적으로 발견된다.[15)]

분해결과를 종합해보면, 우리나라 노동시장 내 성별 직종분리는 일부 완화되는 경향이 나타나기는 하지만 그 개선 속도가 매우 느리다는 것을 확인할 수 있었다. 또한, 2009년 이후 다시 악화되는 현상이 나타나고 있음도 확인되었다. 이는 직종규모의 변화로 발생하는 현상의 완화가 성 비중의 악화로 인해 상쇄되고 있는 것으로서, 전 분석 기간에 걸쳐 일관되게 나타나고 있다. 앞서 서론에서 밝혔듯 1990년대 이후 우리나라 노동시장의 성장은 여성의 진입이 큰 축을 담당하였지만, 그 여성의 주요 진입 직종이 판매 및 서비스 직군과 같은 상대적으로 저임금 · 저숙련 직종에 한정되었다. 결국 이러한 여성의 특정 직종으로의 진입이 성 비중 효과를 통해 성별 직종분리의 완화에 부정적인 영향을 주고 있음이 확인되었다.

## Ⅴ. 맺음말 : 토론과 연구 함의

본 연구는 성별 직종분리를 지수로 파악한 후, 1993~2013년 기간 동안의 변화 추이를 살펴보고, 그 변화의 원인을 탐구하고자 수행되었다. 지수의 도출을 위해 세분화된 직종코드와 대량의 관측치를 제공하는 고용노동부의 「고용형태별 임금실태조사(임금구조)」 자료를 사용하였다. 지수의 도출은 Duncan and Duncan(1955)의 방법론을 활용하였고, 변화의 원인 탐구를 위한 지수 분해기법으로 Fuchs(1975)의 방법론을 적용하였다. 분석을 통해 다음과 같은 결과를 얻을 수 있었다.

---

15) 이와 관련하여, 관측 표본에서 2009년 이후 대졸 이상 집단의 여성 근로자 비중이 2009년 이전과 비교하여 그 증가세가 감소하고 있는데, 이는 국제금융위기의 노동시장 내 영향이 대졸 이상 여성 근로자의 감소로 영향을 주었을 가능성을 시사한다.

첫째, 성별 직종분리를 전체 집단으로 살펴본바, 지속적으로 완화되고 있음이 확인되었다. 하지만 지수를 학력별로 구분하여 살펴보면, 대졸 미만과 대졸 이상 집단의 지수가 분석 기간 동안 등락을 거듭하여 1993년과 2013년의 지수에 큰 차이를 발견할 수 없었다. 이를 통해 전체 집단을 대상으로 한 성별 직종분리 의 완화는 시간이 흐를수록 성별 직종분리가 대졸 미만에 비해 약하게 나타나는 대졸 이상 집단의 관측치가 증가한 결과임을 알 수 있었다.

둘째, 성별 직종분리가 정체되고 있는 것은 각각의 직종 안에서의 성 비중의 변화가 긍정적인 방향으로 이루어지지 못한 결과임을 확인하였다. 지수 분해를 성 비중 효과와 직종규모 효과로 살펴본바, 직종규모 효과는 전 분석 기간 동안 분리지수를 감소시키는 방향으로 작용하고 있었으나, 성 비중 효과는 정반대로 움직이고 있는 것으로 나타났다.

이상의 결과로부터 도출되는 정책적인 고려사항은 성별 직종분리가 개인의 선호가 반영된 자의적 선택에 의해 이루어진 것인지, 아니면 노동시장 진입과정 혹은 다른 환경적 영향에 의한 선택인가 하는 점이다. 특히 대졸 이상 여성 근로자의 노동시장 진출이 지속적으로 늘어나고 있는 상황에서 성별 직종분리의 악화는 노동시장의 긍정적인 신호로 받아들이기 어렵다. 현재의 우리나라 노동시장의 여건을 고려할 때, 앞으로도 여성 근로자의 비중은 늘어날 것이고 상대적으로 성별 직종분리가 약한 대졸 이상 근로자의 비중 역시 늘어갈 것이다. 이는 시간이 흐를수록 지수를 통해 드러나는 표면적인 성별 직종분리가 완화될 기제로 작동하겠지만, 실증분석 결과의 2009년 이후 대졸 이상 집단의 지수가 다시 상승하고 있는 점을 고려해야 할 부분이다. 고학력 여성의 노동시장 진입이 특정 직군에 한정되고 있는 것은 아닌지 다시 살펴보아야 할 것이고, 또한 그것이 전공과 일치하고 있는 것인지도 역시 면밀히 검토해보아야 할 것이라고 판단된다. 설령 특정 직군에 한정된다 하더라도 이것이 개인의 선호가 반영된 자의적 선택에 의한 것이라면 성별 직종분리 지수의 상승이 노동시장 내부에 큰 문제를 야기하지 않겠지만, 만약 그렇지 않다면 성별 직종분리 지수의 상승은 선행연구들이 지적하듯 성별 임금격차의 확대와 같은 문제를 일으킬 수 있을 것이다.

〈부표〉 Duncan지수 분해 결과

| | DI 변화 (St) | 성 비중 효과 | | 직종규모 효과 | | 대졸 미만 | | 대졸 이상 | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 변화량 | 비중 | 변화량 | 비중 | 성 비중 효과 | 직종규모 효과 | 성 비중 효과 | 직종규모 효과 |
| 1994 | 0.941 | 10.515 | 11.2 | -9.574 | -10.2 | 8.246 | -6.636 | 12.506 | -11.045 |
| 1995 | -0.943 | 4.768 | -5.1 | -5.711 | 6.1 | 4.162 | -4.532 | 1.035 | -3.813 |
| 1996 | 1.239 | 9.228 | 7.4 | -7.989 | -6.4 | 9.222 | -7.890 | 5.559 | -4.793 |
| 1997 | 0.214 | 8.881 | 41.6 | -8.667 | -40.6 | 8.858 | -8.265 | 6.995 | -7.444 |
| 1998 | 0.848 | 15.297 | 18.0 | -14.449 | -17.0 | 17.421 | -15.878 | 12.815 | -10.382 |
| 1999 | -0.994 | 5.985 | -6.0 | -6.979 | 7.0 | 4.122 | -7.779 | 11.408 | -9.422 |
| 2000 | -2.551 | 6.021 | -2.4 | -8.572 | 3.4 | 6.530 | -7.844 | 15.981 | -19.962 |
| 2001 | -0.757 | 1.806 | -2.4 | -2.563 | 3.4 | 7.179 | -5.698 | 4.031 | -5.258 |
| 2002 | 0.000 | 0.855 | - | -0.855 | - | 3.975 | -5.238 | 3.136 | -3.671 |
| 2003 | 2.382 | 8.410 | 3.5 | -6.028 | -2.5 | 12.475 | -10.358 | 13.460 | -10.308 |
| 2004 | -1.440 | 2.699 | -1.9 | -4.139 | 2.9 | 4.254 | -5.734 | 8.967 | -10.125 |
| 2005 | -1.352 | 3.195 | -2.4 | -4.547 | 3.4 | 8.339 | -6.869 | 7.870 | -7.660 |
| 2006 | -1.370 | 2.543 | -1.9 | -3.913 | 2.9 | 6.724 | -8.216 | 4.773 | -3.599 |
| 2007 | -0.528 | 4.587 | -8.7 | -5.115 | 9.7 | 8.260 | -8.531 | 7.366 | -7.234 |
| 2008 | -3.797 | -0.298 | 0.1 | -3.499 | 0.9 | 2.278 | -3.642 | 1.653 | -7.636 |
| 2009 | 2.592 | 3.521 | 1.4 | -0.929 | -0.4 | 2.257 | -0.040 | 5.769 | 0.524 |
| 2010 | -0.206 | 3.369 | -16.3 | -3.576 | 17.3 | 4.138 | -3.773 | 5.617 | -5.577 |
| 2011 | -1.137 | 3.469 | -3.1 | -4.606 | 4.1 | 0.190 | -1.346 | 7.525 | -8.356 |
| 2012 | 0.298 | 3.733 | 12.5 | -3.435 | -11.5 | 1.515 | -2.295 | 5.510 | -7.052 |
| 2013 | -0.723 | 3.395 | -4.7 | -4.118 | 5.7 | 1.523 | -2.001 | 8.533 | -7.830 |
| 평균 | -0.364 | 5.099 | 2.1 | -5.463 | -1.1 | 6.083 | -6.128 | 7.526 | -7.532 |

주 : 각 연도별 관측치는 횡단면 가중치를 적용한 것임.

자료 : 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사(임금구조)」 1993~2013.

# 참고문헌


금재호(2000).「여성 노동시장의 변화와 정책방향」.『규제연구』9 (2) : 157～185.

_____(2004).「노동시장 이중구조와 성차별 - 직종분리를 중심으로」.『응용경제』6 (3) : 259～289.

금재호・윤자영(2011).「성별 임금격차의 현상과 원인에 대한 연구」.『국제경제연구』17 (3) : 161～184.

김애실(2004).「직종분리와 직종별, 성별 임금격차」. 한국여성경제학회학술발표논문집.

류재술・허무열(1995).「노동시장내에서의 성분리에 따른 혼잡현상분석」.『노동경제논집』17 (2) : 161～182.

사명철(2015).「직종내 여성비율의 변화와 임금효과」. 중앙대학교 일반대학원 박사학위논문.

서병선・임찬영(2002).「직종특성과 성별 임금격차」.『국제경제연구』8 (1) : 15～54.

조혜선(2002).「성별 분리와 가치 차별에 대한 다층분석」.『노동정책연구』2 (3) : 1～29.

황수경(2001).「직종특성과 성별 직종분리: 미국 노동시장의 사례를 중심으로」.『노동정책연구』1 (3) : 1～29.

허 식(2003).「산업과 직종에서의 성별 임금격차에 관한 원인분석」.『응용경제』5 (3) : 57～74.

허 은(2013).「노동시장 계층별 성별직업분리에 관한 연구」.『한국사회학』47 (2) : 241～266.

Anker, R(1997). "Theories of occupational segregation by sex: An overview." *International Labour Review* 136 (3) : 315～339.

Anker, R., Melkas. H. and A. Korten(2003). "Gender-based occupational segregation in the 1990's," ILO working paper.

Becker, G. S.(1971). "The Economics of Discrimination," Second edition, chicago : University of Chicago Press.

Bergmann, B. R(1974). "Occupational Segregation, Wages & Profits When Employers Discriminate by Race or Sex." *Eastern Economic Journal* 1 (2) : 103～110.

Blackburn, R. M., Brooks, B. and J. Jarman(2001). "The Vertical Dimension of Occupational Segregation." *Work, Employment & Society* 15(3) : 511～538.

Blau, F. D., Brummund. P. and A. Yung-Hsu Liu(2013). "Trends in Occupational Segregation by Gender 1970～2009 : Adjusting for the Impact of Changes in the Occupational coding System." *Demography* 50 : 471～492.

Blau, F. D., Ferber, M. A. and A. E. Winkler(2010). "The economics of women, men, and work(6th ed.)." Upper Saddle river. Nj: Prentice Hall.

Blau, F. D. and W. E. Hendricks(1979). "Occupational Segregation by Sex : Trends & Prospects." *The Journal of Human Resources* 14 (2) : 197～210.

Deutsch, et al.(2002). "Occupational Segregation by Gender in Three Latin American Countires." Working Within confines, Inter-American Development Bank.

Duncan, D. and B. Duncan(1955). "A Methodological Analysis of Segregation Indexes." *American Sociological Review* 20 (2) : 210～217.

Fuchs, V. R.(1975). "A Note on Sex Segregation in Professional Occupations." *Explorations in Economic Research* 2 (1) : 105～110.

Gülen, G.(2012). "Women and Occupational Sex Segregation in Turkish Labor Market, 2004～2010." Middle East Technical University Ph.D Paper.

Karmel, M. and X. Maclachlan(1988). "Occupational sex Segregation Increasing or Decreasing." *Economic Record* 64 : 187-195.

ILO(1972). "Employment, Income and inequality: A strategy for increasing productive employment in Kenya." Geneva.

Levanon, J. Y., England. P. and P. Alison(2009). "Occupational Feminization and Pay: Assessing causal Dynamics using 1950~2000 U.S. Census Data." *Social forces* 88 : 865~981.

Piore, M. J. and P. B. Doeringer(1971). "Internal Labor Market and Manpower Analysis." Lexington, Mass : Lexington Books.

Polachek, S. W.(1976). "Occupational Segregation-alternative Hypothesis." *Journal of Contemporary Business* 5(1) : 1~12.

Standing, G.(1989). "Global Feminization through Fexible Labour." World Employment Programme research. Working Paper No.31.

Thaler, R. and S. Rosen(1976). "The Value of Saving a Life: Evidence from Labor Market." *NBER Housegold production and consumption* : 265~302.

Watts, M.(2003). "The Evolution of Occupational Gender Segregation in Australia : Measurement and Interpretation," *Australian Journal of Labour Economics* 6 (4) : 631~655.

Zveglich, Jr. J. E. and Y. M. Rodgers(2004). "Occupational Segregation and the Gender Wage Gap in a Dynamic East Asian Economy." *Southern Economic Journal* 70 (4) : 850~875.

OECD(2014). OECD Employment Outlook 2014.

abstract

# The Change of Occupational Segregation by Gender : Focus on Trend and Decomposition

Sa Myung-cheol

In this study, occupational segregation by gender examine though the Duncan-Index for 1993-2013 period and find an sources of the changing index. Using LCET(published by Korea Ministry of Employment and Lbor) that provide 3-digit job code and innumerable observations, estimate the Duncan-Index and the index decomposition. The results as follow. Firstly, the occupational segregation by gender was improved in the period, but considering the education levels, each group's indexes not show interesting change because the indexes fluctuate during every year. Secondly, Decomposing the index with the sex-composition and the occupation-mix component, the occupation-mix effect works the index decline and the sex-composition almost coincidentally moves counter to other effect.

Keywords : occupational segregation by gender, duncan index, decomposition