

# 한국 노동시장의 구조와 변화

- 노동패널자료 분석을 중심으로 -

방 하 남 編



## 책머리에

지난 30~40년간 경제의 지속적인 고성장 속에서 완전고용 수준의 저실업 노동시장을 유지해 왔던 한국 경제는 1997년 12월 IMF 구제금융체제로 들어가면서 마이너스 성장과 함께 대량실업사태를 맞게 되었고 사회적으로는 노사갈등, 가족해체, 노숙자의 증가 등 심각한 사회문제들을 유발하게 되었다.

사실상 저성장과 고실업의 문제는 1970년대 이후 서구 선진국가들도 이미 겪어 왔던 문제이다. 그러나 제2차 세계대전 이후 정치적 안정과 고성장에 힘입어 실업률이 2~4% 수준에 머무르는 소위 완전고용을 유지해 오던 선진 서구경제는 1970년대 초 오일쇼크 이후 장기적인 경제침체 국면에 들어가면서 실업률이 6~10%에 이르는 장기 고실업 시대를 겪어 왔다. 선진국가들은 오랜 자본주의 발전과정 속에서 나타났던 공황과 대량실업의 문제를 겪으면서 이에 대응할 수 있는 다양한 제도와 정책들을 나름대로 발전시켜 왔다. 반면 한국은 1960년대 이후 고성장과정 속에서 대량실업의 문제를 경험하지 못했기 때문에 실업에 대비한 제도가 미비하였다. 외환위기에서 시작된 기업의 대량부도 사태에 따라 실업률이 갑자기 7~8%를 웃도는 대량실업사태를 겪게 되자 우리 사회는 심각한 경제적·사회적 위기상황을 맞게 된 것이다.

실업은 인적자원의 비효율적 이용에서 비롯되는 경제적 손실만이 아니라 생계형 범죄, 가족해체, 사회구성원의 심리적 이탈 등 다양한 사회문제와 실업자의 집단행동, 노사갈등 등 사회불안을 야기시키면서 우리가 쉽게 숫자로 계산할 수 없는 정치적·사회적 비용을 유발시킨다. 그리고 더

욱 우리를 암울하게 하는 것은 21세기를 맞이하면서 전세계적으로 생산기술의 급속한 발전과 WTO체제의 출범 이후 가속화되는 세계경제의 글로벌화는 실업과 고용안정 문제에 낙관적인 전망을 제시하지 못하고 있다는 것이다. 즉 생산기술의 발전과 자본의 신속한 이동은 세계경제의 상호의존성과 경쟁을 더욱 가속화시키면서 세계화시대의 부작용으로서 고실업과 고용불안이 심각한 문제로 제기되고 있는 것이다.

경제위기와 구조조정과정을 거치면서 노동의 공급과 수요의 양 측면에서 우리 노동시장의 구조와 과정도 심각한 양적·질적 변동을 겪게 되었다. 경제위기와 구조조정이 노동시장이 미친 영향은 경제위기를 전후로 하는 노동시장의 변화를 면밀하게 비교분석해 보는 작업이 필요하며 그러한 분석결과를 가지고 지금까지 정부가 추진해 온 여러 가지 노동시장관련 정책과 대책들에 대한 평가를 내리고 보다 나은 대안을 제시하는 것이 정책연구의 급선무라고 볼 수 있다.

이러한 취지에서 본 보고서는 원내의 연구진들이 제1~2차년도 노동패널자료를 이용하여 최근 한국 노동시장의 구조와 변화를 다양한 측면에서 기술하고 분석한 글들을 하나의 단행본으로 엮은 것이다. 그간 한국 노동시장에 관한 본격적인 미시자료의 분석이 미흡했던 상황에서 나온 본 보고서가 상실의 시대를 살아가는 우리 근로자들의 고용을 안정시키고 삶의 질을 제고시킬 수 있는 효율적인 노동정책의 수립과 실행을 위한 귀중한 지식과 정보를 제공해 줄 수 있을 것으로 기대한다.

2000년 12월

한국노동연구원

원장 李源德

# 목 차

## 총 론

### 제1부 최근의 노동시장 : 고용과 실업

- ① 외환위기 전후의 노동시장 불안정성에 관한 연구 ..... 17  
(금재호·조준모)
- ② 여성 노동시장의 고용구조와 실업 ..... 61  
(금재호)
- ③ 여성 미취업자의 취업의사와 실업탈출과정 ..... 114  
(장지연·호정화)

### 제2부 한국의 임금구조 : 기술숙련, 고용형태 및 임금격차

- ④ 고용형태와 임금격차 ..... 149  
(안주엽)
- ⑤ 산업특수적 숙련과 임금 ..... 179  
(전병유)

### 제3부 세대간-세대내 직업 및 계층이동

- ⑥ 변화와 세습 : 한국사회의 세대간 지위세습 및 성취구조 ..... 205  
(방하남·김기현)
- ⑦ 도시취업자의 세대간 계층 이동과 세대내 이동 ..... 241  
(황덕순)

#### 제4부 주관적 직무만족과 생활만족

- ⑧ 비정규직 근로자의 직무만족과 이직의도 결정요인에 관한 연구 ... 287  
(박우성 · 노용진)
- ⑨ 직무만족도와 생활만족도의 결정요인과 상호작용효과에 관한 연구 .. 318  
(방하남)

## 표 목 차

<표 1- 1> 미국 노동시장의 불안정성에 관한 연구결과의 요약 .....	23
<표 1- 2> 직장유지율의 변화 : 성별, 고용형태별, 연령대별 .....	38
<표 1- 3> 직장유지율의 변화 : 산업별, 직업별 .....	39
<표 1- 4> 주요 변수들의 평균과 표준편차 .....	47
<표 1- 5> 2년 이내 이직률의 로짓추정 .....	48
<표 1- 6> 2년내 이직률의 의태분석 결과 .....	50
<표 2- 1> 성별 고용동향 .....	65
<표 2- 2> 주요국의 경제활동참가율 .....	66
<표 2- 3> 연령계층별 여성취업자수의 추이 .....	70
<표 2- 4> 취업자의 산업별 분포와 추이 : 전체 .....	73
<표 2- 5> 취업자의 산업별 분포와 추이 : 여성 .....	73
<표 2- 6> 전년대비 산업별 · 직업별 취업자수의 변화율 : 전체 .....	74
<표 2- 7> 전년대비 산업별 · 직업별 취업자수의 변화율 : 여성 .....	76
<표 2- 8> 직업별 취업자수 및 비중 : 전체 .....	76
<표 2- 9> 직업별 취업자수 및 비중 : 여성 .....	77
<표 2-10> 고용형태별 취업자수 및 비중의 추이 : 전체 .....	80
<표 2-11> 고용형태별 취업자수 및 비중의 추이 : 여성 .....	81
<표 2-12> 실업자의 인구학적 특성 .....	86
<표 2-13> 1998년 여성 임금근로자의 연령대별 특성 .....	88
<표 2-14> 고용유지율의 변화 .....	91
<표 2-15> 임금근로 이직자의 재취업 행태 : 이직 후 2년내 재취업 비율 ...	93
<표 2-16> 여성의 이직 후 2년 이내 재취업 가능성 : 로짓추정 결과 ..	95
<표 2-17> 연령에 따른 여성 재취업확률의 변화 .....	96
<표 2-18> 성별 제한 : 가장 채용희망 직종 기준 .....	98
<표 2-19> 1998년 한국노동패널조사의 성별 직위분포 : 임금근로자, 30인 이상 사업체 .....	100

<표 2-20> 주요 변수들의 평균과 표준편차 .....	103
<표 2-21> 임금함수의 추정결과 : OLS 추정 .....	104
<표 3- 1> 연도별 실업률, 경제활동참가율과 전체 실업자 중 여성의 비율 .. 118	
<표 3- 2> 1998년 경제활동상태 분포(경제활동인구조사 자료) .....	119
<표 3- 3> 1999년 경제활동상태 분포(경제활동인구조사 자료) .....	120
<표 3- 4> 1998년 조사 당시 성별·경제활동별 인구배경 분포 .....	126
<표 3- 5> 1998년 미취업자의 1999년 경제활동상태 분포 .....	127
<표 3- 6> 1998년 실업자의 1999년 경제활동상태 .....	130
<표 3- 7> 1998년 취업의사 있는 비경제활동인구의 1999년 경제활동상태 .... 131	
<표 3- 8> 1998년 취업의사 없는 비경제활동인구의 1999년 경제활동상태 .... 132	
<표 3- 9> 분석대상에 포함된 미취업기간 개요 .....	134
<표 3-10> 경로별 탈출률에 대한 cox 모형 분석결과 .....	137
<표 3-11> 경로별 탈출률에 대한 Piecewise Constant Exponential model 분석결과:남성 .....	138
<표 3-12> 경로별 탈출률에 대한 Piecewise Constant Exponential model 분석결과:여성 .....	140
<표 4- 1> 고용형태의 정의 비교 .....	155
<표 4- 2> 인구통계학적 특성별 근로형태 분포 .....	157
<표 4- 3> 고용형태별 이전직장의 특성 .....	158
<표 4- 4> 고용형태별 임금과 근속기간 .....	159
<표 4- 5> 프로빗모형 추정치: 정규-비정규직의 선택 .....	161
<표 4- 6> 임금식의 추정치(통합표본) .....	165
<표 4- 7> 고용형태별 임금식의 추정치(분리표본) .....	167
<표 4- 8> 임금격차의 분해 .....	170
<표 4- 9> 선택식과 임금식 추정치: 전환회귀모형 .....	171
<표 4-10> 성별·인구특성별 가격효과에 의한 임금격차 .....	172
<표 5- 1> 표본 구성 .....	184
<표 5- 2> 표본 특성 및 변수의 평균치 .....	185
<표 5- 3> 종사상 지위별 산업간 노동이동 경험 여부 .....	186



<표 5- 4> 산업간 노동이동 .....	187
<표 5- 5> 숙련의 임금효과 .....	190
<표 5- 6> 이동 전의 경력과 근속의 임금효과 (OLS Estimates) .....	195
<표 5- 7> 산업간 노동이동 여부에 관한 프로빗 모델 .....	197
<표 5- 8> 이동 전의 경력과 근속의 임금효과(Two-Stage Estimates) ....	198
<표 6- 1> 분석에 사용된 변수 .....	213
<표 6- 2> 1992년 한국표준직업분류 소분류(3digit)별 국제 사회경제 지수 점수 .....	215
<표 6- 3> 변수들의 상관관계 행렬 .....	219
<표 6- 4> LISREL 모형 부합도 지수 .....	219
<표 6- 5> LISREL 구조방정식모형의 추정결과 .....	220
<표 6- 6> 선행변수들이 본인의 초직에 미치는 전체, 직접 및 간접 효과 ..	221
<표 6- 7> 선행변수들이 본인의 현직에 미치는 전체, 직접 및 간접 효과 ..	221
<표 6- 8> 남녀별 구조방정식모형의 모수추정치 .....	223
<표 6- 9> 본인의 현 직위에 미치는 전체, 직접 및 간접 효과: 남녀별 .....	225
<표 6-10> 남녀별 표본에 대한 다중표본분석(Multi-Sample Analysis) 결과 ...	225
<표 6-11> 연구자별 지위획득모형의 모수추정치 비교 .....	226
<표 6-12> 연령집단(cohort)별 구조방정식모형의 모수추정치 .....	228
<표 6-13> 연령집단(cohort)별 현직에 미치는 전체효과 .....	228
<표 6-14> 연령집단(cohort)의 남녀별 모수추정치 .....	230
<표 6-15> 연령집단(cohort)의 남녀별 현직에 미치는 전체효과 .....	230
<표 6-16> 연령집단(cohort)별 표본에 대한 다중표본분석 (Multi-Sample Analysis) 결과 .....	232
<표 6-17> 출생지의 남녀별 구조방정식모형의 모수추정치 .....	233
<표 6-18> 출생지의 남녀별 현직에 미치는 전체효과 .....	234
<표 6-19> 남성의 출신지역(영남/호남)별 다중표본분석(Multi-Sample Analysis) 결과 .....	234
<표 7- 1> 경제활동인구조사상의 취업구조 변화 .....	242
<표 7- 2> 경제활동인구조사(남자)와 패널조사 부모의 연도별 계층 분포 추이 .	244

<표 7- 3> 표본의 현재 계층 분포 .....	245
<표 7- 4> 현재 계층 분석에 사용된 표본의 계층 분포 .....	246
<표 7- 5> 부모의 계층과 자녀의 최초 취업시 계층 비교 .....	249
<표 7- 6> logit(생산직/자영자) (최초 계층, 전체/남/여) .....	251
<표 7- 7> logit(사무직/자영자)(최초 계층, 전체/남/여) .....	253
<표 7- 8> logit(고용주/자영자) (최초 계층, 전체/남/여) .....	254
<표 7- 9> 부모계층과 본인계층의 상관관계 .....	256
<표 7-10> 현재 생산직으로의 계층 귀속에 대한 부모 계층의 영향(전체/남/녀) ...	257
<표 7-11> 현재 사무직으로의 계층 귀속에 대한 부모 계층의 영향(전체/남/녀) ...	258
<표 7-12> 현재 고용주로의 계층 귀속에 대한 부모 계층의 영향(전체/남/녀) .....	259
<표 7-13> 현재의 계층 귀속에 최초 계층이 미치는 효과(전체/남/녀) ....	261
<표 7-14> 사무직과 생산직의 부모 계층별 평균 교육, 연령, 월임금(남자) ..	262
<표 7-15> 사무직과 생산직의 부모 계층별 평균 교육, 연령, 월임금(여자) ..	263
<표 7-16> 시간당 임금 결정요인(로그임금, 전체/남/여) .....	264
<표 7-17> 시간당 임금 결정요인(로그임금, 생산직/사무직) .....	265
<표 8- 1> 기초통계(괄호 안은 표준편차) .....	299
<표 8- 2> 비정규직의 정규직 대비 직무만족도 및 이직의도 .....	302
<표 8- 3> 직무만족도와 이직의도간의 관계에 대한 비정규직의 조절효과 ..	303
<표 8- 4> 비정규직 특성별 직무만족도 및 이직의도 .....	304
<표 8- 5> 시간제 자발적 선택의 직무만족도와 이직의도에 미치는 영향 ..	306
<표 9- 1> 분석에 사용된 변수들의 정의, 조작 및 기술통계 .....	331
<표 9- 2> LISREL 구조모형 부합도 지수 .....	332
<표 9- 3> LISREL 구조방정식모형의 추정결과 .....	334
<표 9- 4> 직무만족도 ↔ 생활만족도간의 상호작용효과 추정결과( $\beta_{12}$ , $\beta_{21}$ ) ...	336
<표 9- 5> 외생측정변수( $\chi$ )들이 생활만족도( $\eta_1$ )에 미치는 전체 · 직접 및 간접 효과 .....	338
<표 9- 6> 외생측정변수( $\chi$ )들이 직무만족도( $\eta_2$ )에 미치는 전체 · 직접 및 간접 효과 .....	339

## 그림목차

[그림 1- 1]	평균근속년수의 추이 .....	26
[그림 1- 2]	임금근로자의 근속년수 분포와 추이 .....	28
[그림 1- 3]	근속기간 1년 이하의 비중과 추이 .....	29
[그림 1- 4]	1년 이하 근속자 비중의 성별 분포와 추이 .....	31
[그림 1- 5]	1년 이하 근속자 비중의 연령대별 분포와 추이 .....	32
[그림 1- 6]	1년 이하 근속자 비중의 고용형태별 분포와 추이: 건설업 제외	34
[그림 1- 7]	연령대별 4년 직장유지율 .....	42
[그림 1- 8]	외환위기와 근속기간별 2년 직장유지율의 변화 .....	43
[그림 1- 9]	성별·근속기간별 2년 직장유지율의 변화: 1995~97, 1997~99 ..	45
[그림 1-10]	연령별 2년 이내 이직확률: 1995~97, 1997~99 .....	49
[그림 2- 1]	성별 경제활동참가율의 추이: 연도별 .....	65
[그림 2- 2]	여성의 연령대별 경제활동참가율 추이 .....	68
[그림 2- 3]	여성의 연령대별 경제활동참가율 추이: 15~39세까지 .....	68
[그림 2- 4]	여성의 연령대별 경제활동참가율(%) 추이: 40세 이상 .....	69
[그림 2- 5]	1993~99년간 직업별 취업자수의 변화율 .....	78
[그림 2- 6]	임금근로자 중 임시·일용직의 비중과 추이 .....	82
[그림 2- 7]	1997~98년의 1년간 종사상 지위별 취업자수의 변화 .....	83
[그림 2- 8]	1998~99년의 1년간 종사상 지위별 취업자수의 변화 .....	83
[그림 2- 9]	실업률의 추이: 분기별, 계절조정치 .....	85
[그림 2-10]	성별 실업률 추이: 분기별 .....	86
[그림 2-11]	임금근로자 중 근속기간 1년 미만의 비중: 1994~99년 .....	90
[그림 2-12]	성별 임금격차와 추이 .....	100
[그림 2-13]	성별 임금격차의 분해 .....	105
[그림 3- 1]	탈출경로별 미취업기간 탈출률: 남자 .....	135

[그림 3- 2] 탈출경로별 미취업기간 탈출률 : 여자 .....	135
[그림 4- 1] 성별·고용형태별 가상적 연령-임금률 .....	166
[그림 5- 1] 임금근로 경력이 있는 표본의 직업경력 유형 .....	183
[그림 6- 1] Blau와 Duncan의 지위획득경로 기본모형(path diagram) ·	216
[그림 6- 2] 기본모형(path diagram) .....	220
[그림 9- 1] 생활만족도와 직무만족도에 대한 LISREL모형(N=4,012) ·	327

## 총론 : 한국 노동시장의 구조와 변화

방 하 남\*

최근 3년간에 걸친 경제위기와 구조조정과정에서 한국의 노동시장은 고용관행 및 노사관계, 임금 및 부가급여, 직장이동 및 노동시장이동 등 여러 측면에서 중대한 변화를 겪게 되었다. 고용의 비정규성 및 불안정성이 증가하는 가운데(안주엽, 2000), 임금 및 부가급여 상승률이 점진적으로 둔화되고 있으며, 취약계층을 중심으로 고용의 질이 악화되고 장기실업자군이 형성되고 있는 가운데(이병희, 2000) 새로 성장하는 산업(즉 정보통신, IT산업)에서는 인력난이 공존하는 인력수급 불균형도 새로운 현안으로 등장하고 있다(한국노동연구원, 2000). 그러한 가운데 집단적·개별적 노사관계 차원에서 사회적 합의를 필요로 하는 굵직한 노동현안들(복수노조, 노조전임자, 근로시간 단축, 기업의 구조조정, 재벌기업의 지배구조 등)을 중심으로 노사관계는 과거 어느때보다 역동적인 변혁기를 지나고 있다.

한편 정부는 구조적 실업난의 해소를 위해 적극적 노동시장정책의 일환으로 새로운 일자리 창출을 위한 제도적 유인책들을 쓰고 있으나 새로 생기는 일자리의 대부분이 임시·일용직이어서 최근의 경기회복과 실업률 감소추세는 노동시장의 구조적 취약성을 감추고 있는 부분도 있다. 그럼에도 불구하고 경제의 구조조정이 계속 진행중인 가운데 구조조정의 성공여부와 그 여파가 노동시장에 어떤 결과로 나타날지 아직 기다려 보아야

---

\* 한국노동연구원 연구조정실장

## 2 한국 노동시장의 구조와 변화

하는 형국에 있다고 볼 수 있다.

이러한 시점에 기존 노동정책들에 대한 과학적 평가와 장기적인 정책대안 수립을 위해 가장 필요한 과제는 우리 노동시장의 주요 현안들에 대한 심도 있는 분석이라고 할 수 있다. 그러나 노동시장의 주요 현상과 현안들에 대한 심도있는 분석 및 정확한 정책대안들은 기존의 횡단면 조사자료를 이용한 현상적 분석만을 가지고는 부족하다는 것은 익히 잘 알려진 사실이다. 현재의 관측된 현상과 실태가 어떻게 결과하게 되었는가를 보여주는 동(動)적인 과정에 대한 미시적 분석이 필요하며 그러한 목적을 위해 가장 적절한 자료가 노동패널조사 자료이다.

IMF 외환위기가 막 시작되던 1998년 한국노동연구원은 노동시장의 주요 현안들에 대한 미시적 차원의 심층분석을 위한 조사자료의 필요성을 느끼고 한국의 가계와 개인의 경제활동에 관한 한국노동패널(KLIPS) 조사를 시작하였다. 한국노동패널은 1998년 도시지역에 거주하는 5,000 표본 가구와 그 가구원들을 원표본으로 시작하여 1999년에는 2차 조사를 마쳤고 본 저서에 포함된 논문들은 모두 한국 노동시장의 구조와 변화라는 대주제를 가지고 노동패널 1, 2차 자료를 분석한 것들이다.

이 책은 전체 4개 부문으로 구성되어 있다. 제1부에서는 「최근의 노동시장 : 고용과 실업」이라는 주제하에 외환위기 이후의 노동시장의 불안정성(금재호·조준모)과 여성노동시장의 문제(금재호·장지연·호정화)를 다루고 있다. 제2부에서는 「고용형태 및 기술숙련에 따른 임금격차」를 주제로 고용형태에 따른 임금격차(안주엽)와 산업특수적 기술숙련의 임금효과(전병유)를 분석하고 있다. 제3부는 「세대간-세대내 직업 및 계층이동」의 주제하에 세대간 지위세습 및 성취구조(방하남)와 도시취업자의 세대간 계층이동과 세대내 이동(황덕순)의 문제를 다루고 있다. 마지막 제4부는 「주관적 직무만족과 생활만족」을 주제로 하여 비정규직 근로자들의 직무만족과 이직의도(박우성·노용진) 그리고 직무만족과 생활만족도 간의 상호작용효과(방하남)를 분석하고 있다.

### ◆ 「최근의 노동시장 : 고용과 실업」

경제위기 이후 가장 두드러진 노동시장의 변화는 고용의 불안정성 및

취업의 비정규성일 것이다. 이 책의 1부 「최근의 노동시장 : 고용과 실업」에 실린 「외환위기 전후의 노동시장 불안정성에 대한 연구」에서 금재호·조준모는 노동시장 불안정성을 4년간 직장유지율(job retention rate)로 측정하면서 지난 1995~99년간의 우리 나라 노동시장 불안정성 정도를 미국의 1980~90년대의 직장유지율과 비교분석하고 있다. 아울러 1995~97년, 1997~99년 두 기간을 구분하여 2년 직장유지율을 비교함으로써 외환 위기가 노동시장 불안정성에 미친 충격의 정도를 가늠하고 있다.

이 논문에서는 먼저 기초추이분석으로서 1년 이하 단기근속자의 비율변화를 보여주고 있다. 단기근속자의 비율이 20~25% 수준에서 경기연계 변동을 하고 있는 미국과는 달리 한국은 1994년 약 15%에서 1999년 26%로 단조적 증가추세를 보여주고 있는데 이러한 추세는 1997년 이후 비정규직(건설업 제외) 가운데서의 단기근속자의 급증이 주도하고 있는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 저자들에 의하면, 최근의 자료들에서 익히 잘 드러난 대로, 외환위기 이후 임시·일용직 등 비정규직의 형태로 (재)취업하는 실직자 및 신규진입자들의 비중이 상대적으로 높았기 때문인 것으로 보고 있다.

1990년대 중반 이후 보여지는 이러한 근속기간의 변화가 공급측면(인구학적 특성)에 기인한 것인지 아니면 수요측면(고용구조)에 기인한 것인지를 금재호·조준모는 직장유지율의 생존함수(survival function)와 로짓(logit)모형 분석을 통하여 점검하고 있다. 먼저 생존함수 분석결과에 의하면 한국 근로자들의 1995~99 4년간의 직장유지율은 42.6%로 추정되고 있는데 이는 1980~90년대 미국의 54~57%대의 유지율에 비하면 12% 이상 낮은 것으로 추정되고 있다. 한편 이러한 직장유지율은 비제조업보다는 제조업에서, 사무직보다는 생산직에서 더 낮게 추정되고 있는데 이는 미국의 노동시장과는 상반되는 결과로서 한국 노동시장의 소위 '경직성' 주장과 함께 심층적인 분석이 필요한 부분이라는 것이 필자들의 주장이다.

한편 외환위기에 따른 노동시장 불안정성의 변화를 이해하기 위해 외환위기 전후 2년간을 비교분석한 결과에 따르면 직장유지율이 1995~97년 68.8%에서 1997~99년 54.5%로 14.3%나 감소한 것으로 나타나고 있다. 이러한 감소는 15년 이상 장기근속자, 고연령층, 생산직과 판매·서비스직 가운데 상대적으로 두드러지게 나타나 이 계층의 노동시장 불안정성이 특

#### 4 한국 노동시장의 구조와 변화

히 악화되었음을 보여주고 있다. 로짓모형의 추정결과 2년 이내 이직률이 1995~97년에는 28.5%였으나 1997~99년에는 44.3%로 크게 증가한 것으로 추정되고, 역시 비정규직의 이직률이 정규직보다 훨씬 높은 것으로 나타났다.

금재호·조준모의 이상의 연구결과는 이직행위를 자발적 이직과 비자발적 이직을 구분하지 않은 상태에서 분석된 것이어서 총체적인 노동시장 불안정성을 보여주는 하지만 구조적 측면에서의 실질적인 불안정성을 규명해내는 데는 한계가 있다고 볼 수 있다. 따라서 저자들은 공급측면이 아닌 수요측면에 의한 구조적 불안정성의 추이와 원인 규명의 연구작업을 추후의 과제로 남기고 있다.

#### ◆ 「여성노동시장과 여성의 노동이동」

우리 나라도 여성의 경제활동참가율이 1980년 초 40~42% 선에서 2000년 약 50% 선으로 지속적으로 증가하고 있고, 이와 함께 부부가 모두 취업하고 있는 소위 이중소득(double income) 가구가 50%에 육박하고 있는 추세이다. 이러한 추세는 여성노동력, 여성노동시장은 이제 한국 노동시장의 구조와 변화를 결정짓고 주도하는 주요한 결정요인이며 변수로 자리잡게 되었음을 의미한다. 이러한 맥락에서 금재호는 「우리 나라 여성노동시장의 현황과 과제」라는 논문에서 ① 여성노동시장의 고용구조와 실업의 추이, ② 여성노동력의 경력단절과 고용불안정성, ③ 기업내부 노동시장에서의 성차별 특히 남녀간 임금격차 등을 통해 여성노동시장의 구조와 변화를 분석하고 있다.

여성의 경제활동참가율이 지속적으로 증가하고 있기는 하지만 우리나라처럼 여성의 경제활동참여를 지원하는 사회서비스가 아직 제도화되어 있지 않고 성역할(性役割) 분리의식이 강한 사회에서 여성의 노동시장 통합의 정도는 낮은 수준에 머물 수밖에 없을 것이다. 경제위기와 구조조정 과정에서 여성노동시장의 변화를 추적한 연구결과들은 이 시기에 여성노동력의 퇴출비율이 남성보다 높았으며 퇴출된 노동력 가운데 상당수가 구직자로 남아 있기보다는 비경제활동인구로 편입되었다는 것을 보여주었다(장지연, 2000).



이러한 결과는 여성의 경제활동참가율이 꾸준히 증가하고 있음에도 불구하고 노동시장 통합의 정도는 매우 불안정한 수준이었음을 드러내는 것이다. 그렇다면 경제위기 이후 경기가 급속히 회복되고 실업률이 감소하는 과정에서 여성노동력은 다시 일터로 돌아왔는가? 장지연·호정화는 「여성 미취업자의 취업의사와 실업탈출률」에서 경제위기과정에서 퇴출되거나 노동시장을 떠났던 여성 근로자 등이 경기회복과정에서 어느 정도 다시 일자리에 복귀하였으며, 어떤 형태로 복귀하였는지를 살펴봄으로써 IMF 경제위기가 여성 노동시장에 미친 영향에 대한 종합적이고 분석적인 점점을 시도하고 있다.

장지연·호정화는 경제위기 이후 여성의 경제활동참여 및 노동시장이동에 관한 분석을 크게 두 부분으로 나누어 전개하고 있다. 첫째, 재취업 여부 또는 재취업의 형태라는 면에서 실업자와 취업의사 있는 비경제활동인구, 취업의사 없는 비경제활동인구는 서로 다른 행위양식을 보이는 집단일 뿐 아니라 각 범주가 갖는 의미는 여성과 남성 간에 서로 다를 것이라는 전제하에 1998년 조사 당시 실업자였던 사람과 취업의사가 있는 비경제활동인구, 취업의사 없는 비경제활동인구를 구분하여 각 집단의 1999년 취업상황을 살펴보았다.

분석결과 1998년에 실업상태에 있었던 사람의 경우, 여성은 1999년에 임금 또는 비임금근로자로 새로 취업해 있을 가능성이 남성보다 낮고, 구직활동을 계속하여 실업상태로 남아 있을 가능성도 남성보다 낮은 것으로 나타났다. 즉 여성실업자들은 남성실업자들에 비해 경제의 회복기에도 구직활동을 포기하고 비경제활동으로 전환한 비중이 더 높았다는 것이다. 그러나 미취업상태에서 구직활동을 하지 않거나 포기한 비경제활동인구의 경우 재취업 가능성에 있어서의 성별 차이는 실업자들의 경우와는 매우 다른 현상을 보여주었다. 즉 적극적인 구직활동을 하지는 않았으나 취업할 의사는 있었던 여성의 경우 새로 구직활동을 시작할 가능성이나 자영업 창업을 할 가능성은 남성보다 낮았으나 임금근로자로 취업할 가능성 면에서는 남성과 큰 차이가 없었다. 더욱이 취업의사가 없었던 순수비경제활동인구였던 집단의 경우에는 오히려 여성이 남성보다 정규직 임금근로자로 취업해 있을 가능성이 높은 것으로 나타났다.

이러한 결과는 남성들과는 달리 여성들의 경우 노동시장 내에서 취업과

실업 간의 이동과정을 반복하기보다는 노동시장의 경계를 넘나드는 이동 양태, 즉 비경활상태에서 실업기간을 거치지 않고 직접 취업상태로 이동하거나 반대로 취업상태에서 곧바로 비경활상태로 빠져나가는 이동양태를 특징으로 하고 있음을 보여주는 것이다. 아울러 이러한 결과는 실업 또는 비경활상태의 구분이 남성과 여성에게 있어서 반드시 같은 의미를 갖는 것은 아니라는 점을 시사하면서, 미취업자의 구직의사 및 구직활동 여부를 기준으로 하는 기존의 실업률은 여성노동력의 취업의지를 충분히 반영하지 못한다는 기존의 믿음을 다시 확인하게 해 준다.

일반적으로 미취업상태를 탈출하여 재취업할 가능성이라는 면에서 여성은 남성에 비해서 성공적이지 못한 것으로 알려져 있다. 그렇다면 상대적으로 여성의 경제활동참가율이 빠르게 증가하고 실업률이 감소하는 시점에서 이러한 경향은 마찬가지일 것인가? 이를 점검하기 위해 장지연·호정화는 미취업상태를 벗어나는 경로를 정규직 임금근로, 비정규직 임금근로, 비임금근로로 3분하여 설정하고 각각의 경로를 통한 탈출률의 상대적 크기를 살펴보고 있다.

분석결과 여성과 남성의 미취업기간 탈출률을 경과기간에 따라 추정한 결과뿐 아니라 다른 관련 변수들의 영향을 통제하면서 성별이 탈출률의 증감에 미치는 영향에 대한 분석에서도 여성의 미취업상태를 탈출할 가능성은 낮은 것으로 나타났다. 특히 여성은 남성에 비하여 정규직 임금근로자나 비임금근로자의 형태로 미취업기간을 탈출할 가능성은 현저히 낮다. 그러나 비정규 임금근로자의 형태로 탈출할 가능성에 있어서는 여성은 오히려 남성보다 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 IMF 이후 여성의 비정규직화가 가속화되고 있다는 기존 연구들의 주장과 맥락을 같이 하는 것이다.

#### ◆ 「고용형태 및 기술숙련에 따른 임금격차」

이 책의 제2부 「고용형태 및 기술숙련에 따른 임금격차」에서는 첫째, 고용형태에 따른 임금격차(안주엽)와 산업특수적 기술숙련에 따른 임금격차(전병유)의 문제를 다루고 있다. 한국 노동시장에서의 임금격차는 대체적으로 경제위기 이전까지는 임금소득 불평등도(지니계수)가 장기적으로

감소하고 있는 가운데(정진호, 1999), 공급측면의 특성(교육수준, 성별)에 따른 격차는 줄어들고 있는 반면(유경준, 1998), 수요측면의 특성(기업의 규모, 고용형태 등)에 따른 격차는 증가하고 있는 것이 최근의 일반적인 관측이었다. 아울러 1인당 노동비용에서 현금급여 총액이 차지하는 비중도 1989년 84.1%에서 1998년에는 60.5%로 10년간에 걸쳐 3분의 1 이상 줄어든 추세에 있다(노동부, 1999).

안주엽은 경제위기에 따른 약 3년간에 걸친 노동시장에서의 지각변동과정에서 거시지표들은 어느 정도 경제위기 이전의 수준을 회복한 반면, 미시적 수준에서는 노동시장의 공급·수요 측면에 상당한 변모를 가져왔다는 점에 주목해야 한다고 지적하면서, 그 중 하나로 노동시장의 비정규화를 들고 있다. 경제위기 이후 전체 임금근로자 중 비정규근로의 비중이 50%를 넘어선 것에 주목하면서 안주엽은 「고용형태에 따른 임금격차」에서 한국노동패널 자료에 포함된 임금근로자를 표본으로 고용형태(정규-비정규)와 시간당임금 간의 전환회귀모형을 추정하고, 관측된 임금격차를 개별근로자의 생산성 특성의 차이에 의한 부분과 구조적인 임금차별(가격효과)에 의한 부분으로 분해함으로써 고용형태에 따른 임금격차의 내용과 원인을 규명하고 있다.

분석결과에 따르면 정규직과 비정규직의 시간당임금의 차이는 35%에 이르며 다른 임금결정요인들을 통제할 경우 고용형태별 임금격차는 19%로 추정되었다. 임금격차를 분해한 결과 전체 격차의 약 34%(남성 33%, 여성 35%) 정도가 고용형태에 따른 차별적 가격효과에 의한 것으로 나타났다. 또한 학력이 높을수록 가격효과에 의한 임금격차가 큰 것으로 나타나고 있어, 고학력 비정규직의 정규직과의 상대적 임금격차가 큼을 알 수 있다. 이러한 결과와 함께 교육수준이나 근속기간 등으로 측정된 인적자본이 정규직의 임금결정식에 미치는 효과는 통계적으로 유의미하나 비정규직의 경우는 유의미하지 않은 것으로 나타나, 노동시장에서 동일노동-동일임금의 원칙이 지켜지고 있지 않음을 보여주는 것으로 평가되고 있다.

노동시장의 유연화와 산업구조의 급속한 변화로 산업간 노동이동이 점점 증가할 것으로 예상된다. 노동이동(또는 일자리 상실)의 경제적 비용의 하나는 근로자가 축적한 숙련의 상실이다. 근로자가 축적하는 숙련은 일반적 숙련, 기업특수적 숙련뿐만 아니라 산업특수적 숙련의 성격도 가진

다고 보아야 할 것이다.

기술숙련과 임금격차에 관한 기존의 연구들이 기업특수적 경험(근속)과 일반적 경험(경력)에 주로 주목하였다면, 전병유는 「산업특수적 숙련과 임금」에서 산업특수적인 경험(숙련)과 임금의 관계에 주목하고 있다. 숙련의 성격을 일반적이거나 기업특수적인 것뿐만 아니라 산업특수적인 것까지 고려함으로써 노동이동(또는 일자리 상실)의 비용을 더 구체적으로 평가할 수 있다는 견해이다. 즉 일자리 상실은 특정 기업에서의 근로의 중단인 동시에 특정 산업에서의 근로의 중단이기도 하기 때문에 직장이동을 경험한 근로자들을 대상으로 이동 이후의 임금변화를 분석할 경우 동일 산업으로 이동한 근로자와 타산업으로 이동한 근로자 간의 임금효과가 다를 것이라는 가정을 검증하고자 한다.

한국노동패널 1, 2차년도 정규직 노동자를 표본으로 하여 검토한 결과, 일반숙련(경력)과 기업특수적 숙련(근속)의 효과와는 독립적으로 산업특수적 숙련의 임금효과가 존재하는 것으로 분석되었다. 즉 기업특수적 숙련(근속)으로 추정되는 임금효과 상당 부분은 산업특수적 경험을 반영하고 있다는 것이다. 그리고 숙련의 임금효과가 근로자 계층별로 차별적으로 나타나고 있음을 보고하고 있다. 즉 고학력 화이트칼라의 경우 임금함수에서 일반숙련(노동경력)이 상대적으로 더 중요한 반면, 저학력 블루칼라의 경우는 기업특수적 숙련(기업근속)이 임금 결정에 더 중요한 것으로 나타나고 있다. 산업특수적 숙련효과는 주로 고학력 화이트칼라에서 유의미하게 나타나는데, 산업분류를 세분화할 경우 저학력블루칼라의 경우에도 산업특수적 숙련의 임금효과가 존재하는 것으로 나타났다. 이는 노동시장의 유연화가 노동자 계층별로 차별적으로 진행될 필요가 있음을 시사하는 것이라고 저자는 주장하고 있다.

### ◆ 「세대간-세대내 직업 및 계층이동」

이 책의 제3부 「세대간-세대내 직업 및 계층이동」에서 방하남과 황덕순은 모두 학교에서 노동시장을 거치는 과정에서 이루어지는 직업적 지위에 있어서 세대내 이동성과 세대간 지위세습의 정도를 분석하고 있다. 이러한 분석을 통해 저자들은 개발경제시대를 거치는 30~40년 동안 이루어

진 사회불평등의 구조화 정도와 양태를 점검해 보려고 한다.

생애과정적 관점에서 볼 때 개인의 사회적 지위획득은 귀속적 지위의 근원으로서의 '가족'과 개인의 업적을 쌓는 장소로서의 '학교', 그리고 직업적 지위획득의 장으로서의 '노동시장'으로 이어지는 일련의 과정 속에서 이루어진다고 볼 수 있다. 가족-학교-노동시장으로 이어지는 개인적 성취와 사회적 계층화의 과정은 개인의 세대내 성취과정을 하나의 시간축(개인적 시간)으로 한다면, 사회적 변화와 변동을 거치는 동안 이루어지는 세대간 지위세습을 또 하나의 다른 시간축(사회적 시간)으로 하고 있다.

이러한 관점에서 방하남·김기현은 「변화와 세습 : 한국사회의 세대간 지위세습 및 성취구조」에서 개인의 사회적 지위획득과정(status attainment process)을 모형화하고 그러한 과정과 결과가 어떻게 그리고 얼마나 개인이 속한 가족의 귀속적 지위와 자신의 업적적 지위, 그리고 사회적 변화와 변동 속에서 이루어지는가를 분석하였다.

지위획득과정에 대한 분석 결과, '부친의 학력' → '본인의 학력' → '본인의 초직' → '본인의 현직'으로 이어지는 경로가 가장 주된 세습-성취경로임을 보여주고 있다. 아울러 세대간 세습과정에서는 부친의 직업보다 부친의 학력이 미치는 영향이 훨씬 크며 세대내 성취과정에서는 가족배경의 영향이 직접적으로 본인의 지위획득에 영향을 미치기보다는 본인의 학력을 매개로 해서 이루어진다는 분석결과를 보고하고 있다.

지위획득과정을 성별로 살펴본 결과, 여성이 남성보다 출신가족의 영향을 더 받으며 사회이동에 있어서 남성보다 한층 더 제약된 조건하에 있는 것으로 나타나고 있다. 한편 동일한 과정을 연령세대별로 살펴본 결과, 세대내 성취과정은 연령세대를 거치면서 업적적 요인(교육)이 지위획득에 미치는 영향이 점점 커져 가는 방향으로 변화해 왔으나, 사회적 지위의 세대간 세습과정에 있어서는 귀속적 요인의 영향이 산업화가설과는 달리 단선적으로 감소하지 않고 오히려 증가하여 왔음을 보여주고 있다. 이는 방하남·김기현에 따르면 지난 30~40년간의 경제개발의 열매가 사회계층별로 고르게 분배되지 못하고 사회적 성취의 기회와 결과에 있어서 사회불평등체계가 새롭게 고착화되어 온 것을 말해 준다는 것이다.

마지막으로 출신지역별 차이에 대한 분석에서는 경남/경북의 경우 전남/전북에 비해 부모세대의 사회적 지위가 자녀세대에 보다 확실하게 세습

이 되고, 일단 획득한 초직의 지위가 현재의 직업지위로 연계되는 정도에 있어서 전자의 경우가 후자에 비해 훨씬 강하게 나타나고 있음을 보여주고 있다. 이것은 호남 출신보다 영남 출신자들의 지위획득과정이 보다 정연하고 일관되며 부모세대의 사회적 지원을 더 많이 받고 있는 것으로 해석할 수 있다고 보고 있다.

방하남·김기현이 사회적 성취의 지표로서의 직업지위를 국제 표준지위 점수를 이용하여 측정할 때 반해, 황덕순은 「도시취업자의 세대간 계층이동과 세대내 이동」에서 근로계층을 네 개의 범주로 나누어 개인의 성취과정에서 각 계층으로의 이동을 다항로지모형을 이용하여 분석하고 있다. 네 계층은 산업과 종사상 지위를 이용하여 ① 농림어업 자영자, ② 농림어업 피용자, ③ 비농 자영자, ④ 비농 피용자로 정의하고 있다. 황덕순의 분석결과는 세대간 계층이동에 있어서 본인의 교육이 중요한 매개변수로 작용한다는 점, 현재의 계층으로의 이동에 있어서 최초의 입직계층이 상당한 영향을 미친다는 점 등 기존의 지위획득과정 연구에서 널리 관측된 결과들을 확인해 주고 있다. 그러나 황덕순의 논문에서 사용된 직업계층의 범주적 구분과 방하남·김기현을 포함한 기존의 연구에서 정의되는 서열적 직업계층과는 본질적인 차이가 있어서 결과의 직접적인 비교는 무리가 있다는 점이 고려되어야 할 것이다.

#### ◆ 「주관적 직무만족과 생활만족」

현대 산업사회에서 일(work)과 생활(life)은 개인의 삶의 두 영역을 대표한다. 이 책의 제4부 「주관적 직무만족과 생활만족」에서 방하남은 취업자의 생활만족도와 직무만족도의 결정요인과 상호작용효과를, 박우성·노용진은 「비정규직 근로자의 직무만족과 이직의도 결정요인에 관한 연구」 결과를 각각 제시하고 있다.

어떤 사회경제적 조건들이 개인들로 하여금 생활에 있어서 만족감을 느끼게 하는가? 생활만족도의 가장 중요한 결정요인은 무엇인가? 일과 관련하여 어떤 내용적 혹은 환경적 조건들이 직무수행과정에 있어서 성취감과 만족감을 느끼게 하는가? 직무만족도와 생활만족도 간에는 어떤 연관성이 존재하는가? 일의 영역에서 만족을 느끼는 사람은 생활의 영역에서의 만

족도도 높고 거꾸로 생활의 영역에서 만족을 느끼는 사람은 일의 영역에서의 만족도 또한 높은가? 아니면 아무런 연관이 없는가? 방하남의 논문은 이러한 질문들에 대한 답을 얻고자 한다.

이러한 질문들에 대한 답으로부터 우리는 개인 차원의 심리학적 연구뿐만 아니라 산업심리학의 주요한 연구주체들(특히 개인과 집단의 직무수행성과, 생산성, 직무헌신도, 이직행위 등의 결정요인 들)과 관련하여 중요한 이론적 그리고 실천적 함의들을 도출해 낼 수 있을 것이다. 과거의 연구들에 의하면 직무불만족은 생산성 및 작업성과의 저하, 태업·결근, 이직 등 직무수행과 관련하여 부정적인 결과들을 낳는 것으로 관측되고 있다.

방하남의 분석결과, 우리 나라 임금근로자들의 생활만족도와 직무만족도는 개인이 속한 가구의 사회경제적 지위(즉 자가소유 여부, 가구소득수준)나 개인이 직무수행 결과 얻게 되는 경제적 보상수준(월임금)에 의해 결정적으로 영향을 받는 것으로 나타났다. 또한 방하남은 직무만족도와 생활만족도 간에 상호작용 효과가 존재하는 한편, 전자가 후자에 지배적인 영향력을 행사하여 일방향적인 파급효과가 있는 것으로 추정되어 우리나라 임금근로자들은 일 중심형(job-oriented)에 가까운 것으로 보고 있다.

박우성·노용진은 「비정규직 근로자의 직무만족과 이직의도 결정요인에 관한 연구」에서 직무만족과 이직의도에 있어서 정규직과 비정규직간의 차이와 비정규직 근로자의 직무만족과 이직의도를 결정하는 요인을 분석하고 있다. 기존의 연구들은 비정규직이 정규직에 비해 직무만족도가 상대적으로 낮고 조직몰입도도 떨어지는 것으로 보고하고 있다.

분석결과 다른 주요 변수들을 통제한 후에도 비정규직은 정규직 근로자에 비해 직무만족도가 상대적으로 낮고 이직의도는 상대적으로 높은 것으로 나타나고 있어서, 물질적 보상과 근로조건에 있어서 뿐만 아니라 주관적 만족도에 있어서도 상대적 불이익과 불평등을 경험하고 있는 것으로 볼 수 있다. 한편 실증결과는 비정규직의 직무만족과 이직의도는 임금수준, 교육 및 기술수준의 적합도(job match), 자발적 선택 여부에 의해 중요한 영향을 받고 있음을 보여주고 있다.

그러나 비정규직 내에서도 구체적 고용형태에 따라 직무만족과 이직의도는 다른 모습으로 나타나고 있어, 비정규직에 대한 정책적 대응이 고용형태에 따라 차별화되어야 함을 시사하고 있다. 즉 같은 비정규직 가운데

서도 시간제 상용직 근로자들은 전일제 단기계약직들에 비해 직무만족도가 더 높고 이직의도가 낮은 것으로 나타나, 직무만족도와 관련하여서는 실제적인 고용의 계속성 여부(상용 대 단기계약)가 근로시간의 양(시간제 대 전일제)보다 더 중요한 차원임을 시사해 주고 있다. 아울러 박우성·노용진의 연구에 의하면 다른 조건들에 비해 임금수준이 비정규직의 직무만족도에 미치는 영향이 커서 고용의 유연성을 보상해 줄 수 있는, 비차별적 수준의 임금이 제공될 수 있다면 정규직-비정규직 간의 불평등을 어느 정도 해소할 수 있을 것으로 보고 있다.

결과적으로 박우성·노용진의 연구는 직업과 관련하여서 물질적 보상뿐만 아니라 비물질적 보상(주관적 만족도)도 근로자의 직장이동과 관련하여 간과되어서는 안 될 중요한 고려요인이 되어야 함을 시사해 주고 있다.

지금까지 우리는 이 책에 실린 논문들의 내용을 요약적으로 정리해 보았다. 저자들은 중요하면서도 다양한 연구주제들을 가지고 한국 노동시장의 구조와 변화의 모습들을 드러내 보여주고 있다. 지금까지 한국의 노동시장에 관한 본격적인 수준의 심도있는 분석을 할 수 있는 미시자료가 부재한 상황에서 한국노동패널 자료는 중요한 기초자료로 자리잡아 가고 있으며, 이 자료를 이용하여 경제위기 이후 최근 우리 나라 노동시장의 구조와 변화의 모습을 연구분석해서 하나의 단행본으로 낼 수 있게 되었다는 데 이 책의 학문적 의의가 깊다고 볼 수 있을 것이다.



## 참고문헌

- 노동부, 「기업체노동비용조사보고서」, 1999.
- 장지연, 『경제위기와 여성노동』, 한국노동연구원 정책연구보고서, 2001.
- 안주엽, 「최근의 경제변화와 향후 고용전망」, 보도참고자료, 2000.
- 유경준, 「임금소득불평등도의 변화요인 분석」, 한국노동연구원 Working Paper, 1996.
- 이병희, 「반복실업과 실업의 장기화」, 한국노동경제학회, 『노동경제논집』 제21집 제2호, 1998.
- 한국노동연구원, 『분기별 노동동향분석』, 2000. 각호.



## **제1부 최근의 노동시장 : 고용과 실업**



## 1 외환위기 전후의 노동시장 불안정성에 관한 연구\*

금재호\*\* · 조준모\*\*\*

### I. 서론

외환위기 이후 노동시장의 불안정성(Instability)에 대한 근로자들의 인식이 확산되어 왔다. 특히 비정규직·여성·중고령 근로자 계층의 경우 외환위기 이전에 비하여 노동시장 불안정성이 높아진 것으로 인식되고 있다.

그러나 이러한 근로자의 인식에도 불구하고 노동시장 불안정성에 대한 개념과 측정방법은 1990년대 초반까지는 객관적으로 일관되게 제시되지 못한다. 가령 Gottschalk and Moffitt(1994)는 노동시장 불안정성을 근로시간의 불안정성으로 측정하였고, Farber(1993)와 Boisjoly et al.(1998)은 일시해고나 공장폐쇄건수로 측정하였다. 그러다가 1997년에 들어 비로소 Diebold et al.에 의해 CPS(Current Population Survey)상의 설문항목인 “현재의 사용자나 직업을 위하여 얼마 동안 종사해 왔는가?”에 기초한 노동시장 불안정성의 개념이 정립되게 되며,<sup>1)</sup> 그 측정방법도 ‘근로자가 직

---

\* 제2회 한국노동패널 학술대회에서 세심한 토론을 하여주신 서울대학교의 김대일 교수, 논문의 개선점을 지적하여 주신 방송통신대학교의 박덕재 교수, 연구자료를 제공하여 주신 한국노동연구원원의 전병유 박사 세 분께 감사의 뜻을 전한다.

\*\* 한국노동연구원 연구위원

\*\*\* 숭실대 경제학 교수

1) 추후 직장유지율을 이용한 노동시장 불안정성(Instability) 측정에 관한 연구들은 해고를 자발적인 해고와 비자발적인 해고로 나누어 비자발적 해고만으로 야기된 불안정성을 ‘노동시장 불안정성(Insecurity)’으로 새롭게 정의하고 이를 측정하기

장을 유지할 확률'을 나타내는 직장유지율(job retention rate)에 의해 측정된다.

외환위기 이후 많은 국내 연구자들이 노동시장 불안정성의 정도와 변화, 그리고 그 원인에 대한 연구의 필요성을 인식하고는 있었지만<sup>2)</sup> 사용가능한 패널자료의 부재로 인해 실증분석이 시도되지 못하였다. 본고에서는 한국노동패널연구의 1차·2차년도 자료를 이용하여 1990년대 중반 이후 우리나라 노동시장 불안정성(instability)의 정도와 변화를 측정하며, 미국과의 비교를 통하여 우리나라 불안정성의 상대적 크기를 평가하고자 한다.

노동시장 불안정성은 경기, 제도, 기술적 요인 등 다양한 경제환경의 변화에 의해 영향을 받을 것이다.<sup>3)</sup> 따라서 노동시장 불안정성의 국가간 비

위한 연구로 발전되게 된다. 이러한 방향의 최초 연구로 Gottshalk and Moffitt(1999)를 들 수 있다. 본고에서는 일차적인 연구로 한국 노동시장 불안정성(Instability) 측정에 초점을 맞추고자 한다. 제2회 한국노동패널 학술대회에서 토론하여 주신 김대일 교수는 '근로자가 직장을 유지할 가능성'을 나타내는 노동불안정성 정도보다는 '근로자가 얼마나 실직 위험에 노출되어 있는가'를 나타내는 노동시장 불안정성(Insecurity) 정도가 외환위기의 충격을 더 직접적으로 반영할 수 있다고 제안하였다. 필자들도 이러한 지적에 전적으로 동감하면서도 본고에서는 일차적으로 노동시장 불안정성에 초점을 맞추고 노동시장 불안정성에 대한 연구는 추후의 과제로 남겨두고자 한다.

- 2) 최근 몇몇 연구들은 외환위기 이후의 노동시장 변화에 주목하고 있다. 가령 이병희(2000)는 「경제활동인구조사」를 패널화하여 실업구조의 변화를 분석하였다. 그의 연구에 의하면 경제위기 이후 실업을 경유하는 노동이동이 크게 증가하고 있을 뿐만 아니라, 실업경험자의 3분의 1은 2회 이상 실업상태를 되풀이하는 반복실업을 경험하고 있으며, 이러한 반복실업 경험자는 장기실업을 겪고 있다고 밝혔다. 또한 류재우·김재홍(2000)은 근래의 상용직 비중 감소는 실업이나 비경황에 있던 사람들이 취업시 상용근로자가 될 확률이 줄어든 것이 중요한 요인이라고 제안한다. 1998~99년도의 한국노동패널을 이용한 류기철(2000)의 분석은 비자발적으로 비정규직 또는 자영업에 취업한 근로자가 전직을 통해 정규직 일자리로 옮기기 어려워졌다는 실증분석 결과를 제시하여 외환위기 이후 우리나라 노동시장의 '단절성 강화'를 추론케 한다. 남재량·김태기(2000)는 한국의 비정규직은 미국과 달리 한번 빠지면 헤어내기 어려운 함정이 대부분으로 가교로서의 기능은 무시할 수 있을 정도로 미약하다고 결론내리고 있다. 비정규직의 함정론에 대해 김재호(2000)도 비정규직을 시작한 지 5년이 넘어도 근로자의 70% 정도는 비정규직을 벗어나지 못한다는 사실을 한국노동패널데이터에서 발견하고 비정규직 함정의 존재 가능성을 시사하고 있다.
- 3) 노동시장의 불안정성이 증가하는 원인으로 크게 세 가지를 들 수 있다. 첫번째는 노동시장에 장기적이고 점진적인 영향을 미치는 기술적 요인을 들 수 있다. 두번

교는 신중을 기해야 한다. 더욱이 노동시장 불안정성의 요인분석에 관한 정교한 연구는 자료계약으로 인하여 연구의 어려움이 많다. 그나마 패널이 장기간 축적되어온 미국은 이러한 요인변화를 간접적으로나마 추정하려는 연구들이 가능하나, 완전한 패널정보가 2년밖에 안되는 한국의 실정에서 이러한 요인분석 작업은 매우 어렵고 또한 자의성을 배제할 수 없다.

이런 연유로 본고에서는 노동시장 불안정성의 요인을 추론하기보다 외환위기 전후 노동시장 불안정성의 변화를 살펴보고 어떤 계층이 불안정성 변화에 더 노출되었는가에 본고의 초점을 맞추려고 한다. 또한 외환위기 동안 한국이 경험한 불안정성 정도가 미국의 1980~90년대와 비교하여 어느 정도인지 상호 비교해 보고자 한다.<sup>4)</sup>

연구방법으로는 미국 노동시장의 불안정성을 계측하고자 시도된 Jaeger and Stevens(1999), Neumark et al.(1999), Bernhardt et al.(1999)의 방법론을 가능한 그대로 따르도록 한다. Jaeger and Stevens(1999)는 미국 CPS 데이터와 PSID(Panel Study of Income Dynamics) 데이터를 이용하여 '1년 이하 근속자'와 '10년 미만 근속자'의 비중이 어떻게 변화하였는지 살펴보고 있으며,<sup>5)</sup> Neumark et al.(1999)은 미국 CPS 부가조사의 데이터

- 제 원인은 제도적 변화이다. 외환위기에 적극적으로 대처하기 위해 사용자의 고용 조정에 대한 제한을 완화하고 이를 통하여 노동시장 유연화를 달성하자는 취지에 이루어진 다양한 법제도의 변화들도 노동시장 불안정성에 영향을 미쳤을 것이다. 마지막 요인으로 경기적 요인을 들 수 있다. 즉 경제위기 동안 유동성 제약을 해소하고 인건비 부담을 줄이기 위해 기업은 인력규모를 축소하거나 정규직 대신 비정규직의 채용을 늘여 일시적으로 노동시장 불안정화가 높아졌을 가능성이 있다.
- 4) 만일 한국 노동시장의 불안정성 정도를 외환위기를 같이 경험한 태국, 말레이시아, 인도네시아 등의 노동시장 불안정성과 비교할 수 있다면 노동시장 시스템의 국제 비교에 의미있는 함의를 도출할 수 있을 것이다. 그러나 필자들의 지식범위 내에서 객관적 방법으로 노동시장의 불안정성이 계측된 국가는 미국만을 들 수 있고 그나마 1990년대 중반 이후에나 객관적인 측정방법의 논의가 진행되었다.
- 5) 1년 이하 단기근속자의 비중이 증가하였다고 해도 한국 노동시장이 불안정해졌다고 하기는 어렵다. 일례로 「임금구조기본통계」의 경우 1997년과 1998년 동안 남성 1년 미만 근로자의 비중은 17~18%에서 13~14%로 감소하였다. 그러나 이것이 노동시장 불안정성의 감소로 판단될 수는 없을 것이다. 이와 같은 통계결과는 불황 초기에 기업이 신규채용을 축소한 데 주로 기인한다. 따라서 단기근속자의 비중이 노동시장 불안정성에 대한 적절한 측정값대가 되려면 노동시장의 진입자·퇴출자 수가 안정적인 상태(즉 근속년수의 생존함수가 안정적인 상태)이어야 한다. 이러한 이유로 Diebold et al.(1997)은 직장유지율에 의해 노동시장 불안정성을 측정하였다.

를 바탕으로 직장유지율을 분석하였다. 또한 Bernhardt et al.(1999)은 미국의 NLS(National Longitudinal Survey)와 NLSY(National Longitudinal Survey of Youth)의 자료를 활용 '2년 이내 이직확률(Job Separation Rate)'을 로짓모형으로 추정하여 노동시장 불안정성의 정도와 변화방향을 설명하였다.

다음의 제II장에서는 노동시장 불안정성의 정도와 변화를 측정된 기준 연구결과들을 소개한다. 제III장에서는 1994~99년까지 한국 임금근로자들의 계층별 근속기간과 그 변화를 이해하도록 한다. 특히 Jaeger and Stevens(1999)의 방법론에 따라 근로자들 중 '1년 이하 근속자' 비중의 변화추세를 분석한다. 앞서의 각주에서 설명되었듯이, 단기근속자 비중으로 노동시장 불안정성을 측정하는 데서 발생하는 문제로 인하여 제IV장에서는 Neumark et al.(1999)의 방법론에 의거하여 1995~97년의 4년 직장유지율(4 Year Job Retention Rate)과 1995~97년, 1997~99년의 2년간 직장유지율을 계산하고 계층별·기간대별로 어떠한 차이와 변화가 있었는지를 분석한다. Neumark et al.(1999)은 4년 직장유지율과 8년 직장유지율을 보고하였으나 자료의 한계로 인해 본고에서는 1995~99년의 4년 직장유지율을 구하여 노동시장 불안정성 정도를 구한다. 또한 1995~97년, 1997~99년 사이의 2년 직장유지율을 비교함으로써 외환위기가 노동시장 불안정성에 미친 충격의 정도를 가늠하도록 한다. 제V장에서는 근로자 특성 및 고용구조가 불안정성에 미치는 영향을 종합적으로 이해하기 위해 Bernhardt et al.(1999)처럼 '2년 이내 이직 여부'을 피설명변수로 하는 로짓모형을 설정·추정하였다. 1995~97년, 1997~99년의 두 기간에 대해 추정함으로써 이직확률에 대한 외환위기의 효과를 계층(cohort)별로 살펴본다. 마지막으로 제VI장에서는 본고의 주요한 결과들을 정리한다.



## II. 노동시장 불안정성(Instability)에 관한 기존 연구

1990년대에 들어 미국의 언론과 노동계에서는 미국 노동시장의 불안정성이 증가하였다는 많은 사례들을 제공하여 왔으나 이에 대한 체계적이고 실증적인 연구는 1990년대 후반에 들어서야 비로소 이루어지게 된다. 하지만 1990년대 후반 들어 본격화된 미국 노동시장의 불안정성에 관한 연구들도 명쾌한 변화방향을 제시하지는 못한다. 이는 연구자가 사용하는 자료와 방법에 따라 그 분석결과가 상이했기 때문이다. 가령 CPS<sup>6)</sup> (Current Population Survey) 부가조사(supplements)<sup>7)</sup> 이용한 연구들은 (Diebold et. al., 1997; Jaeger and Stevens, 1999) 1990년대 초반까지 미국 노동시장의 이직률(separation rate)에는 변화가 거의 없었다는 결과를

---

6) CPS는 미국 노동시장에 대한 대표적 가구조사로 전국적으로 선출된 50,000가구에 (미응답률 6.5%) 속하는 16세 이상의 남녀 94,000명에 대해 매월 단위로 개인의 경제활동상태를 조사하고 있다. 그러나 근속기간에 대한 조사는 부가조사(supplements)의 형태로 일정도에 한해서만 취업자를 대상으로 이루어지고 있으며, 질문도 '현 직장에 언제 취업하였는가?'가 아니라 '현 직장에 얼마 동안 근무하고 있는가?'하는 형식으로 묻고 있다. 이런 연유로 CPS 데이터는 근속기간의 분포에서 통상 5년마다 응답빈도가 급증하는 '도약효과(heaping effect)'와 근속년수 1년에서 2년 사이의 응답자가 급격히 감소하는 '호상효과(弧狀效果, rounding effect)'의 문제가 발생한다. 본 논문에서 사용하고 있는 한국노동패널은 1998년과 1999년의 2년에 걸친 패널자료이다. 그러나 1998년의 1차년도에서 '일주일에 평균 15시간 이상씩 2개월 이상 근무한' 과거의 모든 직장경험에 대해 회고적(retrospective) 조사를 실시하여 경제위기 이전의 근속년수에 관한 정보를 구할 수 있다. 질문형식도 직장을 시작한 시기(년, 월)와 직장을 그만둔 시기(년, 월)를 질문하여 CPS의 '도약효과(heaping effect)'와 '호상효과(rounding effect)' 문제는 발생시키지 않는다. 그러나 한국노동패널은 전국의 도시지역을 대상으로 5,000가구를 선정하고 이에 속하는 15세 이상의 남녀 13,321명(1차년도 기준)의 응답자만을 확보하여 표본규모가 미국 CPS의 7분의 1 정도에 불과하고, 도시지역의 가구조사로 전국을 대표하지 못한다는 한계를 안고 있다.

7) CPS는 보완적으로 이직자 부가조사(DWS: Displaced Worker Supplement), 근속기간 부가조사(Job Tenure Supplement), 임시직 부가조사(Contingent Work Supplement) 및 연금 및 보조금 부가조사(Pension and Benefit Supplement) 등을 실시하였다.

보고한다.

반면 Swinnerton and Wial(1995)은 CPS 자료를 이용하였으면서도 미국 노동시장에서 이직률이 증가하여 불안정성이 커졌다고 주장한다. 그러나 이들도 기존 연구들과 동일한 방법으로 재분석한(Swinnerton and Wial, 1996) 결과 이직률의 증가가 매우 미미하였던 것으로 연구의 결론을 수정하게 된다.<sup>8)</sup>

이처럼 CPS 데이터를 사용한 연구들이 1990년대 중반까지 미국 노동시장의 불안정성에는 전반적으로 큰 변화가 없었던 것으로 보고하고 있지만 계층별 분석에서는 일부 계층의 이직률이 증가한 것으로 나타난다. 가령 Diebold et al.(1997)과 Jaeger and Stevens(1999)는 저학력층의 고용불안정성이 증가하였음을 발견하였고, Farber(1997a, 1997b)는 남성 장기근속자와 고학력자의 고용불안정성 상승을, 그리고 Neumark et al.(1999)도 고학력자의 직장유지율이 1990년대에 들어 하락하였음을 보고한다. 또한 Marcotte(1995)는 OECD국가들에서 전반적으로 청년층과 저숙련층의 불안정성이 커졌다고 보고한다(표 1-1 참조).<sup>9)</sup> CPS를 이용한 연구들과 마찬가지로 PSID(Panel Study of Income Dynamics)를<sup>10)</sup> 이용한 연구들도 명쾌한 변화방향을 제시하지는 못하였다.

8) Swinnerton and Wial의 1995년 연구는 분석자료에 농업종사자를 포함시키고 자영업자는 제외하였다. 또한 응답자의 자의적인 반올림으로 응답자수가 5년 단위로 급증하는 도약문제(heaping problem)를 해결하기 위해 근속년수가 8·13·23·28·33인 표본을 제외하였다. 반면 1996년 연구에서는 표본의 제외 없이 기존연구와 같은 방법으로 재추정한 결과 이직률에 큰 변화가 없었던 것으로 연구결과가 수정되었다.

9) Farber(1997b)와 Diebold et al.(1997)의 연구에 의하면, 1990년대 전반기에 고학력 근로자의 이직률이 증가하였음에도 불구하고 고학력자의 상대임금은 오히려 증가한 것으로 나타나 소득이 증가하면 이직률이 감소할 것이라는 기존연구의 추론을 기각하고 있다.

10) 1968년에 시작된 PSID(Panel Study of Income Dynamics)는 표본가구의 가구주를 대상으로 1년 동안의 경제활동상태 및 변화를 조사하고 있다. 초기에는 직접 면담을 통해 정보를 획득하였으나 1973년부터는 불가피한 경우를 제외하고는 전화조사를 원칙으로 하며, 표본의 크기는 1992년의 경우 7,190가구에 달한다. 취업자의 근속년수에 대한 정보는 가구주와 배우자에 대해서만 얻어지기 때문에 조사 결과가 미국 전체의 모집단을 반영하지 못할 가능성이 지적된다.

〈표 1-1〉 미국 노동시장의 불안정성에 관한 연구결과의 요약

CPS 이용한 연구	
Farber(1997a)	1993~96년 기간 동안 35~64세의 성인남녀 중 10년 이상 남성근속자 비율이 감소, 1979~96년 사이에는 여성의 20년 이상 장기고용이 증가
Farber(1997b)	1984~96년 기간 사이에 20~64세 성인남녀 중 남성고학력자의 해고율이 증가, 그러나 동 기간 공장폐쇄로 인한 해고율은 변화가 없음.
Swinerton and Wial(1995)	단기근속자의 4년간 직장유지율(4 year job retention rate)이 1983~87년 사이에 증가하다가 1987~91년 사이에 다시 감소
Diebold, Neumark and Polsky(1996)	Swinerton and Wial(1995)이 노동시장 불안정성을 과다 추정하였음을 지적
Diebold, Neumark and Polsky(1997)	1983~91년 동안 전반적인 노동시장 불안정성은 변화가 없었으나 저학력 근로자의 불안정성은 다소 감소
Neumark, Polsky and Hansen(1999)	1991~95년 사이에 고학력층의 4년간 직장유지율이 하락
Jaeger and Stevens(1999)	1973~91년 기간 동안 20~59세 남성 중 흑인과 저학력층의 불안정성이 증가
PSID를 이용한 연구	
Polsky(1999)	1976~81년과 1986~91년의 두 기간을 비교하여 25~54세 남성가구주의 전반적 이직률(separation rate)에는 별다른 변화가 없었으나 비자발적 이직률의 증가, 이직자의 재취업을 하락 및 전직(轉職)에 따른 임금하락폭의 증가를 보고
Jaeger and Stevens(1999)	1976~92년의 기간 동안 20~59세 남성가구주의 근속기간(job tenure)은 안정적이었으나 흑인과 저학력층의 고용 불안정성은 증가
Boisjoly, Duncan, and Smeeding(1998)	1968~92년 기간 동안 25~59세 남성가구주의 비자발적 해고가 증가
Rose(1995)	24~48세 사이 남성가구주가 경험한 직업의 수가 증가
Marcotte(1995)	14~44세 남성가구주의 직장이직확률(job turnover probability)이 전반적으로 증가하였고, 특히 흑인과 저학력층에서 직장이직확률의 증가가 두드러짐.
NLSY를 사용한 연구	
Monks and Pizer(1998)	19~36세 남성 전일제(full-time) 근로자의 자발적·비자발적 이직률 상승이 발견됨. 특히 저학력자의 이직률 증가가 뚜렷함.
Bernhardt et al.(1999)	14~37세 백인남성(non-Hispanic)의 이직률이 증가

Rose(1995), Boisjoly et al.(1998)과 Marcotte(1995)는 노동시장의 불안정성이 증가하였다고 보고한 반면, Polsky(1999)와 Jaeger and Stevens(1999)는 부분적 변화를 제외하면 전반적으로 노동시장 불안정성의 변동이 없었다고 주장한다. CPS와 PSID를 이용한 연구결과의 차이는 두 자료의 표본구성이 상이하다는 점에 크게 기인한다. CPS가 16세 이상의 모든 성인남녀를 표본으로 하고 있는 반면, PSID는 조사대상 가구의 남성가구주 혹은 배우자만을 대상으로 조사한다. 만약 남성가구주 혹은 배우자의 이직률이 전체 인구의 이직률을 대표할 수 없다면 PSID를 이용한 분석이 미국 노동시장 전체의 흐름을 대변하는 데 한계를 지닐 수밖에 없을 것이다. 또한 인구구조의 변화에 따라 PSID 표본구성에도 체계적인 편의(bias)가 발생할 가능성도 존재한다. 반면 CPS의 자료에도 근속년수에 관한 완벽한 정보가 제공되지 못한다. 즉 조사시점 당시의 취업자 근속년수에 대한 정보가 CPS에서는 제공되지 못하며 몇 년의 간격을 두고 실시되는 부가조사(supplement)에서만 근속년수 정보가 주어지고 있다는 한계가 존재한다. 이러한 CPS와 PSID의 자료상 한계들이 두 자료를 이용한 연구결과의 차이를 초래하는 주요한 원인이 된다.

CPS와 PSID 이외에도 NLSY(National Longitudinal Survey of Youth)도 노동시장 불안정성의 변화를 계측할 수 있는 자료를 제공한다. <표 1-1>과 같이 NLSY 데이터를 이용한 Monks and Pizer(1998)의 연구는 19~36세 전일제(full-time) 남성근로자의 이직률이 증가하였음을 보고하였고, Berhardt et al.(1999)도 14~37세 백인남성의 이직률이 증가하였음을 발견하였다. CPS나 PSID에 비해 NLSY는 직장이동의 경로와 근속년수, 이직사유 등 노동시장의 변화에 대한 정확하고 방대한 자료를 제공한다는 장점이 있으나 표본대상이 젊은 청년층으로 제한되어 미국 노동시장 전체를 대표하지 못한다는 근본적인 한계를 지닌다.

요약하면, 1990년대 중반 이후 미국에서는 미국 노동시장의 불안정성에 대한 관심이 높아지고 이에 따라 CPS, PSID 및 NLSY를 활용한 여러 연구결과들이 발표되었으나 근로자 전체의 고용불안정성이 높아졌다는 일관된 증거를 확보하는 데는 실패하였다. 그러나 부분적으로는 청소년, 저학력자 및 흑인들을 중심으로 고용불안정성의 악화와 이직률 상승이 발견되고 있다.

### III. 근속기간의 변화

#### 1. 평균근속기간의 변화

외환위기 들어 노동시장이 불안정화되었다는 증거로서 평균근속년수가 줄었거나 단기근속자의 비중이 늘었다는 점을 든다. 그러나 평균근속년수의 감소나 단기근속자 비중의 증가와 같은 지표가 노동시장 불안정성의 척도로서 일정한 한계를 가진다는 점은 전술된 바 있다. 본 장에서는 그러한 문제점에도 불구하고 보편적으로 인용되는 단기근속자 비중의 변화를 살펴보고, 다음 장에서 직장유지율의 계산을 통하여 노동시장 불안정성을 측정하고자 한다.

한국노동패널 자료<sup>11)</sup>를 이용하여 취업자들의 근속기간을 살펴보면 1990년대 중반 이후 근속기간의 평균값이 하락하는 추세가 발견된다.<sup>12)</sup> [그림 1-1]에서 전체 취업자의 근속기간은 1994년의 7.08년에서 지속적으로 감소하여 1999년에는 6.00년의 수준으로 15.3%가 줄어들었다.<sup>13)</sup> 이리

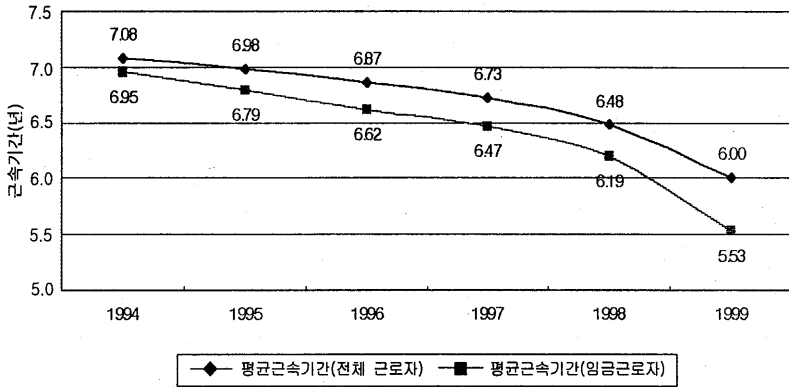
11) 한국노동패널조사의 제1차년도에서는 15세 이상의 모든 응답자들에 대해 과거의 취업경험을 질문하였다. 구체적으로 '만 15세부터 일주일당 평균 15시간 이상씩 2개월 이상 근무'한 모든 일거리(직장)에 대해 '시작한 시기', '그만둔 시기', '산업', '직종' 및 '종사상의 지위'를 묻고 있다.

12) 20세 미만 청소년 및 65세 이상 고령자는 노동시장에의 결속(attachment) 정도가 낮고 보통의 근로자와 여러 부문에서 차이가 있어 평균근속년수의 계산시 연령을 20세에서 65세 미만으로 제한하였다. 또한 대부분의 취업자들이 자영농으로 평생 동안 농업에 종사하고 있는 농림어업 분야가 평균근속년수에 미치는 왜곡현상을 배제하기 위해 분석대상에서 제외하였다.

13) 한국노동패널연구의 제1차 조사는 1998년 6월에서 10월까지, 제2차 조사는 1999년 7월에서 11월까지 수행되었다. 4~5개월에 걸친 조사기간으로 인해 취업상태, 근속기간 등의 변수값이 동일시점에 바탕을 두지 못하고 있다. 조사시점의 불일치는 평균근속기간, 직장유지율(job retention rate) 등의 연도별 추이에 대한 정확한 비교분석을 저해한다. 본고에서는 비교시점의 통일을 위해 제1차년도 조사가 시작된 달인 6월을 기준시점으로 삼고 근속년수, 연령, 결혼여부 등 각종 데이터를 구축하였다. 더불어 1994년 이전에 대해서도 근속기간의 계산이 가능하지만 조사시점에

한 현상은 임금근로자로 분석대상을 제한하였을 때 더욱 명확하게 드러나고 있는데 임금근로자의 근속기간은 같은 기간에 19.6%나 하락하였다.<sup>14)</sup> 외환위기 이후 평균근속기간의 하락세가 더욱 뚜렷해지며 전체 근로자와 임금근로자 사이의 평균근속기간 격차도 시간에 따라 확대되어 임금근로자의 노동시장 이동과 고용불안정성이 비임금근로자보다 더욱 심각해진 것으로 나타난다.

(그림 1-1) 평균근속년수의 추이



성별로는 남녀 임금근로자 모두에 대해 평균근속기간의 하락현상을 발견할 수 있으나 1998~99년에는 남성의 평균근속기간 하락이 두드러졌다. 고용형태별로는 정규직보다 비정규직 임금근로자에서 하락현상이 현저하게 나타난다.<sup>15)</sup>(부도 1-1과 부도 1-2 참조) 특히 1997년 이후 정규직과

서 지나치게 멀리 떨어진 과거의 근속기간을 계산할 경우에 발생하게 되는 응답의 부정확성 문제와 함께 인구구조 및 거주지역 분포의 변화를 반영하지 못함에 따른 대표성의 한계로 인해 여기에서는 1994년까지로 분석기간을 제한한다.

- 14) 외환위기 이전에도 평균근속년수가 하락한原因的 하나는 취업자수의 지속적인 증가이다. 한국노동패널 자료에서 6,074명이었던 1994년의 취업자수는 1995년 6,273명, 1996년 6,581명, 1997년 6,797명으로 증가하였다. 1998년에는 외환위기로 인해 취업자수가 6,555명으로 하락하였다. 1999년의 취업자수는 5,983명으로 나타나고 있으나 제2차 조사시 상당수의 표본이 탈락하였기 때문에 1999년의 취업자수를 이전과 직접적으로 비교할 수 없는 한계가 있다. 이러한 취업자수의 증가는 평균근속년수뿐만 아니라 근속년수의 분포에도 영향을 미친다. 이러한 문제를 보완하기 위해 후술되는 종적 직장유지확률(historical retention rate)의 개념이 사용된다.

비정규직 사이의 평균근속기간 차이가 급속도로 확대되었다. 이는 외환위기  
 기로 인한 고용조정이 비정규직을 중심으로 이루어졌을 뿐만 아니라 비정  
 규직 위주로 신규채용이 이루어졌다는 사실을 반영한다.

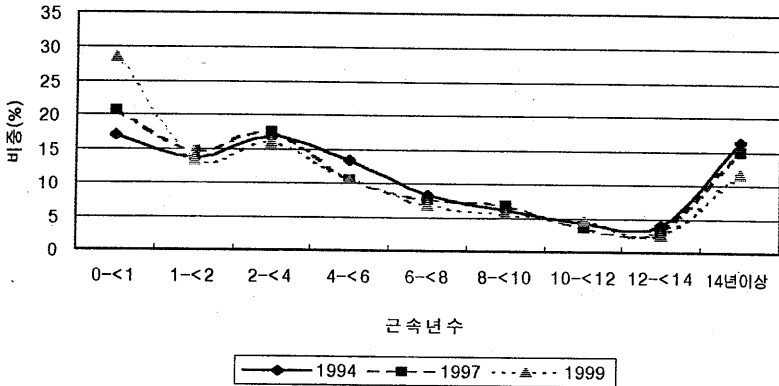
임금근로자의 평균근속기간은 근속기간의 분포형태에 따라 크게 영향을  
 받는다.<sup>16)</sup> 이러한 영향을 배제하는 방법의 하나는 평균값 대신 중간값  
 (median)의 변화를 살펴보는 것이다. 1994년 4.42년이었던 전체 취업자 근  
 속기간의 중간값은 1999년 3.25년으로 1.17년이나 낮아졌다. 임금근로자의  
 경우에도 같은 기간 4.29년에서 2.83년으로 1.46년이 줄어들었으며 동일직  
 장에 3년 이상 근무하고 있는 임금근로자는 42.0%에 불과하였다. 근속기  
 간의 평균치 하락폭보다 중간값의 하락폭이 상대적으로 크게 나타나고 있  
 는데 이는 장기근속자의 이직·전직이 상대적으로 심했음을 보여준다.

이러한 점은 근속기간 분포의 변화를 살펴볼 때 더욱 명확해진다. [그  
 립 1-2]는 1994년, 1997년 및 1999년의 임금근로자의 근속기간 분포를 나  
 타내고 있는데 1994년 이후 1년 미만 근속자의 비중이 급격히 증가한 반  
 면, 14년 이상 장기근속자의 비중은 현저하게 감소하였다. 또한 10년에서  
 12년 미만의 범위를 제외한 대부분의 2년 이상 근속기간대의 비중이 줄어  
 들어 그동안 이직 및 전직이 시계열상에 점증되었음을 간접적으로 입증하  
 고 있다. 성별로는 남녀 모두 1년 미만 근속자의 비중이 큰 폭으로 증가  
 하였다. 그러나 남성은 14년 이상 장기근속자 비중의 감소가 두드러지게  
 나타난 반면, 여성은 1년에서 4년 미만 근속자의 비중 감소가 두드러

15) 고용형태에 따른 근속기간의 변화를 파악할 때에는 건설업을 제외하였다. 미국  
 등 선진국과 달리, 우리나라의 건설업 종사자 대부분은 일용직이고 일거리에 따  
 라 수시로 근무장소를 이동하는 특징을 가진다. 고용계약을 맺은 모든 일거리를  
 독립적인 직장경험으로 간주하고 직장경험의 개인이력을 일일이 조사하는 것은  
 사실상 불가능하다. 따라서 건설업 종사자와 같이 근무장소 또는 회사만을 옮겨  
 다니면서 동일한 업무에 종사하는 경우에는 이를 하나의 직장경험으로 간주하였  
 다. 이러한 조사방법으로 인하여 건설업 종사자 및 이와 유사한 비정규직 임금근  
 로자의 근속기간은 상당히 장기간인 것으로 나타나고 있다. 이런 연유에서 후술  
 되는 분석에서는 건설업을 포함할 경우와 포함하지 않을 경우로 나누어 노동시장  
 불안정성 변화를 살펴볼 것이다.

16) 근속기간의 평균치만으로는 어느 근속기간 계층(cohort)에서 이직 및 전직이 활발  
 하였는지 판단할 수 없다. 극단적인 예로 만약 근속년수의 중간값 아래의 단기근  
 속자들만 이직하여 재취업하였다면 근속기간의 평균값은 낮아지지만 중간값에는  
 변화가 없을 것이다.

(그림 1-2) 임금근로자의 근속년수 분포와 추이



진 것으로 나타난다. 고용형태별로도 정규직과 비정규직 모두 1년 미만 근속자의 비중이 증가하였으나 특히 비정규직에서 1년 미만의 비중이 1994~99년까지의 5년 동안 2배 이상 늘어났다. 1994년 이후 한국의 노동 시장에서 발견되는 근속기간 분포의 급격한 변화와 고용불안정성의 증대는 다음에서 비교분석될 미국의 경우와 극명하게 대비된다.

## 2. 1년 이하 근속자 비중의 변화추이

Jaeger and Stevens(1999)<sup>17)</sup>는 PSID와의 비교분석을 위해 미국의 CPS 데이터에서 남성가구주와 배우자(이하 가구주로 부름)의 표본만을 추출하고 이 표본 가운데 자영업자를 제외한 임금근로자를 대상으로 1년 이하와 10년 미만 근속자의 비중이 시계열상에 어떻게 변화하였는지를 살펴봄으

17) Jaeger and Stevens(1999)는 1973~96년의 CPS 자료와 1976~96년의 PSID 자료를 사용하여 미국 노동시장에서 1년 이하 근속자와 10년 이하 근속자의 비중이 어떻게 변화하였는지를 살펴보았다. 또한 이들은 근속자 비중의 장기추세를 파악하기 위해 1단계의 로짓분석과 더불어 2단계에서 계층별로 근속기간 분포의 추정치를 계산하고 이들 추정치의 시간에 따른 변동추이를 단순회귀분석을 통해 살펴보았으나 실제 비중과 큰 차이가 없다는 결과를 제시하고 있다. 이들의 연구결과는 1980년대와 1990년대에 미국 노동시장 불안정성에는 큰 변화가 없었다는 Diebold et al.(1997)의 연구결과와 일치한다. 그러나 1990대 초반에 들어서는 10년 이하 근속자의 비중이 증가하는 것으로 나타나 Neumark et al.(1999)의 연구와 비슷한 결과를 얻었다.

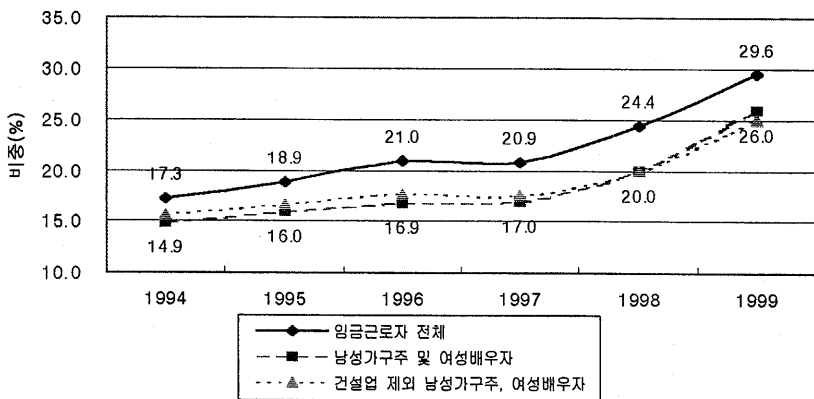


로써 노동시장의 불안정성을 계측하였다.

본고에서는 미국과의 비교분석을 위해 Jaeger and Stevens와 동일한 방법으로 한국노동패널 자료를 재구성하고 한국 노동시장에서 근속기간(년)별 분포의 변화추이를 분석한다. 한편 미국과 달리 한국에서는 건설업 종사자의 대부분이 일용직 형태로 고용계약을 반복적으로 체결하고 있다는 제도상의 차이를 감안, 건설업을 포함할 경우와 포함하지 않을 경우로 구분하여 근속기간별 분포의 변화추이를 살펴봄과 동시에 Jaeger and Stevens의 연구결과와 비교할 것이다. 더불어 전체 근로자를 대상으로 근속기간 분포의 변동추이를 분석하여 노동시장의 전반적인 불안정성(instability) 변화를 살펴보고자 한다.

[그림 1-3]은 한국노동패널의 표본을 PSID과 동일하게 구성하였을 때 1년 이하 근속자 비중의 연도별 변화를 보여준다.<sup>18)</sup> 1년 이하 근속자의 비중은 1994년의 14.9%를 시작으로 외환위기 이전인 1997년의 17.0%에 이르기까지 다소 증가하는 양상으로 보였다가 외환위기 이후 급격히 증가하여 1998년의 20.0%, 1999년의 26.0%로 급증하였다. 이러한 사실은 이미 1990년대 중반부터 1년 이하 단기근속자의 비중이 늘어났으며 외환위기를 통해 이러한 추세가 심화되었음을 시사한다. 특히 외환위기 직후인 1998

(그림 1-3) 근속기간 1년 이하의 비중과 추이



18) 20세 미만의 청소년과 60세 이상의 고령자 및 농림수산업 종사자는 본고의 분석대상에서 제외하였으며, 20세 이상 60세 미만의 임금근로자만을 대상으로 하였다.

년보다 1999년에 단기근속자의 비중 증가가 현저히 나타난다. 이는 실물 시장의 불황이 노동시장에 시차를 두고 영향을 미쳤거나 1998년의 실직자들이 1999년도에 재취업하였기 때문일 가능성이 있다.

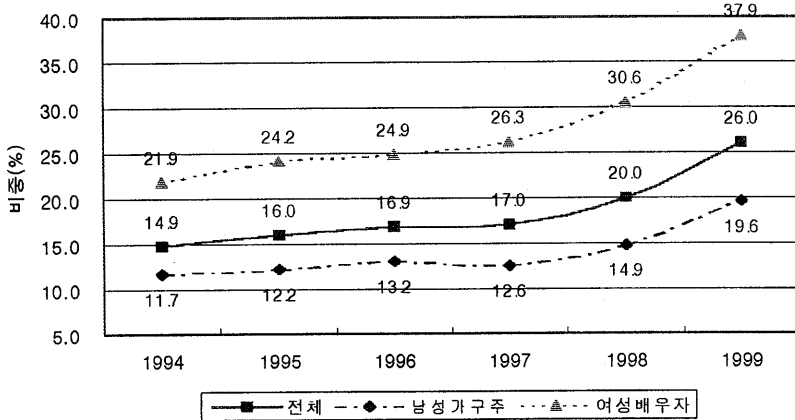
건설업을 분석대상에서 제외하였을 경우 외환위기 이전에 1년 이하 근속자 비중이 다소 높아진다. 그 이유는 앞서 논의된 바와 같이 건설업 종사자들의 대부분이 장기근속 비정규직으로 간주되기 때문이다. 또한 가구주(head)가 아닌 가구원까지 포함한 전체 표본에서는 1년 이하 근속자의 비중이 상대적으로 높다. 1994년 17.3%였던 비중은 1997년의 20.9%까지 증가하였고 외환위기 이후 급증하여 1998년 24.4%, 1999년 29.6%로 상승하였다. 여기에는 가구주가 아닌 가구원의 평균근속년수 및 1년 이하 근속자의 비중은 연령대와 상관없이 항상 가구주보다 높다는 사실이 반영된다. 구체적으로 1998년의 경우 가구주 중 근속기간 1년 이하가 차지하는 비중은 [그림 1-3]과 같이 20.0%이나 비가구주는 그 비중이 37.3%로 상당한 차이가 있다. 특히 근속기간이 일반적으로 짧고 가구주가 아닌 20대 계층(cohort)의 대부분이 전체 표본에는 포함되지만 PSID 형식의 표본구성에서는 제외되는 점이 1년 이하 근속자의 비중이 증가한 원인으로 작용한다.<sup>19)</sup>

1990년대 중반 이후 근속기간 1년 이하의 비중이 증가하는 추세는 남녀 모두에서 잘 나타난다(그림 1-4 참조). 남성의 경우 모든 기간에 걸쳐 1년 이하 근속자의 비중이 여성보다 낮은 것으로 나타나 일반적인 추론에 부합된다. 가구주인 남성은 그 비중이 1994년의 11.7%에서 1997년의 12.6%로 완만한 증가세를 보이다가 1999년 19.6%로 급증하였다. 여성의 경우도 같은 기간 동안 21.9%에서 1999년의 37.9%로 급증하여 전체적인 경향과 부합된다.

1년 이하 근속자 비중의 변화가 보여주는 현상은 미국의 경험과 상당한 차이를 보인다. Jaeger and Stevens(1999)에 의하면 미국 CPS의 가구주 표본에서 1980년대와 1990년대 초반에 걸쳐 남성가구주 중 1년 이하의 근

19) 비가구주의 포함 여부에 따라 1년 이하 근속자 비중의 격차가 가장 큰 1998년의 경우 20대 응답자(cohort)의 69.4%가 비가구주이며 이들의 40.0%가 근속기간 1년 이하이다. 이러한 수치는 30대의 24.3%, 40대의 23.5%, 50대의 31.3%가 근속기간 1년 이하인 점과 대비된다. 또한 응답자 중 비가구주의 비중도 30대 11.1%, 40대 1.8%, 50대 3.6%로 낮아진다.

(그림 1-4) 1년 이하 근속자 비중의 성별 분포와 추이

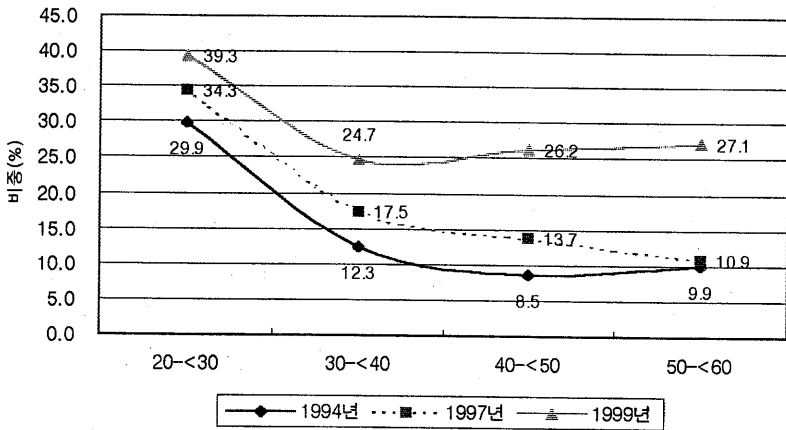


속자 비중은 20~25% 범위에서 완만하게 하락하다가 재차 상승하나 그다지 큰 변화는 없는 것으로 나타났다. 여성도 25~30% 사이를 유지하여 상당히 안정적인 기초를 유지하였다. 반면 한국은 분석기간이 1994년 이후로 제한되어 있어 미국과의 직접적 비교는 불가능하나 상승과 하락의 순환적 기초보다는 단조증가(monotonic increase) 추세가 완연하다. 특히 외환위기의 영향권 아래에 있었던 1999년에 여성가구주 또는 배우자의 39.7%가 근속기간 1년 이하로 미국의 25~30% 구간을 벗어났다. 결론적으로 1년 이하 단기근속자 비중은 미국의 노동시장과는 달리 상대적으로 단기에 급격한 변화가 있었으며 이러한 변화는 외환위기 이후 가속화되었음을 알 수 있다.<sup>20)</sup>

20) OECD의 고용전망보고서(Employment Outlook, 1995)에 따르면 1980년 초반 미국의 월평균 직장이직률(job turnover rate:  $\frac{\text{입직자수} + \text{이직자수}}{\text{취업자수}} \times 100$ )은 10% 정도로 보고되는 반면, 1990년대 초반 한국의 월평균 이직률은 5% 정도로 나타나 네덜란드와 일본을 제외하고는 OECD국가 중 최하위를 기록하였다. 그러나 이직률을 통한 노동시장의 질적 평가는 계층(cohort)별 이직률에 대한 정확한 분석을 통하여 이루어져야 할 것이다. 미국의 근로자는 청년기에 상대적으로 높은 수준의 이직률을 경험하다가 중·장년층이 되면 장기근속을 향유하는 것으로 여겨진다. 이러한 연구결과를 뒷받침해 주는 연구결과들도 1980년대에 이미 제시된 바 있다. 가령 Hall(1982)은 중·장년층의 낮은 이직률을 제시하고 미국 노동시장에서 장기근속의 중요성 및 가치에 대하여 논의하였으며, Kazuo Koike(1978)도 15년 이상 장기근속자의 비중이 일본보다 미국에서 더욱 높다는 결과를 발표한 바

외환위기를 전후로 한 단기근속자 비중의 변화는 연령계층별(cohort) 분석을 통해 보다 심층적으로 살펴볼 수 있다. <부표 2>에서 횡단면적으로 20대 계층의 근속기간 1년 이하 비중은 다른 연령대에 비해 상당히 높아 일반적인 직관에 부합된다. [그림 1-5]를 살펴보면 전반적으로 연령대가 높아질수록 1년 이하의 근속자 비중은 감소하나 40대와 50대에서는 그 비중의 차이가 크지 않을 뿐만 아니라 관찰연도에 따라서 50대의 비중이 40대보다 높은 역전현상도 발견된다. 특히 1999년의 경우 30대보다 40·50대에서 1년 이하의 근속자 비중이 높아지는 U자 형태의 연령대별 분포를 보인다. 이는 외환위기가 중고령층에 상대적으로 커다란 영향을 미쳤음을 시사하는데 이러한 점은 후술되는 분석에서 보다 명확히 논의될 것이다.<sup>21)</sup>

(그림 1-5) 1년 이하 근속자 비중의 연령대별 분포와 추이



성·연령계층별 비중의 추이를 살펴보면 연령이 높을수록 외환위기로 인하여 급격한 변화를 경험한다.<sup>22)</sup> 이러한 현상은 남녀 모두에 적용되는

있다. 이는 일본의 중신고용관행과 미국의 유연한 노동시장에 관련된 단순한 직관과 배치되는 실증분석 결과이다.

21) 가구주(head) 표본과 전체 표본을 비교하면 30대 이상의 계층에서는 큰 차이를 나타내지 않지만 20대에서는 1년 이하 근속자 비중이 상대적으로 크게 나타난다. 이는 전술한 바와 같이 30대 이상 응답자의 대부분이 가구주(또는 배우자)여서 양쪽 표본 모두에 포함되기 때문이다.

22) 본고에 대한 논평에서 방송통신대학교의 박덕제 교수는 한국에서 중년층의 불안정성(instability)이 높은 것은 고용조정방식이 미국과 다른 것에 있다는 점을 지적한

데 가구주 표본에서 20대 남성가구주 중 1년 이하 근속자 비중은 1994년의 24.7%에서 1999년의 26.2%로 커다란 변화를 보이지 않는다. 미국의 CPS 표본에서 근속기간이 1년 이하인 20대 남성가구주의 비중은 35~45% 수준으로 한국의 20대 남성가구주에 비해 그 비중이 상당히 높다. 반면 30대 이상의 계층(cohort)에서는 외환위기 이후 1년 이하 근속자가 차지하는 비중은 매우 급격한 변화를 겪었다. 특히 50대 남성가구주의 경우 근속기간 1년 이하의 비중은 1994년의 8.6%에서 1999년에는 22.7%로 약 2.64배 늘어났을 뿐만 아니라 40대 남성가구주의 비중을 초과하게 된다.<sup>23)</sup>

여성가구주(또는 배우자) 가운데 근속기간이 1년 이하인 비중은 남성 가구주에 비해 상대적으로 높게 나타난다. 연령별로 20대에서는 남녀간의 격차가 두드러지지 않으나 연령이 30대 이상으로 넘어가면서 남녀간 비중 차이가 완연하게 나타나고 있다(부표 1-1, 1-2 참조). 1년 이하 근속자 비중이 1994~97년까지 완만하게 증가하다가 외환위기 이후 급증하는 현상은 남성보다 여성에서 더욱 분명히 나타난다. 특히 50대 여성의 경우 1년 이하 근속자의 비중이 1994년의 10.2%에서 1999년에는 37.8%로 크게 증가하였다.

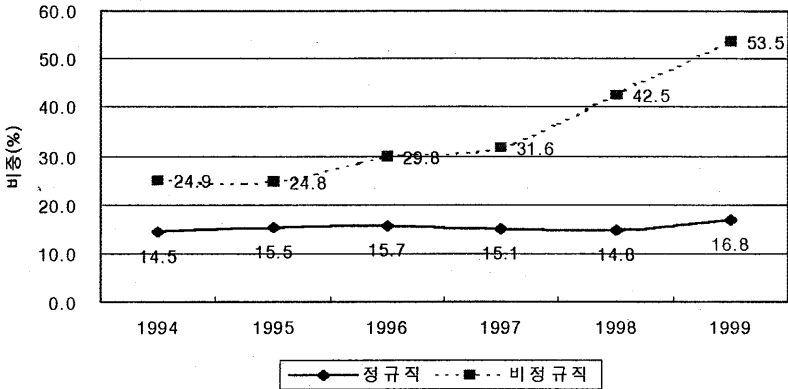
외환위기 이전에는 미국과 비교할 때 20~30대에서는 1년 이하의 근속자 비중이 미국보다 상당히 낮은 반면, 40~50대에서는 미국보다 그 비중이 약간 높거나 비슷하였다.<sup>24)</sup> 그러나 외환위기 이후 1년 이하 근속자 비

---

다. 즉 미국에서는 노동조합이 기업의 고용조정 원칙을 받아들이는 대신 방법론에 있어서 '연장자 규칙(seniority rule)'에 따라 연장자를 보호하지만, 한국은 고용조정에 대한 노동조합의 반발이 크기 때문에 기업은 명예퇴직 형식의 고용조정을 하면서 대상으로 연장자를 우선적으로 선정하는 점이 중년층 노동시장의 불안정성에 기여할 수 있다는 점을 지적하고 있다. 직장상실자만을 대상으로 하는 노동시장 불안전성(insecurity) 분석에서 이러한 측면이 보다 선명히 나타날 것이다.

- 23) 미국 PSID 표본의 분석결과에 의하면 1980~90년대에 1년 이하 남성근로자의 비중은 20대에서 35~40%, 30대에서 20~25%, 40대에서 10~15%, 50대에서 5~10%로 나타났다. 한국과 비교할 때 미국의 1년 이하 근속자 비중은 외환위기 이전의 한국보다 높다.
- 24) 미국의 경우 1980~90년대에 여성 가구주 또는 배우자들 중 1년 이하 근속자의 비중은 20대에서 40~45%, 30대에서 25~30%, 40대에서 20~25%, 50대에서 10~15%로 나타나 남성보다 전연령대에 걸쳐 비중이 높았으며 그 추이도 상당히 안정적이었다. 특히 연령의 증가에 따라 1년 이하 단기근속자의 비중이 현저하게

[그림 1-6] 1년 이하 근속자 비중의 고용형태별 분포와 추이 : 건설업 제외



중의 급속한 상승에 따라 30대 이상의 연령대에서 근속기간이 1년 이하인 여성가구주 또는 배우자의 비중은 미국보다 현저하게 높아진다. 더불어 남녀 모두 연령이 증가하면서 1년 이하 근속자의 비중이 감소하다가 30·40대를 기준으로 U자 형태를 그리거나 또는 비슷한 수준에 머무르는 현상은 미국에서 발견할 수 없는 차별적 현상이다. 이와 같은 사실은 30대 이상 남녀 임금근로자들이 외환위기의 영향을 크게 받았다는 점을 시사한다. 그러나 1990년대 중반 이후 1년 이하 근속자 비중의 증가가 실직자들의 재취업이 증가하였기 때문인지 아니면 노동시장 신규진입자들의 증가에 의한 것인지는 보다 정밀한 분석을 필요로 한다.<sup>25)</sup>

고용형태별로 정규직과 비정규직에서 1년 이하의 근속자가 차지하는 비중 및 그 추이는 [그림 1-6]에 나타나 있다.<sup>26)</sup> 이 그림에 의하면 외환위

감소하는 것으로 나타나 외환위기 이후 40·50대 여성가구주 중 근속기간 1년 이하의 비중이 35%대를 상회하고 연령대별 비중의 차이가 크지 않은 한국과 대조적인 양상을 띠고 있다.

- 25) 1990년대 외환위기 이전 여성의 경제활동참가율은 지속적으로 증가하여 왔다. 특히 연령대별로 25~29세 여성들의 경제활동 증가가 두드러지는데 이러한 현상이 외환위기 이전 1년 이하 근속자 비중의 증가를 주도하였을 가능성이 있다. 또한 외환위기 이후에는 부가노동자효과(added worker's effect)에 의해 여성취업자 중 1년 이하 근속자의 비중이 증대되었을 가능성도 고려되어야 할 것이다.
- 26) 앞에서 논의한 것처럼 건설업 종사자들이 미치는 영향을 배제하기 위해 분석대상에서 건설업을 제외하였다. 그러나 <부표 1-2>와 같이 건설업을 포함시켜도 유사한 결과를 가져온다.

기 이전에는 정규직에서 1년 이하 근속자가 차지하는 비중은 거의 변화가 없었다가 외환위기 직후인 1998년 14.0% 수준으로 다소 하락하였다. 그러나 1999년에는 그 비중이 16.8%로 반전하였다. 한편 비정규직은 1994년 이래 지속적으로 증가하는 추세를 나타내었으며 특히 외환위기 이후 급격한 증가세를 보이고 있다. 1999년의 경우 비정규직 근로자의 53.5%가 근속기간 1년 이하로 절반 이상을 차지하고 있는데 이러한 현상은 임시·일용직 등 비정규직의 형태로 (재)취업하는 실직자 및 노동시장 신규참여자들의 비중이 상대적으로 높기 때문으로 추측된다.<sup>27)</sup> 비정규직 근로자들 중 1년 이하 근속자 비중이 외환위기 이전에 증가한 원인도 비정규직 비중의 증가와 관련된다. 즉 1994년 이후 1997년까지 한국노동패널데이터의 취업자 수는 단조증가하여 왔다. 이에 따라 취업에서 미취업으로 이동하는 수보다 미취업에서 취업으로 이동하는 수가 훨씬 많으며 신규취업자 중 비정규직의 비중이 상대적으로 높은 점이 1년 이하의 단기근속자 비중의 증가에 대한 주요 원인이 될 수 있을 것이다.

결론적으로 근속기간의 측면에서 살펴보았을 때 한국 임금근로자들의 고용불안정성은 외환위기를 통해 심화되었으며, 40대 이상의 중·장년층과 여성의 경우 미국보다 고용불안정성이 심하다는 사실을 발견할 수 있었다. 그러나 이러한 1990년대 중반 이후의 근속기간의 변화가 인구구조의 변화 및 경제활동참가율, 취업자수의 증가에 기인한 것인지 아니면 고용불안정성의 증대로 인한 것인지를 정확하게 식별하기 어려운 문제점을 안고 있다. 본고에서는 이러한 문제점을 보완하기 위하여 후술되는 직장 유지율(job retention rate)의 분석을 통하여 과연 우리나라 노동시장에서 고용불안정성 변화가 있었는지 여부를 살펴보고자 한다.

27) 본고의 분석결과에 의하면 비정규직 비중의 증가도 큰 문제이지만 비정규직 근로자의 근속기간 단기화 또한 문제임을 알 수 있다. 이전의 비정규직은 근속기간에 있어 정규직과 큰 차이를 보이지 않았다. 그러나 외환위기 이후 대부분의 신규취업자들이 비정규직으로 취업함에 따라 근속기간 1년 이하의 비정규직이 늘어나고 정규직과 비정규직의 격차는 확대된다.

## IV. 직장유지율(Job Retention Rate)의 변화

### 1. 노동시장 불안정성 지표로서의 직장유지율

직장유지율(job retention rate)은 노동시장의 불안정성을 측정하는 대표적인 지표로서 근속기간이 지나는 한계를 극복할 수 있는 장점이 있다.<sup>28)</sup> 어떤 근로자가 추가적으로  $t$ 년간 직장에 계속 근무할 비율을  $R(t)$ 라고 하자. 이 경우  $R(t)$ 는 초기 근속년수를 포함하여 근로자의 특성에 따라 계층(cohort)별로 계산될 수 있다. 현재의 근속년수를  $c$ 로 다른 특성을  $x$ 로 정의하면 기준 조사시점(0년도)에서 해당 계층의 직장유지율은  $R_{xc}^0(t)$ 로 정의된다. 이 때  $\{R_{xc}^0(t); t=1,2,\dots\}$ 는 최종 근속기간의 확률분포를 나타내는 생존함수(survival function)로 정의될 수 있다.

Hall(1982)은 생존함수와 입직률이 시간에 따라 일정하다는 가정하에 '횡적 직장유지율(contemporary retention rate)'을 계산하고 이에 상응하는 생존함수를 추정하였다. 구체적으로, Hall은 미국의 1978년도 CPS 자료를 이용하여  $t+c$ 년의 근속년수를 가진 근로자계층의 비율을  $c$ 년의 근속년수를 가진 근로자계층의 비율로 나누는 방법으로 '횡적 직장유지율'  $R_{xc}(t)$ 를 계산하였다. 그러나 시간의 흐름에 따라 여성의 경제활동참가율 증가와 같이 인구 또는 고용구조가 변화하였다면 '동시점 유지율'은 실제 '직장유지율'을 정확하게 반영하지 못한다.

이에 대해 횡단면 자료가 아니라 패널데이터를 이용한 '종적 직장유지율(historical retention rate)'의 계산은 이러한 횡적 직장유지율의 문제점을 해결할 수 있다. 이 장에서는 한국노동패널 자료를 사용하여 종적 직장유지율을 계산하고 이의 연도별·계층별 구조와 그 변화과정을 살펴봄으로써

28) 직장유지율(job retention rate)은 계산방법에 따라 종적 직장유지율(historical retention rate)과 횡적 직장유지율(contemporary retention rate)로 구분된다.



외환위기 전후의 불안정성 변화를 파악하고자 한다.

$N_{xc}^0$ 를 기준년도(0년도)의 패널에서  $c$ 의 근속년수를 가지고  $x$ 의 특징을 가진 근로자의 수로  $N_{x,t+c}^{0+t}$ 를  $t$ 년 후의 패널에서  $t+c$ 의 근속년수를 가지고  $x$ 의 특징을 가진 근로자의 수로서 정의하자. 이 때 ‘종적 직장 유지율’  $R_{xc}^0(t)$ 는 다음과 같이 정의된다<sup>29)</sup>:

$$R_{xc}^0(t) = \frac{N_{x,t+c}^{0+t}}{N_{xc}^0} \dots\dots\dots (1)$$

<표 1-2>와 <표 1-3>은 한국노동패널데이터를 이용하여 계산한 직장 유지율의 연령·계층별 분포와 그 변화를 보여주고 있다. 미국의 CPS가 근속기간에 대한 자료를 매년 제공하고 있지 못하기 때문에 미국에서는 1983~87년 혹은 1987~91년과 같이 4년 직장유지율 계산하고 이를 상호 비교하는 방법이 보편적으로 사용된다(e.g. Neumark et al., 1999; Diebold et al., 1997). 예를 들어, Neumark et al.(1999)은 1983~87년, 1987~91년 및 1991~95년의 4년 직장유지율과 1983~91년, 1987~95년의 8년 직장유지율을 계산하고 이를 비교함으로써 미국 노동시장 불안정성의 변화추이를 파악하려고 노력하였다.

한국노동패널데이터는 미국 CPS 데이터처럼 ‘도약효과(heaping effect)’와 ‘호상효과(rounding effect)’의 문제를 가지고 있지 않으며, 엄격한 의미의 패널자료라는 장점을 지니고 있다. 그러나 근속년수와 관련된 정보를 구할 수 있는 기간이 짧아 Neumark et al.(1999)처럼 상이한 두 기간의 4년 직장

---

29) CPS 자료는 가구 또는 개인이 표본에서 이탈·진입할 가능성이 존재하기 때문에 엄격한 의미에서 패널데이터로 볼 수 없다. 따라서 CPS 자료를 통해 ‘종적 직장 유지율’을 계산할 경우 계층별 응답률의 차이가 직장유지율에 끼칠 편의(bias)를 최소화하기 위해 응답률에 대한 가중치를 계층비중에 곱하여 직장유지율(job retention rate)을 계산하여야 한다. 가령 CPS상  $t$ 년 후의 패널에서  $t+c$ 의 근속년수를 가지고  $x$ 의 특징을 가진 근로자의 수를  $N_{x,t+c}^{0,t} (= N_{x,t+c}^{0+t})$ 라고 하면 편의를 조정하지 않고 계산된 직장유지율  $R_{xc}^0(t) (= \frac{N_{x,t+c}^{0,t}}{N_{xc}^0})$ 은  $\frac{N_{x,t+c}^{0,t} - N_{x,t+c}^{0+t}}{N_{xc}^0}$ 만큼의 편차를 가지게 되고 이 편차가 일정한 분포를 지니고 있다는 가정하에 직장유지율을 계산하게 된다.

〈표 1-2〉 직장유지율(Job Retention Rate)의 변화 : 성별, 고용형태별, 연령대별  
(단위 : %)

근속기간		4년 직장유지율 (1995~99)	2년 직장유지율	
			1995~97	1997~99
전 체	0~<2년	30.6	55.9	41.9
	2~<9년	47.2	70.9	61.1
	9~<15년	51.3	80.1	65.9
	15년 이상	49.1	82.8	59.5
	전 체	42.6	68.8	54.5
성 별	여 성			
	0~<2년	28.2	50.2	34.9
	2~<9년	35.0	60.6	55.9
	9~<15년	43.5	75.9	57.7
	15년 이상	52.5	79.5	62.5
전 체	33.6	58.2	46.2	
	남 성			
0~<2년	32.6	61.0	48.7	
2~<9년	54.4	76.9	64.2	
9~<15년	53.6	81.3	68.6	
15년 이상	48.7	83.3	59.0	
전 체	47.4	74.5	59.3	
고 용 형 태 별	정규직 임금근로			
	0~<2년	31.8	56.9	45.3
	2~<9년	49.3	69.8	63.6
	9~<15년	53.4	79.0	69.7
	15년 이상	53.3	82.9	64.7
	전 체	44.6	68.4	58.2
	비정규직 임금근로			
	0~<2년	25.5	52.0	31.3
	2~<9년	37.7	76.1	49.6
	9~<15년	41.9	85.2	51.2
15년 이상	37.1	82.6	43.3	
전 체	34.1	70.3	41.3	
연 령 대 별	16~<25년	27.1	44.6	41.7
	25~<40년	47.7	71.8	59.4
	40~<55년	48.0	78.3	57.9
	55년 이상	23.5	68.9	36.9
	전 체	42.6	68.8	54.5

〈표 1-3〉 직장유지율(Job Retention Rate)의 변화 : 산업별, 직업별

(단위: %)

근속기간		4년 직장유지율 (1995~99)	2년 직장유지율	
			1995~97	1997~99
산업별	제조업			
	0~<2년	27.7	55.6	43.9
	2~<9년	44.8	68.9	57.6
	9~<15년	45.6	73.1	62.4
	15년 이상	33.9	77.2	47.7
	전 체	38.1	65.9	52.5
	비제조업			
	0~<2년	31.8	56.2	41.3
	2~<9년	48.6	72.2	62.7
	9~<15년	54.7	83.3	68.2
15년 이상	53.5	84.8	62.5	
전 체	44.8	70.3	55.5	
직업별	생산직(단순근로 포함)			
	0~<2년	29.3	60.3	40.3
	2~<9년	42.6	70.6	56.5
	9~<15년	44.1	77.5	55.8
	15년 이상	36.1	79.3	46.9
	전 체	37.8	69.5	49.6
	전문·관리직			
	0~<2년	37.9	59.6	50.2
	2~<9년	60.2	76.9	71.8
	9~<15년	70.5	90.8	83.5
	15년 이상	66.7	88.0	74.4
	전 체	56.3	76.1	67.1
	사무직			
	0~<2년	31.2	50.4	42.9
	2~<9년	53.8	71.5	67.1
	9~<15년	64.6	85.0	80.8
	15년 이상	57.7	84.6	70.4
	전 체	47.8	67.1	60.5
서비스·판매직				
0~<2년	22.4	46.1	35.2	
2~<9년	28.9	58.4	47.1	
9~<15년	23.1	58.5	44.8	
15년 이상	52.0	83.9	51.9	
전 체	26.7	54.3	41.3	

유지율을 비교분석할 수 없다는 한계를 지니고 있다. 이에 따라 본고에서는 1995~99년의 4년 직장유지율을 계산하여 Neumark et al.(1999)이 제시한 미국의 1983~87년, 1987~91년의 4년 직장유지율과 비교해 본다. 또한 1995~97년, 1997~99년의 2년 직장유지율의 비교분석을 통하여 외환위기 전후 한국 노동시장의 불안정성 변화를 살펴보고자 한다.<sup>30)</sup>

## 2. 직장유지율의 계층별 구조와 추이

### 가. 4년 직장유지율

<표 1-2>에 의하면 1995~99년의 4년 직장유지율은 42.6%로 미국의 1983~87년 기간중의 56.6%, 1987~91년의 54.5%, 1991~95년의 57.1%에 비하여<sup>31)</sup> 상대적으로 낮아 한국 노동시장의 불안정성이 상대적으로 심각함을 알 수 있다. 미국의 최근 4년 직장유지율(1991~95년)과 비교하여도 한국의 4년 직장유지율은 상대적으로 낮은 수준이다. 성별로도 Neumark et al.(1999)에 의하면 남성의 경우 4년 직장유지율은 1983~87년에 60.1%, 1987~91년 56.6%, 1991~95년에는 56.8%를 나타낸다. 이러한 수치는 1995~99년 사이 한국 남성의 4년 직장유지율 47.4%에 비하여 크게 높은 수준이다. 여성의 경우에도 미국 여성의 4년 직장유지율은 1983~87년의 51.4%, 1987~91년의 50.9%, 1991~95년의 53.2%로서 한국 여성의 33.6% 보다 상대적으로 높은 수준을 나타낸다. 특히 한·미간 4년 직장유지율의 격차는 남성보다 여성이 더욱 큰 것으로 나타난다.

30) 미국과의 비교를 위해 분석대상을 비농임금근로자로 제한하였다. 그러나 제Ⅲ장과는 달리 연령의 범주를 16세 이상의 모든 근로자로 확대하였다.

31) Polsky et al.(1997)은 도약효과 문제를 해결하기 위해 응답자가 근속년수를 정확히 보고할 확률에 시간추세를 제거(detrend)함으로써 수정 계산된 직장유지율을 별도로 보고하였다. 그들이 보고한 수정된 직장유지율은 1983~87년의 기간에는 55.4%, 1987~91년에는 53.0%으로 나타나 수정 전에 비해 큰 차이를 보이지 않았다. 또한 Neumark et al.(1999)은 1983~87년과 1987~91년의 두 기간 이외에도 1991~95년의 4년 직장유지율을 제시하였다. 미국과의 일관된 비교를 위하여 본고에서는 Neumark et al.의 결과를 중심으로 비교분석하기로 한다. 그러나 본질적으로 Polsky et al.과 Neumark et al.의 추정치 사이에 큰 차이를 발견할 수 없었다.

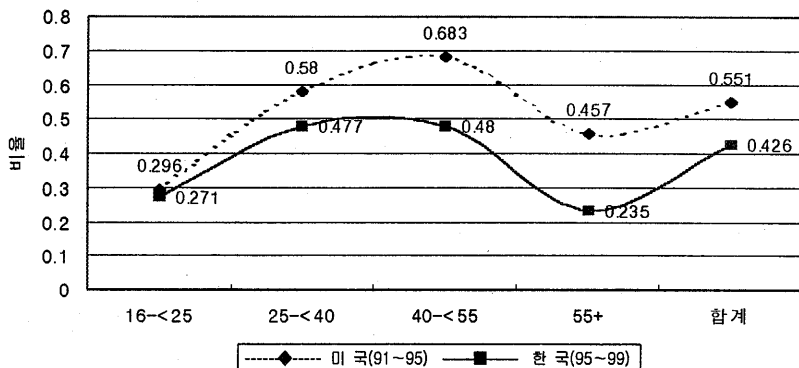
근속기간별로는 근속기간의 증가에 따라 4년 직장유지율이 점차로 증가하다가 근속기간 9년 이상 15년 미만의 계층에서 정점을 이룬 후 감소하는 역U자 모양을 그리는데, 이러한 추이는 한국뿐 아니라 미국에서도 나타나는 현상이다. 성별로는 남성의 직장유지율이 여성보다 높게 나타난다. 그러나 여성의 경우 근속기간별 직장유지확률이 남성처럼 9년 이상 15년 미만의 계층을 중심으로 역U자의 형태를 그리는 것이 아니라 계속 증가하는 것으로 나타난다. 성별·근속기간별 4년 직장유지율을 미국의 1991~95년 시기와 비교한 결과는 [부도 1-3]과 [부도 1-4]에 나타나 있다. 여성의 경우 근속기간이 증가할수록 미국 여성과의 격차가 확대되었다가 근속기간 15년 이상에서 다시 축소되는 현상이 목격된다. 이는 미국과 비교되어 한국 여성근로자들의 취약한 지위를 간접적으로 대변하고 있다.

연령대별 직장유지율의 분포는 [그림 1-7]에 나타나 있다. 직장유지율이 40세 이상 55세 미만 계층을 중심으로 역U자 형태를 보이는 것은 한국과 미국 모두에서 동일하게 나타난다. 그러나 연령이 증가함에 따라 한·미간 직장유지율의 격차는 확대되는 것을 알 수 있다. 또한 한국은 연령이 상승해 감에 따라 직장유지율이 큰 폭으로 증가하지 못하고 완만한 증가에 그치고 있다. 반면 미국은 1991~95년 동안의 4년 직장유지율이 16세 이상 25세 미만 계층 29.6%, 25세 이상 40세 미만 계층 58.0%, 40세 이상 54세 미만 계층 68.3%로 크게 증가하여 한국의 임금근로자보다 장기근속을 향유하는 것으로 나타났다.<sup>32)</sup>

상대적으로 경직된 한국 노동시장에서 이러한 실증적 사실은 장기근속 계약이 취약하다는 점을 시사하고 있으며 노동시장 유연화 문제와 연관되

32) 이처럼 한국 근로자들의 직장유지율이 미국보다 낮은 이유는 명확하지 않으며 향후 심층적인 분석을 필요로 한다. 즉 이직의 원인이 직장의 도산·폐업, 정리해고 등과 같은 비자발적인 사유인지 아니면 자발적 이직인지가 이해되어야 한다. 40세 이상의 높은 이직률이 경력향상 및 임금상승을 위한 자발적 이직이며 합리적 의사결정의 결과라면 경제효율성의 차원에서 중·장년층의 높은 불안정성은 큰 문제가 아닐 것이다. 특히 한국의 경우 자영업 비중이 상대적으로 크고 상당수의 임금근로자들이 능력 발휘와 생애기대소득의 극대화를 위해 자영업으로 이동하는 현상은 '자발적 이직'의 가설을 지원한다. 그러나 한국의 현실은 비자발적인 사유에 의한 이직이 일반적인 것으로 가정된다. 특히 외환위기에 따른 경제불황의 결과 대량실직이 발생하였고, 이러한 대량실직이 모든 계층에 걸쳐 광범위하게 발생하였다는 점은 '비자발적 이직'에 의한 노동시장 불안정성의 가설을 뒷받침한다.

(그림 1-7) 연령대별 4년 직장유지율



어 이에 대한 심층적 논의가 계속되어야 한다고 필자들은 생각한다.

더불어 Neumark et al.(1999)의 연구결과에 의하면 1991~95년 동안 미국의 4년 직장유지율은 생산직 53.1%, 전문관리직 70.1%, 사무직 50.9%, 서비스업 38.8%로 전직종에서 한국의 4년 직장유지율을 상회하였다. 한국에서 사무직보다 생산직의 노동시장 불안정성이 상대적으로 크다는 점과 제조업이 비제조업보다 낮은 점은 미국 노동시장에서는 보이지 않은 현상이다. 직업별로는 한국과 미국 공통적으로 전문·관리직의 직장유지율이 높으며, 서비스·판매직이 가장 낮게 나타난다.

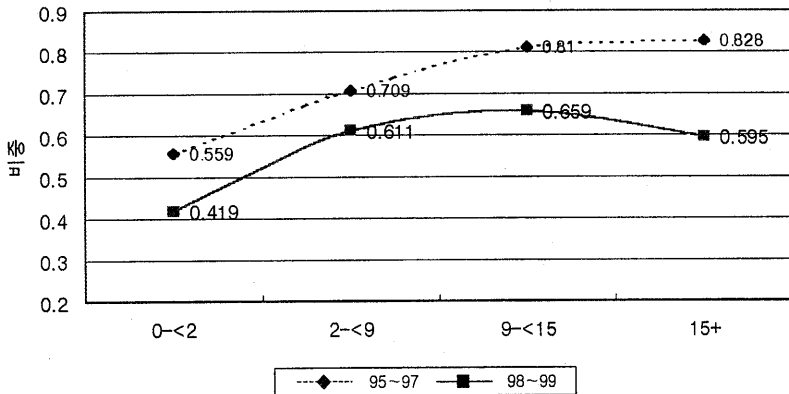
#### 나. 2년 직장유지율

외환위기에 따른 불안정성의 변화를 이해하기 위해 외환위기 이전인 1995~97년의 2년간과 이후인 1998~99년의 2년간 직장유지율을 비교하였다. <표 1-2>와 <표 1-3>에서 보았듯이 외환위기의 여파로 인해 2년 직장유지율이 모든 계층, 연령대 및 근속기간에 대해 하락하여 외환위기가 노동시장에 미친 충격의 정도를 가늠하게 하여 준다. 1995~97년과 비교하여 1997~99년의 2년 직장유지율은 68.8%에서 54.5%로 14.3%나 감소한 것으로 나타나고 있다.

근속년수의 분포에 따른 2년 직장유지율의 하락폭을 살펴보면 [그림 1-8]과 같이 9년 이상 장기근속자에서 직장유지율이 큰 폭으로 감소하였

다. 외환위기 이전인 1995~97년의 경우 근속기간의 증가에 따라 직장유지율이 단조증가하는 형태를 보였으나 외환위기 이후인 1997~99년에는 직장유지율이 근속기간 9년 이상 15년 미만 계층의 65.9%를 정점으로 역U자를 그리고 있다. 이는 경제위기기간 동안 근속기간이 2년 이상 9년 미만의 근속자 계층에 비해 2년 미만의 단기근속자와 9년 이상의 장기근속자 계층에서 불안정성이 더욱 심화되었음을 의미한다. 특히 근속기간 15년 이상의 계층에서 직장유지율이 가장 큰 폭으로 하락한 것은 주목되어야 한다.

(그림 1-8) 외환위기와 근속기간별 2년 직장유지율의 변화



이처럼 장기근속자의 직장유지율이 더욱 큰 폭으로 하락한 현상은 연령대별 직장유지율의 변화에도 똑같이 적용된다. [부도 1-5]와 같이 연령대별 직장유지율은 연령에 따라 증가하였다가 40세 이상 55세 미만의 계층을 정점으로 다시 줄어드는 역U자 형태를 보이는데, 외환위기로 인해 고연령층일수록 직장유지율의 감소폭이 크게 나타나서 외환위기가 55세 이상 고령자의 고용에 미치는 충격이 매우 컸음을 보여준다.

성별 2년 직장유지율의 변화를 살펴보면 여성은 1995~97년의 58.2%에서 1997~99년에는 46.2%로 하락하였고 남성은 같은 기간 74.5%에서 59.3%로 낮아졌다. 남성·여성간 직장유지율의 격차를 근속년수별로 살펴보면 [그림 1-9]와 같이 1995~97년 동안에는 남성의 직장유지율이 모든

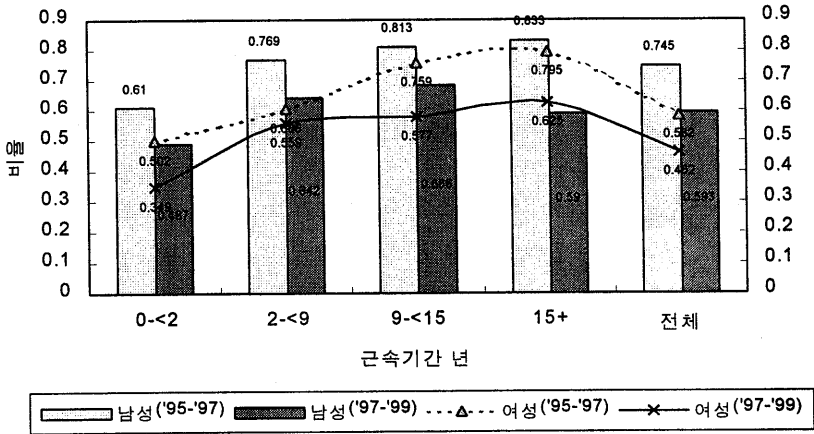
근속기간계층에서 여성보다 더 높게 나타났다. 그러나 이러한 성별 격차는 1997~99년에 달라지게 된다. 즉 15년 이상 장기근속자의 경우 남성의 2년 직장유지율은 59.0%로 여성의 62.5%를 하회하여 외환위기 이후 남성 장기근속자의 이직규모가 상대적으로 컸다.

또한 고용형태별로 정규직과 비정규직의 직장유지율을 검토해 보면, 일반적으로 인식되는 바와 같이 외환위기가 비정규직 노동시장의 불안정성에 큰 영향을 미쳤음을 발견할 수 있다. 1995~97년 사이 정규직과 비정규직의 2년 직장유지율에는 큰 차이를 보이지 않으나 1997~99년 사이에는 정규직 58.2%, 비정규직 41.3%로 비정규직의 직장유지율 감소폭이 매우 크게 나타났다. 이는 외환위기 전후에 비정규직의 불안정성이 크게 악화되었음을 재차 확인하여 준다. 근속기간별로는 근속기간이 증가할수록 직장유지율의 감소폭이 확대되어 비정규직 근로자 중에서도 장기근속자들이 더욱 커다란 충격을 받은 것으로 여겨진다(표 1-7 참조).

직종별로는 생산직에서의 2년 직장유지율의 하락폭이 19.9%로 가장 컸고, 그 다음으로 서비스·판매직이 13.0%로 나타났다. 이에 비해 전문·관리직(-9.0%)이나 사무직(-6.6%)에서는 하락폭이 상대적으로 낮았다. 생산직과 서비스·판매직에서도 특히 9년 이상 근속자의 불안정성이 크게 악화되어 외환위기로 인한 경제불황의 충격을 크게 받았다. 또한 서비스·판매 직종을 제외한 전직종에서 2년 직장유지율의 감소폭은 근속기간에 따라 2년 이상 9년 미만의 근속기간을 중심으로 U자 형태를 취한 것처럼 보인다. 이는 근속기간 2년 미만의 단기근속자나 9년 이상 장기근속자의 노동시장 불안정성이 악화되었음을 보여준다. 모든 계층이 외환위기의 악영향을 받았지만 근속기간별로 9년 혹은 15년 이상 근무한 장기근속한 계층의 직장유지율 감소폭이 컸고, 고용형태별로는 비정규직일수록, 연령대별로는 고연령층일수록, 직종별로는 생산직과 서비스·판매직일수록 노동시장 불안정성이 악화되었다는 실증분석 결과는 외환위기가 노동시장 불안정성에 계층별로 어떻게 전가되었는가를 보여준다.



[그림 1-9] 성별·근속기간별 2년 직장유지율의 변화 : 1995~97, 1997~99



### V. 노동시장 불안정성의 추정

여기에서는 로짓모형을 이용하여 연령, 성별, 교육기간, 배우자 여부 등 사회·경제적 변수들이 이직률에 미치는 영향을 분석함으로써 제IV장에서 발견된 결과들을 보다 체계적으로 정리하도록 한다. 특히 1995~97년과 1997~99년의 두 기간에 대한 비교분석을 통해 설명변수들의 설명력이 외환위기를 전후로 어떻게 달라졌는지를 살펴보고자 한다.

$Y_{ijt}$ 는  $t$ 년도에 직업  $j$ 에 종사하는 개인  $i$ 가  $t+2$ 년도에도 같은 직업에 종사하는지의 여부를 나타내는 가변수(dummy variable)이다. 이 경우 단순로짓분석의 회귀식은 다음과 같이 설정된다

$$\text{logit}(P[ Y_{ijt} = 1 \mid X_{ijt}, J_{ijt}, \Phi_i]) = \theta_0 X_{ijt} + \theta_1 J_{ijt} + \phi_i \dots\dots\dots(2)$$

식 (1)에서  $X_{ijt}$ 는 시간에 따라 변화하는(time-varying) 근로자의 특성을, 그리고  $J_{ijt}$ 는 시간에 따라 변화하는 직업의 특성을 의미한다. 또한  $\Phi_i$ 는 표본기간 동안에 변화하지 않는 근로자의 특성을 뜻하고 있다. 이

때  $P[Y_{ijt} = 1 | X_{ijt}, J_{ijt}, \Phi_i]$ 는  $t$ 년도에 직업  $j$ 에 종사하는 개인  $i$ 가  $t+2$ 년도 이내에 이직할 확률을 나타내고 있으며  $\text{logit}(P)$ 는  $\log[P/(1-P)]$ 을 의미한다.<sup>33)</sup>

2년 이내 이직률을 추정하기 위해 여기에서는 <표 1-4>에 나타난 바와 같이 설명변수로 연령(age), 연령의 제곱(age2), 교육기간(educl), 배우자 유무(spouse), 성별(sex), 총취업기간(GK), 고용형태(jobtype) 및 근속기간 더미(dummy)를 사용하였다.<sup>34)</sup> 설명변수의 평균값들이 1995년과 1997년의 2년 동안 어떻게 변화하였는가를 살펴보면, 평균연령은 1995년의 36.52세에 비해 1997년에는 37.38세로 다소 증가하였다. 근속기간별로는 2년 이상의 모든 연령대에서 해당 근속자의 비중이 약간 감소하였으며 생애 총취업기간도 1997년에 감소한 것으로 나타나고 있다. 또한 평균교육기간의 상승과 비정규직 비중의 증가가 보이기는 하지만 명확한 결론을 내릴 수 있을 만큼 유의적인 차이를 내고 있지 않다.

로짓추정의 결과는 <표 1-5>와 같다.<sup>35)</sup> 1995~97년과 1997~99년의 회귀분석 결과를 비교해 보면 외환위기로 인한 변화의 규모를 살펴볼

33) 본고에서 사용하는 회귀분석방법은 Bernhardt et al.(1999)의 방법을 따른다. 설명변수의 차이는 후술된다.

34) Bernhardt et al.(1999)은 회귀변수로 연령, 연령의 제곱, 교육정도(고등학교 이하, 전문대, 대졸 이상), 근속년수, 전체 취업기간, 지역실업률, 결혼여부, 거주지역 등을 설명변수로 활용하였다. 이외에도 NLS(National Longitudinal Survey)와 NLSY(National Longitudinal Survey of Youth)의 표본을 구분하기 위한 표본더미를 추가하였다. Bernhardt et al.은 근속기간을 '0~<1', '1~<3', '3+' 셋으로 구분하고 1년 이상 3년 이하와 3년 이상의 경우에 각각 가변수를 부여하였다. 그러나 본고에서는 제IV장과의 일관성 유지를 위해 근속기간을 '0~<2', '2~<9', '9~<15', '15+'의 넷으로 구분하고 '2~<9', '9~<15', '15+'의 세 경우에 대해 각각 가변수를 부여하는 방법을 채택하였다. 근속기간을 Bernhardt et al.(1999)과 동일한 방법으로 나누어도 추정결과는 거의 변화가 없음을 밝혀 둔다. 또한 한국의 경우 지역적 편차가 미치는 영향은 일반적으로 미미하기 때문에 본고에서는 거주지역과 지역실업률 변수를 제외하였다. 대신 정규직 여부를 나타내는 가변수를 추가하여 추정하였다.

35) 추정시 비임금근로자는 제외하였으며 농림수산업 종사자도 제외하였다. 또한 Bernhardt et al.(1999)은 직업 및 산업에 대한 가변수의 포함 여부 등에 따라 여러 모형을 설정하고 추정결과를 동시에 보고하고 있다. 본고에서는 직업 및 산업이 직장유지확률에 미치는 영향이 크지 않을 뿐만 아니라 이들 변수의 포함여부가 다른 회귀계수의 추정값에 미치는 영향이 미미한 수준에 그쳐 한 가지 모형에 대한 추정결과만을 보고한다.

<표 1-4> 주요 변수들의 평균과 표준편차

변 수	1995년 기준	1997년 기준
연령	36.52( 11.43)	37.38( 11.45)
연령의 제곱	1471.88(924.65)	1528.15(937.59)
교육기간(년)	11.72( 3.73)	11.86( 3.62)
배우자 유무(1:유 0:무)	0.66( 0.47)	0.68( 0.47)
성별(1:남성 2:여성)	1.35( 0.48)	1.37( 0.48)
근속기간(년)		
2~<9년	0.41( 0.49)	0.39( 0.49)
9~<15년	0.12( 0.33)	0.11( 0.32)
15년 이상	0.14( 0.35)	0.13( 0.34)
총취업기간(GK)	13.48( 10.11)	12.23( 9.96)
고용형태(1:정규직 0:비정규직)	0.81( 0.40)	0.78( 0.41)

주 : ( )안은 표준편차 값임.

수 있다. 먼저 각 설명변수의 평균치와 추정결과를 이용하여 2년 이내 이직률(job separation rate)을 시뮬레이션(simulation)분석하면 1995~97년에는 이직확률이 28.5%였으나 1997~99년에는 44.3%로 크게 증가하고 있다.<sup>36)</sup>

연령과 연령제곱의 회귀계수 부호는 1995~97년과 1997~99년 모두에서 각각 (-)와 (+)로 추정되었으며 1%의 유의수준에서 유의적인 것으로 나타났다. 이직률은 연령이 높아져 감에 따라 일정한 연령(1995~97년 41세, 1997~99년 39세)까지는 이직률이 하락하다가 그 이후에는 다시 증가하는 U자 패턴을 보인다.<sup>37)</sup> 연령에 따른 이직률의 변화는 [그림 1-10]에 나타

36) 이직(separation)을 비자발적 이직과 해고로 나누어 이직의 결정요인을 분석한 연구로 금재호·조준모(1998)를 들 수 있다. 이 연구에서는 외환위기 이전인 1997년도의 고용보험 수급자 자료를 이용한 프로빗 분석을 통하여 연령이 높고 근속기간이 오래될수록 자발적 이직의 가능성은 낮아지지만 반대로 해고 가능성은 증가하는 경향을 보고하였다. 본고에서는 이직발생의 원인규명에 초점을 맞추기보다 패널자료의 장점을 최대한 활용하여 직장유지율(job retention rate)에 대한 분석결과를 제시하고 있다. 전술된 바와 같이 직장상실과 자발적 이직의 결정요인 및 이직 후 노동시장 경로에 대한 분석은 계속 연구되어야 할 매우 중요한 과제일 것이다.

37) 연령에 따른 이직률의 U자 형태는 미국에서 발견할 수 없는 현상이다. Bernhardt et al(1999)에 의하면 연령이 증가함에 따라 이직률은 단조(monotonic)감소하는 것으로 나타난다. 이는 앞서의 분석결과와 마찬가지로 한국의 고연령층이 장기간

나고 있는데 1995~97년에 비하여 1997~99년의 경우에는 연령에 따른 이직률의 변화가 둔화되며 전연령대에서 높은 수준의 이직률을 경험한 것으로 나타난다.

<표 1-5> 2년 이내 이직률(job seperation rate)의 로짓추정

설명변수	1995~97	1997~99
상수항	4.3982(0.000)	3.8667(0.000)
연령	-0.2135(0.000)	-0.1184(0.000)
연령의 제곱	0.0026(0.000)	0.0015(0.000)
교육기간(년)	-0.0656(0.000)	-0.0998(0.000)
배우자 유무(1:유 0:무)	-0.0318(0.753)	-0.1448(0.148)
성별(1:남성 2:여성)	0.1835(0.026)	0.1366(0.096)
근속기간(년)		
2~<9년	-0.3173(0.000)	-0.6272(0.000)
9~<15년	-0.2321(0.114)	-0.6979(0.000)
15년 이상	-0.0511(0.764)	-0.4081(0.004)
총취업경험(GK)	-0.0556(0.000)	-0.0127(0.038)
고용형태(1:정규직 0:비정규직)	0.1334(0.186)	-0.4316(0.000)

주 : ( )안은 P(>|t|)값임.

근속기간에 대해서도 근속기간이 증가함에 따라 이직률이 일정한 근속년수까지는 감소하다 방향을 선회하여 증가하는 U자의 형태를 취한다. <표 1-6>에서 보듯이 1995~97년의 경우 근속기간별 이직확률은 0~<2년 32.0%, 2~<9년 25.5%, 9~<15년 27.1%, 15년 이상 30.9%로 2~<9년을 저점으로 하고 있다. 이에 대해 1997~99년에는 근속기간 9~<15년의 범위에서 저점을 이루는 U자 형태를 보인다.<sup>38)</sup>

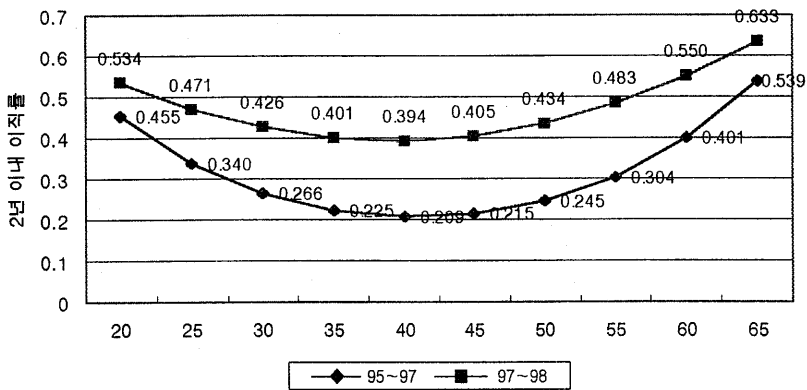
또한 교육기간에 대해서는 1995~97년과 1997~99년 모두에서 (-)로 나

속을 향유하지 못하고 있음을 의미한다.

- 38) 연령의 U자 패턴과 마찬가지로, 근속기간에 따른 이직률의 U자 패턴도 미국에서는 보이지 않는 현상이다. Bernhardt et al.(1999)에 따르면 미국의 경우 근속기간이 증가해 감에 따라 이직률은 단조감소하는 것으로 나타난다. 이는 전술된 바와 같이 한국 노동시장에서 근로자가 상대적으로 장기근속을 향유하지 못함을 의미한다. 특히 외환위기 이후 이러한 U자 패턴이 더욱 유의적으로 나타난 것은 장기근속자의 노동시장 불안정성이 상대적으로 심화되었음을 시사한다.

타나서 학력이 낮을수록 이직률이 높아진 것으로 나타난다. 1995~97년에 비해 1997~99년의 교육기간 추정치의 절대값은 증가하여 외환위기로 인해 저학력자의 이직률이 큰 폭으로 증가함을 알 수 있었다. 이러한 결과는 저학력 노동시장에서 불안정성이 상대적으로 심화되었다는 것을 의미하고 있다. 총취업경험에 대한 추정치는 1995~97년과 1997~99년 모두 (-)값을 보이고 있으며, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의했다. 이는 노동시장에서의 취업경험이 길수록 이직확률이 감소함을 의미한다. 1995~97년에 비하여 1997~99년에는 취업기간에 대한 추정치의 절대값이 감소하여 외환위기 이후 총취업경험이 이직률에 미치는 영향력이 감소하였다.

(그림 1-10) 연령별 2년 이내 이직확률: 1995~97, 1997~99



성별 계수를 살펴보면 1995~97년과 1997~99년 모두에서 (-)로 나타나서 여성일수록 이직률이 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 또한 1995~97년에 비하여 1997~99년에서 성별계수 추정치의 절대값이 감소하고 유의수준도 감소하였다. 이는 외환위기 이후에 남성과 여성간 이직률 격차가 감소했음을 의미한다. 배우자 여부는 1995~97년과 1997~99년 모두에서 비유의적인 것으로 추정되었다. 그러나 1997~99년의 경우 배우자 여부에 대한 추정계수값과 유의수준 모두 증가하여 외환위기 이후의 고용조정 과정에서 결혼 및 배우자 여부가 비자발적 이직에 영향을 미쳤을 가능성이 간접적으로 제기된다.<sup>39)</sup>

〈표 1-6〉 2년내 이직률의 의태분석 결과

		2년 이내 이직할 확률	
		1995~97	1997~99
전 체		0.285	0.443
성별	남 성	0.272	0.431
	여 성	0.310	0.465
고용 형태	정규직	0.290	0.420
	비정규직	0.263	0.527
교육 수준	중학교 졸업(9년)	0.323	0.514
	고등학교 졸업(12년)	0.281	0.440
	대학 졸업(16년)	0.231	0.345
근속 년수	0~<2년	0.320	0.536
	2~<9년	0.255	0.382
	9~<15년	0.271	0.365
	15년 이상	0.309	0.435

정규직 더미(dummy)의 계수는 1997~99년에 들어 매우 급격하게 변화한다. 1995~97년 동안 정규직 더미는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정되었으며, 추정계수의 부호도 (+)로 나타나 비정규직일수록 이직률이 오히려 감소한다는 결과를 가져왔다. 따라서 1995~97년에는 정규직·비정규직 여부가 이직률에 영향을 미치지 않았음을 알 수 있다. 그러나 1997~99년에는 이직률이 정규직·비정규직 여부에 의해 상당한 영향을 받게 된다. 정규직의 경우 2년 이내 이직률은 42.0%로 추정되나 비정규직은 52.7%로 비정규직의 절반 이상이 2년 이내에 이직하는 것으로 나타났다(표 1-6 참조). 따라서 제IV장의 결과처럼 비정규직이 외환위기의 충격을 더 받았으며 이들의 근속기간이 단기화되었다는 점을 시사한다. 이러한 추정결과는 외환위기로 인해 노동시장 불안정성이 모든 계층에 대해 증가하였다는 앞 장의 직장유지를 분석결과와 일치한다. 계층별로 고용형태에 따라서는 비정규직일수록, 연령별로는 40세 이상일수록, 그리고 교육수준별로는 저학력일수록 2년 이

39) Bernhardt et al.(1999)의 연구에서도 결혼한 근로자가 낮은 이직률을 경험하는 것으로 나타나고 있다.

내 이직할 확률의 증가폭이 높았던 것으로 나타났다.

## VI. 결 론

한국 노동시장의 불안정성의 규모와 변화를 파악하기 위해 본고에서는 1999년 *Journal of Labor Economics*에 기고된 논문들과 가능한 동일한 방법으로 한국노동패널 자료를 재구성하여 비교분석을 시도하였다. 실증 분석 결과 외환위기 이후 한국 노동시장의 불안정성 정도가 1980~90년대에 걸쳐 미국 노동시장에 나타났던 불안정성에 비하여 매우 급격한 증가추세를 보이는 것은 우리의 예상과 일치한다. 그러나 과연 이러한 증가추세가 외환위기 이후에도 지속될 것인가의 문제와 노동시장 불안정성의 요인이 제도적 요인인지, 단순히 경기적인 요인인지는 향후 한국노동패널의 자료가 더 구축된 이후에나 검증가능할 것이다.

한국노동패널의 1차·2차 자료를 사용하여 한국 노동시장의 불안정성을 분석한 결과는 다음과 같이 정리된다.

첫째, 1년 이하 단기근속자의 비중을 살펴보면, 외환위기 이후 단기근속자의 급속한 증가에 따라 30대 이상 연령대에서 단기근속 여성의 비중은 미국의 1980~90년대에 나타나지 않는 수준까지 현저하게 높아진다. 더불어 남녀 모두 연령이 증가하면서 단기근속자의 비중이 감소하다가 30·40대를 기준으로 다시 증가하는 U자 형태를 그리거나 또는 비슷한 수준에서 횡보하는 현상은 미국에서 발견되지 않는다.

둘째, 외환위기 이전에는 정규직의 경우 1년 이하 단기근속자가 점유하는 비중은 거의 변화가 없다가 외환위기 직후인 1998년 14.0% 수준으로 다소 하락한 후 1999년 들어 그 비중이 16.8%로 반전하였다. 한편 비정규직은 1994년 이래 지속적으로 증가하는 추세를 나타내다가 외환위기 이후 급격한 증가세를 보이고 있다.

셋째, 1995~99년의 4년 직장유지율은 42.6%로 미국의 1983~87년 기간 중의 56.6%, 1987~91년의 54.5%, 1991~95년의 57.1%에 비하여 상대적으로 낮아 한국 노동시장의 불안정성이 상대적으로 심각했음을 알 수 있다.

미국의 최근 4년 직장유지율(1991~95)과 비교하여도 한국의 4년 직장유지율은 상대적으로 낮은 수준이다. 성별로도 남성·여성 모두 미국의 직장유지율은 한국보다 훨씬 높은 수준이며, 특히 여성의 경우 직장유지확률의 한·미간 차이가 남성보다 더욱 크게 나타났다.

넷째, 근속기간의 증가에 따라 4년 직장유지율은 점차로 증가하다가 근속기간 9년 이상 15년 미만의 계층에서 정점을 이룬 후 감소하는 역U자 모양을 그리고 있었다. 연령대별로도 4년 직장유지율은 40세 이상 55세 미만 계층을 중심으로 역U자 형태를 보인다. 이러한 현상은 한국과 미국 모두에서 동일하게 나타나지만 한·미간 직장유지율 격차는 연령의 증가에 따라 확대되어감을 알 수 있었다.

다섯째, 1995~97년과 1997~99년의 두 시기를 대상으로 2년 직장유지율의 변화를 살펴본 결과 모든 계층이 외환위기의 악영향을 받았지만 근속기간별로는 9년 혹은 15년 이상 근무한 장기근속자의 직장유지율 감소폭이 컸고 고용형태별로는 비정규직일수록, 연령대별로는 고연령층일수록, 직종별로는 생산직과 서비스·판매직일수록 노동시장 불안정성이 악화되었다.

여섯째, 2년 이내 이직확률을 로짓분석한 회귀계수 추정치와 설명변수의 평균치를 이용하여 의태분석(simulation)한 결과 1995~97년 사이에는 이직할 확률이 28.5%였으나 외환위기 이후인 1997~99년에는 그 확률이 44.3%로 크게 증가하고 있다.

노동시장 불안정성의 실체를 정확하게 이해하기 위해서는 1990년대 중반 이후에 늘어난 이직(job separation)의 원인을 실증적으로 규명할 필요가 있을 것이다. 구체적으로 노동시장 불안정성의 증가가 자발적 이직의 증가로 인한 것인지 아니면 비자발적 해고의 증가로 인한 것인지를 규명하는 작업은 한국 노동시장의 불안정성에 관한 이해를 높일 수 있을 것으로 판단된다. 그러나 이러한 문제점들이 충분히 고려되지 못한 것이 본 연구의 한계로 남겨지며 이에 대한 연구는 추후의 과제로 남겨 둔다.



## 참고문헌

- 김재호, 「비정규직 함정은 존재하는가?」, 『분기별 노동동향분석』, 제13권 제4호, 한국노동연구원, 2000.
- 김재호·조준모, 「이직의 원인과 행태에 관한 연구 : 기업규모별 분석」, 『노동경제논집』, 제21집 제2호, 1998.
- 류기철, 「취업형태의 지속성에 관한 연구」, 제2차 노동패널학술대회 발표집, 2000.
- 류재우·김재홍, 「근래의 상용직 비중 변화의 양상과 요인」, 제2차 노동패널학술대회 발표집, 2000.
- 이병희, 「반복실업과 실업의 장기화」, 『노동경제논집』, 제23집 제1호, 2000.
- Beck, Matthias, "The Law and Economics of Dismissal Regulation: a Comparative Analysis of the US and UK System," in: De Geest, Gerrit, Jacques Siegers, and Roger Van den Bergh (Eds.), *Law and Economics and the Labor Market*, London: Edward Elgar Publishing, 1999.
- Bernhardt, A., Morris, M., Handcock, Mark S. and Marc A. Scott, "Trends in Job Instability and Wages for Young Adult Men", *Journal of Labor Economics* 17, No. 4, 1999.
- Boisjoly, J., Duncan Greg J. and T. Smeeding, "The Shifting Incidence of Involuntary Job Losses from 1968 to 1992." *Industrial Relations* 37, No. 2, 1998.
- Collins, Hugh, "The Meaning of Job Security," *Industrial Law Journal* 20, 1991.
- Diebold, Francis X., Neumark, David and Polsky, Daniel, "Comment on Kenneth A. Swinnerton and Howard Wial, "Is Job Stability Declining in the U.S. Economy?" *Industrial and Labor Relations Review* 49, No. 2, 1996.

- \_\_\_\_\_, "Job Stability in the United States", *Journal of Labor Economics* 15, No. 2, 1997.
- Farber, Henry S., "The Changing Face of Job Loss in the United States, 1981~1995." *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 1997a.
- \_\_\_\_\_, "Trends in Long Term Employment in the United States, 1979~1996." Working Paper No. 384, Princeton, NJ: Princeton University, 1997b.
- \_\_\_\_\_, "Are Lifetime Jobs Disappearing? Job Duration in the United States: 1973~1993," Working Paper, No. 5014, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1995.
- Gottschalk, Peter, and Moffit, Robert, "Changes in Job Instability and Insecurity Using Monthly Survey Data", *Journal of Labor Economics* 17, No. 4, 1999.
- Hall, Robert, "The Importance of Lifetime Jobs in the U.S. Economy," *American Economic Review*, 72, No. 4, 1982.
- Jaeger, David A., and Stevens, Ann Huff, "Is Job Stability in the United States Falling? Reconciling Trends in the Current Population Survey and Panel Study of Income Dynamics." *Journal of Labor Economics* 17, No. 4, 1999.
- Koike, Kazuo, "Japan's Industrial Relations: Characteristics and Problems," *Japanese Economic Studies*, 7, No. 3, 1978.
- Marcotte, Dave E., "Declining Job Stability: What We Know and What It Means." *Journal of Policy Analysis and Management* 14, No. 4, 1995.
- Monks, James, and Pizer, Steven, "Trends in Voluntary and Involuntary Job Turnover." *Industrial Relations* 37, No. 4, 1998.
- Neumark, David; Polsky, Daniel; and Hansen, Daniel, "Has Job Stability Declined Yet? New Evidence for the 1990s." *Journal of Labor Economics* 17, No. 4, 1999.
- OECD, *Employment Outlook*, Paris: OECD Publication, 1995, 1999.

- Polsky, Daniel, "Changing Consequences of Job Separation in the United States." *Industrial and Labor Relations Review* 52, 1999.
- Rose, Stephen, "Declining Job Security and the Professionalization of Opportunity." *National Commission for Employment Policy*. Research Report No. 95~04, 1995.
- Swinnerton, Kenneth A., and Wial, Howard, "Is Job Stability Declining in the U.S. Economy?" *Industrial and Labor Relations Review* 48, No. 2, 1995.
- \_\_\_\_\_, "Is Job Stability Declining in the U.S. Economy? Reply to Diebold, Neumark, and Polsky." *Industrial and Labor Relations Review* 49, No. 2, 1996.
- Ureta, Manuelita, "The Importance of Lifetime Jobs in the U.S. Economy Revisited", *American Economic Review*, 82, No. 1, 1992.

## 부 표

<부표 1-1> 1년 이하 근속자 비중의 분포와 추이 : 전체 임금근로자

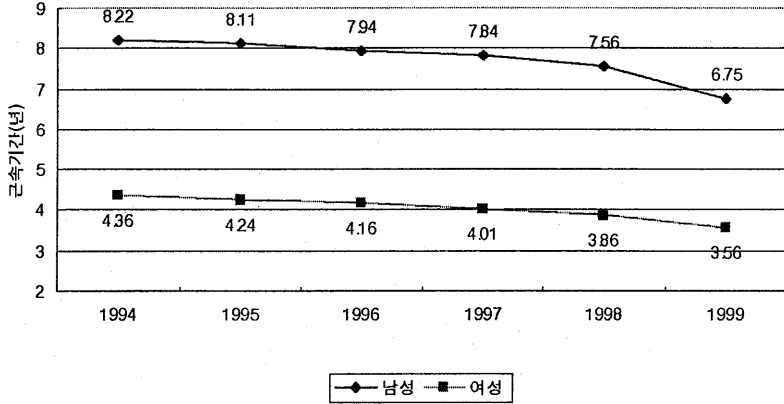
		1994	1995	1996	1997	1998	1999
<1년 이하 근속자 비중>							
전체	전 체	17.31	18.91	21.04	20.92	24.39	29.55
	20~30세 미만	29.93	29.86	34.51	34.32	35.16	39.32
	30~40세 미만	12.33	15.29	16.35	17.45	21.10	24.70
	40~50세 미만	8.52	12.54	12.38	13.69	18.54	26.23
	50~60세 미만	9.87	9.24	14.29	10.87	18.83	27.07
남성	전 체	14.32	15.71	17.55	16.40	19.46	24.21
	20~30세 미만	30.33	32.58	36.39	33.43	34.97	40.33
	30~40세 미만	9.51	11.69	13.07	13.28	16.25	19.28
	40~50세 미만	5.27	7.02	7.12	8.55	12.52	18.18
	50~60세 미만	8.68	6.03	10.9	7.84	14.47	22.22
여성	전 체	23.39	25.06	27.50	28.92	32.68	38.15
	20~30세 미만	29.44	26.66	27.5	35.28	35.33	38.34
	30~40세 미만	20.72	25.31	32.35	28.12	33.15	37.97
	40~50세 미만	16.36	24.54	24.86	23.31	28.93	37.91
	50~60세 미만	13.39	17.97	23.10	18.12	29.69	38.64
정규직 임금근로자		17.07	18.76	20.56	19.29	19.69	21.50
비정규직 임금근로자		18.41	19.58	23.10	27.23	40.53	52.47
<10년 미만 근속자 비중>							
전체	전 체	75.25	76.03	76.94	78.21	79.26	81.09
	20~30세 미만	97.62	97.95	98.55	98.51	98.52	98.90
	30~40세 미만	77.65	78.76	80.68	82.70	83.46	83.25
	40~50세 미만	49.53	52.05	54.51	58.55	60.97	65.70
	50~60세 미만	48.65	51.47	52.45	54.74	57.17	66.44
남성	전 체	68.92	69.53	70.44	71.72	72.87	74.63
	20~30세 미만	97.39	98.03	98.42	98.49	98.42	98.78
	30~40세 미만	76.00	77.42	79.14	81.12	82.12	81.20
	40~50세 미만	38.61	40.07	43.04	46.78	47.97	52.08
	50~60세 미만	39.22	40.52	40.87	43.14	48.43	57.46
여성	전 체	88.10	88.49	88.96	89.71	90.06	91.51
	20~30세 미만	97.91	97.85	98.69	98.54	98.63	99.01
	30~40세 미만	82.57	82.50	84.70	86.74	86.79	88.24
	40~50세 미만	75.91	78.07	77.89	80.62	83.43	85.44
	50~60세 미만	76.79	81.25	81.94	82.55	78.91	87.88
정규직 임금근로자		75.83	76.63	77.58	78.25	77.84	78.30
비정규직 임금근로자		72.60	73.38	74.19	78.05	84.16	89.02

<부표 1-2> 1년 이하 근속자 비중의 분포와 추이 : 남성가구주와 여성가구주(또는 배우자)

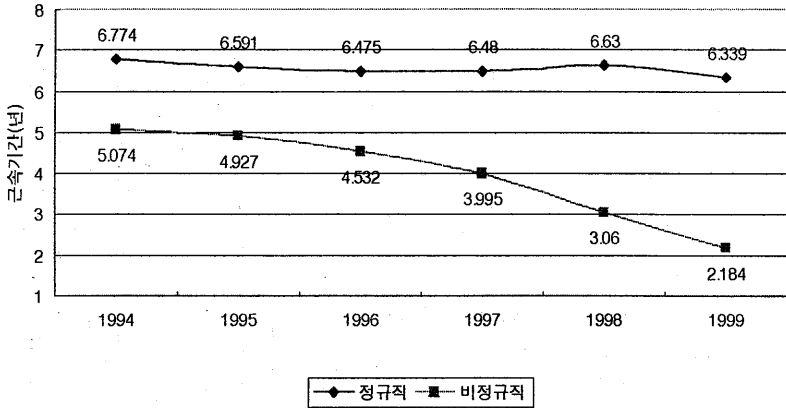
		1994	1995	1996	1997	1998	1999
<b>&lt;1년 이하 근속자 비중&gt;</b>							
전체	전 체	14.86	15.99	16.85	17.01	20.03	25.98
	20~30세 미만	26.44	25.89	27.11	29.12	24.15	29.83
	30~40세 미만	12.60	11.34	16.12	17.58	20.70	24.34
	40~50세 미만	8.66	6.77	12.31	13.49	18.45	26.06
	50~60세 미만	8.96	5.62	13.88	10.37	18.37	27.06
남성	전 체	11.74	12.23	13.16	12.56	14.90	19.57
	20~30세 미만	24.74	25.89	27.54	26.69	22.90	26.19
	30~40세 미만	9.61	11.34	12.3	12.90	15.13	17.61
	40~50세 미만	5.34	6.77	6.92	8.28	12.25	18.27
	50~60세 미만	8.59	5.62	10.83	7.74	13.92	22.65
여성	전 체	21.93	24.22	24.85	26.28	30.55	37.85
	20~30세 미만	28.69	25.08	26.48	32.67	26.09	34.65
	30~40세 미만	21.38	25.67	25.88	29.39	34.12	39.62
	40~50세 미만	16.74	24.43	23.39	23.21	29.14	37.46
	50~60세 미만	10.20	17.54	22.31	17.29	29.75	37.80
정규직 임금근로자		14.51	15.7	15.76	15.28	14.97	17.16
비정규직 임금근로자		16.41	17.22	21.09	23.21	36.42	49.72
<b>&lt;10년 미만 근속자 비중&gt;</b>							
전체	전 체	72.22	72.10	72.00	72.82	73.18	75.69
	20~30세 미만	97.37	97.80	98.56	98.19	97.44	97.63
	30~40세 미만	77.52	78.21	79.83	82.09	82.52	82.31
	40~50세 미만	49.53	51.91	54.32	58.34	60.80	65.49
	50~60세 미만	47.88	50.44	51.22	52.11	55.81	65.83
남성	전 체	65.96	65.63	65.63	66.45	66.96	68.78
	20~30세 미만	97.27	97.77	98.40	98.65	97.66	97.62
	30~40세 미만	75.62	76.48	77.93	79.91	80.57	79.30
	40~50세 미만	38.55	39.93	42.67	46.47	47.85	52.12
	50~60세 미만	38.96	40.24	40.56	42.69	47.25	56.96
여성	전 체	86.38	86.29	85.85	86.23	85.94	88.50
	20~30세 미만	97.49	97.83	98.81	97.52	97.10	97.64
	30~40세 미만	83.10	83.00	84.71	87.61	87.24	89.14
	40~50세 미만	76.28	78.24	78.31	80.52	83.14	85.07
	50~60세 미만	77.55	80.70	80.77	80.45	77.69	87.40
정규직 임금근로자		72.62	72.58	72.30	72.35	70.88	71.62
비정규직 임금근로자		70.43	70.03	70.86	74.50	80.62	86.66

## 부 도

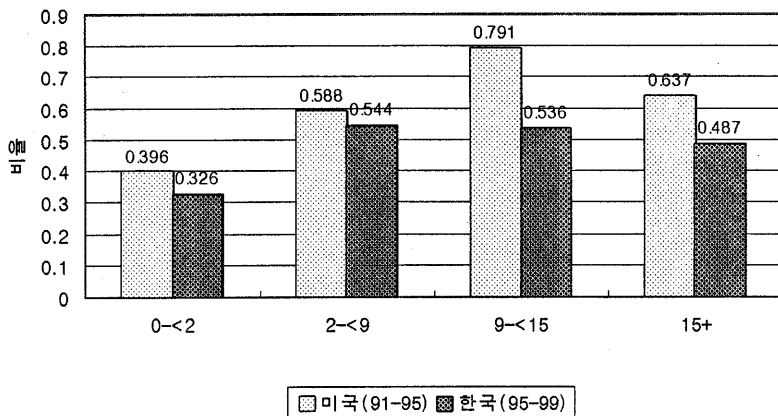
(부도 1-1) 성별 평균근속년수의 추이



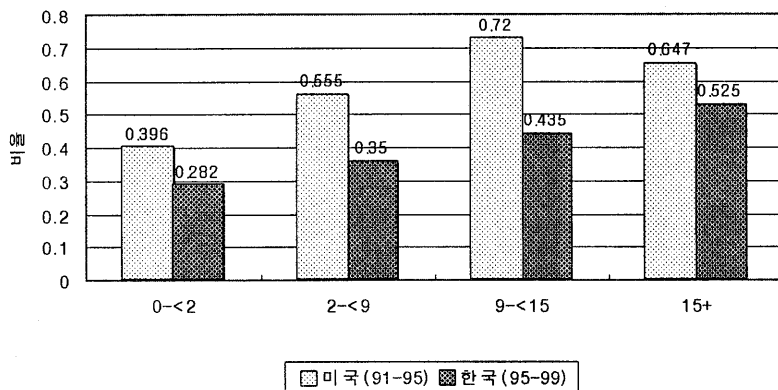
(부도 1-2) 고용형태별 평균근속년수의 추이 : 건설업 제외



[부도 1-3] 근속기간별 4년 직장유지율 : 남성 임금근로자

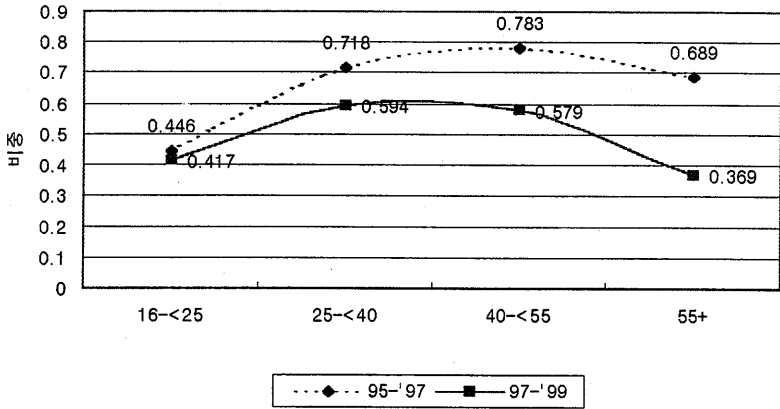


[부도 1-4] 근속기간별 4년 직장유지율 : 여성 임금근로자



60 한국 노동시장의 구조와 변화

(부도 1-5) 연령대별 2년 직장유지율의 변화 : 1995~97, 1997~99





## 2 여성 노동시장의 고용구조와 실업

금재호\*

### I. 머리말

인류의 절반인 여성의 사회·경제적 지위는 역사의 흐름 속에서 수많은 변천을 겪어 왔다. 한국의 경우 조선조 이래 여성은 남성보다 열등한 존재로 간주되었고, 사회진출과 교육기회에서의 차별로 인해 취업을 하더라도 허드렛일이나 저임금의 낮은 직종에 종사하는 것이 일반적이었다. 이러한 문화적·역사적 흐름의 영향이 아직도 우리 사회에 영향을 미치고 있으며 한국 여성의 사회·경제적 지위는 다른 국가들에 비해 매우 낮은 것으로 평가된다.

그러나 지속적인 경제성장과 국가경쟁력의 확보, 복지국가의 건설을 위해서 여성인력의 효율적 활용은 필수적인 요소로 여겨지며 나아가 능력과 자격을 갖춘 여성들이 남성과 동등한 입장에서 경쟁에 참여하는 것은 인간 존재의 본연적 가치의 표상으로 볼 수 있다. 여성들의 적극적인 경제활동은 그 자체로 소비와 투자를 촉진시켜 경제성장의 동력으로 작용할 뿐만 아니라 자아실현과 여성권리 향상의 수단이기도 하다.

1960년대 본격적인 경제개발이 시작된 이래 여성들의 경제활동은 지속적으로 강화되어 왔으며, 이에 따라 여성의 사회적 지위도 더불어 개선되기 시작하였다. 그러나 여성근로자들의 대부분은 임시·일용직 등 저임금

---

\* 한국노동연구원 연구위원

· 저숙련 직종에 종사하고 있었으며 대부분 결혼, 출산과 함께 취업전선을 벗어나는 것이 일반적인 현상이었다. 이처럼 낮은 여성의 경제적 지위는 여성의 생산성이나 능력이 남성에 비해 상대적으로 낮기 때문이기도 하지만 여성에게 보다 나은 직업, 지위로의 진출 가능성이 막혀 있기 때문이었다. 남녀를 가리지 않고 자신의 능력에 맞는 직업을 선택하고 정당한 노력의 대가로 적정임금(소득)을 받는 것은 선진사회의 기본적 성격이며 선진사회로의 이행을 위해 달성해야 할 목표이다. 이러한 측면에서 아직 한국의 여성노동시장은 해결해야 할 여러 문제점을 지니고 있다. 기본적으로 여성에게 핵심적인 것은 남성과 동등한 위치에서 서로 경쟁할 수 있는 환경과 기회의 마련이다.

이러한 인식 아래에서 그동안 정부와 각종 단체들의 지속적인 노력이 이루어져 왔고 특히 여성 자신들의 인식전환과 노력의 결과 여성의 경제활동참여 및 지위는 상당한 정도로 개선된 것으로 알려지고 있다. 그러나 1990년대에 들어서 여성의 경제활동과 사회·경제적 지위가 어떻게 변화하였는지에 대한 의문과 함께 여성 경제활동의 주요 저해요인으로 꼽혀온 육아비용 및 서비스의 문제, 결혼 또는 육아로 인한 경력단절의 문제, 성차별의 문제, 여성의 낮은 노동시장 지위 문제, 여성의 기능불일치(skill mismatch)의 문제들이 어떻게 접근되고 해결되어 가고 있는지의 의문이 여전히 대두되고 있다. 나아가 이러한 의문들은 외환위기에 의한 대량실업사태와 구조조정 과정에서 여성근로자들이 어떻게 대응하고 희생을 치루었는지의 질문과 연결된다.

본고에서는 1990년대와 외환위기 과정에서 여성노동시장이 어떻게 변화하였지를 개괄하고 향후 여성노동정책의 방향을 모색하고자 한다. 1990년대에 들어서도 여성의 경제활동참가율은 지속적으로 증가하였지만 그 증가폭은 과거에 비해 완만하며, 특히 30대 이상 여성들의 경제활동참가율은 1990년대 전반적으로 안정되어가는 추세를 보여왔다. 그러나 여성취업자수는 베이비붐 세대의 중장년화와 같은 인구구조의 변화로 인해 상당한 규모로 증가한 특징을 보인다. 1990년대 노동시장의 특징으로 제조업의 쇠퇴와 서비스업의 약진, 외환위기를 전후로 한 임시·일용직의 증대, 직종별로 전문·기술·관리직의 증대와 같은 현상들을 들 수 있는데 이러한 노동시장의 변혁과정에서 여성은 취업자의 양적인 측면에서는 상당한 향

상을 보였으나 이러한 양적인 확대를 고용의 질적 개선으로 연결시키는데 실패한 것으로 여겨진다.

이러한 양적 개선과 질적 실패의 원인에 대해 뿌리깊은 성차별, 여성의 경력단절현상, 여성근로자들의 학력, 전공 및 기능 불일치, 상당히 개선되었지만 아직도 외국에 비해 높은 육아비용 등 노동시장 참여의 기회비용 등을 들 수 있을 것이나 여성단체 및 정부의 정책실패도 중요한 원인의 하나로 여겨진다. 여성고용의 질 향상은 고임금, 고생산성, 고기술(또는 기능)직종 분야에서의 여성입직의 확대와 기업내부 노동시장의 승진, 보직, 훈련 등에서의 동등한 기회부여 및 적극적인 여성참여와 같은 메커니즘을 통해서 달성될 수 있다. 이러한 측면에서 기업내부 노동시장의 행태를 심층적으로 분석하는 연구가 필요하다. 또한 여성근로자에 대한 기업행태의 변화를 위해서는 여성고용의 문제에 대하여 사회정책이나 복지정책적인 입장이 아니라 시장원리에 기초한 경제학적 접근방식이 요구되며, 법이나 제도를 통한 비자율적인 규제나 비용부담으로는 명확한 한계가 있다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 경제활동인구조사의 분석결과를 통해서 1990년대 한국 여성노동시장의 변화와 특징을 살펴보도록 한다. 특히 외환위기 과정을 거치면서 나타난 여성노동시장의 동태적 움직임을 간략하게 설명한다.

제III장에서는 1990년대 여성의 고용안정성 추이에 대한 분석과 함께 여성 경력단절의 규모를 측정하게 될 것이다. 여성의 경력단절은 남성과 여성의 임금격차 및 여성의 생애 경력개발의 중요한 저해요인으로 손꼽히고 있다. 결혼 및 출산 시기를 중심으로 여성의 경력단절이 주로 발생하고 있으며 여성의 경력단절을 막기 위해 정부정책도 보육비용의 지원 및 서비스 질의 개선, 모성보호비용의 사회화, 결혼 및 출산으로 인한 부당노동행위의 방지 등에 노력을 기울이고 있다. 그러나 경력단절현상을 완화하기 위한 노력은 기업의 노동비용을 상승시켜 거꾸로 여성의 경력개발을 저해하고 고용형태의 악화를 가져오는 원인으로 작용할 가능성이 있다.

그 다음의 제IV장에서는 여러 통계조사 결과를 이용하여 아직도 광범위하게 나타나고 있는 성차별의 실태를 설명하고 성차별적 요인에 의한 남녀간 임금격차의 규모를 파악한다. 기업내 성차별의 완화, 특히 임용·승진·보직·훈련 등에서의 성차별은 여성의 지위향상을 가로막고 국가 인

적자원의 효율적 활용과 인간가치의 향상을 가로막는 중요한 요인이 되고 있다. 기업내 성차별의 원인과 그 해결방안에 대한 분석은 향후 여성노동시장 연구의 핵심으로 여겨지며 이를 위한 기초연구 및 자료를 제시한다.

마지막으로는 본 논문의 주요 결과의 정리와 함께 향후 여성노동정책의 방향에 대해 논의하도록 한다. 지금까지 한국 여성노동정책은 여성근로자의 권익보호와 여성 유희인력의 활용 및 경력단절의 완화 등에 초점을 맞추었던 감이 있다. 이러한 정책은 여성이 취업자수 및 경제활동참가율의 상승을 주도한 1990년대 이후에는 충분하지 못하다. 여성고용의 문제는 점차 양적인 문제에서 질적인 문제로 전환되고 있으며, 이러한 측면에서 기업에 대한 규제 또는 법의 강화를 통해서가 아니라 시장기능의 활성화를 목표로 하여야 할 것이다.

## II. 여성 노동시장의 고용구조와 실업

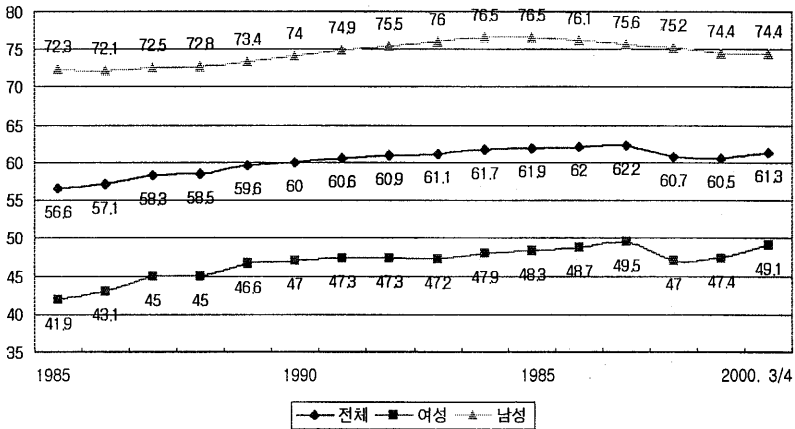
### 1. 고용구조의 변화와 추이

#### 가. 취업자수 및 경제활동참가율

우리나라의 취업자수는 인구증가 및 경제성장으로 인한 일자리 창출에 따라 지속적으로 증가하여 왔다. 1980년에 1,368만명이었던 취업자수는 1997년 2,111만명으로 64.8%가 증가하였고, 외환위기 이후 취업자수의 일시적 감소현상이 발생하였으나 2000년에는 1997년 수준으로 취업자수가 회복될 것으로 기대된다. 1980년대 이후 생산가능인구의 증가보다 경제성장에 의한 취업자수의 증가속도가 더욱 빠름에 따라 경제활동참가율도 1985년의 56.6%에서 1997년에는 62.2%로 크게 늘어났다(그림 2-1 참조).

그동안 취업자수 및 경제활동참가율의 증가는 여성이 주도하여 왔다. 출산율의 저하 및 보육서비스 확대, 남성의 가사분담 증가, 가전제품의 발달 등으로 여성의 경제활동에 대한 기회비용이 감소하고 있으며, 재택근

(그림 2-1) 성별 경제활동참가율의 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
	2000.3/4	13,047	74.4	12,499	548	4.2
	여성	1980	5,412	42.8	5,222	190
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
2000.3/4		9,157	49.1	8,897	261	2.9

자료 : 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도 및 매월 보도자료.

무 고용형태의 유연화, 정보통신 등 여성친화적 산업의 성장, 여성의 사회 진출에 대한 인식의 개선, 여성 고학력화와 자아실현 욕구증대와 같은 요인에 따라 여성의 경제활동 욕구는 지속적으로 강화되었다. 이러한 공급 측면에서의 변화와 경제성장에 따른 여성노동력의 수요증가에 따라 남성 취업자수는 1980년의 846만명에서 1997년에는 1,242만명으로 46.8%가 증가하였으나 여성은 동기간중 522만명에서 869만명으로 66.3%가 늘어났다(표 2-1 참조). 경제활동참가율의 측면에서도 남성은 1985년의 72.3%에서 1997년의 75.6%로 12년 동안 3.3%포인트 증가하는 데 그쳤으나 여성은 동기간 41.9%에서 49.5%로 7.6%포인트가 상승하였다. 1999년을 기준으로 한국의 여성 경제활동참가율은 외환위기의 여파로 인해 47.4%를 기록하고 있는데 이는 미국, 영국과 같은 국가들에 비해서는 낮은 수준이나 프랑스, 일본과는 비슷한 수준이며 대만보다 높은 수준이다.

〈표 2-2〉 주요국의 경제활동참가율

(단위 : %)

	경제활동참가율	
	남 성	여 성
한 국	74.4	47.4
일 본	76.9	49.6
미 국	74.7	60.0
프 랑 스	62.0	47.6
싱가포르	77.8	52.7
영 국	71.5	54.4
대 만	69.9	46.0

주 : 프랑스(1998년)를 제외하고는 모두 1999년 자료임.

자료 : 노동부, 『여성과 취업』, 노동부, 2000에서 재인용.

#### 나. 연령별 경제활동참가율과 취업자수

과거에는 결혼 또는 가사·보육 등의 사유로 인해 20대 후반 및 30대 여성의 상당수가 노동시장을 벗어나 비경제활동인구화함으로써 여성의 경력단절, 인적자원의 유향화 등과 같은 문제들이 심각하게 대두되었다. 이

러한 현상은 M자형 연령대별 경제활동참가율로 나타나며 한국 여성노동시장의 대표적 특징의 하나로 간주되었다. 그러나 결혼 이후에도 직장에 근무하는 여성의 비율이 증가함에 따라 M자형의 연령대별 경제활동참가율 그래프는 [그림 2-2]와 같이 고원형(plateau)으로 전환되어가는 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. 이러한 점은 [그림 2-3]과 [그림 2-4]에 뚜렷이 나타나고 있다. 20세 미만과 60세 이상을 제외한 연령계층에서 25~29세층만이 1990년대에 들어서도 경제활동참가율이 큰 폭으로 증가한 유일한 연령층인 것으로 나타나고 있으며, 그 외의 연령대에서는 안정적인 모습을 보이거나 약간 상승하는 추세를 기록하는 데 그치고 있다.

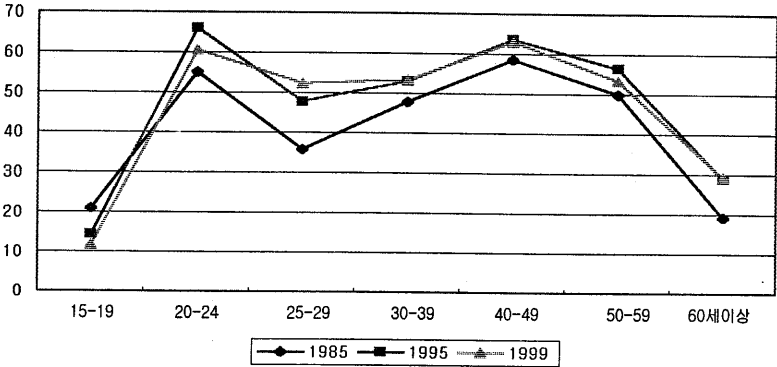
한편 상급학교, 특히 전문대·대학에의 진학을 증가에 따라 15~19세 계층의 경제활동참가율 및 취업자에서 차지하는 비중은 감소하여 온 반면 평균수명의 연장 및 취업기회의 확대, 그리고 보건·의료의 발전에 따라 노년층의 경제활동참가와 취업자 비중은 증가하고 있는 추세를 보이고 있다. 15~19세 여성의 경제활동참가율은 1980년의 34.4%에서 1999년의 11.8%로 꾸준히 하락하였고 여성취업자에서 차지하는 비중도 1999년에는 2.2% 수준으로 감소하였다.

60세 이상 여성의 경제활동참가율은 1980년의 16.9%에서 1999년에는 29.4%로 증가하였고 취업자수도 1991년의 59만 9천명에서 1999년의 91만 1천명으로 크게 늘어났다. 이에 따라 여성취업자 중 60세 이상이 점유하는 비중도 1991년의 7.9%에서 1999년에는 11.0%로 증가하였다.

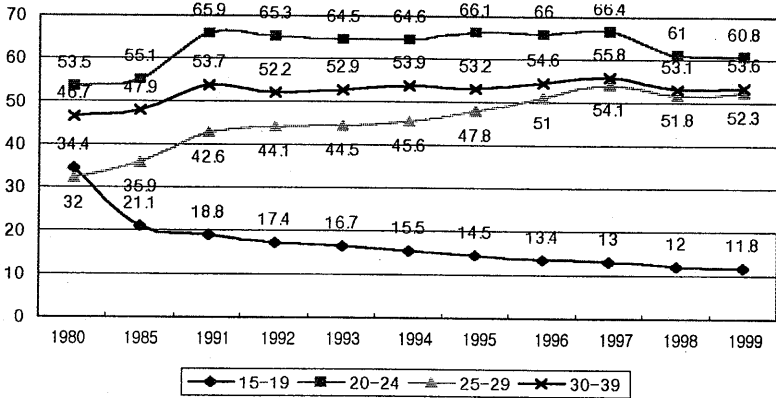
1990년대에 들어서 발견되는 주요 연령계층의 경제활동참가율의 안정적인 변화는 몇 가지 문제를 제기하고 있다. 즉 20~60세 연령층의 경제활동참가율이 아직도 미국 등 선진국에 비해 낮은 상황에서 주요 연령층의 경제활동참가율이 안정화되는 경향을 어떻게 해석하는가의 문제가 있다. 이에 대해 두 가지의 가설을 생각할 수 있다.

첫번째 가설은 한국의 사회·문화·경제적 시스템은 일본, 프랑스와 유사하고 따라서 한국 여성의 경제활동참가 욕구는 양적인 측면에서 어느

[그림 2-2] 여성의 연령대별 경제활동참가율 추이



[그림 2-3] 여성의 연령대별 경제활동참가율 추이 : 15~39세까지

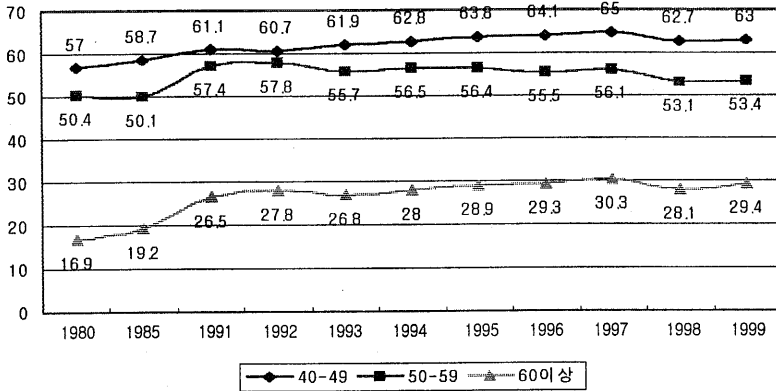


정도 충족(saturated)되었으며 향후에도 경제활동참가율의 변화는 크지 않을 것이라는 의견이다. 이 경우 여성의 경제활동참가율은 20~60세 연령층의 경제활동참가율 증가보다 외국의 사례와 같이 시간제 근무 또는 아르바이트 등의 확산에 따른 15~19세 계층의 경제활동 증대와 60세 이상 고령층의 경제활동 활성화에 의해 주로 영향을 받게 된다.

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



(그림 2-4) 여성의 연령대별 경제활동참가율 추이 : 40세 이상



이러한 가설의 근거로 먼저 인구구조의 변화를 들 수 있다. 베이비붐 세대의 중·장년층화와 낮은 출산율, 그리고 급속한 고령화 등으로 대표되는 인구구조의 변화에 기인하여 30세 이상 여성취업자수는 경제활동참가율보다 빠른 속도로 증가하였다. <표 2-3>에서 20~24세의 경우 경제활동참가율은 1991년의 65.9%에서 외환위기 직전인 1997년에 66.4%로 거의 변화가 없으나 취업자수는 같은 기간 126만 3천명에서 95만 5천명으로 4분의 1 가량 감소하였다. 반면 30대와 50대는 경제활동참가율이 동기간 중 20~24세와 마찬가지로 거의 변화가 없었지만 취업자수는 각각 14.9%와 5.3%가 증가하였다. 이러한 사실은 전반적인 인구의 증가와 더불어 베이비붐 세대의 중·장년층화와 낮은 출산율 등 한국의 인구구조가 과거의 피라미드형에서 종형(bell shape)으로 변화한 것을 반영하고 있다. 이에 여성취업자에서 20대가 차지하는 비중은 1991년의 27.4%에서 1999년에는 23.4%로 하락한 반면, 30·40대의 비중은 44.4%에서 49.3%로 증가하였다. 또한 15~19세 취업자의 감소현상과 함께 여성취업자의 전반적인 연령상승이 두드러진다.<sup>1)</sup> 1999년도의 경우 여성취업자의 절반에 약간 못 미치는 49.6%가 40세 이상이며, 30대 미만은 25.6%에 지나지 않는다.

1990년대 경제활동참가율보다는 인구구조의 변동이 여성의 연령별 취업

1) 한국노동패널연구(KLIPS)에 의하면 여성취업자의 평균연령은 1994년에 37.71세였으며, 평균연령의 점진적 상승에 따라 1999년에는 40.12세에 도달한 것으로 조사되었다.

구조 변화를 주도하였다고 보는 것이 정확한 판단으로 여겨지며, 경제활동참가율의 변화가 미미하다고 해서 여성의 취업욕구가 정체되었다고 결론내리는 것은 부정확한 표현이다. 따라서 향후 인구구조가 안정화됨에 따라 여성의 취업욕구는 경제활동참가율 상승의 형태로 나타날 가능성이 있다는 주장이 있다.

〈표 2-3〉 연령계층별 여성취업자수의 추이

(단위 : 천명, %)

	15~19세	20~24세	25~29세	30~39세	40~49세	50~59세	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)

주 : ( )안의 값은 각 연도에서 해당 연령계층이 점유하는 비중임.

자료 : 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도.

두번째 근거는 뿌리깊은 성차별이다. 관리직, 영업직, 감독직, 기능직 등을 중심으로 아직도 광범위하게 이루어지고 있는 입직에서의 여성 성차별과 더불어 승진, 보직, 훈련 등 기업내부 노동시장에서의 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>2)</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 21세기에 고용구조의 급격한 변화에 따라 기술·기능 불일치에 의한 구조적 실업의 가능성이 높아지고 있다. 기업의 인력 수요 및 채용에 대한 사업체 조사의 결과(금재호, 2000)에 따르면 사업체의 상당수가 전문기술직 및 제조현장 인력의 채용에 어려움을 겪고 있는 반면, 사무직의 채용은 용이한 것으로 응답하고 있으며, ‘응모자의 능력·자격부족’으로 필요한 인력의 채용에 실패하고 있다는 대답이 가장 많았다. 이러한 조사결과와 다른 통계 및 연구결과들은 그동안 고급인력이 양적으로는 팽창하였으나 질적 수준의 문제가 있으며 인력양성체계가 기업의 수요를 제대로 반영하고 있지 못하다는 점을 시사한다. 또한 현장에서 필요로 하는 이공계 등 전문·기술 분야보다는 인문·사회계 졸업생들이 많이 배출되는 것도 인력수급 불일치에 일조하고 있다. 이는 전문대 이상 고학력자들의 급증에 따른 고학력자의 하향취업 및 실업(미취업)과 더불어 중요한 고용정책의 과제로 인식되고 있는데 기술·기능의 불일치에 따른 미취업의 문제는 일반적으로 여성이 남성보다 더욱 심각한 것으로 여겨진다. 20대 한국 여성들의 경제활동참가율이 선진국보다 훨씬 낮은 점에서도 기술·기능 불일치에 의한 미취업 문제의 간접적 증거를 발견할 수 있다.<sup>3)</sup> 따라서 취업이 용이한 학과 및 전공분야에 여성들의 진학이 보

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

3) 20대 여성들의 경제활동참가율이 선진국들보다 상당히 낮은 원인의 하나로 여성들의 상당수가 유흥업 등에 종사하고 있고 많은 경우 이들은 비경제활동상태로 통계 조사되기 때문이라는 주장도 있다.

다 확대되고 여성의 직업의식이 향상되어 여성의 기술·기능 불일치가 완화됨에 따라 여성의 경제활동참가도 증가할 가능성이 있다.<sup>4)</sup>

이상과 같은 세 가지의 근거에 의해 여성의 경제활동참가율은 향후에도 상당한 폭으로 상승할 것이라는 가설은 한국 여성노동시장이 지니고 있는 문제점들을 간접적으로 제시한다. 즉 여성의 경제활동참가율이 향후 어떻게 진전될 것이냐의 의문은 여성노동시장의 문제를 어떻게, 얼마나 해결할 수 있는가에 달려 있는 것으로 여겨진다.

#### 다. 여성취업자의 산업별 분포와 추이

1990년대의 산업별 취업구조의 특징을 살펴보면, 먼저 제조업 분야의 취업자수는 1991년도에 509만 2천명으로 정점을 기록한 이후 취업자에서 차지하는 비중뿐만 아니라 그 절대수도 하락한 사실을 발견할 수 있다. 1990년도에 전체 취업자수의 27.2%를 점유하였던 제조업 취업자 비중은 급격히 낮아져 1999년의 경우 19.8%를 기록하고 있다. <표 2-4>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 감소현상은 남녀 모두에게서 발견되지만 여성의 감소폭이 더욱 큰 것으로 여겨진다. 1990~99년의 9년 동안 제조업 취업자수는 90만 5천명이 줄어들었는데 이들 중 여성이 63만명으로 감소인원의 69.6%를 차지하고 있다.<sup>5)</sup>

또한 농림어업부문의 종사자수 및 전체 취업자에서 농림어업이 차지하는 비중도 지속적으로 하락하여 1980년에 465만 4천명이었던 취업자수가 1999년에는 절반 수준인 234만 9천명으로 축소되었으며, 취업자에서 점

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

5) 1990년 제조업 취업자 중 여성의 비율이 42.2%였던 점을 감안하면 여성의 제조업 취업자 감소폭은 상대적으로 매우 크다고 할 수 있다. 이에 따라 여성취업자의 제조업 종사자 비중은 동 기간중 10.7%포인트(28.1%→17.4%)가 하락하였으나 남성은 6%포인트(26.5%→20.5%)의 감소에 그쳤다.

〈표 2-4〉 취업자의 산업별 분포와 추이 : 전체

(단위 : %, 만명)

	1980	1985	1990	1995	1996	1997	1998	1999	2000. 3/4
농림어업	34.0	24.9	17.9	11.7	11.7	11.3	12.4	11.6	11.9
광공업	22.5	24.4	27.6	22.6	22.6	21.4	19.6	19.9	19.9
제조업	21.6	23.4	27.2	22.5	22.5	21.2	19.5	19.8	19.8
사회간접자본 및 서비스	43.5	50.6	54.5	65.7	65.7	67.3	68.0	68.6	68.2
건설	6.2	6.1	7.4	9.5	9.5	9.5	8.9	7.3	7.7
도소매, 음식숙박	19.2	22.6	21.8	27.1	27.1	27.5	27.9	28.2	27.9
전기, 운수, 금융	7.3	8.7	10.7	9.3	9.3	9.5	10.0	9.8	9.6
사업·개인 서비스	10.9	13.3	14.6	19.8	19.8	20.9	22.3	23.3	23.0
전 체	100.0 (1,368)	100.0 (1,497)	100.0 (1,809)	100.0 (2,043)	100.0 (2,082)	100.0 (2,111)	100.0 (1,999)	100.0 (2,028)	100.0 (2,140)

주 : ( )안은 전체 취업자수.

자료 : 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도 및 매월 보도자료.

〈표 2-5〉 취업자의 산업별 분포와 추이 : 여성

(단위 : %, 만명)

	1980	1985	1990	1995	1996	1997	1998	1999	2000. 3/4
농림어업	39.0	27.8	20.3	14.6	13.6	13.2	14.6	13.3	12.7
광공업	22.3	23.2	28.2	21.4	20.3	18.4	16.7	17.4	17.4
제조업	22.1	23.2	28.1	21.3	20.3	18.4	16.6	17.4	17.4
사회간접자본 및 서비스	38.7	49.0	51.5	64.0	66.0	68.4	68.7	69.3	69.9
건설	1.4	1.1	1.8	2.2	2.4	2.5	1.8	1.5	1.5
도소매, 음식숙박	24.4	30.0	28.3	33.2	34.4	35.2	35.3	35.7	35.8
전기, 운수, 금융	3.1	4.4	6.1	6.5	6.6	6.7	6.6	6.1	6.2
사업·개인 서비스	9.8	13.5	15.4	22.0	22.8	24.0	25.0	26.1	26.3
전 체	100.0 (522)	100.0 (583)	100.0 (738)	100.0 (826)	100.0 (847)	100.0 (869)	100.0 (808)	100.0 (830)	100.0 (890)

주 : ( )안은 전체 취업자수.

자료 : 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도 및 매월 보도자료.

유하는 비중도 동 기간중 34.0%에서 11.6%로 낮아졌다. 그러나 외환위기의 여파로 1998년에는 일시적으로 농림어업부문의 취업자수와 더불어 농림어업이 취업자에서 차지하는 비중도 다소 증가하는 경향을 보였다. 농

림어업부문에서도 제조업과 마찬가지로 남녀 모두 비중 및 취업자의 절대수가 하락하였고 그 하락폭도 비슷하다.6)

제조업과 농림어업부문의 취업자수 및 비중의 하락은 서비스부문 취업자수 및 그 비중의 증가를 의미한다. 1980년에 43.5%이었던 서비스부문 취업자의 비중은 1999년에 68.6%까지 급속도로 늘어났다. 도소매·음식숙박업, 전기·운수·금융업부문에서의 증가가 특히 두드러지고 있다.

건설부문의 취업자수도 1980년의 84만 3천명에서 1997년에는 200만 4천명으로 두 배 이상 확대되었으나 외환위기의 충격을 건설업부문이 가장 크게 받음에 따라 취업자수가 한때 120만명 수준까지 낮아졌고 2000년 3/4분기의 경우에도 취업자수가 164만 6천명으로 외환위기 이전보다 크게 낮은 형편이다. 이에 따라 건설부문 취업자수의 비중도 1997년의 9.5%에서 1999년에는 7.3%로 하락하였다(표 2-6, 표 2-7 참조).

〈표 2-6〉 전년대비 산업별·직업별 취업자수의 변화율 : 전체

(단위 : %)

		1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000. 3/4
전 체		3.0	2.7	1.9	1.4	-5.3	1.4	3.4
산업별	농림어업	-4.6	-5.9	-4.1	-1.8	4.0	-5.3	-1.9
	광공업	0.7	1.4	-2.3	-4.4	-13.1	2.7	4.9
	제조업	0.9	1.7	-2.2	-4.5	-13.0	2.8	5.0
	사회간접자본 및 서비스	5.8	5.1	4.6	3.9	-4.3	2.3	3.9
	건설	5.5	6.7	3.5	1.7	-21.3	-6.5	5.4
	도소매, 음식숙박	7.5	3.1	4.9	2.9	-4.0	2.7	3.6
	사업·개인 서비스	5.2	7.0	5.1	6.6	1.1	6.0	4.4
	전기, 운수, 금융	2.9	5.4	3.7	3.8	-0.4	-0.3	2.2
직업별	전문기술직	6.0	8.5	5.8	4.5	1.3	3.4	1.4
	사무직	0.8	3.2	1.9	0.2	-6.0	-8.2	6.5
	서비스·판매직	6.4	4.1	4.5	3.8	-2.7	1.8	4.7
	농림어업직	0.0	-6.2	-2.6	-2.0	4.0	-6.2	-2.2
	기능·기계조작·단순근로	1.8	2.5	0.1	-0.1	-12.5	6.2	4.5

주 : 2000년 3/4분기는 전년동기대비 변화율임.

자료 : 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도 및 매월 보도자료.

6) 남성의 경우 1990년부터 9년 동안 농림수산업 종사자가 28.4%(49만 4천명) 줄어든 반면, 여성은 26.4%(39만 4천명) 감소하였다.

서비스산업에 종사하는 여성의 비중은 1990년대에 들어 급격하게 증가하기 시작하였으며, 그 결과 1990년에 51.5%였던 서비스업 종사자의 비중이 9년 뒤에는 69.9%까지 상승하였다.<sup>7)</sup> 동 기간중 서비스업 종사자는 404만 8천명이 증가하였는데 이 중 절반에 가까운 수가 여성으로 나타났다.<sup>8)</sup> 1990년대 여성 서비스업 종사자의 증가는 195만 8천명으로 동 기간 전체 여성취업자의 증가 152만 1천명보다 훨씬 많은 숫자이다.<sup>9)</sup> 여성취업자의 '서비스산업 집중화 현상'으로 부를 수 있는 이러한 추세는 노동시장에 새로 진입한 취업자들 뿐만이 아니라 제조업에 종사하던 이들도 서비스업으로 대거 전환하였다는 사실과 함께 1990년에 이루어진 여성의 경제활동참가율의 증가가 서비스업에서의 취업확대라는 사실을 의미하고 있다. 서비스업 내에서도 도소매·음식숙박업, 특히 사업 및 개인 서비스(공공서비스 포함) 산업에서의 여성근로자의 확대가 두드러지게 나타나고 있다. 도소매·음식숙박업의 경우 1990년대 취업자수 증가의 절반 정도인 49.3%가 여성이었고, 이러한 여성집중은 사업 및 개인서비스업에도 나타나 같은 기간 취업자 증가분의 49.5%가 여성으로 나타났다. 이러한 여성의 서비스산업 집중화 현상이 고용의 질 개선과 노동시장에서의 여성의 지위향상을 의미하는 것이 아니라는데 1990년대 여성노동시장의 한계가 있으며, 이러한 점은 논의의 전개에 따라 더욱 명확하여질 것이다.

#### 라. 직업별 분포와 추이 : 전문·기술직 및 서비스·판매직의 증가

산업구조의 고도화와 고학력, 전문·기술직에 대한 수요의 증가에 따라 1994년 이후 전문·기술·행정관리직에 종사하는 취업자수 및 취업자에서 점유하는 비중은 끊임없이 증가하였다.<sup>10)</sup> 1994년에 306만 9천명이었던 전

- 
- 7) 남성의 경우 1990년 56.6%(605만 8천명)였던 서비스업 종사자의 비중은 1999년에 65.2%(814만 8천명)으로 늘어났다.
  - 8) 여성의 비중은 48.4%(195만 8천명)이며 1999년 취업자 중 여성의 비중이 40.9%라는 점을 감안할 때 서비스업에서 여성취업자의 증가폭이 상대적으로 컸다는 점을 알 수 있다.
  - 9) 여성은 서비스업 중에서도 도소매·음식숙박업에서 88만 2천명(42.3%), 사업·개인서비스업(공공서비스 포함)에서 103만 1천명(90.8%)이 증가하였다.
  - 10) 여기에서 전문·기술·행정관리직은 통계청 1993년도 직업분류의 대분류 1, 2, 3을 포함하고 있으며, 사무직은 대분류 4, 서비스·판매직은 대분류 5, 농림어업직

〈표 2-7〉 전년대비 산업별·직업별 취업자수의 변화율 : 여성

(단위 : %)

		1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000. 3/4
산업별	농림어업	-4.0	-6.6	-4.2	-0.4	2.7	-6.8	2.7
	광공업	-1.2	-0.6	-2.4	-7.1	-15.8	7.3	7.3
	제조업	-1.2	-0.5	-2.4	-7.1	-15.8	7.3	7.4
	사회간접자본 및 서비스	7.5	6.2	5.8	6.1	-6.4	3.6	8.0
	건설	-0.6	13.0	9.3	8.5	-34.1	-14.7	9.8
	도소매, 음식숙박	7.9	3.3	6.2	5.0	-6.6	3.8	7.5
	전기, 운수, 금융	10.8	7.1	3.0	4.0	-7.1	-6.3	9.7
	사업·개인 서비스	6.7	9.7	6.0	8.1	-3.2	7.3	8.1
직업별	전문기술직	-2.0	9.9	7.9	4.3	1.4	2.3	7.5
	사무직	8.1	5.3	3.4	3.5	-16.9	-2.1	10.1
	서비스·판매직	9.1	6.2	6.0	6.0	-5.2	3.3	7.7
	농림어업직	4.7	-7.0	-2.1	-0.9	2.8	-8.1	1.6
	기능·기계조작	-9.5	-5.1	-2.7	-5.2	-13.2	5.5	2.8
	단순근로	5.0	5.0	-0.6	1.8	-10.2	15.5	10.7

주 : 2000년 3/4분기는 전년동기대비 변화율임.

자료 : 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도 및 매월 보도자료.

〈표 2-8〉 직업별 취업자수 및 비중 : 전체

(단위 : 천명, %)

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000. 3/4
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)	3,935 (18.4)
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)	2,376 (11.1)
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)	5,043 (23.6)
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)	2,406 (11.2)
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)	7,634 (35.7)

주 : ( )안의 값은 전체 취업자에서 차지하는 비중임.

자료 : 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도 및 매월 보도자료.

은 대분류 6, 그리고 기능·기계조작·단순근로는 대분류 7, 8, 9를 의미한다.



문·기술·행정관리직 취업자수는 1999년에 386만 3천명 수준으로 확대되었고, 이러한 전문·기술·행정관리직 취업자의 증가는 외환위기를 겪는 과정에서도 계속되었다. 직업의 전문·기술화 현상에 따라 전문·기술·행정관리직 취업자의 비중도 1994년의 15.4%에서 1999년에는 3.6%포인트가 늘어난 19.0%에 도달하였다.<sup>11)</sup>

서비스·판매직 종사자들도 1990년대 중반 이후 늘어나는 추세를 보였고, 반대로 농림어업직, 사무직 및 기능·기계조작·단순근로 분야의 취업자는 정체 또는 하락하는 경향을 보였다. 또한 <표 2-8>과 같이 외환위기의 과정에서 사무직과 기능·기계조작·단순근로직에서의 일자리 감소가 뚜렷히 나타나고 있다. 특히 사무직은 외환위기로 인한 구조조정의 여파로 1998년보다 1999년에 더욱 큰 폭으로 축소되었다.

취업자 중 전문·기술·행정관리직의 비중 증가는 남성뿐만 아니라 여성에게서도 발견할 수 있다. 그러나 고임금·고생산성의 대표적 직종으로 간주되는 이들 직종에서 여성보다는 남성의 증가속도가 빠른 것으로 나타

<표 2-9> 직업별 취업자수 및 비중 : 여성

(단위 : 천명, %)

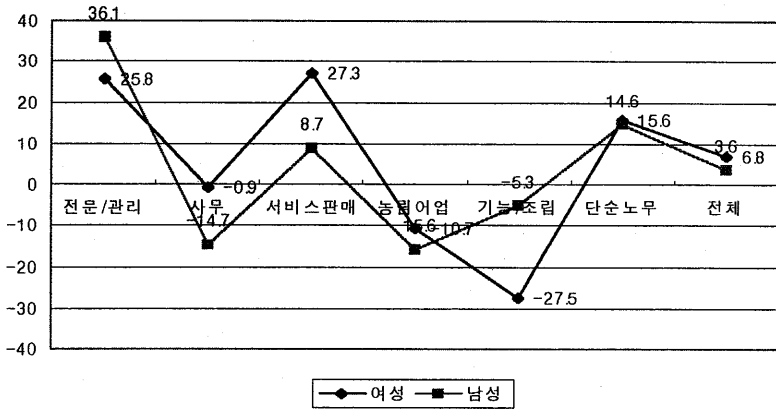
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000. 3/4
전문·기술·행정관리직	839 (10.4)	922 (11.2)	995 (11.7)	1,038 (12.0)	1,053 (13.0)	1,077 (13.0)	1,158 (13.0)
사무직	1,217 (15.1)	1,281 (15.5)	1,325 (15.6)	1,372 (15.8)	1,140 (14.1)	1,116 (13.4)	1,229 (13.8)
서비스·판매직	2,494 (31.0)	2,648 (32.1)	2,806 (33.1)	2,974 (34.2)	2,818 (34.9)	2,912 (35.1)	3,135 (35.2)
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)	1,033 (11.6)
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)	2,342 (26.3)

주 : ( )안의 값은 전체 여성취업자에서 차지하는 비중임.

자료 : 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도 및 매월 보도자료.

11) 1993년도 통계청의 직업분류가 개정됨에 따라 이전 자료와의 연계성 확보가 어렵고, 이에 직업별 고용구조의 변화에 대해서는 1993년 이후로 논의의 범위를 제한하였다.

[그림 2-5] 1993~99년간 직업별 취업자수의 변화율



나고 있어 여성고용의 질적 개선이 미흡한 것으로 여겨진다. [그림 2-5]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 여성진출은 상대적으로 부족하다.<sup>12)</sup> 또한 1993년 이래 증가한 취업자들 중 전문·기술·행정관리직 종사자의 비중을 분석하여도 여성의 진출이 남성에 비해 저조하다는 사실을 파악할 수 있다.<sup>13)</sup>

전문·기술·행정관리직에 종사하는 여성의 증가폭이 남성에 비해 상대적으로 취약한 점과 반대로 서비스·판매직에 종사하는 여성근로자는 남성에 비해 큰 폭으로 증가하였다. 또한 단순근로직에 종사하는 여성의 증가폭도 남성과 비슷한 수준을 기록하고 있는데 이러한 직업구조의 변화는

12) 1993년 전문·기술·행정관리직 종사자 중 여성의 비중은 29.5%였고, 그 비중은 1994년 27.3%, 1995년 27.6%, 1996년 28.2%, 1997년 28.2%, 1998년 28.2%, 1999년 27.9%로 커다란 변화가 없다.

13) 1993~99년의 6년 동안 남성의 경우 전문·기술·행정관리직 종사자는 취업자 증가 42만 1천명의 175.5%에 해당하는 739천명의 취업확대가 이루어졌으나 여성은 취업자 증가 53만 1천명의 41.6%만이 전문·기술·행정관리직의 확대에 이어졌다. 또한 외환위기의 효과를 배제하기 위해 1993~97년의 4년간 데이터를 분석하여도 비슷한 결과를 얻을 수 있다.

다시 한번 1990년대 여성고용의 확대가 고용의 질적 향상을 가져오는 데 실패하고 있다는 가설을 지지하고 있다.

#### 마. 종사상지위별 분포와 추이 : 임시·일용직의 증가

1980년대 초반에는 취업자 중 비임금근로자가 차지하는 비중이 50%를 초과하였다. 이는 당시 농림어업 종사자의 비중이 높았을 뿐만 아니라 이들의 대부분이 자영업자였던 사실을 반영하고 있다. 이후 산업구조의 고도화, 농촌인구의 이농현상 등의 원인으로 인해 비임금근로자의 비중은 꾸준히 하락하였고 1990년대 중반에 들어서는 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 자영업자의 비중은 27~28%대를 지속적으로 유지하고 있었으나 자영업자의 절대수는 1990년대 전기간에 걸쳐 계속 증가하여 왔다(류재우·최호영, 2000). 이에 비해 무급가족종사자의 수는 190~210만명의 범위 내에서 안정적인 변화를 보이고 있다. 자영업자의 비중이 증가하는 현상은 다른 나라에서도 발견되는 현상으로 그 정확한 이유는 아직 명확하지 않으나 ① 경제의 소프트화 및 기술혁신, 그리고 지식기반산업의 대두 등으로 인해 대규모의 자본투자가 아닌 인적자원에 바탕을 둔 사업기회의 확대, ② 정보통신의 발전 등으로 사업시작 및 유지에 필요한 비용의 감소, ③ 기업경영의 혁신, 슬림화 및 아웃소싱의 확대에 의한 사업기회의 확대, ④ 종신고용제의 붕괴와 같이 고용불안정성의 증대<sup>14)</sup>에 따른 임금근로자의 불안감 확산 등의 원인을 들 수 있다. 금재호·조준모(2000)에 의하면 자영업자는 생산성이 낮기 때문에 정규직 임금근로자로 취업하지 못하고 불가피하게 자영업을 하는 저능력자군과 생산성 및 학력

14) 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, 2000).

이 높고 생애소득 극대화를 위해 자발적으로 자영업에 하는 고능력자군으로 구성되어 있으며 고능력자군의 비중이 상당한 것으로 보인다.<sup>15)</sup>

〈표 2-10〉 고용형태별 취업자수 및 비중의 추이 : 전체

(단위 : 천명, %)

	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. 3/4	38.4	28.9	9.5	61.6	29.4	21.1	11.1

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 9천명을 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

15) 1990년대 중반 이후 외환위기 이전까지 자영업에 종사하는 여성취업자의 수는 꾸준히 증가하여 왔으며, 그 반대로 무급가족종사자의 수는 감소세를 보였다. 그러나 이러한 여성 비임금근로자의 구성변화가 위에서 언급한 이유 때문인지는 불명확하다(KLI 노동통계, 2000).

〈표 2-11〉 고용형태별 취업자수 및 비중의 추이 : 여성

(단위 : 천명, %)

	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. 3/4	39.4	19.7	19.7	60.6	18.2	28.1	14.3

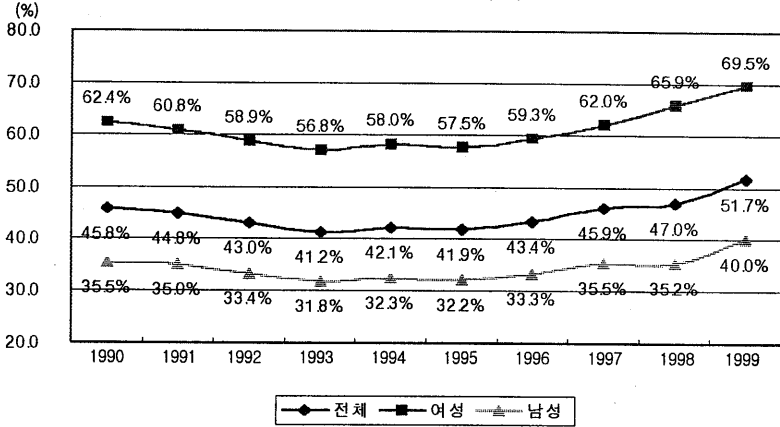
자료 : 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도 및 매월 보도자료.

1990년대에 걸쳐 9% 수준(전체 근로자 대비)을 유지하여 왔으나 1999년부터 급증하여 11%대 선을 넘어섰다.

이러한 현상에 따라 임금근로자 중 임시·일용직의 비정형 근로자가 점유하는 비중은 1990년대 전반에는 하락하는 추세를 보였다. 즉 1990년에 45.8%이던 임시·일용직의 비중이 점차 감소하여 5년 뒤인 1995년에는 41.9%까지 줄어들었다. 그러나 이후 임시·일용직의 비중이 증가하기 시작하였고 이러한 추세는 외환위기를 거치면서 더욱 강화되어 2000년 3/4 분기의 경우 임시·일용직의 비중은 52.3%까지 급격하게 상승하였다(그림 2-6 참조).

일자리의 증가 또는 창출이 남성은 상용직을 중심으로 이루어진 반면 여성은 임시·일용직을 중심으로 이루어졌다. 1990년에서 외환위기 직전인 1997년까지의 7년 동안 여성 임금근로자는 100만 5천명이 증가한 반면, 남성 임금근로자는 127만 1천명이 증가하였다. 그러나 증가된 임금근로자들 중 남성은 64.4%가 상용직으로 취업하였으나 여성은 반대로 60.7%가 임시·일용직으로 취업하였다. 1999년의 경우 여성 상용임금근로

[그림 2-6] 임금근로자 중 임시·일용직의 비중과 추이



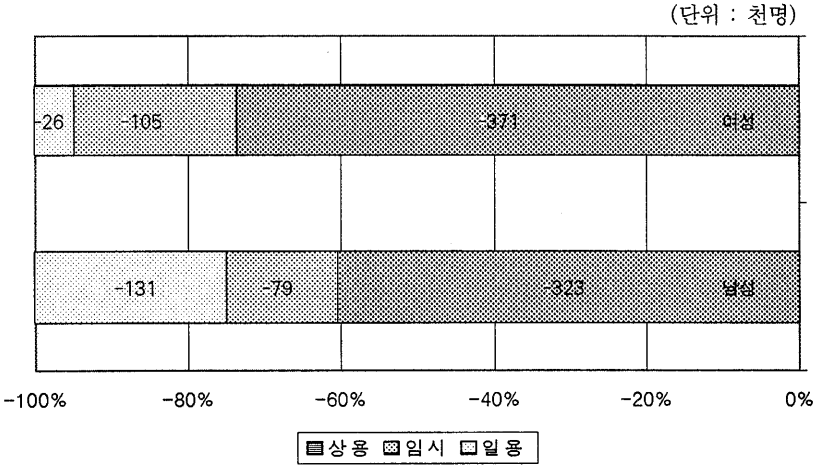
자는 150만 8천명으로 전체 여성취업자의 18.2%에 불과하다. 따라서 1990년대 여성의 경제활동 및 취업자의 증가가 고용형태의 측면에서도 여성고용의 질적 개선을 가져오는 데 실패하였다고 할 수 있다.

[그림 2-6]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 여성 임금근로자의 69.5%(1999년)가 임시·일용직이라는 사실은 여성의 경제적 위치가 얼마나 취약한가를 증명한다.

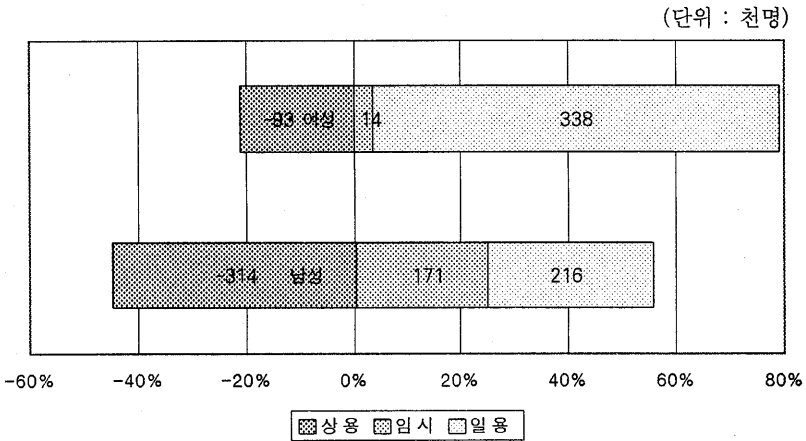
외환위기의 충격에 대해서도 남성은 1998년까지는 임시·일용직의 비중이 도리어 약간 감소하였다가 1999년에 들어서 큰 폭으로 증가하는 행태를 보이고 있으나 여성은 1998년과 1999년 모두 크게 증가하였다. 이러한 현상에 대한 명확한 원인을 알 수는 없으나 남성의 경우 정규직과 임시·일용직의 고용조정이 비슷한 규모로 이루어졌기 때문에 임시·일용직의 비중이 약간 감소하였고 1999년에는 실직한 이들의 대부분이 상용직이 아니라 임시·일용직으로 재취업하였기 때문에 이러한 추이를 보이는 것으로 판단된다. 이에 대해 여성은 외환위기의 과정에서 초기부터 상용직의 해고비율이 남성에 비해 상대적으로 높았던 것이 1998년에도 임시·일용직의 비중을 높인 원인의 하나로 작용하였을 가능성이 있다.

이러한 가능성은 [그림 2-7]과 [그림 2-8]에 나타나고 있는데 1997년 임금근로자 중 상용직의 비중은 남성이 64.5%, 여성이 38%였다. 그러나

(그림 2-7) 1997~98년의 1년간 종사상 지위별 취업자수의 변화



(그림 2-8) 1998~99년의 1년간 종사상 지위별 취업자수의 변화



외환위기 이후 1998년의 1년 동안 감소된 임금근로자의 구성비를 보면 남성은 상용직의 비중이 60%를 약간 상회하는 반면, 여성은 상용직의 감소가 73.9%에 달하였다. 그러나 1999년에 들어서는 상황이 역전되어 남성의 경우에는 계속 큰 폭의 상용직 감소가 발견되나 여성은 감소폭이 9만 3천명에 그치고 있다.<sup>16)</sup>

16) 이처럼 1999년 들어 여성 상용직의 감소폭이 줄어든 이유는 명확하지 않으나 여

## 2. 여성실업과 추이

### 가. 최근의 실업률

우리나라의 실업률은 1988년에 2.5%를 기록하여 최초로 2%대의 낮은 실업률로 진입한 이후 1997까지 10년 동안 2%대를 유지하는 데 성공하였다. 그러나 1997년 말 외환위기 이후 실업률은 급등하기 시작하여 1997년 4/4분기의 2.9%에 머물렀던 계절조정실업률은 9개월이 지난 1998년 3/4분기의 경우 7.7%에 달하는 등 유례를 찾아보기 힘든 실업대란을 경험하였다. 이후 급속한 경기회복과 집중적인 실업대책의 효과로 인해 실업률은 큰 폭으로 감소하였으나 아직도 외환위기 이전에 비해 상당히 높은 수준에 머무르고 있는 상황이다.

[그림 2-9]와 같이 2000년 3/4분기의 실업률은 3.9%로 우리나라의 경제수준이나 사회보장제도에 비추어 볼 때 아직 양적으로 부담스러운 수준이다. 특히 고용상황을 나타내는 주요 지표인 경제활동참가율은 올해 60.8%에 머무를 것으로 전망되어 1997년의 62.2%에 비해 크게 낮고, 이에 따라 취업자수도 1997년의 2,111만명과 비슷한 2,105.5만명으로 예상되고 있다. 그동안 15세 이상 생산가능인구의 절대수가 증가하였고, 공공근로사업과 같은 실업대책에 상당수의 실직자들이 참여하고 있었다는 점을 감안할 때 실업문제가 완전히 해결되었다고 보기 어렵다. 또한 그동안 노동시장의 악화로 인해 취업을 포기한 비경제활동인구가 다수 대기하고 있는 상황이 실업률의 추가적인 감소를 가로막는 힘으로 작용하고 있다.

### 나. 성별 실업률의 추이

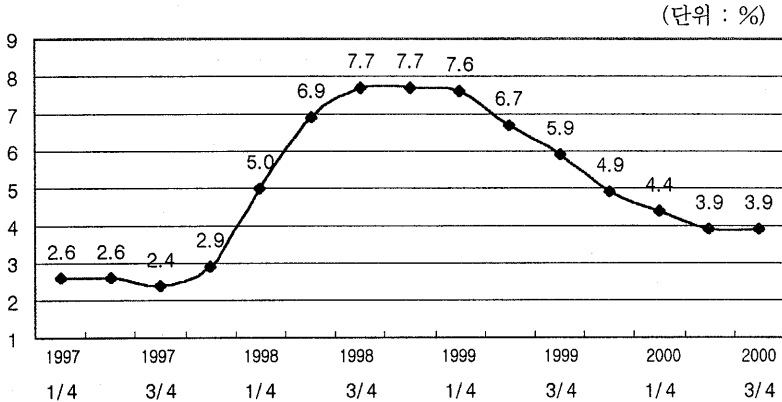
실업자 중 남성과 여성의 비율은 약 2:1로 남성이 훨씬 많다. 이는 실직한 여성의 상당수가 구직활동을 하기보다는 비경제활동상태로 이동하는 반면, 가계를 주로 책임지는 남성은 실업상태에서 적극적으로 구직활동을

---

성 상용직의 경우 1998년에 이미 충분히 정리되었기 때문에 더 이상 줄일 수 있는 여지가 많지 않았기 때문이 아닌가 가정된다.



[그림 2-9] 실업률의 추이 : 분기별, 계절조정치



하는 성향이 높기 때문이다. 따라서 여성은 비경제활동상태에서 곧바로 취업하는 비중이 높다. 특히 외환위기 동안 대량실업이 발생하고 재취업 또는 신규취업이 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 2-10]과 같이 외환위기 이후 남성의 실업률이 더욱 빠른 속도로 늘어남에 따라 그 격차도 확대되어 한때 2.5%포인트에 이르렀다. 실업자수에 있어서도 1997~99년의 2년 동안 남성이 1997년의 35만 2천명에서 1999년에는 91만 1천명으로 2.6배 증가한 반면, 여성은 2.2배 증가하는 데 그쳐 남성실업자의 증가폭이 높았다. 이후 실업의 완화에 따라 남녀간 실업률 격차도 점차 감소하고, 2000년 3/4분기를 기준으로 남성의 실업률은 4.2%로 여성의 2.9%보다 1.3%포인트 더 높게 나타나고 있다.

그러나 동 기간중 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 실직여성들의 상당수가 실업자로 남아 있기보다는 비경제활동인구로 이동하였다는 점과 더불어 고용수준(취업자수)의 측면에서 외환위기 충격이 남성보다 여성에게 더욱 컸다는 사실을 시사한다.

〈표 2-12〉 실업자의 인구학적 특성

(단위 : 천명, %)

		1997	1998	1999	2000p
전 체		556(100.0)	1,461(100.0)	1,353(100.0)	957(100.0)
성 별	남 성	352( 63.2)	983( 67.3)	911( 67.3)	647( 67.6)
	여 성	205( 36.8)	478( 32.7)	442( 32.7)	310( 32.4)
연령별	15~29세	314( 56.4)	612( 41.9)	537( 39.7)	397( 41.5)
	30~39세	115( 20.6)	359( 24.6)	328( 24.3)	239( 25.0)
	40~54세	96( 17.2)	377( 25.8)	366( 27.1)	240( 25.1)
	55세 이상	32( 5.8)	113( 7.7)	122( 9.0)	81( 8.4)
학력별	중졸 이하	118( 21.3)	410( 28.1)	369( 27.3)	275( 28.8)
	고졸	307( 55.2)	766( 52.4)	713( 52.7)	503( 52.6)
	전문대졸 이상	130( 23.5)	285( 19.5)	271( 20.0)	179( 18.7)
가구주	가구주	192( 34.5)	666( 45.6)	600( 44.3)	432( 45.1)
	비가구주	365( 65.5)	795( 54.4)	753( 55.7)	525( 54.9)

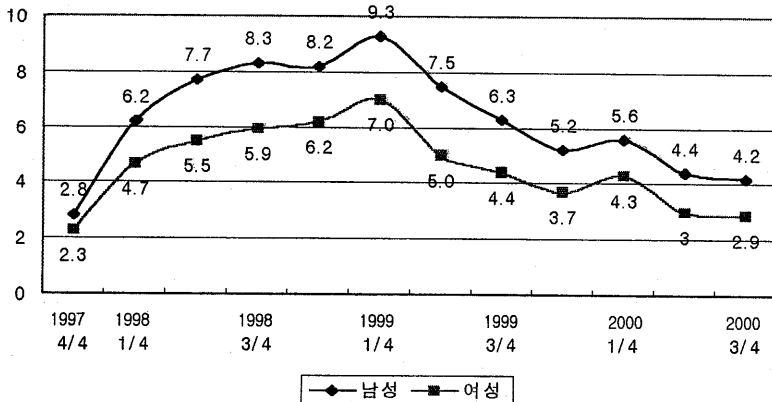
주 : p는 2000년 전망치임.

자료 : 통계청, 「경제활동인구연보」, 각년도 및 매월 보도자료.

한국노동연구원, 「분기별 노동동향분석」, 제13권 제1호, 2000.

(그림 2-10) 성별 실업률 추이 : 분기별

(단위 : %)



### Ⅲ. 경력단절과 고용불안정성

#### 1. 한국노동패널데이터의 기초분석

1990년대 여성노동시장에 대한 분석결과는 그동안 여성 경제활동이 양적인 측면에서는 크게 성장하였으나 이러한 양적인 발전을 고용의 질적 개선으로 연결시키는 데 실패하고 있다는 사실을 명확하게 보여주고 있다. 여성 고용증대의 대부분은 상용직보다는 임시·일용직의 증가에 그쳤고 직종에서도 전문·기술·행정관리직 분야에의 진출이 남성에 비해 뒤지는 현상을 보였다. 또한 서비스·판매 및 음식·숙박업 등에 치우친 여성고용의 서비스화가 궁극적으로 노동시장에서 여성의 지위를 약화시키는 결과를 초래한 것이 아닌가 하는 의구심도 발생하고 있다.

노동시장에서 여성의 지위가 이처럼 열악한 원인의 하나로 여성의 경력단절이 자주 거론되고 있다. 대부분의 직장여성들이 낮은 임금과 차별, 불확실한 미래와 경력개발의 한계, 그리고 결혼, 육아 등의 사유로 20대 후반에서 30대 초반에 걸쳐 노동시장을 떠나게 되고 이후 수년간의 공백 뒤에 다시 노동시장으로 회귀하는 경력단절현상을 발견할 수 있다. 이러한 경력단절이 고임금·고생산성 직종에의 여성진출을 저해하며 여성근로자의 대부분이 비임금근로나 또는 임시·일용직과 같은 저임금·저생산성 직종에 종사하게 되는 중요한 원인이라는 지적이다. 여성의 경력단절은 M자형 연령대별 경제활동참가율로 나타나고 있는데 이러한 경력단절은 여성의 취약한 노동시장 지위의 원인일 뿐만이 아니라 결과이기도 하다.

여성의 경력단절현상을 파악하기 위해 먼저 여성과 남성의 평균근속기간을 비교하였다. 1998년도 제1차 한국노동패널데이터에 따르면 현재 취업하고 있는 임금근로자 중 여성의 평균근속년수(Firm Specific Human Capital)는 3.95년으로 남성 7.36년의 53.7%에 불과하다. 조사시점까지의 전체 취업기간(General Human Capital)도 남성의 13.76년에 비해 여성은

7.4년으로 나타났다.<sup>17)</sup> 이러한 커다란 취업기간의 성별 격차와는 달리 1998년 조사시점을 기준으로 한 여성의 직장횟수는 평균 2.03개로 남성의 2.40개와 비교하여 큰 차이를 보이고 있지 않다. 여성 임금근로자의 평균 연령이 35.2세인 반면, 남성은 38.3세로 남성과 여성의 연령차가 3.1세에 불과한 점을 감안할 때 이러한 패널데이터의 기초분석 결과는 여성의 미취업기간이 남성보다 상대적으로 장기간이며 여성은 상대적으로 짧은 기간 동안 취업한 후 다시 미취업상태로 이동한다는 점을 시사해 준다.

〈표 2-13〉 1998년 여성 임금근로자의 연령대별 특성

(단위 : %, 명)

		20대	30대	30대 이상	전 체
학 력	초졸 이하	0.6( 3)	7.5( 26)	28.0(234)	17.4(237)
	중졸	2.1( 11)	18.1( 63)	20.7(173)	13.5(184)
	고졸	46.4(245)	48.3(168)	35.5(297)	39.7(542)
	전문대졸	24.8(131)	8.3( 29)	4.9( 41)	12.6(172)
	대졸 이상	26.1(138)	17.8( 62)	11.0( 92)	16.9(230)
직 종	전문·기술·관리직	30.5(159)	28.8( 99)	21.3(177)	24.8(336)
	사무직	45.9(239)	14.5( 50)	9.5( 79)	23.5(318)
	서비스·판매직	13.4( 70)	23.3( 80)	24.0(200)	19.9(270)
	농림어업직	-	0.3( 1)	1.3( 11)	0.8( 11)
	기능직·조립직	3.8( 20)	13.7( 47)	13.2(110)	9.6(130)
	단순근로	6.3( 33)	19.5( 67)	30.7(256)	21.3(289)
종사상 지위	정규직	83.9(443)	65.5(228)	60.3(505)	69.5(948)
	비정규직	16.1( 85)	34.5(120)	39.4(330)	30.5(415)
근속기간(년)		2.68	4.23	4.99	4.10
취업기간(년)		4.22	7.89	9.81	7.63
월소득(만원)		82.11	89.44	79.10	80.26

주 : 근속기간은 현 직장에서의 근무년수(SK: specific human capital)를, 취업기간은 1998년 6월까지의 모든 취업기간을 합한 일반 인적자본(general human capital)을 의미함. 평균 월소득은 세금 이후의 소득임.

자료 : 한국노동패널연구(1998).

17) 생애 취업기간의 표준편차는 여성이 7.56년인데 반해 남성은 9.86으로 나타나고 있다. 이처럼 남성보다 상대적으로 커다란 표준편차는 여성들 사이에 생애 취업기간의 편차가 남성보다 심하다는 것을 의미한다. 이러한 현상은 현 직장에서의 근속년수도 마찬가지로 분석되고 있다. 그러나 현 직장에서의 근속년수가 10년이 넘는 임금근로자의 비중은 남성이 26.8%로 나타나고 있으나 여성은 10.1%에 불과하며 15년 이상도 남성 16.6%, 여성 4.3%로 커다란 격차를 보이고 있다.

다음으로 여성 임금근로자의 인구·경제적인 특성을 파악하기 위해 30세를 기준으로 20대 여성 임금근로자와 30대 이상 여성 임금근로자로 나누어 연령대간 특성 차이가 있는지를 분석하였다.<sup>18)</sup> <표 2-13>에서 20대 여성의 절반 이상이 전문대 이상의 고학력인 반면, 30대 이상에서는 전문대 이상이 15.9%에 불과하여 젊은 여성의 고학력화 현상을 명확하게 보여주고 있다.<sup>19)</sup> 근무하는 직종에서도 연령이 낮을수록 전문·기술·관리직에의 취업자 비중이 높아지고 있는데 20대 여성의 경우 특히 사무직이 거의 절반 가까이 차지하는 것으로 나타나고 있다. 이에 대해 연령이 높아질수록 기능직·조립직 및 단순근로직에의 종사자 비중이 증가하고 있다. 종사상의 지위에 대해서도 20대 여성의 대부분은 정규직으로 근무하고 있다고 응답하고 있으나 30대 이상에서는 그 비중이 하락하고 있다.<sup>20)</sup> 월평균 소득은 20대보다 30대가 다소 높게 나타나고 있으며 이후 연령의 상승에 따라 월평균 소득은 하향추세를 보이고 있다. 더불어 현 직장에서의 근속기간과 생애 취업기간은 연령이 많을수록 더불어 증가하는 현상을 보이고 있으나 남성과 비교할 때 연령에 따른 증가폭이 상대적으로 낮다.<sup>21)</sup> 이러한 결과는 여성의 경우 장기간 미취업상태를 경험하여 경력단절이 발생한 경우가 다수 있을 것이라는 가능성을 간접적으로 시사한다.

여성의 경력단절은 가장 가까이 여성고용의 불안정성(instability) 증가로 나타난다. 1999년의 제2차 한국노동패널조사에서 근속기간이 1년 미만인 근로자의 비중은 농업어업부문을 제외한 임금근로자를 대상으로 여성이 36.7%로 남성의 23.6%에 비해 상당히 높게 나타나고 있으며 1994년

18) 10대와 65세 이상은 분석에서 제외하였으며, 시점을 통일하기 위해 1998년 6월을 기준으로 분석하였다.

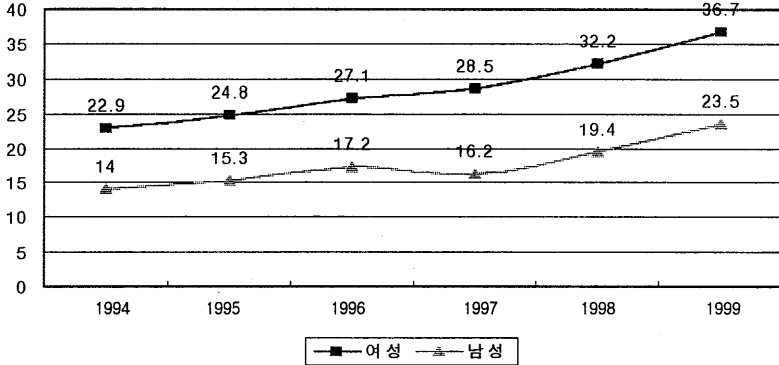
19) 김재호(1995)에 의하면 대우패널데이터를 이용하여 부부 모두 취업한 맞벌이 가구의 특성을 분석한 결과 30세 이하의 젊은 세대에서는 교육수준이 높고, 대도시의 아파트에 거주하는 부부들이 많이 맞벌이를 하고 있는 반면, 30세 이상에서는 교육수준과 남편의 소득이 낮고, 중소도시나 군부지역의 단독주택에 거주하는 부부들이 많이 취업하고 있어 연령대간 차이가 있음을 보고하였다.

20) 종사상의 지위별 분포와 직종별 분포는 통계청의 경제활동인구조사 결과와 많은 차이를 보이고 있다. 이러한 차이는 표본, 조사방법에서의 차이뿐만 아니라 직업 분류시 코딩의 차이에도 원인이 있다.

21) 연령과 근속기간(SK)과의 상관계수는 남성이 0.4946으로 여성의 0.2755보다 훨씬 높으며, 연령과 생애 취업기간(GK)과의 상관계수도 남성 0.8553, 여성 0.4842로 나타나고 있다.

이후 근속기간 1년 미만의 비중은 지속적으로 증가하여 왔다(그림 2-11 참조).

(그림 2-11) 임금근로자 중 근속기간 1년 미만의 비중 : 1994~99년



또한 연령별로는 연령이 많을수록 동일직장에 오래 근무할 가능성이 높아 1년 미만 근속자의 비중이 낮으나 외환위기의 영향에 따라 연령대별 격차가 크게 줄어들었다(금재호·조준모, 2000). 예를 들어, 1999년에 20대 여성 임금근로자 중 1년 미만의 비중이 36.2%로 나타났는데, 1년 미만 근속자의 비중은 30대에서 37.1%, 40대에서 36.0%, 50대에서 39.2% 등으로 역전현상을 볼 수 있다. 이러한 현상은 외환위기의 과정 중에서 여성노동시장에 큰 변화가 있었다는 것을 시사한다.

## 2. 직장유지확률과 고용불안정성

한국노동패널데이터의 기초적인 분석은 여성의 경력단절 가능성이 남성에게 비해 상당히 높다는 점을 간접적으로 보여주고 있다. 이러한 경력단절의 크기에 대해 보다 심층적인 분석을 위해 여기에서는 직장유지율(job retention rate)과 이직 후 일정기간(2년) 이내에 다시 취업할 확률의 두 측면에서 접근하도록 한다.

한국노동패널데이터의 제1차년도(1998년) 데이터는 조사시점 당시의 경제활동뿐만 아니라 생애의 취업경로에 대해서도 회고적(retrospective)인

<표 2-14> 고용유지율(Retention Rate)의 변화

(단위 : %)

		4년 직장유지율 (1995~99)	2년 직장유지율	
			1995~97	1997~99
전 체	0~<2년	30.6	55.9	41.9
	2~<9년	47.2	70.9	61.1
	9~<15년	51.3	80.1	65.9
	15년 이상	49.1	82.8	59.5
	전 체	42.6	68.8	54.5
여 성	0~<2년	28.2	50.2	34.9
	2~<9년	35.0	60.6	55.9
	9~<15년	43.5	75.9	57.7
	15년 이상	52.5	79.5	62.5
	전 체	33.6	58.2	46.2
남 성	0~<2년	32.6	61.0	48.7
	2~<9년	54.4	76.9	64.2
	9~<15년	53.6	81.3	68.6
	15년 이상	48.7	83.3	59.0
	전 체	47.4	74.5	59.3

질문을 던지고 있다. 구체적으로 첫 직장으로부터 현 직장에 이르기까지 1주일에 평균 15시간 이상씩 2개월 이상 근무한 일자리에 대해 시작한 시기, 그만둔 시기, 업종, 직종 및 종사상의 지위 등의 정보를 수집하였다. 이 데이터를 활용하여 현재의 직장을 앞으로도 일정기간 동안 지속한 비율을 계산한 결과 대부분의 기간과 근속년수에 걸쳐 남성보다 여성의 고용유지확률(historical retention rate)이 낮은 것으로 나타났다.<sup>22)</sup> 미국의 연구결과와 비교할 때<sup>23)</sup> 한국의 고용안정성은 미국보다 상당히 낮은 것으로 나타나고 있으며, 특히 외환위기 이후 고용안정성이 급격하게 악화되었다. <표 2-14>에서 보면 1995~99년의 4년 동안 여성 임금근로자가

22) 임금근로자만을 대상으로 직장유지율을 계산하였고, 농림어업부문의 직종을 분석 대상에서 제외하였다.

23) 고용불안정성 및 고용유지확률에 대한 최근의 연구결과로는 Bernhardt, Handcock, and Scott(1999), Farber(1999), Neumark, Polsky, and Hansen(1999) 등을 참조할 수 있다. 특히 <표 2-14>는 Neumark, Polsky, and Hansen(1999)의 방법론에 따라 한국의 고용유지율을 계산한 결과이다.

동일직장에서 계속 근무한 비율은 33.6%에 불과하다. 즉 여성 임금근로자 3명 중 2명은 한 직장에서 4년 이상 근무하지 못하였다는 결론이다. 이러한 고용의 불안정성은 근무기간이 낮을수록 높아져 근무기간이 2년 미만인 여성의 28.2%만이 4년 이상 동일직장에 근무한 것으로 나타났다.

이와 같은 여성의 심각한 고용불안정성은 이직이 경력상승의 기회 또는 일반 인적자본의 축적을 통한 생산성의 향상으로 이루어지지 않을 때 더욱 문제시된다. 많은 경우 이직 또는 전직은 노동시장에서 자신의 지위와 소득을 향상시키는 기회로 활용된다. 생산성에 비해 임금수준이 낮거나 경험을 통해 축적된 인적자본의 활용기회가 제한되었을 때 근로자는 이직을 통해 자신의 가치를 최대화하게 된다. 그러나 우리나라 여성 임금근로자의 대부분은 임시·일용직으로 사무직, 서비스·판매, 기능·조립직, 단순근로 등의 저생산·저임금 분야에 종사하고 있으며 직업경험의 축적이 생산성의 향상으로 이어지지 못하는 경우가 일반적이다. 이는 다음 장에서 나타나듯이 여성의 경우 생애 취업기간(GK)이 임금에 미치는 효과가 남성에 비해 매우 낮다는 분석결과에서도 간접적으로 증명된다.<sup>24)</sup> 이러한 상황에서 여성들의 잦은 이직은 자기 능력의 극대화를 통한 생산성의 향상과 경력개발로 이어지는 것이 아니라 기존 직장에서 축적할 수 있는 기업특수적 인적자본(SK: Firm Specific Human Capital)마저도 포기함에 따라 노동시장에서의 지위 향상이 더욱 어려워지는 것이다.

### 3. 재취업확률과 경력단절

남녀간의 근본적인 격차는 출산 및 육아와 관련된 간헐적 경제활동참가(intermittent participation) 또는 경력단절(interrupted career)에 있으며, 이것이 남녀간 임금격차의 주요 요인이 되고 있다는 주장이 Mincer-Polachek의 가설이다(Polachek and Siebert, 1993). 이 가설에 의하면 비연속적인 경제활동참가로 인해 인적자본의 부식이 발생하고 인적자본에 대한 투자회수기간이 짧아진다. 여기에서는 이러한 Mincer-Polachek의 가설

24) 다음 장의 내용과 같이 임금합수 추정결과 여성의 임금은 남성에 비해 '생애 취업기간(일반적 인적자본)'보다 '현 직장의 근무년수(기업특수적 인적자본)'에 의해 더욱 크게 결정되는 것으로 나타나고 있다.



을 한국의 경우에 적용하여 추정하기보다 이직한 여성 임금근로자가 일정 기간(예, 2년) 이내에 다시 취업하게 될 확률을 추정함으로써 우리나라 노동시장에서 경력단절의 크기와 가능성을 가늠하기로 한다. 추정에는 한국 노동패널조사의 1차년도 데이터를 사용하며, 1994년 6월에서 1996년 6월의 2년 동안에 이직한 근로자가 2년 이내에 다시 취업한 경우를 대상으로 한다.

먼저 기초통계를 살펴보면 <표 2-15>와 같이 이직 후 2년내 재취업을 한 비율은 66.8%로 나타나고 있으며, 남성이 74.9%인데 반해 여성은 57.8%로 상당한 크기의 성별 격차가 있다. 또한 재취업시의 고용형태는 남성은 세 명 중 두 명 정도가 정규직 임금근로자로 재취업하고 21.1%가 자영업을 시작하는 반면, 여성은 상대적으로 많은 수가 비정규직 임금근로 또는 무급가족종사자로 재취업하여 이직을 통한 노동시장에서의 지위 향상이 어려움을 보여주고 있다.<sup>25)</sup>

<표 2-15> 임금근로 이직자의 재취업 형태 : 이직 후 2년내 재취업 비율

(단위 : %, 명)

		여 성	남 성	전 체
이직 후 2년내 재취업 비율		57.8( 392)	74.9( 584)	66.8( 976)
새 직장의 고용형태	정규직	65.3( 256)	67.1( 392)	66.4( 648)
	비정규직	22.7( 89)	11.3( 66)	15.9( 155)
	자영업	7.7( 30)	21.1( 123)	15.7( 153)
	무급가족종사	4.3( 17)	0.5( 3)	2.1( 20)
전 체		100.0( 682)	100.0( 780)	100.0(1,462)

여성의 재취업확률을 체계적으로 파악하기 위해 이직 후 2년 이내 재취업하였을 경우에 '1'의 값을, 하지 않았을 경우에 '0'의 값을 가지는 종속

25) 비정규직 임금근로 또는 무급가족종사자가 정규직 임금근로나 자영업보다 임금수준 및 생산성이 낮다고 단언할 수는 없다. 그러나 일반적으로 비정규직 임금근로는 저생산성, 저임금 직종에 집중되어 있고 보조적 위치에서 남편, 또는 가족을 돕는 무급가족종사자도 의사결정권이 제한되어 있으므로 일반적으로 노동시장에서의 지위가 높다고 할 수 없다.

변수(dependent variable)를 설정하고 설명변수로 '배우자 유무'<sup>26)</sup>, '초등학교 1년 이하의 자녀 유무', '거주 주택의 가치', '이직시 연령', '이직 전 직장의 근속기간', '교육기간', '이직 전 직종의 전문·기술·관리직 여부'의 7개 변수로 하는 로짓(logit)모형을 설정하여 이를 추정하였다.<sup>27)</sup> 한국노동패널조사의 1차년도 조사시점이 1998년 6월에서 10월까지이므로 모든 이직자들에 대해 2년 이내 재취업여부를 판정할 수 있었다. 또한 설명변수 중 '거주 주택의 가치'는 응답자의 자산규모를 나타내는 대리변수로 사용되고 있으며, 배우자의 소득, 취업여부 등과 같은 변수들은 이 추정식이 주부뿐만 아니라 미혼여성까지도 포괄하고 있기 때문에 추정식에서 제외시켰다.

추정한 결과는 <표 2-16>에 나타나 있는데 배우자가 있거나 초등학교 1년 이하의 어린 자녀가 있을 때 재취업할 확률이 하락하는 것으로 나타나고 있다. 또한 거주 주택의 가치가 높을수록 재취업 가능성이 낮아지나 '이직시 연령', '이직 전 직장의 근속기간', '교육기간'과 같은 설명변수들은 P값이 매우 높아 유의성을 지니지 못하는 것으로 추정되었다. '전문·기술·관리직 여부'의 경우 추정된 계수의 값은 0.3355로 이직 전의 직장이 고임금, 고생산성 직종으로 인식되는 전문·준전문 직종이거나 관리직일 때 재취업할 확률이 높아지는 것으로 추정되었지만 P값이 0.197로 10%의 유의수준에서도 가설검증을 통과하지 못하였다. 따라서 추정결과 여성의 경우 여러 인구·경제적 변수들 중 '배우자 유무'와 '초등학교 1년 이하 자녀의 여부'가 재취업 여부를 결정짓는 가장 중요한 변수로 여겨진다.

위의 추정결과를 이용하여 여성의 인구학적 특성 변화에 따라 재취업확률이 어떻게 변화하는지 의태분석(simulation)을 실시하였다. 먼저, '배우

26) 이직한 후 3개월 이내에 결혼한 경우도 배우자가 있는 것으로 간주하였다.

27) 설명변수로 '초등학교 1년 이하 자녀 유무'를 포함시키는 것이 적합한가의 specification 문제가 있다. 일반적으로 여성에게 있어서 출산은 경제활동의 대체재로 경제활동참가 여부의 결정시 외생변수가 아니라 같이 결정되어야 할 내생변수이다. 즉 여성이 생애에서 부딪치는 중요한 문제의 하나는 자녀의 출산·육아와 경제활동 사이의 선택적 결정인 것이다. 우리나라의 경우 결혼도 출산과 비슷한 성격을 지닌다. 그러나 여기에서는 이미 '초등학교 1년 이하 자녀 유무'가 결정된 이후에 이직한 여성 임금근로자를 대상으로 재취업여부를 분석하고 있기 때문에 이 변수를 외생변수로 간주하여도 별다른 무리가 없는 것으로 판단된다.

<표 2-16> 여성의 이직 후 2년 이내 재취업 가능성 : 로짓추정 결과

설명변수		추정 결과	
변수명	평균값	회귀계수	표준편차 (P> z )
배우자 유무(0:없음 1:있음)	0.525	-0.9666801	0.2052400(0.000)
초등학교 1년 이하 자녀(1:있음 0:없음)	0.394	-1.3273010	0.2064071(0.000)
거주 주택의 가치(만원)	5523.166	-0.0000288	0.0000136(0.034)
연령(세)	31.331	-0.0082726	0.0128237(0.519)
이직 전 직장의 근속기간(년)	3.235	-0.0123056	0.0181989(0.499)
교육기간(년)	11.116	0.0055796	0.0382609(0.884)
전문·기술·관리직(1:yes 0:no)	0.175	0.3364606	0.2605737(0.197)
상수항		1.7837730	0.7399830(0.016)
표본수		626	
LR chi2		109.97	
Pseudo R <sup>2</sup>		0.1292	

주 : 주택의 가치를 제외한 모든 설명변수의 값은 이직 당시를 기준으로 하고 있으나 주택의 가치는 자료의 한계로 인해 1998년 조사 당시의 가격기준이며 전세 또는 월세인 경우는 전세비 또는 보증금을 나타내고 있음.

자 여부'를 기준으로 배우자가 있을 경우에는 재취업확률이 0.4891로 이직 여성의 절반 정도만 재취업을 하나 배우자가 없을 때에는 그 확률이 0.7157로 크게 높아진다. 이러한 현상은 '초등학교 1년 이하의 자녀 여부'도 마찬가지로 '있을 경우'에는 재취업확률이 0.4042에 불과하나 '없을 경우'에는 확률이 0.7189로 높아지고 있다. 연령이 재취업에 미치는 영향은 (-)로 연령의 증가에 따라 재취업확률은 단조적으로 하락하는 형태를 보이게 된다.<sup>28)</sup> 그러나 연령효과에 '배우자 유무' 및 '초등학교 1년 미만 자녀 유무'가 재취업확률에 미치는 영향을 동시에 감안하면 재취업확률은 연령에 따라 U자 형태를 나타낸다. 이러한 점은 <표 2-17>에 나타나 있다. 이 표에서 25세 여성의 경우 '1: 배우자와 초등학교 1년 이하 자녀' 모두가 있으면 재취업확률이 0.311이나 '2: 배우자'만 있으면 확률이 0.630으로 뛰고 '3: 무배우자, 무자녀'는 0.817로 상승한다. 이러한 재취업확률은 연령의 증가에 따라 전반적으로 감소하는데 25세 이후 결혼율이 높아지고

28) 또한 0.519에 달하는 높은 P값이 보여주듯이 연령이 재취업확률에 영향을 미치지 못한다면 재취업확률은 연령과 상관없이 결정되게 된다.

25~35세의 연령층에서 초등학교 1년 이하의 자녀를 가진 어머니의 비중이 가장 높다는 점을 고려하면 전체적인 여성의 재취업률은 연령의 변화와 함께 U자 형태를 보이게 될 것이다.

〈표 2-17〉 연령에 따른 여성 재취업확률의 변화

	연 령			
	25세	30세	35세	표본 평균연령 (31.3세)
1	0.311	0.302	0.294	0.300
2	0.630	0.620	0.611	0.618
3	0.817	0.811	0.805	0.809

주 : 분류에서 '1'은 배우자가 있고 초등학교 1년 이하의 아동도 있는 경우이며, '2'는 배우자는 있으나 초등학교 1년 이하의 아동은 없는 경우, 그리고 '3'은 배우자와 아동 모두 없는 경우임.

이상과 같은 추정 및 의태분석의 결과는 아직도 우리나라에서 여성의 경력단절은 상당히 심각한 수준이며 특히 결혼과 육아가 경력단절의 중요한 원인이 되고 있다는 점을 다시 한번 확인해 준다. 여성의 경력단절을 완화한다는 측면에서 여성근로자에 대한 보육지원, 모성보호비용의 사회화, 결혼과 출산 등에 대한 부당노동행위의 제재와 같은 노력은 중요한 의미를 지닌다. 그러나 이러한 노력이 여성근로자에 대한 기업의 부담을 증대시켜 채용, 승진, 보직, 훈련 등에서의 여성 성차별을 유지하거나 강화시키는 역효과를 발생하여서는 안될 것이다. 기업은 근본적으로 최소 비용으로 최대의 이윤을 창출하려는 효율성 지향의 유기체이며 기업의 성차별을 남존여비사상이나 남성우월주의의 유산으로만 이해하는 것은 오류이다. 여성 경력단절의 완화를 위한 노력과 여성근로자의 고용에 따른 기업의 부담을 감소시키고 기업내부 노동시장에서의 차별 완화를 위한 노력이 균형적으로 이루어져야 하며 균형적인 정책의 개발을 위한 기초적인 연구의 일환으로 다음 장에서는 기업내 성차별의 여부와 그 규모를 파악하도록 한다.

## IV. 기업의 성차별과 임금

### 1. 노동시장에서의 성차별

한국 여성의 사회·경제적 지위는 비슷한 수준에 있는 다른 국가들에 비해서도 크게 낮으며 이의 주요한 원인의 하나로 뿌리깊은 남존여비의 사상 등 성차별을 들 수 있다. 한국노동패널조사에 따르면 여성 구직자들 중 '성차별로 인해 취업이 어렵다'라고 대답한 응답자는 1998년 1차 조사 시 48.3%, 1999년 2차 조사시 44.7%로 나타나고 있어 절반에 가까운 여성 구직자들이 구직활동에서의 성차별을 호소하고 있다.<sup>29)</sup> 절반에 가까운 응답자가 성차별을 호소하는 것 자체가 한국 사회에 만연해 있는 성차별을 나타내고 있지만 기업체의 채용관행에 대한 조사결과는 더욱 심각한 성차별이 실제로 만연하고 있음을 보이고 있다.<sup>30)</sup>

1999년 말에 실시한 사업장 조사<sup>31)</sup>의 결과 신규채용시 응답사업체의 과반수 이상인 51.2%가 성별 제한을 두고 있었다. 성별 제한을 둔 사업체의 대부분은 남성만 채용하기를 희망하고 여성만을 채용하는 사업체는 전체의 10.3%에 불과하였다(표 2-18 참조). 직종별로는 '현장관리·감독'(86.4%), '기술영업(sales engineer)'(67.7%), '건설·토목'(65.4%) 분야, '영업·판매'(43.6%)와 관리직 등 기업내 지위가 높거나 또는 전문성 및 대인관계가 중요시되는 분야에서 남성만을 선호하는 경향이 높게 나타났다. 성

29) 한국노동패널조사는 '여성이기 때문에 취업이 어렵다'는 문항에 대해 ① 매우 그렇다, ② 대체로 그런 편이다, ③ 그렇지 않은 편이다, ④ 전혀 그렇지 않다는 4점 스키일 응답을 하도록 되어 있으며 여기에서 성차별을 느낀다고 생각하는 응답자의 비중은 ①과 ②를 선택한 경우이다.

30) 이전의 조사결과(김재호, 1997)는 구직활동시의 성차별이 한국노동패널조사보다 낮은 것으로 조사되었는데 이러한 조사결과의 차이는 외환위기에 따른 구직난의 결과로 채용시 성차별이 심화되었기 때문일 가능성도 배제할 수 없다.

31) 1999년 말 한국노동연구원에서는 약 1,600개의 사업장을 대상으로 인력수요, 채용방법 등에 관하여 조사를 실시하였다(김재호, 2000).

별 제한이 미미한 직종으로 '음식점 등 접객서비스', '프로그래머(programmer) 등 소프트웨어(software) 기술직', '기획·홍보·편집' 등이 있으며 '재무·경리·회계', '일반사무·접수·비서' 등의 사무직에서는 여성만을 채용하기를 원하는 사업체도 다수 발견되었다. 이러한 조사결과는 구직활동 시 여성의 입직을 허용하는 직장 또는 직업에만 여성들이 지원하는 취업과정의 자기선택적(self selective) 과정으로 인해 성차별이 완화된 것으로 조사결과 나타나고 있을 뿐 실제로는 아직도 성차별이 광범위하게 행해지고 있다는 점을 시사한다.

이처럼 여성에 대한 성차별이 완화되고는 있으나 아직도 관리직, 영업·판매직, 기능직 등을 중심으로 성차별이 광범위하게 일어나고 있으며,

<표 2-18> 성별 제한 : 가장 채용희망 직종 기준

(단위 : %)

직 종		상관없음	남성만 채용	여성만 채용
관리직	총무·재무·일반사무 관리직	50.0	38.9	11.1
	영업·판매 관리직	45.8	50.0	4.2
	기술관리직	36.1	63.9	0.0
사무직	기획·홍보·편집	71.0	22.6	6.5
	총무·인사노무·교육	52.2	26.1	21.7
	재무·경리·회계	29.8	10.5	60.0
	일반사무·접수·비서	51.7	13.8	34.5
판매·서비스	영업·판매	43.6	45.0	11.4
	음식점 등 접객서비스	90.9	0.0	9.1
전문 기술직	연구개발·설계·생산기술 등 기술직	52.3	44.5	3.1
	프로그래머 등 소프트웨어 기술직	84.6	14.7	0.7
	세일즈 엔지니어	32.3	67.7	0.0
기능·단순 노무직	현장관리·감독	13.6	86.4	0.0
	제조현장 작업	42.6	49.2	8.2
	건설·토목 작업	34.6	65.4	0.0
	운전·수위·청소 등 단순노무	40.2	53.7	6.1
기 타		38.7	41.3	20.0
전체 (해당 사업체수)		48.8(534)	40.9(447)	10.3(113)

자료 : 한국노동연구원, 「기업체의 채용 및 구인행태 조사」, 1999.

취업의 질에 있어서도 여성은 대부분이 임시·일용직 등 저임금·단순근로 직종에 집중되어 있다. 특히 승진 및 보직, 그리고 훈련 등에서의 성차별 관행이 기업 내에서 보편적으로 행해지고 있는 것으로 여겨지고 있다. 승진 및 보직, 훈련 등 기업내부 노동시장에서의 차별의 여부와 그 정도를 정확하게 파악하기는 매우 어렵다. 그러나 여성 임금근로자의 직위별 분포는 기업내부에서의 차별의 정도를 간접적으로 보여준다. 한국노동패널연구의 1998년도 데이터에 따르면 30인 이상의 기업체에 근무하는 여성 중 과장급 이상은 3.2%에 불과하며 대부분이 평사원이거나 생산직, 또는 용역직으로 저기능·단순근로직에 근무하고 있다.<sup>32)</sup> 대리 이상의 직위를 지닌 여성도 10.0%에 불과한데 이처럼 낮은 여성 임금근로자의 지위는 남성근로자 네 명 중 한 명 이상이 과장 직급 이상을 지닌 것과 명확히 대비된다. 이처럼 취약한 여성의 기업내 위치는 대우패널조사(대우경제연구소, 1994)에서도 마찬가지로이며, 대우패널조사의 결과와 비교할 때 그동안 과장급 이상 여성의 비중이 다소 높아지기는 했으나 절대적 수준에서 남녀의 직급/직위 격차가 매우 심각한 것으로 판단된다. 이러한 남녀간 직급의 차이가 인적자본, 학력, 근속년수 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 2-19>를 통해서 기업내부 노동시장에서 여성의 지위가 매우 열악하며, 그 원인의 커다란 부분이 성차별에 있다는 점은 부정할 수 없을 것이다.

## 2. 성차별과 남녀간 임금격차

성차별은 교육받은 여성의 경제활동을 가로막아 인적자원 투자의 낭비를 초래할 뿐만 아니라 M자형 연령대별 경제활동참가율로 대표되는 여성의 고용단절 및 방대한 규모의 여성 유휴인력<sup>33)</sup>이 존재하는 주요 원인이다. 여성에 대한 성차별은 기본적으로 남녀간 임금격차로 표시되는데 [그림 2-12]와 같이 1990년대 중반 이후 남녀간 임금격차의 절대적 수준은

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

33) 여기에서 유휴인력은 실업자와 취업의사가 있는 비경제활동인구로 정의된다.

완화되고 있는 것으로 나타나고 있다. 그러나 이러한 임금격차의 완화가 여성 생산성의 상대적 향상에 의해 이루어지고 있는 것인지 아니면 성차별의 완화로 인한 것인지를 분석이 필요하다.

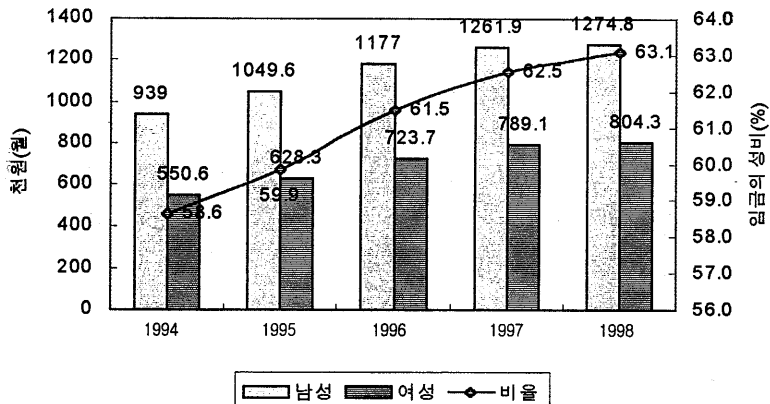
〈표 2-19〉 1998년 한국노동패널조사의 성별 직위분포 : 임금근로자, 30인 이상 사업체  
(단위 : 명, %)

	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)
평사원	254(51.1)	399(35.2)
생산직, 용역직	109(21.9)	167(14.7)
기 타	84(16.9)	87( 7.7)
전 체	1,133(100.0)	497(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.

성차별에 의한 임금격차의 규모파악에 대한 연구는 Oaxaca(1974)에 의해 최초로 체계적으로 이루어졌으며, 이후 많은 후속 연구들이 행하여졌

(그림 2-12) 성별 임금격차와 추이





다. 한국의 경우에도 어수봉(1991), 배무기·조우현(1995), 박세일(1984), 박영범(1990), 이원덕·유경준(1992) 등의 여러 연구가 있다. Oaxaca의 분해(decompositon)방식에 의해 생산성의 차이에 의한 임금격차와 성차별에 의한 임금격차의 상대적 크기를 파악하는 방법은 성차별에 의한 임금격차를 정확하게 파악하고 있지 못하다는 문제점을 지닌다.<sup>34)</sup> 현실적으로도 차별에 의한 임금격차를 정확하게 측정할 수 있는 방법은 존재하지 않는다. 따라서 최근에는 동태적 분석을 사용하여 남녀간 임금격차의 변화추이를 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 Oaxaca의 분해(decomposition)방법을 그대로 사용하여 최근의 성차별의 규모를 대략적이거나 이해하려고 한다.

Oaxaca의 분해방법은 다음과 같다. 남성의 평균임금( $\overline{W}_m$ )과 여성의 평균임금( $\overline{W}_f$ )은 식 (1), 식 (2)와 같이 교육수준, 근속기간 등 임금을 설명하는 변수들의 함수로 표시될 수 있다.

$$\overline{W}_m = \alpha_m + \beta_m \overline{X}_m \dots\dots\dots (1)$$

$$\overline{W}_f = \alpha_f + \beta_f \overline{X}_f \dots\dots\dots (2)$$

만약 남녀간 차별이 없다면 여성은 남성의 임금함수에 의해 보수를 받게 되고 이 경우 비차별적 임금( $\overline{W}_f^*$ )은 다음의 식(3)과 같이 나타난다.

$$\overline{W}_f^* = \alpha_m + \beta_m \overline{X}_f \dots\dots\dots (3)$$

이 때 남녀간의 임금격차는 다음과 같다.

$$\overline{W}_m - \overline{W}_f = (\overline{W}_m - \overline{W}_f^*) + (\overline{W}_f^* - \overline{W}_f) \dots\dots\dots (4)$$

---

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

식(1), 식(2) 및 식(3)을 식(4)에 대입하면 남녀간의 임금격차는 다음의 식으로 표시된다.

$$\overline{W}_m - \overline{W}_f = \beta_m(\overline{X}_m - \overline{X}_f) + [(a_m - a_f) + (\beta_m - \beta_f)\overline{X}_f] \dots\dots\dots (5)$$

이 때 식(5)의 오른쪽에서 첫번째 항( $\beta_m(\overline{X}_m - \overline{X}_f)$ )은 남녀간 인적 자원 또는 인구학적 특성의 차이에서 발생하는 임금격차로 설명되어지는 부분이며 두번째 항( $(a_m - a_f) + (\beta_m - \beta_f)\overline{X}_f$ )은 남녀간의 특성차이로 설명되지 않는 부분으로 성차별에 의한 격차로 간주된다.<sup>35)</sup>

성차별적 남녀간 임금격차의 규모를 파악하기 위해 사용된 데이터는 한국노동패널연구의 1차년도 자료로 1998년 여성 임금근로자의 월평균 임금은 78만 4천원으로 남성(130만 5천원)의 60.0% 수준이다. 성차별적 임금격차의 분석을 위해 먼저 남성과 여성의 임금함수를 추정하여야 하는데 임금함수의 추정을 위해 여기에서는 ‘근속년수’, ‘근속년수의 제곱’, ‘생애 취업기간’, ‘생애 취업기간의 제곱’, ‘연령’, ‘교육년수’, ‘배우자 유무’, ‘고용형태’ 및 직종 대분류를 기준으로 한 ‘직종’ 등의 설명변수를 사용하고 있다.<sup>36)</sup>

‘근속년수’, ‘근속년수의 제곱’, ‘생애 취업기간’, ‘생애 취업기간의 제곱’ 등은 임금근로자의 인적자본의 크기를 대표하는 변수들이며, ‘연령’과 ‘배우자 유무’는 인구학적인 특성을 대표하는 변수로 볼 수 있다. 일반적으로 연령과 생애 취업기간 사이에는 다중공선성(multicollinearity)이 존재하고 있기 때문에 어느 한 쪽을 추정식에서 제외하는 것이 보통이나 한국의 경우에는 임금이 연령에 의해 결정되는 성향이 높기 때문에 포함시켰다. 직

35) 식(5)에서 명확하게 보이는 것처럼 설명되지 않는 남녀간 임금격차를 성차별에 의한 임금격차로 설명하기에는 여러 가지 문제들이 발생한다(어수봉 1991). 따라서 여기에서는 이를 성차별적 임금격차로 부르기로 한다.

36) 기업의 규모도 임금결정에 중요한 변수로 여겨지고 있다. 그러나 한국노동패널데이터에서는 많은 임금근로자들이 근무하는 기업의 규모에 대해 응답하지 않았다. 따라서 설명변수에 기업규모를 포함시킴으로써 얻어지는 이득보다 유효표본수의 감소에 따른 손실이 더욱 크다고 판단되어 설명변수에서 기업규모를 제외시켰다.

<표 2-20> 주요 변수들의 평균과 표준편차

	여 성	남 성	전 체
월임금(만원, 세금제외)	78.382( 50.871)	130.558( 68.082)	111.324( 67.182)
월임금의 로그(log)값	4.211( 0.564)	4.750( 0.518)	4.552( 0.596)
근속년수	3.948( 5.388)	7.364( 7.947)	6.105( 7.299)
근속년수의 제곱	44.598(142.650)	117.358(227.301)	90.531(203.331)
생애 취업기간(년)	7.401( 7.695)	13.763( 10.059)	11.401( 9.748)
생애 취업기간의 제곱	113.938(285.796)	290.557(376.672)	224.985(356.072)
연령	35.235( 11.686)	38.278( 10.626)	37.155( 11.125)
교육년수	11.247( 3.850)	12.582( 3.264)	12.089( 3.550)
배우자 유무(0:무 1:유)	0.543( 0.498)	0.763( 0.425)	0.682( 0.466)
고용형태(0:비정규 1:정규)	0.687( 0.464)	0.805( 0.396)	0.762( 0.426)
직종 대분류			
행정·관리직	0.003( 0.052)	0.014( 0.117)	0.010( 0.098)
전문직	0.084( 0.277)	0.081( 0.273)	0.082( 0.275)
준전문직	0.151( 0.358)	0.137( 0.343)	0.142( 0.349)
사무직	0.233( 0.423)	0.164( 0.370)	0.189( 0.392)
서비스·판매직	0.205( 0.404)	0.057( 0.232)	0.112( 0.315)
농림어업직	0.010( 0.100)	0.001( 0.028)	0.004( 0.065)
기능공	0.036( 0.187)	0.173( 0.378)	0.123( 0.328)
조립공	0.061( 0.240)	0.132( 0.338)	0.106( 0.308)
단순근로	0.209( 0.406)	0.227( 0.419)	0.221( 0.415)
성별(1:남성 2:여성)			1.369( 0.483)

주 : ( )안은 표준편차 값임.

중은 직종 대분류에 의거하여 가변수(dummy variable)의 형태로 추정식에 포함되고 있는데 단순근로를 기준값으로 하고 있다.<sup>37)</sup>

남녀 임금함수의 추정결과는 <표 2-21>과 같다. 설명변수들의 설명력이 상당히 높아 Adjusted R<sup>2</sup>가 남성의 임금함수는 0.4345이며 여성은 0.4138로 나타나고 있다. 남성의 임금함수 추정식에서 ‘근속년수의 제곱’ 및 일부 직종들을 제외하고는 추정된 계수값이 5% 수준에서 유의하며, 여성의 경우에는 ‘연령’, ‘배우자 유무’ 및 일부 직종들을 제외하고 모두

37) 남녀의 직종별 분포는 <표 2-20>에 나타나 있는데 남성들이 관리직, 기능직, 조립직에 상대적으로 많이 집중되어 있는 반면, 여성은 사무직과 서비스·판매 직종에 상대적으로 많이 분포되어 있다.

1% 수준에서 통계적으로 유의하여 의미있는 추정결과를 보여주고 있다.

추정결과를 남녀간 비교하면 남성은 임금수준이 근속년수보다는 생애 취업기간에 의해 결정되는 반면, 여성은 반대로 생애 취업기간보다 근속년수에 영향받는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 남성은 취업경험에 따라 인적자본의 축적이 이루어져 생산성의 증가와 임금상승으로 연결되나 여성의 경우에는 직장경험이 인적자본의 축적으로 이어지지 못하고 있다는 점을 시사하며 이는 여성의 경력단절 및 취약한 노동시장 지위의 증거가 된다. 교육에 대한 수익률도 남성이 0.0406인 반면, 여성은 0.0317

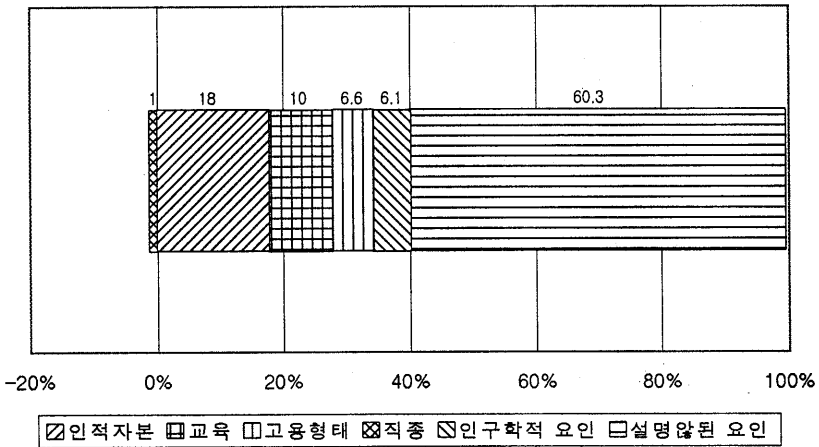
〈표 2-21〉 임금함수의 추정결과 : OLS 추정

	여 성	남 성	전 체
근속년수	0.0430962(0.000)	0.0161617(0.000)	0.0240570(0.000)
근속년수의 제곱	-0.0008158(0.002)	-0.0001303(0.232)	-0.0003600(0.000)
생애 취업기간(년)	0.0122083(0.007)	0.0257253(0.000)	0.0233087(0.018)
생애 취업기간의 제곱	-0.0003258(0.003)	-0.0006349(0.000)	-0.0005729(0.000)
연령	0.0002566(0.875)	-0.0033466(0.029)	-0.0019180(0.059)
교육년수	0.0316536(0.000)	0.0405704(0.000)	0.0366856(0.000)
배우자 유무(0:무 1:유)	0.0356552(0.192)	0.1960928(0.000)	0.1133119(0.006)
고용형태(0:비정규 1:정규)	0.3256305(0.000)	0.2979497(0.000)	0.3209134(0.000)
직종			
행정·관리직	0.7815890(0.001)	0.6210454(0.000)	0.6530859(0.000)
전문직	0.4050829(0.000)	0.2572016(0.000)	0.3178762(0.000)
준전문직	0.2358166(0.000)	0.1983047(0.000)	0.2112547(0.000)
사무직	0.1753209(0.000)	0.1282672(0.000)	0.1481433(0.000)
서비스·판매직	0.1049853(0.004)	0.0494622(0.193)	0.0679454(0.006)
농림어업직	-0.2103433(0.116)	0.0815283(0.768)	-0.0703415(0.517)
기능공	-0.1091098(0.105)	0.0579607(0.023)	0.0466698(0.052)
조립공	-0.0187512(0.727)	0.0021577(0.938)	-0.0027327(0.913)
성별(1:남성 2:여성)			-0.3410903(0.000)
상수항	3.2876160(0.000)	3.6147970(0.000)	3.9698060(0.000)
표본수	1,419	2,409	3,828
F-값	63.56	116.65	255.79
Adjusted R <sup>2</sup>	0.4138	0.4345	0.5309

주 : ( )안은 P(>|t|)값임.

로 남성이 높다.38) 배우자 유무에 대한 회귀계수 값은 남성의 경우 0.1961로 결혼여부와 임금수준과의 상관관계가 상당히 높으나 여성은 0.0357로 그 값이 상대적으로 낮을 뿐만 아니라 추정결과가 10% 수준에서도 유의하지 않아 결혼여부와 임금은 사실상 관련이 없음을 보여주고 있다. 또한 직종에 있어서도 여성은 단순근로에 종사하는 근로자와 ‘관리직’, ‘전문직’, ‘준전문직’ 및 ‘사무직’에 종사하는 근로자와의 임금격차가 남성의 경우보다 큰 것으로 추정되고 있다. 여성의 직종간 임금격차가 남성보다 크다는 이러한 추정결과는 여성임금의 표준편차가 남성보다 상대적으로 크다는 사실에 의해 뒷받침된다.

(그림 2-13) 성별 임금격차의 분해(decomposition)



위의 추정결과에 Oaxaca의 분해방법을 적용한 결과 남녀 임금격차의 39.73%만이 생산성의 격차로 설명되고 나머지 60.27%는 성차별적 요인에 의한 임금격차인 것으로 추정되고 있다. 이러한 추정결과는 배무기·조우현(1995)의 결과와 거의 일치하는 것으로 지난 몇 년 동안의 성별 임금격차의 완화에도 불구하고 성차별적 임금격차는 여전히 여전한 것으로 보인다. 보

38) 이러한 원인에 대해서는 여러 가지의 논의가 있으나 여성의 경우 기업의 수요가 적은 학과 또는 전공분야에 집중되어 기업에서의 생산성이 낮으며, 남성들이 집중되어 있는 학과를 졸업하더라도 남성에 비해 생산성이 낮기 때문이라는 설명이 중요하다(Brown and Corcoran, 1997).

다 구체적으로 남녀간 임금격차의 18.12%는 ‘근속년수’, ‘생애 취업기간’ 등의 인적자본의 규모 차이에 의해 설명되며, 교육수준의 차이가 10.04%를, ‘연령’과 ‘배우자 유무’의 인구학적 차이가 6.1%, 고용형태의 차이가 6.55%, 그리고 직종분포의 차이는 거꾸로 -1.01%를 설명하고 있다<sup>39)</sup>(그림 2-13 참조).

이상의 분석결과는 정확성의 한계를 지니고 있지만 한국 사회에 만연해 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 60%가 아직도 명확한 원인을 모르고 성차별적 요인으로 간주된다는 것은 기업의 임금결정 및 성차별 메커니즘에 대한 집중적인 고찰을 요구한다. 이를 위한 한 가지 접근방법은 근로자의 고용에 따른 기업의 비용분석이다. 근로자가 동일한 생산성을 지니더라도 비용 차이가 발생하면 기업은 당연히 임금의 차이를 두게 될 것이다. 여성근로자의 고용에 따라 기업이 추가적인 비용을 부담하는 경우가 일반적이며 이러한 비용은 위의 임금함수 추정식에 나타나 있지 않다. 또 다른 한 가지는 명시되지 않는 남녀간 생산성의 차이이다. 교육수준, 근속기간(SK), 생애 취업기간(GK) 등의 인적자본지표로 설명되지 않고 계량화하기도 어려운 근무태도, 인적자본 투자에 대한 기대수익률 등에서의 격차가 임금격차 및 승진, 보직, 훈련 등에서의 차별의 원인이 된다. 따라서 성별 임금격차의 완화를 위해서는 여성의 인적자원개발과 함께 여성의 고용에 따른 기업의 비용감소 및 여성 친화적 기업문화의 조성, 그리고 무엇보다도 성차별을 극복하려는 여성 자신의 노력이 필요하다.

39) 직종 차이에 의한 임금격차가 (-)로 나타나는 이유는 여성들이 판매·서비스 직종에 집중되어 있는 반면, 생산직에는 남성이 집중되어 있으며, 생산직의 임금수준이 판매·서비스 분야에 비해 상대적으로 낮은 것이 반영된 것으로 여겨진다.

## V. 여성 노동시장의 과제 및 결론

1990년대 여성노동시장의 변화에 대한 기초적인 분석결과는 다음의 몇 가지 중요한 사실을 보여주고 있다. 먼저 1990년대 취업자수 및 경제활동참가율의 증가는 여성에 의해 주도되었다는 점이다. 경제활동참가율의 지속적인 상승에 따라 한국 여성의 경제활동참가율은 미국, 영국 등에는 못 미치나 일본, 프랑스와 비슷한 수준까지 이르렀다. 향후에도 여성의 경제활동참가율이 계속 증가할 것인가에 대해서는 명확한 결론을 내리기 어려우나 성차별의 완화, 고임금·고생산성 직종에의 여성진출 확대, 수요와 공급간 기능·기술 불일치의 완화 등과 같은 요인에 따라 향후에도 더욱 증가할 가능성이 있다.

두번째는 여성 경제활동참가율을 연령대로 보면 우리나라 여성노동시장의 특징인 M자형 연령대별 경제활동참가율의 그래프가 점차 고원형으로 전환되고 있다는 것이다. 1990년대 여성의 경제활동 증대는 25~29세 계층에서의 급속한 경제활동 증가에 힘입은 바가 컸다.

세번째로 30~60세 미만 연령층의 경제활동참가율은 1990년대에 걸쳐 안정적인 값을 보였다는 점이다. 이처럼 경제활동참가율이 안정적이었음에도 불구하고 취업자수 자체는 베이비붐 세대의 증장년화로 인해 증가하였다.

넷째, 여성취업자의 '서비스산업 집중화 현상'이 발생하였다. 1990년대 들어 제조업 취업자의 비중 및 절대수는 남녀 모두 감소하였으나 특히 여성의 감소폭이 컸고 줄어든 여성근로자의 대부분은 서비스산업으로 진출하였다. 이에 따라 1990년대 여성근로자의 전체 증가폭보다 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 증가속도가 빠른 것으로 나타났다. 반면 서비스·판매직에 종사하는 여성은 남성에

비해 큰 폭으로 증가하였다.

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 1999년의 경우 여성 임금근로자의 69.5%가 임시·일용직인 것으로 나타났다. 특히 외환위기 초기(1998년)에는 여성 상용근로자의 감소가 두드러졌다.

이러한 고용구조에 대한 기초분석의 결과와 함께 한국노동패널 자료를 활용하여 분석한 여성의 경력단절과 고용불안정에 대한 분석의 결과도 우리나라 여성 임금근로자들이 얼마나 취약한 위치에 놓여 있는가를 제시한다. 고용불안정과 경력단절은 여성의 낮은 임금과 경제적 지위의 주요 원인으로 간주되는데, 데이터의 분석은 여성의 고용불안정성이 남성에 비해 매우 심각한 수준이며 이러한 고용불안정성은 외환위기 이후 더욱 심화되었는 점을 시사한다. 직장유지율을 계산한 결과 외환위기 이전 동일직장에 2년 이상 근무할 가능성은 남성 74.5%, 여성 58.2%로 나타나고 있으나 외환위기 이후에는 그 확률이 남성 59.3%, 여성 46.2%로 감소하여 여성 임금근로자의 반수 정도는 2년 이내에 직장을 이직하는 것으로 나타났다. 또한 직장을 이직한 후 2년 이내에 재취업할 확률을 계산한 결과 결혼 및 어린 자녀의 유무가 재취업확률에 커다란 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한국노동패널 자료의 추정 및 의태분석의 결과는 아직도 우리나라에서 여성의 경력단절은 상당히 심각한 수준이며 특히 결혼과 육아가 경력단절의 중요한 원인이 되고 있다는 점을 다시 한번 확인해 준다.

또한 성차별에 관련된 자료의 분석결과도 여성에 대한 성차별이 심각한 수준을 벗어나지 못하고 있다는 점을 보여준다. 한국노동패널조사에서 절반 정도의 여성 구직자들이 성차별을 구직의 애로사항으로 간주하고 있으며, 사업체의 신규채용시의 성별 제한도 상당히 심각한 수준으로 나타나고 있다. 또한 기업내 여성근로자들의 직위분포에서도 과장급 이상은 여성근로자의 3.2%에 불과하며, 대리 이상도 10.0% 수준에 머물고 있다. 더불어 남녀간 임금격차도 그동안 점진적으로 개선되어 왔으나 임금격차 중 성차별적 요인으로 간주되는 부분이 60%에 달해 성차별의 규모를 다시 한번 가늠하게 해준다. 특히 취업시의 애로점으로 많은 여성들이 '성차별'을 들고 있는 것과 함께 기업체 내부노동시장과 신규직원 채용시 발견할



수 있는 심각한 성차별은 한국 여성노동시장의 문제점을 극명하게 보여주고 있다. 여성이 저임금, 저숙련의 직종에 취업을 원할 경우에는 별 다른 어려움 없이 새로운 일자리를 발견할 수 있지만 고임금, 고숙련의 일자리 취업에는 많은 제약이 있다는 점이다. 이러한 점은 여성고용의 문제가 취업여부가 아니라 취업의 질의 문제라는 것을 시사한다.

양적 확대와 질적 미흡으로 규정할 수 있는 1990년대 여성노동시장의 경험과 함께 디지털 경제의 도래, 세계화와 경쟁의 심화, 급속한 기술혁신의 21세기에서 지식을 가진 자와 가지지 못한 자의 격차는 점점 확대되고 계층간 소득격차 및 노동시장의 이중구조는 더욱 심화될 가능성이 높다. 이러한 상황에서 저임금·저생산성 직종에 임시·일용직의 형태로 고용되어 있는 대부분의 여성근로자들의 사회·경제적 지위가 자연스럽게 향상될 것이라는 전망은 낙관에 불과하다. 따라서 지금까지 여성근로자의 권익향상, 보육지원 및 모성보호비용의 사회화, 여성 유희인력의 활용 등에 초점을 맞추고 있는 여성노동시장 정책의 방향을 전환하고 기존의 정책구조와 여성고용의 질을 향상시키려는 정책간의 균형적 조화가 요구된다. 여성의 경력단절을 완화한다는 측면에서 여성근로자에 대한 보육지원, 모성보호비용의 사회화, 결혼과 출산 등에 대한 부당노동행위의 제재와 같은 노력은 중요한 의미를 지닌다. 그러나 이러한 노력이 여성근로자에 대한 기업의 부담을 증대시켜 채용, 승진, 보직, 훈련 등에서의 여성 성차별을 유지하거나 강화시키는 역효과를 발생하여서는 안될 것이다. 기업은 근본적으로 최소의 비용으로 최대의 이윤을 창출하려는 효율성 지향의 유기체이며 기업의 성차별을 남존여비사상이나 남성우월주의의 유산으로만 이해하는 것은 오류이다. 여성 경력단절의 완화를 위한 노력과 여성근로자의 고용에 따른 기업의 부담을 감소시키고 기업내부 노동시장에서의 차별 완화를 위한 노력이 균형적으로 이루어져야 한다.

법과 규제를 통해서 여성고용의 질을 향상시키려는 정책은 한계가 있으며 여성고용정책에는 노동시장의 원리를 강조하는 경제학적 접근이 보다 강조되어야 한다. 성차별은 규제나 법으로 사라지는 것이 아니다. 여성이 기업 내에서 남성 못지않은 생산성과 능력을 발휘할 때 성차별은 점차 사라질 것이다. 또한 고용보험의 여성관련 사업 등 정부주도의 여성고용 활성화정책은 그 효과와 적용범위에서 근본적인 한계를 가질 수밖에 없다.

여성고용의 질 향상을 위한 장(場)은 기업내부에 있으며, 향후 정부의 정책방향은 그 안에서 남성과 여성이 동등한 기회를 갖고 동등한 위치에서 경쟁할 수 있는 환경의 마련에 있을 것이다. 여성노동력의 공급보다는 수요의 측면에 정책의 초점을 맞추고 시장경제원리의 도입이 요구된다. 특히 기업이 여성을 고용하는 데 따르는 추가적인 비용을 감소시키려는 노력이 중요하게 여겨진다. 이러한 측면에서 생리휴가제도의 폐지 및 여타 남녀 역차별적 관행의 해소를 위한 노력이 동반되어야 한다.

보육비용 지원도 노동공급에 따른 기회비용을 낮추는 기능을 한다. 보육지원은 현실적으로 저학력·저소득·저생산성 계층을 중심으로 지원이 이루어질 수밖에 없으며 고소득·고학력 계층의 경우 보육비용의 규모가 경제활동 여부를 결정하는 상황은 벗어난 것으로 판단된다. 고소득·고학력 여성에게 보육은 서비스의 여부보다는 서비스의 질이 더욱 중요하다. 더불어 보육비용의 지원, 모성보호비용의 사회화 등과 같은 지원은 여성의 인적자원개발정책과 연계되어 실시되어야 한다. 직업훈련 등에 대한 지원은 제한적인 효과를 가져올 수밖에 없으며 근본적으로 학교교육에서의 혁신이 요구된다. 여성에 대한 직업교육 및 직업의식의 강화와 함께 졸업 후 생애에 걸친 취업활동이 당연시되는 분위기를 형성하여야 할 것이다. 즉 여성들로 하여금 적극적인 자세와 태도를 갖도록 하고 동등한 위치에서 경쟁을 할 수 있는 분위기를 마련하는 것이 매우 중요하다. 또한 학과 및 전공분야 선택에 있어서도 남녀차별적인 분위기를 제거하고 적극적으로 과거 남성위주의 학과 및 전공분야에 진출할 필요가 있다.

## 참고문헌

- 강순희·김재호 외, 『한국의 실업정책』, 1999.
- 김재호, 「한국인의 구인·구직활동」, 『고용보험동향』, 한국노동연구원, 2000. 5.
- \_\_\_\_\_, 『한국의 실업구조와 구인구직활동』, 실업구조와 실업정책에 관한 한·일 양국의 세미나, 한국노동연구원·일본노동기구, 2000. 4.
- \_\_\_\_\_, 「여성의 노동참여와 소비행태」, 『산업과 경영』, 대우경제연구소, 1995. 1.
- \_\_\_\_\_, 『도시근로자의 실업실태와 정책과제』, 한국노동연구원, 1997.
- 김재호·조준모, 「외환위기 전후의 노동시장 불안정성에 대한 연구」, 제2차 한국노동패널학술대회 발표문, 2000. 12.
- \_\_\_\_\_, 「자영업의 선택에 관한 이론 및 실증분석」, 『노동경제논집』, 2000. 2. 노동부, 『여성과 취업』, 2000. 6.
- 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.
- 박영범, 「한국의 성별 임금격차 분석」, 『한국노동연구』, 한국노동연구원, 1991.
- 방하남 외, 『한국 가가와 개인의 경제활동』, 한국노동연구원, 1999.
- 어수봉, 『한국의 실업구조와 신인력정책』, 한국노동연구원, 1994.
- \_\_\_\_\_, 『한국의 여성노동시장』, 한국노동연구원, 1991.
- 이원덕·유경준, 『노동시장의 성별 차이와 차별』, 비봉출판사, 1992.
- 조우현, 『노동경제학』, 법문사, 1998.
- 최강식·정진화, 『여성 잠재인력의 활용방안』, 한국노동연구원, 1997.
- 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도 및 매월 보도자료.
- 한국노동연구원, 『분기별 노동동향분석』, 제13권 제2호, 2000.
- \_\_\_\_\_, 『분기별 노동동향분석』, 제13권 제1호, 2000.

- \_\_\_\_\_, 『KLI 노동통계』, 2000.
- \_\_\_\_\_, 『한국노동패널조사』, 각년도.
- 황윤재·최강식, 『기혼여성의 노동공급 결정요인 - 준모수적 접근』, 1998. 8.
- Bai, Moo Ki and Cho, Woo Hyun, "Women's Wages and Employment in Korea", Seoul National University Press, 1995.
- 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*, Vol. 17, Oct. 1999.
- Blau, F. D., and L. M. Kahn, "Swimming Upstream: Trends in the Gender Wage Differential in the 1980s", *Journal of Labor Economics*, Vol. 15, No. 1, 1997.
- Bowlus, A. J., "A Search Interpretation of Male-Female Wage Differentials", *Journal of Labor Economics*, Vol. 15, No. 4, 1997.
- Brown, C. and M. Corcoran, "Sex-Based Differences in School Content and the Male-Female Wage Gap", *Journal of Labor Economics*, Vol. 15 No. 3, 1997.
- Farber, H. S., "Alternative and Part-Time Employment Arrangements as a Response to Job Loss", *Journal of Labor Economics*, Vol. 17, No. 4, 1999.
- Gottschalk, P. and Moffit, Robert, "Changes in Job Instability and Insecurity Using Monthly Survey Data", *Journal of Labor Economics*, Vol. 17, Oct. 1999.
- 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*, Vol. 17, No. 4, 1999.
- Macpherson, D. A. and B. T. Hirsch, "Wages and Gender Composition: Why Do Women's Jobs Pay Less?", *Journal of Labor Economics*, Vol. 13, No. 3, 1995.
- Neumark, D., Polsky, D., and D. Hansen, "Has Job Stability Declined Yet? New Evidence for the 1990s", *Journal of Labor Economics*, Vol. 17, No. 4, 1999.

Oaxaca, Ronald, "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, Vol. 14, Oct. 1973.

Polachek, S. W. and W. S. Siebert, "The Economics of Earnings", Cambridge Press, 1993.

### ③ 여성 미취업자의 취업의사와 실업탈출과정

장 지 연\* · 호 정 화\*\*

#### I. 문제제기 : IMF 여성실직자의 재취업과정

구조조정 또는 경제위기라는 주제와 관련하여 여성노동시장의 변화를 살펴본 연구들은 이 시기에 여성노동자의 퇴출 비율이 남성보다 더 높았음을 지적하였다. 이 사실과 더불어 중요한 또 다른 발견은 여성의 실업률이 증가하기는 하였으나 남성보다는 낮은 수준이었고 상당수의 여성은 비경제활동상태로 전환되었다는 것이다(정진성 외, 2000). 이러한 현상은 이론적으로는 실망실업가설(discouraged workers hypothesis)을 지지하는 것으로 해석되었다.

우리나라처럼 여성의 경제활동참여를 지원하는 사회서비스가 제도화되어 있지 않고 성역할 분리의식이 뚜렷한 사회에서 여성의 노동시장통합의 정도는 낮은 수준에 머물고 있으며, 이것은 경제의 위기상황에서 여성노동자의 노동시장이탈로 나타난다는 것이다. 한 사회에서 여성들의 노동시장참여의지가 강하고 산업구조가 노동수요의 측면에서 여성노동력을 요구하는 경우, 그리고 이러한 노동시장참가가 제도로 뒷받침되는 경우, 여성은 안정적으로 노동시장에 통합되게 된다. 우리나라의 경우 여성의 경제활동참여가 꾸준히 증가해 온 것은 사실이나, 경제위기의 경험을 통해서

\* 한국노동연구원 연구위원

\*\* 한국노동연구원 연구원

불 때, 여성의 노동시장통합의 정도는 매우 불안정한 수준이었음이 드러났다(정진성 외, 2000).

그렇다면 이러한 인식의 연장선상에서 불 때, 그 이후 경기가 급속히 회복되고 실업률이 떨어지는 과정에서 여성의 경제활동상태는 어떤 변화를 보였는가 하는 것이 다음에 제기하게 되는 질문이다. IMF 경제위기로 인하여 결정적인 타격을 받았던 여성노동자들은 1999년 경기회복과 함께 다시 일터로 돌아왔는가? 사실 여성의 노동시장통합의 정도나 경제위기가 여성의 경제활동에 미친 영향에 대한 질문은 1998년 한 해 동안 일어난 일들을 살펴보는 것으로 충분한 답을 얻을 수는 없다. 본 연구는 일자리에서 퇴출되거나 노동시장을 떠났던 여성근로자들이 경기회복과정에서 어느 정도나 다시 일자리에 복귀하였으며, 어떤 형태로 복귀하였는지를 살펴봄으로써 IMF 경제위기가 여성노동자에게 미친 영향에 대하여 종합적이고 장기적인 관점에서 검토해 보려고 한다. 경기의 회복 또는 위기의 극복과정에서 여성노동자들이 얼마나 다시 노동시장으로 복귀하는가라는 질문에 답하는 것은 경제위기의 성격과 의미를 이해하는 데에도 반드시 필요한 과정이다.

본 연구의 분석은 크게 두 부분으로 구성된다. 첫번째 분석은 실업자와 취업의사 있는 비경제활동인구, 취업의사 없는 순수한 비경제활동인구라는 세 집단을 구분하고 이들 각각의 범주에 속한 여성과 남성의 행위양식을 비교함으로써 여성의 실업탈출 또는 미취업상태 탈출의 특성을 분석하는 것이다.

여성의 노동시장 특성에 대한 연구들은 흔히 경제활동상태를 분석할 때, 경제활동참여와 비참여, 또는 취업과 미취업으로 구분하여 분석해 왔다. 본 연구는 여성의 경제활동 특성에 대한 이해를 높이기 위해서 조금 다른 범주화를 사용하려고 한다. 경제활동참여와 비참여, 취업과 비취업의 상태전환에 대한 연구에서 반드시 고려해야 할 문제는 '실망실업' 또는 구직의사와 구직활동이 일치하지 않는다는 점이다. 실망실업은 현재 취업상태에 있지 않은 사람으로서 구직활동을 하고 있지 않아서 실업자로는 볼 수 없는 상황이나, 구직활동을 하지 않는 이유가 '구직활동을 해보다가 실패한 경우'나 '구직활동을 하여도 일자리가 없을 것 같아서 포기한 경우'에 해당한다. 이들은 일자리가 있으면 지금이라도 하겠다고 대답한다는

점에서 순수한 비경제활동인구와 다르며, 적극적으로 구직활동을 하고 있는 것은 아니라는 점에서 실업자와도 다르다. 실망실업은 여성이나 고령자, 저학력자 등 노동시장에서 취약한 계층에 속하는 사람들에게서 자주 발견되는 특성이다. 실망실업이 구직활동을 하지 않는 이유까지를 살펴보고 범주화하는 데 비해서 이보다는 조금 덜 철저한 개념으로서 '취업의사가 있는 비경제활동인구'를 생각해 볼 수 있다. 비경제활동인구는 취업의사가 없어서 구직활동을 하지 않는 사람이기 때문에, 이와 비교할 수 있는 집단으로 '적극적으로 직장을 알아보고 다니지는 않지만, 적당한 일자리가 있으면 지금이라도 하겠다'는 생각을 가진 사람들로써 실망실업자를 포괄하는 좀더 광범위한 범주를 고려해 볼 수 있다.

요컨대, 여성의 경제활동 특성을 고려할 때, 비경제활동인구를 크게 하나의 범주로 취급하는 것은 그 내부구성원의 이질성을 충분히 반영하지 못하는 것이며, 따라서 분석의 결과를 통해서 우리가 얻게 되는 것도 많지 않게 된다. 일단 취업하고 있지 않은 사람의 경우, 실업/취업의사 있는 비경제활동/취업의사 없는 비경제활동을 구분하여 살펴볼 것이다. 각각의 범주의 여성은 구직의사나 구직행위양식이라는 면에서 서로 다른 만큼 미취업상태에 머무는 기간이나 이를 벗어나는 과정이라는 면에서도 서로 다를 것이다.

1998년에 실업 또는 비경제활동상태에 있던 여성들이 그 이후 어떤 경제활동상태의 변화를 경험하였는지를 살펴보기 위한 방법으로는 실업률이 최고조에 달하고 여성의 비경제활동인구화 추세도 매우 심각하였던 1998년에 미취업상태에 있던 사람들을 대상으로 이들의 1999년 상태를 정지된 그림(snap-shot)의 형태로 살펴보는 방법을 취하였다. 이들이 1999년 조사에서 포착될 수 있는 경제활동상태의 종류는 정규직 임금근로자, 비정규직 임금근로자, 비임금근로자, 실업자, 비경제활동인구의 다섯 범주로 본다.

분석의 두번째 파트는 IMF 경제위기로 인한 실직자와 신규노동시장 진입자가 시간의 흐름에 따라 미취업상태를 벗어나게 될 가능성을 전이율(hazard rate)의 개념을 사용하여 살펴보는 것이다. 여성과 남성이 각각 미취업상태를 벗어날 전이율을 시점별로 비모수 추정을 하여 그래프로 그려보았다. 이 때 미취업상태를 벗어나는 경로는 정규직 임금근로와 비정규직 임금근로, 비임금근로의 세 가지가 가능한 것으로 설정하고 각각의 경로를



통한 탈출률의 상대적 크기를 논의한다. 이 그림에 근거하여 시간의 흐름에 따라 각각의 경로를 통하여 미취업상태를 벗어나게 될 가능성이 어떻게 변화할 지에 대한 하나의 가정을 설정하고, 이 가능성(또는 전이율)을 증가시키거나 감소시키는 요인이 무엇인지에 대한 분석을 시도한다.

필자들은 경기가 회복되고 실업률이 떨어지는 과정에서 여성이 노동시장에서 경험한 변화에 관심을 가지고 구체적으로 다음 두 가지 질문을 제기한다. 첫째, 재취업여부 또는 재취업의 형태라는 면에서 실업자와 취업의사 있는 비경제활동인구, 취업의사 없는 비경제활동인구는 서로 다른 행위양식을 보이는 집단일 뿐 아니라 각 범주가 갖는 의미는 여성과 남성간에 서로 다를 것이다. 둘째, 일반적으로 미취업상태를 탈출하여 재취업할 가능성이라는 면에서 여성은 남성에 비해서 성공적이지 못한 것으로 알려져 있는데, 이러한 경향은 상대적으로 여성의 경제활동참가율이 빠르게 증가하고 실업률이 감소하는 시점에서조차 마찬가지일 것인가 하는 문제이다. 또한 미취업상태를 벗어나는 경로는 여성과 남성간에 어떻게 다른가에 대한 질문에도 답하고자 한다.

## II. 여성 경제활동의 현황과 기존 연구

### 1. 여성 경제활동의 현황 : 실업률과 경제활동참가율을 중심으로

우리나라의 실업률은 1960년대 이후 고도성장이 지속되면서 장기간에 걸쳐 꾸준히 하락되는 추세를 보이고 있다(김장호, 1998). 1963년의 8% 수준에서 1970년의 4% 수준으로, 1990년에는 2% 수준으로 크게 하락하던 실업률은 1997년말 경제위기로 인해 갑자기 증가하게 된다. 1997년 실업률은 2.6%였으나, 1997년말 경제위기 이후 1998년에는 6.8%로 급증하였다. 경기가 회복되기 시작한 1999년에는 6.3%로 약간 하락하였고, 2000년 3/4분기 현재의 실업률은 3.6%로 1997년 이전 수준으로 회복되고 있다.

1997년 경제위기 이후 실업률 변화를 인구학적 특성별로 살펴보면 다음

과 같다. 1998년 남성의 실업률은 7.6%로 1997년에 비해 4.8% 증가하였으며 여성의 실업률은 1997년 2.3%에서 1998년 5.6%로 3.3% 증가하였다. 경제위기의 영향력이 어느 정도 완화된 1999년에는 실업률이 약간 하락하여 남성 7.1%, 여성은 5.1%로 떨어진다. 연령별로는 15~29세 젊은 연령층의 실업률이 가장 높게 나타난다. 1997년 6.4%에서 1998년에는 14.1%로 급증하며 1999년에는 12.9%로 완화된다. 여성 역시 1997년 5.0%에서 1998년 10.0%로 2배로 증가하게 되며 1999년에는 9.0%로 나타났다. 학력별로는 남성의 경우 고졸 학력층의 실업률이 1998년 8.3%와 1999년 7.5%로 가장 높았으나, 여성은 전문대 이상의 고학력층 실업률이 가장 높아 1998년 7.4%, 1999년 6.5%로 나타났다.

〈표 3-1〉 연도별 실업률, 경제활동참가율과 전체 실업자 중 여성의 비율

	전 체		남 성		여 성		여성실업자 비율
	실업률	경제활동참가율	실업률	경제활동참가율	실업률	경제활동참가율	
1963	8.1	56.6	8.6	78.9	7.1	37.0	30.3
1965	7.3	57.0	8.3	77.6	5.4	37.2	25.4
1970	4.4	57.6	5.3	77.9	2.8	39.3	22.9
1975	4.1	58.3	5.0	77.4	2.5	40.4	22.0
1980	5.2	59.0	6.2	76.4	3.5	42.8	25.4
1985	4.0	56.6	5.0	72.3	2.4	41.9	22.7
1990	2.4	60.0	2.9	74.0	1.8	47.0	29.3
1995	2.0	62.0	2.2	76.5	1.7	48.3	33.2
1997	2.6	62.2	2.8	75.6	2.3	49.5	36.7
1998	6.8	60.7	7.6	75.2	5.6	47.0	32.7
1999	6.3	60.5	7.1	74.4	5.1	47.4	32.7
2000	4.2	60.7	4.7	74.0	3.4	48.2	33.2

자료 : 『경제활동조사연보』, 각년호.

분석대상인 1998년과 1999년의 경제활동인구의 대략적인 분포를 살펴보면 다음과 같다. 1998년과 1999년의 경제활동인구조사에 의하면, 경제활동참가율은 1998년 60.7%에서 1999년 60.5%로 0.2% 정도 감소하였다. 남성의 경우 1998년 75.2%에서 1999년 74.4%로 0.8% 정도 감소하였고, 여성

〈표 3-2〉 1998년 경제활동상태 분포(경제활동인구조사 자료)

(단위 : %, 천명)

		남 성					여 성				
		전체	취업자	실업자	비경활	실업률	전체	취업자	실업자	비경활	실업률
전 체		17,150	11,910	983	4,257	7.6	18,212	8,085	478	9,649	5.6
		100.0	100.0	100.0	100.0		100.0	100.0	100.0	100.0	
연령	15~29세	30.7	19.1	37.9	61.7	14.1	31.6	26.6	50.0	34.9	10.0
	30~49세	44.0	56.8	45.7	7.7	6.2	39.7	48.9	40.0	32.0	4.6
	50~64세	18.2	20.1	15.5	13.6	6.0	17.6	19.6	9.2	16.4	2.7
	64세 이상	7.1	4.1	0.9	17.0	1.8	11.0	4.9	0.8	16.6	1.0
학력	고졸 미만	33.9	26.3	27.1	56.9	7.8	48.1	44.1	30.1	52.3	3.9
	고졸	35.8	42.4	46.5	14.9	8.3	33.1	36.0	43.1	30.2	6.6
	전문대 이상	30.2	31.3	26.4	28.2	6.5	18.8	19.9	26.8	17.5	7.4
혼인 상태	미혼	30.3	17.7	41.5	63.0	16.2	23.9	22.1	45.8	24.4	10.9
	기혼유배우	66.5	79.8	54.2	32.1	5.3	61.3	66.1	45.4	58.1	3.9
	기혼무배우	3.1	2.4	4.3	4.9	12.7	14.8	11.8	8.8	17.5	4.2

자료 : 1) 1998년 경제활동인구조사 원자료를 월단위로 평균한 것.

2) 실업자의 정의는 조사 이전 1주간 구직활동을 하였고 일자리가 있었다면 일할 수 있었던 경우.

의 경우는 그보다 약간 낮은 0.4%가 감소하였다. 실업률 역시 감소하여 1998년 6.8%에서 1999년 6.3%로 0.5% 정도 감소하였다. 실업률의 감소폭은 2.0%로 남녀의 감소폭이 동일하였다. 연령별로는 남녀 모두 15~29세 사이 연령대의 감소폭이 가장 높게 나타났다. 그러나 남성의 경우 65세 이상 인구의 실업률이 1.8%에서 1.0%로 0.8% 감소한 반면 여성의 경우는 0.1% 감소에 그쳤다. 학력별로도 차이를 보여, 남성의 경우 전문대졸 이상의 경우 실업률의 변화가 전혀 없었던 반면 여성은 그 반대로 0.9%의 감소폭을 보였다.

## 2. 경제위기와 여성 고용에 관한 세 가지 가설

경제위기와 여성 실업의 관계에 대한 가정들은 성별분리 가설(segmentation hypothesis), 안전판 가설(buffer hypothesis), 그리고 대체 가설(sub-

〈표 3-3〉 1999년 경제활동상태 분포(경제활동인구조사 자료)

(단위 : %, 천명)

		남 성					여 성				
		전체	취업자	실업자	비경활	실업률	전체	취업자	실업자	비경활	실업률
전 체		17,331	11,978	911	4,441	7.1	18,435	8,303	442	9,690	5.1
		100.0	100.0	100.0	100.0		100.0	100.0	100.0	100.0	
연령	15~29세	29.8	18.5	36.0	59.1	12.9	30.7	25.7	47.5	34.2	9.0
	30~49세	44.2	57.2	45.8	8.8	5.7	40.1	49.3	42.1	32.1	4.3
	50~64세	18.5	20.1	17.7	14.6	6.3	17.7	19.7	9.7	16.5	2.6
	64세 이상	7.5	4.3	0.5	17.5	1.0	11.5	5.4	0.9	17.2	0.9
학력	고졸 미만	33.5	26.0	26.3	55.1	7.2	47.5	43.7	29.2	51.6	3.4
	고졸	35.3	41.9	44.5	15.8	7.5	32.6	35.1	43.0	29.9	6.1
	전문대 이상	31.2	32.1	29.2	29.1	6.5	20.0	21.1	27.8	18.6	6.5
혼인 상태	미혼	30.5	18.6	41.5	60.6	14.5	24.0	22.1	45.2	24.7	9.8
	기혼유배우	66.1	78.8	54.3	34.3	5.0	60.8	65.3	45.0	57.7	3.5
	기혼무배우	3.3	2.6	4.2	5.0	10.8	15.2	12.6	9.7	17.6	3.9

자료 : 1) 1998년의 경제활동인구조사 원자료를 월단위로 평균한 것.

2) 실업자의 정의는 조사 이전 1주간 구직활동을 하였고 일자리가 있었다면 일할 수 있었던 경우.

stitute hypothesis)의 세 가지로 대표된다(Rubery, 1988; Humphries, 1988). 성별분리 가설은 이념적 또는 사회적으로 구조화된 직업간 성별 분리의 존재를 강조한다. 즉 직업영역에는 엄격한 성차별이 존재하며, 따라서 여성노동력에 대한 수요는 여성중심적인 산업과 직업 부문에 의존한다. 여성 고용은 경제주기보다는 여성중심적 부문의 구조에 의해 더 큰 영향을 받게 된다. 경제위기 상황하에서 여성 고용은 경제주기에 비교적 영향을 덜 받는 부문에 집중되어 있기 때문에 남성에 비해 상대적으로 안정적이다. 이러한 직업간 성별 분리는 남성 주도적인 영역의 비중이 점차 낮아 지므로 완화될 것으로 예상된다.

안전판 가설에 따르면, 여성은 유연한 예비노동력(flexible reserve)으로, 호경기에는 노동시장에 대거 유입되고 불경기에는 노동시장에서 퇴출된다. 즉 여성 고용은 경제주기에 따라, 주로 경제위기의 후기에(procyclical) 큰 영향을 받는다. 경제위기 이후 여성의 실업률은 남성에 비해

높아지고, 여성의 경제활동참여율은 여성 실망실업자가 노동시장에서 빠져나감으로써 낮아진다. 안전판 가설의 이론적 배경은 인적자원론이다. 그에 의하면, 여성은 남성에 비해 적은 인적자원을 가지고 있고 비숙련부문에 집중되어 있다. 여성노동력의 이러한 특성은 불경기에 여성을 고용함으로써 얻게 되는 고용주측의 이득을 감소시킴으로써 현재 고용되어 있는 직업영역에서 여성노동력을 다른 노동력으로 대체시키게 된다. 이러한 경향은 '안전판 기제(the buffer mechanism)'의 일부분이다. 더욱이 여성의 노동력 공급은 노동 전반에 대한 요구에 의해 영향받으므로, 여성의 실망실업률이 높아지고 여성노동력은 자발적으로 노동시장을 떠나거나, 또는 비자발적으로 퇴출당하게 된다.

반면 대체 가설에 의하면 경제위기 상황에서 고용주들은 경비를 절감하고 생산의 유연성을 올리도록 압박받게 되며, 따라서 남성노동력을 좀더 값싸고 유연한 여성노동력으로 대체함으로써 여성노동자들에게 새로운 기회를 열어 준다. 안전판 가설과는 달리 경제위기하에서 여성 고용은 반(反)주기적으로(counter-cyclical trends) 움직이게 된다. 즉 경제위기하에서 남성에 비해 여성 고용은 오히려 증가되며, 가정영역에 속해 있던 여성노동자가 노동시장에 투입됨으로써 여성의 경제활동참가율이 증가된다. 그리고 이러한 불황기의 여성 고용의 증가는 노동시장에 존재해 온 성별장벽을 무너뜨릴 수 있는 기회로 작용한다.

그러나 여성 고용과 경제위기에 관한 세 가설들은 여성의 고용이 특정한 역사적·지역적 맥락에서 분석될 때 서로 보충적으로 사용될 수 있으며, 또한 노동시장과 여성 고용의 관계에 대해 서로 다른 측면에 초점을 맞추어 설명할 수 있다. 예를 들어, 안전판 가설과 대체 가설은 노동시장에서 여성 고용의 흐름, 좀더 자세하게는 여성 예비노동력의 움직임을 설명할 수 있고, 반면 성별분리 가설은 직업구조 안에서 여성노동력의 할당에 초점을 맞출 수 있다.

### 3. 우리나라의 경제위기와 여성 실업에 관한 기존 연구

우리나라의 경제위기와 여성 실업에 대한 분석은 1997년말 외환위기 이후 여성의 실업과 고용에 관해 집중되어졌다. 기존의 연구들은 주로 여성

의 경제활동참가 결정요인을 밝히기 위한 연구에 집중되거나 인력수급 차원에서 유휴인력의 활용의 대상으로서 접근하고 있다(김장호, 1999). 여기에서는 여성의 노동시장 진입과 퇴출의 과정(이행양식)에 관한 연구만을 정리하였다.

권혜자(1997)는 대우패널자료를 사용하여 노동력간의 이행확률을 분석하였다. 분석 결과 실업에서 취업으로의 이동 확률은 남성이 65.9%, 여성이 41.4%로, 반면 실업에서 비경제활동인구로의 이동은 여성이 40.0%, 남성이 15.9%로 나타났다. 즉 여성의 경우 실업에서 취업상태로 이동할 확률은 남성보다 낮은 반면, 실업에서 비경제활동인구로 이동할 확률은 남성보다 높게 나타났다(김우영, 1999, 재인용). 또한 그는 「경제활동인구조사」의 분석을 통해, 경제위기하에서의 성별 실업률과 ILO 방식의 실업개념의 문제점을 제기하였다(권혜자, 1999). 그에 의하면, 우리나라 실업통계에서 여성의 실업률이 남성 실업률보다 높았던 적은 없었으며, 성별 실업률 격차는 1986년 이후 전반적으로 감소하는 경향을 보이다가 1997년말의 경제위기 동안 다시 확대되는 양상을 보이고 있다. 경제위기 이후 남성 실업률의 확대는 현재의 ILO 방식에 근거한 실업률 통계의 문제점으로 인해 여성의 실업률이 과소 포착되었기 때문이다. ILO 방식에 따른 실업자 정의의 문제점은 첫째로, 현재의 실업률 통계에서는 조사기간 1주간의 구직경험에 의해 평가되기 때문에, 구직을 하였다라도 조사기간 1주간 다른 일이 있어 구직을 하지 않은 사람들은 실업자가 아니라 비경제활동인구에 포함되며, 이 경우 실업률은 실제보다 과소포착된다. 둘째, ILO 방식에 의하면 실망실업자가 포착되지 않으며, 따라서 비경제활동인구 중에 존재하는 실망실업자를 고려하지 않는 현재의 실업률은 과소포착될 수밖에 없다. 이러한 ILO 방식 실업률의 문제점을 고려하여 권혜자는 ‘즉각적인 취업의사를 가진 비경제활동인구’의 개념을 사용하여 사실상의 실업률을 구하였다. 취업의사를 가진 비경제활동인구는 ‘조사주간 구직활동을 하지 않았으나, 지금이라도 (직장)일이 있다면 일할 의지를 가지고 있는 자’를 말한다. 공식적인 실업자에서 제외되어 있는 실업자를 합하면, 1999년 현재 공식적 실업자와 취업의사 비경제활동인구를 포함한 사실상의 실업률은 남성 10.8%, 여성이 15.2%로 오히려 여성이 더 높게 나타난다.

김장호(1998)는 지금까지 여성의 실업률이 남성보다 낮은 이유의 하나로

여성의 경우 취업과 실업간의 통상적인 이행경로보다는 취업과 비경제활동사이의 이행경로가 상대적으로 큰 비중을 차지하고 있으며, 최근(1998년)의 성별 실업률 격차의 축소는 여성의 이행패턴이 보다 통상적인 형태인 취업-실업 경로 중심으로 전환되고 있음을 「경제활동인구조사」 자료를 통한 노동시장 이행확률모형의 분석을 통해 보여주었다. 그에 의하면, 아직까지 남녀간에 노동력 이행확률의 형태에 있어 성별 차이가 존재하며, 이러한 행태상의 차이는 남녀간 실업률 격차 발생의 구조적 요인이 되고 있다. 우선 여성은 남성에 비해 취업과 실업 사이의 통상적인 경로보다는 바로 취업에서 비경제활동상태로 이어지는 경로가 훨씬 큰 비중을 차지하고 있다. 또한 여성은 남성에 비해 취업정착도가 낮고 일단 취업에서 이탈할 경우 비경제활동인구로의 퇴장 가능성이 높으며, 실업상태에 있는 경우에도 구직활동의 적극성이 남성에 비해 낮으며 비경제활동으로 퇴장할 가능성이 높다. 이러한 이동패턴의 차이는 여성의 공식적 실업률이 남성에 비해 실제보다 낮게 나타나는 중요한 요인으로 작용하고 있으며, 여성 비경제활동인구의 상당부분은 적절한 취업기회만 부여되면 곧바로 노동시장에 진입할 수 있는 잠재실업자의 성격을 띠고 있음을 말해 준다. 또한 여성은 상대적으로 남성에 비해 실망노동자 효과가 크게 나타나고 있다. 이는 여성 비경제활동인구의 상당부분이 잠재실업자임을 암시하는 것이다.

그러나 노동력 이행확률 추정 결과 1990년대 후반에 접어들면서 여성의 잠재실업화현상은 점차 완화되어가고 있다. 즉 취업이나 실업의 위치에서 비경제활동인구로의 유입이 이전에 비해 크게 감소하였다. 1997년의 여성 실업률이 이전에 비하여 급증하게 된 중요한 유량 측면에서의 원인은 여성의 취업유입률이 증대하였음에도 불구하고 취업성공률이 떨어지고 실업유입률이 크게 상승하였기 때문이다. 이는 젊은 연령층 여성의 평균학력이 크게 높아지면서 노동시장 참가가 확대되고 구직활동에 있어서 보다 적극성을 띠고 있는 패턴으로 변모하고 있기 때문이다.

김태홍(2000) 역시 「경제활동인구조사」 자료의 1999년 월별평균치를 기준으로 경제활동상태별 노동력 이행확률을 분석하였다. 그 결과 취업정착률은 남성은 97.1%, 여성은 95.1%로 남성보다 여성이 약간 낮았고, 반면 기대취업기간은 남성 34.5개월, 여성 20.4개월로 여성이 남성보다 상당히 짧았다. 취업에서 실업으로 이동할 확률은 남성 1.2%, 여성 0.9%로 남성이

여성보다 높게 나타났다. 또한 실업에서 취업상태로 이동할 확률은 남성 24.6%, 여성 25.6%로 여성이 남성보다 약간 높았다. 실업에서 비경제활동상태로 이동할 확률은 남성 8.0%인 데 비해 여성은 16.4%로 2.5배나 높았다. 또한 현재 실업상태에 있는 여성은 비경제활동상태로부터 유입할 확률(21.2%, 남성 11.2%)이 실업에서 유입할 확률(18.4%, 남성 18.8%)보다 높게 나타난다. 이는 현재 비경제활동상태에 있는 여성 중에서 경기가 호전되면 구직활동을 적극적으로 할 집단이 남성보다 훨씬 많음을 나타낸다. 즉 우리나라가 외국과는 달리 여성 실업률이 남성 실업률보다 낮은 특징을 보이는 이유를 여성들이 취업에서 실업상태로 이행하는 확률보다 비경제활동상태로 이행하는 확률이 남성보다 높은 데 기인한다고 결론내린다.

### Ⅲ. 자료와 분석모형

#### 1. 자료

본 연구에서 사용하는 자료는 한국노동연구원이 조사한 ‘한국노동패널자료(Korean Labor and Income Panel Survey)’의 1차(1998년)와 2차(1999년) 조사자료이다. ‘한국노동패널조사’는 비농촌지역에 거주하는 한국의 가구와 가구원을 대표하는 패널표본구성원(5,000가구에 거주하는 가구원)을 대상으로 1년에 1회 경제활동 및 노동시장 이동, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업 훈련, 사회생활 등에 관하여 추적 조사하는 종단면 조사(longitudinal survey)이다. 본 연구에서 사용하는 부분은 2개년도에 걸친 반복적인 조사를 통해 15세 이상 가구원 개인들의 생애과정(Life Course)에 걸친 단계별 변화와 이동의 이력(履歷), 특히 학교교육력(Schooling History), 취업력(Work History) 혹은 노동시장이동(Labor Market Transitions) 과정을 포착한 부분이다.

전체 분석대상 5,733명 중 1998년 1차 조사 당시 실업자는 951명으로 16.6%이다. 취업의사가 있는 비경제활동인구는 21.0%이며, 취업의사가 없는 비



경활인구는 62.4%로 가장 많다. 성별 분포를 보면 남성이 34.4%, 여성이 65.7%로, 여성이 3분의 2 이상을 차지하고 있다. 여성 인구 중 실업자의 비율은 11.7%로 남성의 25.9%보다 14.2% 낮다. 반면 취업의사가 있는 비경활인구는 여성이 22.0%, 남성이 19.2%로 남성보다 약간 높고, 취업의사가 없는 비경활인구는 여성이 남성보다 훨씬 높아 66.3%로 나타났다. 전체적으로 실업자와 취업의사가 있는 비경활인구의 성별 비율은 남성이 여성보다 높다.

1998년과 1999년의 경제활동상태를 비교해 보았을 때, 1998년 실업자의 38.1%는 1999년에는 임금근로자가, 7.0%는 비임금근로자가 되었다. 즉 전체 실업자의 45.1%가 취업자로 전환하는 데 성공하였다. 실업탈출률은 성별로 차이가 있어, 여성의 경우는 37.4%가 취업자로 전환되었지만 남성의 경우는 과반수인 51.7%가 취업에 성공하였다. 취업자별로는 임금근로자로의 전환률이 남녀 모두 80% 이상으로 높다.

실업자에서 계속 실업자로 남아 있는 경우 역시 성별 차이가 있어, 여성은 9.3%가, 남성은 그보다 많은 16.1%가 계속 실업자로 남아 있다. 실업자에서 비경제활동인구로의 전환은 여성이 남성보다 훨씬 높다. 1998년 당시 여성 실업자의 53.3%가 1999년에는 비경활인구로 전환되었으며, 반면 남성은 32.2%가 비경제활동인구로 전환되었다. 즉 여성의 경우 실업탈출률, 즉 실업에서 취업으로의 전환율은 남성보다 낮고, 실업에서 비경제활동인구로의 전환율은 남성보다 높게 나타났다. 또한 계속해서 실업으로 남아 있는 확률은 기존의 연구에 비해 매우 낮다.

취업의사가 있는 비경제활동인구의 경우는 실업자에 비해 취업자로의 전환폭은 작아져 여성의 28.2%, 남성의 33.2%가 취업자로 전환하였다. 비경제활동인구는 실업자로의 전환율보다 취업자로의 전환폭이 더 높았다. 여성의 경우 비경제활동인구의 15.3%가, 남성은 20.5%가 취업자로 전환한 데 비하여, 실업자로의 전환율은 여성은 2.7%, 남성은 5.1%에 불과하다.

## 2. 다항로짓분석

본 연구에서 사용하는 분석방법은 크게 두 가지 이다. 첫째는 1999년 경제활동상태를 다항로짓모형(multinomial logit model)을 사용하여 횡단면적

으로 분석(cross-sectional analysis)하는 것이다. 둘째는 전이율(hazard-rate) 개념을 도입하여 사건사분석(event history analysis)을 하는 것이다. 이 부분은 다시 비모수(nonparametric)추정을 통하여 시간의 흐름에 따른 전이율의 변화를 유형화하는 것과 설명변수를 포함하는 모형의 모수추정을 통하여 전이율의 증가와 감소에 영향을 미치는 요인들을 밝혀 내는 과정으로 나뉜다.

<표 3-4> 1998년 조사 당시 성별·경제활동별 인구배경 분포

(단위 : 명, %)

		여 성 <sup>1)</sup>				남 성 <sup>2)</sup>			
		전체	실업	유취업 의사	무취업 의사	전체	실업	유취업 의사	무취업 의사
전 체		3,765 (100.0) (100.0)	441 (11.7) (100.0)	828 (22.0) (100.0)	2,496 (66.3) (100.0)	1,968 (100.0) (100.0)	510 (25.9) (100.0)	377 (19.2) (100.0)	1,081 (54.9) (100.0)
연령	15~29세	1,326 (35.2)	173 (39.2)	282 (34.1)	871 (34.9)	1,025 (52.1)	191 (37.5)	156 (41.4)	678 (62.7)
	30~49세	1,245 (33.1)	192 (43.5)	403 (48.7)	650 (26.0)	322 (16.4)	195 (38.2)	72 (19.1)	55 (5.1)
	50세 이상	1,194 (31.7)	76 (17.2)	143 (17.3)	975 (39.1)	621 (31.6)	124 (24.3)	149 (39.5)	348 (32.2)
교육 수준	고졸 미만	1,917 (50.9)	163 (37.0)	298 (36.0)	1,456 (58.3)	1,037 (52.7)	178 (34.9)	150 (39.8)	709 (65.6)
	고졸	1,129 (30.0)	162 (36.7)	320 (38.6)	647 (25.9)	411 (20.9)	190 (37.3)	105 (27.9)	116 (10.7)
	전문대 이상	719 (19.1)	116 (26.3)	210 (25.4)	393 (15.7)	520 (26.4)	142 (27.8)	122 (32.4)	256 (23.7)
혼인 상태	미혼	982 (26.2)	140 (31.8)	207 (25.0)	635 (25.6)	1,056 (53.8)	195 (38.3)	168 (44.7)	693 (64.3)
	기혼유배우	2,211 (59.0)	243 (55.2)	565 (68.3)	1,403 (56.5)	808 (41.2)	291 (57.2)	194 (51.6)	323 (30.0)
	기혼무배우	557 (14.9)	57 (13.0)	55 (6.7)	445 (17.9)	99 (5.0)	23 (4.5)	14 (3.7)	62 (5.8)
가구주 여부	가구주	302 ( 8.0)	53 (12.0)	52 ( 6.3)	197 ( 7.9)	826 (42.0)	308 (60.4)	196 (52.0)	322 (29.8)
	비가구주	3,463 (92.0)	388 (88.0)	776 (93.7)	2,299 (92.1)	1,142 (58.0)	202 (39.6)	181 (48.0)	759 (70.2)

주 : 1) 혼인상태가 모름/무응답인 15 case는 분석에서 제외함.

2) 혼인상태가 모름/무응답인 5 case는 분석에서 제외함.

<표 3-5> 1998년 미취업자의 1999년 경제활동상태 분포

(단위 : 명, %)

1998년 경제활동상태 1999년 경제활동상태	여 성				남 성			
	전체	실업	유취업 의사	무취업 의사	전체	실업	유취업 의사	무취업 의사
전 체	3,675 (100.0)	441 (100.0)	828 (100.0)	2,496 (100.0)	1,968 (100.0)	510 (100.0)	377 (100.0)	1,081 (100.0)
임금근로자	527 (14.0)	142 (32.2)	191 (23.1)	194 (7.8)	399 (20.3)	220 (43.1)	95 (25.2)	84 (7.8)
비임금근로자	147 (3.9)	23 (5.2)	42 (5.1)	82 (3.3)	102 (5.2)	44 (8.6)	30 (8.0)	28 (2.6)
실업자	132 (3.5)	41 (9.3)	40 (4.8)	51 (2.0)	163 (8.3)	82 (16.1)	42 (11.1)	39 (3.6)
유취업의사	340 (9.0)	64 (14.5)	124 (15.0)	152 (6.1)	179 (9.1)	56 (11.0)	66 (17.5)	57 (5.3)
무취업의사	2,619 (69.6)	171 (38.8)	431 (52.1)	2,017 (80.8)	1,125 (57.2)	108 (21.2)	144 (38.2)	873 (80.8)

다항로짓모형에 대한 정의는 다음과 같다.

$$\text{logit}_{ij} = \log [\pi_{ij} / \pi_{ij} ]$$

우리의 분석모델에서  $i$ 는 한 설명변수의 변수값이고,  $j$ 는 여성의 경제활동상태를 나타내는 변수값이다. 예컨대, 설명하고자 하는 경제활동상태를 실업, 취업의사 있는 비경제활동, 취업의사 없는 비경제활동의 3개 범주로 구분하였다면, 어떤 여성이 취업의사 없는 순수한 비경제활동 상태(변수값=3)로 있지 않고 실업자의 상태로 있을(변수값=1) 가능성은

$$\text{logit}_{11} = \log [\pi_{11} / \pi_{13} ]$$

로 나타낼 수 있다. 마찬가지로 순수한 비경제활동상태(변수값=3)로 있지 않고 취업의사가 있는 비경제활동인구로 나타날(변수값=2) 가능성은

$$\text{logit}_{i2} = \log [\pi_{i2} / \pi_{i3}]$$

로 표시할 수 있다. 우리가 다항로짓분석으로 추론하고자 하는 모델은

$$\text{logit}_{ik} = \alpha_{ik} + x_i \beta_k$$

이다. 여기서  $\alpha_{ik}$ 는 상수항의 모수(parameter)이며  $\beta_k$ 는 회귀계수(regression parameter)이다. 설명변수로는 응답자의 연령, 교육수준, 혼인상태, 자녀수, 가구주 여부 등의 인구학적 변수와 건강상태, 가족의 소득수준, 이전 직장의 특성 등의 변수를 포함시켰다.

### 3. 사건사분석

사건사분석(event history analysis)이 설명하고자 하는 종속변수는 주로 어떤 사건(event)의 전이율(hazard rate; 재해율 또는 순간전환율)이다. 전이율이란 어느 시점까지 사건(event)을 겪지 않은 사람들(또는 표본들) 중에서 그 시점에 사건을 경험하게 될 순간적인 확률로서 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$r_{jk} = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P_{jk}(t, t + \Delta t)}{\Delta t}$$

여기서  $P_{jk}(t, t + \Delta t)$ 는  $t$  시점에서  $j$  상태에 있다가  $t + \Delta t$  시점에  $k$  상태로 변화하게 될 확률이다. 사건사분석의 기본적인 모델은 전이율이 시간의 흐름과 각 표본의 관찰된 특성들에 따라 설명되는 것으로 본다. 즉,

$$r(t|x_i(t)) = q(t) \exp(b_{1i}x_{1i}(t) + b_{2i}x_{2i}(t) + \dots)$$

여기서  $q(t)$ 는 시간의 흐름의 영향을 표시하는 부분이며,  $x_i(t)$ 는 각 응답자의 특성을 나타내는 변수이다.

우리가 분석하고자 하는 현상은 출발점(origin)과 종착점(destination)에서 어떤 상태가 있을 수 있는가를 가지고 상태공간(state space)을 정의한

다. 본 분석은 미취업상태에 있던 사람이 임금근로자가 될 수도 있고 비임금근로자가 될 수도 있다는 모형, 즉 competing-risk model을 분석한다.

#### IV. 1998년 미취업자의 1999년 경제활동상태

이 장에서 다루고자 하는 질문은 IMF 경제위기로 인하여 결정적인 타격을 받았던 여성노동자들이 1999년 경기회복과 함께 다시 일터로 돌아왔는가 하는 것이다. 1998년 당시 여성은 실직하는 경우 실업자로 노동시장에 남기도 하지만 실직과 더불어 노동시장에서 완전히 퇴출하여 비경제활동인구화하는 경우도 많았으므로 본 연구는 1998년 미취업자의 상황을 실업과 취업의사가 있는 비경제활동인구, 취업의사가 없는 비경제활동인구로 구분하여 살펴보기로 한다. <부표 3-1>은 본격적으로 1998년 미취업자의 1999년 상황을 살펴보기에 앞서 1998년에 이들의 경제활동상태를 결정하는 요인들을 살펴본 것이다.

1998년 조사 당시 실업상태에 있던 사람을 대상으로 1999년 경제활동상태를 살펴본 것이 <표 3-6>이다. 여성은 남성에 비해서 비경제활동인구가 되는 대신 임금 또는 비임금근로자가 될 가능성이 낮은 것은 물론 실업자로 남아 있을 가능성도 남성보다 낮다. 가구주인 경우 정규 또는 비정규 임금근로자가 되어 있을 가능성이 가구주가 아닌 사람보다 높다. 연령이 15~29세의 청년층일 경우 50세 이상 중고령실업자보다 비경제활동인구가 되지 않고 임금근로자가 될 가능성이 높다. 30~49세의 장년층으로서 1998년에 실업자였던 사람은 그보다 더 나이가 많은 사람에 비해서 1999년에 비정규근로자나, 자영업자, 또는 실업자로 남을 가능성이 높지만, 정규직임금근로자가 될 가능성은 50세 이상 중고령자와 별 차이가 없는 것으로 나타났다. 학력과 혼인상태, 자녀 유무는 1998년 실업자의 경제활동상태의 변화에 대해서 설명력이 크지 않은 것으로 나타났다. 가구소득이 낮을수록 비경제활동인구로 빠지지 않고 실업자로 남아 있을 가능성이 높다.

1998년 조사에서 구직활동을 하고 있지는 않았으나 일자리가 있으면 일

〈표 3-6〉 1998년 실업자의 1999년 경제활동상태

변수명	logit(a/e)	logit(b/e)	logit(c/e)	logit(d/e)
상수항	-0.86(0.38)*	-0.61(0.35)*	-2.79(0.58)	-0.53(0.41)
성별(남성)				
여성	-0.30(0.12)*	-0.28(0.12)*	-0.60(0.27)*	-0.41(0.14)**
가구주 여부(비가구주)				
가구주	0.33(0.15)*	0.42(0.15)**	0.05(0.28)	0.25(0.18)
연령(50세 이상)				
연령 15~29세	0.69(0.25)**	0.70(0.24)**	0.27(0.38)	0.32(0.28)
연령 30~49세	0.19(0.16)	0.26(0.15)*	0.54(0.23)*	0.38(0.17)*
학력(전문대 이상)				
고졸 미만	0.01(0.16)	0.13(0.15)	-0.10(0.22)	-0.15(0.18)
고졸	-0.12(0.14)	-0.18(0.13)	0.13(0.20)	0.14(0.15)
혼인상태(이혼, 사별)				
미혼	-0.04(0.37)	-0.31(0.40)	-1.03(0.70)	0.56(0.56)
기혼유배우	0.02(0.23)	-0.10(0.23)	1.07(0.42)**	-0.13(0.33)
자녀 있음	-0.16(0.28)	0.17(0.29)	0.18(0.43)	0.26(0.42)
가구내 근로소득자				
없음	-0.16(0.21)	0.03(0.19)	0.34(0.25)	-0.45(0.27)*
가구소득	-0.07(0.07)	-0.06(0.06)	0.02(0.08)	-0.23(0.08)**
취업경험 없음	-0.43(0.14)**	-0.37(0.16)*	-0.17(0.29)	-0.25(0.16)
n	930			
-2 log likelihood	2478.0757			

주 : 1) ( ) 안은 표준오차. \* P<.1, \*\* P<.01, \*\*\* P<.001

2) a = 정규 임금근로, b = 비정규 임금근로, c = 비임금근로, d = 실업  
e = 비경활

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널 1,2차년도 원자료」, 1998.

을 하겠다고 응답한 사람들의 1999년 경제활동상태를 설명하는 요인들을 <표 3-7>에 제시하였다. 1998년에 실업자였던 집단과는 달리 이 집단의 여성은 비경제활동인구로 남아 있지 않고 정규 또는 비정규 임금근로자로 변화할 가능성 면에서는 남성과 뚜렷한 차이를 보이지는 않았다. 다만, 비임금근로자가 되거나 실업자가 될 가능성은 남성보다 낮았다. 가구주의 경우는 비경제활동상태로 남아 있지 않고 취업을 하거나 적극적인 구직활동을 시작할 가능성이 높다. 미혼인 경우는 기혼자보다 정규 또는 비정규

<표 3-7> 1998년 취업의사 있는 비경제활인구의 1999년 경제활동상태

변수명	logit(a/e)	logit(b/e)	logit(c/e)	logit(d/e)
상수항	-2.10(0.46)	-1.02(0.37)**	-2.57(0.50)	-1.01(0.42)
성별(남성)				
여성	-0.15(0.13)	-0.04(0.13)	-0.39(0.22)*	-0.37(0.16)*
가구주 여부(비가구주)				
가구주	0.41(0.19)*	0.30(0.17)*	0.10(0.25)	0.38(0.22)*
연령(50세 이상)				
연령 15~29세	0.61(0.27)*	0.09(0.25)	-0.47(0.35)	0.10(0.32)
연령 30~49세	0.59(0.19)**	0.80(0.15)	0.60(0.21)**	0.22(0.21)
학력(전문대 이상)				
고졸 미만	-0.12(0.17)	0.42(0.13)**	-0.09(0.20)	-0.43(0.21)*
고졸	-0.09(0.15)	-0.26(0.14)*	0.25(0.18)	0.62(0.18)***
혼인상태(이혼, 사별)				
미혼	1.42(0.74)*	0.99(0.55)*	-0.11(0.57)	0.33(0.51)
기혼유배우	-0.61(0.42)	-0.81(0.30)**	0.46(0.36)	-0.45(0.33)
자녀 있음	0.67(0.52)	0.56(0.38)	-0.30(0.30)	-0.17(0.35)
가구내 근로소득자(있음)				
없음	0.16(0.22)	-0.28(0.22)	0.38(0.23)*	-0.09(0.27)
가구소득	-0.02(0.07)	-0.14(0.07)*	0.04(0.08)	-0.19(0.08)*
취업경험 없음	-0.30(0.13)*	-0.32(0.12)**	-0.10(0.19)	-0.13(0.17)
n	1,182			
-2 log likelihood	2484.4989			

주 : 1) ( ) 안은 표준오차. \* P<.1, \*\* P<.01, \*\*\* P<.001

2) a = 정규 임금근로, b = 비정규 임금근로, c = 비임금근로, d = 실업  
e = 비경제활

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널 1,2차년도 원자료」, 1998.

임금근로자가 되기 쉬우며, 가구소득이 높을수록 비경제활동상태로 남아 있지 않고 비정규근로자가 되거나 실업자가 될 가능성은 낮았다.

1998년 당시 취업할 의사가 없었던 미취업자의 1999년 경제활동상태 결정요인분석은 <표 3-8>에 제시하였다. 이 집단의 여성이 구직활동을 새로 시작하여 실업자가 될 가능성은 남성보다 낮았으나, 1999년에 이들이 임금근로자가 되어 있을 가능성은 남성보다 높았다. 가구주는 비가구주에 비해서 임금근로자가 되어 있을 가능성이 높다. 청장년층 인구는 임금근로자가 될 가능성이 중고령자계층보다 높으며, 비임금근로자가 되어 있을

〈표 3-8〉 1998년 취업의사 없는 비경제활인구의 1999년 경제활동상태

변수명	logit(a/e)	logit(b/e)	logit(c/e)	logit(d/e)
상수항	-2.20(0.41)	-1.74(0.36)	-2.81(0.44)	-2.91(0.47)
성별(남성)				
여성	0.25(0.12)*	0.12(0.11)	0.01(0.18)	-0.27(0.15)*
가구주여부(비가구주)				
가구주	0.77(0.22)***	0.36(0.16)*	0.17(0.20)	0.23(0.26)
연령(50세 이상)				
연령 15~29세	0.52(0.28)*	-0.42(0.24)*	-1.35(0.34)***	-0.14(0.37)
연령 30~49세	0.57(0.22)*	0.94(0.16)	0.77(0.20)***	0.55(0.26)*
학력(전문대 이상)				
고졸 미만	-0.60(0.16)***	-0.00(0.12)	-0.61(0.16)***	-0.32(0.18)*
고졸	0.18(0.19)	-0.01(0.15)	0.32(0.16)*	0.11(0.23)
혼인상태(이혼, 사별)				
미혼	0.42(0.48)	1.04(0.54)*	0.35(0.56)	0.67(0.78)
기혼유배우	-0.05(0.31)	-0.36(0.30)	0.36(0.31)	0.29(0.47)
자녀 있음	0.43(0.32)	-0.11(0.37)	0.28(0.31)	0.20(0.52)
가구내 근로소득자(있음)				
없음	-0.13(0.24)	-0.52(0.22)*	-0.38(0.23)*	0.21(0.24)
가구소득	-0.16(0.07)*	-0.21(0.06)**	-0.11(0.08)	-0.12(0.07)*
취업경험 없음	-0.19(0.15)	-0.19(0.11)*	-0.05(0.12)	0.16(0.18)
n	3,459			
-2 log likelihood	3530.4756			

주 : 1) ( ) 안은 표준오차. \* P<.1, \*\* P<.01, \*\*\* P<.001

2) a = 정규 임금근로, b = 비정규 임금근로, c = 비임금근로, d = 실업  
e = 비경제활

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널 1,2차년도 원자료」, 1998.

가능성은 장년층에서 가장 높다. 이 집단에서 고졸 미만의 경우는 비경제 활동상태를 탈피하여 취업 또는 실업상태로 전환할 가능성이 고학력층보다 낮았다. 또한 가구소득이 높을수록 비경제활동상태를 탈피하여 취업 또는 실업상태로 전환할 가능성이 낮았다. 이 표들을 우리가 관심을 가지고 있는 '성별 차이'라는 관점에서 요약해 보면 다음과 같은 해석이 가능하다. 1998년에 실업상태에 있었던 사람의 경우, 여성은 임금 또는 비임금 근로자로 새로 취업할 가능성이 남성보다 낮고, 구직활동을 계속하여 실업상태로 남아 있을 가능성도 남성보다 낮다. 이들은 구직활동을 하던 여



성임에도 불구하고 1999년 경제의 회복기에도 구직활동을 포기하고 비경제활동으로 전환할 가능성이 남성보다 높다고 볼 수 있다.

여성의 경우 경제위기와 기업의 구조조정으로 인한 실직이 실업으로 나타나지 않고 노동시장에서의 일시적 퇴출로 이어질 가능성이 높으며, 불황 이후에 도래한 경기의 회복기에는 비경제활동상태에 있던 여성도 새로 경제활동에 참가할 가능성이 있으므로 1998년에 비경제활동인구였던 이들의 1999년 경제활동상태를 살펴보았다. 적극적인 구직활동을 하지는 않았으나 취업할 의사는 있었던 사람들의 경우 새로 구직활동을 시작하거나 자영업 창업을 할 가능성은 남성보다 낮았으나, 1998년 실업자집단에서 보여지는 바와는 달리 임금근로자로 취업할 가능성 면에서는 남성과 큰 차이를 보이지 않았다. 나아가서 1998년에 순수비경제활동인구였던 집단의 경우에는 오히려 여성이 남성보다 정규직 임금근로자로 취업해 있을 가능성이 높은 것으로 나타났다.

경기의 회복기에도 여성의 구직활동은 취업으로 이어질 가능성이 남성보다 낮으며, 구직활동을 포기할 가능성도 높다. 그러나 비경제활동인구로 포착된 여성이라고 하더라도 1년 후 이들은 취업한 상태로 발견될 가능성이 남성보다 높다. 달리 말하자면, 실업 또는 비경제활동상태의 구분은 남성과 여성에게 있어서 반드시 같은 의미를 갖는 것은 아니라는 것이다. 실업률은 여성의 취업의지를 모두 반영하고 있다고 보기 어렵다.

## V. IMF 실직자의 탈출률과 탈출경로

한국노동패널 1차와 2차년도 자료를 종합한 직업력자료는 15세 이후 가졌던 모든 직업의 취업시기와 이직시기를 기록하고 있으며, 1998년의 1차 조사 시점의 이전직장부터는 각 직업의 입·이직 시기와 특성을 자세히 기록하고 있다. 이 자료를 이용하여 어떤 직업도 발견되지 않는 미취업기간을 포착하였다. 미취업기간의 최초 시작은 최종학교 졸업시점으로 하였다. 분석의 대상을 IMF 경제위기로 인한 실직자로 한정하기 위해서 1997년 하반기 이후에 실직하거나 새로 학교를 졸업한 자에 대해서 그 미취업

기간을 계산하고 그 기간(nonemployment spell)이 어떤 취업형태로 끝나게 되는지 살펴보았다. IMF 실직자와 신규 노동시장 진입자의 미취업기간은 1999년 2차 조사시점까지 지속될 수도 있으나 미취업상태를 탈출한다면 그 탈출의 경로는 정규직 임금근로, 비정규직 임금근로 또는 비임금근로의 형태를 띠는 것으로 설정하였다. 한국노동패널은 조사 당시 미취업자인 경우 실업과 비경제활동을 구분하지만 직업력자료를 통해 계산해낸 미취업기간에 대해서는 실업과 비경제활동을 구분할 수 없다.

최종적으로 분석대상에 포함된 미취업기간(nonemployment spell)은 모두 3,534개였다. 그 중에서 1,474개는 1999년 조사시점까지 미취업이 지속되다가 관찰중단된 경우(right-censoring)이며, 847개는 정규직 임금근로, 825개는 비정규직 임금근로의 형태로 탈출하였다. 비임금근로의 형태로 탈출한 경우는 388개였다.

<표 3-9> 분석대상에 포함된 미취업기간 개요

(단위 : 개, 개월)

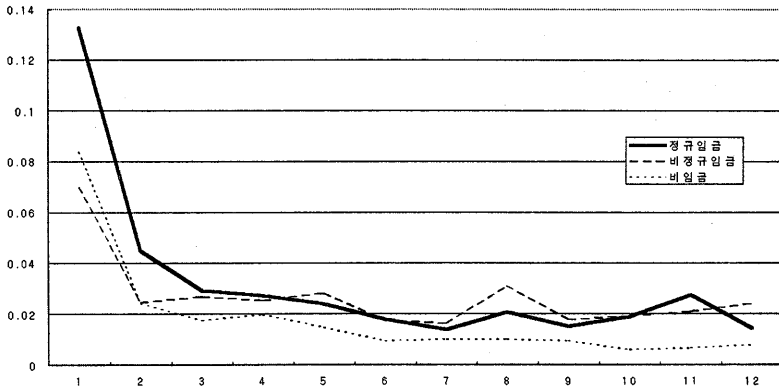
탈출경로	기간(spell)의 수	평균지속기간(duration)	최고지속기간
미취업 지속	1,474	11.84	29
정규직 임금근로	847	5.22	25
비정규직 임금근로	825	6.59	26
비임금근로	388	4.42	23
전 체	3,534		

[그림 3-1]과 [그림 3-2]는 IMF 실직자와 신규 노동시장 진입자의 미취업 탈출률(hazard rate)을 미취업기간의 매개월마다 정규직 임금근로, 비정규직 임금근로, 비임금근로의 세 가지 경로별(relative risk)로 제시한 것이다. 즉 탈출률을 증가 또는 감소시키는 요인들의 영향력에 대한 모수 추정은 하지 않고, 단순히 미취업기간을 개월별로 나누고 각 기간 내에서는 일정한 평균 탈출률(hazard rate)을 계산하였다(Piecewise Constant Exponential Model).

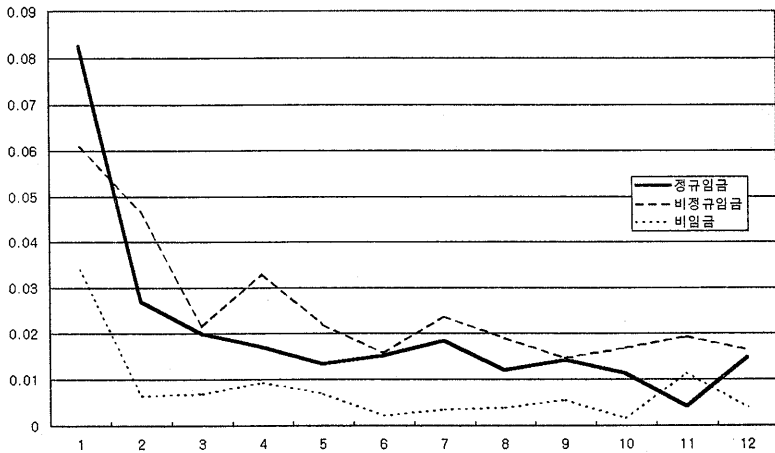
남자와 여자의 경우 모두, 실직 후 바로 다음달이 재취업 가능성이 가장 높으며 3개월 이후에는 미취업 탈출률이 비교적 일정하게 유지되는 것으로 나타났다. 전기간에 걸쳐 남성의 탈출률이 여성보다 높은 것이 대체

적인 추세이며, 특히 첫 한 달의 정규직 임금근로로의 탈출이나 자영업으로의 탈출률은 남성에게서 현저히 높았다. 특히 주목할 만한 점은 비정규 임금근로로의 탈출률은 여성이 남성보다 높은 편이라는 점이다. 여성의 경우는 실직 후 첫 한 달을 제외하고는 비정규직으로의 탈출이 정규직으로의 탈출보다 높은 경향을 나타내고 있다.

[그림 3-1] 탈출경로별 미취업기간 탈출률 : 남자



[그림 3-2] 탈출경로별 미취업기간 탈출률 : 여자



<표 3-10>은 이러한 탈출률의 기간 의존성에 대해서는 논의하지 않으면서 응답자의 인구학적 특성과 인적자본, 노동시장 경력과 이전직장의

특성이 탈출률의 증감에 미치는 영향을 보여주는 Cox 모형식의 추정치를 제시한 것이다. 모형식에 포함된 각종 변수를 통제하고도 성별은 경로별 탈출률에 영향을 미치는 중요한 변수인 것으로 확인되었다. 여성은 남성 에 비하여 정규직 임금근로자나 비임금근로자의 형태로 미취업기간을 탈출할 가능성은 현저히 낮으며, 비정규직으로 재취업할 가능성은 오히려 높은 것으로 나타났다.

성별 이외에 다른 변수들이 경로별 탈출률에 미치는 영향을 살펴보면, 가구주는 가구주가 아닌 사람에 비해서 정규 또는 비정규 임금근로자로 재취업할 확률이 크다. 15~29세 청년층의 경우 30~49세 장년층 미취업자에 비해서 정규직 임금근로로 취업할 가능성이 큰 데 비해서 자영업 창업으로 미취업상태를 탈출할 가능성은 적었다. 50세 이상 중고령자는 어떤 경로의 탈출도 어려운 것으로 나타났다. 고졸 미만의 저학력자인 경우 고졸자보다 비정규직으로의 재취업 가능성이 높았으며, 비임금근로자로의 탈출 가능성은 낮았다. 이에 비해 고학력자는 정규직 임금근로자로의 재취업가능성이 높고 비정규 임금근로자로의 취업가능성은 고졸자보다 낮았다. 기혼자는 미혼자에 비해서 정규 또는 비정규직 임금근로자로의 탈출률이 낮은 반면 비임금근로자로의 탈출률은 높았다. 가구소득의 수준은 비임금근로자로의 탈출률에 영향을 미칠 뿐 임금근로자로의 탈출에는 영향을 미치지 않았다. 신규로 노동시장에 진입한 사람의 경우 이전에 직업을 가졌던 적이 있는 사람보다 어떤 경로를 통한 탈출도 어려운 것으로 나타났다. 이전 직장이 속한 업종은 현재의 미취업상태를 탈출하는 데 뚜렷한 영향을 미치지 않는 반면, 이전에 가졌던 일자리의 직종은 비정규직으로의 탈출률에 유의미한 영향을 미치고 있는데, 분석에서 기준범주로 사용한 생산직이 다른 직종에 비해서 비정규직으로의 취업 가능성이 높았다. 지역의 실업률이 높을수록 정규직 임금근로자로의 탈출 가능성은 낮은 반면 비정규직 임금근로자로의 탈출 가능성은 높은 경향을 보인다.

<표 3-11>과 <표 3-12>는 [그림 3-1]과 [그림 3-2]의 결과를 토대로 미취업기간의 경과에 따라 미취업 탈출률의 기본선이 설정될 수 있다는 가정하에 Piecewise Constant Exponential 모형에 대한 추정치를 남녀를 구분하여 제시한 것이다.<sup>1)</sup> 미취업기간의 처음 2개월, 3~7개월, 8개월에서 1년, 1년 이상의 구간으로 구분하고 각 구간에서는 일정한 탈출률을 갖는

것으로 설정하였다. 이러한 모형식의 추정 결과는 처음 1~2개월은 그 이후의 기간에 비해서 모든 경로로의 탈출률이 현저히 높은 것으로 볼 수 있다. 3개월 이후에는 비교적 낮은 기본탈출률을 유지하는데, 12개월 이후

〈표 3-10〉 경로별 탈출률에 대한 Cox 모형 분석결과

	정규임금		비정규임금		비임금	
여성	-0.25	0.09**	0.21	0.09*	-0.75	0.17***
가구주	0.38	0.10***	0.31	0.10**	-0.07	0.17
15~29세	0.31	0.11**	0.18	0.12	-1.04	0.20***
50세 이상	-1.10	0.14***	-0.62	0.10***	-0.72	0.15***
고졸 미만	-0.01	0.10	0.46	0.09***	-0.28	0.13*
대졸	0.34	0.08***	-0.21	0.10*	-0.04	0.13
기혼	-0.37	0.18*	-0.60	0.22**	0.70	0.30*
자녀 있음	0.07	0.18	0.41	0.22*	-0.21	0.26
근로소득자	0.24	0.17	0.14	0.16	-0.65	0.22**
가구소득	0.00	0.02	-0.02	0.02	0.07	0.03*
총직업수	0.00	0.03	0.02	0.03	-0.15	0.06*
이전직업 없음	-0.66	0.14***	-0.25	0.12*	-0.34	0.21*
경력	0.00	0.00***	0.00	0.00	0.00	0.00*
기타업종	0.67	0.31*	-0.01	0.28	0.60	0.54
제조업	0.33	0.24	-0.27	0.21	-0.63	0.44
건설,사회간접자본	-0.22	0.29	0.09	0.21	0.20	0.41
도소매음식숙박	-0.23	0.25	-0.36	0.21*	0.26	0.38
통신금융	0.07	0.32	-0.03	0.27	0.00	0.51
공공교육서비스	0.16	0.30	-0.19	0.29	-1.29	0.79
기타직종	0.54	0.29*	0.60	0.26*	0.35	0.50
전문관리직	0.08	0.23	-0.35	0.24	0.27	0.34
사무직	-0.22	0.21	-0.76	0.22***	-0.53	0.47
판매서비스	0.14	0.23	-0.39	0.21*	0.25	0.36
단순노무	0.24	0.25	-0.40	0.18*	-0.14	0.38
비정규직	-0.83	0.16***	0.43	0.11***	-0.42	0.24*
지역실업률	-0.02	0.01*	0.04	0.01**	-0.02	0.02

주 : ( ) 안은 표준오차. \* P<.1, \*\* P<.01, \*\*\* P<.001

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널 1,2차년도 원자료」, 1998.

1) 본고에 제시하지는 않았으나, 성별을 구분하지 않고 분석한 모형에 따르면, 기간 이외에 응답자의 특성을 반영하는 변수의 영향은 Cox 모형에서 나타난 것과 매우 유사한 결과를 보인다.

〈표 3-11〉 경로별 탈출률에 대한 Piecewise Constant Exponential model 분석결과: 남성

	정규입금		비정규입금		비입금	
1~2개월	-3.71	0.43***	-4.74	0.43***	-3.66	0.65***
3~7개월	-4.48	0.44***	-5.06	0.43***	-4.44	0.65***
8~12개월	-4.28	0.44***	-4.79	0.43***	-4.66	0.67***
12개월 이상	-4.10	0.44***	-4.46	0.42***	-4.29	0.66***
가구주	0.22	0.15	0.13	0.19	0.29	0.25
15~29세	0.38	0.14**	0.36	0.18*	-0.69	0.24**
50세 이상	-1.02	0.17***	-0.85	0.15***	-0.68	0.18***
고졸 미만	-0.16	0.13	0.37	0.12**	-0.32	0.17*
대졸	0.27	0.10*	-0.24	0.14*	0.06	0.15
기혼	0.29	0.23	-0.05	0.31	0.67	0.35*
자녀 있음	-0.23	0.22	0.08	0.29	-0.43	0.30
근로소득자	0.11	0.21	0.32	0.22	-0.57	0.25*
가구소득	0.01	0.03	-0.04	0.03	0.06	0.04
총직업수	0.00	0.04	0.07	0.03*	-0.16	0.07*
이전직업 없음	-0.52	0.18**	-0.50	0.20*	-0.69	0.28*
경력	0.00	0.00***	0.00	0.00	0.00	0.00
기타업종	0.98	0.39*	0.65	0.38*	0.69	0.66
제조업	0.49	0.32	0.21	0.33	-0.96	0.61
건설,사회간접자본	-0.15	0.36	0.60	0.31*	0.57	0.49
도소매음식숙박	0.14	0.34	0.19	0.34	0.53	0.49
통신금융	0.22	0.43	0.24	0.43	0.60	0.59
공공교육서비스	0.20	0.58	-1.24	1.05	-10.64	128.67
기타직종	0.37	0.33	0.54	0.31*	0.32	0.57
전문관리직	0.15	0.26	-0.77	0.41*	0.18	0.38
사무직	-0.26	0.35	-0.37	0.36	-0.27	0.52
판매서비스	-0.22	0.33	-0.52	0.33	0.17	0.44
단순노무	0.36	0.30	-0.27	0.22	-0.60	0.55
비정규직	-0.97	0.24***	0.37	0.16*	-0.76	0.35*
지역실업률	-0.01	0.02	0.06	0.02**	-0.01	0.02

주: ( ) 안은 표준오차. \* P<.1, \*\* P<.01, \*\*\* P<.001

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널 1,2차년도 원자료」, 1998.

에는 탈출률이 더 이상 낮아지지는 않고 3~12개월 기간과 유사하거나 오히려 약간 높은 수준의 탈출률을 보인다. 이것은 1999년의 경기회복 상황을 반영하는 것일 수도 있을 것이다. 경로별 탈출률에 영향을 미치는 요인들은 여성과 남성간에 조금씩 다르게 나타난다. 50세 이상 고연령층은

30~49세 연령층에 비해서 남성과 여성, 그리고 경로를 불문하고 낮은 탈출률을 보인다. 그러나 15~29세 청년층의 경우, 남성은 장년층에 비해서 정규 또는 비정규 임금근로로의 탈출률이 높은 데 비해서 여성은 그 차이가 뚜렷하지 않다. 여성의 경우 청년층과 장년층의 미취업탈출 가능성의 차이가 크지 않음을 의미한다. 학력별 차이를 볼 때, 남성은 학력이 높을수록 정규직으로의 탈출 가능성이 높고 비정규직으로의 탈출 가능성이 낮다. 여성도 이러한 추세는 마찬가지로 적용되나 대졸여성과 고졸여성의 비정규직으로의 취업 가능성면에서 차이가 분명하지 않았다.

가족배경이 미취업탈출에 미치는 영향을 살펴보면, 남성의 경우 기혼남성이 미혼남성보다 비임금근로자로의 탈출 가능성이 높고 가구내에 다른 근로소득자가 있을 때 비임금근로자로의 탈출 가능성이 높은 것을 제외하면 가족적 배경이 미취업탈출에 미치는 영향은 미미한 것으로 나타났다. 한편 여성은 기혼여성이 미혼여성에 비해서 임금근로자로 미취업기간을 탈출할 가능성은 낮지만, 가구주일 경우에는 비정규 임금근로로 탈출 가능성이 높아지는 것으로 나타났다. 자녀가 있으면 비정규직으로 탈출할 가능성이 높고, 가구내 다른 근로소득자가 있으면 정규직 임금근로로의 탈출가능성이 높아진다.

노동시장 경력에 관련된 변수들의 영향을 살펴보면, 남성의 경우 이전에 직업을 가졌던 적이 없는 사람은 경험이 있는 사람보다 모든 경로를 통한 탈출이 어려운 것으로 나타났으며, 여성은 정규직으로의 탈출은 어렵지만 비정규직이나 비임금근로로의 탈출면에서는 큰 차이가 없는 것으로 보인다. 또한 남성은 여러 군데 직장을 전전한 사람의 경우 비정규직으로 재취업할 가능성이 높고 자영업으로 탈출할 가능성은 낮은 데 비해, 여성은 이 변수의 영향력은 통계적으로 유의미하지는 않았다. 한편 노동시장에서의 총경력은 남성의 경우 정규직 임금근로로의 탈출에 긍정적인 영향을 미치는 데 비해서, 여성의 경우 노동시장 경력이 길수록 정규직 임금근로, 비정규직 임금근로, 비임금근로 등 모든 경로를 통한 탈출 가능성이 높아진다.

이전 직장 특성의 영향을 살펴보면, 이전 직장이 비정규직이었던 사람은 남녀를 불문하고 정규직으로 재취업하기 어려우며, 비정규직으로의 재취업 가능성이 높아진다. 남성은 기준범주인 기타서비스업 종사자에 비해

서 건설업 종사자였던 사람이 비정규직으로 재취업할 가능성이 높으며, 여성은 제조업이나 도소매·숙박·음식업 종사자가 비정규직으로 재취업할 가능성이 낮다. 남성은 직종의 기준범주인 생산직에 비해서 전문관리

〈표 3-12〉 경로별 퇴출률에 대한 Piecewise Constant Exponential model 분석결과: 여성

	정규임금		비정규임금		비임금	
1~2개월	-3.03	0.54***	-2.98	0.47***	-4.59	1.03***
3~7개월	-3.77	0.55***	-3.43	0.47***	-5.51	1.04***
8~12개월	-3.76	0.55***	-3.45	0.47***	-5.47	1.05***
12개월 이상	-3.28	0.55***	-3.18	0.47***	-5.17	1.04***
가구주	0.06	0.19	0.47	0.13***	-0.09	0.29
15~29세	0.12	0.19	0.03	0.18	-1.46	0.42***
50세 이상	-1.40	0.30***	-0.36	0.15*	-0.95	0.31**
고졸 미만	0.33	0.16*	0.48	0.13***	-0.30	0.22
대졸	0.42	0.13**	-0.12	0.15	-0.41	0.35
기혼	-1.23	0.33***	-0.97	0.34**	0.81	0.65
자녀 있음	0.45	0.35	0.74	0.33*	0.05	0.53
근로소득자	0.52	0.30*	-0.14	0.25	-0.77	0.51
가구소득	-0.03	0.03	0.02	0.03	0.09	0.07
총직업수	0.01	0.06	-0.06	0.05	-0.14	0.12
이전직업 없음	-0.88	0.22***	-0.17	0.16	0.21	0.32
경력	0.00	0.00*	0.00	0.00*	0.00	0.00*
기타업종	-0.01	0.97	-0.92	0.59	0.37	1.05
제조업	0.02	0.38	-0.65	0.32*	-0.14	0.70
건설,사회간접자본	0.30	0.58	-0.16	0.47	-11.58	399.30
도소매음식숙박	-0.56	0.35	-0.64	0.26*	-0.22	0.63
통신금융	0.06	0.48	-0.23	0.37	-12.62	204.94
공공교육서비스	0.19	0.40	-0.35	0.35	-1.49	0.99
기타직종	0.95	0.96	0.99	0.58*	1.23	1.15
전문관리직	-0.36	0.45	-0.21	0.38	1.62	0.85*
사무직	-0.44	0.36	-0.84	0.34*	-0.74	1.15
판매서비스	0.19	0.39	-0.45	0.33	0.84	0.73
단순노무	-0.16	0.50	-0.71	0.34*	0.78	0.75
비정규직	-0.73	0.23**	0.45	0.16**	0.10	0.36
지역실업률	-0.05	0.02*	0.03	0.02	-0.05	0.04

주: ( ) 안은 표준오차. \* P<.1, \*\* P<.01, \*\*\* P<.001

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널 1,2차년도 원자료」, 1998.



직이면 비정규직으로 탈출할 가능성이 낮으며, 여성은 사무직과 단순노무직이 생산직보다는 비정규직으로의 탈출률이 낮다.

미취업상태에 들어가는 시점을 기준으로 지역의 실업률이 경로별 미취업 탈출률에 미치는 영향을 살펴보면, 남성의 경우는 지역의 실업률이 높을수록 비정규 임금근로자의 탈출률이 높아진다. 여성의 경우는 지역의 실업률이 높을수록 정규직 임금근로자의 탈출률이 낮아지는 쪽으로의 추세가 뚜렷하다.

1997년 하반기 이후 발생한 실직자와 신규 노동시장 진입자의 미취업기간 탈출의 경로를 정규직 임금근로와 비정규직 임금근로, 비임금근로의 형태로의 재취업으로 구분하여 살펴본 해자드(hazard) 분석의 결과를 요약하면 다음과 같다.

미취업기간을 탈출할 가능성(hazard rate)을 미취업기간 경과 개월수에 따라 그래프로 그려 본 결과에 의하면, 전기간에 걸쳐 남성의 탈출률이 여성의 탈출률보다 대체로 높은 편이며, 특히 미취업기간의 초반에는 여성의 탈출률이 낮다. 남성의 경우 초반에는 정규직으로의 재취업 가능성이 비정규직으로의 재취업 가능성보다 높다가 3개월 이후에는 비슷한 수준으로 유지되는 데 비해서, 여성의 경우는 첫 한 달을 제외하고는 전기간에서 대체로 비정규직으로의 재취업 가능성이 높다는 특징을 보여주었다. 비임금근로자의 탈출도 여성이 남성보다 현저히 낮은 수준이었다. 연령, 학력, 가족배경, 노동시장 경력 등 다양한 변수를 통제한 후 성별이 미취업탈출률에 미치는 영향을 살펴보다도 여성은 정규직 임금근로자나 비임금근로자의 형태로 미취업상태를 탈출할 가능성은 남성에 비하여 현저히 낮은 것으로 확인되었다. 비정규직으로 재취업할 가능성이라는 면에서는 여성이 오히려 남성보다 높은 것으로 나타났다.

여성의 경우 청년층과 장년층의 정규 또는 비정규직으로의 미취업탈출 가능성의 차이가 크지 않으며, 학력별로 보더라도 대졸여성과 고졸여성의 비정규직으로의 취업 가능성면에서 차이가 분명하지 않았다. 가족배경이 미취업탈출에 미치는 영향을 살펴보면, 여성은 기혼여성이 미혼여성에 비해서 임금근로자로 미취업기간을 탈출할 가능성은 낮지만, 가구주일 경우에는 비정규 임금근로로 탈출 가능성이 높아지는 것으로 나타났다. 이전 직장 특성의 영향을 살펴보면, 이전 직장이 비정규직이었던 사람은 남녀

를 불문하고 정규직으로 재취업하기 어려우며, 비정규직으로의 재취업 가능성이 높아진다. 지역의 실업률이 높을수록 여성은 정규직 임금근로로의 탈출률이 낮아지는 추세가 뚜렷하다.

## VI. 요약과 결론

IMF 이후의 노동시장에 대한 연구들은 경제위기로 인한 기업의 구조조정과정에서 여성의 퇴출비율이 남성보다 높았다는 점과 이러한 여성실직자는 남성과는 달리 상당수가 실업자로 노동시장에 남기를 선택하지 않고 비경제활동인구화하였다는 점을 지적하였다. 이것은 1990년대 중반까지 여성의 경제활동참가율이 꾸준히 증가하였음에도 불구하고 여성의 노동시장 통합의 정도는 매우 불안정한 수준이었음을 드러낸 것이었다. 그렇다면 IMF 경제위기로 인하여 결정적인 타격을 받았던 여성근로자들은 경기의 회복과 함께 다시 일터로 돌아왔는가?

필자들은 경기가 회복되고 실업률이 떨어지는 과정에서 여성이 노동시장에서 경험한 변화에 대한 분석을 크게 두 부분으로 나누어 전개하였다. 첫째, 재취업 여부 또는 재취업의 형태라는 면에서 실업자와 취업의사 있는 비경제활동인구, 취업의사 없는 비경제활동인구는 서로 다른 행위양식을 보이는 집단일 뿐 아니라 각 범주가 갖는 의미는 여성과 남성 간에 서로 다를 것이라는 전제하에 1998년 조사 당시 실업자였던 사람과 취업의사가 있는 비경제활동인구, 취업의사 없는 비경제활동인구를 구분하여 각 집단의 1999년 상황을 살펴보았다.

1998년에 실업상태에 있었던 사람의 경우, 여성은 1999년에 임금 또는 비임금근로자로 새로 취업해 있을 가능성이 남성보다 낮고, 구직활동을 계속하여 실업상태로 남아 있을 가능성도 남성보다 낮았다. 이들은 구직활동을 하던 여성임에도 불구하고 1999년 경제의 회복기에도 구직활동을 포기하고 비경제활동으로 전환할 가능성이 남성보다 높다고 볼 수 있다. 그러나 비경제활동인구의 경우 재취업에서의 성별 차이는 실업자들에 있어서 성별 차이와는 매우 다른 현상이 나타난다. 적극적인 구직활동을 하

지는 않았으나 취업할 의사는 있었던 여성의 경우 새로 구직활동을 시작할 가능성이나 자영업 창업을 할 가능성은 남성보다 낮았으나 임금근로자로 취업할 가능성면에서는 남성과 큰 차이가 없었다. 더욱이 순수비경제활동인구였던 집단의 경우에는 오히려 여성이 남성보다 정규직 임금근로자로 취업해 있을 가능성이 높은 것으로 나타났다.

경기의 회복기에도 여성의 구직활동은 취업으로 이어질 가능성이 남성보다 낮으며, 구직활동을 포기할 가능성도 높다. 그러나 비경제활동인구로 포착된 여성이라고 하더라도 1년 후 이들이 취업한 상태로 발견될 가능성이 남성보다 높다. 이것은 실업 또는 비경제활동상태의 구분이 남성과 여성에게 있어서 반드시 같은 의미를 갖는 것은 아니라는 점을 시사하면서, 실업률은 여성의 취업의지를 충분히 반영하지 못할 수 있다는 기존의 믿음을 다시 확인하게 해준다.

둘째, 일반적으로 미취업상태를 탈출하여 재취업할 가능성이라는 면에서 여성은 남성에 비해서 성공적이지 못한 것으로 알려져 있는데, 이러한 경향은 상대적으로 여성의 경제활동참가율이 빠르게 증가하고 실업률이 감소하는 시점에서든 마찬가지일 것인가 하는 문제를 다루었다. 이 때 미취업상태를 벗어나는 경로를 정규직 임금근로, 비정규직 임금근로, 비임금근로로 구분하여 설정하고 각각의 경로를 통한 탈출률의 상대적 크기를 살펴보았다.

여성과 남성의 미취업기간 탈출률을 경과기간에 따라 추정된 결과뿐 아니라 다른 변수들의 영향을 통제하면서 성별이 탈출률의 증감에 미치는 영향에 대한 분석에서도 여성은 미취업상태를 탈출할 가능성은 낮은 것으로 나타났다. 특히 여성은 남성에 비하여 정규직 임금근로자나 비임금근로자의 형태로 미취업기간을 탈출할 가능성은 현저히 낮다. 그러나 비정규 임금근로자의 형태로 탈출할 가능성에 있어서는 여성은 오히려 남성보다 높은 것으로 나타났다. 이러한 발견은 IMF 이후 여성의 비정규직화가 가속화되고 있다는 기존의 연구들의 주장과 맥락을 같이하는 것이다.

## 참고문헌

- 강이수·신경아, 「경제위기와 여성노동의 재구조화」, 『위기시대 여성의 삶과 한국의 페미니즘』, 한국여성연구소, 1998.
- 권혜자, 『여성 고용위기와 비정규 노동자의 확산』, 한국노총중앙연구원, 1990. 12.
- \_\_\_\_\_, 『비정규직의 실태와 노동운동』, 한국노동연구원, 1997
- 김장호, 『여성실업의 구조와 형태 - 이행확률 추정을 통한 유량분석』, 한국노동연구원, 1998.
- 김영옥, 『여성취업력의 동태적인 변화분석』, 한국여성개발원, 1999. 2.
- 김우영, 『실업자의 노동시장이행과정분석과 실업대책』, 한국노총 중앙연구원, 1999.
- 김태홍, 『여성고용구조의 변화와 향후 정책방향』, 한국여성개발원, 2000.
- 김재원·김태홍, 『고학력 여성인력의 양성과 활용방안』, 한국여성개발원, 1995.
- 노동부, 『여성과 취업』, 2000. 6.
- 방하남·안주엽·장지연 외, 『한국가구와 개인의 경제활동 - 한국노동패널 1차년도 자료분석』, 한국노동연구원, 1999.
- 방하남·장지연, 『여성의 취업과 미취업상태간의 전환과정』, 한국노동연구원, 2000. 9.
- 신동균, 「최근의 실업구조분석」, 『고실업시대의 실업대책』, 한국노동연구원, 1998.
- 어수봉, 『한국의 여성노동시장』, 한국노동연구원, 1991.
- 정진성, 『한국 사회의 민주화와 여성복지』, 2000, 미발간.
- 한 준·장지연, 「정규/비정규 전환을 중심으로 본 취업력과 생애과정」, 한국노동경제학회, 『노동경제논집』, 제23권 특별호, 2000. 2.
- 한국여성개발원, 『여성취업력의 동태적인 변화분석』, 1998.
- \_\_\_\_\_, 『기업의 여성인력관리제도 현황과 개선방안』, 1997.

\_\_\_\_\_, 『기혼여성의 재취업과 모색을 위한 학술 토론회』, 1996.

\_\_\_\_\_, 『고학력 여성인력의 양성과 활용방안』, 1995.

\_\_\_\_\_, 『동일노동, 동일임금에 관한 연구』, 1993.

\_\_\_\_\_, 『남녀근로자 임금구조에 관한 연구』, 1990.

Humphries, J., *Women's Employment in Restructuring America - The Changing Experience of Women in Three Recessions, Women and Recession*, Jill Rubery, Routledge and Kegan Paul, 1988.

Rubery, J., *Women and Recession*, Routledge and Kegan Paul, 1988.

〈부표 3-1〉 응답자 특성별 미취업상태에 관한 다항로짓 분석결과 : 1998년

변수명	남 자		여 자		전 체	
	logit(a/c)	logit(b/c)	logit(a/c)	logit(b/c)		
상수항	0.5 (0.21)**	0.17(0.21)	0.18(0.21)	-0.28(0.18)	0.37(0.14)**	-0.13(0.13)
여성					0.25(0.05)***	-0.08(0.04)*
연령(50세 이상)						
연령 15~29세	-0.06(0.17)	-0.28(0.18)	-0.09(0.13)	-0.21(0.10)*	-0.09(0.09)	-0.32(0.08)***
연령 30~49세	1.18(0.12)	0.81(0.13)	0.60(0.09)	0.56(0.07)	0.74(0.06)	0.57(0.06)
학력(전문대 이상)						
고졸 미만	-0.80(0.08)	-0.82(0.08)	-0.44(0.08)	-0.41(0.06)	-0.55(0.09)	-0.55(0.05)
고졸	0.51(0.09)	-0.49(0.12)	0.12(0.08)	0.12(0.06)*	-0.56(0.05)	0.33(0.06)
가구주 여부 (비가구주)						
가구주	0.49(0.12)	0.27(0.12)*	0.59(0.12)	0.46(0.11)	-0.22(0.05)	1.05(0.06)
혼인상태 (이혼사별)						
미혼	-0.69(0.31)*	-0.15(0.36)	0.18(0.22)	0.08(0.17)	-0.44(0.05)	0.20(0.16)
기혼유배우	0.70(0.20)***	0.49(0.22)*	-0.01(0.14)	0.48(0.11)	0.03(0.15)	0.20(0.10)*
자녀(있음)	-0.25(0.23)	-0.08(0.26)	-0.17(0.15)	-0.30(0.11)**	-0.45(0.09)	-0.29(0.10)**
가구내근로소득자 (있음)						
없음	-0.56(0.11)	-0.34(0.11)**	-0.76(0.14)	-0.33(0.10)***	-0.69(0.08)	-0.34(0.07)
가구소득	-0.18(0.04)	-0.15(0.04)	-0.28(0.04)	-0.11(0.03)***	-0.24(0.03)	-0.13(0.02)
n	2,456		4,232		6,688	
-2 log likelihood	4239.9632		6891.7363		11304.776	

주 : 1) ( ) 안은 표준오차. \* P<.1, \*\* P<.01, \*\*\* P<.001

2) a = 실업, b = 취업의사 있는 비경제활동인구, c = 취업의사 없는 비경제활동인구

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널 2차년도 원자료」, 1998.

**제2부 한국의 임금구조 : 기술숙련,  
고용형태 및 임금격차**





## 4 고용형태와 임금격차

안 주 업\*

### I. 서론

1997년 말부터 진행된 경제위기를 극복하는 약 3년여에 걸친 과정에서 노동시장에 나타난 가장 뚜렷한 현상 가운데 하나는 '노동시장의 비정규화'라고 할 수 있다. 경제위기에 따른 약 3년간에 걸친 노동시장에서의 지각변동은 거시적 시각에서 볼 때, 거시변수의 상당수가 어느 정도 경제위기 이전의 수준을 회복하여 경제위기가 일과성을 띠고 있는 듯한 양상인 반면, 미시적 시각에서 볼 때 노동시장의 공급·수요 측면에 상당한 변동을 가져왔다는 점에 주목해야 한다. 그 중 하나가 노동시장의 비정규화인 것이다.

뒤늦게 비정규근로에 대한 논의가 시작되고 있으나, 아직 비정규근로에 대한 일치된 구체적인 정의는 존재하지 않으며, 통상적으로 통계청에서 매월 실시하는 「경제활동인구조사」상의 종사상 지위를 사용하여 임금근로자 중 상용직인 경우를 정규근로, 임시직 또는 일용직인 경우를 비정규근로라고 칭하고 있다. 이러한 기준에 따른 노동시장에서 차지하는 비정규근로의 비중은 경제위기 이전에 이미 증가하고 있었으나, 경제위기중에 그 증가세를 지속하여 비정규근로의 비중이 50%를 넘어서면서 논의가 급진전되기 시작하였다. 주목할 만한 점은 임시적이 차지하는 비중이 1993

\* 한국노동연구원 연구위원

년 이후 완만하게 상승하고 있는 반면, 일용직이 차지하는 비중은 1999년에 비등하였다는 사실이다.

이러한 논의의 배경으로 비정규근로가 갖는 부정적 특성을 들 수 있다. 비정규근로는 상대적으로 낮은 임금률, 저조한 의료보험이나 국민연금 등의 부가급부 혜택, 그리고 미비한 고용안정성으로 특징지어지며, 이는 동일노동에 대한 동일임금(또는 동일한 근로복지)이라는 원칙을 거스르는 비정규근로에 대한 차별적 대우이므로 이를 시정해야 한다는 논의이다. 그러나, 아직 비정규근로의 부정적 특성에 대한 단편적인 자료정리 수준의 분석만 존재할 뿐 구체적이고 실증적인 분석은 기초자료의 부재 등 여러 가지 이유로 나타나지 않고 있는 실정이다.

이러듯 부정적인 특성에도 불구하고 비정규근로의 비중이 증가하고 있는 원인은 노동시장의 공급측면보다는 수요측면에서 쉽게 찾을 수 있다. 근로자 1인당 노동비용에서 차지하는 현금급여총액의 비중이 1989년의 84.1%에서 1998년에는 60.5%로 감소하고 있다는 점이다. 즉 현금급여 이외의 노동비용이 급상승하고 있으며 퇴직금비용과 법정복리비의 꾸준한 증가가 이에 크게 기여하고 있는 실정이다. 한편으로 이러한 현금급여 이외 노동비용의 상승이 기업의 노동비용 절감을 위한 비정규직 우선채용에 유인을 제공하고, 다른 한편으로는 실업예비군의 급증 및 기업의 노동수요 감소는 임금 및 근로조건 협상에서 근로자의 협상력을 약화시키고 일단 취업이 다급한 미취업자로 하여금 비정규근로라도 선택하게 만든 것이다.<sup>1)</sup>

본 연구는 「한국노동패널」 1차년도(1998)와 2차년도(1999년) 자료를 이용하여 정규근로와 비정규근로에서의 임금결정요인을 분석함으로써 비정규근로의 부정적인 특성 중의 하나인 상대적으로 낮은 임금률의 원인을 규명하고자 한다. 통계청이 매월 실시하는 「경제활동인구조사」가 경제활동상태와 종사상 지위 및 개인특성에 관한 조사항목은 있으나 임금에 관한 조사항목을 결여하고 있는 반면,<sup>2)</sup> 노동부가 실시하는 「매월노동통계조

1) 안주엽(1999)은 경제위기중에 실직을 경험한 자들의 재취업형태 연구에서 정규직보다는 비정규직으로 재취업할 확률이 상대적으로 상당히 높으며, 이질성을 통제하였을 때에도 비정규직으로 재취업할 기준선위험이 정규직 재취업의 경우보다 높음을 보여주고 있다.

2) 통계청은 2000년 8월에 실시한 「경제활동인구조사」 부가조사에서 다양한 고용형태를 파악하고 근속년수, 임금, 근로조건, 사회보험 가입에 대한 정보를 제공하기 위

사보고서」는 임금 및 노동비용에 관한 조사항목을 포함하고 있으나 그 조사대상이 상용근로자 10인 이상(현재는 5인 이상) 사업체로 제한하고 있어 본 연구의 목적에 부합하지 않는 실정이다. 「한국노동패널」은 개인 특성뿐 아니라 종사상 지위와 비정규근로 여부 및 임금과 일자리 특성에 관한 정보를 갖추고 있다는 점에서 본 연구의 목적에 부합된다.

본 연구는 임금결정식을 성별·고용형태별로 추정함으로써 인적자본이 임금결정에 미치는 효과를 비교하고, 고용형태별 임금격차를 생산성 특성의 차이에 의한 부분과 고용형태에 따라 생산성 특성에 상이한 가격을 지불하는 가격효과로 분해함으로써 동일노동-동일임금원칙에 배치되는 고용관행이 비정규근로자를 대상으로 유지되고 있음을 보일 것이다. 고용형태에 따른 임금차별은 생산성 특성에 동일한 가격을 지불한다는 가정하에서 고용형태 가변수를 사용하여 이의 추정치를 설명되지 않는 임금차별로 보는 방법, 고용형태별 임금결정식을 추정한 후 Oaxaca의 방법에 의해 임금격차를 분해하는 방법, Lee(1978)에 따라 고용형태의 선택식과 고용형태별 임금식을 동시에 고려하는 전환회귀모형(switching regression model)을 추정하고 이로부터 임금차별 비율을 구하는 방법을 사용할 것이다. 고용형태 선택식의 추정을 통한 가설검정으로부터 최근 경제위기중에 비정규근로로 입직할 확률이 높아졌음을 보일 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 임금격차를 연구한 기존문헌들을 간략하게 소개한다. 제III장은 분석에서 사용되는 「한국노동패널」 자료에 대한 소개와 2차년도 자료에 나타난 3,667명의 임금근로자를 대상으로 정규/비정규근로별 임금, 근로시간, 그리고 시간당 임금에 대한 기초 분석을 보여준다. 제IV장은 모형 추정 임금격차의 분해를 통해 고용형태별 임금차별의 규모를 추정한다. 마지막 제V장에서는 연구결과를 요약한 후, 정규/비정규근로의 정의 및 자료구비와 관련된 방안과 비정규근로에 대한 정책방안을 제시한다.

## II. 임금격차에 관한 기존 문헌

임금의 결정 및 임금격차와 관련된 기존 문헌은 상당한 수에 이른다. 임금격차를 논의한 주요 문헌들을 살펴보면, 이종노동시장구조하에서 임금격차, 학력별 임금격차, 성별 임금격차, 연령별 임금격차, 직종별·산업별 임금격차, 노동조합과 임금격차, 지역간 임금격차로 구분할 수 있다.

성별 임금격차를 논의한 연구로는 박세일(1984), 남춘호(1986), 이효수·류재술(1989), 박영범(1991), 어수봉(1991), Bai and Cho(1992), 조영철(1994), 신영수(1996) 등을 들 수 있다. 이들의 대부분은 직종별 임금실태조사 자료를 이용하여 임금소득식(또는 시간당 임금)을 회귀분석한 후 Oaxaca(1973)의 임금격차분해법을 적용하였다.

학력별 임금격차를 논의한 박세일(1983)은 1980년 직종별 임금실태조사 자료를 이용하여 고졸자 대비 대졸자의 총임금격차 1.901 중 순임금격차는 약 39%에 이르는 것으로 보고하고 있다. 최강식(1997)은 1980년대 중반 이후 학력별 상대임금의 변화를 살펴보기 위하여 직종별 임금조사 원 자료를 이용하여 Mincer 류의 임금함수를 추정하여 학력 가변수의 추정치가 점차 감소하고 있음을 발견하였으며, 고학력자의 대폭증가에도 불구하고 여전히 추정치가 높게 나타나는 것은 고학력자에 대한 수요가 높아 요소간 대체탄력성이 낮은 데 연유한다고 보고 있다.

박훤구(1983)는 직종별 임금격차를, 전병유(1995)는 생산기술을 고려한 산업별 임금격차를, 박영범(1988)은 지역별 임금격차를, 배무기(1990)와 김우영·최영섭(1996)은 노동조합과 임금격차를 논의하고 있으나 방법론상의 차이는 이전에 언급한 연구들과 거의 다름이 없다. 한편, 황인태(1994)는 임금격차가 기업의 성과에 미치는 영향을 분석한다. 허재준·전병유(1998)는 직접적으로 개인의 생산성차이를 초래하는 인적자본요소나 숙련형성요소를 통제한 후에 나타나는 순수한 연령에 따른 임금의 차이를 연령에 따른 임금프리미엄이라고 정의하고 직종별 임금프리미엄을 추정하고 있다. 이효수·류재술(1990)은 표본을 상위, 중상위, 중하위 단층으로 분리

하여 임금합수를 추정한 후 단층간 임금격차를 분해하여 단층간 차별이 48~65%에 이르는 것으로 보고하고 있다. 한편 조우현(1992)은 산업화과정에서 고·저임금업체의 분포가 변화하며 사업체 저임근로자의 비중을 변화시킨다는 명제를 내세워 임금방정식을 추정한 후, 1973~1989년 사이에 임금결정에서 남성의 경우 인적자본에 의한 설명력과 노동수요측 특성에 의한 설명력이 유사한 반면 여성의 경우 후자에 의한 설명력이 훨씬 높은 것을 볼 때, 노동수요측 특성에서 기인하는 노동시장의 분단이 형성되어 있으며 산업화과정에서 이러한 분단이 퇴조하고는 있으나 여전히 존재하고 있다고 결론짓고 있다.

안주엽(2000)은 「경제활동인구조사」에서 통용되는 종사상지위에 따라 상용직을 정규근로, 임시직과 일용직을 비정규근로로 구분한 후, 「한국노동패널」 1차년도(1998) 자료를 이용한 시간당임금식을 성별·고용형태별로 추정하여, 교육수준과 노동시장경험 및 근속기간의 인적자본요소가 정규근로의 임금에 통계적으로 유의한 효과를 미치는 반면 근속기간을 제외한 인적자본요소가 비정규근로의 임금에 미치는 효과는 유의하지 않다는 결과를 얻었다. 이는 동일한 생산적 특성에 대해 고용형태에 따라 상이한 가격을 지불하는 임금차별이 존재함을 의미하는 것으로 동일노동-동일임금의 원칙이 지켜지지 않고 있는 노동시장의 현실을 반영하는 것이라고 결론짓고 있다.

### Ⅲ. 분석자료 및 기초분석

#### 1. 「한국노동패널」 자료

본 연구는 한국노동연구원의 「한국노동패널」 1차년도 자료(1998년)와 2차년도 자료(1999)를 이용한다. 「한국노동패널」 자료는 1995년 「인구주택총조사」의 10% 표본조사구(전국 21,938개 조사구)를 모집단으로 하여 1997년 「고용구조특별조사」와 일치하는 제주도를 제외한 2,497조사구 중

951개 조사구를 선정한 후 각 조사구 내에서 1997년 고용구조특별조사에서 조사성공한 가구들 중에서 5~6개의 가구를 임의추출하였다(방하남 외(1999), 5~7쪽 참조). 그 결과 「한국노동패널」 자료는 제주도를 제외한 전국에서 추출한 5,000개 원가구표본과 이에 속하는 15세 이상 생산가능인구 13,738명의 원개인표본을 포함한다. 매년 동일한 원표본에 대하여 조사를 실시하여 패널자료를 구성하는 「한국노동패널」은 현재 3차년도 조사(2000년)까지 수행되었다.

가구표본에 대한 설문은 가구원의 성별, 가구주와의 관계, 생년월일, 학력, 경제활동상태 등의 개별가구원에 대한 정보와 자녀보육, 주생활, 사회보험수급, 세분화된 소득, 저축 및 부채, 생활비 등의 가계재정과 경제위기가 가계재정에 미친 효과 등을 포함하고 있다.

개인표본에 대한 설문은 임금근로자와 비임금근로자에 대하여 근무시작시점, 업종 및 직종, 기업의 종류, 사업체규모, 고용형태, 근로시간, 임금 등 현재 일자리의 특성과 취업하기 전 구직활동에 관한 정보를, 미취업자에 대해서는 유보임금을 포함한 구직활동 전반에 관한 정보를 제공하고 있다. 또한 모든 개인표본에 대하여 직전 일자리의 특성을 포함한 15세 이후의 취업력을 포함하여 직업훈련 및 정규교육, 군복무, 부모의 교육수준 및 경제활동상태, 혼인력과 출산력에 관한 정보를 제공하고 있다.

「한국노동패널」에 포함된 원개인표본 13,738명 중 2차년도 조사에 응한 원개인표본은 11,237명이다. 이들 중 임금근로자로 취업하고 있으며, 15~65세 미만이고 필요한 정보에 적절히 응답한 자 가운데 주당근로시간이 10시간 미만인 자를 제외한 분석대상으로서 표본에 포함된 자는 3,667명으로 나타났다. 분석표본은 2,211명(60.3%)의 남성과 1,456명(39.7%)의 여성으로 구성된다. 표본의 학력별 분포는 고졸 미만이 25.2%, 고졸이 40.6%, 대졸 미만이 13.1%, 대졸 이상이 21.1%로 나타난다. 연령대별로 보면, 15~24세 청소년층이 12.5%, 25~29세 청년층이 15.6%, 30대와 40대가 각각 32.3%, 24.8%를 차지하고, 50세 이상 중고령층은 14.8%의 분포를 보인다.

## 2. 표본의 기초분석

현재 정규-비정규근로의 구분에는 두 가지 정의가 통용되고 있다. 하나는 통계청의 「경제활동조사」에서 사용되는 것으로 임금근로자의 종사상 지위를 상용직과 임시직 및 일용직으로 분류하고 상용직을 정규근로, 임시직 및 일용직을 비정규근로로 구분하는 정의이다. 이러한 정의가 같은 문제점은 여러 곳에서 지적되고 있다. 다른 하나는 '자기선언적(self-reported)' 정의로 본인이 설문에 응답한 바에 따라 정규-비정규근로를 구분하는 것이다. 본 연구에서는 종사상지위에 의한 정의 대신 자기선언적 정의를 정규-비정규근로의 구분으로 사용한다. 「한국노동패널」은 지난 조사 당시(또는 일을 시작할 당시)와 현재(또는 일을 그만둘 당시)의 고용형태에 관한 설문을 포함하고 있으며 응답자는 '정규직' 또는 '비정규직' 중에 택일한다.

이러한 고용형태의 정의별 분포가 <표 4-1>에 제시되어 있다. 전체 표본 중 정규근로자는 약 71%인 2,595명이며 비정규근로자는 약 29%인 1,072명으로 나타난다. 상용직 중 비정규근로가 차지하는 비중은 8.2%인

<표 4-1> 고용형태의 정의 비교

(명, %)

		전 체	정규근로			비정규근로		
전 체		3,667	2,595 (70.8)			1,072 (29.2)		
종사상지위	상 용	2,743	2,517 (91.8)	[97.0]	226 (8.2)	[21.1]		
	임 시	504	53 (10.5)	[2.0]	451 (89.5)	[42.1]		
	일 용	420	25 (6.0)	[1.0]	395 (94.0)	[36.8]		
근로시간형태	전일제	3,331	2,531 (76.0)	[97.5]	800 (24.0)	[74.6]		
	시간제	336	64 (19.0)	[2.5]	272 (81.0)	[25.4]		

주 : ( ) 안의 숫자는 해당 고용형태 중 정규 또는 비정규근로의 비중.

[ ] 안의 숫자는 정규 또는 비정규근로 중 해당 고용형태가 차지하는 비중.

자료 : 「한국노동패널」 2차년도(1999) 조사자료. 원개인표본 13,738 명 중 모든 필요한 정보에 적절히 응답하고 연령이 15세 이상 65세 미만인 3,667명만 분석에 사용.

반면 임시직 또는 일용직 중 비정규근로가 차지하는 비중은 각각 89.5%, 94.0%로 두 가지 정의가 상당히 유사한 정의임을 알 수 있다. 그러나 정규근로의 3%만이 임시직 또는 일용직인 반면 비정규근로 중 21%가 상용직임을 나타내고 있어, 상당수의 비정규근로자가 정규근로자와 유사하게 상시적으로 활용되고 있음을 알 수 있다. 전일제근로(full-time work)의 약 4분의 3이 정규근로이며, 시간제근로(part-time work)의 약 5분의 4가 비정규근로로 나타나, 근로시간 형태와 자기선언적 비정규직 정의 사이에 다소간의 일치성을 파악할 수 있다. 그러나 비정규근로의 4분의 3(정규근로의 97.5%)이 전일제근로인 점에 유의해야 한다.

주요 인구통계학적 집단별 정규-비정규근로의 분포가 <표 4-2>에 제시되고 있다. 남성의 23%, 여성의 38%가 비정규근로자인 것으로 나타난다. 대졸 이상 학력의 경우 비정규근로의 비중이 13%에 불과한 반면, 고졸 미만의 경우 50%나 되어 비정규근로의 비중과 교육수준은 반비례하고 있음을 알 수 있다. 연령대별로 보면 25~29세의 비정규근로 비중이 21%로 가장 낮고 50세 이상은 42%나 되고 있다. 고졸 미만 여성의 55%, 여성 50세 이상의 57%가 비정규근로자이다. 즉 상대적으로 여성, 저학력, 고연령을 중심으로 비정규근로가 활용되고 있음을 알 수 있다.

이전 직장에서의 고용형태를 고려한 고용형태의 전환행렬(transition matrix)이 <표 4-3>에 제시되어 있다. 정규근로자 중 8%만이 이전 직장에서 비정규 임금근로자였던 반면 비정규근로의 22%가 비정규 임금근로자였음을 알 수 있다. 신규취업한 임금근로자의 5분의 4는 정규근로를 나머지 5분의 1이 비정규근로로 진입하여 신규취업자의 비정규확률이 상대적으로 낮다고 할 수 있다.

「한국노동패널」은 임금근로자를 대상으로 “세금을 제외하고 임금은 모두 합쳐서 얼마입니까?”, “\_\_님의 정규근무시간은 일주일에 몇 시간입니까?”, “정규근무시간 이외에 초과로 근무하는 시간은 일주일에 몇 시간입니까?”, “주로 일하는 곳에서 근무시간은 평소 얼마나 됩니까?”의 설문을 실시하였다. 첫 설문은 기본급, 초과급여, 상여금, 기타 수당을 포함하는 월평균 보수에 해당한다. 본 연구에서는 이를 월평균임금으로 간주하기로 한다. 두번째부터 네번째까지의 설문으로부터 주당근로시간을 산정한다. 본 연구에서 분석의 대상인 시간당임금으로 월평균임금을 월근로시



〈표 4-2〉 인구통계학적 특성별 근로형태 분포

(단위: 명, %)

		전 체	정규근로	비정규근로	
전 체		3,667	2,595 (70.8)	1,072 (29.2)	
성 별	남성	2,211	1,698 (76.8) (65.4)	513 (23.2) (47.9)	
	여성	1,456	897 (61.6) (34.6)	559 (38.4) (52.1)	
교육수준별	고졸 미만	923	466 (50.5) (18.0)	457 (49.5) (42.6)	
	고졸	1,490	1,075 (72.1) (41.4)	415 (27.9) (38.7)	
	대졸 미만	481	382 (79.4) (14.7)	99 (20.6) (9.2)	
	대졸 이상	773	672 (86.9) (25.9)	101 (13.1) (9.4)	
연령대별	15~24세	458	315 (68.8) (12.1)	143 (31.2) (13.3)	
	25~29세	572	451 (78.8) (17.4)	121 (21.2) (11.3)	
	30~39세	1,185	886 (74.8) (34.1)	299 (25.2) (27.9)	
	40~49세	908	626 (68.9) (24.1)	282 (31.1) (26.3)	
	50세 이상	544	317 (58.3) (12.2)	227 (41.7) (21.2)	
성 별 · 학 력 별	남성	고졸 미만	453	252 (55.6) (28.1)	201 (44.4) (36.0)
		고졸	922	708 (76.8) (78.9)	214 (23.2) (38.3)
		대졸 미만	289	239 (82.7) (26.6)	50 (17.3) (8.9)
		대졸 이상	547	499 (91.2) (55.6)	48 (8.8) (8.6)
	여성	고졸 미만	470	214 (45.5) (23.9)	256 (54.5) (45.8)
		고졸	568	367 (64.6) (40.9)	201 (35.4) (36.0)
		대졸 미만	192	143 (74.5) (15.9)	49 (25.5) (8.8)
		대졸 이상	226	173 (76.5) (19.3)	53 (23.5) (9.5)
	남성	15~24세	143	85 (59.4) (9.5)	58 (40.6) (10.4)
		25~29세	346	276 (79.8) (30.8)	70 (20.2) (12.5)
		30~39세	817	676 (82.7) (75.4)	141 (17.3) (25.2)
		40~49세	543	422 (77.7) (47.0)	121 (22.3) (21.6)
		50세 이상	362	239 (66.0) (26.6)	123 (34.0) (22.0)
	여성	15~24세	315	230 (73.0) (25.6)	85 (27.0) (15.2)
		25~29세	226	175 (77.4) (19.5)	51 (22.6) (9.1)
		30~39세	368	210 (57.1) (23.4)	158 (42.9) (28.3)
40~49세		365	204 (55.9) (22.7)	161 (44.1) (28.8)	
50세 이상		182	78 (42.9) (8.7)	104 (57.1) (18.6)	

주: ( )안의 숫자는 해당 고용형태 중 정규 또는 비정규근로의 비중.

(기울임) 안의 숫자는 정규 또는 비정규근로 중 해당 인구통계학적 특성이 차지하는 비중.

자료: 「한국노동패널」 2차년도(1999) 조사자료. 표본선택은 &lt;표 4-1&gt;을 참조.

<표 4-3> 고용형태별 이전직장의 특성

(단위: 명, %)

		전체	정규근로	비정규근로
전 체		3,667	2,595 (70.8)	1,072 (29.2)
이 전 직 장	정규직 임금근로	1,641	1,212 (73.9) (46.7)	429 (26.1) (40.0)
	비정규직 임금근로	438	204 (46.6) (7.9)	234 (53.4) (21.8)
	비임금근로	321	177 (55.1) (6.8)	144 (44.9) (13.4)
	신규취업	1,265	1,000 (79.1) (38.5)	265 (20.9) (24.7)

주 : ( ) 안의 숫자는 해당 고용형태 중 정규 또는 비정규근로의 비중.

(기울임) 안의 숫자는 정규 또는 비정규근로 중 이전 직장특성이 차지하는 비중.

자료 : 「한국노동패널」 2차년도(1999) 조사자료. 표본선택은 <표 4-1>을 참조.

간(=주당근로시간 × 4.3)으로 나는 지표를 사용한다.

<표 4-4>는 성별·고용형태별 월평균임금, 주당근로시간, 시간당임금 및 근속기간을 보여주고 있다. 표의 둘째 열에서 보듯, 표본 전체의 월평균임금은 105만원으로 나타나며<sup>3)</sup> 남성근로자의 월평균임금은 125만원인 반면 여성근로자는 이의 59%인 74만원에 불과하다.<sup>4)</sup> 비정규근로자의 월평균임금은 69만원으로 정규근로자의 임금(120만원)의 58%만 받는 것으로 나타난다. 남성의 고용형태별 격차가 여성의 경우보다 더 큰 것으로 나타나며, 여성 비정규근로자의 월평균임금은 남성 정규근로자의 40%에 불과하다.

표의 셋째 열은 주당근로시간을 보여준다. 전체 임금근로자의 주당근로시간은 51.1시간이며, 정규근로의 경우 52.6시간으로<sup>5)</sup> 비정규근로의 47.5

3) 비농림 전산업 중 상용근로자 10인 이상 3,900개 표본사업체의 상용근로자를 조사 대상으로 하는 노동부의 「매월노동통계조사보고서」(1999년)에 나타난 평균임금 160만원과 상당한 격차를 보이고 있다. 이는 노동부 자료를 사용할 경우 사업체규모가 커질수록 평균임금이 높아지며, 상용근로자에 대한 보수가 그렇지 않은 근로자보다 높다는 사실을 반영하지 못함을 보여준다.

4) 「매월노동통계조사보고서」 집계(1999년)에서는 여성의 임금은 남성(178만원)의 63.3%인 100.6만원으로 나타난다.

5) 이는 「노동통계조사보고서(1999)」에 집계된 월평균근로시간인 208.2(주당 48.4)시간보다 상당히 높은 수준이다. 조사보고서가 10인 이상 사업체의 상용근로자를 조사 대상으로 하여 조사대상의 제한에 따르는 근로시간의 과소추정 가능성이 큼을 보

〈표 4-4〉 고용형태별 임금과 근속기간

		표본수 (명)	월평균임금 (만원)	주당근로시간 (시간)	시간당임금 (천원)	근속기간 (년)
전 체		3,667	104.7 (61.2)	51.1 (14.6)	5.7 (17.0)	5.3 (6.8)
성별	남성	2,211	125.3 (63.6)	53.0 (14.4)	6.7 (21.5)	6.5 (7.5)
	여성	1,456	73.5 (41.0)	48.4 (14.4)	4.1 (5.2)	3.4 (5.0)
고용 형태	정규	2,595	119.5 (62.3)	52.6 (12.9)	6.3 (19.9)	6.2 (7.0)
	비정규	1,072	68.9 (40.2)	47.5 (17.4)	4.1 (5.5)	3.0 (5.6)
남성 정규		1,698	137.9 (63.8)	53.9 (13.1)	7.3 (24.3)	7.3 (7.5)
남성 비정규		513	83.4 (40.8)	50.0 (17.5)	4.4 (4.4)	4.1 (7.0)
여성 정규		897	84.7 (40.6)	50.3 (12.1)	4.3 (4.3)	4.3 (5.5)
여성 비정규		559	55.7 (34.8)	45.3 (17.1)	3.8 (6.3)	1.9 (3.5)

주 : ( ) 안의 숫자는 표준편차.

자료 : 「한국노동패널」 2차년도 (1999) 조사자료. 표본선택은 <표 4-1>을 참조.

시간보다 약 11% 높은 것으로 나타난다. 총근로시간을 성별로 볼 때, 여성이 48.4시간, 남성이 53.0시간으로 여성이 남성보다 약 10% 짧은 근로시간을 갖고 있음을 알 수 있다.

<표 4-4>의 넷째 열은 시간당 임금을 보여준다. 시간당 임금은 월평균임금을 (총근로시간 × 4.3)으로 나눈 것으로 초과근로에 대한 할증은 고려하지 않았다. 전체 근로자의 시간당 임금은 5.7천원이며, 여성(4.1천원)은 남성(6.7천원)의 61.2%를 받은 것으로 나타나 성별 월평균임금의 격차가 약 40%에 이른다. 비정규근로의 시간당 임금은 4.1천원으로 정규근로(6.3천원)의 65%로 나타난다. 근로시간을 고려한 이후에도 존재하는 약 35%의 고용형태별 임금격차의 일부는 표의 마지막 열에서 보듯 정규근로의 평균근속기간은 약 6.2년인 반면 비정규근로의 경우 3.0년에 불과한 사실로 설명가능할 것이다. 다음 절에서는 근로시간을 고려한 이후에도 존재하는 약 35%의 고용형태별 임금격차가 인적자본의 차이에 따른 것인지를 임금결정식의 추정을 통하여 살펴보기로 한다.

여준다.

## IV. 임금격차의 실증분석

### 1. 비정규근로의 결정요인

정규근로와 비정규근로의 두 가지 선택가능성을 고려한 모형은

$$(모형식 1) \quad y^* = C\theta + u$$

로 표현 가능하며,  $y^*$ 는 고용형태의 선택을 나타내는 관찰 불가능한 잠재 변수(latent variable),  $C$ 는 고용형태를 선택하는 요인들로 구성된 설명변수의 벡터,  $\theta$ 는 추정되어질 계수벡터,  $u$ 는 오차항을 의미한다. 관찰 불가능한  $y^*$  대신 관찰 가능한 이진변수(binary variable)  $y$ 는

$$y = 1(y^* > 0) \text{ 또는 } y = 1(\text{정규근로}), \quad y = 0(\text{비정규근로})$$

로 정의되며,  $1(\ )$ 은  $(\ )$  안의 조건이 참(true)이면 1, 거짓(false)이면 0의 값을 갖는 지수함수(indicator function)이다. 오차항이 정규분포를 따른다고 가정하면 고용형태 선택식(selection equation)<sup>6)</sup>은 프로빗모형이 되며 최우추정법(maximum likelihood estimation)으로 계수벡터를 추정한다.

고용형태 선택식을 추정하기 위한 설명변수에는 연령대(30대, 15~24세, 25~29세, 40대, 50대 이상), 교육연한, 건강상문제 여부, 미혼 여부, 가구

- 
- 6) 선택식이라는 개념은 계량경제학적인 의미로 사용된다. 미취업자가 취업할 때 고용형태를 자발적으로 결정할 수 있다면 이는 실제적인 의미를 가지며 계량경제학적인 의미와 일치하게 될 것이다. 개인의 선택이 자발적이었는가에 대한 자료는 제공되지 않으므로 규명할 수는 없다. 그러나 노동시장의 공급측면을 볼 때 장기간 미취업상태에 있었던 자는 시간 경과에 따른 유보임금의 하락을 경험하며 경기불황의 지속으로 정규근로의 가능성이 적어질 경우 일단 비정규근로를 받아들일 확률이 높아진다. 이를 자발적으로 보는가 비자발적으로 보는가는 견해에 따라 달라질 것이다.

〈표 4-5〉 프로빗모형 추정치 : 정규-비정규직의 선택

변 수	전체표본		남성	여성
	모형식 1	모형식 2	모형식 2	모형식 2
FEMALE	-0.1808 (0.0707)**	-0.1629 (0.0731)**		
Constant	-0.1296 (0.1187)	0.3773 (0.1284)***	0.0103 (0.1755)	0.2641 (0.2137)
AGE1	-0.0843 (0.1116)	0.2132 (0.1179)*	-0.0586 (0.1620)	0.3548 (0.1874)*
AGE2	0.0858 (0.0897)	0.1853 (0.0941)**	0.1209 (0.1229)	0.2959 (0.1532)*
AGE4	0.0517 (0.0660)	-0.0118 (0.0683)	-0.0986 (0.0930)	0.0702 (0.1058)
AGE5	-0.0571 (0.0803)	-0.1356 (0.0833)	-0.2236 (0.1033)**	-0.0362 (0.1486)
HGC	0.0931 (0.0081)***	0.0822 (0.0084)***	0.1175 (0.0121)***	0.0365 (0.0130)***
HEALTHP	-0.4656 (0.1073)***	-0.3892 (0.1115)***	-0.4143 (0.1486)***	-0.3501 (0.1727)**
NEVER	0.0869 (0.1028)	0.0903 (0.1066)	-0.0166 (0.1277)	0.5534 (0.2043)***
SPOUSE	-0.2726 (0.0857)***	-0.1682 (0.0889)*	-0.3644 (0.4515)	0.2302 (0.1243)*
OTHER	-0.3426 (0.0985)***	-0.2667 (0.1025)***	-0.2789 (0.1274)**	-0.1577 (0.1788)
YFIN	0.2089 (0.0795)***	0.1907 (0.0820)**	0.1619 (0.1117)	0.2539 (0.1252)**
YEST	0.2536 (0.1228)**	0.3224 (0.1272)**	0.1525 (0.1651)	0.5114 (0.2040)**
YPUB	-0.3184 (0.1163)***	-0.2661 (0.1181)**	-0.4526 (0.1640)***	-0.0814 (0.1762)
YTRA	-0.1917 (0.0687)***	-0.1653 (0.0711)**	-0.1244 (0.0994)	-0.1699 (0.1049)
YETC	-0.2650 (0.0713)***	-0.1808 (0.0732)**	-0.0259 (0.0974)	-0.3937 (0.1171)***
FROMCONT	-0.6275 (0.0718)***	-0.5588 (0.0743)***	-0.6313 (0.1008)***	-0.4138 (0.1134)***
FROMSELF	-0.4421 (0.0820)***	-0.4959 (0.0844)***	-0.5303 (0.1057)***	-0.3583 (0.1450)**
FROMNON	0.1252 (0.0571)**	-0.0495 (0.0608)	-0.0873 (0.0871)	0.0020 (0.0883)
SEOUL	-0.1287 (0.0586)**	-0.1255 (0.0605)**	-0.1162 (0.0823)	-0.1131 (0.0915)
METRO	-0.0519 (0.0555)	-0.0289 (0.0575)	0.0708 (0.0784)	-0.1346 (0.0875)
D1997		-0.1758 (0.0930)*	-0.0674 (0.1343)	-0.2905 (0.1338)**
D1998		-0.5779 (0.0733)***	-0.5191 (0.1015)***	-0.6492 (0.1103)***
D1999		-0.9538 (0.0606)***	-0.9034 (0.0830)***	-1.0011 (0.0920)***
표본수	3,667	3,667	2,211	1,456
-(로그최우도)	1919.70	1783.87	944.25	805.21
올바른예측률1	73.74%	76.08%	80.69%	70.26%
모형적합도2	592.04***	863.68***	506.94***	328.85***
우도비검정3		271.65***	130.92***	130.34***

주 : 1) 고용형태 결정에서 실제값과 예측값이 동일한 표본의 비중.

2) 자체 모형의 적합도를 검정하는 우도비검정통계량.

3) 현직장 취업시점 가변수의 유의성을 검정하는 우도비검정통계량.

변수의 정의는 <부표 4-1>을 참조. ( )안의 숫자는 표준오차.

\*\*\*, \*\*, \* 는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.10에서 유의함을 의미.

자료 : 「한국노동패널」 2차년도(1999) 조사자료. 표본선택은 <표 4-1>을 참조.

주와의 관계(가구주, 배우자, 기타가구원), 출처별 가구소득 유무(금융소득, 부동산소득, 사회보험소득, 이전소득, 기타소득), 거주지역(서울, 서울 제외 대도시, 도), 이전 직장에서의 고용형태(정규임금근로, 비정규임금근로, 비임금근로, 신규취업)를 포함한다. 설명변수에 대한 정의 및 기초통계량은 <부표 4-1>에 제시되어 있다.

(모형식 1)의 프로빗모형을 추정한 결과가 <표 4-5>의 첫째 열에 나타나 있다. 우선 여성, 배우자와 기타가구원(가구주 기준), 건강상 문제가 있는 경우에 비정규근로를 선택할 확률이 통계적으로 유의하게 높음을 알 수 있다. 연령대(30대 기준)의 경우 15~24세와 50대 이상이 비정규근로를 선택할 확률이 높은 것으로 나타나나 통계적으로 유의하지는 않다. 교육 수준이 높을수록 정규근로를 선택할 확률이 유의하게 높은 것으로 나타난다. 가구소득이 선택에 미치는 효과는 원천별 가구소득 유무에 따라 다르게 나타난다. 즉 금융소득이나 부동산소득이 있는 경우에 정규근로를 선택할 확률이 유의하게 높은 반면, 사회보험소득이나 이전소득 또는 기타소득이 있는 경우에는 비정규근로를 선택할 확률이 유의하게 높은 것으로 나타난다. 서울에 거주하는 경우(도지역 기준)에 비정규근로를 선택할 확률이 유의하게 높은 반면, 기타 대도시 거주는 유의한 효과를 갖지 않는 것으로 나타난다. 이전 직장에서 비정규근로 또는 비임금근로(정규임금근로 기준)로 일한 경우에 비정규근로를 선택할 확률이 높은 반면, 신규취업자인 경우에는 정규근로를 선택할 확률이 높다.

## 2. 최근의 경제위기와 비정규근로

최근의 경제위기를 겪으면서 비정규근로의 비중이 상승하였다는 것은 주지의 사실이다. 이러한 사실을 검증하기 위하여 최근의 경제위기를 반영하는 변수(D)를 추가하면 (모형식 1)은

$$(모형식 2) \quad y^* = C\theta + D\delta + u$$

로 된다. 본 연구에서 추가변수벡터 D는 현재 일자리의 입직년도가 최근의 경제위기 시기인 1997년, 1998년 또는 1999년인가의 여부를 나타내는

가변수들을 이용하였다. 경제위기의 효과를 보기 위해

$$H_0: \delta = 0 \quad (H_a: \delta \neq 0)$$

의 귀무가설(대립가설)을 설정한 후 제약된 모형(모형식 1)과 제약되지 않은 모형(모형식 2)의 최우추정에서 얻어진 로그최우도  $\ln Lr^*$  과  $\ln Lu^*$  를 이용하여

$$\lambda = -2(\ln Lr^* - \ln Lu^*) \sim \chi^2(r), \quad r \text{은 자유도(the degrees of freedom)}$$

의 우도비검정통계량(likelihood ratio test statistics)을 계산하여 우도비검정을 실시한다.

<표 4-5>의 마지막 행은 우도비검정 결과를 보여준다. 전체 표본을 함께 사용하였을 때나 남성과 여성 표본을 분리하여 사용하였을 때 모두 귀무가설을 기각하는 결과를 얻었다. 즉 고용형태의 선택에 영향을 미치는 다른 요인들을 통제한 후에도 최근의 경제위기는 비정규근로를 선택하게 하는데 유의한 효과를 미쳤다는 것을 알 수 있다. 남성의 경우에는 1998년과 1999년이 유의한 효과를 미치나 1997년은 유의한 효과를 미치지 않은 반면, 여성의 경우 최근 3개 연도가 모두 유의한 효과를 미친 것으로 나타난다.

표의 마지막 두 열에서 보듯, 남성과 여성의 비정규근로 선택에서 결정요인이 상이함을 알 수 있다. 30대를 기준으로 할 때, 여성의 경우 20대가 정규근로를 선택할 확률이 유의하게 높은 반면, 다른 연령층은 유의한 효과를 갖지 않는다. 그러나 남성의 경우 50대 이상의 경우만 유의하게 비정규근로를 선택할 확률이 높은 반면, 여타 연령층은 유의한 효과를 갖지 않는다. 남성의 경우 혼인상태가 고용형태의 선택에 미치는 영향이 유의하지 않은 반면, 미혼여성은 기혼여성에 비해 정규근로를 선택할 확률이 유의하게 높게 나타난다. 남성의 경우 사회보험소득을 제외한 원천별 가구소득 유무가 고용형태의 선택에 미치는 효과가 유의하지 않은 반면, 여성의 경우 상당히 유의한 효과를 갖는 것으로 보인다. (모형식 1)의 추정에서와는 달리 입직년도가 통제되었을 때, 거주지역과 신규취업이 고용형태선택에 미치는 효과는 남녀 모두 유의하지 않은 것으로 나타난다.

### 3. 임금방정식의 추정

전 절의 기초분석에서 근로시간을 감안한 후에도 약 35%의 고용형태간 임금격차(wage differentials)가 잔존함을 발견하였다. 이러한 시간당 임금격차의 원인을 규명하기 위하여 임금결정에 영향을 미치는 요인들을 포함하는 임금식을 추정하여야 한다. 이론적으로는 가능한 모든 요인을 통제한 후에 잔존하는 고용형태에 따르는 임금격차는 임금차별(wage discrimination)이라 할 수 있다.<sup>7)</sup> 임금식은 모든 고용형태를 통합하여 추정할 경우

$$(모형식 3) \ln W = X\beta + E\alpha + \varepsilon$$

로 표현가능하며,  $\ln W$ 는 로그 시간당임금,  $X$ 는 임금에 영향을 미치는 요인으로 구성된 설명변수벡터,  $\beta$ 는 설명변수와 관련된 추정되어질 계수벡터,  $E$ 는 비정규직 여부를 나타내는 가변수,  $\alpha$ 는 이와 관련된 추정될 계수,  $\varepsilon$ 는 오차항이다. 계수  $\alpha$ 의 추정치는 모든 결정요인(생산성특성)에 대한 고용형태별 계수(생산성특성에 대해 지불되는 가격)가 동일하다는 가정하에서 고용형태별 실증적 임금차별<sup>8)</sup>을 나타낸다.

설명변수는 연령과 이의 제곱, 교육연한, 근속기간, 건강상 문제, 여성가변수 등 인적자본의 수준을 측정하는 변수와 48시간을 초과하거나 또는 40시간 미만의 근로시간, 노동조합 존재 여부, 기업규모 가변수(근로자 5인 이상 100인 미만의 소기업, 100인 이상 500인 중기업, 500인 이상의 대기업, 5인 미만의 영세기업), 직종별 가변수(사무직 기준), 산업별 가변수

7) Ehrenberg and Smith(1997, Ch. 12)는 노동시장의 차별을 다루고 있으며, 주어진 생산성특성(productive characteristics)에 대하여 사용자가 상이한 인구집단별로 체계적으로 상이한 가격(the prices)을 지불하는 경우 차별이 존재한다(p. 418)고 정의하고 있다. 현실적으로 모든 요인을 측정(measure)하거나 모형에 포함시키는 것이 불가능한 것이 사실이며, 본 연구에서는 자료에서 유용한 변수를 최대한 활용하기로 한다. 본 연구에서는 임금차별이라는 용어 대신에 가격효과에 따른 임금격차라 부르기로 한다.

8) 현재의 계량경제학적인 모형에서 더 이상 다른 요인으로 설명할 수 없는 고용형태의 차이로만 설명할 수 있는 임금격차라는 측면에서 실증적 임금차별이라 할 수 있겠다. 엄격한 의미의 임금차별과는 상이한 개념일 수 있다.



(제조업 기준), 현재 일자리의 지속가능성 등의 일자리 또는 사업체 특성을 포함한다.)<sup>9)</sup> 변수의 정의 및 기초통계량은 <부표 4-1>에 제시되어 있다.

<표 4-6>은 임금식(모형식 3)의 추정치를 보여준다. 첫 열은 전체 표본을 사용한 회귀분석의 추정치이고 둘째와 셋째 열은 남성과 여성을 분

<표 4-6> 임금식의 추정치(통합표본)

변수	전체	남성	여성
FEMALE	-0.3416 (0.0168)***		
JCONT	-0.2107 (0.0188)***	-0.1921 (0.0248)***	-0.1939 (0.0289)***
Constant	-0.0504 (0.0946)	-0.7007 (0.1325)***	0.0058 (0.1369)
AGE	0.0647 (0.0044)***	0.0967 (0.0062)***	0.0421 (0.0070)***
AGESQ	-0.0007 (0.0001)***	-0.0011 (0.0001)***	-0.0005 (0.0001)***
HGC	0.0309 (0.0029)***	0.0356 (0.0036)***	0.0249 (0.0050)***
TENURE	0.0128 (0.0013)***	0.0098 (0.0014)***	0.0200 (0.0028)***
HEALTHP	-0.0314 (0.0339)	-0.0629 (0.0415)	-0.0139 (0.0561)
HOURGAP1	-0.0183 (0.0007)***	-0.0190 (0.0008)***	-0.0154 (0.0014)***
HOURGAP2	0.0166 (0.0017)***	0.0158 (0.0027)***	0.0175 (0.0023)***
JSTOP	-0.0651 (0.0239)***	-0.0704 (0.0296)**	-0.0818 (0.0390)**
FIRML	0.0925 (0.0225)***	0.0606 (0.0263)**	0.1317 (0.0405)**
FIRMM	0.0104 (0.0242)	-0.0400 (0.0277)	0.0875 (0.0448)*
FIRMV	-0.0746 (0.0183)***	-0.0880 (0.0230)***	-0.0734 (0.0298)**
UNION	0.0695 (0.0211)***	0.0372 (0.0244)	0.0969 (0.0394)**
표본수	3,667	2,211	1,456
R <sup>2</sup>	0.5732	0.5758	0.4789
조정된 R <sup>2</sup>	0.5698	0.5703	0.4687
F-검정통계량 <sup>a</sup>	168.43***	105.77***	46.84***

주: 1) 모형의 적합도를 검정하기 위한 검정통계량.

변수의 정의는 <부표 4-1>을 참조. 직종 및 산업 가변수를 포함하였으나 제시하지 않음.

( )안의 숫자는 표준오차. \*\*\*, \*\*, \*는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.10에서 유의함을 의미.

자료: 「한국노동패널」 2차년도(1999) 조사자료. 표본선택은 <표 4-1>을 참조.

9) 임금을 결정하는 많은 요인들을 고려할 수 있으나 본 연구의 초점이 고용형태별로 인적자본이 보수에 미치는 효과에 있으므로 표본규모를 희생으로 하는 수많은 요인들을 포함시키기보다는 이질성을 통제하는 최소한의 변수를 사용하는 단순성(parsimony)을 선택하였다.

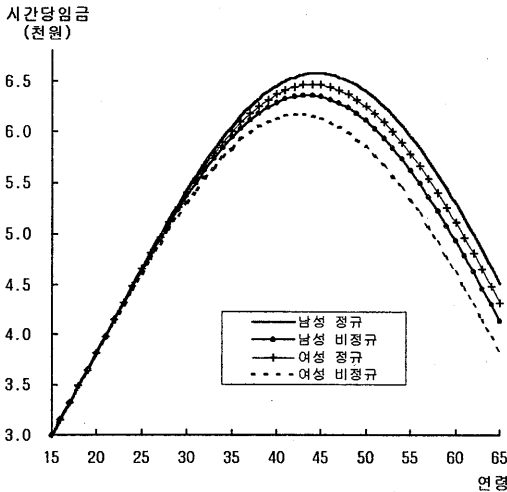
리한 회귀분석의 추정치다. 고용형태에 따른 시간당임금의 실증적 차별은 남녀 모두 약 19%에 이르는 것으로 나타난다. 건강상 문제를 제외한 모든 인적자원 요소가 유의한 효과를 미치는 것으로 나타난다. 48시간 이상 근로할 경우 시간당임금이 초과시간당 1.5~1.9%씩 감소하며 40시간 미만 근로할 경우 시간당임금이 부족시간당 1.6~1.8%씩 증가함을 보여주고 있다. 이는 시간당 임금이 낮은 근로자의 근로시간이 많은 노동시장의 현상을 반영하는 것으로 해석된다.

비정규근로와 정규근로간에 임금차별이 존재할 경우, 생산특성에 대해 지불되는 고용형태별 가격이 동일하다는 가정을 받아들이기에는 무리가 있다. 이러한 가정을 완화하는 경우(모형식 3)은

$$(모형식 4) \ln W_k = X_k \beta_k + \varepsilon_k \quad k=r(\text{정규근로}), k=c(\text{비정규근로})$$

가 되며, 고용형태별로 상이한 회귀분석을 실시하여야 한다. <표 4-7>은 성별·고용형태별 임금식(모형식 4)의 추정치를 보여준다.

(그림 4-1) 성별·고용형태별 가상적 연령-임금률



추정치에 따르면 연령이 증가할수록 임금이 상승하다가 전환점(turning point)에 이른 이후 감소하기 시작한다. [그림 4-1]은 15세에 임금이 3천

〈표 4-7〉 고용형태별 임금식의 추정치(분리표본)

	남 성		여 성	
	정규근로	비정규근로	정규근로	비정규근로
Constant	-0.7537 (0.1581)***	-0.7230 (0.2568)***	0.0102 (0.1274)	-0.4702 (0.3056)
AGE	0.0918 (0.0075)***	0.0971 (0.0115)***	0.0350 (0.0068)***	0.0545 (0.0138)***
AGESQ	-0.0010 (0.0001)***	-0.0011 (0.0001)***	-0.0004 (0.0001)***	-0.0006 (0.0002)***
HGC	0.0463 (0.0042)***	0.0088 (0.0070)	0.0430 (0.0048)***	0.0063 (0.0098)
TENURE	0.0110 (0.0015)***	0.0004 (0.0031)	0.0221 (0.0024)***	0.0165 (0.0077)**
HEALTHP	0.0031 (0.0513)	-0.1748 (0.0740)**	0.0509 (0.0673)	-0.0467 (0.0928)
HOURGAP1	-0.0203 (0.0009)***	-0.0140 (0.0018)***	-0.0140 (0.0014)***	-0.0154 (0.0029)***
HOURGAP2	0.0290 (0.0064)***	0.0179 (0.0034)***	0.0285 (0.0034)***	0.0146 (0.0035)***
JSTOP	-0.0843 (0.0348)**	-0.0126 (0.0579)	-0.1068 (0.0406)***	-0.0221 (0.0717)
FIRML	0.0688 (0.0266)***	-0.0694 (0.0970)	0.0638 (0.0344)*	0.2265 (0.0984)**
FIRMM	-0.0238 (0.0283)	-0.1209 (0.0868)	0.0550 (0.0358)	0.1237 (0.1309)
FIRMV	-0.0351 (0.0273)	-0.2074 (0.0440)***	-0.0538 (0.0283)*	-0.1144 (0.0614)*
UNION	0.0344 (0.0246)	0.0046 (0.0882)	0.1202 (0.0311)***	-0.0025 (0.1282)
표본수	1,698	513	897	509
R <sup>2</sup>	0.6026	0.3855	0.6252	0.3644
조정된 R <sup>2</sup>	0.5962	0.3513	0.6135	0.3321
F-검정통계량 <sup>1)</sup>	93.80	11.27	53.68	11.28

주 : 1) 모형의 적합도를 검정하기 위한 검정통계량.

변수의 정의는 <부표 3-1>을 참조. 직종 및 산업 가변수를 포함하였으나 제시하지 않음.

( )안의 숫자는 표준오차. \*\*\*, \*\*, \*는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.10에서 유의함을 의미.

자료 : 「한국노동패널」 2차년도(1999) 조사자료. 표본선택은 <표 4-1>을 참조.

원이었을 때 다른 모든 조건이 일정한 상태에서 연령에 따르는 임금의 변화를 보여주고 있다. 남성(여성) 정규근로의 전환점은 약 44.5세(44.0세)인 반면, 남성(여성) 비정규근로의 전환점은 조금 일찍 발생하여 43.5세(42.5세)로 나타난다.

정규근로의 경우 교육의 한계수익률은 남성의 경우 4.6%, 여성의 경우 4.3%로 나타나며, 근속기간이 1년 증가함에 따라 남성의 임금은 1.1%, 여성의 임금은 2.2% 증가하는 것으로 나타난다.<sup>10)</sup> 비정규근로의 경우 정규

10) 이종훈(1999 : 134)은 1986년과 1988년 자료를 사용한 임금프리미엄의 연구에서 기회임금을 추정된 결과 경력(근속기간) 1년당 약 8~10%의 임금상승이 있음을

근로와는 달리 중요한 인적자본의 측도가 임금결정에 유의한 효과를 미치지 않는 것으로 나타나고 있다. 남성의 경우 주요 인적자본을 측정하는 교육수준이나 근속기간이 비정규근로의 임금에 미치는 효과는 유의하지 않은 것으로 나타난다. 여성의 경우 근속기간은 비정규근로의 임금에 유의한 효과(연 1.6%의 임금상승)를 미치는 반면, 교육수준은 유의한 효과를 미치지 않는 것으로 나타난다. 즉 인적자본이 생산성에 주요한 영향을 미치고 생산성은 다시 임금에 영향을 미친다는 이론적인 결론의 고리가 끊긴 것이다. 이는 다른 모든 요인을 통제한 상태에서 인적자본에 대해 다른 가격이 적용되는 것으로 동일노동-동일임금에 대한 원칙이 지켜지지 않고 있음을 의미하는 대목이다.

건강상문제는 남성 비정규근로의 임금에, 일자리 지속불가능 예측은 정규근로의 임금에 유의한 부(-)의 효과를 미치는 것으로 나타난다. 건강상문제는 고용 또는 고용형태의 선택에는 유의한 효과를 미치는 반면 일단 고용되면 임금과는 직접적으로 유의한 관계가 없음을 의미한다. 또한 상대적으로 '한가족'이 되지 않은 지속적으로 근로계약을 유지할 가능성이 없는 정규근로자의 임금이 지속적인 근로계약을 유지할 것으로 기대되는 근로자의 임금보다 상대적으로 낮다는 것을 의미한다. 노동조합 존재여부는 여성 정규근로를 제외하고는 임금에 유의한 효과를 미치지 않는 것으로 나타난다. 이는 노사합의에 의한 임금(인상)결정이 상당부분 모든 근로자에게 적용되는 현실을 반영하는 것으로 해석된다. 기업규모가 임금에 미치는 효과는 성별, 고용형태별로 그 규모나 유의도가 다르게 나타난다. 고숙련직종의 임금이 상대적으로 높은 것으로 나타난다. 특히 전문직이나 준전문직의 경우 직종이 미치는 효과가 상당히 유의하며 사무직에 비해 9%(남성 정규 준전문직) 내지 71%(여성 비정규 전문직) 높은 임금을 받는 것으로 나타난다. 금융업에 종사하는 모든 근로자의 임금이 제조업에 비해 13~40% 유의하게 높은 것으로 나타난다.

---

밝히고 있다. 본 연구에서는 연령이 임금에 미치는 영향이 과대평가되어 근속기간의 효과가 낮아진 것으로 보인다.

#### 4. 임금격차의 분해

추정된 임금식(모형식 4)에 Oaxaca의 방식을 적용하여 임금격차를 생산성특성의 차이에 의한 부분과 가격효과에 의한 부분으로 분해할 수 있다.<sup>11)</sup> 즉 고용형태별 임금격차는

$$\begin{aligned}\ln W_r - \ln W_c &= (\ln W_r - \ln W_{c^*}) + (\ln W_{c^*} - \ln W_c) \\ &= \beta_{r'} (X_r - X_c) + X_c (\beta_{r'} - \beta_{c'})\end{aligned}$$

로 분해할 수 있으며,  $\beta_{r'}$ 와  $\beta_{c'}$ 는 고용형태별 계수의 추정치를 의미하고,  $W_{c^*}$ 는 차별이 없을 때, 즉 생산성 특성에 정규근로와 동일한 가격이 지불될 때 비정규근로의 임금이다. 차별계수(discrimination coefficient)는

$$D = \frac{(W_r/W_c) - (W_r/W_{c^*})}{W_r/W_{c^*}}$$

로 정의되며, 추정된 차별계수는

$$\begin{aligned}\ln(D+1) &= (\ln W_r - \ln W_c) - (\ln W_r - \ln W_{c^*}) = X_c (\beta_{r'} - \beta_{c'}) \\ D1 &= \exp[X_c (\beta_{r'} - \beta_{c'})] - 1 \\ D2 &= \exp[X_r (\beta_{r'} - \beta_{c'})] - 1\end{aligned}$$

가 된다.

<표 4-8>에서 보듯 로그임금격차 중 생산성특성의 격차가 차지하는 비중은 남성이 46% 여성이 38% 정도에 해당하고 나머지에 해당하는 54%와 62%는 생산성특성에 상이한 가격을 지불하는 데서 오는 가격효과에서 발생하고 있다. 첫째 측도를 이용한 차별계수는 남성이 24.3%, 여성이 22.1%로 남성의 고용형태별 임금차별이 다소 높게 나타나고, 둘째 측

11) Bai and Cho(1992, pp. 8~10)을 따른다.

도를 이용할 경우 남성이 36.7%, 여성이 25.2%로 나타나 남성의 차별계수가 크게 증가함을 알 수 있다.

<표 4-8> 임금격차의 분해

	남 성		여 성	
	로그임금	임금액	로그임금	임금액
정규근로 임금	1.7264	5.62	1.3067	3.69
비정규근로 임금	1.3221	3.75	0.9874	2.68
임금격차	0.4043(100.0)	1.87	0.3193(100.0)	1.01
생산특성에 따른 격차	0.1865 (46.1)		0.1199 (37.5)	
가격효과에 따른 격차	0.2178 (53.9)		0.1994 (62.5)	
차별계수				
ln(D <sub>1</sub> +1)	0.2178		0.1994	
D <sub>1</sub>	0.2433		0.2207	
ln(D <sub>2</sub> +1)	0.3126		0.2249	
D <sub>2</sub>	0.3670		0.2522	

### 5. 전환회귀모형의 추정: 고용형태 선택과 임금

이전에 논의한 (모형식 3)과 (모형식 4)는 표본편의(selectivity bias)를 고려하지 않았으며 더 나아가 고용형태와 고용형태에 따른 임금의 효과가 결합되어 결정되는 구조를 반영하지 못하고 있다. 정규근로를 선호하는 성향은 정규근로에 따르는 순임금효과에 의존하게 될 것이다. 즉 Lee(1978)가 제시하였듯, 고용형태 선택식과 임금식의 상호의존성을 명시적으로 포함하는 전환회귀모형(switching regression model)이 적절할 것이다. 추정될 전환회귀모형은

$$\begin{aligned}
 (\text{모형식 5}) \quad & \ln W_r = X_r \beta_r + \varepsilon_r \quad \varepsilon_r \sim N(0, \sigma_r^2) \\
 & \ln W_c = X_c \beta_c + \varepsilon_c \quad \varepsilon_c \sim N(0, \sigma_c^2) \\
 & I^* = \delta_1 (\ln W_r - \ln W_c) + C\theta - \nu \quad \nu \sim N(0, \sigma_\nu^2)
 \end{aligned}$$

로 구성된다. 첫째 식은 정규근로자의 임금결정식, 둘째 식은 비정규근로자의 임금결정식, 셋째 식은 개별근로자가 정규근로자에 속하는가 또는

〈표 4-9〉 선택식과 임금식 추정치: 전환회귀모형

	남 성		여 성	
	정규근로	비정규근로	정규근로	비정규근로
임금식				
Constant	-0.6442 (0.1968)***	-0.6677 (0.3000)**	0.0186 (0.1469)	-0.5947 (0.4119)
AGE	0.0895 (0.0085)***	0.0941 (0.0127)***	0.0358 (0.0075)***	0.0576 (0.0160)***
AGESQ	-0.0010 (0.0001)***	-0.0011 (0.0002)***	-0.0004 (0.0001)***	-0.0007 (0.0002)***
HGC	0.0430 (0.0047)***	0.0032 (0.0102)	0.0426 (0.0052)***	0.0035 (0.0117)
TENURE	0.0102 (0.0018)***	-0.0014 (0.0035)	0.0210 (0.0026)***	0.0113 (0.0142)
HEALTHP	0.0165 (0.0573)	-0.1614 (0.0715)**	0.0606 (0.0947)	-0.0192 (0.1146)
HOURGAP1	-0.0202 (0.0009)***	-0.0140 (0.0024)***	-0.0140 (0.0014)***	-0.0154 (0.0032)***
HOURGAP2	0.0291 (0.0031)***	0.0178 (0.0034)***	0.0286 (0.0025)***	0.0145 (0.0034)***
JSTOP	-0.0836 (0.0397)**	-0.0125 (0.0672)	-0.1062 (0.0448)**	-0.0230 (0.0806)
FIRML	0.0674 (0.0299)**	-0.0671 (0.0880)	0.0633 (0.0366)*	0.2209 (0.1030)**
FIRMM	-0.0250 (0.0310)	-0.1228 (0.1093)	0.0536 (0.0371)	0.1114 (0.1946)
FIRMV	-0.0350 (0.0302)	-0.2049 (0.0495)***	-0.0520 (0.0291)*	-0.1099 (0.0673)
UNION	0.0315 (0.0281)	0.0013 (0.0948)	0.1199 (0.0314)***	-0.0003 (0.1600)
오차항의 공분산				
$\sigma_k$	0.4249 (0.0130)***	0.3683 (0.0056)***	0.5799 (0.0180)***	0.3130 (0.0059)***
$\sigma_{kv}$	0.1554 (0.1814)	-0.2017 (0.1222)*	0.1871 (0.1983)	-0.1265 (0.1628)
표본수	2,211		1,456	
-(로그 최우도)	1929.93		1515.44	

주: 변수의 정의는 <부표 4-1>을 참조. 고용형태 선택식의 추정치는 생략.

임금식의 업종 및 직종 가변수는 표에서 생략.

( )안의 숫자는 표준오차. \*\*\*, \*\*, \*는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.10에서 유의함을 의미.

자료: 「한국노동패널」 2차년도(1999) 조사자료. 표본선택은 <표 4-1>을 참조.

비정규근로자에 속하는가를 결정하는 고용형태 선택식이다. 만약  $I^* > 0$  이면 이 근로자는 정규근로자에 속하게 되고 임금은 첫째 식에 의해 결정될 것이다. 그렇지 않을 경우 이 근로자는 비정규근로자에 속하게 되고 임금은 둘째 식에 의해 결정될 것이다. (모형식 5)의 추정치가 <표 4-9>에 제시되어 있다. 임금식의 추정치는 (모형식 4)의 추정결과와 상당히 유사함을 알 수 있다.

여기에서는 Oaxaca와는 다른 방식을 이용하여 임금차별의 정도를 살펴 보자. Maddala(1983, pp.356~358)에 따르면, (모형식 5)의 추정치를 이용

한 각 개인이 정규근로와 비정규근로에 속할 때의 예측되는 임금,  $W_k^*$  는  $\exp(X_k\beta_k)$ 가 아니라

$$E W_k^* = E \exp(\ln W_k^*) = \exp(X_k\beta_k + \sigma_k^2/2)$$

이고, 동일한 개인의 생산적 특성에 대해 고용형태에 따라 상이한 가격을 지불하는 가격효과의 비율은

$$D = \frac{W_r^* - W_c^*}{W_r^*}$$

로 정의할 수 있다. <표 4-10>은 인구집단별 가격효과에 따른 임금격차의 비율을 보여주고 있다. 전체적으로 34%의 가격효과에 의한 임금격차가 존재함을 알 수 있으며, 남성(33%)보다 여성근로자(35%)의 고용형태

<표 4-10> 성별·인구특성별 가격효과에 의한 임금격차

(단위: %)

		남 성	여 성	전 체
전 체		32.9	35.2	33.8
학 력 별	고졸 미만	19.3	29.0	24.3
	고졸	30.1	40.1	33.9
	대졸 미만	37.6	36.7	37.3
	대졸 이상	46.1	34.1	42.6
연 령 대 별	15~24세	27.8	41.4	37.1
	25~29세	31.5	36.6	33.5
	30~39세	34.3	36.6	35.0
	40~49세	33.6	32.1	33.0
	50~65세	31.7	25.9	29.8

주 : (모형식 5)의 전환회귀모형의 추정치를 이용하여  $(\ln W_k^*)$ 로부터 모든 개인

에 대하여  $W_k^*$ 를 계산한 후 가격효과의 비중인  $D = \frac{W_r^* - W_c^*}{W_r^*}$  를 구

한 것임.



에 따른 가격효과에 의한 임금격차가 다소 심한 것을 알 수 있다. 학력이 높아질수록 가격효과에 의한 임금격차가 높은 것으로 나타나 고학력자가 비정규근로에 속할 경우 저학력에서보다 정규근로와 대비한 임금격차가 커짐을 알 수 있다. 저학력층에서는 여성의 고용형태별 가격효과에 의한 임금격차가 남성에 비해 상대적으로 높은 것으로 나타나는 반면, 대졸이상 고학력에서는 남성의 고용형태별 가격효과에 의한 임금격차가 높은 것으로 나타나며, 여성의 경우 고졸학력자의 고용형태별 가격효과에 의한 임금격차가 40%로 가장 큰 것으로 나타난다. 연령대별로 보면, 남성의 경우 30대(34%)에서 가격효과에 의한 임금격차가 가장 심한 반면 여성의 경우는 15~24세의 41%에서 50대 이상의 26%로 저연령일수록 가격효과에 의한 임금격차가 심한 현상을 보여주고 있다.

## V. 결론

지난 3년간에 걸친 경제위기과정 속에서 노동시장에 나타난 가장 뚜렷한 현상 중의 하나는 노동시장의 비정규화이다. 현재 정규근로와 비정규근로에 대한 학문적인 구체적인 정의가 존재하지 않고 법률적으로도 언급이 되지 않은 상태에서 근로계약의 장단을 기준으로 임시직과 일용직에 속하는 근로자를 비정규근로로 취급하는 매월 「경제활동인구조사」의 통계적 기준으로 볼 때, 임금근로자 중 비정규근로가 차지하는 비중이 경제위기 이전에 이미 증가추세를 보이고 있었으며, 경제위기중 가속화되어 1999년을 기점으로 50%를 넘어선 현상을 두고 이르는 말이다.

노동시장의 비정규화에 관한 논의는 비정규근로가 갖는 부정적인 특성에 연유한다. 즉 낮은 임금을, 저조한 의료보험이나 국민연금 등의 부가급부 혜택, 그리고 미비한 고용안정성으로 특성지어지는 비정규근로가 근로자의 의사와는 무관하게 증가하여 오고 있으며, 이를 가속화시킨 원인은 노동시장 수요측면에서 볼 때 노동비용 중 차지하는 현금급여 이외의 비용의 비중이 증가하고 있으므로 기업의 노동비용을 낮추려고 하는 유인이 강하게 작용하였다는 것이다. 그 결과 동일노동-동일임금원칙이 지켜

지지 않고, 근로자의 임금을 포함한 근로복지에 상당한 저하를 가져왔다는 것이 논의의 골격을 이룬다. 그러나 비정규근로의 부정적인 특성에 대한 추측이 강하게 존재하고 단편적인 기초자료의 분석만 나타나고 있는 반면, 분석을 위한 자료의 미비로 인하여 엄밀한 실증분석은 시도되지 않고 있다.

본 연구는 한국노동연구원이 1998년부터 실시한 「한국노동패널」 1차년도와 2차년도 자료를 이용하여 임금근로자를 자기선언적 정규-비정규근로의 정의로 구분한 후, 고용형태별 임금결정요인을 분석하고 임금격차 중 고용형태에 따른 가격효과에 의한 임금격차의 비중을 제시하고 있다. 연구결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 여성, 청년층, 고연령층, 저학력자, 건강상문제가 있는 자 등 근로취약계층과 이전 직장에서 비정규근로로 일한 경우 비정규근로를 선택할 확률이 높으며, 금융소득과 부동산소득은 정규근로를, 사회보험소득이나 이전소득은 비정규근로를 선택할 확률을 높여 준다. 또한 다른 모든 요인들을 통제하였을 때, 최근 경제위기중에 입직한 근로자들이 비정규근로를 선택할 확률이 통계적으로 유의하게 높음을 알 수 있다.

둘째, 비정규근로와 정규근로의 고용형태에 따라 42%의 임금격차가 존재하며, 근로시간을 감안한 시간당임금에서도 35%의 격차가 존재하고 있으며, 임금결정에 영향을 미치는 요인들을 통제한 후에도 비정규근로의 임금은 정규근로의 임금보다 약 19% 낮은 것으로 나타난다. 임금격차의 분해를 통하여 임금격차의 4분의 1 내지 3분의 1이 생산성특성에 대하여 고용형태별로 다른 가격을 지불하는 가격효과에 의한 임금격차에 의한 것으로 나타난다.

셋째, 교육수준이나 근속기간으로 측정된 인적자본수준이 정규근로의 임금에 미치는 효과가 통계적으로 유의한 반면 비정규근로의 임금에 미치는 효과는 없는 것으로 나타나 동일노동-동일임금의 원칙을 거스르고 있는 노동시장의 현실을 알 수 있다. 건강자본(health capital)은 고용형태의 선택에는 통계적으로 유의하게 작용하지만, 일단 고용되면 건강자본이 임금의 결정에 미치는 효과는 유의하지 않은 것으로 나타난다.

넷째, 현재 일자리에서 지속가능성이 낮은 정규근로자는 그렇지 않은 정규근로자보다 8~10% 낮은 임금을 받는 것으로 나타나는 반면 지속가

능성이 비정규근로자의 임금에 미치는 효과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난다.

마지막으로 다양한 모형식의 추정이 가져다주는 차이는 그리 심각하지 않은 것으로 보인다. 즉 선택편의와 동시결정성(joint determination)을 고려하는 전환회귀모형의 추정치와 이를 고려하지 않는 분리된 회귀모형의 추정치를 비교할 때, 계수의 추정치가 급변하는 경우는 거의 나타나지 않아 기존에 사용한 단순한 추정법이 어느 정도의 타당성을 가진다고 할 수 있겠다.

정규-비정규근로와 관련된 연구에서 선결되어야 할 과제는 이를 구분하는 기준과 분석을 위한 충분한 자료의 확보에 있다. 현행 사용되는 통계적 정의에는 한계가 존재하며 연구자 나름의 정의(generic definition)를 사용하기보다는 구체적인 학문적·실재적 정의가 내려져야 하며 이를 위해 많은 연구자들의 논의가 요구되는 실정이다. 비정규근로자의 임금 및 근로복지가 열악하며 일각에서는 이에 대한 보호대책을 강구해야 한다는 견해가 피력되고 있으나 이 모두 추측이나 단편적인 자료의 기초분석에 기반을 둔 것으로 쉽게 일반화할 수는 없는 실정이다. 즉 보다 정확한 실태파악을 위한 조사가 선행되어야 하며 이러한 조사를 기반으로 한 엄밀한 분석이 뒤따를 때 비정규근로에 대한 차별적인 고용관행의 존재여부와 그 규모를 정확히 파악할 수 있을 것이다. 이를 위한 자료의 구비 및 연구자들에 대한 자료제공이 노동부나 통계청이 하여야 할 긴급한 사안이라 할 수 있겠다. 이러한 자료가 구비되고 다양한 연구결과가 도출될 때 모든 근로자에게 정당한 임금 및 근로복지를 제공하는 적절한 정책방안이 나올 수 있을 것이다. 정책방안의 설정에서 근로자의 입장만 고려할 것이 아니라 사용자의 입장도 고려하는 중립적인 태도를 취해야 한다는 점도 잊어서는 안 될 것이다.

## 참고문헌

- 김우영·최영섭, 「노동조합의 임금효과는 한국에서 존재하는가?」, 『노동경제논집』, 제19권 제1호, 1996 : 29~52.
- 남춘호, 「조직부문 피고용자의 임금결정모형 연구」, 『한국사회학연구』, 제8집 겨울호, 1986.
- 노동부, 『매월노동통계조사보고서』, 각호.
- 박세일, 「학력별 임금격차의 발생원인과 변화과정분석」, 『한국개발연구』, 제15권 제3호, 1983 : 19~53.
- \_\_\_\_\_, 「여성노동시장의 문제점과 남녀별 임금격차」, 『한국의 임금구조』, 한국개발연구원, 1984 : 81~226.
- 박영범, 「한국의 도시간 임금격차」, 『경제학연구』, 제36집 제1호, 1988 : 239~252.
- \_\_\_\_\_, 「한국의 성별 임금격차 분석」, 『한국노동연구』, 제2집, 1991 : 27~40.
- 박희구, 「한국의 직종별 임금격차」, 『한국개발연구』, 제5권 4호, 1983 : 22~48.
- 방하남·안주엽·장지연, 『한국 가가와 개인의 경제활동 - 한국노동패널 1차년도 자료분석』, 한국노동연구원 연구보고서 99-09, 1999.
- 배무기, 「노동조합의 상대적 임금효과」, 『한국노동연구』, 제1집, 1990 : 5~34.
- 신영수, 「취업전후 직업훈련 이수와 성별임금격차 완화」, 『노동경제논집』, 제19권 제1호, 1996 : 53~68.
- 안주엽, 「최근의 경제위기와 노동시장의 비정규직화: IMF실직자의 재취업 형태」, 김대일·안주엽·양준모·신관호, 『경제위기와 실업구조변화』, 한국노동연구원 연구보고 99-11, 1999 : 37~69.
- \_\_\_\_\_, 「고용형태에 따른 임금결정식의 추정」, 『노동동향분석』, 제13권 제2호, 2000 : 83~98.
- 어수봉, 「성별 직종분리와 성별 임금격차」, 『한국노동연구』, 제2집, 1991 : 41~87.
- 이종훈, 「임금프리미엄의 결정요인2」, 배무기·조우현 편저, 『한국의 노동경제 -쟁점과 전망-』, 경문사, 1999 : 127~153.

- 이효수·류재술, 「노동시장에서 성차별과 남녀간 임금격차의 요인별 분해」, 『사회과학연구』, 제9집 제1호, 영남대학교 사회과학연구소 1989.
- \_\_\_\_\_, 「단층별 임금함수추정과 단층간 임금격차분해」, 『경제학연구』, 제38집 제1호, 1990 : 101~123.
- 전병유, 「한국에서의 산업별 임금격차와 생산기술」, 『노동경제논집』, 제18권 제1호, 1995 : 217~239.
- 조영철, 「제조업 생산직의 남녀간 임금순격차에 관한 연구」, 『여성연구』 제12권 제4호, 1994 : 53~81.
- 조우현, 「한국산업의 이중적 구조와 임금결정 메카니즘」, 『경제학연구』 제40집 제1호, 1992 : 1~37.
- 최강식, 「학력별 상대적 임금격차의 변화와 원인분석」, 『경제학연구』, 제45집 제4호, 1997 : 193~226.
- 허재준·전병유, 「우리나라 임금의 연령프리미엄 구조」, 『노동경제논집』, 제21권 제1호, 1998 : 61~88.
- 황인태, 「임금격차가 기업성과에 미친 영향분석」, 『노동경제논집』, 제17권 제2호, 1994 : 255~290.
- 한국노동연구원, 『2000년 KLI 노동통계』.
- Bai, Moo Ki, Woo Hyun Cho, 「Male-Female Wage Differentials in the Segmented Labor Markets of Korea」, 『노동경제논집』, 제15권, 1992 : 1~35.
- Ehrenberg, R.G., R.S. Smith, *Modern Labor Economics*, New York: Addison Wesley, 1997.
- Kamalich, R.F., S.W. Polacheck, "Discrimination: Fact or Fiction? An Examination Using an Alternative Approach", *Southern Economic Journal* 49, 1982 : 450~461.
- Lee, Lung-Fei, "Unionism and Wage rates: A Simultaneous Equations Model with Qualitative and Limited Dependent Variables", *International Economic Review* 19(2), 1978 : 415~433.
- Maddala, G. S., *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, New York: Cambridge University Press, 1983.
- Oaxaca, R. "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review* 14(3), 1973 : 693~709.

<부표 4-1> 변수의 정의 및 기초통계량

변수명	정의	전체	남성		여성	
			정규	비정규	정규	비정규
AGE	연령	37.1304	37.8092	39.2339	33.6176	38.7746
AGE1	연령대 가변수: 15~24세	0.1249	0.0501	0.1131	0.2564	0.1521
AGE2	연령대 가변수: 25~29세	0.1560	0.1625	0.1365	0.1951	0.0912
AGE3	연령대 가변수: 30~39세	0.3231	0.3981	0.2747	0.2341	0.2827
AGE4	연령대 가변수: 40~49세	0.2476	0.2485	0.2359	0.2274	0.2880
AGE5	연령대 가변수: 50세 이상	0.1484	0.1408	0.2398	0.0870	0.1860
HGC	교육년수	11.9932	13.0536	10.7368	11.9275	10.0304
TENURE	근속기간	5.2785	7.2579	4.1429	4.3121	1.8587
HEALTHP	건강상의 문제	0.0472	0.0324	0.0819	0.0268	0.0930
NEVER	미혼	0.2692	0.2120	0.2749	0.4103	0.2111
SPOUSE	배우자	0.2190	0.0053	0.0097	0.5084	0.5957
OTHER	기타가구원	0.2569	0.1914	0.2729	0.3835	0.2379
YFIN	금융소득 존재	0.1170	0.1366	0.0799	0.1260	0.0769
YEST	부동산소득 존재	0.0439	0.0448	0.0409	0.0569	0.0233
YPUB	사회보험소득 존재	0.0387	0.0300	0.0546	0.0412	0.0465
YTRA	이전소득 존재	0.1244	0.1007	0.1520	0.1226	0.1735
YETC	기타 소득 존재	0.1181	0.1243	0.1365	0.0858	0.1342
SEOUL	서울 거주지역	0.2700	0.2585	0.2768	0.2832	0.2773
Metro	광역시 거주지역	0.3163	0.3191	0.3139	0.2998	0.3363
FROMCONT	이전직장:비정규직 임금근로	0.1194	0.0701	0.2359	0.0948	0.2021
FROMSELF	이전직장:자영업	0.0875	0.0771	0.1637	0.0513	0.1073
FROMNON	이전직장:없음	0.3450	0.3451	0.2105	0.4615	0.2809
D1997	취업연도가 1997년	0.0892	0.0919	0.0487	0.1159	0.0751
D1998	취업연도가 1998년	0.1470	0.1160	0.1696	0.1594	0.2004
D1999	취업연도가 1999년	0.2948	0.1714	0.4737	0.2731	0.5403
HOURGAP1	근로시간이 48시간 초과 (근로시간-48시간)	6.7827	7.6949	7.9201	5.1973	5.5116
HOURGAP2	근로시간이 40시간 미만 (40시간 - 근로시간)	1.2730	0.1349	2.8304	0.6711	4.2665
JSTOP	현재 일자리 지속가능성 없음	0.0995	0.0748	0.1501	0.0780	0.1628
FIRML	500인 이상 대기업	0.1863	0.2556	0.0604	0.1661	0.1234
FIRMM	100인 이상 500인 미만 중기업	0.1167	0.1561	0.0565	0.1204	0.0465
FIRMV	5인 미만 영세사업장	0.2692	0.1537	0.3996	0.2531	0.5259
FIRMS	5인 이상 100인 미만 소기업	0.4278	0.4346	0.4835	0.4604	0.3042
UNION	노동조합이 존재	0.2018	0.2992	0.0663	0.1906	0.0483

자료 : 「한국노동패널」 2차년도(1999) 조사자료. 표본선택은 <표 4-1>을 참조.

## 5 산업특수적 숙련과 임금

전 병 유\*

### I. 문제 제기

1997년 금융위기로 촉발된 경제위기와 정리해고제와 파견근로제의 도입, 대기업과 금융권의 구조조정에 따른 내부노동시장의 약화, 그리고 경제위기 이후 산업구조의 양극화가 초래될 정도의 급속한 산업구조 변화와 서비스업의 확대는 노동시장 유연화와 노동이동(특히 산업간 노동이동)을 확대할 가능성이 있다. 많은 노동자들이 여러 기업을 옮겨다니지 않고 한 기업 내에서 오래 일하는 것이 더 이상 생산적이거나 가치있는 일이 아니라는 생각을 가지게 되었으며, 산업별 고용기회의 차별화로 현직과는 다른 산업에서의 일자리 기회에 대한 구직활동도 강화될 것으로 예상된다.

유연한 노동이동은 인적자원을 포함한 자원의 효율적 재배분을 통해 경제의 효율성을 높일 수 있지만, 다른 한편에서는 대량실업이라는 사회적 비용뿐만 아니라 여러 가지 경제적 비용을 초래한다. 이러한 경제적 비용에는 노동자가 특정 기업에서 또는 특정 산업에서 축적한 숙련의 손실이 포함된다. 물론, 노동자의 숙련이 기업을 옮길 때마다 가지고 다닐 수 있는 것이라면 이러한 비용은 줄어들 것이다. 노동경제학에서는 숙련의 대용지표로서 근속 또는 경력에 대한 보수가 결정되는 방식으로 이러한 비용을 평가한다.

---

\* 한국노동연구원 연구위원

기존의 연구가 기업특수적 경험(근속)과 일반적 경험(경력)에 주목하였다면, 이 글에서는 산업특수적인 경험에 주목하고자 한다. 숙련의 구조를 일반적이거나 기업특수적인 것뿐만 아니라 산업특수적인 것까지 고려함으로써 노동이동(또는 일자리 상실)의 비용을 더 구체적으로 평가할 수 있다고 본다. 일자리 상실은 특정 기업에서의 노동의 중단인 동시에 특정 산업에서의 노동의 중단도 될 수 있기 때문이다. 예를 들어, 산업특수적 숙련이 기업특수적 숙련이나 일반적 숙련보다 중요하다면, 산업 내에서의 노동시장 유연화는 일자리 상실의 비용보다는 자원의 효율적 사용에 따른 이득을 더 크게 할 수도 있을 것이다(다른 변수들을 고려하지 않는다면). 반면, 특정 산업의 급속한 침체와 구조조정에 따른 일자리 상실은 기업특수적 숙련의 해체뿐만 아니라 산업특수적 숙련의 해체까지 초래하기 때문에 노동자 개인의 일자리 상실 비용은 더 커질 수 있다.

이 글은 노동자의 숙련이 기업특수적 숙련과 일반적 성격의 숙련으로만 나누어지지 않고 산업특수적인 숙련이라는 성격을 동시에 가진다는 가설을 검증하고, 숙련의 구성형태가 노동자 계층별로 어떻게 차별적으로 나타나는가에 대해 검토하고자 한다.

## II. 기존 연구

산업특수적 숙련에 관한 기존 연구는 이를 직접적으로 다루기보다는 노동이동의 비용을 추정하는 과정에서 부분적으로 언급이 이루어지는 방식으로 이루어졌다. 일자리를 옮기는 과정에서 산업을 바꾸는 경우 일반적으로 일자리 상실 비용이 커진다는 사실에 주목한 것이다.

Carrington(1993), Addison and Portugal(1989), Podgrusky and Swaim(1987) 등은 해고된 이후 산업을 바꿀 경우 훨씬 더 많은 임금소득의 감소를 경험한다고 분석하였다. 특히 해고 전 일자리에서 근속이 길수록 일자리 상실의 비용이 증대하고 있음을 보여주고 있다. Kletzer(1989), Ruhm(1990) 등은 일자리 상실 전 근속이 일자리 상실 후 임금에 긍정적인 효과(positive effects)를 가진다고 분석하면서 이것은 숙련의 일반적



성격을 증명하는 것이고 횡단면자료를 토대로 하여 계산된 근속수익률은 개인의 이질성 편향(heterogeneous bias)로 오염된 것이라고 결론을 내리기도 한다. Ong and Mar(1992)의 경우도 실리콘밸리 반도체 공장의 전문직 노동자들은 일자리 상실 이후에도 동일한 하이테크산업에만 재취업될 경우, 거의 임금손실이 없다는 것을 밝혔다. 기업을 옮기더라도 하이테크 부문에 남아 있을 경우, 임금손실이 거의 없다는 분석이다. 이는 기업특수적 숙련이나 내부노동시장 이론과는 배치되는 결과이고, 산업특수적 인적 자본이 하이테크부문에 작동하고 있다는 점을 시사한다고 주장하였다.

반면, Kletzer(1996)는 일자리 상실 전의 근속이 일자리 상실 후의 임금에 미치는 영향을 분석하고 산업특수적 숙련보다는 일반적 숙련이 더 중요하다고 결론을 지었다. 그녀는 산업별로 나타나는 노동수요와 고용기회의 차별성이 중요하다고 보았다. 금융부문에서 일자리 상실 전 근속이 상실 후 새 일자리의 임금에 긍정적인 영향을 미치는 것이 확인되었지만, 이는 산업특수적 숙련의 효과라기보다는 이 부문에 대한 노동수요와 고용기회 확대의 결과로 해석하고 있다.

한편, Jacobson, LaLonde, and Sullivan(1993)도 제조업 노동자의 경우, 이직 후 6년이 지나면 소득손실은 제조업 내에서만 재고용된다면 4단위 산업의 변경이 있더라도 거의 비슷해진다고 분석하고 있다. 단, 비제조업에서 일자리를 가진 경우에는 임금손실이 38%에 달하는데 이는 제조업이 여타 부문에 비해 임금액이 크다는 사실을 반영하는 것으로 보고 있다. 그들은 이러한 사실들이 기업내부 노동시장, 기업특수적 숙련, 일자리 매칭 효과 등이 중요하다는 것을 의미한다고 주장한다.

산업특수적 숙련을 좀더 직접적으로 다룬 것은 Parent(2000)와 Neal(1995)이다. Parent(2000)는 산업특수적 경험(산업경력)이 임금에 미치는 효과를 일반최소자승법과 도구변수법을 이용해서 직접 추정했고, Neal(1995)은 일자리 상실 비용을 산업을 바꾼 경우와 그렇지 않은 경우로 나누어서 추정하였으며, 일자리 상실 전 근속이 일자리 상실 후 임금에 미치는 효과를 산업을 바꾼 경우와 바꾸지 않은 경우로 나누어서 검토했다. 이들은 미국에서 산업특수적 숙련이 강력하게 존재한다는 것을 증명하고 있다.

산업특수적 숙련에 관한 국내 연구는 그리 많지 않다. 류기철(1992,

1995)의 경우, 미국의 the Study of Income and Program Participation (SIPP) 자료를 활용하여 산업경력이 산업내 노동이동을 높이고 산업간 노동이동을 낮춘다는 사실을 보여줌으로써 산업특수적 숙련의 존재를 확인하였고, 동일산업에서 외부의 임금제외에 더 유리한 입장을 가질 수 있게 한다고 분석하고 있다.

이 글에서는 Parent(2000)와 Neal(1995) 등에서 사용된 가설과 방법 등을 활용해서 분석하고자 한다. 우선, 산업특수적 숙련의 존재 여부와 규모에 관해서는 다음과 같은 두 가지 방법으로 추정하고자 한다. 첫째, 기존의 임금결정방정식에 현재 일자리의 산업과 동일한 산업에서의 총경력을 포함시킬 때 발생하는 변화를 검토하는 방법이다. 이 경우, 기업특수적 경험(근속)의 임금효과가 떨어지고 산업특수적 경험(산업경력)의 임금효과가 크게 나타난다면, 현상적으로 보이는 근속의 임금효과는 기업특수적 숙련의 기여뿐만 아니라 산업특수적 숙련의 기여를 반영하는 것으로 볼 수 있다. 이는 일반적 숙련(전체 경력)의 임금효과에도 동일하게 적용될 수 있을 것이다.

둘째, 일자리를 옮긴 경우, 이전 일자리에서의 경험이 현재 일자리에서의 임금에 미치는 효과를 산업을 바꾼 경우(Switcher)와 그렇지 않은 경우(Stayer)로 나누어 비교하는 방법이다. 전자(산업을 옮긴 경우)에 비해 후자(산업을 옮기지 않은 경우)의 경우에 이전 일자리에서의 경험이 새 일자리에서의 임금에 더 커다란 긍정적 효과를 가진다면, 산업특수적 숙련이 존재하는 것으로 볼 수 있을 것이다.

### Ⅲ. 자 료

분석자료는 한국노동패널 1, 2차년도 자료를 결합하여 사용하였다. 전체 표본 중에서 적어도 한 번은 임금근로 경험을 가지고 있는 샘플을 뽑을 경우 8,277명에 달한다. 이들의 직업경력 형태를 보여준 것이 [그림 5-1]과 <표 5-1>이다. 본 연구에서 활용한 표본은 8,277명의 직업경력에서 1998년과 1999년에 임금근로자로 관찰된 관측치들이다. 따라서 한 개

인이 두 번의 관측치를 가질 수 있다. 이에 따라 8,063개의 관측치가 추출되었으나, 단시간근로, 불규칙한 근로, 임시직, 일용직 등을 모두 제외하고 정규직 노동자만을 추출하였고, 월급여가 500만원 이상인 노동자와 20만원 미만인 근로자를 제외하였으며, 연령은 15세 이상 65세 미만인 임금근로자로 제한하였다. 본 연구에 사용된 최종 표본의 관측치는 모두 5,051개다. 이 중 1999년의 관측치가 2,283개이고, 1998년의 관측치가 2,768개이다.

(그림 5-1) 임금근로 경력이 있는 표본의 직업경력 유형

	1999년 조사시점	1998년 조사시점
case 11	*—————*	—————> <-----
case 12	* <—————*	—————> <-----
case 13	*—————>	*—————> <-----
case 14	* <—————>	* <-----
case 21	*—————> <—————*	—————> <-----
case 22	* <—————> <—————*	—————> <-----
case 23	*—————> <++++>	—————> <-----
case 31	*——> <——>	* <—————> <-----
case 32	*——> <——>	* <—————> <-----
case 33	* <——> <——>	* <—————> <-----
case 34	*——> <——> <—————*	—————> <-----
case 35	* <——> <——> <—————*	—————> <-----
case 40		*—————> <-----
case 40		*++ <——> <-----
case 40		* <——> <-----

주 : ——— 임금근로, +++++ 자영업 <- 이직, -> 입직  
 ----- 임금근로일 수도 있고 그렇지 않을 수도 있음.

관측치에 관한 평균통계량은 <표 5-2>에 제시되어 있다. 한국의 노동력 전체 모집단에 비해, 연령과 교육년수 등이 약간 많은 것으로 나타났다. 또한 기혼자의 비중이 72.8%에 달한다. 이는 본 연구에서 사용된 표본이 정규직 중심으로 되어 있기 때문일 것이다. 다만 직종비중에서 전문

〈표 5-1〉 표본 구성

Case	개인 전체	표본 관찰치
	2,328	3,527
11	602	284
12	515	219
13	383	0
14	136	443
21	79	17
22	64	40
23	45	4
31	32	19
32	30	0
33	11	24
34	11	1
35	4,041	473
40	8,277	5,051

기술직과 준전문기술직의 비중이 더 높게 나오고 있다. 상대적으로 사무직의 비중은 적게 나오고 있다. 이는 본 연구의 분석결과를 해석할 때 주의를 요하는 부문이다.

본 연구의 주된 변수인 산업경력변수는 Parent(2000)의 방법에 따라서 '연속적인 산업경력(continuous spell)'과 '비연속적 산업경력(non-continuous spell)'으로 나누어 계산하였다. 연속적 산업경력은 바로 이전 일자리가 현재의 일자리와 같은 산업이면 합산하고, 다른 산업이면 0으로 처리하는 방식으로 계산된 경력이다. 따라서 그 이전에 현재와 동일한 산업에서 일한 경험이 있더라도 중간에 다른 산업의 일자리를 가졌을 경우 그 경력은 0으로 처리된다. 반면, 비연속적 산업경력은 이전 일자리와 다른 산업의 일자리를 구했더라도 그 이전에 현재 일자리와 동일한 산업의 일자리를 가진 적이 있으면 이를 합하는 방식으로 계산된 산업경력이다. 이는 산업특수적 숙련이 마모되는 속도라는 관점에서 두 극단이라고 할 수 있다. 즉 '연속적 산업경력'은 산업특수적 숙련이 일자리를 마침과 동시에 다른 동일산업의 일자리를 구하지 않으면 바로 사라진다는 가정에 따른 것이며, '비연속적 산업경력'은 한번 특정한 산업의 일자리를 경험했으면 그 산업에 관한 숙련이 평생 지속된다는 가정에 따른 것이다. 또한 산업

〈표 5-2〉 표본 특성 및 변수의 평균치

		(단위, %)		
		전 체	남 성	여 성
		5,051	3,421	1,630
연 령	AGE(세)	36.3	37.8	33.2
교육년수	EDY(년)	12.8	13.1	12.1
근속년수	TEN(년)	6.7	7.6	4.7
총경력년수	TXA(년)	11.6	13.4	7.8
산업경력년수 1	NXSC(년)	8.5	9.7	6.0
산업경력년수 2	NXSN(년)	8.7	9.9	6.1
산업경력년수 3	NXSC3(년)	7.7	8.8	5.5
산업경력년수 4	NXSN3(년)	7.9	9.0	5.5
결혼여부	MRG	72.0	80.0	57.0
관리직	O1	1.0	2.0	0.0
전문기술직	O2	11.0	10.0	13.0
준전문기술직	O3	14.0	15.0	13.0
사무직	O4	22.0	18.0	31.0
판매서비스직	O5	9.0	6.0	16.0
조립원	O7	21.0	24.0	13.0
기능직	O8	11.0	14.0	6.0
제조업	MAF	33.0	35.0	30.0
건설업	CON	5.0	6.0	3.0
금융보험업	FNS	6.0	5.0	8.0
사업서비스	SEV1	8.0	9.0	7.0
교육보건사회행정	SEV2	20.0	16.0	26.0
도소매음식업	DSF	14.0	12.0	18.0
대규모사업체	SG	27.0	30.0	22.0
노조사업장여부	UN	29.0	32.0	21.0

주 : 1) 산업경력년수 1=산업대분류 기준+연속적 기간기준, 산업경력년수 2=산업대분류 기준+비연속적 기간기준, 산업경력년수 3=산업3자리 기준+연속적 기간기준, 산업경력년수 4=산업3자리 기준+비연속적 기간기준  
 2) 대규모사업장은 500인 이상인 경우=1, 그 외는 0으로 처리하였음.

대분류 기준(표본산업분류에서 A, B, C, D 등으로 분류된 기준)에 따른 산업경력뿐만 아니라 산업 3자리 기준으로 더 세분하여 산업경력으로도 계산하였다.

8,277명 중에서 전체 12,006번의 일자리 이동이 발생했으며, 이 중에서 산업을 옮긴 비율은 산업대분류 기준으로 6,659번으로 55.4%에 달하고,

산업3자리 기준으로 볼 때 9,139번으로 76.1%에 달한다. 어수봉(1992)의 경우, 한국의 노동이동이 산업간 이동보다는 '산업 내에서의 빈번한 노동 이동'이라고 분석하였다. 그의 주장은 산업간 입·이직률보다는 사업체 입·이직률이 높다는 사실에 근거하고 있다. '55.4%'가 상대적인 수치이기 때문에 판단하기가 어렵지만 산업대분류 수준에서 절반 이상이 산업을 바꾼다는 것은 산업간 노동이동이 대단히 활발하다고 볼 수 있다. 한편, 새로운 일자리를 정규직보다는 비정규직 형태로 가질 경우, 이전 직장과는 다른 산업에서 일자리를 구하는 비중이 높다. 정규직 일자리를 구할 경우, 이전 산업과 동일한 산업에서 일자리를 구하는 비중이 50.0%로 비정규직 35.1%, 일용직 36.3%보다 높다(표 5-3 참조).

<표 5-3> 종사상 지위별 산업간 노동이동 경험 여부

	상용직	임시직	일용직
Switcher	3,633(50.0%)	1,863(64.8%)	789(63.7%)
Stayer	3,633(50.0%)	1,008(35.1%)	449(36.3%)

주 : Switcher=일 자리를 옮길 때, 산업을 바꾼 경우.

Stayer=일 자리를 옮길 때, 산업을 바꾸지 않은 경우.

이를 전직 및 현직 일자리의 산업별 구성을 비교한 것이 <표 5-4>이다. 동일한 산업으로의 이동비율은 전반적으로 제조업이 높은 편이다.<sup>1)</sup> 기타의 경우 여러 산업을 포괄해 놓았기 때문에 높게 나타나고 있다. 특이한 것은 금융부문의 경우 산업간 노동이동이 매우 활발한 것으로 나타났다. 전직 일자리가 금융부문인 경우 새로운 일자리를 금융부문에서 찾는 비율이 26.3%에 불과하다. 고용보험데이터를 활용해서 동일한 방식으로 계산한 수치가 55%를 넘는 것으로 나타나고 있음에 비추어볼 때, 상

1) 일반적으로 산업특수적 숙련이 산업간 노동이동을 제한한다고 할 때, 이러한 현상적인 지표로만 판단할 경우, 제조업부문에서의 산업특수적 숙련의 축적은 그리 크지 않은 것으로 판단할 수도 있을 것이다. 그러나 산업특수적 숙련이 산업간 노동이동을 억제한다고 하더라도 산업간 노동이동은 산업별 고용기회의 차이, 사업체 규모나 생산기술, 노동조합 여부 등 특정 산업에 부여되는 산업특수적 지대(산업지대)의 여부에 따라서 결정되는 것이기 때문에 현상적으로 산업특수적 숙련과 산업간 노동이동이 밀접하게 관련되지 않을 수도 있다.

당히 낮은 것이다.

〈표 5-4〉 산업간 노동이동

(단위 : 명, %)

	전 직 장						전체
	농림어업	제조업	건설업	전기운수통신	금융	기타	
농림어업	129 (18.6)	94 (2.3)	31 (3.2)	22 (4.0)	3 (1.4)	85 (2.3)	364
제조업	227 (32.7)	2,498 (59.7)	164 (16.8)	81 (14.7)	50 (23.5)	659 (17.6)	3,679
건설업	116 (16.7)	276 (6.6)	502 (51.4)	55 (10.0)	8 (3.8)	243 (6.5)	1,200
전기운수통신	40 (5.8)	147 (3.5)	48 (4.9)	245 (44.4)	5 (2.4)	188 (5.0)	673
금융업	7 (1.0)	80 (1.9)	10 (1.0)	7 (1.3)	56 (26.3)	125 (3.3)	285
기타	175 (25.2)	1,089 (26.0)	222 (22.7)	142 (25.7)	91 (42.7)	2,450 (65.3)	4,169
전 체	694 (100.0)	4,184 (100.0)	977 (100.0)	552 (100.0)	213 (100.0)	3,750 (100.0)	10,370 100.0

#### IV. 산업특수적 경험의 임금효과

현재의 일자리와 동일한 산업에서의 경력을 임금방정식에 추가할 때, 근속의 임금효과에 전혀 변화가 없다면, 근속의 임금효과는 순수하게 기업특수적 성격을 반영하는 것일 수 있다. 만일 관찰되지 않은 개인 특수적 이질성과 일자리 매칭과 관련된 이질성이 통제될 수 있다면, 이 때 근속의 임금효과는 기업특수적 숙련을 나타내는 것이라고 볼 수 있다. 반대로 산업경력이 포함될 때, 근속의 임금효과가 상당히 줄거나 상쇄된다면 근속의 임금효과의 일정부분은 산업특수적 숙련의 효과라고 봐야 할 것이다. 이는 전체 일자리 경력에 대해서도 마찬가지로 해석할 수 있을 것이다.

다음과 같은 임금방정식을 생각해 보자.

$$\ln W_{ijkt} = \beta_1 \text{Ten}_{ijt} + \beta_2 \text{Exp}_{ijt} + \beta_3 \text{IndExp}_{ikt} + \xi_{ijt}$$

$$\xi_{ijt} = \gamma_i + \delta_{ij} + \varepsilon_{ik} + \nu_{ijt} \quad \dots\dots\dots (1)$$

여기서  $W_{ijkt}$ 는  $t$ 시점에  $i$ 라는 개인이  $k$ 라는 산업에서  $j$ 라는 일자리를 가지고 있을 때의 월평균 임금이다.<sup>2)</sup> Ten은 근속, Exp는 총경력, IndExp는 앞에서 검토한 산업경력을 나타낸다. 여타 통제변수들과 제곱항들은 편의상 제외하였다. 기존의 임금함수의 형태에 관한 많은 연구들은 관찰되지 않는 이질성이 개인특수적 고정효과( $\gamma_i$ )와 일자리 매칭효과( $\delta_{ij}$ )로 분해될 수 있다고 보았다. 여기에 산업경력 변수를 하나 더 고려할 때, 개인과 산업간의 매칭효과( $\varepsilon_{ik}$ )까지 고려될 수 있다. 일반적으로 최소자승추정(OLS)은 근속, 경력, 산업경력이 이러한 에러항들과 독립적이라는 가정하에서 이루어지는 추정이기 때문에 OLS 추정치는 편의된다. 예를 들어, 어떤 개인이 특정 산업에 더 적합할 경우( $\varepsilon_{ik}$ 가 큰 경우) 그 사람의  $\text{IndExp}_{ikt}$ 가 길어질 것이기 때문에 이러한 관찰되지 않는 특징을 통제하지 않은 상태에서 추정된  $\beta_3$ 를 산업특수적 숙련을 반영하는 추정치로 해석하기 어렵다. 따라서 여러 가지 방법을 통해서 이러한 에러항들을 통제해 주게 된다.

이러한 에러항을 통제해 주는 방법으로는 Altonji and Shakotko(1987)의 도구변수 활용법, Abraham and Faber(1987)에서와 같이 추정된 '완결된 일자리 기간(completed job duration)'을 통제변수로 활용하는 방법, Topel(1991)의 2단계 일차차분추정(Two-Step First Difference) 추정방법 등 다양하게 생각해 볼 수 있을 것이다.<sup>3)</sup> 그러나 우리의 자료가 2개 연도만 관찰된 자료이기 때문에 도구변수법을 사용하는 데에 한계가 있고,<sup>4)</sup>

2) 월평균 임금을 사용한 것은 표본에서 노동시간에 대한 조사가 상실된(missing) 관측치가 많았기 때문이다. 우리 표본이 단시간근로자나 임시·일용직, 불규칙한 근로 등을 모두 배제하고 있기 때문에 시간당 임금 대신 월평균 임금을 사용해도 큰 문제는 없을 것으로 생각된다.

3) 임금함수 추정에서 관찰되지 않는 이질성을 통제하는 방법에 대한 개괄적 평가는 Altonji and Williams(1997) 참조.

4) 도구변수법에 의한 이질성의 통제 는 현재의 근속과 개인의 관찰된 근속의 평균과의 차이( $T_{ijt} - E(T_{ijt})$ ), 개인의 현재 산업경력 과 관찰된 산업경력의 평균과의 차이( $\text{IndExp}_{ijt} - E(\text{IndExp}_{ijt})$ ) 등을 도구변수로 활용하는 방법이다. 이 경우 도구변수들이 에러항과의 독립적일 수 있다. 물론 도구변수법도 한계를 가진다. 예를 들어,



여타 방법에도 식별 문제(identification problem)나 활용가능한 자료에서 제한적이라는 문제가 있으며, 이러한 방법들이  $\gamma_i$ 나  $\delta_{ij}$ 를 통제할 수 있다고 하더라도,  $\epsilon_{ik}$ 를 통제한다고 보기 어렵다. 따라서 본 연구에서 이질성 통제의 문제는 추후의 과제로 남겨 두고,<sup>5)</sup> 이에 대한 대안으로 다음장에서 '외생적 요인에 의해 일자리를 상실한 표본'을 대상으로 하여 근속과 경력의 일자리 상실 후의 임금효과를 검토하는 방법을 사용하고자 한다. '외생적 요인에 의해 일자리를 상실한 표본'을 사용할 경우 적어도 일자리 매칭과 관련한 이질성은 통제할 수 있기 때문이다.

<표 5-5>는 앞에서 설명한 자료를 관찰되지 않은 이질성을 고려하지 않은 일반최소자승(OLS) 추정 결과이다. 남녀 구분 없이 전체 표본을 대상으로 한 경우를 보면, 산업경력이 포함될 경우 근속의 임금효과가 상당히 큰 폭으로 하락하는 것을 알 수 있다. 산업대분류를 기준으로 해서 볼 경우, 1년 근속의 임금효과는 산업경력이 포함되지 않았을 경우 1.5%에서 0.85%로 약 43% 가까이 하락하였다. 반면, 경력의 경우에는 2.3%에서 1.7%로 22% 정도 하락하였다. 특히 근속의 경우에는 산업3자리 기준의 산업경력이 포함될 경우 근속수익률은 유의한 수준에서 존재하지 않는 것으로 나타나고 있다. 이는 산업경력을 '비연속적인 기간'으로 계산할 경우에도 거의 비슷하게 나타나고 있다.

이러한 결과는 미국의 NLSY 및 PSID를 가지고 동일한 분석을 한 Parent(2000)의 근속수익률 하락폭인 45% 수준과 거의 비슷한 수준이다. 반면, 미국의 경우에는 총경력의 임금효과는 산업경력이 포함될 경우에도 거의 변함이 없지만, 우리의 경우에는 경력의 임금효과도 산업경력이 포함될 때 22%나 감소하는 것으로 나타났다. 우리의 경우 총노동경력이 완전한 의미에서의 일반적 숙련, 완벽하게 이전가능한(transferable) 숙련이라기보다는 산업 또는 부문 특수적인 숙련을 반영하는 것으로 보아야 할 것이다.

---

산업경력이 일자리 매칭과 관련된 에러항( $\delta_{ij}$ )과 상관관계를 가질 수 있다. 즉, 특정 산업에서 오래 일할 경우, 자기에게 더 알맞은 일자리를 구할 수 있기 때문이다. 도구변수법은 이러한 관련성까지 통제할 수 있는 방법은 아니다.

5) 본 연구에서는 Abrahma and Faber(1987)의 방법대로 이질성을 통제해 보았으나 결과는 크게 달라지지 않았다.

〈표 5-5〉 숙련의 임금효과

〈전 체〉

		연속적 기간		비연속적 기간	
		산업1자리	산업3자리	산업1자리	산업3자리
OJ	-0.0421 (0.0144)	-0.0446 (0.0143)	-0.043 (0.0143)	-0.0457 (0.0143)	-0.0428 (0.0143)
TEN	0.0150 (0.0024)	0.0085 (0.0031)	0.0020 (0.0035)	0.0091 (0.0030)	0.0019 (0.0034)
TENSQ	-0.0099 (0.0082)	-0.0085 (0.0105)	0.0139 (0.0117)	-0.0104 (0.0102)	0.0142 (0.0114)
TXA	0.0225 (0.0021)	0.0176 (0.0024)	0.0183 (0.0022)	0.0163 (0.0025)	0.0172 (0.0022)
TXASQ	-0.0524 (0.0055)	-0.0488 (0.0064)	-0.0452 (0.0060)	-0.0473 (0.0066)	-0.0431 (0.0061)
INDEXP		0.0120 (0.0030)	0.0182 (0.0033)	0.0128 (0.0030)	0.0193 (0.0032)
INDESQ		-0.0045 (0.0099)	-0.0305 (0.0108)	-0.0044 (0.0099)	-0.0338 (0.0105)
R-square	0.5697	0.5762	0.5745	0.5768	0.5752
N	5,051	5,051	5,051	5,051	5,051

〈남 성〉

		연속적 기간		비연속적 기간	
		산업1자리	산업3자리	산업1자리	산업3자리
OJ	-0.0454 (0.0188)	-0.0481 (0.0186)	-0.0463 (0.0187)	-0.0487 (0.0186)	-0.045 (0.0187)
TEN	0.0131 (0.0029)	0.0042 (0.0038)	-0.0071 (0.0046)	0.005 (0.0037)	-0.005 (0.0043)
TENSQ	0.0005 (0.0099)	0.0077 (0.0135)	0.0556 (0.0168)	0.0047 (0.0131)	0.0477 (0.0159)
TXA	0.0227 (0.0026)	0.0165 (0.0029)	0.0175 (0.0027)	0.015 (0.0030)	0.0166 (0.0027)
TXASQ	-0.0551 (0.0068)	-0.0466 (0.0077)	-0.0431 (0.0071)	-0.0449 (0.0079)	-0.0415 (0.0073)
INDEXP		0.0146 (0.0038)	0.026 (0.0045)	0.0154 (0.0038)	0.0247 (0.0043)
INDESQ		-0.015 (0.0132)	-0.0685 (0.0163)	-0.0143 (0.0130)	-0.062 (0.0154)
R-square	0.4546	0.4611	0.4648	0.4615	0.461
N	3,421	3,421	3,421	3,421	3,421

〈여 성〉

		연속적 기간		비연속적 기간	
		산업1자리	산업3자리	산업1자리	산업3자리
OJ	-0.0311 (0.0221)	-0.0325 (0.0220)	-0.0339 (0.0219)	-0.0334 (0.0220)	-0.0354 (0.0219)
TEN	0.0234 (0.0045)	0.0183 (0.0055)	0.0106 (0.0061)	0.0192 (0.0054)	0.0082 (0.0060)
TENSQ	-0.0230 (0.0152)	-0.0268 (0.0177)	-0.0135 (0.0185)	-0.0288 (0.0175)	-0.0082 (0.0182)
TXA	0.0166 (0.0035)	0.0148 (0.0043)	0.0158 (0.0040)	0.0143 (0.0045)	0.0139 (0.0041)
TXASQ	-0.0357 (0.0095)	-0.0450 (0.0128)	-0.0467 (0.0124)	-0.0443 (0.0132)	-0.0421 (0.0124)
INDEXP		0.0082 (0.0053)	0.0155 (0.0056)	0.0077 (0.0055)	0.0197 (0.0056)
INDESQ		0.0087 (0.0162)	-0.0042 (0.0165)	0.0101 (0.0165)	-0.0137 (0.0163)
R-square	0.5101	0.5149	0.5172	0.5146	0.5189
N	1,630	1,630	1,630	1,630	1,630

〈남자 고학력 화이트칼라〉

		연속적 기간		비연속적 기간	
		산업1자리	산업3자리	산업1자리	산업3자리
OJ	-0.0288 (0.0335)	-0.0326 (0.0334)	-0.0356 (0.0335)	-0.0273 (0.0334)	-0.0305 (0.0335)
TEN	0.0165 (0.0053)	0.0002 (0.0076)	-0.0082 (0.0096)	0.0081 (0.0070)	0.0062 (0.0084)
TENSQ	-0.0344 (0.0174)	-0.0004 (0.0259)	0.0347 (0.0316)	-0.0281 (0.0238)	-0.0099 (0.0274)
TXA	0.0318 (0.0053)	0.0244 (0.0058)	0.0269 (0.0055)	0.0263 (0.0062)	0.0284 (0.0058)
TXASQ	-0.0594 (0.0152)	-0.0435 (0.0168)	-0.0455 (0.0159)	-0.056 (0.0181)	-0.0512 (0.0171)
INDEXP		0.0237 (0.0081)	0.0300 (0.0097)	0.0137 (0.0077)	0.0135 (0.0087)
INDESQ		-0.0496 (0.0272)	-0.0832 (0.0321)	-0.0109 (0.0262)	-0.0320 (0.0288)
R-square	0.4706	0.4761	0.4749	0.4751	0.4718
N	1,203	1,203	1,203	1,203	1,203

〈남자 저학력 블루칼라〉

		연속적 기간		비연속적 기간	
		산업1자리	산업3자리	산업1자리	산업3자리
OJ	-0.0215 (0.0295)	-0.0234 (0.0294)	-0.0198 (0.0294)	-0.0243 (0.0294)	-0.0193 (0.0294)
TEN	0.0212 (0.0055)	0.0195 (0.0063)	0.0082 (0.0070)	0.0183 (0.0062)	0.0069 (0.0068)
TENSQ	-0.0378 (0.0218)	-0.0477 (0.0246)	-0.0030 (0.0275)	-0.0434 (0.0243)	0.0021 (0.0271)
TXA	0.0085 (0.0037)	0.0070 (0.0041)	0.0050 (0.0039)	0.0053 (0.0042)	0.0039 (0.0039)
TXASQ	-0.0266 (0.0092)	-0.0285 (0.0104)	-0.0182 (0.0096)	-0.0251 (0.0105)	-0.0158 (0.0096)
INDEXP		0.0023 (0.0052)	0.0175 (0.0060)	0.0055 (0.0053)	0.0205 (0.0059)
INDESQ		0.0154 (0.0171)	-0.0448 (0.0213)	0.0064 (0.0171)	-0.0540 (0.0209)
R-square	0.2659	0.2738	0.2729	0.2765	0.2754
N	1,269	1,269	1,269	1,269	1,269

- 주 : 1) OJ는 근속기간 1년 미만을 나타내는 더미변수임. TEN=근속, TENSQ=근속  
 제곱항, TXA=총경력, TXASQ=총경력 제곱항, INDEXP=산업경력, INDESQ=  
 산업경력제곱항  
 2) 이 임금방정식에는 표에 제시되지 않은 통제변수들로, 교육년수, 결혼여부  
 더미, 직종더미, 산업더미, 사업체규모 더미, 사업장 노조유무 더미, 관측치  
 연도 더미 등이 포함되어 있음.  
 3) ( )안은 표준편차를 나타냄.

남성과 여성을 포괄하는 전체 표본의 경우, 근속 1년이 길어짐에 따라  
 서 증가하는 임금은 순수한 근속효과(기업특수적 숙련효과) 0.85%, 순수  
 한 경력효과(일반적 숙련효과) 1.76%, 산업특수적 경험효과(산업특수적 숙  
 련효과) 1.20% 등으로 구성된다고 볼 수 있다. 산업3자리를 기준으로 할  
 경우에는 산업특수적 숙련효과가 1.82%까지 증가하고, 연속적 산업경력이  
 아닌 비연속적 산업경력까지 포함할 경우 이 수치는 1.93%까지 증가한다.

남성과 여성으로 분리해서 검토해 볼 경우, 남성의 경우에 근속의 임금효과 감소폭이 훨씬 더 큰 것으로 나타났다. 남성의 경우, 근속의 임금효과는 산업경력이 포함될 경우가 그렇지 않은 경우에 비해 68%나 감소하고, 산업3자리 기준의 산업경력이 포함될 경우에는 거의 사라지고 만다.

<표 5-4>와 <표 5-5>는 남성만을 대상으로 하여 고학력 화이트칼라와 저학력 블루칼라로 나누어서 검토한 결과이다. 고학력 화이트칼라는 직종대분류 1번에서 5번이면서 학력이 전문대졸 이상인 경우로, 저학력 블루칼라는 직종대분류 7번 이상으로 학력이 고졸 미만인 경우로 분류하였다. 고학력 화이트칼라의 경우, 근속의 임금효과는 산업대분류 수준에서의 산업경력이 포함되는 경우에도 거의 사라지고 만다. 반면에 저학력 블루칼라의 경우에는 8.7% 하락에 그친다. 그러나 저학력 블루칼라의 경우에도 산업3자리 기준의 산업경력이 포함될 경우에는 근속의 임금효과도 크게 떨어지고 유의성도 낮아진다. 예를 들어, 제조업<sup>6)</sup> 고졸 이하 생산직 노동자들은 제조업에서 일한 경력이 동일하다고 하더라도 기업 근속에 따라서 임금에 차이가 나지만, 현재 일자리와 매우 유사한 산업에서 일한 경력이 차이가 날 경우에는 근속이 동일하다고 하더라도 그 경력이 긴 경우 더 많은 임금을 받게 된다는 것이다. 산업을 3자리까지 분류하면, 이때의 산업경력은 상당히 기업특수적인 숙련에 가까워진다고 볼 수 있다. 제조업 생산직의 경우 숙련의 성격이 상대적으로 일반적인 성격보다는 기업특수적이고 매우 세분화된 부문특수적인 성격이 강하다고 할 수 있고, 반면 고학력 화이트칼라의 경우에는 일반적 숙련이나 대분류산업 내에서 이전가능한 숙련을 가지는 것으로 볼 수 있다.

요약하면, 여성이나 남성의 저학력 블루칼라 노동자들의 경우, 근속의 임금효과가 남성이나 고학력 화이트칼라보다 높은 것으로 나타나고 있다. 이는 산업경력이 포함되든 되지 않든 변함이 없다. 이러한 사실은 내부노동시장 관행의 혜택을 받는 남성 화이트칼라들이 근속의 임금효과가 더 크다는 기존의 관념과는 반대의 결과를 보여준다.<sup>7)</sup> 이러한 현상이 1998년

6) 여기서 제시하지는 않았지만 제조업의 경우만을 볼 경우에도, 산업경력을 임금방정식에 추가할 경우에도 근속의 임금효과는 크게 변하지 않았다. 반면, 서비스업에서는 산업특수적 숙련(산업경력) 효과가 상대적으로 크게 나타났다.

7) 이는 류기철(1995)에서 미국의 자료를 가지고 분석한 결과와도 배치된다. 그는 제

과 1999년이라는 경제위기와 그에 따른 정리해고제 도입 등 노동시장의 유연화정책의 결과인지, 아니면 노동력 구성의 변화나 기존 연구들이 상대적으로 제한적인 자료(상대적으로 규모가 크고 근대적인 영역의 자료)를 대상으로 분석한 결과인지는 좀더 연구가 필요한 부분이라고 생각된다.

위의 분석이 가지는 한계는 다음과 같다. 첫째, 2개 연도의 관찰치를 사용하고 있기 때문에 1,911명의 경우 관찰치가 2개 연도에 걸쳐서 관찰되고 있다. 따라서  $Cov(v_{it}, v_{it+1}) \neq 0$ 일 가능성이 있다. 이 때문에 1개 연도 관측치 자료를 가지고 다시 분석해 봤으나 결과는 거의 변함이 없었다. 패널조사가 3차년도 이상 계속된다면, Fixed-Effects 모델 등을 사용할 필요가 있을 것이다. 둘째, 산업경력(IndExp)과 근속 또는 총경력 사이에는 밀접한 상관관계가 있기 때문에 산업경력을 임금방정식에 포함시킴으로써 근속수익률이 과소추정될 가능성이 있다. 이러한 문제는 다음 장에서 고찰하는 두번째 방법을 통해서 부분적으로 해소될 수 있을 것이다.

### V. 산업간 노동이동과 임금효과

산업특수적 숙련의 존재 여부를 보기 위한 또 하나의 방법은 일자리를 옮겼을 경우, 이전 일자리에서의 경험(근속 또는 경력)이 새로운 일자리에서의 임금에 미치는 효과를 산업을 바꾼 경우(Switcher)와 그렇지 않은 경우(Stayer)로 나누어 비교하는 방법이다.

$$\text{Stayer} : \ln W_{\text{newjob}} = \beta_1 X + \alpha_2 T_{\text{oldjob}} + \alpha_3 E_{\text{oldjob}} + \epsilon_1 \dots \dots \dots (2)$$

$$\text{Switcher} : \ln W_{\text{newjob}} = \beta_1 X + \beta_2 T_{\text{oldjob}} + \beta_3 E_{\text{oldjob}} + \epsilon_2 \dots \dots \dots (3)$$

식 (2), (3)에서  $W_{\text{newjob}}$ 은 새 일자리에서의 임금을,  $T_{\text{oldjob}}$ 와  $E_{\text{oldjob}}$ 는 각각 이전 일자리에서의 근속과 산업특수적 경력(산업경력, 이전 일자리 산

---

조업체의 경우, 근속은 외부 제의임금에 부정적인 영향을 미치는 반면, 산업경력은 긍정적인 효과를 가지는 것으로 분석하고 있다.

업과 동일한 산업에서의 경력)을 나타낸다.  $X$ 는 근로자 특성으로 일자리 변동에 관계없이 동일한 개인 특성 변수이고,  $\epsilon_1, \epsilon_2$ 는 평균이 0인 에러항이다. 이전 일자리에서의 근속과 산업경력이 새 일자리의 임금에 미치는 효과가 일자리 이동과 함께 산업을 바꾼 경우(Switcher)보다 산업을 바꾸지 않은 경우(Stayer)에 더 크게 나타난다면, 즉  $\alpha_3 > \beta_3$ 이면 산업특수적 숙련이 존재한다고 볼 수 있다.

일자리 변경이 이루어진 자료를 활용하는 장점은 일자리 매칭에 따른 관찰되지 않는 이질성을 자연스럽게 통제할 수 있다는 점이다. 이전 직장에서의 일자리 매칭은 새 직장에서의 일자리 매칭과는 상관관계가 없다고 보는 것이다. 그러나 이 경우, 일자리 변경이 완전히 '외생적인 요인'에 의해서 이루어져야 하고 '임의로'(randomly) 새로운 직업을 가진다는 가정이 필요하다. 완전히 외생적인 요인에 의해 일자리를 바꾼 경우에 한정된 근로자 표본을 구해야 전체 근로자 모집단을 대표할 수 있는 임의표본(random sample)이 될 수 있기 때문이다. 이 기준에 맞추기 위해 우선 비자발적 이직자만을 표본으로 추출하였으며, 이직 전후 정규직 풀타임 일자리를 가진 경우에 한정하였다.<sup>8)</sup>

<표 5-6>은 비자발적 이직 후의 새로운 일자리에서의 임금에 대한 이직 전 근속과 산업경력을 회귀한 결과이다. 우선, 이전 일자리 근속의 새 일자리 임금효과를 보면, 산업을 바꾸지 않은 경우(Stayer)가 바꾼 경우(Switcher)에 비해 이전 일자리 근속의 새 일자리 임금효과가 더 크다는 사실을 알 수 있다. 산업을 바꾸지 않은 경우, 이전 일자리 근속 1년에 새 일자리 로그임금 2.7%가 증가하는 반면, 산업을 바꾼 경우 0.9%에 불과하였고 유의하지도 않다. 한편, 이전 일자리에서의 산업경력(이전 일자리와

8) 물론 '비자발적 이직'이라는 기준도 완전한 의미에서의 랜덤한 표본을 추출하기 위한 기준이 되기는 어렵다. 예를 들어, 기업들이 겉으로 보기에는 비슷하지만 덜 생산적인 사람들을 해고하는 경향이 있기 때문에, 표본은 '외생적으로 해고된 사람'(해고가 아니라 폐업과 같은 외생적 변수에 다른 해고)만을 추출해야 한다. 그러나 이 경우에도 전체 노동자 모집단을 대표하는 임의표본을 완벽하게 얻을 수는 없다. 왜냐하면 사업체 폐쇄에 따라 해고될 확률은 산업별로 다를 수 있기 때문이다. 정계해고(discharge)의 경우 기업들이 일반적으로 덜 생산적인 근로자들을 정계해고한다는 점에서, 그리고 사업체의 폐쇄에 따른 정리해고(layout or displacement)의 경우에도 산업별로 사업체의 폐쇄에 따라서 해고되는 확률이 다르다는 점에서 임의표본(random sample)으로서 한계를 가질 수 있다.

〈표 5-6〉 이동 전의 경력과 근속의 임금효과 (OLS Estimates)

	전 직장임금		새 직장임금(Stayer)		새 직장임금(Switcher)	
	회귀계수	표준편차	회귀계수	표준편차	회귀계수	표준편차
OJ	0.0452	0.0731	0.1462	0.0964	-0.1178	0.0758
TEN	-0.0258	0.0103	0.0271	0.0169	0.0091	0.0121
TENSQ	0.0002	0.0004	-0.0009	0.0008	-0.0004	0.0004
R-square	0.5124		0.4946		0.6344	
OJ	0.0155	0.0587	0.1348	0.0943	-0.1001	0.0760
TEN	-0.0209	0.0130	-0.0148	0.0214	-0.0159	0.0186
TENSQ	0.0008	0.0005	0.0007	0.0010	0.0007	0.0007
INDEXP	0.0502	0.0126	0.0595	0.0189	0.0314	0.0170
INDESQ	-0.1646	0.0513	-0.1996	0.0758	-0.1210	0.0663
R-square	0.5124		0.4566		0.6420	
N	421		222		198	

주 : Stayer: 산업을 바꾸지 않은 경우, Switcher: 산업을 바꾼 경우임.

동일한 산업에서 일한 경력)이 포함될 경우에 이전 일자리 근속의 임금효과는 거의 사라지고, 이전 일자리 산업경력이 더 커다란 새 일자리 임금효과를 가져오는 것을 알 수 있다. 특히 산업을 바꾸지 않은 경우 산업을 바꾼 경우에 비해 그 효과가 크다는 사실을 알 수 있다. 즉 Stayer의 경우, 이전 일자리까지 축적된 산업경력 1년은 약 6.0%의 새 일자리 임금을 증가시키지만, Switcher의 경우에는 약 3.1% 수준에 그친다. 이는 산업특수적 숙련이 존재한다는 것을 간접적으로 보여주는 지표라고 할 수 있다.

그러나 이러한 분석에도 선택편의(selection bias)가 존재할 수 있다. 일반적으로 산업특수적 숙련을 상대적으로 적게 가진 경우 산업을 바꿀 확률이 높기 때문이다. 이를 교정해 주기 위해 Heckman의 2단계추정법을 활용하여 산업간 이동에 관한 프로빗 모델을 추정하고, 여기서 얻어진 추정치를 통해 선택편의가 교정된 임금방정식을 다시 추정하고자 한다.

우선, 다음과 같은 산업선택방정식(selection equation)에서

$$s_i^* = Z_i \beta + v_i \dots\dots\dots (4)$$

$s_i^*$ 는 외생적인 요인에 의해 일자리를 상실한  $i$ 가 산업을 바꾸는 것을 나타내는 잠재적인 변수이고,  $s_i^* > 0$ 이면, 산업을 옮기는 것으로 관찰되고

그렇지 않으면 옮기지 않는 것으로 관찰된다. 여기서  $Z_i$ 는 산업간 이동을 설명하는 변수들이고,  $\beta$ 는 추정되어야 할 계수들이다.  $v_i$ 는 산업을 바꾸는 것에 영향을 미치는 관찰되지 않는 개인적인 오차항이고,  $v_i \sim N(0, 1)$ 로 가정한다. 따라서 산업이동선택방정식은 프로빗 모형이 되며, 최우추정법으로 추정하게 된다. 그러나 이 모델에서는 Neal(1995)이 문제 제기를 했던 바와 같이 산업이동선택방정식과 임금방정식의 설명변수들이 대부분 동일할 경우 모델의 식별이 완전히 함수 형태에만 의존하게 된다. 따라서 Neal(1995)의 방법으로 산업이동선택방정식에 임금이 영향을 미치지 않으면서(임금방정식에 포함되지 않으면서) 산업간 노동이동을 결정하는 데 영향을 미칠 수 있는 변수로서 산업별 고용증가율(IMG)과 산업별 고용규모(ESZ) 변수를 추가하였다.<sup>9)</sup> 한편 2단계 임금함수는 LIMDEP 7.0을 활용하여 추정하였다.

<표 5-7>는 산업간 이동에 관한 프로빗 모델의 결과를 보여주고 있다. 산업별 이동에 유의한 영향을 미치는 것은 역시 그 산업에서의 경력변수인 것으로 나타났다. 산업경력이 길수록 산업을 바꾸지 않는 것으로 나타났다. 반면, 총경력은 산업간 이동에 양의 효과를 나타내는 것으로 보이고, 근속은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

<표 5-8>은 산업간 이동에 관한 추정치를 활용한 선택편의 교정항(correction term)을 포함한 모형의 결과를 보여주고 있다. 결과는 이 교정항이 포함되지 않은 경우에 비해서 산업을 바꾼 경우와 그렇지 않은 경우와의 차이가 줄어드는 것으로 나타났다. 이는 이전 일자리의 근속지표만을 볼 경우에도 그렇고, 산업경력변수가 포함된 경우에도 마찬가지로 나타나고 있다. 특히 선택편의 교정항이 포함될 경우, 이전 직장 산업경력의 새 일자리 임금효과는 더 커지는 것으로 나타났고, 특히 산업을 바꾼 경우(Switcher)에서 이 효과는 더 많이 커진다. 산업을 바꾸고자 하는 성향의 차이를 통제할 경우, 산업을 바꾼 경우에도 이전 산업 경력은 새 일자리 임금이 영향을 미친다. 이는 산업경력의 상당부분이 완전하게 산업특수적인 숙련뿐만 아니라 일반적 숙련의 성격을 가지고 있음을 의미한다.

9) 산업별 고용증가율은 이직 시점을  $t$ 라 하면, '( $t+1$ 기의 고용- $t-1$ 기의 고용)/ $t$ 기의 고용'으로 계산하였고 산업별 고용규모는 이직 시점의 고용규모를 나타낸다. 자료는 「경제활동인구조사」 자료를 활용하였다.



〈표 5-7〉 산업간 노동이동 여부에 관한 프로빗 모델

종속변수: Switcher=1, Stayer=0		
	회귀계수	표준편차
Constant	-0.0985	0.9584
TEN	0.02481	0.0453
TENSQ	0.0011	0.0020
TXA	0.0718	0.0325
TXASQ	-0.1681	0.0882
INDEXP	-0.1564	0.0495
INDESQ	0.3497	0.1934
IMG	0.3647	0.7799
ESZ	0.0057	0.0119
EDY	0.0066	0.0258
MRG	-0.1915	0.1891
OP2	-0.8521	0.4117
OP3	-0.0524	0.2295
OP4	-0.3343	0.2348
OP7	-0.0415	0.1846
OP8	-0.0862	0.2286
Log-L	-276.3	
N	443	

주 : 자발적 이직 시기에 관한 더미변수와 이직 후 재고용까지의 기간이 포함되어 있으며, 직종더미는 이직시 직종을 나타냄.

임금함수의 에러항과 산업이동에 관한 선택방정식의 에러항의 공분산을 의미하는 교정항의 회귀계수는 유의하지 않지만, 산업경력이 포함된 모델에서 음의 효과를 가지는 것으로 나타났다. 산업을 바꾸지 않은 경우 (Stayer), 교정항의 음의 효과는 산업을 바꾸고자 하는 사람이 그냥 동일한 산업에 남아 있을 경우 임금하락을 경험한다는 것으로 해석할 수 있으며, 이는 산업을 바꾸지 않음으로써 이득을 볼 수 있는 경우 산업을 바꾸지 않는다는 것을 의미한다.

한편, 이 글에서는 제시하지는 않았지만, 고학력 화이트칼라와 저학력 블루칼라를 나누어서 볼 경우 통계수치들이 유의하지는 않지만, 대체로 고학력 화이트칼라의 경우 산업을 바꾼 경우나 바꾸지 않은 경우 모두 산업경력이 새 일자리 임금에 일정한 효과를 가지면서 차이가 그리 크지 않

〈표 5-8〉 이동 전의 경력과 근속의 임금효과 (Two-Stage Estimates)

	새 직장 임금(Stayer)		새 직장 임금(Switcher)	
	표준편차	회귀계수	표준편차	회귀계수
OJ	0.1499	0.0961	-0.1166	0.0761
TEN	0.0223	0.0171	0.0109	0.0137
TENSQ	-0.0006	0.0008	-0.0005	0.0005
Correction	0.2381	0.1511	-0.0387	0.1384
R-square	0.5009		0.6346	
OJ	0.1294	0.0944	-0.0795	0.0764
TEN	-0.0211	0.0221	-0.0232	0.0189
TENSQ	0.0006	0.0010	0.0005	0.0007
INDEXP	0.0774	0.0242	0.0578	0.0225
INDESQ	-0.2418	0.0838	-0.1775	0.0731
Correction	-0.2820	0.2399	-0.3524	0.1978
R-square	0.5261		0.6485	
N	222		198	

게 나타나고 있다. 생산직의 경우, 산업을 바꾸거나 바꾸지 않거나 상관없이 이전 직장의 근속이나 산업경력이 거의 유효하지 않은 것으로 나타났고, 무엇보다도 새로운 직장에서의 근속이 큰 효과를 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 앞에서 본 산업경력의 임금효과 분석결과와 비슷한 의미를 가진다.

## VI. 결론

산업특수적 숙련은 특정 산업부문에 특수한 숙련이지만, 또 특정부문 내에서는 이전가능한 숙련이다. 다시 말해 완전히 특수하지도 완전히 일반적이지도 않은 중간적인 성격의 숙련이라고 할 수 있다. 이러한 중간적 숙련이 현실적인 숙련의 성격을 가장 많이 반영할 수도 있다. Becker도 “대부분의 OJT는 완전하게 특수하지도 않고, 완전하게 일반적이지도 않다. 하지만 이를 제공하는 기업에서 생산성을 높인다면 특수한 훈련의 범주에 속한다”라고 보았다. 대부분의 숙련은 기업특수적 성격을 가지면서

도 어느 정도 시장성을 가지는 숙련일 것이다. 본 논문은 그러한 숙련이 산업특수적인 성격일 수 있다는 것을 보이려고 하였다. 따라서 임금함수 추정에서 이러한 산업특수적 숙련이 임금효과를 상당부분 가지는 것은 당연하게 나타날 수 있는 결과이다.

이 글의 정책적 시사점은 그러한 산업특수적 숙련이 노동자 계층별로 차별적으로 나타날 수 있다는 데에서 찾을 수 있을 것이다. 고학력 화이트칼라의 경우 상대적으로 더 일반적 숙련이 중요하고, 저학력 블루칼라의 경우에는 기업특수적 숙련이 더 중요하며, 산업대분류 기준의 산업특수적 숙련은 화이트칼라에게 상대적으로 더 중요하고, 산업소분류 기준(산업3자리 기준)의 산업특수적 숙련은 블루칼라에게 더 중요한 것으로 나타났다. 이는 만일 노동시장 유연화정책이라는 것이 있다면, 고학력 화이트칼라와 저학력 블루칼라 사이에는 차별적으로 적용되어야 하는 것을 시사하는 결론이다. 노동시장 유연화정책은 고학력 화이트칼라 중심으로 추진되어야 하며, 블루칼라의 기업특수적 숙련은 보호되어야 할 것으로 보인다. 이것이 노동이동(일자리 상실)의 비용을 줄이면서 생산성을 높일 수 있는 방법이라고 생각된다. 물론 이러한 결론이 설득력을 가지려면 추가적인 분석이 더 필요할 것이다. 임금과 생산성이 같이 움직인다는 분석이 필요하다. 기업 근속에 따라서 임금이 오른 만큼 생산성 향상이 이루어진다는 분석이 그것이다.

## 참고문헌

- 류기철, “An Empirical Study on Industry-Specific Components of Productivity”, 『노동경제논집』, 제15권, 1992 : 341~365.
- \_\_\_\_\_, “Effects of Industry-Specific Human Capital on Wages and Productivity”, 『노동경제논집』, 제19권, 1996 : 247~272.
- 어수봉, 『한국의 노동이동』, 한국노동연구원, 1992.
- Abraham Katherine G. and Henry Faber, “Job Duration, Seniority, and Earnings”, *American Economic Review* 77(3), 1987 : 278~297.
- Addison, John, and Portugal, Perdo, “Job Displacement, Relative Wage Changes, and Duration of Unemployment”, *Journal of Labor Economics* 7, July 1989 : 3~19.
- Altonji, J. and R. Shakotoko, “Do Wages Rise With Seniority?” *Review of Economic Studies* 54, 1987 : 437~459.
- Altonji, J. and Nicolas Williams, “Do Wages Rise With Seniority? A Reassessment”, NBER Working Paper Series 6010, 1997.
- Carrington, William J., “Wage Losses for Displaced Workers: Is It Really The Firm That Matters”, *Journal of Human Resources* 28, 1993 : 435~462.
- Jacobson, Louis S., Robert J. LaLonde, and Daniel G. Sullivan, “Earnings Losses of Displaced Workers”, *American Economic Review* 83, September 1993 : 685~709.
- Kletzer, Lori G., “Returns to Seniority after Permanent Job Loss”, *American Economic Review* 79, July 1989 : 536~543.
- \_\_\_\_\_, “The Role of Sector-Specific Skills in Postdisplacement Earnings” *Industrial Relations* 35(4), October 1996 : 473~490.
- Neal Derek, “Industry-Specific Human Capital: Evidence from Displaced Workers”, *Journal of Labor Economics* 13, October 1995 : 653~677.

- Ong, Paul M., and Don Mar, "Post-Layoff Earnings Among Semiconductor Workers", *Industrial and Labor Relations Review* 45(2), 1992 : 366~379.
- Parent, Daniel., "Industry-Specific Capital and the Wage Profile: Evidence from the NLSY and the PSID", *Journal of Labor Economics* 18(2), 2000 : 306~323.
- Podgursky, Michael, and Paul Swaim, "Job Displacement and Earnings Loss: Evidence from Displaced Workers", *Journal of Labor Economics* 13, October 1987 : 653~677.
- Ruhm, Christopher, "Do Earnings Increase with Job Seniority?", *Review of Economics and Statistics* 72, February 1990 : 143~147.
- Topel, R., "Specific capital, mobility, and wages: wages rise with job seniority", *Journal of Political Economy*, 99(1), 1991 : 145~176.



## **제3부 세대간 - 세대내 직업 및 계층이동**





## 6 변화와 세습 : 한국 사회의 세대간 지위세습 및 성취구조

방 하 남\* · 김 기 현\*\*

### I. 서론

#### 1. 경제적 계약과 사회적 분배: 가족-학교-노동시장

한 사회의 불평등구조 혹은 구조화된 불평등은 어느 한 시점에서의 횡단면적 분석의 틀을 통하여 그 열개를 조망해 볼 수 있으나, 사회계층이론에 의하면 불평등의 양태와 정도가 어떻게 현재의 관측된 형태로 자리잡게 되었는가는 그 사회에 속한 개인들의 사회적 성장과정, 보다 구체적으로 성장기-학습기-사회적 활동기를 거치는 사회경제적 성취과정(achievement process)과 그러한 성취과정의 외부적 환경을 구성하고 있는 기회구조(opportunity structure)를 동시에 살펴보아야 한다고 지적한다. 한편 사회적 교환이론(social exchange theory)에 의하면, 한 사회의 기회구조는 보다 구체적으로 등가(等價)의 원칙에 기초한 경제적 교환구조와 권위 및 권력의 원칙에 기초한 사회적 교환구조의 상호작용에 의해 결정된다고 볼 수 있을 것이다(Toennis, 1887[1957]; Blau, 1964). 이와 관련하여 한 사회의 본질을 재화의 생산과 분배의 과정으로 볼 때, 사회적 불평

---

\* 한국노동연구원 연구조정실장

\*\* 한국노동연구원 연구원

등 이론에 의하면, 그러한 과정에서 개인이 차지하는 위치와 결과적으로 받는 보상은 이론적인 '자유시장(free market)'에서처럼 순수한 경제적 교환과정에 의해서 뿐만 아니라 많은 부분 사회적 교환과정에 의해서 분배된다고 보고 있다(Weber, 1947 ; Lenski, 1966 ; Goldman and Tickamyer, 1984).

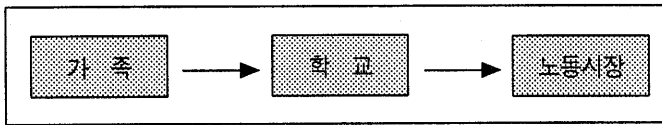
한편 사회적 교환과정을 지배하는 자원으로서의 권위와 권력은 개인의 생애과정적 관점에서 볼 때 많은 부분 그 개인이 출생해서 자라난 가족의 경제사회적 지위에서부터 유인한다고 볼 수 있을 것이다. 따라서 사회계층이론에 의하면(Curtis, 1986 ; Hauser, Sheridan, and Warren, 1998), 사회적 불평등의 분석에 있어서 '가구' 혹은 '가족'은 사회적 교환을 위해 개인이 동원하는 자원으로서 학교와 노동시장을 거치는 경제사회적 성취과정에서 중요한 매개변수로 들어와야 되며 "개인이 (사회적 교환과정에서) 얻게 되는 배분은…… 경제적 교환과정에서의 개인의 생산적 역할보다는 비경제적(사회적) 관계와 사회의 분배구조에 더 의존한다"고 주장한다(Curtis, 1986 : 169).

본 논문은 생애과정적 관점에서 개인의 사회적 지위획득과정(status attainment process)을 모형화하고 그러한 과정과 결과가 어떻게 그리고 얼마나 개인이 속한 가족의 귀속적 지위와 자원에 의해 결정되는가를 분석해 보는 것을 목적으로 한다. 개인의 사회적 지위가 (계급, 지위, 권력 등에 의해) 다차원적으로 결정되던 전 산업사회와는 달리 현대 산업사회에서의 개인의 사회적 지위는 직업적 지위에 의해서 결정된다고 보는 것이 산업사회론자들의 일관된 의견이다. Runciman(1977)에 의하면 직업은 사회적 지위의 다차원을 통합할 수 있는 단일지표이며, Parkin(1971)에 의하면 "현대 사회에서의 전보상체계의 중추는 직업질서"이다. Blau and Duncan(1967)도 위세, 정치적 권력과 경제적 지위에 있어서의 불평등은 직업구조에 그 근원이 있으며 직업구조는 '가족'이라는 사회적 제도와 경제를 연결하는 매개기능을 수행한다고 주장한다. 따라서 본 논문에서는 과거의 많은 연구들에서처럼 직업적 지위를 개인의 사회적 성취지위를 대표하는 지표로서 설정할 것이다.

생애과정적 관점에서 볼 때 개인의 직업적 지위는 개인의 학력취득을 중요한 전제조건으로 하며 직업적 지위에 있어서의 불평등은 많은 부분

학력 취득상의 불평등에 의해서 결정된다. 따라서 사회계층을 구조화하는 사회제도의 관점에서 볼 때 '학교'는 귀속적 지위(자원)의 근원으로서의 '가족'과, 직업적 지위획득의 장으로서의 '노동시장'을 연결하는 주요 매개 제도라고 볼 수 있다.

개인이 속한 가족의 귀속적 지위도 따라서 부모의 교육수준이나 직업적 지위에 의해서 많은 부분 결정될 것으로 볼 수 있으며, 따라서 본 논문에서는 측정의 편의상 아버지(없는 경우는 어머니)의 교육수준과 직업적 지위를 개인의 귀속적 지위로 설정하고자 한다.



## 2. 성과 지위획득 과정

세대간의 지위세습 및 성취구조의 분석에 있어서 우리는 그동안 관례적으로 배제되어온 남녀간의 지위획득과정에서의 차이에 주목하고자 한다. 계층화 연구에서 남녀간의 차이가 중요한 주제로 자리잡지 못한 이유는 가족 내에서 남성과 여성이 동일한 경제적 제약을 경험하는 데다, 결혼한 여성의 사회적 지위가 남편에 의해서 결정된다는 전통적인 견해로부터 비롯되었다(Davis, 1949 ; Parsons, 1954 ; Turner, 1964). Goldthorpe는 한 걸음 더 나아가 계급·계층 분석의 단위로서 여성이 적절하지 않다고 지적하였다. 곧 여성의 경제활동인구가 증가한 산업사회에도 남편이 가족을 경제적으로 책임지는 위치는 변하지 않았기 때문에 가족의 사회적 위치를 대표하는 남성이 분석대상이라는 주장이다(Goldthorpe, 1983).

그러나 최근 이러한 전통적 견해에 비판적인 여러 학자들은 여성이 직업세계에서 지위를 획득하려는 시도에 대해 체계적인 차별이 존재하고 있으며, 바로 이러한 성차별적 불평등 구조가 엄연히 존재하고 있는 상태에서 남성만을 대상으로 불평등에 접근하는 것은 부적절하다고 지적한다(Millett, 1970 ; Walker and Brandley, 1973 ; Acker, 1980). 따라서 본 연구는 현대사회의 구조화된 불평등을 분석하는 데 있어서 남성과 여성 간

의 차이에 주목하여 개인적 성취와 사회적 계층화 과정에서 성별 차이를 비교 분석하고자 한다.

### 3. 사회적 변동과 세대간 지위세습

가족-학교-노동시장으로 연계되는 개인적 성취와 사회적 계층화의 과정은 세대내 개인의 생애과정을 하나의 시간축(개인적 시간)으로 한다면, 사회적 변화와 변동을 거치는 동안 이루어지는 세대간 지위세습을 또 하나의 다른 시간축(사회적 시간)으로 하고 있다. 세대에 걸친 사회적 시간의 흐름은 필연적으로 기존의 경제사회적 질서의 변동을 수반하며 이러한 변동과정에서 동일세대에 속한 개인들(cohort)은 자신들이 가지고 있는 자원과 위치에 따라서 서로 다른 기회와 제약에 당면하게 될 것이다. 이와 관련하여 Parkin(1971)의 말을 빌리면, “어느 사회나 특권적 위치를 점한 계층은 자신의 자녀세대가 자신들과 비슷한 계층 위치를 획득할 수 있도록 노력하는 경향이 강하며, 사회경제적 자원의 동원에 있어서의 계층간 불평등으로 인해 부모세대의 이러한 노력은 사회적 계층의 강한 세습화를 낳는다.”

그럼에도 불구하고 일반 근대화론자들(Davis and Moore, 1945 ; Davis, 1962 ; Bendix and Lipset, 1966)의 주장에 따르면 한 사회의 근대화-산업화가 진행될수록 그 사회의 기회구조는 보다 평등해지고 따라서 개인의 성취지위(직업적 지위)가 개인의 귀속적 지위에 의해 결정되는 정도가 점차 약해지며 결과적으로 보다 평등한 사회로 발전해 나간다고 본다. 산업화와 함께 보다 평등한 사회로의 발전의 촉매제에 대해서는 특수주의(particularism)에 입각한 전통적 가치체계의 보편주의(universalism)로의 진화를 지적하고 있으며, 보편주의 가치체계하에서는 사회적 성취과정은 산업사회에 특징적인 생산과 분배체계의 변화로 인해서 개인의 귀속적(ascriptive) 요인보다는 업적적(meritocratic) 요인, 특히 개인의 교육수준(education)과 능력(ability)에 의해서 더 결정된다는 요지의 주장이다.

따라서 본 논문에서의 또 다른 관심은 개인의 사회적 지위획득과정과 결과가 귀속적 지위에 의해 세습되고 결정되는 정도가 세대를 거치면서 어떻게 변해 왔는가, 즉 보다 평등한 열린 사회로 발전해 왔는가 아니면

전 세대의 불평등구조가 고착 내지는 심화되는 방향으로 진행되어 왔는가를 분석해 보고자 한다.

#### 4. 개발의 정치경제 그리고 새로운 불평등체계

위에서 언급된 근대화론자들의 선형적인 사회발전관이 비교사회적 관점에서 한국사회에 그대로 적용되기에는 너무 단순하며 낙관적이라는 것은 굳이 지적할 필요가 없을 것이다. 사회계층화의 과정에서 산업화와 탈산업화의 발전효과에 관한 논쟁은 오랜 역사를 가지고 있으나 몇 가지 중요한 주장들은 산업화과정에서의 국가의 성격과 개발의 정치경제 그리고 그에 따라 결정지어지는 경제사회적 분배메커니즘의 특성에 주목한다. 특히 중속발전으로 특징지어지는 제3세계에서의 경제사회적 발전은 정치의존적(politically contingent)이며 따라서 그 과정에서의 사회계층화는 경제적 효과뿐만 아니라 사회정치적 계획과 정책의 복합적 작용요인을 고려해야 한다는 지적이다(Dahrendorf, 1959 ; Sorokin, 1959 ; Parkin, 1971).

이와 관련하여 방하남·이성균(1996)은 “신흥개발국에서의 구조변동과 세대간 계급이동”의 연구를 통해 전 산업사회에서 산업사회로의 이전이 비교적 순조롭게 진행되었던 서구사회와는 달리 한국에서의 지난 30~40년간 경제개발의 역사는 사회적 재화의 확대재생산 과정이었음과 동시에 새로운 불평등체계가 생성·고착되어 온 새로운 계층화의 과정이었음을 경험적 분석을 통해 보여준 바 있다. Hout(1989)도 한국과 비슷한 후발국인 아일랜드의 사례연구를 통해 단축된 산업화 과정의 사회적 격변기(1950~75년)에 이루어진 세대간 계급이동체계가 전통적인 산업화가설에서 예상하는 대로 보다 열린 사회로의 단선적 진보를 보여주는 대신, 기회와 성취에 있어서 사회계층간 차이가 여전히 존속하고 있음을 확인하면서 이를 “새로운 기회, 지속적인 불평등(new opportunities, old inequalities)”이라는 말로 압축하여 표현하고 있다.

## 5. 지역간 불균등발전과 불평등의 내부화

한국의 산업화과정은 대외적으로는 종속발전으로 특징지어질 수 있는 한편, 대내적으로는 지역간 극심한 불균등발전(uneven development), 즉 종속발전의 지역적 내부화과정이었음을 부정할 수 없을 것이다. 이와 관련하여 본 연구에서는 세대간의 사회적 지위세습과 세대내 지위획득과정의 분석에 있어서 지역간의 차이에 주목하고자 한다. 즉 경제사회적 자원이 상대적으로 풍부하게 분배된 지역과 빈곤하게 분배된 지역 출신 간에 사회적 지위의 성취과정과 결과가 서로 다르게 나타날 것으로 추측된다. 보다 구체적으로 전자의 경우 후자에 비해 보다 견고한 세대간 지위세습 그리고 보다 확실한 세대내 성취과정이 이루어졌을 것을 가정한다. 다시 말하면 다차원에서의 지역적 불균등발전으로 인하여 전자의 경우 후자보다 부모세대의 사회적 자원이 자녀세대의 사회적 지위획득에 보다 강한 영향을 미치고, 개인의 세대내 성취과정에서 학교교육과 직업적 지위획득간의 연계가 보다 강하게 나타날 것으로 기대한다.

다른 한편 Kelley(1988)와 Boudon(1973)은 보다 미시적 차원에서 경제발전과 사회계층화의 과정이 단선적이지 않을 것이라는 예측을 하게 하는 몇 가지 중요한 지적을 하고 있다. Kelley(1978)에 의하면 부모세대에서 경제적 자원(소득과 부)과 사회적 지위(교육수준)가 불평등하게 분포되어 있을수록 자녀세대의 사회적 성취에 미치는 가족의 영향이 더 크게 나타나며 그만큼 열린 사회로의 발전이 더딜 것이라는 것이다. Boudon(1973)은 근대화와 함께 후세대의 학교교육 기간은 더 길어지게 되며 그만큼 교육과정에서 부모의 자원과 선택이 영향을 미칠 수 있는 단계가 많아지면서 자녀의 교육과 직업에 미치는 부모세대의 영향이 커질 수 있다는 주장이다. 이러한 지적들은 한국 사회에 특징적인 부모세대의 높은 교육열, 사회적 교환과정에서의 개인적·집단적 연줄(network)의 중요성, 인구에 비해 극히 제한된 자원과 기회에 대한 치열한 경쟁 등을 고려해 볼 때 본 논문의 분석결과와 관련하여 직접적인 시사점을 던져 주고 있다. 즉 1960년대부터 본격적으로 시작된 공업화와 함께 농촌의 노동력이 대거 도시의 제조업부문에 생산직으로 취업하고, 국가행정기구의 확대와 함께 직업

적 지위상승의 기회가 넓게 열렸던 1960~70년을 지나서 1980~90년대에 이르러서는 주로 새로운 계급(특히 신중산층)에 의한 세대간 지위세습이 주로 자녀에 대한 교육투자를 통하여 새로이 고착화되어 왔을 가능성이 존재한다.

이상에서 논의된 분석 과제들을 다시 정리하면 다음과 같다. 본 논문에서는 첫째, 학교에서 노동시장을 거치는 개인의 사회적 지위획득과정(교육->직업)이 어떻게 어느 정도 개인의 귀속적 지위(부모의 교육수준·직업지위)와 업적적 지위(본인의 학력)에 의해 결정되는가, 둘째, 이러한 사회적 지위획득과정에서 남녀별로 어떤 차이를 보여주고 있는가, 셋째, 그러한 사회적 지위의 세습-획득과정이 연령세대(age cohort)를 거치면서 보다 열린 구조로 발전했는가 아니면 고착화의 과정을 밟았는가, 넷째, 그리고 사회적 지위의 세습 및 획득과정이 지역적으로는 어떻게 다르게 나타나고 있는가를 분석하고자 한다.

## II. 자료 및 연구방법

### 1. 분석자료 및 변수

#### 가. 분석자료

본 연구를 위한 분석자료로 우리는 한국노동연구원에서 조사한 1차년도(1998년) 한국노동패널(Korea Labor and Income Panel Survey) 자료를 이용하였다. 응답자 중 현재 취업자에 해당하는 임금근로자와 비임금근로자를 분석대상으로 하였으며, 해당하는 응답자 6,427명 중에서 부친의 직업, 본인의 초직 등의 주요 분석변수에 누락값(missing values)이 있는 경우(538개)와 초직과 현직이 동일한 응답자(1,690개)를 제외한 4,199개의 사례가 최종 분석표본이 되었다.

## 나. 분석변수의 정의와 측정

본 연구에서 사용된 변수는 성, 연령집단(cohort), 본인의 출생지역, 본인의 학력, 부친의 학력, 1998년 조사 당시 본인 현직의 직업지위, 15세 이후 첫 직업의 직업지위, 본인이 만 14세 무렵 부친 직업의 직업지위 등이다. 본 연구에서는 과거의 연구와 달리 남성과 함께 여성도 분석대상에 포함을 하되 모형추정은 별도로 하여 지위세습 및 성취구조에 있어서 성별 차이를 부가적으로 비교분석하기로 한다. <표 6-1>은 분석에 사용된 변수들의 정의 및 조작 그리고 기술통계들을 제시한 것이다.

분석모형에 사용된 변수는 본인의 학력, 부친의 학력, 본인 현직의 직업지위, 본인 초직의 직업지위, 부친의 직업지위 등이다. 먼저 학력변수는 수학년수로 점수를 부여했으며 졸업자가 아닌 경우 해당 수학년수의 절반값을 부여하였다. 지위획득모형에서 학력은 대개 세 가지 방식으로 점수를 부여하는데, 수학년수 외에 학력수준에 따라 순위별로 점수를 부여하거나(Blau and Duncan, 1967 ; Featherman, Jones and Hauser, 1975 ; Hope, 1984), 직업지위에 따른 교육수준을 고려한 척도를 사용(Treiman and Terrel, 1975 ; Robinson and Kelley, 1979)하기도 하지만 지위획득모형을 분석한 연구자들은 일반적으로 수학년수를 선호하는 편이다(Balan, 1968 ; Holsinger, 1975 ; Lin and Yaeger, 1975 ; Kerckhoff, 1978 ; Herz, 1983 ; Roos, 1985 ; Treiman and Yip, 1989 ; 장상수, 1996).

직업변수는 지위획득모형에서 사용될 경우 주로 직업의 사회경제지수(socioeconomic index)나 직업위세척도(occupational prestige scale)가 쓰이고 있다. 지위획득모형을 분석한 국내 연구자들은 대부분 홍두승(1983)의 사회경제적 지위척도와 Treiman(1977)의 국제직업위세척도를 주로 사용하고 있다. 홍두승의 사회경제적 지위척도는 1975년 인구 센서스 자료의 직업별 소득과 교육의 중앙값 및 1976년 서울시 계층구조조사에서 측정된 31개 대표직업의 위세점수를 사용하여 1974년 한국표준직업분류의 소분류(3digit)별로 점수를 산출한 것으로 국내 연구자들에 의해서 널리 이용되고 있으나, 다른 국제적인 척도에 비해 엄밀성 및 세밀성에 있어서 떨어지고 표본에서 여성을 제외한 점<sup>1)</sup>과 한국노동패널 자료의 직업코딩



〈표 6-1〉 분석에 사용된 변수

변수명	변수 설명	단위	평 균	분산
SEX	남자 66.6%(2,796명), 여자 33.4%(1,403명)			
AGE	29세 이하 16.9%(709명), 30대 32.9%(1,381명) 40대 29.1%(1,221명), 50대 이상 21.1%(888명)			
BIRTH	경남 / 경북 34%(1,426명), 전남 / 전북 23.2%(972명) 기타 지역 42.8%(1,798명)			
PEDU3	본인의 학력년수* 무학=0 초등학교(중퇴 또는 재학)=3, 초등학교(졸업)=6 중학교(중퇴 또는 재학)=7.5, 중학교(졸업)=9 고등학교(중퇴 또는 재학)=10.5, 고등학교(졸업)=12 전문대(중퇴 또는 재학)=13, 전문대(졸업)=14 대학(중퇴 또는 재학)=15, 대학(졸업)=16 대학원 석사(중퇴 또는 재학)=17, 대학원 석사(졸업)=18 대학원 박사(중퇴 또는 재학)=19, 대학원 박사(졸업)=20	년	11.24	3.52
FEDU3	부친의 학력년수 무학=0 초등학교(중퇴 또는 재학)=3, 초등학교(졸업)=6 중학교(중퇴 또는 재학)=7.5, 중학교(졸업)=9 고등학교(중퇴 또는 재학)=10.5, 고등학교(졸업)=12 전문대(중퇴 또는 재학)=13, 전문대(졸업)=14 대학(중퇴 또는 재학)=15, 대학(졸업)=16 대학원(중퇴 또는 재학)=17, 대학원(졸업)=18	년	5.82	4.78
TPOCC	본인 현직의 직업지위(사회경제지수)		38.18	11.94
FNOCC	본인 초직의 직업지위(사회경제지수)		36.77	11.24
FTOCC	부친의 직업지위(사회경제지수)		29.64	11.63

주 : 졸업이 아닌 중퇴, 재학, 수료, 휴학의 경우 해당 수학기간의 절반 값 부여.

1) 홍두승은 여성 인구를 표본에서 제외시킨 두 가지 이유를 다음과 같이 밝히고 있다. “첫째로 계급 및 계층의 단위는 개인보다는 가구가 중심이 됨으로써 여성의 지위는 일반적으로 이차적인 것으로 간주되기 때문이며, 둘째로 예산상의 제약 때문이었다. 그렇지만 여성 인구를 배제시킨 것에 대해서는 다소 논란의 여지가 있을 수 있다”(홍두승, 1983 : 171).

이 1992년에 개정된 한국표준직업분류체계에 기초하여 이루어졌다는 점을 고려하여 본 연구에서는 사용하지 않았다. 우리 나라뿐만 아니라 여러 나라에서 광범위하게 사용되고 있는 Treiman의 국제직업위세척도 역시 본 연구에서 사용하지 않았는데, 그 이유는 세대간 지위세습에 관한 연구의 경우 사회경제 지수가 더 선호되고 있는데다(Treiman and Ganzeboom, 1990) 흥두승과 마찬가지로 구분류체계(ISCO-68 : International Standard Classification of Occupation)에 기초하고 있기 때문이다.

이상의 고려사항하에서 우리 자료에 적용하여 사용하기에 적절한 직업의 사회경제적 지위척도로서 Ganzeboom 등의 척도(Ganzeboom, De Graaf and Treiman, 1989)와 Kelley 등의 척도(Kelley and Klein, 1981)를 들 수 있다. 이 중에서 우리는 직업위세점수로 Ganzeboom 척도를 사용하였는데 그 이유는 첫째, Ganzeboom 등의 척도가 교육, 직업, 그리고 수입의 인과적 연계를 최적화하는 절차를 통해 나온 것인 데 반해서 Kelley 등의 척도를 기준으로 삼기에는 아직까지 해석이 분분한 부친의 직업을 포함하고 있다는 점이다. 두번째로 Ganzeboom 등의 척도는 국제표준직업분류(ISCO)의 세분류(4-digits)에 대해서도 점수를 제시하고 있는 데 반해서 Kelley의 척도는 단지 14개의 포괄적인 직업범주에 대해서만 점수를 제공하고 있기 때문에 한계가 있다. 세번째로 Ganzeboom 등의 척도는 1988년에 개정된 국제표준직업분류(ISCO-88)에 따라 점수를 제시하고 있는데 국제노동기구(ILO: International Labor Organization)의 권고에 따라 1992년에 개정된 한국표준직업분류는 ISCO-88의 분류틀을 그대로 유지하고 있다는 점에서 적용이 용이하다는 점도 고려하였다. <표 6-2>는 1992년 한국표준직업분류의 소분류별로 Ganzeboom 등의 국제 사회경제지위점수를 제시한 것이다.

## 2. 분석모형

세대간 지위세습 및 지위획득 과정을 분석하기 위해서 본 연구에서는 LISREL 구조방정식모형(Structural Equation Model)을 이용하였다. LISREL 구조방정식모형은 경로모형(Path Model)이라고도 하는데 다변인간의 선후적 인과관계를 추정하고 검증할 수 있도록 해주며, 그러한 인과관계의 구조 속

에서 선행(외생)변수가 후행(내생)변수에 미치는 총효과를 직접효과와 다른 중간 매개변수를 통한 간접효과로 분해할 수 있는 장점이 있다(Bollen, 1989).

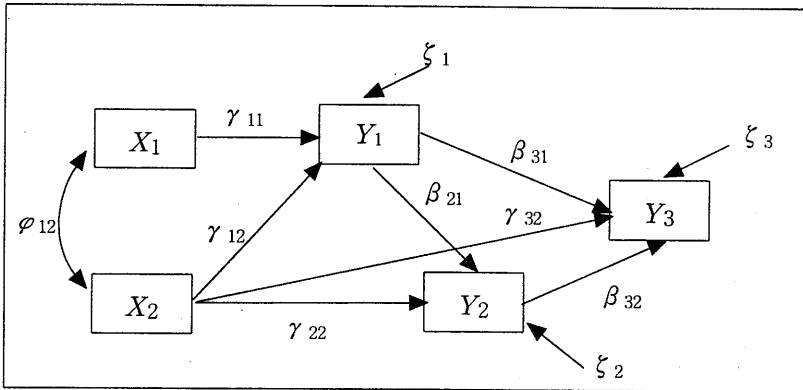
〈표 6-2〉 1992년 한국표준직업분류 소분류(3digit)별 국제 사회경제지수 점수

소분류 코드*	점수	소분류 코드	점수	소분류 코드	점수	소분류 코드	점수
1110	77	3110	49	5140	30	7530	26
1120	77	3120	52	5150	43	8110	35
1130	66	3130	52	5160	47	8120	30
1140	58	3140	57	5210	43	8130	22
1150	72	3150	50	5220	43	8140	27
1160	66	3210	50	5230	37	8150	35
1210	70	3220	55	6110	23	8160	32
1220	67	3230	38	6120	23	8170	26
1230	61	3240	49	6130	23	8210	36
1240	58	3310	38	6140	22	8220	30
1250	64	3320	38	6150	28	8230	30
1310	51	3330	38	6160	30	8240	29
1320	51	3340	38	6210	16	8250	38
2110	74	3410	55	7110	50	8260	30
2120	71	3420	55	7120	30	8270	29
2130	71	3430	54	7130	34	8280	31
2140	73	3440	56	7140	29	8290	26
2210	78	3450	56	7210	31	8310	36
2220	85	3460	43	7220	35	8320	34
2230	43	3470	52	7230	34	8330	26
2310	77	3480	38	7240	40	8340	32
2320	69	4110	51	7310	38	9110	29
2330	66	4120	51	7320	28	9120	28
2340	66	4130	36	7330	29	9130	16
2350	66	4140	39	7340	40	9140	23
2410	69	4190	39	7410	30	9150	27
2420	85	4210	48	7420	33	9160	23
2430	65	4220	52	7430	36	9210	16
2440	65	5110	34	7440	31	9310	21
2450	61	5120	32	7510	42	9320	20
2460	53	5130	25	7520	38	9330	29

주 : 제시한 코드번호는 표준직업분류의 소분류 번호로 1110번은 '입법공무원', 2310은 '대학 및 고등교육 교수' 등이다.

본 연구에서는 기본적으로 Blau와 Duncan(1967)의 기본모형을 토대로 세대간 지위세습 및 지위획득 과정을 분석하고 성별, 연령별, 지역별 차이를 살펴보고자 한다. [그림 6-1]은 Blau와 Duncan의 기본모형을 제시하고 있다. 여기에서 제시된 각각의 변수들은 다음과 같다.

(그림 6-1) Blau와 Duncan의 지위획득경로 기본모형(path diagram)



- 종속변수(dependent, endogenous):  $Y_1, Y_2, Y_3$ 
  - $Y_1$  : 본인의 학력년수
  - $Y_2$  : 본인 초직의 직업지위
  - $Y_3$  : 본인 현직의 직업지위
- 독립변수(independent, exogenous):  $X_1, X_2$ 
  - $X_1$  : 부친의 학력년수
  - $X_2$  : 부친의 직업지위

사회적 지위의 획득 과정은 귀속적 요인과 업적적 혹은 성취적 요인으로 구별할 수 있는데, 전자는 이 모형에서 외생변수인  $X_1$ (부친의 학력년수)과  $X_2$ (부친의 직업지위)가 해당되고, 후자는 내생변수인  $Y_1$ (본인의 학력년수)과  $Y_2$ (본인 초직의 직업지위) 그리고  $Y_3$ (본인 현직의 직업지위)가 해당된다. 외생변수인  $X_1$ 과  $X_2$  사이에는 상관관계가 존재하며, 내생변수인  $Y_1, Y_2, Y_3$  사이에는 선후적 인과관계(경로)가 존재하는 것으로 모형화한다. 독립변수인  $X_1$ 과  $X_2$ 는 본인이 사회이동을 체험하는 출발선상인 초

직의 지위획득에 영향을 미치는 귀속요인으로,  $Y_1$ 과  $Y_2$ 는 귀속요인과 도달지위인 현직 사이를 매개하는 변수로서 고려된다.

이를 선형구조방정식(Linear Structural Equation)으로 풀이해서 제시하면 다음과 같다.

$$\begin{cases} y_1 = \gamma_{11} x_1 + \gamma_{12} x_2 + \zeta_1 \\ y_2 = \beta_{21} y_1 + \gamma_{22} x_2 + \zeta_2 \\ y_3 = \beta_{31} y_1 + \beta_{32} y_2 + \gamma_{32} x_2 + \zeta_3 \end{cases}$$

여기에서  $B(m \times m)$ 와  $\Gamma(m \times n)$ 는 계수행렬을 나타내며,  $\beta$  계수들은  $Y$  내생변수들간의 직접효과를,  $\gamma$  계수들은  $X$  외생변수들이  $Y$  내생변수에 미치는 직접효과를 나타내 준다. 단, 추정상  $\zeta$  벡터는  $\xi$  와 상관관계가 없는 것으로 가정된다.

본 연구에서는 단일표본을 통한 모형추정 이외에 앞에서 언급한 주요한 비교집단(남녀별, 연령세대별, 지역별)간에 지위세습 및 지위획득 과정에 있어서 유의미한 차이성이 존재하는가를 검증하기 위하여 다중표본분석(Multi-Sample Analysis)을 실시할 것이다(이에 대한 자세한 소개는 Joreskog and Sorbom의 LISREL7, 제9장 참조). 다중표본분석은 서로 특성이 다른 나라, 지역 혹은 집단으로부터 추출된 표본들로부터 추정된 LISREL 모형과 그 모형에 포함되어 추정된 계수들이 표본집단간에 통계적으로 유의미한 차이가 존재하는지를 분석하는 데 사용하는 방법이다(Joreskog and Sorbom, 1989 : 227~244). 본 연구에서 추정하고자 하는 계수행렬은 다중표본분석에서는 다음과 같이 가정된다.

$$\begin{cases} B^{(1)} = B^{(2)} = \dots = B^{(G)}, \\ \Gamma^{(1)} = \Gamma^{(2)} = \dots = \Gamma^{(G)}, \\ \Psi^{(1)} = \Psi^{(2)} = \dots = \Psi^{(G)} \end{cases}$$

LISREL에서 다중표본간에 모형이 동일하다는 가정을 검증하기 위한

통계치를 구하는 공식을 소개하면 다음과 같다.

$$F = \sum_{g=0}^G (N_g/N) F_g(S^{(g)}, \Sigma^{(g)}, W^{(g)}),$$

$g$ 는 표본집단,  $N$ 은  $N_1 + N_2 + \dots + N_G$ 의 합으로 총표본을 의미.

### III. 분석결과

#### 1. 모형의 평가

LISREL에서는 제시된 분석모형이 전반적으로 주어진 경험자료와 부합하는지 어떤지를 알려 주는 부합지수들을 제시하는데 그러한 지수들로는 회귀분석의  $R^2$ 과 비슷하게 해석되는 일반부합도(GFI: Goodness of Fit Index)와 자유도를 고려한 AGFI(Adjusted Goodness of Fit Index), 잔차의 평균 차이를 보여주는 RMR(Root Mean square Residual) 등이 있다. 1에 가까울수록 더 좋은 모델임을 알려 주는 AGFI는 GFI보다 정확한 모형의 부합도 정도를 알려 주며 RMR은 분석자료로 공분산(Variance-Covariance Matrix)을 사용한 경우에는 별다른 의미가 없지만, 상관행렬(Correlation Matrix)을 사용한 경우 .05 이하이면 좋은 모형으로 평가받을 수 있다.

<표 6-3>은 분석에 사용된 변수들간의 상관계수를 보여주고 있다. LISREL 모형에서 이 상관관계 행렬은 경로계수의 추정을 위한 기초자료로 쓰인다. <표 6-4>는 각 분석모형의 부합지수 결과를 보여주고 있는데, 제시한 모형들은 포화모형(saturated model)으로부터 점차 간명모형(parsimonious model) 순으로 나열한 것이다. 모형의 타당성에 대한 통계적 검증을 하지 못하는 포화모형을 제외하고 Blau와 Duncan의 성취경로 기본모형인 모형 3이 전반적으로 좋은 부합도를 보여주고 있다.

<표 6-3> 변수들의 상관관계 행렬

변수들의 상관관계					
	부친의 교육	부친의 직업	본인의 교육	본인의 초직	본인의 현직
부친의 교육	1.000				
부친의 직업	.549**	1.000			
본인의 교육	.485**	.332**	1.000		
본인의 초직	.347**	.305**	.508**	1.000	
본인의 현직	.310**	.275**	.525**	.501**	1.000

주 : \*\* 상관 값이 0.01 수준에서 유의미함.

<표 6-4> LISREL 모형 부합도 지수

모 델	$\chi^2$	df	GFI	AGFI	RMR
모델 1	.00	0	1.000	-	.000
모델 2	16.60	1	.998	.976	.011
모델 3	16.61	2	.998	.988	.011
모델 4	41.49	3	.996	.980	.021
모델 5	75.58	4	.993	.973	.033

주 : 모델 1 : 포화모형; 모델 2 :  $\gamma_{21}$  제외; 모델 3 :  $\gamma_{21}/\gamma_{31}$  제외(Blau and Duncan 모형); 모델 4 :  $\gamma_{21}/\gamma_{31}/\gamma_{32}$  제외; 모델 5 :  $\gamma_{21}/\gamma_{31}/\gamma_{32}/\gamma_{12}$  제외.

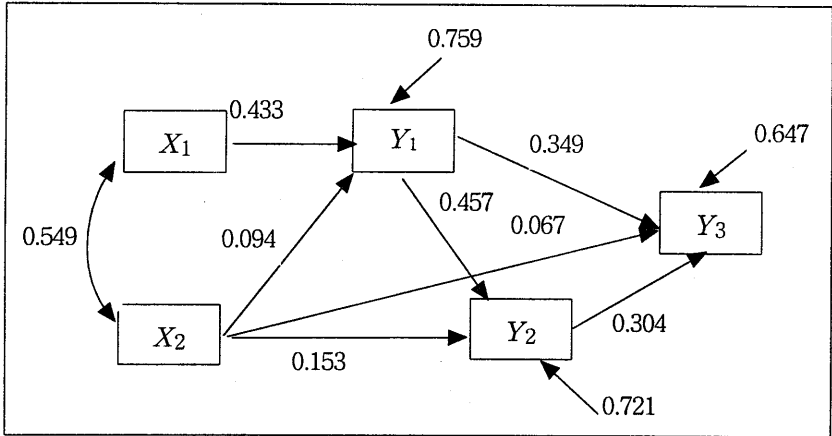
## 2. 모형의 추정결과

### 가. 기본모형의 추정결과

본 연구에서 최종 모형으로 설정한 LISREL 구조방정식 모형의 추정결과를 [그림 6-2]와 <표 6-5>에 제시하였다. [그림 6-2]에서 화살표 위에 표시된 숫자는 모수추정치이다.

[그림 6-2]와 <표 6-5>는 부친의 사회적 지위가 자녀의 사회적 지위로 직접 세습되기보다는 부친의 사회적 지위가 자녀의 교육수준에 영향을 미

(그림 6-2) 기본모형(path diagram)



<표 6-5> LISREL 구조방정식모형의 추정결과

모 수	추정치	표준오차	t-값
부친의 학력 → 본인의 학력( $\gamma_{1,1}$ )	.433	.016	26.94
부친의 직업 → 본인의 학력( $\gamma_{1,2}$ )	.094	.016	5.85
부친의 직업 → 본인의 초직( $\gamma_{2,2}$ )	.153	.014	11.03
부친의 직업 → 본인의 현직( $\gamma_{3,2}$ )	.067	.013	4.99
본인의 학력 → 본인의 초직( $\beta_{2,1}$ )	.457	.014	32.89
본인의 학력 → 본인의 현직( $\beta_{3,1}$ )	.349	.015	23.64
본인의 초직 → 본인의 현직( $\beta_{3,2}$ )	.304	.015	20.77
$L^2$	16.61(df= 2, p=.000)		

처 간접적으로 자녀의 사회적 지위에 미치는 효과가 가장 두드러진 지위 획득 경로임을 보여주고 있다. 곧 지위획득과정에서 부친의 학력 → 본인의 학력 → 본인의 초직 → 본인의 현직으로 이어지는 경로가 가장 주된 경로임을 알 수 있다. 세대간의 지위세습의 정도에 있어서는 직업적 지위의 직접적 세습( $\gamma_{2,2}=0.153$  ;  $\gamma_{3,2}=0.067$ )보다는 교육수준의 세습( $\gamma_{1,1}=0.433$ )이 더 강하게 나타나고, 이는 과거의 연구들에서도 동일하게 관측된 결과이며 해당 경로계수의 크기도 대략 비슷한 것으로 나타났다(예: 차종천, 1990, 1997 ; 장상수, 1996). 이것은 지위세습의 과정에서 부친의 직업보다 부친의 학력의 영향이 훨씬 크며 지위획득과정에서 가족배경의 영향이 직



접적으로 본인의 지위획득에 영향을 미치기보다는 본인의 학력을 매개로 해서 이루어진다는 사실을 보여주고 있다. 이러한 결과는 서구사회를 대상으로 분석한 과거의 많은 연구들(예: Goldthorpe, 1985 ; Hauser, 1984 ; Hauser and Grusky, 1988 ; Simkus, 1984)에서도 동일하게 나타나고 있는 결과로 산업사회에 특징적인 세대간 지위세습의 양태로 볼 수 있다(표 6-11참조).

<표 6-6>과 <표 6-7>은 부모의 사회적 지위, 본인의 학력수준 등 선행변수들이 본인의 초직과 현직에 미치는 전체효과 및 직접, 간접 효과를 분해하여 제시한 것이다. 이 표에서 본인의 학력이 본인의 초직과 현직 모두에 있어서 직접효과는 물론 전체효과도 가장 크다는 사실을 알 수 있다. 이와 함께 간접효과의 경우 본인의 초직과 현직에 대한 영향은 부친의 학력이 가장 크게 나타나고 있다. 이러한 결과는 부친의 학력과 본인의 학력간의 강한 세습관계와 학력이 직업지위에 미치는 강한 영향력으로

<표 6-6> 선행변수들이 본인의 초직에 미치는 전체, 직접 및 간접 효과

	본인의 초직		
	전 체 효 과	직 접 효 과	간 접 효 과
부친의 학력	.198(.010)*	.000	.198
부친의 직업	.196(.015)	.153	.043
본인의 학력	.457(.014)	.457	.000

주 : \* 괄호 안의 수치는 표준오차임.

<표 6-7> 선행변수들이 본인의 현직에 미치는 전체, 직접 및 간접 효과

	본인의 현직		
	전 체 효 과	직 접 효 과	간 접 효 과
부친의 학력	.211(.016)*	.000	.211
부친의 직업	.159(.016)	.067	.092
본인의 학력	.487(.014)	.349	.138
본인의 초직	.304(.015)	.304	.000

주 : \* 괄호 안의 수치는 표준오차임.

인한 것이다. 이와 같은 결과는 자녀의 사회적 지위획득과정에서 부모의 학력수준이 갖는 중요성을 확인해 주는 것이다.

동시에 이러한 결과는 비록 본인의 교육수준이 사회적 지위획득에 미치는 영향이 가장 크지만, 그것이 곧 한국 사회에서의 성취구조가 귀속적 요인보다는 개인의 성취업적(교육수준)에 의해 결정되는 개방사회로 볼 수 없게 만들고 있다. 오히려 자녀세대의 교육적 성취가 부모세대에서의 기회의 불평등을 현재의 직업적 지위로 증대하는 역할을 담당하는 것으로 보아야 할 것이다. 이를 보다 분명하게 살펴보기 위해서 귀속적 요인의 전체효과를 살펴볼 필요가 있다. 본인의 현직의 경우 귀속적 요인의 효과를 합산하면 전체효과는  $.508(=(\text{직접효과}, .067) + \text{간접효과}(.211+.092) + (\text{본인의 학력을 통한 간접효과} .138))$ 로 업적적 요인의 전체효과( $.653=.349 + .304$ )에는 미치지 못하지만 본인의 학력이 미치는 직접효과( $.349$ )보다 높게 나타나고 있음을 알 수 있다.

#### 나. 남녀별 지위획득모형의 추정결과

<표 6-8>은 남녀별로 구조방정식모형의 모수추정치를 제시한 것이다. 남녀별로 결과를 살펴보는 이유는 국내의 연구자들 대부분이 남성 취업자의 지위획득 결과를 제시하고 있기 때문에 이를 비교한다는 측면에서, 동시에 남성과 여성 취업인구의 지위획득 결과를 비교하기 위해서였다. 물론 경로모형의 경우 어떤 한 모형의 모수추정치를 다른 모형의 그것과 직접 비교하는 것은 의미가 없으나 지위획득의 전반적인 경향을 해석하는데 있어서 간접적인 해석은 가능하다는 것이 일반적인 시각이다.

먼저 남성 표본의 모수추정치는 기본 성취경로에 있어서 국내의 연구와 유사한 결과를 보여주고 있다. 이 표는 곧 '부친의 학력' → '본인의 학력' → '본인의 초직' → '본인의 현직'으로 이어지는 경로가 지위획득과정의 주된 경로임을 드러내고 있다. 다만, 현재의 직업지위에 미치는 본인의 학력과 초직의 효과와 관련하여 본 연구결과는 본인의 학력이 초직의 효과보다 높게 나타나고 있는데, 이는 Blau와 Duncan(1967)을 비롯하여 외국 연구자들의 대다수 결과와 일치하는 것이지만, 국내 연구 결과 중 심윤종·양종희·김정탁(1986), 장상수(1996)와 차종천(1992, 1997)의 연구

〈표 6-8〉 남녀별 구조방정식모형의 모수추정치

모 수	남 성	여 성
부친의 학력 → 본인의 학력( $\gamma_{1,1}$ )	.385(.020)*	.551(.018)
부친의 직업 → 본인의 학력( $\gamma_{1,2}$ )	.117(.020)	.060(.018)
부친의 직업 → 본인의 초직( $\gamma_{2,2}$ )	.134(.017)	.152(.016)
부친의 직업 → 본인의 현직( $\gamma_{3,2}$ )	.077(.016)	.053(.017)
본인의 학력 → 본인의 초직( $\beta_{2,1}$ )	.458(.017)	.527(.016)
본인의 학력 → 본인의 현직( $\beta_{3,1}$ )	.359(.018)	.315(.020)
본인의 초직 → 본인의 현직( $\beta_{3,2}$ )	.303(.018)	.303(.019)
$L^2$	3.14 (d.f.= 2, p=.208)	33.52 (d.f.= 2, p=.000)

주 : \* 괄호 안의 수치는 표준오차임.

결과와 정반대로 나타난 것이다(표 6-11 참조). 장상수는 본인의 지위획득에서 본인의 학력보다 본인 초직의 영향력이 가장 큰 이유를 서구와 동아시아의 고용관행이 작용한 것으로 해석하고 있다(장상수, 1996 : 63). 이 같은 결과는 분석자료, 분석모형 및 학력과 직업변수의 측정상의 차이 등에서 비롯된 것일 수 있으나 향후 보다 엄밀한 분석이 이루어져야 할 것으로 보인다.

이와 함께 본인의 학력에 영향을 미치는 부친의 학력과 직업의 효과의 경우 부친의 학력이 부친의 직업보다 더 영향을 미친다는 점에서 대부분의 연구가 일치된 결과를 보여주고 있으나 그 정도에 있어서 차이가 나타난다. 본 연구결과를 비롯하여 장상수(1996), 차종천(1992, 1997)의 연구 결과는 Blau와 Duncan(1967)의 결과보다 부친의 학력이 본인의 학력에 미치는 영향이 비교적 큰 데 반해서 부친의 직업이 미치는 영향은 낮게 나타나고 있는데, 장상수(1996 : 62~63)는 이를 경제적 자본보다 문화적 자본을 중시하는 경향, 즉 우리 사회의 전통적인 교육 중시 경향에서 비롯된 것으로 보고 있다.

여성의 경우 표본의 분석결과 부친의 학력이 본인의 학력에 미치는 영향이 남성에 비해 월등히 높게 나타나고 있는 데 반해서 부친의 직업이 본인의 학력에 미치는 영향은 아주 낮게 추정되는 차이점을 보여주고 있다. 이러한 차이를 보다 분명하게 살펴보기 위해서 남녀별로 현직에 미치는 변수들의 전체효과와 직접 및 간접효과를 분해해서 검토해 볼 필요

가 있다. <표 6-9>는 이를 제시한 것으로 남성보다 여성의 경우 지위획득에 있어서 부친의 학력이 미치는 영향이 더 크다는 사실을 알 수 있다. 남녀별로 본인의 현직에 미치는 귀속적 요인의 전체적인 효과 역시 남성은 .492인 데 비해서 여성의 경우는 .549로 더 높게 나타나고 있다. 이 같은 결과는 한국 사회에서 남성보다 여성의 경우 세대간 사회적 지위세습이 더 강하며 출신가족의 영향을 더 받는 것으로, 사회이동에 있어서 남자보다 한층 더 제약된 조건하에 있음을 간접적으로 보여주는 것이다. 이는 본인의 학력이 직업적 지위획득에 미치는 영향을 통해서도 알 수 있는데 본인의 학력이 미치는 전체효과에 있어서 여성(.475)이 남성(.457)보다 약간 높지만 직접효과는 반대로 남성(.359)이 여성(.315)보다 높다는 사실을 통해서 뒷받침되고 있다.

남녀 표본간의 이러한 차이가 통계적으로 유의미한지를 살펴보기 위해 다중표본분석(multi-sample analysis)을 수행하였다. 앞의 결과에 대한 지금까지의 해석이 모수추정치와 전체효과에 있어서 남녀간에 통계적으로 유의미한 차이가 존재하고 있다는 가정 아래 이루어진 것이기 때문에 다중표본분석은 이러한 가정이 타당한지를 검증해 줄 수 있을 것이다.

<표 6-10>은 다중표본분석 결과를 보여주고 있는 것으로 모델 4와 모델 5만이 통계적으로 유의미하며(P값이 .05 이상), 모델 4의 부합도가 가장 좋은 것으로 미루어( $\gamma_{11}$ 와  $\gamma_{12}$ 를 제외했을 때 부합도가 가장 좋아짐) 가족 배경이 본인의 학력에 미치는 영향에 있어서 남녀간에 유의미한 차이가 존재한다는 가정은 타당한 것으로 보인다.

#### 다. 연령집단(cohort)별 지위획득모형의 추정결과

본 연구에서는 세대간의 지위세습과 지위획득과정이 어떻게 연령세대를 거치면서 변해 왔는가를 분석해 보기 위해 동일한 경로모형을 연령집단별로 추정하여 보았다. 연령집단은 관행을 따라서 각각 20대, 30대, 40대, 50대 이상의 네 집단으로 구분하였는데, 20대의 경우 아직 세대내의 지위획득과정이 안정된 상태로 들어가기 전이 대부분일 것으로 보아 변화 경향은 나머지 3개의 연령동기세대를 중심으로 살펴볼 것이다. 우리는 이러한 분석을 통해 앞에서 개관한 대로 Trieman(1970) 등의 산업화가설(산업화

〈표 6-9〉 본인의 현 직위에 미치는 전체, 직접 및 간접 효과: 남녀별

		본인의 현직		
		전체효과	직접효과	간접효과
남 성	부친의 학력	.198(.010)*	.000	.198
	부친의 직업	.196(.015)	.077	.119
	본인의 학력	.457(.014)	.359	.098
	본인의 초직	.303(.018)	.303	.000
여 성	부친의 학력	.261(.013)	.000	.261
	부친의 직업	.128(.019)	.053	.075
	본인의 학력	.475(.017)	.315	.160
	본인의 초직	.303(.019)	.303	.000

주 : \* 괄호 안의 수치는 표준오차임.

〈표 6-10〉 남녀별 표본에 대한 다중표본분석(Multi-Sample Analysis) 결과

	$\chi^2$	Degrees of Freedom	P-value
모델 1	84.25	14	.000
모델 2	60.44	11	.000
모델 3	31.83	6	.000
모델 4	7.03	6	.318
모델 5	6.23	5	.284

주 : 모델 1:  $\beta, \gamma$ 와  $\psi$ 가 모두 같음; 모델 2:  $\beta, \gamma$ 만 같음; 모델 3:  $\beta, \gamma, \eta$ 만 같음;  
모델 4:  $\beta, \gamma, \zeta$ 만 같음; 모델 5:  $\beta$ 만 같음.

의 진전에 따른 지위세습의 약화 및 업적요인의 영향강화가설)과 이에 대한 Boudon(1973)의 대립가설, 그리고 Diprete와 Grusky(1990)의 지위유지가설 등을 검증해 보고 지위획득과정의 변화 추세가 어떠했는지를 알아볼 수 있을 것이다. 물론 이러한 분석은 보다 엄밀하게 시계열적인 자료(time-series data)를 요구하지만 이것은 추후 연구과제로 넘기고 여기에서는 연령집단(cohort)별로 변화 추세를 살펴보고자 한다.

〈표 6-11〉 연구자별 지위획득모형의 모수추정치 비교

연구자	나 라	조사년도	EDf <sup>1)</sup>	OCCf <sup>2)</sup>	ED <sup>3)</sup>	OC CI <sup>4)</sup>	R <sup>2</sup>	표 본	직업코드 <sup>5)</sup>
<b>▣ 국외 연구자</b>									
Blau and Duncan	미 국	1962년	-	.12	.39	.28	.43	남성 20~64세	D
Chew, Seen Kong	싱가포르	1969/70년	.10	-	.50	-	-	21세이상 중국남자	D
			.00	-	.70	-	-	21세이상 중국여자	D
Featherman, et al.	호 주	1965년	.04	.11	.28	.36	.39	남성 20세 이상	D
	미 국	1962년	-.02	.11	.38	.29	.40	남성 20~40세	D
Herz	독일연방	1974년	-	.14	.48	-	.30	남성 경제활동인구	T
	미국	1974년	-	.07	.50	-	.28	남성 경제활동인구	T
Quah and Chew	싱가포르	1984년	-.12	.10	.36	-	-	남성 경제활동인구	D
			.15	-.00	.57	-	-	여성 경제활동인구	D
Roos	일 본	1967년	-	.13	.38	-	.22	남성 20~64세	M
		1967년	-	.20	.35	-	.24	여성 20~64세	M
Wilson	아르헨티나	1960년	-	.06	.47	.29	.45	수도 남성가구주	S
	브라질	1960년	-	.20	.53	-	.44	수도 남성가구주	S
	칠 레	1960년	-	.20	.40	.18	.33	수도 남성가구주	S
Treiman and Yip	오스트리아	1974년	-	.13	.54	-	.23	남성 25~64세	T
	브라질	1973년	-	.16	.52	-	.35	남성 25~64세	T
	영 국	1972년	-	.18	.41	-	.26	남성 25~64세	T
	인 도	1971년	-	.50	.17	-	.33	남성 25~64세	T
	일 본	1975년	-	.16	.37	-	.21	남성 25~64세	T
	필리핀	1972년	-	.33	.22	-	.18	남성 25~64세	T
	대 만	1970년	-	.15	.35	-	.18	남성 25~64세	T

<표 6-11>의 계속

연구자	나라	조사년도	ED <sup>1)</sup>	OCC <sup>2)</sup>	ED <sup>3)</sup>	OCC <sup>4)</sup>	R <sup>2</sup>	표본	직업코드 <sup>5)</sup>
■ 국내 연구자									
설동훈	한국	1978년	-	.08	.63	-	.45	임금노동자*	홍
	한국	1989년	-	.13	.41	-	.21	임금노동자**	홍
심윤중 외	한국	1986년	-	.02	.04	.66	.66	사무직***	홍
안치민	한국	1980년	.06	.26	.51	-			
장상수	한국	1990년	-	.06	.21	.45	.38	남성 경제활동인구	T
차종천	한국	1976년	.02	.44	.08	.46	.59	경상도 출신****	홍
			-.02	.72	.07	.11	.65	전라도 출신	홍
			-.04	.46	.15	.33	.51	기타지역 출신	홍
	한국	1990년	-	.06	.18	.48	-	남성 경제활동인구	T
	한국	1995년	-	.10	.28	.43	-	남성 경제활동인구	T

주 : 표 작성은 다음 자료를 참고하였음. Treiman, Donald J. and Ganzeboom, Harry B.G.(1990), "Cross-National Comparative Status-Attainment Research", *Research in Social Stratification and Mobility*, Vol. 9. pp. 105~127.

1) 아버지의 교육 2) 아버지의 직업지위 3) 본인의 학력 4) 본인 초직의 직업지위 5) 직업코드: 홍 = 직업의 사회경제적 지위(1983년). D = Duncan의 사회경제지수(1961년). M = Roos의 직업임금을 척도(1985년). T = Treiman의 국제위세척도(1977년).

\* 제조업과 광업 및 서비스업 사업체의 생산직과 사무직 노동자 663명.

\*\* 노동자수 30인 이상 사업체의 생산직과 사무직 노동자 1,865명.

\*\*\* 사업체의 사무직 노동자 604명.

\*\*\*\* 이하는 서울 거주 21세에서 65세 이하의 남성 가구주 774명 중 출신지역별 결과임.

<표 6-12>는 연령집단(cohort)별로 지위획득모형의 모수추정치를 제시하고 있다. 표에 제시된 경로계수들을 통해 몇 가지 경향을 정리해 볼 수 있다. 먼저 사회적 지위의 세대간 직접적 세습효과에 있어서 부모의 학력이 자녀의 교육에 미치는 영향( $\gamma_{1,1}$ ), 부모의 직업지위가 자녀의 초직에 미치는 효과( $\gamma_{2,2}$ ) 어느 것에 있어서도 단선적인 감소나 증가를 하지 않고 '무경향적 변동'(Diprete and Grusky, 1990)을 보이는 반면, 세대내의 지위

〈표 6-12〉 연령집단(cohort)별 구조방정식모형의 모수추정치

모 수	30대 미만	30대	40대	50대 이상
$\gamma_{1,1}$	.239(.021)*	.300(.021)	.401(.020)	.354(.019)
$\gamma_{1,2}$	.101(.021)	.171(.017)	.106(.018)	.147(.019)
$\gamma_{2,2}$	.116(.018)	.221(.017)	.084(.017)	.140(.017)
$\gamma_{3,2}$	.101(.017)	.077(.017)	.046(.016)	.030(.017)
$\beta_{2,1}$	.290(.018)	.398(.017)	.529(.017)	.453(.017)
$\beta_{3,1}$	.290(.018)	.330(.018)	.340(.018)	.358(.018)
$\beta_{3,2}$	.225(.018)	.295(.018)	.363(.018)	.283(.018)

주 : \* 괄호 안의 수치는 표준오차임.

〈표 6-13〉 연령집단(cohort)별 현직에 미치는 전체효과

변 수	본인의 현직											
	30대 미만			30대			40대			50대 이상		
	전체	직접	간접	전체	직접	간접	전체	직접	간접	전체	직접	간접
부친의 학력	.171	.000	.171	.226	.000	.226	.213	.000	.213	.172	.000	.172
부친의 직업	.295	.122	.173	.167	.052	.115	.133	.046	.087	.142	.031	.111
본인의 학력	.572	.368	.204	.589	.386	.203	.532	.340	.192	.487	.359	.128
본인의 초직	.370	.370	.000	.373	.373	.000	.363	.363	.000	.283	.283	.000

획득과정에 있어서 본인의 초직과 현직의 지위에 미치는 본인 학력의 직접적인 영향은 지속적으로 감소하는 경향을 보여주고 있다는 것이다.

이러한 경향을 지위획득모형의 전체 구조에서 보다 총체적으로 살펴보기 위해서 귀속적 요인(부모세대의 사회적 지위)과 본인의 성취지위(즉 교육 및 초직의 지위)가 최종적 지위로서 본인의 현직에 미치는 전체효과와 직접, 간접효과를 각각 살펴볼 필요가 있다. <표 6-13>에 제시된 결과 중 전체효과를 중심으로 살펴보면, 부친의 학력이 본인의 현직의 지위에 미치는 전체효과는 50대 이상에서 30대에 이르는 세대교체 기간 동안 증가하여 왔으며(.172→.213→.226), 부친의 직업지위가 미치는 전체효과도 40대에서 약간 줄어든 것으로 나타나지만 50대 이상과 30대를 비교할 경우 오히려 더 커진 것을 볼 수 있다(.142→.133→.167). 아울러 부모의 사회적 지위가 현직에 미치는 전체효과를 살펴보면 30대는 .596, 40대는



.538, 50대 이상은 .442로 나타나, 귀속적 요인의 전체효과 또한 점차 증가해 왔음을 알 수 있다. 한편 본인의 성취지위(특히 학력)가 현직의 지위에 미치는 영향은 50대 이상에서 30대 젊은 세대로 내려올수록 거의 단선적으로 증가하고 있음을 볼 수 있다(.487→.532→.589).

이상의 분석결과를 정리해 보면 우리는 세대내 성취과정은 산업화가설이 얘기하고 있는 대로 연령세대를 거치면서 업적적 요인(교육)이 지위 획득에 미치는 영향이 점점 커져가는 방향으로 변화해 왔으나, 사회적 지위의 세대간 세습과정에 있어서는 산업화가설대로 귀속적 요인의 영향이 단선적으로 감소하지 않고 반대로 증가하여 왔다는 것을 지적할 수 있다. 이러한 결과는 Hout(1989)이 아일랜드의 경험에 대해 지적한 대로, 한국 사회의 경우도 단축된 산업화과정의 사회적 격변기(1960~90)에 이루어진 세대간 지위세습체제가 전통적인 산업화가설에서 예상하는 대로 보다 열린 사회로의 단선적 진보를 보여주는 대신, 기회와 성취에 있어서 사회계급간 불평등이 계속 존속해 왔음을 확인해 주고 있는 것이다.

다음으로 <표 6-14>와 <표 6-15>은 남녀별로 지위획득모형의 모수추정치와 본인의 초직과 현직의 지위에 미치는 선행요인들의 전체효과를 제시하고 있다. <표 6-15>에서 알 수 있는 것은 먼저, 본인의 학력에 미친 부친 학력의 영향의 경우 남성보다는 여성이 더 크며, 둘 다 지속적으로 감소하는 경향이 있다는 점이다. 다음으로 본인의 학력에 미친 부친 직업지위의 영향은 남성의 경우 다소 감소하는 양상을 보여주고 있으나 여성의 경우 증가하는 양상을 보여주고 있다. 부친의 직업지위가 본인의 초직에 미치는 영향은 여성이 남성보다 컸으나 30대 이후의 경우 오히려 남성이 여성보다 큰 것으로 나타나고 있다. 부친의 직업지위가 본인의 현직에 미치는 영향은 남성과 여성 간에 차이가 거의 없으며 전반적으로 증가하는 추세를 보여주고 있다. 본인의 학력이 본인의 초직에 미치는 영향은 남성보다 여성이 더 큰 데 반해서 현직에 미치는 영향은 남성이 여성보다 큰 것으로 나타났다. 마지막으로 본인의 초직이 본인의 현직에 미치는 영향은 남녀간에 큰 차이가 없으며 변화추세에 있어서도 동일하게 점차 감소되는 경향을 보여주고 있다.

<표 6-15>는 각 연령집단에 대해서 남녀별로 현직에 미치는 변수들의 전체효과를 제시하고 있다. 먼저 지위획득에 있어서 부친의 학력이 미치

〈표 6-14〉 연령집단(cohort)의 남녀별 모수추정치

모 수	30대 미만		30대		40대		50대 이상	
	남성	여성	남성	여성	남성	여성	남성	여성
$\gamma_{11}$	.150(.021)*	.318(.021)	.243(.021)	.441(.020)	.376(.020)	.428(.019)	.341(.020)	.435(.017)
$\gamma_{12}$	.067(.021)	.115(.021)	.216(.021)	.078(.020)	.124(.020)	.066(.019)	.136(.020)	.266(.017)
$\gamma_{22}$	.117(.018)	.050(.019)	.203(.018)	.238(.016)	.055(.017)	.170(.016)	.038(.016)	.079(.018)
$\gamma_{32}$	.112(.017)	.100(.018)	.093(.017)	.035(.018)	.059(.015)	-.004(.017)	.053(.014)	.046(.019)
$\beta_{21}$	.230(.017)	.289(.019)	.386(.018)	.502(.016)	.548(.017)	.537(.016)	.477(.017)	.512(.018)
$\beta_{31}$	.367(.017)	.220(.019)	.378(.018)	.183(.020)	.335(.018)	.244(.019)	.365(.018)	.214(.021)
$\beta_{32}$	.192(.016)	.217(.018)	.272(.017)	.378(.021)	.380(.017)	.386(.017)	.280(.018)	.290(.020)

주 : \* 괄호 안의 수치는 표준오차임.

〈표 6-15〉 연령집단(cohort)의 남녀별 현직에 미치는 전체효과

변 수	전체효과			
	30대 미만	30대	40대	50대 이상
남 성				
부친의 학력	.062(.009)*	.117(.011)	.204(.013)	.170(.011)
부친의 직업	.162(.019)	.252(.019)	.147(.019)	.143(.019)
본인의 학력	.411(.017)	.483(.017)	.543(.016)	.498(.017)
본인의 초직	.192(.017)	.272(.017)	.380(.017)	.280(.018)
여 성				
부친의 학력	.090(.008)	.164(.011)	.193(.012)	.158(.010)
부친의 직업	.144(.019)	.154(.019)	.092(.019)	.165(.019)
본인의 학력	.282(.019)	.372(.018)	.451(.017)	.363(.020)
본인의 초직	.217(.019)	.378(.021)	.386(.020)	.290(.020)

주 : \* 괄호 안의 수치는 표준오차임.

는 영향은 남성이 여성보다 컸으나 30대 이후부터 여성이 남성보다 커지는 양상을 보여주고 있다. 부친의 직업이 미치는 영향은 부친의 학력이 미치는 영향과는 반대로 40대 이후부터 남성이 여성보다 커지는 양상을 보여주고 있다. 지위획득과정에서 본인의 학력이 미치는 영향은 여성보다 남성의 영향이 더 컸으며 그 폭이 점차 벌어지고 있는 양상을 보여준다. 마지막으로 본인의 초직이 미치는 영향은 남성보다는 여성의 영향이 더

큰 양상을 보여주고 있다. 이러한 결과는 해석에 있어서 다소 혼란스러운 데 감정적으로 내릴 수 있는 결론은 남성과 여성 간의 차이, 혹은 사회적 불평등이 어떤 특정한 경향(계속 증가 혹은 계속 감소)을 갖는다고 보기 어렵다고 할 수 있다.

<표 6-16>은 연령집단간의 성취구조에서의 통계적 유사성을 검증하기 위해 다중표본분석(multi-sample analysis)을 실시한 결과이다. 분석 결과 모수추정치인  $\gamma$ 와  $\beta$ 가 모두 같다는 모델 2와  $\gamma_{22}$ 와  $\beta$ 가 같다는 모델 3의 경우 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타나, 연령집단간에 부친의 직업이 본인의 초직에 미치는 정도는 다르다는 가정은 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 반면 연령집단간 세습 및 성취구조상의 차이에 대한 다른 가정들은 전반적으로 통계적 유의미성을 지지받지 못하고 있어서 지위세습의 정도와 성취구조가 세대간에 뚜렷한 변화를 보이지 않고 있음을 확인해 주고 있다.

#### 라. 출신지역별 지위획득모형의 추정결과

다음으로 우리는 지위획득모형의 출신지역별 비교분석을 통해 사회적 지위의 세습 및 성취과정에 있어서 출신지역별 차이와 차등이 존재하는가 그리고 존재한다면 어떻게 존재하는가를 분석해 보려고 한다. 특히 영남과 호남 출신 간에 사회적 불평등이 존재하는지를 경험적으로 검토하기 위해 출신지역을 경남·경북, 전남·전북, 그리고 기타 지역으로 묶었다. 김문조(1993)는 사법계(법관)를 제외한 정치(장·차관, 국회의원), 군사(군장성), 경제(재벌 경영자, 은행장 등) 등 모든 부문의 엘리트들의 출신지역에 있어서 영남지역 출신자들이 호남지역 출신자보다 두 배 이상 많으며, 지역적 발전에 있어서도 영남지역은 거점성장정책의 결과로 산업기지로 개발된 지역이 많은 반면, 호남지역은 경제적 낙후지로 전락하였음을 지적한 바 있다.

<표 6-17>은 출신지역별로 추정된 경로모형의 모수추정치를 제시한 것이다. 모형의 추정결과 출신지역간의 차이에 있어서 남성과 여성 표본의 결과가 약간 다른 결과를 보이고 있는데, 본문에서는 남성의 결과를 중심으로 논의하고자 한다. 사회적 지위세습 및 성취과정에서 경남/경북

〈표 6-16〉 연령집단(cohort)별 표본에 대한 다중표본분석(Multi-Sample Analysis) 결과

모 델	$\chi^2$	Degrees of Freedom	P-value
모델 1	80.09	38	.000
모델 2	70.99	29	.000
모델 3	23.31	14	.055
모델 4	19.25	14	.156
모델 5	43.86	14	.000
모델 6	17.23	14	.244
모델 7	16.41	11	.127

주 : 모델 1:  $\beta, \gamma$ 와  $\phi$ 가 모두 같음; 모델 2:  $\beta, \gamma$ 만 같음; 모델 3:  $\beta, \gamma_{11}$ 만 같음; 모델 4:  $\beta, \gamma_{12}$ 만 같음; 모델 5:  $\beta, \gamma_{22}$ 만 같음; 모델 6:  $\beta, \gamma_{32}$ 만 같음; 모델 7:  $\beta$ 만 같음.

출신과 전남/전북 출신간에 뚜렷한 차이를 보여주고 있는 것은 첫째로, 세대간의 지위세습의 정도에 있어서, 경남/경북이 전남/전북에 비하여 일관되게 강하게 나타나고 있다는 것이다(즉  $\gamma_{1,1}=.354 : .345$ ;  $\gamma_{1,2}=.137 : .043$ ;  $\gamma_{2,2}=.169 : .132$ ). 즉 세습부친의 사회적 지위가 자녀의 학력에 미치는 영향과 초직의 지위에 미치는 영향이 후자에 비해 전자의 경우가 보다 크게 나타나고 있다. 둘째로, 세대내 지위획득과정에 있어서는, 경남/경북의 경우 본인의 학력이 초직에 미치는 영향( $\beta_{2,1}=.467 : .445$ ), 이어서 본인의 초직이 현직의 지위에 미치는 영향( $\beta_{3,2}=.360 : .192$ )이 전남/전북에 비하여 크게 나타나고 있고, 특히 초직의 지위가 현직의 지위로 이어지는 정도에 있어서 두 지역간에 큰 차이를 보이고 있다. 반면, 본인의 학력이 현직의 지위에 미치는 영향( $\beta_{3,1}=.320 : .405$ )은 전남/전북이 경남/경북에 비하여 크게 나타나고 있다.

이러한 추정결과를 정리하면 경남/경북의 경우 전남/전북에 비해 부모 세대의 사회적 지위가 자녀세대에 보다 확실하게 세습이 되고, 교육을 통한 초직의 지위획득효과는 두 지역 출신이 비슷한 반면, 일단 획득한 초직의 지위가 현재의 직업지위로 연계되는 정도가 전자의 경우가 후자에 비해 훨씬 강하게 나타나 호남 출신보다 영남 출신자들의 지위획득과정보다 정연하고 일관되며 부모세대의 사회적 지원을 더 많이 받고 있는 것

<표 6-17> 출생지의 남녀별 구조방정식모형의 모수추정치

모 수	경남/경북		전남/전북		기타 지역	
	남성	여성	남성	여성	남성	여성
$\gamma_{1,1}$	.354(.020)	.591(.018)	.345(.020)	.494(.020)	.422(.020)	.536(.020)
$\gamma_{1,2}$	.137(.020)	.064(.018)	.043(.020)	.095(.017)	.136(.020)	.038(.020)
$\gamma_{2,2}$	.169(.017)	.274(.016)	.132(.017)	-.018(.017)	.106(.018)	.139(.016)
$\gamma_{3,2}$	.088(.016)	.057(.017)	.081(.016)	.125(.017)	.070(.016)	.000(.017)
$\beta_{2,1}$	.467(.017)	.463(.016)	.445(.017)	.558(.017)	.454(.017)	.531(.016)
$\beta_{3,1}$	.320(.018)	.322(.018)	.405(.018)	.328(.020)	.362(.018)	.320(.020)
$\beta_{3,2}$	.360(.018)	.339(.019)	.192(.018)	.228(.019)	.318(.017)	.294(.020)

주 : \* 괄호 안의 수치는 표준오차임.

으로 보인다. 한편 호남 출신들의 경우 지위획득과정이 부모세대로부터의 사회적 지위의 세습이나 세대내에서의 정연한 연계(초직→현직)를 통하여 이루어지는 정도가 상대적으로 약한 대신 본인의 학력을 통하여 결정되는 정도가 상대적으로 강한 것으로 나타나고 있다.

<표 6-18>은 본인의 현직에 미치는 각 선행변수들의 전체효과를 제시한 것으로 영·호남의 차이를 보다 명확하게 보여주고 있다. 남성 표본의 경우 각 선행변수들이 본인의 현 지위획득에 미치는 전체효과에 있어서 본인의 학력이 미치는 영향은 거의 유사한 데 비해, 다른 변수들은 경남/경북 출신들이 전남/전북 출신들보다 전반적으로 높게 나타나고 있다. 이 중에서 특히 두드러진 것은 부친의 직업이 미치는 전체효과와 앞에서 지적한 대로 본인의 초직이 미치는 직접효과이다. 경남/경북 출신들은 각각 .207과 .360인 데 비해서 전남/전북 출신들은 .127과 .192로 낮게 나타나고 있다.<sup>2)</sup>

이러한 가정들과 해석이 통계적으로 유의미한지를 살펴보기 위해서 경

2) 이러한 결과를 다른 방향에서 해석하면 경남/경북 출신의 경우 출신 배경에 따른 사회적 불평등이 호남지역에 비해 더 심하다고 볼 수도 있다. 곧 호남지역이 경제적으로 소외된 것은 사실이나 영남지역 출신들의 경우 사회적으로 성공한 사람을 더 많이 배출하였음에도 불구하고 사회적으로 성공한 사람과 그렇지 못한 사람 간의 차이가 더 크다는 점에서 영남지역 내의 불평등의 정도는 호남지역보다 더 심하다고 할 수 있다.

<표 6-18> 출생지의 남녀별 현직에 미치는 전체효과

		전체효과		
		경남/경북	전남/전북	기타
남 성	부친의 학력	.173(.011)*	.170(.012)	.214(.012)
	부친의 직업	.207(.019)	.127(.019)	.172(.019)
	본인의 학력	.488(.017)	.491(.017)	.506(.017)
	본인의 초직	.360(.017)	.192(.018)	.318(.017)
여 성	부친의 학력	.283(.013)	.303(.013)	.255(.013)
	부친의 직업	.181(.019)	.226(.018)	.058(.020)
	본인의 학력	.479(.017)	.543(.016)	.476(.018)
	본인의 초직	.339(.019)	.491(.016)	.294(.020)

주 : \* 괄호 안의 수치는 표준오차임.

남/경북 출신과 전남/전북 출신의 표본집단을 대상으로 다중표본분석을 실시하였다. <표 6-19>는 다중표본분석의 결과를 제시한 것으로 분석결과 영·호남간에 성취구조모형이 같다고 가정한 대부분의 모형이 통계적으로 유의미하지 않은 것(P값이 0.05 이상)으로 나타나 성취구조와 경로계수에 있어서 집단간에 유의미한 차이가 존재하는 것으로 결론지을 수 있다.

<표 6-19> 남성의 출신지역(영남/호남)별 다중표본분석(Multi-Sample Analysis) 결과

	$\chi^2$	Degrees of Freedom	P-value
모델 1	47.46	14	.000
모델 2	38.22	11	.000
모델 3	21.31	6	.002
모델 4	25.74	6	.000
모델 5	21.35	6	.002
모델 6	22.71	6	.001
모델 7	22.71	5	.001

주 : 모델 1:  $\beta, \gamma$ 와  $\psi$ 가 모두 같음; 모델 2:  $\beta, \gamma$ 만 같음; 모델 3:  $\beta, \gamma_{11}$ 만 같음; 모델 4:  $\beta, \gamma_{12}$ 만 같음; 모델 5:  $\beta, \gamma_{22}$ 만 같음; 모델 6:  $\beta, \gamma_{32}$ 만 같음; 모델 7:  $\beta$ 만 같음.

#### IV. 결 론

본 논문에서는 먼저 기본모형을 통해서 학교에서 노동시장을 거치는 개인의 사회적 지위획득과정(교육→직업)이 어떻게 어느 정도 개인의 귀속적 지위(부모의 사회적 지위(교육수준·직업지위))에 의해 결정되는가를 살펴보고, 그러한 사회적 지위의 세습-획득과정이 연령세대(age cohort)를 거치면서 보다 열린 구조로 발전했는가 아니면 고착화의 과정을 밟았는가, 그리고 사회적 지위의 세습 및 획득과정이 지역적으로는 어떻게 다르게 나타나고 있는가를 분석하였다.

기본모형에 대한 분석결과, 지위세습의 과정에서 부친의 직업보다 부친의 학력의 영향이 훨씬 크며 지위획득과정에서 가족배경의 영향이 직접적으로 본인의 지위획득에 영향을 미치기보다는 본인의 학력을 매개로 해서 이루어진다는 사실을 알 수 있었다. 이러한 결과는 비록 본인의 교육수준이 사회적 지위획득에 미치는 영향이 가장 크지만, 그것이 곧 한국 사회에서의 성취구조가 귀속적 요인보다는 개인의 성취업적(교육수준)에 의해 결정되는 개방사회로 볼 수 없게 만들고 있다. 오히려 자녀세대의 교육적 성취가 부모세대에서의 기회의 불평등을 현재의 직업적 지위로 증대하는 역할을 담당하는 것으로 보아야 할 것이다.

남녀별로 지위획득과정을 살펴본 결과, 여성의 경우에는 부친으로부터 교육이라는 문화적 자본을, 남성의 경우에는 직업과 수입 등 부친의 경제적 자본을 통하여 영향받는 것으로 나타났다. 이와 함께 본인의 학력이 초직에 미치는 영향은 여성의 경우가 높았고, 현직에 미치는 영향은 남성의 경우가 높게 나타났다. 그러나 본인의 학력이 미치는 직접효과에 있어서 남성이 여성보다 높았다. 이 같은 결과는 한국 사회에서 남성보다 여성의 경우 사회이동에 있어서 한층 더 제약된 조건하에 있음을 간접적으로 보여주는 것이다.

연령집단별로 지위획득과정을 살펴본 결과에 따르면, 세대내 성취과정은 산업화가설이 얘기하고 있는 대로 연령세대를 거치면서 업적적 요인

(교육)이 지위획득에 미치는 영향이 점점 커져가는 방향으로 변화해 왔으나, 사회적 지위의 세대간 세습과정에 있어서는 산업화가설대로 귀속적 요인의 영향이 단선적으로 감소하지 않고 반대로 증가하여 왔음을 보여주었다. 이러한 결과는 전통적인 산업화가설에서 예상하는 것과는 달리, 기회와 성취에 있어서 사회계급간 불평등이 계속 존속해 왔음을 확인해 주는 것이다. 이는 산업화에도 불구하고 계층간 지위는 유지될 것이라는 Diprete와 Grusky(1990)의 주장을 일정 정도 뒷받침해 준다.

마지막으로 출신지역별 차이에 대한 분석은 경남/경북의 경우 전남/전북에 비해 부모세대의 사회적 지위가 자녀세대에 보다 확실하게 세습이 되고, 일단 획득한 초직의 지위가 현재의 직업지위로 연계되는 정도에 있어서 전자의 경우가 후자에 비해 훨씬 강하게 나타나고 있음을 보여주었다. 이것은 호남 출신보다 영남 출신자들의 지위획득과정이 보다 정연하고 일관되며 부모세대의 사회적 지원을 더 많이 받고 있는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

이번 연구는 우리 사회의 지위세습과 성취과정에 대한 체계적인 분석을 행했다는 점에서 의의가 있으나 다음과 같은 보완작업이 필요할 것으로 보인다. 첫째, 본 연구는 어떻게 사회적, 경제적 이익/불이익이 한 세대에서 다음 세대로 옮겨가는데 대한 시각을 제공해 주고 있지만 3대에 걸친 혹은 그 이상의 세대간 계층화에 관한 시각은 제시하고 있지 못하다. 둘째, 본 연구는 가족들간의 차이만을 제시하고 있을 뿐 가족내의 차이, 곧 형제자매간의 차이나 상호영향을 살펴보지 못하였다. 특히, 우리 사회의 경우 장자의 지위가 다른 가족 성원에 비해 월등히 높을 것으로 추정되고 있는 상황에서 이러한 연구의 필요성은 높다고 할 수 있을 것이다. 우리는 이러한 보완작업의 필요성을 인정하며 이에 대한 분석은 다음 과제로 삼고자 한다.



## 참고문헌

- 김문조, 『지역주의의 형성과정과 특성』, 임희섭·박길성 편, 『오늘의 한국 사회』, 나남, 1993.
- 방하남·이성균, 『신흥 개발국에서의 구조변동과 세대간 계급이동: 한국과 대만의 경우』, 한국사회학회, 『한국사회학』, 제30집(가을), 1996.
- 방하남·안주엽·장지연·박은경·호정화·정혜원, 『한국가구와 개인의 경제활동』, 한국노동연구원, 1999.
- 설동훈, 『한국 노동자들의 세대간 사회이동, 1978~89년』, 한국산업사회연구회 편, 『계급과 한국사회』, 한울 아카데미, 1994.
- 심윤중·양중희·김정탁, 『사무직 근로자의 직업 및 직장생활에 관한 연구』, 『사회과학』, 제27권 제1호, 1986.
- 안치민, 『직업이동과 계급이동』, 임희섭·박길성 편, 『오늘의 한국사회』, 나남, 1993.
- 양중희·유석춘·박길성, 『동남아시아의 사회계층-5개국 비교연구』, 고려대학교 출판부, 1995.
- 장상수, “산업화 과정에서의 사회이동과 그 변화” 성균관대학교 사회학과 박사학위 논문, 1996.
- 차종천, 『사회계층의 구조와 과정』, 황일청 편, 『한국사회의 불평등과 형평』, 나남, 1992.
- , 『직업구조와 분배의 불평등』, 석현호 편, 『한국사회의 불평등과 공정성』, 나남, 1997.
- 홍두승, 『한국사회계층연구를 위한 예비적 고찰』, 『한국사회의 전통과 변화』, 법문사.
- 홍두승·구해근, 『사회계층·계급론』, 다산출판사, 1993.
- Acker, J., “Woman and Stratification: A Review of Recent Literature”, *Contemporary Sociology* 9(1), 1980.

- Bendix, R. and S. M. Lipset, *Class, Status, and Power: Social Stratification in Comparative Perspective*, New York: Free Press, 1966.
- Blau, P. M., *Exchange and Power in Social Life*, New York: Wiley, 1964.
- \_\_\_\_\_, and O. D. Duncan, *The American Occupational Structure*, New York: Wiley, 1967.
- Boudon, R., *Education, Opportunity, and Social Mobility: Changing Prospects in Western Societies*, New York: Wiley, 1973.
- Chew, Seen Kong, "Education and Occupational Attainment of Singapore's Chinese Women and Men", Sociological Working Paper, No. 59, Singapore : Department of Sociology, University of Singapore, 1977.
- Curtis, R. F., "Household and Family in Theory on Inequality", *American Sociological Review* 51, 1986 : 168~183.
- Dahrendorf, R., *Class and Class Conflict in Industrial Society*, Stanford: Stanford University Press, 1959.
- Davis, K. and W. E. Moore, "Some Principles of Stratification", *American Sociological Review* 10, 1945 : 242~249.
- \_\_\_\_\_, *Human Society*, New York: Macmillan, 1949.
- \_\_\_\_\_, "The Role of Class Mobility in Economic Development", *Population Review* 6, 1962 : 67~73.
- DiPrete, T. and D. B. Grusky, "Structure and Trend in the Process of Stratification for American Men and Women", *American Journal of Sociology* 96, 1990 : 107~143.
- Hauser, R. M., Sheridan, J. and J. R. Warren, "Socioeconomic Achievements of Siblings in the Life Course: New Findings from the Wisconsin Longitudinal Study", Center for Demography and Ecology Working Paper No. 98-02, 1998.
- Hout, Michae, *Following In Father's Footsteps: Social Mobility in Ireland*, London: Harvard University Press, 1989.

- Ganzeboom, Harry B. G., De Graaf, P. M. and D. J. Treiman, "A Standard International Socioeconomic Index of Occupations", Revised version of a paper presented at the Annual Meetings of the American Sociological Association, San Francisco, 1989.
- Goldman, Robert and Ann Tickamyer, "Status Attainment and the Commodity Form: Stratification in Historical Perspective", *American Sociological Review* 49, 1984 : 196~209.
- Goldthorpe, J., "Women and Class Analysis: In Defense of the Conventional View", *Sociology* 17, 1983 : 465~488.
- Joreskog, K. G. and Sorbom, D. LISREL 7: A Guide to the Program and Applications, SPSS Inc, 1989.
- Kelley, J. and H. S. Klein, *Revolution and the Rebirth of Inequality: A Theory Applied to the National Revolution in Bolivia*. Berkeley, CA: University of California Press, 1981.
- \_\_\_\_\_, "Wealth and Family Background in the Occupational Career: Theory and Cross Cultural Data", *British Journal of Sociology* 29, 1988 : 94~109.
- Kuo, Hsiang-Hui Daphne and R. M. Houser, "Trends in Family Effects on the Education of Black and White Brothers", *Sociology of Education* 68(2), 1995 : 136~160.
- Lenski, Gerhard, *Power and Privilege: A Theory of Social Stratification*, New York: McGraw-Hill, 1966.
- Millett, K., *Sexual Politics* Garden City, New York: Doubleday, 1970.
- Parkin, F., *Class Inequality and Political Order*, London: MacGibbon & Kee, 1971.
- Parsons, T., "Age and Sex in the Social Structure of the United States", in *Essays in Sociological Theory*, Glencoe: Free Press, 1954 : 89~103.
- Quah, Steller R., Seen Kong Chiew, Yiu Chung Ko, and Sharon Mengchee Lee, *Social Class in Singapore*, Singapore : Time Academic Press, 1991.

- Reher, D. S., "Family Ties in Western Europe: Persistent Contrasts", *Population and Development Review* 24(2), 1998 : 203~234.
- Sorokin, P. A., *Social and Cultural Mobility*, New York: Free Press of Glencoe, 1927[1959] : 139~160.
- Toennis, Ferdinand, *Community and Society*, (Ed. trans.) Charles P. Loomis, New York: Harper Torchbooks, 1887[1957].
- Treiman, D. T., *Occupational Prestige in Comparative Perspective*, New York: Academic Press, 1977.
- \_\_\_\_\_, and Harry B. G. Ganzboom, "Cross-National Comparative Status-Attainment Research", *Research in Social Stratification and Mobility*, Vol. 9, 1990 : 105~127.
- \_\_\_\_\_, *Social Stratification in Eastern Europe after 1989: General Population Survey - Codebook*, Two Volumes, Los Angeles: UCLA, Department of Sociology, 1997.
- Turner, R. H., "Some Aspects of Women's Ambition", *American Journal of Sociology* 70, 1964 : 271~285.
- Warren, J. R. and R. M. Hauser, "Social Stratification Across Three Generations: New Evidence From the Wisconsin Longitudinal Study", *American Sociological Review* 62, 1997 : 561~572.
- Weber, Max, *The Theory of Social and Economic Organization*, (Trans. by A. M. Henderson and Talcott Parsons) New York: Oxford University Press, 1947.

## 7 도시취업자의 세대간 계층 이동과 세대내 이동

황 덕 순\*

### I. 서론

한국은 1960년대 이후 급속한 산업화 및 도시화와 함께 취업구조에서 커다란 변화를 경험하였다. 이러한 취업구조의 변화를 보여주는 대표적인 공식 통계자료는 5년마다 시행되는 「인구 및 주택총조사」와 「경제활동인구조사」이다. 이러한 조사들을 통해 1960년대 이후 취업구조가 어떻게 변화되어 왔는지를 파악할 수 있다. 1963년부터 실시된 경제활동인구조사를 통해 취업구조의 변화를 5년씩 묶어서 살펴본 것이 <표 7-1>이다. 여기에서는 자료상의 제약으로 인하여 산업과 종사상지위만을 이용하여 농림어업종사 자영자(고용주 및 무급가족종사자 포함), 농림어업 종사 피용자, 비농(제2차 및 제3차산업 종사자) 자영자(고용주 및 무급가족종사자 포함), 비농(제2차 및 제3차산업 종사자) 피용자의 네 계층으로 구분해서 살펴보았다.

<표 7-1>에 따르면 1963~67년 사이에 농업부문 종사자는 59.2%에 이르렀던 반면, 30년이 지난 1993~97년 사이에는 12.7%에 불과하였다. 자영자와 피용자 사이의 비중을 보면 농업과 비농부문 모두를 포함한 피용자의 비중이 1963~67년 사이에 38.2%에서 1993~97년 사이에는 62.3%로 크게 증가하였다. 또한 피용자 내부 구성의 변화를 보면 농업부문 피용자

\* 한국노동연구원 연구위원

〈표 7-1〉 경제활동인구조사상의 취업구조 변화

(단위 : 천명, %)

		총취업자	농업 <sup>1)</sup> 자영자 <sup>2)</sup>	농업피용자	비농 <sup>1)</sup> 자영자 <sup>2)</sup>	비농피용자
1963~67	남자	5,306	2,461 (46.4)	512 (9.6)	813 (15.3)	1,520 (28.6)
	여자	2,856	1,678 (58.8)	181 (6.3)	546 (19.1)	450 (15.8)
	전체	8,161	4,139 (50.7)	693 (8.5)	1,359 (16.7)	1,970 (24.1)
1968~72	남자	6,229	2,399 (38.5)	515 (8.3)	1,073 (17.2)	2,242 (36.0)
	여자	3,559	1,807 (50.8)	232 (6.5)	745 (20.9)	775 (21.8)
	전체	9,788	4,206 (43.0)	747 (7.6)	1,818 (18.6)	3,017 (30.8)
1973~77	남자	7,504	2,731 (36.4)	475 (6.3)	1,257 (16.8)	3,040 (40.5)
	여자	4,498	2,069 (46.0)	241 (5.4)	1,054 (23.4)	1,133 (25.2)
	전체	12,002	4,800 (40.0)	717 (6.0)	2,311 (19.3)	4,174 (34.8)
1978~82	남자	8,533	2,349 (27.5)	357 (4.2)	1,701 (19.9)	4,126 (48.3)
	여자	5,319	1,873 (35.2)	249 (4.7)	1,383 (26.0)	1,814 (34.1)
	전체	13,852	4,223 (30.5)	606 (4.4)	3,084 (22.3)	5,939 (42.9)
1983~87	남자	9,186	1,903 (20.7)	263 (2.9)	1,990 (21.7)	5,031 (54.8)
	여자	5,968	1,487 (24.9)	189 (3.2)	1,668 (27.9)	2,624 (44.0)
	전체	15,153	3,390 (22.4)	452 (3.0)	3,657 (24.1)	7,655 (50.5)
1988~92	남자	10,723	1,620 (15.1)	140 (1.3)	2,396 (22.3)	6,567 (61.2)
	여자	7,295	1,362 (18.7)	121 (1.7)	1,867 (25.6)	3,945 (54.1)
	전체	18,018	2,982 (16.6)	261 (1.4)	4,263 (23.7)	10,512 (58.3)
1993~97	남자	12,049	1,259 (10.5)	86 (0.7)	3,022 (25.1)	7,682 (63.8)
	여자	8,208	1,126 (13.7)	88 (1.1)	2,238 (27.3)	4,755 (57.9)
	전체	20,257	2,386 (11.8)	174 (0.9)	5,260 (26.0)	12,437 (61.4)

주 : 1) 농업은 농림어업 종사자를 지칭하고, 비농은 비농림어업 종사자를 지칭함.

2) 자영에는 고용주, 자영자, 가족종사자가 모두 포함되어 있음.

자료 : 통계청, 「경제활동인구조사」, 각년도.

의 비중은 1963~67년에 9.6%에서 1993~97년 사이에 0.9%로 급격히 감소한 반면, 비농부문 피용자는 같은 시기에 28.6%에서 두 배가 넘는 61.4%로 증가하였다. 자영자 내부에서도 유사한 방향으로의 변화가 나타났다. 이러한 자료들은 도시화와 산업화가 얼마나 빠른 속도로 진행되었는가를 보여준다.

본 연구에서는 취업구조의 변화에 수반된 다양한 현상 가운데 두 가지

측면에 대해 분석하고자 한다. 첫 번째는 지난 40년간 급속하게 증가해 온 도시의 비농부문 취업자층의 세대간 재생산 구조를 살펴보는 것이다. 두 번째는 비농부문 취업자의 최초 취업시 계층과 현재 계층 사이의 관계에 대한 분석을 통해 동일 세대내에서 계층간 이동이 어떠한 방식으로 나타나고 있는가를 살펴보는 것이다. 이러한 분석을 위해서 여기에서는 도시지역의 생산가능인구에 대한 표본조사인 한국노동연구원의 패널조사(KLIPS)의 1차년도 자료를 이용한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 자료의 특성에 대해서 정리하고, 제Ⅲ장에서는 부모의 계층이 자녀의 최초 취업시 계층에 어떠한 영향을 미쳤는가를 살펴본다. 그리고 제Ⅳ장에서는 부모의 계층과 자녀의 최초 취업시 계층이 현재 계층에 미치는 효과를 분석한다. 이를 통해 본 연구에서 살펴보고자 하는 세대간 이동과 세대내의 이동이 어떠한 관계를 갖고 있으며, 그 과정에서 어떠한 변수가 핵심적인 역할을 하는가를 살펴볼 것이다. 제Ⅴ장에서는 동일한 노동자 계층에 속하더라도 부모의 계층에 따라 현재 계층에서의 임금소득이 달라지는가, 즉 동일 계층내에서도 더 나은 집단에 속하는가를 살펴볼 것이다. 마지막으로 제Ⅵ장에서는 연구구결과를 요약하고 연구의 시사점과 앞으로의 연구과제에 대해서 정리하고자 한다.

## Ⅱ. 자료의 특성

한국노동연구원의 패널조사는 표본가구의 15세 이상 생산가능인구를 조사대상으로 하였으며, 이들에 대해 현재 시점의 경제활동상태에 대한 자세한 정보와 14세 시점의 부모<sup>1)</sup>의 경제활동상태(취업 여부, 산업, 직종, 종사상지위)가 조사되어 있다. 여기에서는 부모의 경제활동상태에 관한 조사된 정보만을 이용하여 계층을 구분한다.

1) 아버지의 상태를 기본으로 한다. 아버지가 없을 경우에는 어머니의 상태를 조사하였다.

이 연구에서 계층은 산업과 직종, 종사상지위를 결합하여 농업자영, 농업피용, 비농고용주(이하에서는 '고용주'로 호칭), 비농자영자(가족종사자 포함, 이하에서는 '자영자'로 호칭), 비농사무관리직(직업대분류 1~4까지, 이하에서는 '사무직'으로 호칭), 비농생산서비스직(직업대분류 5 이상, 이하에서는 '생산직'으로 호칭)의 여섯 가지 혹은 농업자영과 농업피용을 합한 다섯 가지로 분류된다.<sup>2)</sup>

주의할 것은 자식의 계층별 분포가 도시지역 거주자를 대표할 수 있는 것과는 달리 부모의 계층별 분포는 대표성을 갖지 않는다는 점이다. 부모의 경우 주거지역이 도시로 제한되지 않기 때문이다. 이러한 표본의 특성을 살펴보기 위해 부모의 계층별 분포를 경제활동인구조사의 계층별 분포와 비교할 수 있도록 재정리하여 비교한 것이 <표 7-2>이다. 조사 시점과 자식의 연령을 고려하면 조사된 부모의 경제활동상태가 어느 시점에 해당하는가를 유추할 수 있다. 경제활동인구조사에 대해서는 남자를 기준으로 한 계층별 분포와 비교하였다.

<표 7-2> 경제활동인구조사(남자)와 패널조사 부모의 연도별 계층 분포 추이

(단위 : %)

	경제활동인구조사의 취업자				패널조사의 부모			
	농업자영	농업피용	비농자영	비농피용	농업자영	농업피용	비농자영	비농피용
1963~67	46.4	9.6	15.3	28.6	66.3	1.5	15.9	16.3
1968~72	38.5	8.3	17.2	36.0	60.0	0.6	19.8	19.7
1973~77	36.4	6.3	16.8	40.5	55.8	0.8	23.2	20.3
1978~82	27.5	4.2	19.9	48.3	45.7	1.0	23.3	30.0
1983~87	20.7	2.9	21.7	54.8	33.2	1.4	26.3	39.1
1988~92	15.1	1.3	22.3	61.2	18.5	0.6	31.6	49.3
1993~97	10.5	0.7	25.1	63.8	8.6	0.7	35.2	56.0

자료 : 통계청, 「경제활동인구조사」, 각년도; 한국노동연구원, KLIPS(1차년도).

2) 여기에서 계층이라는 표현을 사용하지만 통상적으로 계급론이나 계층론 연구에서 사용하는 의미로 사용했다기보다는 직업 집단으로서의 성격이 더 강하다. 그러나 일반적인 인식에 비추어 본다면 자영부문에서는 자영자보다는 고용주, 피용자 가운데서는 사무직을 생산직보다 더 상위 집단으로 보아도 좋을 것이다.



<표 7-2>를 보면 우선 패널조사의 부모의 계층 분포는 경제활동인구조사에 비해 1988~92년까지는 농업부문의 비중이 더 높고, 농업부문 내에서도 피용자의 비중이 경제활동인구조사보다 현저히 낮다는 특징을 보인다. 두 번째로 비농부문 종사자 내에서 자영자와 피용자의 분포를 보면 경제활동인구조사에 비해 자영자의 비중이 상대적으로 더 높은 것으로 나타난다. 본 연구에서는 첫 번째 표본상의 특징을 고려하여 부모의 계층에서 농업부문 종사자는 하나의 계층으로 통합하여 분석한다.

다음으로 계층별 재생산 구조를 살펴보기 위해서는 표본에 조사된 집단의 현재 계층을 구분할 수 있어야 한다. 현재 취업자의 경우 계층을 부여하는 데 어려움이 없으나 현재 무직자(실업자 및 비경제활동인구)의 경우는 계층을 부여하기 곤란하다. 본 연구에서는 현재 무직자의 경우에는 지난 3년 이내의 취업자에 대해서만 이들의 취업관련 정보에 따라 계층을 부여하여 분석에 포함시켰다. 이러한 기준에 의해 현재 계층을 부여한 결과는 <표 7-3>과 같다.

<표 7-3> 표본의 현재 계층 분포

(단위 : 명, %)

		전체	농업종사자	사무직	생산직	고용주	자영자
15세 이상 표본 전체	남자	5,241	403( 7.7)	1,239(23.6)	2,258(43.1)	524(10.0)	817(15.6)
	여자	5,005	482( 9.6)	1,604(32.1)	1,843(36.9)	164( 3.3)	912(18.2)
3년 이내 취업자	남자	4,883	325( 6.7)	1,180(24.2)	2,111(43.2)	479( 9.8)	788(16.1)
	여자	3,706	308( 8.3)	1,113(30.0)	1,383(37.3)	123( 3.3)	779(21.0)
현재 취업자	남자	3,862	290( 7.5)	992(25.7)	1,463(37.9)	408(10.6)	709(18.4)
	여자	2,459	257(10.5)	695(28.3)	747(30.4)	90( 3.7)	670(27.3)
3년 이내 비농 취업자	남자	4,558	-	1,180(25.9)	2,111(46.3)	479(10.5)	788(17.3)
	여자	3,398	-	1,113(32.8)	1,383(40.7)	123( 3.6)	779(23.0)

주 : 패널조사의 15세 이상 전체 표본 가운데 변수의 누락으로 계층분류가 불가능한 현재 취업자 3,502명과 3년 이내 취업 경험이 있는 163명에 대해서는 계층을 부여하지 못함.

자료 : 한국노동연구원, KLIPS(1차년도).

<표 7-3>에는 3년 이내 비농부문 취업자에 대해서도 정리하였는데 이는 본 연구에서 비농부문 취업자만을 분석대상으로 하였기 때문이다. 도시지역에 거주하는 비농부문 종사자의 경우 전체 비농부문 종사자를 대표한다고 보기 어렵고, 본 연구의 목적이 도시지역 비농부문 취업자의 세대간 재생산 구조를 분석하는 데 있기 때문이다.

최종적으로, 현재 계층분석에 사용된 남녀 및 전체의 계층별 분포는 <표 7-4>와 같다. <표 7-4>의 수치가 <표 7-3>의 3년 이내 비농 취업자수보다 적은 이유는 부모의 계층을 부여할 수 없는 집단이 다시 분석에서 제외되었기 때문이다.

<표 7-4> 현재 계층 분석에 사용된 표본의 계층 분포

(단위 : 명, %)

	전 체	사무직	생산직	고용주	자영자
남자	4,280	1,102(25.8)	1,969(46.0)	456(10.7)	753(17.6)
여자	3,196	1,036(32.4)	1,308(40.9)	110( 3.4)	742(23.2)
전체	7,476	2,138(28.6)	3,277(43.8)	566( 7.6)	1,495(20.0)

자료 : 한국노동연구원, KLIPS(1차년도).

전체적으로 계층 분포를 보면 생산직의 비중이 가장 높고, 사무직·자영자·고용주의 순으로 나타나고 있다.

### Ⅲ. 최초 취업시 계층을 통해 본 세대간 계층이동

제Ⅲ장에서는 생애이력에서 최초 취업이 비농부문인 표본을 대상으로 최초 취업시의 계층 귀속이 부모의 계층 귀속과 어떠한 관계에 있는가를 분석한다. 우선 분석에 들어가기에 앞서 본 연구의 주제와 관련된 선행연구들에 대해서 간단히 살펴보자.

농촌에서 도시로의 인구이동과 도시 노동력의 형성에 대한 경험적인 연

구로는 배진한(1977), 박진도(1991)의 연구 등을 찾을 수 있다. 배진한(1977)과 박진도(1991)의 연구는 모두 동일 세대내에서 농촌지역에서 도시로 이동한 인구와 관련된 연구이다. 배진한(1977)은 농촌으로부터 도시의 노동이동이 도시 노동시장에 어떠한 영향을 미치는가를 다양한 자료를 이용하여 살펴보고, 박진도(1991)의 경우 「인구 및 주택총조사」와 「1983 인구이동특별조사」를 이용하여 농촌에서 도시로 이동한 집단이 이동 후 어떠한 경제활동상태를 경험하는가를 분석한 결과를 보여주고 있다.

세대간 이동에 대한 경험적인 연구로는 차종천(1991)과 신광영(1994)을 들 수 있다. 이들은 모두 '사회이동표' 분석방법을 사용하고 있다. 차종천(1991)은 1990년에 실시한 「1990 불평등과 형평조사」 자료를 이용하여 남성 세대간 직업이동을 분석하였다. 그는 직업 범주를 정신근로자층, 육체근로자층, 농민층 등 셋으로 서열화하고 이로부터 얻은 3×3 세대간 직업이동표를 이용한 상호 연관모형 분석을 통해 ① 부친의 직업 범주가 높을 수록, 인접하는 두 직업 범주 사이에서 보다 높은 것에 소속될 확률이 높아지고, ② 부친이 육체노동자이거나 농민인 경우에는 본인이 육체노동자층보다 정신근로자층에 소속되기 더 어렵다는 점을 발견하였다.

한편 신광영(1994)은 분석 시각을 달리하여 세대간 계급이동이라는 관점에서 접근하였다. 이를 위해 라이트(1985)의 방법을 원용하여 계급을 자본가, 도시뿌리, 농촌뿌리, 경영자, 전문가, 노동계급 등 여섯 가지로 구분하고, 1991년 3월에 실시된 「경제활동 및 생활실태조사」를 이용하여 분석하였다. 여기에서 신광영(1994)은 상대적 계급이동에 대한 분석으로부터 농촌뿌리, 도시뿌리, 전문가, 노동계급의 순으로 계급 세습률이 높다는 점을 발견하였다. 반면, 자본가계급과 경영관리자들에게서 계급 세습이 낮지만 이는 1세대 내에서 형성된 젊은 계급으로서 아직 본격적인 계급 세습이 나타나지 않았기 때문이라고 해석하였다.

본 연구에서는 선행연구들과는 다른 방식으로 접근하였다. 우선 배진한(1977)이나 박진도(1991)와는 달리 세대간의 계층이동에 주로 초점을 맞추어 분석한다. 또한 세대내 이동에서도 상관관계만을 보는 것이 아니라 최초의 계층 귀속이 현재의 계층 귀속에 유의미한 영향을 미치는가를 살펴볼 것이다. 두 번째로 본 연구에서 사용하는 자료는 부모의 계층 분포가 대표성을 갖지 않기 때문에 세대간의 재생산에서 현재 세대로의 유입이라

는 측면에 대해서만 분석할 수 있다. 따라서 직업이동표를 이용한 분석은 시도하지 않는다. 대신 본 연구에서는 최초 및 현재의 계층 귀속에 대한 결정요인이라는 차원에서 부모의 계층 귀속이 어떠한 영향을 미치는가를 분석하는 방법을 택하였다. 본 연구에서 채택한 분석방법과 가장 유사한 것은 자영업부문에 대해 연구한 류재우·최호영(1999)이다. 류재우·최호영(1999)의 경우 노동력의 이동에 대해 다룬 것은 아니지만 「경제활동인구조사」 자료를 이용하여 피용자가 아니라 자영업부문에 종사하도록 하는데 영향을 미치는 요인에 대해서 로짓분석 방법을 통해 분석하였다.

우선 부모의 계층과 자녀의 최초 계층을 비교한 교차표를 살펴보기로 하자. <표 7-5>에는 부모와 본인의 계층 구분이 가능한 취업 경험자 전체와 이를 남녀로 나누어 최초 계층과 부모의 계층을 비교한 결과가 정리되어 있다. 남자와 여자를 나누어서 살펴본 것은 남자와 여자의 계층별 재생산 구조에 차이가 있을 수 있기 때문이다. 앞서서도 지적했듯이 부모의 계층은 대표성을 갖지 않기 때문에 자식의 현재 계층으로의 유입에 대해서만 초점을 맞추었다. 따라서 최초 계층별로 부모 계층의 분포를 보여 주도록 각 행의 합(농업에서 자영자까지)이 100이 되도록 표가 그려져 있다. 마지막 열의 전체에는 자식의 현재 계층별 분포가 세로로 합이 100이 되도록 그려져 있다.

우선 전체 표본의 결과를 살펴보자. 최초 계층이 사무직일 때 부모가 사무직이거나 고용주인 경우가 상대적으로 많고, 농업 종사자인 경우는 매우 적다. 다음으로 최초 계층이 생산직일 때에는 부모의 계층이 생산직이거나 농업 종사자인 경우가 많고, 다른 계층으로부터 온 경우는 평균보다 낮다. 가장 낮은 것은 사무직으로부터 온 경우이다. 고용주의 경우는 고용주로부터 온 경우가 가장 많고, 생산직으로부터 온 경우는 극히 적다. 다른 계층으로부터 온 경우는 평균과 비슷한 수준이다. 자영자일 때 농업 종사자로부터 온 경우가 상대적으로 많고, 생산직에서 온 경우가 평균보다 가장 적다.

전체적으로 살펴본 최초 계층과 부모 계층의 분포에서 가장 특징적인 것은 고용주와 사무직의 경우 부모의 계층으로 처음 취업한 경우가 상대적으로 상당히 높은 반면, 생산직과 자영자의 경우는 상대적으로 높지 않다는 점이다. 이러한 경향이 나타나는 이유 가운데 하나는 남녀별로 나누

<표 7-5> 부모의 계층과 자녀의 최초 취업시 계층 비교

본인		부모					
		농업	사무직	생산직	고용주	자영자	전 체
전체	사무직	1,044 (36.6)	555 (19.5)	450 (15.8)	368 (12.9)	434 (15.2)	2,851 (35.4)
	생산직	2,274 (57.7)	267 (6.8)	658 (16.7)	239 ( 6.1)	502 (12.7)	3,940 (48.9)
	고용주	187 (51.2)	39 (10.7)	32 (8.8)	53 (14.5)	54 (14.8)	365 (4.5)
	자영자	571 (63.6)	63 ( 7.0)	61 (6.8)	68 ( 7.6)	135 (15.0)	898 (11.2)
	소 계	4,076 (50.6)	924 (11.5)	1,201 (14.9)	728 ( 9.0)	1,125 (14.0)	8,054 (100.0)
$\chi^2(12) = 597.0, p=0.001$							
남자	사무직	518 (43.3)	234 (19.6)	152 (12.7)	137 (11.5)	156 (13.0)	1,197 (29.8)
	생산직	1,176 (53.2)	158 ( 7.1)	434 (19.6)	141 ( 6.4)	303 (13.7)	2,212 (55.0)
	고용주	139 (50.9)	28 (10.3)	26 ( 9.5)	36 (13.2)	44 (16.1)	273 (6.8)
	자영자	202 (59.6)	17 ( 5.0)	34 (10.0)	25 ( 7.4)	61 (18.0)	339 (8.4)
	소 계	2,035 (50.6)	437 (10.9)	646 (16.1)	339 ( 8.4)	564 (14.0)	4,021 (100.0)
$\chi^2(12) = 221.2, p=0.001$							
여자	사무직	526 (31.8)	321 (19.4)	298 (18.0)	231 (14.0)	278 (16.8)	1,654 (14.0)
	생산직	1,098 (63.5)	109 ( 6.3)	224 (13.0)	98 ( 5.7)	199 (11.5)	1,728 (42.9)
	고용주	48 (52.2)	11 (12.0)	6 ( 6.5)	17 (18.5)	10 (10.9)	92 ( 2.3)
	자영자	369 (66.0)	46 ( 8.2)	27 ( 4.8)	43 ( 7.7)	74 (13.2)	559 (13.9)
	소 계	2,041 (50.6)	487 (12.1)	555 (13.8)	389 ( 9.7)	561 (13.9)	4,033 (100.0)
$\chi^2(12) = 473.8, p=0.001$							

주 : 1) 분석대상인 최초 직장이 비농업부문인 자는 모두 8,590명임. 이 중 부모의 계층 분류가 불가능한 536명은 제외되었음.

자료 : 한국노동연구원, KLIPS (1차년도).

어서 살펴본 <표 7-5>의 아랫 부분에서 찾을 수 있다.

남자와 여자로 나누어서 살펴볼 때 전체적으로 살펴본 경우와 달라지는 것은 여자에서 현재 생산직이나 자영자일 때 부모가 생산직이거나 자영자인 경우가 평균적인 부모의 계층 분포보다 오히려 낮다는 점이다. 반면에 남자의 경우 고용주나 사무직만큼은 아니지만 현재 생산직이나 자영자일 때 부모가 생산직이거나 자영자인 경우가 평균적인 부모의 계층 분포보다 약간 높게 나타난다.

또한 여자의 경우, 부모가 생산직·고용주·자영자인 경우에 남자보다

사무직이 된 경우가 많다. 이는 여자의 경우, 하위사무직으로 취업한 경우가 많기 때문일 것으로 추측된다. 이에 대해서는 제V장에서 다시 살펴볼 것이다.

<표 7-6>의 경우 자녀의 최초 계층과 부모의 계층 사이의 어떠한 관계가 있는가를 보여주는 것은 하지만 실제로 부모의 계층이 자녀의 계층 귀속에 영향을 미쳤는가를 보여주지는 않는다. 이를 살펴보기 위해 여기에서는 자녀의 최초 계층을 종속변수로 한 다항로지분석을 수행하였다. 로짓분석에서 우리는 기준을 자영자로 설정하였다. 그 이유는 <표 7-6>에서 자영자가 비교적 자녀의 계층 귀속에 미치는 영향이 크지 않을 것으로 예상될 뿐만 아니라 <부표 3>에서 살펴보는 바와 같이 최초 귀속 계층보다 현재 귀속 계층에서 증가하는 계층으로서 세대내 유용성을 볼 때 비교의 대상으로 적합하다고 판단했기 때문이다.

자녀의 최초 계층은 생산직(변수값 1), 사무직(변수값 2), 고용주(변수값 3), 자영자(변수값 4)로 나누어 분석에 사용되었다. 이때 종속변수들인  $\text{logit}_{i1} = \log[\pi_{i1}/\pi_{i4}]$ ,  $\text{logit}_{i2} = \log[\pi_{i2}/\pi_{i4}]$ ,  $\text{logit}_{i3} = \log[\pi_{i3}/\pi_{i4}]$ 은 각각 자영자에 속할 확률에 대비한 생산직, 사무직, 고용주에 속할 확률의 로그값이다.

제V장에서 살펴볼 현재 계층 귀속의 결정요인에 대한 분석과 달리 최초계층 귀속의 분석에 사용된 독립변수들은 조사의 특성상 매우 제한적이다. 분석에 포함된 변수들은 성별과 최초 취업시까지의 일반경력, 교육수준, 부모의 계층, 연령 계층이다. 일반경력은 최초 취업시 연령에서 교육기간과 취학시 연령인 6을 빼서 구하였다. 연령 계층은 현재 시점에서 40세 미만과 40세 이상으로 나누어서 포함하였는데 이는 인적 속성을 반영하는 변수가 아니라 시기별로 계층 귀속에 차이가 있는가를 살펴보기 위한 것이다. 분석결과는 전체와 남자, 여자를 나누어서 <표 7-7>, <표 7-8>, <표 7-9>로 정리하였다.

또한 추정시에 교육을 포함한 모형과 포함하지 않은 모형으로 나누어서 분석을 수행하였다. 이는 <부표 1>과 <부표 2>에 나타나듯이 부모의 계층이 자녀의 계층 귀속뿐만 아니라 교육수준과도 밀접한 상관관계가 있고, 교육수준은 다시 최초의 계층 귀속과 밀접한 관계를 갖고 있기 때문이다. <부표 1>에서 부모의 계층과 자녀의 교육수준의 관계를 보면 사무

직, 고용주, 자영자, 생산직, 농업 종사자의 순으로 자녀의 교육수준이 높은 것으로 나타난다.

우선 <표 7-6>에는 생산직의 계층 귀속 결정요인에 대한 다항로짓분석의 결과가 소개되어 있다. 이때 회귀계수의 값은 '자영자가 될 확률에 대비한 생산직이 될 확률'에 미치는 각 변수의 한계적인 효과를 의미하는 것이 아니라 평균으로부터의 편차에서 비롯되는 효과를 의미한다.

<표 7-6> logit(생산직/자영자) (최초 계층, 전체/남/여)

변수명	전 체		남 자		여 자	
	모 델 1	모 델 2	모 델 1	모 델 2	모 델 1	모 델 2
상수항	2.372 (0.164)***	2.139 (0.133)***	2.782 (0.244)***	2.812 (0.198)***	1.824 (0.231)***	1.580 (0.184)***
성별(여자)						
남자	0.453 (0.048)***	0.398 (0.045)***				
연령(40세이상)						
40세미만	0.142 (0.073)	0.204 (0.071)**	0.038 (0.107)	0.037 (0.104)	0.199 (0.099)*	0.260 (0.096)**
취업 전 일반경력	-0.004 (0.001)***	-0.003 (0.000)***	-0.004 (0.001)***	-0.004 (0.001)***	-0.004 (0.001)***	-0.002 (0.001)**
교육(대졸이상)						
중졸 미만	0.609 (0.130)***		-0.033 (0.188)		1.260 (0.189)***	
고졸 미만	0.241 (0.096)*		0.156 (0.147)		0.589 (0.139)***	
초대졸 미만	0.128 (0.082)		0.082 (0.113)		0.423 (0.128)*	
대졸 미만	-0.301 (0.158)		-0.011 (0.216)		-0.604 (0.249)	
부모계층(자영자)						
농업	0.122 (0.080)	0.160 (0.078)*	0.171 (0.118)	0.171 (0.115)	0.013 (0.112)	0.146 (0.107)
생산직	0.483 (0.135)***	0.560 (0.133)***	0.385 (0.178)*	0.398 (0.177)*	0.576 (0.209)**	0.689 (0.207)***
사무직	0.059 (0.144)	-0.044 (0.142)	0.238 (0.228)	0.231 (0.226)	-0.035 (0.195)	-0.239 (0.192)
고용주	-0.373 (0.137)	-0.411 (0.135)**	-0.365 (0.202)	-0.370 (0.200)	-0.356 (0.193)	-0.483 (0.188)**
N	6,051	6,051	3,331	3,331	2,720	2,720
-2log likelihood	1,0871.7	1,2176.6	6,065.0	6,915.6	4,624.7	5,045.0

주 : 1) ( )안은 표준오차임.

2) \*\*\* : p=0.001 \*\* : p=0.01 \* : p=0.05 수준에서 유의

우리가 관심을 갖고 있는 부모 계층의 효과는 교육수준을 포함시킨 경우와 그렇지 않은 경우에 약간의 차이가 있다. 우선 교육수준을 포함시킨 경우 부모 계층이 유의미하게 자녀의 최초 계층 귀속에 영향을 미치는 경우는 부모가 생산직인 경우뿐이다. 이는 부모가 생산직인 경우 유의미하게 자녀가 자영자보다 생산직이 될 가능성이 높다는 것을 의미한다. 교육수준 별로는 여성인 경우 학력이 낮을수록 자영자보다 생산직이 될 가능성이 더 높아진다. 남자인 경우에는 교육수준이 별로 유의미하지 않다. 교육수준을 포함시키지 않은 모형의 경우 여성에서 추정결과에 변화가 나타나는데 고용주의 경우 유의미하게 자영자보다 생산직이 될 가능성이 낮아진다.

다른 변수들의 효과를 보면 성별로는 남자가 여자보다 자영자보다 생산직이 될 가능성이 높고, 취업 전 일반경력이 짧을수록 자영자보다 생산직이 될 가능성이 높다. 연령 계층별로는 여성으로서 현재 40세 미만인 집단이 40세 이상인 집단보다 자영자보다 생산직이 될 가능성이 높다.

<표 7-7>에는 사무직의 계층 귀속 결정요인에 대한 분석결과가 정리되어 있다. 우선 부모의 계층 귀속이 미치는 영향을 보면 전체 표본을 대상으로 한 경우와, 남자와 여자를 나누어서 추정한 경우 결과에 상당한 차이가 있다. 전체 표본을 대상으로 한 경우의 결과는 주로 여자의 영향을 받은 것으로 판단된다. 남자의 경우, 교육을 포함한 경우나 포함하지 않은 경우 통계적인 유의도에는 차이가 있지만 부모가 사무직인 경우 자영자보다 사무직이 될 가능성이 유의미하게 높게 나타난다.

반면 여자의 경우, 부모가 생산직이거나 농업 종사자인 경우에만 유의미하게 나타난다. 부모가 농업 종사자인 경우 사무직보다 자영자가 될 가능성이 더 높지만 부모가 생산직인 경우에는 자영자보다 사무직이 될 가능성이 높아진다. 이는 앞에서 지적한 대로 하위사무직으로 취업할 가능성이 높기 때문인 것으로 보이고, 이에 대해서는 뒤에서 다시 살펴보게 될 것이다.

또 한 가지 주목되는 것은 교육의 효과이다. 대졸자에 비해 중졸 미만이나 고졸 미만이 사무직보다 자영자가 될 가능성이 높은 것은 상식에 부합된다. 반면 초대졸 미만이나 대졸 미만의 경우가 대졸자에 비해 자영자보다 사무직이 될 가능성이 더 높게 나타난다. 이는 <부표 2>에 제시한 교육수준과 최초 계층 사이의 관계와는 상당히 차이가 있다.<sup>3)</sup>



<표 7-7> logit(사무직/자영자)(최초 계층, 전체/남/여)

변수명	전체		남자		여자	
	모델 1	모델 2	모델 1	모델 2	모델 1	모델 2
상수항	1.484 (0.193) ***	3.492 (0.146) ***	0.929 (0.285) **	3.258 (0.212) ***	2.191 (0.272) ***	3.706 (0.211) ***
성별(여자)						
남자	-0.186 (0.053) ***	0.164 (0.047) ***				
연령(40세 이상)						
40세 미만	0.018 (0.082)	-0.271 (0.077) ***	-0.049 (0.120)	-0.410 (0.111) ***	0.083 (0.116)	-0.114 (0.109)
취업 전 일반경력	-0.003 (0.001) ***	-0.009 (0.001) ***	0.000 (0.001)	-0.007 (0.001) ***	-0.006 (0.001) ***	-0.011 (0.001) ***
교육(대졸이상)						
중졸 미만	-2.182 (0.207) ***		-2.265 (0.233) ***		-1.425 (0.289) ***	
고졸 미만	-1.514 (0.138) ***		-1.497 (0.209) ***		-1.233 (0.186) ***	
초대졸 미만	0.379 (0.093) ***		0.007 (0.135)		0.631 (0.131) ***	
대졸 미만	1.325 (0.161) ***		1.403 (0.227) ***		1.022 (0.227) ***	
부모계층(자영자)						
농업	-0.115 (0.085)	-0.365 (0.081) ***	0.070 (0.127)	-0.222 (0.119)	-0.384 (0.120) **	-0.552 (0.114) ***
생산직	0.395 (0.140) **	0.134 (0.136)	0.150 (0.194)	-0.204 (0.186)	0.592 (0.211) **	0.449 (0.208) *
사무직	0.259 (0.143)	0.576 (0.138)	0.538 (0.231) *	0.951 (0.223) ***	0.096 (0.187)	0.291 (0.184)
고용주	-0.252 (0.136)	0.030 (0.131)	-0.297 (0.209)	0.029 (0.200)	-0.109 (0.183)	0.055 (0.180)
N	6,051	6,051	3,331	3,331	2,720	2,720
-2log likelihood	1,0871.7	1,2176.6	6,065.0	6,915.6	4,624.7	5,045.0

주 : 1) ( )안은 표준오차임.

2) \*\*\* : p=0.001 \*\* : p=0.01 \* : p=0.05 수준에서 유의

다른 변수들의 효과를 보면 성별 차이는 교육수준과 밀접한 관계가 있는 것으로 나타난다. 교육을 포함시킨 경우 남자가 여자보다 자영자보다 사무직이 될 가능성이 유의미하게 낮은 반면, 교육의 효과를 제외할 경우에는 남자가 여자보다 자영자보다 사무직이 될 가능성이 유의미하게 높다. 또한 취업 전 일반경력이 길수록 여자의 경우에 계수값의 크기는 다르지

3) 이는 본 논문의 주제와는 약간 거리가 있기 때문에 여기에서는 자세히 다루지는 않는다. 다만 뒤에서 추가적으로 얻어지는 결과들과 종합해 볼 때 자영자층이 사무직보다 더 고용의 질이 높은 집단과 낮은 두 개의 집단으로 나뉠 가능성이 있다는 점만을 지적해 두고자 한다. 이에 대한 자세한 연구는 추후의 과제로 남겨 두고자 한다.

만 교육의 포함 여부와 무관하게 사무직이 될 가능성을 낮추지만, 남자의 경우에는 교육을 제외한 경우에만 사무직이 될 가능성을 낮추는 것으로 나타난다. 연령 계층별로는 현재 40세 미만인 남자에서 교육의 효과를 고려하지 않은 경우에만 자영자보다 사무직이 될 가능성이 낮게 나타난다.

<표 7-8> logit(고용주/자영자) (최초 계층, 전체/남/여)

변수명	전 체		남 자		여 자	
	모 델 1	모 델 2	모 델 1	모 델 2	모 델 1	모 델 2
상수항	-1.352 (0.273)***	-0.570 (0.220)**	-0.778 (0.342) *	0.414 (0.264)	-2.465 (0.580)***	-1.549 (0.437)***
성별(여자)						
남자	0.677 (0.091)***	0.860 (0.085)***				
연령(40세 이상)						
40세 미만	0.071 (0.120)	-0.069 (0.116)	-0.066 (0.149)	-0.270 (0.143)	0.303 (0.240)	0.140 (0.232)
취업전 일반경력	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.002 (0.001)	-0.002 (0.001) *	0.002 (0.002)	-0.001 (0.001)
교육(대졸이상)						
중졸 미만	-1.036 (0.244)***		-1.477 (0.302) ***		-1.062 (0.483) *	
고졸 미만	-0.284 (0.163)		-0.457 (0.212) *		-0.100 (0.296)	
초대졸 미만	-0.011 (0.131)		-0.086 (0.160)		0.109 (0.274)	
대졸 미만	0.244 (0.238)		0.500 (0.288)		0.066 (0.548)	
부모계층(자영자)						
농 업	-0.196 (0.127)	-0.331 (0.123) **	-0.127 (0.159)	-0.313 (0.155) *	-0.186 (0.256)	-0.318 (0.245)
생산직	0.136 (0.213)	-0.094 (0.211)	-0.026 (0.255)	-0.260 (0.251)	0.449 (0.435)	0.293 (0.431)
사무직	0.051 (0.206)	0.249 (0.202)	0.212 (0.279)	0.490 (0.273)	0.154 (0.381)	0.291 (0.374)
고용주	0.062 (0.193)	0.228 (0.190)	0.044 (0.251)	0.255 (0.245)	-0.053 (0.381)	0.152 (0.369)
N	6,051	6,051	3,331	3,331	2,720	2,720
-2log likelihood	1,0871.7	1,2176.6	6,065.0	6,915.6	4,624.7	5,045.0

주 : 1) ( )안은 표준오차임.

2) \*\*\* : p=0.001 \*\* : p=0.01 \* : p=0.05 수준에서 유의

다음에는 자영자가 아니라 고용주가 될 확률의 결정요인에 대해서 살펴 보자(표 7-8). 부모의 계층이 자녀가 자영자가 아니라 고용주가 될 가능성에 미치는 효과는 별로 유의미하지 않은 것으로 나타난다. 유의미한 것은 교육을 포함시키지 않은 모형에서 전체와 남자의 경우 부모가 농업 종사

자일 때 자영자보다 고용주가 될 가능성이 유의미하게 낮다는 점이다. 교육의 효과도 다른 경우에 비해 별로 유의미하지 않은데, 중졸 미만의 경우에 대졸자보다 고용주가 될 가능성이 자영자가 될 가능성보다 유의미하게 낮은 정도이다. 일반경력 및 연령 계층의 효과는 별로 유의미하지 않은 반면, 성의 효과는 상당히 유의미하다. 남자가 여자보다 유의미하게 자영자보다 고용주가 될 가능성이 높은 것으로 나타난다.

#### IV. 세대간 계층 이동과 세대내 이동

이제 자녀의 현재 계층 귀속의 결정요인에 대한 분석을 통해서 세대간 계층 이동과 세대내 이동을 살펴보자. 우선 부모의 계층과 자녀의 현재 계층 귀속이 어떠한 관계를 갖는지가 <표 7-9>을 이용해서 살펴보자.

전반적으로 최초 계층에 비해서 현재 계층에서 사무직과 생산직이 줄고, 고용주와 자영자가 늘어난 것으로 나타나고 있다. 이 점을 제외하면 <표 7-9>의 결과와 최초 계층 귀속과 부모 계층의 관계를 살펴본 <표 7-5> 사이에는 커다란 차이가 없는 것으로 나타난다. 이는 현재의 계층 귀속이 최초의 계층 귀속과 긴밀한 상관관계를 갖고 있을 것임을 시사해 준다. 현재 계층과 최초 계층을 비교한 <부표 4>의 결과는 실제로 둘 사이의 상관관계가 매우 높다는 점을 보여준다. 특히 남자보다도 여자에게서 이 러한 상관관계가 매우 높게 나타난다.

여기에서도 우리는 최초 계층 귀속의 결정요인에 대한 분석과 마찬가지로 현재 계층 귀속의 결정요인에 대해 로짓분석을 통해 살펴볼 것이다. 로짓분석의 기본 모형은 앞에서 최초 계층의 결정요인에 사용한 것과 동일하다. 다만 종속변수가 현재 계층으로 바뀌었고, 현재 시점에서 추가로 얻을 수 있는 정보들이 독립변수로 추가되었다. 독립변수로 추가된 변수들은 혼인상태와 가구주 여부, 현재 시점까지의 총취업기간, 최초 취업시점까지의 일반경력을 대신한 현재 시점까지의 일반경력, 조사 시점에서의 자산소득이다. 자산소득의 경우 스톱으로서의 자산이 조사되지 않았기 때문에 이를 대리하는 변수로서 포함시킨 것이다.

〈표 7-9〉 부모계층과 본인계층의 상관관계

(단위: 명, %)

본인 \ 부모		본인					
		농업	사무직	생산직	고용주	자영자	전 체
전체	사무직	767 (35.9)	394 (18.4)	365 (17.1)	268 (12.5)	344 (16.1)	2,138 (28.6)
	생산직	1,922 (58.7)	213 ( 6.5)	545 (16.6)	200 ( 6.1)	397 (12.1)	3,277 (43.8)
	고용주	273 (48.2)	70 (12.4)	59 (10.4)	74 (13.1)	90 (15.9)	566 ( 7.6)
	자영자	943 (63.1)	108 ( 7.2)	138 ( 9.2)	126 ( 8.4)	180 (12.0)	1,495 (20.0)
	소 계	3,905 (52.2)	785 (10.5)	1,107 (14.8)	668 ( 8.9)	1,011 (13.5)	7,476 (100.0)
	$\chi^2(12) = 511.1, p=0.001$						
남성	사무직	478 (43.4)	207 (18.8)	152 (13.8)	117 (10.6)	148 (13.4)	1,102 (25.8)
	생산직	1,093 (55.6)	133 ( 6.8)	375 (19.1)	119 ( 6.0)	249 (12.7)	1,969 (46.0)
	고용주	226 (49.6)	53 (11.6)	47 (10.3)	54 (11.8)	76 (16.7)	456 (10.7)
	자영자	461 (61.2)	56 ( 7.4)	75 (10.0)	65 ( 8.6)	96 (12.8)	753 (17.6)
	소 계	2,258 (52.8)	449 (10.5)	649 (15.2)	355 ( 8.3)	569 (13.3)	4,280(100.0)
	$\chi^2(12) = 210.4, p=0.001$						
여성	사무직	289 (27.9)	187 (18.1)	213 (20.6)	151 (14.6)	196 (18.9)	1,036 (32.4)
	생산직	829 (63.4)	80 ( 6.1)	170 (13.0)	81 ( 6.2)	148 (11.3)	1,308 (40.9)
	고용주	47 (42.7)	17 (15.5)	12 (10.9)	20 (18.2)	14 (12.7)	110 ( 3.4)
	자영자	482 (65.0)	52 ( 7.0)	63 ( 8.5)	61 ( 8.2)	84 (11.3)	742 (23.2)
	소 계	1,647(51.5)	336 (10.5)	458 (14.3)	313 ( 9.8)	442 (13.8)	3,196(100.0)
	$\chi^2(12) = 395.2, p=0.001$						

자료 : 한국노동연구원, KLIPS(1차년도).

특히 최초 계층도 중요한 독립변수로 포함시켰다. 이를 통해 우리는 부모의 계층이 최초의 계층 귀속에 미치는 영향과 별개로 현재의 계층 귀속에도 독자적인 영향을 계속 미치는가를 살펴볼 수 있을 것이다. 이를 살펴보기 위해 전체와 남자, 여자 세 개의 표본에 대해 각각 네 개의 모형을 추정하였다. 첫 번째는 최초 취업 계층과 교육수준이 모두 독립변수에 포함된 경우, 두 번째는 교육수준을 제외하고 최초 취업 계층이 포함된 경우, 세 번째는 최초 취업 계층을 제외하고 교육수준을 포함한 경우, 네

번째는 교육수준과 최초 취업 계층을 모두 포함하지 않은 경우이다. 다항 로짓분석의 경우 추정결과의 분량이 많기 때문에 본문에서는 우리가 관심을 갖고 있는 부모 계층과 최초 계층 변수에 대한 추정계수만을 살펴보고, 전체 모형의 추정결과는 <부표 5>에서 <부표 13>에 수록하였다.

<표 7-10>에는 자영자에 대비해서 현재 생산직이 될 확률의 결정요인에 대한 추정결과가 요약되어 있다. 전체적으로 살펴보면 교육과 최초 계층을 모두 포함했거나, 최초 계층이 포함된 모형에서는 부모가 고용주였던 경우 현재 생산직이 될 가능성이 유의미하게 낮게 나타난다.

<표 7-10> 현재 생산직으로의 계층 귀속에 대한 부모 계층의 영향(전체/남/녀)

		교육·최초계층 포함	최초계층 포함	교육 포함	교육·최초계층 제외
전 체	농업	0.093(0.070)	0.119(0.068)	0.165(0.061)**	0.229(0.058)***
	생산직	0.166(0.102)	0.185(0.101)	0.226(0.092)*	0.272(0.092)**
	사무직	-0.081(0.122)	-0.138(0.121)	-0.047(0.108)	-0.138(0.106)
	고용주	-0.264(0.122)*	-0.283(0.121)*	-0.322(0.108)**	-0.369(0.106)***
남 자	농업	0.105(0.092)	0.105(0.090)	0.213(0.082)**	0.247(0.079)**
	생산직	0.217(0.134)	0.208(0.132)	0.245(0.124)*	0.270(0.122)*
	사무직	-0.137(0.165)	-0.155(0.163)	-0.058(0.146)	-0.100(0.144)
	고용주	-0.281(0.161)	-0.274(0.159)	-0.322(0.144)*	-0.348(0.141)*
여 자	농업	0.103(0.109)	0.179(0.106)	0.116(0.091)	0.237(0.088)**
	생산직	0.032(0.161)	0.105(0.158)	0.170(0.142)	0.264(0.140)
	사무직	0.059(0.188)	-0.076(0.185)	-0.031(0.163)	-0.200(0.158)
	고용주	-0.245(0.195)	-0.311(0.190)	-0.330(0.166)*	-0.427(0.163)**

주 : 1) ( )안은 표준오차임.

2) \*\*\* : p=0.001 \*\* : p=0.01 \* : p=0.05 수준에서 유의

<부표 4>에 의하면 최초 계층에 비해 전체적으로 현재 계층에서 고용주와 자영자의 비중이 증가하는데 이때 부모가 고용주였던 경우는 최초 계층의 효과를 제외하면 생산직으로 가기보다 자영자로 이동할 가능성이 높다는 것을 함축하는 것이다. 최초 계층의 효과를 제외하고 교육의 효과만을 살펴본 결과는 교육의 효과까지도 제외한 모형의 결과와 유사하다. 최초 계층을 포함한 모형에서는 유의미하지 않았지만 부모 계층이 농업이

거나 생산직인 경우 현재 생산직이 될 가능성이 유의미하게 높은 것으로 나타난다. 이는 부모가 고용주였던 경우를 제외하면 최초 계층 귀속이 현재 생산직이 될 가능성에 아주 중요한 역할을 수행한다는 것을 의미한다.

남자와 여자를 나누어서 살펴보면 전체적으로 살펴보았을 때에 비해 최초 계층의 효과가 더 크게 영향을 미치는 것으로 나타난다. 남자의 경우에는 최초 계층을 제외한 경우 전체 표본을 대상으로 한 것과 유사한 결과를 얻을 수 있고, 여자의 경우에는 부모 계층이 유의한 경우가 더 적게 나타난다.

<표 7-11>에는 자영자가 아니라 사무직이 될 확률의 결정요인이 소개되어 있다. 최초 계층과 교육수준을 모두 포함한 경우 유의미한 경우는 남자의 경우 부모가 고용주인 경우 사무직이 될 확률이 자영자가 될 확률에 비해 유의미하게 낮다는 것이다. 이를 생산직이 될 확률의 추정결과와 같이 고려해서 해석하면 부모가 고용주인 경우는 남자 자녀가 피용자가 될 가능성을 유의미하게 낮추고, 여자의 경우에는 피용자 가운데 생산직이 될 가능성을 유의미하게 낮추는 것으로 볼 수 있다.

<표 7-11> 현재 사무직으로의 계층 귀속에 대한 부모 계층의 영향(전체/남/녀)

	부모계층	교육·최초계층 포함	최초계층 포함	교육 포함	교육·최초계층 제외
전 체	농업	0.005(0.080)	-0.173(0.077)*	-0.041(0.067)	-0.345(0.063)***
	생산직	-0.044(0.114)	-0.166(0.112)	0.069(0.100)	-0.131(0.095)
	사무직	0.107(0.119)	0.297(0.118)*	0.193(0.103)	0.513(0.099)***
	고용주	-0.197(0.122)	-0.031(0.120)	-0.227(0.105)*	0.047(0.101)
남 자	농업	0.109(0.109)	-0.094(0.104)	0.126(0.093)	-0.223(0.085)**
	생산직	0.139(0.162)	-0.031(0.157)	0.142(0.141)	-0.137(0.131)
	사무직	0.045(0.165)	0.268(0.162)	0.217(0.145)	0.609(0.135)***
	고용주	-0.468(0.172)**	-0.248(0.168)	-0.436(0.149)**	-0.074(0.139)
여 자	농업	-0.125(0.121)	-0.250(0.117)*	-0.245(0.100)*	-0.468(0.095)***
	생산직	-0.308(0.164)	-0.362(0.163)*	-0.079(0.144)	-0.180(0.141)
	사무직	0.259(0.177)	0.384(0.176)*	0.225(0.150)	0.421(0.147)**
	고용주	0.135(0.179)	0.210(0.178)	0.043(0.150)	0.200(0.149)

주 : 1) ( )안은 표준오차임.

2) \*\*\* : p=0.001 \*\* : p=0.01 \* : p=0.05 수준에서 유의

교육수준만을 제외할 경우 최초 계층 귀속의 효과를 고려하더라도 여자로서 부모가 농업 종사자이거나 생산직인 경우 사무직이 될 가능성이 유의미하게 낮고, 사무직인 경우에는 사무직이 될 가능성이 유의미하게 높다. 반면 남자의 경우에는 최초 계층 귀속이 미치는 효과가 더 강하게 작용하는 것으로 보인다. 이는 최초 취업 계층을 제외하고 교육만을 포함한 경우에 남자에서 부모가 고용주였던 효과가 유의미하게 나타난다는 점에서 확인된다. 반면 여자의 경우에는 교육의 효과가 더 크다. 교육수준과 최초 계층을 모두 제외하면 전체, 남자, 여자 모두 부모가 농업 종사자인 경우 현재 사무직이 될 확률이 자영자가 될 확률보다 유의미하게 낮고, 부모가 사무직이었던 경우에는 현재 사무직이 될 확률이 유의미하게 높다.<sup>4)</sup>

〈표 7-12〉 현재 고용주로의 계층 귀속에 대한 부모 계층의 영향(전체/남/녀)

	부모계층	교육·최초계층 포함	최초계층 포함	교육 포함	교육·최초계층 제외
전체	농업	-0.217(0.101)*	-0.336(0.099)***	-0.204(0.088)*	-0.410(0.086)***
	생산직	-0.042(0.154)	-0.152(0.153)	-0.005(0.141)	-0.151(0.138)
	사무직	0.006(0.156)	0.142(0.154)	0.003(0.138)	0.214(0.135)
	고용주	-0.057(0.155)	0.064(0.153)	0.030(0.135)	0.224(0.133)
남자	농업	-0.125(0.120)	-0.255(0.117)*	-0.068(0.106)	-0.302(0.102)**
	생산직	0.076(0.183)	-0.057(0.180)	0.047(0.168)	-0.136(0.164)
	사무직	-0.097(0.194)	0.063(0.189)	-0.028(0.172)	0.222(0.167)
	고용주	-0.267(0.190)	-0.123(0.187)	-0.163(0.168)	0.080(0.163)
여자	농업	-0.306(0.215)	-0.418(0.205)*	-0.384(0.185)*	-0.583(0.176)**
	생산직	-0.261(0.325)	-0.371(0.322)	-0.112(0.289)	-0.265(0.285)
	사무직	0.293(0.286)	0.389(0.280)	0.193(0.251)	0.368(0.246)
	고용주	0.249(0.289)	0.392(0.276)	0.338(0.242)	0.562(0.234)

주 : 1) ( )안은 표준오차임.

2) \*\*\* : p=0.001 \*\* : p=0.01 \* : p=0.05 수준에서 유의

4) 다른 변수들이 미치는 효과에 대해서는 별도로 정리하지 않는다. 다만 가구의 부를 대신하는 대리변수로 포함시킨 가구의 1인당 평균 자산소득의 경우 최초 계층을 제외한 경우에 남자에서 자영자보다 생산직이 될 확률을 유의미하게 낮춘다는 결과를 얻었다. 다른 경우에는 유의미한 결과가 발견되지 않았다.

다음으로는 현재 자영자가 아니라 고용주가 될 확률의 결정요인에 대해 살펴보자(표 7-12). 현재 고용주가 될 확률에 대해 최초 계층 귀속에 무관하게 영향을 미치는 것은 부모의 계층이 농업 종사자였던 경우이다. 교육 수준이나 최초 계층의 효과를 제외하더라도 여전히 유의미한 것은 부모 계층이 농업 종사자였던 경우뿐이다. 부모 계층이 생산직이나 사무직이었던 하더라도 자영자보다 고용주가 될 확률에는 별로 유의미한 영향이 없다. 이를 부모가 고용주였던 경우 자영자보다 생산직이나 사무직이 될 확률에 미치는 효과와 비교해 보면 고용주와 자영자가 상대적으로 가까운 계층이라는 점을 시사해 주는 것으로 해석할 수 있다.

이제 세대내에서의 이동과 관련된 최초 계층과 현재 계층 사이의 관계를 살펴보자. 앞에서 지적한 대로 최초의 계층 귀속과 현재의 계층 사이에는 상당히 밀접한 관계가 있는 것으로 나타나고 있다(부표 4). 그러나 이러한 상관관계가 실제로 최초 계층이 현재의 계층 귀속에 영향이 있다는 것을 의미하지는 않는다. 이를 확인하기 위해서는 현재의 계층 귀속에 대한 로짓분석에서 최초 계층이 현재 계층에 미치는 효과에 대해서 별도로 살펴볼 필요가 있다. <표 7-13>에는 최초 계층 귀속이 현재의 계층 귀속에 미치는 효과에 대한 로짓분석 결과가 요약되어 있다. 전체 추정결과는 마찬가지로 <부표 5>에서 <부표 13>에 소개되어 있다.

우선 생산직으로의 귀속에 미치는 효과에 대해서 살펴보자. 최초 계층이 생산직이었던 경우는 전체 표본이나 남자와 여자 모두에서 현재 자영자보다 생산직이 될 확률이 유의미하게 높다. 그러나 사무직이나 고용주였던 경우는 자영자보다 생산직이 될 확률에 미치는 영향이 유의미하지 않다.

다음으로 현재 자영자가 아니라 사무직이 될 확률에 대해서 살펴보자. 일반적으로 예측할 수 있는 바와 같이 최초에 사무직으로 취업한 경우에는 현재에도 사무직이 될 가능성이 유의미하게 높다. 더 나아가서 새로운 사실이 드러나는데 최초에 생산직으로 취업한 경우 자영자보다 사무직으로 이동할 수 있는 가능성이 유의미하게 낮다는 점이다. 이는 생산직에서 사무직으로 이동하는 것보다 생산직에서 자영자로 이동할 수 있는 가능성이 더 높다는 것을 뜻한다.

마지막으로 자영자에 대비해서 고용주가 될 확률을 보자. 다른 계층과



〈표 7-13〉 현재의 계층 귀속에 최초 계층이 미치는 효과(전체/남/녀)

현 재	최초 계층	전 체		남 자		여 자	
		교육 포함	교육 제외	교육 포함	교육 제외	교육 포함	교육 제외
생 산 직	생산직	1.132(0.075)***	1.166(0.073)***	0.992(0.094)***	1.001(0.092)***	1.175(0.147)***	1.255(0.144)***
	사무직	0.179(0.096)	0.145(0.094)	-0.089(0.134)	-0.081(0.130)	0.281(0.167)	0.223(0.162)
	고용주	0.003(0.162)	-0.009(0.161)	-0.173(0.183)	-0.188(0.182)	0.403(0.368)	0.448(0.365)
사 무 직	생산직	-0.006(0.101)	-0.247(0.096)*	-0.312(0.122)*	-0.530(0.117)***	0.533(0.245)*	0.337(0.238)
	사무직	1.897(0.100)***	2.124(0.098)***	1.783(0.129)***	2.127(0.123)***	2.067(0.239)***	2.193(0.235)***
	고용주	-0.104(0.198)	-0.019(0.193)	-0.242(0.214)	-0.120(0.205)	-0.410(0.631)	-0.332(0.623)
고 용 주	생산직	-0.262(0.101)**	-0.394(0.099)***	-0.286(0.117)*	-0.420(0.114)***	-0.639(0.229)**	-0.758(0.221)***
	사무직	0.217(0.114)	0.387(0.110)***	0.219(0.141)	0.442(0.136)**	0.139(0.226)	0.204(0.215)
	고용주	1.793(0.146)	1.843(0.144)***	1.474(0.163)***	1.516(0.159)***	2.865(0.348)***	2.950(0.345)***

주 : 1) ( )안은 표준오차임.

2) \*\*\* : p=0.001 \*\* : p=0.01 \* : p=0.05 수준에서 유의

마찬가지로 최초에 고용주였던 경우에는 전체 표본이나 남자, 여자 모두에서 자영자보다 고용주로 있을 확률이 더 높게 나타난다. 역시 새로운 사실을 추가적으로 확인할 수 있는데 우선 최초에 생산직이었던 경우 자영자보다 고용주로 될 확률이 유의미하게 낮은 것으로 나타난다. 즉 생산직에서 자영자로 이동하는 것보다 고용주로 이동하는 것이 훨씬 더 어렵다는 것을 알 수 있다. 또한 전체 표본과 남자에서 교육의 효과를 고려하지 않은 모형에서 사무직이었던 경우 자영자보다 고용주가 될 확률이 유의미하게 높은 것으로 나타난다. 최초에 생산직이었던 경우와 비교해 보면 생산직의 경우 고용주보다 자영자로 이동할 가능성이 높은 반면, 사무직 남자의 경우는 자영자보다 고용주가 될 가능성이 더 높다는 점에서 자영부문의로의 이동이 서로 다른 방향으로 일어남을 알 수 있다.

## V. 부모의 계층이 피용자의 일자리의 질에 미치는 효과

동일한 사무직과 생산직이라도 부모의 계층에 따라 교육수준도 다르고, 나아가서 일자리의 질에서 차이가 있을 수 있다. 남녀별로 40세를 전후로 현재 계층별로 부모 계층별 평균 연령과 교육수준, 월 임금수준의 평균값을 살펴본 것이 <표 7-14>와 <표 7-15>이다.

<표 7-14>는 남자의 경우 부모가 사무직이거나 고용주일 때 다른 계층이었던 경우에 비해 교육수준이 더 높다는 점을 보여주고 있다. <표 7-15>로부터 여자의 경우에도 마찬가지로 현상이 나타난다는 점을 알 수 있다.

임금수준의 경우에도 남자는 부모가 사무직이거나 고용주였던 경우가 다른 계층이었던 경우에 비해 임금수준이 대체로 높게 나타난다(표 7-14). 특히 현재 사무직인 경우에 이러한 경향이 더 강하다. 역시 <표 7-15>에서 여자에서도 대체로 이러한 현상이 나타난다는 점을 알 수 있다. <표 7-14>와 <표 7-15>의 결과는 동일한 생산직이나 사무직이라도 부모의 계층에 따라서 일자리의 질이 달라질 가능성이 있음을 시사해 준다.

<표 7-14> 사무직과 생산직의 부모 계층별 평균 교육, 연령, 월임금(남자)

(단위 : 세, 년, 만원)

본인 계층		사무직					생산직				
		농업	사무직	생산직	고용주	자영자	농업	사무직	생산직	고용주	자영자
평균 연령	40세미만	32.6	30.8	29.1	31.1	30.2	31.6	28.1	26.9	28.3	28.1
	40세이상	50.7	47.8	47.7	47.8	49.5	51.7	49.2	48.0	48.4	50.3
교육 기간	40세미만	14.6	15.3	14.1	15.1	14.6	11.6	13.6	12.1	13.0	11.9
	40세이상	13.7	15.7	14.9	15.3	13.9	8.8	11.7	9.6	11.9	10.0
임금 수준	40세미만	145.6	146.9	117.3	156.6	143.7	112.2	106.2	101.8	103.4	108.4
	40세이상	190.4	221.2	199.0	222.8	180.3	100.8	113.2	112.6	129.7	108.1

자료 : 한국노동연구원, KLIPS(1차년도).

<표 7-15> 사무직과 생산직의 부모 계층별 평균 교육, 연령, 월임금(여자)

(단위 : 세, 년, 만원)

본인 계층		사무직					생산직				
부모 계층		농업	사무직	생산직	고용주	자영업	농업	사무직	생산직	고용주	자영업
평균	40세미만	27.6	27.4	25.6	27.3	26.1	31.7	26.7	24.8	25.9	27.1
연령	40세이상	47.5	49.3	44.4	46.9	45.2	49.9	47.0	48.8	49.4	49.7
교육 기간	40세미만	12.9	14.4	13.4	14.0	13.5	10.9	12.6	11.6	12.6	11.9
	40세이상	11.1	13.4	13.3	13.9	13.1	6.6	9.8	8.1	9.9	7.6
임금 수준	40세미만	95.8	107.1	88.5	94.8	89.3	59.2	73.8	61.0	74.0	67.0
	40세이상	113.7	116.0	113.4	137.6	126.4	56.9	56.6	60.5	62.2	57.8

자료 : 한국노동연구원, KLIPS(1차년도).

특히 이러한 효과가 교육을 매개로 해서만 나타나는지, 교육의 효과를 통제해도 나타나는지는 계층의 효과가 어떤 방식으로 작용하는지와 관련해서 살펴볼 필요가 있는 주제이다. 이를 위해 <표 7-16>과 <표 7-17>에는 현재 피용자를 대상으로 시간당 임금수준의 결정요인에 대한 회귀분석을 수행하였다. 추정모형은 통상적인 인적자본론의 가정하에서 임금합수를 추정할 때 사용하는 모형으로서 종속변수는 시간당 임금의 로그값이다. 여기에 부모의 계층을 독립변수로 추가하였다. 또한 교육을 매개로 부모계층의 효과가 전달되는가를 살펴보기 위해 교육수준을 제외한 모형도 같이 추정하여 비교하였다. <표 7-16>에는 전체 표본과 남자, 여자를 나누어서 추정한 결과가, <표 7-17>에는 현재 사무직과 생산직으로 나누어서 추정한 결과가 소개되어 있다.

우선 <표 7-16>과 <표 7-17>에서 부모의 계층이 현재의 일자리의 질에 미치는 효과는 대체로 교육을 매개로 해서 나타난다는 점을 알 수 있다. 교육수준을 포함한 모형에서 5% 수준에서 유의한 부모의 계층변수는 없다. 다만 전체 표본에서 고용주, 여자 표본에서 사무직의 경우 10% 수준에서 유의미하게 임금수준을 높이는 효과가 있는 것으로 나타난다.

교육수준을 제외할 경우에는 부모의 계층이 몇가지 경우에 유의미한 결과를 추가적으로 나타낸다. 우선 전체 표본에서 부모가 농업 종사자였던

<표 7-16> 시간당 임금 결정요인(로그임금, 전체/남/여)

변수명	전체		남자		여자	
	모델 1	모델 2	모델 1	모델 2	모델 1	모델 2
상수항	7.667 (0.065) ***	7.918 (0.056) ***	7.843 (0.084) ***	8.093 (0.071) ***	7.530 (0.110) ***	7.927 (0.092) ***
일반경력	0.015 (0.004) ***	0.005 (0.004)	0.033 (0.006) ***	0.023 (0.006) ***	0.012 (0.005) *	-0.002 (0.005)
경력sq	0.000 (0.000) ***	0.000 (0.000) ***	-0.001 (0.000) ***	-0.001 (0.000) ***	0.000 (0.000) *	0.000 (0.000)
취업기간	0.011 (0.004) **	0.010 (0.004) **	-0.006 (0.005)	-0.006 (0.005)	0.016 (0.006) **	0.016 (0.006) **
기간sq	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000) *	0.000 (0.000) *	0.000 (0.000) *	0.000 (0.000) *
근속연수	0.025 (0.004) ***	0.028 (0.004) ***	0.025 (0.004) ***	0.027 (0.005) ***	0.027 (0.007) ***	0.031 (0.007) ***
근속sq	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
성별(여자)						
남자	0.211 (0.019) ***	0.271 (0.019) ***				
혼인(기혼)						
미혼	-0.113 (0.026) ***	-0.197 (0.026) ***	-0.138 (0.031) ***	-0.208 (0.032) ***	-0.082 (0.047)	-0.185 (0.048) ***
교육(중졸미만)						
고졸미만	-0.011 (0.039)		-0.025 (0.054)		0.032 (0.059)	
초대졸미만	0.158 (0.038) ***		0.120 (0.052) *		0.230 (0.060) ***	
대졸미만	0.246 (0.045) ***		0.202 (0.060) ***		0.319 (0.074) ***	
대졸이상	0.474 (0.045) ***		0.413 (0.059) ***		0.610 (0.075) ***	
근로시간(풀타임)						
파트타임	0.132 (0.028) ***	0.136 (0.029) ***	0.094 (0.041) *	0.085 (0.042) *	0.176 (0.038)	0.193 (0.039) ***
종사상지위(일용직)						
상용직	0.001 (0.035)	0.016 (0.036)	0.062 (0.046)	0.078 (0.048)	-0.051 (0.054)	-0.049 (0.057)
임시직	-0.051 (0.043)	-0.028 (0.045)	-0.004 (0.061)	0.010 (0.063)	-0.072 (0.062)	-0.049 (0.065)
기업규모(100인미만)						
300인	0.013 (0.030)	0.028 (0.031)	-0.005 (0.036)	0.011 (0.037)	0.073 (0.054)	0.082 (0.056)
500인	0.107 (0.044) *	0.125 (0.046) **	0.120 (0.056) *	0.154 (0.058) **	0.117 (0.073)	0.097 (0.077)
1000인	0.153 (0.044) ***	0.188 (0.046) ***	0.143 (0.055) *	0.178 (0.057) **	0.189 (0.073) **	0.237 (0.076) **
1,000이상	0.185 (0.025) ***	0.202 (0.026) ***	0.201 (0.032) ***	0.235 (0.033) ***	0.175 (0.039) ***	0.156 (0.041) ***
노조유무(무)						
노조유	-0.009 (0.021) ***	-0.018 (0.022)	-0.021 (0.027)	-0.035 (0.028)	0.005 (0.036)	-0.004 (0.037)
본인계층(생산서비스)						
사무관리직	0.262 (0.021)	0.401 (0.019) ***	0.238 (0.026) ***	0.379 (0.023) ***	0.308 (0.036) ***	0.433 (0.035) ***
부모계층(자영자)						
농업	-0.026 (0.022)	-0.052 (0.023) *	-0.024 (0.028)	-0.044 (0.029)	-0.032 (0.037)	-0.066 (0.038)
생산직	-0.023 (0.027)	-0.036 (0.028)	-0.048 (0.035)	-0.057 (0.036)	0.020 (0.042)	0.003 (0.044)
사무직	0.020 (0.029)	0.074 (0.030) *	-0.016 (0.037)	0.035 (0.038)	0.091 (0.047)	0.150 (0.049) **
고용주	0.054 (0.032)	0.101 (0.033) **	0.040 (0.042)	0.085 (0.043) *	0.068 (0.049)	0.119 (0.051) *
N	2,779	2,779	1,779	1,779	1,000	1,000
F	114.5	116.4	63.2	65.3	38.8	37.3
adj-R <sup>2</sup>	0.5053	0.4659	0.4566	0.4196	0.4759	0.4209

주 : 1) ( )안은 표준오차임.

2) \*\*\* : p=0.001 \*\* : p=0.01 \* : p=0.05 수준에서 유의

〈표 7-17〉 시간당 임금 결정요인(로그임금, 생산직/사무직)

변수명	생 산 직		사 무 직	
	모 델 1	모 델 2	모 델 1	모 델 2
상수항	7.780 (0.081) ***	7.941 (0.069) ***	7.590 (0.203) ***	8.072 (0.161) ***
일반경력	0.012 (0.004) **	0.004 (0.004)	0.013 (0.006) *	-0.001 (0.007)
경력sq	0.000 (0.000) ***	0.000 (0.000) **	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
취업기간	0.007 (0.004)	0.008 (0.004)	0.021 (0.007) **	0.022 (0.007) **
기간sq	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000) *	0.000 (0.000)
근속년수	0.030 (0.006) ***	0.031 (0.006) ***	0.019 (0.006) ***	0.023 (0.006) ***
근속sq	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
성별(여자)				
남자	0.291 (0.027) ***	0.315 (0.027) ***	0.112 (0.027) ***	0.205 (0.028) ***
혼인(기혼)				
미혼	-0.103 (0.036) **	-0.151 (0.035) ***	-0.144 (0.037) ***	-0.246 (0.039) ***
교육(중졸 미만)				
고졸 미만	-0.046 (0.039)		0.108 (0.155)	
초대졸 미만	0.083 (0.040) *		0.263 (0.135)	
대졸 미만	0.146 (0.056) **		0.383 (0.137) ***	
대졸 이상	0.312 (0.063) **		0.626 (0.136) ***	
근로시간(플타입)				
파트타임	0.080 (0.033) *	0.076 (0.033)	0.247 (0.050)	0.259 (0.053) ***
종사상지위(일용직)				
상용직	-0.028 (0.035)	-0.025 (0.036)	0.215 (0.142)	0.285 (0.151)
임시직	-0.075 (0.045)	-0.068 (0.046)	0.124 (0.154)	0.213 (0.163)
기업규모(100인미만)				
300인	-0.007 (0.039)	0.011 (0.039)	0.079 (0.047)	0.082 (0.050)
500인	0.140 (0.062) *	0.164 (0.063) **	0.098 (0.063)	0.099 (0.067)
1000인	0.193 (0.062) **	0.229 (0.062) ***	0.133 (0.063) *	0.170 (0.067) *
1,000인이상	0.257 (0.038) ***	0.295 (0.038) ***	0.143 (0.033) ***	0.135 (0.035) ***
노조유무(부)				
노조유	-0.025 (0.030)	-0.035 (0.031)	0.026 (0.031)	0.018 (0.032)
부모계층(자영자)				
농업	-0.026 (0.030)	-0.040 (0.030)	-0.014 (0.033)	-0.048 (0.035)
생산직	-0.009 (0.037)	-0.014 (0.037)	-0.040 (0.039)	-0.058 (0.041)
사무직	0.030 (0.047)	0.039 (0.047)	0.023 (0.038)	0.077 (0.040) *
고용주	0.021 (0.050)	0.070 (0.050)	0.069 (0.042)	0.108 (0.045) *
N	1,450	1,450	1,329	1,329
F	35.7	39.5	46.9	41.9
adj-R <sup>2</sup>	0.3647	0.3471	0.4534	0.3814

주 : 1) ( )안은 표준오차임.

2) \*\*\* : p=0.001 \*\* : p=0.01 \* : p=0.05 수준에서 유의

경우는 현재 임금에 부정적인 효과를 나타내고, 사무직이거나 고용주인 경우에는 유의미하게 긍정적인 효과를 나타낸다. 여자의 경우에는 전체 표본과 결과가 유사하지만 남자의 경우에는 고용주만이 유의미하게 임금 수준을 높이는 효과가 있는 것으로 나타난다.

사무직과 생산직으로 나누어 추정한 결과(표 7-17>)에서는 사무직에서 교육을 포함하지 않은 경우에 부모가 고용주인 경우 유의미하게 임금수준을 향상시킨다는 결과를 얻을 수 있었다. 다만 부모가 사무직이었던 경우 10% 유의수준에서 임금수준을 향상시키는 것으로 나타난다.

위의 결과들을 종합해 보면 부모가 고용주인 경우 유의미하게 현재의 일자리의 질을 높이는 방향으로 영향을 미칠 가능성이 높고, 여자이면서 사무직인 경우에는 부모가 사무직일 경우 임금수준이 더 높을 가능성이 있다는 점을 보여준다. 이는 앞에서 제기했던 질문, 즉 부모가 생산직이었던 경우 자녀세대에서 여자가 사무직이 되는 예가 많은 이유에 대한 대답의 하나를 제공해 준다. 즉 사무직으로 이동하더라도 부모가 사무직인 경우에 비해 하위의 사무직으로 이동한다는 것이다.

## VI. 요약과 시사점

본 연구에서는 지난 40년간 급속하게 증가해 온 도시의 비농부문 취업 자층의 세대간 재생산 구조와 동일 세대내에서 계층간 이동이 어떤 방식으로 나타나고 있는가를 살펴보았다. 분석을 위해서 사용한 자료는 도시 지역의 생산가능인구에 대한 표본 조사인 한국노동연구원 패널조사(KLIPS)의 1차년도 자료이다. 분석을 위해서 산업과 직종, 종사상 지위를 결합하여 부모의 계층과 자녀의 최초 계층 및 현재 계층을 농업 종사자, 생산직, 사무직, 고용주, 자영자의 다섯 가지로 분류하였다. 이 자료에서 주의할 것은 자식의 계층별 분포가 도시지역 거주자를 대표할 수 있는 것과는 달리 부모의 계층별 분포는 대표성을 갖지 않는다는 점이다. 부모의 경우 주거지역이 도시로 제한되지 않기 때문이다.

세대간 계층이동과 세대내 이동은 최초 및 현재의 계층 귀속을 결정하

는데 부모의 계층이 어떠한 영향을 미치고, 최초 계층이 현재의 계층 귀속에 어떠한 영향을 미치는가를 다항로짓분석 방법을 통해 분석하였다. 우선 세대간 이동에 대한 분석에서 드러난 주요한 결과들은 다음과 같다.

다항로짓분석을 하기에 앞서서 자녀의 최초 계층과 부모 계층의 관계를 교차표를 이용해서 분석해 보면 고용주와 사무직의 경우 부모의 계층으로 이동한 경우가 상대적으로 상당히 높은 반면, 생산직과 자영자의 경우 상대적으로 높지 않다는 점이 가장 특징적이다.

다항로짓분석(비교의 기준으로는 자영자를 사용)을 통해 자녀의 최초 계층 귀속에 부모의 계층이 미치는 영향을 분석해 보면 이 과정에서 가장 중요한 매개변수로 기능하는 것이 교육수준으로 나타난다. 한국에서 직업선택에서 학력이 중요한 요소로 작용하기 때문이다. 최초의 계층이 생산직인 경우 교육의 효과를 통제할 경우에 부모 계층이 유의미하게 자녀의 최초 계층 귀속에 영향을 미치는 경우는 부모가 생산직인 경우뿐이다. 이는 부모가 생산직인 경우 유의미하게 자녀가 자영자보다 생산직이 될 가능성이 높다는 것을 의미한다. 교육수준을 포함시키지 않은 모형의 경우 여성에서 추정결과의 변화가 나타나는데 고용주의 경우 유의미하게 자영자보다 생산직이 될 가능성이 낮아진다.

최초 계층이 사무직인 경우 남자와 여자에 차이가 상당히 나타난다. 남자의 경우 교육을 포함한 경우나 포함하지 않은 경우 통계적인 유의도에는 차이가 있지만 부모가 사무직인 경우 자영자보다 사무직이 될 가능성이 유의미하게 높게 나타난다. 반면 여자의 경우 부모가 생산직이거나 농업 종사자인 경우에만 유의미하게 나타난다. 생산직인 경우에는 자영자보다 사무직이 될 가능성이 높아지지만 농업 종사자인 경우 사무직보다 자영자가 될 가능성이 더 높다.

자녀가 자영자가 아니라 고용주가 될 확률에 부모의 계층이 미치는 효과는 별로 유의미하지 않은 것으로 나타난다. 유의미한 것은 교육을 포함시키지 않은 모형에서 전체와 남자의 경우 부모가 농업 종사자일 때 자영자보다 고용주가 될 가능성이 유의미하게 낮다는 점이다.

현재의 계층 귀속에 부모의 계층이 미치는 효과에 대한 중요한 분석결과는 다음과 같다. 많은 경우에 최초 계층에 대한 분석과 마찬가지로 교육이 중요한 매개변수로 등장한다. 또한 현재 계층 귀속의 결정요인으로

최초 계층을 포함한 경우에 최초 계층의 효과 때문에 부모의 계층이 미치는 효과가 유의미하지 않게 나타나는 경우가 많다.

현재 자영자에 대비해서 생산직이 될 확률의 결정요인을 분석해 보면 교육과 최초 계층을 모두 포함했거나, 최초 계층이 포함된 모형에서는 부모가 고용주였던 경우 현재 생산직이 될 가능성이 유의미하게 낮게 나타난다. 교차표에서 최초 계층에 비해 전체적으로 현재 계층에서 고용주와 자영자의 비중이 증가하는데 이때 부모가 고용주였던 경우는 생산직으로 이동하기보다 자영자로 이동할 가능성이 높다는 것을 함축한다. 최초 계층의 효과를 제외하고 교육의 효과만을 살펴본 결과는 교육의 효과까지도 제외한 모형의 결과와 유사하다. 최초 계층을 포함한 모형에서는 유의미하지 않았지만 부모 계층이 농업이거나 생산직인 경우 현재 생산직이 될 가능성이 유의미하게 높은 것으로 나타난다. 이는 부모의 계층은 최초의 계층 귀속에 미치는 효과를 매개로 현재 생산직이 될 가능성에 영향을 미친다는 것을 의미한다.

현재 사무직 계층을 보면 최초 계층과 교육수준을 모두 포함했을 때 유의미한 경우는 남자이고, 부모가 고용주일 때 사무직이 될 가능성이 자영자가 될 가능성에 비해 유의미하게 낮다는 것이다. 이를 자영자에 대비해 생산직이 될 확률의 추정결과와 같이 고려해서 종합해 보면 부모가 고용주인 경우는 남자 자녀가 피용자가 될 가능성을 유의미하게 낮추고, 여자의 경우에는 피용자 가운데 생산직이 될 가능성을 유의미하게 낮추는 것으로 볼 수 있다. 교육수준과 최초 계층을 모두 제외하면 전체, 남자, 여자 모두 부모가 농업 종사자인 경우 현재 사무직이 될 가능성이 자영자가 될 가능성보다 유의미하게 낮고, 부모가 사무직이었던 경우에는 현재 사무직이 될 가능성이 유의미하게 높다.

현재 자영자에 대비해 고용주가 될 확률의 결정요인을 살펴보면 현재 고용주가 될 확률에 대해 최초 계층 귀속에 무관하게 영향을 미치는 것은 부모의 계층이 농업 종사자였던 경우이다. 교육수준이나 최초 계층의 효과를 제외하더라도 여전히 유의미한 것은 부모 계층이 농업 종사자였던 경우 뿐이다. 부모 계층이 생산직이나 사무직이었다더라도 자영자보다 고용주가 될 확률에는 별로 유의미한 영향이 없다. 이를 부모가 고용주였던 경우 생산직이나 사무직이 될 확률에 미치는 효과와 비교해 보면 전체적



으로 볼 때는 고용주와 자영자가 상대적으로 가까운 계층이라는 점을 시사해 주는 것으로 해석할 수 있다. 그러나 부모가 농업 종사자인 경우에 사무직보다는 자영자가 될 가능성이 높다는 위의 또 다른 결과는 자영자 가운데 일부는 사무직보다 농업 종사자에 가까운 계층임을 시사해 준다.

다음으로 세대내 이동에 대한 분석결과를 살펴보자. 전반적으로 최초 계층에 비해서 현재 계층에서 사무직과 생산직이 줄고, 고용주와 자영자가 늘어난 것으로 나타나고 있다. 그러나 교차표를 통해 현재의 계층과 부모의 계층을 비교해 본 결과는 최초의 계층과 부모의 계층을 비교한 결과와 커다란 차이가 없는 것으로 나타난다. 이는 현재의 계층 귀속이 최초의 계층 귀속과 긴밀한 상관관계를 갖고 있음을 시사해 준다.

다항로지분석에서 현재 생산직으로의 귀속에 최초 계층이 미치는 효과에 대해서 살펴보면 최초 계층이 생산직이었던 경우는 전체 표본이나 남자와 여자 모두에서 현재 자영자보다 생산직이 될 가능성이 유의미하게 높다. 그러나 사무직이나 고용주였던 경우는 자영자보다 생산직이 될 확률에 미치는 영향이 유의미하지 않다.

사무직의 경우에도 최초에 사무직으로 취업한 경우에는 현재에도 사무직이 될 가능성이 유의미하게 높다. 또한 최초에 생산직으로 취업한 경우 자영자보다 사무직으로 이동할 수 있는 가능성이 유의미하게 낮다는 점이 추가로 확인되었다. 이는 생산직에서 사무직으로 이동하는 것보다 생산직에서 자영자로 이동할 수 있는 가능성이 더 높다는 것을 뜻한다. 앞의 현재 계층 귀속에 대한 분석에서 자영자의 일부가 사무직보다 농업 종사자에 가깝다는 시사점을 얻었지만 이 결과로부터는 사무직보다 생산직에 가까운 집단도 있다는 시사점을 얻을 수 있다.

고용주에서도 다른 계층과 마찬가지로 최초에 고용주였던 경우에는 전체 표본이나 남자, 여자 모두에서 자영자보다 고용주로 있을 가능성이 더 높게 나타난다. 또한 최초에 생산직이었던 경우 자영자보다 고용주로 될 가능성이 유의미하게 낮은 것으로 나타난다. 즉 생산직에서 자영자로 이동하는 것보다 고용주로 이동하는 것이 훨씬 더 어렵다는 것을 알 수 있다. 또한 전체 표본과 남자에서 교육의 효과를 고려하지 않은 모형에서 사무직이었던 경우 자영자보다 고용주가 될 가능성이 유의미하게 높은 것으로 나타난다. 최초에 생산직이었던 경우와 비교해 보면 생산직의 경우

고용주보다 자영자로 이동할 가능성이 높은 반면, 사무직 남자의 경우 자영자보다 고용주가 될 가능성이 더 높다는 점에서 생산직과 사무직 사이에 자영부문으로의 이동이 서로 다른 방향으로 일어남을 알 수 있다.

마지막으로 동일한 사무직이나 생산직이라고 하더라도 부모의 계층에 따라 현재 일자리의 질이 달라지는가를 살펴보았다. 이를 위해 조사 시점에 피용자로 취업해 있는 집단에 대해 임금함수를 추정해 보았다. 계층 귀속에 미치는 효과와 마찬가지로 부모의 계층이 현재의 일자리의 질에 미치는 효과는 대체로 교육을 매개로 해서 나타난다. 교육수준을 포함한 모형에서 5% 수준에서 유의한 부모의 계층 변수는 없다. 다만 전체 표본에서는 고용주가, 여자 표본에서는 사무직의 경우가 10% 수준에서 유의미하게 임금수준을 높이는 효과가 있는 것으로 나타난다. 교육수준을 제외할 경우에는 부모가 농업 종사자였던 경우는 현재의 임금에 부정적인 효과를 나타내고, 사무직이거나 고용주인 경우에는 유의미하게 임금수준이 높아지는 것으로 나타난다. 여자의 경우에는 전체 표본과 결과가 유사하지만 남자의 경우에는 고용주만이 유의미하게 임금수준을 높이는 효과가 있는 것으로 나타난다.

이로부터 부모가 고용주인 경우 유의미하게 현재의 일자리의 질을 높이는 방향으로 영향을 미칠 가능성이 높고, 여자인데 사무직인 경우에는 부모가 사무직일 경우 임금수준이 더 높을 가능성이 있다는 점을 보여준다. 이는 부모가 생산직이었던 경우에 자녀세대에서 여자가 사무직이 되는 경우가 많지만 부모가 사무직인 경우에 비해 하위의 사무직으로 이동한다는 점을 시사해 준다.

본 연구에서는 다항로지분분석을 통해 자녀의 계층 귀속에 부모의 계층이 미치는 영향과, 세대내에서 최초의 직업선택이 현재의 계층 귀속에 어떤 영향을 미치는가를 살펴보았다. 이를 통해 세대간 계층이동에서 교육이 중요한 매개변수로 작용한다는 점, 각 계층마다 정도는 다르지만 현재의 계층 귀속에 최초의 직업선택이 상당한 영향을 미친다는 점을 확인할 수 있었다. 또한 계층간 이동의 가능성이 어려운 정도로부터 고용주, 자영자 일부, 사무직, 자영자 일부, 생산직의 순으로 도시취업자 계층에 서열이 나타난다는 시사점을 얻었다. 정책적인 함의와 관련해서는 이미 세대간 계층이동에서 교육이 중요한 매개변수로 작용하고 있다는 점에서 계층간

이동을 활성화하기 위해서는 교육기회가 계층간에 달라지지 않도록 하는 방향으로 정책이 개발되어야 한다는 점을 발견할 수 있었다.

## 참고문헌

- 류재우·최호영(1999), 「우리나라 자영업부문에 관한 연구」, 한국노동경제학회, 『노동경제논집』, 제22권 제1호, 1999. 6.
- 박진도(1991), 「공업화과정에서의 농촌노동력의 도시이동」, 이대근·박덕제·조우현·박진도, 『한국의 공업화와 노동력(Ⅱ)』, 한국경제연구원.
- 배진한(1977), “농촌노동력 유출과 노동시장”, 서울대학교 대학원 경제학과 석사학위논문.
- 신광영(1994) 「세대간 계급이동」, 『경제와 사회』, 통권 23호, 1994 가을.
- 차종천(1991), 「남성세대간 사회이동에 관한 상호연관모형 분석」, 『한국사회학』, 제25집, 1991 겨울.

〈부표 7-1〉 부모 계층과 자녀의 학력 사이의 관계

(단위: 명, %)

	중졸미만	중졸이상	고졸이상	초대졸이상	대졸이상	전 체
농업종사자	2,166(34.1)	1,222(19.2)	2,193(34.5)	354( 5.6)	418( 6.6)	6,353( 50.7)
생산직	162( 8.5)	452(23.8)	789(41.5)	310(16.3)	188( 9.9)	1,901( 15.2)
사무직	72( 4.8)	250(16.5)	423(27.9)	354(23.4)	416(27.5)	1,515( 12.1)
고용주	67( 6.0)	178(16.0)	357(32.1)	229(20.6)	281(25.3)	1,112( 8.9)
자영자	196(11.8)	346(20.8)	658(39.6)	242(14.6)	221(13.1)	1,663( 13.3)
전 체	2,663(21.2)	2,448(19.5)	4,420(35.2)	1,489(11.9)	1524(12.2)	12,544(100.0)
$\chi^2(16) = 2230.8, p=0.001$						

〈부표 7-2〉 학력과 최초 계층 사이의 관계

(단위: 명, %)

	생산직	사무직	고용주	자영자	전 체
중졸미만	829(67.0)	45( 3.6)	54(4.4)	310(25.0)	1,238( 14.4)
중졸이상	879(69.6)	98( 7.8)	63(5.0)	223(17.7)	1,263( 14.7)
고졸이상	1,959(52.7)	1,299(35.0)	145(3.9)	314( 8.5)	3,717( 43.3)
초대졸이상	325(34.1)	550(57.7)	30(3.2)	48( 5.0)	953( 11.1)
대졸이상	209(14.7)	1,052(74.2)	98(6.9)	59( 4.2)	1,418( 16.5)
전 체	4,201(48.9)	3,044(35.4)	390(4.5)	954(11.1)	8,589(100.0)
$\chi^2(12) = 2353.6, p=0.001$					

〈부표 7-3〉 학력과 현재 계층 사이의 관계

(단위: 명, %)

	생산직	사무직	고용주	자영자	전 체
중졸미만	998(65.2)	35( 2.3)	53( 3.5)	445(29.1)	1,531( 16.4)
중졸이상	852(60.8)	85( 6.1)	90( 6.4)	374(26.7)	1,401( 15.0)
고졸이상	1,818(45.7)	1,176(29.6)	305( 7.7)	681(17.1)	3,980( 42.5)
초대졸이상	277(28.2)	537(54.6)	68( 6.9)	101(10.3)	983( 10.5)
대졸이상	156(10.7)	1,010(68.9)	172(11.7)	127( 8.7)	1,465( 15.7)
전 체	4,101(43.8)	2,843(30.1)	688( 7.4)	1,728(18.5)	9,360(100.0)
$\chi^2(12) = 2589.5, p=0.001$					

<부표 7-4> 최초 계층과 현재 계층 사이의 관계

	현재	생산직	사무직	고용주	자영자	전 체
	최초					
전 체	생산직	3,052(74.6)	320( 7.8)	178( 4.4)	543(13.3)	4,093( 48.8)
	사무직	291( 9.7)	2,313(77.3)	153( 5.1)	234( 7.8)	2,991( 35.7)
	고용주	54(14.1)	30( 7.9)	251(65.7)	47(12.3)	382( 4.6)
	자영자	167(18.1)	45( 4.9)	36( 3.9)	675(73.1)	923( 11.0)
	전 체	3,564(42.5)	2,708(32.3)	618( 7.4)	1,499(17.9)	8,389(100.0)
$\chi^2(9) = 8525.8, p=0.001$						
	현재	생산직	사무직	고용주	자영자	전 체
	최초					
남 자	생산직	1,637(71.1)	178( 7.7)	153( 6.6)	335(14.6)	2,303( 55.3)
	사무직	114( 9.2)	917(73.6)	110( 8.8)	105( 8.4)	1,246( 29.9)
	고용주	40(14.4)	28(10.1)	171(61.5)	39(14.0)	278( 6.7)
	자영자	101(30.0)	28( 8.3)	24( 7.1)	184(54.6)	337( 8.1)
	전 체	1,892(45.4)	1,151(27.6)	458(11.0)	663(15.9)	4,164(100.0)
$\chi^2(9) = 3188.5, p=0.001$						
	현재	생산직	사무직	고용주	자영자	전 체
	최초					
여 자	생산직	1,415(79.1)	142( 7.9)	25( 1.4)	208(11.6)	1,790( 42.4)
	사무직	177(10.1)	1,396(80.0)	43( 2.5)	129( 7.4)	1,745( 41.3)
	고용주	14(13.5)	2( 1.9)	80(76.9)	8( 7.7)	104( 2.5)
	자영자	66(11.3)	17( 2.9)	12( 2.1)	491(83.8)	586( 13.9)
	전 체	1,672(39.6)	1,557(36.9)	160( 3.8)	836(19.8)	4,225(100.0)
$\chi^2(9) = 5654.2, p=0.001$						

<부표 7-5> logit(생산직/자영자)(현재 계층, 전체)

변수명	모 델 1	모 델 2	모 델 3	모 델 4
상수항	0.691 (0.169)***	0.655 (0.146)***	1.415 (0.134)***	1.184 (0.114)***
성별(여자)				
남자	0.396 (0.066)***	0.367 (0.064)***	0.437 (0.056)***	0.389 (0.055)***
혼인(기혼)				
미혼	0.649 (0.078)***	0.663 (0.077)***	0.656 (0.072)***	0.709 (0.071)***
가구주 여부 (비가가구주)				
가구주	-0.073 (0.065)	-0.087 (0.064)	-0.004 (0.055)	-0.030 (0.055)
연령(40세 이상)				
40세 미만	0.002 (0.065)	0.023 (0.064)	0.069 (0.055)	0.111 (0.054)*
일반경력	0.002 (0.001)***	0.003 (0.000)***	0.001 (0.000)	0.002 (0.000)***
총취업기간	-0.006 (0.000)***	-0.006 (0.000)***	-0.005 (0.000)***	-0.005 (0.000)***
교육(대졸이상)				
중졸미만	0.264 (0.121)*		0.629 (0.100)***	
고졸미만	0.114 (0.090)		0.291 (0.075)***	
초대졸미만	0.193 (0.070)**		0.131 (0.061)*	
대졸미만	-0.174 (0.133)		-0.308 (0.119)**	
최초 취업 계층 (자영자)				
생산직	1.132 (0.075)***	1.166 (0.073)***		
사무직	0.179 (0.096)	0.145 (0.094)		
고용주	0.003 (0.162)	-0.009 (0.161)		
부모 계층 (자영자)				
농업	0.093 (0.070)	0.119 (0.068)	0.165 (0.061)**	0.229 (0.058)***
생산직	0.166 (0.102)	0.185 (0.101)	0.226 (0.092)*	0.272 (0.092)**
사무직	-0.081 (0.122)	-0.138 (0.121)	-0.047 (0.108)	-0.138 (0.106)
고용주	-0.264 (0.122)*	-0.283 (0.121)*	-0.322 (0.108)**	-0.369 (0.106)***
자산소득	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.000)*	-0.001 (0.000)**
N	6,225	6,225	7,030	7,030
-2log likelihood	10,602.4	10,938.7	14,312.1	15,626.8

주 : 1) ( ) 안은 표준오차임.

2) \*\*\* : p=0.001 \*\* : p=0.01 \* : p=0.05 수준에서 유의

<부표 7-6> logit(생산직/자영자)(현재 계층, 남성)

변수명	모 델 1	모 델 2	모 델 3	모 델 4
상수항	0.859 (0.226)***	0.882 (0.195)***	1.602 (0.185)***	1.383 (0.156)***
혼인(기혼)				
미혼	0.491 (0.118)***	0.488 (0.115)***	0.558 (0.110)***	0.602 (0.108)***
가구주 여부 (비가구주)				
가구주	-0.310 (0.112)**	-0.324 (0.111)**	-0.224 (0.099)*	-0.237 (0.098)*
연령(40세 이상)				
40세 미만	0.102 (0.087)	0.105 (0.085)	0.141 (0.075)	0.175 (0.074)*
일반경력	0.002 (0.001)**	0.002 (0.001)***	0.001 (0.001)	0.002 (0.001)***
총취업기간	-0.004 (0.001)***	-0.004 (0.001)***	-0.003 (0.001)***	-0.003 (0.001)***
교육(대졸이상)				
중졸미만	-0.024 (0.163)		0.352 (0.134)**	
고졸미만	0.005 (0.122)		0.180 (0.103)	
초대졸미만	0.057 (0.090)		-0.003 (0.079)	
대졸미만	0.086 (0.169)		-0.068 (0.154)	
최초 취업 계층 (자영자)				
생산직	0.992 (0.094)***	1.001 (0.092)***		
사무직	-0.089 (0.134)	-0.081 (0.130)		
고용주	-0.173 (0.183)	-0.188 (0.182)		
부모 계층 (자영자)				
농업	0.105 (0.092)	0.105 (0.090)	0.213 (0.082)**	0.247 (0.079)**
생산직	0.217 (0.134)	0.208 (0.132)	0.245 (0.124)*	0.270 (0.122)*
사무직	-0.137 (0.165)	-0.155 (0.163)	-0.058 (0.146)	-0.100 (0.144)
고용주	-0.281 (0.161)	-0.274 (0.159)	-0.322 (0.144)*	-0.348 (0.141)*
자산소득	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001)*	-0.002 (0.001)**
N	3,397	3,397	3,983	3,983
-2log likelihood	6,218.7	6,451.1	8,475.3	9,422.0

주 : 1) ( ) 안은 표준오차임.

2) \*\*\* : p=0.001 \*\* : p=0.01 \* : p=0.05 수준에서 유의



<부표 7-7> logit(생산직/자영자)(현재 계층, 여성)

변수명	모 델 1	모 델 2	모 델 3	모 델 4
상수항	0.825 (0.297)**	0.800 (0.261)**	1.333 (0.220)***	1.169 (0.186)***
혼인(기혼)				
미혼	0.697 (0.127)***	0.667 (0.122)***	0.629 (0.111)***	0.644 (0.107)***
가구주 여부 (비가구주)				
가구주	0.083 (0.098)	0.070 (0.097)	0.166 (0.079)*	0.148 (0.078)
연령(40세 이상)				
40세 미만	-0.133 (0.101)	-0.101 (0.100)	0.004 (0.081)	0.046 (0.080)
일반경력	0.001 (0.001)	0.002 (0.001)**	0.000 (0.001)	0.002 (0.001)**
총취업기간	-0.009 (0.001)***	-0.009 (0.001)***	-0.007 (0.001)***	-0.007 (0.001)***
교육(대졸이상)				
중졸미만	0.735 (0.199)***		1.124 (0.161)***	
고졸미만	0.384 (0.150)*		0.550 (0.122)***	
초대졸미만	0.461 (0.123)***		0.415 (0.107)***	
대졸미만	-0.545 (0.235)*		-0.635 (0.206)**	
최초 취업 계층 (자영자)				
생산직	1.175 (0.147)***	1.255 (0.144)***		
사무직	0.281 (0.167)	0.223 (0.162)		
고용주	0.469 (0.368)	0.448 (0.365)		
부모 계층(자영자)				
농업	0.103 (0.109)	0.179 (0.106)	0.116 (0.091)	0.237 (0.088)**
생산직	0.032 (0.161)	0.105 (0.158)	0.170 (0.142)	0.264 (0.140)
사무직	0.059 (0.188)	-0.076 (0.185)	-0.031 (0.163)	-0.200 (0.158)
고용주	-0.245 (0.195)	-0.311 (0.190)	-0.330 (0.166)*	-0.427 (0.163)**
자산소득	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
N	2,828	2,828	3,047	3,047
-2log likelihood	4,185.7	4,309.4	5,649.0	6,041.1

주 : 1) ( ) 안은 표준오차임.

2) \*\*\* : p=0.001 \*\* : p=0.01 \* : p=0.05 수준에서 유의

〈부표 7-8〉 logit(사무직/자영자)(현재 계층, 전체)

변수명	모 델 1	모 델 2	모 델 3	모 델 4
상수항	0.153 (0.216)	1.497 (0.176)***	0.727 (0.173)***	2.857 (0.132)***
성별(여자)				
남자	0.074 (0.076)	0.257 (0.074)***	-0.212 (0.064)***	-0.009 (0.060)
혼인(기혼)				
미혼	0.693 (0.084)***	0.545 (0.082)***	0.693 (0.076)***	0.435 (0.072)***
가구주 여부 (비가구주)				
가구주	0.006 (0.077)	0.046 (0.076)	0.084 (0.065)	0.173 (0.062)**
연령(40세 이상)				
40세 미만	-0.113 (0.081)	-0.305 (0.078)***	-0.058 (0.068)	-0.369 (0.063)***
일반경력	0.000 (0.001)	-0.005 (0.001)***	-0.001 (0.001)	-0.009 (0.001)***
총취업기간	-0.002 (0.001)***	-0.001 (0.001)*	-0.001 (0.001)	0.001 (0.000)
교육(대졸이상)				
중졸미만	-1.679 (0.260)***		-2.338 (0.218)***	
고졸미만	-0.905 (0.155)***		-1.435 (0.135)***	
초대졸미만	0.283 (0.096)**		0.355 (0.081)***	
대졸미만	0.896 (0.142)***		1.347 (0.123)***	
최초 취업 계층 (자영자)				
생산직	-0.006 (0.101)	-0.247 (0.096)*		
사무직	1.897 (0.100)***	2.124 (0.098)***		
고용주	-0.104 (0.198)	-0.019 (0.193)		
부모 계층(자영자)				
농업	0.005 (0.080)	-0.173 (0.077)*	-0.041 (0.067)	-0.345 (0.063)***
생산직	-0.044 (0.114)	-0.166 (0.112)	0.069 (0.100)	-0.131 (0.095)
사무직	0.107 (0.119)	0.297 (0.118)*	0.193 (0.103)	0.513 (0.099)***
고용주	-0.197 (0.122)	-0.031 (0.120)	-0.227 (0.105)*	0.047 (0.101)
자산소득	0.000 (0.000)	0.001 (0.001)	0.000 (0.000)	0.001 (0.000)
N	6,225	6,225	7,030	7,030
-2log likelihood	10,602.4	10,938.7	14,312.1	15,626.8

주 : 1) ( ) 안은 표준오차임.

2) \*\*\* : p=0.001 \*\* : p=0.01 \* : p=0.05 수준에서 유의

<부표 7-9> logit(사무직/자영자)(현재 계층, 남성)

변수명	모 델 1	모 델 2	모 델 3	모 델 4
상수항	-0.184 (0.289)	1.344 (0.230)***	0.115 (0.236)	2.362 (0.176)***
혼인(기혼)				
미혼	0.503 (0.141)***	0.291 (0.137)*	0.558 (0.124)***	0.245 (0.117)*
가구주 여부 (비가구주)				
가구주	-0.202 (0.134)	-0.183 (0.131)	-0.129 (0.113)	-0.067 (0.107)
연령(40세 이상)				
40세 미만	-0.004 (0.108)	-0.219 (0.103)*	-0.020 (0.091)	-0.355 (0.082)***
일반경력	0.002 (0.001)	-0.003 (0.001)***	0.001 (0.001)	-0.006 (0.001)***
총취업기간	-0.002 (0.001)*	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)
교육(대졸이상)				
중졸미만	-1.801 (0.350)***		-2.324 (0.281)***	
고졸미만	-0.947 (0.213)***		-1.423 (0.182)***	
초대졸미만	0.041 (0.131)		-0.028 (0.110)	
대졸미만	1.055 (0.191)***		1.463 (0.166)***	
최초 취업 계층 (자영자)				
생산직	-0.312 (0.122)*	-0.560 (0.117)***		
사무직	1.783 (0.129)***	2.127 (0.123)***		
고용주	-0.242 (0.214)	-0.120 (0.205)		
부모 계층 (자영자)				
농업	0.109 (0.109)	-0.094 (0.104)	0.126 (0.093)	-0.223 (0.085)**
생산직	0.139 (0.162)	-0.031 (0.157)	0.142 (0.141)	-0.137 (0.131)
사무직	0.045 (0.165)	0.268 (0.162)	0.217 (0.145)	0.609 (0.135)***
고용주	-0.468 (0.172)**	-0.248 (0.168)	-0.436 (0.149)**	-0.074 (0.139)
자산소득	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)
N	3,397	3,397	3,983	3,983
-2log likelihood	6,218.7	6,451.1	8,475.3	9,422.0

주 : 1) ( ) 안은 표준오차임.

2) \*\*\* : p=0.001 \*\* : p=0.01 \* : p=0.05 수준에서 유의

〈부표 7-10〉 logit(사무직/자영자)(현재 계층, 여성)

변수명	모 델 1	모 델 2	모 델 3	모 델 4
상수항	0.619 (0.401)	1.699 (0.352)***	1.538 (0.291)***	3.327 (0.233)***
혼인(기혼)				
미혼	0.698 (0.129)***	0.567 (0.126)***	0.620 (0.112)***	0.406 (0.109)***
가구주 여부 (비가가구주)				
가구주	-0.049 (0.126)	-0.025 (0.123)	0.038 (0.107)	0.117 (0.102)
연령(40세 이상)				
40세 미만	-0.307 (0.131)*	-0.452 (0.126)***	-0.129 (0.108)	-0.354 (0.101)***
일반경력	-0.003 (0.001)*	-0.007 (0.001)***	-0.004 (0.001)***	-0.011 (0.001)***
총취업기간	-0.003 (0.001)***	-0.003 (0.001)**	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)
교육(대졸이상)				
중졸미만	-1.223 (0.389)**		-1.814 (0.345)***	
고졸미만	-0.807 (0.233)***		-1.274 (0.203)***	
초대졸미만	0.510 (0.143)***		0.685 (0.125)***	
대졸미만	0.624 (0.215)**		1.071 (0.184)***	
최초 취업 계층 (자영자)				
생산직	0.533 (0.245)*	0.337 (0.238)		
사무직	2.067 (0.239)***	2.193 (0.235)***		
고용주	-0.410 (0.631)	-0.332 (0.623)		
부모 계층 (자영자)				
농업	-0.125 (0.121)	-0.250 (0.117)*	-0.245 (0.100)*	-0.468 (0.095)***
생산직	-0.308 (0.164)	-0.362 (0.163)*	-0.079 (0.144)	-0.180 (0.141)
사무직	0.259 (0.177)	0.384 (0.176)*	0.225 (0.150)	0.421 (0.147)**
고용주	0.135 (0.179)	0.210 (0.178)	0.043 (0.150)	0.200 (0.149)
자산소득	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
N	2,828	2,828	3,047	3,047
-2log likelihood	4,185.7	4,309.4	5,649.0	6,041.1

주 : 1) ( ) 안은 표준오차임.

2) \*\*\* : p=0.001 \*\* : p=0.01 \* : p=0.05 수준에서 유의

<부표 7-11> logit(고용주/자영자)(현재 계층, 전체)

변수명	모 델 1	모 델 2	모 델 3	모 델 4
상수항	-0.835 (0.249)***	-0.021 (0.214)	-1.114 (0.210)***	-0.055 (0.177)
성별(여자)				
남자	0.450 (0.104)***	0.577 (0.101)***	0.449 (0.096)***	0.628 (0.093)***
혼인(기혼)				
미혼	0.210 (0.126)	0.103 (0.125)	0.259 (0.117)*	0.092 (0.116)
가구주 여부 (비가구주)				
가구주	0.088 (0.103)	0.088 (0.102)	0.211 (0.094)*	0.221 (0.093)*
연령(40세 이상)				
40세 미만	-0.283 (0.097)**	-0.408 (0.095)***	-0.194 (0.084)*	-0.364 (0.081)***
일반경력	0.002 (0.001)*	-0.001 (0.001)	0.002 (0.001)**	-0.002 (0.001)**
총취업기간	-0.003 (0.001)***	-0.003 (0.001)***	-0.003 (0.001)***	-0.003 (0.001)***
교육(대졸이상)				
중졸미만	-1.233 (0.229)***		-1.553 (0.198)***	
고졸미만	-0.317 (0.146)*		-0.459 (0.125)***	
초대졸미만	0.161 (0.104)		0.170 (0.091)	
대졸미만	0.566 (0.175)**		0.666 (0.157)***	
최초 취업 계층 (자영자)				
생산직	-0.262 (0.101)**	-0.394 (0.099)***		
사무직	0.217 (0.114)	0.387 (0.110)***		
고용주	1.793 (0.146)***	1.843 (0.144)***		
부모 계층(자영자)				
농업	-0.217 (0.101)*	-0.336 (0.099)***	-0.204 (0.088)*	-0.410 (0.086)***
생산직	-0.042 (0.154)	-0.152 (0.153)	-0.005 (0.141)	-0.151 (0.138)
사무직	0.006 (0.156)	0.142 (0.154)	0.003 (0.138)	0.214 (0.135)
고용주	-0.057 (0.155)	0.064 (0.153)	0.030 (0.135)	0.224 (0.133)
자산소득	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.000)	0.001 (0.000)
N	6,225	6,225	7,030	7,030
-2log likelihood	10,602.4	10,938.7	14,312.1	15,626.8

주 : 1) ( ) 안은 표준오차임.

2) \*\*\* : p=0.001 \*\* : p=0.01 \* : p=0.05 수준에서 유의

<부표 7-12> logit(고용주/자영자)(현재 계층, 남성)

변수명	모 델 1	모 델 2	모 델 3	모 델 4
상수항	-0.720 (0.304) *	0.270 (0.256)	-0.963 (0.259) ***	0.298 (0.211)
혼인(기혼)				
미혼	-0.073 (0.176)	-0.212 (0.173)	-0.014 (0.162)	-0.215 (0.159)
가구주 여부 (비가구주)				
가구주	-0.255 (0.151)	-0.256 (0.149)	-0.166 (0.134)	-0.154 (0.132)
연령(40세 이상)				
40세 미만	-0.111 (0.115)	-0.249 (0.113) *	-0.090 (0.101)	-0.281 (0.097) **
일반경력	0.002 (0.001) *	-0.001 (0.001)	0.003 (0.001) ***	-0.001 (0.001)
총취업기간	-0.002 (0.001) *	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.001) **	-0.002 (0.001) **
교육(대졸이상)				
중졸미만	-1.379 (0.281) ***		-1.711 (0.239) ***	
고졸미만	-0.502 (0.182) **		-0.642 (0.156) ***	
초대졸미만	0.138 (0.125)		0.100 (0.109)	
대졸미만	0.758 (0.207) ***		0.868 (0.188) ***	
최초 취업 계층 (자영자)				
생산직	-0.286 (0.117) *	-0.420 (0.114) ***		
사무직	0.219 (0.141)	0.442 (0.136) **		
고용주	1.474 (0.163) ***	1.516 (0.159) ***		
부모 계층(자영자)				
농업	-0.123 (0.120)	-0.255 (0.117) *	-0.068 (0.106)	-0.302 (0.102) **
생산직	0.076 (0.183)	-0.057 (0.180)	0.047 (0.168)	-0.136 (0.164)
사무직	-0.097 (0.194)	0.063 (0.189)	-0.028 (0.172)	0.222 (0.167)
고용주	-0.267 (0.190)	-0.123 (0.187)	-0.163 (0.168)	0.080 (0.163)
자산소득	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.001 (0.001)
N	3,397	3,397	3,983	3,983
-2log likelihood	6,218.7	6,451.1	8,475.3	9,422.0

주 : 1) ( ) 안은 표준오차임.

2) \*\*\* : p=0.001 \*\* : p=0.01 \* : p=0.05 수준에서 유의

〈부표 7-13〉 logit(고용주/자영자) (현재계층, 여성)

변수명	모 델 1	모 델 2	모 델 3	모 델 4
상수항	-0.422 (0.532)	0.252 (0.462)	-0.813 (0.441)	0.307 (0.357)
혼인(기혼)				
미혼	0.279 (0.242)	0.189 (0.233)	0.247 (0.208)	0.111 (0.204)
가구주 여부 (비가구주)				
가구주	0.227 (0.169)	0.220 (0.167)	0.527 (0.139)***	0.543 (0.137)***
연령(40세 이상)				
40세 미만	-0.776 (0.202)***	-0.901 (0.197)***	-0.526 (0.173)**	-0.712 (0.167)***
일반경력	0.000 (0.002)	-0.003 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.004 (0.001)***
총취업기간	-0.003 (0.001)*	-0.003 (0.001)*	-0.003 (0.001)*	-0.002 (0.001)
교육(대졸이상)				
중졸미만	-1.040 (0.436)*		-1.480 (0.384)***	
고졸미만	0.032 (0.277)		-0.190 (0.226)	
초대졸미만	0.044 (0.212)		0.135 (0.187)	
대졸미만	0.194 (0.384)		0.378 (0.340)	
최초 취업 계층 (자영자)				
생산직	-0.639 (0.229)**	-0.758 (0.221)***		
사무직	0.139 (0.226)	0.204 (0.215)		
고용주	2.865 (0.348)***	2.950 (0.345)***		
부모 계층 (자영자)				
농업	-0.306 (0.215)	-0.418 (0.205)*	-0.384 (0.185)*	-0.583 (0.176)**
생산직	-0.261 (0.325)	-0.371 (0.322)	-0.112 (0.289)	-0.265 (0.285)
사무직	0.293 (0.286)	0.389 (0.280)	0.193 (0.251)	0.368 (0.246)
고용주	0.249 (0.289)	0.392 (0.276)	0.338 (0.242)	0.562 (0.234)*
자산소득	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)
N	2,828	2,828	3,047	3,047
-2log likelihood	4,185.7	4,309.4	5,649.0	6,041.1

주 : 1) ( ) 안은 표준오차임.

2) \*\*\* : p=0.001 \*\* : p=0.01 \* : p=0.05 수준에서 유의





## **제4부 주관적 직무만족과 생활만족**



## Ⅷ 비정규직 근로자의 직무만족과 이직의도 결정요인에 관한 연구

박우성\* · 노용진\*\*

### I. 서론

경제위기 이후 우리나라 근로자 중 비정규직의 비중이 급속히 증가되고 있다. 경영상의 어려움에 처한 많은 기업들이 기존의 인력을 비정규인력화하거나 신규인력을 비정규직으로 채용해 왔기 때문이다(최강식·이규용, 1999). 그 결과 경제위기 이전인 1996년 당시 43.5%였던 임시일용직의 비중은 2000년 현재 53% 수준에 달하고 있다(통계청, 2000). 이에 따라 비정규직에 대한 사회적 보장이나 거시적 고용안정이 중요한 정책적 쟁점으로 논의되어 왔다(정인수, 1997; 이주희·장지연, 1999; 이광택, 2000; 어수봉, 2000). 그러나 실제로 기업현장에서 종사하는 비정규직 근로자의 직무만족이나 이직의도와 같은 변수들의 영향요인에 대한 신뢰할 만한 연구결과는 거의 이루어지지 않고 있다. 그 결과 비정규직 인력의 합리적 관리방안에 대해서 많은 문제점과 고민은 있으나 구체적인 해결방안이 제시되지 못하고 있는 실정이다. 더욱이 비정규직 인력이 지속적으로 증가하는 현 상황에서 이들을 어떻게 합리적으로 관리해야 하는가는 우리나라 기업이 반드시 해결해야 하는 중요한 과제라는 점에서 이에 관한 연구의 필요

---

\* 한국노동연구원 연구위원

\*\* 한국노동연구원 연구위원

성은 어느 때보다 높다고 할 수 있다.

비정규직 근로자는 상시고용을 전제로 계약기간의 정함이 없는 정규직 근로자에 대한 상대적인 개념으로 재택근로자, 단시간근로자, 임시계약직 근로자, 파견근로자 등 매우 다양한 고용형태를 모두 포괄한다. 현실에 나타나는 비정규직 근로자의 고용형태는 다양하지만 개념적인 관점에서 볼 때 기업과 관련해서 가지게 되는 심리적, 제도적 연계가 정규직 근로자에 비해 약하거나 그러한 연계가 기업내의 경계를 넘어 외부화된다는 공통점을 가지고 있다(Pfeffer and Barron, 1988). 또한 현실적으로는 열악한 근로조건과 고용불안을 가지고 있다는 점도 중요한 공통점으로 지적될 수 있다(박우성, 2000).

이러한 관점에서 비정규직 근로자는 정규직 근로자와는 상이한 개인특성이나 직무관련 행위 및 성과를 보일 것으로 예상된다. 실제로 미국에서 주로 단시간근로자를 대상으로 이루어진 연구들은 비정규직 근로자들이 정규직 근로자와는 다른 심리적 특성과 직무만족, 성과를 보이고 있음을 보여주고 있다(Gannon and Nothorn, 1971 ; Eberhardt and Shani, 1984 ; Ellingson et al., 1998 ; Dyne and Ang, 1998 ; McBey and Karakowsky, 2000). 그리고 그러한 결과에 기초하여 인적자원관리가 새로운 방향으로 변화되어야 한다는 주장도 제기되고 있다(Belous, 1989 ; Nollen and Gannon, 1996 ; Hippel, 1997). 한편 우리나라의 경우 비정규직의 특성과 직무성과와 관련된 연구들은 매우 드문 상황이며 주로 정규직과의 비교관점에서 비정규직의 직무몰입 차이나 직무만족을 분석하고 있다(장은미, 1995 ; 김용석·이영면, 1999).

따라서 합리적인 비정규직 근로자의 활용과 관리를 위해서는 무엇보다 우리나라 비정규직 근로자를 대상으로, 직무와 관련된 이들의 중요한 행위특징들이 명확히 규명될 필요가 있다. 본 연구는 그러한 맥락에서 비정규직 근로자들의 중요한 직무관련 변수로 간주되고 있는 직무만족과 이직의도를 결정하는 요인을 분석하는 것을 그 목적으로 한다. 단순히 비정규직과 정규직간의 직무태도나 몰입에 차이가 있는가 하는 문제에서 한 걸음 더 나아가 비정규직의 직무관련 결과변수들에 중요한 영향을 미치는 요인들을 파악해야 비정규직 근로자에 대한 관리적 시사점이 도출될 수 있을 것이기 때문이다. 직무만족과 이직의도 결정요인의 분석을 통해 기

업차원에서는 점차 증가하는 비정규인력을 합리적으로 확보유지할 수 있는 관리적 방안을 모색할 수 있을 것이며 보다 거시적으로는 비정규직 인력의 활성화와 보호를 위한 정책적 시사점을 도출할 수 있을 것이다. 이를 위해 먼저 과연 비정규직 근로자의 직무불만족이나 이직의도가 다른 중요한 인구통계적 변수들을 통제한 상태에서도 여전히 정규직에 비해 높은가가 분석될 것이다. 다음으로 비정규직의 직무만족이나 이직의도에 중요한 영향을 미칠 것이라고 주장되어온 비정규직의 고용형태, 임금수준, 구직기회, 자발적 선택 등이 실제로 많은 연구자들의 주장과 같이 중요한 영향을 미치는가가 검증될 것이다. 마지막으로 그러한 실증분석 결과가 주는 관리적, 정책적 시사점이 논의될 것이다.

## II. 이론적 배경과 연구가설

### 1. 비정규직 근로자와 정규직 근로자의 비교

#### 가. 직무만족과 이직의도

비정규직 근로자와 관련된 선행 연구들에서 제기하고 있는 중요한 질문은 비정규직 근로자가 정규직 근로자에 비해 직무만족이나 이직의도에 있어 통계적으로 의미있는 차이를 보이는가 하는 것이다. 이 질문은 비정규직 인력관리에 있어 실증적으로 검증되어야 하는 가장 근본적인 물음이라고 할 수 있다. 만일 비정규직 인력이 정규직에 비해 직무만족이나 이직의도가 차이가 없다면 학문적으로 비정규직에 대한 연구의 필요성은 크게 줄어들 것이고 경영층의 입장에서도 비정규직에 대한 특별한 관리적 대응이 불필요하게 될 것이기 때문이다.

이제까지 많은 연구들은 비정규직이 정규직에 비해 직무만족이나 조직몰입 등과 같은 직무관련 행위가 낮게 나타날 것이라고 주장하고 있으며 (Rotchford and Roberts, 1982 ; Pfeffer and Barron, 1988 ; Belous, 1989

; Feldman et al, 1994) 다수의 실증연구 결과들은 그러한 가설을 지지하고 있다(Hall and Gordon, 1973 ; Miller and Terborg, 1979 ; 장은미, 1995 ; Dyne and Ang, 1998 ; 김용석 · 이영면, 1999). 일반적으로 비정규직 근로자가 정규직 근로자에 비해 임금과 복리후생, 근로조건 등에서 객관적으로 불리한 대우를 받고 있다는 점을 고려할 때 그러한 결과는 당연한 것으로 볼 수 있다. 그러나 반드시 비정규직의 직무만족이 정규직에 비해 낮은 것은 아니라는 연구결과들도 존재한다. 예를 들어 Logan 등에 따르면(Logan et al, 1973) 비정규직 파트타임의 직무만족은 정규직에 비해 의미있는 차이가 없는 것으로 나타나고 있으며 Eberhardt의 연구결과(Eberhardt and Shani, 1984) 오히려 비정규직의 직무만족이 정규직에 비해 더 높은 것으로 나타나고 있다. 그 후에 이루어진 다른 연구결과들(MiGinnis and Morrow, 1990 ; Pearce, 1993)도 비정규직과 정규직간의 직무관련 태도나 행위에 의미있는 차이가 없거나 다른 변수들을 통제하는 경우 차이가 없어진다는 결과를 보고하고 있다.

이러한 현상은 비정규직 근로자가 정규직 근로자와는 다른 준거틀(frame of reference)을 가지고 있기 때문으로 설명되거나(Logan et al, 1973), 사회적 비교과정이론(social comparison process : Goodman, 1977)의 이론적 틀에 기초하여 비정규직 근로자의 직무만족을 결정하는 준거대상(referent)이 정규직 근로자가 아니라 외부 혹은 내부의 비정규직 근로자이기 때문으로 설명된다(Eberhardt and Shani, 1984).

결국 비정규직과 정규직간의 직무만족의 차이에 관한 상반된 연구결과와 해석은 비정규직의 직무만족을 결정하는 것이 비정규직 근로자가 처한 객관적 조건들인가 아니면 비정규직 근로자가 이를 받아들이고 비교하는 주관적 기준이나 과정인가 하는 논쟁으로 요약될 수 있다. 그러한 점에서 여전히 상이한 관점에서 제기되고 있는 논쟁을 해결해 줄 수 있는 비정규직 근로자와 정규직 근로자간의 직무만족 차이에 관한 실증연구가 필요하다고 할 수 있다.

실증연구를 통한 검증이 여전히 필요한 또 하나의 이유는 기존 연구의 방법론적 한계와 관련된 것이다. 적지 않은 선행연구들은 직무관련 변수들에 영향을 미칠 수 있는 다양한 통제변수들 중 일부만이 포함되어 있다는 한계를 가지고 있다. 예를 들어 우리나라 비정규직 근로자를 샘플로

하는 연구들을 살펴 보면, 장은미(1995)의 경우 나이, 근속기간, 교육 연한만이 통제변수로 포함되어 있고 김용석·이영면(1999)의 경우 직종만이 통제변수로 활용되고 있다. 통제변수와 관련된 문제는 비단 우리나라의 연구만이 아니라 비정규직에 대한 연구가 비교적 활발한 미국에서도 반복되어 지적되는 문제이기도 하다.

따라서 중요한 인구통계적 변수들이 통제된 이후에도 여전히 비정규직 근로자의 직무만족이 정규직에 비해 낮고 이직의도가 정규직에 비해 높을 것인가의 문제는 실증분석이 필요한 부분이다. 또한 보다 정확한 결론을 내리기 위해서는 결혼여부나 성별, 연령, 교육수준과 같은 개인별 인구통계적 변수뿐 아니라 근무하는 사업체의 규모나 노조유무 등 조직과 관련된 변수들이 함께 통제된 상태에서 비정규직과 정규직의 차이가 검증될 필요가 있다. 마지막으로 우리나라 임금근로자들의 직무만족이 개인이 속한 가구의 자가주택의 소유여부나 가구소득수준과 같은 사회경제적 지위에 의해 많은 영향을 받는다(방하남, 2000)는 점을 고려할 때 이러한 변수들도 동시에 통제될 필요가 있다.

본 연구에서는 비정규직과 정규직간에 직무만족이 의미있는 차이가 있을 것이라는 것을 가설로 설정하였다. 어떤 이론적 관점을 취하든지간에 거의 대부분의 연구결과들은 의미있는 차이가 있을 것이라는 점을 보여주고 있기 때문이다. 다만 비정규직의 직무만족과 이직의도가 정규직에 비해 높을 것인지 낮을 것인지에 대한 가설은 별도로 설정하지 않았다. 이는 실증결과를 통해 밝히고자 하는 내용이기 때문이다.

### <가설 1>

다른 조건이 동일하다면 비정규직 근로자의 직무만족과 이직의도는 정규직 임금근로자와 비교해서 의미있는 차이를 보일 것이다.

#### 나. 직무만족과 이직의도 간의 관계

한편 직무만족과 이직의도간의 상관관계에 있어서도 정규직과 비정규직은 서로 다른 모습을 보일 가능성이 높다. 일반적으로 직무만족과 이직은 부정적 상관관계를 갖게 된다(Vroom, 1964; Price, 1977; Muchinsky,

1977; Mobley, 1982). 다시 말하자면 직무만족이 높을수록 이직은 낮아지며 직무불만족이 높을수록 이직은 증가하는 관계라고 할 수 있다. 그러나 직무불만족은 먼저 이직의도를 발생시키고 외부의 구직기회에 따라 이직의도가 현실화되어 이직으로 발생하게 되는 과정을 거치게 된다(Mobley, 1977). 따라서 직무불만족과 이직의도 역시 역의 상관관계를 보이게 된다.

비정규직과 관련해서 우리가 관심을 가지는 부분은 직무만족과 이직의도간의 관계가 정규직과 비정규직 근로자간에 서로 다른 모습을 보이게 될 가능성이 높다는 점이다. 개인의 조직에 대한 태도나 행위의 순응 정도는 자신이 속한 조직에서의 위치에 의해 결정된다(partial inclusion : Katz and Kahn, 1978)는 점을 고려할 때 파트타임과 같은 비정규직 근로자는 회사보다는 회사 외부의 다른 사회시스템에서 자신의 역할과 몰입을 추구할 가능성이 크다(Miller and Terborg, 1979). 비정규직, 특히 특히 파트타임의 경우 제한된 시간만을 자신의 직무영역에 투자하며 자신의 경력 개발이 전제되지 않은 고용형태를 가지고 있기 때문에 직무만족이 이직의도에 미치는 영향은 정규직에 비해 약하게 나타날 확률이 크다(Gannon and Nothorn, 1971). 이와는 반대로 정규직의 경우 직무가 그들의 생활에 있어 중요한 요소이기 때문에 그러한 관계가 더욱 강하게 나타날 것이다(Ross and Zander, 1957 ; Hulin, 1966, ; 1968).

## 〈가설 2〉

다른 조건이 동일하다면 비정규직 근로자의 직무만족과 이직의도간의 상관관계는 정규직에 비해 낮게 나타날 것이다.

## 2. 비정규직 근로자의 직무만족과 이직의도 결정요인

### 가. 비정규직 고용형태

비정규직 근로자의 직무만족이나 이직의도를 분석할 때 주의해야 할 점은 비정규직이 매우 다양한 고용형태를 포함하고 있다는 사실이다. 일반적으로 고용형태에 따른 차이는 정규직과 비정규직의 비교연구들에서 중요한 가설로 설정되고 있다(장은미, 1995; 김용석·이영면, 1999; 방하남,



2000). 그러나 고용형태별 차이는 정규직과 비정규직의 구분뿐 아니라 비정규직 내에서도 존재한다. 다양한 비정규직 고용형태는 서로 다른 특성을 가지고 있기 때문에 상이한 태도나 행동을 보일 수 있기 때문이다 (Hom, 1979 ; Feldman, 1990 ; Sharon, 1996). 사용자에 의해 직접 채용되고 관리되는 비정규직에 비해 사용자업자와 파견업체의 이중적 관계에 있는 파견근로자는 다른 직무만족이나 이직의도 수준을 보일 수 있다. 동일한 직접고용 비정규직 근로자라고 해도 파트타임과 임시일용 근로자의 직무만족과 이직의도는 서로 다른 모습을 나타낼 수 있다.

고용형태별로 나타날 수 있는 직무만족이나 이직의도의 차이는 이론적으로는 고용형태를 단순히 계약직, 파트타임, 파견근로 등과 같이 현실에 존재하는 관행으로 관찰되는 고용형태가 아니라 이러한 다양한 고용형태들을 개념적으로 분류하고 구분해 줄 수 있는 중요한 요인들, 예를 들어 주변적 성격의 정도 등에 의해 설명될 수 있는 것이기도 하다. 그러나 비정규직 근로자에 대한 연구가 미흡한 상태에서, 그리고 그러한 개념적 차원이 아직 정리되지 않고 있는 상황에서는 비정규직 고용형태의 개별적 특수성에 기인하는 차이가 여전히 중요한 연구의 관심이 된다. 또한 관리적, 정책적 시사점을 도출하기 위해서는 구체적인 비정규직 고용형태별 분석이 여전히 유용하다는 장점이 있다. 따라서 탐색적 성격을 띠기는 하지만 다음과 같은 가설을 설정할 수 있다.

### 〈가설 3〉

비정규직 근로자의 직무만족과 이직의도는 비정규직 고용형태별로 차이가 있을 것이다.

#### 나. 임금수준

비정규직의 직무만족 및 이직의도에 중요한 영향을 미칠 것으로 생각되는 변수는 임금수준이다. 임금수준은 이제까지 미국을 중심으로 한 연구 결과들에서 일관되게 직무만족과 이직의도에 중요한 영향을 미치는 것으로 보고되고 있으며(Dyer-Therriault, 1976 ; Weiner, 1980) 우리나라 근로자들의 자료에 기초한 연구에서도 동일하게 나타나고 있다. 방하남(2000)

에 따르면 우리나라 임금근로자들의 직무만족은 특히 월급여에 의해 결정적인 영향을 받는 것으로 나타나고 있으며 그는 이를 선진국에 비해 삶의 질에 있어 임금의존성이 높은 한국적 현실을 반영하는 것으로 해석하고 있다.

임금수준은 비정규직의 경우에도 마찬가지로 이들의 직무만족과 이직의도에 중요한 영향을 미칠 것으로 생각할 수 있다. 임금의존성은 비정규직의 경우에 더 중요하게 작용할 것이다. 비정규직과 관련된 실태조사들에 따르면 비정규직의 가장 대표적인 불만이 고용의 불안정성과 함께 낮은 보상수준으로 나타나고 있기 때문이다(홍주환, 2000). 또한 파트타임을 중심으로 이루어진 미국의 연구들은 파트타임자들이 정규직에 비해 임금이나 복리후생에 있어서의 불만족 정도가 훨씬 큰 것으로 보고하고 있다(Hall and Gordon, 1973 ; Hom, 1979 ; Miller and Terborg, 1979 ; Eberhardt and Shani, 1984). 특히 비정규직 근로자가 자신이 속한 가구에서 주요 소득자인 경우 임금수준이 직무만족에 미치는 영향은 더욱 크게 나타나게 될 것이다.

#### 〈가설 4〉

- 4.1 비정규직 근로자의 직무만족과 이직의도는 임금수준에 의해 영향을 받을 것이다.
- 4.2 그러한 영향은 비정규직 근로자가 가구 내의 주요 소득자인 경우 더 강하게 나타날 것이다.

#### 다. 교육수준 및 기술수준의 비적합성

자신이 현재 수행하고 있는 직무에서 요구되는 교육수준이나 기술수준이 자신이 현재 보유하고 있는 수준에 비해 적정한가 여부가 직무만족이나 이직의도에 영향을 미칠 가능성이 크다. 두 가지 수준간의 차이가 크다고 느낄수록 직무만족은 낮아지고 이직의도가 높아질 것이기 때문이다. 이 요인은 특히 비정규직의 경우 중요한 역할을 할 것으로 예상된다. 비정규직은 정규직에 비해 교육수준이나 기술수준에 맞는 직무를 수행하고 있는 경우가 적을 것이기 때문이다.

### 〈가설 5〉

비정규직 근로자 자신의 보유 기술수준이나 학력수준과 직무가 요구하는 수준간의 차이는 직무만족을 낮추고 이직의도를 높일 것이다.

#### 라. 자발적 선택과 직무만족

비정규직 근로자의 직무만족이나 이직의도에 영향을 미칠 것이라고 주장되어 온 요인들 가운데 중요한 관심의 대상이 되어 온 것이 자발적 선택여부이다. Miller와 Terborg가 파트타임 비정규직 근로자들 가운데 본인이 이를 원해서 근무하고 있는 집단과 정규직으로의 전환의 전단계로 생각하는 집단간에 의미있는 차이가 있을 것(Miller and Terborg, 1979)이라는 주장을 한 이후 이제까지 적지 않은 연구들이 이루어져 왔으며, 그 결과들은 같은 비정규직이라고 해도 개인이 자발적으로 비정규직을 선택한 경우 직무만족도가 더 높다는 점을 보여주고 있다(Howe, 1986 ; Feldman et al., 1994 ; Krausz et al., 1995 ; Hippel et al., 1997 ; Dyne and Ang, 1998). 이러한 연구결과들은 자발적 선택이 어떻게 직무만족에 영향을 미치는가를 이론적으로 명확하게 설명하고 있지는 않으나 자발적 선택의 경우 자신의 비정규직 직무에 대한 기대수준이 낮거나 현실적인 기대수준을 가지게 되어 비자발적으로 비정규직으로 있는 근로자에 비해 상대적으로 더 높은 직무만족을 보인다고 이해될 수 있다.

### 〈가설 6〉

비정규직 근로자의 직무만족과 이직의도는 현재의 일을 자발적으로 선택했는지의 여부에 의해 영향을 받을 것이다.

## Ⅲ. 방법론

### 1. 자료

본 연구는 한국노동연구원이 1998년부터 실시해 오고 있는 한국노동패

널데이터(Korean Labor and Income Panel Data)에 기초하고 있다. 한국 노동패널데이터는 가구조사에 근거한 자료로서 각 개인의 인구통계적 특성과 직업, 해당 직업의 고용형태, 임금수준, 근무시간, 직종 등을 포함하고 있기 때문에 현재 우리나라에서 비정규직과 관련된 연구를 위해 활용 가능한 매우 중요한 자료이다. 특히 한국노동패널데이터는 개인별 직업이력과 조사시점에 종사하고 있는 주요 직업에 대한 만족도와 이직의도 등 직업에 대한 태도 변수 등을 담고 있어서 정규직과 비정규직의 비교에 필요한 기초자료와 주요 통계변수들을 제공하고 있다. 비정규직들의 직무만족도와 이직의사가 비정규직의 여러 특성들과 어떤 연관성을 갖는가에 초점이 있는 본 연구와 관련해서 한국노동패널데이터가 갖는 또 하나의 장점은 이 자료가 비정규직들로만 구성된 독자적인 표본을 갖추기에 충분할 만큼 표본수가 크다는 점에 있다. 여기저기 산재해 있는 비정규직의 특성상 비정규직의 모집단을 대표하는 임의표본 추출이 어렵다는 점을 감안하면, 비정규직만의 독자적인 표본을 가능하게 할 만큼 표본수가 크다는 점이 갖는 의의는 적지 않다.

분석을 위해 사용된 자료는 한국노동패널데이터의 2차년도인 1999년 자료이다. 1999년도 데이터만을 이용한 이유는 본 연구의 주요 관심이 비정규직만으로 구성된 표본에 있는데, 비정규직만으로 구성된 패널데이터를 2개년도에 걸쳐 구축하기가 용이하지 않기 때문이다. 정규직과 비정규직 간에 상호 이동이 일어나고, 비정규직 중 일부는 주로 노동시장에의 신규 진입자나 1998년도 조사시점에 실업자였던 사람들로 충원되었기 때문에 2년에 걸쳐 있는 비정규직의 표본수가 크지 않아서 패널데이터로서 갖는 장점이 크지 않다. 그 밖에 교육수준 비적합성과 기술수준 비적합성 등 본 연구에서 사용되고 있는 일부 주요 변수가 1998년 데이터에는 있지 않은 점 또한 패널화된 자료를 이용하지 못한 한 가지 이유이다.

실증분석에 사용된 샘플은 한국노동패널데이터의 피용자들 중 본 연구에서 사용하고자 하는 변수들과 관련된 문항에 무응답 또는 부적격 응답을 한 사람을 제외하고 남은 3,213명으로 이 중 비정규직은 999명이고 정규직이 2,214명이다.

## 2. 변수의 측정

본 연구에서 사용되고 있는 주요 변수들의 측정방식은 <부표 1>에 보고되어 있다. 먼저 주요 종속변수로 사용되고 있는 직무만족도의 경우 한국노동패널데이터는 9개의 직무요소 만족도, 즉 임금 만족도, 고용안정성 만족도, 직무내용 만족도, 근무환경 만족도, 근무시간 만족도, 개인의 발전가능성 만족도, 의사소통 및 인간관계 만족도, 인사고과 공정성 만족도, 복지후생 만족도를 조사하고 있다. <부표 2>에 보고된 바와 같이 이들간의 상관관계는 대부분 비교적 높은 것으로 나타나고 있으며 이 항목들간의 내적 일관성을 측정하는 크론바알파(Cronbach  $\alpha$ )도 0.857로 높게 나타나고 있다. 측정의 엄밀성을 높이기 위해 9개 항목의 단순평균 대신 측정항목의 가중치를 반영해 줄 수 있는 주요요인분석(principal components analysis)을 통해 얻은 점수를 직무만족도로 사용하였다. 주요요인분석 결과 첫번째 요인의 Eigenvalue는 4.234이고 두번째 요인의 Eigenvalue는 0.910로 나타나서 첫째 요인만을 추출 사용하여 직무만족도를 계산하여 분석에 사용하였다. 참고로 첫번째 요인에 대한 각 직무만족관련 항목들의 부하치(loading)는 <부표 3>에 보고되어 있다.

또 하나의 종속변수인 이직의도는 한국패널데이터에서 현재의 일자리를 계속 유지하고 싶은지를 묻는 문항을 사용하였다. 그 문항에 대해 현재의 직장에 계속 머무르기를 원하거나 현재의 일자리에서 더 많이 일하기를 바라거나 현재의 일자리에 추가하여 다른 일자리를 가지고 싶다고 응답한 경우 이직의도가 없는 것(이직의도=0)으로 처리하고, 일을 완전히 그만 두고 싶거나 다른 일자리로 바꾸고 싶다고 응답한 경우 이직의도가 있는 것(이직의도=1)으로 처리하였다.

본 연구의 주요 독립변수인 비정규직은 한국노동패널데이터에서 시간제 이거나 단기직이면 비정규직으로 처리하고 그렇지 않으면 정규직으로 처리하였다. 한국노동패널데이터에서 시간제는 파트타임, 아르바이트 등과 같이 일을 시작할 때 몇 시간이나 일할 것인지 미리 결정한 경우 또는 수시로 시간날 때 일하는 근로자로 정의하고 있고, 단기직은 근로계약기간이 1개월 미만인 일용직과 근로계약기간이 1개월에서 1년 미만인 임시직

으로 일하는 근로자로 정의하고 있다. 위의 두 측면을 이용하여 비정규직을 시간제 단기직, 시간제 상용직, 전일제 단기직으로 범주화시킬 수 있는데, 이 3 개의 범주를 비정규직의 주요 형태로 사용하였다. 임금수준은 주당 근로시간과 월급여를 이용하여 환산한 시간당 급여를 사용하고 있고 단독 생계소득자는 가족 중 유일한 생계소득자이면 1로, 생계비를 대는 다른 가족 구성원이 있으면 0으로 처리하였다.

교육수준 비적합성과 기술수준 비적합성은 한국노동패널데이터에서 현재의 직업이 본인의 교육수준과 기술수준에 적합한지 여부를 묻는 문항을 활용하여 본인의 수준보다 낮다고 응답하면 1, 본인의 수준보다 높거나 비슷하면 0으로 처리하였다. 비정규직의 자발적 선택 여부는 한국노동패널데이터에서 시간제 근로자에 한하여 시간제를 선택한 이유를 질문하는 문항을 포함하고 있다. 그 중 육아, 가사일, 학업, 건강 등의 개인사정 때문이거나 여가활동과 개인시간을 즐기기 위한 것이면 시간제의 자발적 선택자로 처리하고, 전일제 직장을 구할 수 없기 때문이거나 일의 성격상 전일제를 할 수 없는 경우에는 비자발적 선택으로 처리하였다.

### 3. 기초 통계

<표 8-1>은 본 연구에서 사용된 변수들의 평균과 표준편차이다. 표의 제1열을 보면, 1999년에 일용직, 임시직 등의 단기계약직은 임금근로자 전체의 29.3%로서 1998년보다 약 9% 정도 증가하였고 시간제 근로자의 비율은 9.5%로서 1998년보다 약 0.8% 정도 감소하여 최근의 비정규직 증가가 주로 단기계약직 위주로 증가하고 있음을 알 수 있다. 비정규직의 형태별로 보면 전일제 단기계약직이 전체 임금근로자의 약 21.6%, 전체 비정규직의 약 69.5%로서 가장 많고 그 다음으로 시간제 단기계약직이 전체 임금근로자의 약 7.7%, 전체 비정규직의 약 24.6%를 차지하고, 마지막으로 시간제 상용직이 전체 임금근로자의 약 1.8%, 전체 비정규직의 약 5.9%로서 가장 적은 것으로 나타났다. 표의 제2열을 통해 고용형태간 이행을 보면, 1999년도 비정규직의 약 39.7%가 1998년에 단기계약직이었고, 1999년도 비정규직의 약 16.7%가 1998년에 시간제 근로자였으며, 1999년도 비정규직의 약 47.8%가 1998년도 당시 미취업자 또는 자영업자 등의

비임금근로자였음을 알 수 있다. 비정규직의 인적 특성은 평균적으로 볼 때 정규직의 그것에 비해 큰 차이를 보이지 않고 있다.

〈표 8-1〉 기초통계(괄호 안은 표준편차)

변 수	전 체 (N=3,213)	비정규직 (N=999)	정규직 (N=2,214)
임금 만족도(5점척도)	2.582(0.823)	2.402(0.823)	2.663(0.811)
고용안정 만족도(5점척도)	2.959(0.892)	2.450(0.877)	3.188(0.800)
직무내용 만족도(5점척도)	3.219(0.769)	2.980(0.798)	3.327(0.731)
근무환경 만족도(5점척도)	3.067(0.808)	2.884(0.791)	3.150(0.801)
근무시간 만족도(5점척도)	3.043(0.839)	2.975(0.810)	3.074(0.851)
인사고과 만족도(5점척도)	2.902(0.729)	2.694(0.738)	2.996(0.705)
개인 발전 만족도(5점척도)	2.866(0.837)	2.604(0.826)	2.98(0.815)
인간관계 및 의사소통 만족도 (5점척도)	3.415(0.728)	3.281(0.777)	3.475(0.697)
복리후생 만족도(5점척도)	2.656(0.833)	2.422(0.816)	2.761(0.820)
이직의도(더미)	0.098(0.297)	0.156(0.363)	0.072(0.258)
단기직 99(더미)	0.293(0.455)	0.941(0.236)	-
단기직 98(더미) <sup>a)</sup>	0.202(0.401)	-	-
비정규직 99 - 단기직 98(더미)	-	0.397(0.490)	0.037(0.190)
비정규직 99 - 상용직 98(더미)	-	0.124(0.330)	0.803(0.398)
시간제 99(더미)	0.095(0.293)	0.305(0.461)	-
시간제 98(더미)	0.103(0.304)	-	-
비정규직 99 - 시간제 98(더미)	-	0.167(0.373)	0.036(0.186)
비정규직 99 - 전일제 99(더미)	-	0.354(0.479)	0.804(0.397)
비정규직 99 - 비임금근로자 98(더미)	-	0.478(0.500)	0.160(0.366)
시간제 단기직(더미)	0.077(0.266)	0.246(0.431)	-
전일제 단기직(더미)	0.216(0.412)	0.695(0.461)	-
시간제 상용직(더미)	0.018(0.134)	0.059(0.236)	-
전일제 상용직(더미)	0.689(0.463)	-	-
자발적 시간제선택(더미) <sup>b)</sup>	0.837(0.370)	0.835(0.372)	-
시간당 임금(만원)	0.489(0.470)	0.401(0.337)	0.529(0.514)
교육수준 비적합성(더미)	0.237(0.425)	0.369(0.483)	0.177(0.382)

변 수	전 체 (N=3,213)	비정규직 (N=999)	정규직 (N=2,214)
기술수준 비적합성(더미)	0.220(0.414)	0.344(0.475)	0.164(0.370)
노조(더미)	0.206(0.404)	0.070(0.255)	0.267(0.442)
중규모기업(더미)	0.068(0.252)	0.042(0.201)	0.079(0.271)
대규모기업(더미)	0.114(0.318)	0.074(0.262)	0.132(0.339)
단독 생계소득자(더미)	0.385(0.487)	0.286(0.455)	0.430(0.495)
월 가구소득(만원)	252.855(777.593)	173.224(351.702)	288.786(904.250)
자가소유(더미)	0.579(0.494)	0.535(0.499)	0.598(0.490)
교육수준(년)	11.949(3.028)	10.745(3.177)	12.492(2.795)
부친 교육수준(년)	11.390(6.408)	10.036(6.452)	12.002(6.295)
여성(더미)	0.399(0.490)	0.511(0.500)	0.349(0.477)
기혼(더미)	0.680(0.467)	0.660(0.474)	0.689(0.463)
기혼 - 별거 (더미)	0.041(0.199)	0.083(0.276)	0.022(0.147)
자녀수 (명)	1.494(1.238)	1.696(1.344)	1.403(1.176)
연령 (세)	37.212(11.074)	38.762(12.155)	36.512(10.478)

주 : 1) 전체: N=2,381

2) 전체: N=180, 비정규직: N=100, 정규직: N=80

3) 전체: N=233, 비정규직: N=231, 정규직: N=2

4) 전체: N=207, 비정규직: N=118, 정규직: N=89

본인과 부친의 교육수준은 정규직과 비교할 때 평균적으로 2년 정도 낮 으며, 자가주택 소유 비율이나 혼인여부, 자녀수, 연령 등은 정규직과 매 우 유사한 수준을 보이고 있다. 다만, 가구의 단독 생계소득자라는 응답의 비율이 비정규직의 경우 28.6%로서 43.0%인 정규직의 그것에 비해 크게 낮다는 점이 주목할 만하다.

정규직과 비정규직의 직무만족도와 이직의사를 보면, 모든 측면의 직무 만족도에서 비정규직은 정규직보다 낮은 것으로 나타나고 있다. 특히 고용안정성, 직무내용, 근무환경, 개인의 발전가능성, 인사고과의 공정성 등 에서 비정규직의 만족도는 정규직간의 그것에 비해 크게 뒤떨어지고 있 다. 이직의도에 있어서도 비정규직이 정규직보다 더 높은 비율을 보이고 있다. 그리고 비정규직의 경우 본인의 학력이나 보유 기술에 비해 낮은 수준의 직무를 담당하고 있다는 비율도 각각 36.9%와 34.4%로서 정규직



보다 높은 비율을 보이고 있다. 그리고 비정규직이 소기업과 무노조기업에 더 많이 분포하고 있음도 주목할 만하다. 마지막으로 임금수준은 정규직의 약 75% 정도로 낮은 수준임을 보이고 있다.

#### IV. 분석의 결과

본 연구에서 설정된 가설들을 검증하기 위해 두 가지 분석모형이 사용되었다. 하나는 직무만족도모형이고 다른 하나는 이직의도모형이다. 직무만족도모형은 직무만족의 정도를 종속변수로 사용하고, 그 회귀계수는 OLS 기법을 적용하여 추정하고 있다. 이직의도모형은 현재의 직장을 떠날 의도가 있는지 여부를 종속변수로 사용하는 로짓모형(Logit)을 이용하고 있다. 독립변수로는 본 연구의 주요 관심사인 비정규직 여부, 비정규직의 형태, 임금수준, 단독 생계소득자 여부, 교육수준 비적합성 및 기술 수준 비적합성, 비정규직의 자발적 선택 여부 등 위의 가설 검증에 필요한 변수들이 해당 모형별로 포함되어 있다. 그 밖의 독립변수로는 직업의 특성, 근로자의 인적 특성, 가족의 특성 등이 통제변수로 포함되고 있다. 직업의 특성 변수로는 소속 기업의 노조 유무, 소속 기업 규모, 산업과 직종을 통제하고, 근로자의 인적 특성 변수로는 본인의 교육수준, 혼인 여부, 자녀수, 나이 등을 포함하며, 가족의 특성 변수로는 부친의 교육수준, 가구소득수준과 자가소유 여부 등을 포함하고 있다.

<표 8-2>에는 비정규직과 정규직의 직무만족도 차이를 보여주는 회귀 분석모형 결과가 보고되어 있다. 제1열은 직무만족도모형이고 제2열은 이직의도모형이다. 먼저 직무만족도모형의 추정 결과를 보면 다른 변수들을 통제한 후에도 여전히 비정규직의 직무만족도가 정규직보다 통계적으로 유의한 수준에서 낮은 것으로 나타나고 있다. 또한 이직의도모형의 추정 결과는 비정규직의 이직의도는 정규직에 비해 통계적으로 유의한 수준에서 높은 것으로 나타나고 있다.

이상의 결과는 정규직에 비해 비정규직의 직무만족도가 낮고 이직의도가 높다는 가설 1을 입증해 주고 있다. 한편 그 밖의 임금수준, 교육수준

〈표 8-2〉 비정규직의 정규직 대비 직무만족도 및 이직의도

독립변수	종속변수: 직무만족도 (N=3,213)	종속변수: 이직의도 (N=3,213)
상수	-0.662 (0.649)	-1.759 (1.501)
비정규직	-0.407 (0.075)***	0.591 (0.150)***
임금	0.527 (0.071)***	-0.459 (0.266)*
단독 생계소득자	-0.136 (0.068)**	0.233 (0.151)*
교육수준 비적합성	-1.149 (0.150)***	1.056 (0.282)***
기술수준 비적합성	-0.378 (0.153)**	0.707 (0.279)**
노조	0.326 (0.084)***	-0.827 (0.229)***
중규모 기업	-0.161 (0.122)	0.107 (0.273)
대규모 기업	0.150 (0.102)	-0.108 (0.246)
가구소득	0.00003 (0.00004)	0.00001 (0.0001)
자가소유	0.151 (0.063)**	-0.186 (0.133)
학력	0.081 (0.015)***	0.023 (0.036)
부친 교육수준	-0.003 (0.006)	0.019 (0.014)
기혼	-0.197 (0.107)*	0.199 (0.229)
별거	-0.305 (0.194)	0.352 (0.389)
자녀수	0.055 (0.046)	-0.095 (0.106)
연령	-0.003 (0.005)	-0.019 (0.010)*
여성	0.201 (0.076)***	-0.184 (0.159)
Adjusted R <sup>2</sup> 또는 Log-L	0.321	-869.6

주 : 1) ( ) 안은 표준오차.

2) \*  $p < 0.10$ (two-tailed) \*\*  $p < 0.05$ (two-tailed) \*\*\*  $p < 0.01$ (two-tailed)

3) 산업과 직종을 통제하였음.

비적합성, 기술수준 비적합성 등도 근로자들의 직무만족도와 이직의도에 통계적으로 유의한 영향을 미치고 있는 것으로 나타나고 있다. 임금수준은 직무만족도에 정의 영향을 미치고 이직의도에 부의 영향을 미치고 있으며, 교육수준 비적합성과 기술수준 비적합성은 직무만족도에 부의 영향을 미치고 이직의도에 정의 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 그 밖에도 단독 생계소득자가 아니거나 자가소유자인 경우 직무만족도가 높고 이직의도가 낮으며, 유노조기업에서 근무하는 사람들이 직무만족도가 높고 이

직의도가 낮은 것으로 나타나고 있음도 특징적이다.

<표 8-3>은 직무만족이 이직의도에 미치는 영향이 비정규직과 정규직 간에 어떻게 다른지를 살펴본 것이다. 그 결과를 보면, 직무만족과 비정규직의 상호작용항(interactive term)이 통계적으로 의미있는 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 이는 곧 비정규직 변수가 직무만족의 이직의도에 미치는 영향을 조절하는 것을 의미하며, 그 방향은 직무만족과 이직의도 간의 역관계를 약화시키고 있는 것으로 나타나고 있다. 따라서 이 결과는 비정규직의 직무만족과 이직의도간의 상관관계가 정규직에 비해 낮으리라는 가설 2를 입증해 주고 있다.

<표 8-3> 직무만족도와 이직의도간의 관계에 대한 비정규직의 조절효과

	종속변수: 이직의도 (N=3,213)
상수항	-1.952 (1.551)
직무만족도	-0.483 (0.052)***
직무만족도*비정규직	0.287 (0.068)***
비정규직	0.790 (0.168)***
임금	-0.108 (0.242)
단독 생계소득자	0.207 (0.155)
교육수준 비적합성	0.657 (0.286)**
기술수준 비적합성	0.637 (0.280)**
노조	-0.719 (0.237)***
중규모기업	-0.035 (0.286)
대규모기업	-0.109 (0.254)
가구소득	0.00004 (0.0001)
자가소유	-0.128 (0.136)
교육수준	0.048 (0.037)
부친 교육수준	0.017 (0.015)
기혼	0.108 (0.237)
별거	0.262 (0.399)
자녀수	-0.078 (0.109)
연령	-0.024 (0.011)**
여성	-0.076 (0.162)
Log-L	-826.4

주 : 1) ( ) 안은 표준오차.

2) \*  $p < 0.10$ (two-tailed) \*\*  $p < 0.05$ (two-tailed) \*\*\*  $p < 0.01$ (two-tailed)

3) 산업과 직종을 통제하였음.

〈표 8-4〉 비정규직 특성별 직무만족도 및 이직의도

	종속변수: 직무만족도(N=999)	종속변수: 이직의도(N=999)
상수	-1.268 (1.961)	-9.786 (239.8)
시간제 상용직	1.065 (0.244)***	0.158 (0.433)
시간제 단기직	0.030 (0.139)	0.406 (0.236)*
임금	0.839 (0.213)***	-0.434 (0.381)
단독 생계소득자	-0.221 (0.201)	0.448 (0.432)
임금*단독 생계소득자	0.301 (0.365)	-0.645 (0.910)
교육수준 비적합성	-1.170 (0.238)***	0.399 (0.433)
기술수준 비적합성	-0.231 (0.242)	1.054 (0.432)**
노조	0.044 (0.228)	-0.396 (0.419)
중규모 기업	0.048 (0.280)	0.357 (0.480)
대규모 기업	0.099 (0.231)	0.214 (0.392)
가구소득	0.0002 (0.0002)	0.0003 (0.0002)
자가소유	0.203 (0.113)*	-0.171 (0.204)
교육수준	0.025 (0.026)	0.062 (0.052)
부친 교육수준	0.009 (0.011)	-0.016 (0.021)
기혼	-0.356 (0.203)*	0.586 (0.390)
별거	-0.354 (0.297)	0.666 (0.571)
자녀수	0.092 (0.073)	-0.344 (0.168)**
연령	-0.010 (0.008)	-0.026 (0.015)*
여성	0.181 (0.145)	0.058 (0.254)
전문직	-0.212 (1.752)	9.940 (239.8)
기술공, 준전문직	0.382 (1.735)	10.121 (239.8)
사무직	-0.017 (1.732)	10.086 (239.8)
서비스직, 판매직	-0.339 (1.736)	10.545 (239.8)
농업·어업 숙련근로자	-0.265 (1.989)	10.333 (239.8)
기능원 및 관련기능직	-0.340 (1.735)	9.708 (239.8)
장치·기계조작원, 조립원	-0.631 (1.741)	8.933 (239.8)
단순노무직	-0.462 (1.730)	9.933 (239.8)
Adjusted R <sup>2</sup> 또는 Log-L	0.300	-353.5

주 : 1) ( ) 안은 표준오차.

2) \*  $p < 0.10$ (two-tailed) \*\*  $p < 0.05$ (two-tailed) \*\*\*  $p < 0.01$ (two-tailed)

3) 산업과 직종을 통제하였음.

<표 8-4>는 비정규직만의 표본을 이용하여 직무만족도와 이직의도에 영향을 미치는 요인을 분석한 것이다. 그 결과는 먼저 비정규직의 형태별 직무만족도와 이직의도의 차이(가설 3)가 있음을 보여주고 있다. 본 연구에서는 비정규직을 시간제 상용직, 전일제 단기계약직, 시간제 단기계약직 등 3개의 범주로 유형화하여 그 차이를 살펴보았는데, 그 결과가 직무만족도모형은 표의 제1열에, 이직의도모형은 표의 제2열에 나와 있다. 결과를 보면, 직무만족도모형에서는 시간제 상용직이 전일제 계약직에 비해 더 높은 수준의 직무만족도를 보이고 이직의도모형에서는 시간제 단기계약직이 전일제 단기계약직보다 더 높은 수준의 이직의도를 보이고 있는데, 두 가지 결과 모두 통계적으로 유의하다. 이 결과는 비정규직이 형태별로 직무만족과 이직의도간의 차이를 보인다는 가설 3을 부분적으로 지지해 주고 있다.

이와 동시에 <표 8-4>는 또한 임금수준이 직무만족도와 이직의도에 미치는 영향과 그에 대한 단독 생계소득자 여부의 조절효과(가설 4)에 대한 결과도 보여주고 있다. 그 결과를 보면, 가설이 주장하는 바와 같이 임금수준은 직무만족도에는 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있으며, 이직의도에 있어서는 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있으나 이직의도의 경우 통계적 유의성을 보여주고 있지 못하다. 한편 임금수준이 직무만족도와 이직의도에 미치는 영향에 대한 단독 생계소득자 여부의 조절효과는 그 방향이 가설 4.2에서 설정된 대로 그 영향을 강화하는 방향으로 작용하고 있지만 통계적 유의성이 낮다. 이상의 결과를 종합해 보면 가설 4는 부분적으로만 입증되고 있음을 알 수 있다.

위의 표는 또한 교육수준 비적합성과 기술수준 비적합성이 비정규직의 직무만족도와 이직의도에 어떤 영향을 미치고 있는지 그 결과를 보여주고 있다. 그 중 교육수준 비적합성이 직무만족도에 부정적으로 작용하고, 기술수준 비적합성이 이직의도에 긍정적으로 작용하고 있는 것으로 나타나 가설 5를 부분적으로 입증해 주고 있다.

위의 표를 통해 비정규직의 인적 특성, 가구의 특성, 직종 등이 비정규직의 직무만족도에 어떤 영향을 미치는지를 부가적으로 살펴볼 수 있다. 그 결과를 보면, 자가주택 소유 여부가 직무만족도 결정에 긍정적으로 작용하고 있고, 자녀수와 연령이 이직의도에 부정적으로 영향을 미치고 있

는 것으로 나타나고 있다. 그리고 한 가지 특징적인 것은 직무만족도나 이직의도에 직종간 차이가 거의 없다는 점이다. 보고되어 있지는 않지만 정규직을 포함하는 경우 직종간 차이를 보이고 있다는 점과 비교하면 이 점은 흥미로운 사실이다.

〈표 8-5〉 시간제 자발적 선택의 직무만족도와 이직의도에 미치는 영향

독립변수	종속변수: 직무만족도(N=222)	종속변수: 이직의도(N=222)
상수	-5.036 (2.135)**	19.624 (188.2)
자발적 선택-시간제	1.025 (0.336)***	-0.759 (0.601)
임금	0.643 (0.293)**	-0.511 (0.585)
단독 생계소득자	0.399 (0.422)	-0.452 (0.931)
교육수준 비적합성	-0.942 (0.723)	0.190 (1.396)
기술수준 비적합성	-0.558 (0.704)	2.167 (1.352)*
노조	-0.787 (0.642)	0.657 (1.170)
중규모기업	0.148 (0.908)	-7.568 (52.904)
대규모기업	-0.441 (0.611)	1.030 (0.991)
가구소득	0.001 (0.0005)*	0.001 (0.001)
자가소유	0.282 (0.252)	-0.655 (0.455)
교육수준	0.082 (0.063)	-0.019 (0.138)
부친 교육수준	-0.003 (0.028)	-0.038 (0.058)
기혼	-0.261 (0.518)	-0.861 (1.036)
별거	-0.639 (0.790)	-0.731 (1.746)
자녀수	0.041 (0.197)	-0.545 (0.458)
연령	0.009 (0.019)	0.002 (0.038)
여성	0.023 (0.353)	1.108 (0.657)
전문직	0.356 (0.704)	-0.055 (1.373)
기술공, 준전문직	0.306 (0.758)	1.800 (1.458)
사무직	0.568 (0.709)	-0.591 (1.363)
서비스직, 판매직	0.503 (0.435)	0.155 (0.812)
농업·어업 숙련근로자	-	-
기능원 및 관련기능직	-0.348 (0.516)	-0.147 (1.143)
장치·기계조작원, 조립원	-0.578 (0.551)	-0.462 (1.251)
단순노무직	-	-
Adjusted R <sup>2</sup> 또는 Log-L	0.337	-78.7

주 : 1) ( ) 안은 표준오차.

2) \* p < 0.10(two-tailed) \*\* p < 0.05(two-tailed) \*\*\* p < 0.01(two-tailed)

3) 산업을 통제하였음.

마지막으로 <표 8-5>는 자발적 선택 여부가 비정규직 근로자의 직무만족도와 이직의도에 미치는 영향을 살펴본 것이다. 이 부분은 자발적 선택에 관한 자료가 시간제 근로자의 경우에만 활용가능하기 때문에 앞의 분석에 포함시키지 못하고 시간제 근로자만을 샘플로 하여 분석이 이루어졌다. 표의 제1열은 직무만족도모형이고 제2열은 이직의도모형이다. 그 결과를 보면, 시간제의 자발적 선택은 직무만족도에는 통계적으로 유의하게 긍정적인 영향을 미치고 있고, 이직의도에 대해서는 음의 방향으로 작용하고 있지만 통계적 유의성이 없는 것으로 나오고 있다. 여기서 통계적 유의성이 없는 것은 여기에서 이용되는 표본의 수가 줄어든 데도 그 이유가 있다는 것으로 추측된다. 이런 점에서 비정규직의 자발적 선택은 직무만족도에 정의 영향을 미치고 이직의도에 부의 영향을 미치리라는 가설 6은 시간제 근로자의 경우 부분적으로 입증되고 있다.

## V. 결과 및 시사점

노동패널자료를 사용해서 이루어진 분석결과는 본 연구에서 설정된 가설을 전반적으로 지지하는 것으로 나타난다. 먼저, 비정규직 근로자들은 다른 주요한 변수들을 통제한 후에도 여전히 정규직 근로자들에 비해 낮은 직무만족과 높은 이직의도를 보여주고 있다. 이 결과는 비정규직 근로자의 경우 직위가 자신의 삶에서 차지하는 중요성이 정규직에 비해 낮거나(Logan et al., 1973), 비정규직 근로자의 직무만족이 다른 비정규직 근로자와의 비교를 통해 형성된다(Eberhardt and Shani, 1984)는 것을 인정한다고 해도 객관적인 근로조건이 열악하다는 사실이 더 중요한 영향을 미치기 때문이라고 해석할 수 있다. 이러한 결과는 비정규직 근로자들에 대한 정책적 관심과 대응이 필요함을 보여주고 있다. 낮은 직무만족과 높은 이직의도는 기업 차원에서는 잦은 이직과 생산성의 문제를 야기할 가능성이 높으며 노사관계 측면에서도 비정규직의 조직화와 연계되어 노사관계를 불안하게 만드는 요인으로 작용할 가능성이 크다. 한편 직무관련 불만족이 이직의도에 미치는 영향은 정규직과 비정규직간에 의미있는 차

이가 있는 것으로 나타나고 있다. 가설에서 설정된 바와 같이 비정규직의 경우 직무관련 불만족이 이직의도로 연결되는 정도가 정규직에 비해 더 낮게 나타나기 때문이다. 이러한 결과는 비정규직의 이직결정의 과정이 정규직과는 다를 수 있다는 점을 시사한다.

한편 비정규직 근로자의 직무만족과 이직의도를 결정하는 요인들에 관한 분석결과 역시 중요한 정책적·관리적 시사점을 제공한다. 가장 먼저 지적될 수 있는 것은 비정규직이라는 범주에 속한 근로자들 가운데서도 구체적인 고용형태별로 직무만족이나 이직의도의 수준은 다르게 나타난다는 점이다. 비정규직 근로자들 중에서도 시간제 상용직 근로자들은 전일제 단기계약직이나 시간제 단기계약직 근로자들에 비해 높은 직무만족도를 보였으며, 이직의도와 관련해서는 시간제 단기계약직이 다른 범주의 고용형태에 비해 높은 이직의도를 보여주고 있다. 이러한 결과는 비정규직에 대한 정책적 대응이나 관리가 차별화되어야 함을 시사한다. 특히 높은 직무만족과 낮은 이직의도를 보여주고 있는 시간제 상용직은 우리나라에 있어 비정규직 근로의 확산과 이에 따른 부정적 효과에 비추어 중요한 대안적 방향일 수 있다. 그러나 이에 관해서는 시간제 상용직을 포함한 각 고용형태별 근로자의 속성에 대한 더욱 심도있는 분석이 실행되어야 할 필요가 있다. 또한 자료의 한계로 인해 파견근로자와 같은 다른 고용형태의 비정규직 근로자들은 분석에 포함되지 않았으나 다른 비정규직 고용형태에 대해서도 각 고용형태별 근로자의 프로필에 대한 정밀한 분석에 기초한 추후연구가 절실히 필요하다고 할 수 있다.

연구결과가 주는 다른 중요한 시사점은 임금수준이 비정규직의 직무만족에 영향을 미친다는 점이다. 이러한 결과는 비정규직의 속성상 고용유연성을 일단 주어진 것으로 전제하더라도 비정규직 근로자들에 대해 사회적으로, 그리고 기업내부적으로 공정한 임금수준이 제공될 필요가 있다는 점을 시사한다. 특히 호봉제도를 통한 자동적 임금인상과 매년 노사간 협약에 의한 임금인상을 적용받는 정규직 근로자에 비해 비정규직 근로자들은 현재의 임금수준도 문제이지만 임금수준이 시간이 흐름에 따라 보정될 수 있는 기제가 극히 취약한 상태라고 할 수 있다. 연구결과가 보여주는 바와 같이 임금수준이 직무만족에 중요한 영향을 미친다는 점에서 적어도 사회정책적 관점에서뿐 아니라 비정규직 인력을 적극적으로 동기부여시키고



생산성을 높이기 위해서는 개별기업의 차원에서도 비정규직의 임금수준 문제에 대한 공정한 정책적 방향과 관리제도를 수립해야 할 필요가 있다.

교육수준과 기술수준의 적합도와 관련된 분석결과 역시 중요한 시사점을 제공한다. 자신이 하고 있는 일에서 요구되는 교육수준이 비정규직 근로자 개인이 가지고 있는 수준에 비해 적합한가의 여부가 직무만족에 영향을 미치고, 이와 유사하게 기술수준의 적합성 여부가 이직의도에 영향을 미치는 것으로 나타나기 때문이다. 따라서 정부 정책에 있어서는 비정규직의 구인구직이 교육수준이나 기술수준에 매치되는 방향으로 이루어질 수 있는 구인구직 정보망의 확충과 효율적 운영이 필요함을 시사한다. 한편 기업차원에서는 직무가 요구하는 교육수준이나 기술수준을 과충족하는 근로자의 채용이 역설적으로 비정규직 근로자의 직무만족을 낮추고 이직의도를 높일 수 있다는 점에서 현실적인 직무수행 요건에 맞는 비정규직 인력을 채용하고 관리하는 인력정책이 필요하다고 할 수 있다.

마지막으로 자발적 선택과 관련된 분석결과 역시 중요한 시사점을 제공한다. 분석결과는 시간제 근로자의 경우 자발적 선택이 직무만족에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 근로자의 자발적 선택은 근로자 개인의 선택이므로 직접적인 정책적 개입이 어려운 부분이기에는 하나 그러한 자발적 선택은 비정규직 근로가 얼마나 사회제도적으로 보호받고 있는가에 따라 영향을 받을 소지가 크다. 따라서 비정규직의 확산이 하나의 추세라면 적어도 그러한 비정규직이 자발적으로 선택될 수 있는 유인이 강화될 수 있도록 일정한 규칙과 보호가 뒷받침되어야 할 필요가 있다. 기업의 입장에서는 비정규직의 채용에 있어 비정규직의 근로조건에 관한 현실적이고 정확한 정보를 제공함으로써 근로자가 자발적인 선택이 이루어질 수 있도록 하는 정책이 필요하다.

비정규직의 직무만족과 이직의도에 관한 분석결과를 전체적으로 검토하면 비정규직은 정규직에 비해 직무만족이 낮고 이직의도는 높으며, 임금수준이나 교육 및 기술수준 적합도, 자발적 선택 등의 변수들은 직무만족도에 유의미한 영향을 미치나 이직의도에는 통계적으로 의미있는 영향을 미치지 못하는 것으로 요약된다. 또한 비정규직의 경우 직무불만이 이직의도에 영향을 미치는 정도는 정규직에 비해 낮게 나타난다. 이러한 결과들은 비정규직의 이직은 기업 내부의 관리적 변수들이 아닌 시장에서의

구직기회가 더 중요한 영향을 미칠 가능성을 강하게 시사한다. 정규직의 경우 일차적으로 직무불만족이 이직의도를 발생시키고 구직기회가 존재할 때 이직이 일어난다고 한다면 비정규직의 경우 이직결정에 있어 이직의도보다는 구직기회가 더 큰 역할을 할 가능성이 높다. 그러나 본 연구는 이직과 관련된 모형과 관련변수들을 종합적으로 다루지 않고 있기 때문에 분석결과는 그러한 가능성만을 시사하고 있으며, 이에 관해서는 추후 연구가 필요할 것으로 보인다.

본 연구에서 다루지 못한 다른 중요한 연구과제는 비정규직 근로자의 성과이다. 비정규직 근로자들의 직무불만족은 실제 이직보다는 성과에 영향을 미치는 방향으로 작용할 가능성이 크다. 그러나 비정규직 근로자의 성과가 정규직에 비해 낮은지에 대해서는 외국의 연구들에서도 상반된 주장이 존재하고(Pfeffer and Barron, 1988; Pearce, 1998) 우리나라의 경우 이에 관한 연구가 거의 전무한 실정이다. 또한 비정규직 근로자의 직무만족이 성과에 미치는 영향이나 작업조직의 특성이나 개인 직무의 특성이 성과에 미치는 영향에 대해서도 연구의 필요성이 절실하다. 한국노동연구원패널데이터는 이에 관련한 정보를 포함하고 있지 않기 때문에 본 연구에서는 분석에 포함되지 않았으며 향후 성과변수를 포함하는 다른 데이터를 통해 이와 관련된 활발한 연구가 이루어지기를 기대한다.

## 참고문헌

- 김성환, 『비정규노동에 관한 연구』, 한국노동연구원, 1992.
- 김용석·이영면, 「파견근로자와 정규직 근로자의 직무만족 결정요인에 관한 연구」, 『산업관계연구』, 제9권, 1999 : 31~53.
- 민주노총, 「비정규 노동자 차별 철폐 및 조직화방안」, 『민주노총정책자료집』, 2000.
- 박우성, 「비정규직 인력의 관리」, 『21세기형 인적자원관리』, 명경사, 2000.
- 방하남, 「직무만족도와 생활만족도의 결정요인과 상호작용효과에 관한 연구」, 한국노동경제학회, 『노동경제논집』, 제23권(특별호), 2000 : 133~154.
- 심상완, 「비정규 노동자의 기본권 확대방안: 연대주의적 노동복지」, 『비정규직 노동자의 기본권 확대를 위한 정책토론회 자료집』, 경실련, 2000.
- 어수봉, 「비정규 노동자의 기본권 확대방안: 경제적 측면」, 『비정규직 노동자의 기본권 확대를 위한 정책토론회 자료집』, 경실련, 2000.
- 이광택, 「비정규 노동자의 기본권 확대방안: 법적 측면」, 『비정규직 노동자의 기본권 확대를 위한 정책토론회 자료집』, 경실련, 2000.
- 이주희·장지연, 『임시·일용 등 불안정한 근로형태의 확산과 정책방향』, 한국노동연구원, 1999.
- 장은미, 「정규직과 임시직의 조직몰입에 관한 비교연구」, 『인사관리연구』, 제19호, 1995.
- 정인수, 『취업형태 다양화와 실태조사』, 한국노동연구원, 1997.
- \_\_\_\_\_, 『파견근로의 실태와 정책과제』, 한국노동연구원, 1998.
- 최강식·이규용, 『우리나라 기업의 고용조정실태(Ⅲ)』, 한국노동연구원, 1999.
- 최경수, 「단시간근로의 실태와 정책과제」, 한국노동연구원, 1997.
- 통계청, 『경제활동인구 월보』, 1997, 1998, 1999, 2000 각월호.
- 한국노동연구원, 『'99 노동통계』.

- 홍주환, 「비정규·미조직 노동자의 실태 및 의식조사결과」, 『비정규 노동자 차별 철폐 및 조직화방안』, 민주노총 정책토론회 자료집, 2000 3. 31.
- Belous, R. S., "How human resource systems adjust to the shift toward contingent workers", *Monthly Labor Review*, March, 1989.
- Capelli, P. and P. D. Sherer, "The missing role of context in OB: The need for a meso-level approach", In L. L. Cummings and B. M. Staw (Eds.), *Research in Organizational Behavior*, Vol.13. 1991 : 55~110.
- Dyer, L. and R. Theriault, "The Determinants of pay satisfaction", *Journal of Applied Psychology*, Vol.61. 1976 : 596~604.
- Dyne, L. V. and S. Ang, "Organizational Citizenship Behavior of Contingent Workers in Singapore", *Academy of Management Journal*, Vol. 41, No.6. 1998 : 692~703.
- Eberhardt, B. J. and A. B. Shani, "The Effects of Full-Time versus Part-Time Employment Status on Attitudes Toward Specific Organizational Characteristics and Overall Job Satisfaction", *Academy of Management Journal*, Vol.27, No.4. 1984 : 893~900.
- Ellingson, J. E., Gruys, M. L. and P. S. Sackett, "Factors related to the satisfaction and performance of temporary employees", *Journal of Applied Psychology*, Vol. 83. 1998 : 913~921.
- Feldman, D. C., "Reconceptualizing the Nature and Consequences of Part-Time Work", *Academy of Management Review*, Vol.15, No.1. 1990 : 103~112.
- Feldman, D. C., Doeringhaus, H. I. and W. H. Turnley, "Managing temporary workers:A permanent HRM challenge", *Organizational Dynamics*, Vol.23, 1994 : 49~63.
- Gannon, M. J. and J. C. Nothorn, "A Comparison of Short-Term and Long-Term Part-Time Employee", *Personnel Psychology*, Vol.24. 1971 : 687~696.

- Goodman, P. S., "Social Comparison Processes in Organizations", in B. M. Staw and G. R. Salanick (Eds.), *New Directions in Organizational Behavior*, Chicago, St. Clair Press, 1977.
- Hall, D. T. and F. E. Gordon, "Career Choices of Married Women: Effects of Conflict, Role Behavior, and Satisfaction", *Journal of Applied Psychology*, Vol.58, No.1. 1973 : 42~48.
- Hippel C., Mangum, S. L., Greenberger, D. B., Heneman, R. L. and J. D. Skoglund, "Temporary Employment: Can Organizations and Employees Both Win?", *Academy of Management Executive*, Vol.11, No.1. 1997.
- Hom, P. W., "Effects of Job Peripherality and Personal Characteristic on the Job Satisfaction of Part Time Workers", *Academy of Management Journal*, Vol. 22, No.3. 1979 : 551~565.
- Howe, W. J., "Temporary Help Workers: Who they are and What Jobs they Hold?", *Monthly Labor Review*, Vol.109. 1986 : 45~47.
- Hulin, C., "Job Satisfaction and Turnover in a Female Clerical Population", *Journal of Applied Psychology*, Vol.50. 1966 : 280~285.
- Hulin, C., "Effects of Changes in Job-satisfaction Levels on Employee Turnover", *Journal of Applied Psychology*, Vol.52. 1968 : 122~126.
- Hulin, C., Roznowski, M. and Hachiya, D., "Alternative Opportunities and Withdrawal Decisions: Empirical and Theoretical Discrepancies and an Integration", *Psychological Bulletin*, Vol.97. 1985 : 233~250.
- Judy R. W., and C. D'Amico, *Workforce 2020: Work and Workers in the 21st Century*, Hudson Institute, 1997.
- Katz, D. and R. Kahn, *The Social Psychology of Organizations*, (2nd ed.), New York, Wiley.
- Krausz, M., Brandwein, T. and S. Fox, "Work Attitude and Emotional Responses of Permanent, Voluntary, and Involuntary Temporary-

- Help Employees: An Exploratory Study”, *Applied Psychology: An International Review*, Vol.44. 1995 : 9~16.
- Logan, M., O'Reilly, C. and K. Roberts, “Job Satisfaction among Part-time and Full-time Employees”, *Journal of Vocational Behavior*, Vol.3. 1973 : 33~41.
- McBey, K. and L. Karakowsky, “Examining Source of Influence on Employee Turnover in the Part-time Work Context”, *Leadership and Organization Development*, Vol. 21, No.3. 2000 : 136~144.
- McGinnis, S. K. and P. C. Morrow, “Job Attitudes among Full- and Part-time Employees”, *Journal of Vocational Behavior*, Vol.36. 1990 : 82~96.
- Miller, H. E. and J. R. Terborg, “Job Attitude of Part-Time and Full-Time Employees”, *Journal of Applied Psychology*, Vol.64. 1979 : 380~386.
- Mishel L., Bernstein J. and J. Schmitt, *The State of Working America 1998~1999*, ILR Press, Ithaca and London, 1999.
- Mobley, W. H., “Intermediate Linkages in the Relationship between Job Satisfaction and Employee Turnover”, *Journal of Applied Psychology*, Vol.62. 1977 : 237~240.
- \_\_\_\_\_, “Employee Turnover: Causes, Consequences and Control”, Addison-Wesley, *Journal of Applied Psychology*, Vol.64. 1982 : 509~517.
- Muchinsky, P. M., “Employee Absenteeism: A Review of the Literature”, *Journal of Vocational Behavior*, Vol.10. 1977 : 316~340.
- Nollen S. A. and Gannon M. J., in Flood P. C., Gannon M. J. & Paauwe J. (Eds.), *Managing without Traditional Methods: International Innovations in Human Resource Management*, Addison-Wesley, 1996.
- Pearce J. I., “Job Insecurity is Important but not for the Reasons you Might Think: the Example of Contingent Workers”, *Trends in*

*Organizational Behavior*, Vol.5, 1998.

Pearce J. L., "Toward and Organizational Behavior of Contingent Labors", *Academy of Management Journal*, Vol. 36, No. 5, 1993.

Pfeffer J. and J. N. Barron, "Taking the Workers Back Out: Recent Trends in the Structuring of Employment", *Research in Organizational Behavior*, Vol.10, 1988.

Pfeffer, J. and K. Lawler, "Effects of Job Alternatives, Extrinsic Rewards, and Behavioral Commitment on Attitude Toward the Organization: A Field Test of the Insufficient Justification Paradigm", *Administrative Science Quarterly*, Vol.25. 1980 : 38~56.

Ross, I. and A. Zander, "Need Satisfactions and Employee Turnover", *Personnel Psychology*, Vol.10. 1961 : 327~338.

Rotchford, N. L., "Part-Time Workers as Missing Persons in Organizational Research", *Academy of Management Review*, Vol.7, No.2. 1982 : 228~234.

Sharon, C. R., "Workers in Alternative Employment Arrangement", *Monthly Labor Review*, Vol.119, No.10. 1996 : 31~45.

Smith, P. C., Kendall, L. M. and C. L. Hulin, *The Measurement in Work and Retirement*, Chicago: Rand McNally, 1969.

Tilly C., "Dualism in Part-Time Employment", *Industrial Relations*, Vol.31, Spring 1992.

Vroom, V. H., *Work and Motivation*, New York: Wiley, 1964.

<부표 8-1> 변수의 측정 방식

변 수	변수의 측정 방식
직무만족	고용안정, 임금, 직무내용, 근무환경, 근무시간, 인사고과, 개인 발전, 인간 관계 및 의사소통, 복리후생 등 9개 직무요소에 대한 만족도(5점 척도)에 Principal Component Analysis를 가하여 만든 점수
이직의도	현재의 일자리를 그만두고 일을 완전히 그만두고 싶거나 다른 직장을 구하길 원하면 1, 그렇지 않으면 0으로 처리
단기직	근로계약기간이 1년 미만인 임시직근로자와 일용근로자
시간제	파트타임, 아르바이트 등과 같이 일을 시작할 때 몇 시간 일할 것인지 미리 결정한 경우나 수시로 시간날 때마다 일하는 경우
비정규직	단기직 또는 시간제 근로자
시간제 단기직	시간제이면서 단기적인 경우 1, 그렇지 않으면 0
전일제 단기직	전일제이면서 단기적인 경우 1, 그렇지 않으면 0
시간제 상용직	시간제이면서 상용적인 경우 1, 그렇지 않으면 0
자발적 시간제선택(더미)	시간제 선택의 이유가 개인이나 가족의 사정으로 인한 경우이면 1, 그렇지 않으면 0으로 처리
임금(만원)	시간당 급여
교육수준 비적합성(더미)	현재의 직무가 본인의 교육수준에 비해 수준이 낮다고 응답하였으면 1, 그렇지 않으면 0으로 처리
기술수준 비적합성(더미)	현재의 직무가 본인의 기술(기능)수준에 비해 수준이 낮다고 응답하였으면 1, 그렇지 않으면 0으로 처리
노조(더미)	유노조기업에서 일하면 1, 그렇지 않으면 0으로 처리
소규모기업(더미)	소속 기업이 종업원수가 100인 미만이면 1, 그렇지 않으면 0으로 처리
중규모기업(더미)	소속 기업이 종업원수가 100인에서 1,000인 사이이면 1, 그렇지 않으면 0으로 처리
대규모기업(더미)	소속 기업이 종업원수가 1,000인 이상이면 1, 그렇지 않으면 0으로 처리
단독 생계소득자(더미)	가구 내에 유일한 소득원이면 1, 그렇지 않으면 0으로 처리
가구소득(만원)	1998년 가구 전체의 월소득금액(근로소득+금융소득+부동산소득)
자가소유(더미)	주택 자가 소유자이면 1, 그렇지 않으면 0으로 처리
교육수준(년)	교육 이수 연수
부친 교육수준(년)	아버지의 교육 이수 연수
여성(더미)	여성이면 1, 남성이면 0으로 처리
기혼(더미)	기혼자이면서 현재 동거하고 있는 경우면 1, 아니면 0으로 처리
기혼·별거(더미)	기혼자이면서 현재 별거하고 있는 경우면 1, 아니면 0으로 처리
자녀수(명)	자녀의 수
연령(세)	나이
산업(더미)	산업 대분류
직종(더미)	9개의 직종분류



<부표 8-2> 직무요소 만족도 사이의 상관계수

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
(2)	0.442							
(3)	0.397	0.488						
(4)	0.404	0.421	0.551					
(5)	0.360	0.313	0.406	0.544				
(6)	0.346	0.425	0.382	0.415	0.317			
(7)	0.370	0.439	0.521	0.455	0.347	0.450		
(8)	0.230	0.359	0.362	0.348	0.296	0.454	0.386	
(9)	0.379	0.422	0.337	0.453	0.326	0.574	0.399	0.356

주 : (1) 임금 만족도, (2) 고용안정 만족도, (3) 직무내용 만족도, (4) 근로조건 만족도, (5) 근로시간만족도, (6) 인사고과 공정성 만족도, (7) 개인발전성 만족도, (8) 인간관계 및 의사소통 만족도, (9) 복리후생 만족도

<부표 8-3> 주요요인분석의 결과: 1 요인의 경우

변 수	요 인 1
임금 만족도	0.306
고용안정 만족도	0.341
직무내용 만족도	0.354
근로조건 만족도	0.366
근로시간 만족도	0.305
인사고과 공정성 만족도	0.345
개인발전성 만족도	0.347
인간관계 및 의사소통 만족도	0.293
복리후생 만족도	0.335
Eigenvalue	4.235

## 9 직무만족도와 생활만족도의 결정요인과 상호작용효과에 관한 연구

방 하 남\*

### I. 문제제기 및 이론적 개관

현대 산업사회에서 일(work)과 생활(life)은 개인의 삶의 두 영역을 대표한다. 본 연구는 일의 영역에서 개인이 수행하는 직무와 관련하여 느끼는 만족도, 즉 직무만족도(job satisfaction)와 생활의 영역에서 느끼는 만족도, 즉 생활만족도(life satisfaction)의 결정요인들과 두 영역에서의 만족도간의 상호연관성 여부 및 정도와 그러한 연관성이 존재할 수 있는 개인적 특성 및 사회경제적 조건들에 관한 연구이다.

어떤 사회경제적 조건들이 개인들로 하여금 생활에 있어서 만족감을 느끼게 하는가? 생활만족도의 가장 중요한 결정요인은 무엇인가? 일과 관련하여 어떤 내용적 혹은 환경적 조건들이 직무수행과정에 있어서 성취감과 만족감을 느끼게 하는가? 직무만족도와 생활만족도간에는 어떤 연관성이 존재하는가? 일의 영역에서 만족을 느끼는 사람은 생활의 영역에서의 만족도도 높고 거꾸로 생활의 영역에서 만족을 느끼는 사람은 일의 영역에서의 만족도 또한 높은가, 아니면 아무런 연관이 없는가? 이러한 질문들에 대한 대답으로부터 우리는 개인 차원의 심리학적 연구뿐만 아니라 산업심리학의 주요한 연구주제들(특히 개인과 집단의 직무수행성과, 생산성,

---

\* 한국노동연구원 연구조정실장

직무헌신도, 이직행위 등의 결정요인 들)과 관련하여 중요한 이론적 그리고 실천적 함의들을 도출해 낼 수 있을 것이다. 직무불만족은 생산성 및 작업성과의 저하(Organ, 1977), 태업·결근(Muchinsky, 1977), 이직(Muchinsky & Tuttle, 1979) 등 직무수행과 관련하여 부정적인 결과들을 낳는 것으로 관측되고 있다(Lawler, 1971).

직무만족도는 총체적(global) 만족도와 요인별(factoral) 만족도로 나눌 수 있다. 전자는 조직구성원이 직무상의 역할에 대해 지니고 있는 총체적인 감정적 반응으로 Locke(1976)에 따르면 “개인의 직무 혹은 직무수행의 경험으로부터 얻게 되는 긍정적인고 즐거운 감정상태”라고 정의된다. 초기의 연구들이 직무만족도를 총체적인 현상으로 본 반면, 후기의 연구들은(Muchinsky, 1977) 직무와 관련된 여러 요인들이 독자적으로 개인의 직무만족도에 영향을 미친다는 사실을 밝히고 여러 요인들 가운데 특히 직무내용 및 성취감, 장래성, 보수 및 인사, 근로조건, 감독체계, 대인관계 등을 주요한 상관요인들로 지적하게 되었다.

생활만족도도 직무만족도와 관련 영역은 다르지만 유사하게 정의될 수 있을 것이다. 생활만족도는 일반적으로 특정한 하부영역이나 요인과 관련된 것이 아닌 생활 전체(totality of life)와 관련하여 개인이 느끼는 전반적인 만족감이라고 말할 수 있을 것이다. 그럼에도 불구하고 전반적인 만족감과 함께 생의 주요한 하부영역들과 관련하여 느끼는 만족감도 개인의 총체적인 생활만족도와 독자적인 상관관계를 가지고 있을 것이다. 즉 개인이 자신의 삶에 대해 전반적으로는 만족을 느끼되 주거환경에 대해서는 약간 불만족을 느낄 수 있을 것이다.

## 1. 직무만족도와 생활만족도에 관한 이론논의들

### 가. 비교이론

비교이론은 개인의 직무만족도는 본질적으로 내재적인 것이라기보다는 비교과정에 의해 생성된다는 이론이다. 비교이론은 비교가 생성되는 차원에 따라서 개인적 차원의 주관적 비교이론과 사회적 차원의 개인간 상호 비교이론으로 나누어진다.

## 1) 주관적 비교이론(intrapersonal-comparison)

먼저 개인적 차원의 비교이론에 의하면 직무와 관련하여 개인이 경험하게 되는 좋은 감정(직무만족)의 정도는 개인이 주관적으로 설정한 기준(standard)과 그 기준이 충족되었다고 느끼는 정도에 관한 인식의 차이에 의해서 결정되며, 따라서 만족의 크기는 그 차이의 크기에 반비례한다(McCormic & Ilgen, 1980). 직무만족에 관한 비교이론에서의 문제점은 직무가 비교될 기준으로 무엇이 사용되는가 하는 것이다. 일부(Schaffer, 1953 ; Porter, 1962)는 비교의 준거 틀이 인간의 욕구(needs)이며 직무만족은 욕구의 충족 결과라는 입장인 반면, 일부(Locke, 1976)는 개인의 가치관(values)이 기준이 된다고 주장한다. 전자보다는 후자가 좀더 현실적 합성이 높은 견해로 평가되고 있는데, 이는 모든 인간들은 비슷한 욕구를 가지고 있기 때문에 객관적으로 동일한 직무에 대해 느끼는 만족도는 개인간에 큰 차이가 없어야 하는데 실제로는 그 반대가 현실에 더 가까우며 그러한 차이는 개인간의 가치관의 차이를 반영하고 있다고 볼 수 있다는 것이다.

## 2) 사회적 비교이론(interpersonal-comparison)

사회적 차원의 비교이론(Weiss and Shaw, 1979)에 의하면 개인들의 직무만족도는 다른 사람들과의 비교에 의해서 결정된다. 즉 비슷한 직업을 가지고 있는 다른 사람들이 자신들의 직무에 대해 어떻게 느끼는가를 자신의 경우와 비교함으로써 만족감을 느끼게 된다는 것이다. 다시 말해 개인의 만족도는 사회적 요인에 의해 결정된다는 이론이다. 이러한 관점은 근무하고 있는 직종이나 직무 자체의 사회적 지위보다는 그 직무나 직종에서 얻는 보상이나 기대충족의 상대적 수준에 따라서 개인별 직무만족도에 변이가 있을 수 있음을 시사해 준다.

## 나. 두 요인이론(Two Factor Theory)

Herzberg(1968)의 두 요인이론에 의하면 직무만족도는 내용요인(content factor)과 상황요인(context factor)에 의해 각각 긍정적으로 혹은 부정적으로 영향을 받는다고 한다. 전자에 대해서는 만족도가 높을수록, 그리고 후

자에 대해서는 불만족도가 낮을수록 직무만족도가 높다는 것이다. 긍정적인 요인(satisfiers)으로는 성취감, 인정, 승진, 책임 등이 포함되며 부정적 요인(dissatisfiers)으로는 주로 조직 내의 감독체계, 보수수준, 근무조건 등이 포함된다. Herzberg는 그러나 각 요인에 의한 보상이 존재할 경우 종업원들은 만족감을 갖게 되지만, 존재하지 않을 경우에는 불만족을 느끼는 것이 아니라 중립적인 느낌을 갖게 된다는 논란의 여지가 많은 주장을 제기하였다. 그러나 그의 이러한 주장은 후의 경험적 연구들에 의해 지지를 받지 못하였다(King, 1970 ; McCormick & Ilgen, 1980 참조).

#### 다. 직무만족도와 생활만족도간의 상호관계

직무만족도와 생활만족도간의 상호관계와 관련하여 Kabanoff(1980)는 세 가지 이론을 제시하고 있다. 첫째는 보상(compensation)이론이다. 즉 한 영역(일)에서의 높은 만족도는 다른 영역(생활)에서의 낮은 만족도를 보상해 준다는 것이다. 둘째는 파급효과(spillover)이론이다. 즉 한 영역에서의 만족(혹은 불만족)은 다른 영역으로 파급효과가 있다는 것이다(Orepn, 1978 참조). 따라서 두 영역에서의 만족도는 균형을 이루며 비슷한 수준을 이루게 된다는 것이다. 셋째는 단절(segmentaion)이론이다. 즉 각기 다른 삶의 영역에서의 사회적 경험은 단절되어 있으며 따라서 서로 영향을 미치지 않는다는 것이다. 그러나 다수의 연구결과들은 두 영역에서의 만족도간에는 서로 상호작용효과가 있음을 보여주고 있다(Schmitt & Bedeian, 1982). 따라서 단절이론은 현실과 맞지 않는다고 보는 경향이 지배적이다.<sup>1)</sup>

이상의 일반론적 논의와는 달리 일과 생활의 영역에서의 만족도간의

1) Tait-Padgett-Baldwin(1989)은 직무-생활만족도간의 상호작용관계가 최근에 더 강화되었다고 주장하면서 이러한 경향은 여성들의 노동시장 참여가 늘어나면서 나타난 것으로 보고 있다. 여성들에게 있어서 일과 생활의 상호관계는 남성의 경우보다 더 결정적일 것이다. 특히 가사노동의 부담이 여성에게 집중되어 있는 전통적 가족문화가 지배적인 사회에서는 그러한 경향이 더 강할 것이다. 특별히 여성근로자의 경우 일과 가사간의 갈등(work/family conflict)관계가 어느 정도 어떻게 존재하느냐에 따라서 직무만족도와 생활만족도간의 상호작용관계가 심각하게 영향을 받을 것이다.

상호관계는 개인의 성향, 특히 일의 세계에 대하여 가지고 있는 개인의 태도에 따라서 다를 수 있을 것이다. 이와 관련하여 Dubin(1956)은 '생의 주된 관심(central life interest)'이라는 개념을 이용하여 개인들을 일의 생의 주된 관심사인 일 중심형(job-oriented), 일보다는 개인의 사적인 여가를 보다 중요시하는 생활 중심형(non-job oriented), 두 영역 가운데 특별한 선호가 없는 유연형(flexible focus)으로 나누고 있다. 첫째 유형의 경우 생활보다는 일에서 보람과 만족을 느끼는 것이 보다 중요할 것이며 따라서 직무만족도가 생활만족도에 미치는 영향이 그 반대보다 더 클 것이다. 둘째 유형의 경우 그와는 반대로 생활에서 느끼는 보람과 만족도가 상대적으로 더 중요할 것이며 그 결과 생활만족도가 직무만족도에 미치는 영향이 더 클 것이다. 셋째 유형의 경우 두 영역에서의 만족도간에 일 방향의 지배적인 관계가 존재하지 않고 서로 미치는 영향이 비슷할 것이다.

## 2. 직무만족도의 결정요인들

이상의 이론적 논의는 직무만족도의 개념정의와 측정요인들에 관한 것이었다. 다음은 직무만족도에 영향을 미칠 수 있는 결정요인들을 직무관련 내용요인들과 상황요인들 그리고 개인특성변수 등을 중심으로 기술한다.

### 가. 고용상의 지위

Miller-Terborg(1979)는 종합소매상 종업원들의 직무만족도 결정요인을 연구한 결과 정규직 풀타임근로자들의 직무만족도가 비정규 파트타임근로자들보다 여러 측면에서 유의미하게 높게 나타나는 것을 발견하였다. 비정규근로자들의 직무만족도가 정규근로자들보다 상대적으로 낮은 이유를 그들은 전자의 경우 조직에의 일치감, 부가급여 등에 있어서 상대적으로 낮은 보상을 받기 때문일 것으로 보았다.

## 나. 노조 유무

Odehahn-Petty(1980)는 의료보호기관에 종사하는 근로자들 중 직무만족도가 노조원들과 비노조원들 간에 어떻게 다른가를 분석해 본 결과 비노조원들의 직무만족도가 노조원들보다 유의미하게 높게 나타나는 것을 발견하였다. 반면 다른 결정요인들을 통제할 경우 승진, 인간관계, 감독체계 등은 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다.

## 다. 보수수준

Dyer-Therriault(1976)의 연구에 의하면 직무만족도의 가장 중요한 결정요인은 보수수준이다. 보수수준이 높을수록 직무만족도가 높게 나타났다. Weiner(1980)의 연구에서도 보수수준과 직무만족도간의 이러한 높은 상관관계는 확인되고 있다. 그의 연구결과에 의하면 종업원들이 임금수준에 만족할수록 노조에 대한 태도는 비우호적이 되며, 거꾸로 임금수준에 대해 불만족할수록 결근 및 이직 확률은 높아지게 된다. 이러한 연구결과는 임금에 대한 불만족은 여러 측면에서 직무만족도에 부정적인 영향을 미치는 것을 보여주고 있다.

## 라. 근속기간

근속기간은 직무만족도와 정적인 상관관계를 가지고 있을 것이다. 근속기간이 길수록 조직 내에서의 지위나 보수수준, 일체감 등이 높아질 것이고, 그러한 요인들은 직무만족도에 긍정적인 영향을 미칠 것이다.<sup>2)</sup>

2) 또 다른 이유로 우리는 전자와 후자간의 내생적 관계(endogeneity)를 가정해 볼 수 있다. 즉 직무만족도가 높을수록 현 직장에 오래 근무하려 할 것이고, 그럴 경우 그 결과로 근속연수가 길어질수록 직무만족도가 상대적으로 높은 사람들만이 남게 되는 자기선택(self-selection)이 이루어질 것이다. 따라서 근속연수가 길수록 측정된 직무만족도는 높게 나타날 것이다.

## 마. 사업장의 규모

종사하는 직장의 규모 자체는 직무만족도와 어떤 관계를 가지고 있는지 명확한 가정을 상정하기는 어렵다. 조직의 규모가 클수록 일반적으로 급여수준이 높고 안정적이며 근로조건이 좋아서 직무만족도에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 기대할 수 있는 한편 근무자들의 기대수준 또한 높고 조직 내 감독체계가 관료적이며 경쟁적인 환경으로 인해 만족도에 부정적인 영향을 미칠 수 있는 가능성도 존재할 것이다.

## 바. 직업위세

직업위세(occupational status)가 높을수록 직무만족도는 높을 것으로 기대한다. 직업위세가 높을수록 하는 일의 내용, 조직 내에서의 지위, 보수수준, 사회적 인정 등에 있어서 긍정적인 요소들이 많을 것이기 때문이다.

## 사. 개인특성

과거의 연구들은 동일한 직장, 동일한 직무에 종사하더라도 직무만족도는 개인의 인적 속성(disposition)에 따라 상당한 차이가 날 수 있다는 것을 보여주었다. 개인의 인적 속성은 정의하거나 측정하기 어려운 비가시적인 개념이지만 본 연구에서는 인구학적 특성과 본인의 교육수준 등을 개인의 인적 속성을 간접적으로 측정하는 변수들로 사용한다.

## 3. 생활만족도의 결정요인

직무만족도가 일의 내용과 직업위세, 보수수준, 근로조건 등 직무와 관련된 내용요인과 상황요인들에 의해 많은 부분 결정된다고 가정해 볼 수 있는 반면, 생활만족도는 직무만족도보다 일반적이고 비체계적인(diffused) 개념으로 특정한 내용요인이나 상황요인을 대별해 내기가 쉽지 않다. 본 연구에서는 생활만족도의 결정요인과 관련하여 두 변수군을 상정한다. 하



나는 본인의 성별과 연령, 결혼 여부 등 인구학적·생애주기적 변수들이며, 다른 하나는 본인의 교육수준, 가구의 소득수준, 가구의 소유 여부 등 사회경제적 지위변수들이다. 인구학적 요인들과 생활만족도간의 상관관계는 전자와 연관된 다른 실질적인 결정변수들의 집합효과일 수도 있다. 생활만족도와 관련하여 보다 의미있고 중요한 결정요인은 본인이 속한 가구의 사회경제적 지위일 것이다. 사회경제적 지위가 높을수록 생활만족도는 높을 것이라고 가정할 수 있다.

## II. 분석모형, 분석자료 및 변수의 정의와 측정

### 1. 분석모형

생활만족도와 직무만족도간의 상호작용효과와 그 결정요인들의 효과분석을 위해서 본 연구에서는 LISREL 구조방정식모형(structural equation model)을 이용한다.<sup>3)</sup> 구조방정식모형은 경로모형(path model)이라고도 하는데 중다변인간의 관계성, 특히 직접적으로 측정할 수 없는 개념적 잠재변수, 즉 이론변수들간의 복잡한 인과적 상관관계를 추정하고 검증할 수 있도록 해준다. 이러한 구조모형이 갖는 장점은 개념변수들간의 상호작용효과를 추정할 수 있을 뿐만 아니라 동일한 구조모형(structural model) 안에서 분석의 초점이 되는 개념변수를 다수의 측정변수를 연결하는 측정모형(measurement model)으로 추정할 수 있다는 것이다. 즉 측정모형과 구조모형이 하나의 모형체계 속에서 연계적으로 추정되는 장점이 있다.

본 논문에서 이용하는 경로모형에서는 분석의 종속변수가 되는 생활만족도( $\eta_1$ )와 직무만족도( $\eta_2$ )를 비관측된(unobservable) 내생적 잠재변수(endogenous latent variable)로 설정하며 두 내생변수는 상호간에 ( $\eta_1 \leftrightarrow \eta_2$ ), 그리고 외생적(exogenous) 잠재변수들( $\xi$ )과 인과적 상관관계 ( $\xi \rightarrow \eta$ )를 갖는

3) LISREL 모형에 대한 자세한 소개 및 논의를 위해서는 Jöreskog, K. G.(1982), Jöreskog, K. G. and Sörbom(1988)과 Bollen(1989), Hayduk, L. A.(1987) 등을 참조.

것으로 모형화된다. 본 연구에서 설정하는 구조모형과 측정모형을 경로도형으로 나타내면 [그림 9-1]과 같다.

내생적 잠재변수의 벡터를  $\eta' = (\eta_1, \eta_2, \dots, \eta_m)$ , 외생적 잠재변수의 벡터를  $\xi' = (\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_n)$ ,  $\eta$ 에 걸리는 오차항의 벡터를  $\zeta' = (\zeta_1, \zeta_2, \dots, \zeta_m)$ 이라고 하면 위에 기술한 구조모형을 우리는 다음과 같은 선형구조방정식으로 쓸 수 있다. 즉,

$$\text{구조모형: } \eta = B\eta + \Gamma\xi + \zeta \dots\dots\dots (1)$$

여기에서  $B(m \times m)$ 와  $\Gamma(m \times n)$ 은 계수행렬을 나타내며  $B$  계수들은  $\eta$  변수들간의 직접효과를,  $\Gamma$  계수들은  $\xi$  변수들이  $\eta$  변수에 미치는 직접효과를 나타내 준다. 단, 추정상  $\zeta$  벡터는  $\xi$ 와 상관관계가 없다고 가정한다. 단, 본 모형에서 외생변수들은 모두 독립적인 측정변수들이므로 우리는  $\xi = X$ 로 설정한다.

구체적으로 본 연구에서는 생활만족도와 직무만족도라는 두 개의 내생 변수들에 대하여 두 그룹의 외생변수들( $X_1, X_2$ )을 결정요인들로 설정한다. 여기에서  $X_1$ 은 개인의 인구학적 특성과 사회경제적 지위를 포함하며,  $X_2$ 는 직무와 관련된 변수들을 포함한다.

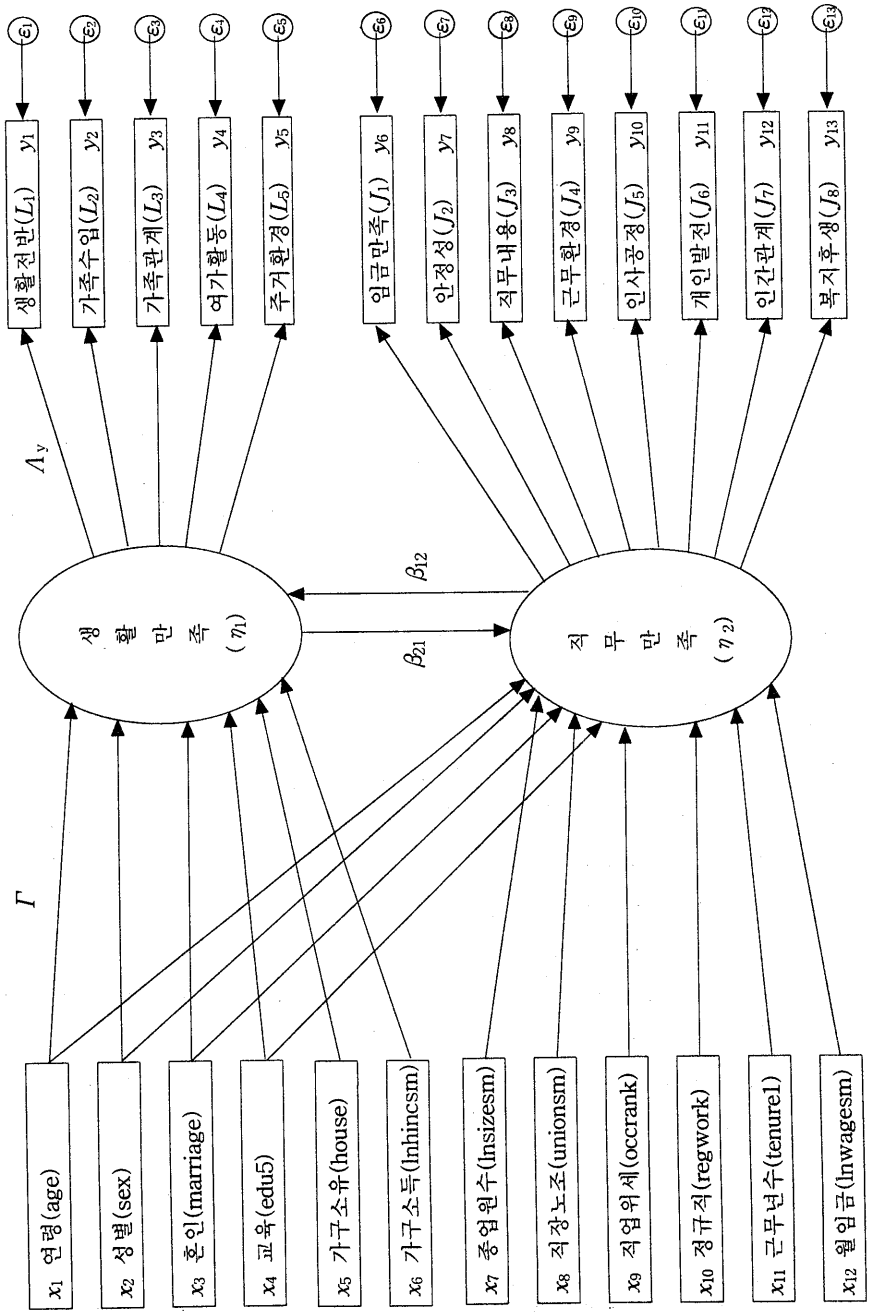
$$\eta_1 = B_{12}\eta_2 + \Gamma_1X_1 + \Gamma_2X_2 + \zeta_1 \dots\dots\dots (1.1)$$

$$\eta_2 = B_{21}\eta_1 + \Gamma_3X_1 + \Gamma_4X_2 + \zeta_2 \dots\dots\dots (1.2)$$

[그림 9-1]에서 보여지는 대로 실제 모형분석에서는  $X_1$  변수군에 대해서는  $\eta_1$ 과  $\eta_2$  양방향으로 효과경로를 설정하는 한편,<sup>4)</sup>  $X_2$ 군의 변수들은  $\eta_2$ 에만 효과경로를 설정할 것이다. 이는 위의 함수 (1.1)에서  $\gamma_2 = 0$ 으로 제한하는 것과 같다.

4) 단,  $X_1$  변수군 중에서 가구소득( $x_5$ )과 가구소득( $x_6$ ) 변수는  $\eta_1$  변수에만 걸리는 것으로 한다.

(그림 9-1) 생활만족도와 직무만족도에 대한 LISREL 모형(N=4,012)



위의 함수에서  $\eta$  벡터는 관측되지 않은 잠재변수이기 때문에 측정모형을 필요로 하며, 측정변수들을  $y$  변수라고 할 경우 측정모형은 다음과 같은 함수로 쓸 수 있다. 즉,

$$\text{측정모형: } y = A_y \eta + \varepsilon \dots\dots\dots (2)$$

여기에서  $A$ 는  $\eta$ 에 걸리는 각 측정항목변수들의 요인부하(factor loading) 계수를,  $\varepsilon$ 는 측정오차를 나타낸다. 추정상  $\text{Cov}(\varepsilon, \eta) = 0$ ,  $\text{Cov}(\zeta, \varepsilon) = 0$ 을 가정한다. 본 연구에서 분석하는 생활만족도( $\eta_1$ )와 직무만족도( $\eta_2$ )를 위한 측정모형은 다음과 같이 표현할 수 있다. 즉,

$$Y_1 = A_{y1}\eta_1 + \varepsilon_1 \quad (Y_1 = \text{생활만족도 측정항목변수들의 벡터}) \dots\dots(2.1)$$

$$Y_2 = A_{y2}\eta_2 + \varepsilon_2 \quad (Y_2 = \text{직무만족도 측정항목변수들의 벡터}) \dots\dots(2.2)$$

## 2. 분석자료 및 변수의 정의와 측정

### 가. 분석자료

본 연구를 위한 분석자료로 우리는 한국노동연구원에서 구축한 KLISP (Korea Labor and Income Panel Survey) 자료를 이용한다.<sup>5)</sup> 본 연구에서는 직무만족도를 측정한 임금근로자만을 분석대상으로 하였다. 취업자 중 비임금근로자들에 대해서도 직무만족도를 측정하였지만 본 연구의 분석에 사용되는 직무관련 변수들에 있어서 임금근로자와의 이질성으로 인하여 분석에서 제외하였다. 종속변수와 주요 설명변수에서 누락값(missing values)이 있는 경우를 제외한 4,012개의 케이스가 최종 분석표본이 되었다.

5) 자료에 대한 자세한 설명은 한국노동연구원(1999)의 KLIPS Users' Guide를 참조하라.

## 나. 분석변수의 정의와 측정

종속변수인 직무만족도와 생활만족도의 정의 및 측정은 다음과 같다. 직무만족도의 측정지표 중 가장 대표적인 것으로 Smith-Kendall-Hulin (1969)에 의해 개발된 JDI(Job Descriptive Index)를 들 수 있다. JDI는 총체적인 만족도 이외에 직무와 관련하여 다섯 가지의 구체적인 측면(facet)에서 만족도를 측정하고 있는데 ①일의 내용, ②감독, ③보수, ④진급, ⑤동료관계 등이 포함되며, 각각의 측면에 대해서 다시 9개 혹은 18개의 항목으로 만족도를 측정한다. Weiss-Dawis-England-Lofquist (1967)에 의해 개발된 미네소타 만족도 측정설문(MSQ : Minnesota Satisfaction Questionnaire)은 JDI와 함께 또 다른 중요한 직무만족도 측정지표로 사용된다. MSQ는 직무수행에 있어서의 창의성, 독립성, 감독체계, 작업조건 등과 관련된 20개의 측면지표를 포함하고 있는데 각 측면지표는 다시 5개의 항목으로 구성되어 있다.

본 연구에서는 기존의 측정지표들을 참조하되 한국의 기업환경에 맞는 8개의 항목으로 직무만족도를 측정한다. 8개의 항목은 임금, 고용안정성, 직무내용, 근무환경, 인사공정성, 개인발전, 인간관계, 복지후생 등이다. 본 연구에서는 그러나 측정항목들의 총점이나 평균점수를 종합적인 만족도로 하지 않고 '직무만족'이라는 이론적 개념에 대한 측정모형을 설정함으로써 개념에 대한 측정오차와 상관구조(factor loading)를 고려한 상태에서 측정이 이루어지도록 할 것이다. 생활만족도에 대한 측정도 직무만족도와 마찬가지로 측정모형을 통해 이루어지며 측정항목으로는 생활 전반, 가구수입, 가족관계, 여가활동, 주거환경 등 5개의 분야에 대한 만족도 정도로 한다.

직무만족도와 생활만족도에 영향을 미치는 외생설명변수들로는 앞에서 언급한 대로 개인의 인구학적 특성변수들과 사회경제적 지위변수 그리고 직무와 관련된 특성변수들을 설정한다. 먼저 인구학적 특성변수들로는 개인의 연령(만 나이), 성별, 혼인 여부 등을, 사회경제적 지위변수들로는 개인의 교육 정도, 가구소유 여부, 가구 총소득 등을 포함시킨다. 다음 직무와 관련된 특성변수들로는 현 직장의 종업원수, 본인의 직장노조 가입 여부, 본인의 직업위세, 정규직 여부, 현 직장에서의 근속연수, 그리고 월평

균 임금 등을 설명변수로 포함시킨다. 이상의 분석변수들에 대한 정의 및 조작 그리고 기술통계들을 <표 9-1>에 제시한다.<sup>6)</sup>

### Ⅲ. 분석결과

#### 1. 모형의 평가

<표 9-2>는 LISREL 구조모형의 부합도지수(GFI)를 정리한 것이다.<sup>7)</sup> 직무만족도와 생활만족도의 상호작용효과를 설정한 본 분석모형(모델 1)의 AGFI 값은 0.895, RMR (Root Mean Square Residual) 값은 0.092로 추정되었다. 본 연구의 구조모형을 공분산 대신 상관행렬로 분석한 결과에 의하면 RMR 값이 .040으로 잔차평균이 크지 않은, 자료의 공분산구조에 적절한 모형임이 확인되었다. 내생변수간의 쌍방향효과가 아닌 직무만족→생활만족도의 일 방향을 설정한 모형(모델 2)은 본 분석모형과 비교하여 AGFI나 RMR에 있어서 거의 동일하게 보인다. 한편 두 내생변수간

- 
- 6) 이 중 직업위세변수는 보다 자세한 설명을 요한다. 현재 우리나라는 미국, 영국 등 선진국과 달리 직업의 사회적 위세척도에 대한 신뢰할 만한 연구결과가 없기 때문에 본 연구에서는 직업 중분류 수준에서 내부적 위세서열을 가지고 잠정적 위세척도로 사용하였다. 본 연구의 분석표본에서는 중분류수준에서 농업을 제외하고 26개의 직업군이 관측되었다. 본 연구자는 Blau & Duncan(1967)의 직업위세척도에서 사용된 결정변수인 교육수준(education)과 소득(income)을 기준으로 26개의 중분류 직업군의 서열을 각각 추정하였다. 먼저 교육수준에 의한 각 직업군의 위세서열은 전문대 이상 졸업자의 비율(%)로 추정하였고, 소득에 따른 위세서열은 상하 5%를 제외한 평균소득에 따른 서열로 추정하였다. 직업군의 최종 위세서열은 교육수준과 소득수준에 의한 평균 위세서열로 1~26까지로 하였다.
- 7) LISREL 모형의 자료적합도 정도는 보통 표본 공분산행렬 S와 예측 공분산행렬  $\Sigma$  사이의 차이(S- $\Sigma$ )의 크기를 반영하는  $\chi^2$  값을 이용하여 판단하지만  $\chi^2$  값은 표본의 크기에 민감하기 때문에  $\Sigma$  행렬이 S 행렬을 설명하는 비율을 나타내는 일반 부합도(Goodness of Fit Index)가 더 적절한 도구이며 회귀분석은 R<sup>2</sup>와 비슷하게 해석된다. 따라서 LISREL 구조모형의 부합도지수로서 GFI와 자유도를 고려한 AGFI(Adjusted Goodness of Fit Index)를 살펴보면, 보다 정확한 모형의 부합도 정도를 알 수 있다.

〈표 9-1〉 분석에 사용된 변수들의 정의, 조작 및 기술통계

변수명	정의 및 조작	평균(s.d.)
• 인구학적 변수		
$x_1$ : AGE	만 나이	37.15(11.12)
$x_2$ : SEX	성별이 남자면 1, 아니면 0	.63( .48)
$x_3$ : MARRIAGE	기혼이면 1, 미혼이면 0	.72( .45)
• 사회경제 변수		
$x_4$ : EDU5	교육정도가 초졸 이하 1, 중졸 2, 고졸 3, 전문대졸 4, 대졸 이상 5	3.20( 1.24)
$x_5$ : HOUSE	가구소유가 자가이면 1, 아니면 0	.57( .50)
$x_6$ : LNHINCOM	본인의 가구총수입(Log값)*	5.11( .89)
• 직장관련 변수		
$x_7$ : LNSIZE	현 직장 종업원수(Log값)	3.95( 1.98)
$x_8$ : UNION	현 직장에 노동조합이 있으면 1, 없으면 0	.25( .43)
• 직무관련 변수		
$x_9$ : OCCRANK	직업위세의 교육정도와 월임금에 의한 26개 순위	13.02( 6.07)
$x_{10}$ : REGWORK	근무형태가 정규직이면 1, 아니면 0	.76( .43)
$x_{11}$ : TENURE	근무년수	6.06( 7.26)
$x_{12}$ : LNWAGE	월평균임금(Log값)	4.55( .60)
• 생활만족 항목	(5점 척도)	
$y_1(L_1)$	생활 전반에 대한 만족도	2.99( .89)
$y_2(L_2)$	가족수입에 대한 만족도	2.65( .90)
$y_3(L_3)$	가족관계에 대한 만족	3.78( .80)
$y_4(L_4)$	여가활동에 대한 만족	2.78( .92)
$y_5(L_5)$	주거환경에 대한 만족	3.09( .90)
• 직무만족 항목	(5점 척도)	
$y_6(J_1)$	현 직무의 임금 및 보수에 대한 만족도	2.57( .99)
$y_7(J_2)$	현 직무의 취업 안정성에 대한 만족도	2.96( 1.10)
$y_8(J_3)$	현 직무에서 하고 있는 직무내용에 대한 만족	3.24( .96)
$y_9(J_4)$	현 직장의 근무환경에 대한 만족	3.02( .99)
$y_{10}(J_5)$	현 직장에서 인사공정성에 대한 만족	2.95( .87)
$y_{11}(J_6)$	현 직무에서 개인의 발전 가능성에 대한 만족	2.90( 1.00)
$y_{12}(J_7)$	현 직장에서 인간관계에 대한 만족	3.45( .89)
$y_{13}(J_8)$	현 직장의 복지후생에 대한 만족	2.68( 1.04)

주 : \* 가구총수입은 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 이전소득, 기타소득을 월평균 소득으로 통일한 후 합하였고, log 값을 취하였음.

의 상호작용효과가 같다( $B_1=B_2$ )는 가정을 하는 제3의 모형(모형 3)은 우선 2개의 자유도 변화에 반응하는  $\chi^2$  값의 변화가 상당히 크고(4298.33 - 3234.58), AGFI = .875로 낮아지고, RMR = .130으로 증가함을 보아 적합하지 않은 모형으로 판단된다.

〈표 9-2〉 LISREL 구조모형 부합도 지수

	$\chi^2$	df	GFI	AGFI	RMR
모형 1	3234.58	203	.935	.895	.092
모형 2	3235.98	204	.935	.896	.091
모형 3	4298.39	205	.921	.875	.130

주 : 모형 1: B = 쌍방향; 모형 2: B = 일 방향; 모형 3:  $B_1 = B_2$ .

## 2. 모형의 추정결과

본 연구에서 최종 모형으로 설정한 LISREL 구조방정식모형의 추정결과를 <표 9-3>에 제시한다.

### 가. 측정모형(measurement model)의 추정결과

측정모형의 계수들( $\lambda$ )은 요인분석에서 각 측정항목( $y$ )들에 걸리는 요인 부하량(factor loading)에 해당하는 값으로 이 값이 클수록 해당 개념변수를 잘 측정하는 항목으로 해석될 수 있다. 이 때 개념변수의 척도미결성(scale indeterminacy)으로 인해서 측정항목 중의 하나를 기준변수로 선택하여 요인부하를 1.0로 고정하고 나머지 항목들에 대한 요인부하는 기준변수를 기준으로 상대적 크기로 추정한다.

먼저 직무만족도( $\eta_1$ )의 측정모형 추정결과를 보면 8개의 항목 중 직장 내 인간관계( $J_7$ )와 인사의 공정성( $J_5$ )을 제외한 모든 측정항목들이 개념변수에 대해서 0.8 이상의 높은 요인부하량을 가지고 있는 것으로 나타났다. 그 중에서도 근무환경( $\lambda=1.0$ ), 직장의 안정성( $\lambda=0.99$ ), 개인의 발전가능성( $\lambda$



=0.98), 복지후생제도( $\lambda=0.95$ ) 등에 대한 만족도가 특별히 요인부하량이 높아 직무만족도를 잘 측정해 주는 변수들로 볼 수 있다. 한편 임금에 대한 만족도는 앞의 요인들에 비해 상대적으로 설명력이 크지 않은 것으로 나타나고 있어 흥미롭다.

생활만족도( $m_1$ )의 측정모형에서는 생활 전반( $L_1$ )에 대한 만족을 기준항목으로 하고 있는데 추정결과를 보면 측정변수들에 걸리는 요인부하량이 가족수입( $\lambda=0.99$ )을 제외하고는 직무만족도보다는 낮게 나타나고 있다. 추정결과는 4개의 항목으로 이루어진 생활만족도 측정모형에서는 가족수입( $L_2$ )에 대한 만족도가 가장 중요한 변수인 것을 보여준다.

#### 나. 구조모형(Structural Model)의 추정결과

구조방정식모형에서의 구조모형은 외생(exogenous) 잠재변수( $\xi$ )와 내생(endogenous) 잠재변수( $\eta$ )간, 그리고 내생잠재변수들간의 구조적 상관관계 부분이며, 그 크기를 나타내는 계수는 각각  $\beta$ 계수와  $\Gamma$ 계수로 나타낸다. 따라서 추정된  $\beta$ 계수들은 두 내생잠재변수들간의 상호작용효과를 나타내 준다.  $\Gamma$ 계수와 관련하여 본 연구에서는 개념변수  $\xi$ 를 측정변수  $X$ 와 1 : 1 상응관계로 가정하였기 때문에  $\Gamma$ 의 구성요소인  $\nu$ 계수들은 외생측정변수  $X$ 가 개념변수들( $\eta$ )에 미치는 경로효과의 상대적 크기와 방향을 나타내 준다.

##### 1) 개인특성변수들이 생활만족도에 미치는 영향

연령( $x_1$ ), 성별( $x_2$ ), 혼인( $x_3$ ) 등 개인의 인구학적 특성변수들과 교육수준( $x_4$ ), 가구의 소유 여부( $x_5$ ), 가구소득수준( $x_6$ ) 등 개인의 사회경제적 지위를 나타내는 변수들은 생활만족도에 모두 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 추정되었다( $p < 0.05$ ). 그 중에서도 성별( $\nu = 0.176$ ), 가구의 소유 여부( $\nu = 0.158$ ), 가구의 소득수준( $\nu = 0.159$ ) 등이 생활만족도에 미치는 상대적 영향의 크기가 큰 것으로 추정된다. 구체적으로 다른 조건이 같을 경우 남성이 여성보다, 가구의 소유자가 비소유자보다 생활만족도가 높으며, 가구의 소득수준이 높을수록 개인의 생활만족도가 높아진다고 볼 수 있다.

<표 9-3> LISREL 구조방정식모형의 추정결과

모 수		추정치	표준편차	t-값	표준화계수
$\eta_1 \rightarrow y$					
$\eta_1 \rightarrow y_1$	$\lambda y_{1,1}$	1.000	-	-	.719***
$\eta_1 \rightarrow y_2$	$\lambda y_{2,1}$	.990	.020	49.911	.712***
$\eta_1 \rightarrow y_3$	$\lambda y_{3,1}$	.465	.019	25.011	.334***
$\eta_1 \rightarrow y_4$	$\lambda y_{4,1}$	.785	.021	37.586	.562***
$\eta_1 \rightarrow y_5$	$\lambda y_{5,1}$	.678	.021	32.974	.488***
$\eta_2 \rightarrow y$					
$\eta_2 \rightarrow y_6$	$\lambda y_{6,2}$	.828	.023	36.023	.599***
$\eta_2 \rightarrow y_7$	$\lambda y_{7,2}$	.989	.026	38.727	.715***
$\eta_2 \rightarrow y_8$	$\lambda y_{8,2}$	.911	.022	40.887	.659***
$\eta_2 \rightarrow y_9$	$\lambda y_{9,2}$	1.000	-	-	.723***
$\eta_2 \rightarrow y_{10}$	$\lambda y_{10,2}$	.776	.020	38.427	.561***
$\eta_2 \rightarrow y_{11}$	$\lambda y_{11,2}$	.976	.023	42.016	.705***
$\eta_2 \rightarrow y_{12}$	$\lambda y_{12,2}$	.695	.021	33.583	.502***
$\eta_2 \rightarrow y_{13}$	$\lambda y_{13,2}$	.948	.024	39.240	.685***
$x \rightarrow \eta_1$					
$x_1 \rightarrow \eta_1$	$\gamma_{1,1}$	-.004	.001	-3.426	-.067***
$x_2 \rightarrow \eta_1$	$\gamma_{1,2}$	.176	.022	8.028	.117*
$x_3 \rightarrow \eta_1$	$\gamma_{1,3}$	.078	.029	2.658	.049*
$x_4 \rightarrow \eta_1$	$\gamma_{1,4}$	.032	.010	3.092	.056*
$x_5 \rightarrow \eta_1$	$\gamma_{1,5}$	.150	.021	7.245	.104**
$x_6 \rightarrow \eta_1$	$\gamma_{1,6}$	.159	.013	12.379	.189***
$x \rightarrow \eta_2$					
$x_1 \rightarrow \eta_2$	$\gamma_{2,1}$	-.002	.001	-1.209	-.027***
$x_2 \rightarrow \eta_2$	$\gamma_{2,2}$	-.277	.026	-10.757	-.184**
$x_3 \rightarrow \eta_2$	$\gamma_{2,3}$	-.045	.032	-1.406	-.028*
$x_4 \rightarrow \eta_2$	$\gamma_{2,4}$	.016	.013	1.293	.028*
$x_7 \rightarrow \eta_2$	$\gamma_{2,7}$	.025	.007	3.665	.069**
$x_8 \rightarrow \eta_2$	$\gamma_{2,8}$	.011	.030	.358	.007
$x_9 \rightarrow \eta_2$	$\gamma_{2,9}$	.016	.002	6.781	.136***
$x_{10} \rightarrow \eta_2$	$\gamma_{2,10}$	.210	.029	7.318	.125***
$x_{11} \rightarrow \eta_2$	$\gamma_{2,11}$	.004	.002	2.040	.037*
$x_{12} \rightarrow \eta_2$	$\gamma_{2,12}$	.312	.029	10.747	.259**
$\eta_1 \leftrightarrow \eta_2$					
$\eta_2 \rightarrow \eta_1$	$\beta_{1,2}$	.527	.034	15.685	.530**
$\eta_1 \rightarrow \eta_2$	$\beta_{2,1}$	.056	.047	1.199	.056*
$\xi \rightarrow \eta$					
$\xi_1 \rightarrow \eta_1$	$\xi_{1,1}$	.270	.011	24.546	.522***
$\xi_2 \rightarrow \eta_2$	$\xi_{2,2}$	.384	.024	15.194	.735***
$L^2$		3234.58 (d.f.= 203, p=.000)			
*: p < .05,    **: p < .01,    ***: p < .001					

## 2) 개인특성변수들이 직무만족도에 미치는 영향

본 연구의 구조모형에서는 개인특성변수들을 생활만족도뿐만 아니라 직무만족도의 외생변수로도 설정하였다. 추정결과 성 변수만이 직무만족도에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특징적인 것은 생활만족도의 경우 남성들의 만족도가 유의미하게 높은 반면, 직무만족도의 경우 여성근로자들의 만족도가 더 높게 나타난다는 것이다.

## 3) 직무관련특성변수들이 직무만족도에 미치는 영향

직무관련 변수들의 경우 노조가입 여부( $x_8$ )를 제외한 다른 모든 변수들이 직무만족도와 유의미하게( $p < 0.05$ ) 연관되어 있는 것을 보여준다. 특히 직무에서 얻는 가장 직접적이 보상인 월임금수준( $x_{12}$ )의 상대적 효과가 가장 크게 나타났다( $v = 0.312$ ). 정규직 여부( $x_{10}$ )의 효과도 월임금수준보다는 작지만 상당히 크게 나타나고 있다( $v = 0.210$ ). 즉 추정결과는 비정규직보다는 정규직 근로자가 직무만족도가 높으며, 다른 조건이 동일할 경우 임금수준이 높을수록 직무만족도 또한 높다는 것을 보여주고 있다. 이러한 결과는 직무만족도에 있어서 임금수준이 낮은 비정규직 근로자들의 직무만족도가 정규직, 상대적 고임금의 근로자들의 직무만족도에 비해 아주 낮다는 것을 의미하기도 한다.

직무만족도와 관련하여 그 외 다른 추정결과들을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 노조가입 유무가 직무만족도에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이는 노조원들의 직무만족도가 비노조원들의 직무만족도보다 낮거나 높지 않다는 결과를 보여주고 있는 과거의 연구들과 맥을 같이하고 있는 것으로 보인다(Odewahn & Petty, 1980 참조).<sup>8)</sup>

둘째, 기업의 규모( $x_7$ )가 클수록, 그리고 근속기간( $x_{11}$ )이 길수록 일반적으로 직무만족도가 높게 나타난다는 것이다( $v = 0.025$ ;  $v = 0.004$ ). 이러한 추정결과는 직무만족도의 결정요인들에 관해 앞에서 제시한 우리의 가정

8) 노조가입 여부가 전적으로 개인의 선택에 달려 있는 다른 선진국 사업장들의 경우 직장에 대해 불만족도가 높은 근로자들이 노조에 가입할 확률이 높고 그 결과 노조원의 직무만족도가 낮게 나타날 수 있다. 우리나라의 경우 선진국의 경우와는 달리 노조가입 여부는 개인의 선택보다는 집단적 선택의 경향이 높고 또한 사무직보다는 조직 내 감독체계에서 상대적으로 낮은 위치에 있는 생산직의 가입률이 높은 사회적 특성이 결과를 해석하는 데 있어서 고려되어야 할 요인이다.

들과 일치하고 있다. 한편 직업위세도 직무만족도와 유의미한 연관을 가지고 있으며, 위세점수가 높을수록 직무만족도도 높은 것으로 나타났다( $v = 0.016$ ). 끝으로 직무만족도와 관련하여 위에서 논의한 직무내용이나 직무관련 상황변수들보다 보수수준의 영향력이 지배적으로 나타나는 분석결과는 주목을 요하는 부분이다.

#### 4) 직무만족도와 생활만족도간의 상호작용효과

구조모형 추정에 있어서 최종 관심은 내생잠재변수들간의 상호작용효과에 관한 것이다. 본 연구에서는 직무만족도와 생활만족도가 어떻게, 어느 정도 상호작용을 하는가에 관한 것이다. <표 9-4>에 추정결과를 제시한다. 결과를 보면 구조모형에서 직무만족도에서 생활만족도에 이르는 경로계수는  $\beta_{12}=0.527$ (se.=0.034)로 유의미하고 크게 나타난 반면, 생활만족도에서 직무만족도에 이르는 경로계수는  $\beta_{21}=0.056$ (se.=0.047)로 작고 유의미하지 않은 것으로 추정되었다. 이러한 추정결과는 우리나라 임금근로자들의 경우 직무만족도와 생활만족도간의 상호작용효과는 서로 긍정적(+)이지만 직무만족도가 생활만족도에 미치는 영향이 후자가 전자에 미치는 영향을 지배하고(dominating) 있음을 보여준다. 다시 말하면 일의 영역에서의 만족도가 크면 생활의 영역에서의 만족도가 큰 반면, 반대로 생활의 영역에서의 만족·불만족도는 일의 영역에서의 만족도에 유의미한 영향을 미치지 못한다는 것을 의미한다.

<표 9-4> 직무만족도 ↔ 생활만족도간의 상호작용효과 추정결과( $\beta_{12}$ ,  $\beta_{21}$ )

	전 체	남 성	여 성
직무 → 생활: $\beta_{12}$	0.527 (se.=0.034)	0.417 (se.=0.069)	0.484 (se.=0.066)
생활 → 직무: $\beta_{21}$	0.056 (se.=0.047)	0.240 (se.=0.074)	0.071 (se.=0.073)

일과 생활의 세계에 있어서의 만족도간의 상호작용관계는 남성과 여성의 경우가 서로 다를 수 있을 것이다. 이를 검증해 보기 위해 남성과 여성의 구조모형을 각각 추정해 보았다. 추정결과 남성과 여성이 서로 다른 경로계수를 가지고 보여주고 있는데, 여성의 경우가 남성의 경우보다 직

무만족도의 지배적인 효과의 크기가 더 큰 것으로 나타나고 있다. 한편 남성의 경우는 전체 결과와는 달리 생활의 만족도가 직무만족도에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 직무만족도→생활만족도의 경로계수( $\beta_{12}$ )에 있어서 남녀간의 차이(0.067)는 유의한 차이가 아닌 것으로 추정되었다.

#### 5) 측정변수들이 직무만족도와 생활만족도에 미치는 전체·직접·간접 효과

구조모형에서 상정하는 내생변수들간의 구조적 관계의 설정은 외생변수들이 내생변수들에 미치는 효과를 직접효과와 간접효과로 분해하여 추정할 수 있게 해준다. 따라서 외생변수들이 내생변수에 미치는 효과는 직접효과와 간접효과를 합한 전체(총)효과로 종합적으로 추정된다. 예를 들면 직무관련 변수들은 생활만족도와 직접효과의 관계는 없지만 직무만족→생활만족의 구조적 연관경로를 통해서 간접적인 영향을 미치게 된다. 외생변수들이 내생변수에 미치는 전체·직접·간접 효과를 <표 9-5(생활만족도)>와 <표 9-6(직무만족도)>에 정리하여 제시한다.

생활만족도와 관련하여 한 가지 주목을 요하는 결과는 성별변수의 전체 효과에 관한 것이다. 성별변수가 생활만족도에 미치는 효과는  $v=0.176$ 으로 정(正)적인 관계였으나, 직무만족도와와의 관계가 부(否)적이기 때문에 서로 상쇄작용을 하여 전체효과는  $v=0.031$ ( $se.=0.026$ )로 작아지고 무의미해졌다. 따라서 구조모형의 전체효과에 의하면 남성들은 여성들보다 생활에 있어서 더 행복하지 못하는데 그 이유는 일의 영역에 있어서 여성보다 불만족도가 높기 때문일 것이다.

직무만족에 미치는 전체효과에 있어서도 앞의 직접효과에서처럼 보수수준 이외에 성별( $v=-0.267$ )과 정규직 여부( $v=0.217$ ) 변수가 다른 변수들에 비해 월등히 큰 영향을 미치는 것으로 추정되고 있다. 직장의 규모나, 노조의 가입 여부, 직업위세, 근무연수 등 직무수행 환경이나 결과보다는 직무 외적인 인적 속성(性) 혹은 고용상의 지위(정규직 여부)에 의해 직무만족도가 결정적으로 영향을 받는다는 사실은 직무만족에 관한 한 한국의 노동시장은 아직 분화가 덜 된 분절된 구조를 가지고 있음을 분석결과는 시사해 준다.

〈표 9-5〉 외생측정변수( $\chi$ )들이 생활만족도( $\eta_1$ )에 미치는 전체·직접 및 간접 효과

		생활만족도			
		전체효과	직접효과	간접효과	간접효과경로
연령		-.005	-.004***	-.001	연령 → 직무만족
성별		.031	.176*	-.145	성별 → 직무만족
혼인		.056	.078*	-.022	혼인 → 직무만족
교육		.042	.032*	.010	교육 → 직무만족
가구소유		.154	.150**	.005	가구소유 → 직무만족
가구수입		.163	.159***	.005	가구수입 → 직무만족
종업원수		.014	.000	.014	종업원수 → 직무만족
직장노조		.006	.000	.006	직장노조 → 직무만족
직업위세		.009	.000	.009	직업위세 → 직무만족
정규직		.114	.000	.114	근무년수 → 직무만족
근무년수		.002	.000	.002	월평균임금 → 직무만족
월평균임금		.169	.000	.169	월평균임금 → 직무만족

주 : \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$ .

〈표 9-6〉 외생측정변수( $\chi$ )들이 직무만족도( $\eta_2$ )에 미치는 전체·직접 및 간접 효과

		직무만족도			
		전체효과	직접효과	간접효과	간접효과경로
연령		-.002	-.002***	.000	-
성별		-.276	-.274**	.002	성별 → 생활만족
혼인		-.042	-.039*	.003	혼인 → 생활만족
교육		.019	.017*	.002	교육 → 생활만족
가구소유		.009	.000	.009	가구소유 → 생활만족
가구총소득		.009	.000	.009	가구총소득 → 생활만족
종업원수		.023	.022**	.001	종업원수 → 생활만족
직장노조		.011	.011	.000	-
직업위세		.017	.016***	.001	직업위세 → 생활만족
정규직		.217	.210***	.006	정규직 → 생활만족
근무년수		.004	.004*	.000	-
월평균임금		.321	.312**	.010	월평균임금 → 생활만족

주 : \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$ .

#### IV. 결론 : 분석결과와 사회학적 해석

본 연구에서 우리는 임금근로자들을 대상으로 개인이 일의 영역에서 느끼는 만족도인 직무만족도와 생활의 영역에서 느끼는 만족도인 생활만족도의 결정요인들과 두 영역에서의 만족도간의 상호작용효과에 관한 이론적 논의와 경험적 검증을 시도하였다.

분석결과에 의하면 우리나라 임금근로자들의 생활만족도와 직무만족도는 먼저 성별에 따라 상반된 양태를 보이고 있는데 남성이 여성보다 생활의 영역에서는 만족도가 높은 반면, 일의 영역에서는 여성이 남성보다 만족도가 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과에 대해서는 다양한 해석이 가능하겠지만 여성 취업자들의 경우 아직 가부장적인 가족문화체계에서 일과 가사간의 갈등(work-family conflict)으로 인해 생활에 대한 만족도가 부정적인 방향으로 영향을 받았을 가능성이 높을 것이다. 반대로 일의 세계에서는 남성근로자들에 비해 보상수준이나 근무조건이 상대적으로 낮은데도 만족도가 더 높은 것은 가사일에서 느끼지 못하는 자아실현이나 성취감 등 직무만족도에 긍정적 영향을 미치는 요인들 때문이 아닌가 생각한다.

우리나라 임금근로자들의 생활만족도와 직무만족도는 개인이 속한 가구의 사회경제적 지위(즉 자가소유 여부, 가구소득수준)나 개인이 직무수행 결과 얻게 되는 경제적 보상수준(월임금)에 의해 결정적으로 영향을 받는 것으로 나타났다. 특히 직무와 관련하여 이러한 분석결과는 선진국에 비하여 삶의 질 수준에 있어서 임금의존성이 아직 높은 한국의 현실을 간접적으로 반영하고 있다고 볼 수 있을 것이다.

마지막으로 직무만족도와 생활만족도간의 상호작용효과에 관한 분석결과 일의 세계에서 느끼는 만족도가 생활의 영역에서 느끼는 만족도에 유의미하고 큰 영향을 미치는 반면, 생활의 영역에서의 만족도는 일의 영역에서의 만족도에 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나 만족도에 있어서 일 방향적인 파급효과(spill-over effect)가 있는 것으로 추정된다.

아울러 일의 영역과 생활의 영역간의 관계에 있어서 우리나라 임금근로자들은 앞에서 논의한 Dubin(1956)의 일 중심형(job-oriented)에 가까운 것으로 볼 수 있다.

본 연구의 결과는 기존의 다른 연구결과들과의 비교를 통하여 경험적으로 검증되어야 할 것이며 아울러 직무만족도와 생활만족도의 결정요인과 효과구조에 관한 연구를 넘어서 만족도가 행위(직무수행, 사회활동 등)에 미치는 영향에 관한 연구로 연장되어야 완결성을 가질 수 있을 것이다.



## 참고문헌

- 노순규, 「근로자 직무만족의 결정요인과 영향」, 『현대노사』, 1987.
- 신유근, 『조직행위론』, 다산출판사, 1992.
- 유홍준, 「노동자의 소외의식과 직무만족」, 성대 사회과학연구소, 『사회과학』 29, 1989.
- 조병희, 「개업의사들의 전문직업성과 직업만족도에 관한 연구」, 『한국사회학』, 28, 여름호, 1994.
- Blau, P. M. and O. D. Duncan, *The American Occupational Structure*, New York: Wiley, 1967.
- Dubin, R., "Industrial Workers' Worlds: A study of 'Central Life Interests' of Industrial Workers", *Social Problems* 3, 1956 : 131~142.
- Dyer, L., and R. Theriault, "The determinants of pay satisfaction", *Journal of Applied Psychology* 61, 1976 : 596~604.
- Gillet, B., and D. P. Schwab, "Convergent and Discriminant Validities of Corresponding Job Descriptive Index and Minnesota Satisfaction Questionnaire Scales." *Journal of Applied Psychology* 60, 1975 : 313~317.
- Kabanoff, B., "Work and Nonwork: A Review of Models, Methods, and Findings", *Psychological Bulletin* 88, 1980 : 60~77.
- King, N., "Clarification and Evaluation of the Two-factor Theory of Job Satisfaction", *Psychological Bulletin* 74, 1970 : 18~31.
- Lawler, E. E., "Pay and Organizational Effectiveness: A Psychological View," New York: McGraw-Hill, 1971.
- Locke, E. A., "The Nature and Causes of Job Satisfaction", In M. D. Dunnette (Ed.), *Handbook of Industrial and Organizational Psychology*, Skokie, IL: Rand McNally, 1976.

- McCormick, E. J., and D. R. Ilgen, *Industrial psychology*(7th ed.), Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, 1980.
- Miller, H. E., and J. R. Terborg, "Job Attitudes of Par-time and Full-time Employees", *Journal of Applied Psychology* 64, 1979 : 380~386.
- Munchinsky, P. M., "Employee absenteeism: A Review of the Literature", *Journal of Vocational Behavior* 10, 1977 : 326~340.
- , and M. L. Tuttle, "Employee turnover: An Empirical and Methodological Assessment", *Journal of Vocational Behavior* 14, 1979 : 43~77.
- Odewahn, C. A., and M. M. Petty, "A Comparison of Levels of Job Satisfaction, Role Stress, and Personal Competence between Union Members and Nonmembers", *Academy of Management Journal* 23, 1980 : 150~155.
- Organ, D. W., "A Reappraisal and Reinterpretation of the Satisfaction-Causes-performance Hypothesis", *Academy of Management Review* 2, 1977 : 46~53.
- Orpen, C., "Work and Nonwork Satisfaction: A Causal-correlational Analysis", *Journal of Applied Psychology* 63, 1978 : 530~532.
- Porter, L. W., "Job Attitudes in Management: I. Perceived Deficiencies in Need Fulfillment as a Function of Job Level", *Journal of Applied Psychology* 46, 1962 : 375~358.
- Schaffer, R. H., "Job Satisfaction as Related to Need Satisfaction in Work", *Psychological Monographs* 67, 1953 : 304.
- Schmitt, N., and A. G. Bedeian, "A Comparison of LISREL and Two-stage Least Squares Analysis of a Hypothesized Life-job Satisfaction Reciprocal Relationship", *Journal of Applied Psychology* 67, 1982 : 806~817.
- Smith, P. C., Kendall, L. M., and C. L. Hulin, *The Measurement of Satisfaction in Work and Retirement*, Skokie, IL: Rand McNally, 1969.

- Tait, M., Padgett, M. Y., and T. T. Baldwin, "Job and Life Satisfaction: A Reevaluation of the Strength of the Relationship and Gender Effects as a Function of the Date of the Study", *Journal of Applied Psychology* 74, 1989 : 502~507.
- Weiner, N., "Determinants and Behavioral Consequences of Pay Satisfaction: A Comparison of Two Models", *Personnel Psychology* 33, 1980 : 741~757.
- Weis, D. J., Dawis, R. V., England, G. W. and L. H. Lofquist, *Manual for the Minnesota Satisfaction Questionnaire*(Minnesota Studies on Vocational Rehabilitation, Vol. 22, Minneapolis: University of Minnesota, Industrial Relations Center, Work Adjustment Project, 1967.
- Weis, H. M. and J. B. Shaw, "Social Influences on Judgements about Tasks", *Organizational Behavior and Human Performance* 24, 1979 : 136~140.



◆ 執筆陣

- 금재호(한국노동연구원 연구위원)
- 김기현(한국노동연구원 연구위원)
- 노용진(한국노동연구원 연구위원)
- 박우성(한국노동연구원 연구위원)
- 방하남(한국노동연구원 연구조정실장)
- 안주엽(한국노동연구원 연구위원)
- 장지연(한국노동연구원 연구위원)
- 전병유(한국노동연구원 연구위원)
- 조준모(숭실대 경제학 교수)
- 호정화(한국노동연구원 연구위원)
- 황덕순(한국노동연구원 연구위원)

---

한국 노동시장의 구조와 변화

---

2000년 12월 26일 인쇄

2000년 12월 30일 발행

---

발행인 이원덕

---

발행처 한국노동연구원

주소 150-010 서울特別市 永登浦區  
汝矣島洞 16-2 中小企業會館 9層  
(代) (02) 782-0141 FAX (02) 786-1862

---

조판·인쇄 주식회사 천세  
(代) (02) 2272-2727

---

등록일자 1988년 9월 13일

등록번호 제13-155호

---

© 한국노동연구원