

# 여성 노동시장의 현상과 과제

김재호

2002

한국노동연구원

## 책머리에 부쳐

21세기의 지식기반사회에서 고학력의 전문직에 대한 수요는 급증하게 된다. 이들 전문직의 대부분은 물리적인 힘이나 체력보다는 지식과 전문성이 중요시되며 여성이 능력을 발휘할 수 있는 기회가 많다. 이 때 능력 있는 여성 인력의 양성과 확보는 기업의 생산성과 경쟁력 향상에 기여할 것이다. 미국의 경우 1990년대의 고도성장에 여성 인력이 중요한 역할을 하였다. 고도의 숙련과 학력을 갖춘 여성 인력이 대거 노동시장에 참여함으로써 미국의 기업들은 인건비 상승 압력을 최소화하면서 생산성 향상과 경쟁력 강화를 달성할 수 있었다.

이러한 미국의 경험은 우리에게도 커다란 시사점을 제공한다. 여성에 대한 문호 확대를 통해 기업은 보다 많은 인력 풀(pool)에서 인재를 활용할 수 있고 그 결과 생산성 및 경쟁력을 향상시킬 수 있다. 국가경제의 측면에서도 인적자원을 최대한 활용할 때 국가경쟁력이 강화되며 지속적인 경제성장이 이루어짐은 명백하다. 이처럼 경쟁력 개선과 지속적 성장을 위해 여성을 동반자화하는 노력이 요구되며, 여기에 근로자와 정부뿐만 아니라 기업도 수동적 자세에서 적극적 참여로의 전환이 필요하다. 즉 능력이 있으면 여성 인력을 활용하겠다는 소극적 태도에서 벗어나 장기적 관점에서 직장내 고용평등 프로그램을 실시하고 여성 인력의 채용·승진·훈련을 적극적으로 확대하여 기업경쟁력 향상을 도모하는 적극적 자세가 요구된다. 인류의 절반인 여성 인력의 효율적 활용 없이 선진국으로의 도약이 힘든 것은 불문가지이다.

현재 여성 노동시장의 현황을 파악하고 향후의 환경변화를 전망함으로써 여성 정책의 방향을 제시하기 위한 본 연구에서는 1990년대 이후 여성이 취업자수 및 경제활동참가율의 증가를 주도하였으나 여성 고용의 질 개선에는 실패하였음을 제시한다. 또한 2020년까지 여성 노동시장의 환경변화와 방향을 예측한 결과 여성의 경제활동참가율과 취업자수는 계속 증가하지만, 고학력화와 고령화, 산업 및 직업구조의 변화에서 발생하는 구조적 문제로 인해 지금의 여성고용 문제가 쉽게 해결되지 않을 것임을 전망하고 있다. 이와 더불어 여성 노동시장의 현상들을 직종분리 및 성별 임금격차, 여성 근로자의 이중구조와 빈곤, 채용·승진·훈련의 성차별 등 다양한 분야에 걸쳐 논의하고 있다. 또한 정책의 기본방향으로 시장기능의 강화, 사회통합적 정책의 도입, 그리고 인간 본연의 가치 존중이라는 세 가지가 제시되었다.

본 연구는 본원의 금재호 박사에게 의해 이루어졌다. 연구 과정에 많은 도움을 준 본원의 김주섭·장지연 박사, 신명 노동부 근로여성정책국장 과 근로여성정책국 관계자 여러분, 그리고 원고 정리에 도움을 준 R.A. 강진연 씨에게 감사를 드리며, 이 책이 출판되기까지 애써 준 출판팀 관계자들에게도 필자를 대신하여 사의를 표한다.

끝으로 본 연구보고서에 수록된 내용은 저자의 개인 의견이며 한국노동연구원의 공식 견해와 다를 수 있음을 밝혀 둔다.

2001년 12월

한국노동연구원

원장 이 원 덕

## 목 차

요 약 .....	i
제1장 서 론 .....	1
제2장 여성 노동시장의 현황과 구조 .....	8
제1절 고용구조의 변화와 추이 .....	8
1. 취업자수 및 경제활동참가율의 변화 .....	8
2. 연령별 경제활동참가율과 취업자수 .....	10
3. 학력별 경제활동참가율과 취업자수 .....	16
4. 여성 가장 취업자 .....	20
5. 사업장 규모별 분포 .....	22
6. 종사상 지위별 분포와 추이 .....	23
7. 여성 취업자의 산업별 분포 .....	30
8. 직업별 분포의 추이 .....	36
9. 선진국과의 비교 .....	41
제2절 여성의 실업과 특징 .....	46
1. 최근의 실업률 .....	46
2. 성별 실업률의 추이 .....	48
3. 학력별 분포와 추이 .....	49
4. 연령별 분포와 추이 .....	52
5. 가구주와의 관계 .....	55
6. 전 직장의 이직사유 .....	56
7. 전 직장의 종사상 지위 .....	59
8. 전 직장의 산업 및 직종 .....	60

제3절 소 결 .....	62
제3장 여성 경제활동의 환경변화와 전망 .....	67
제1절 국내총생산(GDP)과 인구 전망 .....	67
제2절 경제활동참가율 및 취업자수 .....	68
제3절 여성 근로자의 고령화 .....	69
제4절 여성의 고학력화 .....	74
제5절 산업구조의 변화 .....	77
제6절 취업구조의 변화 .....	80
제7절 지식기반산업, 세계화와 여성 인력 .....	82
제8절 자영업 노동시장의 변화 가능성 .....	88
제9절 소 결 .....	90
제4장 성차별과 직종분리 및 임금격차 .....	95
제1절 성차별의 이론과 현상 .....	95
1. 인적자본론적 가설 .....	95
2. 성차별의 이론 .....	97
3. 성차별에 관련된 실증적 연구: 미국 .....	102
제2절 성별 직종분리의 현상과 원인 .....	104
1. 문제의 제기 .....	104
2. 직종분리, 이중구조 및 성차별에 대한 이론과 기존 연구 .....	107
3. 직종분리의 현상과 추이 .....	111
4. 과밀가설과 성별 임금격차 .....	116
5. 성차별과 이중노동시장 .....	122
제3절 남녀의 임금격차와 성차별 .....	127
제4절 소 결 .....	135
제5장 여성노동시장의 이중구조와 빈곤 .....	140
제1절 여성 노동시장의 이중구조 .....	140
제2절 여성 가구주의 빈곤과 취업 .....	144

제3절 소 결 .....	150
제6장 여성의 경력개발 .....	152
제1절 구직활동과 채용 .....	152
1. 여성의 구직활동 .....	152
2. 채용시 사업체의 성별 제한 .....	158
제2절 승진 및 업무 내용 .....	160
1. 승진의 이론적 배경 .....	160
2. 임금근로자의 성별·직위별 분포 .....	163
3. 승진 경험과 성별 격차 .....	165
4. 승진 가능성의 성별 격차 .....	169
5. 승진 가능성을 고려한 승진 경험의 성별 격차 .....	172
6. 승진을 고려한 성별 임금격차 .....	175
7. 성(性)과 업무의 내용 .....	178
제3절 인적자원의 개발 .....	179
1. 전공분야의 성별 분리 .....	179
2. 직장내 직업훈련의 성별 격차 .....	181
제4절 소 결 .....	183
제7장 결론 및 정책과제 .....	186
제1절 분석 결과의 정책적 시사점 .....	186
1. 복합적 이중구조 .....	187
2. 구조적 수급불일치의 심화 .....	188
3. 자발적 경력단절의 가능성 .....	189
4. 여성 노동시장의 다원화 및 유연화 .....	190
5. 여성 가구주의 증가와 빈곤 .....	192
6. 지속적인 성차별 .....	193
제2절 정책의 기본 원칙 및 전략 .....	195
제3절 정책의 추진과제 .....	199
1. 시장기능 강화를 위한 직업안정 인프라의 구축 .....	199

2. 여성의 진로지도와 직업의식의 강화 .....	203
3. 남녀의 평등한 기회보장 .....	204
4. 근로여성의 모성보호 .....	207
5. 일과 가정의 양립 지원 .....	208
6. 여성의 직업능력개발 .....	214
7. 여성 친화적 조세제도의 도입 .....	217
8. 기타 정책과제 .....	218
참고문헌 .....	220
부록 I : 경제활동참가율 전망 .....	231
부록 II : 실업률 전망 .....	246
부도 .....	254
부표 .....	255

## 표 목 차

<표 2- 1> 성별 고용동향 .....	9
<표 2- 2> 연령계층별 여성 취업자수의 추이 .....	14
<표 2- 3> 학력별 여성 경제활동참가율 추이: 1991. 9~2001. 9 .....	19
<표 2- 4> 학력별 여성 취업자수의 추이 .....	20
<표 2- 5> 여성 취업자의 가구내 위치: 각년 9월 기준 .....	21
<표 2- 6> 여성 취업자수의 가구내 위치와 특성: 2001년 9월 .....	21
<표 2- 7> 전체 근로자의 기업규모별 분포: 1999년 9월 .....	22
<표 2- 8> 임금근로자의 기업규모별 분포 .....	23
<표 2- 9> 종사상 지위별 취업자수 및 비중의 추이 - 전체 근로자 .....	26
<표 2-10> 종사상 지위별 취업자수 및 비중의 추이: 여성 .....	28
<표 2-11> 여성 취업자의 종사상 지위 및 비중: 연령대별·학력별 분포 - 2001년 9월 현재 .....	28
<표 2-12> 취업자의 산업별 분포와 추이: 전체 .....	31
<표 2-13> 취업자의 산업별 분포와 추이: 여성 .....	31
<표 2-14> 전년대비 산업별·직업별 취업자수의 변화율(%): 전체 .....	32
<표 2-15> 전년대비 산업별·직업별 취업자수의 변화율: 여성 .....	33
<표 2-16> 산업 대분류별 남녀 취업자수 및 성비: 2001년 9월 .....	34
<표 2-17> 여성의 산업 대분류별 종사상 지위 및 평균 연령: 2001년 9월 .....	36
<표 2-18> 직업별 취업자수 및 비중: 전체 .....	37
<표 2-19> 직업별 취업자수 및 비중: 여성 .....	38
<표 2-20> 임금근로자의 직업 중분류별 분포: 2001년 9월 현재 .....	39
<표 2-21> 유럽연합 15개국과 한국의 전체 인구대비 경제활동인구 비중 .....	41
<표 2-22> 유럽연합 15개국과 한국의 경제활동참가율(15~64세 인구	

기준) .....	42
<표 2-23> 2000년 OECD 주요국의 경제활동참가율: 15~64세 .....	44
<표 2-24> 실업자의 인구학적 특성 .....	48
<표 3- 1> 잠재성장률 및 성장요인 전망: 2000~2020년 .....	67
<표 3- 2> 18~64세 여성 인구, 경제활동참가율, 실업률 및 취업자수 전망 .....	69
<표 3- 3> 18~64세 남성 인구, 경제활동참가율, 실업률 및 취업자수 전망 .....	69
<표 3- 4> 연령대별 총인구의 전망: 2000~2020년 .....	71
<표 3- 5> 연령대별 여성 인구의 전망: 2000~2020년 .....	72
<표 3- 6> 연령대별 여성 취업자수 전망 .....	73
<표 3- 7> 인구 중 대학 재학 또는 졸업인구의 비중: 2000년 .....	76
<표 3- 8> 취업구조 및 국내총생산 전망 .....	78
<표 3- 9> 서비스부문 내 구조변화 .....	78
<표 3-10> 성장 20대 직업(10인 이상 상용근로자 기준) .....	81
<표 3-11> 산업별 취업자 구성비의 변화와 추이: 남성 .....	83
<표 3-12> 산업별 취업자 구성비의 변화와 추이: 여성 .....	83
<표 3-13> 지식집약도에 따른 산업별 근로자수 전망(10인 이상 상용근로자 기준) .....	84
<표 3-14> 지식집약도에 따른 서비스업 근로자수 전망(10인 이상 상용근로자 기준) .....	84
<표 3-15> 정보통신관련 산업 취업자수의 전망치 .....	85
<표 3-16> 정보통신 직업 종사자의 전망 .....	86
<표 4- 1> 임금근로자의 직종별 분포 .....	112
<표 4- 2> 직종분리의 추이: 전체 근로자(1993~2000) .....	114
<표 4- 3> 직종분리의 추이: 임금근로자(1993~2000) .....	114
<표 4- 4> 임금근로자의 상용직 비율: 2000년 9월 .....	116
<표 4- 5> 사용된 변수와 평균값 .....	119
<표 4- 6> 남녀 임금함수의 추정 결과 .....	121

<표 4- 7> 교체방정식의 추정결과 - Probit 추정 .....	124
<표 4- 8> 임금함수의 OLS 추정 결과 .....	125
<표 4- 9> 남녀 임금함수의 추정결과: OLS .....	132
<표 5- 1> 여성 임금근로자의 특성: 2000년 한국노동패널 조사 .....	141
<표 5- 2> 여성 임금근로자의 특성: 2000년 한국노동패널조사 .....	142
<표 5- 3> 각종 혜택의 수령 여부: 임금근로자 .....	143
<표 5- 4> 가구균등화지수로 조정된 소득, 빈곤선 및 빈곤가구수와 빈곤가구원수 .....	146
<표 5- 5> 가구 및 가구주의 특성별 빈곤가구의 비중(빈곤율) .....	148
<표 5- 6> 빈곤의 정태적 결정요인(1998~2000년): 로짓추정 .....	149
<표 6- 1> 구직 사유 .....	153
<표 6- 2> 실업자의 구직방법과 비중 .....	154
<표 6- 3> 성별제한: 가장 채용희망 직종 기준 .....	159
<표 6- 4> 1998년 한국노동패널 조사의 성별 직위분포: 임금근로자 (30인 이상 사업체) .....	164
<표 6- 5> 2000년 한국노동패널 조사의 성별 직위분포: 임금근로자 (30인 이상 사업체) .....	164
<표 6- 6> 승진 경험 여부의 로짓 추정 결과 .....	166
<표 6- 7> 승진 가능성의 로짓 추정 결과 .....	171
<표 6- 8> 승진가능성을 감안한 승진경험 여부의 logit 추정결과 .....	173
<표 6- 9> 승진 경험 및 승진 가능성을 고려한 남녀 임금함수의 추정결과 .....	176
<표 6-10> 업무의 특성: '예'의 응답 비율 .....	178
<표 6-11> 대학 졸업자의 전공별 분포 .....	180
<부표 I-1> 연령계층별 여성 경제활동참가율의 추정 결과 .....	245
<부표 II-1> 연령계층별 실업률의 추정 결과: 여성 .....	253
<부표 1> 여성 실업자의 특성별 분포와 추이 I: 매년 9월 기준 .....	255
<부표 2> 여성 실업자의 특성별 분포와 추이 II: 매년 9월 기준 .....	256

<부표 3> 실업자 중 여성 실업자의 비중과 추이 I: 매년 9월 기준 .....	257
<부표 4> 실업자 중 여성 실업자의 비중과 추이 II: 매년 9월 기준 .....	258
<부표 5> 정보통신산업의 분류 .....	259
<부표 6> 정보통신 직업의 분류 .....	259
<부표 7> 직종 중분류별 남녀 취업자수 비율 (여성/남성) .....	260
<부표 8> 직종 중분류별 상용직 임금근로자의 비중: 2000년 9월 .....	261

## 그림목차

[그림 2- 1] 성별 경제활동참가율(%)의 추이: 연도별 .....	9
[그림 2- 2] 여성의 연령대별 경제활동참가율(%) 추이 .....	10
[그림 2- 3] 젊은 층 여성의 경제활동참가율(%) 추이: 각년 9월 기준 ...	11
[그림 2-4-1] 여성의 연령대별 경제활동참가율(%) 추이: 15~39세까지 ...	12
[그림 2-4-2] 여성의 연령대별 경제활동참가율(%) 추이: 40세 이상 .....	12
[그림 2- 5] 여성의 학력별·연령별 경제활동참가율: 2001년 9월 .....	17
[그림 2- 6] 대졸 이상 여성의 경제활동참가율 추이: 1991, 1996, 2001년 .....	18
[그림 2- 7] 비농 전산업 취업자 중 비임금근로자의 비중 .....	25
[그림 2- 8] 비농 전산업 취업자 중 자영업자의 비중 .....	25
[그림 2- 9] 임금근로자 중 임시·일용직의 비중과 그 추이 .....	27
[그림 2-10] 4년제 대학 졸업 취업자의 종사상 지위의 분포 .....	29
[그림 2-11] 1993~99년간 직업별 취업자수의 변화율(%) .....	38
[그림 2-12] 유럽연합 15개 국과 한국의 경제활동참가율 추이 (15~64세) .....	43
[그림 2-13] 유럽 15개 국과 한국의 경제활동참가율 추이(15~64세 인구): 남성 .....	43
[그림 2-14] 유럽 15개 국과 한국의 경제활동참가율 추이(15~64세 인구): 여성 .....	44
[그림 2-15] 여성의 경제활동참가율 추이: 15~64세 기준 .....	45
[그림 2-16] 우리나라 실업률의 추이 .....	47
[그림 2-17] 성별 실업률의 추이 .....	49
[그림 2-18] 여성 실업자의 학력별 분포: 각년 9월 기준 .....	50
[그림 2-19] 학력별 실업자 중 여성의 비중: 각년 9월 기준 .....	51
[그림 2-20] 여성 실업자의 연령대별 분포와 추이: 각년 9월 기준 .....	53
[그림 2-21] 연령대별 실업자 중 여성의 비중: 각년 9월 기준 .....	55

[그림 2-22] 여성 실업자와 가구주와의 관계: 각년 9월 기준 .....	56
[그림 2-23] 여성 실업자와 이직사유: 각년 9월 기준 .....	58
[그림 2-24] 여성 실업자의 전 직장 종사상 지위별 분포와 추이: 각년 9월 기준 .....	60
[그림 2-25] 여성 실업자의 전 직장 산업별 분포와 추이: 각년 9월 기준 .....	61
[그림 3- 1] 인구피라미드: 2000. 11. 1 기준 .....	70
[그림 3- 2] 고령화지수의 추이: 전체 인구 .....	72
[그림 3- 3] 고령화지수의 추이: 여성 .....	73
[그림 3- 4] 18~29세와 40~64세 여성 취업자의 비중 .....	74
[그림 3- 5] 대학 진학률(전문대 이상) .....	75
[그림 3- 6] 2000년도 대학 입학자수와 18세 인구의 추이: 2000~2020 ...	76
[그림 3- 7] 산업 대분류별 5년간 고용증가율: 2000~2005 .....	79
[그림 3- 8] 직업 대분류별 5년간 고용증가율: 2000~2005 .....	80
[그림 3- 9] 근로자 중 비임금근로자의 비중: 2000년 .....	88
[그림 3-10] 농림어업종사자와 비임금근로자 비중의 추이 .....	89
[그림 3-11] 비농 취업자 중 무급가족종사자 비중의 추이 .....	90
[그림 4- 1] 여성의 임금과 성별 임금격차의 추이 .....	128
[그림 4- 2] 성별 임금격차의 요인 .....	134
[그림 6-1-1] 성별 취업의 애로점(Ⅰ) .....	156
[그림 6-1-2] 성별 취업의 애로점 Ⅱ .....	157
[그림 6- 2] 학력과 승진 경험의 확률: 의태분석 .....	168
[그림 6- 3] 근속기간과 승진 경험의 확률: 의태분석 .....	168
[그림 6- 4] 성별 임금격차의 요인 .....	177
[그림 6- 5] 고교 졸업자의 계열별 분포: 1999년 .....	180
[부도 1] 기혼여성의 경제활동참가율 추이(이혼, 사별 등 제외): 각년 9월 기준 .....	254
[부도 2] 미혼여성의 경제활동참가율 추이: 각년 9월 기준 .....	254

## 요약

우리나라 노동시장의 주요 특징 중 하나는 ‘복합적 이중구조’이다. 즉 노동시장은 고생산성·고임금·고용안정의 직업계층 상층부는 남성이 차지하고 있고, 여성은 저생산성·저임금·고용불안의 하층부에 머물러 있는 직업의 성분리 구조와 함께 여성근로자들 자체도 저연령·고학력·고소득 계층과 고연령·저학력·저소득의 두 계층으로 구분된다는 것이다. 직업의 성분리 구조는 노동시장에서 성별 임금격차와 직종분리의 현상으로 나타나며, 남성에게 경제적 안전망을 제공한다. 이에 대해 여성 근로자의 이중구조는 연령과 경력단절을 중심으로 발생한다. (준)전문직에 종사하는 일부 여성을 제외하고 대부분의 근로자들은 20대 후반에서 30대 초반 경력단절을 경험한다. 그 결과 경력단절 이전의 젊은 여성들은 고소득 계층에 속하지만 경력단절 이후의 재취업 여성들은 저소득 계층에 속할 가능성이 높다. 이러한 과정에서 학력별 경제활동참가율의 역전 현상이 발생한다. 고학력 여성들은 20대에 높은 경제활동참가율을 보이다가 30대 이후 급락하는 반면, 저학력 여성들은 30대 이후 경제활동참가율이 높아지는 형태를 나타낸다.

제2장과 제4장의 분석 결과 1990년대에 여성의 경제활동은 큰 폭으로 증가하였으나 이는 고용의 질 향상을 이루는 데에는 미흡하였고, 성별 직종 및 산업분리가 완화되고 직업의 성분리 구조가 개선되었다는 증거를 발견할 수 없었다. 또한 여성 근로자들의 이중구조도 개선되었다는 증거를 발견하기 어려웠다.

문제는 2000년대 노동시장의 전망 결과도 이러한 직업의 성분리 구조 및 여성 내 이중구조가 개선되리라고 기대하기 어렵다는 점이다. 성차별에 대한 인적자본론적 접근은 성차별을 실시하는 기업의

이윤과 생산성은 상대적으로 낮고 따라서 노동시장의 ‘보이지 않는 손’에 의해 성분리 및 성차별은 점차 해소될 것이라는 주장이다. 또한 많은 경제학자들은 21세기는 지식기반사회로 여성 친화적 직업의 성장과 함께 인력부족 현상으로 인해 과거의 성분리 및 성차별은 시장의 힘(market force)에 의해 완화될 것이라는 견해를 피력한다. 그러나 세계화와 경쟁심화, 고령화 및 고학력화, 산업 및 직업구조의 고도화로 인식되는 2000년대의 노동시장은 기대와 달리 여성에게 불리하게 작용할 가능성이 높으며, 직업의 성분리와 여성 근로자의 이중구조가 개선될 가능성이 높지 않다.

이처럼 미래의 여성 근로자상을 낙관하지 못하는 이유는 제3장의 분석과 같이 노동시장 전체적으로 경제활동참가율 및 취업자수는 지속적으로 증가하겠지만, 구조적 수급불일치로 인한 구직난 및 하향 취업이 발생하고, 이에 남성보다 여성이 피해를 볼 가능성이 높다는 점이다. 청소년층 인구의 감소와 함께 노령화 현상에 따라 향후 15~29세 청소년층에 대한 노동력 수요과잉 현상이 발생하게 된다. 그러나 고학력화로 인해 청소년층의 대부분은 전문대 이상의 학력을 지니며, 특히 절반 정도는 4년제 대학을 졸업하게 될 것이다. 이처럼 고학력 인구의 비중은 급증하지만 4년제 대학의 고학력을 요구하는 일자리의 증가폭은 상대적으로 적을 것이며, 4년제 대졸자의 구직난 및 하향 취업이 불가피할 것으로 판단된다. 한편 고학력 젊은이의 구직난에도 불구하고 청소년층 인구의 감소로 인해 저생산성·저임금 직종에서의 인력부족은 더욱 심각해질 것이다. 특히 전문대나 고졸 정도의 학력을 지닌 젊은 여성에 대한 초과수요는 시간이 갈수록 심화될 전망이다.

학력별·기능별 수급불일치로 발생하는 이러한 문제에 성분리 또는 성차별의 문제가 개입될 때 여성은 더욱 불리한 위치에 놓이게 된다. 제한된 고생산성·고임금의 전문직에 수많은 지원자가 집중될 경우 성분리 및 성차별의 구조 아래에서 여성을 배제하는 현상이 발생하고, 이러한 과정은 성분리 구조를 더욱 강화하는 방향

으로 작용한다. 이에 따라 고학력 여성의 실망실업이 증대하고 자포자기형 취업 포기 등과 같은 현상이 계속된다. 하향 취업을 하더라도 미래의 기대소득이 낮고 경력의 축적에 따른 승진기회 또는 임금상승의 가능성이 낮아 자발적인 경력단절로 이어질 가능성이 있다. 즉 고학력 여성의 경우 결혼 전까지는 하향 취업하여 저생산성·저임금 직종에 취업하다가 결혼·출산을 계기로 노동시장을 벗어나며, 육아·가사와 같은 문제로 가정과 직장의 양립이 어렵기 때문이 아니라 미래의 기대소득이 낮기 때문에 스스로 직장생활을 포기하는 것이다.

이러한 경우 여성에 대한 보육서비스 지원은 부분적인 효과를 거둘 수밖에 없으며, 적극적 고용평등 프로그램의 실시, 경력개발 및 생산성 향상 등과 같은 보다 근본적이고 수요 지향적 접근이 요구된다. 또한 이러한 구조적 수급불일치의 상황하에서는 여성에 대한 교육투자의 확대, 교육의 질적 개선 등이 이루어진다고 할지라도 이것이 고생산성·고임금의 전문 경력직(career job)의 취업으로 연결되기 어렵다. 그 원인은 근본적으로 대졸 여성들의 절대규모가 경제의 수용 한도를 훨씬 초과하고 있기 때문이다.

이처럼 고학력 여성의 초과공급이 있는 상황에서는 여성에 대한 교육훈련 등 인적자원개발은 남성에 대한 상대적 경쟁력 개선에는 기여하지만 경제 전체적으로 여성 취업의 질 향상, 고용평등이라는 목적을 달성하기는 부족하며, 고용기회 평등을 위한 적극적 조치 등의 노력이 중요하다. 여성 인력에 대한 투자가 과잉투자일 가능성이 있고 이는 남성도 마찬가지로 인적자원 투자의 적정규모가 중시되어야 한다. 이러한 관점에서 학교에서부터 진로지도 및 직업교육을 통해 자신의 능력과 적성에 적합한 미래를 설계하고 적절한 인적자원 투자가 이루어지도록 유도하는 방안이 하나의 해결책이다.

더불어 취업여성의 고령화로 인해 주부의 비중은 높아지게 되고, 가정과 직장의 조화 문제는 더욱 중요시될 전망이다. 보육수요에 대해서도 2010년대에는 출산이 주로 이루어지는 20대 후반에서 30

대까지의 여성의 대부분이 고학력자이고 소득수준의 향상에 따라 보육서비스 그 자체보다는 서비스의 질에 대한 욕구가 높아질 것으로 예상된다.

제5장에서는 여성 근로자가 고학력·고소득·저연령 계층과 저학력·저소득·고연령의 둘로 구분된다는 점을 설명하였다. 이러한 여성 노동시장의 이중구조는 향후 고학력화 및 고령화에 따라 보다 복잡한 형태를 띠게 될 것이다. 우선 출생률의 저하에 따른 신규 노동력의 감소와 함께 경제성장으로 중·장년층 이상의 여성에 대한 취업기회 확대가 발생한다. 이에 40대 이상 취업자의 비중은 지속적으로 상승하여 여성 전체의 60% 수준으로 높아지게 된다. 이들 여성의 대부분은 서비스·판매직이나 단순근로, 기능직 등의 직종에 종사하면서 직업계층의 하층부에 위치하게 된다. 이러한 고령자의 취업기회 확대는 빈곤 및 복지에 대한 사회적 부담을 줄이는 긍정적 효과가 있다.

여성 근로자의 대부분은 소규모 영세기업에 근무하며, 법에서 정한 보호를 받지 못하고 있는 것이 현실이다. 이는 여성 임금근로자의 70% 정도가 임시·일용직 근로자라는 데서 명확하게 드러난다. 1990년대 중반경 나타나기 시작한 비정규직의 증가현상은 고용형태의 다양화, 산업 및 직업구조의 변화, 노동시장 유연화 등에 기인하고 있으며, 이는 다른 선진국에서도 함께 발견되는 현상이다. 특히 단시간근로, 재택근로, 일자리 공유 등의 가족친화적 제도는 여성의 고용 및 가정과 직장 양립 등에 긍정적인 역할을 할 것이며, 이러한 점에서 비정규직 여성의 증대를 우려할 필요는 없다.

그러나 우리나라에서 비정규직의 대부분은 자발적 선택의 결과가 아니라 정규직으로 취업하기 어렵기 때문에 어쩔 수 없이 취업한 결과이며 막다른 일자리(dead-end job)인 것이 일반적이다. 실질적으로는 상용직이지만 기업의 탈법적 행위로 인해 사회보험이나 복리후생의 혜택을 받지 못하는 취업자 또는 다른 근로자에 비해 차별적 대우를 받는 경우도 통계적으로는 임시·일용직 근로자

로 파악된다. 따라서 임시·일용직 등 비정규직의 문제는 많은 경우 근로자간 격차의 문제, 기업의 탈법적 행위와 직결되어 있다. 임시·일용직에 여성 임금근로자의 대부분이 종사하고 있다는 사실은 정부의 정책적 방향이 법·제도의 강화 및 정비뿐만 아니라 법·제도의 적용에 관심을 두어야 하며, 법·제도의 범위 밖에 놓여 있는 여성 근로자의 권익보호에 정책의 방향이 있어야 한다는 점을 시사한다.

자영업과 임금근로자의 형평성도 제기된다. 보육서비스나 모성보호의 사회적 분담을 위하여 재정에서 지원할 때 지원형태가 근로자에 대한 직접적 지원일 경우 임금근로자에 비해 자영업자가 불리할 가능성이 있다. 자영업에 종사하는 여성의 대부분이 영세성을 면치 못하고 있다. 이때 세금으로 임금근로자, 특히 상용직 임금근로자에게 보육 및 모성보호의 지원을 직접적으로 제공하는 것은 불공평의 문제를 일으킨다. 따라서 재정원칙에 부합하도록 비임금근로자나 임시·일용직 근로자도 접근이 가능하도록 보육서비스에 대한 인프라 구축, 시설 지원 등의 간접적 지원과 함께 조세정책 등이 고려되어야 한다.

향후 이혼율의 증가, 만혼 추세, 고령화 등으로 여성 가구주는 지속적으로 증가할 것으로 예상된다. 여성 가장 가구는 빈곤에 빠질 위험성이 매우 높으며, 여성 가구주의 대부분은 자영업에 종사하거나 임시·일용직 근로자로 저임금 및 고용불안의 위험에 처해 있다. 빈곤의 진입과 이탈에 핵심적인 결정요인은 가구주의 취업 여부이고, 여성 가장 가구의 빈곤 위험을 예방한다는 측면에서 이들을 위한 취업지원은 매우 중요하다.

이러한 논의의 근거에는 성차별 또는 고용평등의 문제가 놓여 있다. 성차별 또는 고용평등은 그동안 가장 중요한 사회·경제적 이슈의 하나였고 시민단체, 정부 등의 노력으로 인해 상당히 개선되었다. 이러한 노력의 결과 최근에는 심지어 역차별의 문제가 대두되고 있지만 아직도 고용기회의 평등이라는 측면에서 성차별은 지

속되고 있다. 특히 기업부문에서의 성차별 해소는 크게 미흡한 상황으로 판단된다. 이의 주요한 원인은 기업부문의 성차별이 정부정책으로 해결되기 어렵기 때문이기도 하지만 보다 근본적으로 기업부문의 성차별이 정확하게 측정·이해되지 못하고 있기 때문이다.

성차별 이론에서 가장 중요한 것은 통계적 차별로 이는 기업이 근로자의 생산성이나 이직 가능성에 대해 불완전한 정보를 가지고 있다는 가정에서 출발한다. 불완전한 정보 때문에 기업은 성과가 쉽게 관찰 가능한 근로자의 특성에 의거하여 채용·승진·보직·임금 등의 결정을 내리며, 여기에는 남성의 평균 생산성이 여성보다 높다는 과거의 경험적·통계적 관찰이 근거가 된다. 제한된 정보 아래에서 기업은 여성의 평균적 생산성이 남성보다 낮다는 경험에 근거해 의사결정을 할 수밖에 없고, 여성근로자는 채용·승진·보직·임금 등에서 불이익을 받게 된다. 이러한 통계적 성차별은 기업의 합리적 의사결정의 결과이며, 통상적으로 잘 드러나지 않는 한계를 지니고 있다. 우리나라 기업들의 대부분은 통계적 차별에 무지한 상황으로 여겨지며, 이의 완화를 위해서는 적극적 조치와 같은 정책적 노력이 필요하다.

제4장에서는 성차별의 실증적 증거를 발견하기 위하여 과밀가설과 함께 노동시장이 여성 직종과 남성 직종의 둘로 구성된 이중구조를 지닌다는 가설을 검증하였다. 검증한 결과 과밀가설과 이중구조 가설 모두 기각되었다. 그러나 이러한 검증 결과는 명백한 한계를 지니고 있으며, 검증 결과가 성차별의 부재를 증명하는 것은 아니다.

이러한 검증 결과가 나타난 주요 원인은 1990대 여성집중 직종에서의 인력수요 확대일 것이다. 1990대 초반 이후 도소매, 음식·숙박업 등 여성이 비교우위를 가지고 있는 산업에서 고용의 급격한 증가가 관찰되고 있다. 이처럼 여성 인력에 대한 수요의 증대에 따라 직종의 성분리 현상이 심화됨과 동시에 성별 임금격차도 완화되었을 가능성이 있다. 만일 이러한 현상이 사실이라면 성별 임금격

차의 완화가 성차별의 완화를 의미하는 것은 아니며 노동시장의 인력수급 변화를 반영할 뿐이다.

나아가 제4장의 추정 결과와 같이 성별 직종분리가 성별 비교우위에 근거를 두고 있다고 할지라도 현재의 성별 직종분리 정도는 상당히 심각한 것으로 판단된다. 향후 여성의 경제활동 욕구가 더욱 증가할 것으로 예상되고, 그 결과 여성 직종의 노동력 추가 진입에 따라 여성 직종에서 과밀현상에 의한 임금하락 압력이 관찰될 가능성도 염두에 두어야 한다.

지속적으로 완화되어 온 성별 임금격차는 1998년 이후 정체된 현상을 보이고 있으며, 과거보다는 감소하였지만 여전히 상당한 수준의 성별 임금격차가 설명되지 않는 성차별적 요인에 의한 차이로 간주된다. 정체상태에 놓인 성별 임금격차의 추이는 우리의 대상으로 여성 인력의 효율적 활용을 위한 체계적이고 성공적인 노력이 부재할 경우, 성별 임금격차의 정체현상이 향후에도 지속될 가능성이 높다.

기업의 성차별을 이해하려는 노력의 일환으로 제6장에서 구직활동 및 채용에서의 성별 격차를 분석한 결과, 많은 여성들이 구직에 애로를 겪고 있으며 사업장들의 상당수는 채용시 성별 제한을 두고 있는 것으로 나타나고 있다. 이러한 사업체 조사 결과는 구직활동시 여성의 입직을 허용하는 직장 또는 직업에만 여성들이 지원하는 자기선택적 과정으로 인해 성차별이 완화된 것으로 나타나고 있을 뿐 실제로는 아직도 성차별이 광범위하게 행해지고 있을 가능성을 시사한다.

승진의 성별 격차에 대한 분석 결과도 상당한 수준의 성별 격차가 발견되며, 여성의 승진을 위하여 직장내 경력단절의 완화 및 승진가능 직종에의 여성진출 확대가 중요하다는 정책적 시사점이 제기된다. 여성은 남성에 비해 승진이 가능한 직종에 취업한 비율이 매우 낮으며, 이러한 승진의 근본적 한계가 승진에 있어서 성별 격차의 상당 부분을 차지한다.

결론적으로 성차별 현상은 아직도 심각한 수준으로 이는 국가경쟁력을 약화시키는 하나의 요인이다. 성차별의 완화를 위한 국민적 노력이 요구된다.

향후 여성정책의 기초는 첫째 시장기능의 강화이며, 단기적으로는 시장기능이 작동할 수 있는 인프라의 구축이다. 현 단계에서 성차별을 완화하고 여성의 경제적 참여 활성화를 위한 종합적·체계적 노력과 지원이 요구되지만 이러한 노력과 지원은 한시적 성격을 지녀야 한다. 즉 유치산업 보호론이나 중소기업 지원론과 같이 여성이 남성과 동등한 위치에서 경쟁할 수 있을 때까지 한시적으로 정책적 지원 또는 보호가 이루어져야 한다. 여성의 경제활동 활성화를 위해 지원 및 보호장치가 영구히 필요하다면 이는 또 다른 비효율성과 왜곡을 낳게 된다.

따라서 중·단기적으로는 성차별 완화 및 여성 경제활동 활성화를 위한 다각적인 노력과 지원이 불가피하지만 동시에 시장기능을 강화하여야 한다. 이를 위해서는 노동시장의 자율적 조정기능에 의해 고용의 질 향상 및 경력단절 완화 등의 과제가 해결될 수 있는 환경 및 인프라를 구축하여 한다. 즉 여성이 자신의 능력을 충분히 발휘할 수 있는 노동시장 여건을 조성하고, 규제보다는 시장기능에 의한 여성의 지위향상을 모색해야 한다.

채용목표제와 같은 적극적 조치도 시장기능의 강화 및 여건조성이라는 측면에서 논의되어야 한다. 우리나라에 만연해 있는 직업의 성분리·성차별 등의 문제는 현 단계에서 시장기능으로 해결이 어려우며, 이는 적극적 조치의 한시적 도입을 통해 해결하여야 한다. 적극적 조치가 일시적으로는 역차별의 문제를 발생시키고 기업 및 정부의 부담을 증대하는 부작용이 있으나 중·장기적으로는 여성이 남성과 동등한 위치에서 경쟁할 수 있는 여건 마련에 공헌함으로써 시장기능의 원활한 작동에 기여할 것이다.

시장기능의 강화 및 환경 마련의 정책으로 여성을 위한 공공직업안정서비스(public employment service)의 구축, 진로지도 및 직업

의식의 강화, 육아서비스 및 모성보호 비용의 사회화 등을 들 수 있다. 또한 기업의 고용평등 노력에 대한 지원 및 의식개혁을 위한 노력도 포괄적인 의미에서 환경구축의 정책으로 간주된다.

두 번째는 사회통합적 정책의 수립이다. 근로자와 기업, 정부가 모두 수용할 수 있는 정책을 개발하여야 한다. 모성보호비용의 사회화, 정부재정을 통한 보육서비스의 확충, 생리휴가와 같은 여성 과보호 장치의 축소·폐지 등을 통해 여성 고용이 기업에 과중한 부담이 되지 않도록 할 필요가 있다. 특히 세계화 및 이에 따른 경쟁의 심화는 기업이 여성 고용에 따른 추가적 노동비용을 감당할 수 있는 여지를 축소시켜 여성 고용의 기회를 줄이는 부정적 효과가 있다. 기업은 성차별 완화와 여성 고용 활성화의 핵심적 위치에 있으며, 법·제도 및 규제를 통해 기업 행태를 변화시키려는 노력의 효과는 명백히 제한적일 수밖에 없다. 따라서 여성 고용에 따른 기업의 추가적 부담을 최소화시키려는 노력이 필요하며, 기업의 내부적 힘 또는 필요에 의해 여성 고용 활성화와 성차별적 관행 등의 완화가 발생되도록 유도하여야 한다. 이러한 측면에서 노사합의에 의한 여성 인력의 활용증대, 고용평등 조치의 도입, 여성 근로자 지원 등은 매우 중요한 과제이다. 또한 생리휴가의 무급화와 같이 기존에 실시되고 있는 특혜적 여성보호정책을 대폭 수정하여야 할 것이다.

세 번째는 인간 본연의 가치 존중이다. 임산부 및 아이의 건강, 빈곤으로부터의 탈출 등은 인간 본연적 가치로 경제적 논리를 넘어선다. 이러한 관점에서 여성 가장 가구 등 취약계층에 대한 사회적 보호와 지원이 중요시되어야 하며, 임산부의 산업재해와 같은 문제에 대해 예방적 조치를 강구할 필요가 있다.

나아가 그동안의 여성고용정책은 보육서비스의 확대, 모성보호의 강화 등 노동공급비용의 축소에 초점을 두었다. 그러나 공급확대정책은 명백한 한계를 지닐 수밖에 없으며, 많은 경우 정책의 효율성이 의문시된다. 예를 들어 보육서비스 지원의 강화로 주부의

노동공급비용을 낮추는 정책은 기존 취업여성의 육아비용 부담을 줄여 경력단절을 완화하는 긍정적 효과가 있을 것이다. 그러나 보육서비스 지원은 동시에 비경제활동 여성의 취업에 따른 기회비용을 줄여 이들 여성의 노동공급을 증가시키게 된다. 만약 새로 노동시장에 참여하는 여성을 위한 일자리 창출이 충분치 못하거나 취업 가능한 일자리가 저임금·저기능·고용불안의 2차 노동시장에 집중되어 있을 경우 노동공급의 증가는 2차 노동시장의 인력과잉 현상을 불러일으키고 여성의 임금 하락 및 소득격차의 확대 등으로 이어질 것이다. 나아가 여성 인력의 공급 증가에 따른 임금 하락으로 기존 여성 취업자들의 미래 기대소득은 낮아지고 여성의 자발적 경력단절의 위험성이 높아지는 부정적 효과가 발생된다.

보육서비스 지원의 부정적 효과를 최소화하기 위해서는 보육서비스 지원의 강화와 더불어 여성 인력에 대한 일자리 창출이 필요하다. 결론적으로 여성고용정책은 보육서비스의 예와 같이 여성의 노동공급비용을 낮추는 정책과 수요확대의 정책이 조화를 이루어져야 한다.

## 제1장 서론

1960년대 이후 여성 근로자는 우리나라의 경제발전 및 성장에 중요한 역할을 하여 왔다. 신발, 의류 등의 경공업이 우리나라의 경제발전을 이끌던 시대에 여성 근로자는 수출산업의 핵심인력으로 공헌하였으나 전반적으로 여성 노동은 남성 노동의 부수적인 것으로 간주되었다. 급속한 도시화에 따라 이농현상이 두드러지고 실업률이 3%를 넘던 1980년대 중반까지 우리나라는 인력과잉 상태였고, 따라서 여성 인력의 활용이나 양성에 관한 인식이나 정책도 뚜렷하지 않았다. 그러나 1980년대 말 급속한 경제성장의 결과로 인력난이 발생함에 따라 이를 해결하는 하나의 방안으로 여성 유희인력의 활용이 본격적으로 논의되기 시작하였다. 이때의 여성인력활용이란 인력부족 현상을 겪는 제조업이나 일부 서비스업에 종사할 저숙련·저생산성·저임금 인력의 충원과 양성이 주를 이루었고, 고숙련·고생산성·고임금 직업분야에서 여성의 취업기회는 극히 제한적이었다. 따라서 남성과 동등한 위치에서 여성 인력을 양성·활용하려는 노력은 비교적 최근의 일로 1990년대에 들어서야 본격적으로 논의되기 시작하였다.

우리나라 노동시장의 주요 특징의 하나는 직업의 성분리 구조이다. 남성은 고생산성·고임금·고용안정의 직업계층 상층부를 차지하고 있고, 여성은 저생산성·저임금·고용불안의 하층부에 머물러 있다. 이러한 직업의 성분리 구조는 노동시장에서 성별 임금격차와 직종분리 현상으로 나타나며, 남성에게 경제적 안전망을 제공한다. 즉 남성의 능력이 여성보

## 2 여성 노동시장의 현상과 과제

다 뒤떨어져도 남성은 상대적으로 쉽게 고생산성·고임금·고용안정의 직업에 취업할 수 있는 일종의 안전망을 가지는 것이다.

직업의 성분리 구조는 대부분의 국가에서 발견되는 현상으로 그 원인과 결과에 대한 논의들이 그동안 지속되어 왔다. 성분리의 원인으로 첫째 직업에 대한 성별 선호도의 차이, 둘째 직무수행에 있어서 성별 인적자본 및 직무능력의 차이, 셋째 기업의 직접적 성차별, 넷째 여성의 진출을 가로막는 법·관습·문화 등의 제도적 차별 등이 언급된다.

우리나라의 성분리 구조는 외국에 비해 심각한 것으로 여겨지며, 이러한 성분리의 원인으로 먼저 남존여비의 전통 유교적 가치관을 들 수 있다. 두 번째는 남성 중심의 기업문화이다. 공식적인 자리보다 비공식적인 자리(주로 술자리)에서 중요한 의사결정이 이루어지며, 사업 성공에 접대가 중요한 문화에서 여성이 능력을 발휘하기는 매우 어렵다. 세 번째는 기업의 성차별이다. 채용뿐만 아니라 승진, 보직, 훈련 등 기업 내부시장에서의 차별은 여성의 성장 가능성을 위축시킨다. 대부분의 기업들은 채용, 승진 등에서의 남성 우대를 남녀간 생산성의 차이에 기인한 합리적 선택으로 간주한다. 그러나 기업의 합리적 의사결정에 의한 남성 선호가 사실은 성차별의 결과이며, 나아가 성차별을 고착화시키는 것이 일반적인 현상이다. 네 번째는 직장내 동료 남성에게 의한 차별이다. 기업의 승진 사다리를 누가 먼저 올라갈 것인가 하는 경쟁에서 남성은 여성을 우선적으로 소외시킨다. 직무 또는 생산성의 평가시스템이 선진화되지 못한 우리나라에서 학연, 지연, 혈연 등은 승진 및 보직 결정에 중요한 기능을 하며, 이때 성별도 유사한 역할을 한다.

성차별 이론에서 가장 중요한 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, 훈련 등의 결정을 내리게 되며, 이러한 결정에는 생산성이 성(또는 인종)에 따라 차이가 있다는 과거의 통계적 관찰을 근거로 한다. 기업이 여성의 생산성은 남성보다 낮다는 믿음을 가지고 있을 때 이러한 기업의 믿음은 여성의 채용, 승진, 임금에 부정적인 영향을 줄 뿐만이 아니라 여성은 의욕을 상실하고 인적자원

투자를 소홀히 하게 된다. 이는 다시 기업의 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. 이러한 성분리(또는 성차별)의 재생산·고착화는 성분리의 악영향 중 가장 핵심적인 것이다.

성분리(또는 성차별)의 재생산·고착화는 기업의 합리적 의사결정 과정에서 나타나는 현상이기 때문에 시장기능으로 해결할 수 없다는 어려움이 있다. 이에 따라 시장기능을 중시하는 미국과 같은 국가에서도 성분리 현상을 완화하기 위해 적극적 조치(affirmative action)를 사용하고 있다. 적극적 조치의 대표적 예로는 여성 채용목표제를 들 수 있다. 채용목표제는 일시적으로 채용, 승진, 보직 등에서 여성을 우대하지만, 이를 통해 통계적 차별의 근본 원인을 제거함으로써 장기적으로 채용목표제가 불필요하도록 만드는 정책이다. 즉 남녀 모두의 인적자원이 시장메커니즘을 통해 합리적으로 배분·양성되도록 시장기능을 강화하기 위한 과도기적 수단이 적극적 조치이다.

여성 고용은 수요와 공급의 양 측면을 지닌다. 보육서비스의 확대, 여성 인력의 교육훈련, 모성보호의 강화 등이 여성 노동력의 공급확대를 위한 정책적 수단에 가까운 반면, 여성 친화적 산업·직업의 육성, 각종 장려금 등은 수요확대를 위한 정책으로 간주된다. 그동안 우리나라의 여성 정책은 여성에 대한 기업의 수요 확대보다는 여성 근로자의 보호 및 공급 확대에 초점을 두어 왔다. 그러나 정책의 비용분담이 기업에게 집중됨으로써 기업은 여성 고용에 따른 추가적 비용상승의 부담을 지게 되었고, 그 결과 여성 고용의 수요는 악영향을 받은 것이 사실이다. 이러한 문제를 해결하기 위해 모성보호비용의 사회화, 비용의 균등분담, 노사정의 공조와 같은 사회통합적 정책방안이 중요시된다.

여성 근로자들 자체도 대기업·고임금·고용안정 계층과 영세기업·저임금·고용불안 계층 둘로 나누어져 있다. 이러한 이중구조로 인하여 여성관련 법·제도의 혜택이 대기업·고임금·고용안정 계층의 여성 근로자에게 편중되는 여성 근로자 계층간 형평성의 문제가 존재한다. 특히

#### 4 여성 노동시장의 현상과 과제

여성 가장 취업자, 임시·일용직 근로자 등의 상당수는 기업규모의 영세성이나 또는 기업의 탈법적 행위로 인해 법·제도에서 규정된 보호를 받지 못하는 상황이다. 따라서 취약계층의 여성을 보호하고 계층간 형평성을 위한 정책이 필요할 것이다.

지식(knowledge)이 경쟁력 강화와 지속적 경제성장의 핵심인 21세기에 직업의 성분리 구조 타파는 생산성 향상과 경쟁력 확보에 매우 중요한 요소로 여겨진다. 지식기반사회에서 고학력의 전문직에 대한 수요는 급증하게 된다. 이들 전문직의 대부분은 물리적인 힘, 체력보다는 지식과 전문성이 중요시되며 여성이 능력을 발휘할 수 있는 기회가 많다. 이때 능력 있는 여성 인력의 양성과 확보는 기업의 생산성과 경쟁력 향상에 기여할 것이다. 미국의 경우 1990년대의 고도성장에 여성 인력이 중요한 역할을 하였다. 고도의 숙련과 학력을 갖춘 여성 인력이 대거 노동시장에 참여함으로써 미국의 기업들은 인건비 상승압력을 최소화하면서 생산성 향상과 경쟁력 강화를 달성할 수 있었다.

이러한 미국의 경험은 우리에게도 커다란 시사점을 제공한다. 여성에 대한 문호 확대를 통해 기업은 보다 많은 인력 풀(pool)에서 인재를 선발할 수 있고, 그 결과 생산성 및 경쟁력을 향상시킬 수 있다. 사회적 측면에서도 주어진 인적자원을 최대한 활용할 때, 국가경쟁력이 강화되며 지속적인 경제성장이 이루어짐은 명백하다. 이처럼 경쟁력의 향상과 지속적인 성장을 위해서 여성을 동반자화하는 노력이 요구되며, 여기에 기업도 수동적인 자세에서 적극적 참여로의 전환이 필요하다. 즉 능력이 있는 여성을 채용 또는 승진시키겠다는 소극적 태도에서 벗어나, 장기적 관점에서 직장내 고용평등 프로그램을 실시하고 여성 인력의 채용·승진·훈련을 적극적으로 확대하여 생산성 향상을 도모하는 적극적 자세가 바람직하다. 인류의 절반인 여성 인력의 효율적 활용 없이 선진국으로의 도약이 힘든 것은 불문가지이다.

여성 인력을 통한 생산성 및 경쟁력 향상의 과제는 두 가지로 구분된다. 첫 번째는 활용의 문제이고, 두 번째는 양성의 문제이다. 주어진 여성 인력을 최대한 활용하고 능력발휘의 기회를 제공하는 것은 직업 성분리 구조의 해체, 성차별 완화의 문제와 직결된다. 또한 여성의 모성보호 및

육아 문제, 직장과 가정생활의 양립 문제들도 여성인력의 효율적 활용을 위해 필요한 과제로 판단된다. 여성 인력의 생산성을 향상시키고 인적자원(human capital)을 개발하는 것은 여성 인력의 교육훈련 등의 과제와 연결된다.

현재 여성 노동시장의 현황을 파악하고 향후의 환경변화를 전망함으로써 여성고용정책의 방향을 제시하기 위한 본 연구에서는 서론에 이은 제2장에서 여성 노동시장의 현황과 구조를 설명한다. 1990년대 이후 여성이 취업자수 및 경제활동참가율의 증가를 주도하였으나 여성 고용의 질 개선에는 실패하였다. 또한 여성 근로자들의 대부분이 소수의 여성 집중 직종과 산업에 취업하고 있으며, 이러한 현상이 고착화되고 있음을 실증적으로 파악할 수 있었다. 또한 여성 실업자의 특성을 경제활동인구 조사의 원자료를 사용하여 심층적으로 분석한다.

제3장에서는 2020년까지 여성 노동시장의 환경변화와 방향을 전망한다. 여성의 경제활동참가율과 취업자수는 앞으로도 계속 증가하지만, 고학력화와 고령화, 산업 및 직업구조의 변화에서 발생하는 구조적 문제로 인해 현재의 여성 노동시장이 보이는 문제점들이 쉽게 해결되지 않을 것으로 예상된다. 특히 지식기반산업으로 대표되는 새로운 산업 및 직업구조가 여성의 경제적 지위를 향상시키고, 경제활동을 촉진시키는 측면보다는 남녀의 경제적 격차를 고착화시키거나 또는 저임금·저생산성의 여성 근로자를 양산할 위험성이 제기된다.

제4장에서는 성차별의 이론을 설명하고, 미국의 실증분석 결과를 소개함과 동시에 우리나라 여성노동시장에서 성차별이 존재하는지의 여부를 성별 직종분리와 성별 임금격차의 두 측면에서 실증적으로 분석하였다. 한국노동패널 데이터 및 경제활동인구 조사의 원자료를 사용하여 분석한 결과 1990년대 중반 이후 성별 직종분리 현상은 더욱 심화되었으나, 이러한 직종분리 현상이 성별 임금격차의 확대를 초래한 것은 아닌 것으로 나타났다. 과밀가설에 대한 실증적 분석 결과 과밀가설을 기각하고 있으며, 우리나라 노동시장이 여성 직종과 남성 직종의 둘로 구성된 이중구조라는 가설의 검증 결과도 이를 기각하였다. 그렇지만 실증분석 결과가 성차별이 없거나 완화되었다는 것을 시사하는 것은 아니며, 앞으로 성별 직종

## 6 여성 노동시장의 현상과 과제

분리가 여성의 경제적 지위를 악화시킬 가능성이 제기된다. 성별 임금격차의 원인을 이해하기 위해 Oaxaca and Ransom의 방법론을 이용하여 성별 임금격차를 분석한 결과 아직도 임금격차의 상당 부분은 생산성 또는 인적자본의 성별 차이로 설명되지 못하여 성차별적 임금격차가 존재하고 있음을 알 수 있었다.

제5장에서는 여성 근로자의 특성을 이해하기 위한 노력의 하나로 여성 임금근로자의 이중구조와 빈곤 위험성에 대해 살펴보았다. 여성 임금근로자들은 고학력·고생산·고임금·고용안정의 근로자와 저학력·저생산·저임금·고용불안의 근로자 둘로 나누어지며, 저임금 여성 근로자는 연령이 많고 학력수준이 낮으며, 임시·일용직에 주로 종사하는 특징을 보인다. 여성의 빈곤을 분석한 결과, 이혼율의 급증, 고령화 및 만혼의 경향 등으로 여성 가장 가구의 비중이 점차 높아지고 있으나, 이들의 상당수는 빈곤의 위험에 처하여 있음을 발견하였다. 전체 빈곤가구 중에서 여성가장 가구가 40% 정도를 차지하고 있으며, 빈곤에 빠질 위험성뿐 아니라 빈곤의 지속화·영구화 현상이 일어날 가능성이 높다.

제6장은 여성의 구직활동 및 채용, 승진, 업무내용 및 능력개발과 같은 여성의 경력개발에 대하여 논의하였다. 아직도 상당수의 기업체들은 채용에 있어 남성만을 선호하고 있으며 승진, 능력개발 등에서의 성차별이 광범위하게 존재함을 실증적으로 분석하였다. 여성은 남성에 비해 승진이 가능한 직종에 취업한 비율이 매우 낮으며, 이러한 승진 가능성의 근본적 한계가 승진의 성별 격차의 상당 부분을 차지한다. 또한 승진 가능한 직종에 종사할 경우 근속기간에 따라 남녀 모두 비슷한 비율로 승진 경험을 가지는 것으로 나타나, 여성의 경력단절 완화가 중요하다.

마지막으로 제7장에서는 이 연구보고서의 주요 내용 및 시사점을 정리하고 향후 여성정책의 기본방향 및 구체적 정책을 다각적으로 논의하고 있다. 여성정책의 기초로 시장기능의 강화와 사회통합적 여성정책의 수립이 강조되는 결론에서는 중·단기적으로 성차별 개선과 여성 경제활동의 활성화를 위한 채용목표제 등의 정책적 노력과 더불어 시장기능에 의해 여성 고용의 여러 문제들이 해결될 수 있도록 시장환경 구축의 중요성이 강조되고 있다. 특히 근로자와 기업, 정부가 모두 수용할 수 있는 정책

개발이 필요하며 모성보호비용의 사회화, 보육서비스의 확충, 여성 과보호 장치의 축소·폐지 등을 통해 여성 고용이 기업에 과중한 부담이 되지 않도록 하여야 할 필요성이 제기된다. 세부 정책제언으로 여성직업안정 인프라의 구축, 진로지도와 직업의식의 강화, 고용평등 노력, 근로여성의 모성보호, 일과 가정의 양립, 직업능력개발 등에 관련된 정책적 방안들이 이 장에서 논의된다.

## 제2장

### 여성 노동시장의 현황과 구조

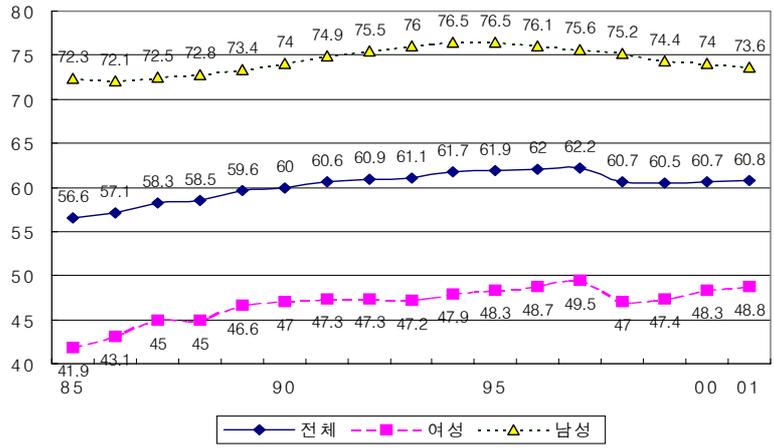
#### 제1절 고용구조의 변화와 추이

##### 1. 취업자수 및 경제활동참가율의 변화

우리나라의 취업자수는 경제성장으로 인한 일자리 창출에 따라 크게 증가하였고, 경제활동참가율도 지속적인 상승세를 기록하였다. 1980년에 1,368만 명이던 취업자수는 1997년 2,111만 명으로 64.8%가 증가하였고, 경제활동참가율도 1980년의 59.0%에서 1997년에는 62.2% 수준으로 상승하였다. 외환위기 이후 취업자수 및 경제활동참가율의 급격한 하락현상이 나타났으나 급격한 경기회복에 힘입어 2000년의 취업자수는 1997년과 비슷한 2,106만 명을 기록하였다. 그러나 경제활동참가율은 2000년 60.7%, 2001년 60.8%로 외환위기 이전의 수준을 회복하지 못하고 있다.

그동안의 취업자수 및 경제활동참가율 증가는 여성이 주도하여 왔다. 출산율의 저하와 보육서비스 확대, 남성의 가사분담 증가, 가전제품의 발전 등으로 여성 경제활동에 대한 기회비용이 감소하고, 재택근무 등 고용형태의 유연화, 정보통신과 같은 여성 친화적 산업의 성장, 여성 사회 진출에 대한 인식 개선, 여성의 고학력화와 자아실현 욕구 증대와 같은 복합적 요인에 따라 여성의 경제활동은 지속적으로 강화되었다. 이러한 공급 측면의 변화와 경제성장에 따른 여성 노동력의 수요 증가에 따라 남성

[그림 2-1] 성별 경제활동참가율(%)의 추이: 연도별



<표 2-1> 성별 고용동향

(단위: 천명, %)

	연도	경제활동			실업	
		경제활동 인구	경제활동 참가율	취업자수	실업자수	실업률
남성	1980	9,019	76.4	8,462	558	6.2
	1985	9,617	72.3	9,137	480	5.0
	1990	11,030	74.0	10,709	321	2.9
	1995	12,433	76.5	12,153	280	2.3
	1996	12,636	76.1	12,345	291	2.3
	1997	12,772	75.6	12,420	352	2.8
	1998	12,893	75.2	11,910	983	7.6
	1999	12,889	74.4	11,978	911	7.1
	2000	12,950	74.0	12,353	597	4.6
	2001	13,012	73.6	12,467	545	4.2
여성	1980	5,412	42.8	5,222	190	3.5
	1985	5,975	41.9	5,833	141	2.4
	1990	7,509	47.0	7,376	133	1.8
	1995	8,397	48.3	8,256	140	1.7
	1996	8,607	48.7	8,472	135	1.6
	1997	8,891	49.5	8,686	204	2.3
	1998	8,562	47.0	8,084	478	5.6
	1999	8,745	47.4	8,303	442	5.1
	2000	9,000	48.3	8,707	293	3.3
	2001	9,169	48.8	8,895	274	3.0

자료: 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도.

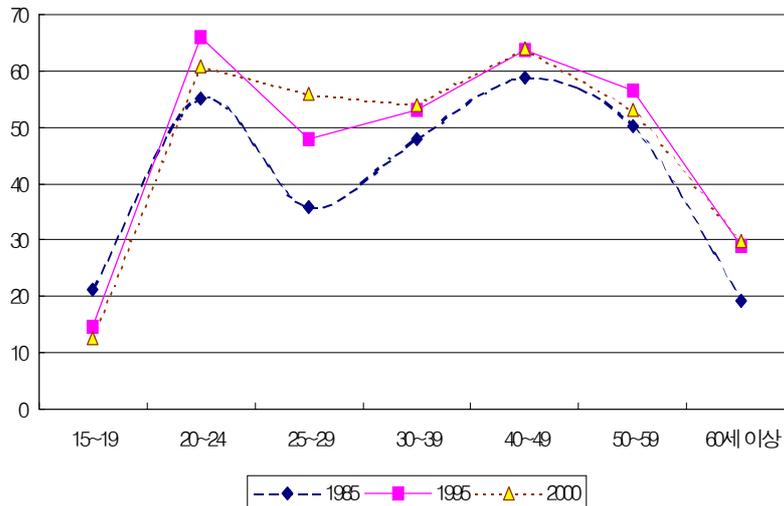
10 여성 노동시장의 현상과 과제

취업자수는 1980년의 846만 명에서 1997년에는 1,242만 명으로 46.8%가 증가하였으나, 여성은 동 기간 중 522만 명에서 869만 명으로 66.3%가 늘어났다. 경제활동참가율도 남성은 1985년의 72.3%에서 1997년의 75.6%로 12년 동안 3.3%포인트 증가하는 데 그쳤으나, 여성은 같은 기간 41.9%에서 49.5%로 7.6%포인트 상승하였다.

2. 연령별 경제활동참가율과 취업자수

과거에는 결혼 또는 가사·보육 등의 사유로 인해 20대 후반 및 30대 여성의 상당수가 노동시장을 벗어나 비경제활동인구화함으로써 여성의 경력단절, 인적자원의 유희화 등과 같은 문제들이 심각하게 대두되었다. 이러한 현상은 M자형 연령대별 경제활동참가율로 나타나며 한국 여성 노동시장의 대표적 특징의 하나로 간주되었다. 그러나 결혼 이후에도 직장에 근무하는 여성의 비율이 증가하는 등 M자형의 연령대별 경제활

[그림 2-2] 여성의 연령대별 경제활동참가율(%) 추이



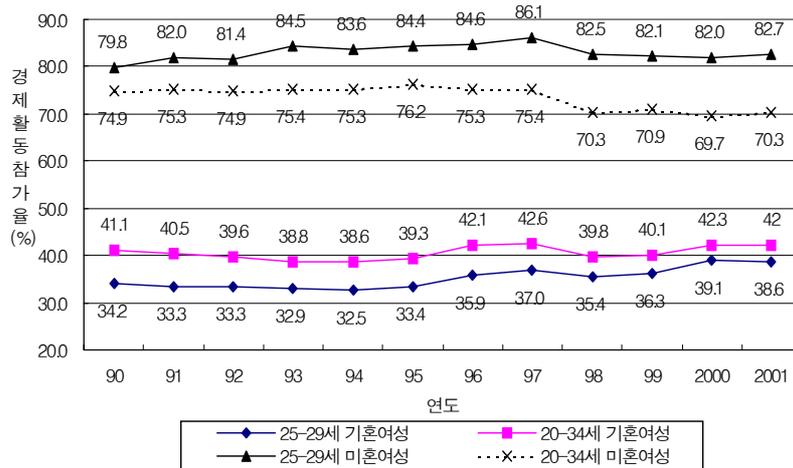
자료: 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도.

동참가율 그래프는 [그림 2-2]와 같이 점차 고원형(plateau)으로 전환되어 가는 모습을 보이고 있다.

특히 25~29세 여성의 경제활동참가율의 증가가 두드러진다. 이들 연령층의 경제활동참가율은 1980년의 32.0%에서 1997년에는 54.1%에 이르러, 다른 연령층에 비해 가장 급속한 증가세를 보이고 있다. [그림 2-3]에서 25~29세 기혼여성의 경제활동참가율은 1990년대 중반 이후 급속한 증가세를 보이고 있으며, 25~29세 미혼여성의 경제활동도 1990년대 중반 상당히 강화된 것으로 여겨진다. 이들 연령층의 활발한 경제활동참여로 인해 20~34세 기혼여성의 경제활동도 1994년 이후 외환위기 전까지 증가하였다. 그러나 20~34세 미혼여성의 경제활동참가율은 20~24세 미혼여성의 (전문)대학 진학 증가로 인한 경제활동참가율 감소에 기인하여 전체적으로 안정적인 값을 보여주고 있다(부도 1과 부도 2 참고).

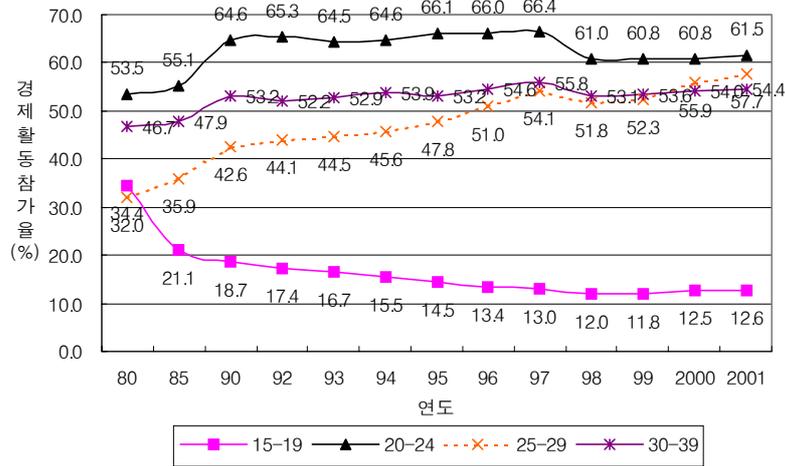
25~29세 여성층의 활발한 경제활동참여는 [그림 2-4-1]과 [그림 2-4-2]에서도 뚜렷이 나타나고 있다. 20세 미만과 60세 이상을 제외한 연령 계층에서 25~29세만이 1990년대에 들어서도 경제활동참가율이 큰 폭으로 증가한 유일한 연령층인 것으로 나타나고 있으며, 그 외의 연령에서는 안정적인 모습을 보이거나 약간 상승하는 추세에 멈추고 있다.

[그림 2-3] 젊은 층 여성의 경제활동참가율(%) 추이: 각년 9월 기준

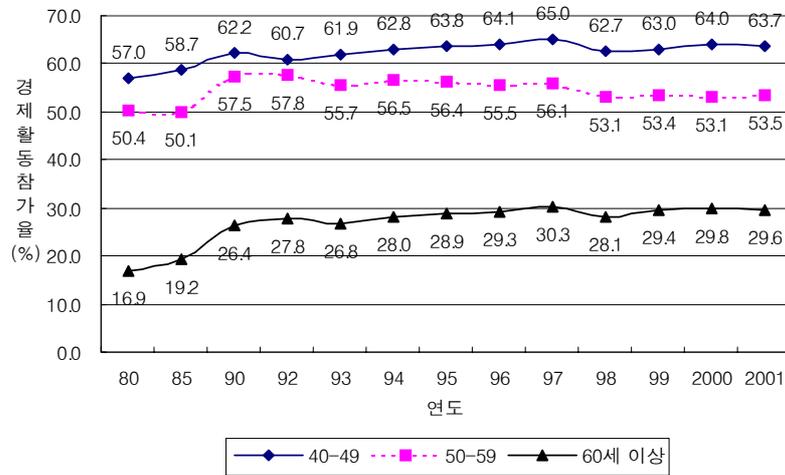


12 여성 노동시장의 현상과 과제

[그림 2-4-1] 여성의 연령대별 경제활동참가율(%) 추이: 15~39세까지



[그림 2-4-2] 여성의 연령대별 경제활동참가율(%) 추이: 40세 이상



한편 상급학교, 특히 전문대 및 대학에의 진학률 증가에 따라 15~19세 계층의 경제활동참가율 및 취업자에서 차지하는 비중이 감소하여 왔다. 15~19세 여성의 경제활동참가율은 1980년의 34.4%에서 2001년의 12.6%로 꾸준히 하락하였고 여성 취업자에서 차지하는 비중도 2001년에는

2.1% 수준으로 감소하였다. 한편 평균 수명의 연장, 가족연대의 약화, 취업기회의 확대, 그리고 보건·의료의 발전에 따라 노년층의 경제활동참가와 취업자 비중은 증가하고 있는 추세를 보이고 있다. 60세 이상 여성의 경제활동참가율은 1980년의 16.9%에서 2001년 29.6%로 증가하였고 취업자수도 1991년의 59만 9,000명에서 2001년에는 102만 4,000명으로 크게 늘어났다. 이에 따라 여성 취업자 중 60세 이상이 점유하는 비중도 1991년의 7.9%에서 2000년에는 11.5%로 증가하였다.

1990년대에 들어서 발견되는 주요 연령계층의 경제활동참가율의 안정적인 변화는 몇 가지 문제를 제기한다. 즉, 20~60세 연령층의 경제활동참가율이 아직도 미국 등 선진국에 비해 낮은 상황에서 주요 연령층의 경제활동참가율이 안정화되는 경향을 어떻게 해석하는가의 문제이다. 이에 대해 두 가지의 가설을 생각할 수 있다.

첫 번째 가설은 한국의 사회·문화·경제적 시스템은 일본, 프랑스와 유사하고, 따라서 한국 여성의 경제활동참가 욕구는 양적인 측면에서 어느 정도 충족(saturated)되었으며 향후에도 경제활동참가율의 변화는 크지 않을 것이라는 의견이다. 이 경우 여성의 경제활동참가율은 20~60세 연령층의 경제활동참가율 증가보다 외국의 사례와 같이 시간제 근무 또는 아르바이트 등의 확산에 따른 15~19세 계층의 경제활동 증대와 60세 이상 고령층의 경제활동 활성화에 의해 주로 영향을 받게 된다.

두 번째 가설은 24~29세를 제외한 20~60세 여성 경제활동참가의 안정적인 변화는 인구구조의 변화, 여성 고학력화 및 심각한 성차별과 같은 한국적 상황을 반영하고 있을 뿐 향후에도 상당한 폭으로 증가할 가능성이 있다는 내용이다.

이러한 가설의 근거로 먼저 인구구조의 변화를 들 수 있다. 베이비 붐 세대의 중·장년층화와 낮은 출산율, 그리고 급속한 고령화 등으로 대표되는 인구구조의 변화에 기인하여 30세 이상 여성 취업자수는 경제활동참가율보다 빠른 속도로 증가하였다. <표 2-2>에서 20~24세의 경우 경제활동참가율은 1991년의 65.9%에서 외환위기 직전인 1997년에 66.4%로 거의 변화가 없으나 취업자수는 같은 기간 126만 3,000명에서 121만 4,000명으로 감소하였다. 반면 30대와 50대는 경제활동참가율이 같은 기간 중

<표 2-2> 연령계층별 여성 취업자수의 추이

(단위: 천명, %)

	15~19	20~24	25~29	30~39	40~49	50~59	60세 이상
1991	362 (4.8)	1,263 (16.7)	808 (10.7)	1,840 (24.3)	1,515 (20.1)	1,179 (15.6)	599 (7.9)
1992	316 (4.1)	1,270 (16.6)	813 (10.6)	1,930 (25.0)	1,511 (19.7)	1,227 (16.0)	656 (8.6)
1993	279 (3.6)	1,280 (16.5)	854 (11.0)	2,042 (26.2)	1,506 (19.4)	1,161 (15.0)	655 (8.4)
1994	258 (3.2)	1,323 (16.5)	884 (11.0)	2,076 (25.6)	1,567 (19.5)	1,184 (14.7)	721 (8.9)
1995	247 (3.0)	1,309 (15.9)	944 (11.4)	2,103 (25.2)	1,701 (20.6)	1,181 (14.3)	769 (9.3)
1996	240 (2.9)	1,268 (15.0)	1,004 (11.9)	2,138 (25.2)	1,816 (21.5)	1,193 (14.0)	814 (9.5)
1997	231 (2.7)	1,214 (14.0)	1,070 (12.3)	2,115 (24.3)	1,928 (22.2)	1,241 (14.3)	886 (10.1)
1998	189 (2.3)	956 (11.8)	1,007 (12.5)	2,065 (25.6)	1,890 (23.4)	1,150 (14.4)	827 (10.1)
1999	184 (2.2)	955 (11.5)	991 (11.9)	2,063 (24.9)	2,026 (24.4)	1,173 (14.2)	911 (11.0)
2000	199 (2.3)	984 (11.3)	1,036 (11.9)	2,069 (23.8)	2,245 (25.8)	1,203 (13.8)	972 (11.2)
2001	191 (2.1)	1,011 (11.4)	1,003 (11.3)	2,067 (23.2)	2,360 (26.5)	1,238 (13.9)	1,024 (11.5)

주: ( ) 안의 값은 각 연도에서 해당 연령계층이 점유하는 비중(%).  
 자료: 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도 및 『경제활동인구조사』, 2001. 9.

20~24세와 마찬가지로 거의 변화가 없었지만 취업자수는 각각 14.9%와 5.3%가 증가하였다. 이러한 사실은 전반적인 인구의 증가와 더불어 베이비 붐 세대의 중·장년층화와 낮아진 출산율 등 한국의 인구구조가 과거의 피라미드형에서 종형(bell shape)으로 변화한 것을 반영하고 있다. 이에 여성 취업자에서 20대가 차지하는 비중은 1991년의 27.4%에서 2001년에는 22.7%로 하락한 반면 30~40대의 비중은 44.4%에서 49.7%로 증가하였다. 또한 15~19세 취업자의 감소 현상과 함께 여성 취업자의 전반적인 연령 상승이 눈에 띄게 두드러지고 있다. 2001년 여성 취업자의 절반

을 웃도는 51.9%가 40세 이상이며, 30세 미만은 24.8%에 지나지 않는다.

이처럼 경제활동참가율보다는 인구구조의 변동이 1990년대 여성의 연령별 취업구조 변화를 주도하였다고 보는 것이 정확한 판단으로 여겨지며, 경제활동참가율의 변화가 미미하다고 해서 여성의 취업 욕구가 정체되었다고 결론을 내리는 것은 부적절하다. 따라서 향후 인구구조가 안정화됨에 따라 여성의 취업 욕구는 경제활동참가율 상승의 형태로 나타날 가능성이 있다는 주장이 있다.

두 번째 근거는 뿌리 깊은 성차별이다. 관리직, 영업직, 감독직, 기능직 등을 중심으로 아직도 광범위하게 이루어지고 있는 입직에서의 여성 성차별과 더불어 승진·보직·훈련 등 기업 내부노동시장에서의 차별이 여성의 지속적인 경제활동을 저해하는 요인으로 작용하고 있다. 특히 내부노동시장에서의 차별과 경력단절 등과 같은 이유로 인해 여성의 노동력 공급은 저기능·저숙련 직종 또는 직무에 집중이 되어 있고, 이러한 분야에서의 낮은 임금수준은 고학력·고소득 가구의 여성 경제활동을 가로막는 요인으로 작용한다.<sup>1)</sup> 한국에서의 성차별은 외국의 경우보다 훨씬 심각한 것으로 간주되고 있으며, 이러한 성차별이 완화됨에 따라 여성의 경제활동참가가 더욱 활성화될 가능성이 있다.

여성의 경제활동참가율이 향후에도 상당히 증가할 것이라는 가설의 세 번째 근거는 여성의 기술·기능 불일치(skill mismatch)가 심각하다는 점이다. 지식기반산업의 대두, 급속한 기술발전, 세계화·정보화, 경제의 소프트화 등으로 대변되는 21세기의 고용구조의 급격한 변화에 따라 기술·기능 불일치에 의한 구조적 실업의 가능성이 높아지고 있다. 기업의 인력수요 및 채용에 대한 사업체 조사의 결과(금재호, 2000b)에 따르면 사업체의 상당수가 전문기술직 및 제조현장 인력의 채용에 어려움을 겪고 있는 반면 사무직의 채용은 용이한 것으로 응답하고 있으며, ‘응모자의 능력·자격 부족’으로 필요한 인력의 채용에 실패하고 있다는 대답이

1) 최강식·정진화(1997)에 의하면 여성 고학력자의 경제활동참가율이 30세 이후 급격히 하락하는 것으로 나타났다. 즉 여성 고학력자는 일반적으로 남편의 소득 수준이 높고 취업에 따른 기회비용이 높아 결혼 또는 출산 이후에도 저임금·저생산성 분야에 계속 취업하는 것보다 노동시장을 벗어나는 경우가 상대적으로 많다.

가장 많았다. 이러한 조사 결과와 다른 통계 및 연구 결과들은 그동안 고  
급인력이 양적으로는 팽창하였으나 질적 수준의 문제가 있으며 인력양성  
체계가 기업의 수요를 제대로 반영하고 있지 못하다는 점을 시사한다. 또  
한 현장에서 필요로 하는 이공계 등 전문·기술분야보다는 인문·사회계  
졸업생들이 많이 배출되는 것도 인력수급 불일치에 일조하고 있다. 이는  
전문대 이상 고학력자들의 급증에 따른 고학력자의 하향 취업 및 실업(미  
취업)과 더불어 중요한 고용정책의 과제로 인식되고 있는데 기술·기능  
불일치에 따른 미취업의 문제는 일반적으로 여성이 남성보다 더욱 심각  
한 것으로 여겨진다. 20대 한국 여성들의 경제활동참가율이 선진국보다  
훨씬 낮은 점에서도 기술·기능 불일치에 의한 미취업 문제의 간접적 증  
거를 발견할 수 있다.<sup>2)</sup> 따라서 취업이 용이한 학과 및 전공분야에 여성들  
의 진학이 보다 확대되고 여성의 직업의식이 향상되어 여성의 기술·기  
능 불일치가 완화됨에 따라 여성의 경제활동참가도 증가할 가능성이 있  
다.<sup>3)</sup>

이상과 같은 세 가지의 근거에 의해 여성의 경제활동참가율은 향후에  
도 상당한 폭으로 상승할 것이라는 가설은 한국 여성 노동시장이 지니고  
있는 문제점들을 간접적으로 제시한다. 즉, 여성의 경제활동참가율이 향  
후 어떻게 진전될 것이냐의 의문은 여성 노동시장의 문제를 어떻게, 얼마  
나 해결할 수 있는가에 달려 있는 것으로 여겨진다.

### 3. 학력별 경제활동참가율과 취업자수

학력별로 여성의 경제활동참가율을 살펴보면 전문대졸 이상 학력자의  
경제활동참가율이 가장 높은 반면, 중졸 학력자의 참가율이 가장 낮은 것  
을 알 수 있다. 전문대졸 이상 학력자의 경제활동참가율은 2001년 9월 현

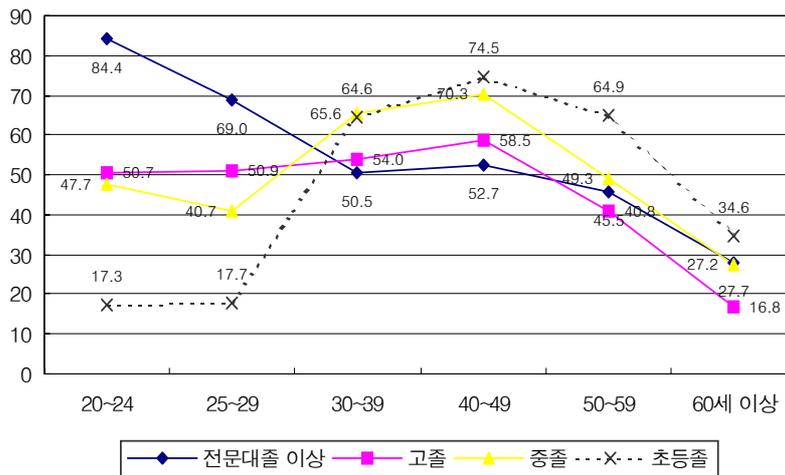
2) 20대 여성들의 경제활동참가율이 선진국들보다 상당히 낮은 원인의 하나로 여성  
들의 상당수가 유흥업 등에 종사하고 있고, 많은 경우 이들은 비경제활동상태로  
통계조사되기 때문이라는 주장도 있다.

3) 여성 임금근로자들의 70% 가까이 임시·일용직으로 일용직 근로자에 대한 고용  
보험의 적용확대, 공공직업안정기능의 강화 및 여타 사회보장제도의 강화 등도  
여성의 경제활동참가율을 부분적으로 증가시킬 것이다.

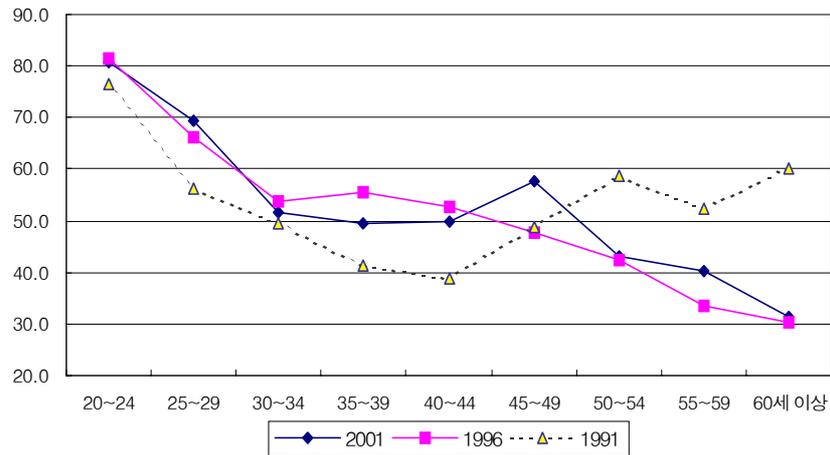
재 61.6%로 중졸의 43.4%, 고졸의 50.6%보다 상당히 높은 수준이어서 학력이 높을수록 경제활동도 활발하다. 시간적으로 중졸 이상 학력자의 경제활동참가율은 1991년 이후 학력과 상관없이 완만한 증가세를 보여온 반면, 초등졸 이하의 경제활동참가율은 큰 폭으로 감소하였다. 이는 초등졸 이하 학력자의 고령화로 50세 이상 고연령 여성의 비중이 증가한 데 원인이 있는 것으로 판단된다.

[그림 2-5]는 2001년 9월 현재 여성의 학력별·연령별 경제활동참가율을 나타내고 있다. 초등졸과 중졸 여성은 30~40대에 경제활동이 가장 왕성하여 초등졸 40대 여성의 74.5%가 경제활동에 참가하고 있다. 반면 30~40대 고졸, 전문대졸 여성의 경제활동참가율은 중졸 이하의 저학력 여성에 비해 상당히 낮으며, 이러한 학력별 격차는 50세 이후에서도 발견된다. 20대에서는 고졸, 전문대졸의 경제활동참가율이 중졸 이하의 여성에 비해 상대적으로 높게 나타나고 있다. 그러나 2001년 9월 현재 중졸 이하 20대 여성의 숫자가 10만 2,000명에 불과하여(고졸 이상은 344만 5,000명) 학력별 경제활동참가율의 직접적 비교가 의미를 지니지 못한다. 고졸 여성의 경제활동참가율은 20대에서 40대까지 증가하고 있으나 60%를 넘지는 못

[그림 2-5] 여성의 학력별·연령별 경제활동참가율: 2001년 9월



[그림 2-6] 대졸 이상 여성의 경제활동참가율 추이: 1991, 1996, 2001년



하며, 전문대졸의 여성은 20대 초반의 84.4%에서 20대 후반 69.0%, 30대 50.5%로 연령에 따라 급락하는 현상을 보이고 있다. 이와 같은 현상은 [그림 2-6]과 같이 1991년 9월 및 1996년 9월에도 발견할 수 있다.<sup>4)</sup>

[그림 2-6]은 4년제 대졸의 고학력 여성의 연령대별 경제활동참가율을 1991년 9월, 1996년 9월 및 2001년 9월의 세 시점에 대해 표시한 것으로, 연령의 증가에 따라 고학력 여성의 경제활동참가율이 감소하는 현상이 관찰된다. 연령에 따른 고학력 여성의 경제활동참가율 하락은 동 시대효과(cohort effect)를 감안할 경우 다소 완화된다. 즉 1991년 9월 25~29세 대졸 여성의 경제활동참가율은 56.1%이었다. 5년 뒤인 1996년 9월 이들 여성은 30~34세가 되었고, 이때 30~34세 대졸 여성의 경제활동참가율은 53.8%로 5년 사이 2.3%포인트의 하락이 발생하였다. 다시 5년 뒤인 2001년 9월 이들 여성은 35~39세가 되었으며, 이들 연령층의 대졸 여성의 경제활동참가율은 49.4%로 4.4%포인트 낮아졌다. 따라서 동 시대효과를 감안한 여성의 노동시장 이탈현상은 그동안 다소 완화된 것으로 여겨진다.

4) 1991년 9월의 경우 50·60대 고학력 여성의 경제활동참가율이 상당히 높게 나타나고 있으나, 이 당시 해당되는 여성의 수가 50대 4만 3,000명, 60대 1만 1,000명에 불과하여 통계적 오류의 결과일 가능성을 배제할 수 없다.

&lt;표 2-3&gt; 학력별 여성 경제활동참가율 추이: 1991. 9 ~ 2001. 9

(단위: %)

	초졸 이하	중 졸	고 졸	전문대졸 이상	전 체
1991	53.7	39.0	49.1	59.0	49.1
1992	52.3	38.7	48.7	56.9	48.4
1993	51.1	40.8	48.8	57.7	48.7
1994	50.3	41.4	49.5	59.3	49.0
1995	49.6	41.5	50.4	60.3	49.4
1996	49.3	41.8	51.1	62.2	49.9
1997	49.0	41.2	51.5	63.8	50.0
1998	46.4	41.0	48.1	59.3	47.8
1999	47.8	41.9	49.1	59.7	48.9
2000	46.9	43.2	49.8	61.1	49.4
2001	46.3	43.4	50.6	61.6	49.7

주: 매년 9월 기준.

자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 원자료.

고학력 여성의 경제활동참가율이 30대에 급락하는 원인은 세 가지를 들 수 있다. 첫 번째는 배우자도 고학력자일 것이고, 배우자의 소득이 높음에 따라 노동시장에서 벗어나는 배우자의 소득효과(income effect)가 있다. 두 번째는 자녀의 양육 및 가사 부담으로 인한 노동시장 이탈로 이를 방지하기 위해서는 보육서비스의 확충 및 일과 직장의 양립을 위한 노력이 요구된다. 세 번째로 가장 중요한 요인은 미래의 기대소득이 낮기 때문이다. 직장에서의 승진 가능성이 낮고, 경력과 같은 인적자본의 축적에 따른 임금 상승효과가 적을 때 여성은 노동시장을 이탈할 가능성이 높다. 따라서 고학력 여성의 경력단절 완화를 위해서는 노동시장에서의 미래 기대소득을 증대시키려는 노력 즉, 고임금·고기능·고용안정의 질 높은 일자리에 여성 취업을 확대시키려는 노력이 필요하다. 이러한 노력의 결과에 따라 고학력 여성의 연령대별 경제활동참가율은 변동할 것이다.

<표 2-4>는 학력별 여성 취업자수의 추이를 보여준다. 예상과 같이 1991년 이후 중졸 이하 저학력 여성 취업자의 비중뿐만 아니라 절대수도 크게 감소한 것을 알 수 있다. 특히 1991년 290만 2,000명(38.4%)에 달하였던 초등졸 이하 여성의 취업자수는 2001년 225만 1,000명(25.3%)으로

<표 2-4> 학력별 여성 취업자수의 추이

(단위: 천명, %)

	초졸 이하	중 졸	고 졸	전문대졸 이상	전 체
1991	2,902 (38.4)	1,495 (19.8)	2,481 (32.8)	684 ( 9.0)	7,561 (100.0)
1992	2,829 (36.9)	1,440 (18.8)	2,620 (34.2)	780 (10.2)	7,669 (100.0)
1993	2,620 (33.7)	1,409 (18.1)	2,868 (36.9)	877 (11.3)	7,774 (100.0)
1994	2,595 (32.3)	1,442 (17.9)	3,044 (37.8)	961 (11.9)	8,043 (100.0)
1995	2,538 (30.7)	1,456 (17.6)	3,176 (38.5)	1,087 (13.2)	8,256 (100.0)
1996	2,489 (29.4)	1,481 (17.5)	3,295 (38.9)	1,207 (14.2)	8,472 (100.0)
1997	2,525 (29.1)	1,553 (17.9)	3,322 (38.2)	1,286 (14.8)	8,686 (100.0)
1998	2,213 (27.4)	1,351 (16.7)	3,141 (38.9)	1,379 (17.1)	8,084 (100.0)
1999	2,232 (26.9)	1,399 (16.8)	3,204 (38.6)	1,468 (17.7)	8,303 (100.0)
2000	2,283 (26.2)	1,458 (16.7)	3,369 (38.7)	1,597 (18.3)	8,707 (100.0)
2001	2,251 (25.3)	1,430 (16.1)	3,494 (39.3)	1,719 (19.3)	8,895 (100.0)

주: ( ) 안의 값은 각 연도에서 해당 학력계층이 점유하는 비중(%)임.  
 자료: 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도 및 원자료.

크게 감소하였다. 이에 반해 여성 인력의 고학력화와 인구구조의 변화로 인해 고졸 이상의 취업자수는 급증하였다. 1991년 68만 4,000명에 불과하였던 전문대졸 이상 여성 취업자수는 2001년 171만 9,000명으로 2.5배 증가하였고, 취업자에서 차지하는 비중도 9.0%에서 19.3%로 확대되었다.

#### 4. 여성 가장 취업자

여성 취업자의 4분의 1 정도는 가구주인 것으로 나타났다. <표 2-5>에서 2001년 9월 여성 취업자 중 가구주는 222만 명으로 취업자의 24.3%를

&lt;표 2-5&gt; 여성 취업자의 가구내 위치: 각년 9월 기준

(단위: 천명, %)

	가구주	배우자	미혼 자녀	전 체
1991	1,760(22.3)	4,270(54.1)	961(12.2)	7,900(100.0)
1992	1,786(22.6)	4,289(54.3)	991(12.5)	7,898(100.0)
1993	1,702(21.1)	4,427(54.8)	1,046(13.0)	8,073(100.0)
1994	1,841(22.2)	4,446(53.7)	1,124(13.6)	8,280(100.0)
1995	1,915(22.6)	4,569(53.9)	1,173(13.8)	8,485(100.0)
1996	2,020(23.1)	4,721(54.0)	1,190(13.6)	8,743(100.0)
1997	2,106(23.8)	4,765(53.9)	1,208(13.7)	8,835(100.0)
1998	1,738(21.2)	4,691(57.2)	1,071(13.0)	8,209(100.0)
1999	2,012(23.2)	4,747(54.7)	1,163(13.4)	8,678(100.0)
2000	2,161(24.2)	4,853(54.3)	1,206(13.5)	8,940(100.0)
2001	2,220(24.3)	4,939(54.1)	1,283(14.1)	9,130(100.0)

주: ( ) 안의 값은 각 연도에서 해당 항목이 차지하는 비중(%)임.

자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 원자료.

&lt;표 2-6&gt; 여성 취업자수의 가구내 위치와 특성: 2001년 9월

(단위: 천명, %)

		가구주	배우자	미혼 자녀
연령	15~19세	16( 0.7)	3( 0.1)	135(10.6)
	20~24세	146( 6.6)	54( 1.1)	669(52.2)
	25~29세	190( 8.6)	319( 6.5)	381(29.7)
	30~39세	337(15.2)	1,545(31.3)	92( 7.2)
	40~49세	609(27.4)	1,758(35.6)	5( 0.4)
	50~59세	431(19.4)	803(16.3)	0( 0.0)
	60세 이상	490(22.1)	457( 9.3)	0( 0.0)
학력	초등교 이하	865(39.0)	1,301(26.3)	1( 0.1)
	중졸	359(16.2)	1,003(20.3)	37( 2.9)
	고졸	679(30.6)	2,001(40.5)	619(48.2)
	전문대졸 이상	317(14.3)	634(12.9)	626(48.8)
고용형태	상용직	382(17.2)	674(13.6)	550(42.9)
	임시직	692(31.2)	1,123(22.7)	523(40.8)
	일용직	321(14.5)	681(13.8)	114( 8.9)
	고용주	121( 5.5)	267( 3.4)	6( 0.5)
	자영자	701(31.6)	719(14.6)	57( 4.4)
	무급가족종사자	3( 0.1)	1,576(31.9)	34( 2.6)

주: ( ) 안의 값은 해당 계층의 비중(%)임.

자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 원자료.

점유하고 있다. 가구주와의 관계에 있어 배우자가 가장 많아 493만 9,000명(54.1%)이고, 미혼 자녀는 14.1%로 128만 3,000명으로 나타났다. 여성 취업자 중 가구주의 비중은 1991년 이후 다소 상승하였다. 1991년 9월 22.3%이었던 가구주의 비중은 1997년 23.8%까지 증가하였으며, 이는 만혼 경향, 이혼율 증가 및 인구의 고령화 현상과 밀접한 관련이 있는 것으로 판단된다.

### 5. 사업장 규모별 분포

통계청 경제활동인구조사는 1998년과 1999년의 2년에 걸쳐 근로자들이 취업하고 있는 사업장의 규모에 관련된 자료를 제공하고 있다.<sup>5)</sup> 1999년 9월의 경우 <표 2-7>과 같이 전체 근로자의 61.3%가 10인 미만 영세사업장에 근무하고 있으며, 단지 7.6%만이 300인 이상 대규모 기업에 종사하고 있는 것으로 나타났다. 여성의 경우에는 소규모 사업장 종사자의 비중이 남성에 비해 상대적으로 높아 여성 전체 취업자의 69.1%와 임금근로자의 48.5%가 10인 미만 영세사업장에 근무하고 있었다(표 2-8 참조). 이에 대해 남성은 전체 취업자의 55.8%와 임금근로자의 32.0%가 10인 미만 사업장에 근무하였다.

<표 2-7> 전체 근로자의 기업규모별 분포: 1999년 9월

(단위: 천명, %)

	여 성	남 성	전 체
1~9인	5,998(69.1)	6,881(55.8)	12,879(61.3)
10~19인	779( 9.0)	1,337(10.9)	2,115(10.1)
20~49인	753( 8.7)	1,239(10.1)	1,992( 9.5)
50~299인	756( 8.7)	1,654(13.4)	2,411(11.5)
300인 이상	392( 4.5)	1,211( 9.8)	1,603( 7.6)

주: ( ) 안의 값은 해당 계층의 비중(%)임.

자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 원자료.

5) 취업자의 사업장 규모에 관련된 자료가 다른 조사 결과와 차이가 있다는 비판이 있어 2000년부터는 자료를 제공하고 있지 않다. 여기에서는 균형적 논의를 위하여 한국노동패널 조사의 자료를 함께 인용한다.

&lt;표 2-8&gt; 임금근로자의 기업규모별 분포

(단위: 천명, %, 명)

	여 성	남 성	전 체
경제활동인구조사(천명)			
1~9인	2,494(48.5)	2,495(32.0)	4,990(38.5)
10~19인	758(14.7)	1,249(16.0)	2,007(15.5)
20~49인	747(14.5)	1,202(15.4)	1,950(15.1)
50~299인	755(14.7)	1,644(21.1)	2,399(18.5)
300인 이상	392( 7.6)	1,210(15.5)	1,602(12.4)
한국노동패널조사(명)			
1~4인	432(30.6)	514(22.3)	946(25.4)
5~9인	173(12.3)	252(10.9)	425(11.4)
10~29인	195(13.8)	404(17.5)	599(16.1)
30~49인	103( 7.3)	178( 7.7)	281( 7.6)
50~69인	51( 3.6)	126( 5.5)	177( 4.8)
70~99인	37( 2.6)	58( 2.5)	95( 2.6)
100~299인	73( 5.2)	189( 8.2)	262( 7.1)
300~499인	42( 3.0)	71( 3.1)	113( 3.0)
500~999인	31( 2.2)	75( 3.3)	106( 2.9)
1,000인 이상	274(19.4)	440(19.1)	714(19.2)

주: ( ) 안의 값은 해당 계층의 비중(%)임.

자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 1999년 9월 원자료; 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 2000.

경제활동인구 조사에서 여성 임금근로자의 3분의 2에 가까운 325만 2,000명(63.2%)이 20인 미만 사업장에 근무하는 것으로 나타났고, 한국노동패널 조사에서도 여성 임금근로자의 56.7%가 30인 미만 사업장에 근무하여 이들이 근로기준법이나 남녀고용평등법에 규정된 각종 여성보호제도의 혜택을 제대로 받지 못할 위험성이 제기된다.<sup>6)</sup>

## 6. 종사상 지위별 분포와 추이

1980년대 초반에는 취업자 중 비임금근로자가 차지하는 비중이 50%를 초과하였었다. 이는 당시 농림어업 종사자의 비중이 높았을 뿐만 아니라

6) 이에 대해서는 제4장 제3절에서 세부적으로 다루고 있다.

이들의 대부분이 자영업자였던 사실을 반영하고 있다. 이후 산업구조의 고도화, 농촌인구의 이농현상 등의 원인으로 인해 비임금근로자의 비중은 꾸준히 하락하였고 1990년대 중반에 들어서서는 그 비중이 37%대까지 낮아졌다. 그러나 외환위기를 거치면서 구조조정 및 폐업·도산으로 인해 임금근로자수가 급격히 감소하고 이에 따라 비임금근로자의 비중은 상대적으로 증가하는 현상이 나타났다.

1990년대에 자영업주의 비중은 28~29%대를 지속적으로 유지하고 있었으나 자영업자의 절대수는 1990년대 전 기간에 걸쳐 계속 증가하여 왔다(류재우·최호영, 2000). 특히 농림어업 부문을 제외한 비농림어업 부문의 비임금근로자 비중은 1992년의 0.29에서 2001년 0.31로 다소 증가하였다. [그림 2-7]과 [그림 2-8]과 같이 비농림어업 부문에서 비임금근로자의 증가는 여성보다 남성이 주도하였으며, 여성 자영업주와 무급가족종사자의 비중은 1990년대 전반적으로 안정된 모습을 나타내고 있다.

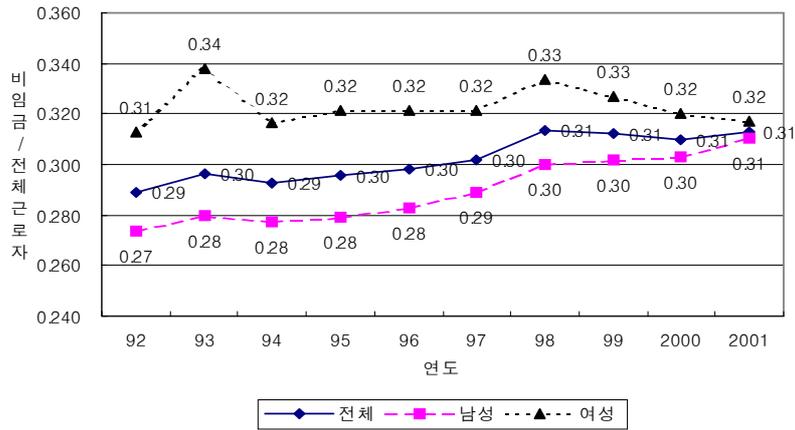
자영업자의 비중이 증가하는 현상은 다른 나라에서도 발견되는 현상으로 그 정확한 이유는 아직 명확하지 않으나 경제의 소프트화 및 기술혁신, 그리고 지식기반산업의 대두 등으로 인해 대규모의 자본투자가 아닌 인적자원에 바탕을 둔 사업기회의 확대, 정보통신의 발달 등으로 사업 시작 및 유지에 필요한 비용의 감소, 기업경영의 혁신, 슬림화 및 아웃소싱의 확대에 의한 사업기회의 확대, 종신고용제의 붕괴와 같이 고용 불안정성의 증대(7) 따른 임금근로자의 불안감 확산, 그리고 프리랜서 등과 같이 근로자와 자영업자의 중간에 있는 새로운 고용형태의 증가 등의 원인을 들 수 있다.

금재호·조준모(2000b)에 의하면 자영업자는 생산성이 낮기 때문에 정규직 임금근로자로 취업을 못하고 불가피하게 자영업을 하는 저능력자군과 생산성과 학력이 높고 생애소득 극대화를 위해 자발적으로 자영업을 하는 고능력자군의 둘로 구성되어 있으며 고능력자군의 비중이 점차 증

7) Bernhardt, Handcock, and Scott(1999), Gottschalk and Moffit(1999), Jaeger and Stevens(1999), Neumark, Polsky, and Hansen(1999) 등의 연구에 따르면 1990년에 들어서 미국의 고용불안정성은 증대하여 왔다. 한국도 1990년대 중반 이후 고용불안정성이 증대하는 추세를 보였고, 특히 외환위기 이후 고용불안정이 크게 증대되었다(금재호·조준모, 2001).

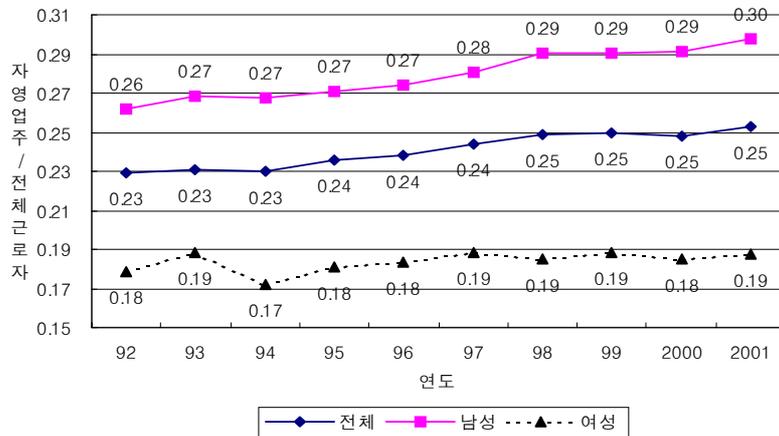
가하는 것으로 보인다.8)

[그림 2-7] 비농 전산업 취업자 중 비임금근로자의 비중



자료: 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도.

[그림 2-8] 비농 전산업 취업자 중 자영업자의 비중



자료: 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도.

8) 1990년대 중반 이후 외환위기 이전까지 자영업에 종사하는 여성 취업자의 수는 꾸준히 증가하여 왔으며, 그 반대로 무급가족종사자의 수는 감소세를 보였다. 그러나 이러한 여성 비임금근로자의 구성 변화가 위에서 언급한 이유 때문인지는 불명확하다(KLI 노동통계, 2000).

<표 2-9> 종사상 지위별 취업자수 및 비중의 추이 - 전체 근로자

(단위 : %)

	비임금근로			임금근로			
	자영업	무급가족		상용	임시	일용	
1980	52.8	34.0	18.8	47.2	37.7		9.5
1985	45.9	31.3	14.6	54.1	44.8		9.3
1990	39.5	28.0	11.4	60.5	32.8	17.5	10.2
1991	38.9	28.0	10.9	61.1	33.7	17.5	9.8
1992	39.0	28.5	10.5	61.0	34.8	16.9	9.3
1993	39.0	28.2	10.8	61.0	35.8	16.2	8.9
1994	38.1	27.8	10.2	61.9	35.8	17.2	8.9
1995	37.4	27.9	9.6	62.6	36.4	17.4	8.9
1996	37.2	27.9	9.3	62.8	35.6	18.5	8.7
1997	37.3	28.3	9.0	62.7	33.9	19.8	9.0
1998	39.0	28.9	10.1	61.0	32.3	20.0	8.7
1999	38.3	28.8	9.5	61.7	29.8	20.6	11.3
2000	37.6	28.5	9.1	62.4	29.7	21.4	11.3
2001	37.6	28.9	8.7	62.4	30.4	21.5	10.5

주: 1989년부터 상용근로자와 임시근로자가 구분되었음.  
 자료: 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도 및 매월 보도자료.

임금근로자의 비중은 1990년대 중반까지 지속적으로 증가하였다. 그러나 임금근로자 중 상용근로자의 비중은 1995년까지 계속 상승하여 1995년도에 58.1%를 기록한 이후 점차 감소하는 추이를 나타내고 있다. 이에 따라 상용 임금근로자의 절대수도 1995년의 742만 9,000명을 정점으로 이후 줄어들고 있다. 이에 대해 임시근로자의 비중은 1995년 이후 계속 증가하는 추세를 보인다. 이와 같은 임시근로자 비중의 증가현상은 외환위기를 거치면서 더욱 명확하게 나타났다. 또한 일용근로자는 외환위기 전까지 1990년대에 걸쳐 9% 정도의 수준(전체 근로자 대비)을 유지하여 왔으나 1999년부터 급증하여 11%대 선을 넘어섰고, 2001년 다시 감소하여 10.5%를 기록하였다.

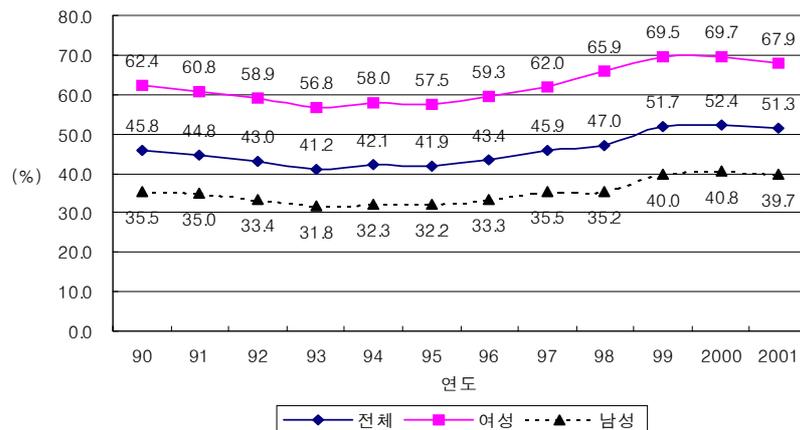
이러한 현상에 따라 임금근로자 중 임시·일용직의 비정형근로자가 점유하는 비중은 1990년대 전반에는 하락하는 추세를 보였다. 즉, 1990년에

45.8%이던 임시·일용직의 비중은 점차 감소하여 5년 뒤인 1995년에는 41.9%까지 줄어들었다. 그러나 이후 임시·일용직의 비중이 증가하기 시작하였고 이러한 추세는 외환위기를 거치면서 더욱 강화되어 2000년에는 52.4%까지 상승하였고, 2001년에는 51.3%에 달한다(그림 2-9 참조).

일자리의 증가 또는 창출이 남성은 상용직을 중심으로 이루어진 반면 여성은 임시·일용직을 중심으로 이루어졌다. 1990년에서 외환위기 직전인 1997년까지의 7년 동안 여성 임금근로자는 100만 5,000명이 증가한 반면 남성 임금근로자는 127만 1,000명이 증가하였다. 그러나 증가된 임금근로자들 중 남성은 64.4%가 상용직으로 취업하였으나 여성은 반대로 60.7%가 임시·일용직으로 취업하였다. 2001년의 경우 여성 상용 임금근로자는 175만 6,000명으로 전체 여성 취업자의 19.7%에 불과하다. 따라서 1990년대 여성의 경제활동 및 취업자의 증가가 고용형태의 측면에서 여성 고용의 질적 개선을 가져오는 데 실패하였다고 할 수 있다.

[그림 2-9]에서 보면 1990년대 초기에는 임시·일용 등 비정형근로의 비중이 하락하다가 1990년대 중반 이후 그 비중이 증가하는 현상을 보이고 있다. 이러한 추세는 남녀 모두 비슷하게 적용되고 있지만 절대적인 수준에서 2001년도 여성 임금근로자의 67.9%가 임시·일용직 근로자라는 사실은 여성의 경제적 위치가 얼마나 취약한가를 증명한다.

[그림 2-9] 임금근로자 중 임시·일용직의 비중과 그 추이



<표 2-10> 종사상 지위별 취업자수 및 비중의 추이: 여성

(단위: %)

	비임금근로				임금근로		
	자영업	무급가족			상용	임시	일용
1980	60.8	23.3	37.4	39.2	30.9		8.3
1985	51.8	21.3	30.6	48.2	37.2		10.9
1990	43.2	18.7	24.5	56.8	21.4	22.5	12.9
1991	42.5	18.9	23.7	57.5	22.5	23.1	11.8
1992	42.5	19.6	22.9	57.5	23.7	22.9	10.9
1993	42.6	18.8	23.8	57.4	24.8	22.3	10.3
1994	41.5	18.8	22.7	58.5	24.6	23.9	10.0
1995	40.9	19.6	21.3	59.1	25.1	24.1	9.9
1996	40.5	19.9	20.6	59.5	24.2	25.7	9.6
1997	40.2	20.5	19.7	59.8	22.7	27.0	10.1
1998	42.0	19.5	22.5	58.0	19.8	27.8	10.5
1999	40.4	20.0	20.3	59.6	18.2	27.2	14.3
2000	39.2	19.7	19.5	60.8	18.4	28.2	14.2
2001	38.5	20.1	18.4	61.5	19.7	28.5	13.2

자료: 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도

<표 2-11> 여성 취업자의 종사상 지위 및 비중: 연령대별·학력별 분포 - 2001년 9월 현재

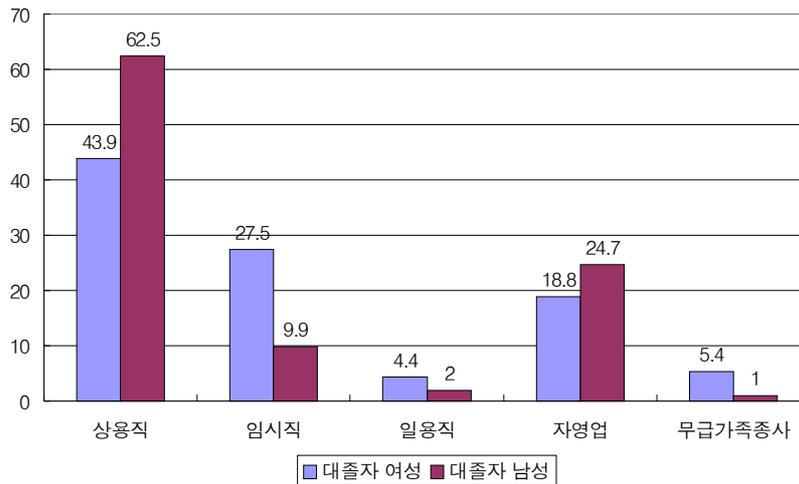
(단위: %)

		비임금근로				임금근로		
		자영업	무급가족			상용	임시	일용
연령 별	15~19세	7.7	5.5	2.2	92.3	14.3	35.8	42.2
	20~24세	6.9	4.3	2.6	93.1	34.6	40.2	18.3
	25~29세	14.8	7.9	6.9	85.3	39.3	37.2	8.7
	30~39세	33.6	17.3	16.3	66.4	18.5	29.5	18.4
	40~49세	43.8	22.9	20.9	56.2	11.0	27.7	17.5
	50~59세	49.8	25.5	24.3	50.2	7.4	22.4	20.4
	60세 이상	64.1	33.6	30.5	35.9	1.2	11.6	23.1
학력 별	초등졸	55.0	27.3	27.7	45.0	4.7	16.9	23.5
	중 졸	41.4	19.5	21.9	58.6	7.9	28.8	21.9
	고 졸	29.6	15.4	14.2	70.4	16.8	33.7	19.9
	전문대	14.8	9.2	5.6	85.2	42.0	34.9	8.3
	4년대졸 이상	24.2	18.8	5.4	75.8	43.9	27.5	4.4

자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 원자료

<표 2-11>은 여성 취업자의 종사상 지위 분포를 연령대별·학력별로 분석한 결과이다. 30세 미만의 젊은 여성은 상대적으로 임금근로, 임금근로 중에서도 상용직의 비중이 높은 편이지만 30대 이상의 여성 취업자들은 자영업 또는 무급가족종사자의 비중이 높으며, 임금근로자로 취업하더라도 상용직보다는 임시·일용직의 비중이 대부분을 차지하고 있다. 30~40대가 전체 여성 취업자의 절반에 가깝지만(49.3%), 30대의 18.5%와 40대의 11.0%만이 상용직 임금근로자라는 사실은 여성의 취업 내용이 얼마나 취약한 것인가를 실증적으로 보여준다. 학력별로도 여성 취업자의 42.3%를 점유하는 중졸 이하 저학력자들은 대부분 비임금근로자이며, 임금근로자로 취업하여도 거의 대부분 임시·일용직이고 상용직은 8%에도 못미친다. 학력의 상승에 따라 임금근로자의 비중, 그 중에서도 상용직의 비중이 크게 증가하는 현상이 발견된다. 그러나 [그림 2-10]과 같이 같은 4년제 대학 졸업자의 경우에도 여성은 남성보다 상용직의 비중이 크게 낮다. 남성은 62.5%가 상용직이나 여성은 43.9%로 18.6%포인트의 성별 격차가 나타난다. 반면 임시·일용직은 여성 31.9%, 남성 11.9%로 나타나, 성과 고용의 질(quality)과의 밀접한 관계를 시사한다.

[그림 2-10] 4년제 대학 졸업 취업자의 종사상 지위의 분포



자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 원자료.

## 7. 여성 취업자의 산업별 분포

1990년대 산업별 취업구조의 특징을 살펴보면, 먼저 제조업 분야의 취업자수는 1991년에 509만 2,000명으로 정점을 기록한 이후 취업자에서 차지하는 비중뿐만 아니라 그 절대수도 하락한 사실을 발견할 수 있다. 1990년에 전체 취업자수의 27.2%를 점유하였던 제조업 취업자 비중은 급격히 낮아져 2001년의 경우 19.7%를 기록하고 있다. <표 2-12>와 같이 제조업이 외환위기의 충격을 상대적으로 크게 받음에 따라 취업자 중 제조업의 비중은 더욱 감소하여 1998년에는 19.5% 수준까지 줄어들었다.

제조업 취업자의 비중 및 절대수의 감소 현상은 남녀 모두에게 발견되지만 여성의 감소폭이 더욱 큰 것으로 여겨진다. 1990년부터 2001년의 11년 동안 제조업 취업자수는 71만 2,000명이 줄어들었는데 이들 중 여성이 56만 2,000명으로 감소인원의 78.9%를 차지하고 있다.<sup>9)</sup>

또한 농림어업부문의 종사자수 및 전체 취업자에서 농림어업이 차지하는 비중도 지속적으로 하락하여 1980년에 465만 4,000명이었던 취업자수가 2001년에는 절반 수준인 219만 3,000명으로 축소되었으며 취업자에서 점유하는 비중도 동 기간 중 34.0%에서 10.3%로 낮아졌다. 그러나 외환위기의 여파로 1998년에는 일시적으로 농림어업 부문의 취업자수와 더불어 농림어업이 취업자에서 차지하는 비중도 다소 증가하는 경향을 보였다. 농림어업 부문에서도 제조업과 마찬가지로 남녀 모두 비중 및 취업자의 절대수가 하락하였고 그 하락폭도 남녀 모두 비슷하다.<sup>10)</sup>

제조업과 농림어업 부문의 취업자수 및 비중의 하락은 서비스 부문 취업자수 및 그 비중의 증가를 의미한다. 1980년에 43.5%이었던 서비스 부문 취업자의 비중은 2001년 70.0%까지 급속도로 늘어났다. 도소매·음식숙박업, 전기·운수·금융업 부문에서의 증가가 특히 두드러지고 있다.

9) 1990년 제조업 취업자 중 여성의 비율이 42.2%이었던 점을 감안하면 여성의 제조업 취업자 감소폭은 상대적으로 매우 크다고 할 수 있다. 이에 따라 여성 취업자의 제조업 종사자 비중은 같은 기간 중 10.6%포인트(28.1%→17.5%) 하락하였으나 남성은 6%포인트(26.5%→20.5%)의 감소에 그쳤다.  
10) 남성의 경우 1990년부터 9년 동안 농림수산업 종사자가 28.4%(49만 4,000명) 줄어든 반면 여성은 26.4%(39만 4,000명) 감소하였다.

&lt;표 2-12&gt; 취업자의 산업별 분포와 추이: 전체

(단위: %, 만명)

	1980	1985	1990	1996	1997	1998	1999	2000	2001
농림어업	34.0	24.9	17.9	11.7	11.3	12.4	11.6	10.9	10.3
광공업	22.5	24.4	27.6	22.6	21.4	19.6	19.9	20.2	19.8
제조업	21.6	23.4	27.2	22.5	21.2	19.5	19.8	20.2	19.7
SOC 및 서비스	43.5	50.6	54.5	65.7	67.3	68.0	68.6	69.2	70.0
건설	6.2	6.1	7.4	9.5	9.5	8.9	7.3	7.5	7.4
도소매·음식숙박	19.2	22.6	21.8	27.1	27.5	27.9	28.2	28.2	27.2
전기·운수·금융	7.3	8.7	10.7	9.3	9.5	10.0	9.8	9.8	9.9
사업·개인서비스	10.9	13.3	14.6	19.8	20.9	22.3	23.3	23.4	25.5
전 체	100.0 (1,368)	100.0 (1,497)	100.0 (1,809)	100.0 (2,082)	100.0 (2,111)	100.0 (1,999)	100.0 (2,028)	100.0 (2,106)	100.0 (2,136)

주: ( ) 안은 전체 취업자수.

자료: 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도.

&lt;표 2-13&gt; 취업자의 산업별 분포와 추이: 여성

(단위: %, 만명)

	1980	1985	1990	1996	1997	1998	1999	2000	2001
농림어업	39.0	27.8	20.3	13.6	13.2	14.6	13.3	12.5	11.6
광공업	22.3	23.2	28.2	20.3	18.4	16.7	17.4	17.5	17.0
제조업	22.1	23.2	28.1	20.3	18.4	16.6	17.4	17.5	17.0
SOC 및 서비스	38.7	49.0	51.5	66.0	68.4	68.7	69.3	70.0	71.4
건설	1.4	1.1	1.8	2.4	2.5	1.8	1.5	1.5	1.5
도소매·음식숙박	24.4	30.0	28.3	34.4	35.2	35.3	35.7	35.9	35.5
전기·운수·금융	3.1	4.4	6.1	6.6	6.7	6.6	6.1	6.3	6.3
사업·개인서비스	9.8	13.5	15.4	22.8	24.0	25.0	26.1	26.3	28.0
전 체	100.0 (522)	100.0 (583)	100.0 (738)	100.0 (847)	100.0 (869)	100.0 (808)	100.0 (830)	100.0 (871)	100.0 (890)

주: ( ) 안은 전체 취업자수.

자료: 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도.

건설 부문의 취업자수도 1980년의 84만 3,000명에서 1997년에는 200만 4,000명으로 두 배 이상 확대되었으나 외환위기의 충격을 건설업 부문이 가장 크게 받음에 따라 취업자수가 한때 120만 명 수준까지 낮아졌고

2001년에도 157만 5,000천명으로 외환위기 이전보다 크게 낮은 형편이다. 이에 따라 건설업 부문 취업자수의 비중도 1997년의 9.5%에서 2001년에는 7.4%로 하락하였다(표 2-14, 표 2-15 참조).

서비스산업에 종사하는 여성의 비중은 1990년대에 들어 급격하게 증가하기 시작하였으며, 그 결과 1990년에 51.5%이었던 서비스업 종사자의 비중이 11년 뒤인 2001년에는 71.4%까지 상승하였다.<sup>11)</sup> 동 기간 중 서비스업 종사자는 509만 2,000명이 증가하였는데 이 중 절반에 가까운 숫자가 여성으로 나타났다.<sup>12)</sup> 나아가, 1990년에서 2001년까지 서비스업 종사 여성 취업자의 증가규모는 254만 7,000명으로 같은 기간 전체 여성 취업자의 증가폭 151만 9,000명보다 훨씬 많은 숫자이다.<sup>13)</sup>

<표 2-14> 전년대비 산업별·직업별 취업자수의 변화율(%): 전체

(단위: %)

		1995	1996	1997	1998	1999	2000
전 체		2.7	1.9	1.4	-5.3	1.4	3.8
산업 별	농림어업	-5.9	-4.1	-1.8	4.0	-5.3	-2.6
	광공업	1.4	-2.3	-4.4	-13.1	2.7	5.9
	제조업	1.7	-2.2	-4.5	-13.0	2.8	5.9
	SOC 및 서비스	5.1	4.6	3.9	-4.3	2.3	4.9
	건설	6.7	3.5	1.7	-21.3	-6.5	7.2
	도소매·음식숙박	3.1	4.9	2.9	-4.0	2.7	3.8
	사업·개인서비스 전기·운수·금융	7.0 5.4	5.1 3.7	6.6 3.8	1.1 -0.4	6.0 -0.3	3.5 4.5
직 업 별	전문기술직	8.5	5.8	4.5	1.3	3.4	1.8
	사무직	3.2	1.9	0.2	-6.0	-8.2	6.3
	서비스·판매직	4.1	4.5	3.8	-2.7	1.8	4.5
	농림어업직	-6.2	-2.6	-2.0	4.0	-6.2	-2.8
	기능·기계조작·단순근로	2.5	0.1	-0.1	-12.5	6.2	5.8

자료: 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도 및 매월 보도자료.

- 11) 남성의 경우 1990년 56.6%(605만 8,000명)이었던 서비스업 종사자의 비중은 2001년 69.0%(860만 3,000명)로 늘어났다.
- 12) 여성의 비중은 50.0%(254만 7,000명)이며 2001년 취업자 중 여성의 비중이 41.6%라는 점을 감안할 때 서비스업에서 여성 취업자의 증가폭이 상대적으로 컸다는 점을 알 수 있다.
- 13) 여성은 서비스업 중에서도 도소매·음식숙박업에서 107만 7,000명(51.7%), 사업·개인서비스업(공공서비스 포함)에서 135만 4,000명(119.3%)이 증가하였다.

여성 취업자의 ‘서비스산업 집중화 현상’으로 부를 수 있는 이러한 추세는 노동시장에 새로 진입한 취업자들뿐만이 아니라 제조업에 종사하던 이들도 서비스업으로 대거 전환하였다는 사실과 함께 1990년대 이후에 이루어진 여성 경제활동참가율의 증가가 서비스업에서의 취업 확대라는 사실을 의미하고 있다. 서비스업 내에서도 도소매·음식숙박업, 특히 사업 및 개인서비스(공공서비스 포함) 산업에서 여성 근로자의 확대가 두드러지게 나타나고 있다. 도소매·음식숙박업의 경우 1990년에서 2001년까지의 취업자수 증가의 절반이 넘는 57.1%가 여성이었고, 이러한 여성의 집중화 현상은 사업 및 개인서비스업에도 나타나, 같은 기간 취업자 증가분의 48.3%가 여성으로 나타났다. 이러한 여성의 서비스산업 집중화 현상이 고용의 질 개선과 노동시장에서 여성의 지위 향상을 의미하고 있지 못하다는 데 1990년대 여성 노동시장의 한계가 있다.

<표 2-15> 전년대비 산업별·직업별 취업자수의 변화율: 여성

(단위: %)

		1995	1996	1997	1998	1999	2000
산업별	농림어업	-6.6	-4.2	-0.4	2.7	-6.8	-1.0
	광공업	-0.6	-2.4	-7.1	-15.8	7.3	5.7
	제조업	-0.5	-2.4	-7.1	-15.8	7.3	5.8
	SOC 및 서비스	6.2	5.8	6.1	-6.4	3.6	8.2
	건설	13.0	9.3	8.5	-34.1	-14.7	5.3
	도소매, 음식숙박	3.3	6.2	5.0	-6.6	3.8	8.5
	전기, 운수, 금융	7.1	3.0	4.0	-7.1	-6.3	5.8
	사업, 개인서비스	9.7	6.0	8.1	-3.2	7.3	4.9
직업별	전문기술직	9.9	7.9	4.3	1.4	2.3	1.3
	사무직	5.3	3.4	3.5	-16.9	-2.1	8.2
	서비스·판매직	6.2	6.0	6.0	-5.2	3.3	5.6
	농림어업직	-7.0	-2.1	-0.9	2.8	-8.1	-1.8
	기능·기계조작	-5.1	-2.7	-5.2	-13.2	5.5	0.5
	단순근로	5.0	-0.6	1.8	-10.2	15.5	8.6

주: 2001년 산업 및 직업 분류의 변경으로 시계열 단절이 발생하여 산업별·직업별 취업자수 변화율을 정확하게 계산할 수 없음.

자료: 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도 및 매월 보도자료.

취업자의 분포를 산업 대분류별로 자세히 살펴보면 <표 2-16>과 같이 2001년 9월 현재 남성은 제조업에 21.1%가 취업하여 가장 높은 비중을 차지하고 있는 반면, 여성은 도매 및 소매업에 20.3%가 취업하여 가장 많다. 특히 여성은 도매 및 소매업과 숙박 및 음식점에 전체 여성 근로자의 34.8%가 집중되어 있으며, 제조업 16.8%, 농림수산업 13.2%, 교육서비스업 7.9% 등의 순이다. 남성과 비교하여 여성이 상대적으로 많이 취업하고 있는 업종은 가사서비스업, 보건 및 사회복지사업, 숙박 및 음식점, 교육서비스업, 금융 및 보험업, 농림수산업, 도매 및 소매업, 기타 공공, 수리 및 개인서비스업 등 8개 업종으로 나타났다. 반면 건설업, 광업, 운수업 등의 남성 중심 업종에는 남녀 성비(여성/남성)가 0.1에도 못 미치고 있다.

<표 2-16> 산업 대분류별 남녀 취업자수 및 성비: 2001년 9월

(단위: 천명, %)

산업 대분류	남 성	여 성	성비(여성/남성)
A. B. 농림수산업	1,239( 9.8)	1,205(13.2)	0.973*
C. 광업	19( 0.2)	1( .0)	0.053
D. 제조업	2,675(21.1)	1,536(16.8)	0.574
E. 전기, 가스 및 수도사업	40( 0.3)	14( 0.2)	0.350
F. 건설업	1,519(12.0)	145( 1.6)	0.095
G. 도매 및 소매업	2,060(16.3)	1,854(20.3)	0.900*
H. 숙박 및 음식점	609( 4.8)	1,320(14.5)	2.167*
I. 운수업	1,046( 8.3)	98( 1.1)	0.094
J. 통신업	145( 1.2)	54( 0.6)	0.372
K. 금융 및 보험업	331( 2.6)	391( 4.3)	1.181*
L. 부동산 및 임대업	286( 2.3)	115( 1.3)	0.402
M. 사업서비스업	777( 6.1)	372( 4.1)	0.479
N. 공공행정, 국방 및 행정	487( 3.9)	187( 2.1)	0.384
O. 교육서비스업	476( 3.8)	725( 7.9)	1.523*
P. 보건 및 사회복지사업	130( 1.0)	337( 3.7)	2.592*
Q. 오락, 문화 및 운동	239( 1.9)	138( 1.5)	0.577
R. 기타 공공, 수리 및 개인	571( 4.5)	420( 4.6)	0.736*
S. 가사서비스업	9( 0.1)	219( 2.4)	24.33*
T. 국제 및 외국기관	13( 0.1)	2( 0.0)	0.154
전 체	12,670(100.0)	9,130(100.0)	0.721

주: ( ) 안은 성별 취업자수에서 차지하는 비중(%)이며, ‘\*’는 여성 집중 산업임.  
 자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 2001년 9월.

여성 취업자의 종사상 지위를 산업 대분류별로 관찰하면 여성이 많이 집중되어 있는 산업에 임시·일용직의 비중과 비임금근로자의 비중이 높다(표 2-17 참조). 즉, 여성 집중도가 높은 8개 업종에서 상용직 임금근로자는 13.6%에 불과하며, 임시직 26.8%, 일용직 11.0%, 그리고 비임금근로자가 48.6%로 나타났다. 이 8개 산업에는 또한 647만 1,000명의 여성이 종사하여 전체 여성 근로자의 70.9%가 종사하고 있었다. 남성 집중도가 높은 나머지 11개 산업에는 전체 여성 취업자의 29.1%인 266만 1,000명이 종사하고 있으며, 이들의 33.9%가 상용직으로 상용직의 비중이 상대적으로 높다.<sup>14)</sup> 이처럼 여성 집중 업종에서 임시·일용직의 비중이 높은 것은 분석의 대상을 임금근로자로 제한하였을 경우에도 발견된다.<sup>15)</sup>

여성 집중 업종에 임시·일용직의 비중이 상대적으로 높은 현상은 남성 취업자를 대상으로 분석하였을 경우에도 마찬가지로 발견된다. 남성 임금근로자 중 남성 집중 업종의 취업자는 62.7%가 상용직인 데 비해 여성 집중 업종의 취업자는 53.2%만이 상용직으로 조사되었다. 또한 업종과 마찬가지로 여성 집중 직종에서도 임시·일용직의 비중이 높게 나타나고 있다.

여성 집중 직종과 업종에 임시·일용직의 비중이 왜 높은가 하는 문제는 보다 심층적인 분석을 요구하지만, 예비적으로 다음의 세 가지 설명이 가능하다. 먼저 여성 집중 직종과 업종의 업무 내용 및 성격이 상용직보다는 임시·일용직을 선호한다는 것이다. 예를 들어, 여성이 집중되어 있는 서비스·판매의 경우 업무의 성격상 상용직보다 임시·일용직이 선호된다. 둘째는 여성 집중 업종에 속하는 기업체의 규모가 일반적으로 영세하기 때문에 임시·일용직의 비중이 높다는 것이다<sup>16)</sup>. 셋째는 성차별에

14) 남성 집중 업종에 종사하는 여성 취업자의 종사상 지위는 상용직 임금근로자가 33.9%, 임시직 30.0%, 일용직 18.6%, 비임금근로 17.6%이다.

15) 임금근로자로 분석대상을 제한하였을 경우 여성 집중 업종의 여성 취업자는 상용직 26.4%, 임시직 52.2%, 일용직 21.4%이며, 남성 집중 업종의 여성 취업자는 상용직 41.1%, 임시직 36.4%, 일용직 22.5%로 조사되었다.

16) 통계청 조사에서 근로자가 기한을 정한 바가 없이 근무하거나 1년 이상의 장기간 근속하였더라도 퇴직금, 고용보험, 의료보험 등의 혜택을 받지 못하거나 다른 근로자에 비해 차별적 대우를 받을 경우 임시 또는 일용직으로 간주한다. 영세한 사업장의 경우 근로기준법이 정한 대로 근로자에게 대우하지 못하는 경우

<표 2-17> 여성의 산업 대분류별 종사상 지위 및 평균 연령: 2001년 9월  
(단위: %, 세)

	종사상 지위				평균 연령(세)
	상용직	임시직	일용직	비임금	
A. B. 농림수산업	0.2	0.7	9.8	89.3	58.1
C. 광업	80.6	0.0	0.0	19.4	26.5
D. 제조업	32.4	29.8	20.3	17.6	40.1
E. 전기, 가스 및 수도사업	69.7	30.3	0.0	0.0	30.9
F. 건설업	22.7	21.4	35.4	20.4	38.7
G. 도매 및 소매업	10.1	28.2	8.7	53.0	39.8
H. 숙박 및 음식점	2.5	33.4	20.4	43.7	41.6
I. 운수업	43.5	28.9	8.6	19.1	34.5
J. 통신업	65.3	25.0	3.8	6.0	29.6
K. 금융 및 보험업	33.5	53.1	4.7	8.6	35.5
L. 부동산 및 임대업	12.0	41.5	6.3	40.2	40.6
M. 사업서비스업	43.0	38.5	10.0	8.4	36.6
N. 공공행정, 국방 및 행정	48.6	20.3	31.1	0.0	40.4
O. 교육서비스업	38.6	34.6	3.6	23.2	32.4
P. 보건 및 사회복지사업	60.3	29.9	5.1	4.7	31.8
Q. 오락, 문화 및 운동	12.9	24.9	13.2	49.1	34.2
R. 기타 공공, 수리 및 개인	10.0	33.8	9.2	57.0	40.8
S. 가사서비스업	0.0	47.8	28.2	24.0	51.1
T. 국제 및 외국기관	77.7	22.3	0.0	0.0	38.3

자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 2001년 9월.

기인한 직종 및 업종 분리의 가능성을 들 수 있다. 즉, 성차별로 인해 남성  
성은 고임금·고용안정의 직종·업종에 상용직에 취업하고, 여성은 저임  
금·고용불안의 직종·업종에 임시·일용직으로 취업할 수밖에 없는 경  
우이다.

### 8. 직업별 분포의 추이

산업구조의 고도화와 고학력, 전문·기술직에 대한 수요 증가에 따라  
1994년 이후 전문·기술·행정관리직에 종사하는 취업자수 및 취업자에

가 다반사이고, 이에 따라 영세사업장 근로자가 상용직보다는 임시·일용직 근  
로자로 조사될 가능성이 높다.

서 점유하는 비중은 끊임없이 증가하였다.<sup>17)</sup> 1994년에 306만 9,000명이었던 전문·기술·행정관리직 취업자수는 2000년 393만 2,000명 수준으로 확대되었고, 이러한 전문·기술·행정관리직 취업자의 증가는 외환위기를 겪는 과정에서도 계속되었다. 전문·기술·행정관리직 취업자의 비중도 1994년의 15.4%에서 2000년에는 3.3%포인트 늘어난 18.7%에 달하였다.<sup>18)</sup>

서비스·판매직 종사자들도 1990년대 중반 이후 늘어나는 추세를 보인 반면, 농림어업, 사무직 및 기능·기계조작·단순근로 분야의 취업자는 정체 또는 하락하는 경향을 보였다. 또한 <표 2-18>과 같이 외환위기 과정에서 사무직과 기능·기계조작·단순근로직의 일자리 감소가 명확하게 나타나고 있다. 특히 <표 2-14>에 나타난 것처럼 사무직은 외환위기로 인한 구조조정이 시차를 가지고 발생함에 따라 1998년보다 1999년에

<표 2-18> 직업별 취업자수 및 비중: 전체

(단위: 천명, %)

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
전문·기술·행정관리직	3,069 (15.4)	3,337 (16.3)	3,529 (17.0)	3,687 (17.5)	3,735 (18.7)	3,863 (19.0)	3,932 (18.7)
사무직	2,436 (12.2)	2,520 (12.3)	2,568 (12.3)	2,572 (12.2)	2,418 (12.1)	2,219 (10.9)	2,359 (11.2)
서비스·판매직	4,298 (21.6)	4,485 (21.9)	4,688 (22.5)	4,868 (23.1)	4,736 (23.7)	4,819 (23.8)	5,037 (23.9)
농림어업직	2,578 (13.0)	2,382 (11.7)	2,319 (11.1)	2,273 (10.8)	2,364 (11.8)	2,217 (10.9)	2,154 (10.2)
기능·기계조작·단순근로	7,524 (37.8)	7,710 (37.7)	7,714 (37.1)	7,706 (36.5)	6,741 (33.7)	7,162 (35.3)	7,579 (36.0)

주: ( ) 안의 값은 전체 취업자에서 차지하는 비중(%).

자료: 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도.

17) 여기에서 전문·기술·행정관리직은 통계청 1993년도 직업분류의 대분류 1, 2, 3를 포함하고 있으며, 사무직은 대분류 4, 서비스·판매직은 대분류 5, 농림어업직은 대분류 6, 그리고 기능·기계조작·단순근로는 대분류 7, 8, 9를 의미한다.

18) 1993년도 통계청의 직업 분류가 개정됨에 따라 이전 자료와의 연계성 확보가 어렵고, 이에 직업별 고용구조의 변화에 대해서는 1993년 이후로 논의의 범위를 제한하였다.

더욱 큰 폭으로 축소되었다. 그러나 사무직에 종사하는 여성 근로자는 1998년 전년대비 16.9% 감소한 반면, 1999년에는 전년대비 2.1%만이 감소하였다(표 2-15 참조). 이러한 사실은 외환위기 초기에는 사무직의 감소가 여성을 중심으로 발생하였으며, 남성 사무직은 1999년에 들어서야 집중적으로 감소되었음을 시사한다.

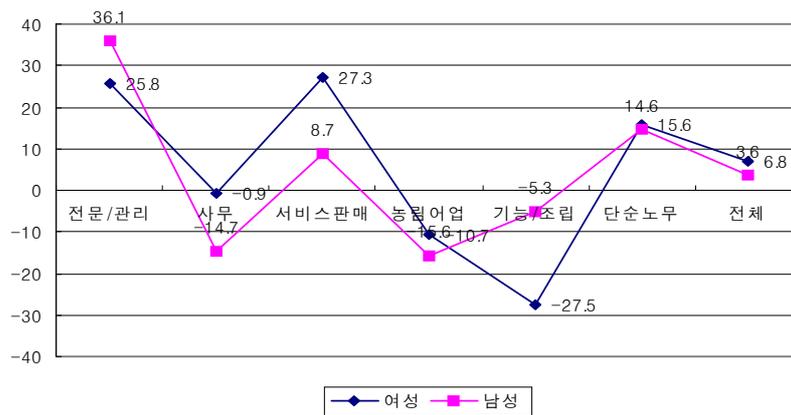
<표 2-19> 직업별 취업자수 및 비중: 여성

(단위: 천명, %)

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
전문·기술·행정관리직	839 (10.4)	922 (11.2)	995 (11.7)	1,038 (12.0)	1,053 (13.0)	1,077 (13.0)	1,091 (12.6)
사무직	1,217 (15.1)	1,281 (15.5)	1,325 (15.6)	1,372 (15.8)	1,140 (14.1)	1,116 (13.4)	1,208 (13.9)
서비스·판매직	2,494 (31.0)	2,648 (32.1)	2,806 (33.1)	2,974 (34.2)	2,818 (34.9)	2,912 (35.1)	3,074 (35.5)
농림어업직	1,193 (14.8)	1,110 (13.4)	1,087 (12.8)	1,077 (34.9)	1,107 (13.7)	1,017 (12.2)	999 (11.5)
기능·기계조작·단순근로	2,298 (28.6)	2,296 (27.8)	2,259 (26.7)	2,224 (35.1)	1,966 (24.3)	2,182 (26.3)	2,296 (26.5)

주: ( ) 안의 값은 전체 여성 취업자에서 차지하는 비중(%).  
 자료: 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도.

[그림 2-11] 1993~99년간 직업별 취업자수의 변화율(%)



자료: 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도.

&lt;표 2-20&gt; 임금근로자의 직업 중분류별 분포: 2001년 9월 현재

(단위: 천명, %)

분 류	여 성	남 성
0. 의회의원, 고위임직원 및 관리자	-	6( 0.1)
01. 의회의원 및 고위임원	-	6( 0.1)
02. 행정 및 경영관리자	5( 0.1)	94( 1.2)
03. 일반관리자	6( 0.1)	127( 1.6)
1. 전문가		
11. 과학전문가	2( 0.0)	23( 0.3)
12. 컴퓨터관련 전문가	22( 0.4)	117( 1.5)
13. 공학전문가	6( 0.1)	152( 1.9)
14. 보건의료 전문가	129( 2.3)	30( 0.4)
15. 교육전문가	296( 5.4)	233( 2.9)
16. 행정, 경영 및 재정전문가	3( 0.1)	29( 0.4)
17. 법률, 사회서비스 및 종교전문가	2( 0.0)	73( 0.9)
18. 문화, 예술 및 방송관련 전문가	67( 1.2)	61( 0.8)
2. 기술공 및 준전문가		
21. 과학관련 기술종사자	6( 0.1)	11( 0.1)
22. 컴퓨터관련 준전문가	18( 0.3)	61( 0.8)
23. 공학관련 기술종사자	33( 0.6)	256( 3.2)
24. 보건의료 준전문가	93( 1.7)	16( 0.2)
25. 교육 준전문가	172( 3.1)	42( 0.5)
26. 경영 및 재정 준전문가	43( 0.8)	426( 5.4)
27. 사회서비스 및 종교 준전문가	15( 0.3)	23( 0.3)
28. 예술, 연예 및 경기 준전문가	15( 0.3)	38( 0.5)
29. 기타 준전문가	21( 0.4)	183( 2.3)
3. 사무 종사자		
31. 일반사무 관련 종사자	877(15.9)	1,127(14.2)
32. 고객서비스 사무 종사자	254( 4.6)	71( 0.9)
4. 서비스 종사자		
41. 대인서비스 관련 종사자	265( 4.8)	66( 0.8)
42. 조리 및 음식서비스 종사자	760(13.8)	172( 2.2)
43. 여행 및 운송관련 종사자	11( 0.2)	5( 0.1)
44. 보안서비스 종사자	4( 0.1)	143( 1.8)
5. 판매종사자		
51. 도소매 판매 종사자	681(12.3)	338( 4.3)
52. 통신 판매 종사자	16( 0.3)	6( 0.1)
53. 모델 및 홍보종사자	12( 0.3)	2( 0.0)
6. 농업, 임업 및 어업 숙련 종사자		
61. 농업 숙련 종사자	26( 0.5)	17( 0.2)
62. 임업 숙련 종사자	-	4( 0.1)
63. 어업 숙련 종사자	1( 0.0)	21( 0.3)
7. 기능원 및 관련 기능 종사자		
71. 추출 및 건설 기능 종사자	30( 0.5)	576( 7.3)
72. 금속, 기계 및 관련 기능 종사자	12( 0.2)	255( 3.2)
73. 기계 설치 및 정비 기능 종사자	7( 0.1)	401( 5.1)
74. 정밀기구, 세공 및 수공예 기능 종사자	30( 0.5)	72( 0.9)
75. 기타 기능원 및 관련 기능 종사자	326( 5.9)	178( 2.2)
8. 장치, 기계조작 및 조립 종사자		
81. 고정기계장치 및 시스템 조작 종사자	3( 0.1)	148( 2.2)
82. 기계 조작원 및 관련 종사자	120( 2.2)	419( 5.3)
83. 조립 종사자	132( 2.4)	172( 2.2)
84. 운전원 및 관련 종사자	8( 0.2)	661( 8.3)
9. 단순 노무 종사자		
91. 서비스 관련 단순 노무 종사자	454( 8.2)	578( 7.3)
92. 농림어업 관련 단순 노무 종사자	100( 1.8)	42( 0.5)
93. 제조 관련 단순 노무 종사자	409( 7.4)	140( 1.8)
94. 광업, 건설 및 운송관련 단순 노무 종사자	27( 0.5)	322( 4.1)
전 체	5,519(100.0)	40.88

취업자 중 전문·기술·행정관리직의 비중 증가는 남성뿐만 아니라 여성에게서도 발견할 수 있다. 그러나 고임금·고생산성의 대표적 직종으로 간주되는 이들 직종에서 여성보다는 남성의 증가 속도가 빠른 것으로 나타나고 있어, 여성 고용의 질적 개선이 미흡한 것으로 여겨진다. [그림 2-11]에서 1993~99년의 6년 동안 전문·기술·행정관리직에 종사하는 남성은 36.1%가 증가하였으나 여성은 25.8%의 증가에 그치고 있다. 더욱이 전문·기술·행정관리직 종사자 중 여성의 비중이 매우 낮으며 1990년대 중반 이후 전문·기술·행정관리직 종사자 중 여성의 비율이 안정적이었던 점을 감안할 때 이들 직종에의 여성 진출은 상대적으로 미흡하다.<sup>19)</sup> 또한 1993년 이래 증가한 취업자들 중 전문·기술·행정관리직 종사자의 비중을 분석하여도 여성의 진출이 남성에 비해 저조하다는 사실을 파악할 수 있다.<sup>20)</sup>

세부적으로 직종 중분류 수준에서 분석하면, 여성의 열악한 노동시장 위치는 더욱 명확하다. 전문·기술·행정관리직에 종사하는 여성의 대부분은 보건의료 (준)전문가와 교육 (준)전문가에 속하고 있으며, 행정관리직에 진출한 여성은 극히 적은 숫자에 불과하다. <표 2-20>에서 남성이 전문가 직군과 기술공 및 준전문가 직군의 대부분에 걸쳐 폭넓은 분포를 보이고 있는 반면, 여성은 일부 직종에 편중되어 있는 현상을 발견할 수 있다.

전문·기술·행정관리직에 종사하는 여성의 증가폭이 남성에 비해 상대적으로 취약한 점과 반대로 서비스·판매직에 종사하는 여성 근로자는 남성에 비해 큰 폭으로 증가하였다. 또한 단순근로직에 종사하는 여성의 증가폭도 남성과 비슷한 수준을 기록하고 있는데, 이러한 직업구조의 변화는 다시 한번 1990년대 여성 고용의 확대가 고용의 질적 향상을 가져오

19) 1993년 전문·기술·행정관리직 종사자 중 여성의 비중은 29.5%이었고, 그 비중은 1994년 27.3%, 1995년 27.6%, 1996년 28.2%, 1997년 28.2%, 1998년 28.2%, 1999년 27.9%, 2000년 27.7%로 변화가 없다.

20) 1993~99년의 6년 동안 남성의 경우 전문·기술·행정관리직 종사자는 취업자 증가 42만 1,000명의 175.5%에 해당하는 739천명의 취업 확대가 이루어졌으나 여성은 취업자 증가 53만 1,000명의 41.6%만이 전문·기술·행정관리직의 확대에 이어졌다. 또한 외환위기의 효과를 배제하기 위해 1993~97년의 4년 동안 데이터를 분석하여도 비슷한 결과를 얻을 수 있었다.

는 데 실패하고 있다는 가설을 지지하고 있다.

### 9. 선진국과의 비교

우리나라의 경제활동참가율 수준은 선진국과 비교할 때 아직도 낮은 수준이라고 할 수 있다. 일반적으로 사용되는 15세 이상 인구를 베이스로 한 경제활동참가율 비교에서 1997년 현재 우리나라의 경제활동참가율은 66.1%로 유럽연합 15개국의 평균값 68.2%보다 낮은 상황이다. 성별로 남성의 경우는 1990년대 초반 이후 유럽연합 15개 국가의 격차가 많이 좁혀져 왔다. 1997년 당시 우리나라 남성의 경제활동참가율이 76.7%인 반면, 유럽연합 15개 국 남성 경제활동참가율의 평균값은 78.2%로 1.5%포인트의 차이가 있었다. 우리나라 청소년의 대학 진학률이 유럽연합 국가들에 비해 상당히 높다는 점을 감안하면, 현재 우리나라 남성의 경제활동참가율은 거의 선진국 수준에 근접하였다고 평할 수 있다.

<표 2-21> 유럽연합 15개국과 한국의 전체 인구대비 경제활동인구 비중

	전 체		남 성		여 성	
	한 국	유럽연합	한 국	유럽연합	한 국	유럽연합
1970	31.2	42.0	39.5	58.3	35.9	32.7
1974	34.3	42.0	43.2	56.4	36.4	34.8
1988	41.2	45.0	49.2	55.4	39.8	40.1
1989	42.5	45.2	50.3	55.4	40.4	40.3
1990	43.2	45.8	51.1	55.8	40.5	40.6
1991	44.1	46.0	52.4	55.6	40.3	41.2
1992	44.6	45.8	53.0	55.0	40.2	41.5
1993	45.0	45.3	53.6	54.2	40.0	41.6
1994	45.7	45.2	54.3	54.0	40.2	41.8
1995	46.2	45.2	54.9	53.7	40.3	42.0
1996	46.4	45.4	55.1	53.8	40.5	42.2
1997	47.1	45.6	55.1	53.8	41.0	42.4
1998	46.2	45.8	55.1	53.9	39.9	42.6
1999	46.2	46.1	54.6	54.0	40.4	42.7

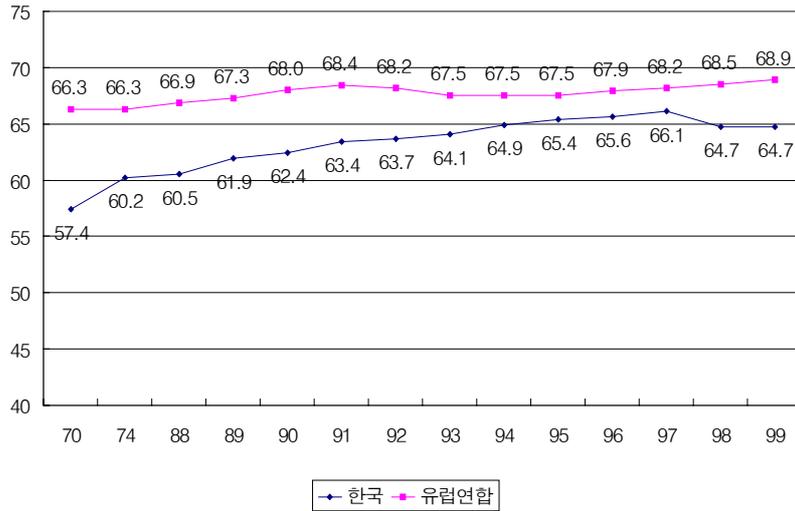
이에 대해 여성의 경우는 1997년 우리나라가 55.1%이었던 반면 유럽연합 15개국은 평균 58.2%로 3.1%포인트의 차이가 있었다. 유럽연합 15개국 남성의 경제활동참가율이 1990년대에 들어 하향 추세적 안정성을 나타내고 있었던 반면, 여성의 경제활동참가율은 지속적으로 증가하는 추세를 보이고 있다. 이처럼 유럽연합 15개국 여성의 경제활동참가율의 증가추이로 인해 우리나라 여성의 경제활동참가율이 1990년대에 걸쳐 지속적으로 증가하여 왔음에도 불구하고 유럽연합 15개국 여성과 우리나라 여성의 경제활동참가율 격차는 1990년대에 걸쳐 쉽게 좁혀지지 않았다.

<표 2-22> 유럽연합 15개국과 한국의 경제활동참가율(15~64세 인구 기준)

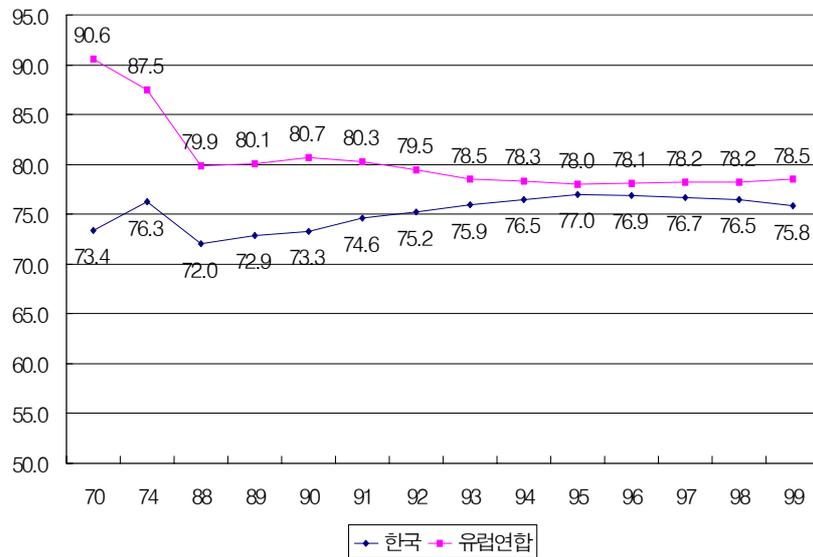
	전 체		남 성		여 성	
	한 국	유럽연합	한 국	유럽연합	한 국	유럽연합
1970	57.4	66.3	73.4	90.6	41.3	42.5
1974	60.2	66.3	76.3	87.5	43.9	45.6
1988	60.5	66.9	72.1	79.9	48.8	53.6
1989	61.9	67.3	72.9	80.1	50.6	54.2
1990	62.4	68.0	73.3	80.7	51.2	55.4
1991	63.4	68.4	74.6	80.3	51.8	56.5
1992	63.7	68.2	75.2	79.5	51.8	56.8
1993	64.1	67.5	75.9	78.5	52.0	56.4
1994	64.9	67.5	76.5	78.3	52.9	56.7
1995	65.4	67.5	77.0	78.0	53.4	57.0
1996	65.6	67.9	76.9	78.1	54.0	57.6
1997	66.1	68.2	76.7	78.2	55.1	58.2
1998	64.7	68.5	76.5	78.2	52.5	58.6
1999	64.7	68.9	75.8	78.5	53.1	59.2

특히 외환위기 이후 우리나라 여성의 경제활동이 크게 위축됨에 따라 유럽연합 15개국과의 격차는 더욱 확대되었다. 이에 1997년 3.1%포인트이었던 경제활동참가율의 차이는 1998년 6.1%포인트로 크게 벌어졌고, 1999년에도 여전히 6.1%포인트 수준을 유지하였다. [그림 2-15]도 OECD 평균치와 우리나라 여성의 경제활동참가율의 격차는 외환위기 이후 확대되었음을 제시하며, 앞으로도 상당 기간 동안 경제활동참가율의 차이가 존재할 것임을 시사한다.

[그림 2-12] 유럽연합 15개 국가와 한국의 경제활동참가율 추이(15~64세 인구): 전체

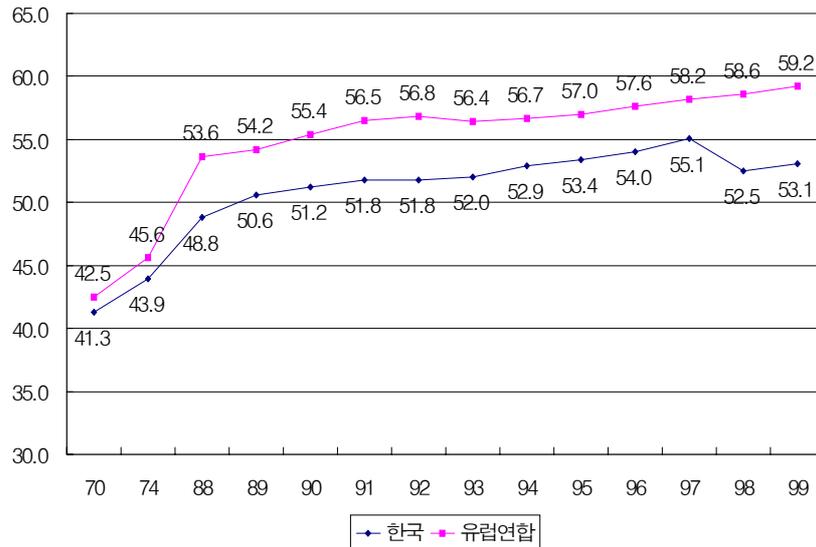


[그림 2-13] 유럽 15개 국가와 한국의 경제활동참가율 추이(15~64세 인구): 남성



44 여성 노동시장의 현상과 과제

[그림 2-14] 유럽 15개 국과 한국의 경제활동참가율 추이(15~64세 인구): 여성



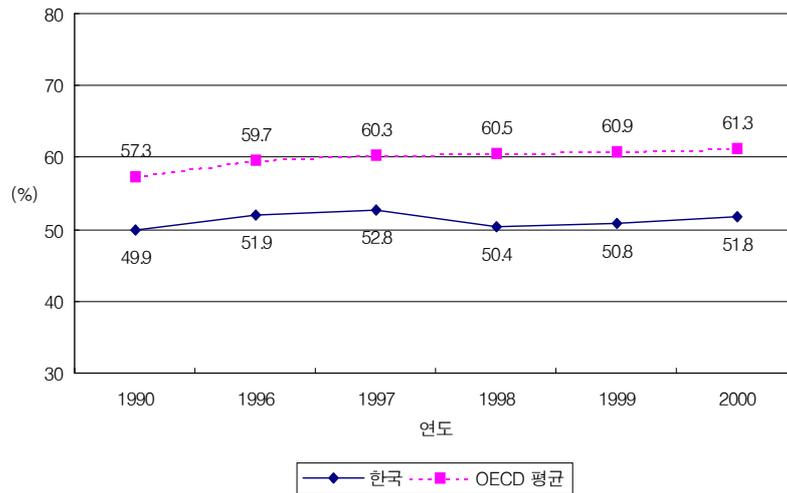
<표 2-23> 2000년 OECD 주요국의 경제활동참가율: 15~64세

(단위: %)

	경제활동참가율	
	남 성	여 성
한 국	76.9	51.8
일 본	85.2	59.6
미 국	83.9	70.8
프 랑 스	74.4	61.7
캐 나 다	82.1	70.5
영 국	84.3	68.9
독 일	81.1	63.2
이탈리아	73.8	46.2
스 페 인	79.1	51.8
OECD 전체	81.1	61.3

주: 미국, 영국, 스페인은 16~64세 인구의 경제활동참가율.  
 자료: OECD, *OECD Employment Outlook*, 2001.

[그림 2-15] 여성의 경제활동참가율 추이: 15~64세 기준



자료: OECD, 'OECD Employment Outlook,' 2001

구체적으로 2000년의 경우 우리나라 15~64세 여성의 경제활동참가율은 51.8%를 기록하고 있다(표 2-23 참조). 이는 OECD 평균치 61.3%보다 거의 10%포인트 가까이 낮은 값으로 특히 미국, 캐나다, 영국 등의 주요 국가에 비해 17%포인트 이상 낮다. 우리나라 여성의 경제활동참가율은 OECD 주요국 중 스페인과 비슷하고 이탈리아보다는 높다.

실업률이 높은 국가일수록 경제활동참가율이 높은 성향을 보인다. 또한 경제활동참가율 자체가 여성의 경제적 지위를 나타내는 지표가 되는 것은 아니다. 그러나 국민소득이 높아지고 경제가 발전할수록 새로 창출되는 일자리에 비해 노동력 공급이 부족한 인력부족 현상이 발생하고, 이에 여성 인력의 (효율적) 활용이 중요시되며, 여성에 대한 수요가 확대될 전망이다.

노동력의 공급 측면에서도 여성 인력의 공급이 증가할 가능성이 높다. 향후 우리나라 근로자의 고용불안정성이 지속되고, 비정형 고용형태도 증가할 전망이다. 또한 가구간 소득격차의 확대가 발견되고 있으며, 인구의 급속한 고령화는 가구간 소득격차를 확대시킬 것으로 예측된다(Deaton and Paxson, 1994). 사회적으로도 이혼율의 급증현상이 발견되

며, 초혼 연령이 늦추어짐에 따라 여성 가구주의 증가가 지속될 것이다. 이에 더불어 집장만, 자녀의 교육 및 결혼, 노후 준비 등의 가구지출 수요는 계속되며, 이러한 현상들은 여성의 경제활동 욕구를 증대시키는 결과를 가져오게 된다.

이처럼 노동시장 환경의 변화에 따라 여성의 경제활동은 앞으로도 계속 증가할 것이나, 고용평등 등 여성관련 정책에 대한 우리의 태도와 노력도 여성의 경제활동 증가에 커다란 영향을 미칠 것이다. 예를 들어, 근로여성들의 대부분은 저임금·저기능·고용불안의 저급한 일자리에 종사하고 있다. 이러한 현 상태를 벗어나 고임금·고기능·고용안정의 괜찮은 일자리(decent job)에 여성 진출이 확대될 경우 여성의 경력단절 현상은 완화되고 여성의 경제활동참가도 보다 활성화될 것이다. 괜찮은 일자리의 여성 진출 확대는 적극적인 정책 노력을 필요로 한다. 이외에도 보육서비스의 개선, 여성의 경력 및 능력개발, 남녀고용평등에 관련된 각종 정책의 합리적 추진은 여성의 경제적 진출만이 아니라 제한된 인적자원의 효율적 활용을 위해 중요한 과제이다.

## 제2절 여성의 실업과 특징

### 1. 최근의 실업률

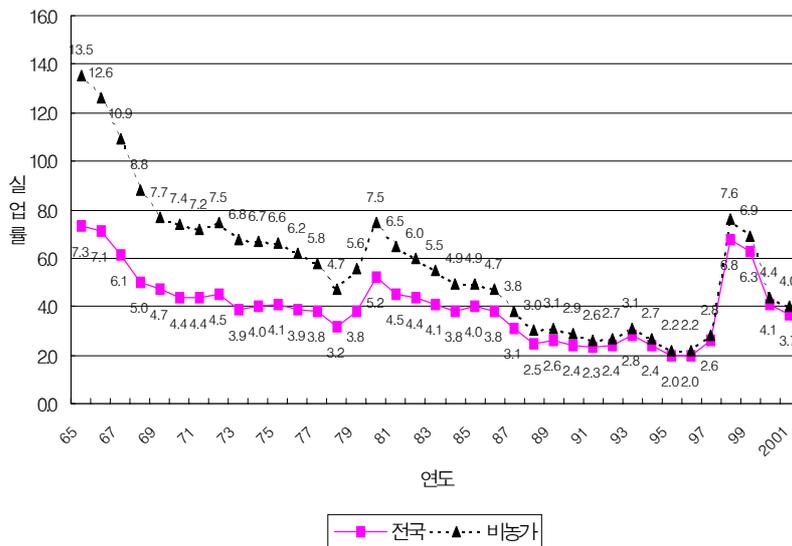
우리나라의 실업률은 급속한 경제성장에 따른 일자리 창출에 기인하여 1960대 초반의 7~8%의 높은 수준에서 지속적으로 하락, 1988년 최초로 2%대를 기록한 이후 외환위기 이전까지 10년 이상 2%대의 낮은 수준을 유지하였다. 그러나 외환위기 이후 실업률은 1998년 6.8%, 1999년 6.3%로 크게 높아졌고, 2001년에는 3.7% 수준으로 낮아졌으나 아직도 외환위기 이전의 수준을 회복하지 못하고 있다. 이와 같은 실업률은 2002년 이후에도 구조적 실업의 영향으로 외환위기 이전보다는 다소 높은 수준에 머무를 것을 전망된다.

소득 1만 달러의 달성 시점을 전후로 하여 대부분의 국가에서는 실업률이 상승하는 현상이 있었으며, 21세기의 세계화·정보화의 추세는 우리나라 경제에 있어서도 급격한 산업구조의 변화와 노동력 수요의 감퇴를 초래하여 실업률이 상승하는 추세를 보이게 될 것이다. 아울러 각종 사회보장제도의 정비 역시 실업률을 상승시키는 방향으로 작용한다.

단기적으로는 실업률의 향후 전망치를 정확하게 추정하기 어려운데 이의 가장 큰 이유는 실업률을 결정하는 가장 중요한 요인인 경제성장률의 정확한 전망이 힘들기 때문이다. 중기적으로 경제성장률이 5%인 경우 실업률이 3% 이하로 떨어지기 어려우며, 경제성장률이 6% 정도를 유지하여야 실업률도 2%대를 기록할 것으로 여겨진다.

특히 우리나라는 향후 구조적 실업의 증대에 대한 우려가 높다. 고학력화, 여성의 경제활동 욕구 증대, 기술·숙련의 불일치, 산업구조의 개편, 지식기반산업으로의 이행, 고령화 등과 같은 노동시장 내·외부적 요인으로 말미암아 구조적 실업의 위험성이 상당히 높다. 이러한 요인은 경제활동참가율에도 직·간접적인 영향을 줄 것으로 여겨진다.

[그림 2-16] 우리나라 실업률의 추이



## 2. 성별 실업률의 추이

<표 2-24>와 같이 실업자 중 남성과 여성의 비율은 약 2대1로 남성이 훨씬 많다. 이는 실직한 여성의 상당수가 구직활동을 하기보다는 비경제활동상태로 이동하는 반면, 가계를 주로 책임지는 남성은 실업상태에서 적극적으로 구직활동을 하는 성향이 높기 때문이다. 따라서 여성은 비경제활동상태에서 곧바로 취업하는 비중이 높다. 특히, 외환위기 동안 대량실업이 발생하고 재취업 또는 신규 취업이 더욱 어려워짐에 따라 여성의 노동시장 참여는 상대적으로 더욱 위축되어 실업자 중 여성이 차지하는 비율은 1997년의 36.8%에서 1999년에는 32.7%로 4%포인트 정도 감소하였다.

실업률이 2%대에 머물렀던 외환위기 이전에는 남녀의 실업률 격차가 미소하였으나 [그림 2-17]과 같이 외환위기 이후 남성의 실업률이 더욱 빠른 속도로 늘어남에 따라 그 격차도 확대되어 1998, 1999년에는 2.0%포인트에 이르렀다. 실업자수에 있어서도 1997년에서 1999년의 2년 동안 남성이 1997년의 35만 2,000명에서 1999년에는 91만 1,000명으로 2.6배 증가

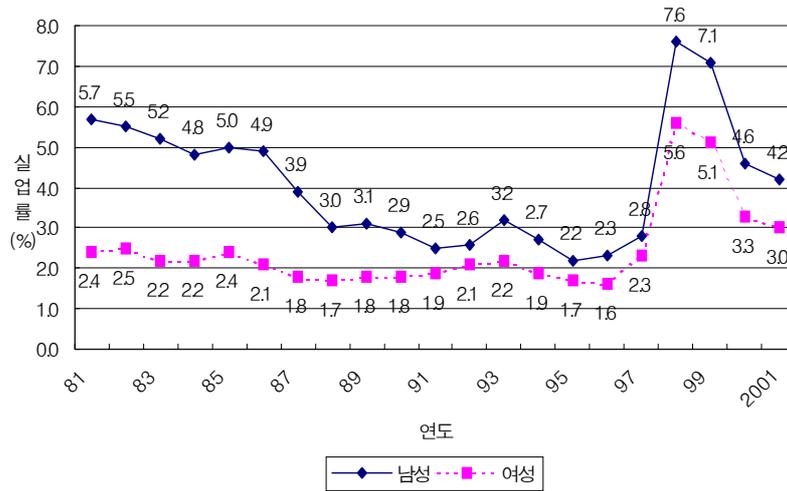
&lt;표 2-24&gt; 실업자의 인구학적 특성

(단위: 천명, %)

		1997	1998	1999	2000	2001
전 체		556(100.0)	1,461(100.0)	1,353(100.0)	899(100.0)	819(100.0)
성 별	남 성	352( 63.2)	983( 67.3)	911( 67.3)	606( 67.4)	545( 66.5)
	여 성	205( 36.8)	478( 32.7)	442( 32.7)	293( 32.6)	274( 33.5)
연령별	15~29세	314( 56.4)	612( 41.9)	537( 39.7)	380( 42.3)	360( 43.9)
	30~39세	115( 20.6)	359( 24.6)	328( 24.3)	205( 22.8)	179( 21.8)
	40~54세	96( 17.2)	377( 25.8)	366( 27.1)	241( 26.8)	223( 27.2)
	55세 이상	32( 5.8)	113( 7.7)	122( 9.0)	74( 8.0)	58( 7.1)
학력별	중졸 이하	118( 21.3)	410( 28.1)	369( 27.3)	232( 25.8)	197( 24.1)
	고졸	307( 55.2)	766( 52.4)	713( 52.7)	453( 50.4)	415( 50.7)
	전문대졸 이상	130( 23.5)	285( 19.5)	271( 20.0)	204( 22.7)	207( 25.2)
가구주	가구주	192( 34.5)	666( 45.6)	600( 44.3)	364( 40.5)	338( 41.2)
	비가구주	365( 65.5)	795( 54.4)	753( 55.7)	535( 59.5)	482( 58.8)

자료: 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도.

[그림 2-17] 성별 실업률의 추이



자료 : 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도.

한 반면, 여성은 2.2배 증가하는 데 그쳐, 남성 실업자의 증가폭이 높았다. 이후 실업의 완화에 따라 남녀간 실업률 격차도 점차 감소하여 2001년의 경우 남성의 실업률은 4.2%로 여성의 3.0%보다 1.2%포인트 더 높게 나타나고 있다.

그러나 1997년에서 1999년의 2년간 경제활동참가율은 남성이 1.2%포인트 감소한 반면, 여성은 2.1%포인트 감소하여 하락폭이 상대적으로 크고 취업자수도 남성은 3.6% 감소하였으나 여성은 4.4%나 하락하였다. 이러한 사실은 실직 여성들의 상당수가 실업자로 남아 있기보다는 비경제활동인구로 이동하였다는 점과 더불어 고용수준(취업자수)의 측면에서 외환위기 충격이 남성보다 여성에게 더욱 컸다는 사실을 시사한다.

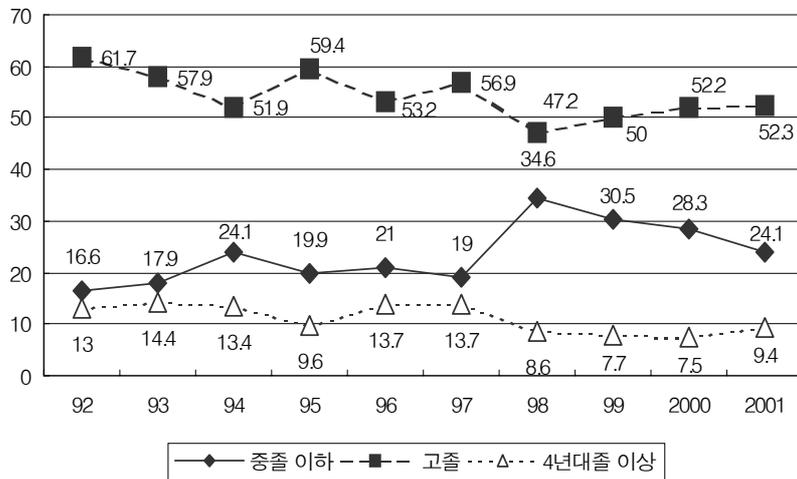
### 3. 학력별 분포와 추이

학력에 따라 <부표 1>과 같이 여성 실업자의 절반 이상이 고졸 학력을 지닌 것으로 나타나고 있다. 외환위기 이전에는 대졸 이상 여성 실업자의 비중이 높아 1997년 9월의 경우 여성 실업자에서 대졸 이상 자가 차지하

는 비중이 13.7%에 달하였다.<sup>21)</sup> 그러나 외환위기를 거치면서 대졸 학력자의 비중은 감소하였고 2000년 9월의 경우 7.5% 수준에 머무르고 있다. 이에 대하여 외환위기 이후 중졸 이하 저학력 여성 실업자의 비중이 증가한 추세를 보이고 있다. 이는 [그림 2-18]에서 찾아볼 수 있는데, 1998년 이후 여성 실업자 중 중졸 이하의 저학력 실업의 비중이 증가한 것을 발견할 수 있다.

외환위기 이후 여성 실업자에서 대졸 이상 고학력자의 비중이 감소한 현상은 중졸 이하 저학력 여성 실업자의 숫자가 큰 폭으로 증가하였기 때문이지 대졸 이상 여성 실업자의 절대적 숫자가 하락하였기 때문은 아니다. 즉 대졸 이상 여성 실업자의 절대수는 1997년 9월의 2만 3,000명에서 1998년 9월에는 4만 4,000명으로 증가하였으며 1999년 9월에는 2만 7,000명, 2000년 9월 2만 1,000명 등으로 1997년 9월의 여성 실업자수와 비슷한 수준이다.<sup>22)</sup>

[그림 2-18] 여성 실업자의 학력별 분포: 각년 9월 기준



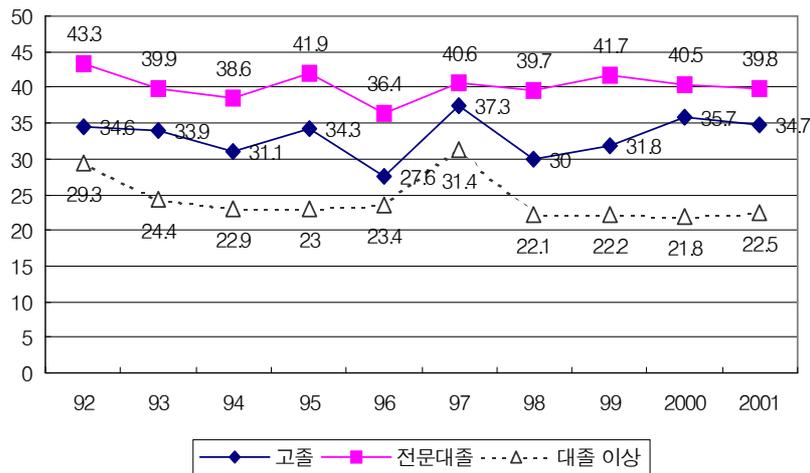
21) 여기에서 대졸은 전문대를 제외한 4년제 대학졸업을 의미한다.

22) 여성 실업자에서 차지하는 비중은 1998년 9월 8.6%, 1999년 9월 7.7% 등으로 낮아졌다.

학력별로 남성에 대비한 여성의 실업 위험성을 가늠하기 위해 학력별 실업자 중에서 여성이 점유하는 비율을 살펴보았다. <부표 3>과 [그림 2-19]는 학력별로 실업자 중에서 여성 실업자의 비중 및 그 추이를 나타내고 있다. [그림 2-19]에서 대졸 이상 실업자 중 여성의 비중이 가장 낮은 것을 알 수 있으며, 이러한 현상은 외환위기 전후를 통하여 일관되게 발견된다. 예를 들어 2001년 9월 현재 전체 실업자 중 여성의 비중은 34.1%이었으나 대졸 이상 실업자 중에서는 여성의 비중은 22.5% 수준에 그치고 있었다. 이에 대해 전문대졸 실업자의 경우에는 1990년대 전반적으로 여성의 비중이 40% 정도에 달하는 등 높은 수준을 유지하여 왔다.

이러한 분석 결과는 다음과 같은 몇 가지 사실들을 시사한다. 첫째, 외환위기 이후의 심각한 경제상황 아래에서 저학력 여성들의 실업 위험성이 상대적으로 높아졌다는 것이다. 이는 외환위기로 인하여 저학력 여성들의 이직 및 실적이 상대적으로 높았던 점(금재호·조준모, 2000a)과 함께 생계가 불안정한 저학력 여성들의 취업욕구가 강하다는 점을 반영한다. 즉 저학력 가구의 경우 생계불안의 위험성이 높고 이에 저학력 여성들은 생계유지를 위해 노동시장에 참여하여 적극적으로 구직활동을 한다는 것이다.

[그림 2-19] 학력별 실업자 중 여성의 비중: 각년 9월 기준



둘째, 대졸 이상 고학력 여성들은 경제가 어렵고 취업이 힘들 경우 적극 구직활동보다는 노동시장을 벗어나 비경제활동인구화되는 경향이 높다는 것이다. 이러한 사실은 생계유지를 위해 취업할 필요성이 상대적으로 적은 고학력 여성의 경우, 취업이 곤란할 경우 실망실업자가 되거나 구직 포기자가 될 가능성이 높다는 점을 다시 한번 제시한다.<sup>23)</sup>

셋째, 전문대졸 여성은 대졸 여성과 달리 적극적 구직활동을 할 가능성이 높다. 이들 여성 미취업자의 대부분은 20대이고, 전문적인 지식과 기능을 지녀 취업기회가 많을 것으로 여겨진다. 실제로 여성 인력에 대한 수요는 전문대 또는 고졸 여성에 대한 수요가 가장 많은 것으로 나타나고 있다(금재호, 1999, 2000a). 취업 가능성이 높음에 따라 이들은 실망실업자가 되거나 취업을 포기하기보다는 노동시장에서 실업자로 구직활동을 수행하고 있을 가능성이 크다<sup>24)</sup>. 또한 전문대졸 실업자에서 여성의 비중이 평균치보다 높은 것은 전문대졸의 경우에도 여성의 취업이 상대적으로 어렵다는 점을 간접적으로 시사한다.

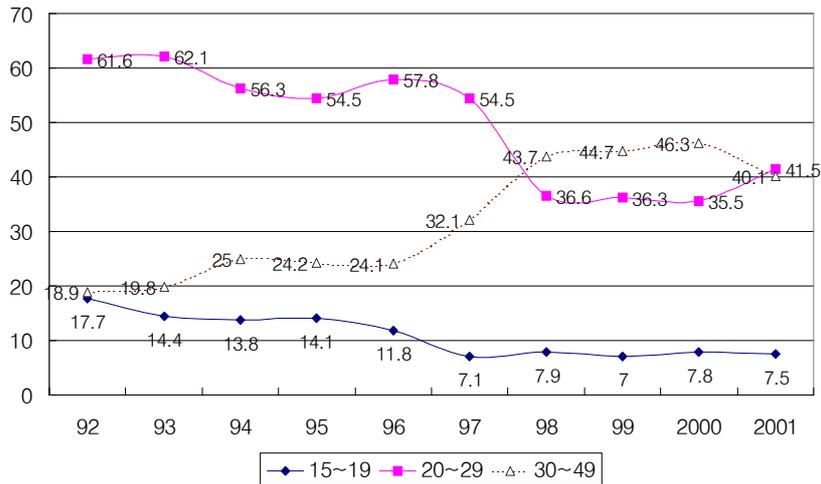
#### 4. 연령별 분포와 추이

외환위기 이전에는 여성 실업자의 절반 이상이 20대의 젊은 층이었다(부표 1 참조). 특히 20~24세 연령층은 전체 여성 실업자의 37% 이상을 차지하였다. 그러다가 외환위기로 인해 30~40대 여성의 실업이 급증하면서 여성 실업자 중에서 20대가 차지하는 비중이 크게 감소한 것을 [그림 2-20]에서 발견할 수 있다. 여성 실업자의 학력별 분포와 마찬가지로 20대 여성 실업자의 비중 하락이 절대수의 감소를 의미하는 것은 아니다. 20대 여성 실업자의 절대숫자는 1997년 9월의 9만 2,000명에서 1998년 9월

23) 이는 여성 실업자 중에서 대졸 이상 고학력 여성의 비중이 외환위기 이후 감소한 사실에서 간접적으로 알 수 있다. 대졸 실업자 중에서 여성의 비중이 상대적으로 낮은 것도 하나의 반증이 될 수 있다. 그러나 여성의 낮은 비율이 대졸 취업자에서 여성의 점유율이 낮기 때문인지 아니면 대졸 여성의 경우 실직시 비경제활동상태로 이동할 가능성이 높기 때문인지를 구별할 수 없는 한계가 있으며, 보다 명확한 원인을 파악하기 위해서는 추가적인 정보가 필요하다.

24) 전문대졸 여성의 의중임금 또는 희망임금 수준이 대졸 여성보다 낮은 것도 전문대졸 여성의 실업자 비중이 높은 하나의 이유로 여겨진다.

[그림 2-20] 여성 실업자의 연령대별 분포와 추이: 각년 9월 기준



에는 18만 7,000명으로 2배 이상 증가하였으며, 1999년 9월의 12만 7,000명, 2000년 9월 10만 명, 2001년 9월의 9만 8,000명 등으로 도리어 늘어났다. 또한 여성 실업자 중 15~19세 청소년층의 비중도 대학 진학률의 증가 및 외환위기로 인한 실업 증가로 인한 구직포기 등으로 말미암아 감소 추세를 보이고 있다.

외환위기를 전후로 30~40대 여성 실업자의 비중이 급증한 것은 외환위기로 인해 이들 연령층의 고용불안정성(employment instability) 증가 폭이 20대에 비해 상대적으로 높아 자발적 이직 및 실직의 위험성이 높아졌기 때문이기도 하지만(금재호·조준모, 2000a), 이보다는 가구경제상황의 악화로 인하여 생계목적으로 취업하여야 할 필요성이 높아진 것에 기인한다. 과거에는 이들 연령층이 실직할 경우 적극적 구직활동보다는 비경제활동상태를 유지하면서 소극적인 취업의사를 보이고 있었다. 그러나 외환위기 이후에는 가구의 생계유지 및 여타 경제적 목적을 위해 적극적으로 취업활동을 하는 성향이 강화된 것으로 판단된다. 또한 남편의 실직이나 소득 하락으로 인해 부인이 경제활동에 참가하는 부가노동자 효과(added-worker's effect)도 30~40대 여성 실업자의 비중 증가를 설명하는 하나의 요인으로 여겨진다.<sup>25)</sup>

30~40대 여성 실업자의 비중뿐만이 아니라 50세 이상 여성 실업자의 비중도 외환위기 이후 증가한 것을 <부표 1>에서 발견할 수 있다. 전체 여성 실업자에서 50대가 차지하는 비중은 1997년 9월의 4.2%에서 1년 뒤인 1998년 9월에는 8.9%로 급증하였으며, 이러한 추이는 계속되어 2001년 9월 7.8%의 비중을 기록하였다. 또한 60세 이상의 고령층에서도 유사한 변화가 감지되고 있다. 이처럼 여성 실업자 중 50대 이상의 비중이 증가한 것은 외환위기의 충격뿐만 아니라 중·장기적으로는 인구구조의 고령화를 반영하고 있는 것으로 판단된다<sup>26)</sup>. 또한 50세 이상 여성 인구의 증가와 더불어 전통적인 가족간 유대의 약화로 인해 고령일지라도 생계 유지를 위해 취업하여야 하는 사회·경제적 변화도 50대 이상 여성의 취업자 및 실업자 증가에 기여하고 있다.

연령대별 실업자에서 여성 실업자가 차지하는 비율을 살펴보면 외환위기를 전후하여 뚜렷한 변화를 찾아보기 어렵다(부표 1과 그림 2-21 참조). 그러나 1992년 이후의 전 기간을 통해 24세 이하의 청소년 계층에서 여성 실업자의 비중이 평균보다 높은 것을 발견할 수 있는데 이는 남성의 군복무 및 높은 진학률과 밀접한 관련이 있는 것으로 여겨진다. 즉 남성 근로자의 대부분은 군복무 등의 이유로 25세 이후 노동시장에 진출하는 반면 여성은 20대 초반에 구직활동을 시작한다. 전문대 이상 대학 진학률도<sup>27)</sup> 2001년의 경우 남성 73.1%, 여성 67.6%로 남성이 여성보다 5.5%포인트 높다. 이에 따라 20대 초반에는 여성 실업자의 비중이 평균치보다 높은 현상이 나타나고 있다.<sup>28)</sup> 또한 15~19세 연령층에서는 대부분의 청소년들이 학교에 재학중이고, 그 결과 경제활동참가율이 매우 낮다. 그러나 20~24세와 마찬가지로 남성보다 여성의 경제활동참가율이 상대적으로

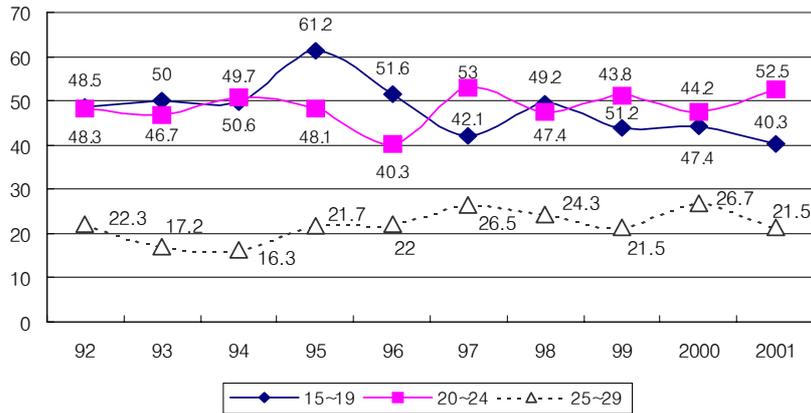
25) 외환위기 이후 부가노동자 효과가 실제로 존재하는가에 대한 증거는 명확하지 않다.

26) 외환위기 이전에도 여성 실업자 중 50대 이상의 비중이 증가하는 추세를 <부표 1>에서 발견할 수 있다.

27) 여기서의 진학률은 재학생만을 대상으로 한 값으로 재수생까지 포함할 경우 진학률의 성별 차이는 더욱 확대될 것이다.

28) 이에 비해 20~24세 연령층에서는 여성의 경제활동참가율이 남성보다 높다. 예를 들어, 2001년의 경우 이들 연령층 전체의 경제활동참가율은 56.9%이나 여성이 61.5%인 반면, 남성은 50.0%로 여성의 경제활동참가율이 남성보다 높다.

[그림 2-21] 연령대별 실업자 중 여성의 비중: 각년 9월 기준



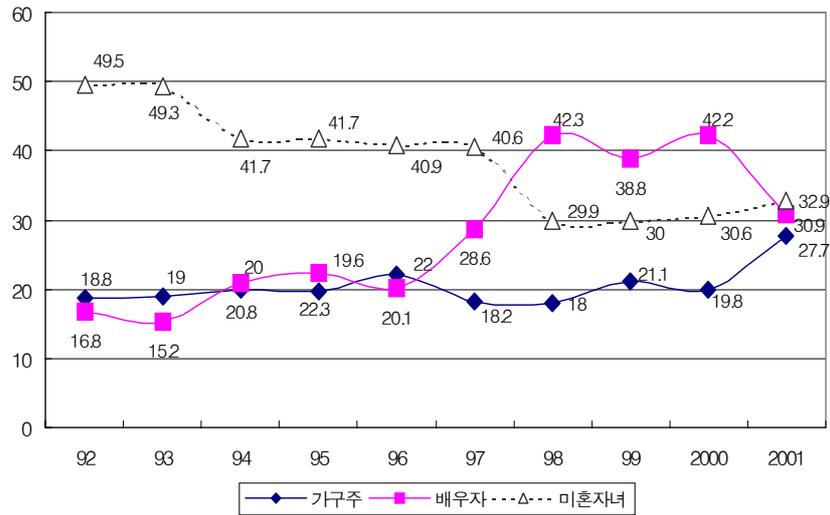
로 높고, 실업자 중 여성의 비중도 평균치보다 높다.<sup>29)</sup>

### 5. 가구주와의 관계

외환위기 이전 40%대를 유지하던 미혼 자녀의 비중은 외환위기 이후 30%대로 하락하였다. 반대로 여성 실업자 중 배우자의 비중은 외환위기를 전후로 하여 크게 증가하였다. 이는 <부표 1>과 [그림 2-22]에 나타나고 있는데, 1997년 9월 28.6% 수준에 머물렀던 여성 실업자 중 배우자의 비중은 1998년 9월에는 42.3%로 높아졌다. 이러한 배우자의 비중은 1999년 9월에는 38.8%를, 2000년 9월에 42.2%를 유지하였으며, 2001년 9월에 들어서야 30.9% 수준으로 다시 낮아졌다. 반면 미혼 자녀의 비중은 1997년 9월의 40.6%에서 급락하여 1년 뒤에는 29.9% 수준까지 낮아졌으며 이후에도 30~33%의 수준을 유지하고 있다. 이처럼 여성 실업자에서 배우자가 차지하는 비중이 증가한 사실은 연령대별로 30대 이상 여성 실업자의 비중 증가 및 20대 비중의 하락과 밀접한 관련이 있는 것으로 여겨지며, 외환위기가 노동시장 및 가계에 가져온 충격의 정도를 나타낸다. 또한 이는 부분적으로 부가노동자 효과를 반영하는 것으로 가정된다.

29) 2000년의 경우 15~19세 연령층의 전체 경제활동참가율은 12.0%이었으나 여성은 12.5%를 기록하여 남성보다 여성의 경제활동참가율이 높았음을 알 수 있다.

[그림 2-22] 여성 실업자와 가구주와의 관계: 각년 9월 기준



가구주와의 관계 측면에서 실업자 중 여성 실업자의 비중을 살펴보면 외환위기를 전후로 어떤 뚜렷한 형태의 변화를 찾아보기 어렵다(부표 3 참조). 일반적인 상식과 같이 배우자인 실업자 중 여성의 비중은 1992년 이후 60~70%대의 범위에서 움직이고 있는 반면, 가구주인 실업자 중 여성의 비중은 같은 기간 동안 10~20%의 범위에서 변화하고 있다. 이에 대하여 미혼 자녀인 실업자 중 여성의 비중은 30%대의 범위를 벗어나지 않고 있다.

### 6. 전 직장의 이직사유

전 직장의 이직사유에 대한 질문은 그동안 여러 차례 변화하였다. 1996년까지는 질문이 ① 신규실업 ② 보수 또는 환경불만족 ③ 장래성이 없어서 ④ 폐업 또는 해고 ⑤ 정년퇴직 ⑥ 자기사업을 하려고 ⑦ 사업부진 ⑧ 기타 등 8가지 항목으로 구성되었으나 1997년에는 ‘결혼 및 육아’가 추가되어 9가지 항목이 되었고, 1998년도부터는 문항이 대폭 수정되어 ① 개인 또는 가족적 이유로 ② 건강상 이유로 ③ 정년퇴직, 연로 ④ 직업여건

불만족 ⑤ 휴·폐업 ⑥ 명예·조기퇴직·정리해고 ⑦ 임시적 또는 계절적 일의 완료 ⑧ 일거리가 없어서 또는 사업경영 악화 ⑨ 기타 등 9가지 항목으로 변동하였다<sup>30)</sup>. 여기에서는 질문 양식의 불연속성이 자료의 일관성에 미치는 부정적 영향이 무시할 수 있을 정도로 작다는 가정 아래 여성 실업자의 이직사유 및 전 직장의 특성을 분석한다.

질문 양식의 불연속성 문제를 완화하기 위해 이직사유를 먼저 자발적 이직, 비자발적 이직 및 정년퇴직, 연로<sup>31)</sup>의 셋으로 구분하였다<sup>32)</sup>. 자발적 이직에는 ‘개인 또는 가족적 이유로’, ‘건강상 이유로’, ‘작업여건 불만족’ 등 개인의 자발적 의사에 의한 이직을 의미하며, 비자발적 이직은 ‘휴·폐업’, ‘명예·조기퇴직·정리해고’, ‘임시적 또는 계절적 일의 완료’, ‘일거리가 없어서 또는 사업경영 악화’ 등을 포함한다.<sup>33)</sup>

여성 실업자 중 정리해고 등 비자발적 사유로 인한 실업자의 비중이 외환위기를 기점으로 크게 증가한 것을 [그림 2-23]에서 발견할 수 있다. 외환위기 이전인 1997년 9월에는 여성 실업자의 70.9%가 자발적 사유에 의한 이직자였으며, 비자발적 실업자의 비중은 24.7%에 불과하였다. 그러나 1998년 9월에는 대량해고 등으로 인하여 비자발적 여성 실업자의 비중은 63.5%로 급증하였으며, 1999년 9월에도 절반 정도인 49.9%에 달하였다. 이후 2000년 9월의 41.1%, 2001년 9월의 42.6% 등으로 낮아졌고 이에 따라 자발적 실업자의 비중이 비자발적 실업자의 비중을 다시 넘어서게 되었다. 그러나 아직도 비자발적 실업자의 비중은 외환위기 이전의 수

30) 또한 1998년 이전에는 모든 전직 실업자에 대하여 이직사유 및 전 직장의 특성을 질문하였으나 1998년부터는 ‘1년 미만 전직 실업자’에 대해서만 이를 질문하였다. 2000년에 들어서는 응답자의 범위를 ‘2년 미만 전직 실업자’로 확대하였다. 이에 따라 2000년에도 자료의 불연속성이 발생하고 있다.

31) 정년퇴직 또는 연로로 인해 직장을 이직한 근로자의 비중은 매우 적다. 따라서 이에 대한 논의는 생략하기로 한다.

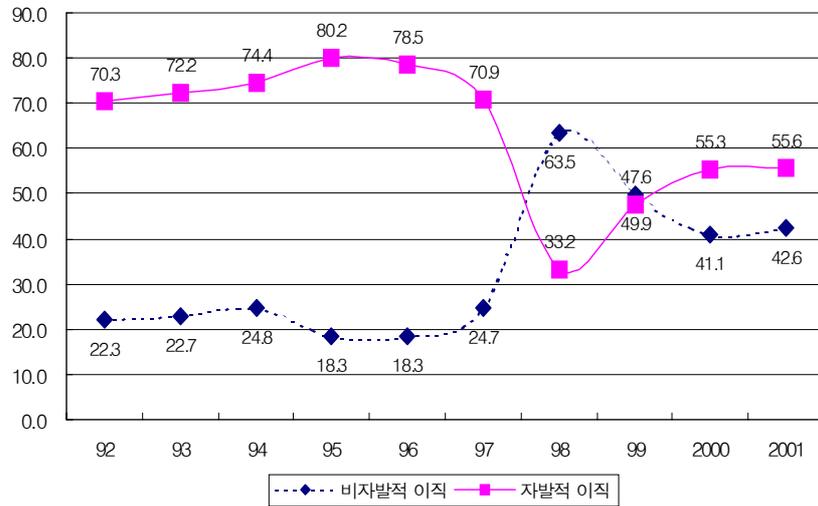
32) 기타 항목도 분석대상에서 제외하였다. 기타 항목의 비중은 <부표 1>과 같이 설문항목이 바뀐 1998년 이후 상대적으로 낮아졌으며, 기타에 속하는 구체적 내용도 달라졌다. 따라서 ‘기타’ 항목도 데이터의 일관성을 저해하는 하나의 요인으로 작용한다.

33) 1998년도 이전에는 폐업·해고 및 사업부진이 ‘비자발적 이직’에, 보수·환경불만, 장래성이 없어서, 자기사업을 하려고, 결혼·육아 등은 ‘자발적 이직’에 포함된다.

준을 회복하지 못한 것으로 판단된다<sup>34)</sup>.

1999년 9월 이후 비자발적 실업자의 비중이 감소한 것은 휴·폐업으로 인한 실업과 명예·조기퇴직·정리해고로 인한 실업의 비중이 큰 폭으로 하락한 데 기인한다(부표 1 참조). 즉 경기회복에 따라 1998년 9월 13.6%에 달하였던 휴·폐업에 기인한 여성 실업자의 비중이 1년 뒤에는 1.8% 수준으로 급락하였다. 또한 17.1% 수준이던 명예·조기퇴직·정리해고로 인한 여성 실업자의 비중은 1년 뒤 5.8%로 낮아졌다. 이에 비해 임시적 또는 계절적 일의 완료로 인한 비자발적 실업자의 비중은 1998년 9월의 6.5%에서 1999년 9월에는 19.1%로 높아졌으며, 2000년 9월에도 14.4%를 기록하였다. 이러한 현상은 외환위기 이후 광범위하게 관찰되는 여성 근로자의 임시·일용직화와 밀접한 관련성이 있는 것으로 여겨진다. 따라서 외환위기 직후에 발생한 비자발적 실업자의 급증현상이 극심한 경기 침체와 구조조정에 따른 휴·폐업 및 명예·조기퇴직·정리해고의 급증

[그림 2-23] 여성 실업자와 이직사유: 각년 9월 기준



34) 설문 양식이 1998년을 기점으로 크게 변화한 것을 감안하더라도 비자발적 실업자의 비중은 외환위기 이전보다 높은 것으로 여겨진다.

에 주로 기인하였다면, 2000년 이후의 비자발적 실업의 대부분은 여성 근로자의 임신·일용직화에 기인한 계약 만료 또는 일의 완료에 의해 발생한 것으로 보인다.

### 7. 전 직장의 종사상 지위

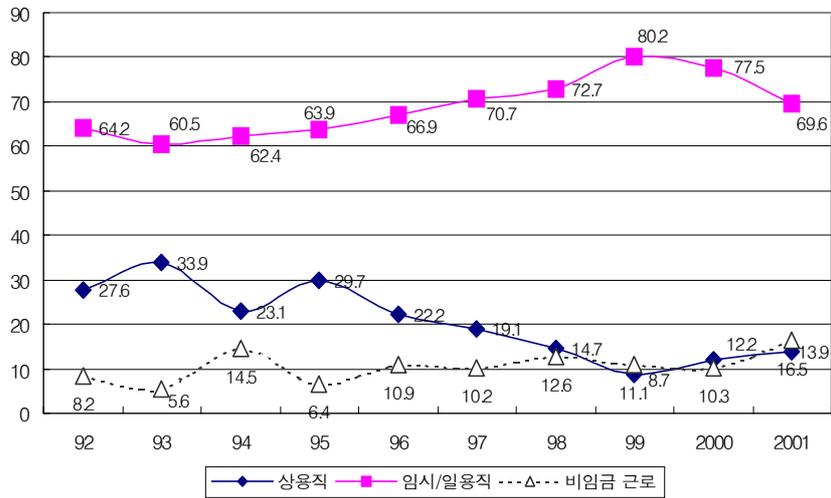
<부표 1>과 [그림 2-24]는 여성 실업자를 대상으로 전 직장의 종사상 지위별 비중을 나타내고 있다. 특히 [그림 2-24]는 직장이 있었던 여성 실업자 중 임시·일용직 실업자의 비중이 1990년대에 지속적으로 증가하여 왔음을 보여준다. 이에 비하여 상용직에 종사하였던 여성 실업자의 비중은 지속적으로 하락하였고, 비임금근로에 종사하였던 여성 실업자의 비중은 안정적인 추세를 보여왔다. 그러나 2000년 9월에는 임시·일용직 실업자의 비중이 전년 동월의 80.2%에서 77.5%로 하락하였고, 2001년 9월에는 69.5% 수준으로 더욱 하락하였다. 이에 따라 상용직 실업자의 비중도 다시 증가하는 양상을 보이고 있다.

<표 2-10>의 여성 취업자의 종사상 지위별 분포와 [그림 2-24]의 비교는 다음과 같은 몇 가지 점을 제시한다. 첫째, 1990년대 여성 실업자 중 전직 임시·일용직 실업자의 증가추세는 임시·일용직 여성 취업자의 증가현상과 연결되어 있을 것이라는 점이다. 즉, 여성 근로자의 임신·일용직화에 따라 임시·일용직에 종사하였던 실업자의 비중도 증가하였을 가능성이 높다.

둘째, 여성 취업자의 40% 정도가 비임금근로자임에도 불구하고 실업자 중 전직 비임금근로자의 비중은 20%를 넘지 못하고 있다. 이는 비임금근로자는 실직시 비경제활동인구가 될 가능성이 상대적으로 높거나 또는 고용이 안정되어 있을 가능성을 시사한다. 반대로 임금근로자는 실직시 실업자가 될 가능성이 높거나 고용불안이 보다 심각한 것으로 여겨진다.<sup>35)</sup>

35) 보다 명확한 분석을 위해서는 성별·종사상 지위별 실직 위험도 등이 감안되어야 할 것이다.

[그림 2-24] 여성 실업자의 전 직장 종사상 지위별 분포와 추이: 각년 9월 기준



셋째, 임금근로자 내에서 상용직과 임시·일용직을 비교할 때, 임시·일용직 근로자의 고용불안이 높을 가능성이 있다. <표 2-10>에서 임시·일용직 여성 취업자의 비중은 45% 수준을 넘지 못하고 있다. 그러나 직장경험이 있는 실업자에서 임시·일용직 출신의 비중은 대부분의 경우 60%를 훨씬 넘고 있다. 이는 임시·일용직으로 근무하던 여성이 상대적으로 고용불안을 겪을 위험성이 높음을 간접적으로 제기한다. 또한 이러한 사실은 상용직으로 근무하던 여성은 실직시 상대적으로 비경제활동상태로 진입할 가능성이 높다는 점을 반영할 수도 있다. 상용직 여성 근로자의 경우 이직시 장기간 또는 영구히 노동시장을 벗어나는 현상을 흔히 발견할 수 있다.

### 8. 전 직장의 산업 및 직종

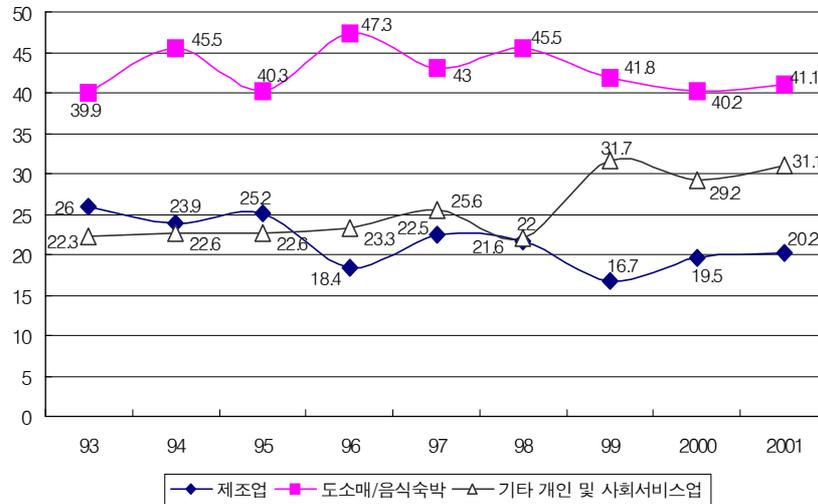
여성 실업자의 전 직장 산업별 분포를 살펴보면 도소매 및 음식·숙박업에 종사하였던 여성 실업자가 가장 많아 전체의 40% 이상을 차지하고 있다(부표 2 및 그림 2-25 참조). 다음으로는 기타 개인 및 사업서비스업으로 나타나고 있으며, 제조업이 세 번째의 위치를 점유하고 있다<sup>36)</sup>. 그

리고 이들 세 분야에 전체 여성 실업자의 90% 정도가 집중되어 있는 것으로 나타났다. 농림어업 분야에 전체 여성 취업자의 10% 이상이 종사하고 있음에도 이들 취업자의 대부분이 자영농이기 때문에 실업자에서 차지하는 비중은 2%를 넘지 못하고 있다.

전반적으로 산업별 취업자 비중(표 2-13 참조)과 산업별 여성 실업자의 비중이 서로 엇비슷하게 움직이고 있으나 도소매 및 음식·숙박업에 종사하였던 여성 실업자의 비중은 취업자의 비중보다 대체적으로 높다. 이는 도소매 및 음식·숙박업에 종사하는 여성 근로자의 대부분이 임시·일용직으로 고용불안 및 노동이동이 상대적으로 심하다는 점을 반영하는 것으로 추론된다.

여성 실업자의 전 직장 직종별 분포에서도 서비스·판매직에 종사하였던 실업자가 가장 커다란 비중을 차지하고 있다(부표 2 참조). 또한 전직

[그림 2-25] 여성 실업자의 전 직장 산업별 분포와 추이: 각년 9월 기준



36) 구체적으로 기타 개인 및 사업서비스업에는 부동산 및 임대업(70~71), 사업서비스업(72~75), 공공행정, 국방 및 사회보장행정(76), 교육서비스업(80), 보건 및 사회복지사업(85~86), 오락, 문화 및 운동관련 서비스업(87~88), 기타 공공, 수리 및 개인서비스업(90~93), 가사서비스업(95), 국제 및 외국기관(99) 등이 포함되어 있다.

사무직과 단순근로직에 종사하였던 실업자의 비중이 상대적으로 높은 추이를 보이고 있다. 산업별 분포와 마찬가지로 농림어업 분야에 전체 여성 취업자의 10% 이상이 종사하고 있음에도 이들 취업자의 대부분이 자영농으로 이농의 확률이 낮기 때문에 실업자에서 농림어업직이 점유하는 비중은 2%를 넘지 못하고 있다.

직종별 취업자 비중(표 2-19 참조)과 직종별 여성 실업자의 비중 또한 서로 엇비슷하게 움직이고 있으나 서비스·판매직에 종사하였던 여성 실업자의 비중은 취업자 비중보다 전반적으로 높게 나타나고 있다. 이는 산업의 경우와 마찬가지로 서비스·판매직에서 이직이 상대적으로 활발하다는 점을 보여준다.

### 제3절 소 결

이 장에서는 경제활동인구 조사와 한국노동패널 조사의 자료를 이용하여 1990년 이후 우리나라 여성 노동시장의 구조와 변화추이를 경제활동참가율·취업자와 실업자의 두 측면에서 분석하였다. 먼저 여성 경제활동참가율 및 취업자의 변화 및 구조를 분석한 결과 다음과 같은 사실들을 발견하였다.

첫째, 1990년대 취업자수 및 경제활동참가율의 증가는 여성이 주도하여 왔다는 점이다. 1990년에서 2001년까지 남성 취업자수는 16.4%(175만 8,000명) 증가하였으나, 여성은 20.6%(151만 9,000명) 증가하여 상대적으로 여성 취업자의 폭이 컸다. 경제활동참가율도 같은 기간 남성은 0.4%포인트 하락하였으나 여성은 1.8%포인트 높아졌다.

둘째, 1990년대 들어 25~29세 여성의 경제활동참가율이 급증함에 따라 우리나라 여성 노동시장의 주요 특징이었던 M자형 연령대별 경제활동참가율 분포가 점차 고원형으로 전환되는 모습을 보이고 있다. 1990년대 전반기에는 미혼여성이 25~29세 여성의 경제활동참가율 증가를 주도하였으나 후반기에는 기혼여성이 주도하였다.

셋째, 상급학교, 특히 전문대·대학에의 진학률 증가에 따라 15~19세 여성의 경제활동참가율 및 취업자에서 차지하는 비중은 감소하여 왔다. 반면 인구의 고령화, 가족연대의 약화, 취업기회의 확대, 보건·의료의 발전 등에 기인하여 60세 이상 고령 여성의 경제활동참가와 취업자 비중은 증가하는 추세를 보이고 있다.

넷째, 1990년대 이후 30~59세 여성의 경제활동참가율은 안정적이거나 소폭 증가하는 데 그치고 있지만, 인구구조가 과거의 피라미드형에서 종형으로 변화함에 따라 취업자수 및 그 비중은 증가하였다. 취업자 중 30~40대 여성의 비중은 1991년의 44.4%에서 2001년 49.7%로 높아졌고, 전반적으로 여성 취업자의 연령 상승이 두드러진다.

다섯째, 학력이 높을수록 경제활동참가율도 높아 전문대졸 이상 고학력 여성의 경제활동참가율이 가장 높다. 그러나 고학력 여성의 경제활동참가율은 연령에 따라 급락하는 현상을 보이고 있는 반면, 중졸 이하 저학력 여성은 30대 이후 경제활동참가율이 높아지는 양상을 보인다. 또한 여성의 고학력화에 따라 여성 취업자의 학력수준도 전반적으로 향상되고 있다.

여섯째, 2001년 9월 현재 여성 취업자의 4분의 1 정도는 가구주이다. 여성 취업자 중 가구주의 비중은 1991년 이후 다소 상승하였으며, 이의 원인으로 만혼현상, 이혼율 증가 및 인구 고령화 등이 지적된다.

일곱째, 여성의 경우 소규모 사업장 종사자의 비중이 남성에 비해 높아 1999년 9월 여성 전체 취업자의 69.1%와 임금근로자의 48.5%가 10인 미만 영세사업장에 근무하고 있었다. 이러한 사실은 여성 임금근로자가 근로기준법이나 남녀고용평등법 등에 규정된 각종 여성보호제도의 혜택을 제대로 받지 못할 위험성을 제기한다.

여덟째, 1990년대 비농림어업 분야의 비임금근로자 비중은 다소 증가하는 추세를 보였고, 이러한 증가는 남성이 주도하였다. 여성 취업자 중에서 차지하는 자영업주와 무급가족종사자의 비중은 1990년대 걸쳐 안정적인 모습을 보인다.

아홉째, 일자리의 증가 또는 창출이 남성은 상용직을 중심으로 이루어진 반면 여성은 임시·일용직을 중심으로 이루어졌다. 1990~97년 사이에 증가한 임금근로자를 기준으로 남성은 64.4%가 상용직이었으나 여성

은 39.3%만이 상용직이었다. 따라서 고용형태의 측면에서 1990년대 여성 경제활동의 양적인 증가가 질적 개선으로 이어지는 데 미흡하였다고 할 수 있다.

열째, 30세 미만 청년층 여성은 임금근로 및 상용직의 비중이 높은 편이다. 그러나 30세 이상의 여성 취업자들은 자영업자이나 무급가족종사자의 비중이 상대적으로 높으며, 임금근로자로 취업하더라도 대부분 임시·일용직에 종사하고 있다. 2001년 9월의 경우 전체 여성 취업자 중 30~40대가 49.3%이나 되지만 30대의 18.5%와 40대의 11.0%만이 상용직 임금근로자이다.

열한 번째, 산업별로 제조업 취업자는 1991년을 정점으로 취업자 비중 뿐만이 아니라 취업자의 절대수도 감소하였다. 이러한 현상은 남녀 모두에게 발견되지만 여성의 감소폭이 더욱 큰 것으로 여겨진다. 1990~2001년 사이에 줄어든 제조업 취업자의 78.9%가 여성으로 나타났다.

열두 번째, 농림수산업 및 제조업 취업자의 감소는 서비스업 취업자의 증가를 의미한다. 서비스업에 종사하는 여성 취업자의 비중이 급격히 증가하여 1990년 51.5%이었던 서비스업 종사자 비중은 2001년 71.4%에 이르렀다. 이러한 ‘여성의 서비스산업 집중화 현상’은 특히 도소매·음식숙박업, 사업 및 개인서비스업에서 뚜렷이 나타나, 2001년 9월의 경우 여성 취업자의 34.8%가 도소매·음식숙박업에 종사하고 있다.

열세 번째, 1990년대 중반 이후 전문·기술·행정관리직의 취업자 비중이 증가하였다. 고임금·고생산성의 직종으로 간주되는 이들 직종에서 여성보다는 남성의 증가 속도가 빠른 것으로 나타났다. 즉 1993~99년의 기간 중 전문·기술·행정관리직에 종사하는 남성은 36.1% 증가하였으나 여성은 증가폭이 25.8%에 불과하다. 같은 전문·기술·행정관리직이라도 여성은 보건의료(준)전문가와 교육(준)전문가 등 일부 직종에 편중되어 있다.

열네 번째, 그동안 여성의 경제활동참가율이 높아졌다고는 하나 아직도 선진국의 수준에는 크게 못 미친다. 2000년 한국의 15~64세 여성인구의 경제활동참가율은 51.8%이었으나 OECD의 평균치는 61.3%로 거의 10%포인트 차이가 나고 있다. 이러한 차이는 남성의 경우 한국 76.9%,

OECD 평균치 81.1%로 4.2%포인트의 격차가 나고 있는 것과 대비되며, 그동안의 노력에도 불구하고 여성 인력의 활용이라는 측면에서 아직도 선진국 수준에는 크게 미흡함을 보여준다.

이상과 같이 1990년대 여성 경제활동의 변화와 추이를 분석함과 동시에 경제활동인구 조사 원자료(raw data)를 사용하여 여성 실업자의 특성을 실증적으로 분석하였으며, 주요한 결과는 다음과 같다.

첫째, 실업자 중 남성과 여성의 비율은 약 2대 1로 남성이 훨씬 많다. 이는 전체 취업자의 41.6%(2001년)가 여성이라는 점과 대비되며, 실직한 여성이 실업상태에서 적극적 구직활동을 하기보다는 비경제활동상태로 머물러 있을 가능성이 남성보다 높다는 점을 반영한다.

둘째, 학력별로는 외환위기를 거치면서 중졸 이하 저학력 여성 실업자의 비중이 높아졌다. 이는 저학력 여성 실업자의 증가폭이 상대적으로 높았기 때문으로, 고학력 여성 실업자의 숫자가 감소한 것은 아니다. 외환위기로 인하여 저학력 여성의 고용불안이 심화된 반면, 생계 목적 등의 취업욕구는 강하여 이들 계층의 실업자가 큰 폭으로 증가하였다.

셋째, 생계목적으로 취업할 필요성이 상대적으로 적은 고학력 여성의 경우 취업이 힘들거나 실직시 적극적 구직활동을 하기보다 실망실업자 또는 비경제활동인구화될 가능성이 높다.

넷째, 외환위기 이전 여성 실업자의 절반 이상이 20대 청년층이었다. 그러나 외환위기로 인해 30~40대 여성의 실업이 급증하면서 20대 청년층 실업자의 비중이 크게 낮아졌다. 이는 30~40대 여성의 고용불안이 상대적으로 심각하였기 때문이기도 하지만, 가구경제의 악화로 인해 생계 목적으로 취업하여야 할 필요성이 높아진 것에 기인한다.

다섯째, 외환위기 이전에는 여성 실업자 중에서 가구주 미혼자녀의 비중이 가장 높아 40%대를 유지하였다. 그러나 외환위기 이후에는 30~40대 여성 실업자의 증가와 맞물려 배우자의 비중이 급증하였다.

여섯째, 과거에는 여성 실업자 중 자발적 이직자의 비중이 70%대를 넘었으나 외환위기를 기점으로 정리해고 등 비자발적 사유로 인한 실업자의 비중이 크게 증가하였다. 구체적으로 1997년 9월 24.7%에 불과하였던 비자발적 여성 실업자의 비중은 1년 뒤인 1998년 9월 63.5%로 뛰어올랐

으며, 2001년 9월에도 42.6%를 유지하여 여전히 외환위기 이전의 수준을 회복하고 있지 못하다.

일곱째, 여성 실업자 중 전직 임시·일용직 종사자의 비중은 1990년대에 지속적으로 증가하여 왔고, 그 결과 전직 임시·일용직 여성 실업자의 비중도 증가하였다. 또한 여성 취업자의 40% 정도가 비임금근로자임에도 불구하고 실업자 중 전직 비임금근로자의 비중은 20%를 넘지 못하고 있다. 이는 비임금근로자의 경우 실직시 비경제활동인구가 될 가능성이 높거나 또는 실직의 위험성이 임금근로자보다 상대적으로 낮을 가능성을 반영한다.

여덟째, 여성 실업자의 전 직장 산업분포를 살펴보면 산업별 취업자 비중과 여성 실업자의 비중이 서로 엇비슷하게 움직이고 있으나 도소매 및 음식·숙박업에 종사하였던 여성 실업자의 비중은 취업자 비중보다 높은 편이다. 여성 실업자의 전 직장 직종분포를 분석하여도 서비스·판매직에 종사하였던 실업자가 가장 커다란 비중을 차지하고 있다. 이는 이들 산업 및 직종에서의 고용불안이 상대적으로 심각하다는 점을 제기한다.

이상과 같은 데이터의 기초분석 및 외국과의 비교 결과 1990년대 이후 여성 고용의 양은 확대되었으나 아직도 선진국의 여성 경제활동참가율 수준에는 크게 못 미치고 있으며, 고용의 질적 개선이 매우 미흡하다고 결론을 내릴 수 있다. 또한 M자형 연령대별 경제활동참가율의 분포가 상당히 개선되었지만 아직도 20~34세 기혼여성의 경제활동참가율이 40%대 초반에 머물러 이들 연령층의 경력단절이 여전함을 알 수 있다.

1997년 말의 외환위기로 인해 남성보다는 여성, 여성 중에서도 저학력·저임금·저기능·임시·일용직 일자리 여성들의 고용사정이 크게 악화되었으며, 4년이 경과한 2001년에도 외환위기의 충격을 완전하게 극복하지 못하고 있다. 외환위기의 과정을 거치면서 30~40대 주부들의 실업이 급증하였고, 여성 취업자의 평균 연령이 증가하는 등의 현상이 발견되었다. 이러한 현상은 외환위기의 충격에 대응하기 위해 생계형 여성 경제활동이 증가하였기 때문이기도 하지만, 베이비붐 세대의 중·장년화, 한 사람의 소득으로 불충분한 가구소비, 노동시장 불안정성의 증대와 같은 근본적이고 장기적인 노동시장의 변화 추세를 반영하는 것으로 여겨진다.

## 제3장

## 여성 경제활동의 환경변화와 전망

## 제1절 국내총생산(GDP)과 인구 전망

미래의 경제성장률에 대한 한국개발연구원(2001)의 예측에 따르면, 2020년까지의 잠재성장률은 구조조정의 성공 여부에 따라 2001~2010년까지는 연평균 4.4~5.1%의 성장잠재력을 보이게 되며, 2011~2020년까지의 10년 동안은 연평균 3.3~4.1%의 성장을 기록할 것으로 추정된다.

또한 인구는 2000년 7월 1일 현재 4,700만 8,000명으로 향후 2013년에 5,000만 명을 돌파한 후 2020년에 5,065만 명에 달할 것으로 기대되고 있

<표 3-1> 잠재성장률 및 성장요인 전망: 2000~2020년

	1971~ 80	1981~ 90	1991~ 2000	2001~2010		2011~2020	
				고성장	저성장	고성장	저성장
실질성장률	7.6	9.1	5.7				
불규칙요인	-0.6	1.1	-1.0				
잠재성장률	8.2	8.0	6.7	5.1	4.4	4.1	3.3
요소투입	5.2	4.5	3.4	2.4	2.2	1.9	1.7
노동투입	3.1	2.6	1.5	0.3	0.3	0.2	0.2
자본투입	2.1	2.0	1.9	2.1	1.9	1.7	1.5
생산성 증가	3.0	3.5	3.4	2.7	2.2	2.2	1.6
규모의 경제	1.5	1.7	1.5	0.9	0.7	0.7	0.5
자원재배분	0.9	0.8	0.7	0.6	0.5	0.4	0.3
기술진보	0.6	1.1	1.2	1.2	1.0	1.1	0.8

다(통계청, 2001. 11). 그러나 인구성장률은 2000년의 0.71%에서 2010년 0.38%로 지속적인 감소 추세를 보이다가 2023년부터는 부(-)의 인구 성장률로 인구의 절대수가 감소하게 된다. 이러한 인구추세에 따라 여성 인구도 2000년의 2,334만 1,000명에서 2010년에는 2,466만 2,000명, 2020년 2,527만 3,000명 수준에 이를 것이다.

남녀간 성비는 출생 성비의 안정 및 노령화의 진전으로 인해 현재의 101.4에서 점차 하락하여 2020년에 100.4의 값을 보일 것으로 예상된다. 그러나 남아 선호에 따라 성비가 왜곡된 젊은 연령층의 영향으로 핵심노동력인 15~64세 인구의 성비는 계속 높아질 전망이다. 이들 연령층의 성비는 2000년 103.3, 2010년 104.8, 2020년 105.4로 예상되고 있다.

## 제2절 경제활동참가율 및 취업자수<sup>1)</sup>

인구의 증가에도 불구하고 경제성장에 따른 인력수요의 증대로 인해 취업자수 및 경제활동참가율은 향후 완만하게나마 증가할 것으로 예상되는데 18~64세 여성의 경제활동참가율은 2000년의 55.1%에서 2005년 56.3%, 2020년에는 59.8% 수준에 달할 것이다. 이에 따라 취업자수도 지속적으로 늘어 2020년에는 971만 3,000명을 기록하게 된다. 취업자수의 추정을 위해서는 경제활동참가율 및 실업률의 추정이 필요하다. 이의 추정 방법 및 추정 결과에 대하여는 <부록 1>과 <부록 2>를 참조할 수 있다.

1990년대에는 여성이 취업자수의 증가를 주도하였으나 2000년대에는 취업자수의 증가폭이 남녀 비슷할 것이다. 그 주된 이유는 남아 선호에 의해 성비가 왜곡되어 태어난 세대가 경제활동에 참가하기 때문이다. 즉 <표 3-2>와 <표 3-3>에서 18~64세 여성 인구는 2000년에서 2010년까지 87만 5,000명이 증가하나, 남성은 117만 6,000명이 증가한다. 이에 따

1) 여기에서의 추계값은 통계청이나 한국노동연구원의 공식적 전망이 아니며, 필자의 개인적 추계일 뿐이다.

<표 3-2> 18~64세 여성 인구, 경제활동참가율<sup>2)</sup>, 실업률 및 취업자수 전망  
(단위: 천명, %)

	인 구	경제활동참가율	실업률	취업자수
2000	16,580	55.1	3.4	8,267
2005	16,956	56.3	3.0	8,773
2010	17,455	58.0	2.8	9,294
2015	17,708	59.1	2.9	9,657
2020	17,503	59.8	3.1	9,713

주: 인구는 15~64세 인구임.

<표 3-3> 18~64세 남성 인구, 경제활동참가율, 실업률 및 취업자수 전망  
(단위: 천명, %)

	인 구	경제활동참가율	실업률	취업자수
2000	15,984	80.6	5.0	12,273
2005	16,619	82.6	4.1	13,187
2010	17,160	83.8	4.2	13,798
2015	17,623	83.5	4.3	14,118
2020	17,628	83.8	4.3	14,164

주: 인구는 15~64세 인구임.

라 경제활동참가율의 상승폭은 여성이 크지만 취업자수의 증가율은 남녀 간 별다른 차이가 없게된다.

### 제3절 여성 근로자의 고령화

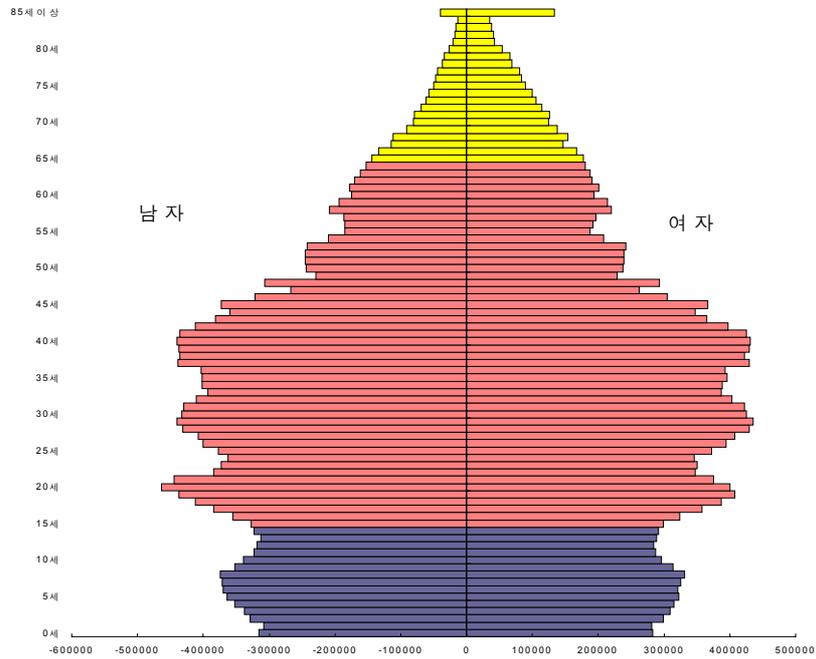
[그림 3-1]과 같이 우리나라의 연령별 인구구조는 항아리형으로, 전후 베이비붐 세대인 30~45세까지의 청·장년층이 두텁게 분포되어 있다. 이에 대하여 만혼 경향 및 출산율 감소와 같은 이유로 고등학생 이하의

2) 남녀 모두 경제활동참가율은 2004~2005년경에나 외환위기 이전의 수준으로 회복될 가능성이 높다. 특히 2001년의 경제성장률이 낮을 것으로 전망되어 경제활동참가율이나 고용률(=취업자수/15세 이상 인구)은 앞으로도 얼마간 1997년의 수준을 회복하기 어렵다.

인구는 상대적으로 적은 편이다. 특히 20세 미만의 인구는 15세까지 매년 급속하게 줄어드는 추세를 보인다. 이러한 인구구조에 따라 2000년대에는 인구와 함께 취업자의 고령화가 가속될 것으로 예상된다.

구체적으로 <표 3-4>에서 20대 청년층의 비중은 2000년의 17.5%에서 지속적으로 하락하여 2010년 13.9%, 2020년 13.0%로 낮아질 것이다. 30대의 비중도 지속적으로 감소하여 2000년의 18.1%에서 2010년 16.4%, 2020년 13.5%로 낮아지게 된다. 반면 65세 이상 고령자의 비중은 2000년의 7.2%에서 2010년에는 11.0%로 높아지고 2020년에는 15.0% 수준에 도달할 것으로 전망되고 있다. 여기서 문제는 청소년 인구 비중의 하락이 젊은층의 절대 인구수의 감소를 수반하고 있다는 점이다. 즉 30대의 경우 인구비중의 하락과 더불어 절대인구수도 줄어들어, 2000년에서 2010년 사이에 4.5%(852만 1천명 → 813만 6천명)가 감소하고, 2020년에는 683만

[그림 3-1] 인구피라미드: 2000. 11. 1 기준



자료: 통계청, 『2000년 인구주택총조사 전수집계 결과(인구부문)』, 2001. 9.

&lt;표 3-4&gt; 연령대별 총인구의 전망: 2000~2020년

(단위: 천명, %)

	2000	2005	2010	2015	2020
15~19세	3842(8.2)	3096(6.4)	3456(7.0)	3174(6.3)	2719(5.4)
20~24세	3854(8.2)	3822(7.9)	3081(6.2)	3440(6.8)	3160(6.2)
25~29세	4353(9.3)	3829(7.9)	3799(7.7)	3063(6.1)	3420(6.8)
30~34세	4248(9.0)	4340(9.0)	3819(7.7)	3790(7.6)	3057(6.0)
35~39세	4273(9.1)	4223(8.7)	4317(8.7)	3802(7.6)	3774(7.5)
40~44세	4020(8.6)	4223(8.7)	4180(8.4)	4277(8.5)	3769(7.4)
45~49세	2921(6.2)	3961(8.2)	4170(8.4)	4134(8.2)	4233(8.4)
50~54세	2366(5.0)	2868(5.9)	3901(7.9)	4112(8.2)	4083(8.1)
55~59세	2006(4.3)	2302(4.7)	2805(5.7)	3823(7.6)	4034(8.0)
60~64세	1817(3.9)	1913(3.9)	2212(4.5)	2710(5.4)	3701(7.3)
65세 이상	3395(7.2)	4366(9.0)	5302(11.0)	6337(12.6)	7667(15.0)

주: ( ) 안의 값은 전체 인구에서 해당 연령층이 차지하는 비중임.

자료: 통계청, 『장래인구추계 보도자료』, 2001. 11.

1,000명의 수준으로 2000년 대비 19.8%의 감소율을 보일 것이다.<sup>3)</sup>

30대 이하 인구의 비중 및 절대수의 감소는 필연적으로 40대 이상의 인구비중 및 절대수의 증가를 초래한다. 40대 인구의 비중 및 숫자는 2010~2015년경까지 증가하였다가 다시 감소하는 역U자의 형태를 보이는 반면, 50대 이상의 인구는 그 비중 및 숫자 모두 지속적인 증가세를 보일 것으로 전망된다.

이와 같은 인구구조의 변화는 남녀 모두 공히 적용된다. <표 3-5>와 같이 여성 인구에서 15~29세 인구의 비중은 2000년의 25.0%에서 2010년 19.8%, 2020년 17.3%로 낮아지고, 반대로 50세 이상의 비중은 2000년의 22.5%에서, 2010년에는 31.2%으로 증가할 것이다. 특히 2020년에는 전체 여성 인구의 40.5%가 50세 이상일 것으로 예상된다.

이처럼 급속하게 진행되는 고령화에 따라 우리나라 인구의 고령화지수(=100×65세 이상 인구/15세 미만 인구)는 [그림 3-2]와 같이 2000년의

3) 20대 청소년층의 절대 인구수도 2000년에서 2010년의 10년 동안 16.2%(820만 7,000명 → 688만 명)가 줄어들며, 2020년에는 658만 명으로 2000년 대비 19.8%의 감소율을 기록할 전망이다.

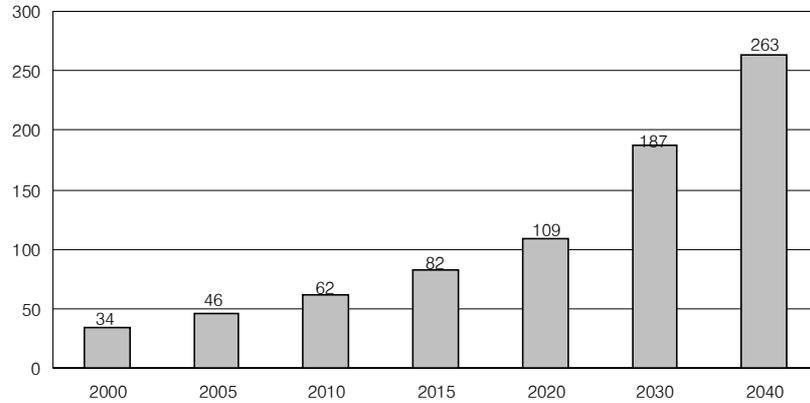
<표 3-5> 연령대별 여성 인구의 전망: 2000~2020년

(단위: 천명, %)

	2000	2005	2010	2015	2020
15~19세	1855(7.9)	1463(6.1)	1614(6.5)	1502(6.0)	1300(5.1)
20~24세	1865(8.0)	1839(7.6)	1451(5.9)	1600(6.4)	1490(5.9)
25~29세	2121(9.1)	1853(7.7)	1829(7.4)	1443(5.8)	1592(6.3)
30~34세	2071(8.9)	2114(8.8)	1849(7.5)	1825(7.3)	1440(5.7)
35~39세	2093(9.0)	2065(8.6)	2109(8.5)	1844(7.4)	1821(7.2)
40~44세	1975(8.5)	2077(8.6)	2050(8.3)	2094(8.4)	1832(7.2)
45~49세	1438(6.2)	1962(8.1)	2063(8.4)	2038(8.1)	2083(8.2)
50~54세	1172(5.0)	1428(5.9)	1949(7.9)	2051(8.2)	2027(8.0)
55~59세	1025(4.4)	1156(4.8)	1411(5.7)	1928(7.7)	2029(8.0)
60~64세	965(4.1)	998(4.1)	1130(4.6)	1382(5.5)	1890(7.5)
65세 이상	2095(9.0)	2621(11.0)	3125(13.0)	3672(15.0)	4377(17.0)

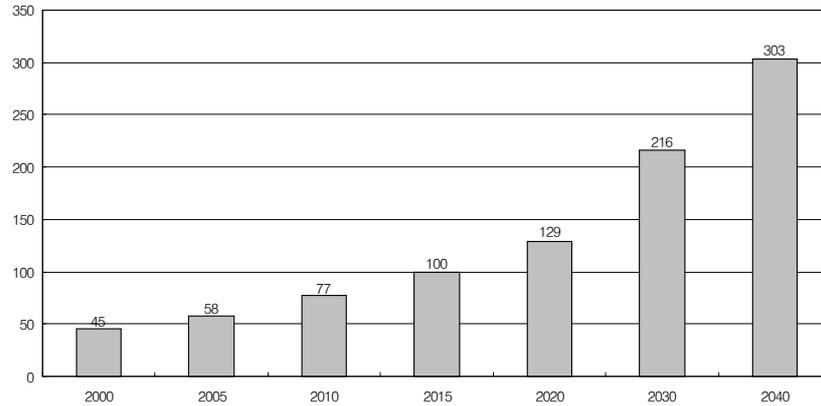
주: ( ) 안의 값은 전체 여성 인구에서 해당 연령층이 차지하는 비중임.  
 자료: 통계청, 『장래인구추계 보도자료』, 2001. 11.

[그림 3-2] 고령화지수의 추이: 전체 인구



34에서 출발하여 20년 뒤인 2020년에는 109로 100을 넘어서며, 2040년에는 263에 달할 것으로 전망된다. 여성의 고령화는 더욱 속도가 빨라 2015년에 이미 고령화지수 100에 도달하고 2040년에는 303의 값을 보일 것으로 추정된다(그림 3-3 참조).

[그림 3-3] 고령화지수의 추이: 여성



&lt;표 3-6&gt; 연령대별 여성 취업자수 전망

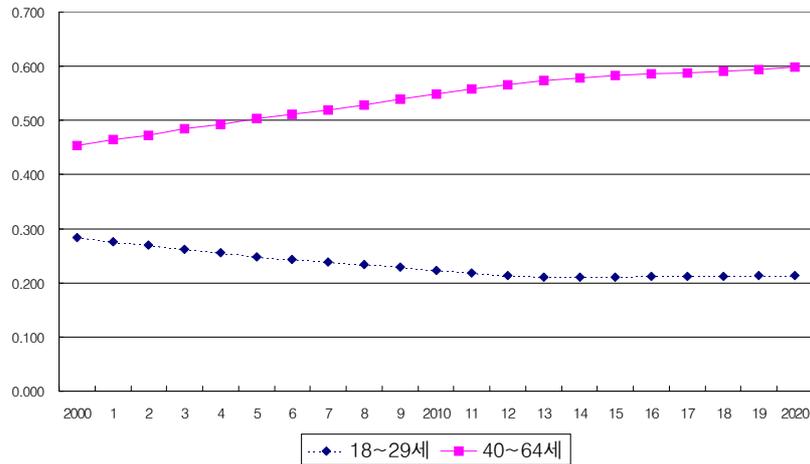
(단위: 천명, %)

	2000	2005	2010	2015	2020
18~19세	190( 2.3)	171( 2.0)	189( 2.0)	183( 1.9)	162( 1.7)
20~24세	1047(12.7)	1038(11.8)	861( 9.3)	973(10.1)	915( 9.4)
25~29세	1140(13.8)	996(11.4)	1034(11.1)	852( 8.8)	967(10.0)
30~34세	977(11.8)	1020(11.6)	921( 9.9)	934( 9.7)	757( 7.8)
35~39세	1206(14.6)	1189(13.6)	1237(13.3)	1090(11.3)	1079(11.1)
40~44세	1216(14.7)	1272(14.5)	1307(14.1)	1359(14.1)	1198(12.3)
45~49세	909(11.0)	1213(13.8)	1297(14.0)	1299(13.5)	1344(13.8)
50~54세	635( 7.7)	834( 9.5)	1167(12.6)	1256(13.0)	1268(13.0)
55~59세	512( 6.2)	588( 6.7)	758( 8.2)	1067(11.0)	1141(11.8)
60~64세	434( 5.3)	453( 5.2)	522( 5.6)	645( 6.7)	882( 9.1)

주: ( ) 안 값은 해당 연령대의 비중(%).임.

급속한 고령화는 여성의 취업에 영향을 미쳐 20대 여성 취업자의 절대 숫자는 2010년대 중반까지 지속적으로 감소하고 여성 취업자 전체에서 차지하는 비중도 [그림 3-4]와 같이 계속 줄어든다. <표 3-6>에서 20대 여성의 취업자수는 2000년 218만 7,000명(26.5%)이었으나 이는 2010년경 189만 5,000명(20.4%) 수준으로 13.4%가 감소하고, 2020년에는 188만

[그림 3-4] 18~29세와 40~64세 여성 취업자의 비중



2,000명(19.4%)을 기록할 전망이다. 20대 여성 취업자수는 2000년에서 2010년 사이에 집중적으로 감소하는 반면, 30대는 2010년에서 2020년 사이에 집중적으로 하락할 것이다<sup>4)</sup>.

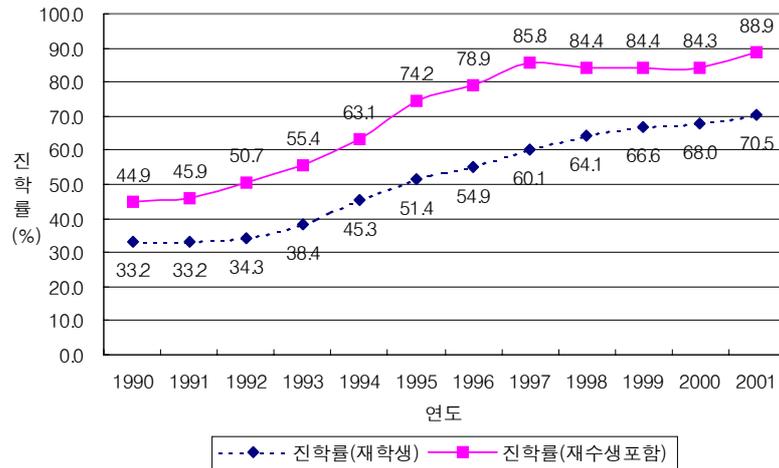
취업자에서 30대 이하 젊은 여성이 차지하는 비중 및 숫자가 줄어드는 것과는 반대로 45세 이상의 취업자는 그 숫자와 비중이 모두 증가하며, 특히 50~64세 여성 취업자수는 2020년까지의 20년 동안 급격하게 늘어났다. 이에 따라 18~64세 취업자에서 50세 이상의 비중은 2000년의 19.2%(158만 1,000명)에서 2010년에는 26.4%(244만 7,000명)로 높아지고, 2020년에는 33.9% (329만 1,000명)를 기록할 전망이다.

### 제4절 여성의 고학력화

현재에도 [그림 3-5]와 같이 고졸자의 85% 정도가 전문대학 및 4년제

4) 30대 여성 취업자수의 감소는 2000년에서 2010년의 10년 동안 1.1%(218만 3,000명 → 215만 8,000명)에 불과하지만 다음 10년 동안에는 14.9%(215만 8,000명 → 183만 6,000명)의 커다란 감소율을 보이게 될 전망이다.

[그림 3-5] 대학 진학률(전문대 이상)



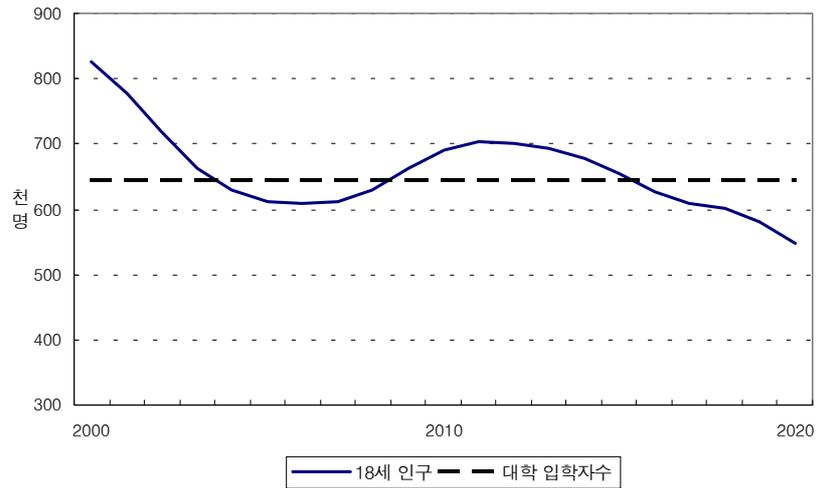
자료: 교육부, 『교육통계연보』, 각년도.

대학에 진학하고 있으며, 이러한 현상은 향후에도 학령인구 감소로 인하여 지속될 것으로 전망된다. 2000년의 대학 입학자수는 64만 4,000명(전문대 318천 명, 4년제 대학 326천 명)으로 입학 정원의 변화가 없다면 [그림 3-6]과 같이 2004년부터는 18세 인구보다 입학 정원이 많다. 2009년에서 2015년의 기간에는 다시 18세 인구가 입학 정원을 초과하지만 2016년 이후 또 한 차례 역전현상이 발생할 전망이다.

또한 4년제 대학의 정원이 불변이고 학생들이 전문대보다 4년제 대학을 우선적으로 선택한다고 할 때, 2000년에는 18세 인구의 39.4%가 4년제 대학에 진학할 수 있었으나 2005년에는 53.4%, 2010년 47.2%, 2015년 49.7%, 2020년 59.6%가 이론적으로 4년제 대학에 진학 가능하여 인구의 절반 정도가 4년제 대학에 다니게 될 것이다.

여성의 경우, 과거에는 소수의 여성만이 대학에 진학하였다. 그 결과 2000년 당시 40세 이상 여성 인구 중 4년제 대학 졸업 여성은 10% 미만에 그쳤다. 그러나 여성에 대한 고등교육의 기회가 확대되고 성별 격차가 완화되면서 고등교육을 받은 여성의 비중이 증가하여 20~24세의 33.6%와 25~29세의 25.4%가 4년제 대학을 졸업하거나 재학중이다.

[그림 3-6] 2000년도 대학 입학자수와 18세 인구의 추이: 2000~2020



<표 3-7> 인구 중 대학 재학 또는 졸업인구의 비중: 2000년

(단위: %)

	전문대 이상 졸업/재학 비중			4년제 대학 이상 졸업/재학 비중		
	여성	남성	전체	여성	남성	전체
15~19세	19.1	20.4	19.8	10.4	11.6	11.0
20~24세	61.1	66.9	64.1	33.6	40.9	37.5
25~29세	44.5	51.8	48.2	25.4	33.3	29.4
30~34세	33.6	45.8	39.8	21.1	31.5	26.3
35~39세	24.2	40.9	32.6	16.1	29.4	22.8
40~44세	14.3	31.4	23.0	9.6	22.6	16.2
45~49세	9.9	23.1	16.6	6.9	17.7	10.2
50~54세	7.2	18.7	13.3	5.2	15.1	8.2
55~59세	4.6	16.0	10.2	3.4	13.3	6.5
60~64세	2.6	14.2	8.0	1.9	11.8	5.0

자료: 통계청, 『2000년 인구주택총조사 전수집계결과(인구부문)』, 2001. 9

<표 3-7>에서 20대의 3분의 1과 30대의 4분의 1 정도가 4년제 대학을 졸업하거나 재학중이며, 고등교육의 범위를 전문대로 넓혔을 때에는 20대의 절반 정도가 대학을 졸업하거나 재학중인 것으로 나타나고 있다. 이

러한 고학력화 현상이 계속된다면 2010년에는 20대의 대부분이 적어도 전문대 이상의 학력을 지니게 될 것이며, 30대도 절반 정도는 전문대 이상의 학력을 지니게 될 것이다. 대학에 입학한 여학생들 모두가 졸업한다고 가정하면 매년 14만~15만 명 정도의 4년제 대학 졸업 여성들이 발생하게 된다. 이러한 변화는 청년층의 고학력 여성의 수급불일치를 가져올 위험성을 제기한다. 즉 청년층 여성의 대부분은 (준)전문직이나 사무직과 같은 고임금·고기능·고용안정의 1차 노동시장에 취업하기를 희망할 것이나 현실적으로 이러한 일자리의 공급은 제한되어 있다.

### 제5절 산업구조의 변화

한국개발연구원(2001)은 산업구조에 대하여 지식집약화와 경제의 서비스화가 진척되면서 GDP에서 차지하는 농림수산업과 제조업의 비중은 낮아지는 반면, 서비스업의 비중은 지속적으로 높아질 것으로 전망하고 있다. 서비스 부문에서도 산업 전반의 지식집약화와 세계화, 소득수준의 향상, 금융자산의 축적, 정보통신 인프라의 구축 등에 의해 금융, 의료, 보건, 디지털 콘텐츠, 사업서비스 등의 발전이 현저할 것으로 예상한다(표 3-8과 표 3-9 참조). 한편 여성 취업자가 집중되어 있는 도소매 및 음식·숙박업이 GDP에서 차지하는 비중은 감소하는 것으로 나타나고 있다.

강순희 외(2000)도 한국개발연구원의 전망과 유사한 결과를 제시하고 있다. 2010년까지의 전망 결과 농림수산업에서는 향후 빠른 속도로 취업자수가 감소할 것으로 전망하고 있으며, 제조업에서 취업자수는 소폭 상승하나 취업자 비중은 중장기적 하락추세를 이어갈 것으로 판단하고 있다. 또한 서비스업에서는 운수·창고·통신업과 금융·보험·부동산에서의 취업자 증가 속도가 빠를 것으로 예상하였다.<sup>5)</sup>

5) 그러나 한국개발연구원이 도소매 및 음식·숙박업의 취업자 비중이 하락할 것으로 전망하고 있는 반면, 강순희 외(2000)는 증가를 전망하여 이에 대해서는 서로 상충된다.

<표 3-8> 취업구조 및 국내총생산 전망

(단위 : %)

	취업구조				국내총생산(GDP)			
	1990	2000	2010	2020	1990	2000	2010	2020
고성장 시나리오								
농림수산업	18.7	9.9	7.2	5.3	9.3	4.6	2.7	1.8
제조업	26.9	20.4	20.8	21.0	29.2	28.8	27.7	26.2
건설·SOC	7.8	8.4	9.0	8.5	13.8	15.3	15.4	15.1
서비스업	43.2	58.3	59.9	62.3	43.6	46.9	49.9	53.1
저성장 시나리오								
농림수산업	18.7	9.9	7.1	5.4	9.3	4.6	2.8	1.9
제조업	26.9	20.4	19.7	18.9	29.2	28.8	27.2	25.6
건설·SOC	7.8	8.4	9.7	9.3	13.8	15.3	16.2	16.1
서비스업	43.2	58.3	60.4	63.2	43.6	46.9	49.7	52.5

자료 : 한국개발연구원(2001).

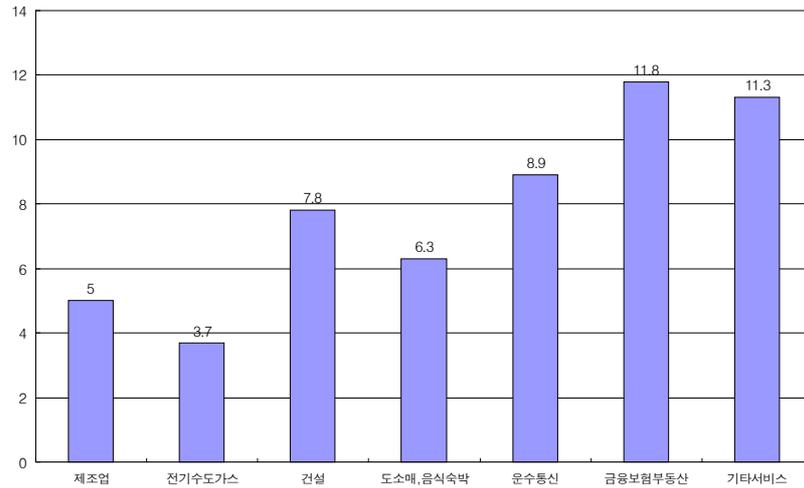
<표 3-9> 서비스부문 내 구조변화

(단위 : %)

	취업구조				국내총생산(GDP)			
	1990	2000	2010	2020	1990	2000	2010	2020
고성장 시나리오								
도소매, 숙박·음식	21.7	26.8	23.5	22.6	12.9	11.4	10.8	10.2
운수·보관·통신	5.1	6.0	6.8	6.5	6.7	7.7	7.8	7.8
금융·보험·부동산	4.2	8.8	10.1	11.5	12.2	13.7	15.3	16.9
사회·개인서비스	12.1	16.8	19.5	21.7	11.8	14.1	16.0	18.2
저성장시나리오								
도소매, 숙박·음식	21.7	26.8	24.5	23.8	12.9	11.4	10.8	10.3
운수·보관·통신	5.1	6.0	6.7	6.8	6.7	7.7	7.9	7.9
금융·보험·부동산	4.2	8.8	10.0	11.3	12.2	13.7	15.1	16.5
사회·개인서비스	12.1	16.8	19.3	21.2	11.8	14.1	15.8	17.8

자료 : 한국개발연구원(2001).

[그림 3-7] 산업 대분류별 5년간 고용증가율: 2000~2005



자료: 강순희 외(2000).

이들은 1999년 말 2,192개 사업체를 대상으로 인적자원관리 및 인력수요 전망을 조사하였다. 그 결과 사업체들은 금융·보험·부동산업의 취업자 증가가 가장 클 것으로 응답하였다(그림 3-7 참조).

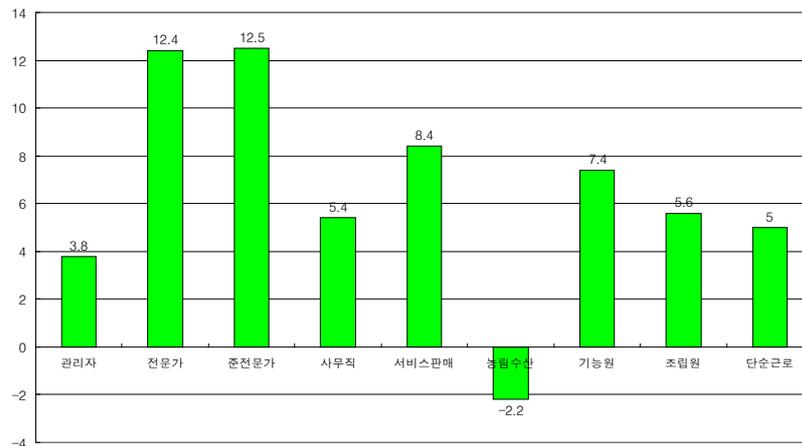
여성의 측면에서 분석해 볼 때, 향후 취업비중이 증가할 것으로 예상되는 산업은 대부분 남성 집중 산업이라는 문제점이 있다. 여성 근로자의 70.9%가 8개의 산업에 집중되어 있는데, 가장 많은 여성이 취업하고(2001년 9월 317만 명) 있는 도소매 및 음식·숙박업에서의 취업비중이 점차 낮아질 뿐만 아니라 성장할 것으로 기대되는 금융·보험업에서도 여성의 일자리는 감소할 것으로 기대된다. 특히 보험산업의 발전에 따라 여성이 대부분인 보험모집원의 숫자가 향후 큰 폭으로 축소될 전망이다. 맞벌이 부부의 증대에 따라 가사서비스업이나 교육서비스업, 보건 및 사회복지 사업 분야에서의 증가는 여성의 취업기회 확대에 공헌할 것이나 이들 산업에서의 여성 고용규모는 2001년 9월 128만 명으로 여성 취업자의 14.0%에 지나지 않는다. 따라서 여성이 남성 집중 산업에 얼마만큼 진출하는가가 향후 여성 경제활동참가율 및 취업자수 증가에 상당한 영향을 미칠 것으로 판단된다.

### 제6절 취업구조의 변화

취업구조 가운데서는 서비스산업이 취업자의 증가를 주도할 것으로 여겨진다. 한국개발연구원(2001)의 전망에 따르면 농림수산업 종사자의 비중은 취업자의 고령화와 신규인력의 부족으로 인해 지속적으로 감소하게 된다. 제조업의 취업비중은 성장 시나리오에 따라 달라져 고성장 시나리오에서는 소폭 증가하는 반면, 저성장 시나리오에서는 감소한다. 서비스 산업은 사회·개인서비스와 금융·보험·부동산 및 기업서비스가 고용 증가를 주도하여 취업자수뿐만 아니라 취업비중도 증가시킨다. 그러나 도소매 및 음식·숙박업에서의 취업비중은 감소하는 추세를 보여 2000년의 26.8%에서 2010년 23.5%, 2020년 22.6%로 낮아질 것이다.

강순희 외(2000)는 1990년대와 마찬가지로 2000년대에도 전문·기술·행정관리직의 비중이 지속적으로 증가하는 반면, 농림어업직 종사자의 비중은 감소하는 것으로 예상하였다. 또한 여성이 집중되어 있는 단순노무

[그림 3-8] 직업 대분류별 5년간 고용증가율: 2000~2005



자료: 강순희 외(2000).

&lt;표 3-10&gt; 성장 20대 직업(10인 이상 상용근로자 기준)

(단위: 천 명, %)

	직업명	현재	5년 후	증가 인원	증가율	교육요건	훈련요건
2132	컴퓨터 프로그래머	33,411	46,209	12,798	38.3	4.4	6.8
2131	컴퓨터시스템 설계가 및 분석가	14,527	19,701	5,174	35.6	5.3	7.1
7221	대장원, 단조원 및 단조기근로자	5,799	7,863	2,065	35.6	2.7	6.2
3111	화학 및 자연과학기술공	5,741	7,535	1,794	31.3	3.8	6.2
4114	계산기 조작원	4,176	5,461	1,285	30.8	3.0	5.0
3141	선박기술자	5,733	7,415	1,682	29.3	3.3	8.0
7311	정밀기구제조원 및 수리원	4,255	5,489	1,234	29.0	2.7	5.5
2359	달리 분류되지 않은 기타 교육전문가	3,980	5,121	1,141	28.7	3.9	6.0
3411	증권, 금융취급인 및 중개인	34,848	44,262	9,414	27.0	4.5	5.0
7141	건물도장원 및 관련근로자	8,835	11,103	2,268	25.7	2.1	5.4
2331	초등교육교사	7,488	9,379	1,892	25.3	5.0	6.0
3122	컴퓨터 조작원	15,320	19,152	3,832	25.0		
2139	달리 분류되지 않은 컴퓨터 전문가	9,290	11,583	2,293	24.7	5.3	7.7
2446	사회사업전문가	4,968	6,152	1,184	23.8	5.0	6.2
7242	전자설비원	13,623	16,447	2,825	20.7	3.3	6.1
3114	전자 및 전기통신공학기술공	33,106	39,964	6,857	20.7	4.1	7.3
7137	건축 및 관련전기원	7,795	9,346	1,551	19.9	3.2	6.3
3415	기술 및 상업판매대리인	99,941	119,688	19,747	19.8	3.5	5.6
3119	달리 분류되지 않은 자연과학 및 공학기술공	11,370	13,570	2,200	19.4	4.0	5.7
7243	전자정비원 및 수리원	16,908	19,929	3,021	17.9	3.1	6.3

자료: 강순희 외(2000).

직의 근로자도 그 비중이 하락할 것으로 전망하였다. 또한 사업체를 대상으로 조사한 직업별 취업자수의 증가율 전망을 보면, [그림 3-6]과 같이 전문가 및 준전문가의 증가 속도가 가장 빠르게 나타나고 있다. 이에 대하여 여성들이 집중적으로 종사하고 있는 사무직이나 서비스·판매직 등은 평균 수준의 취업자 증가율을 보여 여성의 고용 확대가 이루어지기 위해서는 전문가 및 준전문가 분야에의 고용 확대가 중요함을 시사한다.

더 나아가 강순희 외(2000)는 향후 5년간(2000~2005년) 성장이 가장 급속도로 이루어질 직업 20개를 조사하였다(표 3-10 참조). 20개의 성장

직업 중 여성 친화적 직업으로 ① 컴퓨터 프로그래머, ② 컴퓨터 시스템 설계가 및 분석가, ⑤ 계산기 조작용, ⑧ 기타 교육전문가, ⑪ 초등교육교사, ⑫ 컴퓨터 조작용, ⑬ 기타 컴퓨터 전문가, ⑭ 사회사업 전문가 등 8개 직업을 들 수 있다.

### 제7절 지식기반산업, 세계화와 여성 인력

디지털경제로 대변되는 지식기반산업의 대두에 따라 새로운 인력양성의 필요성과 인력수급의 불균형 문제가 초래되고 있다. 또한 경제의 지속적 성장에 인적자원의 중요성이 증대하고 있다. 경제정책 수립에 인적자원은 자본·기술과 함께 핵심적 생산요소가 되었다. 개발경제 시대와 같이 언제든지 필요에 따라 인력을 채용할 수 있는 것이 아니며, 더불어 인력의 자격·기술 요건이 크게 높아지고 있다. 이는 필요한 인력의 양성에 상당한 기간과 비용이 소요된다는 점을 시사한다. 따라서 산업수요에 부응하는 인력양성이 미흡할 경우 이는 구조적 실업(또는 미취업)의 문제와 함께 경제의 성장잠재력을 저해하는 요인이 된다.

정보통신 등의 기술발전은 경제의 거의 모든 분야에 지대한 영향을 끼쳤으며 1990년대 경제성장의 원동력으로 작용하였다. 이러한 기술발전에 따라 정보통신 등 지식기반산업과 관련된 직업의 성장이 활발하게 이루어졌으며, 산업 및 직업구조의 현저한 변화가 목격되었다.

우리나라에서 지식기반산업<sup>6)</sup>의 확대는 직접적으로 취업구조의 변화를 초래하였고, 지식기반산업에 취업한 근로자수 및 그 비중은 1990년대에 걸쳐 지속적인 증가세를 보여 왔다. <표 3-11>과 <표 3-12>에서 지식기반산업 취업자 비중은 1993년의 남성 20.2%, 여성 25.3%에서 1999년에는 남성 23.6%, 여성 27.9%로 각각 높아졌다. 동 기간 취업자수도 남성이 24.0% 증가한 반면, 여성은 22.5% 증가하였다. 1993~99년 6년 동안의 전

6) 지식기반산업의 정의에 대하여는 강순희 외(2000)를 참조할 수 있다.

&lt;표 3-11&gt; 산업별 취업자 구성비의 변화와 추이: 남성

(단위: 천명, %)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
제조업	2,883(28.8)	2,942(28.3)	3,035(28.1)	2,972(26.9)	2,885(25.9)	2,552(24.1)	2,535(23.9)
서비스업	7,117(71.2)	7,442(71.7)	7,787(71.9)	8,077(73.1)	8,275(74.2)	8,037(75.9)	8,094(76.2)
지식기반산업	2,019(20.2)	2,102(20.3)	2,260(20.9)	2,373(21.5)	2,456(22.0)	2,460(23.2)	2,504(23.6)
지식기반제조업	646( 6.5)	679( 6.5)	755( 7.0)	758( 6.9)	753( 6.8)	667( 6.3)	665( 6.3)
지식기반서비스업	1,372(13.7)	1,422(13.7)	1,504(13.9)	1,615(14.6)	1,703(15.3)	1,792(16.9)	1,838(17.3)

자료: 강순희 외(2000).

&lt;표 3-12&gt; 산업별 취업자 구성비의 변화와 추이: 여성

(단위: 천명, %)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
제조업	1,793(27.9)	1,770(26.2)	1,762(25.0)	1,719(23.5)	1,596(21.2)	1,345(19.5)	1,420(19.9)
서비스업	4,632(72.1)	4,978(73.8)	5,286(75.0)	5,595(76.5)	5,937(78.8)	5,557(80.5)	5,715(80.1)
지식기반산업	1,623(25.3)	1,711(25.4)	1,866(26.5)	1,959(26.8)	2,057(27.3)	1,989(28.8)	1,988(27.9)
지식기반제조업	319( 5.0)	304( 4.5)	324( 4.6)	332( 4.5)	308( 4.1)	289( 4.2)	302( 4.2)
지식기반서비스업	1,304(20.3)	1,406(20.8)	1,542(21.9)	1,627(22.3)	1,749(23.2)	1,699(24.6)	1,685(23.6)

자료: 강순희 외(2000).

체 취업자의 증가율이 남성 3.7%, 여성 6.8%이었던 점을 감안할 때 지식기반산업 그 중에서도 지식기반서비스업을 중심으로 일자리가 창출되었음을 알 수 있다.

지식기반산업이 일자리 창출을 주도한 과거의 경향은 향후에도 계속될 전망이다. <표 3-13>과 <표 3-14>는 1999년의 실태조사 시점에서 향후 5년 동안 사업체<sup>7)</sup>들이 바라보는 근로자수의 전망치를 보여주고 있다(강순희 외, 2000 참조). 기업체들은 향후에도 지식기반산업이 고용 창출을 주도할 것으로 기대하고 있으며, 서비스업의 경우 지식기반산업 내에서도 하이테크서비스업에서 고용 증대가 현저할 것으로 예견하였다.

7) 노동부의 「1999년도 노동력수요동향조사」를 기준으로 전국에서 선정한 2,192개 사업장을 대상으로 1999년 10월 실태조사를 실시하였다.

<표 3-13> 지식집약도에 따른 산업별 근로자수 전망(10인 이상 상용근로자 기준)  
(단위: 천명, %)

		1999	2004	증가율	고용 기여율
		인 원	인 원		
제조업	지식기반제조업	641 ( 12.8)	702 ( 13.1)	9.4	15.9
	일반 제조업	1,530 ( 30.6)	1,580 ( 29.4)	3.3	13.2
서비스업	지식기반서비스업	1,217 ( 24.4)	1,358 ( 25.3)	11.6	37.2
	일반 서비스업	1,606 ( 32.2)	1,735 ( 32.3)	8.0	33.8
전 체		4,995 (100.0)	5,375 (100.0)	7.6	100.0

주: ( )안의 숫자는 구성비임.  
자료: 강순희 외(2000).

<표 3-14> 지식집약도에 따른 서비스업 근로자수 전망(10인 이상 상용근로자 기준)  
(단위: 천명, %)

			1999	2004	증가율	고용 기여율
			인 원	인 원		
서비스업	지식집약 서비스업	하이테크서비스업	274 ( 9.7)	320 ( 10.4)	16.9	17.2
		기타 지식집약서비스업	943 ( 33.4)	1,038 ( 33.6)	10.1	35.2
	소 계		1,217 ( 43.1)	1,358 ( 43.9)	11.6	52.4
서비스업	일반 서비스업	SOC관련 서비스업	309 ( 11.0)	331 ( 10.7)	7.2	8.2
		기타 서비스업	1,297 ( 46.0)	1,403 ( 45.4)	8.2	39.4
	소 계		1,606 ( 56.9)	1,735 ( 56.1)	8.0	47.6
전 체			2,823 (100.0)	3,093 (100.0)	9.5	100.0

주: ( )안의 숫자는 구성비임.  
자료: 강순희 외(2000).

또한 논의의 범위를 좁혀 정보통신관련 산업<sup>8)</sup>에 종사하는 취업자수의 전망치를 살펴보면 <표 3-15>와 같이 정보통신관련 산업의 취업자수는 2000년의 77만 8,000명에서 2010년에는 32.4%가 증가한 103만 1,000명이 될 것으로 전망된다(강순희·권남훈 외, 2001). 이 기간 중 총취업자수

8) 정보통신산업의 분류에 대해서는 <부표 5>를 참조할 수 있다.

&lt;표 3-15&gt; 정보통신관련 산업 취업자수의 전망치

(단위: 명)

	1995	1998	2000	2005	2010
사무계산 회계용기기 제조업	74,250	77,719	90,028	96,815	104,296
영상음향 및 통신장비 제조업	210,202	220,023	254,869	274,083	295,262
통신업	138,000	158,000	177,000	225,906	275,521
정보처리 및 기타	54,000	106,000	143,000	176,985	203,321
컴퓨터운용관련업	174,000	194,000	227,000	263,158	305,082
영화방송공연	87,000	97,000	113,500	131,579	152,541
정보통신기기	284,452	297,743	344,897	370,898	399,558
통신 및 방송	225,000	255,000	290,500	357,484	428,062
소프트웨어	54,000	106,000	143,000	176,985	203,321
전 체	563,452	658,743	778,397	905,367	1,030,942

자료: 강순희·권남훈 외(2001).

는 약 12~13% 증가할 것으로 예견되고 따라서 취업자 증가는 정보통신 관련 산업이 주도하게 될 것이다.

직업별로도 정보통신 직업<sup>9)</sup> 종사자가 취업자 증가를 이끌 것으로 여겨진다. <표 3-16>에서 나타난 바와 같이 정보통신 직업 종사자는 2000년에서 2005년의 5년 동안 연평균 4.8%의 고성장을 이룰 것으로 기대된다. 특히 컴퓨터 전문직과 중저급 컴퓨터 관련직에서의 수요 증가가 주목된다.

이처럼 1990년대 및 향후의 고용 창출은 정보통신산업 등 지식기반산업이 주도하고 있으며, 여성의 경우 이러한 분야의 진출 기회는 다른 분야에 비해 상대적으로 유리한 것으로 판단된다. 그러나 이러한 기술 및 산업구조의 변화가 고용, 특히 여성 취업에 미치는 영향은 긍정적이지만은 않다.

정보통신 등을 중심으로 한 기술혁신의 결과 동일한 생산을 위한 필요 인력이 감소하고 과잉인력의 원인이 되었다. 핵심 기술·기능 인력의 경우에는 요구되는 기능·기술이 높아지는 상승효과가 발생하였고, 그 결

9) 정보통신 직업의 범위에 대해서는 <부표 6>을 참조할 수 있다.

&lt;표 3-16&gt; 정보통신 직업 종사자의 전망

(단위: 명)

	1995	2000	2005	2000~2005 연평균 성장률
정보통신 직업 종사자	867,590	1,257,235	1,588,057	4.8%
컴퓨터 전문직	127,483	205,438	297,513	7.7%
중저급 컴퓨터 관련직	114,752	190,492	264,936	6.8%
전자 및 통신기술직	167,597	152,207	159,740	1.0%
생산, 조작 및 정비직	351,538	545,066	642,480	3.3%
기타 정보통신 관련직/관리직	106,219	164,032	223,388	6.4%

자료: 강순희·권남훈 외(2001).

과 이들에 대한 인적자원 투자가 증가하고, 보수도 높아지는 결과를 일반적으로 관찰할 수 있다. 그러나 여성 인력의 대다수가 속하고 있는 주변부(boundary) 단순 기술·기능 인력의 업무는 새로운 기술로 대체될 수 있는 대체효과가 발생하고 있다. 이들의 수요는 감소하는 경향이 나타나고 있으며, 이는 근로자간 임금(소득)격차가 확대되는 하나의 요인으로 작용하고 있다.

또한 국민소득이 1만 달러가 넘으면서 저부가가치산업에서 고부가가치 산업으로의 산업구조의 고도화가 요구되었다. 그러나 IMF 외환위기를 거치면서 산업정책의 부재현상이 발생하였고, 산업 구조조정이 급속히 진행되었다. 그 결과 사양산업의 붕괴가 지나치게 빠른 속도로 나타났을 뿐만 아니라 지켜야 할 산업도 기반이 약해지는 현상이 나타났다. 그 결과 광범위한 구조조정과 함께 인력의 과다 해고 가능성이 있고, 우선적 해고의 대상으로 여성이 선정될 위험성이 있다.

그리고 지식기반사회에서 여성의 역할이 높아질 것이라는 기대가 일반적이다. 정보통신 등 지식기반산업의 일자리들이 여성 친화적 성격을 지니고 있고, 따라서 여성 진출 기회가 증가할 것이라는 예상이다. 고학력·고생산성의 일부 여성 근로자와 지식기반산업에 진출한 여성 근로자들은 자신의 위치와 역할을 발견할 수 있을 것이나 대부분의 여성 근로자

들은 주변부 인력화하면서 세계화 및 기술진보의 희생양이 될 위험성에 처해 있다. 현재 여성 근로자의 대부분은 임시·일용직으로 일부 직종 및 산업에 집중되어 있으며, 이들 직종이나 산업이 새로운 지식기반산업사회에서 성장산업이라고 하기 어렵다. 또한 고학력·고생산성의 여성이라고 하더라도 성차별 관행에 의해 이들 성장산업 및 직업에의 진입이 제한될 때 지식기반산업으로 대표되는 새로운 경제환경 아래에서 여성이 자신의 능력을 발휘하고 정당한 대우를 받을 수 있는 기회는 쉽게 찾아오는 것이 아니다.

이와 함께 세계화는 기업간·국가간 경쟁의 심화를 초래하였으며, 기업환경은 수시로 변화한다. 이에 대처하기 위해 인력운용의 유연화가 요구되며, 기업 구조조정의 상시화로 고용불안이 증가하게 된다. 경쟁 심화로 기업은 잉여인력을 더 이상 고용하거나 유지할 수 있는 여력이 제한되었다. 이와 함께 제품수요와 환경변화에 신속히 대처하기 위해 전문가뿐만 아니라 모든 직종에 걸쳐 지식근로자의 수요가 증대된다. 또한 조직구조도 과거의 수직적 조직구조에서 수평적 조직구조로 변화하여 제품수요와 시장환경의 변화에 신속한 대응을 위해 노력하고, 계약제, 도급제, 재택근무 등 고용 및 근무형태의 유연화가 추진되고 있다. 승진·급여체계도 연공·서열형에서 능력·실적형으로 이행되고 능력급의 비중이 확대되며, 팀제·연봉제·실적급제 등의 다양한 급여제도가 활성화될 것이다.

이러한 세계화의 영향은 여성의 고용에도 상당한 영향을 미칠 것으로 판단된다. 경쟁의 심화로 인해 노동비용에 대한 기업의 민감도는 증가하게 되고, 그 결과 기업은 여성의 고용에 따른 추가적 비용을 부담하면서까지 여성을 고용할 여력이 감소할 것이다. 세계화 자체가 여성의 경제활동을 확대하는 힘으로 작용하는 것은 아니며, 여성 고용에 따른 추가 비용을 기업에게 전가할 경우 기업은 도리어 여성 고용을 회피할 유인이 증가한다. 이러한 상황 아래에서 여성의 고용 확대를 위해서는 여성 고용에 따른 추가 비용을 사회화함과 동시에 여성의 경쟁력 및 생산성을 향상시키려는 노력이 필요하다.

### 제8절 자영업 노동시장의 변화 가능성

우리나라는 외국의 선진국과 비교하여 취업자 중 비임금근로자(자영업자+무급가족종사자)의 비중이 상당히 높은 상황이다(그림 3-9 참조). 비임금근로자의 비중은 1990년대 초반까지 급속하게 감소하였는데 이는 자영업자가 대부분인 농림어업 종사자의 급감에 주로 기인하였다(그림 3-10 참조).

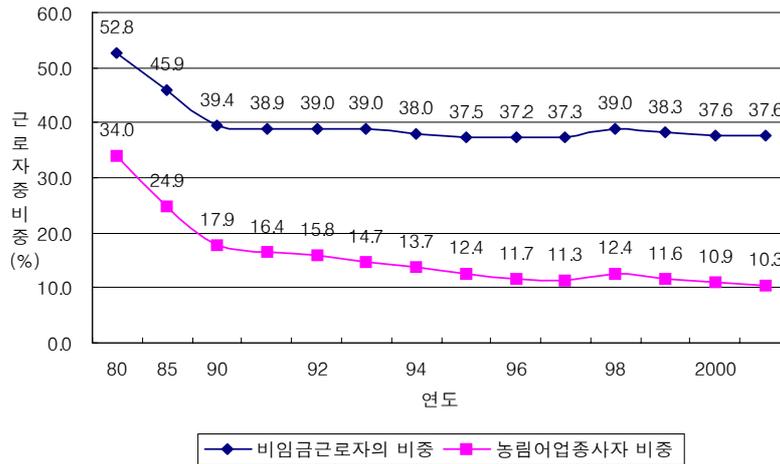
그러나 제2장의 [그림 2-7]과 [그림 2-8]과 같이 1990년대 중반 이후 비농림어업 부문에서 비임금근로자, 특히 자영업자의 비중이 다소 증가하는 현상을 보였으며 이의 증가는 남성이 주도하였다. 이러한 현상은 외환위기의 과정에서 직장을 떠난 중·장년층 임금근로자의 상당수가 자영업자로 새 출발한 것을 감안하더라도 나타나고 있으며, 그 원인으로 기술혁신과 지식기반산업의 확대와 같은 변화로 벤처기업 등의 확대와 더

[그림 3-9] 근로자 중 비임금근로자의 비중: 2000년



자료: OECD, *OECD Employment Outlook*, 2001.

[그림 3-10] 농림어업종사자와 비임금근로자 비중의 추이

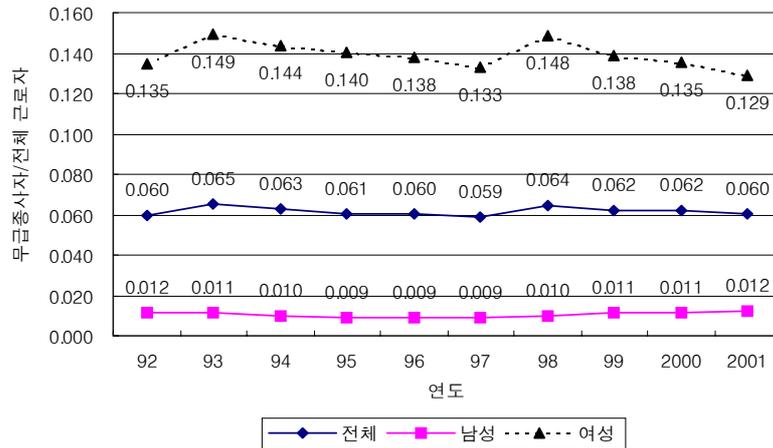


자료: 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도.

불어 보험대리인, 프리랜서 등과 같은 근로자와 자영업자의 중간에 있는 새로운 고용형태의 증가를 들 수 있다. 또한 임금근로자로서의 미래에 대한 불안감도 자영업의 증가에 기여한 것으로 여겨진다.

자영업의 경우 생산성이 낮기 때문에 정규직 임금근로자로 취업을 못하고 어쩔 수 없이 자영업에 종사하게 되는 저능력자군과, 생산성이 높고 인적자본이 많이 축적되어 자영업을 통해 소득을 극대화할 수 있는 고능력자군의 둘로 구성되어 있다(금재호·조준모, 2000b). 특히 1990년대 중반 이후 정보통신의 발전, 기업조직의 유연화, 산업구조의 변화 등으로 자영업 종사자가 증가하였으며, 이들의 상당수는 전문적인 지식과 능력을 지닌 고능력자로 판단된다. 그동안 우리나라의 자영업은 실업률을 낮추는 완충기능을 하고 있었고, 음식·숙박업, 도소매업 등에 종사하는 자영업자의 상당수는 불완전 취업상태에 놓여 있었다. 저능력 자영업자가 주로 집중되어 있는 음식·숙박업, 도소매업 등의 서비스 부문에서는 대형화와 경쟁의 심화 등으로 인해 기존의 소규모 자영업자들은 경쟁력을 상실해 가고 있으며, 그 결과 상당수의 자영업자들은 소득으로 생계를 유지하기 어려운 상태에 처하거나 또는 임시·일용직 근로자로 전환되어

[그림 3-11] 비능 취업자 중 무급가족종사자 비중의 추이



자료 : 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도.

노동시장의 변동리에 머물게 될 가능성이 높다. 이에 따라 잠재적 실업자들을 흡수하여 고용 및 실업 문제를 완화시키는 자영업의 완충기능은 축소되고 불완전고용 및 실업 문제가 가시화될 위험성이 높아진다.

이러한 자영업의 문제는 여성에게 더욱 심각할 가능성이 높다. 비임금 근로인 여성은 전체 여성 근로자의 39.2%로 이 중에서도 절반 정도는 무급가족종사자이다(그림 3-11 참조). 여성 자영업자의 대부분은 도소매, 음식·숙박업을 중심으로 영세한 규모를 벗어나지 못하고 있으며, 경쟁이나 경제환경의 변화에 취약하다. 따라서 향후 자영업 취업자의 비중 감소가 발생한다면 이는 영세한 여성 자영업자에게 더욱 큰 타격이 될 것이며, 이들이 도시빈민화되어 빈곤에 빠지고, 복지의 대상이 될 가능성을 배제하기 어렵다.

### 제9절 소 결

이 장에서는 각종 자료를 이용하여 여성 노동시장의 환경변화와 미래

를 전망하고, 이것이 여성의 경제활동에 끼칠 영향력에 대하여 분석하였다. 노동시장의 환경변화로 인해 여성의 경제적 지위가 향상될 것이라는 기대가 일반적이거나 본고의 분석 결과는 시장의 환경변화가 여성의 경제활동에 긍정적 영향만을 미치는 것이 아니며, 여성의 경제활동참가율은 높아지겠지만 성별 격차의 확대, 여성 근로자의 2차 노동시장 집중·고착화, 실망실업자의 증가, 그리고 빈곤을 증가시킬 위험성을 제기하고 있다. 이 장에서의 주요 내용을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 과거의 추세 데이터와 함께 경제성장률, 인구증가율 등 거시전망치를 이용하여 여성의 연령대별 경제활동참가율과 실업률을 전망한 결과 18~64세 여성의 경제활동참가율은 2000년의 55.1%에서 2005년 56.3%, 2010년 58.0% 등으로 상승할 것으로 기대된다. 한편 실업률은 2000년의 3.4%에서 2005년 3.0%, 2010년 2.8% 등으로 낮아질 것이며, 이러한 결과 취업자수도 2000~2010년 사이에 100만 명 이상 증가할 것으로 추정되었다. 1990년대와 마찬가지로 경제활동참가율은 여성이 주도하지만 남아 선호에 의해 성비가 왜곡되어 태어난 세대가 경제활동에 참가하기 때문에 취업자수의 증가폭은 남녀 비슷할 것으로 여겨진다. 이러한 전망치는 2001년에 발표된 한국개발연구원(KDI)의 장기전망치에 바탕을 둔 것이며, 경제성장률이 기대보다 높을 경우 여성의 경제활동참가율 및 취업자수는 이보다 빠른 속도로 늘어날 것이다.

둘째, 베이비붐 세대의 중·장년화와 급속한 고령화로 인해 취업자 평균 연령의 고령화 현상이 나타날 것이다. 특히 고령화의 속도는 남성보다 여성이 빨라 2015년에 이미 고령화지수 100에 도달하게 되며, 고령화에 따라 20대 여성 취업자의 비중 및 절대숫자는 2010년까지 지속적으로 감소할 전망이다.

셋째, 2000년 현재 20대 여성의 3분의 1과 30대 여성의 4분의 1 정도가 4년제 대학을 졸업하거나 재학중이며, 지속적인 고학력화로 인해 2010년에는 20대 여성의 대부분과 30대의 절반 이상이 전문대 이상의 학력을 지니게 될 것이다. 그 결과 청년층 여성 노동시장에서의 학력별 수급불일치가 심각할 가능성이 높다. 더욱이 청년층 고학력자가 희망하는 (준)전문직 등 1차 노동시장의 일자리가 충분치 못하고, 일자리가 있더라도 남성

이 우선적으로 채용된다면 고학력 여성은 2차 노동시장에 하향 취업할 수밖에 없거나 아니면 구직포기자가 될 위험성이 제기된다.

넷째, 향후에도 농림수산업과 제조업의 GDP 비중은 낮아지는 반면, 서비스업의 비중은 높아질 것이다. 그러나 서비스업 중에서 여성 취업자가 집중되어 있는 도소매, 음식·숙박업의 비중은 감소하며, 남성 취업자의 비중이 상대적으로 높은 운수·창고·통신업과 금융·보험·부동산업의 비중이 증가할 전망이다. 이러한 GDP 비중의 변화는 산업별 취업자의 구성비에도 그대로 적용되어 향후 여성 경제활동참가율 및 취업자수 증가에 여성이 남성 집중 산업에 얼마나 진출하는가에 의해 영향을 받게 된다.

다섯째, 직종의 측면에 있어서도 2000년대에는 1990년대와 마찬가지로 전문·기술·행정관리직의 비중이 지속적으로 증가할 것으로 예상된다. 한편 여성이 집중되어 있는 단순노무직의 비중은 하락하며, 사무직이나 서비스·판매직 등은 평균 수준의 취업자 증가율을 보여 여성의 고용확대를 위해서는 전문·기술·행정관리직 분야의 진출 확대가 요구된다.

여섯째, 지식기반사회에서 여성의 역할이 높아질 것이라는 기대가 일반적이다. 그러나 고학력·고생산성의 일부 여성 근로자와 지식기반산업에 진출한 여성 근로자들은 자신의 위치와 역할을 발견할 수 있을 것이나 대부분의 여성 근로자들은 주변부 인력화하면서 세계화 및 기술진보의 희생양이 될 위험성에 부딪치고 있다. 여성 임금근로자의 대부분은 임시·일용직으로 일부 직종 및 산업에 집중되어 있으며, 이들 직종이나 산업이 새로운 지식기반산업사회에서 성장산업이라고 하기 어렵다. 더불어 고학력·고생산성의 여성이라고 하더라도 성차별적 관행에 의해 성장산업 및 직업에의 진입이 어려울 때, 여성이 자신의 능력을 발휘하고 정당한 대우를 받을 수 있는 기회는 제한된다.

일곱째, 세계화로 인한 기업간 경쟁의 심화로 기업은 잉여인력을 더 이상 고용하거나 유지할 수 있는 여력이 제한되었다. 경쟁의 심화로 인해 노동비용에 대한 기업의 민감도는 증가하게 되고, 그 결과 기업은 여성의 고용에 따른 추가적 비용을 부담하면서까지 여성을 고용할 여력이 감소할 것이다. 세계화 자체가 여성의 경제활동을 확대하는 힘으로 작용하는

것은 아니며, 여성 고용에 따른 추가 비용을 기업에게 전가할 경우 기업은 도리어 여성 고용을 회피할 유인이 증가한다.

여덟째, 우리나라 비임금근로자의 비중은 선진국에 비해 매우 높은 특징을 보이고 있다. 여성 자영업자의 대부분은 도소매 및 음식·숙박업을 중심으로 영세한 규모를 벗어나지 못하고 있으며, 경쟁이나 경제환경의 변화에 취약하다. 따라서 규모의 대형화와 경쟁의 심화 등으로 자영업 취업자의 비중 감소가 발생한다면 이는 영세한 여성 자영업자에게 더욱 큰 타격이 될 것이며, 이들이 도시빈민화되어 임시·일용직을 전전하거나 빈곤에 빠져 복지수요의 대상이 될 가능성이 제기된다.

성차별에 대한 인적자본론적 가설은 성차별을 실시하는 기업의 이윤과 생산성은 그렇지 않은 기업보다 낮고 따라서 시장의 '보이지 않는 손'에 의해 성차별은 점차 해소될 것이라고 주장한다. 또한 많은 경제학자들은 21세기는 지식기반사회로 여성 친화적 직업의 성장과 함께 인력부족 현상으로 인해 과거의 성분리 및 성차별은 시장의 힘에 의해 완화될 것이라는 견해를 피력한다. 그러나 예상되는 미래의 환경변화가 여성의 경제활동을 활성화시키는 것만은 아니며, 경제활동참가율은 높아지더라도 취업의 질 측면에서 개선이 어려울 위험성이 높다. 특히 20대의 청년층 여성의 경우 취업 자체는 쉬우나 고임금·고기능·고용안정의 전문직 일자리로 진출하기는 여전히 어려울 가능성이 있다. 고학력화로 고생산성·고임금의 (준)전문직에 대한 노동력 공급은 급증하나 노동력 수요는 제한적이라면, 성분리의 구조 아래 여성을 우선적으로 배제하는 현상이 발생하고 이러한 현상은 성분리 구조를 더욱 강화하는 방향으로 작용한다. 따라서 고학력 여성의 실망실업이 증대하고 자포자기형 취업포기 등과 같은 현상이 나타난다. 또한 하향 취업을 하더라도 미래의 기대소득이 낮고 경력의 축적에 따른 승진 및 임금 상승의 가능성이 낮아 자발적 경력단절로 이어질 가능성이 있다.

이처럼 여성 경제활동의 증가에도 불구하고 1차 노동시장은 남성이, 2차 노동시장은 여성이 차지하는 현재의 성분리 구조가 지속되며, 여성의 1차노동시장 진출이 비합리적 요인에 의해 제한된다면 이는 인적자원의 효율적 양성과 활용을 저해하고 국가경쟁력을 떨어뜨리게 될 것이다. 정

책적 측면에서 여성 고용의 양과 질의 개선을 위해서는 보육서비스의 지원뿐만 아니라 여성 고용에 따른 추가 비용을 사회화함과 동시에 여성의 경쟁력 및 생산성을 향상시키려는 노력이 필요하다. 또한 여성의 진출을 가로막는 비합리적 요인을 식별하여 제거하려는 노·사·정 공동의 노력이 요구된다.

## 제4장 성차별과 직종분리 및 임금격차

### 제1절 성차별의 이론과 현상

#### 1. 인적자본론적 가설

그동안 성차별에 관한 경제학의 기본적 가정은 임금, 직업, 고용형태의 성별 격차는 차별(discrimination)의 결과가 아니라 선호도(preferences)와 기능(skill)의 차이에서 발생한다는 것이다. 차별은 선호도와 기능의 차이로 설명하지 못하는 잔여 요소(residual difference)로 간주되고 있었다. 이러한 측면에서 세 가지의 가설이 논의되어 왔다. 첫 번째는 성별 선호도의 차이로 성별 격차를 설명하는 것이다. 즉 남성과 여성은 직업에 대해 서로 다른 선호체계(preference system)를 가지고 있으며, 그 결과 경제활동참가율, 직종 및 임금에서의 격차가 발생한다는 가설이다. 이에 따르면 생계부양의 책임을 진 남성은 전일제(full-time) 직업을 선호하는 반면, 가사 및 양육을 책임진 여성은 시간제(part-time) 직업을 선호하여 그 결과 성별 임금격차가 발생한다는 주장이다. 그러나 이 설명은 성별 선호도의 차이가 발생하는 원인 및 과정에 대해 뚜렷한 근거를 제시하지 못하는 한계가 있으며, 하나의 대안적 설명은 딸이 남성 중심적 직업을 선택할 때 받게 될 차별 및 좌절의 위험성에 대응하여, 부모는 어렸을 때부터 딸

이 여성 친화적 직업을 선호하도록 교육시킨다는 것이다.

두 번째는 성별 비교우위(comparative advantage)의 차이에서 남녀간 격차가 발생한다는 주장이다. 즉 남성은 힘 쓰는 일에, 여성은 가사노동에 비교우위가 있으며, 이에 따라 가정 내에서 남편과 아내 간의 역할 분담이 이루어진다는 Becker 또는 Mincer류의 가설이다. 인적자본투자이론의 결론 중 하나는 예상취업기간이 짧은 근로자일수록 인적자본투자의 기대수익률이 낮다는 것으로 출산과 양육, 가사에 오랜 시간을 투입하여야 할 여성의 경우 인적자본투자의 기대수익이 남성보다 낮다. 이에 따라 여성의 고등교육 진학률이 낮을 뿐만 아니라 이는 변호사, 의학, 회계사, 엔지니어 등 장기간 투자하여야 할 분야에 여성의 진출이 적은 원인이며, 직종간 성별 분리와 함께 성별 임금격차를 발생시킨다. 이 가설에 따르면 출산율의 저하, 미혼여성의 증가, 이혼의 증대와 같은 사회적 현상들은 성별 비교우위를 약화시키고 여성의 경제활동 및 남성 중심적 직업에의 여성 진출을 확대시킬 것으로 기대된다. 또한 육체적 힘이 중시되는 직업의 쇠퇴와 여성 친화적 직업의 대두도 여성의 진출을 촉진시킬 것이다.

세 번째는 사전적(pre-market) 인적자본투자의 차이로 남녀간 격차를 설명하려는 노력이다. 예상취업기간이 짧은 근로자일수록 인적자본투자의 기대수익률이 낮다는 이론에서 출발하여 일생 동안 전일제(full-time) 근로자로 일할 경우 - 일반적으로 남성 - 인적자본투자의 수익률이 높다. 이에 따라 출산, 육아, 가사 등의 이유로 노동시장에서의 기대활동기간이 짧은 여성에 대한 사전적 인적자본투자가 상대적으로 낮고 이는 성별 격차를 발생시킨다.

이러한 이론들은 서로 밀접하게 연계되어 있으며, 성에 대한 사회적 가치체계가 중요한 역할을 하고 있음을 인정한다. 그러나 노동시장에서의 성차별이 사전적 인적자본투자, 선호도(많은 경우 부모와 교사를 통하여) 및 비교우위에 영향을 끼친다는 점이 간과된 점을 지적할 수 있다.

## 2. 성차별의 이론

### 가. 차별의 정의

차별은 물리적(physical) 또는 물질적(material)으로 동일한 생산성(equal productivity)을 지니고 있지만 인종, 성 등 관찰 가능한 특성의 차이에 따라 불평등하게 대우받는 상태로 정의할 수 있다. 여기에서 불평등(unequal)이라 함은 동일한 서비스에 대해 다른 임금을 받거나 또는 같은 임금하에서 다른 업무의 수행을 요구받는 상황으로 판단된다. 차별에 대한 Cain(1986)의 논의에 따르면, 아래와 같은 임금방정식에서 만약  $\alpha \neq 0$ 이라면 성차별이 존재하는 것으로 판단할 수 있다.

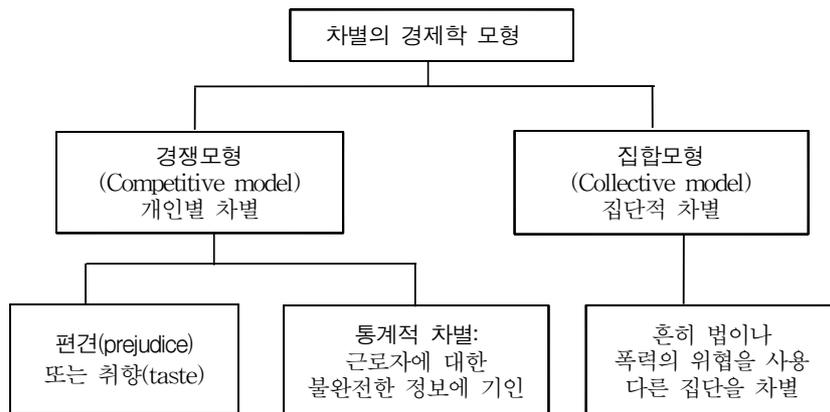
$$Y = X\beta + \alpha Z + \varepsilon$$

$Y$  : 임금

$X$  : 생산성을 결정하는 외생변수

$Z$  : 성별

그러나 문제는  $X$ 와  $\beta$ 가 외생적이지 않다는 것이다. 기술의 변화는  $\beta$  값을 변동시킨다. 예를 들어 군사기술의 발달로 육체적 힘의 중요성이 하락한다면 여군의 전투력은 상대적으로 향상될 것이며, 이는  $\beta$  값을 변화시



키고 성차별을 완화하는 방향으로 작용한다. 또한 차별의 세대간 전이 문제가 있다. 부모세대의 차별은 낮은 교육수준을 통하여 자식세대의 교육수준을 낮게 만든다. 즉 과거의 차별은 다음 세대에 부정적 영향을 끼친다. 이를 사전적 차별(pre-labor market discrimination)이라고 하며, 이러한 차별은 지속적·장기적 성향을 지닌다. 더불어 특정 직업에의 취업이 힘들 것으로 판단하여 여성이 그 직업 수행에 필요한 인적자원투자를 소홀히 한다면 이도 차별의 한 형태로 간주할 수 있다.

#### 나. 편견에 의한(taste-based) 차별

차별은 크게 직접적 차별과 간접적 차별로 나눌 수 있으며, 직접적 차별은 위의 그림과 같이 다시 개인적 차별과 집단적 차별로 구분된다. 성차별에서 가장 중요시되는 개인적 차별은 편견에 의한 차별과 통계적 차별로 재분류된다. 편견에 의한(taste-based) 차별은 Becker(1971)의 모형에서 출발하고 있다. Becker는 고용주의 효용(utility)이 이윤뿐만 아니라 여성 근로자의 숫자에 의해 결정되는 모형을 설정하고, 이 경우 여성은 채용에 있어서 차별을 받게 된다는 것을 이론적으로 증명하였다. 이 모형에서 여성의 노동공급보다 노동수요가 적다면 임금차별이 발생하며, 여성은 자신의 생산성보다 낮은 임금을 받게 된다.

이러한 Becker의 모형은 성별 직종분리(occupational segregation)를 설명하는 이론으로 쉽게 확장될 수 있다. 이러한 확장은 고용주의 효용이 여성이 어떤 직종·직무에 종사하는가에 달려 있다고 가정함으로써 가능하다. 예를 들어 여성이 핵심적 업무를 담당하고 있을 때 고용주가 부(-)의 효용을 얻는다고 가정하면 Becker의 이론은 성별 직종분리이론으로 쉽게 전환될 것이다. Becker 모형의 결론 중 하나는 차별하는 고용주의 이윤이 비차별 고용주보다 낮다는 것이다. 이에 비차별 고용주의 사업이 확장되고 채용하는 여성의 수도 증가함에 따라 장기적으로는 성별 임금격차가 제거된다는 주장이다.

고용주의 편견에 의한 차별은 쉽게 피용자 차별 및 소비자 차별로 확대될 수 있다. 피용자 차별은 남성 근로자의 일부가 여성과 함께 일하기

를 싫어하는 상황이다. 이 경우 기업은 남성으로만 구성된 작업팀을 운용하거나 또는 여성으로만 구성된 작업팀을 운용하게 된다. 만약 여성과 남성이 함께 작업할 수밖에 없는 상황이라면 남성은 임금프리미엄을 요구한다. 소비자 차별은 편견을 지닌 소비자가 소수 인종(minority)의 근로자로부터 구매하는 것을 꺼리는 상황이다. 이 경우 편견을 지닌 소비자를 유인하기 위해서는 가격을 낮출 수밖에 없고 이로 인해 소수 인종의 임금 수준도 낮아지게 된다.

Coate and Loury(1993a)는 Becker의 논의를 발전시켜 편견에 의한 차별모형(taste-based discrimination model)을 제시하였다. 이 모형의 결론은 여성이 남성과 동일한 능력과 자격을 갖추고 있음에도 불구하고 사용주의 편견에 의해 남성만이 채용되거나 승진된다면 여성은 인적자본에 투자할 의욕을 상실하고, 그 결과 남녀간 인적자본의 격차가 확대·고착화된다는 점이다.

#### 다. 통계적 차별과 적극적 조치(affirmative action)의 효과

Phelps(1972)와 Arrow(1972)의 선구자적 연구 이래 차별에 관련된 이론적 연구의 대부분은 통계적 차별(statistical discrimination)에 맞추어져 왔다. 통계적 차별 이론의 출발점은 기업이 근로자의 생산성이나 이직 가능성에 대해 불완전한 정보를 가지고 있다는 가정이다. 불완전한 정보 때문에 기업은 성이나 인종과 같이 쉽게 관찰 가능한 근로자의 특성에 의거 채용, 승진, 보직, 임금수준 등의 결정을 내린다. 여기에는 성 또는 인종에 따라 생산성이 다르다는 과거의 통계적 관찰이 요구된다.

이러한 통계적 차별 이론은 'stereotype' 과 'precision of information' 두 가지로 크게 구분될 수 있다. stereotype의 접근은 특정 집단에 대한 기업의 사전적 믿음(prior belief-stereotype)이 채용과 임금수준 결정에 미치는 영향을 분석하고 있다. 대표적 이론으로 Coate and Loury(1993b)의 stereotype 모형을 들 수 있는데, 여기에서 기업은 우선 여성의 생산성이 남성보다 낮다는 사전적 믿음(stereotype or prior belief)을 가진다. 이러한 기업의 믿음은 여성의 인적자본투자에 부정적 영향을 주고, 기업의

믿음을 확인시키는 방향으로 작용한다. 이 모형은 여성과 남성이 초기에 동일한 능력을 지니고, 훈련비용이 같더라도 여성의 능력이 떨어진다는 기업의 인식이 현실화·실제화하여 그 결과 여성이 채용·승진 및 임금에서 차별을 받게 될 가능성을 제시하고 있다.

Coate and Loury(1993b)는 통계적 차별이 존재하는 상황 아래에서 적극적 조치(affirmative action)가 여성의 생산성에 대한 부정적 stereotype을 제거할 수도, 반대로 여성의 인적자본투자를 저해하여 부정적 stereotype을 지속시킬 수도 있다고 이론적으로 설명하고 있다.

적극적 조치의 부정적 효과는 다음과 같다. 적극적 조치에 따라 기업이 여성 고용의 목표치를 달성하여야 할 경우 기업은 여성에게 상대적으로 낮은 자격요건이나 생산성을 요구한다. 여성 근로자들은 자격이 미달되더라도 채용되거나 승진될 수 있기 때문에 인적자본에 대한 투자를 소홀히 할 동기가 발생(adverse selection problem이 발생)하며, 그 결과 남녀 간 능력의 불일치는 지속된다. 이는 여성의 생산성에 대한 기업의 부정적 인식을 고착화시키는 결과를 초래한다. 기업은 이 경우 적극적 조치에 의한 여성 고용을 규제에 의한 비용으로 이해하고 그 상태를 지속한다.

Coate and Loury는 이를 'patronizing equilibrium'이라고 명칭을 붙이고, 이 경우 적극적 조치를 영원히 계속할 수밖에 없다는 것을 지적하였다. 이들은 여성의 상대적 비율이 낮을수록 'patronizing equilibrium'이 나타날 위험성이 높아진다고 결론을 내리고 있다. 그러나 Altonji and Blank(1999)는 적극적 조치가 부정적 효과를 초래할 가능성은 Coate and Loury(1993a, b)가 제시한 것보다 실제로 상당히 낮을 것이라는 주장을 하였다. 이들은 숙련과 미숙련의 둘로 근로자를 구분한 Coate and Loury의 접근방법과는 달리 기능과 직무가 연속적이라는 가정하에서 적극적 조치의 효과를 분석하였다. 이 경우 Coate and Loury처럼 여성의 인적자본투자가 감소하는 adverse incentive effect가 발생할 가능성은 크게 줄어들며, 반대로 적극적 조치로 인해 여성의 의욕과 인적자본투자가 활성화될 가능성이 크게 증대하는 것으로 나타났다.

통계적 차별이론에서 정보의 정확성(precision of the information) 모형은 근로자의 실제 생산성과 기업이 인지하는 생산성이 다를 경우에 성

차별이 발생한다는 주장이다. 정보의 정확성 모형이 제시하는 결과는 두 가지로 요약될 수 있다. 첫째, Aigner and Cain(1977) 등에 의하면 근로자의 기능과 직무요건 사이의 합치 정도에 따라 생산성이 결정될 때 불확실성이 높은 여성의 기대생산성이 상대적으로 낮고 이는 여성에 대한 차별을 초래한다. 둘째, 기업이 차별을 받는 여성의 실제 생산성을 파악하기 어렵기 때문에 이들의 임금수준은 업무 성과와 별 다른 상관관계가 없을 가능성이 높다. 이에 따라 여성 근로자들은 인적자본에 투자할 유인이 적고, 그 결과 초기에는 남성과 동등한 능력을 가지고 있었더라도 장기적으로는 여성들의 생산성이 남성에 비해 처지는 균형상태로 이동한다.

Lundberg(1991)는 Aigner and Cain(1977)에 의해 개발되고 Lundberg and Startz(1983)에 의해 확장된 통계적 차별 모형을 사용하여, 근로자 생산성에 대한 정보의 부정확성이 인적자본투자와 임금차별에 미치는 영향을 설명하고 있다. 모형의 기본 가정은 근로자의 생산성에 대해 기업이 지닌 정보의 정확성은 집단에 따라 차이가 있다는 것이다. 구체적으로 여성의 생산성에 대한 정보의 정확성이 남성의 경우보다 떨어지는 것으로 가정한다. 이러한 가정 아래에서 기업은 통계적 차별을 실시하고, 성별에 따라 서로 다른 임금결정함수를 적용한다.

$$\text{임금결정함수 } w_i = \overline{MP} + \beta(\theta_i - \bar{\theta})$$

$w_i$  : 근로자  $i$  의 임금

$\overline{MP}$  : 근로자들의 평균 한계생산물  
(marginal product)

$\beta = \sigma_e^2 / (\sigma_e^2 + \sigma^2)$ : 한계생산물의 분산, 이 값이 성별로 차이가 있다.  
( $\beta_{female} < \beta_{male}$ )

여기에서 생산성의 불확실성을 결정하는 것은  $\sigma_e^2$  로 여성의  $\sigma_e^2$  값이 남성보다 크다.  $\theta_i, \bar{\theta}$  : 각각 개인의 생산성 지표와 평균 생산성 지표  
Lundberg(1991)에 의하면 여성은 동일한 능력을 가지고 있더라도 남성보다 낮은 임금을 받거나 채용에서 차별을 받게 된다. 그 결과 여성의 인적자본투자에 대한 수익률은 남성보다 낮아지게 되고, 여성은 인적자본에

대한 투자를 줄이게 된다. 장기적으로 성별 임금격차가 고착화되어 통계적 차별이 재생산되며(기업의 입장에서) 정당화된다. Lundberg(1991)는 통계적 차별을 해소하기 위한 정책으로 동일노동 동일임금(equal treatment) 정책보다 적극적 조치가 보다 효율적일 가능성이 높은 것으로 판단하고 있다. 그 이유는 근로자의 생산성과 능력이 매우 다양하고 이질적이기 때문에 동일노동 동일임금 정책을 실제로 적용시키기 매우 어려우며, 적극적 조치는 기업이 '여성 특성적 접근(female specific accessment)'을 할 수 있도록 유연성을 제공하기 때문으로 설명한다.

### 3. 성차별에 관련된 실증적 연구: 미국

Neumark(1996)는 단지 2명의 남성과 2명의 여성만을 사용한 한계가 있으나 남성은 고급 레스토랑에서 직장제약(job offer)를 받을 가능성이 높았던 반면, 여성은 하급 레스토랑에서 직장제약(job offer)를 상대적으로 많이 받았다는 점을 밝혔다. 또한 Goldin and Rouse(1996)는 교향악단 단원의 채용 심사시 응시자의 얼굴을 가리기 위해 스크린을 사용한 이후 여성에 대한 차별이 큰 폭으로 완화되었음을 실증적으로 발견하였다. 이 외에도 Hellerstein et al.(1996)은 제조업의 사업체조사 데이터를 이용하여 근로자의 한계생산함수와 임금을 추정하고 성차별적 임금이 존재하는지를 검증하였다. 추정 결과 여성은 남성보다 생산성이 15% 떨어지지만 임금은 32% 낮아 성차별적 임금격차가 있는 것으로 결론내리고 있다. 더불어 Hellerstein et al.(1997)은 성차별적 기업의 이윤이 비차별적 기업의 이윤보다 낮을 것이라는 Becker(1971)의 이론적 결론을 실증적으로 검증하였다. 추정 결과 여성 근로자의 비중 10% 증가는 이윤을 4.6% 향상시킬 것이라는 결론에 도달하여 Becker의 이론을 뒷받침하였다. 또한 장기적으로도 성차별적 기업은 주인이 바뀔 경향이 높은 것으로 나타났다. 그러나 이 경우 통계적 유의성이 떨어지는 문제가 있다.

Altonji and Pierret(1997)는 NLSY 데이터를 사용하여 인종별로 통계적 차별이 존재하는지를 검증하였다. 검증 결과 통계적 차별이론이 제시하는 결과를 발견하는 데 실패하였다. 그러나 생산성의 신호로서 교육은 의미

가 있어 교육을 기준으로 하는 통계적 차별은 존재하는 것으로 나타났다.

교육에서의 성 차이(difference)에 관한 연구들은 성별 교육 차이를 설명하는 요인으로 '노동시장 성차별', '고등교육 기회의 차별', '사회적 가치관', '부모의 선호·가치관', '직업선호도의 성별 차이', '가사노동과 직장노동과의 경제적 비교' 등이 거론되고 있다. 미국에서 성별 교육차이에 대한 실증적 연구 결과로 Blau(1977)는 중·장년층 이상에서는 여성의 교육기간(년)이 남성보다 짧으나 젊은 연령층에서는 남녀간의 격차가 사라졌음을 보고하였다. 또한 Blau and Khan(1997), O'Neil and Polachek(1993) 등은 교육수준의 성별격차가 완화됨에 따라 임금격차도 줄어드는 현상을 발견하였다.

일반적으로 여성의 이직률이 남성보다 높은 것으로 알려지고 있다. Becker and Lindsay(1994)는 동일 직장에 4년 이상 근무할 확률을 추정 한 결과 남성은 23.2%가 4년 이상 근무하지만 여성은 그 비율이 14.6%에 불과한 것으로 나타났다. Sicherman(1996)이 1만6,000명을 고용하고 있는 뉴욕의 보험회사 통계를 분석한 결과에서도 모든 근무기간에 대하여 여성의 이직확률이 높은 것으로 조사되었다. Light and Ureta(1992)는 만약 여성의 이직률이 높다면 기업은 훈련·승진 및 보직에서 남성 중심적 인사정책을 펼 것이며, 특히 'career track job'에 여성을 배제할 가능성이 높다고 주장하였다.

이외에도 여성의 높은 이직률(turnover rate)이 여성의 직장내 훈련(on-the-job training)을 낮추며, 이는 여성의 낮은 임금으로 이어진다는 연구 결과들이 다수 발견된다. Gronau(1988)는 훈련(training)에서의 차이가 남녀 성별 임금격차의 주요 요인임을 주장하고 Lynch(1992), Hill(1990), Olsen and Sexton(1996) 등도 Gronau와 비슷한 결론을 제시하였다. 특히 Olsen and Sexton은 1970년대와 1980년대 직장내 훈련기회의 성별격차가 좁혀졌으며, 이는 이 기간중 성별 임금격차의 완화에 중요한 기여를 한 것으로 주장한다. 나아가 Barron et al.(1993)은 여성의 높은 이직률과 낮은 훈련 수준과의 상관관계를 설명하는 모형을 개발하였다. 이들의 주요 결론은 "여성의 높은 이직 가능성을 통계적으로 파악하고 있는 기업은 신규 채용시 초임이 낮고 훈련의 필요성이 낮은 직무(직업)에 여성을

채용한다”는 것이다. Royalty(1996)도 성별 이직률의 차이가 직접적으로 기업내 훈련의 격차를 유도하는 모형을 개발하고 실증적으로 분석하였다. 추정 결과는 성별 이직률 차이가 훈련격차의 핵심적 원인임을 밝히고 있다.

## 제2절 성별 직종분리의 현상과 원인

### 1. 문제의 제기

1990년대 여성 노동시장의 변화는 몇 가지 중요한 사실을 보여주고 있다. 먼저 1990년대 취업자수 및 경제활동참가율의 증가는 여성에 의해 주도되었다는 점이다. 특히 25~29세 여성층에서의 급속한 경제활동 증가에 힘입은 바가 컸다. 둘째, 30~60세 미만 여성의 경제활동참가율은 1990년대에 걸쳐 안정적인 값을 보였다는 점이다. 그럼에도 취업자수 자체는 베이비 붐 세대의 중·장년화로 인해 증가하였다. 셋째, M자형 연령대별 여성 경제활동참가율의 그래프가 점차 고원형으로 전환되고 있다. 넷째, 여성 취업자의 ‘서비스산업 집중화 현상’이 발생하였다. 1990년대 들어 제조업 취업자의 비중 및 절대 숫자는 남녀 모두 감소하였으나 여성의 감소폭이 컸고, 줄어든 여성 근로자의 대부분은 서비스산업으로 진출하였다. 이에 따라 1990년대 여성 근로자의 전체 증가보다 훨씬 많은 여성이 서비스산업에 종사하게 되었다. 다섯째, 직업별로 산업구조의 고도화와 지식기반산업의 확대, 정보화 등으로 전문·기술·행정관리직에 대한 수요가 급증하였다. 그러나 고임금·고생산성으로 상징되는 이들 직업군에서 여성보다 남성의 증가 속도가 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. 여성 근로자 전체를 보아

도 여성 취업자의 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 안정적인 모습을 보인다.

결론적으로 1990년대 여성 노동시장은 고용에서의 양적 팽창과 질적 개선의 미흡, 그리고 성별 임금격차의 완화로 특징지을 수 있다. 성별 임금격차의 완화는 고용의 질적 향상, 여성 인적자본 증가의 결과인 것이 일반적이다. 또한 다른 조건이 동일하다면 여성 고용의 양적 팽창은 여성의 임금 하락으로 이어질 가능성이 높다. 따라서 일견 상호 모순되는 고용의 양적 팽창, 성별 임금격차의 완화 및 고용형태의 질적 개선 미흡 등 세 가지 현상을 분석하는 것은 노동시장에 대한 이해를 높일 뿐만 아니라 향후 여성 정책의 방향 설정을 위해서도 매우 중요한 과제인 것으로 판단된다.

이와 같은 문제의식 아래에서 이 절에서는 여성 고용의 양적 팽창과 질적 개선 미흡이라는 1990년 여성 노동시장의 현상이 구체적으로 무엇인지 경제활동인구 조사의 원자료를 사용하여 분석·설명하도록 한다. 두 번째로는 성별 직종분리의 완화 여부를 살펴보고 Sorenson(1990)의 방법론을 사용, 우리나라에서 과밀가설(crowding hypothesis)이 증명되는지를 실증적으로 검증한다. 이를 통해 1990년대 성별 임금격차가 개선된 원인을 간접적으로 조명할 수 있을 것이다. 성차별에 의한 노동시장 분단구조의 이론으로 과밀가설이 중요시되며, 미국 등 외국에서는 과밀가설의 검증 결과 직종분리가 성별 임금격차의 상당 부분을 설명한다는 연구 결과들이 있다. 즉 성차별의 완화에 따라 과거 남성의 전유물이던 고임금·고생산성 직종에 여성 진출이 확대되고 그 결과 성별 임금격차의 감소 및 직종분리가 개선된다는 것이다. 이러한 인과관계가 우리나라에도 발견되는지 분석하기로 한다. 세 번째로는 우리나라의 노동시장이 여성 집중 직종과 남성 집중 직종의 둘을 중심으로 분단화되어 있는지를 검증한다. 분단노동시장이론은 제도나 성차별과 같은 요인으로 인해 노

동시장이 고임금·고용안정의 1차 노동시장과 저임금·고용불안의 2차 노동시장으로 분단화되어 있다는 내용으로, 이 이론은 여성의 성차별 문제로 쉽게 전환 가능하다. 이 절에서는 한국노동패널 데이터와 Dickens and Lang(1985)의 방법론을 적용하여 우리나라 노동시장이 여성 집중 직종과 남성 집중 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 직종 내의 승진 사다리에서 주로 발생한다면, 그 결과가 성별 직종분리의 완화로 직접 연결되기는 어려울 것이다. 따라서 분석 결과 직종분리의 개선이 없음에도 성별 임금격차가 완화되었다면 이의 원인으로 기업 또는 동일 직종 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 부딪힌다. 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 제약이라는 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 여성 노동시장에서 발견된 현상의 원인을 직종분리와 성차별, 노동시장 이중구조론의 측면에서 분석하려는 이 절의 시도가 우리나라에서 최초는 아니다. 그러나 경제활동인구 조사의 원자료와 한국노동패널 조사의 데이터를 함께 분석하고 있다는 점, 직종분리와 성차별 사이의 분석에 Silber의 지수나 Sorenson(1990)의 방법 적용 등 새로운 방향에서 접근한다는 점에서 기존의 연구와 차별화될 수 있다.

## 2. 직종분리, 이중구조 및 성차별에 대한 이론과 기존 연구

여성이 특정 직종에 집중되어 있는 현상은 대부분의 국가에서 발견할 수 있는 현상으로 그 원인과 결과에 대한 논의들이 그동안 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)이론 등 세 가지가 있다. 신고전학파의 인적자본이론은 남성은 육체노동에, 여성은 가사노동에 비교우위가 있으며, 이에 따라 남편은 취업하고 아내는 가사에 종사하는 가정내 성별 역할분담이 이루어진다는 Becker(1971)의 설명에서 출발한다. 출산과 양육, 가사에 장시간을 투입하는 여성의 경우 인적자본투자의 기대수익률이 남성보다 낮게 된다. 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 여성 진출을 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 직장 단절의 위험이 높고 간접 노동비용이 큰 여성보다는 남성이 우선적으로 채용된다는 주장이다.<sup>1)</sup>

1) 이 이론에 따르면 출산율의 저하, 미혼 여성의 증가, 이혼 및 여성 가구주의 증대, 가사부담의 감소 등과 같은 사회적 현상들은 성별 비교우위를 약화시키고 여성의 경제활동 촉진 및 남성 중심적 직종의 여성 진출 확대를 유도할 것이다. 또한 육체적 능력이 중요시되는 직종(직업)의 쇠퇴와 여성 친화적 직업의 대두 역시 여성 진출을 촉진시키고 직종의 성별 구성을 변화시킬 것으로 기대된다.

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.<sup>2)</sup> 한편 ‘사전적 인적자본투자의 차이’는 예상취업기간이 짧은 근로자일수록 인적자본투자의 기대수익률이 낮다는 전제에서 출발하여 여성의 생애 기대취업기간이 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.<sup>3)</sup> 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 theory)은 노동시장 분단론의 가장 대표적 가설로 노동시장은 고임금·고용안정으로 특징지워지는 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

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 남성 중심적 직업을 선택할 때 받게 될 차별 및 좌절의 위험성에 대응하여 부모가 어렸을 때부터 여성 친화적 직업을 선호하도록 딸을 교육시킨다는 논리이다.

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.

노동시장이 정적(static) 직업과 동적(progressive) 직업의 둘로 나누어져 있다는 분단론을 주장하였고, ILO(1972)는 노동시장을 공식(formal)과 비공식(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 여성 집중 직종의 임금은 낮아지게 될 것이다. 반면 여성의 진출이 어려운 직종에서 남성은 경쟁 부족에서 오는 임금프리미엄을 누리고, 그 결과 성별 직종분리의 현상과 남녀간 임금격차가 발생하게 된다. 과밀가설의 문제점 중 하나는 여성 집중 직종의 임금수준이 상대적으로 낮다면, 이 직종에 종사하고 있는 남성 근로자가 왜 남성 집중 직종으로 이동하지 않느냐는 의문이다.<sup>4)</sup> 이러한 남성 근로자의 이동은 과밀현상에 의한 성별 임금격차가 해소될 때까지 진행되며, 그 결과 성별 직종분리는 더욱 심화될 것이다. 남성 근로자의 이동이 발생하지 않은 경우의 하나는 동일 직종 내에서도 성차별이 존재하여 남성 근로자가 충분한 임금프리미엄을 얻고 있는 상황이다.<sup>5)</sup>

통계적 차별이론도 노동시장 분단론의 하나로 간주될 수 있으며, Phelps(1972)와 Arrow(1973)의 연구 이래 차별에 관련된 이론적 연구의 대부분은 통계적 차별에 맞추어져 왔다.<sup>6)</sup> 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 결정은 생산성이 성(또는 인종)에 따라 차이가 있다는 과거의 통계적 관찰을 근거로 한다.

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. 그러나 승진·보직·훈련의 성차별 존재 여부 및 그 영향에 대한 논의는 현 연구의 범위를 벗어나므로 다루지 않는다.

6) 통계적 차별이론은 이 연구에서 다루고 있는 직종분리 및 노동시장 이중구조를 포괄하는 광범위한 성차별 이론이다. 즉, 직종간 성차별뿐만 아니라 직종내 성차별을 포괄한다.

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 직종분리 현상이 발생한다.

성차별, 직종분리, 그리고 노동시장 이중구조에 대해 외국에서는 그동안 많은 연구가 수행되어 왔으며, 각각의 이론(또는 가설)에 대한 평가도 매우 분분한 상황이다. 그러나 우리나라에서는 관련 연구가 매우 제한적으로 수행되었다.<sup>7)</sup> 직종분리의 현상에 대해 우선 유재술·허무열(1994)이 직종별 임금실태조사보고서의 자료를 이용하여 1982~92년 사이의 Duncan's Index를 구하였다. 이들은 77개의 소분류 직종을 대상으로 지수를 계산한 결과 성별 직종분리의 정도가 매우 심한 것으로 나타났지만, 분석 기간 동안 직종분리 현상이 완화되고 있음을 발견하였다. 또한 여성 근로자의 비율과 여성 초임간 상관계수 값을 구하여 과밀현상이 존재하는지를 평가하였다. 그 결과 여성 근로자의 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 집중됨으로써 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. 분석 결과 성별 직종분리가 사회적으로 구조화된 성별 역할 구분 혹은 성 정체성과 깊은 관련이 있으며, 직종분리가 성별 비교우위를 추구

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

한 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.

### 3. 직종분리의 현상과 추이

#### 가. 직종분리의 변화

분석의 출발점으로 먼저 경제활동인구 조사의 원자료<sup>8)</sup>를 사용하여 1993년 9월에서 2000년 9월까지의 8년 동안 성별 직종분리의 추이를 중분류 수준에서 분석한다.<sup>9)</sup> 전체 직종을 여성 집중 직종과 남성 집중 직종 두 부문으로 나누어 각 부문에 종사하는 임금근로자의 비중을 살펴보면, <표 4-1>과 같이 2000년 9월 현재 여성은 77.0%가 12개의 여성 직종에 종사하는 반면 남성은 69.2%가 15개의 남성 부문에 고용되어 있는 것으로 나타났다. 여성 임금근로자의 23.0%만이 남성 부문에서 일하여 성별 분리의 정도가 매우 심한 상태로 판단된다. 또한 여성 직종 12개에 종사하는 임금근로자의 비중은 1993년 9월의 44.5%에서 2000년 9월에는 49.5%로 크게 증가하였다. 이러한 증가는 여성 직종에 종사하는 여성의 비중이 종전의 70.4%에서 77.0%로 늘어난 데 기인하며, 이 기간 동안 여성 직종에의 집중현상이 더욱 심화되었음을 시사한다.

<부표 7>은 1993년, 1997년, 2000년의 3개년도 직종 중분류별 남녀 성비(=여성/남성)를 보이고 있다. 2000년 9월 임금근로자를 기준으로 여성의 비중이 상대적으로 높은 직종은<sup>10)</sup> ‘생명과학 및 보건전문가’, ‘교육전

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

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

10) 여성의 비중이 상대적으로 높다는 것은 전체 평균 남녀 임금근로자의 성비

&lt;표 4-1&gt; 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	0.4950
남성집중 직종(15개)	0.713	0.296	0.555	0.691	0.230	0.505

주: 상호비교를 위해 2000년 9월 여성 집중 직종을 기준으로 1993년 9월의 직종별 분포를 계산하였음. 따라서 1993년의 경우 여성 집중 직종이었던 '기계조작원 및 조립원'과 '정밀, 수공업, 인쇄 및 관련 근로자'는 남성 집중 직종으로 포함되었음.

자료: 「통계청, 경제활동인구조사」, 원자료.

문가, '고객봉사 사무원' 등 12개 직종으로 나타나고 있다.<sup>11)</sup> 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.

임금근로자를 기준으로 1993년, 1997년 및 2000년의 3개년도를 상호 비교하면 여성 비중이 증가한 직종으로 '생명과학 및 보건전문가', '교육전문가', '교육준전문가' 등 (준)전문직종과 서비스 및 판매관련 직종을 들 수 있다. 반면 여성의 비중이 감소한 직종으로는 '행상 및 단순서비스직', '농림어업 관련 단순직', '기계조작원 및 조립원', '정밀, 수공업, 인쇄 및 관련 근로자' 등으로 이전의 분석 결과(금재호, 2000)와 상응한다. 또한 1993년과 2000년의 8년 사이 여성 직종이 남성 직종으로 이동한 경우는 '기계조작원 및 조립원'과 '정밀, 수공업, 인쇄 및 관련 근로자'의 두 직종인데, 이는 제조업 분야의 자동화 및 경공업의 급속한 붕괴에 기인한 것으로 여겨진다. 한편 남성 직종이 여성 직종으로 변화한 경우는 발견되지 않고 있다.

직종분리의 정도를 측정하는 방법으로 Duncan(1955)의 지수(Index)가

0.678보다 높은 값을 지니는 경우이다.

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

일반적으로 사용된다. Duncan의 지수는 다음과 같이 정의되며,

$$D = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left| \frac{F_i}{F} - \frac{M_i}{M} \right| \dots \dots \dots (4-1)$$

여기에서  $F_i$ 와  $M_i$ 는 직종  $i$ 에 일하는 여성과 남성 근로자의 수를 나타내고,  $F$ 와  $M$ 은 각각 여성과 남성의 전체 근로자수이다.

1980년대 후반 이후 소득불평등도를 측정하는 방법이 직종분리의 측정에 사용될 수 있다는 데 착안하여 Butler(1987), Silber(1989), Huchens(1991) 등은 새로운 지수를 개발하였다. 특히 Silber(1989)는 직종분리 측정의 새로운 지수로 다음의 식 (4-2)을 제시하고 있으며, 이는 직종별 성비  $F_i/M_i$ 의 가중 지니지수(weighted Gini Index)와 동일하다.

$$G_s = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{M_i}{M} \frac{M_j}{M} \left| \frac{F_i/M_i - F_j/M_j}{F/M} \right| \dots \dots \dots (4-2)$$

이때  $G_s$ 의 location은 다음의 식 (4-3)과 같이 표시될 수 있고,

$$\mu = \sum_{i=1}^n \frac{M_i}{M} \frac{F_i}{M_i} = F/M \dots \dots \dots (4-3)$$

분포의 퍼짐을 나타내는 Dispersion  $\Delta$ 는 식 (4-4)와 같다.

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

Duncan과 Silber의 지수를 사용하여 계산한 1993년에서 2000년까지의 성별 직종분리의 추이는 <표 4-2>와 <표 4-3>에 나타나 있다. 전체 근로자를 대상으로 한 <표 4-2>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 여성 근로자와 남성 근로자의 비율로 정의되는 location 값은 여성의 경제활동 증가에 따라 1993년의 0.6876에서 2000년에는 0.7159로 상승하여 그동안의 경제활동참가율 증대가 여성에 의해 주도되었음을 다

&lt;표 4-2&gt; 직종분리의 추이: 전체 근로자(1993~2000)

	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

&lt;표 4-3&gt; 직종분리의 추이: 임금근로자(1993~2000)

	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

시 한번 확인할 수 있다. 이러한 결과는 여성의 경제활동 증대가 성별 직종분리 현상을 완화시키는 것이 아니라 거꾸로 심화시키거나 혹은 별다른 영향을 미치지 못하였으며, 새로 늘어난 여성 근로자의 대부분은 여성 직종에 진입하였다는 사실을 보여준다.

한편 전체 근로자가 아닌 임금근로자만 고려하였을 때 성별 직종분리는 더욱 심각하여진다. <표 4-2>에서 2000년 9월의 Duncan 지수는 0.4056이었으나 <표 4-3>의 임금근로자의 경우에는 Duncan 지수가 0.4617로 나타나 직종분리의 정도가 심한 것으로 판단된다. 전체 근로자와 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

하고 직종분리가 완화되지 않은 점은 주목할 만한 사실이다.

#### 나. 직종분리와 임시·일용직 근로자

1990년대 여성 노동시장의 특징 가운데 하나는 여성 임시·일용직 근로의 증가이다. 이는 1990년대에 걸쳐 성별 직종분리가 더욱 심화되어 여성 직종에 근무하는 여성 근로자의 비중이 증가하였고, 이들 여성 직종의 대부분의 일자리들이 임시·일용직이라는 사실에 기인한다. <표 4-4>는 2000년 9월 현재 상용직 임금근로자의 비중을 보여준다. 남성 직종에 종사하는 임금근로자의 63.7%가 상용직인 데 비해 여성 직종은 23.9%에 불과하여 여성 직종의 임시·일용직 비중이 높은 것으로 나타났다. 높은 수준의 임시·일용직 비중은 고용불안으로 이어지는 것이 보통이다. 특히 여성 직종에 근무하는 여성 임금근로자의 20.2%만이 상용직 근로자로 나타나고 있으며, 여성 직종과 남성 직종 모두 남성의 상용직 비율이 여성에 비해 높다. 이는 동일 직종 내에서 성차별이 존재할 가능성을 시사한다.

<부표 8>은 2000년 9월 현재 직종 중분류별 상용근로자 비중을 나타내고 있다. 이 표에서 직종에 따라 상용직 근로자의 비중이 크게 변화하는 것을 발견할 수 있다. 특히 여성 직종으로 분류되는 대분류 ‘서비스 및 판매 근로자’와 ‘단순노무직 근로자’는 상용직 비중이 15%를 넘지 못하고 있다. 이에 대해 대표적 남성 직종으로 분류되는 대분류 ‘입법공무원, 고위임직원 및 관리자’는 90% 이상이 상용직으로 분류된다.

이상의 논의를 종합해 볼 때 1990년대에 걸쳐 여성의 취업자수는 큰 폭으로 증가하였으나 이는 성별 직종분리의 완화를 통한 남성 직종에의 진출이 아니라 여성 직종에의 집중화로 이루어졌음을 알 수 있다. 그 결과 성별 직종분리는 1990년대 초반에 비해 더욱 악화된 것으로 판단된다. 또한 여성 임금근로자의 77.0%가 12개의 여성 직종에 집중됨에 따라 향후 여성의 고용환경이 악화될 위험성이 있다. 여성 직종 일자리의 대부분은 임시·일용직으로 1990년대 발견되는 임시·일용직 여성 근로자의 비중 증가는 여성 직종에의 집중현상에 직접적으로 기인한다. 더불어 남성

&lt;표 4-4&gt; 임금근로자의 상용직 비율: 2000년 9월

	남 성	여 성	전 체
여성 집중 직종(12개)	0.307	0.202	0.239
남성 집중 직종(15개)	0.667	0.528	0.637

자료: 『통계청, 경제활동인구조사』, 원자료, 2000년 9월.

의 상용직 비중은 모든 직종에 걸쳐 여성보다 높게 나타났다. 이는 여성이 고도로 밀집된 업종에서조차 승진·보직·훈련 등에 걸친 성차별이 존재할 개연성을 시사한다.

#### 4. 과밀가설과 성별 임금격차

##### 가. 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 기업이 남성의 일자리(men's work)로 간주되는 직업에 여성을 배제한다는 성차별에서 출발한다. 남성의 일자리는 일반적으로 고임금·고숙련 일자리로 남성 직종의 진입이 제한된 여성은 여성 직종에 집중적으로 몰리게(overcrowding) 되며, 그 결과 여성의 임금이 낮아지고 성별 임금격차가 확대된다는 주장이다. 따라서 최초로 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.

앞의 논리와 같이 여성 임금근로자의 대부분이 여성 집중 직종에 종사하고 있으며, 여성 취업자의 증가에도 불구하고 성별 직종분리가 개선되지 못한 우리나라의 노동시장에서 남녀의 임금격차가 과밀가설로 설명될 수 있는가는 학문적 호기심 이상의 의미를 지닌다. 만약 과밀가설이 통계

적으로 입증된다면 향후 정책은 남성 직종의 진입장벽 제거에 우선순위를 두어야 할 것이다.<sup>12)</sup>

외국의 경우 많은 연구자들이 과밀가설의 검증을 시도하였으며, 대부분의 연구 결과들은 여성 직종보다 남성 직종에 여성이 취업함으로써 임금 상승이 발생한다는 것을 보여 과밀가설을 지지하고 있다(Ferber and Lowry, 1976; England et al., 1982; O'Neil, 1983; Aldrich and Buchele, 1986).

Sorenson(1990)도 PSID 데이터를 이용하여 과밀가설을 검증한 결과 남녀 성별 임금격차의 23%는 과밀가설로 설명될 수 있음을 보였다. Sorenson(1990)은 다음과 같은 방법론을 사용하고 있다. 먼저 근로자의 임금함수를 식 (4-5)와 같이 정의하자.

$$w_i = \alpha_0 + \alpha_1 FR_i + \alpha_2 Z_i \dots\dots\dots(4-5)$$

여기에서  $FR_i$ 는 근로자  $i$ 가 일하는 직종에서의 여성 근로자 집중도 (=여성/남성)를 나타내며,  $Z_i$ 는 근로자의 다른 특성들을 의미한다. 만약 계수  $\alpha_1$ 의 값이 유의미하게 부(-)의 값으로 추정된다면 이는 직종의 여성 집중도가 임금에 영향을 미치는 것으로 판단된다. 즉 다른 설명요인들을 통제할 상황 아래에서 부(-)의  $\alpha_1$  추정치는 여성 집중 직종에 종사할 경우 임금이 낮아진다는 점을 나타낸다.

남성과 여성을 분리하여 임금함수를 추정하면 식 (4-5)는 두 개의 추정식으로 나타내어지고 이때 직종분리가 임금에 미치는 영향력은 남녀 각각에 대하여  $\alpha_{1m}$ 과  $\alpha_{1f}$ 로 측정된다.

$$w_{im} = \alpha_{0m} + \alpha_{1m}FR_{im} + \alpha_{2m}Z_{im}$$

$$w_{if} = \alpha_{0f} + \alpha_{1f}FR_{if} + \alpha_{2f}Z_{if} \dots\dots\dots(4-6)$$

과밀가설이 적용된다면 식 (4-6)의 추정 결과는 과밀효과(crowding

---

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

effect)에 의한 성별간 임금격차의 크기를 측정하는 데 사용된다.

$$C_f = \alpha_{1f}(F_m - F_f)/(w_m - w_f)$$

$$C_m = \alpha_{1m}(F_m - F_f)/(w_m - w_f) \dots\dots\dots(4-7)$$

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

나. 과밀가설의 검증 결과

여기에서는 Sorenson(1990)의 방법론을 적용하도록 하며, 2000년에 실시된 제3차 한국노동패널 조사의 자료를 이용한다.<sup>13)</sup> 조사 시점 당시 임금근로자로 취업하고 있었던 15세 이상의 성인 남녀를 분석대상으로 하고 있으며, 식 (4-6)의 남녀 임금식 추정에 사용되는 종속변수와 설명변수의 내역 및 평균치는 <표 4-5>와 같다. 구체적으로 종속변수로 임금의 log값을 사용하였으며, 설명변수로는 직종별 성비, 연령, 연령의 제곱, 배우자 유무, 교육기간, 현 직장 근무기간(SK), 현 직장 근무기간의 제곱, 생애 취업경험, 생애 취업경험의 제곱, 지역별 가변수, 상용직 여부, 노동조합 가입 여부, 기업규모, 근로시간 형태 및 정부기관 여부를 사용하였다.

직종별 성비는 한국노동패널 조사의 표본수가 적어 정확한 직종비율을 구하기 힘들기 때문에 2000년 9월 경제활동인구 조사에 나타난 직종 중 분류별 성비(=여성/남성)를 사용하고 있다. 기업규모는 한국노동패널 조사의 구분 기준에 따라 기업규모를 10개의 범주로 구분한 데이터를 사용하며<sup>14)</sup>, 정부기관에는 정부투자기관, 정부출연기관, 공사합동기업 및 정

13) 생애 전체의 취업경험(GK)을 계산하는 과정에서 1차 연도와 2차 연도 자료를 함께 사용하였다. 1, 2차 연도에는 조사되지 않았으나 3차 연도에 새로 또는 재진입한 표본의 경우에는 GK의 데이터가 없거나 불명확하여 분석대상에서 제외하였다.

&lt;표 4-5&gt; 사용된 변수와 평균값

변 수	남 성	여 성
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 가입 여부(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

부기관 등이 포함된다.

<표 4-5>에서 여성은 여성 집중 직종에 상대적으로 많이 종사하고 있는 것을 알 수 있으며, 인적자본의 척도인 교육기간, 현 직장 근무기간

- 14) 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.

(SK), 생애 취업기간(GK)의 모든 부문에 걸쳐 성별 격차가 발견된다. 또한 취업의 내용에 있어서도 상용직 비중, 노동조합 가입 여부, 기업규모, 근로시간 형태 등 대부분에 걸쳐 남성이 우위적 상황에 있는 것으로 판단된다. 이러한 성별 차이에 기인하여 2000년 여성 임금근로자의 월평균 임금은 75만 5,000원으로 남성(132만 8,000원)의 56.8% 수준이다.<sup>15)</sup>

더욱이 여성 임금근로자들 사이의 임금 불평등도가 남성에 비해 상대적으로 심각하다. 임금 분포의 왜도(skewness)와 첨도(kurtosis)는 남성이 각각 1.4297과 7.4814인 데 대해 여성은 1.8532와 8.9381로 나타나, 여성은 다수의 저임금근로자와 소수의 고임금근로자로 구성되어 있을 가능성을 제기한다.

식 (4-6)을 추정한 결과는 <표 4-6>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.<sup>16)</sup> 식 (4-7)을 이용하여 과밀효과가 성별 임금격차에 미치는 효과를 측정하면 전체 성별 임금격차의 -0.89%만을 과밀효과를 설명하여 과밀효과가 사실상 존재하지 않는다고 결론내릴 수 있다. 나아가 추정 결과는, 여성은 여성 집중 직종에 취업함으로써 임금이 상승하고 반대로 남성은 남성 집중 직종의 취업을 통해 임금상승을 기대할 수 있어, 과밀가설보다는 인적자본론의 성별 비교우위에 근거한 직종분리론을 지지하는 것으로 가정되고 있다.

추정 결과를 남녀간 비교하면 남성은 임금수준이 현 직장의 근속연수(SK)보다는 생애취업기간(GK)에 의해 결정되는 반면, 여성은 반대로 생애취업기간보다는 근속연수에 영향받는 것으로 나타나고 있다. 이러한

15) 이 값은 추정에 사용된 근로자만으로 제한하여 평균 임금을 계산한 값이다. 3차 연도에 관찰된 모든 임금근로자에 대하여 월평균 임금을 계산한 결과는 여성 75만 9,000원, 남성 129만 1,000원으로 성비가 58.8%로 상향 조정된다.

16) 과밀가설을 검증하는 직종의 성비에 대한 회귀계수 값이 과대 또는 과소 추정될 가능성이 여러 방면에서 제기되었다. 예를 들어 Blau(1984), Filer(1989)는 근로자의 직종이 관찰되지 않는 근로자의 생산성과 연계되어 과대 추정될 위험성을 주장하였다. 보다 자세한 논의는 Sorenson(1990)을 참조할 수 있다.

&lt;표 4-6&gt; 남녀 임금함수의 추정 결과

설명변수	남 성	여 성
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)
생애취업경험(년)	0.0152( 3.44)	0.0129( 2.27)
생애취업경험의 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 가입 여부(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 가입 여부' 및 '정부기관 여부'를 제외하고 적어도 10% 수준에서 유의함.

결과는 금재호(2000d)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 추정 결과는 대구·경북 지역이 서울에 비해 임금이 가장 낮으며, 그 다음으로 대전·충청, 광주·전라의 순으로 나타나, 지방경제의 취약성을 다시 한번 보여준다. 사업체 및 고용의 특성에 따라 상용직일 경우와 기업규모가 큰 사업체에 근무할수록, 그리고 시간제보다는 전일제 근무시 임금프리미엄이 나타날 가능성을 강력하게 제시하고 있다. 그러나 노동조합의 가입 여부는 임금에 별 다른 영향을 미치지 못하여 ‘노동조합의 임금프리미엄이 존재하는가’라는 의문을 던진다.<sup>17)</sup>

Oaxaca의 분해방법을 이용하여 남녀 임금격차의 요인을 분해한 결과 2000년 한국노동패널 데이터에서는 성별 임금격차의 38.1%만이 생산성의 격차로 설명되고 나머지 61.9%는 설명되지 못하고 있다. 이러한 결과는 금재호(2000c)의 결과와 거의 일치하는 것으로 1990년 후반의 성별 임금격차의 완화에도 불구하고 설명되지 않는, 또는 성차별적인 임금격차의 상대적 비중은 여전히 높은 것으로 보인다.<sup>18)</sup> 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 분포 차이는 불과 0.1%만을 설명하고 있으며, 성별 직종분리는 앞에서 언급한 바와 같이 -0.89%만을 설명하고 있다.

## 5. 성차별과 이중노동시장

성별 직종분리와 성차별에 대한 앞의 논의는 노동시장 이중구조와 직종분리의 문제로 쉽게 확대될 수 있다. 여기에서는 노동시장이 여성 집중 직종과 남성 집중 직종으로 이원화되어 있다는 가정에서 논의를 시작한다. 앞 장의 과밀가설이 성차별로 인하여 여성이 여성 친화적 직종에 집

17) 노동조합의 임금프리미엄 여부에 대해서는 보다 정밀한 분석이 요구된다.

18) 이러한 Oaxaca 분해 결과는 그동안 성차별의 개선이 없었다는 것을 주장하는 것이 아니다. 반대로 이 결과는 성차별이 완화되었다는 점과 완화폭이 임금격차의 개선과 비례한다는 점을 입증하고 있다.

증됨에 따라 과밀현상이 발생하고 그 결과 성별 임금격차가 확대된다는 논의인 것에 대해 이중구조론은 보다 포괄적 관점에서 여성 집중 직종과 남성 집중 직종 사이에 차이가 존재할 가능성을 제시한다. 즉 성차별뿐만 아니라 제도 또는 관습과 같은 요인에 의해 노동시장이 분단되었을 경우도 포함된다. 과밀가설 검정 결과와 함께 이중구조 여부에 대한 검정 결과를 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 존재 여부를 검증한다.<sup>19)</sup> 구체적으로 노동시장이 1차(primary)와 2차(secondary)의 두 부문으로 구성되어 있다고 할 때 각 부문의 임금함수식은 (4-8)과 같이 표시될 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln W_i &= X_i \beta_p + \epsilon_{pi} \\ \ln W_i &= X_i \beta_s + \epsilon_{si} \dots \dots \dots (4-8) \end{aligned}$$

또 한 개인이 어떤 부문에 속해 있는가는 사전적으로 알 수 없으며 각 부문에 속할 확률만을 교체방정식 (4-2)를 통해 파악할 수 있다고 가정한다.

$$y_i^* = Z_i \Gamma + \epsilon_{wi} \dots \dots \dots (4-9)$$

여기에서  $W_i$ 는 개인의 관찰된 임금이며,  $X_i$ 와  $Z_i$ 는 설명변수의 벡터,  $\beta_p, \beta_s, \Gamma$ 는 추정될 모수의 벡터를 의미한다.  $\epsilon_p, \epsilon_s, \epsilon_w$ 는 오차항으로 정규 분포를 하며, 관찰 불능(latent) 변수인  $y_i^*$ 는 개인  $i$ 가 1차 노동시장에 속할 확률을 나타낸다. 이러한 Dickens and Lang(1985)의 검정 방법은 사전적으로 1차와 2차 노동시장을 규정하고 이의 적합성을 검증

---

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

하는 것이 아니라 사후적으로 이중노동시장의 존재 유무 및 그 특성을 파악한다는 장점을 지니고 있다.<sup>20)</sup>

이러한 검정방법에 대해 사전적으로 노동시장을 여성 집중 직종과 남성 집중 직종으로 구분한다. 이에 따라 식 (4-9)의 교체방정식에서  $y_i$ 는 더 이상 관찰 불능변수가 아니라 여성 직종을 선택하였을 경우 '1'의 값을 남성 직종 선택시 '0'의 값을 지니는 것으로 가정한다. 새로운 가정의 도입에 따라 식 (4-8)과 (4-9)의 모형은 'switching regression model with endogenous switching'으로 전환된다.<sup>21)</sup>

교체방정식의 프로빗(probit) 추정 결과는 <표 4-7>에 나타나 있다. 2000년 한국노동패널 조사 시점 당시 임금근로자로 근무하고 있던 개인 들만을 대상으로 하였기 때문에 조사 시점과 당시 직장의 취업 시점이 차

<표 4-7> 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		

20) Dickens and Lang(1985)는 요인 분해(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 표본선택 편의가 발생할 위험성이 높다는 점을 비판한다.

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

&lt;표 4-8&gt; 임금함수의 OLS 추정 결과

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)
생애취업경험(년)	0.0188( 5.63)	0.0126( 2.41)	0.0193( 4.20)
생애취업경험의 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 가입 여부(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			
$\alpha$	-	-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: '\*'은 10%의 유의수준에서도 유의하지 못한 경우임. 단일구조 모형에서는 '노동조합 가입 여부'를 제외한 모든 변수의 회귀계수가 1% 수준에서 유의함.

이가 나는 경우가 대부분이다. 직종 선택의 결정 시점은 취업 시점이고 따라서 사용된 설명변수들의 값은 취업 시점을 기준으로 재계산하여 사용하였다.<sup>22)</sup> <표 4-7>의 추정 결과 여성일 경우와 결혼경험이 있을 때 여성 직종에 취업할 확률이 높아지는 반면 이전의 취업경험이 풍부하고 연령이 많을수록 남성 직종의 취업확률이 증가하는 것으로 나타났다.

<표 4-8>의 두 번째 열은 단일노동시장 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 국면전환 모형에서는 사뭇 다른 결과가 발견된다. 여성 직종에서는 성의 회귀계수 추정값이 0.1709로 여성이 남성에 비해 높은 임금을 얻는 것으로 나타난 반면, 남성 직종에서는 -0.4038로 성에 따른 임금격차 폭이 단일구조 모형에 비해 더욱 증가한다. 이러한 추정 결과는 여성이 성차별로 인해 여성 직종에 집중하는 것이 아니라 여성의 자기선택(self selection) 결과일 가능성을 시사하며, 앞의 과밀가설에 대한 검정 결과와도 맥을 같이한다.

자기선택 편의를 교정하는 항인  $\alpha$ 도 여성 직종은 -3.4955로 1% 수준에서 유의하게 추정되었다. 이는 여성 직종을 선택하는 근로자의 경우 자기선택적 과정을 거친다는 점을 보인다. 남성 직종의 추정식에서는  $\alpha$ 의 추정치가 0.0051로 매우 낮을 뿐만 아니라 t-값이 0.01에 불과하여, 자기선택 편의가 없는 것으로 나타났다.

노동시장 이중구조의 검증은 단일시장 모형과 이중구조 모형의 우도비 검정(likelihood ratio test)을 통해 판단할 수 있다. 검증 결과 두 모형의 log-우도값 차이는 0.1804에 불과하여 이중구조 모형이 노동시장을 더 잘

22) 또한 여성 직종의 여부도 경제활동인구 조사 2000년 9월 자료를 기준으로 결정하였다. 이에 따라 경제활동인구 조사와 한국노동패널 조사의 데이터 차이에서 발생하는 오류의 가능성이 있다. 그러나 한국노동패널 조사의 표본규모가 적어 모든 중분류에 대하여 여성 직종의 여부를 정확하게 판단하기 어렵다는 문제점이 더욱 심각하다는 판단 아래 경제활동인구 조사의 결과를 사용한다.

설명한다는 가설을 기각한다. 따라서 우리나라의 노동시장은 여성 직종과 남성 직종의 둘로 구분된다는 증거를 발견할 수 없었다. 이상의 분석 결과는 앞 장의 과밀가설 검정 결과와 동일하며, 성별 직종분리의 측면에서 살펴본 우리나라의 노동시장은 분단화되어 있기보다는(성별) 비교우위에 근거한 직종선택 및 직종분리가 이루어지고 있는 것으로 일단 판단을 내릴 수 있다.

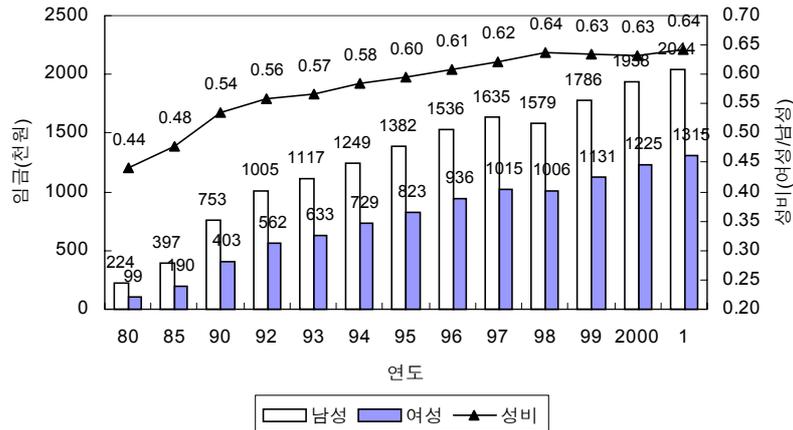
### 제3절 남녀의 임금격차와 성차별

성차별은 교육받은 여성의 경제활동을 가로막아 인적자원투자의 낭비를 초래할 뿐만 아니라 M자형 연령대별 경제활동참가율로 대표되는 여성의 고용단절 및 여성 유희인력<sup>23)</sup>이 존재하게 되는 주요 원인이다. 여성에 대한 성차별은 기본적으로 남녀간 임금격차로 표시되는데 [그림 4-1]과 같이 1990년대 전반에 걸쳐 남녀간 임금격차의 절대적 수준은 완화되고 있는 것으로 나타나고 있다. 그러나 이러한 임금격차의 완화가 여성 생산성의 상대적 향상에 의해 이루어지고 있는 것인지 아니면 성차별의 완화로 인한 것인지 분석이 필요하다. 또한 1998년 이후 성별 임금격차가 개선되지 못하고 정체 상태에 머물러 있는 현상도 관심의 대상이다. 이러한 정체 상태가 외환위기의 여파로 인한 것인지 아니면 여성 고용의 질이 더 이상 개선되고 있지 못하다는 점을 반영하고 있는지에 관한 심층적인 연구가 필요하다.

성차별에 의한 임금격차의 규모 파악에 대한 연구는 Oaxaca(1973)에 의해 최초로 체계적으로 이루어졌으며, 이후 많은 후속 연구들이 행하여졌다. 한국의 경우에도 어수봉(1991), Moo Ki Bai and Woo Hyun Cho(1995), 박세일(1984), 박영범(1991), 이원택·유경준(1992), 금재호(2000) 등의 여러 연구가 있다.

23) 여기에서 유희인력은 실업자와 취업의사가 있는 비경제활동인구로 정의된다.

Oaxaca의 분해방식은 다음과 같은 개념에 바탕을 두고 있다. 남성의 [그림 4-1] 여성의 임금과 성별 임금격차의 추이<sup>24)</sup>



자료: 노동부, 『매월노동통계조사보고서』, 각호.

임금을  $W_m$ , 여성의 임금을  $W_f$  라고 정의하면, 성별에 따른 전체 임금격차( $GD_{mf}$ )는 식 (4-10)과 같이 표시된다.

$$GD_{mf} = W_m / W_f - 1 \dots\dots\dots(4-10)$$

만약 성차별이 없다면 성별 임금격차는 순수하게 남녀의 생산성 차이만을 반영하게 되며, 이때 생산성 차이에 의한 임금격차( $PD_{mf}$ )는 다음과 같다.

$$PD_{mf} = W_m^a / W_f^a - 1 \dots\dots\dots(4-11)$$

이 식에서  $W_m^a$ 와  $W_f^a$ 는 성차별이 없을 때 남성과 여성의 임금수준을 각각 나타내며, 성차별에 의한 임금격차의 계수(coefficient)  $DD_{mf}$

24) 성별 임금격차를 파악하기 위해 사용된 『매월노동통계조사보고서』는 표본 사업장이 제조업 중심이고, 소규모 사업장 및 임시·일용직 등 비정규직 근로자의 상대수가 제외된 한계점이 있다. 여성 근로자들이 소규모 사업장에 상대적으로 집중되어 있을 뿐만 아니라 비정규직 근로자인 경우가 많기 때문에 『매월노동통계조사보고서』는 남녀 성별 임금비를 실제보다 높게 추정하였을 가능성이 높다.

는  $GD_{mf} + 1$  과  $PD_{mf} + 1$  사이의 비율로 정의된다.

$$DD_{mf} = (W_m / W_f - W_m^a / W_f^a) / (W_m^a / W_f^a) \dots \dots \dots (4-12)$$

식 (4-10), 식 (4-11) 및 식 (4-12)는 다음과 같이 정리될 수 있다.

$$\ln(GD_{mf} + 1) = \ln(DD_{mf} + 1) + \ln(PD_{mf} + 1) \dots \dots \dots (4-13)$$

성차별로 인해 남성은 자신의 생산성보다 높은 임금을 받게 되고, 반대로 여성은 자신의 생산성보다 낮은 임금을 받는 것이 일반적이다. 이러한 개념 아래 성차별에 의한 임금격차는 다시 두 부분으로 나누어진다.

$$\begin{aligned} \ln(DD_{mf} + 1) &= \ln(W_m / W_f) - \ln(W_m^a / W_f^a) \\ &= \ln(W_m / W_m^a) + \ln(W_f^a / W_f) \dots \dots \dots (4-14) \\ &= \ln(\delta_m + 1) + \ln(\delta_f + 1) \end{aligned}$$

여기에서  $\delta_m$ 은 성차별이 없을 때 남성이 받을 수 있는 생산성 임금 ( $W_m^a$ )과 시장에서 실제로 받는 임금( $W_m$ )의 차이로 성차별로 인해 남성이 받는 초과임금이고,  $\delta_f$ 는 성차별이 없을 때 여성이 받을 수 있는 생산성 임금( $W_f^a$ )과 시장에서 실제로 받는 임금( $W_f$ )의 차이로 성차별로 인해 여성이 손해 보는 임금이다. 식 (4-14)를 식 (4-13)에 대입하면 식 (4-15)가 된다.

$$\begin{aligned} \ln(GD_{mf} + 1) &= \ln(\nabla ta_m + 1) + \ln(\delta_f + 1) + \ln(PD_{mf} + 1) \\ &= \ln(W_m / W_m^a) + \ln(W_f^a / W_f) + \ln(W_m^a / W_f^a) \\ &\dots \dots \dots (4-15) \end{aligned}$$

다음 단계로 통상최소자승법(OLS)을 사용하여 임금을 추정하고, 추정 결과를 식 (4-15)에 대입하여 정리하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \ln(GD_{mf} + 1) &= \overline{X_m}(\widehat{\beta}_m - \beta^*) + \overline{X_f}(\beta^* - \widehat{\beta}_f) \\ &+ (\overline{X_m} - \overline{X_f})\beta^* \dots \dots \dots (4-16) \end{aligned}$$

여기에서  $\overline{X_m}$ 과  $\overline{X_f}$ 는 각각 남성과 여성의 특성치 평균값을,  $\widehat{\beta}_m$ 과  $\widehat{\beta}_f$ 는 실제 임금함수의 계수를 추정된 결과이며,  $\beta^*$ 은 성차별이 존재하지 않을 때 추정된 임금함수의 계수로 순수하게 남녀의 생산성 차이만을 반영한다. 위의 식 (4-16)에서 우측 첫 번째 항과 두 번째 항이 성차별적 요인에 의한 남녀 성별 임금격차이다.

성차별에 의한 임금 차이의 규모를 파악하기 위하여는  $\beta^*$ 에 대한 가정이 필요하다. 먼저 성별 생산성 차이만을 반영하는  $\beta^*$ 는  $\widehat{\beta}_m$ 과  $\widehat{\beta}_f$ 의 사이에 위치할 것이다. 즉,

$$\beta^* = \Omega \widehat{\beta}_m + (I - \Omega) \widehat{\beta}_f \dots\dots\dots(4-17)$$

여기에서  $\Omega$ 는 가중행렬(weighting matrix)로,  $\Omega$ 를 어떻게 가정하는가에 따라 성차별적 요인에 의한 성별 임금격차의 크기가 다르게 설명된다.

최초로 성차별적 임금격차의 규모를 파악한 Oaxaca(1973)는  $\Omega$ 를  $I$  (identity matrix) 또는 0(null matrix)로 정의할 것으로 제안하였다. 대부분의 연구들은 Oaxaca의 예를 따라  $\Omega = I$ 로 가정, 성차별적 임금격차를 분석하고 있다. 또한 Reimers(1983)는  $\Omega = (0.5) I$ 를 선택하였고, Cotton (1988)은 가중행렬  $\Omega = I_m I$ 를 제시하였다. 여기에서  $I_m$ 은 각각의 설명변수에서 차지하는 남성의 비중을 대각항 값으로 하는 대각행렬(diagonal matrix)이다.

Oaxaca and Ransom(1994)는 Becker(1971)의 모형에서 출발하여  $\Omega$ 를 다음과 같이 제안하였다.

$$\Omega = (X'X)^{-1}(X_m'X_m) \dots\dots\dots(4-18)$$

여기에서  $X$ 는 남녀 표본을 통합한 행렬로  $XX = X_m'X_m + X_f'X_f$ 이다. 이를 식 (4-17)에 대입하여 정리하면,

$$\beta^* = \widehat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y \dots\dots\dots(4-19)$$

식(4-19)는 Neumark(1988)의 제안과 동일한 결과이다. 그러나 Neumark가 효용함수를 homogeneous of degree zero로 가정한 반면 Oaxaca and Ransom은 보다 일반적인 가정하에서 동일한 결과를 도출하였다는 점에서 차이가 있다.

이러한 발전에도 불구하고 Oaxaca의 분해(decompositon) 방식에 의해 생산성 차이에 의한 임금격차와 성차별에 의한 임금격차의 상대적 크기를 파악하는 방법은 성차별에 의한 임금격차를 정확하게 파악하고 있지 못하다는 문제점을 계속 지닌다.<sup>25)</sup> 현실적으로도 차별에 의한 임금격차를 정확하게 측정할 수 있는 방법은 존재하지 않는다. 따라서, 최근에는 동태적 분석을 사용하여 남녀간 임금격차의 변화 추이를 살펴보고 이를 통해 성차별의 완화(또는 강화) 정도를 파악하려는 노력들이 기울여지고 있다(Blau and Kahn 1997; Macpherson and Hirsch 1995; Bowlus 1997). 성차별적 임금격차의 규모를 파악하는 것은 조심스럽고, 체계적인 분석을 필요로 하나 여기에서는 간략하게 Oaxaca and Ransom(1994)의 방법을 적용하여 최근의 성차별적 임금격차의 규모를 대략적이거나 파악하려고 한다.

여기에서는 2000년에 실시된 제3차 한국노동패널 조사의 자료를 이용하여 성차별적 임금격차를 계산한다.<sup>26)</sup> 조사 시점 당시 임금근로자로 취업하고 있었던 15세 이상의 성인 남녀를 분석대상으로 하고 있으며, 종속 변수로 시간당 임금의 log값을 사용하였다. 설명변수로는 직종별 성비, 연령, 연령의 제곱, 배우자 유무, 교육기간, 현 직장 근무기간(SK), 현 직장 근무기간의 제곱, 생애취업경험(GK), 생애취업경험의 제곱, 지역별 가변수, 상용직 여부, 직장의 노동조합 유무, 기업규모<sup>27)</sup>, 근로시간 형태, 정

25) Oaxaca방법의 한계에 대해서는 어수봉(1991)을 참조할 수 있다.

26) 생애 전체의 취업경험(GK)을 계산하는 과정에서 1차 연도와 2차 연도 자료를 함께 사용하였다. 1, 2차 연도에는 조사되지 않았으나 3차 연도에 새로 또는 재진입한 표본의 경우에는 취업경험의 데이터가 없거나 불명확하여 분석대상에서 제외하였다.

27) 사업체의 규모는 상당수가 정확한 근로자수 대신 근로자의 범위만을 대답하였다. 이에 따라 categorized 값을 사용하였으며, 그 값들은 1~4인 1, 5~9인 2, 10~29인 3, 30~49인 4, 50~69인 5, 70~99인 6, 100~299인 7, 300~499인 8, 500~999인 9, 1,000인 이상 10이다.

132 여성 노동시장의 현상과 과제

부기관 여부 및 산업을 사용하였다.

<표 4-9> 남녀 임금함수의 추정결과: OLS

설명변수	남 성	여 성
상수항	-2.71024( 0.000)	-2.24020( 0.000)
직종분리의 정도		
직종의 성비(=여성/남성)	-0.04187( 0.004)	0.01135( 0.444)
인구학적 변수		
연령(세)	0.04574( 0.000)	0.01371( 0.193)
연령의 제곱	-0.00056( 0.000)	-0.00015( 0.234)
배우자 유무(0: 없음 1: 있음)	0.15131( 0.000)	0.01102( 0.781)
인적자본 변수		
교육기간(년)	0.07069( 0.000)	0.04734( 0.000)
현 직장 근무기간(년)	0.02788( 0.000)	0.04726( 0.000)
현 직장 근무기간의 제곱	-0.00064( 0.000)	-0.00135( 0.001)
생애 취업경험(년)	0.00964( 0.081)	0.00630( 0.288)
생애 취업경험의 제곱	-0.00009( 0.435)	-0.00012( 0.441)
지역변수(서울 기준)		
부산·울산·경남	-0.03822( 0.258)	-0.19728( 0.000)
대구·경북	-0.17834( 0.000)	-0.11094( 0.022)
대전·충청	-0.10062( 0.042)	-0.13500( 0.032)
광주·전라	-0.05098( 0.282)	-0.07807( 0.217)
인천·경기·강원	-0.02915( 0.341)	-0.13223( 0.001)
일자리 특성		
상용직 여부(1: yes 0: no)	0.02117( 0.566)	0.11114( 0.005)
직장의 노조유무(1: yes 0: no)	0.05383( 0.096)	0.11397( 0.012)
기업규모	0.00137( 0.758)	0.00614( 0.235)
근로시간(1: 전일제 0: 시간제)	0.01756( 0.765)	0.06092( 0.177)
정부기관 여부(1: yes 0: no)	0.14471( 0.007)	-0.00583( 0.946)
산업(제조업 기준)		
농림수산업	0.01863( 0.872)	-0.36930( 0.111)
건설업	0.02419( 0.522)	0.31041( 0.011)
도매 및 소매업	0.01537( 0.691)	0.08783( 0.056)
숙박 및 음식업	-0.00726( 0.926)	0.09329( 0.094)
운수 및 통신업	-0.20234( 0.000)	0.04881( 0.632)
금융 및 보험업	0.11388( 0.061)	0.36767( 0.000)
부동산, 임대업 및 사업서비스업	-0.07253( 0.093)	0.12364( 0.052)
공공행정, 국방 및 사회보장행정	-0.01161( 0.906)	0.52852( 0.006)
교육서비스업	0.19308( 0.002)	0.28357( 0.000)
보건, 사회복지, 오락 및 문화	0.22405( 0.030)	0.18736( 0.005)
기타 개인, 가사 서비스업	-0.14014( 0.040)	0.08714( 0.187)
관찰치의 수	1,509	915
F-값	31.03	17.68
Adjusted R-square 값	0.3740	0.3539

주: ( ) 안은  $P > |t|$  값임.

추정된 결과는 <표 4-9>에 나타나 있다. 추정 결과를 남녀간 비교하면

남성은 임금수준이 현 직장의 근속연수(SK)보다 생애취업기간(GK)에 의해 결정되는 반면, 반대로 여성은 생애취업기간보다 근속연수에 더욱 영향을 받는 것으로 나타나고 있다. 여성의 경우 생애취업기간 및 생애취업기간의 제곱은 통계적으로 유의하지 못하다. 또한 근속연수에 따른 임금프리미엄도 남성에 비해 급속히 줄어드는 양상을 보이고 있다.

이러한 결과는 금재호(2000d)의 논의와 같이 남성은 취업경험에 따라 인적자본의 축적이 이루어져 생산성의 증가와 임금 상승으로 이어지나 여성은 직장경험이 인적자본 축적 및 임금 상승으로 연결되지 못하고 있다는 점을 시사한다. 교육에 대한 수익률도 남성이 0.07069인 반면 여성은 0.04734로 남성이 훨씬 높다.

추정 결과의 특징 중 하나는 연령이나 배우자 유무가 여성의 시간당 임금에 미치는 영향이 통계적으로 무의미하게 추정되었다는 점이다. 이는 남성이 연령에 따른 임금프리미엄을 누리고 있으며, 배우자가 있을 때 임금이 상승한다는 추정 결과에 현저하게 대비된다.

남성은 상용직으로 근무할 때 일용직에 비해 임금프리미엄이 없을 가능성이 높으나 여성은 일용직에 비해 임금프리미엄이 있는 것으로 추정되었다. 또한 직장에 노동조합이 있을 경우 남녀 모두 임금이 상승하는 것으로 나타나, 노동조합이 임금에 긍정적 영향을 미치고 있다.<sup>28)</sup> 그러나 기업규모와 근무시간의 형태는 남녀 모두 유의적이지 못하다.

앞에서 설명한 Oaxaca and Ransom(1994)의 분해방법을 이용하여 남녀 임금격차의 요인을 분해한 결과 2000년 한국노동패널 데이터에서는 성별 임금격차의 62.9%가 생산성의 격차로 설명되고 나머지 37.1%는 설명되지 못하고 있다. 설명되지 못한 임금격차 37.1%의 3분의 2 정도인 24.4%는 성차별로 인해 여성이 자신의 실제 생산성보다 낮게 얻는 손해 보는 임금이며, 나머지 12.7%는 성차별로 인해 남성이 생산성 이상으로 얻는 임금프리미엄 부문으로 판단된다.<sup>29)</sup>

28) 설명변수로 노동조합 가입 여부를 사용하였을 경우에는 통계적으로 유의한 결과를 얻을 수 없었다. 이의 원인으로 노동조합 가입자들의 직급이 낮은 점을 들 수 있다. 그러나 보다 명확한 이해를 위해서는 추가적 분석이 요구된다.

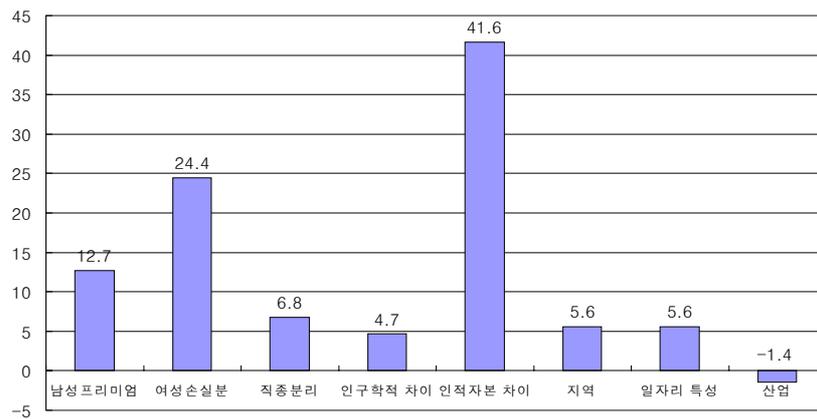
29) 보다 정확하게 성차별로 인한 남성의 임금 초과분  $\delta_m$ 은 0.06466이며, 여성의

$$\begin{aligned} \ln(GD_{mf} + 1) &= \overline{X_m}(\widehat{\beta}_m - \beta^*) + \overline{X_f}(\beta^* - \widehat{\beta}_f) \\ &\quad + (\overline{X_m} - \overline{X_f})\beta^* \\ &= 0.06266(12.7\%) + 0.12109(24.4\%) + 0.31190(62.9\%) \end{aligned}$$

이러한 결과는 금재호(2000d), 배무기·조우현(1995)의 결과와 큰 차이가 있으며, 실증분석 결과의 이러한 차이는 사용한 방법론의 차이에서 기인한다. 즉 금재호, 배무기·조우현 등 기존의 분석이 Oaxaca(1973)의 방법이나 Reimers(1983)의 방법론을 사용한 것에 비해 보다 일반적인 Oaxaca and Ransom(1994)의 방법론을 여기에서 적용한 것이 성차별적 임금격차를 크게 줄인 주된 원인이다.

생산성의 차이로 설명되는 임금격차를 보다 자세히 분해하면, 남녀 전체 임금격차의 6.8%는 성별 직종분리로 설명되며, 4.7%는 인구학적 차이에서, 그리고 41.6%는 인적자본의 차이로 설명된다. 또한 지역변수는 성별 임금격차의 5.6%를, 그리고 일자리의 특성 차이도 5.6%를 설명한다. 그러나 산업은 -1.4%를 설명하여 산업의 차이가 성별 임금격차를 줄이는데 기여하고 있다(그림 4-2 참조).

[그림 4-2] 성별 임금격차의 요인



이상의 분석 결과는 정확성의 한계를 지니고 있지만 한국 사회에 만연

임금 손실분  $\delta_f$ 는 0.12872이다.

해 있는 성차별을 다시 한번 확인하고 있다는 측면에서 의의를 찾을 수 있다. 남녀간의 임금격차는 그 원인이 밝혀진 경우 해결방안도 명료하게 제시될 수 있다. 그러나 전체 성별 임금격차의 34.1%가 명확한 원인을 모르고 성차별적<sup>30)</sup> 요인으로 간주된다는 것은 기업의 임금결정 및 성차별 구조에 대한 집중적인 고찰을 요구한다. 이에 대한 한 가지의 설명은 근로자의 고용에 따른 기업의 비용분석이다. 근로자가 동일한 생산성을 지니더라도 비용 차이가 발생하면 기업은 당연히 임금의 차이를 두게 될 것이다. 여성 근로자의 고용에 따라 기업이 추가적인 비용을 부담하는 경우가 일반적이며 이러한 비용은 위의 임금함수 추정식에 나타나 있지 않다.

또 다른 한 가지는 명시되지 않은 남녀간 생산성의 차이이다. 교육수준, 근속기간(SK), 생애취업기간(GK) 등의 인적자본 지표로 설명되지 않고 계량화하기도 어려운 근무태도, 인적자본투자에 대한 기대수익률 등에서의 격차가 임금격차 및 승진·보직·훈련 등에서의 차별의 원인이 될 수 있다.<sup>31)</sup> 그렇다고 하더라도 다른 장 또는 절에서의 분석 결과는 우리나라 여성의 진출을 가로막는 중요한 요인이 성차별이며, 이를 극복하지 않고서는 여성의 경제적 지위 향상과 국가경쟁력 향상을 도모하기 어렵다는 점을 다각적 측면에서 제시하고 있다. 따라서 여성의 경쟁력을 향상하기 위한 노력과 함께 성차별 완화를 위한 노력이 요구된다.

## 제4절 소 결

이 장에서는 성차별의 이론을 설명하고, 미국의 실증분석 결과를 소개함과 동시에 우리나라 노동시장에서 성차별이 존재하는지의 여부를 성별

30) 이러한 문제로 인해 본고에서는 설명되지 않는 성별 임금격차를 '성차별 임금격차' 대신 '성차별적 임금격차'라고 명칭하며, 이는 설명되지 않는 성별 임금격차가 성차별에 기인하는 것으로 의심된다는 의미이다.

31) 제6장에서는 승진 가능성 및 승진경험을 고려하여 성별 임금격차를 분석하였다. 그 결과 승진 가능성 및 승진경험은 성별 임금격차의 13.9%를 설명하여 승진의 중요성을 실증적으로 증명하고 있다.

직종분리와 성별 임금격차의 두 측면에서 실증 분석하고 있다.

성차별 이론에서 가장 중요한 것은 통계적 차별로 이는 기업이 근로자의 생산성이나 이직 가능성에 대해 불완전한 정보를 가지고 있다는 가정에서 출발한다. 불완전한 정보 때문에 기업은 성과 같이 쉽게 관찰 가능한 근로자의 특성에 의거하여 채용·승진·보직·임금 등의 결정을 내리며, 여기에는 남성의 평균 생산성이 여성보다 높다는 과거의 경험적·통계적 관찰이 근거가 된다. 제한된 정보 아래에서 기업은 여성의 평균적 생산성이 남성보다 낮다는 경험에 근거해 의사결정을 할 수밖에 없고, 그 결과 자신의 능력을 정확하게 나타낼 수 없는 고생산성 여성 근로자는 채용·승진·보직·임금 등에서 불이익을 받게 된다. 이러한 통계적 성차별은 기업의 합리적 의사결정의 결과이며, 통상적으로 잘 드러나지 않는 문제점을 지니고 있다. 따라서 이의 완화를 위해서는 적극적 조치(affirmative action)와 같은 정책적 노력이 요구된다.

성별 직종분리는 과밀가설에서 출발하고 있다. Bergmann(1974)에 의해 제시된 과밀가설은 성차별로 인해 여성의 남성 직종 취업이 어려움에 따라 여성은 여성 직종에 집중하게 되고, 그 결과 여성 직종의 노동공급 과잉에 따라 여성의 임금 하락이 발생하며, 이것이 성별 임금격차의 주요 원인이라는 주장이다. 그러나 과밀가설에 대한 우리나라 실증적 분석 결과는 일반적으로 과밀가설을 기각하고 있으며, 데이터의 구체적인 분석 결과는 다음과 같이 정리된다.

첫째, 1990년대에 걸쳐 여성의 경제활동참가율은 큰 폭으로 증가하였으나 1993년 9월 이후 여성의 경제활동 증가에도 불구하고 성별 직종분리는 더욱 심화되거나 또는 안정적인 변화를 보이고 있다. 1990년 후반 이후 여성의 사회 참여에 대한 인식이 향상되고 남성의 전유물로 여겨지던 직종의 진입장벽이 완화됨에 따라 성별 직종분리 현상도 개선될 것이라는 인식이 일반적 통념이었다. 그러나 실증분석은 여성의 경제활동 증가에도 불구하고 성별 직종분리는 여전히 지속 또는 강화되고 있으며, 남성 직종에의 진입장벽이 완화된 점은 인정하지만 이러한 변화가 노동시장 전체적으로 가시화되었다는 증거를 발견할 수 없다.

둘째, 여성 직종의 임시·일용직 비중이 남성 직종에 비해 크게 높은

것으로 나타났다. 따라서 1990년대 나타나는 여성 임금근로자의 임시·일용직화는 여성 근로자의 여성 직종 집중화와 밀접한 관련이 있다. 2000년 9월의 경우 여성 직종에 근무하는 여성 임금근로자의 20.2%만이 상용직으로 조사되었다. 또한 남성의 상용직 비중은 모든 직종에 걸쳐 여성보다 높아 직종 내의 성차별이 존재할 가능성을 제시한다.

셋째, Sorenson(1990)의 방법에 따라 과밀가설을 검정한 결과 과밀가설의 기각으로 나타났다. 과밀효과가 성별 임금격차에 미치는 효과는 -0.89%로 매우 적은 반면 남성과 여성은 각각 남성 직종과 여성 직종에 취업할 때 임금상승효과가 발생하는 것으로 추정되었다.

넷째, 우리나라 노동시장이 여성 직종과 남성 직종의 둘로 구성된 이중구조를 가지고 있다는 가설을 우도비 검정한 결과도 이중구조의 존재를 기각하였다. 이러한 검정 결과는 과밀가설의 검정 결과와 동일선상에 있으며, 우리나라의 노동시장이 직종에 따라 분단되어 있기보다는 성별 비교우위에 근거한 직종선택 및 직종분리가 이루어지고 있는 것으로 판단된다. 특히 여성은 여성 직종에 진출함으로써 임금 상승을 기대할 수 있고, 남성은 남성 직종에 취업함으로써 임금이 증가하는 현상이 발견된다. 이는 직종선택에 있어서의 자기선택 과정이 실제함을 입증하고, 성별 직종분리의 측면에서 분단노동시장적 접근보다는 인적자본이론이 더욱 설득력이 있음을 시사한다.

종합적으로 1990년대 여성 노동시장에서 여성의 경제활동 증대는 임시·일용직의 비중이 높은 여성 직종에의 집중을 통하여 이루어졌으며 그 결과 임시·일용직 여성 근로자의 비중이 큰 폭으로 증가하였다. 또한 이들 여성 직종에의 진입은 자기선택 과정의 결과로 여성 집중화를 통해 여성의 임금이 상승하고 성별 임금격차가 완화된 측면이 있다.

이러한 현상이 발생한 원인의 하나는 1990대 여성 집중 직종에서의 인력수요 확대일 것이다. 1990대 초반 이후 도소매, 음식·숙박업 등 여성이 많이 고용되어 있는 산업에서 고용의 급격한 증가가 관찰되고 있다.<sup>32)</sup> 이처럼 여성 인력에 대한 수요의 증대에 따라 직종의 성분리 현상이 심화

32) <표 2-13>에서 1990년 여성 취업자의 28.3%를 차지하던 도소매 및 음식·숙박업 종사자의 비중은 1996년 34.4%로 높아졌다.

됨과 동시에 성별 임금격차도 완화되었을 가능성이 있다. 만일 이러한 현상이 사실이라면 성별 임금격차의 완화가 성차별의 완화를 의미하는 것은 아니며, 노동시장의 인력수급 변화를 반영할 뿐이다.

또한 노동시장 및 성차별의 다양한 측면을 감안할 때, 여성 직종의 집중화 현상이 성별 비교우위에 근거한 자기선택의 결과라는 추정 결과는 부분적인 정확성을 지닌다. 만약 남성 직종에의 진입장벽이 채용제한이 아니라 여성 직종의 임금수준보다 낮도록 여성에게 저임금을 책정한다던가 또는 승진기회를 제한하는 등 상대적 박탈을 통해 실행될 때 통계적 추정 결과가 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 비중의 차이가 모든 직종에서 발견할 수 있는 데에서도 알 수 있다.

나아가 여기에서의 추정 결과와 같이 성별 직종분리가 성별 비교우위에 근거를 두고 있다고 할지라도 현재의 성별 직종분리 정도는 상당히 심각한 것으로 판단된다. 향후 여성의 경제활동 욕구가 더욱 증가할 것으로 예상되고, 그 결과 여성 직종의 노동력 추가 진입에 따라 여성 직종에서 과밀현상에 의한 임금하락 압력이 관찰될 가능성도 염두에 두어야 한다. 물론, 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 여성 직종에 종사하고 있다는 사실은 분명 정책적 관심의 대상일 것이다.

다음으로는 성차별에 의한 임금격차의 규모를 파악하기 위해 Oaxaca의 방법론보다 더욱 발전된 Oaxaca and Ransom(1994)의 방법론을 적용하고, 2000년에 실시된 제3차 한국노동패널 조사의 자료를 이용하여 성차별적 임금격차를 분석하였다. 조사 시점 당시 임금근로자로 취업하고 있었던 15세 이상의 성인 남녀를 분석대상으로 하고 있으며, 종속변수로 시간당 임금의 log값을 사용하였다. 설명변수로써는 직종별 성비, 연령, 연령의 제곱, 배우자 유무, 교육기간, 현 직장 근무기간(SK), 현 직장 근무기

간의 제곱, 생애취업경험(GK), 생애취업경험의 제곱, 지역별 가변수, 상용직 여부, 직장의 노동조합 유무, 기업규모, 근로시간 형태, 정부기관 여부 및 산업을 사용하였다. 분석 결과 성별 임금격차의 62.9%가 생산성의 격차로 설명되고 나머지 37.1%는 설명되지 못하고 있다. 설명되지 못한 임금격차 37.1%의 3분의 2 정도인 24.4%는 성차별로 인해 여성이 자신의 실제 생산성보다 낮게 얻는 손해 보는 임금이며, 나머지 12.7%는 성차별로 인해 남성이 생산성 이상으로 얻는 임금프리미엄 부문으로 판단된다. 추정 결과에 따르면 이전의 분석 결과보다 성차별적 요인에 의한 임금격차의 비중이 크게 감소한 것으로 나타나고 있다.

성별 임금격차에 대한 실증적 검증에 대해서는 그동안 많은 검증이 이루어져 왔다. 연구 결과의 대부분에서 성별 임금격차의 절반 이상은 인적 자본, 산업 및 직업분포, 인구학적 변수 등의 설명변수로 설명되지 않는 성차별적 요인에 기인한 것으로 결론 내리고 있다. 그러나 설명되지 않는 남녀의 성별 임금격차가 성차별에 의한 차이인가에 대한 근본적 의문이 제기된다. 예를 들어 근무태도, 기업에 대한 충성도, 숙련수준 등 눈에 보이지 않거나 관찰 불가능한 요인에 의해 발생한 임금격차를 성차별로 간주하는 것이 올바른가의 문제가 있다. 반대로 교육수준, 근속기간과 같은 인적자본의 성별 차이가 성차별의 결과일 가능성도 제기된다. 즉 여성의 역할 및 교육에 대한 사회적 편견으로 인해 여성의 교육수준이 낮고 그 결과 성별 임금격차가 발생한다면 인적자본의 성별 차이도 성차별의 결과로 간주되어야 할 것이다. 그럼에도 불구하고 성차별에 의한 임금격차를 파악할 수 있는 방법론의 한계로 말미암아 통상적으로 Oaxaca류의 방법론을 이용하여 성차별에 기인한 임금격차의 규모를 추정하고 있다. 또한 추정 결과 과거보다는 감소하였지만 여전히 상당한 수준의 성별 임금격차가 설명되지 않는 성차별에 의한 차이로 간주되고 있다.

## 제5장

## 여성노동시장의 이중구조와 빈곤

### 제1절 여성 노동시장의 이중구조

제2장에서의 기초분석 결과는 여성 근로자들 자체가 고학력·고생산성·고임금·고용안정의 근로자와 저학력·저생산성·저임금·고용불안의 근로자 둘로 나누어져 있을 가능성을 제기하였다. 여기에서는 한국노동패널 조사의 3차 연도 자료를 이용하여 여성 임금근로자들이 두 부류로 나누어져 있는지를 살펴보고자 한다. 한국노동패널 조사의 3차 연도에 응답하고 임금을 보고한 여성 임금근로자 1,432명의 평균임금은 75만 9,000원이고 중위소득(median income)은 70만 원으로 나타났다. 구체적으로 임금이 하위 40%에 속하는 저임금 여성과 상위 40%에 속하는 고임금 여성의 두 부류로 구분하여 이들 사이에 어떤 차이가 있는지 분석한다. <표 5-1>에서 저임금 여성 취업자는 고임금 여성에 비해 가구주(16.1%)이거나 가구주의 배우자(57.9%)이며, 연령이 많고 학력수준이 낮다. 고용형태는 고소득 여성의 88.5%가 상용직인 데 비해 저소득 여성은 절반 정도인 48.9%가 임시·일용직이었다. 현 직장의 근속기간은 저소득 여성 2.4년, 고소득 여성 5.1년으로 장기근속자의 임금이 높다. 그러나 생애취업기간은 저소득 여성이 9.3년으로 다소 많아 저소득 여성의 경우 직장이동이 빈번하거나 경력단절이 있음을 시사한다.

<표 5-1> 여성 임금근로자의 특성: 2000년 한국노동패널 조사

	하위 40%	상위 40%
임금의 범위	60만원 이하	75만원 이상
평균임금	45만 3천원	111만 5천원
표본수	629명	587명
가구주와 관계		
가구주	101( 16.1)	61( 10.4)
배우자	364( 57.9)	294( 50.1)
자녀	138( 21.9)	206( 35.1)
기타	26( 4.1)	26( 4.4)
연령		
30세 미만	169( 26.9)	271( 46.2)
30 ~ 39세	158( 25.1)	149( 25.4)
40 ~ 49세	169( 26.9)	120( 20.4)
50 ~ 59세	74( 11.8)	41( 7.0)
60세 이상	59( 9.4)	6( 1.0)
평균 연령	39.2세	33.4세
학력		
초등교 이하	173( 27.5)	37( 6.3)
중졸	119( 18.9)	55( 9.4)
고졸	238( 37.8)	230( 39.2)
전문대졸	65( 10.3)	98( 16.7)
대졸 이상	34( 5.4)	167( 28.5)
평균 교육기간	9.9년	12.9년
고용형태		
상용직	320( 51.1)	517( 88.5)
임시·일용직	306( 48.9)	67( 11.5)
현 직장 근속기간	2.4년	5.1년
생애취업기간	9.3년	8.9년
근로형태		
전일제	441( 70.3)	555( 95.0)
시간제	186( 29.7)	29( 5.0)
주당 근로시간	40.2시간	50.7시간

자료: 「한국노동패널조사」, 3차 연도 원자료.

<표 5-2> 여성 임금근로자의 특성: 2000년 한국노동패널조사

직 종	저소득(하위 40%)	고소득(상위 40%)
관리자	0( 0.0)	2( 0.4)
전문가	20( 3.2)	111(19.2)
준전문가	42( 8.3)	112(19.4)
사무직	81(13.9)	139(24.1)
서비스 및 판매직	133(21.3)	112(19.4)
농림어업	12( 2.0)	1( 0.2)
기능원	78(12.5)	44( 7.6)
기계 조작원	81(12.9)	26( 4.5)
단순근로	162(26.0)	31( 5.4)

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 3차 연도 원자료.

근로시간은 저소득 여성이 주당 40.2시간으로 고소득 여성의 50.7시간에 비해 크게 낮을 뿐만 아니라 시간제 근로의 비중도 높아 근로시간이 소득에 상당한 영향을 미칠 것으로 예상된다.

또한 <표 5-2>와 같이 직업별로 저소득 여성은 단순근로, 기계 조작원·기능원 등의 직군에 많이 종사하는 반면, 고소득 여성은 (준)전문가, 사무직 등에 집중되어 있다.<sup>1)</sup> 특징적 사실의 하나는 서비스 및 판매직에는 저소득 여성의 21.3%와 고소득 여성의 19.4%가 몰려 있어 직종 내에서도 임금격차가 상당함을 보여준다. 이와 같은 기초분석 결과는 여성 임금근로자가 고연령, 저학력, 단기근속, 단시간 근무의 저소득 계층과 저연령, 고학력, 장기근속, 장기근속의 고소득 계층으로 구분되며, 특히 직종에 따라 그 격차가 확연함을 보여준다.

저소득 여성은 취업하고 있어도 퇴직금이나 고용보험 등과 같은 혜택을 상대적으로 덜 받고 있을 것으로 예상된다. 2000년의 한국노동패널 조사에서는 근로자가 퇴직금, 보너스, 유급 출산휴가 등의 각종 혜택을 받는지의 여부와 함께 승진 가능성, 근무 예상기간 등을 조사하였다. <표 5-3>에서 남성 임금근로자에 비해 여성은 퇴직금, 보너스, 휴가 등의 모든 항목에서 남성보다 수혜율이 낮은 것으로 나타나고 있으며, 국민연금,

1) 취업하고 있는 기업의 규모도 고소득 여성이 상대적으로 큰 기업에 근무하고 있는 것으로 분석된다.

직장의료보험, 고용보험 등의 가입률도 남성보다 낮다. 특히 승진 가능성과 승진 여부에서 남녀의 격차가 크게 벌어져 승진에서의 성차별이 존재할 가능성을 암시하고 있다. 남성의 35.6%와 여성의 21.9%가 승진할 수 있다고 응답하고 있으나 실제로 승진한 경험의 유무에 대해서는 여성의 10.4%와 남성의 32.3%가 그렇다고 대답하였다. 이처럼 승진 가능 여부와 승진 경험 유무에 대해 여성의 응답률이 차이가 있는 것은 여성의 근속 연수가 적어 승진할 자격이 부족하기 때문일 가능성이 있지만 승진이 여성에게 상대적으로 어려울 가능성도 배제할 수 없다.

<표 5-3> 각종 혜택의 수령 여부: 임금근로자

(단위: %)

	여성 임금근로자			남성 임금근로자
	하위 40%	상위 40%	여성 전체	
근무예상기간(1: 1년 이상)	78.8	94.0	88.0	93.2
파견근로 여부(1: 예)	5.9	6.3	5.6	5.9
근로소득세 원천징수(1: 예)	28.8	71.0	56.0	76.2
근무시간 자율성(1: 자율)	13.0	3.6	6.4	3.8
승진가능 여부(1: 예)	9.0	32.5	21.9	35.6
승진 경험(1: 예)	2.7	18.2	10.4	32.3
국민연금 가입 여부	25.1	43.6	39.7	61.3
직장의료보험 가입 여부	26.1	56.9	46.3	71.2
고용보험 가입 여부	26.2	47.9	41.9	62.3
특별급여 수혜 여부				
퇴직금	30.9	64.9	53.7	72.8
정기 보너스	22.0	56.6	44.6	64.1
부정기 보너스	14.5	33.1	26.0	30.6
유급 연가-월차-휴가	17.4	50.9	37.1	57.1
무급 연가-월차-휴가	12.1	32.4	24.4	31.7
유급 병가	10.4	39.0	26.5	42.2
유급 출산휴가	6.2	35.4	21.7	18.1
전세금, 학자금 융자	5.4	24.9	15.0	31.1

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 3차 연도 원자료.

이처럼 남성과 여성 임금근로자가 기업의 복리후생뿐만 아니라 사회보

힘 가입, 승진 등에서 서로 상당한 격차가 있음과 동시에 여성 임금근로자 내부에서도 상당한 차이를 발견할 수 있다. <표 5-3>에서 저소득 여성은 기업의 복리후생에서 매우 제한적으로 혜택을 받고 있는 것을 알 수 있다. 특히 저소득 여성의 6.2%만이 유급 출산휴가를 받고 있으며, 유급 연가-월차-휴가는 17.4%, 유급 병가는 10.4%만이 수급 가능하다는 조사 결과는 대부분의 여성 임금근로자들이 법의 사각지대에 놓여 있다는 점을 반영한다. 또한 저소득 여성들은 승진 가능성이 매우 적어 생애동안 같은 지위에서 직무를 수행하여야 하며, 국민연금 등의 사회보장제도의 혜택도 4분의 1 정도만이 누리는 것으로 나타났다. 비록 저소득 여성의 근로시간이 적고, 근무시간의 자율성이 상대적으로 보장되지만 근로시간의 자율성 확보가 저임금의 막다른 일자리(dead-end job)로 연결된다면 이는 재고해야 할 것이다. 즉 우리나라에서 근무시간의 유연성이 적합하지 않거나 조심스럽게 접근해야 할 위험성을 제기된다.

이상의 분석 결과는 여성 임금근로자들이 남성보다 상대적으로 심각하게 이원화되어 있을 가능성을 강력하게 시사함과 동시에 향후 여성정책의 방향이 저소득 여성 근로자의 복리 및 경제적 지위 향상에 초점을 맞추어야 한다는 점이 강조된다.

## 제2절 여성 가구주의 빈곤과 취업

제2장에서 여성 취업자의 4분의 1 정도가 여성 가구주이며, 이들의 비중은 시간에 따라 조금씩 증가하고 있다는 사실을 발견하였다. 여기에서는 여성 가구 취업자의 노동시장 위치를 좀더 세밀히 살펴보고 이들이 빈곤에 빠질 위험성에 대해 논의한다. 빈곤의 원인과 이행 과정에 대한 동태적 분석을 위하여 여기에서는 한국노동패널 조사(KLIPS)의 제1차 연도(1998년)에서 제3차 연도(2000년)까지의 3개 연도 자료를 사용하고 있다. 패널조사에 응답한 가구의 숫자는 매 조사 때마다 차이가 있는데 표본의 불일치로 인한 문제점을 해소하기 위하여 세 번 조사에 모두 응답하

였고, 가구소득이 파악된 3,821가구만을 분석대상으로 한다. 이때 3,821가구 내에 속한 가구원수는 모두 13,543명에 달하는 것으로 나타났다.

빈곤은 크게 절대적 빈곤과 상대적 빈곤으로 정의되고 있음은 주지의 사실이다. 여기에서는 OECD(2001)의 분석과 같이 상대적 빈곤의 개념을 사용하기로 하며, 구체적으로 소득이 중간소득(median income)의 50%에 못 미치는 가구를 빈곤가구로 정의한다. 빈곤의 판단 기준으로는 일반적으로 가구 전체의 소득이 사용된다. 그러나 가구의 전체 소득을 기준으로 상대적 빈곤 여부를 판단할 때 가구원수의 차이가 반영되지 않는 문제점이 발생한다. 즉 1인 가구인지 아니면 10인 가구인지와 상관없이 가구 전체 소득이 일정 수준 이하이면 빈곤가구로 간주되는 것이다. 이에 따라 가구원수가 적은 가구, 특히 20대 가구주의 가구가 빈곤가구로 정의될 위험성이 상대적으로 높다.

이러한 문제점을 해결하는 방법의 하나는 가구원 1인당 소득(per capita income)을 기준으로 빈곤 여부를 결정하는 방식이다. 그러나 이러한 접근 방법도 가구 전체 소득의 변화 없이 출생이나 사망 등에 의한 가구원수의 단순 증감에 따라 빈곤 여부가 결정된다는 한계가 있다. 가구원 1인의 증가에 따라 동일 복지수준을 유지하기 위해 추가적으로 필요한 소득의 크기는 일반적으로 가구규모에 따라 다르다. 구체적으로 1인 가구가 2인 가구로 확대될 경우 동일한 복지수준의 유지를 위해 필요한 추가적 소득과 8인 가구가 9인 가구로 확대될 경우 추가적으로 필요한 소득이 서로 다를 것이다. 가구원 1인당 소득을 기준으로 하는 빈곤의 정의는 이러한 차이점을 반영하지 못하는 어려움에 부딪힌다.

이러한 어려움을 해결하기 위해 본 연구에서는 가구균등화지수를 가중치로 하여 이에 따라 조정된 가구소득을 빈곤 결정의 기준으로 삼는다. 가구균등화지수는 가구원수의 증가에 따라 동일한 복지수준을 유지하기 위해 추가적으로 요구되는 소득 증가율을 나타내는 지수로, 관련된 연구로는 우리나라의 경우 김진욱(1996), 안창수 외(1989), 박순일 외(1994) 등을 들 수 있다. 그러나 「도시가계조사」의 자료를 근거로 구해진 이들의 가구균등화지수는 2인 이상 가구에 대해서만 균등화지수가 제공된다는 단점이 있으므로, 여기에서는 OECD(1994)의 가구균등화지수를 사용하기

로 한다.<sup>2)</sup>

<표 5-4>는 OECD의 가구균등화지수로 조정된 가구소득의 평균치와 빈곤선(poverty line) 및 중간소득(median income)을 보여주고 있다. 1998~2000년의 3차에 걸친 조사에서 평균소득과 빈곤선은 계속 증가하는 추세를 나타낸다. 가구균등화지수로 조정된 가구소득이 중간치의 50%에 미치지 못하는 빈곤가구의 비중은 1998년의 1차 조사에서 21.6%(826가구)이며, 이러한 수치는 이후의 2차, 3차 조사에서도 비슷한 값을 보여준다. 빈곤가구에 속하는 가구원을 기준으로 빈곤상태 개인의 숫자와 비중을 살펴보면 1998년의 1차 조사의 경우 빈곤개인은 2,479명으로 전체 개인 중 18.5%가 빈곤상태에 놓여 있었던 것으로 조사되었다.<sup>3)</sup> <표 5-4>에서 빈곤상태에 놓여 있던 개인의 비중은 시간의 경과에 따라 점차 감소하는 추세를 보이고 있는데, 빈곤가구의 비중보다 빈곤개인의 비중이 크게 낮은 것은 빈곤가구의 가구원수가 상대적으로 적기 때문으로 판단된다.

<표 5-5>는 가구 또는 가구주의 특성에 따라 빈곤율이 어떻게 변화하는지 기초적인 분석 결과를 보여주고 있다. 가구주의 성별로 여성 가구주

<표 5-4> 가구균등화지수로 조정된 소득, 빈곤선 및 빈곤가구수와 빈곤가구원수  
(단위: 만원, 가구, %)

	평균소득 <sup>1)</sup>	빈곤선 및 중간소득 <sup>2)</sup>	빈곤가구수 및 비중 <sup>3)</sup>	빈곤가구원수 및 비중 <sup>4)</sup>
1차 조사(1998)	78.03( 77.53)	33.25(66.50)	826(21.6)	2,479(18.5)
2차 조사(1999)	82.39( 89.33)	33.54(67.08)	787(20.6)	2,466(17.8)
3차 조사(2000)	87.18(109.52)	37.50(75.00)	816(21.4)	2,286(17.1)

주: 1) ( ) 안의 값은 표준편차.

2) ( ) 안의 값은 중간소득(median income).

3) ( ) 안의 값은 빈곤선 이하 가구의 비중(%).

4) ( ) 안의 값은 빈곤선 이하 개인의 비중(%).

의 경우 빈곤에 빠질 위험성이 높다. 1998년도 1차 조사에서 여성 가장가

2) OECD(1994)에서 제시한 가구균등화지수 값은 1인 가구 1.00을 출발점으로 하여 2인 1.414, 3인 1.732, 4인 2.000, 5인 2.236, 6인 2.449, 7인 2.646 등이다.

3) 분석대상 3,821가구에 속한 개인의 수는 1998~2000년 평균 13,543명이었다.

구의 41.5%가 빈곤상태이었던 것으로 나타나고 있으며, 3년 내내 빈곤상태인 여성 가장 가구의 비중도 23.0%에 달하였다. 반면 남성 가구주 가구는 1998년 18.3%만이 빈곤선 이하의 소득을 얻고 있었으며, 3년 내내 빈곤상태이었던 비중도 5.7%에 불과하였다. 1998~2000년까지의 3년 조사에서 보고된 가구소득의 평균값을 기준으로 빈곤 여부를 판단하는 항상 빈곤(permanent poverty)의 측면에서도 여성 가장 가구의 43.7%가 항상 빈곤상태에 놓여 있어 남성 가구주의 13.6%와 대비된다. 이러한 분석 결과는 여성 가구주의 경우 빈곤 위험이 높을 뿐만 아니라 빈곤상태에 빠졌을 때 이를 벗어나기 어렵다는 점을 시사한다. 이처럼 여성 가구주의 경우 빈곤상태에 놓여 있을 확률이 높고, 그 결과 여성 가장 가구가 전체 빈곤가구의 40.4%나 차지하고 있었다. 따라서 여성 가장 가구의 빈곤 문제는 매우 현실적인 문제로 향후 주요한 정책적 과제가 되어야 할 것이다.

가구주의 연령대별로는 연령이 높을수록 빈곤의 위험성이 급격하게 상승하여 60대 이상 가구주 가구의 47.2%가 항상 빈곤상태에 있었으며 젊은 가구주의 가구는 빈곤에 빠지더라도 신속하게 벗어나는 것으로 여겨진다. 이러한 점은 연령이 낮을수록 조사시의 빈곤율과 3회 모두 빈곤율의 격차가 확대되는 것에서 알 수 있다. 가구주의 교육수준에 따라서는 기대와 마찬가지로 학력이 낮을수록 빈곤율이 높고, 가구의 취업자수와 빈곤율과의 관계도 예상과 일치하여 취업자수가 많을수록 빈곤율도 낮아진다. 특히 취업자가 없는 가구의 33.4%는 3년 모두 빈곤상태에 빠져 가구 구성원의 취업 여부가 빈곤에 매우 중요한 영향을 미칠 가능성이 제기된다.

기초분석 결과를 체계적으로 정리하고 빈곤의 원인을 규명하기 위해, 다음 단계로 빈곤에 빠질 위험확률의 계량모형을 설정하고 추정한다. 추정모형의 종속변수로는 ① 세 차례의 패널조사 동안 최소한 한 번 이상의 빈곤경험 여부(yes=1, no=0), ② 3년 모두 빈곤경험 여부 및 ③ 항상빈곤(permanent poverty) 여부의 세 가지로 설정하고, 이에 대한 설명변수로 세 추정모형 모두 '가구주의 성별', '가구주의 연령', '가구주의 교육기간' <표 5-5> 가구 및 가구주의 특성별 빈곤가구의 비중(빈곤율)

	빈곤가구의 비중(빈곤율)					3회 모두 비빈곤 가구 비중	전 체
	1998	1999	2000	3회 모두 빈곤	항상빈곤		
가구주의 성별							
남 성	18.3	17.0	17.3	5.7	13.6	67.3	85.7
여 성	41.5	41.6	44.3	23.0	43.7	39.5	14.3
가구주의 연령							
30세 미만	10.4	8.9	9.8	0.4	6.4	78.9	6.6
30~39세	13.5	11.6	10.3	3.0	9.0	76.1	26.7
40~49세	16.2	14.4	14.0	3.9	10.3	70.7	27.2
50~59세	18.6	17.5	16.9	5.1	13.3	63.4	20.2
60세 이상	47.4	45.2	47.3	27.0	47.2	30.2	19.4
가구주 교육수준							
초등졸 이하	42.2	42.5	43.3	22.1	40.0	35.7	25.8
중졸	22.9	21.1	21.4	6.1	16.8	59.5	15.8
고졸	13.4	12.8	13.2	2.8	9.0	73.5	37.8
전문대졸	11.7	9.1	10.7	4.6	8.1	81.7	5.2
대졸 이상	9.4	6.6	8.4	1.5	4.4	82.3	15.6
가구내 취업자수							
없음	65.6	54.9	63.1	33.4	60.4	12.2	15.7
1명	15.3	17.3	17.3	4.3	11.4	71.0	47.6
2명	10.9	13.2	11.1	2.5	7.9	75.4	29.8
3명 이상	11.5	9.1	8.9	1.2	2.3	75.1	6.8
거주지역							
서울	19.3	14.4	15.7	4.5	12.6	68.5	25.5
인천·경기·강원	18.8	17.4	17.9	5.7	13.3	65.9	25.4
부산·경남·울산	20.1	21.2	21.5	8.8	18.3	64.9	20.2
대구·경북	29.9	29.4	29.5	14.2	25.6	52.5	11.5
대전·충청	27.2	28.6	27.0	11.7	12.4	56.3	8.3
광주·전라	23.6	27.1	30.9	13.1	25.0	58.5	9.2

자료: 금재호·김승택(2001).

(년), '3회 평균 가구원수', '거주지역' 등의 인구학적 변수들과 함께 '가구 순자산' 및 '취업자수'를 사용하였다.<sup>4)</sup>(pemanent poverty) 여부의 세 가지로 설정하고, 이에 대한 설명변수로 세 추정모형 모두 '가구주의 성별', <표 5-6> 빈곤의 정태적 결정요인(1998~2000년): 로짓추정

4) 여기에서 '가구 순자산'은 부동산, 금융자산 등의 보유 자산에 부채를 제외한 값으로 가구의 자산소득 규모를 설명하는 변수이며, '취업자수'는 가구의 근로소득 규모를 나타내는 변수로 사용되었다.

	종속변수		
	모형 (1) 1회 이상 빈곤(yes=1)	모형 (2) 3회 모두 빈곤(yes=1)	모형 (3) 항상빈곤(yes=1)
가구주 성별(1: 남성 2: 여성)	0.22788( 1.684)***	0.3551( 1.739)***	0.33142( 2.099)**
가구주 연령	0.04271( 10.524)*	0.04319( 5.934)*	0.03678( 7.004)*
가구주 교육기간(년)	-0.12270( -9.773)*	-0.09571( -4.531)*	-0.13133( -7.957)*
가구원수(3년 평균)	0.15534( 4.017)*	0.21004( 2.904)*	0.19261( 3.708)*
순자산(1999년, 2000년 평균)	-0.00003( -6.918)*	-0.00006( -5.271)*	-0.00008( -8.766)*
취업자수(3년 평균)	-1.16531(-16.394)*	-1.82519(-11.729)*	-1.79399(-16.188)*
거주지역 dummy(서울 기준)			
인천·경기·강원	-0.19999( -0.169)	-0.22376( -0.845)	-0.24735( -1.390)
부산·울산·경남	-0.26402( -2.112)**	0.16085( 0.635)	-0.08269( -0.466)
대구·경북	0.40016( 2.777)*	1.03268( 3.917)*	0.66003( 3.418)*
대전·충청	0.04006( 0.232)	0.17027( 0.498)	0.23311( 0.988)
광주·전라	-0.03037( -0.192)	0.40499( 1.372)	0.25674( 0.239)
상수항	-0.38213( -0.980)	-3.15585( -4.187)*	-0.84906( -1.606)
LR chi2	970.80	631.12	1059.73
Pseudo R <sup>2</sup>	0.2147	0.3533	0.3467

주: 1) ( ) 안은 z-값임.

2) ‘\*’는 1%, ‘\*\*’는 5%, ‘\*\*\*’는 10% 수준에서 유의함을 표시.

‘가구주의 연령’, ‘가구주의 교육기간(년)’, ‘3회 평균 가구원수’, ‘거주지역’ 등의 인구학적 변수들과 함께 ‘가구 순자산’ 및 ‘취업자수’를 사용하였다.<sup>5)</sup>

단순로짓 추정모형을 이용하여 빈곤상태에 빠질 확률을 추정된 결과가 <표 5-6>에 나타나 있는데, 어떤 종속변수를 사용하는가와 별 다른 관계 없이 세 추정모형은 매우 유사한 결과를 보이고 있다. 앞의 기초분석 결과와 마찬가지로 가구주가 여성일 때 빈곤상태에 놓일 확률이 높아지고 있었다. 또한 연령이 많을수록, 가구주의 학력수준이 낮고 가구원수가 많을수록 빈곤상태에 놓일 확률이 높아지는 반면, 순자산(net asset)과 취업자수는 반대로 빈곤확률을 낮추는 긍정적 기능을 하고 있다.

<표 5-6>의 두 번째 열과 세 번째 열의 회귀계수 값을 상호 비교하면 가구주가 여성일 때 3번 모두 빈곤상태에 놓이게 될 확률이 상대적으로

5) 여기에서 ‘가구 순자산’은 부동산, 금융자산 등의 보유 자산에 부채를 제외한 값으로 가구의 자산소득 규모를 설명하는 변수이며, ‘취업자수’는 가구의 근로소득 규모를 나타내는 변수로 사용되었다.

높은 것을 알 수 있다. 이는 앞에서 언급한 것처럼 여성 가장 가구의 경우 빈곤에 빠질 위험성이 높을 뿐만이 아니라 빈곤의 지속화·영구화 현상이 이들에게 일어날 가능성이 크다는 점을 시사한다. 취업자수에 대한 회귀계수의 추정치도 모형 (1)에서는 -1.16531이었으나 모형 (2)에서는 그 값이 -1.82519로 0.65988의 커다란 차이가 발생하였다. 이는 취업자가 없는 미취업 가구의 경우 빈곤이 지속될 위험성이 높으며, 이들 가구들이 빈곤으로부터 탈출하기 위해서는 일자리 마련이 핵심적이라는 점을 암시한다.

### 제3절 소 결

이 장에서는 여성 근로자의 특성을 이해하기 위한 노력의 하나로 여성 임금근로자의 이중구조와 빈곤 위험성에 대해 살펴보았다. 먼저 여성 임금근로자들이 고학력·고생산·고임금·고용안정의 근로자와 저학력·저생산·저임금·고용불안의 근로자 둘로 나눌 수 있는가를 분석하였다. 이를 위해 한국노동패널 조사의 3차 연도 자료를 이용하여 임금이 하위 40%에 속하는 저임금 여성과 상위 40%에 속하는 고임금 여성의 두 집단으로 구분하고 이들 사이에 어떤 차이가 있는지 살펴보았다. 저임금 여성 근로자는 고임금에 비해 가구주이거나 배우자이며, 연령이 많고 학력수준이 낮다. 또한 고용형태도 저임금 여성의 경우 임시·일용직이 많으며, 현 직장의 근속기간도 짧은 특성을 보인다. 그러나 생애취업기간은 고임금 여성의 8.9년에 비해 저임금 여성은 9.3년으로 나타나, 저임금 여성의 경우 직장이동이 빈번하거나 경력단절이 있음을 시사한다. 직업별로는 저임금 여성이 단순근로, 기계조작·기능원 등의 직군에 집중되어 있는 반면, 고임금 여성은 (준)전문가, 사무직 등에 집중되어 있다.

또한 사회보험이나 복리후생의 수혜 여부에 있어서도 남성과 여성 사이 뿐 아니라 여성 임금근로자 내에서도 상당한 격차가 존재하고 있었다. 퇴직금, 보너스, 휴가, 전세금·학자금 용자 등의 복리후생에서 저임금 여

성은 매우 제한적인 혜택을 받고 있으며, 사회보험 가입률도 매우 낮다. 유급 연가-월차-휴가, 유급 출산휴가 등 법에서 보장된 보호장치의 혜택을 받는 여성의 비중도 임금수준에 따라 차이가 나고 있으며, 전반적으로 많은 여성 근로자들이 법의 사각지대에 놓여 있는 것으로 여겨진다.

이혼율의 급증, 고령화 및 만혼의 경향 등으로 여성 가장 가구의 비중이 점차 높아지고 있으나, 이들의 상당수는 빈곤의 위협에 처하고 있다. 한국노동패널 조사의 1차~3차까지의 데이터를 사용하여 분석한 결과, 여성 가구주의 경우 빈곤 위험이 높을 뿐만 아니라 빈곤상태에 빠졌을 때 이를 벗어나기 어렵다. 1998~2000년까지의 3번 조사의 가구소득 평균치를 기준으로 빈곤 여부를 판단하는 항상빈곤(permanent poverty)의 측면에서 여성 가장 가구의 43.7%가 항상빈곤 상태에 놓여 있어 남성 가구주의 13.6%와 대비된다. 또한 전체 빈곤가구 중에서 여성 가장 가구가 40.4%를 차지하고 있으며, 이들은 빈곤에 빠질 위험성이 높을 뿐만 아니라 빈곤의 지속화·영구화 현상이 이들에게 일어날 가능성이 높은 것으로 파악된다. 따라서 노인가구와 함께 여성 가장 가구의 빈곤 문제는 매우 현실적인 문제로 향후 주요 정책과제의 하나가 되어야 할 것이다.

## 제6장 여성의 경력개발

### 제1절 구직활동과 채용

#### 1. 여성의 구직활동

먼저 구직 사유에 대해 살펴보면 <표 6-1>과 같이 남성들의 73.2%가 ‘생활비를 벌려고’라고 응답하여 생계의 책임 때문에 일자리를 찾는 경우가 대부분인 반면 여성들은 그 비율이 58.0%에 그치고 있다. 대신 ‘자신의 발전을 위하여(19.3%)’, ‘본인의 학비 또는 용돈(9.3%)’ 등과 같이 개인적인 이유에서 일자리를 구하는 비중이 높다. 이러한 결과와 ‘가구의 경제는 남성의 책임이다’라는 의식은 노동시장에서 여성이 남성에 비해 소극적일 가능성을 제시한다.

이러한 점은 구직활동의 강도를 나타내는 사용한 구직방법의 수에서도 발견할 수 있다<sup>1)</sup>. 즉 한국노동패널 제3차 조사에서 남성은 평균적으로 1.99개의 구직방법을 사용한 것에 비해 여성은 1.82개의 구직방법을 사용하였다<sup>2)</sup>. 여성이 소극적이라는 점은 여성의 역할에 대한 교육 또는 사회

1) 실직 또는 이직한 여성의 경우 적극적 구직활동보다 비경제활동상태로 이동하는 비율이 높은 현상도 여성이 상대적으로 소극적임을 알려 주는 하나의 지표이다.

2) 구직방법의 성별 차이는 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 1999년의 제2차 조

<표 6-1> 구직 사유

	여 성	남 성	전 체
① 생활비를 벌려고	58.0	73.2	67.1
② 배우자 또는 다른 가족의 실직	2.0	0.0	0.8
③ 본인의 학비 또는 용돈	9.3	7.1	8.0
④ 자신의 발전	19.3	14.3	16.3
⑤ 지식·기술의 활용	3.3	1.8	2.4
⑥ 여가 시간의 활용	4.0	2.2	2.9
⑦ 기타	4.0	1.3	2.4

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 3차 연도(2000).

적 통념을 반영하고 있다. 그러나 이러한 교육 또는 사회적 통념은 페미니즘 이론의 주장과 같이 성차별의 결과이며, 나아가 성차별이나 성분리를 고착화할 위험성이 간과되어서는 안 된다.

구직방법에 대해서는 한국노동패널 조사는 실업자들이 사용하는 9가지의 구직방법을 질문하고 있다.<sup>3)</sup> 구직방법은 공식적(formal) 방법과 비공식적(informal) 방법의 두 가지로 구분할 수 있는데 공식적 방법은 <표 6-2>에서 ③번, ④번, ⑤번 및 ⑧번으로 취업정보가 모든 사람에게 열려 있는 구직방법이며, 나머지는 비공식적 방법으로 사적인 통로를 통해서 취업정보의 제공 및 채용이 이루어지는 구직방법을 뜻한다.<sup>4)</sup> 일반적으로 비공식적인 구직방법은 공식적인 구직방법에 비해 선호되며, 직장제의(job offer)를 받거나 직장 제의를 수락(acceptance)할 확률이 높은 것으로 알려지고 있다(Holzer, 1987, 1988).

사에서는 남성이 1.95개의 구직방법을 사용한 데 비해 여성은 1.85개를 평균적으로 사용하였다.

- 3) 구직방법의 구체적인 항목은 1. 학교, 학원, 스승의 추천이나 소개, 2. 친구, 친지의 소개, 3. 공공직업안내소를 통해서, 4. 사설직업안내소를 통해서, 5. 신문·TV·벽보 등의 구인광고, 6. 일하고 싶은 곳을 직접 찾아다니면서, 7. 가족을 통하여, 8. 인터넷·천리안 등 전산망을 통하여, 9. 기타의 아홉 가지이다. 질문 방식은 사용하는 모든 구직방법에 대해 표시(○)하도록 하여, 복수응답이 가능하였다.
- 4) 직장탐색방법을 공식적 방법과 비공식적 방법으로 구분한 연구자는 Lee(1969)이다. Lee(1969)는 시카고 노동시장의 분석을 통해서 구직자뿐만 아니라 사업주도 비공식적인 방법을 선호하며, 비공식적 방법을 통해 취업하는 근로자의 비중이 상대적으로 많다는 점을 발견하였다.

&lt;표 6-2&gt; 실업자의 구직방법과 비중

	여 성			남 성		
	1998	1999	2000	1998	1999	2000
① 학교, 학원, 스승	10.9	11.5	10.2	10.2	7.6	8.4
② 친구, 친지 소개	57.2	55.2	52.8	67.5	61.7	58.4
③ 공공직업안내소	10.7	14.1	7.1	14.3	14.2	12.1
④ 사설직업안내소	5.0	2.1	3.2	6.4	2.6	4.8
⑤ 신문, TV 등 구인광고	61.0	54.2	55.9	54.1	47.9	52.4
⑥ 직접 접촉	27.8	20.8	28.4	42.7	33.0	47.0
⑦ 가족을 통하여	14.7	14.6	9.5	14.3	14.9	11.5
⑧ 인터넷 등 전산망	6.6	8.9	14.2	6.8	9.2	13.9

주: 복수응답이 허용되었음.

다른 연구 결과(금재호, 1997, 1999; 한국노동연구원·한국보건사회연구원, 1999)와 마찬가지로 실업자들이 가장 선호하는 방법은 ‘② 친구, 친지의 소개’를 통해서 직장을 알아보는 것으로 구직자의 56.0%가 2000년에 이 방법을 사용하였다. 이 방법은 성, 연령, 학력 등과 상관없이 거의 모든 계층에서 가장 선호하는 구직방법이다. 그 다음으로 ‘⑤ 신문·TV·벽보 등의 구인광고(53.9%)’를 이용하는 방법과 ‘⑥ 직접 접촉(38.9%)’의 순으로 나타났다. 인터넷 등 전산망을 이용하는 방법이 점차 확산되어 1998년의 6.7%, 1999년의 9.1%에서 2000년에는 14.0%가 이를 이용하고 있었다. 특히 젊고 고학력일수록 전산망의 이용률이 높아져 대학졸업 이상 학력자의 43.3%와 20대 구직자의 29.4%가 전산망을 통해 구직활동을 하고 있었다.

성별로는 남성이 ‘⑥ 직접 접촉’과 ‘② 친구, 친지의 소개’와 같은 비공식적 방법을 상대적으로 선호하는 한편, 여성은 ‘⑤ 신문, TV 등 구인광고’를 많이 활용하는 것으로 조사되었다.

우리나라의 구직자들은 공식적인 방법보다 비공식적 방법을 많이 사용하고 있다. 특히 30대 이상의 연령층을 위한 외부노동시장이 취약함에 따라 이들 연령층의 대부분은 구직을 공식적인 방법이 아니라 개인적 인맥이나 연줄과 같은 비공식적인 방법에 의존하고 있다. 이러한 상황은 정보

를 가진 자와 갖지 못한 자와의 격차를 확대시키며, 취업애로 계층의 장기실업 및 일궁합(job-matching)의 비효율성을 초래할 가능성이 높다. 개인적 인맥이나 연줄을 통해 취업정보에 접근할 수 있는 구직자는 좋은 직장에 일찍 취업할 수 있는 반면, 그렇지 못한 구직자는 능력에 비해 처지는 직장에 취업하거나 장기간 실업상태에 놓일 가능성이 높다. 따라서 남성에 비해 여성이 공식적 구직방법을 많이 사용한다는 분석 결과는 여성이 자신의 능력에 적합한 직장을 찾기 어렵거나 취업에 장시간이 소요된다는 점을 간접적으로 시사한다.

여성의 취업이 어렵다는 사실은 구직자가 겪는 취업 애로점에 관련된 설문에서도 확인할 수 있다. 한국노동패널 조사에 따르면 여성 구직자들 중 ‘성차별로 인해 취업이 어렵다’라고<sup>5)</sup> 대답한 응답자는 2000년의 3차 조사에서 33.1%에 달하였다.<sup>6)</sup> 따라서 최근에 들어 성차별적 관행들이 완화되는 조짐이 발견된다고는 하지만 아직도 전체 여성의 3분의 1 정도가 구직활동시 성차별을 느낀다는 조사 결과는 차별 완화와 여성 인력의 효율적 활용을 위한 적극적 노력이 필요하다는 점을 다시 한번 제시한다.

한국노동패널 조사는 구직활동의 애로점으로 ‘여성이기 때문에 취업이 어렵다’는 항목 이외에도 ‘일자리 부족’, ‘취업정보 부족’, ‘경험 부족’ 등 8가지의 항목에 걸쳐 구직자에게 질문하였다.<sup>7)</sup> 응답 결과 취업의 애로사항으로 일자리 부족과 취업정보 부족을 가장 많이 들고 있으며, 그 다음

5) 한국노동패널 조사는 ‘여성이기 때문에 취업이 어렵다’는 문항에 대해 ⑤ 매우 그렇다, ④ 대체로 그런 편이다, ③ 그저 그렇다, ② 그렇지 않은 편이다, ① 전혀 그렇지 않다는 5점 척도 응답을 하도록 되어 있으며, 여기에서 성차별을 느낀다고 생각하는 응답자의 비중은 ④와 ⑤를 선택한 경우이다.

6) 1998년 1차 조사와 1999년의 2차 조사에서는 ‘여성이기 때문에 취업이 어렵다’고 응답한 비율이 각각 48.3%와 44.7%로 절반에 가까운 여성들이 성차별을 호소하였다. 그러나 1차와 2차 조사에서는 질문 문항이 ④ 매우 그렇다, ③ 대체로 그런 편이다, ② 그렇지 않은 편이다, ① 전혀 그렇지 않다는 4점 척도이어서 2000년도와는 직접적 비교가 어렵다.

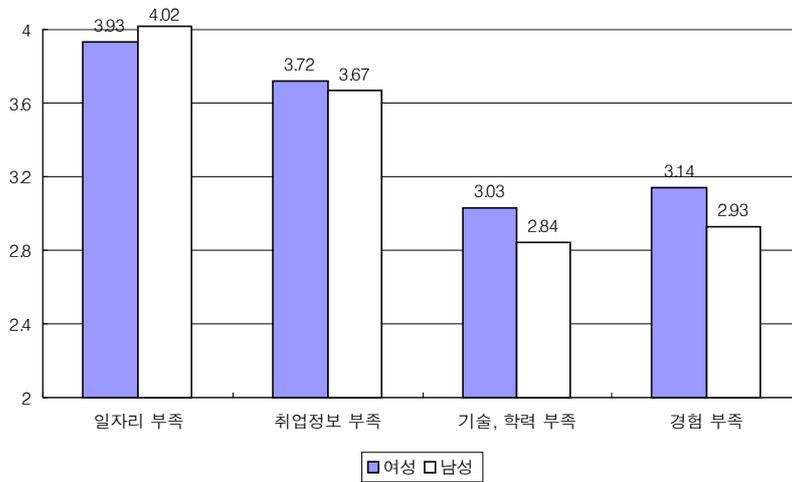
7) 8가지의 질문항목은 ‘① 일자리가 없거나 부족하다’, ‘② 취업, 창업정보가 부족하거나 잘 모른다’, ‘③ 학력, 기술, 기능이 모자란다’, ‘④ 경험이 부족하다’, ‘⑤ 제시된 사업 또는 일자리의 수입이 적다’, ‘⑥ 근로환경이나 근로시간이 안 맞는다’, ‘⑦ 나이가 너무 많다’, ‘⑧ 사업자금이 부족하다’ 등이며, ‘여성이기 때문에 취업이 어렵다’와 마찬가지로 5점 척도 질문을 하였다.

으로 제시된 일자리의 수입이 적다는 점이 애로사항으로 지적되었다. 반면 기술, 학력 부족이나 경험 부족, 근로환경 부적합 등은 상대적으로 소수의 구직자들이 애로사항으로 여기고 있었다.

성별로는 ‘사업자금이 부족하다’ 이외의 거의 모든 문항에 걸쳐 여성이 남성보다 더 큰 애로를 느끼고 있는 것으로 나타났다. [그림 6-1-1]과 [그림 6-1-2]와 같이 여성이 일자리 부족이나 취업정보의 부족을 가장 심각하게 느끼고 있는 점은 남성의 경우와 동일하나, 남성에 비해 학력·기술이나 취업경험의 부족을 상대적으로 크게 느끼고 있었다.<sup>8)</sup> 여성 중에서도 나이가 많고 학력수준이 낮은 경우 이러한 애로점이 심각하다. 따라서 이들 계층의 여성 구직자들을 위한 직업훈련 또는 취업기회의 제공이 바람직할 것이다.

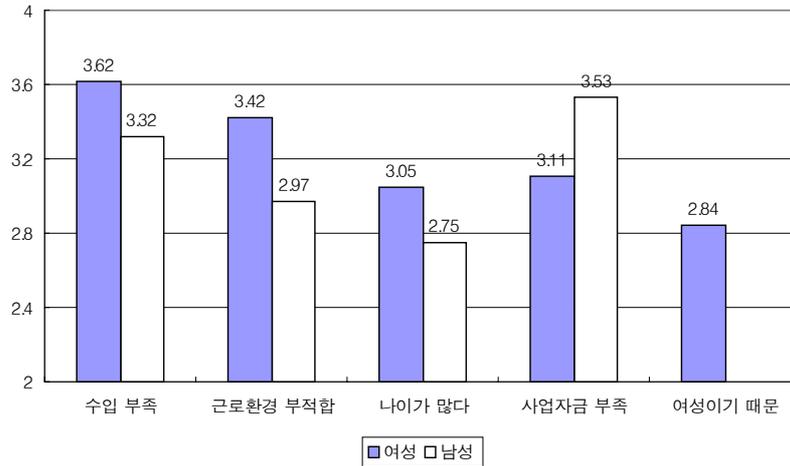
자녀들이 어느 정도 성장한 30대 후반 이후 여성의 상당수는 취업의사를 지니고 있으나 기술·기능 부족 또는 경험 부족과 같은 원인으로 인해 취업하지 못하고 비경제활동상태에 머무르는 경우가 다수 발견된다. 이

[그림 6-1-1] 성별 취업의 애로점(1)



8) ‘일자리 부족’ 및 ‘취업정보 부족’의 남녀간 차이는 통계적으로 유의하지 않으나, ‘경험 부족’, ‘학력, 기술 부족’ 등 다른 모든 애로점은 성별 격차가 통계적으로 적어도 10% 수준에서 유의하다.

[그림 6-1-2] 성별 취업의 애로점 II



들 여성을 위한 직업훈련 또는 교육은 봉제, 미용, 컴퓨터 등을 중심으로 제한적으로 실시되고 있으며, 직업훈련이나 교육프로그램의 상당수는 시장성이 낮은 것이 현실이다. 따라서 이들 여성을 위한 직업훈련 및 교육 프로그램의 개발이 중요하다.

여성들이 느끼는 다른 애로점은 제시된 일자리의 낮은 소득과 근로환경 또는 근로시간의 부적합 문제이다. 이는 여성들이 일자리를 구하는 데에는 큰 어려움이 없지만 찾을 수 있는 일자리의 임금수준이 의중임금보다 낮은 저임금 직종이거나 또는 근로환경이 열악하기 때문에 취업이 어렵다는 점으로 반영한다. 특히 30대 여성 구직자의 72.7%가 구직활동의 애로사항으로 ‘근로환경이나 근로시간이 안 맞는다’라고 응답한 점은 이들 연령층의 육아부담이 크다는 점과 무관하지 않다. 또한 이는 남성의 6.4%만이 시간제 근로를 희망하는 반면, 여성은 24.4%가 시간제 근로를 희망한다는 조사 결과와 관련이 있다. 시간제 근로를 선호하는 이유로 여성의 51.1%가 보육 문제를, 33.3%가 가사부담을 들고 있다.<sup>9)</sup> 따라서 여성의 취업 활성화를 위해서는 가정과 일의 양립을 위한 정책적 노력, 특

9) 이에 대해 시간제 근로의 이유로 남성의 대부분은 ‘학업을 위하여’나 ‘다른 일을 같이 하려고’ 등을 들고 있었다.

히 근로형태의 다양화가 의미를 지닐 것으로 판단된다.

## 2. 채용시 사업체의 성별 제한

한국노동패널 조사의 결과는 여성 구직자의 3분의 1 정도가 구직의 애로점으로 ‘여성이기 때문이다’라고 호소하는 것 자체가 한국 사회에 만연해 있는 성차별을 간접적으로 나타내고 있지만 기업체의 채용관행에 대한 조사 결과는 성차별적 관행이 만연하고 있음을 실제로 보이고 있다.<sup>10)</sup>

2001년 9월에 실시한 사업장 조사<sup>11)</sup> 결과 채용시 응답 사업체의 3분의 1인 34.2%가 성별 제한을 두고 있었다. 성별 제한을 둔 사업체의 대부분은 남성만 채용하기를 희망하고 여성만을 채용하는 사업체는 전체의 7.2%에 불과하였다(표 6-3 참조). 직종별로는 현장관리·감독(69.2%), 기술영업(sales engineer)(45.5%), 건설·토목(50.0%) 분야와 관리직(48.9%) 등 기업내 지위가 높거나 또는 전문성 및 대인관계가 중요시되는 분야에서 남성만을 선호하는 경향이 높게 나타났다. 성별 제한이 미미한 직종으로 음식점 등 접객서비스, 프로그래머(programmer) 등 소프트웨어(software) 기술직, 기획·홍보·편집, 연구개발/설계/생산기술 등 기술직이 있으며 재무·경리·회계, 일반사무·접수·비서 등의 사무직에서는 여성만을 채용하기를 원하는 사업체도 다수 발견되었다. 이러한 조사 결과는 구직활동시 여성의 입직을 허용하는 직장 또는 직업에만 여성들이 지원하는 취업과정의 자기 선택적(self selective) 과정으로 인해 성차별이 완화된 것으로 나타나고 있을 뿐 실제로는 아직도 성차별이 행해지고 있을 가능성을 시사한다.

그러나 1999년에 실시한 「기업체의 채용 및 구인행태 조사」(금재호, 2000c, 2000d)에서는 응답 사업체의 40.9%가 채용시 남성만 채용한다고

10) 이전의 조사 결과(금재호, 1997)는 구직활동시의 성차별이 한국노동패널 조사보다 낮은 것으로 조사되었는데 이러한 조사 결과의 차이는 외환위기에 따른 구직난의 결과로 채용시 성차별이 심화되었기 때문일 가능성도 배제할 수 없다.

11) 2001년 9월 한국노동연구원에서는 경인지역의 50인 이상 사업장 1,003개를 대상으로 인력수요, 채용방법, 인적자원관리 등에 관하여 조사를 실시하였다(금재호, 2001).

<표 6-3> 성별제한: 가장 채용희망 직종 기준

(단위: %)

직 종		상관 없음	남성만 채용	여성만 채용
관리직		48.9	48.9	2.1
사무직	기획·홍보·총무·인사노무·교육	79.0	12.9	8.1
	재무·경리·회계	57.4	24.6	18.0
	일반사무·접수·비서	65.3	16.3	18.4
판매· 서비스	영업·판매	65.9	25.2	8.9
	음식점 등接客서비스	72.0	20.0	8.0
전문기술직	연구개발·설계·생산기술 등 기술직	79.3	17.9	2.8
	프로그래머 등 소프트웨어 기술직	74.1	25.9	0.0
	기술영업직	54.6	45.5	0.0
기능· 단순노무직	현장관리·감독	30.8	69.2	0.0
	제조현장의 생산기능직	61.6	31.3	7.1
	건설·토목 작업	40.0	50.0	10.0
	운전·수위·청소 등 단순노무	55.9	37.8	6.3
전 체(해당 사업체 수)		65.8(538)	27.0(221)	7.2( 59)

자료: 한국노동연구원, 「기업체의 인적자원관리실태 조사」, 2001. 9.

응답하였고, 여성만 채용한다는 사업체도 10.3%에 달하였다. 비록 조사대상 사업체가 서로 다르고 사업체 수도 차이<sup>12)</sup>가 있지만, 두 조사 결과의 비교는 최근 들어 채용에 있어서 기업체의 성차별·성분리 관행이 완화되고 있음을 시사한다.

이처럼 기업체의 여성에 대한 성차별이 완화되고는 있으나 아직도 채용시 성차별이 광범위하게 존재하고 있으며, 취업의 질에 있어서도 여성은 임시·일용직 등 저임금·단순근로 직종에 집중되어 있음은 명백하다. 특히 승진 및 보직, 그리고 기업내 훈련 등에서의 성차별 관행이 기업에서 보편적으로 행해지고 있는 것으로 여겨지고 있다. 승진 및 보직, 훈련 등 기업 내부노동시장의 성차별 여부와 그 정도를 정확하게 측정하기는 일반적으로 힘든 과제이나 본 보고서에서는 한국노동패널 조사의 결과를 활용하여 기업내 노동시장의 성차별 실상을 직·간접적으로 파악한다.

12) 이번 조사에서는 경인지역에 위치한 1,003개의 사업장을 대상으로 한 반면, 1999년의 조사는 경인지역에 위치한 1,600개의 사업장을 대상으로 하였다.

## 제2절 승진 및 업무 내용

### 1. 승진의 이론적 배경

#### 가. 일자리 배치 기능으로서의 승진

임금데이터의 실증분석 결과는 승진에 따른 임금 상승폭은 상당한 규모인 반면(Gerhart and Milkovich, 1989; Lazear, 1992; McCue, 1996), 승진이 수반되지 않은 근속기간(seniority)의 증가에 따른 임금 상승은 상대적으로 소폭이라는 것을 보여주었다(Murphy, 1985; Main et al., 1993; Baker et al., 1994).

이러한 현상의 원인 및 승진의 본질에 대하여 많은 연구가 수행되었으며, 그 연구들은 승진을 일자리 배치 기능(promotions as job assignment mechanisms)으로 이해하는 이론과 승진을 동기부여의 기능(promotions as incentive mechanisms)으로 이해하는 이론의 둘로 구분된다.

일자리 배치 기능으로서의 승진에 대한 논의 출발점으로 Murphy(1986)와 Gibbons and Katz(1992) 등은 다음과 같이 승진을 설명하고 있다. Murphy(1986)에 의하면, 기업은 초기에 근로자의 생산성과 능력을 정확하게 파악하지 못한다. 그러나 시간의 경과에 따라 기업은 개별 근로자의 능력을 점차 정확하게 파악하게 되고, 이에 능력이 있는 근로자는 승진하게 되는 반면, 능력이 뒤떨어지는 근로자는 그 자리에 머물러 있거나 혹은 도태된다는 것이다. 이러한 설명은 승진이 일자리의 배치 기능을 하며, 앞의 논의와 같이 생산성이 높은 근로자는 상대적으로 많은 자본을 운용하는 일자리 - 일반적으로 높은 직급 - 에서 높은 임금을 받는다는 것이다.

이와 관련된 다른 설명은 나이가 들어가고 근속연수가 장기화됨에 따라 근로자는 경험과 숙련을 축적하게 된다는 것이다. 이때, 인적자본이

기준치 이상으로 축적되어 능력이 향상되면 기업은 이 근로자를 승진한다는 주장이다.

배치 기능으로서의 승진에 대한 Murphy(1986)의 논의와 직전의 인적 자본 축적에 따른 승진을 통합한 Waldman(1984b)은 two period-two jobs의 단순 모형을 사용하여 승진을 다음과 같이 설명하고 있다. 먼저 첫 번째 기간의 초기에 기업은 젊은 근로자를 채용하며, 이때 근로자의 정확한 능력은 파악되지 않은 상태이다. 첫 번째 기간 중 근로자는 기업 특수인적자본을 축적하게 되고, 기업은 근로자의 능력을 정확하게 측정하여 능력이 기준치 이상일 경우 두 번째 기간에 승진을 시키게 된다. 다른 기업은 승진을 근로자의 능력에 대한 긍정적 신호(signal)로 받아들여 스카웃을 하려고 하며, 이 기업은 다른 기업의 스카웃을 방지하기 위해 승진에 따른 임금 상승폭을 크게 한다는 것이다.

Bernhardt(1995)는 Waldman(1984b)의 모형을 multi-period로 확장시킴과 동시에 기업특수 인적자본과 함께 일반 인적자본의 축적까지 고려한 모형으로 확대하였다. 새로운 모형은 Waldman의 결과들을 포괄하고 있으며 그 외에도 고속 승진을 설명하고 있다. Bernhardt에 의하면 최초 승진을 빠르게 한 근로자는 이후에도 빠른 속도로 승진할 가능성이 높다.

또한 Milgrom and Oster(1987)는 근로자를 visible workers와 invisible workers로 구분하고 노동시장에서의 차별을 설명하였다. visible workers는 이들이 노동시장에 진입하였을 때부터 능력의 수준이 알려진 근로자들인 반면, invisible workers는 이들의 실제 능력이 제대로 알려지지 않은 근로자로 정의된다. 일반적으로 여성이나 흑인과 같은 이들이 여기에 포함된다. 채용 후 첫 번째 기간이 경과한 뒤 고용한 기업은 이들의 실제 능력을 알게 되는 반면, 다른 기업들은 승진하였을 경우에만 이들의 능력을 알게 된다. 따라서 기업은 스카웃을 피하기 위하여 invisible workers의 실제 능력을 다른 기업이 알게 되는 것을 망설이며, 이는 invisible workers에 대한 노동시장 차별을 불러일으킨다. 그 결과 invisible workers의 평균임금은 동일한 능력이 있더라도 상대적으로 낮으며, 인적자본에 대한 투자의 수익률이 상대적으로 낮아 인적자본에 대한 투자가 적고 상대적으로 적은 숫자만이 승진하게 된다는 것이다. 이러한 Milgrom and

Oster의 모형은 승진에서 여성이 차별받는 원인을 설명하고 있다는 데 의의가 있다.

#### 나. 동기부여 기능으로서의 승진

일자리 배치 기능으로서의 승진이론에 대하여 동기부여 기능으로서의 승진이론은 ‘왜 많은 기업에서 동기부여의 수단으로 승진이 보너스보다 더 중요한가?’의 수수께끼를 설명하려는 시도에서 출발하고 있다<sup>13)</sup>.

Malcomson(1984)은 Lazear-Rosen의 토너먼트모형을 일반화하여 이 수수께끼를 설명하였다. 그는 기업이 한 개인 근로자의 생산량을 정확하게 측정(검증)할 수 없다고 가정하였다. 그 결과 기업은 근로자의 생산량에 따라 보너스를 결정하는 incentive contract 방식을 현실적으로 사용할 수 없으며, 이러한 문제를 우회하기 위해 기업은 먼저 전체 근로자들의 일정 부분(예, n%)을 승진시키겠다는 약속을 함으로써 근로자의 근로의욕을 부추기는 방법을 사용한다는 것이다.

또한 Fairburn and Malcomson(1987)은 고생산성 근로자와 저생산성 근로자의 두 종류 근로자가 있다는 가정을 사용하여 앞의 수수께끼를 설명한다. 관리자(manager)는 근로자의 생산성을 정확하게 파악하며, 근로자에 대한 보상은 업무실적에 대한 관리자의 평가에 근거한다면, 이 경우 근로자는 관리자를 매수(bribe)할 동기가 발생한다. 즉 근로자는 관리자를 매수하여 자신의 평가를 실제보다 높게 받고, 상향 평가에 따른 임금 증가분을 관리자와 배분하려 할 것이다. 관리자를 매수할 수 있을 때 근로자는 근무태만을 하게 되며, 이때 표준 계약이론이나 토너먼트적 접근(tournament approach)은 비효율적이 된다. 그러나 관리자의 소득이 기업의 이윤에 달려 있으며, 고생산성 근로자가 승진하였을 때 기업의 이윤을 더욱 증대시킬 수 있다고 하자. 이때 관리자는 저생산성 근로자로부터의 매수 시도가 있을지라도 고생산성 근로자를 승진시키게 된다. 따라서 승진은 매수의 위험에도 불구하고 근로자의 근로의욕을 부추기는 동기부

13) ‘왜 동기부여 수단으로 승진이 보너스보다 더 중요한가?’의 의문을 Baker-Jensen-Murphy 수수께끼라 한다.

여 기능을 수행한다.<sup>14)</sup>

## 2. 임금근로자의 성별·직위별 분포

임금근로자의 성별·직위별 분포는 승진 가능성의 성별 차이를 간접적으로 나타낸다. 그러나 성별·직위별 분포가 성차별만을 반영하는 것은 아니다. 직위별 분포는 인적자원의 크기, 근속연수, 직업훈련 및 생산성 등에서의 성별 격차의 결과인 측면이 있다. 1998년도 한국노동패널 연구의 데이터에 따르면 30인 이상의 기업체에 근무하는 여성 중 과장급 이상은 3.2%에 불과하며 대부분이 평사원이거나 생산직 또는 용역직으로 저기능, 단순근로직에 근무하고 있었다(표 6-4 참조). 대리 이상의 직위를 지닌 여성은 10.0%에 불과한데, 이처럼 낮은 여성 임금근로자의 지위는 남성 근로자 네 명 중 한 명 이상이 과장 직급 이상을 지닌 것과 명확히 대비된다. 이는 성별 생산성 차이를 감안하더라도 기업 내에서 여성이 관리직으로 승진하기가 얼마나 어려운가를 반영한다.<sup>15)</sup>

여성의 직위·직급이 낮은 현상은 2년 뒤인 2000년에도 마찬가지이다. <표 6-5>에서 과장급 이상의 여성 임금근로자는 4.2%로 1998년에 비해 다소 증가하였으나 대리급 이상은 8.0%로 1998년에 비해 오히려 줄어들었다. 따라서 기업내 직급의 측면에서 여성의 열악한 지위는 지난 2년 동안 개선되었다고 판정하기 어렵다.<sup>16)</sup> 이처럼 취약한 여성의 기업내 위치는 대우패널 조사(대우경제연구소, 1994)에서도 마찬가지이며, 대우패널 조사의 결과와 비교할 때 그동안 과장급 이상 여성의 비중이 다소 높아지기는 했으나 절대적 수준에서 남·녀의 직급/직위 격차가 상당히 심각한

14) 이외에도 Prendergast(1993a)와 Kahn and Huberman(1988) 등은 능력(skill) 축적의 동기부여 수단으로 승진을 설명하였다.

15) 질문 내용의 성격상 생산직 종사자들의 다수가 평사원으로 대답하였을 가능성이 높다. 따라서, 평사원과 생산직을 동일선상에서 해석하는 것이 바람직하다.

16) 남성의 경우 과장급 이상의 비중은 1998년의 27.4%에서 2000년에는 19.9%로 크게 감소하였다. 현재의 자료만으로 이러한 감소의 원인을 정확하게 판단하기 어렵다. 그러나 1998년의 조사 이후 기업의 구조조정 과정에서 과장급 이상이 상대적으로 많이 정리해고되었을 가능성이 있다. 또한 과장급 이상의 고소득 임금근로자가 표본에서 비대칭적으로 탈락하였을 경우도 배제할 수 없다.

<표 6-4> 1998년 한국노동패널 조사의 성별 직위분포: 임금근로자(30인 이상 사  
업체)

(단위: 명, %)

직명/직위	여 성	남 성
임 원	0( 0.0)	37( 3.3)
부장, 실장, 차장	8( 1.6)	169(14.9)
과 장	8( 1.6)	106( 9.4)
대리, 계장	34( 6.8)	168(14.8)
평 사 원	254(51.1)	399(35.2)
생산직, 용역직	109(21.9)	167(14.7)
기 타	84(16.9)	87( 7.7)
전 체	497(100.0)	1,133(100.0)

주: 공장장, 소장 등은 부장으로 간주하여 임원의 비율이 실제보다 낮을 가능성이 높음. 또한 반장도 생산직에 포함시켰음. 기타에는 공무원, 교사, 간호원, 의사, 선원 등 다양한 직종이 포함되어 있으며, 분류가 어려운 직위도 기타에 포함되었음.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 제1차 연도(1998).

<표 6-5> 2000년 한국노동패널 조사의 성별 직위분포: 임금근로자(30인 이상 사  
업체)

(단위: 명, %)

직명/직위	여 성	남 성
임 원	3( 0.7)	23( 2.6)
부장, 실장, 차장	6( 1.3)	79( 8.9)
과 장	10( 2.2)	75( 8.4)
대리, 계장	17( 3.8)	154(17.3)
평 사 원	241(53.7)	307(34.4)
생산직, 용역직	119(26.5)	188(21.1)
기 타	53(11.8)	66( 7.4)
전 체	449(100.0)	892(100.0)

자료: 한국노동패널 제3차 조사(2000).

수준인 것으로 판단된다.

이러한 남·녀간 직급의 차이가 인적자본, 학력, 근속연수 등 생산성의

차이를 반영하고 있는 것인지 아니면 성차별을 반영하고 있는 것인지, 또 생산성과 성차별 모두를 반영하고 있다면 그 비율은 얼마나 되는지 등의 의문이 있으나 <표 6-5>를 통해서 기업내부노동시장에서 여성의 지위가 매우 열악하며, 그 원인의 커다란 부분이 성차별일 가능성을 배제할 수 없다.

### 3. 승진 경험과 성별 격차

승진의 경우 여성이 상대적으로 불리하다는 점은 거의 모든 학자들이 동의하고 있다. 그러나 이에 대한 실증적 분석은 우리나라의 경우 거의 없는 것이 현실이다. 한국노동패널 제3차 조사에서는 임금근로자에게 “\_\_님께서는 현재의 고용주와 함께 일한 이후 상위 직급이나 직위로 승진하신 적이 있습니까?”라고 하여 승진 경험의 유무를 질문하고 있다. 이러한 질문에 대해 응답자의 20.9%가 승진한 경험이 있다고 대답하였다. 기대와 같이 승진 경험은 성별로 큰 차이가 있어 남성의 28.3%가 승진한 경험을 지닌 반면, 여성은 불과 9.3%만이 승진 경험이 있는 것으로 나타났다.

그러나 잘 알려진 바와 같이 남녀 사이에 학력, 근속기간 등 인적자본의 차이뿐만 아니라 근무하는 직장의 규모, 고용형태, 노조 유무, 직종 등에서의 차이가 있고, 따라서 남성이 여성보다 3배 이상 승진 경험이 많다고 단언할 수 없다. 성별 인적자본의 차이 및 사업체 특성 등을 반영하기 위해 승진 경험이 있으면 ‘1’의 값을, 승진 경험이 없으면 ‘0’의 값을 지니는 피설명변수(prom)를 설정하고, 설명변수로 연령, 연령의 제곱, 배우자 유무, 교육기간, 현 직장 근속기간, 근속기간의 제곱, 상용직 여부, 직장의 노동조합 유무, 기업규모, 시간당 임금수준의 log값 및 직종을 설명변수로 하는 로짓모형을 ‘여성’, ‘남성’, ‘전체’의 세 가지 경우로 나누어 추정하였다.<sup>17)</sup>

17) 전체 직장경험(GK)과 산업은 남녀 모두 통계적으로 유의하지 못하여 설명변수에서 제외하였다. 또한 근로시간의 형태, 거주지역 및 정부기관 여부도 통계적으로 무의미하여 제외하였다.

&lt;표 6-6&gt; 승진 경험 여부의 로짓 추정 결과

설명변수	여 성	남 성	전 체
상수항	-7.03121( 0.001)	-7.22978( 0.000)	-7.03710( 0.000)
인구학적 변수			
성별(0:남성 1:여성)	-	-	-0.88262( 0.000)
연령(세)	0.18041( 0.100)	0.08631( 0.165)	0.12442( 0.016)
연령의 제곱	-0.00227( 0.105)	-0.00121( 0.097)	-0.00168( 0.007)
배우자 유무(0:없음 1:있음)	0.27664( 0.447)	0.35285( 0.068)	0.32994( 0.053)
인적자본 변수			
교육기간(년)	0.03354( 0.569)	0.08470( 0.006)	0.07036( 0.009)
현 직장 근무기간(년)	0.20689( 0.001)	0.18203( 0.000)	0.18561( 0.000)
현 직장 근무기간의 제곱	-0.00557( 0.055)	-0.00516( 0.000)	-0.00527( 0.000)
일자리 특성			
상용직 여부(1:yes 0:no)	1.33838( 0.008)	2.40575( 0.000)	2.06321( 0.000)
직장의 노조 유무(1:yes 0:no)	-0.33633( 0.312)	-0.35056( 0.042)	-0.35756( 0.017)
기업규모	0.08146( 0.045)	0.08385( 0.001)	0.08426( 0.000)
시간당 임금수준(log 값)	1.26190( 0.000)	0.78380( 0.000)	0.90866( 0.000)
직종(단순근로직 기준)			
관리직 및 전문직	-0.26089( 0.657)	0.28521( 0.465)	0.12132( 0.709)
준전문직	0.05517( 0.906)	1.20183( 0.000)	0.84876( 0.001)
사무직	0.26598( 0.589)	1.07776( 0.001)	0.77360( 0.005)
서비스 및 판매직	-0.71422( 0.163)	1.21060( 0.001)	0.57560( 0.051)
농림어업직	-	1.05670( 0.278)	0.65418( 0.493)
기계조작·조립 등 기능직	-0.92642( 0.078)	0.45582( 0.123)	0.07370( 0.765)
관찰치의 수	1,052	1,653	2,710
LR chi2 값	162.19	507.67	821.68
Pseudo R-square 값	0.2561	0.2546	0.2933
log likelihood 값	-235.60	-742.97	-989.76

주: ( ) 안은  $P > |z|$  값임.

<표 6-6>에 나타나 있는 추정 결과를<sup>18)</sup> 살펴보면 남녀 모두 연령이

18) 여기에서 승진 경험은 과거의 현상인 반면, 근속기간, 상용직 유무, 시간당 임금 수준, 직종 등은 현재의 상황이다. 따라서 근속기간, 시간당 임금수준 등이 승진 경험에 영향을 미치기보다는 승진 경험의 결과일 가능성이 높다. 즉 승진하였

승진 경험에 미치는 효과는 통계적으로 10% 유의수준의 경계에 있어 영향력이 '있다', '없다'를 판단하기에 어렵다. 배우자 유무에 대해서 여성은 승진 경험과 상관없이 없으나 남성은 배우자가 있을 때, 승진 경험이 많은 것으로 추정되었다. 그러나 현재의 모형에서 남성의 경우 승진이 먼저인지 아니면 결혼이 먼저인지 명확하지 않은 한계가 있다. 승진하였기 때문에 결혼을 한 것인지 반대로 결혼을 하여 가정이 안정적이기 때문에 승진을 하였는지 판단하기 어렵다.

교육기간과 승진 경험과의 관계는 남성은 교육수준이 높을수록 승진 경험이 있을 확률이 높아지는 반면, 여성의 경우는 통계적으로 무의미하게 추정되었다. 이러한 결과는 교육투자가 취업의 질이나 임금에는 영향을 미치지만 승진에는 별 다른 영향을 미치지 못할 가능성을 제시한다. 또한 기업규모가 클수록, 그리고 시간당 임금이 높을수록 남녀 모두 승진을 경험하였을 가능성이 높은 것으로 추정되었다.

근로자의 특성과 승진 경험과의 관계를 파악하기 위해 추정 결과를 이용한 의태분석을 실시하였다. 먼저 다른 설명변수들을 통제하였을 때, 근로자가 현 직장에서 승진하였을 확률은 남성이 14.6%인 데 비해 여성은 7.0%로 남성의 확률이 여성의 2배에 달하는 것으로 나타났다. 교육수준에 따라서는 [그림 6-2]와 같이 남성은 학력이 높아질수록 승진 경험의 확률도 급격히 높아지지만, 여성은 그 증가폭이 상당히 작은 것으로 보인다.<sup>19)</sup>

근속기간에 대해서는 남녀 모두 통계적으로 유의하게 추정되었다. 다른 조건이 동일할 때, 근속기간의 증가에 따른 승진 경험 확률의 변화를 살펴보면 [그림 6-3]과 같다. 이 그림에서 근속기간이 1년일 때 승진하였을 확률은 여성 4.6%, 남성 10.4%로 남성이 두 배 이상 높다. 근속기간의

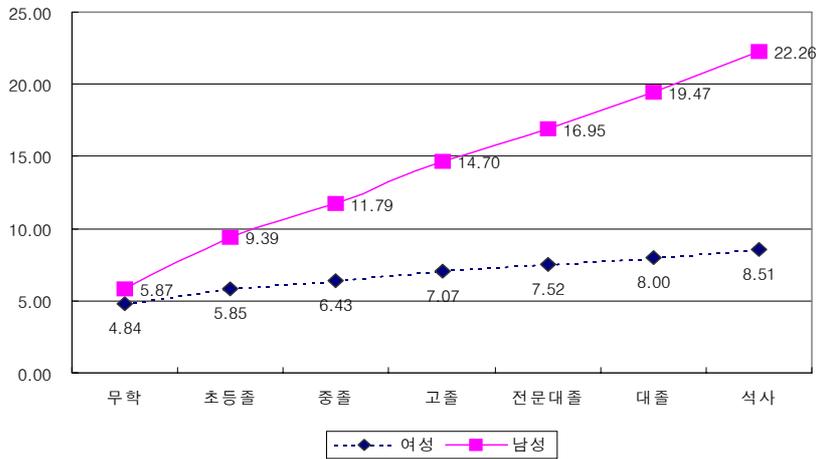
---

기 때문에 시간당 임금이 높아지고 근속기간이 늘어났을 상황이 보다 일반적이다. 이에 추정식은 인과관계를 설명하는 행태 방정식이 아니라 상관관계 또는 어떤 근로자의 현 상황이 주어졌을 때 과거에 승진을 경험하였는지의 확률을 나타낸다.

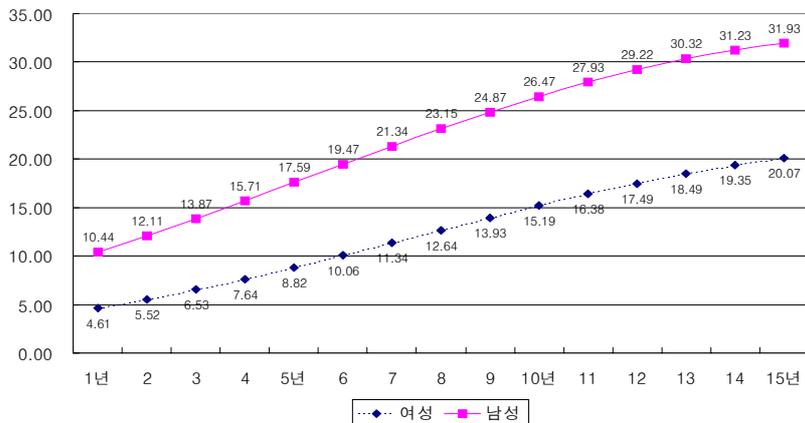
19) 여성은 추정계수가 통계적으로 무의미하고, 따라서 학력과 승진 경험이 서로 관련이 없을 수 있다. 즉, [그림 6-2]에서 학력에 따른 승진 경험 확률의 변화를 나타내는 점선이 사실상 수평일 가능성이 고려되어야 한다.

증가에 따라 남녀 모두 승진을 경험하였을 확률이 높아지지만 남성의 증가 속도가 여성보다 약간 더 빠른 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 근속기간의 장기화에 따라 여성도 충분히 승진할 가능성이 있음을 보여주며, 여성의 승진을 위해서는 장기간 근속할 수 있는 여건의 마련이 필요하다라는 점을 시사한다. 즉 경력단절의 완화가 여성의 승진에 매우 중요하다는 것이다.

[그림 6-2] 학력과 승진 경험의 확률: 의태분석



[그림 6-3] 근속기간과 승진 경험의 확률: 의태분석



고용형태에 대해서는 상용직일 때 승진 경험을 하였을 가능성이 남녀 모두 높아진다. 의태분석의 결과, 근로자가 임시·일용 등 비정규직인 경우 승진 경험의 확률은 여성 2.6%, 남성 2.5%로 성별 차이가 별로 나타나지 않는다. 그러나 상용직인 경우에는 그 확률이 여성 9.1%, 남성 22.1%로 커다란 차이가 발생하고 있다.

이 절의 분석은 근로자가 승진할 미래의 확률이 아니라 근로자의 특성을 통제하였을 때 현 직장의 승진 경험이라는 과거의 경험적 확률을 계산하고 있다. 이러한 측면에서 설명변수로 임금, 배우자 유무, 근속기간 등과 같은 노동시장 내생변수의 사용이 가능하다. 기초분석 결과 남성의 승진 경험이 여성의 3배에 달하지만 근속기간, 시간당 임금, 고용형태, 직종 등을 통제한 뒤에는 승진 경험 확률의 성별 격차가 2배로 줄어들었다. 비록 기업에 대한 충성도, 성실성, 인간관계와 같은 관찰 불가능한 요인들과 기대근속기간 및 노동비용에서의 성별 차이가 추정식에 반영되지 않았지만 승진 경험의 성별격차가 2배에 달한다는 추정 결과는 기업내 승진에서 성차별이 작용하였을 가능성을 강력하게 시사한다. 이러한 성차별적 관행의 원인이 무엇인가에 대해서는 추가적인 논의가 필요할 것이다. 그러나 여성의 승진에 근속기간이 매우 중요하다는 의태분석 결과는 정책적 방향이 여성의 경력단절 완화 또는 기대근속기간의 확대에 맞추어져야 한다는 점을 제시하고 있다.

#### 4. 승진 가능성의 성별 격차

미래의 승진 가능성에 대해서 한국노동패널 제3차 조사는 승진 경험이 없는 근로자만을 대상으로<sup>20)</sup> ‘\_\_\_님께서는 현재 그 일자리에서 오래 근무하시거나 업적이 좋다면 승진하실 수 있습니까?’라고 질문하였다. 이 질문에 대해 응답자의 25.2%가 승진 가능성이 있다고 하였는데, 남성은 30.0%가 ‘그렇다’라고 한 반면, 여성은 19.4%만이 ‘그렇다’고 대답하여 또 다시 성별 차이를 발견할 수 있었다.

20) 승진 경험이 없는 근로자만을 대상으로 하였기 때문에 분석 결과가 대표성을 지니지 못하는 한계가 있다.

앞의 논의와 같이 근로자의 특성을 통제한 뒤 승진 가능성을 이해하기 위하여 승진할 수 있다 '1', 승진할 수 없다 '0'으로 하는 Index 변수를 피 설명변수로 하고, '연령', '연령의 제곱', '배우자 유무', '교육기간', '현 직장 근무기간', '현 직장 근무기간의 제곱', '생애 취업기간', '생애 취업기간의 제곱', '상용직 여부', '노조 유무', '기업규모', '시간당 임금수준' 및 '직종'을 설명변수로 하는 로짓(logit) 모형을 설정하고, 이를 '여성'과 '남성'의 둘로 추정하였다.<sup>21)</sup>

승진 가능성에 대한 추정 결과는 <표 6-7>에 나타나 있으며, 몇 가지의 특징을 보인다. 첫째, 연령 및 연령의 제곱은 여성과 남성 모두 10% 수준에서도 유의하지 않아 승진 가능성과 연령의 상관관계가 약함을 보여주고 있다.<sup>22)</sup>

둘째, 배우자 유무는 남성의 경우만 유의하게 추정되었다. 이는 배우자가 있는 남성은 승진 경험이 있을 확률이 높다는 결과와 함께 승진에 결혼프리미엄이 있거나 또는 배우자가 관찰되지 않는 근로자의 생산성을 대표할 가능성을 시사한다. 즉 결혼한 남성은 가정생활이 안정될 뿐만이 아니라 가계부양의 책임감 등으로 인해 생산성이 높아지고 그 결과 승진을 하였거나 승진 가능성이 높아진다는 설명이다. 또 다른 설명은 혼인연령이 일반적으로 20대 후반에서 30대 초반이고, 수년간의 직장생활 경험이 있기 때문에 미혼자에 비해 기혼자가 이미 승진하였거나 승진 시기에 접근하였을 상황이다.

셋째, 승진 경험이 없는 근로자의 경우 현 직장의 근무기간은 승진 가능성에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 또한 생애 취업기간은 남성의 경우에만 승진 가능성에 부정적인 영향을 끼친다. 이러한 추정결과는 근속기간이 장기간이면서 승진 경험이 없는 근로자의 대부분은 승진

21) 승진 경험에 대한 추정처럼 이 추정식도 변수간의 인과관계를 설명하는 행태방정식이 아니며, 근로자의 특성과 승진 가능성과의 상관관계를 나타낼 뿐이다.

22) 이러한 결과는 현 직장에서 승진 경험이 없는 근로자만을 대상으로 추정하였기 때문일 가능성이 높다. 즉 연령이 30대 이상이고 승진 가능한 일자리에 근무하고 있는 근로자들은 이미 대부분 승진 경험이 있기 때문에 추정표본에서 제외된 반면, 승진 가능성이 낮고 연령이 많은 근로자들이 상대적으로 많이 포함되었기 때문에 연령에 대한 추정계수값이 무의미하게 나타났을 가능성이 있다.

&lt;표 6-7&gt; 승진 가능성의 로짓 추정 결과

설명변수	여 성	남 성
상수항	-4.13638( 0.032)	-5.07319( 0.009)
인구학적 변수		
연령(세)	-0.10648( 0.286)	0.08219( 0.425)
연령의 제곱	0.00150( 0.224)	-0.00219( 0.089)
배우자 유무(0:없음 1:있음)	-0.11865( 0.735)	0.40991( 0.083)
인적자본 변수		
교육기간(년)	0.15536( 0.015)	0.15226( 0.001)
현 직장 근무기간(년)	-0.02777( 0.696)	-0.01206( 0.761)
현 직장 근무기간의 제곱	0.00293( 0.368)	0.00114( 0.474)
생애 취업기간(년)	-0.02107( 0.724)	-0.08218( 0.096)
생애 취업기간의 제곱	-0.00007( 0.962)	0.00253( 0.062)
일자리 특성		
상용직 여부(1:yes 0:no)	1.07402( 0.005)	1.66075( 0.000)
직장의 노조 유무(1:yes 0:no)	-0.05951( 0.847)	0.44086( 0.060)
기업규모	0.29364( 0.000)	0.13098( 0.000)
시간당 임금수준(log 값)	0.61955( 0.042)	0.45062( 0.024)
직종(단순근로직 기준)		
관리직 및 전문직	0.83388( 0.156)	0.69113( 0.156)
준전문직	1.77443( 0.000)	1.24393( 0.001)
사무직	1.33938( 0.007)	1.55891( 0.000)
서비스 및 판매직	-0.05025( 0.922)	0.51837( 0.220)
농림어업직	-	-
기계조작·조립 등 기능직	-0.29688( 0.582)	0.35093( 0.273)
관찰치의 수	825	1,059
LR chi2 값	282.68	375.71
Pseudo R-square 값	0.3700	0.2981
log likelihood 값	-240.65	-442.41

주: ( ) 안은  $P > |z|$  값임.

기회가 매우 제한된 직무에 종사하고 있다는 사실을 반영한다. 그러나 교육은 남녀 모두 승진 가능성에 긍정적 기여를 하는 것으로 추정되었다.

넷째, 일자리의 특성에 따라서는 상용직으로 근무할 때, 기업규모가 클 때, 그리고 시간당 임금이 높을 때 승진 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 남녀 모두에게 적용된다. 그러나 직장의 노조 유무는 남성의 경우에만 승진 가능성에 유의적 영향을 주고 있다.

다섯째, 직종별로 승진 가능성을 살펴보면, 단순근로직을 기준으로 준전문직이나 사무직은 승진 가능성이 높은 것으로 나타났다. 그러나 단순근로직에 비해 서비스 및 판매직, 기계조작·조립 등 기능직의 승진 가능성은 통계적으로 유의하지 못하다.<sup>23)</sup>

### 5. 승진 가능성을 고려한 승진 경험의 성별 격차

앞의 ‘승진 경험과 성별 격차’ 항에서는 근로자의 승진 가능성을 고려하지 않았다. 승진이 가능한 직종에 종사하는 근로자의 비율이 성별로 차이가 있음을 감안할 때, 승진의 성별 격차를 정확히 파악하기 위해서는 승진이 가능한 근로자만을 대상으로 승진 경험의 유무를 질문하는 것이 정확할 것이다.

자료의 기초분석 결과 승진 가능 근로자의 51.2%가 승진을 경험한 것으로 나타났으며<sup>24)</sup>, 성별로는 남성의 56.9%와 여성의 34.7%가 승진 경험이 있었다. 승진 가능 근로자로 분석대상을 제한하였을 때 승진 경험의 성별 격차는 상당히 좁혀지고 있으며, 이는 승진 가능 직종에 종사하는 여성의 비율이 남성에 비해 상대적으로 낮다는 점을 반영한다. 남성 임금근로자는 49.8%가 승진 가능 직종에 종사하는 데 비해, 여성은 그 비율이 27.0%에 지나지 않는다. 이처럼 여성 임금근로자의 대부분(73.0%)이 승진이 어려운 직종에 종사하고 있다는 사실이 성별 승진 격차를 확대시킨 주요 원인이다.

분석대상을 승진 가능 근로자로 제한하고 승진 경험의 유무를 로짓(logit) 추정한 결과는 <표 6-8>에 나타나 있다<sup>25)</sup>. <표 6-8>의 추정결과를 살펴보면 남성은 연령과 승진 경험과의 상관관계가 없는 것으로 추정되었으나 여성은 나이가 많을수록 승진 경험이 많다.<sup>26)</sup> 현 직장의 근속기

23) 관리·전문직의 경우에도 10% 수준에서 유의하지 못하다. 응답한 임금근로자의 48.2%가 승진 가능성이 있다고 대답한 점을 감안할 때, 이러한 결과의 원인에 대해서 보다 심층적인 분석이 요구된다.

24) 여기에서 승진 가능 근로자는 승진 경험이 있는 근로자와 승진할 수 있는 근로자를 합산한 값이다.

25) 여기에서 사용된 설명변수는 <표 6-6>과 동일하다.

간 및 시간당 임금수준은 승진경험과 밀접한 정(+)의 상관관계가 있는 것으로 추정되었다. 특히 현 직장 근속기간의 추정된 계수값은 남성 0.25230, 여성 0.25524로 성별 차이가 거의 없다. 이러한 결과는 승진 가능 직종에 종사하는 경우 근속연수의 증가에 따른 승진 경험의 차이가 남녀 성별간 차이가 미미하다는 점을 시사한다.<sup>27)</sup>

<표 6-8> 승진가능성을 감안한 승진경험 여부의 logit 추정결과

설명변수	여성	남성	전체
상수항	-3.71860( 0.177)	-1.80203( 0.346)	-2.26331( 0.143)
인구학적 변수			
성별(0:남성 1:여성)	-	-	-0.45056( 0.016)
연령(세)	0.32465( 0.012)	0.01909( 0.835)	0.12165( 0.079)
연령의 제곱	-0.00388( 0.019)	0.00032( 0.779)	-0.00113( 0.193)
배우자 유무(0:없음 1:있음)	0.43889( 0.303)	0.19950( 0.386)	0.21896( 0.272)
인적자본 변수			
교육기간(년)	-0.12858( 0.121)	-0.01313( 0.753)	-0.01768( 0.624)
현 직장 근무기간(년)	0.25524( 0.004)	0.25230( 0.000)	0.23372( 0.000)
현 직장 근무기간의 제곱	-0.01088( 0.009)	-0.00832( 0.000)	-0.00747( 0.000)
일자리 특성			
상용직 여부(1:yes 0:no)	0.49291( 0.443)	0.64984( 0.222)	0.58770( 0.141)
직장의 노조유무(1:yes 0:no)	-0.11484( 0.771)	-0.50052( 0.019)	-0.31045( 0.083)
기업규모	-0.16666( 0.004)	0.00599( 0.859)	-0.04696( 0.084)
시간당 임금수준(log 값)	1.09755( 0.006)	0.63890( 0.004)	0.73027( 0.000)
직종(단순근로직 기준)			
관리직 및 전문직	-0.40852( 0.597)	-0.41768( 0.418)	-0.56499( 0.181)
준전문직	-1.03875( 0.085)	0.21236( 0.623)	-0.28608( 0.408)
사무직	-0.48804( 0.466)	-0.05761( 0.897)	-0.31472( 0.381)
서비스 및 판매직	-0.11383( 0.879)	0.57318( 0.247)	0.16895( 0.676)
농림어업직	-	-	-
기계조작·조립 등 기능직	-1.22403( 0.132)	-0.14721( 0.721)	-0.48359( 0.159)
관찰치의 수	266	814	1,080
LR chi2 값	77.97	162.57	261.49
Pseudo R-square 값	0.2257	0.1474	0.1751
log likelihood 값	-133.78	-470.13	-615.83

주: ( )안은 P>| z| 값임.

26) 이러한 결과의 원인에 대해서는 추가적인 논의가 필요하다.

27) 그러나 이러한 결과를 통해 승진의 성차별이 없다는 결론을 내릴 수는 없다. 그 이유는 질문이 승진 경험만을 물었은 뿐이며, 승진의 횟수나 또는 승진의 질에 대한 정보는 없기 때문이다.

승진 경험과 시간당 임금수준 사이의 추정계수값은 남성이 0.63890인 데 비해 여성은 1.09755로 여성의 추정치가 상당히 높다. 그러나 현재의 모형으로는 고임금 직종에 종사하는 여성의 경우 승진을 경험하였을 가능성이 높다고 결론 내리기 어렵다. 그 이유는 여성의 경우 임금이 높은 직종에서 승진 가능성이 높기 때문에 이러한 결과가 나타났는지 아니면 승진으로 인한 임금 상승폭이 남성에 비해 여성이 상대적으로 높기 때문인지 불명확하기 때문이다.<sup>28)</sup>

교육수준이 승진 경험에 미치는 영향은 <표 6-6>의 추정 결과와 달리 부(-)의 값을 보이며, 통계적으로 유의하지 못하다. <표 6-6>, <표 6-7> 및 <표 6-8>에서 승진 경험 및 승진 가능성과 교육기간과의 상관관계를 비교하면 교육수준은 승진 가능성이 있는 직종에의 입직 여부에 영향을 미치나 실제로 승진하였는가의 승진 경험에는 별 다른 영향을 주지 못하는 것으로 여겨진다. 또한 상용직 여부는 승진 가능 임금근로자의 95.9%가 상용직임에 따라 통계적 유의성이 없으며, 직장의 노조 유무는 남성의 경우에만 승진 경험에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 기업규모에 따라서는 여성은 기업규모가 클수록 승진 경험이 적은 것으로 추정되어 대기업보다는 중소기업에 종사하는 여성 근로자가 승진하였을 가능성이 높은 것으로 여겨진다. 또한 <표 6-6>과는 달리 직종이 승진 경험에 미치는 영향은 여성의 준전문직을 제외하고는 모두 통계적으로 유의하지 못하여 직종분류상의 직종보다는 취업한 직종의 승진 가능성이 승진 경험 여부에 더욱 중요한 요인임을 보여준다.

승진 가능성 및 근로자의 특성을 감안하였을 때 근로자가 현 직장에서 승진하였을 확률은 남성이 57.1%인 데 비해 여성은 44.4%인 것으로 의태 분석되었다. 이러한 분석 결과는 근속기간, 연령, 임금수준 등의 성별 차이를 감안한 뒤 승진 경험에서의 성별 격차가 완화되었음을 의미하며, 승진에서의 성별 격차 완화보다는 승진 가능한 직종에 여성들이 많이 취업할 수 있도록 하는 정책이 중요함을 시사한다.

---

28) 이에 대한 설명은 다음 절에서 다시 논의될 것이다.

## 6. 승진을 고려한 성별 임금격차

제4장 제3절에서 성별 임금식을 추정하고 성차별적 요인에 의한 임금격차의 규모를 분석하였다. 여기에서는 이러한 논의를 확장하여 승진 가능성과 승진 경험을 설명변수에 추가하여 성별 임금함수를 추정함으로써 승진이 임금에 미치는 영향력과 함께 승진을 고려한 성차별적 임금격차의 규모를 이해한다. 추정된 결과는 <표 6-9>에 나타나 있으며, 남녀 모두 승진 가능성과 승진 경험이 임금에 정(+)의 효과를 주고 있는 것으로 나타났다. 또한 승진 가능성과 승진 경험을 설명변수로 포함시킴에 따라 조정된  $R^2$  값이 큰 폭으로 증가하여 모형의 설명력이 높아진 것을 알 수 있다. 남성의 경우 승진 가능성의 추정계수는 0.12045, 승진 경험의 추정계수는 0.09909이며, 여성은 그 값이 각각 0.15321과 0.15585로 나타나 승진 가능성 및 승진 경험이 임금에 미치는 효과가 남성보다 상대적으로 크다. 이는 여성 임금근로자의 경우 승진 가능한 직종에 취업하였을 때, 그리고 실제로 승진을 하였을 때 얻는 임금프리미엄이 남성보다 상대적으로 높다는 점을 시사한다. 또한 산업 등 일부 변수를 제외하고는 설명변수의 추정된 계수 값이나 추정치의 통계적 유의도가 <표 4-9>와 별다른 차이가 없어 승진 가능성과 승진 경험이 다른 설명변수와 독립적 설명력을 지니고 있음을 간접적으로 파악할 수 있다.

위의 분석과 같이 Oaxaca and Ransom(1994)의 분해방법을 이용하여 남녀 임금격차의 요인을 다시 분해하면, 승진 가능성과 승진 경험을 포함하였을 때 성별 임금격차의 69.5%가 설명되며, 나머지 30.5%만이 설명변수로 설명되지 못한다. 이러한 결과를 위와 비교하면 승진 가능성과 승진 경험의 포함에 따라 설명되는 성별 임금격차의 비중이 62.9%에서 69.5%로 6.6%포인트 증가하였다. 즉 내부노동시장에서의 승진 변수를 감안함에 따라 모형의 설명력이 약 10.5% 상승하였으며, 이는 성별 임금격차의 분석시 승진 변수가 고려되어야 한다는 점을 시사한다.

여기에서 설명되지 못한 임금격차 30.5%의 3분의 2인 21.0%는 성차별적 요인으로 인해 여성이 자신의 실제 생산성보다 낮은 임금을 받는 손해이며, 나머지 9.5%는 남성이 생산성 이상으로 받는 임금프리미엄을 나타낸다.

&lt;표 6-9&gt; 승진 경험 및 승진 가능성을 고려한 남녀 임금함수의 추정결과

설명변수	남 성	여 성
상수항	-2.61745( 0.000)	-2.17069( 0.000)
직종분리의 정도		
직종의 성비(=여성/남성)	-0.04119( 0.004)	0.01466( 0.314)
인구학적 변수		
연령(세)	0.04411( 0.000)	0.01338( 0.197)
연령의 제곱	-0.00053( 0.000)	-0.00015( 0.246)
배우자 유무(0: 없음 1: 있음)	0.13119( 0.000)	0.01262( 0.747)
인적자본 변수		
교육기간(년)	0.06252( 0.000)	0.04212( 0.000)
현 직장 근무기간(년)	0.02238( 0.000)	0.04251( 0.000)
현 직장 근무기간의 제곱	-0.00051( 0.004)	-0.00134( 0.001)
생애 취업경험(년)	0.01118( 0.041)	0.00554( 0.343)
생애 취업경험의 제곱	-0.00014( 0.234)	-0.00011( 0.465)
승진		
승진 가능성	0.12045( 0.000)	0.15321( 0.001)
승진 경험	0.09909( 0.003)	0.15585( 0.008)
지역변수(서울 기준)		
부산·울산·경남	-0.02242( 0.502)	-0.18027( 0.000)
대구·경북	-0.15885( 0.000)	-0.10335( 0.030)
대전·충청	-0.07161( 0.142)	-0.14238( 0.022)
광주·전라	-0.03616( 0.441)	-0.05890( 0.350)
인천·경기·강원	-0.02531( 0.402)	-0.11616( 0.008)
일자리 특성		
상용직 여부(1: yes 0: no)	-0.03234( 0.385)	0.09159( 0.019)
직장의 노조 유무(1: yes 0: no)	0.05294( 0.097)	0.11645( 0.009)
기업규모	-0.00344( 0.437)	0.00124( 0.811)
근로시간(1: 전일제 0: 시간제)	0.02839( 0.624)	0.06524( 0.144)
정부기관 여부(1: yes 0: no)	0.12078( 0.023)	0.00374( 0.965)
산업(제조업 기준)		
농림수산업	0.01958( 0.864)	-0.37664( 0.097)
건설업	0.03703( 0.320)	0.27040( 0.029)
도매 및 소매업	0.02518( 0.509)	0.07420( 0.101)
숙박 및 음식점업	0.01814( 0.814)	0.08551( 0.117)
운수 및 통신업	-0.15680( 0.000)	0.01015( 0.916)
금융 및 보험업	0.14167( 0.018)	0.25373( 0.000)
부동산, 임대업 및 사업서비스업	-0.06491( 0.127)	0.09866( 0.114)
공공행정, 국방 및 사회보장행정	0.02218( 0.819)	0.45815( 0.015)
교육서비스업	0.23728( 0.000)	0.28024( 0.000)
보건, 사회복지, 오락 및 문화	0.21179( 0.038)	0.16571( 0.012)
기타 개인, 가사 서비스업	-0.09761( 0.147)	0.06847( 0.292)
관찰치의 수	1,509	915
F-값	31.50	18.18
Adjusted R-square 값	0.42508	0.41084

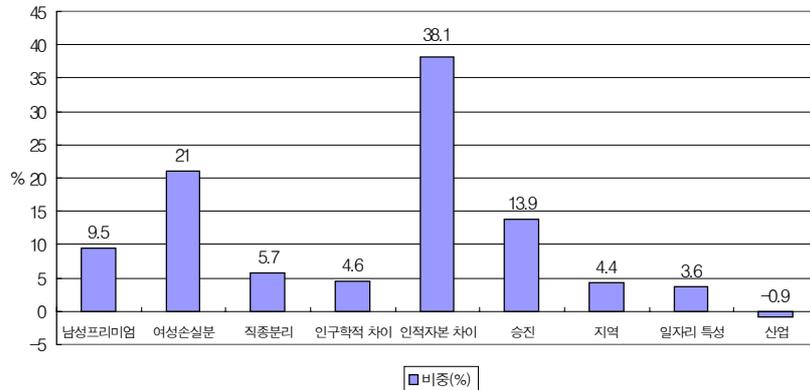
주: ( )안은  $P > |t|$  값임.

$$\begin{aligned} \ln(GD_{mf} + 1) &= \overline{X}_m(\widehat{\beta}_m - \beta^*) + \overline{X}_f(\beta^* - \widehat{\beta}_f) \\ &\quad + (\overline{X}_m - \overline{X}_f)\beta^* \\ &= 0.04533(9.5\%) + 0.09988(21.0\%) + 0.33115(69.5\%) \end{aligned}$$

생산성의 차이로 설명되는 임금격차를 상세히 분해하면 남녀 전체 임금격차의 5.7%는 성별 직종분리로 설명되며, 4.6%는 인구학적 차이에서, 그리고 38.1%는 교육기간, 현 직장 근무기간, 생애 취업기간 등의 인적자본 차이로 설명된다. 또한 승진 가능성 및 승진 경험은 13.9%를 설명하여 두 번째로 중요한 요인으로 나타나고 있고, 지역변수는 성별 임금격차의 4.4%를 그리고 일자리의 특성 차이는 3.6%를 설명한다. 그러나 산업은 -0.9%를 설명하여 산업의 성별 분포는 성별 임금격차를 줄이는 데 기여하고 있다(그림 6-4 참조).

이상의 분석 결과는 정확성 및 자료의 한계를 지니고 있지만 성별 임금격차에 있어 승진의 중요성을 확인하고 있다는 측면에서 의의를 찾을 수 있다. 또한 임금격차의 69.5%를 근무기간, 교육, 거주지역 등의 설명변수를 통해 설명할 수 있지만 아직도 29.5%의 임금격차를 설명할 수 없다는 사실은 우리나라에 성차별이 존재할 가능성을 시사한다. 남녀간의 임금격차는 그 원인이 밝혀진 경우 해결방안도 명료하게 제시될 수 있다. 그러나 전체 성별 임금격차의 34.1%가 명확한 원인을 모르고 성차별적

[그림 6-4] 성별 임금격차의 요인



요인으로 간주된다는 것은 기업의 임금결정 및 성차별 구조의 존재 여부, 규모에 대한 고찰을 요구한다.

설명되지 않는 성별 임금격차의 원인에 대한 한 가지의 설명은 근로자의 고용에 따른 기업의 비용분석이다. 근로자가 동일한 생산성을 지니더라도 비용 차이가 발생하면 기업은 당연히 임금의 차이를 두게 될 것이다. 여성 근로자의 고용에 따라 기업이 추가적인 비용을 부담하는 경우가 일반적이며 이러한 비용은 위의 임금함수 추정식에 나타나고 있지 않다. 또 다른 한 가지는 명시되지 않는 남녀간 생산성의 차이이다. 교육수준, 근속기간(SK), 생애 취업기간(GK) 등의 인적자본 지표로 설명되지 않고 계량화하기도 어려운 근무태도, 인적자본투자에 대한 기대수익률 등에서의 격차가 임금격차 및 승진, 보직, 훈련 등에서의 차별의 원인이 될 수 있다.

### 7. 성(性)과 업무의 내용

임금근로자들의 대부분은 업무 수행시 상사 또는 다른 직원의 지시나 감독을 받고 있다. 2000년도 한국노동패널 제3차 조사 분석 결과는 임금근로자의 82.4%가 타인의 지시·감독을 받는 것으로 나타났는데 여성 82.2%, 남성 82.6%로 성별 차이는 없었다(표 6-10 참조).

거꾸로 다른 근로자를 관리·감독하는 비중은 전체적으로 18.5%로 조사되었다. 남성은 27.0%가 관리·감독 업무를 수행하는 한편, 여성은 그

<표 6-10> 업무의 특성: '예'의 응답 비율

(단위: %)

	여 성	남 성	전 체
- 업무상 다른 직원의 지시나 감독을 받음	82.2	82.6	82.4
- 다른 근로자의 일을 관리·감독	5.3	27.0	18.5
· 다른 근로자의 봉급이나 승진에 영향력 있음	25.0	36.3	35.0
· 다른 근로자를 문책할 수 있음	64.5	80.4	78.6
- 직원 채용이나 해고 등의 결정에 참여	2.6	9.6	6.8
- 제품 또는 서비스 생산의 결정과정에 참여	4.3	16.8	11.9

자료: 한국노동패널 제3차 조사(2000).

비중이 5.3%로 성별격차가 현저하다. 이처럼 관리·감독 업무를 맡고 있는 여성의 비중이 크게 적을 뿐만 아니라 관리하는 근로자의 숫자도 남성이 평균 14.7명인 데 비해, 여성은 9.7명으로 5명 정도의 차이가 나고 있다. 나아가 관리·감독의 영향력에 대해서도 ‘다른 근로자의 봉급이나 승진에 영향력이 있다’는 관리·감독자의 비중이 남성은 36.3%인 것에 비해 여성은 25.0%로 차이가 발견된다. ‘다른 근로자를 문책할 수 있는 권한’에 대해서도 남성 관리·감독자의 80.4%가 ‘예’라고 응답한 반면, 여성은 그 응답률이 64.5%로 상대적으로 낮다.

‘직원의 채용이나 해고와 같은 인사 문제에 참여한다’는 임금근로자의 비중도 남성이 9.6%인 데 비해 여성은 2.6%에 지나지 않는다. 더불어 ‘제품 또는 서비스 생산의 결정 과정에 참여’하는 응답자도 남성 16.8%, 여성 4.3%로 큰 차이가 있다. 이러한 남녀 성별 격차는 앞에서 살펴본 승진 경험 및 승진 가능성에서의 성별 차이보다 훨씬 큰 것으로 기업체 내에서 여성의 역할이 남성에 비해 취약하며, 보조적인 업무에 머물고 있음을 다시 한번 확인하여 주고 있다.

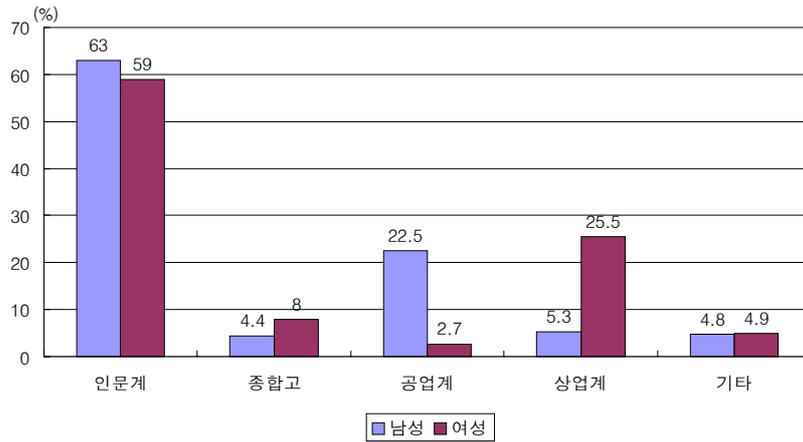
### 제3절 인적자원의 개발

#### 1. 전공분야의 성별 분리

학교교육에서 인적자본투자의 양적인 면에서는 성별 격차가 거의 해소되고 있지만, 내용 면에서는 여전히 남녀간 차이가 크다. 내용 면에서의 차이는 고등학교에서부터 발견된다. 1999년의 경우 남성은 일반계 고등학교 졸업자가 전체의 63.0%를 차지하고 있는 반면, 여성은 59.0%로 나타났다. 실업계 고등학교의 성별 분포를 보면 남성이 공업계 고등학교에 집중되어 있는 반면 여성은 상업계 고등학교에 집중되어 있다.

이러한 남녀간 전공분리 현상은 전문대와 4년제 대학에서도 마찬가지로 발견된다. <표 6-11>와 같이 전문대와 4년제 대학 모두 남성이 자연

[그림 6-5] 고교 졸업자의 계열별 분포: 1999년



자료: 교육부, 『교육통계연보』, 1999.

<표 6-11> 대학 졸업자의 전공별 분포

(단위: 명, %)

	전문대		4년제 대학	
	남 성	여 성	남 성	여 성
인문계	2,952( 3.0)	7,474( 6.5)	10,798( 9.5)	21,599(21.4)
사회계	21,777(22.5)	34,045(29.4)	32,162(28.3)	24,587(24.4)
자연계	61,636(63.6)	33,342(28.8)	42,497(37.4)	11,000(10.9)
의약계	3,104( 3.2)	14,721(12.7)	10,172( 9.0)	9,176( 9.1)
예체계	7,368( 7.6)	16,543(14.3)	3,063( 2.7)	9,337( 9.3)
사범계	115( 0.1)	9,649( 8.3)	14,881(13.1)	25,226(25.0)
전 체	96,952(100.0)	115,774(100.0)	113,573(100.0)	214,498(100.0)

자료: 교육부, 『교육통계연보』, 1999.

계에 상대적으로 집중되어 있는 데 비해 여성은 인문계, 예체능 계열과 사범계 전공자가 많은 특징을 보이고 있다. 남녀간 전공의 차이가 능력 및 선호도의 차이에 의한 자연스러운 현상으로 이해될 수도 있다. 특히 여성은 두뇌 구조상 수학적 능력이 부족하고 그 결과 자연계를 회피한다는 주장이 있다. 여성이 인문계나 사범계, 예체능계를 선택하는 것이 인적자본투자의 수익성이나 노동시장의 비교우위적 측면에서 여성에게 유리하기 때문이라는 주장이 있다.

그러나 이러한 판단이 남녀의 역할에 대한 사회적 관습 및 교육의 결과이거나 또는 남성 집중 전공분야에서의 생존(survival)이 힘들기 때문이라면 이는 성분리 또는 성차별의 문제로 연결된다. 여성 집중 전공과 관련된 직종의 임금수준이 남성 집중 전공과 관련된 직종의 임금수준보다 낮은 것이 일반적 현상이다. 그럼에도 불구하고 자연계, 특히 공학계를 전공하는 여성의 비율이 낮은 이유로 비교우위론적 설명은 불충분하며, 사회적 가치관 및 사전적 교육의 영향이 작용하였을 가능성이 높다.

## 2. 직장내 직업훈련의 성별 격차

널리 알려진 사실과 같이 직장내 연수(研修)와 직업훈련 참여도에 있어 성별 격차가 큰 것으로 나타나고 있다.<sup>29)</sup> 통계청의 사회통계조사에 따르면, 2000년 평생학습 참여자의 비율은 남성 19.4%, 여성 15.2%로 4.2%포인트의 차이가 나고 있다. 그러나 직장 연수는 남성 10.7%, 여성 5.1%로 두 배의 차이가 있으며, 직업훈련은 남성 3.4%, 여성 0.9%로 조사되었다. 직장 연수와 직업훈련은 기업특수적 인적자본을 축적할 수 있는 중요한 기회이기 때문에 기업내의 승진 및 보직에 상당한 영향을 미칠 수 있다(금재호 외, 2001).

1999년도 한국노동패널 조사는 직업훈련에 관련된 질문을 하였다. 분석 대상을 조사 당시 임금근로자로 한정하였을 때, 남성의 3.6%와 여성의 3.2%가 1998년 제1차 조사 이후 직업훈련을 받았거나 받고 있는 것으로 나타났다.

이처럼 성별 격차가 발생하고 있는 이유로 세 가지를 들 수 있다. 먼저 동일 직장이라도 남성이 기업의 핵심인력인 반면 여성은 비서와 같은 주변부 인력이기 때문에 기업의 인적자원투자에서 후순위가 되는 경우가 있다. 두 번째는 여성의 승진 가능성이 낮거나 생산성이 남성에 비해 떨어진다고 기업이 판단하는 경우이다. 이 경우 기업은 남성에게 우선적으로 연수 또는 훈련기회를 부여할 것이다. 세 번째는 남성과 여성이 동일

29) 반면 직장내 여성의 직업훈련 참가에 대한 희망은 남성에 비해 높은 것으로 분석되었다(이병희·김미란, 1999).

직무를 수행하더라도 여성의 이직률이 통계적으로 높기 때문에 여성을 배제하는 경우이다. 인적자본투자에 대한 수익률은 근로자의 기대근속기간이 오를수록 높아진다. 따라서 이직의 가능성이 높은 여성에 대한 기업의 인적자본투자는 상대적으로 줄어든다. Light and Ureta(1992)는 만약 여성의 이직률이 높다면, 기업은 훈련, 승진 및 보직에서 남성 중심적 인사정책을 펼칠 것으로 주장한다. 특히 'career track job'에 여성이 배제될 가능성이 높다는 분석 결과를 제시하고 있다.<sup>30)</sup>

이들의 주장처럼 여성의 높은 이직률(turnover rate)이 여성의 직장내 훈련을 낮추며, 이는 여성의 낮은 임금으로 이어진다는 연구 결과들이 다수 발견된다. Gronau(1988)은 훈련(training)에서의 차이가 남녀 성별 임금격차의 주요 요인임을 주장하였으며 Lynch(1992), Hill(1995), Olsen and Sexton(1996) 등도 Gronau와 비슷한 결론을 제시하였다. 특히 Olsen and Sexton은 1970년대와 1980년대 직장내 훈련기회의 성별 격차가 좁혀졌으며, 이는 이 기간중 성별 임금격차의 완화에 중요한 기여를 한 것으로 주장한다. 나아가 Barron et al.(1993)은 여성의 높은 이직률과 낮은 훈련수준과의 상관관계를 설명하는 직무일치 모형을 개발하였다. 이들의 주요 결론은 '여성의 높은 이직 가능성을 통계적으로 파악하고 있는 기업은 신규 채용시 초임이 낮고 훈련의 필요성이 낮은 직무(직업)에 여성을 채용한다'는 것이다. Royalty(1996)도 성별 이직률의 차이가 직접적으로 기업내 훈련의 격차를 유도하는 모형을 개발하고 실증적으로 분석하였다. 추정 결과는 성별 이직률 차이가 기업내 훈련 차이의 핵심적 원인임을 밝히고 있다.

이직률과 기업내 훈련과의 밀접한 상관관계는 여성의 지위를 더욱 떨어뜨리고, 직업의 성분리를 심화시키는 기능을 한다. 높은 이직률로 인해 훈련에서 배제되는 여성은 기업특수적 인적자본의 축적 기회를 상실하고 승진 및 보직에서 불이익을 받게 된다. 그 결과 여성의 인적자본 축적은

30) 일반적으로 여성의 이직률이 남성보다 높은 것으로 알려지고 있다. Becker and Lindsay(1994)는 동일 직장에 4년 이상 근무할 확률을 추정한 결과 남성은 23.2%가 4년 이상 근무하지만 여성은 그 비율이 14.6%에 불과한 것으로 나타났다. Sicherman(1996)도 1만6,000명을 고용하고 있는 뉴욕의 보험회사 통계를 분석한 결과, 모든 근속기간에 대하여 여성의 이직확률이 높은 것으로 조사되었다.

더욱 낮아지는 악순환의 과정에 들어간다. 이러한 악순환은 기업의 입장에서 합리적 선택의 결과이기 때문에 시장원리에 의해 해결할 수 있는 성격이 아니다. 따라서 악순환의 고리를 끊기 위한 정부의 개입이나 기업의 적극적 노력이 필요한 것이다.

#### 제4절 소 결

성별 임금격차 및 성차별의 실상을 파악하기 위해서는 기업내부노동시장에서의 행태 분석이 중요하다. 채용뿐만 아니라 보직, 승진, 기업내 직업훈련, 임금 등 기업 내부의 성차별적 관행이나 성별 차이가 남녀간 임금격차와 경제적 지위를 결정하는 중요한 요인이다. 기업내부노동시장의 성별 격차 또는 성차별 문제가 여성의 경제적 지위향상과 인적자본의 효율적 활용에 매우 중요함에도 불구하고 이에 대한 실증적 분석은 우리나라에서 매우 제한적으로 이루어져 왔다. 그 주된 이유는 기업내부 노동시장에서의 성별 차이를 파악할 수 있는 자료의 한계이다.

이 장에서는 남녀의 성별 격차를 이해하려는 시도로 한국노동패널 조사 및 여타 자료를 활용하여 구직활동, 채용, 승진, 업무내용 및 직업훈련에서의 성별 차이를 분석한다.

먼저 구직활동의 성별 차이를 살펴보면, 생계를 책임질 의무가 약한 여성은 소극적인 구직활동을 하는 것으로 나타나고 있다. 구직활동의 강도를 나타내는 구직방법의 수에 있어서 남성은 1.99개의 구직방법을 사용하는 반면, 여성은 1.82개를 사용하고 있었다. 구직방법의 내용에 있어서도 남성은 ‘직접 접촉’, ‘친구, 친지의 소개’와 같은 비공식적 방법을 많이 사용하나 여성은 ‘구인광고’ 등의 공식적 방법을 많이 사용하여 구직활동의 효과가 여성이 낮을 가능성을 제기한다. 또한 구직시의 애로사항에 대해서도 여성의 33.1%가 ‘성차별로 인해 취업이 어렵다’라고 응답하고 있으며, ‘취업정보 부족’, ‘기술·학력 부족’, ‘경험 부족’, ‘근로환경 부적합’ 등의 여러 측면에서 남성보다 심각한 애로를 겪고 있는 것으로 나타났다.

채용에 있어서도 3분의 1에 달하는 사업장이 채용시 성별 제한을 두고 있으며, 성별 제한을 둔 사업체의 대부분은 남성만을 희망하고 있었다. 이러한 사업체 조사 결과는 구직활동시 여성의 입직을 허용하는 직장 또는 직업에만 여성들이 지원하는 자기 선택적 과정으로 인해 성차별이 완화된 것으로 나타나고 있을 뿐 실제로는 아직도 성차별이 광범위하게 행해지고 있을 가능성을 시사한다.

승진 가능성 및 승진 여부는 근로자의 기업내 행태와 생산성, 임금 및 이직 가능성 등에 중요한 영향을 미치며, 내부노동시장이론의 핵심적 위치를 차지한다. 특히 여성의 경우 승진 가능성이 있거나 승진 경험이 있다면 보다 적극적인 경제활동을 수행할 것으로 기대된다. 한국노동패널 자료를 이용하여 승진에서의 성별 차이를 이해하고, 승진 가능성 및 승진이 임금에 미치는 영향력 파악을<sup>31)</sup> 시도한 결과는 다음과 같다.

첫째, 과장급 이상 여성 근로자의 비중은 2000년 4.2%로 남성의 20.0%에 비해 크게 낮으며, 1998년과 2000년 사이에 여성의 직급분포가 개선되었다는 사실을 발견하기 어렵다. 대우패널 조사의 결과와 비교할 때 그동안 과장급 이상 여성의 비중이 다소 높아지기는 했으나 절대적 수준에서 남녀의 직급/직위 격차가 상당히 심각한 수준인 것으로 판단된다.

둘째, 근로자의 특성을 통제한 뒤 현 직장의 승진 경험이라는 과거의 경험적 확률을 계산한 결과 남성의 승진 경험 확률은 여성의 2배에 달하였다.

셋째, 근속기간의 증가에 따라 남녀 모두 승진을 경험하였을 확률이 높아진다. 이러한 결과는 근속기간의 장기화에 따라 여성도 충분히 승진할 가능성이 있음을 보여주며, 여성의 승진을 위해서는 여성의 경력단절 완화가 중요하다는 점을 시사한다.

넷째, 승진 경험이 없는 임금근로자를 대상으로 승진 가능성을 질문하였을 때, 응답자의 25.2%가 승진 가능성이 있다고 하였다. 성별로는 남성은 30.0%가 승진 가능성이 있다라고 대답한 반면, 여성은 19.4%만이 그렇다라고 대답하여 성별 차이가 발견된다.

31) 승진이 성별 임금격차에 미치는 영향을 분석한 실증연구로 Olson and Becker (1983)와 Paulin and Mellor(1996) 등을 들 수 있다.

다섯째, 승진 가능성이 없는 근로자를 분석에서 제외하였을 때 근로자의 51.2%가 승진을 경험한 것으로 나타났으며, 성별로는 남성의 56.9%와 여성의 34.7%가 승진 경험이 있어 성별 격차가 상당히 좁혀진다. 이는 승진 가능 직종에 종사하는 여성의 비율이 남성에 비해 상대적으로 낮다는 점을 반영한다.

여섯째, 승진 가능성 및 근로자의 특성을 감안하였을 때 근로자가 현직장에서 승진하였을 확률은 남성이 57.1%인 데 비해 여성은 44.4%인 것으로 의태분석되었다. 이는 승진에서의 성별 격차 완화보다 승진 가능한 직종의 여성 취업 향상 정책의 중요성을 시사한다.

일곱째, 승진 가능성과 승진 경험을 설명변수에 추가하여 성별 임금합수를 추정할 결과 남녀 모두 승진 가능성과 승진 경험이 임금에 정(+의 효과를 주고 있는 것으로 나타났다.

여덟째, Oaxaca and Ransom(1994)의 분해방법을 이용하여 남녀 임금격차의 요인을 다시 분해하면, 승진 가능성과 승진 경험을 포함하였을 때 성별 임금격차의 69.5%가 설명되며, 나머지 30.5%만이 설명변수로 설명되지 못한다.

그러나 여기에서 사용된 데이터가 과거에 승진 경험이 있었는가의 여부만 질문하였지, 그 시기나 승진된 직급, 승진에 따른 임금 상승 등의 추가적 정보를 제공하지 못하다는 점에 명백한 한계가 있으며, 이에 따라 제시된 실증분석의 결과도 조심스럽게 다루어야 할 것이다. 특히 승진 횟수에 대한 정보의 부족으로 승진에서의 남녀 성별 격차가 명확하게 설명되지 못하고 있다. 예를 들어 승진 횟수가 성별로 차이가 있다면 이는 이직가능성, 임금 및 근속기간에 유의적 영향을 미칠 것이다.

분석 결과는 여성의 경제적 지위향상을 위하여 직장내 경력단절의 완화 및 승진 가능 직종에의 여성 진출 확대가 중요하다는 정책적 시사점을 제시한다. 여성은 남성에 비해 승진이 가능한 직종에 취업한 비율이 매우 낮으며, 이러한 승진의 근본적 한계가 승진의 성별 격차의 상당 부분을 차지한다. 또한 승진 가능한 직종에 종사할 경우 근속기간의 축적에 따라 남녀 모두 비슷한 비율로 승진 경험을 가지는 것으로 나타나, 여성의 경력단절 완화가 주요 정책과제임을 보여준다.

## 제7장 결론 및 정책과제

### 제1절 분석 결과의 정책적 시사점

우리나라에서 여성 노동력은 남성 노동력에 대한 보완적 성격으로 간주되어 왔으며, 여성 노동력의 활용도 인력부족 현상을 완화하기 위한 하나의 방편으로 다루어져 온 측면이 강하다. 향후 경제의 지속적 성장, 인구구조의 변화와 더불어 여성의 경제활동참가율 및 취업자수는 증가할 것이며, 세부적으로 여성 취업자의 고령화 현상 및 젊은 층 여성 인력에 대한 초과수요가 발생할 가능성이 높다.

그러나 여성 인력의 문제는 유희인력 활용이라는 좁은 영역을 넘어서 국가경쟁력 향상을 위한 인적자원의 효율적 양성과 운용이라는 관점에서 접근되어야 한다. 이러한 견지에서 많은 여성 인력이 자신의 능력과 경험을 살리지 못하고 저임금·고용불안·경력단절을 겪게 된다면, 이는 여성의 입장에서 다루어져 온 성평등이나 사회·경제적 지위향상의 문제를 넘어 국가경쟁력 약화의 문제로 연결된다. 즉 노동시장에서 고용평등의 달성, 여성 인력의 활용과 같은 문제는 여성만의 문제가 아니라 남녀 모두의 과제인 것이며 21세기 지식기반사회에서 우리나라가 선진국으로 도약하기 위한 핵심과제의 하나인 것이다.

이처럼 국가경쟁력 강화를 위한 여성 인력의 양성 및 운용이란 측면에서 1990년대 여성 노동시장을 평가하고 2000년대 이후의 노동시장 환경

변화를 분석한 결과, 미래의 상황을 긍정적으로만 볼 수 없으며 여성 노동력의 양적 팽창은 지속되나 질적 개선은 여전히 미흡할 위험성이 제기된다. 이러한 위험성은 성차별, 노동시장 이중구조 등과 같은 구조적 문제들이 개입될 때 더욱 심각하여질 것이며, 그 결과 여성은 저임금·저기능·고용불안의 2차 노동시장에 집중되는 현상이 고착화·영속화된다. 이러한 위험성들을 구체적으로 정리하면 다음과 같다.

### 1. 복합적 이중구조

우리나라 노동시장의 주요 특징의 하나는 ‘복합적 이중구조’이다. 즉 노동시장은 고생산성·고임금·고용안정의 직업계층 상층부는 남성이 차지하고 있고, 여성은 저생산성·저임금·고용불안의 하층부에 머물러 있는 직업의 성분리 구조와 함께 여성 근로자들 자체도 저연령·고학력·고소득 계층과 고연령·저학력·저소득의 두 계층으로 구분된다는 것이다. 직업의 성분리 구조는 노동시장에서 성별 임금격차와 직종분리의 현상으로 나타나며, 남성에게 경제적 안전망을 제공한다.

이에 대해 여성 근로자의 이중구조는 연령과 경력단절을 중심으로 발생한다. (준)전문직에 종사하는 일부 여성을 제외하고 대부분의 근로자들은 20대 후반에서 30대 초반 경력단절을 경험하며, 그 결과 경력단절 이전의 젊은 여성들은 고소득 계층에 속하지만 경력단절 이후의 재취업 여성들은 저소득 계층에 속할 가능성이 높다. 이러한 과정에서 학력별 경제활동참가율의 역전 현상이 발생한다. 고학력 여성들은 20대에 높은 경제활동참가율을 보이다가 30대 이후 급락하는 반면, 저학력 여성들은 30대 이후 경제활동참가율이 높아지는 형태를 나타낸다.

데이터의 분석 결과 1990년대에 여성의 경제활동은 큰 폭으로 증가하였으나 이는 고용의 질 향상을 이루는 데에는 미흡하였고, 성별 직종 및 산업분리가 완화되고 직업의 성분리 구조가 개선되었다는 증거를 발견할 수 없었다. 또한 여성 근로자들의 이중구조도 개선되었다는 증거를 발견하기 어려웠다.

문제는 2000년대 노동시장 전망 결과도 이러한 직업의 성분리 구조 및

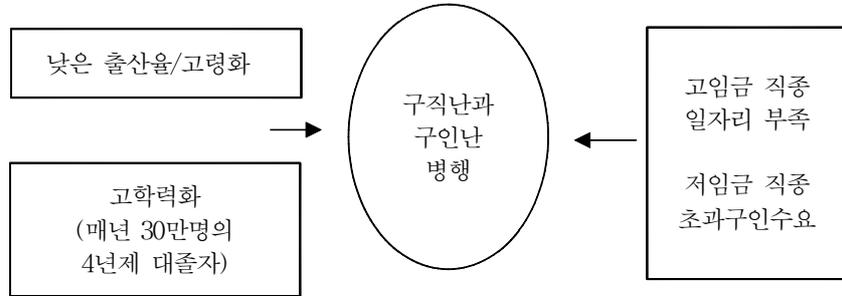
여성 인력 내부의 이중구조가 개선되리라고 기대하기 어렵다는 점이다. 성차별에 대한 인적자본론적 접근은 성차별을 실시하는 기업의 이윤과 생산성은 상대적으로 낮고 따라서 노동시장의 '보이지 않는 손'에 의해 성차별은 점차 해소될 것이라는 주장을 하고 있다. 또한 많은 경제학자들은 21세기는 지식기반사회로 여성 친화적 직업의 성장과 함께 인력부족 현상으로 인해 과거의 성분리 및 성차별은 시장의 힘(market force)에 의해 완화될 것이라는 견해를 피력한다. 그러나 노동시장에만 맡겨서는 지속적인 고령화 및 고학력화, 산업 및 직업구조의 고도화로 인식되는 2000년대의 노동시장은 기대와는 달리 여성에게 매우 불리하게 작용할 가능성이 있으며, 직업의 성분리와 여성 근로자의 이중구조가 개선될 가능성이 크지 않다.

## 2. 구조적 수급불일치의 심화

미래의 여성 근로자상을 낙관하지 못하는 중요한 이유의 하나는 노동시장 전체적으로 경제활동참가율 및 취업자수가 지속적으로 증가하지만, 구조적 수급불일치로 인한 구직난 및 하향 취업이 발생하고 남성보다 여성이 피해를 볼 가능성이 높다는 점이다.

청소년층 인구의 감소와 함께 노령화 현상에 따라 향후 15~29세 청소년층에 대한 노동력 수요과잉 현상이 발생하게 된다. 그러나 고학력화로 인해 청소년층의 대부분은 전문대 이상의 학력을 지니며, 특히 절반 정도는 4년제 대학을 졸업하게 될 것이다. 이처럼 고학력 인구의 비중은 급증하지만 4년제 대학 졸업의 학력을 요구하는 일자리의 증가폭은 상대적으로 적을 것이다.

향후의 직업별 취업인구 전망(강순희 외, 2000)에서 기술·전문·행정관리직에 대한 인력수요는 빠른 속도로 증가될 것으로 예상하고 있다. 2000년 현재 기술·전문·행정관리직의 취업자는 393만 명으로 전체 취업자의 18.7%에 불과하다. 2010년까지 이들 직종 취업자가 25% 증가한다고 가정하면 취업자수 증가는 100만 명 정도로 전체 취업자 증가의 36~38%를 차지한다.<sup>1)</sup> 이에 대해 2010년까지의 10년 동안 4년제 대학 졸



업자는 매년 30만 명 정도 배출될 것이며, 사망, 은퇴, 노동시장 이탈 등을 감안하더라도 대학 졸업생들을 모두 수용하기 위해서는 최소한 20만 개 이상의 일자리가 제공되어야 한다. 4년제 대졸자의 상당수가 사무직이나 서비스·판매직에 취업하더라도 현재의 고학력화 추세 아래에서는 4년제 대졸자의 구직난 및 하향 취업이 불가피할 것으로 판단된다. 한편 고학력 젊은층의 구직난에도 불구하고 청소년층 인구의 감소로 인해 저생산성·저임금 직종에서의 구인수요는 크게 증가할 것으로 예상된다. 특히 전문대나 고졸 정도의 학력을 지닌 젊은 여성에 대한 초과수요는 시간이 갈수록 심화될 전망이다.

### 3. 자발적 경력단절의 가능성

인력의 학력·기능별 수급불일치로 발생하는 이러한 문제는 직업의 성분리(또는 성차별)가 개입될 때 여성은 더욱 불리한 위치에 서게 된다. 제한된 고생산성·고임금의 전문직에 수많은 지원자가 집중될 때 성분리 구조 아래에서 우선적으로 여성을 배제하는 현상이 발생하고, 이러한 과정은 성분리 구조를 더욱 강화하는 방향을 작용한다. 이에 따라 고학력 여성의 실망실업이 증대하고, 자포자기형 취업 포기 등과 같은 현상이 계속된다. 하향 취업을 하더라도 미래의 기대소득이 낮고 경력의 축적에 따

1) 이러한 추정의 근거는 경제활동참가율 및 취업자수 전망에서 2010년까지 취업자수가 12.4% 증가한다는 추정 결과와 기술·전문·행정관리직의 증가 속도가 평균치의 두 배 정도라는 가정이다.

른 승진기회 또는 임금 상승의 가능성이 낮아 자발적인 경력단절로 이어질 가능성이 있다. 즉 고학력 여성의 경우 결혼 전까지는 하향 취업하여 저생산성·저임금 직종에 취업하다가 결혼·출산을 계기로 노동시장을 벗어나며, 육아·가사와 같은 문제로 가정과 직장의 양립이 어렵기 때문이 아니라 미래의 기대소득이 낮기 때문에 스스로 직장생활을 포기하는 것이다.

이러한 여성에 대한 보육지원은 부분적인 효과를 거둘 수밖에 없으며, 경력개발 및 생산성 향상, 직종별 임금격차의 완화와 같은 보다 근본적인 접근이 요구된다. 또한 이러한 구조적 수급불일치의 상황 아래에서는 여성에 대한 교육투자의 확대, 교육의 질 개선 등이 이루어진다고 할지라도 이것이 고생산성·고임금의 전문 'career job'에로의 취업으로 연결되기 어렵다. 그 원인은 근본적으로 대학 졸업 여성들의 절대규모가 경제의 수용 한도를 훨씬 초과하고 있기 때문이다.

고학력 여성의 초과공급이 있는 상황 아래에서는 여성에 대한 교육훈련 등의 인적자원개발은 남성에 대한 상대적 경쟁력 개선에는 기여하지만 경제 전체적으로 여성 취업의 질 향상이라는 목적을 달성하기는 어렵다. 여성인력에 대한 투자가 과잉투자일 가능성이 높으며, 이는 남성의 경우도 마찬가지이다. 남성과 같이 여성에 대한 인적자원투자는 적정 규모의 문제가 중요시되어야 한다. 이러한 측면에서 어렸을 때부터의 진로 지도를 통해 자신의 능력과 적성에 적합한 미래를 설계하고 적절한 인적자원투자가 이루어지도록 유도하는 방안이 하나의 해결책이다.

더불어 취업 여성의 고령화로 인해 주부의 비중은 높아지게 되고, 가정과 직장의 조화 문제는 더욱 중요시될 전망이다. 보육수요에 대해서도 2010년대에는 출산이 주로 이루어지는 20대 후반에서 30대까지의 여성의 대부분이 고학력자이고, 소득수준의 향상에 따라 보육서비스 이용 가능성보다는 서비스의 질에 대한 욕구가 높아질 것으로 예상된다.

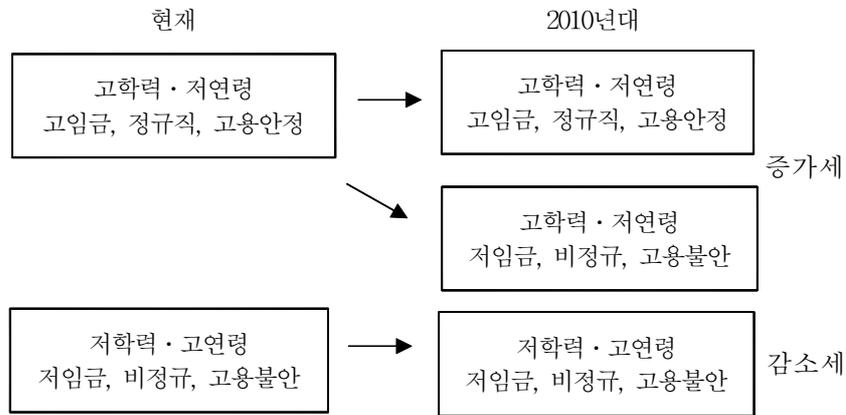
#### 4. 여성 노동시장의 다원화 및 유연화

제5장에서 여성 근로자는 고학력·고소득·저연령의 계층과 저학력·

저소득·고연령의 둘로 구분된다는 점을 설명한 바 있다. 이러한 여성노동시장의 이중구조는 향후 고학력화 및 고령화에 따라 보다 복잡한 형태를 띠게 될 것이다. 우선 출생률의 저하에 따른 신규 노동력의 감소 및 경제성장에 따라 중·장년층 이상의 여성에 대한 취업기회 확대가 발생한다. 이에 따라 40대 이상 취업자의 비중은 지속적으로 상승하여 여성 전체의 60% 수준으로 높아지게 된다. 이들 여성의 대부분은 서비스·판매직이나 단순근로, 기능직 등의 직업에 종사하면서 직업계층의 하층부에 위치하게 된다. 고령자의 취업기회 확대는 빈곤의 문제 및 사회복지에 대한 부담의 감소에 기여하는 긍정적 효과가 있다. 한편 2010년 경 15~39세 여성 취업자의 대부분은 전문대졸 이상의 고학력자로 이들은 고생산성·고임금의 전문직(또는 career job) 종사자와 저생산성·저임금의 일반 취업자의 둘로 구분된다.

여성 근로자의 대부분은 소규모 영세기업에 근무하며, 법에서 정한 보호를 받지 못하고 있는 것이 현실이다. 이는 여성 임금근로자의 70% 정도가 임시·일용직 근로자라는 데서 명확하게 드러난다. 1990년대 중반경 나타나기 시작한 비정규직의 증가현상은 고용형태의 다양화, 산업 및 직업구조의 변화, 노동시장 유연화 등에 기인하고 있으며, 이는 다른 선진국에서도 함께 발견되는 현상이다. 특히 단시간근로, 재택근로, 일자리 공유 등의 가족 친화적 제도는 여성의 고용 및 가정과 직장 양립 등에 긍정적인 역할을 할 것이며, 이러한 점에서 비정규직 여성의 증대를 우려할 필요는 없다.

그러나 우리나라에서 비정규직의 대부분은 자발적 선택의 결과가 아니라 정규직으로 취업하기 어렵기 때문에 어쩔 수 없이 취업한 결과이며, 막다른 일자리(dead-end job)인 것이 일반적이다. 특히 실질적으로는 상용직이지만 기업의 탈법적 행위로 인해 사회보험이나 복리후생의 혜택을 받지 못하는 취업자 또는 다른 근로자에 비해 차별적 대우를 받는 경우도 통계적으로는 임시·일용직 근로자로 파악되기 때문에 임시·일용직 등 비정규직의 문제는 많은 경우 근로자간 격차의 문제, 기업의 탈법적 행위와 직결되어 있다. 이러한 임시·일용직에 여성 임금근로자의 대부분이 종사하고 있다는 사실은 정부의 정책방향이 법·제도의 강화 및 정비뿐



만 아니라 법·제도의 적용에 관심을 두어야 하며, 법·제도의 범위 밖에 놓여 있는 여성 근로자의 권익보호에 정책방향이 있어야 한다는 점을 시사한다.

자영업과 임금근로자의 형평성에 대한 우려도 제기된다. 보육서비스나 모성보호의 사회적 분담을 위하여 재정에서 지원하며, 지원 형태가 근로자에 대한 직접적 지원일 경우 자영업자가 임금근로자에 비해 불리할 가능성이 있고 계층간 형평성의 문제가 제기된다. 자영업에 종사하는 여성의 대부분이 영세성을 면치 못하고 있으며, 이는 부부가 함께 자영업에 종사하는 경우도 비슷하다. 이때 세금으로 임금근로자, 특히 상용직 임금근로자에게 보육 및 모성보호의 직접적 지원을 제공하는 것은 불공평하다. 따라서 재정원칙에 부합하도록 임금근로자에 대한 직접적 지원뿐만 아니라 비임금근로자나 임시·일용직 근로자도 접근 가능하도록 보육서비스에 대한 인프라 구축, 시설지원 등의 간접적 지원과 함께 조세정책을 통한 지원이 고려되어야 한다.

### 5. 여성 가구주의 증가와 빈곤

향후 이혼율의 증가, 만혼 추세, 고령화 등으로 여성 가구주는 지속적으로 증가할 것으로 예상된다. 여성 가장 가구는 빈곤에 빠질 위험성이 매우 높으며, 빈곤에 빠졌을 경우 쉽게 벗어나지 못하는 빈곤의 지속화

위험성이 높다. 여성 가구주의 대부분은 자영업에 종사하거나 임시·일용직 근로자로 저임금·고용불안의 위험에 처해 있다. 빈곤의 진입과 이탈에 핵심적인 결정요인은 가구주의 취업 여부이고, 여성 가장 가구의 빈곤위험을 예방한다는 측면에서 이들을 위한 취업지원은 매우 중요하다.

여성 가구주에 대한 지원책의 하나는 자영업 창업지원이다. 자영업 창업지원은 일반 여성의 경우도 해당되는데 창업지원은 벤처기업 등 기술 집약적 산업의 경우에는 효과적일 것이나 여성 가구주 등 일반 여성이 주로 종사하는 도소매, 음식·숙박업 등의 분야에서 자영업 창업을 유도하는 정책이 올바른지 검토하여야 한다. 자영업의 비중이 다른 선진국보다 매우 높고, 도소매, 음식·숙박업, 부동산업 등에 집중되어 있는 우리나라의 경우 향후 경쟁의 심화 및 기술혁신으로 인한 산업 구조조정 과정에서 자영업자의 상당수는 도시빈민화할 가능성이 높다. 이러한 전망하에 여성에 대한 창업지원보다는 임금근로자로 안정적 취업을 할 수 있는 능력 개발 및 취업지원에 중점을 두어야 한다.

## 6. 지속적인 성차별

성차별 또는 고용평등의 문제는 그동안 가장 중요한 사회·경제적 이슈의 하나이었고 시민단체, 정부 등의 노력으로 인해 상당히 개선되었다. 이러한 노력의 결과 최근에는 심지어 역차별의 문제가 대두되고 있지만 아직도 고용기회의 평등이라는 측면에서 성차별은 지속되고 있다. 특히 기업부문에서의 성차별 해소는 크게 미흡한 상황으로 판단된다. 이의 주요한 원인은 기업부문의 성차별이 정부정책으로 해결되기 어렵기 때문이기도 하지만 보다 근본적으로 기업부문의 성차별이 정확하게 측정·이해되지 못하고 있기 때문이다.

성차별 이론에서 가장 중요한 것은 통계적 차별로 이는 기업이 근로자의 생산성이나 이직 가능성에 대해 불완전한 정보를 가지고 있다는 가정에서 출발한다. 불완전한 정보 때문에 기업은 성과 같이 쉽게 관찰 가능한 근로자의 특성에 의거하여 채용·승진·보직·임금 등의 결정을 내리며, 여기에는 남성의 평균 생산성이 여성보다 높다는 과거의 경험적·통

계적 관찰이 근거가 된다. 제한된 정보 아래에서 기업은 여성의 평균적 생산성이 남성보다 낮다는 경험에 근거해 의사결정을 할 수밖에 없고, 여성 근로자는 채용·승진·보직·임금 등에서 불이익을 받게된다. 이러한 통계적 성차별은 기업의 합리적 의사결정의 결과이며, 통상적으로 잘 드러나지 않는 한계를 지니고 있다. 우리나라 기업들의 대부분은 통계적 차별에 무지한 상황으로 여겨지며, 이의 완화를 위해서는 적극적 조치(affirmative action)와 같은 정책적 노력이 필요하다.

제4장에서는 성차별의 실증적 증거를 발견하기 위하여 과밀가설과 함께 노동시장이 여성 직종과 남성 직종의 둘로 구성된 이중구조를 지닌다는 가설을 검증하였다. 검증한 결과 과밀가설과 이중구조 가설 모두 기각되었다. 그러나 이러한 검증 결과는 명백한 한계를 지니고 있으며, 검증 결과가 성차별의 부재를 증명하는 것은 아니다.

종합적으로 1990년대 여성 노동시장에서 여성의 경제활동 증대는 임시·일용직의 비중이 높은 여성 직종에의 집중을 통하여 이루어졌고, 임시·일용직 여성 근로자의 비중이 큰 폭으로 증가하였다. 이러한 현상이 발생한 하나의 원인은 1990대 여성 집중 직종에서의 인력수요 확대일 것이다. 1990대 초반 이후 도소매, 음식·숙박업 등 여성이 비교우위를 가지고 있는 산업에서 고용의 급격한 증가가 관찰되고 있다. 이처럼 여성 인력에 대한 수요의 증대에 따라 직종의 성분리 현상이 심화됨과 동시에 성별 임금격차도 완화되었을 가능성이 있다. 만일 이러한 현상이 사실이라면 성별 임금격차의 완화가 성차별의 완화를 의미하는 것은 아니며, 노동시장의 인력수급 변화를 반영할 뿐이다.

나아가 제4장의 추정 결과와 같이 성별 직종분리가 성별 비교우위에 근거를 두고 있다고 할지라도 현재의 성별 직종분리 정도는 상당히 심각한 것으로 판단된다. 향후 여성의 경제활동 욕구가 더욱 증가할 것으로 예상되고, 그 결과 여성 직종의 노동력 추가 진입에 따라 여성 직종에서 과밀현상에 의한 임금하락 압력이 관찰될 가능성도 염두에 두어야 한다.

지속적으로 완화되어 온 성별 임금격차는 1998년 이후 정체된 현상을 보이고 있으며, 과거보다는 감소하였지만 여전히 상당한 수준의 성별 임금격차가 설명되지 않는 성차별적 요인에 의한 차이로 간주된다. 정체상

태에 놓인 성별 임금격차의 추이는 우려의 대상으로 여성 인력의 효율적 활용을 위한 체계적이고 성공적인 노력이 부재할 경우, 성별 임금격차의 정체현상이 향후에도 지속될 가능성이 높다.

기업의 성차별을 이해하려는 노력의 일환으로 구직활동 및 채용에서의 성별 격차를 분석한 결과, 많은 여성들이 구직에 애로를 겪고 있으며 사업장들의 상당수는 채용시 성별 제한을 두고 있는 것으로 나타나고 있다. 이러한 사업체 조사 결과는 구직활동시 여성의 입직을 허용하는 직장 또는 직업에만 여성들이 지원하는 자기 선택적 과정으로 인해 성차별이 완화된 것으로 나타나고 있을 뿐 실제로는 아직도 성차별이 광범위하게 행해지고 있을 가능성을 시사한다.

승진의 성별 격차에 대한 분석 결과도 상당한 수준의 성별 격차가 발견되며, 여성의 승진을 위하여 직장내 경력단절의 완화 및 승진 가능 직종에의 여성 진출 확대가 중요하다는 정책적 시사점이 제기된다. 여성은 남성에 비해 승진이 가능한 직종에 취업한 비율이 매우 낮으며, 이러한 승진의 근본적 한계가 승진에 있어서 성별 격차의 상당 부분을 차지한다.

결론적으로 성차별 현상은 아직도 심각한 수준으로 이는 국가경쟁력을 약화시키는 하나의 요인이다. 성차별의 완화를 위한 국민적 노력이 요구된다.

## 제2절 정책의 기본 원칙 및 전략

그동안 여성 노동시장의 지속적인 발전에도 불구하고 여성 취업자들의 대부분은 열악한 근무환경 아래에서 저임금의 임시·일용직이나 아니면 자영업에 종사하고 있다. 또한 남성은 고생산성·고임금·고용안정의 상층부에, 여성은 저생산성·저임금·고용불안의 하층부에 놓여 있는 노동시장 성분리가 고착화되는 현상이 발견된다. 여성 고용의 질 향상 및 성별격차의 완화는 노동시장의 자율적 기능이나 교육 등으로 해결될 수 있는 문제가 아니다. 현재의 상황이 지속된다면 여성 근로자는 21세기 지식

기반사회의 수혜자이기보다는 피해자가 될 가능성이 높으며, 이는 중·장기적으로 기업과 국가의 생산성 및 경쟁력 향상을 저해하는 요인으로 작용하게 된다. 여성 취업의 악순환 고리를 끊고 선진국으로의 진입을 위해 보다 과감한 노력이 요구되며, 여기에 기업도 적극적·능동적으로 참여할 필요가 있다.

향후 여성정책의 기조는 첫째 시장기능의 강화이며, 단기적으로는 시장기능이 작동할 수 있는 인프라의 구축이다. 현 단계에서 성차별을 완화하고 여성의 경제적 참여 활성화<sup>2)</sup> 위한 종합적·체계적 노력과 지원이 요구되지만 이러한 노력과 지원은 한시적 성격을 지녀야 한다. 즉 경제발전 초기단계에서 주창되었던 유치산업 보호론이나 중소기업 지원론과 같이 여성이 남성과 동등한 위치에서 경쟁할 수 있을 때까지 한시적으로 정책적 지원 또는 보호가 이루어져야 한다. 여성의 경제활동 활성화를 위해 지원 및 보호장치가 영구히 필요하다면 이는 또 다른 비효율성과 왜곡을 낳게 된다.

따라서 중·단기적으로는 성차별 완화 및 여성 경제활동 활성화를 위한 다각적인 노력과 지원이 불가피하지만, 동시에 시장기능을 강화하여야 한다. 이를 위해서는 노동시장의 자율적 조정기능에 의해 고용의 질 향상 및 경력단절 완화 등의 과제가 해결될 수 있는 환경 및 인프라를 구축하여야 한다. 즉 여성이 자신의 능력을 충분히 발휘할 수 있는 노동시장 여건을 조성하고, 규제보다는 시장기능에 의한 여성의 지위향상을 모색해야 한다.

채용목표제와 같은 적극적 조치도 시장기능의 강화 및 여건 조성이라는 측면에서 논의되어야 한다. 우리나라에 만연해 있는 직업의 성분리·성차별 등의 문제는 현 단계에서 시장기능으로 해결이 어려우며, 이는 적극적 조치의 한시적 도입을 통해 해결하여야 한다. 적극적 조치가 일시적

2) 여기에서의 여성 경제적 참여 활성화 또는 여성 고용 활성화는 단순히 여성 유휴인력의 활용이나 여성 취업자의 양적 증가 또는 무조건적인 여성 인력수요의 확대를 의미하는 것이 아니다. 활성화가 이루어진 상태는 남녀고용평등의 환경 아래에서 여성이 자신의 진로를 합리적으로 선택하고 그 결과 경제활동에 참여하는 상황이다. 즉 활성화라는 단어는 통상적인 의미와는 달리 여성이 자신의 능력을 최대한 발휘할 수 있는 상태를 뜻한다.

으로는 역차별의 문제를 발생시키고 기업 및 정부의 부담을 증대하는 부작용이 있으나 중·장기적으로는 여성이 남성과 동등한 위치에서 경쟁할 수 있는 여건 마련에 공헌함으로써 시장기능의 원활한 작동에 기여할 것이다.

시장기능의 강화 및 환경 마련의 정책으로 여성을 위한 공공직업안정서비스(public employment service)의 구축, 진로지도 및 직업의식의 강화, 육아서비스 및 모성보호 비용의 사회화 등을 들 수 있다. 또한 기업의 고용평등 노력에 대한 지원 및 의식개혁을 위한 노력도 포괄적인 의미에서 환경구축의 정책으로 간주된다.

두 번째는 사회통합적 정책의 수립이다. 근로자와 기업, 정부가 모두 수용할 수 있는 정책을 개발하여야 한다. 모성보호비용의 사회화, 정부재정을 통한 보육서비스의 확충, 생리휴가와 같은 여성 과보호 장치의 축소·폐지 등을 통해 여성 고용이 기업에 과중한 부담이 되지 않도록 할 필요가 있다. 특히 세계화 및 이에 따른 경쟁의 심화는 기업이 여성 고용에 따른 추가적 노동비용을 감당할 수 있는 여지를 축소시켜 여성 고용의 기회를 줄이는 부정적 효과가 있다. 기업은 성차별 완화와 여성 고용 활성화의 핵심적 위치에 있으며, 법·제도 및 규제를 통해 기업 행태를 변화시키려는 노력의 효과는 명백히 제한적일 수밖에 없다. 따라서 여성 고용에 따른 기업의 추가적 부담을 최소화시키려는 노력이 필요하며, 기업의 내부적 힘 또는 필요에 의해 여성 고용 활성화와 성차별적 관행 등의 완화가 발생되도록 유도하여야 한다. 이러한 측면에서 노사합의에 의한 여성인력의 활용 증대, 고용평등 조치의 도입, 여성 근로자 지원 등은 매우 중요한 과제이다. 또한 생리휴가의 무급화와 같이 기존에 실시되고 있는 특혜적 여성보호정책을 대폭 수정하여야 할 것이다.

여성 근로자간 형평성의 문제도 고려의 대상이다. 그동안 여성정책의 가장 큰 수혜자는 대기업에 근무하는 정규직 여성 근로자로 법·제도가 제대로 지켜지지 않는 영세기업 근로자 또는 법·제도의 보호 범위에서 소외된 임시·일용직 근로자와의 형평성 문제가 제기된다. 따라서 정책의 실질적 적용 범위를 확대하고, 여성 가장, 임시·일용직 근로자, 영세자영업자 등의 취약계층을 위한 정책개발이 요구된다.

세 번째는 인간 본연의 가치 존중이다. 임산부 및 아이의 건강, 빈곤으로부터의 탈출 등은 인간 본연적 가치로 경제적 논리를 넘어선다. 이러한 관점에서 여성 가장 가구 등 취약계층에 대한 사회적 보호와 지원이 중요시되어야 하며, 임산부의 산업재해와 같은 문제에 대해 예방적 조치를 강구할 필요가 있다.

부가적으로 그동안의 여성고용정책은 보육서비스의 확대, 모성보호의 강화 등 노동공급비용의 축소에 초점을 두었다. 그러나 공급확대 정책은 명백한 한계를 지닐 수밖에 없으며, 많은 경우 정책 효율성이 의문시된다. 예를 들어 보육서비스 지원의 강화로 주부의 노동공급비용을 낮추는 정책은 기존 취업 여성의 육아비용 부담을 줄여 경력단절을 완화하는 긍정적 효과가 있을 것이다. 그러나 보육서비스 지원은 동시에 비경제활동 여성(특히 주부)의 취업에 따른 기회비용을 줄여, 여성 노동공급을 증가시키게 된다. 만약 새로 노동시장에 참여하는 여성을 위한 일자리 창출이 충분치 못하거나 취업 가능 일자리가 저임금·저기능·고용불안의 2차 노동시장에 집중되어 있을 경우 노동공급의 증가는 2차 노동시장의 인력 과잉 현상을 불러일으키고 여성의 임금 하락, 소득격차의 확대 등으로 이어질 것이다. 나아가 여성 인력의 공급 증가에 따른 임금 하락으로 기존 여성 취업자들의 미래 기대소득은 낮아지고, 여성의 자발적 경력단절의 위험성이 높아지는 부정적 효과가 발생된다.

보육서비스 지원의 부정적 효과를 최소화하기 위해서는 보육서비스 지원의 강화와 더불어 여성 인력에 대한 일자리 창출이 필요하다. 또한 보육서비스의 지원이 보육기관이나 기업에 집중되고 있는 현재의 상황에서 벗어나 취업 필요성이나 소득에 따라 차등적으로 근로자에게 직접 지원되는 방식으로의 전환도 부정적 효과를 줄이는 데 기여할 것이다. 결론적으로 여성고용정책은 여성 인력의 노동공급비용을 낮추는 정책과 수요확대의 정책이 조화를 이루어져야 한다.

### 제3절 정책의 추진과제

#### 1. 시장기능 강화를 위한 직업안정 인프라의 구축

외환위기에 따른 실업의 증대에 대처하기 위해 정부는 취업알선을 위한 공공직업안정기관을 확장하고 노동시장 정보의 국가적 정보망을 구축하였다. 이에 따라 노동부의 공공직업안정기관수 및 직원수는 대폭 증대되었다. 특히 정부는 1998년 직업안정서비스를 개선하고 보다 친밀한 서비스를 제공하기 위해 고용안정센터를 설립하였다. 정부의 적극적 노력에 따라 공공직업안정기관의 역할 및 기능은 크게 강화되었고, 이를 이용하는 구직자와 기업도 크게 증가하였다. 그러나 각종 조사 결과는 공공직업안정기관이 구인·구직 정보의 제공, 고용보험 업무 및 단순 취업알선과 같은 기본적인 정보와 서비스는 충실하게 제공하고 있지만 심층상담, 진로상담, 직업정보의 제공과 같은 분야에서는 만족스러운 서비스의 제공에 어려움을 겪고 있는 것으로 나타나고 있다. 고용안정센터 및 인력은행을 중심으로 이들 기관을 이용하고 있는 구직자는 고학력 젊은 계층이 상대적으로 많으며, 정부의 지원이 필요한 저숙련·저기능 실업자나 중·고령층, 주부, 장애인 등 취업애로 계층의 비중은 상대적으로 적은 한계점을 보인다. 따라서 여성 취업자의 절반 이상을 차지하고 있는 30대 이상의 여성과 노동시장에 진출할 재학생을 위한 프로그램의 내실화가 절실하다. 여성에 관련된 구체적인 인프라 구축으로 다음과 같은 정책들이 요구된다.

#### 가. 여성 전문상담인력의 양성

고용안정센터의 상담원 중 일부가 여성 문제에 특화하여 서비스를 제공할 수 있도록 여성 전담 직업상담원을 양성하여야 한다. 이들은 각급

학교를 방문하여 여학생의 진로지도 및 상담서비스를 제공할 뿐만 아니라 기존 공공직업안정서비스에서 소외된 30대 이상 여성 구직자의 취업 상담 및 알선을 담당하도록 한다.

또한 높은 진학률과 심각한 청소년 실업 문제로 인해 여성 졸업자의 위기감은 매우 심각한 상황이다. 이때 여성의 진로에 대한 상담 및 서비스를 강화하는 방안이 모색되어야 한다. 예를 들어 여성들에게 해당 학과를 졸업한 졸업생들이 어떤 직업에 종사하고 있는지에 대한 정보와 임금, 취업한 산업, 직업만족도 등의 정보를 제공하는 것은 진학을 앞둔 학생들에게 진로 선택의 좋은 길잡이가 될 것이다.

학교로부터 직업세계로 이행하는 과정의 여학생들로부터, 취업 여성들의 경력개발 및 관리, 재취업을 원하는 여성들에 이르기까지 전문상담인력의 도움은 여성의 취업 가능성과 직업세계에서의 성패에 많은 도움을 줄 수 있다. 상담인력의 역할이 사회적으로 차지하고 있는 비중은 높아가고 있는 데 반하여, 양질의 전문상담인력은 부족한 실정인 것으로 보인다. 전문적인 상담인력을 양성하기 위한 대학교 및 대학원 과정의 학과 개설이나, 민간교육훈련기관에서의 전문상담인력 양성 과정이 보다 활성화되어야 할 것으로 사료된다.

다른 한편 현재 산업인력공단이 검정·실시하고 있는 직업상담사 자격증을 내실화하고, 이미 배출된 직업상담사에 대한 재교육을 통해 이들의 서비스의 질을 향상시켜야만 할 것이다. 특히 여성특화 직종에서의 전문성을 갖춘 전문직업상담사의 배출을 확대하고, 이들을 고용안정센터뿐만 아니라 각급 학교와 기업에서도 역할을 할 수 있는 길을 터주어야만 한다.

#### 나. 여성 친화적 정보망의 구축

여성을 위한 양질의 고용정보가 제공되어짐으로써 여성의 채용과 창업 등 노동시장의 진입을 원활화하여야 한다. 이를 위해 여성 친화적 고용정보망을 구축하여 채용정보를 비롯한 다양한 정보를 제공하는 것이 필요하다. 이러한 고용정보망은 워크넷(WorkNet) 내에 여성방을 만들거나 여

성 관련 정보시스템과 워크넷의 연계를 강화하는 방식으로 여성에게 특화된 정보 및 서비스를 제공하는 방안이 효율적이다.

고용정보망의 구축과 운영에 민간의 적극적 참여가 바람직하다. 그러나 현실적으로 정부의 워크넷(WorkNet)에 민간이 참여할 수 있는 범위는 제약되어 있다. 따라서 정부는 워크넷(WorkNet)과 연계되면서 별도로 운영되는 민간 정보망의 구축을 지원하는 방안이 강구될 수 있다. 구체적으로 대학 등 교육·훈련기관들이 참여하는 공동 정보망의 구축이 가능하다. 공동 정보망에서는 대학 및 훈련기관들 사이의 정보교환뿐만이 아니라 진로정보, 직업정보, 진로 및 심리상담, 노동시장 동향 등의 다양한 정보들을 학생에 제공함으로써 학생들 스스로가 자신의 진로를 합리적으로 결정할 수 있도록 유도한다.

더 나아가 장기적으로는 정부와 각급 학교, 그리고 민간직업안정기관 등 3자가 서로 연계되는 정보망의 구축도 가능할 것이다. 이러한 종합 정보망(information system)의 구체적 형태는 캐나다의 WorkInfoNet과 같이 파트너십 체제가 바람직하다. 파트너십 체제는 자발적으로 참여하는 파트너들이 모여 하나의 광역 전산망을 구성하고 노동부는 전산망의 전반적인 운영을 담당하며, 그 전산망에 지방자치단체, 민간직업안정기관, 교육기관 등이 자신의 sub-site를 가지면서 상호협력하는 방식이다.

이와 함께 네덜란드의 경우와 같이 노·사·정이 공동으로 인력회사를 설립하여 고용정보의 제공 및 취업알선 서비스를 수행하는 방안도 고려의 대상이다.

#### 다. 여성 관련 민간직업안정기관에 대한 지원 강화

무료 민간직업안정기관에 대한 지원은 일부 이루어지고 있으며 업무 연계 또는 협력도 부분적으로 이루어지고 있지만 아직 지원 수준은 미약한 상황이다. 따라서 여성의 진로지도와 취업알선을 담당하는 NGO, 대학 등 민간직업안정기관에 대한 지원을 강화할 필요가 있다.

또한 민간직업안정기관의 대부분을 차지하는 유료 기관에 대해서도 장기적인 관점에서 지원과 업무 협력이 필요하다. 대부분의 유료 민간직업

안정기관들은 영세한 규모로 파출부 등 특정 직종에의 취업알선 업무를 담당하고 있으며, 그 수요자의 대부분이 여성이다. 이들이 우리나라 취업알선의 상당 부분을 차지하고 있으며 민간직업안정기관도 공식적(formal) 취업알선 방법의 하나로 노동시장의 효율성 증대에 기여할 수 있다는 점을 감안할 때, 건실한 유료 민간직업안정기관에 대한 적극적인 지원 및 관여를 통해 건전한 직업안정기관을 발전시키고 부실·부패한 기관의 퇴출을 유도하도록 하여야 한다. 구체적으로 취업알선 실적이 건실한 민간업체에 대해서는 고용보험 등을 통한 장려금 지급, 민간직업안정기관들 사이의 전산시스템 구축 지원, 표준화된 서식 및 업무 메뉴얼, 상담프로그램의 개발·제공, 우수 직업안정기관에 대한 포상 등의 방안을 고려할 수 있다.

#### 라. 여성 인적자원 통계의 구축

선진국의 경우 여성의 인적자본투자 행위와 노동시장 진입 후의 행태를 분석하기 위한 종단적(longitudinal) 자료의 구축이 일반화되어 있다. 예를 들어 미국의 경우에는 여성 취업과 관련하여 NLSW(National Longitudinal Survey for Women)이 조사되고 있어 여성 관련 연구와 과학적인 정책 수립에 많은 기여를 하고 있다. 그러나 우리나라의 경우 이와 유사한 관련 자료가 전무한 실정이다. 또한 여성 인력의 DB 구축작업도 필요하다.

노동시장의 불확실성이 급격히 증가하고 있는 상황에서 여성 인적자원 통계자료의 구축 및 확충은 매우 중요하다. 왜냐하면 노동시장의 불확실성이 증가되고 있다는 사실은 곧 정확한 분석과 예측에 기초하지 않는 노동정책의 실패 확률이 그만큼 높아지고 있다는 사실을 의미하며, 정확한 분석과 예측은 기초통계자료가 없이 불가능하기 때문이다. 동일한 논리적 맥락에서 현 단계에서의 통계자료 구축에 대한 투자는 비용보다는 사회적 기대수익이 매우 클 것으로 평가할 수 있다.

## 2. 여성의 진로지도와 직업의식의 강화

여성의 사회 진출에 필요한 바람직한 직업의식의 형성을 위해서는 초·중등 단계에서의 진로지도를 강화하는 것이 중요하다. 이 시기 여학생들에게 필요한 직업의식은 여성의 역할 모델(role model) 정립과, 장차 이러한 역할을 수행하기 위해 ‘현재 무엇을 준비하여야 할 것인가?’에 대한 해답을 스스로 찾아나가는 과정에서 형성될 수 있다. 학생들의 바람직한 직업의식 형성을 위해서는 각급 학교별 진로상담 전문교사의 확충 교육을 강화하고, 이들 교사들에게 진로지도 관련 정보를 제공함으로써 청소년기의 직업의식과 경력개발의 중요성에 대한 인식을 강화하여야 한다.

초·중등 단계에서의 진로지도 못지 않게 고등학교, 전문대, 대학에서의 여성의 진로지도 역시 바람직한 직업의식의 형성에 중요한 영향을 미칠 수 있다. 이들을 대상으로 한 향후 유망직종 관련 정보의 제공, 이에 필요한 능력, 직업인으로서 갖추어야 할 기본적인 소양에 대한 교육, 경력개발을 위한 방법 등에 관한 교육을 강화함으로써 이들이 성공적인 직업인으로서의 역할을 할 수 있도록 도와야 할 것이다. 이를 위해서는 진로상담 전문교사의 역할이 중요하며, 대학 단계에서는 진로지도 관련 과목의 설치, 여학생들의 진로지도 및 취업알선을 위한 센터의 설립 등이 유도되는 것이 바람직하다.

구체적으로 여성 진로지도 관련 과목을 설치하고 대학이 여학생을 위한 진로 및 취업상담센터를 설립할 경우 대학 평가지 일정한 인센티브를 주는 등의 방안도 검토될 수 있을 것이다. 남성도 그렇지만 여성의 대부분은 직업과 직장에 대한 정확한 이해가 결여되어 있으며, 직업에 관한 의식이 상징적이고 추상적인 면이 많다. 그 결과 직장에서 어려움에 부딪혔을 때 쉽게 포기하고 좌절하는 경향이 강하다. 따라서 초등학교에서부터 직업교육을 강화하여 직업에 대한 명확한 개념을 심어 주고, 전공 선택에 있어서도 공학계열 등 남성 집중 전공분야를 선택하도록 유도하여야 한다.

### 3. 남녀의 평등한 기회보장

#### 가. 채용목표제의 강화

향후 여성정책의 핵심은 채용목표제(또는 채용유도제)이다. 채용목표제의 확대적용 없이 여성 고용 및 지위 향상은 매우 어려울 뿐만 아니라 막대한 사회적 비용을 수반할 것으로 판단된다. 채용목표제는 다음과 같은 세 가지 측면에서 확대·도입될 수 있다.

먼저 정부기관 및 정부투자, 출연기관은 직급·직종별로 채용목표를 정하고, 기관의 평가시 고용평등의무 이행의 정도와 채용목표제의 달성 여부가 반영되도록 한다.

두 번째 단계로 각급 학교, 사회단체 등 정부지원단체 및 기관의 경우 고용평등의무 이행의 정도와 채용목표제의 달성 여부에 따라 지원금을 차등 지원한다. 예를 들어 대학교에서 남녀 교원의 비율을 목표 수준에 맞추지 못할 경우 지원금을 감액하는 등의 수단을 사용한다.

세 번째는 계약 인센티브제도를 도입하도록 한다. 민간기업이 정부발주 사업 또는 조달업무에 참여하기 위해서는 해당 기업의 남녀평등 프로그램, 여성 인력상황, 남녀고용평등의 달성 정도 등을 제출하여야 하며, 정부는 이를 사업자 선정시 평가에 반영한다. 장기적으로는 고용평등의무 이행사업체에 한해서 계약의 심사대상이 될 수 있는 자격을 부여하는 방안이 고려될 수 있다. 이러한 정책은 기업에게 고용평등을 강제하는 것이 아니라 고용평등 프로그램을 채택하고 성차별적 관행을 완화하도록 기업에게 동기를 부여하는 것을 기본 목적으로 한다.

#### 나. 고용평등 프로그램의 개발과 보급

상당수의 기업과 경영자는 성차별이 무엇인지, 성차별의 경제적 효과, 성차별 완화의 필요성 등에 대하여 무지한 상황이다. 이러한 상황 아래에서 고용평등 프로그램을 개발하고 이를 홍보·보급하여 성차별에 대한 인식을 개선하도록 한다. 또한 기업 스스로도 장기적인 관점에서 고용평

등 프로그램을 개발·시행하여야 할 것이다. 이러한 고용평등 프로그램의 개발과 집행에 노조 또는 근로자 대표가 참여하여 효율성을 제고한다.

#### 다. 고용평등을 위한 캠페인

우리나라의 직장문화는 남성 중심으로 여성들이 쉽게 접근하기 어렵고, 이는 여성들이 승진·보직 등에서 차별대우를 받는 주요한 문화적 요인이 되고 있다. 따라서 기업문화를 바꾸려는 노력이 필요하고, 이를 위한 기업 단위 또는 전국 단위의 캠페인이 기대된다.

성차별의 실상과 폐해, 그리고 개선방식에 대한 국민적 홍보 및 의식개혁 노력이 향후에도 지속적으로 수행되어야 한다. 대부분의 기업이나 국민들은 성차별이 무엇을 의미하는지 정확하게 이해하고 있지 못하며, 그 폐해에 대해서도 무지한 경우가 대부분이다. 따라서, 성차별의 완화를 위한 홍보 및 의식개혁 캠페인을 지속적으로 수행하여야 하며, 특히 유치원 단계부터 각종 교재에서 성차별적·성분리적 부문의 개정, 종교활동에서 성차별적 관행의 개선, 유교적 전통에 바탕을 둔 관혼상제 등 각종 관습에서 성차별·성분리적 요소의 완화와 같은 노력이 지속될 필요성이 있다.

#### 라. 기업내 고용평등의 노력 강화

기업내 고용평등 및 성문화의 개선 노력은 노사가 주체가 되고 정부가 지원하는 형식이 바람직할 것이다. 우리나라 노동조합은 아직 기업내 성차별, 육아서비스, 육아휴직 등의 과제에 대해 최소한의 관심만을 보여왔다. 국민소득의 증가에 따라 노동조합의 초점은 임금에서 기업복지 향상 및 근로조건 개선 등으로 이동할 것이다. 이에 노사관계에서 고용평등의 직장내 정착이 중요한 주제가 되도록 유도할 필요성이 있다. 구체적으로 노동조합 및 노사협상에서 여성의 대표성을 확대시키고 고용평등, 여성 친화적 복리후생제도가 단체협상의 주요 이슈가 되도록 유도하며, 고용평등 우수기업체와 더불어 우수노동조합도 포상한다. 특히 기업내 노

사대표로 구성된 고용평등위원회 또는 협의회를 설치하여 고용평등의 문제를 다루도록 유도하며, 일정규모 이상 기업의 인사담당자들에 대한 고용평등 교육을 실시하거나 강화한다.

나아가, 연봉제 및 성과급의 확대를 통해 임금이 생산성을 반영하도록 임금체계를 개선할 필요성이 있다. 과거와 같은 연공서열형 임금체계에서는 임금이 생산성을 정확하게 반영하지 못한다. 그 결과 여성의 생산성이 평균적으로 남성보다 떨어진다고 여기는 기업은 승진·승급·직무에서 여성에게 불이익을 주는 경향이 높았다. 원론적으로 여성이 자신의 생산성에 맞게 임금을 가져간다면 기업의 입장에서는 여성을 차별할 이유가 없다. 이는 임금과 생산성이 일치한다면 장기근속자를 명퇴 또는 조기퇴직을 시킬 이유가 없으며 정년제도가 불필요하다는 논리와 맥을 같이 한다.

따라서 근로자의 생산성을 객관적으로 정확하게 측정할 수 있는 수단이 부족한 현 상황에서 ‘동일노동 동일임금’의 추진은 적절치 못하다. 연봉제 및 성과급제의 확대를 통해 여성의 생산성과 임금이 일치하도록 함으로써 기업의 여성 기피를 최소화하는 것이 단기적으로 바람직하다. 나아가 연봉제 및 성과급의 확대는 직무분석의 강화를 통해 중·장기적으로 ‘동일노동 동일임금’의 적용에 긍정적 기능을 할 것이다.

#### 마. 고용평등센터의 확충 및 기능 강화

현재 NGO들이 운영하고 있는 고용평등센터에 대해 정부가 지원을 하고 있다. 향후에도 이러한 고용평등센터가 제 역할을 수행하고 서비스의 질을 높일 수 있도록 지속적인 지원이 요구된다. 나아가 민간 고용평등센터들 사이의 연계망을 구축하는 것도 바람직할 것이다.

남녀고용평등의 과제는 민간의 고용평등센터만으로는 부족한 것이 사실이고, 따라서 정부 내에 고용안정센터에 고용평등센터를 부수적으로 설치할 필요가 있다. 고용평등센터는 성차별에 대한 상담·지원의 기능뿐만 아니라 각급 학교 및 기업을 대상으로 성차별의 문제점과 실태를 교육·홍보하는 기능을 담당한다. 또한 고용안정센터의 진로상담, 취업알선 기능과 연계하여 학생, 구직자 등 여성에 대한 성차별 대응책 교육, 여성

에게 특화된 취업알선, 진로상담 등의 기능을 수행한다.

남녀고용평등의 문제는 향후 노사 자율적 기능에 맡기는 것이 바람직한 방향이다. 이러한 측면에서 고용평등에 대한 노조 및 기업의 인식을 제고하고, 필요한 지원을 제공하는 역할을 고용평등센터가 수행할 수 있다.

#### 4. 근로여성의 모성보호

근로여성의 모성보호는 인간의 본연적 권리와 밀접하게 연결되며, 모성보호의 실패에 따른 기업의 비용은 적을지 모르나 사회적 비용은 매우 큰 것이 일반적이다. 따라서 모성보호비용의 사회화를 적극적으로 추진함과 동시에 기업도 일정부문 책무를 다하여야 할 것이다. 근로여성의 모성보호에 관련된 내용들은 그동안 지속적으로 논의되어 왔고, 그 결과 많은 발전이 있었다. 그러나 세부적으로는 아직도 선진국이나 ILO의 기준에 부족한 사항들이 있으며, 이의 개선을 위해 노력하여야 한다.

##### 가. 임신 근로자의 산전 건강관리

먼저 임신한 근로자의 산전 건강검진도 모성권의 일부로 법에 명시되거나 보호되어야 한다. 구체적 운영방법으로는 휴가방식으로 운영하여 기업 부담을 늘리기보다는 근무시간을 활용하여 건강검진을 받을 수 있도록 하거나 또는 카페테리아식 기업복지제도 내에서 임신 근로자가 건강검진을 선택할 수 있도록 명시하는 방안이 현실적 대안으로 여겨진다.

유럽연합은 산전 건강검진이 근무시간 내에 이루어질 수밖에 없을 경우, 임신한 근로자는 임금 손실 없이 산전 건강관리를 위한 시간을 사용할 수 있는 권리가 있다고 규정하고 있다. 또한 유럽연합의 국가들은 임신한 근로자의 산전 건강관리에 대한 권리를 법으로 보호하고 있다.

##### 나. 모성 관련 산업안전의 강화

모성과 관련된 산업안전도 적극적으로 검토되어야 한다. 임산부 및 태

아의 건강을 위해하는 작업장 내의 위험성 중 인과관계가 명백히 밝혀진 위험요인에 대한 안전조치는 가능한 신속히 취해져야 할 것이다. 예를 들어 교대제를 하는 임신 근로자의 경우 저체중아 출산과 조산 위험이 높은 것으로 나타나고 있으므로 임신기간 동안에는 주간 근무를 하도록 교대제를 조정한다.

임신 근로자를 위해 안전기준이 필요한 부분에 대해서는 지속적인 연구·조사를 통해 안전조치의 권고안을 마련하도록 한다. 선진국의 연구 결과를 참조하여야겠지만, 우리나라에서도 여성의 평균적인 건강상태를 기준으로 위험성에 대한 권고안을 개발할 필요가 있다. 이와 함께 임신 근로자가 처해 있는 근로환경과 위험요소예의 노출 정도, 그리고 인과관계를 파악하려는 조사와 연구도 적극적으로 수행되어야 한다.

국제노동기구(ILO)는 1999년 제87차 국제노동회의에서 여성의 임신, 출산, 산후 기간은 건강상의 위험이 존재하므로 작업장 내에서 특별한 보호가 요구된다는 점을 확인하였다. 이러한 보호조치는 임신 출산기에 여성 근로자의 근무형태를 제한하거나 유해물질에 대한 노출을 막는 것을 포함한다.

## 5. 일과 가정의 양립 지원

경력단절이 여성 근로자의 경제활동에 미치는 중요성은 거의 모든 연구에서 언급되고 있으며, 경력단절의 완화를 위해서는 일과 가정의 양립이 매우 중요한 것으로 여겨진다. 고소득의 (준)전문직 여성의 경우에는 출산·육아·가사 등으로 인해 일과 직장의 조화가 힘들더라도 미래의 기대소득이 높기 때문에 쉽게 일(직장)을 포기하지는 않는다. 그러나 대부분의 여성 근로자들은 미래의 기대소득이 낮고, 출산·육아·가사 등의 어려움에서 발생하는 비용이 높을 경우 직장을 포기할 확률이 높다. 이러한 경력단절은 여성 고용의 질을 낮추고, 성별 임금격차를 넓히는 주요한 원인이 되며, 따라서 경력단절의 완화를 위한 일과 가정의 양립 지원정책이 필요하다.

근로자가 일과 직장을 조화롭게 영위할 수 있도록 도와주는 것은 이미

오래 전부터 선진국의 주요 정책목표이었고, 우리나라도 1990년대부터 다양한 정책들을 개발·실행하고 있다. 기업 차원에서도 외국의 기업들은 우수인력의 확보와 양성을 위해 ‘일과 가정의 양립을 지원’하는 기업 정책들을 사용하고 있다.

일과 가정의 양립을 지원하는 정책들 중 가장 대표적인 영역은 자녀의 출산·양육에 관련된 출산휴가, 육아휴직 및 보육서비스 지원 등이지만, 이 밖에도 가족의 건강보호, 고령자 수발 및 간병, 나아가 법률적 문제에 대한 상담과 대행에 이르기까지 근로자의 생활편의를 통하여 직장 몰입도와 생산성을 향상시킬 수 있는 분야라면 그 영역이 다양하게 확대된다.

#### 가. 보육서비스의 개선

여성의 경제활동 욕구가 증대함에 따라 보육수요가 증대되었고, 국가적 차원에서도 여성 인력활용의 필요성이 커짐에 따라 정부는 보육시설을 확충하기 위한 정책을 강화하여 왔다. 그 결과 보육시설의 수는 크게 증가하여 2001년 현재 19,533개소에 달하였으며, 보육아동수도 1992년의 12만 3,297명에서 2001년에는 70만 2,860명으로 5.7배 증가하였다(보건복지부, 2002). 보육서비스의 양적 확대에도 불구하고 아직도 개선될 여지가 많은 것으로 판단된다.

첫째, 2001년에도 전체 보육수요 1,488천명 중 47.2%인 703천명만 보육시설을 이용하여 절반 이상(52.8%)의 아동이 보육시설을 이용하지 못하고 있다.

둘째, 2세 미만 영아를 위한 보육시설이 크게 부족하여, 영아의 보육수요 충족률은 11.4%에 그치고 있다. 이에 대하여 3세 이상 아동의 보육수요 충족률은 71.3% 수준에 도달하였다.

셋째, 대부분의 보육시설은 사실상 2001년 현재 국공립 보육시설은 6.6%(1,295개소)에 불과하다. 또한 방과후 보육, 시간제·휴일·24시간 보육 등의 서비스를 제공할 수 있는 보육시설이 매우 제한되어 있다. 이에 따라 보육서비스의 질이 낮거나 보육비용의 부담이 클 위험성이 제기된다.

넷째, 보육교사의 임금이 낮고 전문성이 취약하다.

이러한 문제점을 개선하기 위해 먼저 2세 미만 영아를 위한 보육시설의 확충이 시급하다. 2세 미만 영아의 경우 보육비용이 3세 이상 아동에 비해 상당히 높으며, 이러한 비용은 부모에게 상당한 부담이 된다. 따라서 2세 미만 영아의 보육서비스 확충을 위해 서비스의 종류 및 내용에 따라 차등적으로 지원액을 결정하는 정책이 필요하다. 또한 방과후 보육, 시간제·휴일·24시간 보육 등 수요자의 요구에 부응하는 다양한 형태의 보육서비스가 제공되어야 하며, 맞벌이·편부모(single parent) 가정의 아동을 위한 보육서비스 개선과 함께 장애아 등 특수보육시설의 지속적 확충도 요구된다. 보육서비스의 질을 향상시키려는 노력도 중요하다. 향후 젊은 여성들의 학력 및 소득수준이 높아질 것으로 예상되고, 이에 보육수요도 양보다는 질(質)을 중시하는 방향으로 이동할 것이다. 마지막으로 보육교사의 처우를 개선하고, 전문성을 향상시키려는 노력이 있어야 한다.

직장보육시설의 활성화도 정책적 관심의 대상이다. 지역보육시설은 보건복지부가 담당하지만 직장보육시설은 노동부가 담당하고 있는데, 그동안의 노력에도 불구하고 직장보육시설의 숫자와 보육시장의 점유율은 매우 낮은 형편이다. 직장보육시설은 부모들이 자녀들을 가까이에서 보육함으로써 심리적인 안정감을 느끼게 되고 비상시에 쉽게 대처할 수 있다는 장점이 있다. 이에 근로자의 업무 몰입도 및 애사심을 높이고, 장기근속을 유도하는 데 긍정적 효과를 가져온다. 한편 직장보육시설은 다음의 여러 가지 한계를 지니고 있다.

먼저, 가정과 직장의 거리가 먼 경우가 많고 이 경우 어린 자녀를 데리고 직장에 출퇴근하는 것이 어려운 단점이 있다.

둘째, 직장의 근무환경이 열악하여 보육시설의 설치에 적합하지 않는 경우가 많다.

셋째, 직장내에 보육대상 아동을 가진 근로자의 숫자가 적어 보육시설의 설치가 경제적으로 비효율적인 경우가 많다.

넷째, 보육시설을 설치할 공간이 부족하거나 시설의 설치 및 운영에 많은 비용이 소요되어 기업이 직장보육시설의 설치를 꺼리는 경우가 많다.

다섯째, 보육아동의 안전사고 발생시 이에 대한 책임소재의 문제로 인해 기업이 직장보육시설의 설치를 부담스러워하는 경우가 많다.

이상과 같은 문제점으로 인해 향후에도 직장보육시설을 활성화하기 매우 어려울 것으로 여겨진다. 따라서 직장보육시설은 민간보육시설과의 연계 및 조화의 선상(線上)에서 직장보육과 지역보육의 경계를 완화하는 것이 바람직하다.

구체적인 정책방안으로 첫째, 직장보육시설을 의무적으로 설치하여야 할 기준을 '여성 근로자 300인 이상'인 기업으로 제한할 필요는 없다. 이러한 제한은 여성이 자녀보육의 일차적인 책임자라는 편견의 결과이므로 개선되어야 한다. 중요한 문제는 보육시설을 이용해야 할 어린 자녀를 둔 기혼여성만을 수요자로 상정하여서는 실제로 직장보육시설을 운영할 수 있는 기업이 많지 않다는 점이다. 남성 근로자가 자녀를 데리고 출근한다면 보육시설을 운영할 만한 기업이 크게 늘어날 것이다.

둘째, 현실적으로도 자기 회사 내의 보육수요로는 보육시설의 설치가 가능하지 않을 수 있다. 자기 회사 내 보육수요가 충족되었을 경우에는 주변 지역의 어린이에 대한 보육을 함으로써 지역보육과 직장보육의 경계를 완화해 간다.

또는 다른 방법으로 기업이 지역내 위치한 보육시설과 계약을 체결하여 근로자의 자녀를 위탁보육하는 방식이 가능하도록 하고 이때에도 민간보육시설 지원과의 형평성이 확보되는 범위에서 일정수준의 지원금이 고용보험에서 지급되도록 한다. 더 나아가 보육서비스 바우처(voucher)를 기업이 발행할 경우 발행비용의 일정 부분을 정부가 지원하는 방안도 고려할 수 있다.

#### 나. 일과 가정 양립의 프로그램 개발

국가가 직접적으로 개입하여 근로자의 직장과 가정 모두를 지원하는 데에는 일정 정도 한계가 있을 수밖에 없다. 기업이 자발적으로 근로자의 복리후생 차원의 제도를 마련해 나가야 하는데 국가정책은 이를 위한 인센티브를 제공하고 홍보하는 일, 그리고 구체적으로 할 수 있는 프로그램

들을 개발하여 안내하는 역할을 하여야 한다.

구체적으로 근로자가 선택할 수 있는 선택적 복리후생제도에 자녀보육 지원금과 노인 수발, 간병 지원금을 포함시켜 운영하도록 정부의 유도 및 노사간 협력이 필요하다. 두 번째로 기업이 근로자의 가정 문제에 대한 상담과 지원업무를 수행함으로써 근로자로 하여금 가정과 직장 영역의 일을 조화롭게 수행할 수 있게 하고 업무 몰입도를 향상시키도록 한다. 선진국에서는 이러한 제도가 적극적으로 권장되고 실제로 도입되고 있으며, 우리나라 기업에서 제공하기에 적합한 서비스로 다음과 같은 사례들을 생각할 수 있다.

- 자녀와 노인 보호에 대한 상담을 해준다거나 보호시설을 대신 소개해 준다.
- 자녀교육에 관련된 상담과 지원서비스를 제공한다.
- 가사보조원(파출부)을 소개해 준다.
- 행정 및 법률 문제를 상담·대행해 준다.
- 체력단련이나 휴양시설을 안내해 준다.

#### 다. 탄력적 근무시간제와 대안적 고용형태 개발

지금까지 우리나라는 휴가·휴직제도의 도입 노력에 비해서 ‘직장-가정 양립형’의 또는 ‘가족 친화적인(family-friendly)’ 근무형태의 확산을 위한 노력은 매우 미흡한 실정이다. 선진국의 대안적 고용형태를 벤치마킹하고 근로자의 선택의 폭을 넓히려는 노력이 요구된다. 이 과정에서 ‘평등한 가족책임’을 환기시키는 것이 필요하다. 여성 인적자원이 사장되는 것을 피하기 위해서는 출산 및 양육의 부담이 집중되는 시기에 노동시장에서 완전히 퇴장하지 않고, 희망하는 방식으로 희망하는 시간만큼 일할 수 있게 해주는 대안적인 고용형태를 적용하여 개인의 선택의 폭을 넓혀 주어야 한다.

그러나 대안적 고용형태의 개발이 여성 근로자의 비정규직화를 의미하는 것은 아니다. 현재 대부분의 단시간근로자와 재택근로자는 임시직 또는 일용직 근로자이며, 고용불안정과 근로조건 악화를 동반하는 경우가

많다. 이러한 비정규직화는 기업의 근로자에 대한 훈련과 교육투자를 감소시키고, 개별 근로자의 자기계발과 업무에 대한 헌신·몰입을 저해하여 전체적으로는 인적자원개발에 역행하게 될 것이다. 따라서 단시간근로와 재택근로가 고용불안정성을 수반하지 않으면서 근로자의 자발적 선택에 의해 이루어지도록 하는 방안이 강구되어야 한다. 이를 위하여 개별 기업이 선택할 수 있는 대안적 고용형태를 개발하여 소개할 필요성이 있다. 대안적 고용형태의 예로써 다음과 같은 방식이 고려될 수 있다.

1) 시차 출퇴근제(variable starting/finishing times)

시차 출퇴근제는 근무시작 시간과 종료 시간을 근로자가 선택할 수 있게 하는 제도이다. 1일 8시간을 기준으로 조기 출근한 사람은 조기 퇴근하고 늦게 출근한 사람은 늦게 퇴근한다.

2) 탄력적 근무시간제(flexible working hours)

탄력적 근무시간제란 일정한 기간 동안의 총근로시간을 결정한 다음 근로자가 정한 시간대 안에서 자유롭게 일하도록 하는 것이다. 시차 출퇴근제가 하루 근로시간 내에서 선택하는 것이라면 이것은 일주일 내에서 근로일수와 시간을 선택 가능하게 할 수 있다. 하루의 소정근로시간은 근로자가 반드시 사업장에 나와 근무해야 하는 핵심근로시간대(core time)를 포함하여야 하고 나머지는 선택시간대(flexible time)가 된다.

3) 직무공유제

직무공유제는 하나의 전임직 책임과 이에 할당된 급여 및 복리후생을 2인 이상의 근로자가 공유하는 정규적인 시간제 근무형태이다(강혜련, 2001).

4) V-시간제(Voluntary reduced work-time program)

근로자에게 일정기간 동안 근무시간을 단축하고 이에 상응하는 만큼 임금을 삭감하는 유연한 근무형태이다(강혜련, 2001).

## 6. 여성의 직업능력개발

### 가. 정규 교육에서의 직업능력개발

우리나라는 과학기술 관련 직종으로의 여성 진출이 선진국에 비해 상대적으로 부족하여 성별 직종분리 및 임금격차를 가속화시키고 있다. 이러한 문제점을 해소하기 위해 대학교육에서부터 여성이 과학기술분야의 전공을 선택하도록 유도할 필요성이 있다. 구체적인 방안의 하나로 특별장학금제도를 확충하는 방안이 고려될 수 있다.

과학기술분야에서의 여성 진출 확대를 위해서는 대학 및 대학원 교육 단계에서의 지원뿐 아니라 이 분야에서 실질적인 남녀고용평등이 이루어질 수 있도록 하는 제도적인 방안이 동시에 강구되어야 할 것이다. 예를 들어 과학기술분야에서 기술 및 교육 그리고 고용에 있어서 남녀평등을 보장하기 위한 미국의 평등기회법(The Science and Engineering Equal Opportunities Act)과 유사한 제도의 도입을 신중히 검토할 필요가 있다. 나아가 과학분야뿐만 아니라 21세기 유망직업에의 여성 진출을 확대하기 위해 특별장학금 지급, 직업교육훈련 기회의 확대, 취업알선 및 진로상담, 인턴십 제도의 활성화 등의 지원이 요망된다.

여학생에 대한 인턴십 제도도 보다 체계적으로 운영·활성화할 필요가 있다. 여학생 인턴제는 예비 직장여성들로 하여금 직장문화를 미리 접해보도록 함으로써 직업인으로서의 준비 과정을 원활하게 하는 효과가 있을 뿐 아니라 기업들이 여성의 생산성에 대한 인식을 개선하여 여성의 고용기회를 확대하는 이중적 효과가 기대되는 제도이다. 이러한 제도의 도입이 본래 취지에 어긋나는 방향으로 악용될 수 있는 가능성도 배제할 수 없다. 예를 들어 업무내용이 단순하여 여학생의 능력이 제대로 평가받을 수 없을 가능성이 있으며, 나아가 이러한 상황 속에서 인턴십 제도에 참여한 여학생들이 오히려 직업세계에 대한 두려움과 거부감을 갖게 될 우려도 있을 수 있다. 이러한 부작용의 가능성에 대비하여 정부는 대상 업체의 선정 단계에서부터 관리·감독을 철저히 수행하고 인턴십 제도의 모니터링을 강화하여야 한다.

### 나. 평생직업능력개발 시스템의 구축

직업능력개발사업에 참여하는 여성의 인적 특성은 남성에 비해 차이가 있다. 예를 들어 남성은 해고나 구조조정 등으로 실업에 처해 있는 비중이 높은 데 비해, 여성은 신규 실업자와 비경제활동상태에서 실업자로 이동한 사람의 비중이 높은 특징을 보인다. 또한 여성은 성별 직종분리를 반영하여, 특정 직종 및 업종에 편중된 경향을 지닌다. 실업자 직업훈련에서 나타난 직종별 훈련실태에 의하면 남성은 정보통신(28.6%), 사무관리(22.0%), 기계장비(17.7%) 순으로 선호하는 데 반하여, 여성은 서비스(39.2%), 정보통신(25.0%), 사무관리(19.3%)의 순인 것으로 나타나고 있다(한국여성개발원, 2001). 나아가 여성은 가사에 대한 부담으로 인해 직업능력개발에 대한 참여가 부진하거나 교육훈련에의 몰입도가 남성에 비해 일반적으로 낮은 편이다.

이러한 문제점을 해결하기 위하여 우선 여성 특화직종의 지속적 개발이 이루어져야 할 것이다. 이와 함께 집체훈련과 함께 여성을 위한 웹기반 훈련(Web-based training)을 보완·확대하여 시간적·경제적 부담을 최소화하는 방안도 강구되어야 한다. 집체훈련을 받는 육아여성의 경우에는 보육서비스 지원도 동시에 제공하는 것이 바람직하다.

우리나라의 고학력 여성은 대학의 전공이 인문계·예능계 등에 집중되어 있는 반면, 이들 전공자에 대한 시장수요는 제한되어 있어 인력수급의 불일치로 인한 미취업 여성의 비중이 높은 것으로 추정된다. 따라서 이들 고학력 여성에 대한 전환교육의 기회를 확충하여 여성 인적자원의 활용도를 제고하는 정책이 요구된다. 대학교육은 일반적 숙련(general skill) 형성 과정의 성격이 강하기 때문에 전환교육의 실시를 통한 취업이 대학 교육이라는 인적자본투자의 완전한 손실을 의미하지는 않는다. 전환교육 프로그램의 실시에 있어 산업수요에 부합하는 교육과정의 개설과 과정 이수후 취업과의 연계 강화가 무엇보다 중요하다. 이와 함께 고학력 미취업자들에 대한 적절한 정보가 교육훈련기관에 제공되어야만 전환교육 훈련과정의 설치 및 운영이 합리적으로 이루어질 수 있다. 따라서 각 대학과 교육훈련기관 간의 연계시스템을 구축하는 것이 필요하다.

여성의 높은 이직률이 기업의 여성에 대한 교육훈련 투자를 줄이고, 이것이 다시 여성의 이직률을 높이는 ‘저숙련 함정(low-skill trap)’의 악순환은 시장기능으로는 해결될 수 없는 문제이다. 이와 같은 ‘저숙련 함정’의 문제 해결을 위해 정부가 인적자원투자에 적극 개입을 하는 것이 세계적인 추세이기도 하다. 구조적으로 남성에 비해 여성이 ‘저숙련 함정’에 빠질 위험성이 더 높기 때문에 인적자본투자에 대한 정부지원도 남성에 비해 더욱 집중되어야 함은 당연하다.

여성의 재직자 훈련참여율을 높이기 위한 다른 방안으로는 고용보험법상 직업능력개발사업 참여에 대한 환급금을 남녀별로 차등 지급하여 여성을 우대하는 방안도 검토되어야 한다. 특히 임시·일용직 여성 근로자에게 기업이 직업훈련을 실시하는 경우에는 이를 더욱 우대하는 방안이 고려될 수 있다. 앞에서 설명하였듯이 여성은 구조적으로 교육훈련 참여가 낮기 때문에 교육훈련 기회의 형평성을 제고하기 위해 이러한 정책이 필요할 것이다.

#### 다. 취약계층의 직업능력 향상

여성 집단별로 직업능력개발에서 소외된 계층들을 적극적으로 찾아내어 이들에 대한 특화된(target-specific) 교육훈련 프로그램을 제공하는 것이 필요하다. 예를 들어, 여성 재소자들에 대한 사회적응 및 직업교육 훈련 프로그램의 개발, 윤락여성 및 보호대상 여성 집단에 대한 직업교육 훈련의 강화 등은 자칫 정책의 사각지대로 방치되기 쉬운 분야이지만 사회복지정책의 차원에서 정책의 우선순위가 두어져야 할 부분이다.

비정규직 근로자의 경우에는 정규직에 비해 사업주와 근로자 모두가 직업훈련에 대한 의지가 약하고, 직업훈련 이수후의 보상체제도 마련되어 있지 않으며, 훈련효과도 낮은 것으로 조사되고 있다(한국직업능력개발원, 2001). 따라서 비정규직 근로자의 경우에는 직업능력개발지원을 통해 취업 가능성(employability)을 제고하기 쉽지 않다.

비정규직 여성 근로자의 직업능력개발정책도 획기적 제도의 도입을 통한 단기적 정책효과를 기대하기보다는 장기적·종합적 관점에서 접근할

필요성이 있다. 비정규 여성 근로자의 직업능력개발과 관련한 정책대안의 하나는 이들에 대해 심층 직업상담서비스를 제공하는 것이다. 구인·구직 알선에 그치고 있는 직업안정서비스의 질적 개선을 바탕으로 비정규직 근로자와의 심층상담을 통해 개인적 적성이나 능력에 적합한 경력 개발계획을 수립·실행할 수 있도록 도와주는 것이다.

## 7. 여성 친화적 조세제도의 도입

현재 우리나라의 소득세 제도는 부부 독립과세로 부부가 독립적으로 소득을 신고하고 세금을 납부하는 제도인 점에서 주부의 취업 욕구를 저해하지는 않는다. 그러나 주부의 경제활동을 촉진하거나 또는 주부의 경제활동에 따라 발생하는 보육비·가사비 등의 비용은 거의 인정하고 있지 않다. 주부 취업의 대부분은 생계형 취업으로 저임금·저숙련 직종에 종사하고 있다. 따라서 이들의 소득이 낮아 면세점 이하라고 할지라도 다른 취업자에 비해 주부의 소득 중 보육·가사 등에 소요되는 비용의 비중이 높은 특징을 지닌다. 따라서 다음과 같은 조세제도의 변화가 고려될 수 있다.

### 가. 맞벌이가구에 대한 조세 감면의 확대

재정을 통해 보육비용을 근로자에게 직접 지원하는 방안은 대상근로자의 선정 어려움과 근로자가 형평성의 문제를 야기한다. 보육대상 아동이 있는 모든 가구에 보육비용을 지원하는 방안도 행정 부담이 크다는 어려움이 있다. 따라서 보육비를 비용으로 인정하여 세금 감면의 범위를 확대하는 간접적 방법을 사용한다. 이는 자영업자와 임시·일용직 근로자 등 기존의 정책이 미치지 못하는 계층의 지원에도 효과적이다. 구체적으로 획득소득 세액공제제도(EITC: Earned Income Tax Credit)를 도입할 수 있다. 획득소득 세액공제제도는 자녀를 부양하고 있는 근로자에게 소득규모 및 자녀의 수, 연령 등에 따라 공제액을 차등적으로 적용하는 제도이다.

더 나아가 맞벌이가구의 경우에 가내노동의 일부를 비용으로 인정, 세

금 감면을 실시한다면, 이는 여성 인력의 사회활동 참여를 촉진시키고 경력단절을 완화하는 효과를 가져올 것이다.

#### 나. 여성 가장 가구에 대한 부(-)의 소득세 제도 도입

장기적으로 저소득자, 특히 저소득 여성 가장 가구를 위한 부의 소득세 제도(NIT: Negative Income Tax)의 도입이 검토될 수 있다. 부(-)의 소득세 제도는 소득이 일정 수준보다 낮을 경우 부(-)의 소득세를 부과함으로써 모든 사람들이 기본적인 생계가 유지될 수 있도록 하는 제도이다. 부의 소득세 제도는 모든 국민에 대해 적용하는 것이 일반적이다. 그러나 우리나라의 경우 빈곤가구의 대부분은 고령가구이거나 여성 가장 가구이며, 여성 가장 가구가 전체 빈곤가구의 절반에 가깝다. 따라서 여성 가장 가구의 경우에 한정하여 시범적으로 실시하고, 그 효과에 따라 그 대상을 확대하는 단계적 도입을 추진한다.

### 8. 기타 정책과제

#### 가. 여성 가구주에 대한 우선적 지원

현재 여성 근로자의 4분의 1에 달하고 있고, 앞으로도 증가하게 될 여성 가구주는 노동시장에서 매우 취약한 계층으로 취업알선, 직업훈련, 심리 및 진로상담에 우선적인 관심과 지원을 기울여야 한다.

특히 여성 가구주의 절반 정도가 자영업에 종사하며, 대부분은 영세성을 벗어나지 못하고 있다. 따라서 자영업 여성 가구주를 위해 경영상담이나 직종 전환에서의 심리적·재정적 지원을 제공하고 임금근로자로의 취업을 위한 전직훈련 및 상담을 지원한다.

#### 나. 전업주부의 사회참여 활성화

지금도 상당수의 전업주부가 취업전선에서 활동하고 있지만 아직도 많

은 주부들이 취업을 희망하고 있는 상황이다. 향후 경제가 안정되고 국민 소득이 증가하며, 성 역할에 대한 사회적 인식이 전환되면서 전업주부의 경제활동 욕구는 더욱 상승할 것으로 예상된다. 2010년경에는 신규 노동력의 급감에 따라 주부에 대한 구인 수요가 증가하겠지만 이들 직종의 대부분은 서비스·판매직, 단순근로 등의 저생산·저임금·고용불안의 직업일 가능성이 높다. 따라서 급격하게 증가할 고학력 주부의 경제활동을 촉진하기 위해서는 사회봉사활동과 경제활동을 접목시키는 방안이 바람직할 것이다.

구체적으로 자원봉사활동에 대한 공식적 인정, 보상기능의 강화를 통해 일정 수준의 소득을 보장하고 자원봉사활동의 영역 및 기회를 확충하여 (고학력) 주부의 참여를 촉진시킨다(장성자, 2001).

## 참 고 문 헌

- 강세영, 「사업체를 중심으로 본 한국 노동시장의 성별 분리현상」, 『한국사회학』 29권 (여름호 1995): 321~345.
- 강순희 외, 『지식경제와 인력수요 전망』, 한국노동연구원, 2000.
- 강순희·권남훈 외, 『정보통신인력의 특성 수급실태 및 전망』, 정보통신정책연구원, 2001.
- 강혜련, 「가족친화적 기업과 여성인력의 생산성」, 『2001년도 제2회 한국생산성학회 정책세미나』, 한국생산성학회, 2001.
- 교육부, 『교육통계연보』, 각년도.
- 금재호, 「노동시장 이중구조와 성차별: 직종분리를 중심으로」, 제3차 한국노동패널 학술대회 발표문, 한국노동연구원·한국노동경제학회, 2001.
- \_\_\_\_\_, 「한국인의 구인·구직활동」, 『고용보험동향』, 한국노동연구원, 2000a.
- \_\_\_\_\_, 「한국의 실업구조와 구인구직활동」, 『실업구조와 실업정책에 관한 한·일 양국의 세미나 발표문』, 한국노동연구원/일본노동기구, 2000b.
- \_\_\_\_\_, 「여성 노동시장의 고용구조와 실업」, 『한국 노동시장의 구조와 변화』, 한국노동연구원, 2000c.
- \_\_\_\_\_, 「여성 노동시장의 변화와 정책방향」, 『규제연구』 9권 2호 (2000d): 157~185.
- \_\_\_\_\_, 『직업, 취업 및 훈련정보에 대한 수요자 욕구조사』, 노동부, 1999.
- \_\_\_\_\_, 『도시근로자의 실업실태와 정책과제』, 한국노동연구원, 1997.
- 금재호·김승택, 「빈곤의 원인에 대한 실증분석 - 패널데이터 분석을 중심으로」, 『2001년도 한국노동경제학회 추계학술대회』, 한국노동경제학회, 2001. 9.

- 금재호·조준모, 「외환위기 전후의 노동시장 불안정성에 대한 연구」, 『노동경제논집』 24권 1호 (2001): 35~66.
- \_\_\_\_\_, 「실업자의 재취업과 직장상실비용」, 『경제학연구』, 발간 예정, 2002.
- \_\_\_\_\_, 『실업구조의 변화와 정책과제』, 한국노동연구원, 2000a.
- \_\_\_\_\_, 「자영업의 선택에 관한 이론 및 실증분석」, 『노동경제논집』 23권 (특별호) (2000b): 81~108.
- \_\_\_\_\_, 「이직의 원인과 행태에 관한 연구: 기업규모별 분석」, 『노동경제논집』 21권 2호 (1998): 163~194.
- 금재호·김주섭·장지연·조준모, 『21세기 지식기반사회에서의 근로여성 중기 정책방향 및 목표설정』, 노동부, 2001. 12.
- 김영화, 「한국 노동시장의 분절과 남녀 임금 불평등」, 송호근 편 『노동과 불평등』, 서울: 도서출판 나남, 1990.
- 김진옥, 「가계의 소비지출 비교 - 가계 특성에 의거한 균등화지수를 중심으로」, 한국국제경제학회 동계학술대회 발표문, 1996.
- 김태홍, “한국의 직종별 임금격차에 대한 실증적 연구”, 성균관대학교 박사 학위 논문, 1992.
- 노동부, 『노동력수요동향조사』, 1999.
- \_\_\_\_\_, 『매월노동통계조사보고서』, 각호.
- 대우경제연구소, 『한국가구 경제활동 연구』, 1994.
- 류재우·최호영, 「자영업부문을 중심으로 한 노동력의 유동」, 『노동경제논집』, 2000. 6.
- 박세일, 「여성 노동시장의 문제점과 남녀별 임금격차」, 『한국의 임금구조』, 한국개발연구원, 1984.
- 박순일 외, 『최저생계비 계측조사』, 한국보건사회연구원, 1994.
- 박영범, 「한국의 성별임금격차 분석」, 『한국노동연구』, 한국노동연구원, 1991.
- 박정옥·최명숙, 「간접차별과 비정규직 실태조사 결과 및 정책제언」, 『성차별적 노동시장, 그 대안을 모색한다』, 한국여성민우회, 2001. 11.
- 방하남 외, 『한국가구와 개인의 경제활동』, 한국노동연구원, 1999.
- 보건복지부, 『보육사업 발전방안』, 2002.

- 서병선·임찬영, 『한국 근로자의 직종선택과 성별 임금격차』, 미발간 원고, 2001.
- \_\_\_\_\_, 『한국 근로자의 직종선택: 성별 직종분리와 1995~1998년 직종선택의 변화』, 미발간 원고, 2000.
- 안창수 외, 『최저생계비 계층조사 연구』, 한국보건사회연구원, 1989.
- 어수봉, 『한국의 여성노동시장』, 한국노동연구원, 1991.
- \_\_\_\_\_, 「성별 직종분리와 성별 임금격차」, 『한국노동연구』 2집 (1991): 41~88.
- 유재술·허무열, 「노동시장 내에서의 성분리에 따른 혼잡현상분석」, 『노동경제논집』 17권 (1994. 12): 161~181.
- 이병희·김미란, 『직업능력개발 사업의 평가와 정책과제』, 한국노동연구원, 1999.
- 이원덕·유경준, 『노동시장의 성별 차이와 차별』, 비봉출판사, 1992.
- 이주호, 「한국의 이중노동시장에 관한 실증분석」, 『노동경제논집』 15권 (1992): 37~75.
- 장동구, 「잠재GDP 추정과 생산갭의 인플레이션 지표로서의 유용성 검토」, 『경제분석』, 한국은행, 2000.
- 장성자, 「여성인력의 현황과 전망」, 『2001년도 제2회 한국생산성학회 정책세미나』, 한국생산성학회, 2001.
- 조우현, 『노동경제학』, 법문사, 1998.
- 최강식·정진화, 『여성 잠재인력의 활용방안』, 한국노동연구원, 1997.
- 최기홍·금재호·조준행, 『국민연금 가입자 추계』, 국민연금연구센터, 2001.
- 통계청, 『경제활동조사연보』 각년도.
- \_\_\_\_\_, 『경제활동인구조사』 원자료.
- \_\_\_\_\_, 『한국통계월보』, 각호.
- \_\_\_\_\_, 『2000년 인구주택총조사 전수집계결과(인구부문)』, 2001.
- \_\_\_\_\_, 『장래인구추계 보도자료』, 2001.
- 한국개발연구원, 『KDI가 본 한국경제의 미래』, 2001. 5.
- 한국노동연구원, 『KLI 노동통계』, 2000.
- \_\_\_\_\_, 『한국노동패널조사』, 각년도.
- \_\_\_\_\_, 『노동동향분석』, 2000. 2/4.

- \_\_\_\_\_, 『분기별 노동동향분석』, 2000. 1/4.
- \_\_\_\_\_, 『모성보호비용의 사회적 부담방안 연구』, 1999.
- \_\_\_\_\_, 「기업체의 인적자원관리 실태조사」, 2001.
- \_\_\_\_\_, 「기업체의 채용 및 구인행태 조사」, 1999.
- 한국노동연구원·한국보건사회연구원, 『실업실태 및 복지욕구조사 결과보고서』, 노동부, 1999.
- 한국여성개발원, 『여성고용 및 취업촉진을 위한 능력개발』, 2001.
- 한국직업능력개발원, 『여성 고급인적자원의 활용실태 및 개선 연구』, 2000.
- \_\_\_\_\_, 『비정규 근로자의 직업능력개발 지원대책』, 2001.
- 한진수, 『한국의 자연실업률과 임금변화』, 대우경제연구소, 1994.
- 황수경, 『직종특성으로 살펴본 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* 30 (1977): 175-187.
- Aldrich, Mark and Robert Buchele, “The Economics of Comparable Worth”, Cambridge, Mass.: Ballinger, 1986.
- Altonji, Joseph G. and Charles R. Pierret, “Employer Learning and Statistical Discrimination”, Working Paper, NBER: Cambridge MA, 1997.
- Anker, Richard, “Theories of Occupational Segregation by Sex: An Overview”, in M. F. Loutfi eds., *Women, Gender and Work*, Geneva: ILO, 2001.
- Arrow, Kenneth, “Models of Job Discrimination”, in Anthony H. Pascal ed., *Racial Discrimination in Economic Life*, Lexington: Lexington Books, 1972.
- Bai, Moo Ki and Cho, Woo Hyun, *Women’s Wages and Employment in Korea*, Seoul National University Press, 1995.
- Baker, G.P., M. Gibbs and B. Holmstrom, “The Internal Economics of the Firm: Evidence from Personnel Data”, *Quarterly Journal of*

- Economics* 109 (1994): 881-919.
- Barron, John M., Dan A. Black and A. Mark, Loewenstein, "Gender Differences in Training, Capital and Wages", *Journal of Human Resources* 28 (2) (1993): 343-364.
- Becker, G. S., *The Economics of Discrimination*, Chicago: The University of Chicago Press, 1971.
- Becker, Elizabeth and Cotton M. Lindsay, "Sex Differences in Tenure Profiles: Effects of Shared firm Specific Investment", *Journal of Labor Economics* 12 (1) (1994): 98-118.
- Bergmann, Barbara R., "Occupational Segregation, Wages and Profits When Employers Discriminate by Race and Sex", *Eastern Economic Journal* 1 (1974): 103-110.
- Bernhardt, D., "Strategic Promotion and Compensation", *Review of Economic Studies* 62 (1995): 315-339.
- Bernhardt, A., Morris, M., Handcock, M.S., and M. A. Scott, "Trends in Job Instability and Wages for Young Adult Men", *Journal of Labor Economics* 17 (1999).
- Blau, Francine D., "Occupational Segregation and Labor Market Discrimination", in Barbara F. Reskin ed., *Sex Segregation in the Workplace*, Washington D. C.: National Academy Press. 1984.
- \_\_\_\_\_, "Trends in the Well-being of American Women", *Journal of Economic Literature* 36 (1) (1998): 112-165.
- Blau, F. D., and L. M. Kahn, "Swimming Upstream: Trends in the Gender Wage Differential in the 1980s", *Journal of Labor Economics* 15 (1) (1997).
- Bowlus, A. J., "A Search Interpretation of Male-Female Wage Differentials", *Journal of Labor Economics*, 15 (4) (1997).
- Butler, R. J., "New Indices of Segregation", *Economic Letters* 24 (1987): 359-362.
- Cain, Glen G., "The Economic Analysis of Labor Market Discrimination: A Survey", in O. Ashenfelter and R. Layard, eds., *Handbook of*

- Labor Economics* 1 (1986) Amsterdam: North-Holland.
- Coate, Stephen and Glenn Loury, "Antidiscrimination Enforcement and the Problem of Patronization", *American Economic Review* 83 (3) (1993a): 92-98.
- \_\_\_\_\_, "Will Affirmative Action Policies Eliminate Negative Stereotype?" *American Economic Review* 83 (5) (1993b): 1220-1240.
- Cotton, Jeremiah, "On the Decomposition of Wage Differentials", *Review of Economics and Statistics* 70 (1988): 236-243.
- 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", Lexington: Lexington Books, 1971.
- 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 (2) (1982): 147-168.
- Fairburn, J.A. and J.M. Malcomson, "Performance, promotion, and the Peter principal," Mimeo: University of Sussex, 1987.
- Ferber, M. A. and Helen M. Lowry, "The Sex Differential in Earnings: A Reappraisal", *Industrial and Labor Relations Review* 29 (3) (1976): 377-387.
- Filer, Randall, "Occupational Segregation, Compensating Differentials and Comparable Work", in Robert Michael and Heidi Hartmann eds., *Pay Equity: Empirical Inquiries*, Washington D. C.: National Academy Press, 1989.
- Gerhart, B. and G. Milkovich (1989), "Salaries, salary growth, and promotions of men and women in a large private firm", in: R. Michael, H. Hartmann and B. O'Farrell, eds., *Pay equity: empirical inquiries*, Washington, DC: National Academy Press, (1989): 23-43.

- Gibbons, R. and L. Katz, "Layoffs and Lemons", *Journal of Labor Economics* 9 (1991): 351-380.
- \_\_\_\_\_, "Does Unmeasured Ability Explain Inter-industry Wage Differentials?" *Review of Economic Studies* 59 (1992): 515-535.
- Goldin, Claudia and Cecilia Rouse, "Orchestrating Impartiality: the Impact of 'Blind' Auditions on Female Musicians", Working Paper No. 5903, NBER: Cambridge MA, 1996.
- Gottschalk, Peter, and Moffit, Robert, "Changes in Job Instability and Insecurity Using Monthly Survey Data", *Journal of Labor Economics* 17 (4) (1999).
- Gronau, Reuben, "Sex-related Wage Differentials and Women's Interrupted Labor Careers -the Chicken or the Egg?", *Journal of Labor Economics* 6 (3) (1988): 277-301.
- Hellerstein, Judith K., David Neumark and Kenneth R. Troske, "Wages, Productivity and Worker Characteristics: Evidence from Plant-level Production Functions and Wage Equations", Working paper No. 5626, NBER: Cambridge, MA, 1996.
- \_\_\_\_\_, "Market Forces and Sex Discrimination", Working paper No. 6312 NBER: Cambridge, MA, 1997.
- Hill, M.A., "Intercohort differences in Women's Labor Market Transitions", *American Economics Review* 80 (1990).
- Holzer, Harry J., "Search Method Used by Unemployed Youth", *Journal of Labor Economics* 6 (1988): 1-20.
- \_\_\_\_\_, "Informal Job Search and Black Youth Unemployment", *American Economic Review* 77 (1987): 446-452.
- 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", Geneva, 1972.
- Jaeger, D. A., and A. H. Stevens, "Is Job Stability in the United States

- Falling? Reconciling Trends in the CPS and PSID”, *Journal of Labor Economics* 17 (4) 1999.
- Johnson, George E. and P. Frank, Stafford, “Alternative Approaches to Occupational Exclusion”, in I. Persson and C. Jonung eds., *Women’s Work and Wages*, London: Routledge, 1998.
- Lazear, E.P., “The Job as a Concept”, in: W. Bruns, ed., *Performance Measurement, Evaluations, and Incentives*, Boston, MA: Harvard University Press, (1992): 183-215.
- Lee, Albert, “Information Networks in Labor Markets”, *American Economic Review* 56 (1969): 556-566.
- Lee, L. F., “Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equation Model with Qualitative and Limited Dependent Variables”, *International Economic Review* 19 (1978): 415-433.
- Light, Audrey and Manuelita Ureta, “Panel Estimates of Male and Female Job Turnover Behavior: Can Female Nonquitters be Identified?”, *Journal of Labor Economics* 10 (2) (1992): 156-181.
- Lilien, D. M., “Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment”, *Journal of Political Economy*, 1982.
- Lundberg, Shelly J., “The enforcement of Equal Opportunity Laws under Imperfect Information: Affirmative Action and Alternatives”, *Quarterly Journal of Economics* 106 (1991): 309-326.
- Lundberg, Shelly J. and Richard Starz, “Private Discrimination and Social Intervention in Competitive Labor Markets”, *American Economic Review* 73 (1983): 340-347.
- Lynch, Lisa M., “Private Sector Training and the Earnings of Young Workers”, *American Economic Review* 82 (1) (1992): 299-312.
- Macpherson, D. A. and B. T. Hirsch, “Wages and Gender Composition: Why Do Women’s Jobs Pay Less?”, *Journal of Labor Economics*, 13 (3) (1995).
- Main, B.G.M., C.A. O’Reilly III and J. Wade, “Top executive pay: tournaments or teamwork?”, *Journal of Labor Economics* 11

- (1993): 606-628.
- Malcomson, J.M., “Work Incentives, Hierarchy, and Internal Labor Markets”, *Journal of Political Economy* 92 (1984): 486-507.
- McCue, K., “Promotions and Wage Growth”, *Journal of Labor Economics* 14 (1996): 175-209.
- Milgrom, P. and S. Oster, “Job Discrimination, Market Forces, and the Invisibility Hypotheses”, *Quarterly Journal of Economics* 102 (1987): 453-476.
- Murphy, K. J., “Corporate Performance and Managerial Remuneration: an Empirical Analysis”, *Journal of Accounting and Economics* 7 (1985): 11-42.
- \_\_\_\_\_, “Incentives, Learning, and Compensation: a Theoretical and Empirical Investigation of Managerial Labor Contracts”, *Rand Journal of Economics* 17 (1986): 59-76.
- Neumark, David, “Employers’ Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination”, *Journal of Human Resources* 23 (1988): 279-295.
- \_\_\_\_\_, “Sex Discrimination in Restaurant Hiring: an Audit Study”, *The Quarterly Journal of Economics* 111 (3) (1996): 915-942.
- Neumark, D., Polsky, D., and D. Hansen, “Has Job Stability Declined Yet? New Evidence for the 1990s”, *Journal of Labor Economics*, 17 (4) (1999).
- Oaxaca, Ronald, “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets”, *International Economic Review* 14 (1973).
- Oaxaca, Ronald L. and Michael R. Ransom, “On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials”, *Journal of Econometrics* 61 (1) (1994): 5-21.
- OECD, *Education Policy Analysis*, 2001.
- \_\_\_\_\_, “Money Too Tight to Mention: Poverty Dynamics in OECD Countries”, in *Employment Outlook 2001*, Paris: OECD Press, 2001.

- \_\_\_\_\_, *2001 Employment Outlook*, 2001.
- Olson, C. A. and B. E. Becker, "Sex Discrimination in the Promotion Process", *Industrial and Labor Relations Review* 36 (4) (July 1983): 624-641.
- Olsen, Reed Neil and Edwin A. Sexton, "Gender differences in the returns to and the Acquisition of On-the-job Training", *Industrial Relations* 35 (1) (1996): 59-77.
- O'Neil, June, *The Determinants and Wage Effects of Occupational Segregation*, Washington D. C.: The Urban Institutes, 1983.
- O'Neill, June and Solomon Polachek, "Why the Gender Gap in Wages Narrowed in the 1980s", *Journal of Labor Economics* 11 (1) (1993): 205-228.
- Paulin, E. A. and J. M. Mellor, "Gender, Race, and Promotions within a Private-Sector Firm", *Industrial Relations* 35 (2) (April 1996): 276-295.
- Phelps, Edmund S., "The Statistical Theory of Racism and Sexism", *American Economic Review* 62 (4) (1972): 659-661.
- Reimers, Cordeha, "Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men", *Review of Economics and Statistics* 65 (1983): 570-579.
- Royalty, Anne Beeson, "The Effects of Job Turnover on the Training of Men and Women", *Industrial and Labor Relations Review* 49 (3) (1996): 506-521.
- Sicherman, Nachum, "Gender Differences in Departures from a Large Firm", *Industrial and Labor Relations Review* 49 (3) (1996): 484-505.
- Silber, J., "On the Measurement of Employment Segregation", *Economics Letters* 30 (1989): 237-243.
- Sorenson, Aage B. "Throwing the Sociologists Out? A Reply to Smith", *American Sociological Review* 55 (1990): 42-45.
- Sorenson, 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, Geneva: ILO, 1989.
- Thaler, R. and S. Rosen, "The Value of Saving a Life: Evidence from the Labor Market", in N. Terleckyj, ed., *Household Production and Consumption*, New York: NBER, 1975.
- Treiman, Donald J., and H. I. Hartmann, eds, "Women, Work and Wages: Equal Pay for Jobs of Equal Value", Washington D. C.: National Academy Press, 1981.
- Trost, R. P., "Demand for Housing: A Model Based on Inter-related Choices between Owning and Renting", Unpublished Ph.D. dissertation, University of Florida, 1977.
- Waldman, M., "Worker Allocation, Hierarchies and the Wage Distribution", *Review of Economic Studies* 51 (1984a): 95-109.
- \_\_\_\_\_, "Job Assignments, Signalling, and Efficiency", *Rand Journal of Economics* 15 (1984b): 255-267.

## 부록 I 경제활동참가율의 전망

### 1. 경제활동참가의 결정모형

#### 가. 개인의 경제활동참가 및 노동공급의 결정

경제활동참가의 결정모형은 개인의 선택이론(choice theory)에서 출발하고 있다. 즉, 어떤 개인은 주어진 시장환경 아래에서 개인의 효용을 최대화하려는 동기를 지니고, 이러한 노력의 결과로 경제활동참여의 여부 및 근로시간을 결정한다는 것이다. 개인의 효용함수를  $U(= U(x, h; A, \epsilon))$ 라고 하자. 이때  $x$ 는 재화 및 서비스의 소비량,  $h$ 는 근로시간을 정의하고 있으며,  $A$ 는 관찰되는 개인의 특성(예: 나이, 학력, 성, 자산규모 등),  $\epsilon$ 은 관찰되지 않는 개인의 취향(taste)을 의미한다.

$p$ 를 재화의 시장가격으로,  $w$ 를 노동의 시장가격(즉, 임금)이라 하고  $y$ 를 비근로소득이라 할 때 이 개인은 다음의 예산제약식(budget constraint)을 지니게 되며, 개인은 주어진 예산제약식 아래에서 효용( $U$ )을 극대화하는 방식으로 자신의 소비수준( $x$ )과 근로시간( $h \geq 0$ )을 결정을 한다.

$$px = wh + y \dots\dots\dots (I-1)$$

효용함수가 극대화를 위한 조건을 만족시킨다는 가정 아래 효용극대화를 위한 first-order condition은 재화에 대한 근로시간의 한계대체율

(marginal rate of substitution)의 부(-)의 값이 실질임금( $w/p$ )과 일치한다는 것이다. 즉,

$$\frac{w}{p} = -m(x, h, A, \epsilon) = -\frac{\partial U/\partial h}{\partial U/\partial x} \dots\dots\dots (I-2)$$

식(I-1)과 식(I-2)를 풀면 효용극대화를 만족하는 재화의 소비량( $x$ )과 근로시간( $h$ )은 다음과 같이 얻어진다.

$$\begin{aligned} x &= x(p, w, y, A, \epsilon) \\ h &= h(p, w, y, A, \epsilon), \text{ if } h > 0 \dots\dots\dots (I-3) \end{aligned}$$

위의 식들에서 경제활동참가 여부 및 근로시간에 대한 개인의 의사결정은 의중임금(reservation wage)  $w^*$ 을 통해 설명될 수 있다. 실질의중임금( $w^*/p$ )은  $h=0$ 일 때 재화소비량과 근로시간의 무차별곡선(indifference curve)의 기울기 값으로 비근로소득  $y$ , 개인의 관찰된 특성  $A$  및 관찰되지 않는 개인의 취향  $\epsilon$ 에 의해 결정된다.

$$w^* = w^*(y, A, \epsilon) \dots\dots\dots (I-4)$$

다시 말해서 실질의중임금은 근로시간이 0( $h=0$ )인 경우 식(I-2)를 만족시키는 임금수준으로 취업하였을 때의 효용수준과 취업하지 않았을 때의 효용수준이 동일하도록 하는 임금수준으로 다음의 식(I-5)를 만족시키는 값이다.<sup>1)</sup>

$$\frac{w^*}{p} = -m(x, 0; A, \epsilon) = -\frac{\partial U/\partial h}{\partial U/\partial x} \dots\dots\dots (I-5)$$

만약 주어진 재화의 가격( $p$ ) 아래에서 실질시장임금이 실질의중임금보다 높다면( $(w/p) > (w^*/p)$ ), 이 개인은 취업을 통해 더 높은 효용을 누릴 수 있기 때문에 경제활동에 참가하여  $h$ 의 근로시간을 투입할 것이

---

1) 모든 효용함수에서 의중임금 값이 0 이상인 것은 아니다. 예를 들어, Cobb-Douglas 효용함수의 경우 의중임금 값은 계산되지 않는다.

고, 반대로 실질시장임금이 실질의중임금보다 낮다면( $w/p < w^*/p$ ) 취업하지 않을 것이다.

$$\begin{aligned}
 h &= h(p, w, y, A, \epsilon) > 0, & \text{if } (w/p) > (w^*/p) \\
 h &= 0, & \text{if } (w/p) < (w^*/p) \dots\dots\dots (I-6)
 \end{aligned}$$

이 절에서는 개인의 근로시간보다는 경제활동참가 여부에 초점을 두고 있기 때문에 경제활동에 참가하면 1, 참가하지 않으면 0의 값을 지니는 index function  $I(=I(w/p, y, A, \epsilon))$ 를 설정하기로 한다. 이때 식(I-5)는 다음의 식(I-6)과 같이 나타낼 수 있으며, 경제활동참가 여부는 실질시장임금( $w/p$ )과 실질의중임금( $w^*/p = w^*(y, A, \epsilon)/p$ ) 사이의 관계에 의해 결정된다.

$$\begin{aligned}
 I &= 1, & \text{if } (w/p) > (w^*/p) \\
 I &= 0, & \text{if } (w/p) < (w^*/p) \dots\dots\dots (I-7)
 \end{aligned}$$

즉, 한 개인의 경제활동참가 여부는 실질임금( $w/p$ ), 비근로소득( $y$ ), 관찰되는 개인의 특성( $A$ ) 및 관찰되지 않는 개인의 취향( $\epsilon$ )에 따라 달라지게 된다.

나. 계층별 경제활동참가율과 추정모형의 설정

개인의 경제활동참가 여부는 집단의 경제활동참가율의 문제로 확대될 수 있다.  $N$ 명의 개인으로 구성되는 집단  $G$ 를 가정하자. 이 집단  $G$ 에 속한 각각의 개인  $i$ 는 자신의 비근로소득  $y_i$ , 관찰 가능한 개인의 특성  $A_i$  및 관찰 불가능한 개인의 취향  $\epsilon_i$  아래에서 실질시장임금과 실질의중임금을 상호 비교하여 경제활동참가 여부를 결정할 것이다. 또한 모든 개인은 동일한 시장임금  $w$ 와 재화 및 서비스의 시장가격  $p$ 를 가진다고 가정한다. 이때 이 집단의 경제활동참가율  $E_G$ 는 개인들의 지수함수(index function)의 평균값으로 정의되며 다음과 같이 표시된다.

$$E_G = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N I_i(w/p, y_i, A_i, \epsilon_i) \dots \dots \dots (I-8)$$

여기에서 시장임금  $w$ 과 재화의 가격  $p$ 는 모든 개인에게 동일하게 적용되며 단지 의중임금에서 개인간 차이가 있는 것으로 가정하면, 이 집단의  $E_G$ 는 외생적으로 주어지는  $w/p$ 와 실질의중임금  $w^*/p$ 의 분포에 의해 결정된다. 실질의중임금의 함수가 연속적이며 필요조건을 충족시킨다고 할 때, 먼저 실질시장임금  $w/p$ 가 상승하면 경제활동참가율  $E_G$ 도 증가할 것이다.<sup>2)</sup> 즉,  $\partial E_G / \partial (w/p) > 0$ . 또한  $y_i, A_i, \epsilon_i$ 의 분포도 실질의중임금을 통해 경제활동참가율에 영향을 미친다. 그 영향력은  $y_i, A_i, \epsilon_i$ 의 분포를 어떻게 가정하는가와 함께 관찰 가능한 개인의 특성  $A_i$ 를 구체적으로 어떻게 정의하는가에 따라 달라진다.

경제활동참가율의 추정 및 전망을 위하여 추정 가능한 형태로 앞의 이론적 모형을 수정하면 우선 식(I-8)의  $E_G$ 는 집단  $P$ 의 개인  $i$ 가 경제활동에 참가할 확률로 설명된다. 실질의중임금이  $y_i, A_i, \epsilon_i$ 의 선형함수 형태로 설명될 수 있다고 가정하면, 식(I-7)은 다음과 같이 정리된다.

$$\begin{aligned} I_i &= 1 & \text{if } Y_i^* = X_i' \beta + \epsilon_i = a - w/p + \gamma y_i + A_i \delta + \epsilon_i \leq 0 \\ &= 0 & \text{if } Y_i^* = X_i' \beta + \epsilon_i > 0 \end{aligned} \dots \dots \dots (I-9)$$

이때,  $Y_i^*$ 는 실질의중임금과 실질시장임금의 격차( $w_i^*/p - w/p$ )를 나타내는 관찰되지 않는 latent variable이다.  $A_i$ 는 개인의 특성을 나타내는 변수들의 벡터이며,  $\delta$ 도 벡터이다. 여기에서  $\epsilon_i$ 가 확률분포(probability distribution)를 가진다고 가정하면 개인  $i$ 가 경제활동에 참가할 확률  $\Pr(I_i = 1 | X_i)$ 은  $\Pr(\epsilon_i \geq -X_i' \beta) = F(-X_i' \beta)$ 와 같이 표시될

2) 모든 경우에서 실질시장임금이 증가함에 따라 경제활동참가율 및 근로시간이 증가하는 것은 아니다. 임금이 일정수준을 넘어서면 임금 증가에 따라 근로시간의 공급이 감소하는 현상이 나타나며, 우리들은 실질임금과 근로시간과의 이러한 역관계를 OECD 선진국의 예에서 쉽게 찾아볼 수 있다. 또한 가족의 노동공급에서도 한 가구원의 임금(또는 소득)이 충분히 높을 경우 다른 가구원이 경제활동을 그만두는 현상을 발견할 수 있다.

수 있다.<sup>3)</sup> 여기에서  $F$ 는  $\varepsilon_i$ 의 누적분포함수(cumulative distribution function)이다.

여기에서 제기되는 주된 문제는 개인의 경제활동참가의 결정이 아니라 집단  $N$  전체의 경제활동참가율이며, 따라서 미시적 횡단면 자료가 아닌 거시적 시계열 자료를 이용하여 미래의 경제활동참가율을 전망하려고 한다. 전망에 사용할 수 있는 자료도 개인의 비근로소득이나 관찰 가능한 특성이 아니라 집단  $G$  전체의 비근로소득( $y_G$ )나 관찰 가능한 특성( $A_G$ )의 자료이다. 이를 위해서는 앞에서 설명된 개인의 경제활동참가 결정 문제를 집단의 경제활동참가를 결정의 문제로 전환하여야 한다. 이를 위한 첫 번째 단계로  $\Pr(I_i=1 | X_i) = p(X_i)$  라 하고,  $\varepsilon_i$ 가 로지스틱(logistic) 분포를 한다는 가정하에 개인의 경제활동참가 확률을 구하면

$$p(X_i) = F(-X_i'\beta) = \frac{1}{1 + e^{-X_i'\beta}} \dots\dots\dots (I-10)$$

다음으로 식(I-10)을 Taylor expansion한 뒤 로지스틱 분포의 성질을 이용하여 정리하면,

$$\begin{aligned} E p(X_i) &= p\left(\frac{EX}{2}\right) + \frac{1}{2} (X^{*'}\beta)^2 F'(EX) \\ &= p\left(\frac{EX}{2}\right) + \frac{1}{2} (X^{*'}\beta)^2 F'(EX)(1 - F(EX)) \\ &\quad (1 - 2F(EX)) \dots\dots\dots (I-11) \end{aligned}$$

여기에서  $F(EX)$ 가 1/2에 가깝다면 식(I-11)의 우측 두 번째 항의 값은 영(0)에 근접하여  $E p(X_i) \approx p(EX)$ 가 될 것이다. 따라서, 개인  $i$ 의 경제활동참가 확률을 나타내는  $\Pr(I_i=1 | X_i) = p(X_i)$ 에 기대치를 취하고,  $E p(X_i) \approx p(EX)$ 의 관계를 이용하면 집단  $G$ 의 경제활동참가율  $E_G$ 는 다음과 같다.

---

3) 오차항의 확률분포에 대해서는 일반적으로 정규분포, 로지스틱 분포 및 extreme value distributin의 세 가지가 주로 가정된다.

$$E_G = Ep(X_i) \approx p(EX) = \frac{1}{1 + e^{-EX'\beta}} \dots\dots\dots(I-12)$$

이를  $-EX'\beta$ 에 대해 정리하면  $\log \frac{Ep(X_i)}{1 - Ep(X_i)} = -EX'\beta$  가 된다. 다시  $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i$ 을  $X_N$ 로 정의한 다음 재정리하면,

$$\begin{aligned} \log \frac{E_G}{1 - E_G} &= LE_G = -X_N'\beta + \epsilon_N \\ &= -\alpha + \frac{w}{p} - \gamma \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_i - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N A_i \delta + \epsilon_N \\ &= -\alpha + \frac{w}{p} - \bar{\gamma} \bar{y} - \bar{A} \delta + \epsilon_N \\ &\dots\dots\dots(I-13) \end{aligned}$$

여기에서 시계열 자료를 이용하여 식 (I-13)을 추정함으로써 집단 G의 경제활동참가율  $E_G$ 의 결정요인을 추정하고, 미래의 참가율을 예측할 수 있다. 집단 G의 경제활동참가율에 대한 설명변수  $X_N (= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i)$ 은 실질시장임금  $w/p$ , 집단 G의 비근로소득 평균치  $\bar{y}$  및 관찰되는 특성의 집단 평균치  $\bar{A}$ 로 구성된다.<sup>4)</sup>

추정에서의 문제는 오차항  $\epsilon_N$ 에 대한 가정의 문제이다. 오차항  $\epsilon_N$ 는 식 (I-9)의 개인 오차항  $\epsilon_i$ 의 기대치에 근사오차(approximation error)가 감안된 값이다. 집단에 속하는 모든 개인의 정보가 있다고 할 때  $\epsilon_N \approx \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \epsilon_i$ 와 같고  $\epsilon_N$ 도  $\epsilon_i$ 와 마찬가지로 로지스틱 분포(logistic distribution)를 가질 것으로 판단된다. 그러나 로지스틱 분포와 정규분포의 밀도함수(density function)가 거의 유사할 뿐만 아니라  $N$ 이 충분히 클 때  $\epsilon_N$ 가 정규분포에 접근한다는 대수의 법칙(law of large numbers)을 감안하여 여기에서는 오차항  $\epsilon_N$ 이 정규분포를 지닌다고 가정한다. 이 경우 식 (I-13)은 정규분포를 이용한 최우추정법(maximum likelihood estimation)에 의해 추정될 수 있다.

---

4) 편의상 시간을 나타내는 아래첨자 t는 생략하였다.

## 2. 경제활동참가율 설명변수의 선정

식(I-13)의 모형에서 설명변수를 살펴보면 비근로소득  $\bar{y}$ 는 자산소득과 이전소득으로 구성된다. 먼저 자산소득은 자산의 규모와 이자율에 의해 결정된다. 즉, 자산규모가 크고 이자율이 높을수록 자산소득은 높아질 것으로 예상된다. 시계열적으로 자산규모는 과거의 근로에 의해 결정된다. 위의 식(I-1)에서 소득의 전부를 소비하는 것이 아니라 일정 비율만큼 저축한다면 즉,  $\lambda(wh + y)$ 의 저축이 있다면  $t$  시점에서 집단  $G$ 의 자산규모는 과거( $t-1, t-2, \dots$ )의 경제활동참가율에 의해서도 영향을 받을 것이다.<sup>5)</sup> 더불어 GDP 성장률도 자산규모에 영향을 미칠 것이다. GDP 중 소비하고 남은 부문이 자산으로 축적되며, 부동산의 가격도 GDP와 관련이 있다.

GDP 성장률은 또한 이자율과 관련이 있다. 장기적으로 이자율은 실질 GDP 성장률에 물가상승률을 합한 값과 유사하다. 물가상승률이 장기적으로 안정적인 값을 지닌다고 할 때, 이자율은 실질 GDP 성장률과 직접적인 관련을 지니게 된다. 따라서 여기에서는 정확한 데이터가 없는 자산소득 대신 실질 GDP (또는 GDP 성장률)과 과거의 경제활동참가율을 대리변수로 사용한다.

이전소득의 규모는 현실적으로 측정하기 매우 어렵다. 또한 이전소득에 의해 영향을 받는 계층도 모든 연령층이 아니라 55세 이상의 고령계층이다. 과거 이전소득의 대부분은 자녀 등 가족이나 친지들로부터의 소득 지원이었을 것이다. 국민기초생활보장제 등 사회복지제도의 확충에 따라 향후 이전소득 중 사회적 지원의 비중이 증가할 것으로 여겨진다. 그러나 이에 대한 데이터의 부족으로 인해 추정모형에 이전소득을 포함시키는 것은 매우 어렵다. 이는 국민연금 수혜율의 경우에도 마찬가지이다. 국민연금수혜율의 증가는 비근로소득을 증가시키고 이는 60세 이상 고령자의 경제활동참가율에 영향을 미칠 것으로 예상된다. 그러나 과거 데이터의

5) 여기에서 설명된 모형은 저축이 있는 경우에도 쉽게 확장되며 결과에는 변함이 없다.

부족 현상으로 인해 고령자의 경제활동에 미치는 국민연금의 영향력을 평가할 수 없는 한계가 있다.

다음으로는 설명변수의 벡터  $\bar{A}$ 의 구체적 내용을 이해하기 위해 실업률의 정의를 이용하도록 하자. 실업률은 15세 이상 경제활동인구 중 실업자가 차지하는 비율로 15세 이상 경제활동인구( $P_A$ )는 다시 15세 이상 인구( $P_{15}$ )와 경제활동참가율( $E$ )의 곱으로 표시된다.<sup>6)</sup>

$$P_A = E \times P_{15} \dots \dots \dots (I-14)$$

또한 국내총생산(GDP)은 시간당 노동생산성( $\beta_L$ )에 총근로시간( $T_h$ )을 곱한 형태로 표시될 수 있으며, 총근로시간은 다시 취업자수( $N_w$ )와 근로자 1인당 연평균 근로시간( $H_w$ )의 곱으로 나타내어진다.

$$\beta_L = \frac{GDP}{T_w} = \frac{GDP}{N_w H_w} \dots \dots \dots (I-15)$$

식 (I-14)와 식 (I-15)를 이용하여 정리하면 경제활동참가율  $E$ 는 다음의 식 (I-16)으로 간략하게 표시될 수 있다.

$$E = \frac{GDP}{(1-u) \beta_L H_w P_{15}} \dots \dots \dots (I-16)$$

따라서 경제활동참가율은 GDP와 실업률의 증가에 따라 높아지며, 15세 이상 인구, 시간당 노동생산성 및 근로시간의 증가에 따라 낮아진다. 식 (I-16)에 자연대수를 취하고 이를 미분한 후 경제활동참가율의 변화율을 중심으로 재정리하면,

$$\begin{aligned} \frac{1}{E} \partial E &= \frac{1}{GDP} \partial GDP - \frac{1}{\beta_L} \partial \beta_L - \frac{1}{H_w} \partial H_w - \frac{1}{P_{15}} \partial P_{15} \\ &+ \frac{\partial u}{1-u} \dots \dots \dots (I-17) \end{aligned}$$

6) 군인, 전투경찰, 교도소 및 소년원 재소자, 그리고 외국인인 15세 이상 인구에서 제외된다.

이 식에서 경제활동참가율의 변화는 GDP의 증가율, 시간당 노동생산성의 증가율, 연평균 근로시간의 변화율, 15세 이상 인구의 증가율 및 실업률의 변화로 설명된다. 구체적으로 다른 변수의 값이 일정하다면 경제활동참가율의 변화율은 국내총생산(GDP)의 증가와는 정(+ )의 관계에, 그리고 시간당 노동생산성( $\beta_L$ ), 연평균근로시간( $H_w$ ) 및 15세 이상 인구( $P_{15}$ )의 변화율과는 부(-)의 관계에 있음을 식 (I-17)은 보여준다.

그러나 식 (I-16)과 식 (I-17)은 변수들 사이의 관계식일 뿐 행태방정식이 아니라는 관점에서 그 한계가 명확하다. 경제성장률, 15세 이상 인구증가율, 근로시간 등이 외생적으로 결정된다고 하여도 경제활동참가율은 실업률 및 시간당 노동생산성과 상호 작용하며, 이들 변수들 사이의 인과관계가 명확하지 않다. 실제적으로도 실업률이 높을 경우 경제활동참가율이 낮아지는 현상이 발견된다. 다만, 경제활동참가율에 영향을 미칠 것으로 여겨지는 외생변수의 선정에 이 식이 활용될 수 있으며, 이러한 관점에서 GDP 성장률, 인구증가율, 연평균 근로시간, 노동생산성증가율을 집단  $G$ 의 관찰 가능한 특성  $\bar{A}$ 에 포함되는 설명변수로 한다. 이외에도  $\bar{A}$ 에 포함되는 설명변수로 대학 진학률을 고려할 수 있다. 대학 진학률은 특히 18세에서 20대 중반까지 연령층의 경제활동참가 여부에 영향을 미칠 것으로 예상된다.

설명이 필요한 또 하나의 변수는 실질시장임금  $w/p$ 이다. 식 (I-13)의 추정모형에서 실질시장임금의 계수 값은 1로 나타나고 있으며, 이는 매 관찰 시점  $t$ 에서 모형의 상수항이 변화하는 것과 동일하다. 여기에서 사용한 모형에 따르면 실질시장임금의 증가는 경제활동참가율을 증가시키는 효과가 있지만 만약 효용함수의 형태가 달라져 노동공급곡선이 뒤로 굽어진 영역이 존재한다면 실질시장임금의 증가가 노동공급을 감소시키고 여가(leisure)에 대한 수요를 증대시킬 수 있다. 이러한 현상은 선진국에서 자주 관찰되며, 현재 논란이 되고 있는 주 5일 근무제도 이러한 측면에서 이해될 수 있다. 본문의 [그림 2-10]과 같이 유럽연합 15개국 남성들의 경제활동참가율이 하락추세를 보인 것도 실질시장임금의 증가와 부분적인 연관이 있는 것으로 보인다. 그러나 여성의 경우에는 반대로 실질시장임금의 증가가 여성의 경제활동참가율을 향상시킨 주요 원인이었다

는 연구 결과들이 있다.

또한 시계열적으로 실질시장임금은 계속 증가할 것으로 기대된다. 이는 다른 조건이 일정하다면 경제활동참가율도 같은 비율로 계속 증가하여야 한다는 것을 의미한다. 이는 추정 결과의 안정성을 크게 위협할 것이다. 이러한 잠재적 위험성을 제거하기 위해 실제 추정에서는 식 (I-13)을 다소 변형하여 실질임금 대신 실질임금의 변화율이 보다 적합할 것이다.

### 3. 경제활동참가율의 추정

#### 가. 추정상의 문제점

위의 식 (I-13)을 중심으로 여성의 경제활동참가율을 추정하되, 연령 대별로 추정에 포함되는 설명변수를 유연하게 조정하기로 한다. 추정 결과 설명변수의 통계적 유의성이 없는 경우가 다수 발견된다. 이와 같은 경우 포함되는 변수의 조정이 불가피하나 비근로소득에 관련된 설명변수(구체적으로 전기의 경제활동참가율 및 GDP 성장률)는 통계적 유의성 여부와 관계없이 가능한 예측모형에 포함한다. 이는 비근로소득은 추정식에 설명변수로 명확하게 나타나 있으며, 연령대와 상관없이 모든 경우에 적용되기 때문이다. 그러나 집단의 관찰 가능한 특성  $\bar{A}$ 에 속한 설명변수에 대해서는 통계적 유의성이 있는 경우만 예측에 포함시키도록 한다. 일반적으로 집단의 연령대에 따라 경제활동참가율에 영향을 미치는 설명변수는 달라질 것이다.

더불어 연령계층별 경제활동참가율을 추정하기 전에 여성 전체의 경제활동참가율을 전망하고 이를 연령계층별 경제활동참가율의 추정에 활용하도록 한다. 이는 연령계층별 경제활동참가율의 범위를 통제하는 효과가 있다. 이러한 장점에 대해 여성 전체의 경제활동참가율이 다른 설명변수의 설명력을 가져갈 위험성이 있다. 예를 들어, GDP 성장률이 모든 계층의 경제활동참가율에 영향을 미친다고 하자. 이때 여성 전체 경제활동참가율의 전망치를 이용하여 연령계층의 경제활동참가율을 추정하는 것은 GDP가 연령계층의 경제활동에 미치는 설명력의 일부 또는 전부를 빼

있는 결과가 된다. 그러므로 여성 전체 경제활동참가율을 사용하는 것은 다른 설명변수의 설명력이 매우 약하여 유의한 전망치를 얻을 수 없을 경우로 제한한다.

여성 전체 경제활동참가율의 전망치를 연령계층의 경제활동참가율 예측에 사용하는 것은 또 다른 충동을 불러일으킨다. 여성 전체의 경제활동참가율은 연령대별 경제활동참가율의 가중 평균치(weighted average)이다. 따라서 최초에 전망된 여성 전체의 경제활동참가율과 추후 연령대별 경제활동참가율의 전망치를 가중 평균하여 얻어지는 여성 전체의 경제활동참가율이 서로 다를 가능성이 높다. 이 문제는 여성 전체의 경제활동참가율과 연령계층별 경제활동참가율을 동시에 결정하는 연립방정식을 추정함으로써 근본적으로 해결될 수 있으나 여기에서는 표본의 부족 및 추정이 불가능한 방법론의 어려움이 있다.<sup>7)</sup> 이에 대한 보완책으로 최초에 추정된 여성 전체의 경제활동참가율에 중심을 둔다면 두 추정치가 일치하도록 조정계수를 사후 추정된 경제활동참가율에 적용시키는 것이 바람직하다. 반대로 최초의 여성 경제활동참가율 전망치를 정확한 경제활동참가율의 추정을 위한 초기 값으로 간주한다면 연령계층별 전망치를 가중 평균하여 구해지는 사후적 경제활동참가율이 더욱 중요시될 것이다.

실질임금의 변화도 문제시된다. 앞의 논의와 같이 실질임금과 경제성장률은 밀접한 상관관계를 지니고 있으며, 실질임금의 추정시에도 경제성장률이 유일한 설명변수로 포함되었다. 그 결과 실질임금상승률과 경제성장률을 설명변수로 함께 포함시킬 경우 다중공선성이 발생할 우려도 있다. 따라서 여기에서는 실질임금이나 실질임금 상승률보다는 GDP 또는 GDP 성장률을 사용하도록 한다. 마지막으로 추정에 사용된 자료는 1981년에서 2000년까지의 경제활동조사의 연간 데이터를 사용하였으며, 추정의 종속변수는 식 (2-13)에서의  $\log\left(\frac{E_G}{1-E_G}\right)$  ( $= LE_G$ )이다.

7) 동시에 추정하기 위해서는 11개의 방정식을 추정하여야 한다. 이는 1989년에서 2000년까지의 연간 시계열만 가지고 있는 데이터의 한계로 인해 거의 불가능하다.

### 나. 여성 전체의 경제활동참가율 추정

여성의 경제활동참가율은 1963년 이래 지속적으로 늘어나고 있는 형상을 보이고 있다. 비록 1980년대 초반의 데이터의 불연속성 문제로 인해 일시적인 하락 현상을 발견할 수 있고, 1997년 말의 외환위기로 인해 여성의 경제활동참가율이 크게 낮아졌지만 장기적으로는 여성의 경제활동참가율은 계속 늘어날 것이라고 기대된다. 이처럼 여성의 경제활동참가율이 증가하는 것은 여성의 경제적 욕구 증대, 보육서비스의 확대 등과 같은 요인과 함께 완만하게 감소하고 있는 성차별의 완화, 그리고 실질임금의 증가가 여성의 경제활동 증가에 큰 기여를 한 것으로 여겨진다.

여성 경제활동참가율의 증가는 과거와 같이 영속적으로 계속될 수는 없으며, 이미 1990년대에는 대부분의 연령 계층에서 경제활동참가율이 안정적인 모습을 보이고 있다. 따라서 과거의 데이터를 이용한 여성 경제활동참가율의 추정은 한계를 지니게 된다. 이러한 문제를 해소하는 방법은 첫 번째로 추정의 대상 기간을 조정하는 방법이 있고, 두 번째로는 순수한 외생변수만을 이용하여 추정하는 방법이다. 여기에서는 자료의 제약으로 인해 분석 기간을 변경하기는 어려우며, 따라서 가능한 외생적 설명변수를 활용하여 여성의 경제활동참가율이 어떻게 변화할 것인지 전망한다.

먼저 여성 전체의 경제활동참가율에 영향을 미치는 변수를 이해하기 위하여 경제성장률, 외환위기 더미, 노동생산성증가율, 여성인구증가율(18~64세), 근로시간 등의 설명변수를 이용하여 여성의 경제활동참가율을 추정하였다.

$$LE_{GF} = 2.01554 - 0.0283 \times \text{외환위기 가변수} + 0.0057 \times \text{경제성장률} \\ - 0.0103 \times \text{근로시간} - 0.2275 \times \text{여성인구증가율} - 0.0009 \times \text{노동생산성증가율}, R^2=0.8914$$

추정식에서 경제성장률과 근로시간만이 5% 수준에서 유의할 뿐 다른 변수들은 유의성이 없는 것으로 추정되었다. 또한 GDP 성장률 대신 여성의 실질임금상승률을 사용하여 추정한 결과도 임금상승률 및 근로시간만이 통계적으로 유의하다. 이러한 추정 결과는 경제성장에 따른 실질임금

의 증가나 근로시간의 단축이 여성의 경제활동을 촉진시킨다는 점을 지적하고 있다. 추정 결과를 이용한 여성의 경제활동참가율의 예측치는 2020년까지 단조 증가하였다가 이후 56.2%의 수준에 머무르는 것으로 나타나고 있다. 그러나 실제로 여성의 경제활동참가율이 이와 같은 모습을 나타낼 것인가의 여부는 명확하지 않다. 향후의 전망치는 여성의 취업이 활발한 선진국과 비교할 때에도 높은 수치이다. 현 단계에서 여성 전체 경제활동참가율의 전망치는 연령대별 예측을 위한 하나의 자료로서의 의의를 지닐 뿐이다.

#### 다. 연령대별 여성 경제활동참가율의 추정 및 전망

연령대별로 여성의 경제활동참가율을 추정한 결과는 <부표 I-1>에 나타나 있다. 이러한 추정 결과와 설명변수의 전망치를 이용하여 연령대별 여성 경제활동참가율의 전망치를 계산할 수 있다<sup>8)</sup>.

장기간 전망의 어려움은 정확한 외생변수의 확보에 있다. 외생변수가 없는 순수한 시계열적 추정방법은 추세가 한쪽 방향으로 계속 나아갈 때 (explosive) 이를 통제할 수 있는 현실적 방법이 제한되어 있다. 이러한 현상은 특히 그동안 지속적으로 증가하여 온 여성의 경제활동참가율에서 현저하다.

여기에서는 추정방법론상의 문제를 해결하고 전망 결과의 객관성을 확보하려는 노력으로 한국개발연구원(KDI)에서 제시한 2020년까지의 장기 GDP(실질)성장률과 통계청에서 발표한 2080년까지의 장기인구추계를 가장 핵심적인 외생변수로 사용하였다.

또한 추정의 대상 기간이 1981년에서 2000년까지의 연간 자료를 활용하기 때문에 표본수가 최대 20개밖에 안 되는 결정적인 애로점이 있었다. 이로 인하여 추정 결과의 신뢰성이 문제시되며, 특히 어떤 변수를 사용하는가에 따라 회귀계수의 값과 유의성(t-값)이 크게 흔들리는 안정성(stability)의 문제가 발생한다. 이러한 어려움을 해결하기 위한 방법의 하

8) 설명변수의 전망치 및 전망 결과에 대한 상세한 내용은 「『국민연금 가입자 추계』(최기홍·금지호·조준행, 2001)를 참조할 수 있다.

나로 여기에서는 사전적으로 실질임금 및 증가율, 근로시간, 노동생산성, 대학 진학률의 장기추이를 예측하고 경우에 따라 이 값들을 설명변수로 활용하였다.

추정 결과를 전망치로 전환시키는 과정에서 많은 어려움이 발생하였다. 추정 결과의 통계적 성격은 매우 만족스러우나 전망치가 상식적 방향을 크게 벗어나는 경우가 자주 발생하였다. 이는 과거의 자료를 가장 알맞게 조합(fitting)시키는 데에만 집중하고, 결과의 의미에 대해서는 가치 중립적인 계량경제학 방법론의 한계를 여실히 드러내고 있다. 1997년의 외환위기 이후 급격하게 변화하는 우리나라의 노동시장 환경 아래에서 과거의 자료들은 노동시장의 구조적 변화, 특히 구조적 실업의 위험성을 정확하게 반영하지 못함은 불문가지이다. 따라서 실업률 및 경제활동참가율의 추정에 있어서 객관적인 통계적 유의성만큼 주관적인 판단과 전망을 중시하였고, 그 결과 추정 결과의 통계적 유의성을 희생하는 경우도 다수 있었다.

<부표 1-1> 연령계층별 여성 경제활동참가율의 추정 결과

	추정 결과	R-square 및 비고
18~19	$-0.2936 * \text{dummy} - 0.1762 * LE_{F18}(t-1) - 0.0059 * GDP$ $- 0.0101 * CAR_F$	$R^2=0.979$
20~24	$0.0856 - 0.1056 * \text{dummy} + 0.8837 * LE_{F20}(t-1)$	$R^2=0.8951$
25~29	$2.6943 + 0.1119 * \text{dummy} + 0.0116 * GDP(t-1)$ $- 0.0162 * H_w + 0.0077 * CAR_F$	$R^2=0.8930$
30~34	$2,1063 - 0.0337 * \text{dummy} + 0.0111 * GDP$ $- 0.0108 * H_w$	$R^2=0.6618$
35~39	$0.0764 - 0.0308 * \text{dummy} + 0.8432 * LE_{F35}(t-1)$ $- 0.0017 * GDP$	$R^2=0.7513$
40~44	$0.1363 - 0.0801 * \text{dummy} + 0.8415 * LE_{F40}(t-1)$ $- 0.0051 * GDP(t-1)$	$R^2=0.7513$
45~49	$-0.5818 - 0.0584 * \text{dummy} + 0.0216 * LE_{GF}$ $- 0.0061 * GDP$	$R^2=0.5964$
50~54	$-1.1605 - 0.1002 * \text{dummy} + 0.0295 * LE_{GF}$ $- 0.0101 * GDP + 1.1157 * W_F + 0.0092 * \beta_L$	$R^2=0.7829$
55~59	$0.0834 - 0.0914 * \text{dummy} + 0.8831 * LE_{F55}(t-1)$ $- 0.0056 * \beta_L$	$R^2=0.7342$
60~64	$-0.0166 - 0.0147 * \text{dummy} + 0.9530 * LE_{F55}(t-1)$ $+ 0.0036 * GDP$	$R^2=0.9090$

주: 여성인구증가율은 18~64세 여성의 인구증가율임.

$LE_x(t-1)$ : 전기의 경제활동참가 ( $= \log(\frac{E_p}{1-E_p})$ )

$LE_{GF}$ : 여성 전체의 경제활동참가       $GDP$ : 경제성장률

$CAR_F$ : 여성의 대학 진학률

$H_w$ : 근로시간

$W_F$ : 여성의 실질임금상승률

$\beta_L$ : 노동생산성증가율

dummy: 외환위기 가변수

## 부록 II

### 실업률 전망

#### 1. 실업률의 결정모형

먼저 장기적인 균형실업률(long-run equilibrium unemployment rate)  $u^*$ 가 존재하고, 이 실업률은 변수들의 벡터  $X$ 에 의해 결정된다고 가정하자. 이때 실질임금 증가, 노동조합 가입률, 실업급여의 지급률(replacement rate), 이직률 등이  $X$ 에 포함될 수 있다.

$$u^* = u^*(X) \cdots \cdots \cdots (\text{II-1})$$

그러나 단기적으로는 실제 실업률이 장기균형실업률과 항상 일치하는 것은 아니다. 실제 실업률과 장기균형실업률의 관계는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$u = u^*(X) + (u - u^*(X)) \cdots \cdots \cdots (\text{II-2})$$

자연실업률(natural rate of unemployment)이라고 할 수 있는  $u^*$ 의 추정에는 크게 두 가지 방법이 있다. 하나는 필립스곡선(Phillips curve)의 접근방법이고, 다른 하나는 equilibrium approach이다. 필립스곡선의 접근방법은 실질임금이 비정상적으로 낮을 때 고용수준이 높아져 실업률은 균형실업률 밑으로 떨어지고 그 결과 실질임금의 증가율이 높아지는 관계를 설명한 것이다. 필립스곡선을 수식으로 표시하면 다음과 같다.

$$\Delta w - \Delta p^e = g^* - \gamma(u - f(Z)) \dots \dots \dots (\text{II-3})$$

여기에서  $w$  와  $p^e$ 는 명목임금과 기대가격의 log값이고,  $g^*$ 는 근로자가 인지하는 실질임금의 증가율이다. 또한  $Z$ 는  $X$ 에서  $g^*$ 와  $g$ (실질임금의 실제 증가율)을 제외한 변수들이다. 식 (II-3)에서  $u$ 를 계산하면

$$u = f(Z) + \frac{1}{\gamma} (g^* - (\Delta w - \Delta p^e)) \dots \dots \dots (\text{II-4})$$

실질임금증가율이 기대된 추세와 동일하다면 즉,  $g = \Delta w - \Delta p^e$ 이면, 우리는 장기균형실업률  $u^*$ 를 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$u^* = f(Z) + \frac{1}{\gamma} (g^* - g) \dots \dots \dots (\text{II-5})$$

이러한 필립스곡선의 접근방법에 대해 equilibrium approach는 근로자들이 미래에 대해 불확실성을 지니기 때문에 실제실업률과 균형실업률의 차이가 발생한다고 지적한다. 단기적으로 근로자들은 실질임금이 추세선 이상이라고 잘못 판단하여 노동공급을 늘리게 됨에 따라 실제실업률이 균형실업률보다 낮아지는 현상이 일어난다. 근로자들이 실질임금이 정확하게 인지한다면 실업률은 언제나 균형실업률과 일치하게 된다. 그러나 실제가격이 기대가격을 초과( $p - p^e > 0$ ) 하여 근로자가 인지하는 실질임금이 실제실질임금보다 높으면 노동공급은 균형실업률하의 노동공급을 넘어서게 된다. 그 결과 단기적으로 실제실업률과 장기균형실업률과의 괴리가 생성되며, 이를 식으로 표시하면 유명한 ‘루카스 공급곡선(Lucas supply curve)’이 된다.

$$u = u^* + \beta(p - p^e) \dots \dots \dots (\text{II-6})$$

여기에서 오른쪽 두 번째 항은 기대하지 못한 가격충격(unexpected price shock)이 실업률에 미치는 영향을 나타낸다.

식 (II-6)은 식 (II-5)와 매우 유사하다. 식 (II-5)에서  $u = f(Z)$ ,  $g^* =$

$\Delta w - \Delta p$ 라고 하면 식 (2-5)는 다음과 같이 정리된다.

$$u = u^* - \frac{1}{\gamma}(\Delta p^e - \Delta p) = u^* + \frac{1}{\gamma}(p - p^e) \dots \dots \dots (\text{II-7})$$

이처럼 두 접근방법의 추정식 형태는 서로 비슷하나 단지 변수들간 영향력의 방향이 다르다. 필립스곡선에서는 실업률의 변화가 실질임금에 영향을 미치는 equilibrium approach에서는 반대로 실질임금의 변화가 실업률에 영향을 준다.

식 (II-5)의 장기균형실업률 추정에 있어서 가장 중요한 것은  $f(Z)$ 에 어떤 변수들을 어떤 방식으로 포함시키는가의 문제이다. 그동안 수많은 필립스곡선 추정이 이루어져 왔으나 그 결과들은 서로 다른 경우가 많으며 추정 결과가 불안정한 것이 일반적이었다. 이러한 주요 원인으로  $Z$ 에 포함되는 변수들의 차이가 지적된다. 또한 기대가격의 log값  $p^e$ 를 어떻게 설정하는가도 문제시되며, 연구자에 따라 다양한 설정(specification)을 하고 있다. 예를 들어, 한진수(1994)는 식 (II-5)를 다음과 같이 설정하여 장기균형실업률을 추정하였다.

$$\Delta p_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_t + \alpha_2 \Delta \ln M_t + \alpha_3 \Delta \ln Q_t + \alpha_4 S_t + \varepsilon_t$$

여기에서  $\Delta p$ 는 물가상승률,  $u$ 는 실업률,  $M$ 은 원자재수입물가지수,  $X$ 는 대미달러환율,  $Q$ 는 노동생산성( $GNP$ /취업자수),  $S$ 는 근로자의 이직률을 의미한다.

이에 대해 장동구(1997)는 자연실업률이 임의행보(random walk)를 가진다는 가정하에 다음과 같이 모형을 설정, 추정하였다.

$$\Delta p_t = \sum_{i=1}^C \beta_{t-i} (u_{t-i} - u_t^*) + \sum_{i=1}^K \gamma_i B^i \Delta p_t + \varepsilon_t$$

$$u_t^* = \mu_u + u_{t-1}^* + e_t$$

여기에서  $u_t$ 는 비농가실업률,  $B^i$ 는 후방연산자(lag operator),  $p_t$ 는 로그 1차 difference의 형태로 계산한 소비자물가상승률을 의미한다.

또한 Lilien(1982)은 산업구조의 변화가 부문별 실업률에 영향을 미치고 이는 다시 전체 실업률을 변화시킨다는 전제 아래 다음과 같은 실업률의 추정모형을 설정하였다.

$$u_t = a_0 + a_1 u_{t-1} + a_2 t + a_3 \sigma + \sum_{i=0}^K \beta_i DMR_{t-1} + \varepsilon_t$$

$t$ 는 time trend를,  $\sigma$ 는 고용변화의 정도를 나타내는 지수로 산업별 고용증가율의 가중 평균치를 나타내며,  $DMR$ 은 예상치 못한 화폐증가율을 의미한다. 만약 지수  $\sigma$ 가 실업률의 함수로 표시된다면( $\sigma = \beta_0 + \beta_1 u_t + \beta_2 u_{t-1} + e_t$ ), 실업률은 실업률과 지수  $\sigma$ 의 연립방정식을 추정함으로써 얻어진다.

이상과 같이 동일한 자연실업률을 추정하는 경우에도 추정모형과 사용되는 설명변수가 다르며, 그 결과도 상이하게 나타나고 있다. 2080년까지의 실업률 장기추세를 추정하려는 목적을 지닌 이 보고서에서는 추정을 위해 식 (II-5)의  $u^*$ 은  $Z$ 와 실질임금상승률의 선형함수로 표시된다고 가정한다.

$$u_i^* = Z_i \beta + \frac{1}{\gamma} (g^* - g) + \varepsilon_i \dots \dots \dots (II-8)$$

여기에서  $\varepsilon_i$ 는 임의행보(random walk)를 하는 오차항(error component)이다. 이 모형에서 장기균형실업률에 영향을 미치는  $Z$ 에 포함될 변수를 선정하기 위해 실업률의 정의를 이용하도록 하자. 부록 I의 논의와 동일하게 실업률은 15세 이상 경제활동인구 중 실업자가 차지하는 비율로 15세 이상 경제활동인구( $P_A$ )는 다시 15세 이상 인구( $P_{15}$ )와 경제활동참가율( $E$ )의 곱으로 표시된다.<sup>9)</sup>

$$P_A = E \times P_{15} \dots \dots \dots (II-9)$$

---

9) 군인, 전투경찰, 교도소 및 소년원 재소자, 그리고 외국인인 15세 이상 인구에서 제외된다.

또한, 국내총생산(GDP)은 시간당 노동생산성( $\beta_L$ )에 총근로시간( $T_h$ )을 곱한 형태로 표시될 수 있으며, 총근로시간은 다시 취업자수( $N_w$ )와 근로자 1인당 연평균 근로시간( $H_w$ )의 곱으로 나타내어진다.

$$\beta_L = \frac{GDP}{T_w} = \frac{GDP}{N_w H_w} \dots\dots\dots(\text{II-10})$$

식 (II-9)와 식 (II-10)을 정리하면 실업률  $u$ 는 다음의 식 (II-11)으로 간략하게 표시될 수 있다.

$$u = 1 - \frac{N_w}{P_A} = 1 - \frac{GDP}{\beta_L E H_w P_{15}} \dots\dots\dots(\text{II-11})$$

다른 변수의 값이 일정하다면 실업률은 국내총생산(GDP)이 증가함에 낮아지고, 시간당 노동생산성( $\beta_L$ )과 경제활동참가율( $E$ ), 그리고 연평균 근로시간( $H_w$ ) 및 15세 이상 인구( $P_{15}$ )의 증가에 따라 같이 늘어나게 된다.

또한 식 (II-11)에 자연대수를 취하고 이를 미분하면 다음의 식 (II-12)를 구하게 된다.

$$\frac{\frac{\partial u}{1-u=1}}{\beta_L} \partial \beta_L + \frac{1}{E} \partial E + \frac{1}{H_w} \partial H_w + \frac{1}{P_{15}} \partial P_{15} - \frac{1}{GDP} \partial GDP \dots\dots\dots(\text{II-12})$$

이 식에서 실업률의 변화는 시간당 노동생산성의 증가율, 경제활동참가율의 추이, 연평균 근로시간의 증감률, 그리고 15세 이상 인구 및 GDP의 증가율의 함수로 나타내어진다. 구체적으로 다른 변수의 값이 일정하다면 실업률은 국내총생산(GDP)의 증가와는 부(-)의 관계에, 그리고 시간당 노동생산성( $\beta_L$ ), 연평균 근로시간( $H_w$ ) 및 15세 이상 인구( $P_{15}$ )의 변화율과는 정(-)의 관계에 있음을 식 (II-12)는 보여준다. 더불어 앞의 논의와 같이 식 (II-11)과 식 (II-12)는 변수들 사이의 관계식일 뿐 형태

방정식이 아니라는 한계가 지적되어야 한다. 이 식들은 실업률에 영향을 미칠 것으로 여겨지는 외생변수의 선정에 활용될 수 있으며, 이러한 관점에서 GDP성장률, 노동생산성, 인구증가율(또는 변화율), 연평균 근로시간을 실업률에 영향을 미치는  $Z$ 에 포함되는 설명변수로 한다.

설명이 필요한 다른 변수는 실질임금의 증가율  $g^*$ 와  $g$ 이다. 실질시장임금은 그 자체로 실업률에 영향을 주는 것이 아니라 근로자가 인지하는 실질임금과 실제실질임금과의 괴리가 발생할 때 실업률에 단기적인 영향을 미치게 된다. 이러한 괴리가 발생하는 주요 원인으로 흔히들 통화량의 변화와 이에 따른 가격변동이 언급된다. 그러나 이 모형에서는 통화량 및 가격의 장기 전망이 매우 어렵고, 통화량과 가격변화의 대리변수로 과거의 실업률을 사용한다.<sup>10)</sup> 과거 통화량의 흐름은 물가상승률 및 실업률에 영향을 미칠 것이다. 통화량 변화의 영향력은 단발적인 것이 아니고 Lilien의 모형과 같이 장기간에 걸쳐 나타난다. 이러한 측면에서 과거의 실업률은 현재의 실업률에 영향을 미칠 것으로 가정된다.

## 2. 여성 실업률의 추정과 전망

### 가. 여성 전체의 실업률 추정

1963년부터 2000년까지의 연간 자료를 사용하여 여성 전체의 실업률을 추정한 결과는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{여성의 실업률} &= 2.3888 + 2.5536 \times \text{외환위기 가변수} - 0.0402 \\ &\quad \times \text{경제성장률} \\ \text{AR}(1) &= 0.7979. \\ \text{Adjusted R-square} &: 0.834 \end{aligned}$$

10) 우리나라에서 재화 및 서비스 가격 변동이 실업률에 미치는 영향은 장동구(1997) 등의 연구 결과에서 증명되고 있다.

### 나. 연령계층별 실업률의 추정

연령계층별 실업률 추이를 살펴보면 20대까지의 젊은 층을 제외하고 대부분 매우 안정적인 변화를 보이고 있다. 특히 중·고령 여성은 실직하더라도 실업보다는 비경제활동상태에 남아 있는 경우가 많으며, 실업을 거치지 않고 비경제활동에서 취업으로 곧장 이동하는 비율이 남성보다 높은 것으로 여겨진다.

연령대별 실업률의 추정에 있어 가장 어려운 점은 데이터의 한계이다. 경제활동참가율과 마찬가지로 1981년 이후부터의 연간 자료만 추정에 활용할 수 있으며, 특히 18~19세의 연령층은 1987년 이후의 자료만이 확보되어 있다. 이러한 한계로 인해 연령별 실업률의 추정과 예측에서 여성 전체의 실업률 사이의 밀접한 관계를 활용하도록 한다. 여성의 연령계층별로 실업률을 추정한 결과는 <표 II-1>에 나타나 있으며, 이는 통계적으로 적어도 10% 수준에서 유의한 설명변수만을 이용하여 추정한 결과이다. <표 II-1>에서  $u_F$ 은 여성 전체 실업률을 표시하며,  $AC_F$ 는 여성의 대학입학률을,  $P_F$ 은 여성의 인구증가율,  $W_{RF}$ 는 여성의 실질 임금증가율을 의미한다.

경제활동참가율과 마찬가지로 연령대별 여성 실업률의 전망은 추정식에 사용된 외생변수의 전망치를 이용하였다. 추정 결과를 평가하면 경제활동참가율의 경우와 마찬가지로 실업률의 장기 추세를 설명할 수 있는 외생변수의 확보에 애로가 있었다. 특히 필립스곡선과 같은 거시경제이론에 의하면 통화량의 갑작스러운 변화에 따른 예상치 못한 가격변동(또는 실질임금)이 실업률의 단기적 변화에 중요한 영향을 주는 것으로 설명된다. 그러나 현실적으로 예상치 못한 가격변동이나 통화량 변화를 장기간 전망하기 매우 어렵기 때문에 이에 과거의 실업률이 이를 설명한다는 가정을 도입하였다. 추정의 핵심 설명변수로 KDI에서 제시한 2020년까지의 장기 GDP (실질)성장률과 통계청에서 발표한 2080년까지의 장기인구 추계가 가장 적합하다고 판단하여 외생변수로 사용하였다. 또한 추정의 대상 기간이 1981년에서 2000년까지의 연간 자료를 활용하기 때문에 표본수가 최대 20개에 불과한 데에서 발생하는 문제 해결을 위해, 통제 목

적으로 예측된 실질임금 및 그 증가율, 근로시간, 노동생산성증가율, 대학 진학률, 인구증가율 등을 설명변수로 활용하였다.

<부표 11-1> 연령계층별 실업률의 추정 결과: 여성

	추정 결과	R-square 및 비교
18~19	$5.3380 + 2.5739* u_F - 0.0347* AC_F$ , MA(1)=-0.8987	R <sup>2</sup> =0.9697
20~24	$2.6660 + 1.7142* u_F - 38.2203* P_F$ , MA(1)=0.5190	R <sup>2</sup> =0.9755
25~29	$1.2715 + 1.0612* u_F - 80.8267* P_F$ , MA(1)=0.3973	R <sup>2</sup> =0.9568
30~34	$-0.6870 + 1.0817* u_F - 36.7842* P_F + 3.3573* W_{RF}$	R <sup>2</sup> =0.9812
35~39	$-0.6016 + 1.0201* u_F - 36.5527* P_F + 2.1339* W_{RF}$ , MA(1)=0.6222	R <sup>2</sup> =0.9866
40~44	$-0.4129 + 1.0410* u_F - 51.7396* P_F + 2.7059* W_{RF}$ , MA(1)=0.4809	R <sup>2</sup> =0.9764
45~49	$-0.6406 + 0.8796* u_F - 35.2334* P_F + 1.9037* W_{RF}$	R <sup>2</sup> =0.9793
50~54	$-0.4770 + 0.8332* u_F - 40.0820* P_F$	R <sup>2</sup> =0.9799
55~59	$-0.5237 + 0.5788* u_F - 25.4625* P_F + 3.0891* W_{RF}$ , MA(1)=0.6042	R <sup>2</sup> =0.9539
60~64	$-0.0096 + 0.3491* u_F - 27.5042* P_F$	R <sup>2</sup> =0.8879

주: 여성인구 증가율은 18~64세 여성의 인구증가율이며, 모든 설명변수들이 적어도 10%수준에서 유의함

$u_F$ : 여성전체 실업률

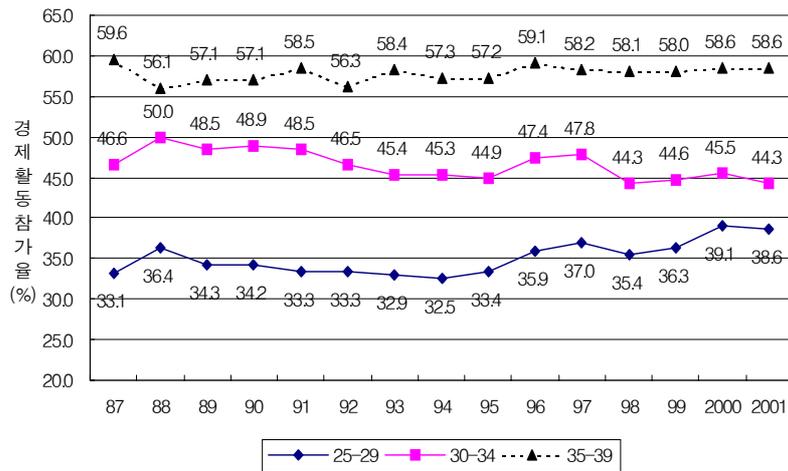
$AC_F$ : 여성의 대학입학률

$P_F$ : 여성의 인구증가율

$W_{RF}$ : 여성의 실질임금증가율

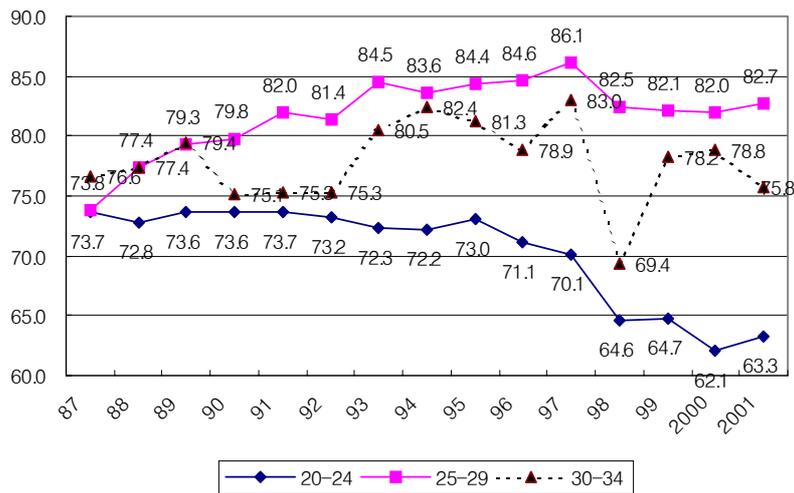
<부도>

[부도 1] 기혼여성의 경제활동참가율 추이(이혼, 사별 등 제외): 각년 9월 기준



자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 원자료.

[부도 2] 미혼여성의 경제활동참가율 추이: 각년 9월 기준



자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 원자료.

<부표>

<부표 1> 여성 실업자의 특성별 분포와 추이 1: 매년 9월 기준

(단위: %)

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
<b>학력별</b>										
초등졸 이하	3.7	6.6	9.4	10.0	6.6	7.5	15.2	14.9	12.8	11.6
중졸	12.9	11.3	14.7	9.9	14.4	11.5	19.4	15.6	15.5	12.5
고졸	61.7	57.9	51.9	59.4	53.2	56.9	47.2	50.0	52.2	52.3
전문대졸	8.7	9.9	10.6	11.2	12.2	10.3	9.6	11.8	12.1	14.2
대졸 이상	13.0	14.4	13.4	9.6	13.7	13.7	8.6	7.7	7.5	9.4
<b>연령대별</b>										
15~19세	17.7	14.4	13.8	14.4	11.8	7.1	7.9	7.0	7.8	7.5
20~24세	46.0	49.7	42.6	42.3	38.7	37.4	22.8	24.5	22.2	29.9
25~29세	15.6	12.4	13.7	12.2	19.1	17.1	13.8	11.8	13.3	11.6
30~39세	12.6	11.3	14.9	15.5	16.7	16.4	23.9	24.5	25.1	18.0
40~49세	6.3	8.5	10.1	8.7	7.4	15.7	19.8	20.2	21.2	22.1
50~59세	1.8	3.4	4.3	4.9	4.6	4.2	8.9	8.7	7.8	7.8
60세 이상	0.0	0.2	0.6	2.0	1.8	2.2	2.9	3.3	2.5	3.0
<b>가구주와의 관계</b>										
가구주	18.8	19.0	20.0	19.6	22.0	18.2	18.0	21.1	19.8	27.7
배우자	16.8	15.2	20.8	22.3	20.1	28.6	42.3	38.8	42.2	30.9
미혼자녀	49.5	49.3	41.7	41.7	40.9	40.6	29.9	30.0	30.6	32.9
기타	15.0	16.4	17.5	16.4	17.0	12.6	9.9	10.1	7.5	8.5
<b>전 직장의 이직사유</b>										
① 신규설업	44.4	42.8	48.4	46.5	42.7	44.6	12.0	16.4	24.9	24.6
② 보수·환경불만	25.4	31.1	23.0	32.9	34.4	28.6	5.1	7.8	7.1	7.7
③ 장래성	12.2	7.1	9.3	7.8	7.3	5.5	0.3	0.3	1.2	0.0
④ 폐업·해고	9.9	9.9	6.7	7.6	7.2	9.1	16.1	23.4	23.3	23.3
⑤ 정년퇴직	0.0	0.0	0.0	0.3	0.0	0.0	13.6	1.8	4.3	6.2
⑥ 자기사업	1.5	2.2	2.5	1.6	2.3	2.0	17.1	5.8	2.3	2.8
⑦ 사업부진	2.5	3.1	6.1	2.2	3.3	4.6	6.5	19.1	14.4	14.3
⑧ 결혼·육아	-	-	-	-	-	0.6	26.4	23.3	20.3	19.4
⑨ 기타	4.0	3.9	4.1	1.2	2.9	5.0	3.0	2.2	2.4	1.8

주: 1998년 이후 '전 직장의 이직사유'는 ① 개인·가족적 이유로 ② 건강 ③ 정년퇴직 ④ 작업여건 불만족 ⑤ 휴·폐업 ⑥ 명예·조기퇴직·정리해고 ⑦ 임시적·계절적 일의 완료 ⑧ 일거리가 없어서 ⑨ 기타로 바뀌었다.  
 자료: 통계청, 「경제활동인구조사 원자료」.

&lt;부표 2&gt; 여성 실업자의 특성별 분포와 추이 II: 매년 9월 기준

(단위: %)

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
전직의 종사상 지위										
고용주	1.9	1.7	3.2	1.9	4.9	4.7	1.7	0.8	1.2	1.9
자영자	3.9	3.4	8.9	3.5	4.8	4.8	8.6	7.1	6.5	9.0
무급가족종사자	2.4	0.5	2.5	1.1	1.2	0.7	2.4	3.3	2.7	5.6
상용직	27.6	33.9	23.1	29.7	22.2	19.1	14.7	8.7	12.2	13.9
임시직	52.2	51.3	50.7	54.0	58.3	55.0	44.5	41.8	38.5	39.3
일용직	12.0	9.2	11.7	9.9	8.6	15.7	28.2	38.4	39.0	30.3
전직의 산업										
농림수산업	-	0.5	1.2	0.6	0.0	0.9	1.2	0.5	1.4	1.3
광업	-	0.0	0.5	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
제조업	-	26.0	23.9	25.2	18.4	22.5	21.6	16.7	19.5	20.2
건설업	-	5.2	4.0	3.7	5.1	4.5	4.2	4.2	2.0	1.4
도소매/숙박음식	-	39.9	45.5	40.3	47.3	43.0	45.5	41.8	40.2	41.1
수도·운수·금융	-	6.1	2.4	7.5	6.0	3.6	5.5	5.1	7.6	5.0
기타 서비스업	-	22.3	22.6	22.6	23.3	25.6	22.0	31.7	29.2	31.1
전직의 직종										
관리 및 (준)전문	-	14.4	12.8	7.4	15.2	20.2	9.5	8.9	9.1	31.8
사무직	-	31.8	31.7	39.3	27.9	23.1	15.8	15.8	17.9	26.1
서비스·판매직	-	30.0	35.7	32.1	40.3	32.5	44.1	44.1	42.4	16.9
농림어업	-	0.0	1.2	0.6	0.0	0.9	0.1	0.3	0.8	0.6
기능/조립직	-	14.4	12.6	10.3	10.2	9.8	12.4	6.7	9.3	10.0
단순근로	-	9.4	5.9	10.3	6.4	13.5	18.0	24.2	20.6	14.7

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 원자료.

<부표 3> 실업자 중 여성 실업자의 비중과 추이 1 : 매년 9월 기준

(단위 : %)

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
전 체	32.3	31.8	30.5	33.4	28.6	36.1	32.4	32.7	34.2	34.1
학력별										
초등졸 이하	22.3	33.1	37.4	36.3	35.6	37.7	44.9	43.7	39.7	39.5
중졸	25.9	27.7	29.4	31.8	30.9	32.9	35.7	30.1	30.8	35.2
고졸	34.6	33.9	31.1	34.3	27.6	37.3	30.0	31.8	35.7	34.7
전문대졸	43.3	39.9	38.6	41.9	36.4	40.6	39.7	41.7	40.5	39.8
대졸 이상	29.3	24.4	22.9	23.0	23.4	31.4	22.1	22.2	21.8	22.5
연령대별										
15~19세	48.5	50.0	49.7	61.2	51.6	42.1	49.2	43.8	44.2	40.3
20~24세	48.3	46.7	50.6	48.1	40.3	53.0	47.4	51.2	47.4	52.5
25~29세	22.3	17.2	16.3	21.7	22.0	26.5	24.3	21.5	26.7	21.5
30~39세	21.3	19.0	19.0	21.7	21.5	26.7	29.5	34.1	34.1	29.0
40~49세	21.8	30.2	27.4	25.3	19.4	43.8	32.7	31.7	35.5	35.7
50~59세	11.0	18.9	33.0	24.2	21.7	21.3	24.7	23.1	22.3	28.9
60세 이상	0.0	13.7	14.9	31.4	24.9	27.5	28.3	23.8	25.8	24.4
가구주와의 관계										
가구주	16.3	17.4	16.2	17.4	17.0	19.6	12.8	15.3	16.5	22.0
배우자	70.6	61.5	67.9	68.6	68.9	68.5	78.9	76.8	71.7	67.0
미혼자녀	39.5	36.8	33.6	35.9	30.0	38.6	35.4	34.3	35.9	34.0
기타	33.4	34.9	24.8	42.8	31.1	34.3	32.4	33.9	25.9	35.1
전 직장의 이직사유										
① 신규실업	35.4	32.7	37.0	42.2	33.7	40.3	44.8	46.6	52.2	46.0
② 보수·환경불만	39.1	39.4	26.2	40.0	33.2	44.0	42.7	56.3	37.4	41.3
③ 장래성	32.1	26.4	25.8	24.8	18.3	21.6	28.4	10.4	40.7	0.0
④ 폐업·해고	28.6	30.7	39.3	29.9	26.9	29.2	40.0	37.2	32.6	34.0
⑤ 정년퇴직	0.0	0.0	0.0	39.6	0.0	0.0	29.7	9.9	29.4	33.8
⑥ 자기사업	11.0	25.1	17.7	9.3	17.8	19.0	27.7	17.7	14.5	18.5
⑦ 사업부진	13.6	12.2	20.1	10.2	13.2	24.5	32.4	38.1	41.1	43.1
⑧ 결혼·육아	-	-	-	-	-	100.0	22.4	23.3	22.5	26.1
⑨ 기타	29.4	34.2	33.6	9.9	20.5	36.3	54.8	53.1	41.2	24.4

주: 1998년 이후 '전 직장의 이직사유'는 ① 개인·가족적 이유로 ② 건강 ③ 정년퇴직 ④ 작업여건 불만족 ⑤ 휴·폐업 ⑥ 명예·조기퇴직·정리해고 ⑦ 임시적·계절적 일의 완료 ⑧ 일거리가 없어서 ⑨ 기타로 바뀌었다.

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 원자료.

&lt;부표 4&gt; 실업자 중 여성 실업자의 비중과 추이 II: 매년 9월 기준

(단위: %)

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
전 체	32.3	31.8	30.5	33.4	28.6	36.1	32.4	32.7	34.2	34.1
전직의 종사상 지위										
고용주	12.7	5.9	15.2	7.2	13.3	27.5	9.0	6.8	9.6	14.3
자영자	10.7	11.2	18.9	12.4	17.1	18.4	28.5	23.9	24.4	29.6
무급가족종사자	56.5	24.4	66.0	32.5	46.4	31.6	56.7	47.0	40.7	64.0
상용직	25.9	32.1	19.3	25.6	17.9	27.3	19.9	16.9	23.1	25.9
임시직	42.8	44.7	36.0	39.8	38.4	44.2	41.1	39.4	36.6	38.1
일용직	25.8	22.8	23.2	21.8	18.6	26.2	29.5	33.9	39.5	36.8
전직의 산업										
농림수산업	-	21.8	38.3	18.5	0.0	33.3	34.7	12.6	35.6	24.3
광업	-	0.0	22.7	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
제조업	-	28.8	20.2	26.4	18.6	31.2	28.2	28.8	30.9	39.0
건설업	-	10.3	7.4	6.4	8.2	10.0	5.5	7.3	4.2	3.6
도소매/숙박음식	-	37.8	36.5	33.9	33.4	41.2	45.5	40.3	43.6	42.9
수도·운수·금융	-	26.4	9.0	30.2	21.9	17.2	23.5	21.8	29.5	21.9
기타 서비스업	-	45.9	41.9	42.5	41.7	46.4	44.0	43.7	42.5	41.1
전직의 직종										
관리 및 (준)전문	-	31.0	27.6	15.9	24.7	38.9	20.6	23.6	25.2	42.6
사무직	-	56.0	50.3	57.2	48.2	57.9	47.5	48.1	46.9	52.2
서비스·판매직	-	36.7	36.2	38.4	38.4	42.6	56.2	53.0	54.8	44.5
농림어업	-	0.0	70.8	48.2	0.0	30.5	7.5	14.0	31.8	16.3
기능/조립직	-	14.1	9.7	9.4	8.5	12.0	11.0	7.6	11.2	14.3
단순근로	-	28.5	13.9	22.7	15.0	28.6	30.0	31.7	31.9	26.4

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 원자료.

<부표 5> 정보통신산업의 분류

KSIC	내 용
	정보통신기기
300	사무계산 회계용 기기제조업
321	전자관 및 기타 전자부품제조업
322	통신방송장비
323	방송수신기
	통신 및 방송서비스
642	전기통신업
921	영화, 방송 및 기타공연관련 산업
	소프트웨어
721	컴퓨터설비자문업
722	소프트웨어자문업
723	자료처리업
724	데이터베이스업
729	기타정보처리 및 컴퓨터운영관련업

<부표 6> 정보통신 직업의 분류

직 종	직 업
컴퓨터 전문직	2131 컴퓨터시스템 설계가 및 분석가
	2132 컴퓨터 프로그래머
	2139 달리 분류되지 않은 컴퓨터 전문가
중저급 컴퓨터 관련직	3121 컴퓨터 보조원
	3122 컴퓨터 조작원
	4112 워드프로세서 및 관련 조작원
	4113 자료입력기조작원
	4114 계산기조작원
전자 및 통신 기술직	2144 전자 및 통신 기술자
	3114 전자 및 전기통신공학 기술공
생산, 조직 및 정비직	7242 전자설비원
	7243 전자정비원 및 수리원
	7244 전신, 전화설치원 서비스원
	7245 전기배선원, 수리원 및 케이블접속원
	3132 방송 및 전기통신장비 조작원
	8283 전자장비조립원
기타 정보통신관련직 및 관리직	1226 운수, 창고 및 통신업 생산부서관리자
	1227 사업서비스업 생산부서 관리자
	1236 전산업무부서 관리자
	1316 운수, 창고 및 통신업 종합관리자
	1317 사업서비스업 종합관리자
	2432 사서 및 관련 정보전문가

&lt;부표 7&gt; 직종 중분류별 남녀 취업자수 비율 (여성/남성)

분 류	전체 근로자			임금근로자		
	1993	1997	2000	1993	1997	2000
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 기능원 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.

&lt;부표 8&gt; 직종 중분류별 상용직 임금근로자의 비중: 2000년 9월

분 류	남 성	여 성	전 체
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 기능원 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: 통계청, 「경제활동인구조사」, 원자료.