

# 실업구조의 변화와 정책과제

## 목 차

책머리에	
제1장 서론	1
제2장 고용 및 실업구조의 현황과 추이	5
제1절 최근의 실업과 고용	5
제2절 취업자의 특성과 구조변화	8
1. 성별 분포	8
2. 연령계층별 특성	14
3. 산업별 분포와 추이	24
4. 직업별 분포와 추이	27
5. 종사상 지위별 분포와 추이	30
제3절 실업자의 특성과 구조변화	34
1. 실업자의 성별 분포	34
2. 연령별 실업의 추이	36
3. 학력별 실업 분포와 추이	37
4. 비자발적 실업자의 비중	40
5. 장기실업자의 비중	40
6. 실업자의 전직 종사상 지위별 분포	43
제3장 고용안정성과 실업의 위험	44
제1절 노동시장 불안정성	44
1. 노동시장 불안정성에 관한 기존 연구	48
2. 근속기간의 변화	52
3. 직장유지율의 변화	67
4. 노동시장 불안정성의 추정	76
제2절 실업의 위험과 노동시장 불안정성	81
1. 노동시장 불안정성의 개념	81
2. 비자발적 직장상실	83

제4장 실업자의 생활 .....	94
제1절 실업자의 경제상황 .....	94
1. 실업자의 생계유지방법 .....	94
2. 실업가구의 경제상황 .....	102
제2절 실업자의 생활만족도 .....	112
1. 고용형태와 생활만족도 .....	112
2. 실업자의 특성과 생활만족도 .....	117
제5장 실업자의 구직활동 .....	120
제1절 직장탐색 .....	120
1. 전 직장을 그만둔 이유 .....	120
2. 희망 직장의 성격 .....	128
3. 직장탐색의 방법 및 강도 .....	138
제2절 희망임금 .....	146
1. 희망임금의 수준 .....	146
2. 희망임금의 결정요인 .....	150
제6장 실업자의 재취업과 직장상실의 비용 .....	152
제1절 직장상실 비용의 이론적 배경 .....	152
1. 직장상실 비용의 의미 .....	152
2. 직장상실과 이직 후 임금 .....	157
3. 실업기간과 이직 후 임금 .....	158
4. 노동시장 이력이 반영된 임금함수 .....	159
제2절 자료의 성격과 내용 .....	160
제3절 실증분석의 결과와 시사점 .....	164
제7장 결론 및 정책제언 .....	174
참고문헌 .....	187
부 표 .....	196
부 도 .....	199

## 표 목 차

<표 2-1> 고용동향 .....	7
<표 2-2> 성별 비고용률, 피고용률 및 임시·일용 비율 .....	10
<표 2-3> 성별 단시간 근로자 비율 .....	12
<표 2-4> 연령대·성별 경제활동참가율 변화 .....	15
<표 2-5> 연령계층별 여성 취업자수의 추이 .....	20
<표 2-6> 연령대별 임시·일용 피고용률과 단시간 근로자 비율의 변화 .....	23
<표 2-7> 취업자의 산업별 분포와 추이 : 전체 .....	23
<표 2-8> 산업별·직업별 취업자수의 변화율 : 전년 대비 .....	25
<표 2-9> 산업별 임시·일용 피고용률과 단시간 근로자 비율의 변화 ·	27
<표 2-10> 직업별 취업자수 및 비중 .....	28
<표 2-11> 직업별 임시·일용 피고용률과 단시간 근로자 비율 .....	29
<표 2-12> 고용형태별 취업자수 및 비중의 추이 .....	31
<표 2-13> 실업자의 인구학적 특성 .....	35
<표 2-14> 장기실업자 및 미취업자의 규모 .....	42
<표 3-1> 미국 노동시장의 불안정성에 관한 연구결과의 요약 .....	50
<표 3-2> 직장유지율의 변화 : 성별·고용형태별·연령대별 .....	71
<표 3-3> 직장유지율의 변화 : 산업별·직업별 .....	72
<표 3-4> 주요 변수들의 평균과 표준편차 .....	77
<표 3-5> 2년 이내 이직률의 로짓추정 .....	78
<표 3-6> 2년내 이직률의 의태분석 결과 .....	80
<표 3-7> 비자발적 직장상실률의 분포 : 성, 교육수준, 연령대, 가구주 관계, 고용형태 .....	86
<표 3-8> 비자발적 직장상실률의 분포 : 산업, 직업, 근속기간, 노동조합, 기업규모 및 근로소득 .....	87

<표 4-1> 실업자의 생계유지방법 : 전체 .....	96
<표 4-2> 실업자의 생계유지방법 : 남성 가구주 .....	98
<표 4-3> 빚으로 생활하는 실업자의 특성 .....	102
<표 4-4-1> 1998년도 조사시 실업가구의 경제상황 : 소득, 생활비, 저축 및 부채 .....	105
<표 4-4-2> 1999년도 조사시 실업가구의 경제상황 : 소득, 생활비, 저축 및 부채 .....	105
<표 4-5> 1998년도 조사시 가구주 경제활동상태와 실업가구의 경제 : 소득, 생활비, 저축 및 부채 .....	107
<표 4-6-1> 경제적 어려움을 겪는 가구의 비율 : 1998년도 .....	110
<표 4-6-2> 경제적 어려움을 겪는 가구의 비율 : 1999년도 .....	110
<표 4-7-1> 개인의 특성과 불만족도 : 1998년도 .....	113
<표 4-7-2> 개인의 특성과 불만족도 : 1999년도 .....	114
<표 4-8> 생활전반의 만족도에 대한 logit추정 결과 .....	114
<표 4-9> 가족관계의 행복도에 대한 logit추정 결과 .....	117
<표 4-10> 실업자의 특성과 불만족도 .....	119
<표 5-1> 비자발적 이직률의 분포(전직 임금근로자) : 성별 · 고용형태별 · 연령대별 .....	124
<표 5-2> 비자발적 이직률의 분포(전직 임금근로자) : 산업별 · 직업별 .....	125
<표 5-3> 비자발적 이직의 사유 : 전직 임금근로자 .....	127
<표 5-4> 실업자의 희망 직종 .....	129
<표 5-5> 실업자의 전 직종과 희망 직종 .....	129
<표 5-6> 직종과 산업의 전환 희망률 : 실업자 .....	130
<표 5-7> 직종변환 희망률의 결정요인 추정 : 로짓모형 .....	132
<표 5-8> 실업자의 희망 산업 .....	133
<표 5-9> 실업자의 전 산업과 희망 산업 .....	134
<표 5-10> 산업 변환 희망률의 결정요인 추정 : 로짓모형 .....	134
<표 5-11> 희망하는 고용형태의 분포 : 실업자 .....	136
<표 5-12> 희망 고용형태의 결정요인 추정 : 로짓모형 .....	138

<표 5-13> 실업자의 구직방법과 비중 : 1998년과 1999년 .....	139
<표 5-14> 사용한 구직방법의 수와 1주당 구직활동시간 .....	143
<표 5-15> 1주당 구직활동시간의 결정요인 추정 : Logit 및 OLS ..	145
<표 5-16> 실업자의 인구학적 특성과 희망임금 .....	146
<표 5-17> 전 직장의 특성과 희망 임금 : 실업자 .....	148
<표 5-18> 실업자의 구직활동과 희망임금 .....	149
<표 5-19> 희망임금의 결정요인 추정 : OLS .....	151
<표 6-1> 직장상실과 임금의 변화 .....	161
<표 6-2> 전 직장과 현 직장의 임금함수 추정 : OLS .....	168
<표 6-3> 이질성이 통제된 현 직장의 임금함수 추정 .....	169
<표 6-4> 실직기간에 대한 Heckman의 2단계 추정 .....	171
<표 6-5> 실직기간의 예측치를 사용한 현 직장의 임금함수 추정식 ..	172

## 그림목차

[그림 2-1] 실업률의 추이 : 분기별, 계절조정치 .....	5
[그림 2-2] 성별 실업률의 변화 추이 .....	8
[그림 2-3] 성별 경제활동참가율의 추이 : 연도별 .....	9
[그림 2-4] 성별 비고용률의 변화 추이 .....	11
[그림 2-5] 성별 피고용률의 변화 추이 .....	11
[그림 2-6] 성별 임시·일용직 비율의 변화 추이 .....	13
[그림 2-7] 성별 단시간 근로자 비율의 변화 추이 .....	13
[그림 2-8] 연령대별 경제활동참가율의 추이 : 연도별 .....	14
[그림 2-9] 남성의 경제활동참가율 변화 추이 .....	16
[그림 2-10-1] 여성의 연령대별 단기 경제활동참가율 변화 추이 .....	16
[그림 2-10-2] 여성의 연령대별 중기 경제활동참가율 변화 추이 .....	17
[그림 2-11-1] 여성의 연령대별 경제활동참가율 추이: 15~39세까지 ·	17
[그림 2-11-2] 여성의 연령대별 경제활동참가율 추이: 40세 이상 ·	17
[그림 2-12] 1993~99년간 직업별 취업자수의 변화율 .....	29
[그림 2-13] 임금근로자 중 임시·일용직의 비중과 그 추이 .....	32
[그림 2-14] 1997~98년의 1년간 종사상 지위별 취업자수의 변화 ·	34
[그림 2-15] 1998~99년의 1년간 종사상 지위별 취업자수의 변화 ·	34
[그림 2-16] 성별 실업률의 추이 : 분기별 .....	36
[그림 2-17] 연령대별 실업률 .....	37
[그림 2-18] 학력별 실업률 추이 .....	38
[그림 2-19] 남성 학력별 실업률 .....	39
[그림 2-20] 여성 학력별 실업률 .....	39
[그림 2-21] 비자발적 실업의 비중 .....	40
[그림 2-22] 6개월, 12개월 이상 장기실업자의 비중과 추이 .....	41
[그림 2-23] 전직 종사상 지위별 실업자의 구성비 .....	43

[그림 3- 1] 평균근속년수의 추이 .....	53
[그림 3- 2] 임금근로자의 근속년수 분포와 추이 .....	55
[그림 3- 3] 근속기간 1년 이하의 비중과 추이 .....	56
[그림 3- 4] 1년 이하 근속자 비중의 성별 분포와 추이 .....	58
[그림 3- 5] 1년 이하 근속자 비중의 연령대별 분포와 추이 .....	60
[그림 3- 6] 1년 이하 근속자 비중의 고용형태별 분포와 추이 : 건설업 제외 .....	61
[그림 3- 7] 근속기간 10년 미만의 비중과 추이 .....	64
[그림 3- 8] 10년 미만 근속자 비중의 성별 분포와 추이 .....	64
[그림 3- 9] 10년 미만 근속자 비중의 연령대별 분포와 추이 .....	65
[그림 3-10] 10년 미만 근속자 비중의 고용형태별 분포와 추이 : 건설업 제외 .....	67
[그림 3-11] 연령대별 4년 직장유지율 .....	73
[그림 3-12] 외환위기와 근속기간별 2년 직장유지율의 변화 .....	74
[그림 3-13] 성별·근속기간별 2년 직장유지율의 변화 : 1995~97, 1997~99 .....	76
[그림 3-14] 연령별 2년 이내 이직확률 : 1995~97, 1997~99 .....	80
[그림 3-15] 비자발적 직장상실률의 한·미간 비교 : 남성 가구주 ...	84
[그림 3-16] 근속기간별 비자발적 직장상실률 .....	88
[그림 4-1] 실업자의 생계유지방법 : 전체 및 남성 가구주 .....	95
[그림 4-2] 연령대별 생계유지방법 : '배우자 소득'과 '가족 및 친지 보조' .....	97
[그림 4-3] 고용상태별 가구구성비 : 1998년 1999년 .....	103
[그림 4-4] '식비' 또는 '주거비'에 어려움이 있는 가구의 비중 .....	112
[그림 4-5] 고용형태와 생활 전반의 만족 가능성 .....	116
[그림 5-1] 비자발적 이직자의 연도별 비중 .....	122
[그림 5-2] 교육수준별 비자발적 이직자의 비중 : 1998년 이후 이직자 .....	126
[그림 5-3] 산업별 비자발적 이직자의 비중 : 1998년 이후 이직자	126



[그림 5-4] 실업자의 희망 고용형태 분포 .....	137
[그림 5-5] 연령대별 공공직업안내소의 이용률 .....	141
[그림 6-1] 연령대별 전·현직 임금과 변화율 .....	162
[그림 6-2] 학력별 전·현직 임금과 변화율 .....	162
[그림 6-3] 전 직장의 근속기간별 전·현직 임금과 변화율 .....	162
[그림 6-4] 실직기간별 전·현직 임금과 변화율 .....	163

## 책머리에

1997년 말의 외환위기 이후 우리 나라는 심각한 실업대란을 경험하게 되었다. 이후 급속한 경기회복과 정부의 실업대책으로 인해 전반적인 실업률은 크게 감소하였으나 아직도 외환위기의 여파를 완전히 극복하였다고 보기 어렵다. 외환위기는 1990년대 중반 이후 우리 나라의 노동시장에서 발생하고 있었던 구조적 변화의 흐름을 앞당긴 측면도 있으며, 외환위기가 극복되어도 이러한 구조적 변화는 지속될 것이다.

현재의 상황은 외환위기가 노동시장에 남긴 충격을 어느 정도 극복하고 새로운 방향을 모색하여야 할 시점으로 여겨진다. 즉 정책을 어떻게 수립하고 집행하는가에 따라 노동시장에 미친 외환위기의 부정적 효과가 장기화될 수도, 거꾸로 빠른 시일 내에 노동부문이 기업과 국가경쟁력 강화의 견인차 역할을 할 수도 있는 과도기로 여겨진다. 노동시장의 효율성과 형평성이라는 두 가지 과제를 동시에 달성할 수 있는 지혜의 결집이 요구되는 시기이다. 이러한 상황 아래에서 우리는 여러 가지의 의문점에 봉착하고 있다.

구체적으로 외환위기 이후의 구조조정과 유연화 노력이 기업의 경쟁력을 강화시켰는지 아니면 단기적인 비용절감만 가져오고 장기적인 비효율성의 증대를 초래하고 있는지의 문제, 1990년대 중반 이후 나타나는 임시·일용직 등 비정형 근로자의 비중증대나 고용불안정성의 증대가 노동시장의 효율성 및 근로자의 삶에 미치는 영향은 무엇인지 등의 과제는 향후 노동시장 정책의 기본 방향에 영향을 끼칠 중요한 문제로 간주된다. 또한, 실업자의 생활 및 구직활동도 중요한 관심사이다. 실업자의 생계유지나 빈곤의 위험성, 그리고 실업기간의 선택에 관련된 요인 분석 등도 실업대책의 합리적

집행을 위한 자료로 활용될 수 있을 것이다. 또 하나의 관심사는 실업의 장기적 효과에 관련된 의문이다. 재취업하였다고 실업의 충격으로부터 벗어난 것인지 아니면 실업 후의 재취업 임금이 하락하고 고용조건이 악화됨에 따라 실업의 부정적 효과가 장기화·고착화되고 있는 것인가의 문제는 학문적 호기심 이상의 중요성을 지닐 것이다.

이상과 같은 문제 의식 아래에서 본 연구에서는 경제활동인구조사의 결과와 한국노동패널조사의 제1차~제3차 자료를 이용하여 외환위기를 전후로 한 노동시장 및 실업구조의 변화를 심층적으로 분석하고 있다. 분석은 고용 및 실업구조의 변화, 노동시장 불안정성 및 불안정성의 추이, 실업자의 생활과 구직활동, 그리고 재취업에 따른 임금상실의 측정을 통한 실업의 장기적 효과 등에 중점을 두고 수행되었다. 이러한 본 연구의 결과가 현재의 상황을 이해하고, 지난 수년간의 노동시장 및 실업 정책을 평가하는 데 작은 기여를 할 것으로 믿는다.

본 연구는 본원의 금재호 박사와 송실대의 조준모 교수의 공동 연구로 이루어졌다. 제2차 한국노동패널 학술대회의 발표 원고에 대해 의미있는 조언을 해준 원내외 학자분들과 자료를 정리해 준 이규영씨 그리고 원고정리에 힘쓴 류경순 연구조원에게 감사를 드린다. 또한, 한국노동패널조사의 제3차년도 자료를 이용할 수 있도록 편의를 제공한 연구원 패널팀의 호정화·김현경 연구원에게도 사의를 표하며, 이 책이 출판되기까지 애써준 박찬영 전문위원을 비롯한 출판팀의 노고에 대해서도 필자들을 대신하여 감사드린다.

끝으로 본 연구보고서에 수록된 내용은 저자들의 개인 의견이며 한국노동연구원의 공식 견해가 아니라는 점을 밝혀 둔다.

2000년 12월

한국노동연구원

院長 李 源 德

## 제 1 장 서 론

1997년 말의 외환위기 이후 우리 나라의 실업률은 급등하기 시작하여 1998년 3/4분기에는 7.7%에 달하는 등 유례를 찾아보기 힘든 실업대란을 경험하게 되었다. 이후 급속한 경기회복과 집중적인 실업대책으로 말미암아 전반적인 실업률은 큰 폭으로 감소하였지만 아직도 외환위기의 충격을 완전히 극복하였다고 할 수 없다. 1990년대 중반 이후 우리 나라 노동시장에서는 구조적 변화의 조짐이 나타났으며, 외환위기는 이를 촉발시키는 기폭제 역할을 하였다고 할 수 있다. 노동시장에서 나타나고 있는 일련의 현상들은 외환위기가 극복되었다고 함께 사라지는 것이 아니라 앞으로도 상당 기간 동안 우리 나라 노동시장의 중요한 과제로 간주될 것이다. 따라서 외환위기의 충격과 노동시장에 나타나는 현상들을 어떻게 이해하고 해결하는가는 향후 국민복지 향상과 인적자원의 효율적 활용을 위해 중요한 문제이다.

외환위기 동안의 일반적 정서는, 노동시장은 본질적으로 재화시장이나 금융시장에서 파생된 시장으로서 노동시장의 상황, 특히 실업은 이들 시장의 부침(浮沈)에 자동적으로 연동되어 움직인다는 것이다. 이러한 정서는 정부의 노동시장정책에도 부분적으로 반영되어 정책의 기본방향이 경기부양을 통한 일자리 창출과 실업자의 생계를 지원하는 차원에서 이루어졌다. 이에 따라 실업대책의 메뉴도 공공근로와 같이 단기적이고 직접적인 정책을 중시하였던 감이 있다. 최근 금융, 공공, 기업, 노동의 4대 부문에 대한 정부의 개혁방향을 살펴보더라도 기업부문과 금융부문의 안정화가 이루어지면 노동시장의 안정화도 달성될 것이라는 인식이 저변에 깔려 있으며, 노동부문

## 2 실업구조의 변화와 정책과제

이 다른 부문의 개혁을 저해하지 않도록 걸림돌을 제거한다는 수동적 측면이 중요시되고 있다. 노동부문 개혁의 구체적 내용도 노사관계의 변화 또는 노동법의 개정 등에 초점을 두고 있다.

그러나 실업이 개인과 가계, 그리고 노동시장에 미치는 영향은 지속적이고 장기적인 것이 일반적이다. 실업자가 재취업되고 실업률이 감소하였다고 하여 실업문제가 해결되었다고 단정할 수 없다. 만약 외환위기로 인한 실직자들의 재취업 직장이 저임금과 심각한 고용불안으로 특징지어진다면 이들에게 과거의 실직경험은 아직도 극복되어야 할 과제일 것이다. 이 경우 실업대책은 고용정책과 연계되어 수립·실행되어야 하며, 단기적인 관점이 아니라 중·장기적인 측면에서 실직 경험자의 고통을 어루만지고 재취업 일자리의 질(quality)을 향상시키려는 관심과 노력이 중요하다.

본 연구의 논의는 외환위기로 인한 실업의 고통을 누가 더 많이 부담했다는 식의 고통분담에 관한 논의도 아니고 경제위기가 형평성을 훼손했다는 식의 논의와도 구별되어야 한다. 외환위기가 우리 노동시장 및 실업구조에 끼친 효과를 실증적으로 규명하고, 실업 및 고용정책의 현주소를 파악해 보자는 의도에서 본 연구는 출발하였다. 본 연구의 다양한 실증분석 결과는 금융시장이나 재화시장과 달리 노동시장에서 외환위기의 악영향이 장기간 지속될 가능성을 시사한다. 즉 외환위기를 전후로 노동시장 및 실업의 메커니즘(mechanism)이 변화하였고, 그 결과 노동시장의 비효율성이 높아졌을 가능성이 조심스럽게 제기된다. 효율성과 형평성은 대체적 관계에 있고, 이에 효율성의 저하가 형평성의 개선을 초래한 사례가 흔히들 언급된다. 그러나 우리 나라의 노동시장에서는 효율성의 하락과 함께 근로자 계층간 사회·경제적 격차가 확대되는 형평성의 악화가 동시에 발생하고 있다는 의구심을 지울 수 없다.

노동시장 비효율성의 정도 및 지속성 여부를 계측하기는 매우 어려운 작업이다. 또한 비효율성의 정의 자체도 논자(論者)에 따라 차이가 나고 있다. 그러나 여러 각도에서 심층적으로 살펴본 본 고의 실증분석 결과들은 노동시장의 비효율성이 높아졌을 가능성을 잠정적으로 제기한다. 최근 국내 노동경제학계에서 일고 있는 '비정규직 함정론'도 본고의 실증분석 결과와 같은 맥락에서 이해될 수 있을 것이다. 일단 비정규직에 종사하게 되면 정규직으로의 재취업이 어려워지며, 생산성이 낮고 인적자본의 형성 기회가 적

은 저임금 업무만을 수행하면서 비정규직을 전전하게 된다는 주장이 ‘비정규직 함정론’이다. 예를 들어, 정규직으로 근무하다가 실직으로 인해 비정규직으로 재취업한 근로자의 경우 남은 생애 동안 인적자본의 형성 기회가 주어지지 않고 비정규직에 대한 오명효과(scarring or stigma effect)로 인해 저임금 직업만을 전전하게 된다고 가정하자. 이 경우 비정규직에 빠진 근로자는 자신의 능력을 발휘할 기회를 갖지 못하고, 저임금의 굴레 속에서 최소한의 생계만을 영위하게 될 가능성이 높다. 이는 근로자의 생애가 비효율적인 방향으로 왜곡되었을 가능성을 보여준다.

직장의 이직 정도를 나타내는 노동시장 불안정성(instability)과 비자발적 직장상실의 위험도를 나타내는 불안전성(insecurity)도 노동시장의 효율성을 나타내는 척도로 언급된다. 외환위기 동안 우리 나라 노동시장의 불안정성과 불안전성은 미국에서 찾아볼 수 없었을 정도로 심각한 수준이었다. 특히 장기근속자와 중·장년층의 고용 불안정성 및 불안전성이 매우 높았다. 이는 우리 나라 노동시장에서 장기근속이 가져오는 경제적 효율성이 파괴되는 한 단면이라고 논의될 수 있으며, 또한 경기회복에 따라 실업률 수준은 낮아질지라도 인적자원의 효율적 배분 또는 활용이라는 측면에서 사회·경제적 비용이 지속적으로 발생될 가능성을 제시한다.

실업자 및 실업가구의 경제적 어려움도 주요한 관심의 대상이다. 실업가구의 소득이나 지출이 취업가구에 비해 낮다는 점은 널리 알려진 사실이다. 그러나 모든 실업가구들이 경제적 곤란을 겪고 있는지, 얼마나 어려운지, 그리고 생계유지는 어떻게 하는지 등의 문제는 아직도 연구가 계속되어야 할 분야이다. 한국노동패널자료를 이용한 분석결과는 같은 실업가구일지라도 다른 가구원의 취업 여부 및 장기실업의 여부에 따라 소득수준의 차이가 나고 있으며, 경제적 어려움을 느끼는 정도도 차이가 있었다는 점을 발견하였다. 특히 외환위기를 겪으면서 생계를 빚에 의존하는 실업가구의 비중이 상당하였고, 가구의 부채 규모가 급증한 사실은 주목될 필요가 있다.

이상의 사실들은 실직의 아픔을 겪은 계층과 그렇지 않은 계층 사이의 사회·경제적 격차가 존재하며, 그 격차가 장기간 지속될 가능성을 암시하고 있다. 정책의 청사진 마련에 있어 경기가 회복되고 다른 부문의 개혁이 완료되면 실업 등 노동시장의 문제들도 자동적으로 해결될 것이라는 필연론적 입장은 지양되어야 한다. 특히 노동시장 인프라가 취약하고 외·내부 노

#### 4 실업구조의 변화와 정책과제

동시장 기능이 충분하게 발달되지 못한 우리 나라에서 경제위기는 매우 심각한 사회적 비용을 지불하게 한다. 그 효과도 재화시장이나 금융시장에 비하여 보다 지속적인 악영향을 우리 경제에 미칠 수 있다는 가능성이 논의되어야 한다.

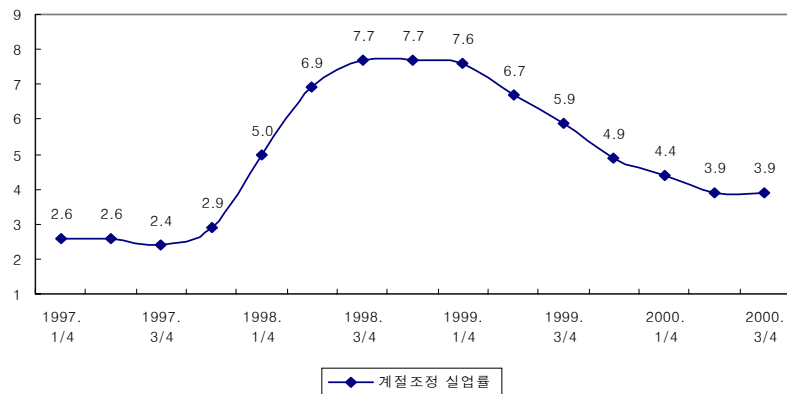
본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제2장에서는 경제활동인구조사의 자료를 이용하여 1990년대 중반 이후 우리 나라의 고용 및 실업구조를 분석하였다. 다음의 제3장에서는 한국노동패널자료를 활용하여 노동시장의 불안정성(instability)과 불안전성(insecurity)이 외환위기를 전후로 하여 어떻게 변화하였지를 살펴보았다. 특히 미국과의 비교를 통해 우리 나라 노동시장의 불안정성과 불안전성의 상대적 규모를 측정하고자 하였다. 제4장에서는 실업자 및 실업가구의 생계유지방법, 소득과 지출, 경제적 애로점 등을 측정하여 실업이 가구경제에 미친 충격의 정도를 파악하려고 하였다. 제5장에서는 실업자의 구직활동 및 희망임금에 대하여 논의하였고, 제6장에서는 실업자의 재취업에 따른 임금상실의 규모를 측정하여 실업 경험이 근로자의 삶에 미친 영향을 이해하려고 하였다. 이 장에서는 재취업한다고 해서 실업의 충격이 완전히 회복되기 어렵다는 점과 실업의 효과가 장기적이고 지속적인 가능성을 보이고 있다. 마지막으로 제7장에서는 분석결과들의 정리와 함께 노동시장정책의 기본방향에 대한 정책적 시사점을 제시하였다.

## 제2장 고용 및 실업구조의 현황과 추이

### 제1절 최근의 실업과 고용

우리 나라의 실업률은 1988년에 2.5%를 기록함으로써 최초로 2%대의 낮은 실업률로 진입한 이후 1997년까지 10년 동안 2%대를 유지하는 데 성공하였다. 그러나 1997년 말의 외환위기 이후 실업률은 급등하기 시작하여 1997년 4/4분기의 2.9%에 머물렀던 계절조정 실업률은 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 머물러 있는 상황이다.

[그림 2-1] 실업률의 추이 : 분기별, 계절조정치





## 6 실업구조의 변화와 정책과제

[그림 2-1]과 같이 2000년 3/4분기의 실업률은 3.9%로 우리 나라의 경제 수준이나 사회보장제도에 비추어 볼 때 아직 외환위기 이전으로 회복하지 못한 것으로 나타난다. 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 노동시장의 악화로 인해 취업을 포기한 비경제활동인구가 다수 대기하고 있는 상황이 실업률의 추가적인 감소를 가로막는 힘으로 작용하고 있다. 따라서 노동시장의 구조조정을 통한 노동자원의 효율적 활용을 위한 정책방향 설정이 필요한 시점으로 판단된다.

양적인 측면에서뿐만 아니라 고용의 질적인 측면에서도 중·장년층을 중심으로 재취업에 따라 임금수준이 하락하는 현상이 발견되고 있으며, 임시·일용직 등 비정형 근로자의 비중이 급격하게 늘어나고 있다. 또한, 1990년대 중반 이후 근로자들의 평균근속기간이 낮아지고 있어 고용불안정성이 증대되고 있다. 이러한 고용의 질적 하락은 세계화 및 기술진보 등에 따른 산업 및 직업구조의 급격한 변화, 디지털 경제의 대두와 지식기반산업의 확대, 청소년층의 높은 실업률, 계속되는 성·연령 차별, 인구의 고학력화와 하향 취업과 같은 고용문제와 맞물려 구조적 실업의 확대에 대한 우려를 자아내고 있으며, 향후 상당기간 동안 외환위기 이전, 2%대 실업률의 완전고용을 이룩하기 어려울 것으로 판단된다.

<표 2-1>을 살펴보면, 경제활동참가율은 1997년의 62.2%에서 외환위기 동안인 1998년에 60.7%, 1999년에 60.5%로 감소하였으며, 외환위기 회복기인 2000년 3/4분기까지 60.8%를 나타내어 외환위기 이전에 비하여 아직도 낮은 수준을 나타냄을 알 수 있다. 경제활동참가율의 변화는 성별로 뚜렷한 차이를 보인다. 남성의 경우 외환위기 이후 단조 감소하였다가 정체된 추세를 나타내며 여성의 경우 단조 증가하는 추세를 보인다. 이러한 추세는 2000년에 외환위기의 충격 및 회복의 경기변화에도 불구하고 나타나는 현상이어서 매우 흥미로운 결과이다. 외환위기 이후 여성의 경제활동참가율이 상대적으로 신속히 상승하는 것은 기업 내부노동시장의 유연화 및 비정규직

&lt;표 2-1&gt; 고용동향

(단위: 천명, %)

		경제활동									실업					
		경제활동인구			경제활동참가율			취업자수			실업자수			실업률		
		전체	남성	여성	전체	남성	여성	전체	남성	여성	전체	남성	여성	전체	남성	여성
1997	전체	21,662	12,772	8,891	62.2	75.6	49.5	21,106	12,420	8,686	566	352	204	2.6	2.8	2.3
1998	1/4 분기	20,940	12,688	8,252	59.5	74.4	45.5	19,761	11,898	7,863	1,179	790	389	5.6	6.2	4.7
	2/4 분기	21,725	12,997	8,728	61.5	75.9	48.0	20,244	11,983	8,251	1,481	1,004	477	6.8	7.7	5.5
	3/4 분기	21,645	12,984	8,661	61.1	75.6	47.5	20,049	11,901	8,147	1,597	1,083	514	7.4	8.3	5.9
	4/4 분기	21,512	12,903	8,608	60.5	74.9	47.0	19,924	11,848	8,076	1,588	1,055	533	7.4	8.2	6.2
	전체	21,456	12,893	8,562	60.7	75.2	47.0	19,994	11,910	8,084	1,461	983	478	6.8	7.6	5.6
1999	1/4 분기	20,854	12,592	8,262	58.6	72.9	45.0	19,105	11,421	7,684	1,749	1,170	578	8.4	9.3	7.1
	2/4 분기	21,797	12,941	8,856	61.0	74.8	48.1	20,362	11,969	8,394	1,435	973	462	6.6	7.5	5.2
	3/4 분기	21,914	13,007	8,907	61.2	74.9	48.2	20,695	12,184	8,511	1,220	823	396	5.6	6.3	4.4
	4/4 분기	21,972	13,017	8,955	61.2	74.8	48.4	20,962	12,338	8,624	1,011	679	331	4.6	5.2	3.7
	전체	21,634	12,889	8,745	60.5	74.4	47.4	20,281	11,978	8,303	1,353	911	442	6.3	7.1	5.1
2000	1/4 분기	21,405	12,757	8,649	59.5	73.2	46.6	20,313	12,040	8,274	1,092	717	375	5.1	5.6	4.3
	2/4 분기	22,108	13,005	9,103	61.3	74.4	48.9	21,268	12,438	8,830	840	567	273	3.8	4.4	3.0
	3/4 분기	22,204	13,047	9,157	61.3	74.4	49.1	21,395	12,499	8,897	809	548	260	3.6	4.2	2.8
	전체	21,954	12,936	8,970	60.8	74.0	48.2	21,055	12,326	8,667	899	610	303	4.1	4.7	3.4

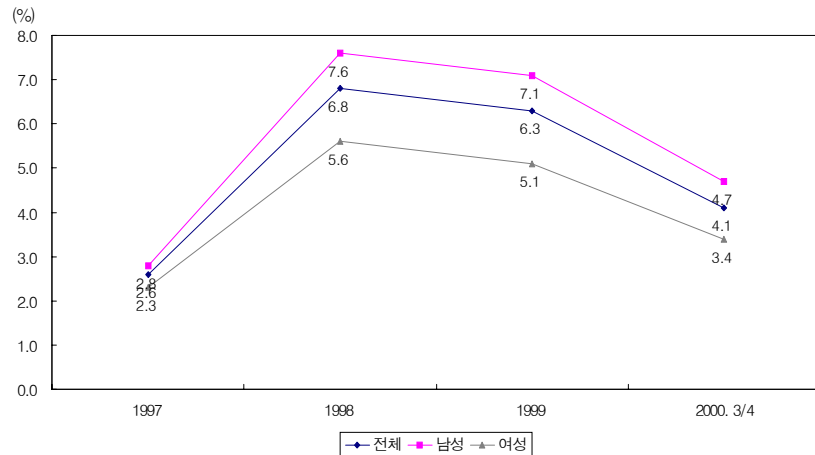
자료 : 통계청, 「경제활동인구연보」, 각년도 및 매월 보도자료.

증가와 맞물려 여성친화적 취업기회의 확대에도 한 원인이 있다고 판단된다. 그러나 남성 경제활동의 외환위기 이후 정체 추세는 노동의 효율적 활용이라는 측면에서 심각히 우려되어야 하는 측면으로 생각된다.

[그림 2-2]와 같이 실업률은 외환위기 들어 급증하다가 2000년에는 감소하는 추세를 보인다. 실업률의 성비를 보면 외환위기 이전인 1997년에 남성 실업률÷여성실업률은 1.22였으나 외환위기 이후 1998년에 1.36, 1999년에 1.39, 2000년에 1.38을 나타내어, 외환위기 이후 남녀의 실업격차가 다소 확대되었음을 알 수 있다.

## 8 실업구조의 변화와 정책과제

[그림 2-2] 성별 실업률의 변화 추이



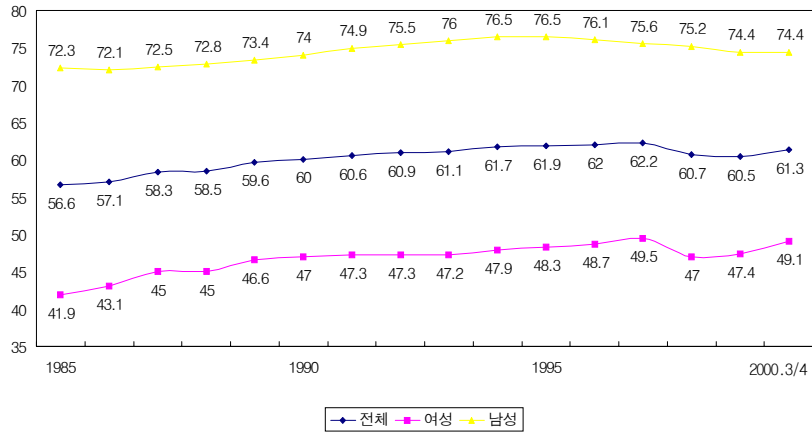
## 제2절 취업자의 특성과 구조변화

### 1. 성별 분포

인구증가 및 경제성장으로 인한 일자리 창출에 따라 취업자수는 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 증가 속도가 더욱 빠름에 따라 경제활동참가율도 1985년의 56.6%에서 1997년에는 62.2%로 크게 늘어났다(그림 2-3 참조).

그동안 취업자수 및 경제활동참가율의 증가는 여성이 주도하여 왔다. 남성의 취업자수는 1980년의 846만명에서 1997년에는 1,242만명으로 46.8%가 증가하였으나 여성은 동기간중 522만명에서 869만명으로 66.3%가 늘어났음을 알 수 있다. 경제활동참가율의 측면에서도 남성은 1985년의 72.3%에서 1997년의 75.6%로 3.3%포인트 증가하는데 그쳤으나 여성은 동기간 41.9%에서

[그림 2-3] 성별 경제활동참가율의 추이 : 연도별



49.5%로 7.6%포인트가 늘어났다. 출산율의 저하 및 보육서비스의 확대, 남성의 가사분담 증가, 가전제품의 발달 등으로 여성의 경제활동에 대한 기회비용이 감소하고 있으며, 재택근무 등 고용형태의 유연화, 정보통신 등 여성 친화적 산업의 성장, 여성의 사회진출에 대한 인식의 개선, 여성의 고학력화와 자아실현 욕구의 증대와 같은 요인들은 향후에도 여성의 경제활동 욕구를 지속적으로 상승시킬 전망이다.

<표 2-2>와 [그림 2-4]는 성별 비고용률, 피고용률 및 임시·일용고용률을 나타낸다. 이에 의하면 외환위기 이전의 비고용률은 39.4%이고 2000년의 비고용률은 41.8%로 외환위기의 충격을 아직 벗어나지 못함을 알 수 있다.<sup>1)</sup> 비고용률의 변화에 있어 남성과 여성은 뚜렷한 차이를 보인다. 남성의 경우 외환위기를 거치면서 비고용률이 증가하다가 2000년에는 다시 감소하여 경기 순응적인 양태를 보이는 반면, 여성의 경우는 외환위기 이후 꾸준히 감소하는 것으로 나타난다. 전술된 바와 같이 이는 여성노동시장의 활성화가 일조하였을 것으로 추측할 수 있다.

이에 대해, 피고용률을 살펴보면, [그림 2-5]와 같이 1998년 이후 남성은 63%에서 2000년의 63.5%으로 미약하나마 증가 추세를 보이거나 여성의 경우는 상대적으로 빠르게 증가하는 것으로 나타난다. 참고로 1997년 여성의 피

1) 여기에서 2000년은 2000년 3/4분기까지를 지칭한다.

10 실업구조의 변화와 정책과제

고용률은 59.8%였으나 2000년의 여성 피고용률은 60.7%로 나타나 한국 노동시장이 외환위기를 완전히 극복하지 못하였음에도 불구하고, 여성의 피고용률은 증가하여 임금근로 부문에서 임시·일용직을 포함한 여성 취업기회가 많이 제공되었음을 알 수 있다.

<표 2-2> 성별 비고용률, 피고용률 및 임시·일용 비율

(단위: 천명, %)

		비고용률			피고용률			임시·일용직 고용					
		전체	남성	여성	전체	남성	여성	임시·일용직			임시·일용비율		
								전체	남성	여성	전체	남성	여성
1997	전체	39.4	26.5	51.6	62.7	64.7	59.8	6,074	2,851	3,224	28.8	22.9	37.1
1998	1/4 분기	43.8	30.3	56.6	62.3	64.1	59.7	5,555	2,548	3,006	28.1	21.4	38.2
	2/4 분기	42.7	29.9	54.6	60.4	62.6	57.2	5,694	2,595	3,098	28.1	21.6	37.6
	3/4 분기	43.4	30.7	55.3	60.1	62.3	56.9	5,722	2,648	3,073	28.5	22.3	37.7
	4/4 분기	43.9	31.3	55.9	61.1	62.8	58.5	5,965	2,775	3,191	29.9	23.4	39.5
	전체	43.5	30.6	55.6	61.0	63.0	58.1	5,734	2,642	3,092	28.7	22.2	38.3
1999	1/4 분기	46.4	33.8	58.1	62.1	63.2	60.3	5,827	2,677	3,150	30.5	23.4	41.0
	2/4 분기	43.0	30.8	54.4	61.4	62.9	59.2	6,511	3,081	3,480	32.0	25.3	41.5
	3/4 분기	42.2	29.8	53.9	61.4	63.1	58.9	6,657	3,166	3,491	32.2	26.0	41.0
	4/4 분기	41.6	29.1	53.4	62.2	63.5	60.2	6,893	3,239	3,654	32.9	26.3	42.4
	전체	43.3	30.9	55.0	61.7	63.2	59.7	6,472	3,028	3,444	31.9	25.3	41.5
2000	1/4 분기	43.6	30.9	55.4	63.4	64.1	62.2	6,747	3,130	3,617	33.2	26.0	43.7
	2/4 분기	41.1	28.8	52.5	62.1	63.5	60.1	6,978	3,248	3,730	32.8	26.1	42.2
	3/4 분기	40.9	28.7	52.3	61.6	63.0	59.6	6,896	3,212	3,684	32.2	25.7	41.4
	전체	41.8	29.5	53.4	62.4	63.5	60.7	6,874	3,197	3,677	32.8	25.9	42.5

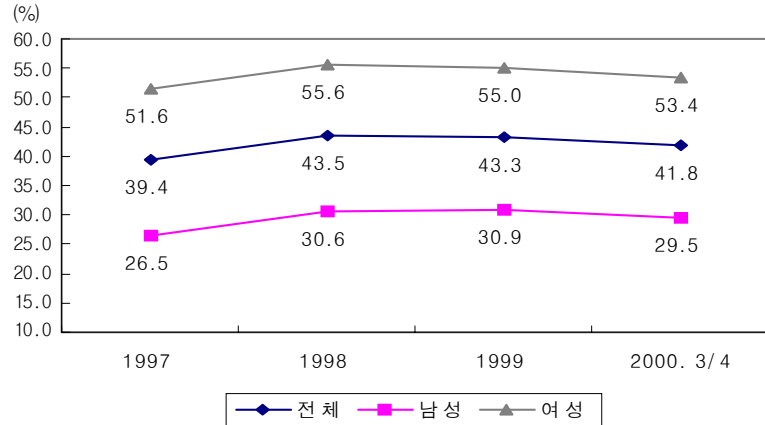
주 : 1) 비고용률 =  $\frac{\text{실업자} + \text{비경제활동인구}}{\text{생산가능인구}}$

2) 피고용률 =  $\frac{\text{임금근로자}}{\text{취업자수}}$

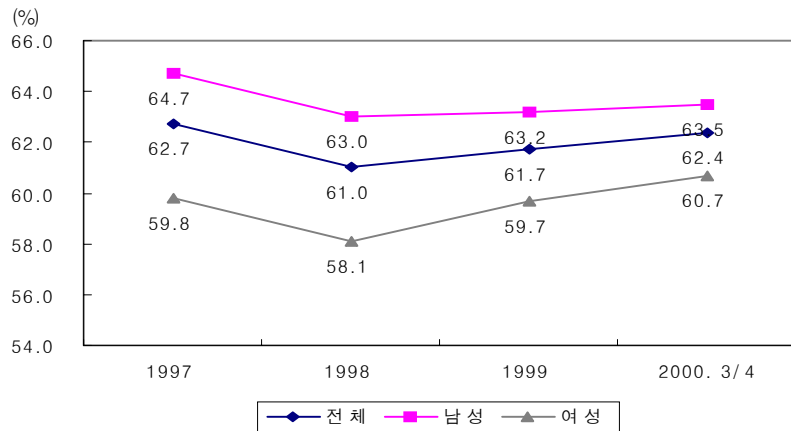
자료 : 통계청, 「경제활동인구연보」, 각년도 및 매월 보도자료.

<표 2-2>에 따르면, 임시·일용직 비율은 경기와 상관없이 1998년부터 꾸준히 증가하여 온 것으로 나타나고 있다. 1999년도에는 임시·일용직 비율이 남·여 모두 1997년도의 수준을 상회하였고, 2000년 들어서도 그다지 감소하지 않았다(그림 2-6 참조). 따라서 1990년대 중반 이후의 비정형 근로

[그림 2-4] 성별 비고용률의 변화 추이



[그림 2-5] 성별 피고용률의 변화 추이



자의 증가 추세는 외환위기 동안에 기업이 유동성 위기를 극복하기 위한 방편으로 비정형 고용을 일시적으로 늘린 측면 이외에도 중·장기적인 추세로서 일정한 단조성이 보인다는 점은 주목되어야 한다. 임시·일용직 등 비정형 근로자의 증가 추세는 한국뿐만이 아니라 미국·일본 등 외국에서도 발견되는 사실로 1990년대 중반 이후의 급속한 세계화·정보화 및 기술·경영 혁신에 기인하고 있다.2)

12 실업구조의 변화와 정책과제

1997년 말의 외환위기 이후 고용사정이 급격히 악화됨에 따라 일주일에 36시간 미만을 일하는 단시간 근로자의 비중은 1997년의 8.2%에서 1999년에는 10.5%로 증가하였다(그림 2-7 참조). 또한, 평균 취업시간도 감소하여 1996년에 주당 52.2시간이었던 취업시간이 1999년에는 주당 50.4시간 수준으로 하락하였다. 그러나 2000년에 들어서 경기가 회복되고 실업이 큰 폭으로 감소함에 따라 단시간 근로자의 비중도 다시 하락하는 현상을 보이고 있다. 2000년 3/4분기의 경우 단시간 근로자의 비중은 9.3%를 기록하고 있다.

<표 2-3> 성별 단시간 근로자 비율

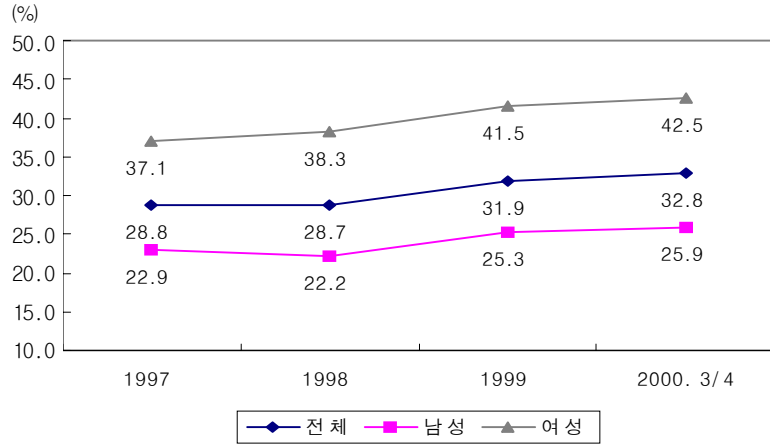
(단위: 천명, %)

		단시간 근로(36시간 미만)			단시간 근로비율(%)		
		전 체	남 성	여 성	전 체	남 성	여 성
1997	전 체	1,723	696	1,027	8.2	5.6	11.8
1998	1/4 분기	1,780	838	942	9.0	7.0	12.0
	2/4 분기	1,538	652	887	7.6	5.4	10.7
	3/4 분기	2,052	967	1,084	10.2	8.1	13.3
	4/4 분기	2,050	934	1,116	10.3	7.9	13.8
	전 체	1,855	848	1,007	9.3	7.1	12.5
1999	1/4 분기	2,405	1,192	1,212	12.6	10.4	15.8
	2/4 분기	1,937	833	1,103	9.5	7.0	13.1
	3/4 분기	2,065	888	1,177	10.0	7.3	13.8
	4/4 분기	2,118	904	1,215	10.1	7.3	14.1
	전 체	2,131	954	1,177	10.5	8.0	14.2
2000	1/4 분기	2,317	1,082	1,235	11.4	9.0	14.9
	2/4 분기	1,923	761	1,162	9.0	6.1	13.2
	3/4 분기	1,991	831	1,160	9.3	6.7	13.0
	전 체	2,077	891	1,186	9.9	7.3	13.7

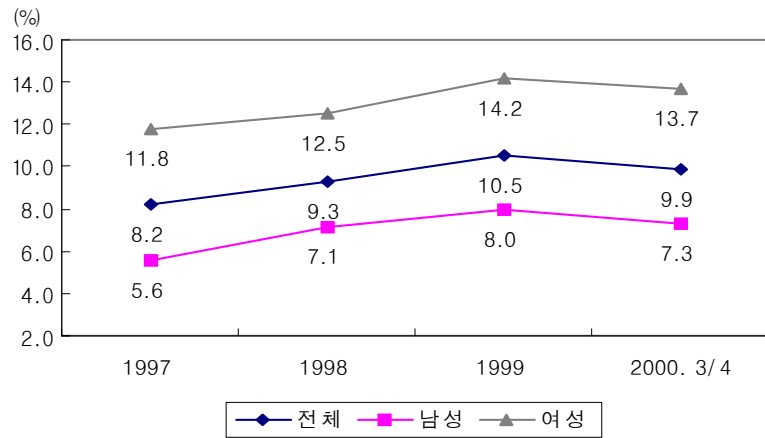
자료 : 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도 및 매월 보도자료.

2) 미국과 일본, 유럽 국가에서 일어나고 있는 비정형 근로자의 증가현상 및 그 분석에 대해서는 Houseman and Osawa(2000), Kalleberg and Reynolds(2000), Gustafsson, Kenjoh and Wetzels(2000), Fagan and Ward(2000), Hoffmann and Walwei(2000), Cassirer(2000), Kojima and Fujikawa(2000) 등을 참조할 수 있다.

[그림 2-6] 성별 임시·일용직 비율의 변화추이



[그림 2-7] 성별 단시간 근로자 비율의 변화추이



<표 2-3>과 [그림 2-7]은 성별 단시간 근로자 비율을 나타낸다. 이에 의하면, 대체로 여성은 남성보다 2배 정도 단시간 근로자 비율이 높은 것으로 나타났다. 연도별 단시간 근로자 비율을 살펴보면 남성의 경우 그 변화가 경기에 따라 상대적으로 순응적인 것으로 나타나나 여성의 경우는 외환위기 동안 급증하다가 위기가 어느 정도 완화된 2000년에 감소하지 않고 일정 수준을 유지하는 패턴을 보이고 있다.



## 14 실업구조의 변화와 정책과제

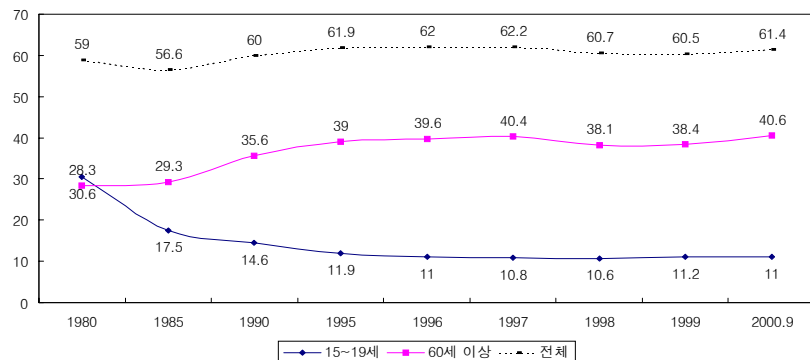
외환위기 동안에 임시·일용직 비율이 증가하고 단시간 근로자 비율이 증가하는 것은 불황을 극복하기 위한 기업의 인사정책 변화를 반영하여 불가피한 측면이 있다. 그러나 임시·일용직 등 낮은 직무능력을 요하고 인적 자본 형성 기회가 작은 비정규직 종사로 인하여 근로자의 생애경로가 비효율적 궤도로 왜곡되거나 비정규직 함정에 빠지게 된다면 노동시장의 비효율적 자원배분으로 인해 발생된 사회적 비용도 외환위기의 부정적 효과에 포함되어야 할 것이다.

### 2. 연령계층별 특성

연령층이 점유하는 비중도 안정적인 모습을 보이고 있다. [그림 2-8]에서 1990년 35.6%였던 60세 이상 노년층의 경제활동참가율은 2000년 9월의 경우 40.6%를 기록하고, 취업자수도 1998년을 제외하고는 지속적인 증가세를 보여 1996년의 184만 9천명 수준에서 1999년에는 201만 5천명으로 증가하였다.

상급학교, 특히 전문대·대학에의 진학률 증가에 따라 15~19세 계층의 경제활동참가율 및 취업자에서 차지하는 비중은 감소하여 온 반면 평균수명의 연장 및 취업기회의 확대, 그리고 보건·의료의 발전에 따라 60세 이상 노년층의 경제활동참가율과 취업자 비중은 증가하고 있는 추세를 나타내고 있다.

[그림 2-8] 연령대별 경제활동참가율의 추이 : 연도별



<표 2-4>에서 연령대와 성별로 계층을 세분화하여 경제활동참가율의 변화를 살펴보자. 이 표에 의하면 남성의 경제활동참가율은 1997년 이래 단조 감소하였다가 정체상태에 놓여 있는 추세를 나타내며, 여성은 외환위기를 거치면서 경기순응적인 양태를 보인다. 주목되어야 할 점은 남성의 경우 연령이 높을수록 경제활동참가율의 감소 추세가 확연히 나타난다는 점이다. 이는 [그림 2-9]에서도 잘 나타나는데 연령대가 높아감에 따라 1997년과 2000년 사이의 경제활동참가율 감소폭이 커지는 경향이 나타난다. [그림 2-10-1]에 나타난 여성의 경제활동참가율도 전형적인 M자를 나타내며, 외환위기를 거치면서 경기변화에 순응하는 형태로 M자가 변화하는 것으로 나타난다. 이는 남성의 경제활동참가율이 시간에 따라 단조 감소한 추세와 대비된다. 여성의 연령별 변화를 살펴보면 20~29세의 연령계층에서 경기에 민감하게 변화하는 것으로 나타났다. 즉 노동시장상황이 좋지 않은 시기에는 비경제활동상태에 머물러 있다가 경기가 좋은 시기에 경제활동으로 전환하는 부가근로자의 성격을 지닌다. 전통적으로 부가근로자의 성격은 M자의 제2 봉우리를 형성하는 40~49세 계층에서 강할 것으로 예상되었으나 위의 결과는 이러한 예상과는 배치되는 결과이다. 결혼 여부와 자녀의 나이 등에 따라 여성의 부가근로자의 정도에 관한 연구가 좀더 진척되어야 할 것으로 판단된다.

<표 2-4> 연령대·성별 경제활동참가율 변화

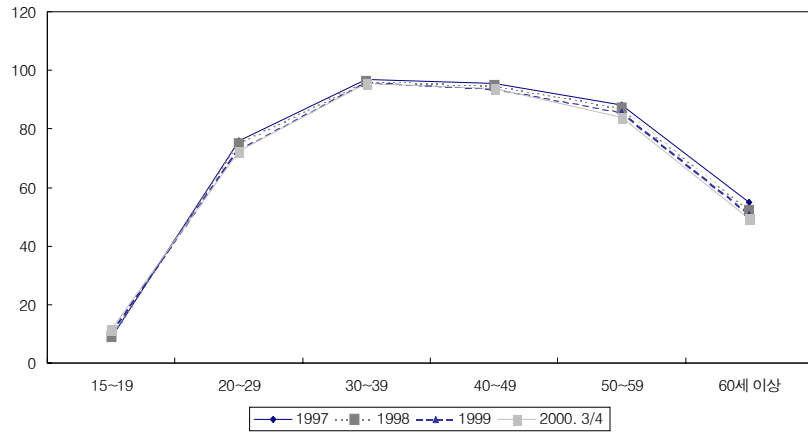
(단위 : %)

	1997			1998			1999			2000. 3/4		
	전체	남성	여성	전체	남성	여성	전체	남성	여성	전체	남성	여성
전체	62.2	75.6	49.5	60.7	75.2	47.0	60.5	74.4	47.4	60.7	74.0	48.2
15~19세	10.8	8.6	13.0	10.6	9.2	12.1	11.2	10.6	11.8	12.1	11.6	12.6
20~29세	67.4	75.8	60.1	64.7	74.9	56.0	63.9	72.9	56.3	64.7	72.3	58.2
30~39세	76.9	96.9	55.8	75.2	96.3	53.1	75.1	95.7	53.6	74.9	95.5	53.6
40~49세	80.4	95.5	65.0	79.0	94.7	62.7	78.6	93.8	63.0	78.7	93.6	63.7
50~59세	72.1	88.2	56.1	70.0	87.1	53.1	69.6	85.8	53.4	68.8	84.0	53.1
60세 이상	40.4	54.9	30.3	38.1	52.2	28.1	38.4	50.8	29.4	38.2	49.5	29.9

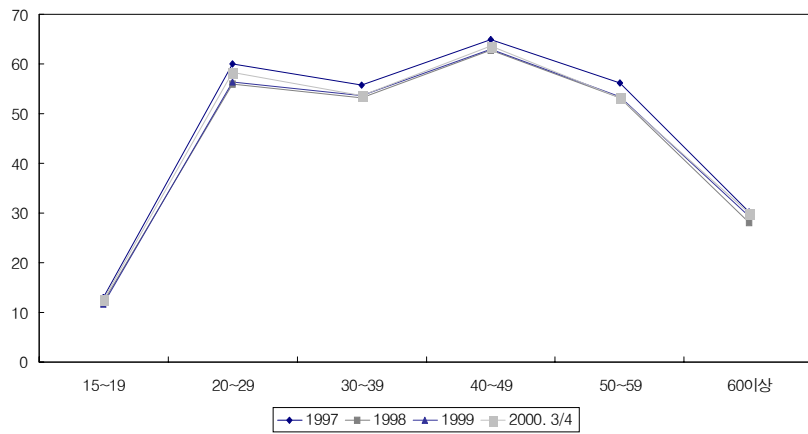
자료 : 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도 및 매월 보도자료.

16 실업구조의 변화와 정책과제

[그림 2-9] 남성의 경제활동참가율 변화 추이

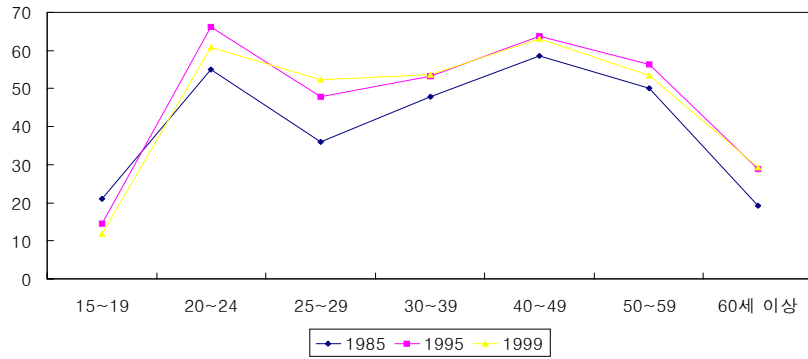


[그림 2-10-1] 여성의 연령대별 단기 경제활동참가율 변화 추이

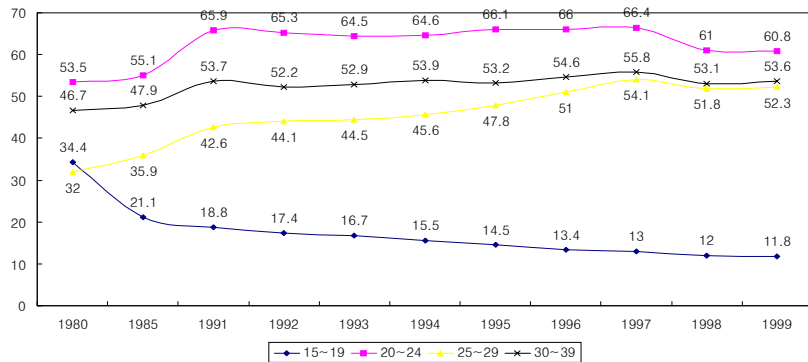


반면 [그림 2-11-1]과 [그림 2-11-2]는 1980년 이후 여성 경제활동참가의 증기적 변화를 나타낸다. 따라서 중·장기적으로 20세 이상 기혼여성의 시장참여가 확대되는 추세에서 외환위기는 이에 반대되는 방향으로 영향을 미쳤다. 즉 경력 단절로 인한 여성노동의 인적자본 상각 혹은 비정규직 종사의 오명효과 등의 결과는 여성노동의 효율적 활용화라는 중·장기적 추세에 부정적 작용을 하였을 가능성이 있다.

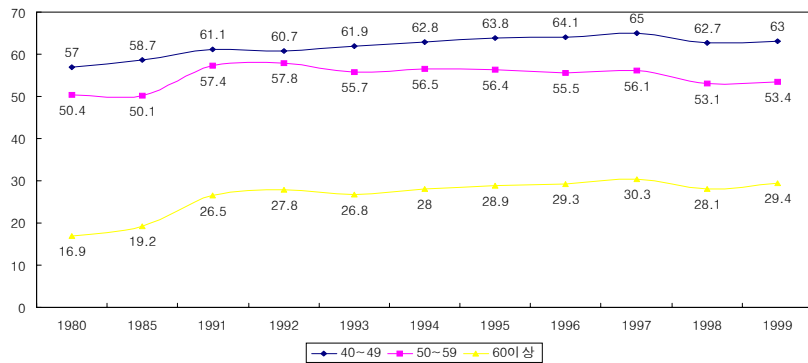
[그림 2-10-2] 여성의 연령대별 중기 경제활동참가율 변화 추이



[그림 2-11-1] 여성의 연령대별 경제활동참가율 추이: 15~39세까지



[그림 2-11-2] 여성의 연령대별 경제활동참가율 추이: 40세 이상



과거에는 결혼 또는 가사·보육 등의 사유로 인해 20대 후반 및 30대 여성의 상당수가 노동시장을 벗어나 비경제활동인구화함으로써 여성의 경력 단절, 인적자원의 유희화 등과 같은 문제들이 심각하게 대두되었다. 이러한 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 2-10-2]와 같이 고원형(plateau)으로 전환되어 가는 모습을 보이고 있다.

특히 25~29세 여성의 경제활동참가율의 증가가 두드러진다. 이들 연령층의 경제활동참가율은 1980년의 32.0%에서 1997년에는 54.1%에 이르러 다른 연령층에 비해 가장 급속한 증가세를 보이고 있다. 이러한 점은 [그림 2-11-1]과 [그림 2-11-2]에 뚜렷이 나타나고 있다. 20세 미만과 60세 이상을 제외한 연령계층에서 25~29세 계층만이 1990년대에 들어서도 경제활동참가율이 큰 폭으로 증가한 유일한 연령층인 것으로 나타나고 있으며, 그 외의 연령대에서는 안정적인 모습을 보이거나 약간 상승하는 추세를 기록하는 데 멈추고 있다.

한편 상급학교, 특히 전문대·대학에의 진학률 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 취업자의 비중은 증가하고 있는 추세를 보이고 있다. 15~19세 여성의 경제활동참가율은 1980년의 34.4%에서 1999년의 11.8%로 꾸준히 하락하였고 여성 취업자에서 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, 여성 취업자 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.

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

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

이러한 가설의 근거로 먼저 인구구조의 변화를 들 수 있다. 베이비 붐 세대의 중·장년층화와 낮은 출산율, 그리고 급속한 고령화 등으로 대표되는 인구구조의 변화에 기인하여 30세 이상 여성 취업자수는 경제활동참가율보다 빠른 속도로 증가하였다. <표 2-4>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 1/4 가량 감소하였다. 반면, 30대와 50대는 경제활동참가율이 동 기간중 20~24세와 마찬가지로 거의 변화가 없었지만 취업자수는 각각 14.9%와 5.3%가 증가하였다. 이러한 사실은 전반적인 인구의 증가와 더불어 베이비 붐 세대의 중·장년층화와 낮은 출산율 등 한국의 인구구조가 과거의 피라미드형에서 종형(bell shape)으로 변화한 것을 반영하고 있다. 이에 여성 취업자에서 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 여성 취업자의 전반적인 연령 상승이 눈에 두드러지고 있다.<sup>3)</sup> 1999년도의 경우 여성취업자의 절반에 약간 못 미치는 49.6%가 40세 이상이며, 30대 미만은 25.6%에 지나지 않는다.

3) 한국노동패널연구(KLIPS)에 의하면 여성 취업자의 평균연령은 1994년에 37.71세였으며 평균연령의 점진적 상승에 따라 1999년에는 40.12세에 도달한 것으로 조사되었다.

20 실업구조의 변화와 정책과제

1990년대 경제활동참가율보다는 인구구조의 변동이 여성의 연령별 취업 구조 변화를 주도한 것으로 판단되며, 경제활동참가율의 변화가 미미하다고 해서 여성의 취업욕구가 정체되었다고 결론 내리기는 어려운 것으로 생각되어진다. 향후 인구구조가 안정화됨에 따라 여성의 취업욕구는 경제활동참가율 상승의 형태로 나타날 가능성에 대해 추가 연구가 진행되어야 할 것이다.

<표 2-5> 연령계층별 여성 취업자수의 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 : 괄호 안의 값은 각 연도에서 해당 연령계층이 점유하는 비중(%)이다.  
 자료 : 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도.

두 번째 근거는 뿌리깊은 성차별이다. 관리직, 영업직, 감독직, 기능직 등을 중심으로 아직도 광범위하게 이루어지고 있는 입직에서의 여성 성차별과 더불어 승진, 보직, 훈련 등 기업 내부노동시장에서의 차별이 여성의 지속적인 경제활동을 저해하는 요인으로 작용하고 있다. 특히 내부노동시장에서의 차별과 경력단절 등과 같은 이유로 인해 여성의 노동력 공급은 저기능·저숙련 직종 또는 직무에 집중이 되어 있고, 이러한 분야에서의 낮은 임금수준은 고학력·고소득 가구의 여성 경제활동을 가로막는 요인으로 작

용한다.<sup>4)</sup> 한국에서의 성차별은 외국의 경우보다 훨씬 심각한 것으로 간주되고 있으며, 이러한 성차별이 완화됨에 따라 여성의 경제활동참가율이 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 인력수요 및 채용에 대한 사업체 조사의 결과(금재호, 2000b)에 따르면 사업체의 상당수가 전문기술직 및 제조현장 인력의 채용에 어려움을 겪고 있는 반면, 사무직의 채용은 용이한 것으로 응답하고 있으며, ‘응모자의 능력·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·기술분야보다는 인문·사회계 졸업생들이 많이 배출되는 것도 인력수급 불일치에 일조하고 있다. 이는 전문대 이상 고학력자들의 급증에 따른 고학력자의 하향 취업 및 실업(미취업)과 더불어 중요한 고용정책의 과제로 인식되고 있는데, 기술·기능 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>5)</sup> 따라서 취업이 용이한 학과, 전공분야에 여성들의 진학이 보다 확대되고 여성의 직업의식이 향상되어 여성의 기술·기능 불일치가 완화됨에 따라 여성의 경제활동참가율도 증가할 가능성이 있다.<sup>6)</sup>

4) 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.

5) 20대 여성들의 경제활동참가율이 선진국들보다 상당히 낮은 원인의 하나로 여성들의 상당수가 유흥업 등에 종사하고 있고 많은 경우 이들은 비경제활동상태로 통계 조사되기 때문이라는 주장도 있다.

6) 여성 임금근로자들의 70% 가까이 임시·일용직으로 일용직 근로자에 대한 고용보



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.

<표 2-6>은 연령대별 임시·일용직 피고용률<sup>7)</sup>과 단시간 근로자 비율을 나타낸다. 임시·일용직 피고용률을 살펴보면, 15~19세에 임시·일용직 피고용률이 매우 높은 것으로 나타났으며(2000년 3/4분기 기준, 77.4%), 20~29세에서는 15~19세에 비하여 감소하나 여전히 높은 수준을 유지한다(2000년 3/4분기 기준, 46.1%). 마지막으로 30세 이상의 연령대에서는 25~30% 수준을 유지하는 전형적인 L자 형태를 보이고 있다. 한편 50세 미만의 임시·일용직 피고용률에서 공통적으로 발견되는 현상은 외환위기 이전부터 임시·일용직 피고용률이 점증하다가 외환위기 동안 급증하게 되며, 2000년에 들어서도 증가하거나 일정한 수준을 지속적으로 유지해 나가는 양태를 보인다. 이는 노동시장의 변화가 외환위기 이전부터 이루어져 가다가 외환위기를 거치면서 급격한 변화를 보인 뒤 그 상태를 유지하고 있다는 추론을 뒷받침해 준다. <표 2-2>의 결과와 종합하여 볼 때, 최근의 임시·일용직 피고용률의 증가 추세는 성별로는 여성일수록, 연령대별로는 30세 미만에서 집중적으로 나타나는 현상임을 알 수 있다. 50세 이상의 임시·일용직 피고용률은 크게 변화한 것으로 나타나지 않으며 외환위기 동안에도 그다지 변화하지 않은 것으로 여겨진다.

또한, 단시간 근로자의 비율 변화는 임시·일용직 피고용률과 비교하여 크게 두 가지 차별적인 특성이 나타난다(표 2-6 참조). 첫째, 단시간 근로자 비율은 임시·일용직 피고용률에 비하여 보다 경기순응적이라는 점이다. 1999년과 비교하여 2000년도의 단시간 근로자 비율은 모든 연령계층에서 감소하는 것으로 나타나, 그 비율이 증가하거나 수준을 유지하는 임시·일용직 피고용률과는 사뭇 대비되는 양태를 보이고 있다. 둘째, 단시간 근로자의 비율은 20세 미만의 청년층과 50세 이상의 장년층에서 높게 나타나는 U

협의 적용확대, 공공직업안정기능의 강화 및 여타 사회보장제도의 강화 등도 여성의 경제활동참가율을 부분적으로 증가시킬 것이다.

7) 임시·일용 피고용률은 '임시·일용직 임금근로자/취업자'로 정의된다.

&lt;표 2-6&gt; 연령대별 임시·일용 피고용률과 단시간 근로자 비율의 변화

(단위 : 천명, %)

	임시·일용 피고용률							단시간 근로 비중(36시간 미만)						
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000 3/4	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000 3/4
전 체	26.1	26.2	27.2	28.8	28.7	31.9	32.3	7.2	7.0	6.9	7.1	9.4	10.6	10.0
15~19	59.1	54.6	57.2	61.8	65.4	76.1	77.4	8.9	10.9	11.3	13.8	18.5	19.9	16.1
20~29	33.8	33.6	35.1	37.2	39.9	45.3	46.1	5.7	5.8	6.1	7.3	7.7	8.3	7.7
30~39	23.4	23.3	24.6	27.1	27.1	30.2	30.7	5.9	5.9	6.3	7.3	8.2	8.2	7.9
40~49	22.7	22.7	23.1	24.3	23.9	26.1	27.1	5.7	5.4	5.1	6.2	7.8	8.4	7.9
50~59	22.4	24.0	25.1	25.4	25.0	27.4	26.0	8.0	7.4	6.9	8.0	10.1	12.1	11.3
60세 이상	20.0	22.0	22.8	23.6	21.1	24.0	25.0	18.8	16.0	15.0	16.7	18.0	24.2	22.8

자료 : 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도 및 매월 보도자료.

&lt;표 2-7&gt; 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·개인서비스	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 : 괄호 안은 전체 취업자수.

자료 : 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도 및 매월 보도자료.

자의 형태를 그려 연령대별로 단조 감소 추세를 보이는 임시·일용직 피고용률과는 차별된다. 전술한 결과를 종합해 보면, 여성과 청소년 계층에서는 임시·일용직과 단기 근로자가 확대되어 가는 노동시장의 연성화(softness)가 촉진되고 있으며, 경기변화에도 순응적인 것으로 나타난다. 반면 남성과

고연령층에서는 노동시장 연성화 경향이 나타나지 않는 반면, 남성의 경제 활동참가율이 감소 추세에 있으며, 고연령층의 단시간 근로가 늘어나 이들 계층의 효율적 활용을 위한 대책이 필요하다.

### 3. 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 2-8>과 같이 제조업이 외환위기의 충격을 상대적으로 크게 받음에 따라 취업자 중 제조업의 비중은 더욱 감소하여 1998년에는 19.5% 수준까지 줄어들었다.

제조업 취업자의 비중 및 절대수의 감소 현상은 남·여 모두에게 발견되지만 여성의 감소폭이 더욱 큰 것으로 여겨진다. 1990년부터 1999년의 9년 동안 제조업 취업자수는 90만 5천명이 줄어들었는데 이들 중 여성이 63만명으로 감소인원의 69.6%를 차지하고 있다.<sup>8)</sup>

또한 농림어업부문의 종사자수 및 전체 취업자에서 농림어업이 차지하는 비중도 지속적으로 하락하여 1980년에 465만 4천명이었던 취업자수가 1999년에는 절반 수준인 234만 9천명으로 축소되었으며 취업자에서 점유하는 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. 농림어업부문에서도 제조업과 마찬가지로 남녀 모두 비중 및 취업자의 절대수가 하락하였고 그 하락폭도 남녀 모두 비슷하다.<sup>9)</sup>

제조업과 농림어업부문의 취업자수 및 비중의 하락은 서비스부문 취업자

---

8) 1990년 제조업 취업자 중 여성의 비율이 42.2%였던 점을 감안하면 여성의 제조업 취업자 감소폭은 상대적으로 매우 크다고 할 수 있다. 여성 취업자의 제조업 종사자 비중은 동 기간중 10.7%포인트(28.1%→17.4%)가 하락하였으나 남성은 6%포인트(26.5%→20.5%)의 감소에 그쳤다.

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

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

건설부문의 취업자수도 1980년의 84만 3천명에서 1997년에는 200만 4천명으로 두 배 이상 확대되었으나 외환위기의 충격을 건설업부문이 크게 받음에 따라 취업자수가 한때 120만명 수준까지 낮아졌고 2000년 3/4분기의 경우에도 취업자수가 164만 6천명으로 외환위기 이전보다 크게 낮은 것으로 나타난다. 이에 따라 건설부문 취업자수의 비중도 1997년의 9.5%에서 1999년에는 7.3%로 하락하였다(표 2-7, 표 2-8 참조).

<표 2-8> 산업별·직업별 취업자수의 변화율 : 전년대비

(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·개인서비스	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 전년 동기 대비 변화율(%)임.  
 자료 : 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도 및 매월 보도자료.

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>10)</sup> 동 기간중 서비스업 종사자는 404만 8

10) 남성의 경우 1990년 56.6%(605만 8천명)였던 서비스업 종사자의 비중은 1999년에 65.2%(814만 8천명)으로 늘어났다.

천명이 증가하였는데 이 중 절반에 가까운 수가 여성으로 나타났다.<sup>11)</sup> 1990년대 여성 서비스업 종사자의 증가는 195만 8천명으로 동 기간 전체 여성 취업자의 증가 152만 1천명보다 훨씬 많은 수이다.<sup>12)</sup> 여성 취업자의 '서비스산업 집중화 현상'으로 부를 수 있는 이러한 추세는 노동시장에 새로 진입한 취업자들뿐만이 아니라 제조업에 종사하던 이들도 서비스업으로 대거 전환하였다는 사실과 함께 1990년에 이루어진 여성의 경제활동참가율의 증가가 서비스업에서의 취업 확대라는 사실을 의미하고 있다. 서비스업 내에서도 도소매 및 음식숙박업, 특히 사업 및 개인서비스(공공서비스 포함) 산업에서의 여성근로자의 확대가 두드러지게 나타나고 있다. 도소매 및 음식숙박업의 경우 1990년대 취업자수 증가의 절반 정도인 49.3%가 여성이었고, 이러한 여성 집중은 사업 및 개인서비스업에도 나타나, 같은 기간 취업자 증가분의 49.5%가 여성으로 나타났다. 이러한 여성의 서비스산업 집중화 현상이 고용의 질 개선과 노동시장에서 여성의 지위향상을 의미하고 있지 못하다는 데 1990년대 여성 노동시장의 한계가 있다.

<표 2-9>는 산업별 임시·일용 피고용률과 단시간 근로자 비율의 변화를 나타낸다. 이에 의하면 임시·일용 피고용률의 증가는 광공업과 서비스업 모두에서 나타나는 현상이다. 즉 임시·일용 피고용률은 광공업의 경우 산업별로 증가추세가 고르게 나타나며, 서비스 산업 내에서는 증가 추세의 정도 차이가 목격된다. 즉 건설업의 경우에는 그 변화추세가 완만한 것으로 나타나고 있는 반면, 도소매 및 음식숙박, 사업·개인서비스 및 전기·운수·금융업에서는 임시·일용직의 빠른 증가추세가 목격된다. 단시간 근로자 비율의 변화를 살펴보면 광공업과 서비스업 간의 변화양태에 일정한 차이가 발생하였다. 즉 광공업에서 단시간 근로자의 비율은 경기 순환적으로 변화한 반면, 서비스에서는 외환위기 동안에 급격히 증가하였다가 2000년 들어서도 별로 감소하지 않는 경향을 보인다. 이는 앞서의 여성 노동시장의 변화와 맞물려 외환위기 이후 서비스업의 고용구조에 일련의 변화가 일어나고 있음을 암시한다.

11) 여성의 비중은 48.4%(195만 8천명)이며 1999년 취업자 중 여성의 비중이 40.9%라는 점을 감안할 때 서비스업에서 여성 취업자의 증가폭이 상대적으로 컸다는 점을 알 수 있다.

12) 여성은 서비스업 중에서도 도소매 및 음식숙박업에서 88만 2천명(42.3%), 사업 및 개인서비스업(공공서비스 포함)에서 103만 1천명(90.8%)이 증가하였다.

&lt;표 2-9&gt; 산업별 임시·일용 피고용률과 단시간 근로자 비율의 변화

(단위 : 천명, %)

	임시·일용 피고용률							단시간 근로 비중(36시간 미만)						
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000 3/4	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000 3/4
전 체	26.1	26.2	27.2	28.8	28.7	31.9	32.7	7.2	6.9	6.9	8.2	9.4	10.6	10.0
농림어업	5.5	5.8	5.6	5.7	5.9	7.2	7.4	17.0	14.9	13.8	16.3	17.2	24.4	22.5
광공업	29.0	27.8	28.2	29.0	29.3	34.8	35.1	4.4	4.7	4.3	5.4	6.0	6.3	5.6
제조업	29.0	27.8	28.2	29.0	29.3	34.8	35.1	4.4	4.7	4.3	5.4	6.0	6.3	5.6
사회간접자본및서비스	29.5	29.6	30.7	32.6	32.7	35.3	36.1	6.2	6.2	6.6	7.7	8.9	9.5	9.3
건설	59.0	58.0	57.6	59.0	55.3	57.7	57.3	5.8	5.3	5.3	7.1	14.0	13.7	12.3
도소매·음식숙박	26.5	27.7	29.4	31.3	32.3	34.2	35.6	4.6	4.8	5.0	5.6	6.6	7.8	7.6
사업·개인서비스	26.0	24.6	25.6	28.1	29.6	34.1	34.4	10.0	10.0	10.8	12.0	11.7	12.0	12.0
전기·운수·금융	16.2	16.3	18.0	19.5	22.4	24.5	25.6	3.6	3.5	4.0	4.9	5.3	5.6	5.6

자료 : 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도 및 매월 보도자료.

#### 4. 직업별 분포와 추이

산업구조의 고도화와 고학력, 전문·기술직에 대한 수요의 증가에 따라 1994년 이후 전문·기술·행정관리직에 종사하는 취업자수 및 취업자에서 점유하는 비중은 끊임없이 증가하였다. 1994년에 306만 9천명이었던 전문·기술·행정관리직 취업자의 수는 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%포인트 늘어난 19.0%에 도달하였다.

같은 기간중 서비스·판매직 종사자들도 늘어나는 추세를 보였으며 반대로 농림어업직, 사무직 및 기능·기계조작·단순근로 분야의 취업자는 정체 또는 하락하는 경향을 보였다. 또한 <표 2-10>과 같이 외환위기 과정에서 사무직과 기능·기계조작·단순근로직의 일자리 감소가 뚜렷이 나타나고 있다. 특히 사무직은 외환위기로 인한 구조조정의 여파로 1998년보다 1999

<표 2-10> 직업별 취업자수 및 비중

(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·조작·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 : 괄호 안의 값은 전체 취업자에서 차지하는 비중(%).  
 자료 : 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도 및 매월 보도자료.

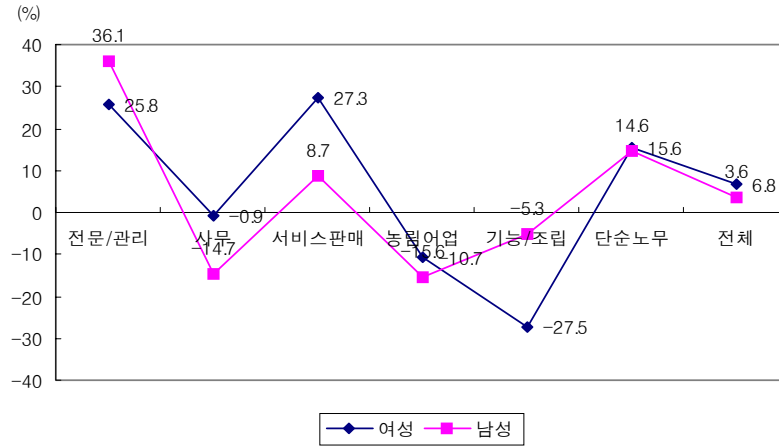
년에 더욱 큰 폭으로 축소되었다.

성별로 취업자 중 전문·기술·행정관리직의 비중 증가는 남성뿐만 아니라 여성에게서도 발견할 수 있다. 그러나 고임금·고생산성의 대표적 직종으로 간주되는 이들 직종에서 여성보다는 남성의 증가 속도가 빠른 것으로 나타나고 있어, 여성 고용의 질적 개선이 미흡한 것으로 여겨진다. [그림 2-12]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 안정적이었다는 점을 감안할 때 이들 직종에의 여성 진출은 상대적으로 부족하다.<sup>13)</sup> 또한 1993년 이래 증가한 취업자들 중 전문·기술·행정관리직 종사자의 비중을 분석하여도 여성의 진출이 남성에 비해 저조하다는 사실을 파악할 수 있다.<sup>14)</sup>

13) 1993년 전문·기술·행정관리직 종사자 중 여성의 비중은 29.5%이었고, 그 비중은 1994년 27.3%, 1995년 27.6%, 1996년 28.2%, 1997년 28.2%, 1998년 28.2%, 1999년 27.9%로 커다란 변화가 없다.

14) 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 있었다.

[그림 2-12] 1993~99년간 직업별 취업자수의 변화율



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 1990년대 여성 고용의 확대가 고용의 질적 향상을 가져오는 데 실패하고 있다는 가설을 지지하고 있다.

<표 2-11> 직업별 임시·일용 피고용률과 단시간 근로자 비율

(단위 : 천명, %)

	임시·일용 피고용률							단시간 근로 비중(36시간 미만)						
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000 3/4	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000 3/4
전체	26.1	26.2	27.2	28.8	28.7	31.9	32.7	7.2	7.0	6.9	8.2	9.4	10.6	10.0
전문기술직	11.9	10.2	11.5	13.6	14.8	17.0	17.3	9.2	9.4	10.3	11.4	9.8	9.6	9.9
사무직	18.1	18.4	19.3	21.6	21.3	27.4	28.1	3.3	3.5	3.7	4.8	4.5	5.0	5.2
서비스·판매직	25.2	26.3	28.4	30.6	30.8	32.6	34.3	4.3	4.3	4.6	5.2	5.9	7.1	7.0
농림어업직	1.4	1.4	2.4	2.4	2.2	2.6	2.6	17.3	15.2	14.0	16.6	17.3	24.7	22.7
기능·조작·단순근로	43.5	43.3	43.8	45.1	46.8	50.0	49.9	5.9	6.0	5.8	7.1	10.6	10.9	9.9

자료 : 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도 및 매월 보도자료.



<표 2-11>은 직업별 임시·일용 피고용률과 단시간 근로자 비율을 나타낸다. 이에 의하면 대체로 외환위기를 전후하여 거의 모든 업종에서 임시·일용직의 피고용률이 증가해 왔음을 알 수 있다. 특히 사무직과 서비스·판매직의 경우 외환위기 이전인 1990년대 중반 이후부터 임시·일용 피고용률의 증가 추세가 목격되어 경기적인 변화 이외에도 기술적인 요인 등이 작용했음을 알 수 있다. 단시간 근로자의 비율은 임시·일용 피고용률에 비하여 그 변화가 경기에 민감한 것으로 나타났지만, 1997년에 비하여 2000년에도 단시간 근로자의 비율은 여전히 높은 수준을 유지하고 있는 것으로 나타났다.

### 5. 종사상 지위별 분포와 추이

1980년대 초반에는 취업자 중 비임금근로자가 차지하는 비중이 50%를 초과하였었다. 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 들어서서 그 비중이 37%대까지 낮아졌다. 그러나 외환위기를 거치면서 구조조정 및 폐업·도산으로 인해 임금근로자 수가 급격히 감소하고 이에 따라 비임금근로자의 비중은 상대적으로 증가하는 현상이 나타났다. 1998년의 경우 비임금근로자의 비중은 39.0%를 기록하였다.

1990년대에 자영업주의 비중은 27~28%대를 지속적으로 유지하고 있었으나 자영업자의 절대수는 1990년대 전기간에 걸쳐 계속 증가하여 왔다.(류재우·최호영, 2000) 이에 비해 무급가족종사자의 수는 190만~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>15)</sup>에 따른 임금근로자의 불안감 확산 등의 원인을 들 수 있다.<sup>16)</sup>

&lt;표 2-12&gt; 고용형태별 취업자수 및 비중의 추이

(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. 3/4분기	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 더

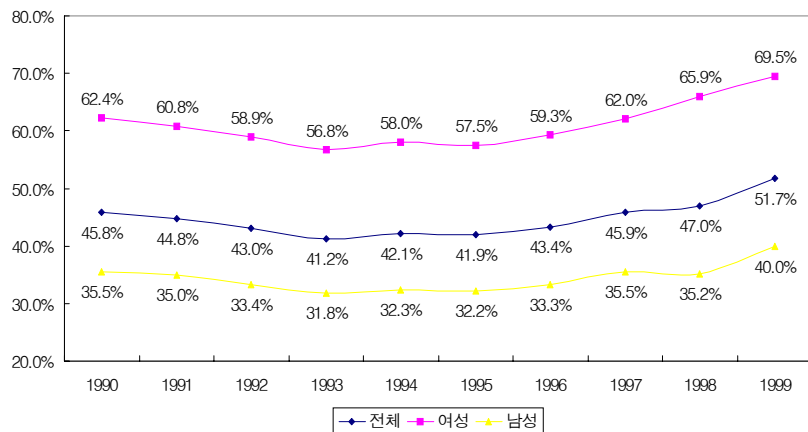
- 15) Bernhardt, Handcock, and Scott(1999), Gottschalk and Moffit(1999), Jaeger and Stevens(1999), Neumark, Polsky, and Hansen(1999) 등의 연구에 따르면 1990년에 들어서 미국의 고용불안정성은 증대하여 왔다. 한국도 1990년대 중반 이후 고용불안정성이 증대하는 추세를 보였고, 특히 외환위기 이후 고용불안정이 크게 증대되었다.
- 16) 한편 1990년대 중반 이후 외환위기 이전까지 자영업에 종사하는 여성 취업자의 수는 꾸준히 증가하여 왔으며, 그 반대로 무급가족 종사자의 수는 감소세를 보였다. 그러나 이러한 여성 비임금근로자의 구성변화가 위에서 언급한 이유 때문인지는 불명확하다(KLI 노동통계, 2000). 또한 금재호·조준모(2000)에 의하면, 자영업자는 생산성이 낮기 때문에 정규직 임금근로자로 취업 못하고 불가피하게 자영업을 하는 저능력자군과 상대적으로 생산성과 학력이 높고 생애소득 극대화를 위해 자발적으로 자영업을 하는 고능력자군의 둘로 구성되어 있어 이질적인 집단임을 알 수 있다.

욱 명확하게 나타났다. 또한 일용근로자는 외환위기 전까지 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 비중은 점차 감소하여 5년 뒤인 1995년에는 41.9%까지 줄어들었다. 그러나 이후 임시·일용직의 비중이 증가하기 시작하였고 이러한 추세는 외환위기를 거치면서 더욱 강화되어 2000년 3/4분기의 경우 임시·일용직의 비중은 52.3%까지 급격하게 상승하였다(그림 2-13 참조). 본 연구에서 후술되겠지만, 이러한 비정형 근로자의 증가 추세는, 우리나라의 노동시장 구조를 감안할 때, 미래 노동시장에서의 고용형태분포, 임금, 노동생산성에 부정적인 영향을 미쳐 노동자원배분의 비효율성을 초래할 가능성도 있다.

일자리의 증가 또는 창출이 남성은 상용직을 중심으로 이루어진 반면 여성은 임시·일용직을 중심으로 이루어져 남성 노동시장의 상대적 경성화(hardness)를 알 수 있다. 1990년에서 외환위기 직전인 1997년까지의 7년 동안 여성 임금근로자는 100만 5천명이 증가한 반면 남성 임금근로자는 127만

[그림 2-13] 임금근로자 중 임시·일용직의 비중과 그 추이



1천명이 증가하였다. 그러나 증가된 임금근로자들 중 남성은 64.4%가 상용직으로 취업하였으나 여성은 반대로 60.7%가 임시·일용직으로 취업을 하였다. 1999년의 경우 여성 상용임금근로자는 150만 8천명으로 전체 여성 취업자의 18.2%에 불과하다. 따라서 1990년대 여성의 경제활동 및 취업자의 증가가 고용형태의 측면에서 여성 고용의 질적 개선을 가져오는 데 실패하였다고 할 수 있다.

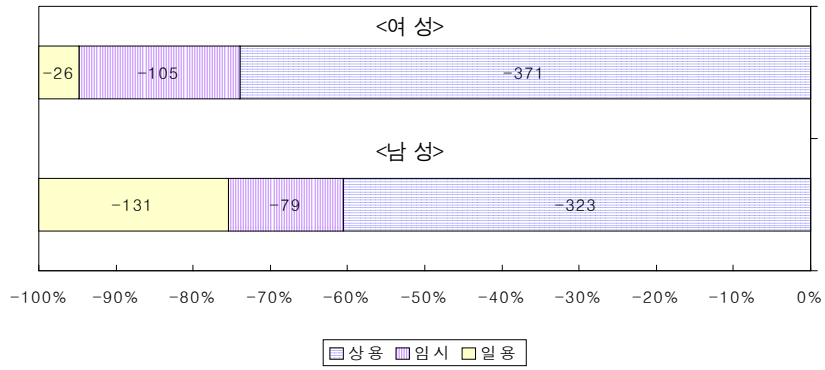
[그림 2-13]에서 보면 1990년대 초기에는 임시·일용 등 비정형 근로의 비중이 하락하다가 1990년대 중반 이후 그 비중이 증가하는 현상을 보이고 있다. 이러한 추세는 남녀 모두 비슷하게 적용되고 있지만 절대적인 수준에서 여성 임금근로자의 69.5%(1999년)가 임시·일용직이라는 사실은 여성의 노동시장의 연성화(softness)를 반영하며, 과도한 연성화는 여성의 취업기회 확대보다는 여성의 인적자본 상각 및 비정규직 오명으로 인하여 비정규직 함정에 빠질 가능성도 배제할 수 없다.

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 감소하였었고 1999년에는 실직한 이들의 대부분이 상용직이 아니라 임시·일용직으로 재취업하였기 때문에 이러한 추이를 보이는 것으로 판단된다. 이에 대해, 여성은 외환위기 과정에서 초기부터 상용직의 해고비율이 남성에 비해 상대적으로 높았던 것이 1998년에도 임시·일용직의 비중을 높인 원인의 하나로 작용하였을 가능성이 있다.

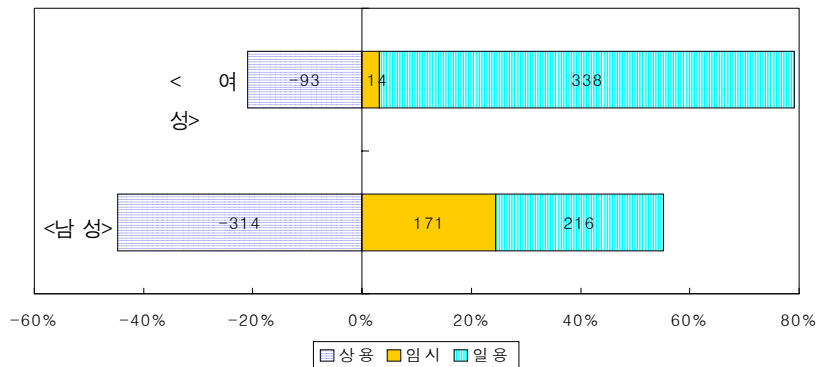
이러한 가능성은 [그림 2-14]와 [그림 2-15]에 나타나고 있는데 1997년 임금근로자 중 상용직의 비중은 남성이 64.5%, 여성이 38%였다. 그러나 외환위기 이후 1998년의 1년 동안 감소된 임금근로자의 구성비를 보면 남성은 상용직의 비중이 60%를 약간 상회하는 반면, 여성은 상용직의 감소가 73.9%에 달하였다. 그러나 1999년에 들어서는 상황이 역전되어 남성의 경우에는 계속 큰 폭의 상용직 감소가 발견되나 여성은 감소폭이 9만 3천명에 그치고 있다.

34 실업구조의 변화와 정책과제

[그림 2-14] 1997~98년의 1년간 종사상 지위별 취업자수의 변화(천명)



[그림 2-15] 1998~99년의 1년간 종사상 지위별 취업자수의 변화(천명)



### 제3절 실업자의 특성과 구조변화

#### 1. 실업자의 성별 분포

실업자 중 남성과 여성의 비율은 약 2대1로 남성이 훨씬 많다. 이는 실직한 여성에게 비경활이 일종의 완충부문(cushion sector) 역할을 하는 반면, 가계를 주로 책임지는 남성은 실업상태에서 적극적으로 구직활동을 하는

성향이 높기 때문이다. 따라서 여성은 비경제활동상태에서 곧바로 취업하는 비중이 높다. 특히 외환위기 동안 대량실업이 발생하고 재취업 또는 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 남·여의 실업률 격차가 미소하였으나 [그림 2-16]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 증가하는데 그쳐 남성 실업자의 증가폭이 높았다. 이후 실업의 완화에 따라 남·여간 실업률 격차도 점차 감소하고, 2000년 3/4분기를 기준으로 남성의 실업률은 4.2%로 여성의 2.9%보다 1.3%포인트 더 높게 나타나고 있다.

<표 2-13> 실업자의 인구학적 특성

(단위: 천명, %)

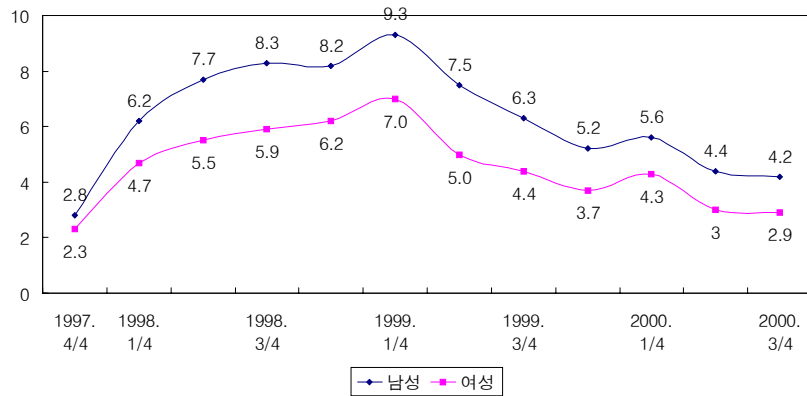
		1997	1998	1999	2000p
전 체		556(100.0)	1,461(100.0)	1,353(100.0)	957(100.0)
성 별	남 성	352( 63.2)	983( 67.3)	911( 67.3)	647( 67.6)
	여 성	205( 36.8)	478( 32.7)	442(32.7)	310( 32.4)
연령별	15~29세	314( 56.4)	612( 41.9)	537( 39.7)	397( 41.5)
	30~39세	115( 20.6)	359( 24.6)	328( 24.3)	239( 25.0)
	40~54세	96( 17.2)	377( 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 : 'p'는 2000년 전망치임.

자료 : 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도 및 매월 보도자료.

한국노동연구원, 『분기별 노동동향분석』, 2000년 1/4분기.

[그림 2-16] 성별 실업률의 추이 : 분기별



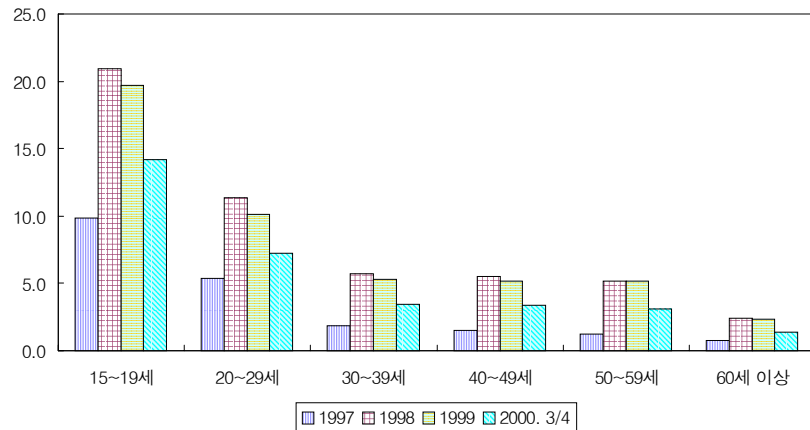
## 2. 연령별 실업의 추이

연령대별 실업률은 [그림 2-17]과 같이 청소년계층의 실업률이 상대적으로 높고 실업자수에서 청소년층 실업자가 점유하는 비중도 높게 나타나고 있다. 2000년 3/4분기를 기준으로 15~19세의 실업률은 13.1%로 나타나고 있으며, 연령대가 높아질수록 실업률이 낮아져 60세 이상의 실업률은 1.0%에 불과하다. 실업자수도 15~29세 청소년층이 1999년도에 53만 7천명(실업률은 10.6%)으로 전체 실업자의 39.7%를 점유하고 있었다.

외환위기로 인한 실업의 충격은 30세 미만의 청소년층보다 중·장년층이 더욱 커 1998년의 전년 대비 실업자수 증가율은 30~39세가 212.2%, 40~54세 292.7%, 55세 이상 253.1%로 15~29세의 증가율 94.5%보다 훨씬 높게 나타났다. 그러나 2000년에 들어서는 다시 15~29세 청소년계층의 실업 비중이 증가하여 실업자 중 청소년층의 비중은 1999년의 39.7%에서 2000년(8월까지의 평균치)에는 42.7%로 높아졌다.

[그림 2-17]에서 15~29세 청년층의 실업률은 1997년 4/4분기의 6.4%에서 1999년 1/4분기에는 16.4%까지 급격하게 상승하였다. 30~59세 장년층의 실업률 추이는 전체 실업률의 변동과 거의 유사한 반면, 60세 이상 고령자의 실업률은 1997년의 0.9%에서 출발하여 1999년 1/4분기에는 3.5%까지 상승하였으나 외환위기의 대부분 기간 동안 2.0%대에 머물러 있었다. 그러나

[그림 2-17] 연령대별 실업률



최근 급격한 실업감소로 인해 2000년 3/4분기에는 1.0% 수준으로 하락하였다. [그림 2-17]을 통하여 알 수 있는 점은 외환위기를 거치면서, 전술된 바와 같이 저연령층일수록 경기순응적 변화를 더욱 경험하게 된다는 점이다.

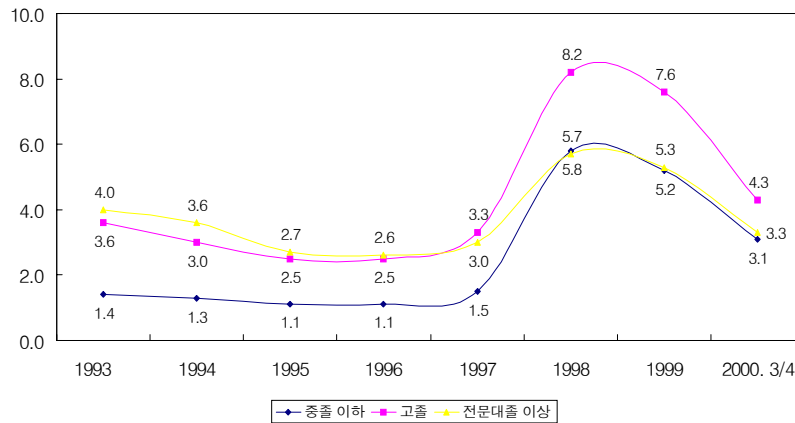
### 3. 학력별 실업 분포와 추이

학력별로는 <표 2-3>과 같이 고졸 실업자가 가장 많아 1999년 전체 실업자의 52.7%(71만 3천명)를 차지하였으며, 다음으로 중졸 이하가 27.3%, 전문대졸 이상이 20%를 점유하였다. 이러한 실업자의 학력별 분포는 1998년 이후 유사한 형태를 보이고 있다. 1997년까지는 전문대졸 이상 고학력자의 실업률이 상대적으로 높았으나 외환위기 이후 고졸자의 실업률이 더 높아진 역전현상을 보이고 있다(그림 2-18 참조). 즉 1997년의 실업률은 전문대졸 이상이 3.3%, 고졸이 3.0%를 기록하였으나 1998년에는 고졸 8.2%, 전문대졸 이상 5.7%로 역전되었다. 또한 중졸 이하의 실업률도 외환위기 이후 급격히 상승하여 1997년의 1.5%에서 1998년에는 5.8%로 높아졌다.

이러한 학력별 실업률의 역전현상은 고졸 이하의 학력자들이 외환위기로 인해 가장 커다란 타격을 받았기 때문이다. 외환위기로 인해 산업별로는 제조업과 건설업, 직종별로는 기능·기계조작·단순근로, 사무직 종사자들의 고



[그림 2-18] 학력별 실업률 추이



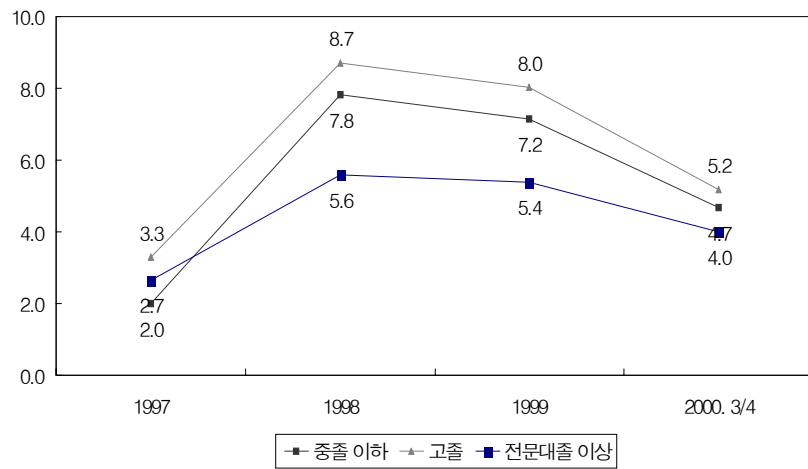
용 감소폭이 가장 현저하였고 이들 산업과 직종에 고졸 이하의 학력자들이 다수 종사하고 있었다. 실업상태로 직장을 상실한 중·고령자의 대부분이 고졸 이하의 저학력자인 사실과 대졸자의 하향 취업으로 인한 저학력자의 취업 기회 감소도 저학력자의 실업률 상승에 기여한 것으로 여겨진다. 대졸자, 특히 신규 대졸자는 가구소득 및 자산이 상대적으로 여유가 있어 비경제활동과 구직활동의 상호이동이 원활한 반면, 저학력 실직가구의 상당수는 저소득가구로 생계유지를 위해 적극적 구직활동을 하여야 하는 것도 학력별 실업률의 역전현상이 발생한 또 하나의 원인으로 판단된다.

[그림 2-19]는 남성의 학력별 실업률을 나타낸다. 1997년 동안에는 전문대졸 이상의 실업률이 중졸 이하 계층의 실업률보다 높았으나 외환위기 이후에는 중졸 이하 계층의 실업률이 전문대졸 이상의 실업률 상회하게 된다. 외환위기를 겪으면서 고졸과 중졸 이하의 저학력계층에서는 전문대졸 이상의 고학력계층에 비하여 실업률이 더욱 큰 폭으로 변화하는 것으로 나타났다. 이로부터 외환위기가 저학력계층에서 상대적으로 더욱 심각하였음을 알 수 있다.

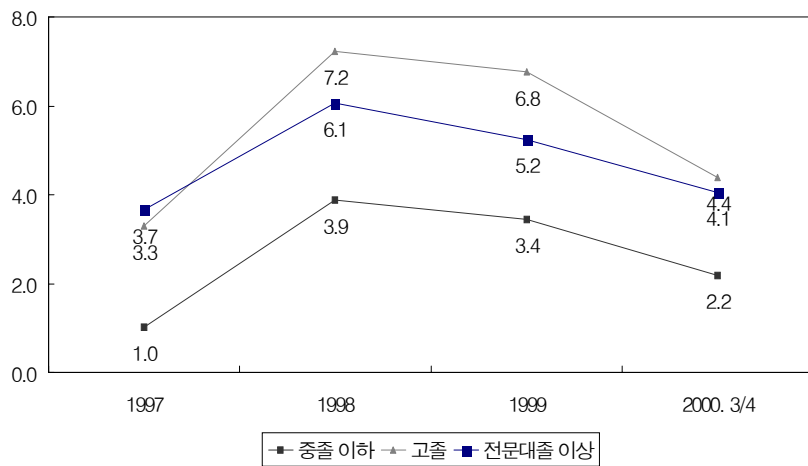
[그림 2-20]은 여성의 학력별 실업률을 나타내며 남성과는 차별적인 양태를 보인다. 즉 고졸 계층에서 실업률이 가장 높으며 경기순응적인 변화를 나타내는 점은 남성과 마찬가지로이지만, 외환위기 이후 전문대 이상의 고학

력 여성의 실업률이 중졸 이하 실업률보다 지속적으로 높은 점은 남성과는 차별되는 결과이다. 따라서 여성의 경우 고학력 실업문제가 상대적으로 심각하였음을 알 수 있다.

[그림 2-19] 남성의 학력별 실업률



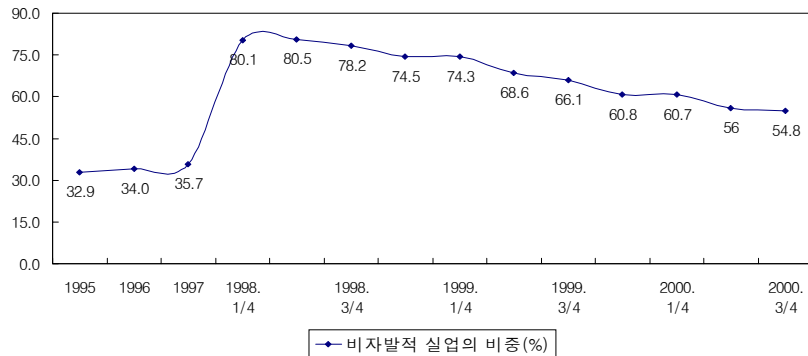
[그림 2-20] 여성의 학력별 실업률



#### 4. 비자발적 실업자의 비중

실업률이 2%대에 머물렀던 1997년 말 이전까지는 경제가 완전고용의 상태에 접근하고 있었음에 따라 실업의 원인도 자발적인 이유가 대다수를 차지하였다. 그러나 외환위기에 따라 이직시기가 1년 미만인 전직 실업자의 이직 원인 중 휴·폐업, 명예·조기퇴직·정리해고, 사업경영 악화 등 비자발적 요인에 의한 실업의 비중이 급격히 상승하였다. 1997년 35.7%를 점유하였던 비자발적 이직의 비율은 1998년 1/4분기에 80.1%로 급증하였고 이후 경기회복과 구조조정의 진행에 따라 점차 하락하는 추세를 보인다. 그러나 2000년 3/4분기의 경우에도 비자발적 이직자 비중은 54.8%로 전직 실업자의 절반을 넘고 있으며 외환위기 이전보다 훨씬 높은 상황이다.

[그림 2-21] 비자발적 실업의 비중



주 : 1997년까지 이직사유 중 폐업·해고, 사업부진 및 기타가 비자발적 이직으로 간주되었음. 그러나 1998년부터는 설문지 양식의 변화에 따라 휴·폐업, 명예·조기퇴직·정리해고, 사업경영 악화, 임시적·계절적 일의 완료 및 기타가 비자발적 이직으로 간주되고 있음.

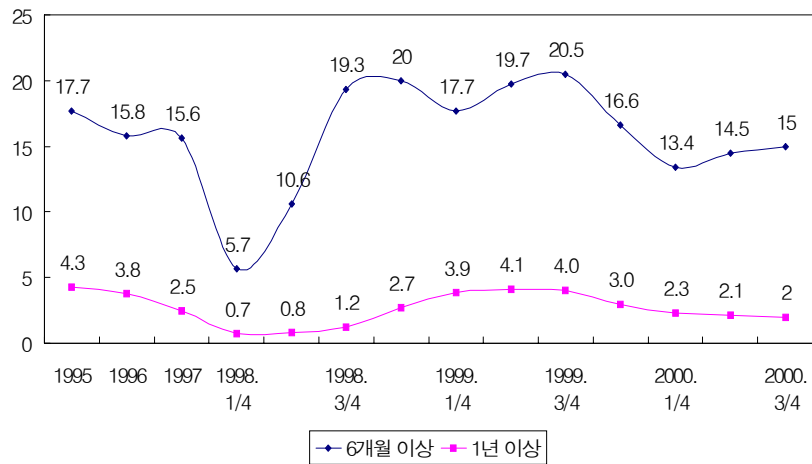
#### 5. 장기실업자의 비중

6개월 이상 또는 12개월 이상 장기실업자의 비중은 경기회복에 따라 최근 낮아지고 있는 추세를 보이고 있다. 1999년 3/4분기 20.5%에 달하였던 6개월 이상 장기실업자의 비중은 2000년 1/4분기 13.4%로 급격히 하락하였

으나 이후 다시 증가하여 2000년 3/4분기에는 15.0%를 기록하고 있다. 반대로 12개월 이상 장기실업자의 경우에는 그 비중이 지속적으로 하락하는 것으로 나타나고 있다. 외환위기 이전 15~17%대를 기록하였던 6개월 이상 장기실업자의 비중은 외환위기 이후 급격히 낮아져 1998년 1/4분기의 경우 5.7%에 불과한데, 이처럼 장기실업률이 크게 낮아진 이유는 급격한 실업의 증대로 인한 것이며 장기실업자의 절대수는 계속 증가하였다.<sup>17)</sup> 즉 1998년 1월의 경우 6개월 기준 5만 2천명, 12개월 기준 1만명이었던 장기실업자는 동년 9월에는 6개월 기준 32만 6천명, 12개월 기준 2만 7천명으로 그 절대수가 급증하여 장기실업의 문제가 외환위기를 거치면서 더욱 심각하여졌다는 것을 알 수 있다.

6개월 이상 장기실업자수는 2000년 9월 현재 11만 8천명에 달하고 있는데 장기실업자의 특성을 살펴보면 성별로는 취업에 대해 적극적인 남성이, 그리고 연령대별로는 가계를 책임지는 40대 이상에서 6개월 이상의 장기실업자 비중이 상대적으로 높다. 또한 학력별로는 전문대졸 이상의 고학력자들 중 장기실업자의 비중이 높게 나타나고 있다.

[그림 2-22] 6개월, 12개월 이상 장기실업자의 비중과 추이



17) 1998년도 각 분기에 장기실업률이 낮은 것은 이 해 경제활동인구 표본이 새로이 개편된 것에도 부분적으로 기인한다.

우리 나라의 장기실업자 비중은 외국에 비해 낮은 편인데, 그 이유는 노동 시장이 유연하기 때문이라기보다는 사회보장제도의 미비와 생계유지의 어려움으로 인해 상당수의 실업자들이 기대수준을 낮추어 취업할 수밖에 없기 때문인 것으로 판단된다. 대부분의 실직자들이 공공직업안정기관에 등록하는 외국에 비해 한국은 사회보장제도 및 공공직업안정기능의 미비로 구직등록의 비율이 낮고 비경제활동과 실업 사이의 이동이 빈번하다. 또한 실업자들의 대부분이 전직 임시·일용 근로자로 의중임금(reservation wage)이 낮고 직종·직업 전환이 용이한 점도 장기실업자의 비중이 낮은 것에 기여하고 있다(그림 2-22 참조). 더불어 강력한 실업대책의 집행으로 상당수의 실업자들이 공공근로, 직업훈련 등에 참가하여 실업상태에서 일시적으로 벗어나 장기실업자로 잡히지 않는 것도 장기실업자의 비중이 낮은 또 하나의 원인으로 간주된다.

강순희(2000)에 의하면 계속하여 실업상태에 있었던 사람들뿐만 아니라 비경제활동상태와 실업상태 사이를 이동한 사람까지도 고려할 경우 6개월 이상 미취업자는 공식 지표상의 6개월 이상 장기실업자보다 10만명 이상 더 많은 것으로 나타나고 있다(표 2-14 참조). 특히 2000년 6월의 경우 1년 이상의 장기실업자는 1만 2천명 정도지만 1년 이상 비경제활동과 실업상태를

<표 2-14> 장기실업자 및 미취업자의 규모

(단위: 천명, %)

	구직기간 기준1)		경제활동인구조사의 패널데이터 <sup>2)</sup>					
			실업자 (A)		비경제활동 또는 실업인구(B)		합 계 (A+B)	
	1999. 6	2000.6	1999.6	2000.6	1999. 6	2000.6	1999. 6	2000.6
6개월 이상	282.1 (20.8)	120.4 (15.2)	198.9 (14.7)	101.5 (12.8)	239.9 (17.7)	124.7 (15.7)	438.8 (32.4)	226.2 (28.5)
1년 이상	51.5 ( 3.8)	20.3 ( 2.6)	38.0 ( 2.8)	11.5 ( 1.4)	142.6 (10.5)	84.6 (10.7)	180.6 (13.3)	96.1 (12.1)

주 : 1) 통계청 경제활동인구조사의 구직기간이 공식적인 장기실업자 판정기준임.

2) 패널데이터는 통계청 경제활동인구조사의 원자료를 패널화하여 실직기간을 계산한 것임.

3) 괄호 안 값은 전체 실업자 중에서 차지하는 비중을 나타냄.

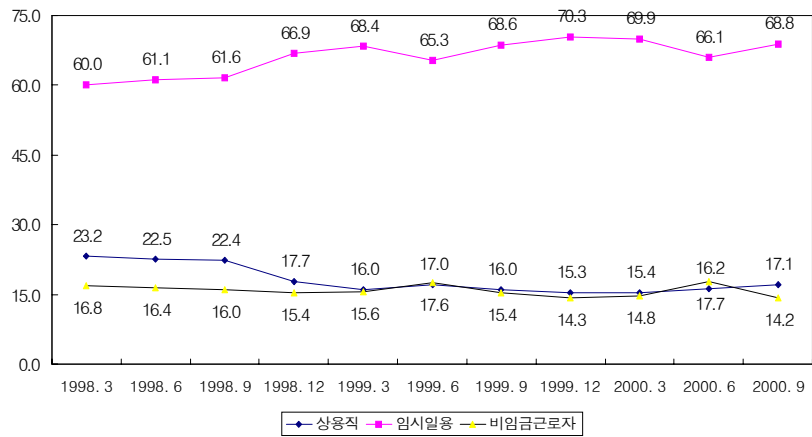
자료 : 강순희(2000)를 재인용하였음.

반복한 사람들은 10만명에 가까운 것으로 조사되었다. 따라서 실업과 비경제활동 사이를 이동하면서 장기간 미취업상태에 놓여 있는 사람들도 취업의사가 있다고 볼 때, 장기실업정책의 대상이 되는 사람들의 규모는 20만명이 넘는다.

### 6. 실업자의 전직 종사상 지위별 분포

취업경험이 있는 1년 미만 전직 실업자 중 임시·일용 근로자가 점유하는 비중은 1998년 3월의 60.0%에서 크게 늘어나 2000년 9월에는 68.8%를 보이고 있다. 한편 정규직 근로자 출신의 실업자는 그 비중이 동 기간중 23.2%에서 17.1%로 하락하였다. 최근 노동시장이 안정화되고 경기활성화에 따라 임시·일용직에 대한 수요가 증가함에 따라 전직 실업자 중 임시·일용 근로자가 차지하는 비중도 다소 하락하였으나 아직도 임시·일용직 전직 실업자의 비중은 외환위기 이전보다 크게 높은 상태로 여겨진다.

[그림 2-23] 전직 종사상 지위별 실업자의 구성비



### 제 3 장 고용안정성과 실업의 위험

#### 제1절 노동시장 불안정성

외환위기 이후 노동시장의 불안정성(instability)에 대한 근로자들의 인식이 팽배해 왔다. 외환위기에 따른 심각한 불경기로 인해 구직난, 미취업의 장기화, 임금삭감, 그리고 비정규직 확대와 같은 노동시장 여건의 악화 등으로 인해 근로자들의 피해의식이 높아져 온 것이 사실이다. 특히 비정규직·여성·중고령 근로자 계층의 경우 외환위기 이전에 비하여 이직률(separation rate)이 높아져 위기의 주된 ‘희생양’이라고 흔히들 인식되곤 한다.

일부에서는 근로자들 중에서도 기득권 계층으로 볼 수 있는 대기업의 고학력·정규직 근로자의 고용불안이 사회적인 여론을 주도하여 노동시장 불안정성과 위기를 실상보다 과장·증폭시키고 있고, 그 결과 근로자의 피해의식이 필요 이상 높아졌다고 주장하기도 한다.

그러나 실증분석의 결과 한국 노동시장의 불안정성 증가는 전체 근로자 계층에서 보편적으로 나타나는 현상이며, 기득권 계층보다는 비정규직·저학력·여성·중고령자 계층에서 불안정성이 상대적으로 크게 높아졌음을 확인할 수 있었다. 더욱이 이러한 한국 노동시장의 불안정성 정도가 미국과 비교되어도 매우 높은 수준이며, 외환위기 이후 한·미간 불안정성 격차는 더욱 확대되었음을 확인할 수 있었다. 미국 노동시장 불안정성에 대한 논의는 1990년대 후반 들어, 미국 노동경제학계에서 본격화되었으며, 단기근속자의 비중, 직장유지율(job retention rate) 혹은 이직률(separation rate) 등의 변수들이 노동시장 불안정성의 척도로 사용되고 있다.

노동시장 유연성이 노동시장의 '효율성' 정도를 반영하는 개념인 데 반하여, 노동시장 불안정성은 효율성의 변화방향을 제시해 주지는 못한다. 즉 노동시장의 효율성이 개선되어도 불안정성은 증가될 수 있으며, 역으로 불안정성의 증가가 효율성의 악화를 반영할 수도 있다. 만일 외환위기 이후 노동시장 유연화를 위한 정책방향이 노동시장 불안정성을 심화시켰고, 노동시장 효율성 개선 없이 계층간 사회·경제적 격차를 확대시키고 인적자본 개발의 약화, 빈곤의 재생산과 같은 부정적 영향을 수반한다면 이는 매우 중대한 문제로서 지금까지의 노동시장 정책방향에 대한 재검토가 필요할 것이다.

노동시장의 불안정성이 증가하는 원인으로는 크게 세 가지를 들 수 있다. 첫 번째는 노동시장에 장기적이고 점진적인 영향을 미치는 기술적 요인을 들 수 있다. 세계화와 정보화, 그리고 지식기반산업 확대와 같은 경제환경의 변화에 대처하기 위해, 기업은 유연한 인적자원관리 시스템을 도입하며 계약직제, 소사장제, 아웃소싱, 파견근로 등을 확대해 왔다. 또한 근로자도 '평생직장'이라는 개념 대신 '평생직업'이라는 개념 아래에서 적극적인 자기개발 노력과 이직을 통하여 자신의 시장가치를 높이고 경력을 향상시키려는 노력을 기울인다. 이러한 현상은 노동시장에서의 효율성과 생산성 향상 차원에서 불가피하게 발생하는 노동시장 불안정성의 증대로 이해될 수 있을 것이다.

두 번째 원인은 제도적인 변화이다. 외환위기에 적극적으로 대처하기 위해 사용자의 고용조정에 대한 제한을 완화하고 이를 통하여 노동시장 유연화를 달성하자는 취지하에 이루어진 다양한 법제도의 변화들도 노동시장 불안정성에 영향을 미쳤을 것으로 판단된다.<sup>1)</sup> 통상 노동시장 유연화 지지자들은 보다 높은 수준의 고용조정의 자유가 사용자에게 주어질수록 기업경쟁력은 회복되어 더 많은 일자리가 창출되고 결국 근로자도 혜택을 볼 것이라고 주장한다.<sup>2)</sup> 이와는 반대로 노동계는 근로자의 지위가 더욱 약화되었고, 법제

1) 소위 날치기법으로 알려진 「경영상 이유에 의한 해고」(근로기준법 제27조 제2, 3, 4항)가 1996년 12월 26일 여당 단독으로 통과된다. 그러나 이 법은 시행되지 못하고, 1997년 3월 13일 여야 합의에 의하여 「경영상 이유에 의한 고용조정」(근로기준법 제31조)으로 교체되게 된다. 이 개정 법은 부칙에 그 시기를 2년간 유예하여 1999년 3월 13일부터 시행하는 것으로 명기하였다. 그러나 현장에서는 이미 권고사직이나 자진사퇴라는 형식으로 광범위하게 인원정리가 행하여졌다(구건서, 1998).



도의 계약으로 인하여 노동시장 불안정성이 더욱 커졌다고 주장한다.<sup>3)</sup>

마지막 요인으로 경기적 요인을 들 수 있다. 즉 경제위기 동안에 유동성 제약을 해소하고 인건비 부담을 줄이기 위해 기업은 인력규모를 축소하거나 정규직 대신 비정규직의 채용을 늘려 일시적으로 노동시장 불안정화가 높아질 수 있다는 것이다.

노동시장 불안정화가 노동시장에 미치는 효과는 형평성(equity)과 효율성(efficiency)의 두 가지 관점에서 이해될 수 있다. 노동시장 불안정성은 노사 간 협상력의 불균등을 심화시켜 근로자의 생산성에 질적 변화가 없어도 근로자의 지분은 감소할 수 있다. 임금의 변화가 없는데 노동시장 불안정성이 커졌다면 이는 근로자 후생의 감소를 의미한다. 또한 불안정성이 저학력자·비정규직·여성·고령자 등 노동시장 지위가 낮은 계층에 집중된다면 계층간 불평등을 확대시킬 수도 있다.

노동시장의 불안정화는 경제적 효율성(efficiency)에도 영향을 미친다. 가령 어느 정도의 직장 이직은 비록 비용이 따르더라도 비효율적인 “매칭(matching)”을 종식시키고 경제효율성을 도모하여 근로자와 사용자 모두에

2) OECD(1999)의 고용전망보고서(*Employment Outlook*)는 1998년 「경영상의 이유에 의한 해고의 제한법」이 통과된 후 한국의 법적 고용보호 정도의 순위를 27개 OECD 국가 중 10위로, 경영상 이유에 의한 해고의 용이성 순위는 3위로 평가하여 고용보호 정도가 경제위기 이전에 비하여 상대적으로 완화되었다고 결론지었다. 세계은행(2000)에서도 IMF 위기와 회복기간 동안에 보여준 노동시장 유연성 정도는 다른 아시아국가들이나 OECD국가들보다 상대적으로 컸다고 보았다. 그러나 이들이 사용한 지표가 실업이나 불완전고용과 같은 양적 지표들이어서 노동시장 효율성과 같은 질적인 변화는 적절히 반영하지 못한다는 비판론도 제기된다. 외환위기 이후 노동시장 불안정성에 관한 실태조사는 조준모 외 4인(1999)을 참조할 수 있다.

3) 가령 영국의 1965년의 「집단해고수당법(Redundancy Payments Act)」과 1971년의 「노사관계법(Industrial Relation Act)」의 예를 들어 보자. 전통적으로 이 법제정을 지지하는 데 사용된 논리는 진보적인 것이었다. 즉 근로자에게 ‘직업에 대한 재산권’을 보다 많이 부여함으로써 형평성이 개선될 것이라는 차원에서 이 법의 제정이 지지되었다. 그러나 Collins(1991: 227)나 Beck(1999: 92)은 이러한 법제정이 형평성의 개선차원에서만(즉 효율성의 변화 없이 단순히 사용자의 재산권을 근로자에게 이전하면서 형평성이 개선되는 차원) 이루어지지 않는다고 지적한다. 이들 연구에 의하면 1965년과 1971년의 법제정 당시 영국 입법부는 이 법제정을 통하여 해고로 인한 노조 파업을 억제하고 공식적 틀 안에서 합리적인 단체협상을 통하여 효율성을 개선시키려는 의도를 갖고 있었다는 주장이다. 만약 이 법의 운용이 Collins나 Beck가 주장하는 제정 목적에 부합되도록 이루어졌다면 경제효율성은 개선되었을 것이다. 그러나 그렇지 않았다면 근로자의 후생이 오히려 감소했을 가능성도 존재한다.

게 이로울 수도 있다. 그러나 근로자의 근속기간이 단기화되어감에 따라, 한 기업에 대한 근로자의 의존 노력 수준이 감소하고 직업특수 인적자본(job-specific human capital)에 투자할 유인이 감소하며 노사간의 신뢰 형성을 저해하여 내부노동시장의 효율적 운용을 어렵게 할 가능성이 있다. 만일 외환위기 동안의 제도변화가 사용자로 하여금 과도한 수준의 해고를 허용했다면, 해고근로자들이 겪게 되는 정신적·물질적 고통 이외에도 장기근속자의 직업특수 인적자본 상실이라는 막대한 경제적 비용을 지불할 가능성도 있다.<sup>4)</sup> 이 경우 기업은 고용조정을 통해 사적 효율성을 달성할 수도 있으나, 사회 전체의 효율성은 악화될 수도 있을 것이다.

최근 한국 노동시장에서 대두되는 외환위기를 전후한 한국 노동시장의 변화가 궁극적으로 기업과 국가경쟁력의 향상을 초래할 것인지 아니면 근로자의 희생만으로 귀착될 것인지의 문제; 노동시장 불안정화가 계층간 사회·경제적 불평등을 확대하고 빈곤의 재생산으로 귀착될 것인지의 문제; 그리고 형평성과 효율성 사이의 조화와 그를 위한 제도개선·정책개발 문제 등의 해답은 결국 한국 노동시장의 변화와 구조에 대한 실증적이면서도 심층적인 연구를 전제로 할 것이다. 특히 외환위기를 전후로 한국 노동시장 불안정성의 정도와 변동에 관한 이해는 전술한 문제에 접근하기 위해 반드시 규명되어야 할 명제일 것이다.<sup>5)</sup>

많은 연구자들이 노동시장 불안정성의 정도와 변화, 그리고 그 원인에 대한 연구의 필요성을 인식하고는 있었지만 사용 가능한 패널자료의 부재로

4) IMF 경제위기 이후, 전체 근로자 계약기간의 단기화 외에도 비정규직 근로자의 비중이 증가하는 현상에 대해서 한국의 정책입안자와 노동계에서 우려하는 목소리가 높다. 통계청 발표에 의하면 임금근로자 중 임시·일용직 추이가 1997년의 45.9%에서 2000년 8월 52%로 증가하였다. 이러한 비정규직 근로자 비중이 늘어나는 현상에 대하여 기업의 효율성 개선의 측면도 존재할 것이다. 가령 기업의 비정규 노동에 대한 고용조정이 기업이 노동을 과다 혹은 과소 보유함에 따라 노동비용을 절감함으로써 기대이윤을 증대시키는 역할을 할 수도 있을 것이다. 그러나 비정규직 근로자 비중의 증가는 노사간의 인적자본 투자와 연관된 장기계약을 훼손하고 기업에 대한 근로자의 충성도(loyalty)와 의존노력의 동기를 감소시켜 기업의 장기 효율성을 훼손하는 측면도 존재할 것이다(김일중·조준모, 2000).

5) 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 위한 연구로 발전되게 된다. 이러한 방향의 연구로 Gottshalk and Moffitt(1999)를 들 수 있다.

인해 실증분석이 시도되지 못하였다.<sup>6)</sup> 본 절에서는 한국노동패널 연구의 1,2차년도 자료를 이용하여 1990년대 중반 이후 우리 나라 노동시장 불안정성(instability)의 정도와 변화를 측정하며, 미국과의 비교분석을 통하여 우리 나라 불안정성의 상대적 크기를 평가한다.

### 1. 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>7)</sup>(Current Popul-

- 
- 6) 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 우리 나라 노동시장의 '단절성 강화'를 추론케 한다. 남재광·김태기(2000)는 한국의 비정규직은 미국과 달리 한번 빠지면 헤어나기 어려운 함정이 대부분으로 가교로서의 기능은 무시할 수 있을 정도로 미약하다고 결론 내리고 있다. 비정규직의 함정론에 대해 금재호(2000)도 비정규직을 시작한 지 5년이 넘어도 근로자의 70% 정도는 비정규직을 벗어나지 못한다는 사실을 한국노동패널 데이터에서 발견하고 비정규직 함정의 존재 가능성을 시사하고 있다.
- 7) 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 일정 연도에 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 응답 빈도가 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 근무

ation Survey) 부가조사(supplements)를<sup>8)</sup> 이용한 연구들은(Diebold et al. 1997; Jaeger and Stevens, 1999) 1990년대 초반까지 미국 노동시장의 이직률(separation rate)에는 변화가 거의 없었다는 결과를 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>9)</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 3-1 참조).<sup>10)</sup> CPS를 이용한 연구들과 마찬가지로

---

한' 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 1/7 정도에 불과하고, 도시지역의 가구조사로 전국을 대표하지 못한다는 한계를 안고 있다.

- 8) 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 Supplements) 등을 실시하였다.
- 9) 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 제외없이 기존 연구와 같은 방법으로 재추정한 결과 이직률에 큰 변화가 없었던 것으로 연구결과가 수정되었다.
- 10) 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 기존 연구의 추론을

<표 3-1> 미국 노동시장의 불안정성에 관한 연구결과의 요약

CPS 이용한 연구	
Farber(1997a)	1993~96년의 기간 동안 35~64세의 성인 남녀 중 10년 이상 남성 근속자 비율이 감소; 1979~96년 사이에는 여성의 20년 이상 장기고용이 증가
Farber(1997b)	1984~96년의 기간 사이에 20~64세 성인 남녀 중 남성 고학력자의 해고율이 증가, 그러나 동 기간 공장폐쇄로 인한 해고율은 변화가 없음.
Swinnerton 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)	Swinnerton 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)	1973~91년의 기간 동안 20~59세 남성 중 흑인과 저학력층의 불안정성이 증가
PSID를 이용한 연구	
Polsky(1999)	1976~81년과 1986~91년의 두 기간을 비교하여 25~54세 남성 가구주의 전반적 이직률(separation rate)에는 별다른 변화가 없었으나 비자발적 이직률의 증가, 이직자의 재취업률 하락 및 전직(轉職)에 따른 임금하락폭의 증가를 보고
Jaeger and Stevens(1999)	1976~92년의 기간 동안 20~59세 남성 가구주의 근속기간(job tenure)은 안정적이었으나 흑인과 저학력층의 고용불안정성은 증가
Boisjoly, Duncan, and Smeeding(1998)	1968~92년 기간 동안 25~59세 남성 가구주의 비자발적 해고가 증가
Rose(1995)	24~48세 사이 남성 가구주가 경험한 직업의 수가 증가
Marcotte(1995)	14~44세 남성 가구주의 직장이직확률(job turnover probability)이 전반적으로 증가하였고, 특히 흑인과 저학력자에서 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 백인 남성(non-hispanic)의 이직률이 증가

기각하고 있다.

로 PSID(Panel Study of Income Dynamics)를<sup>11)</sup> 이용한 연구들도 명쾌한 변화방향을 제시하지는 못하였다.

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 연구결과와의 차이는 두 자료의 표본구성이 상이하다는 점에 크게 기인한다. CPS가 16세 이상의 모든 성인 남녀를 표본으로 하고 있으나 PSID는 조사대상 가구의 남성 가구주 혹은 배우자만을 대상으로 조사한다. 만약 남성 가구주 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 당시 취업자의 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 연구결과와의 차이를 초래하는 주요한 원인이 된다.

CPS와 PSID 이외에도 NLSY(National Longitudinal Survey of Youth)도 노동시장 불안정성의 변화를 계측할 수 있는 자료를 제공한다. <표 3-1>과 같이 NLSY 데이터를 이용한 Monks and Pizer(1998)의 연구는 19~36세 전일제(full-time) 남성 근로자의 이직률이 증가하였음을 보고하였고, Bernhardt et al.(1999)도 14~37세 백인 남성의 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 못한

11) 1968년도에 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 조사결과가 미국 전체의 모집단을 반영하지 못할 가능성이 지적된다.

다는 근본적인 한계를 지닌다.

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

## 2. 근속기간의 변화

### 가. 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 전술한 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>12)</sup>를 이용하여 취업자들의 근속기간을 살펴보면 1990년대 중반 이후 근속기간의 평균값이 하락하는 추세가 발견된다.<sup>13)</sup> [그림 3-1]에서 전체 취업자의 근속기간은 1994년의 7.08년에서 지속적으로 감소하여 1999년에는 6.00년의 수준으로 15.3%가 줄어들었다.<sup>14)</sup> 이러한 현상은

12) 한국노동패널 조사의 제1차년도에서는 15세 이상의 모든 응답자들에 대해 과거의 취업경험을 질문하였다. 구체적으로 “만 15세부터 일주일에 평균 15시간 이상씩 2개월 이상 근무”한 모든 일거리(직장)에 대해 ‘시작한 시기’, ‘그만둔 시기’, ‘산업’, ‘직종’ 및 ‘종사상의 지위’를 묻고 있다.

13) 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.

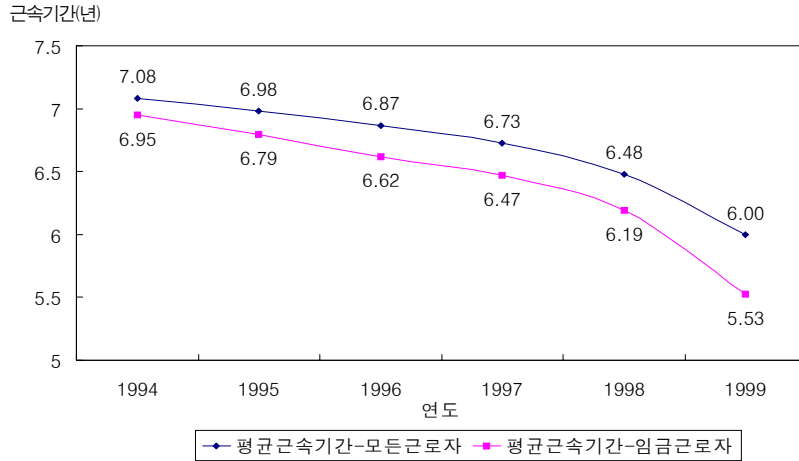
14) 한국노동패널 연구의 제1차 조사는 1998년 6월에서 10월까지, 제2차 조사는 1999년 7월에서 11월까지 수행되었다. 4~5개월에 걸친 조사기간으로 인해 취업상태, 근속기간 등의 변수값이 동일 시점에 바탕을 두지 못하고 있다. 조사시점의 불일치는 평

---

균근속기간, 직장유지율(job retention rate) 등의 연도별 추이에 대한 정확한 비교 분석을 저해한다. 본 고에서는 비교시점의 통일을 위해 제1차년도 조사가 시작된 달인 6월을 기준시점으로 삼고 근속년수, 연령, 결혼 여부 등 각종 데이터를 구축하였다. 더불어 1994년 이전에 대해서도 근속기간의 계산이 가능하지만 조사시점에서 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.



[그림 3-1] 평균근속년수의 추이



임금근로자로 분석대상을 제한하였을 때 더욱 명확하게 드러나고 있는데 임금근로자의 근속기간은 같은 기간에 19.6%나 하락하였다.<sup>15)</sup> 외환위기 이후 평균근속기간의 하락세가 더욱 뚜렷해지며 전체근로자와 임금근로자 사이의 평균근속기간 격차도 시간에 따라 확대되어 임금근로자의 노동시장 이동과 고용불안정성이 비임금근로자보다 더욱 심각해진 것으로 나타난다.

성별로는 남녀 임금근로자 모두에 대해 평균근속기간의 하락현상을 발견할 수 있으나 1998~99년에는 남성의 평균근속기간 하락이 두드러졌다. 고용형태별로는 정규직보다 비정규직 임금근로자에서 하락현상이 현저하게 나타난다<sup>16)</sup>(부도 1과 부도 2 참조). 특히 1997년 이후 정규직과 비정규직 사

15) 외환위기 이전에도 평균근속년수가 하락한 원인의 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.

16) 고용형태에 따른 근속기간의 변화를 파악할 때에는 건설업을 제외하였다. 미국 등 선진국과 달리, 우리나라의 건설업 종사자의 대부분은 일용직이고 일거리에 따라 수시로 근무장소를 이동하는 특징을 가진다. 고용계약을 맺은 모든 일거리를 독립적인 직장경험으로 간주하고 직장경험의 개인 이력을 일일이 조사하는 것은 사실상 불가능하다. 따라서 건설업 종사자와 같이 근무장소 또는 회사만을 옮겨다니면서

이의 평균근속기간 차이가 급속도로 확대되었다. 이는 외환위기로 인한 고용조정이 비정규직을 중심으로 이루어졌을 뿐만 아니라 비정규직 위주로 신규채용이 이루어졌다는 사실을 반영한다.

임금근로자의 평균근속기간은 근속기간의 분포형태에 따라 크게 영향을 받는다.<sup>17)</sup> 이러한 영향을 배제하는 방법의 하나는 평균값 대신 중간값(median)의 변화를 살펴보는 것이다. 1994년 4.42년이었던 전체 취업자 근속기간의 중간값은 1999년 3.25년으로 1.17년이나 낮아졌다. 임금근로자의 경우에도 같은 기간 4.29년에서 2.83년으로 1.46년이 줄어들었으며 동일 직장에 3년 이상 근무하고 있는 임금근로자는 42.0%에 불과하였다. 근속기간의 평균치 하락폭보다 중간값의 하락폭이 상대적으로 크게 나타나고 있는데 이는 장기근속자의 이직·전직이 상대적으로 심했음을 보여주는 것이다.

이러한 점은 근속기간 분포의 변화를 살펴볼 때 더욱 명확해 진다. [그림 3-2]는 1994년, 1997년 및 1999년의 임금근로자의 근속기간 분포를 나타내고 있는데 1994년 이후 1년 미만 근속자의 비중이 급격히 증가한 반면, 14년 이상 장기근속자의 비중은 현저하게 감소하였다. 또한 10년에서 12년 미만의 범위를 제외한 대부분의 2년 이상 근속기간대의 비중이 줄어들어 그동안 이직 및 전직이 시계열상에 점증되었음을 간접적으로 입증하고 있다. 성별로는 남녀 모두 1년 미만 근속자의 비중이 큰 폭으로 증가하였다(부도 3과 부도 4 참조). 그러나 남성은 14년 이상 장기근속자 비중의 감소가 두드러지게 나타난 반면, 여성은 1년에서 4년 미만 근속자의 비중 감소가 두드러진 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 노동시장에서 발견되는 근속기간 분포의 급격한 변화와 고용불안정성의 증대는 다음에서

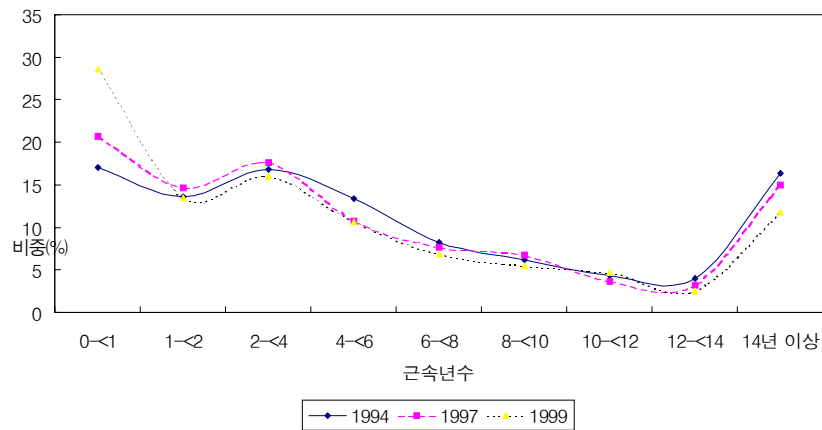
---

동일한 업무에 종사하는 경우에는 이를 하나의 직장경험으로 간주하였다. 이러한 조사방법으로 인하여 건설업 종사자 및 이와 유사한 비정규직 임금근로자의 근속기간은 상당히 장기간인 것으로 나타나고 있다. 이런 연유에서 후술되는 분석에서는 건설업을 포함할 경우와 포함하지 않을 경우로 나누어 노동시장 불안정성 변화를 살펴볼 것이다.

17) 근속기간의 평균치만으로는 어느 근속기간 계층(cohort)에서 이직 및 전직이 활발하였는지 판단할 수 없다. 극단적인 예로 만약 근속년수의 중간값 아래의 단기근속자들만 이직하여 재취업하였다면 근속기간의 평균값은 낮아지지만 중간값에는 변화가 없을 것이다.

비교분석될 미국의 경우와는 극명하게 대비된다.

[그림 3-2] 임금근로자의 근속년수 분포와 추이



나. 1년 이하 근속자 비중의 변화 추이

Jaeger and Stevens(1999)<sup>18)</sup>는 PSID와의 비교분석을 위해 미국의 CPS 데이터에서 남성 가구주와 배우자(이하 가구주로 부른다)의 표본만을 추출하고 이 표본 가운데 자영업자를 제외한 임금근로자를 대상으로 1년 이하와 10년 미만 근속자의 비중이 시계열상에 어떻게 변화하였는지를 살펴봄으로써 노동시장의 불안정성을 계측하였다.

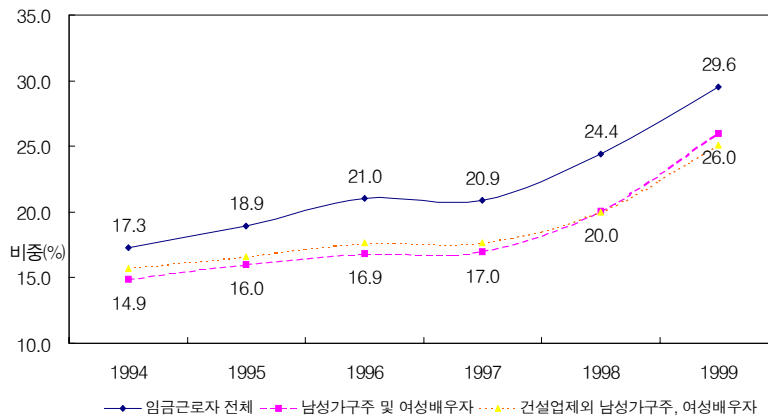
본고에서는 미국과의 비교분석을 위해 Jaeger and Stevens와 동일한 방법으로 한국노동패널 자료를 재구성하고 한국 노동시장에서 근속기간(년)

18) Jaeger and Stevens(1999)는 1973~96년의 CPS자료와 1976~96년의 PSID 자료를 사용하여 미국 노동시장에서 1년 이하 근속자와 10년 이하 근속자의 비중이 어떻게 변화하였는지를 살펴보았다. 또한 이들은 근속자 비중의 장기 추세를 파악하기 위해 1 단계의 로짓분석과 더불어 2단계에서 계층별로 근속기간 분포의 추정치를 계산하고 이들 추정치의 시간에 따른 변동 추이를 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.

별 분포의 변화 추이를 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 변화 추이를 살펴봄과 동시에 Jaeger and Stevens의 연구결과와 비교할 것이다. 더불어 전체 근로자를 대상으로 근속기간 분포의 변동 추이를 분석하여 노동시장의 전반적인 불안정성(instability) 변화를 살펴보고자 한다.

[그림 3-3]은 한국노동패널의 표본을 PSID과 동일하게 구성하였을 때 1년 이하 근속자 비중의 연도별 변화를 보여준다.<sup>19)</sup> 1년 이하 근속자의 비중은 1994년의 14.9%를 시작으로 외환위기 이전인 1997년의 17.0%에 이르기

[그림 3-3] 근속기간 1년 이하의 비중과 추이



까지 다소 증가하는 양상을 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 1998년보다 1999년에 단기근속자의 비중 증가가 현저히 나타난다. 이는 실물시장의 불황이 노동시장에 시차를 두고 영향을 미쳤거나 1998년의 실직자들이 1999년도에

19) 20세 미만의 청소년과 60세 이상의 고령자 및 농림수산업 종사자는 본고의 분석대상에서 제외하였으며, 20세 이상 60세 미만의 임금근로자만을 대상으로 하였다.

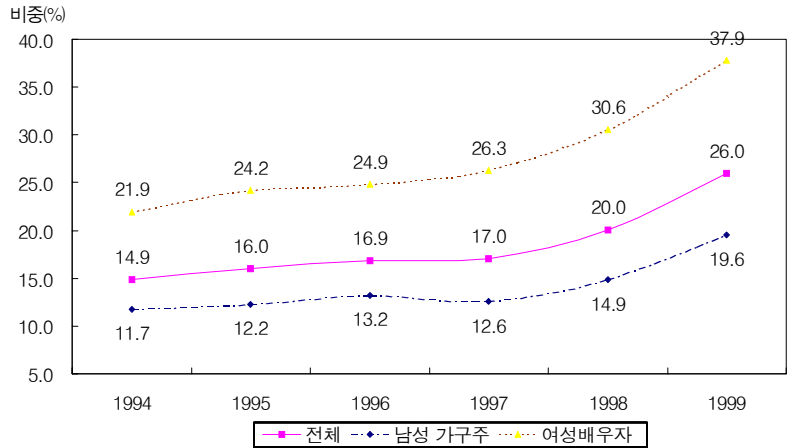
재취업하였기 때문일 가능성이 있다.

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 가구주가 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 3-3]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 PSID형식의 표본구성에서는 제외되는 점이 1년 이하 근속자의 비중이 증가한 원인으로 작용한다.<sup>20)</sup>

1990년대 중반 이후 근속기간 1년 이하의 비중이 증가하는 추세는 남녀 모두에서 잘 나타난다(그림 3-4 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.

20) 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 3-4] 1년 이하 근속자 비중의 성별 분포와 추이



1년 이하 근속자 비중의 변화가 보여주는 현상은 미국의 경험과 상당히 차이가 난다. Jaeger and Stevens(1999)에 의하면 미국 CPS의 가구주 표본에서 1980년대와 1990년대 초반에 걸쳐 남성 가구주 중 1년 이하의 근속자 비중은 20~25% 범위에서 완만하게 하락하다가 재차 상승하나 그다지 큰 변화는 없는 것으로 나타났다. 여성도 25~30% 사이를 유지하여 상당히 안정적인 기조를 유지하였다. 반면 한국은 분석기간이 1994년 이후로 제한되어 있어 미국과의 직접적 비교는 불가능하나 상승과 하락의 순환적 기조보다는 단조 증가(monotonic increase) 추세가 완연하다. 특히 외환위기의 영향권 아래에 있었던 1999년에 여성 가구주 또는 배우자의 39.7%가 근속기간 1년 이하로 미국의 25~30% 구간을 벗어났다. 결론적으로 1년 이하 단기 근속자 비중은 미국의 노동시장과는 달리 상대적으로 단기에 급격한 변화가 있었으며 이러한 변화는 외환위기 이후 가속화되었음을 알 수 있다.<sup>21)</sup>

21) OECD의 고용전망보고서(*Employment Outlook*, 1995)에 따르면 1980년 초반 미국의 월평균 직장이직률 (job turnover rate:  $\frac{\text{이직자수} + \text{이직자수}}{\text{취업자수}} \times 100$ )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 연구 결과를 뒷받침해 주는 연구결과들도 1980년대 이미 제시된 바 있다. 가령 Hall(1982)

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 3-5]를 살펴보면 전반적으로 연령대가 높아질수록 1년 이하의 근속자 비중은 감소하나 40대와 50대에서는 그 비중의 차이가 크지 않을 뿐만 아니라 관찰년도에 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 미쳤던 점을 시사하는데 후술되는 분석에서 이러한 점은 보다 명확히 논의될 것이다.<sup>22)</sup>

성·연령계층별 비중의 추이를 살펴보면 연령이 높을수록 외환위기로 인하여 급격한 변화를 경험한다.<sup>23)</sup> 이러한 현상은 남녀 모두에 적용되는데 가구주 표본에서 20대 남성 가구주 중 1년 이하 근속자 비중은 1994년의 24.7%에서 1999년의 26.2%로 커다란 변화를 보이지 않는다. 미국의 CPS 표본에서 근속기간이 1년 이하인 20대 남성 가구주의 비중은 35~45% 수준으로 한국의 20대 남성 가구주에 비해 그 비중이 상당히 높다. 반면 30대 이상의 계층(cohort)에서는 외환위기 이후 1년 이하 근속자가 차지하는 비중은 매우 급격한 변화를 겪었다. 특히 50대 남성 가구주의 경우 근속기간 1년 이하의 비중은 1994년의 8.6%에서 1999년에는 22.7%로 약 2.64배 늘어났을 뿐만 아

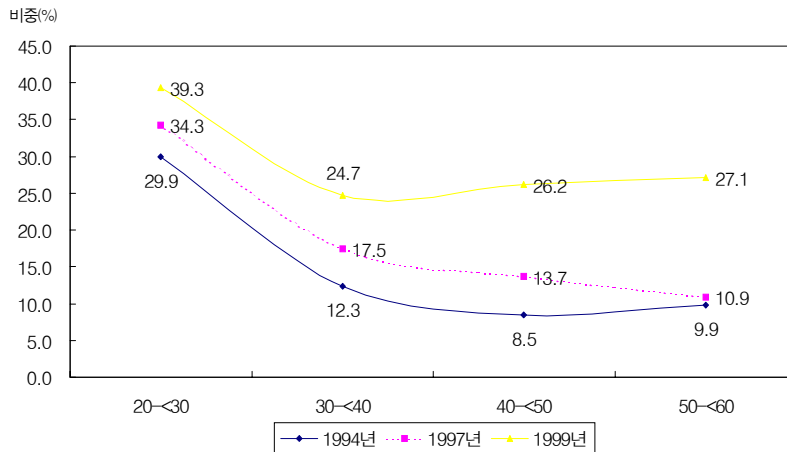
---

은 중·장년층의 낮은 이직률을 제시하고 미국 노동시장에서 장기근속의 중요성 및 가치에 대하여 논의하였으며, Kazuo Koike(1978)도 15년 이상의 장기근속자의 비중이 일본보다 미국에서 더욱 높다는 결과를 발표한 바 있다. 이는 일본의 종신고용관행과 미국의 유연한 노동시장에 관련된 단순한 직관과 배치되는 실증분석 결과이다.

22) 가구주 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.

23) 본고에 대한 논평에서 방송통신대의 박덕제 교수는 한국에서 중년층의 불안정성(instability)이 높은 것은 고용조정방식이 미국과 다른 것에 있다는 점을 지적한다. 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 대상자로 연장자를 우선적으로 선정하는 점이 중년층 노동시장의 불안정성에 기여할 수 있다는 점을 지적하고 있다. 직장상실자만을 대상으로 하는 노동시장 불안정성(insecurity) 분석에서 이러한 측면이 보다 선명히 나타날 것이다.

[그림 3-5] 1년 이하 근속자 비중의 연령대별 분포와 추이



나라 40대 남성 가구주의 비중을 초과하게 된다.<sup>24)</sup>

여성 가구주(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 완전히 나타나고 있다(부표 1, 부표 2). 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>25)</sup> 그러나, 외환위기 이후 1년 이하 근속자 비중의 급속

24) 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.

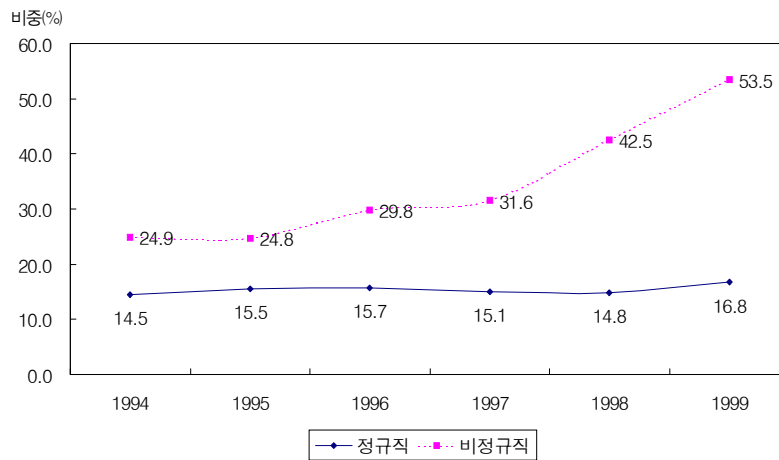
25) 미국의 경우 1980~90년대에 여성 가구주 또는 배우자들 중 1년 이하 근속자의 비중은 20대에서 40~45%, 30대 25~30%, 40대 20~25%, 50대에서 10~15%로 나타나 남성보다 전연령대에 걸쳐 비중이 높았으며 그 추이도 상당히 안정적이었다. 특히 연령의 증가에 따라 1년 이하 단기근속자의 비중이 현저하게 감소하는 것으로 나타나, 외환위기 이후 40~50대 여성가구주 중 근속기간 1년 이하의 비중이 35%대를 상회하고 연령대별 비중의 차이가 크지 않는 한국과 대조적인 양상을 띠고 있다.



한 상승에 따라 30대 이상의 연령대에서 근속기간이 1년 이하인 여성 가구주 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 신규 진입자들의 증가에 의한 것인지는 보다 정밀한 분석을 필요로 한다.<sup>26)</sup>

고용형태별로 정규직과 비정규직에서 1년 이하의 근속자가 차지하는 비중 및 그 추이는 [그림 3-6]에 나타나 있다.<sup>27)</sup> [그림 3-6]에 의하면 외환위기 이전에는 정규직에서 1년 이하 근속자가 차지하는 비중은 거의 변화가

[그림 3-6] 1년 이하 근속자 비중의 고용형태별 분포와 추이 : 건설업 제외



26) 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.

27) 앞에서 논의한 것처럼 건설업 종사자들이 미치는 영향을 배제하기 위해 분석대상에서 건설업을 제외하였다. <부표 2>와 같이 건설업을 포함시켜도 유사한 결과를 가져온다.

없다가 외환위기 직후인 1998년 14.8% 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 비정규직 형태로 (재)취업하는 실직자 및 노동시장 신규 참여자들의 비중이 상대적으로 높기 때문으로 추측된다.<sup>28)</sup> 비정규직 근로자들 중 1년 이하 근속자 비중이 외환위기 이전에도 증가한 원인도 비정규직 비중의 증가와 관련된다. 즉 1994년 이후 1997년까지 한국노동패널 데이터의 취업자수는 단조 증가하여 왔다. 이에 따라 취업에서 미취업으로 이동하는 숫자보다 미취업에서 취업으로 이동하는 숫자가 훨씬 많으며 신규 취업자 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 이후 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 직장유지율(job retention rate)의 분석을 통하여 과연 우리 나라 노동시장에서 고용불안정성 변화가 있었는지 여부를 살펴보고자 한다.

#### 다. 10년 미만 근속자 비중의 변화 추이

근속년수가 10년 미만인 근로자의 비중은 [그림 3-7]과 같이 1994년의 72.2%에서 1997년의 72.8%까지 안정적인 값을 보이다가 외환위기 이후 급

28) 본 고의 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 신규 취업자들이 비정규직으로 취업함에 따라 근속기간 1년 이하의 비정규직이 늘어나고 정규직과 비정규직의 격차는 확대된다.

격하게 증가하였다.<sup>29)</sup> 이처럼 외환위기로 인해 10년 이상 장기근속자의 비중이 크게 하락하였다는 사실은 외환위기에 따른 경기불황시 장기근속자들의 상당수가 이직하였을 가능성을 제시한다.

한편 10년 미만 근속자 비중의 증가폭이 1998년보다 1999년에 더욱 커지는 현상을 두고, 1999년 들어 장기근속자의 이직이 더욱 활발해졌기 때문이라고 판단하기는 어려울 것이다. 즉 경기회복에 따라 1998년에 크게 감소한 취업자수가 1999년 회복세를 보이면서 재취업자 및 노동시장 신규 진입자들의 비중이 상대적으로 높아진 기술적 반동의 효과도 이러한 변화에 영향을 미쳤을 것으로 판단된다. 외환위기 이후 10년 이상 근무한 장기근속자의 비중 감소는 1년 이하 임금근로자 비중의 증대와 서로 연계되어 있음이 주목되어야 할 것이다.

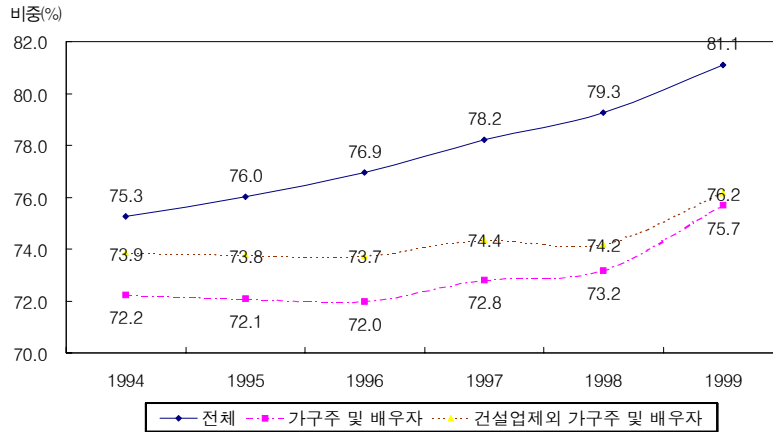
가구주나 배우자가 아닌 가구원까지 고려하였을 때 10년 미만 근속자의 비중 변화도 [그림 3-7]에 나타나 있다. 가구주 경우와 달리 모든 가구원을 고려하였을 때 10년 미만 근속자의 비중은 1994년 이후 지속적으로 증가해 왔음을 알 수 있다. 즉 1994년 75.3% 수준이었던 10년 미만 근속자의 비중은 1995년 76.0%, 1996년 76.9%, 1997년 78.2%, 1999년 81.1%로 높아졌다. 이러한 증가의 원인으로서는, 외환위기 이전 전체 취업자수가 증가하였고 '장기 이직자'보다 '신규 취업자'에서 비가구주의 비중이 높았던 점을 들 수 있을 것이다.<sup>30)</sup> 또한 건설업 종사자들을 분석에서 제외하였을 때 근속기간 10년 이상의 장기근속자 비중이 증가하는 현상이 [그림 3-7]에서도 나타나는데 이는 건설업에서 장기근속자의 비중이 상대적으로 높다는 점을 반영하는 것이다.

남성과 여성을 비교하면 1년 이하 근속자의 비중과 마찬가지로 10년 미만 근속자의 비중도 여성이 남성보다 높은 것으로 나타나서 여성의 평균근속기간이 남성보다 짧다는 일반적인 추론에 부합된다. 여성의 비중이 남성보다 높다는 특징은 미국에서도 잘 나타난다. 그러나 남성·여성 격차의 형태는 한국과 상이하게 나타난다. 한국의 경우에는 [그림 3-8]과 같이 남성·

29) 여기에서도, PSID와 마찬가지로, 남성 가구주 및 여성 배우자(또는 가구주)의 경우를 분석대상으로 한다.

30) 여기에서 「장기 이직자」는 전년도에는 취업하고 있었으나 1년 뒤의 다음 연도에는 미취업상태로 전환된 근로자들을 뜻한다. 또한 '신규 취업자'는 전년도에는 미취업 상태였다가 다음 연도에는 취업으로 이동한 근로자들이다.

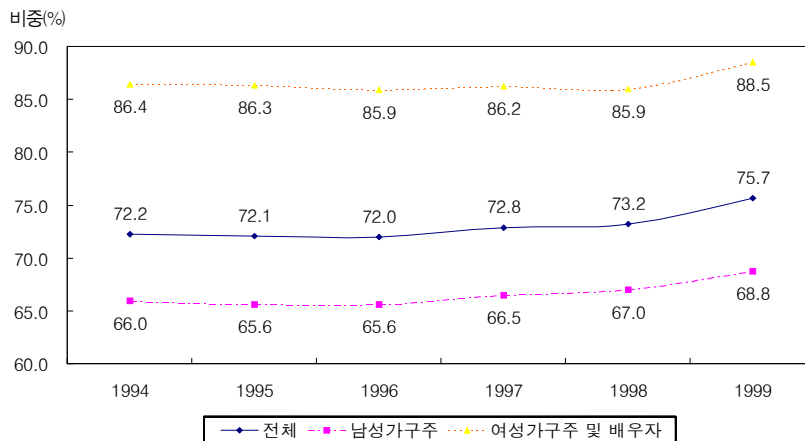
[그림 3-7] 근속기간 10년 미만의 비중과 추이



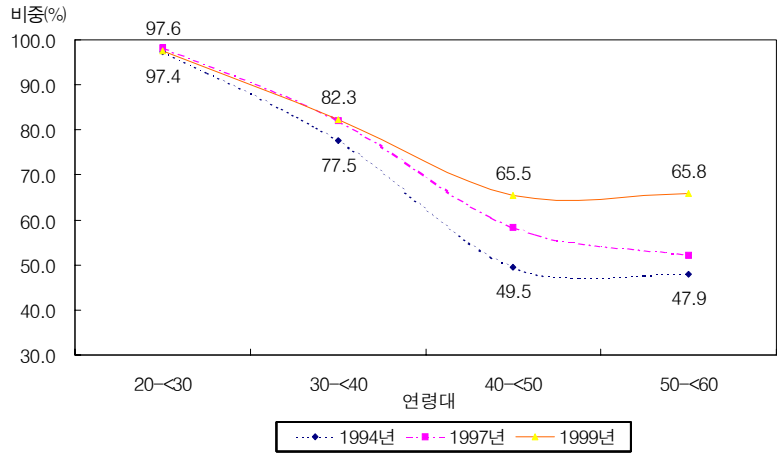
여성간 차이가 모든 연령대에 대해 20% 전후를 기록하고 있으나 미국은 남성·여성간의 차이가 10% 정도에 불과하다. 연령대별로도 미국은 40대에서 남성·여성간 차이가 가장 큰 역U자의 형태를 보이고 있다.

가구주 표본의 성·연령계층별 비중의 추이를 살펴보면 <부표 2>와 같이 남성·여성 모두 30대 이상의 연령층에서 외환위기 전에는 10년 미만 근속자 비중이 단조 증가하다가 외환위기 이후 불연속적으로 증가하는 추세가 나타난다. 1994년과 1999년을 비교할 때, 30대 남성은 1994년의 75.6%에서

[그림 3-8] 10년 미만 근속자 비중의 성별 분포와 추이



[그림 3-9] 10년 미만 근속자 비중의 연령대별 분포와 추이



1999년의 79.3%로 증가폭이 적으나, 40대 남성은 38.6%에서 52.1%로, 50대 남성은 39.0%에서 57.0%로 나타나서, 연령이 증가함에 따라 변동폭도 같이 확대된다. 이러한 현상은 여성의 경우에도 마찬가지로 30대 여성은 같은 기간중 83.1%에서 89.1%로 비중이 늘어났으나 40대에서는 76.3%에서 85.1%로, 50대는 77.6%에서 87.4%로 10년 미만 근속자의 비중이 증가하였다. 이처럼 남·여 모두 연령이 증가함에 따라 10년 미만 근속자 비중 증가가 동조하는 점은 주목되어야 할 것이다.<sup>31)</sup>

미국의 CPS 가구주 표본과 비교하여 보면 외환위기 이후 한국 노동시장의 불안정성 변화 정도를 실감할 수 있다. 1980~90년대 미국의 30대 남성 가구주 중 10년 미만 근속자의 비중은 75~80%수준을 유지하였으며, 40대에서는 45~50%, 50대는 35~40%를 유지하여 1990년대 중반의 한국과 커다란 차이가 없었다. 그러나 외환위기 이후 <부표 2>와 같이 10년 이상 장기근속자 비중의 하락이 현저해지면서 미국의 최고 수준을 초과하게 된다.

미국 여성 가구주(또는 배우자)의 경우 1980~90년대에 걸쳐 30대 연령층 중 10년 미만 근속자의 비중이 80~85%에서 안정적으로 변화하였으며, 40

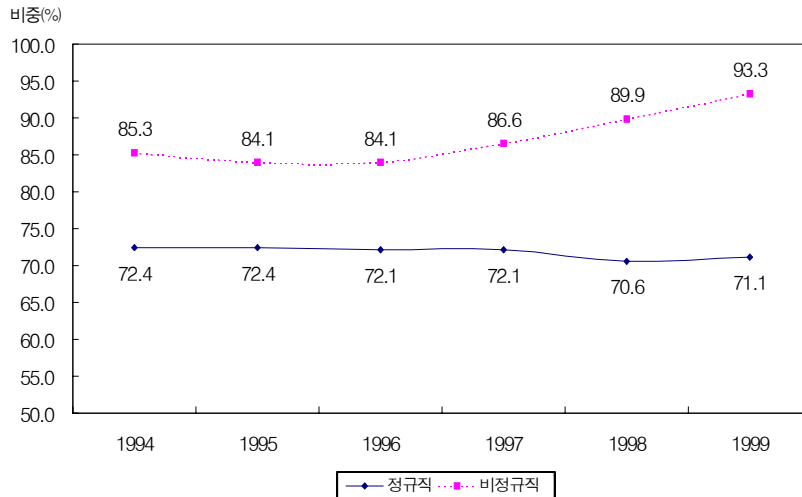
31) 혹자는 남녀에서 나타나는 10년 미만 근속자 비중의 증가가 취업자수의 변화에 의해 초래되었을 가능성을 제기할 수 있을 것이다. 그러나 본 고에서는 보고되지 않았지만 취업자수의 변화가 10년 미만 근속자 비중 변화에 미치는 영향 이상으로 장기 근속자의 비중이 감소하였음을 알 수 있었다.

대 여성은 65~70%, 50대 여성은 55~60% 수준을 유지하여 왔다. 이러한 미국의 경험은 40·50대 여성 가구주(또는 배우자)의 80% 정도가 10년 미만의 근속기간을 보이는 한국의 경우와 대비되어 한국 여성근로자들의 경력단절 현상 및 낮은 인적자원 축적, 노동시장에서의 낮은 지위 등을 간접적으로 시사한다. 특히 1994년 이후 10년 미만 근속자의 비중은 남성의 증가폭이 여성보다 높았지만, 여성의 경우 30세 이상의 모든 연령대에서 그 비중이 90%대에 근접하고 있다는 사실은 주목할 만하다. 더불어 1년 이하의 근속자 비중의 경우와 마찬가지로, 10년 미만 근속자의 비중에서도 연령에 따라 단조 감소의 추세를 보이는 미국과 달리, 남·여 공히 40대를 저점으로 U자 형태를 보이거나 또는 40대 이후 비슷한 수준에 멈추어 있는 형태를 보인다는 점도 미국과는 차별화된 특징이다.

정규직·비정규직의 고용형태에 따른 10년 미만 근속자 비중의 변화는 앞의 1년 이하 근속자 비중과 마찬가지로 정규직과 비정규직의 격차가 심화되었음을 알 수 있다(그림 3-10 참조). 정규직의 경우 10년 미만의 근속자 비중이 외환위기를 전후로 커다란 변화를 보이지 않았던 반면 비정규직은 그 비중이 1994년의 85.3%에서 1999년에는 93.3%로 급증하는 양상을 보였다. 특히 비정규직의 경우 외환위기 이전에는 그 비중이 84~86% 수준에서 안정적으로 움직였으나 외환위기 이후 급격한 증가세를 보이며, 이는 건설업을 포함시켰을 때에도 분명하게 나타나고 있다. 이러한 현상은 외환위기로 인한 고용조정 또는 이직(job separation)의 충격이 비정규직에 더욱 컸으며, 기업의 신규채용시 정규직보다는 비정규직 위주로 채용하였다는 점을 간접적으로 반영한다.

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 직장유지율(job retention rate)의 분석을 통하여 과연 우리 나라 노동시장에서 고용불안정성의 변화가 있었는지 여부를 살펴보고자 한다.

[그림 3-10] 10년 미만 근속자 비중의 고용형태별 분포와 추이 : 건설업 제외



### 3. 직장유지율(Job Retention Rate)의 변화

#### 가. 노동시장 불안정성 지표로서의 직장유지율

직장유지율(job retention rate)은 노동시장의 불안정성을 측정하는 대표적인 지표로서 근속기간이 지나는 한계를 극복할 수 있는 장점이 있다.<sup>32)</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 이

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

용하여  $t+c$ 년의 근속년수를 가진 근로자계층의 비율을  $c$ 년의 근속년수를 가진 근로자계층의 비율로 나누는 방법으로 '횡적 직장유지율(contemporary retention rate)'  $R_{xc}(t)$ 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 한국노동패널자료를 사용하여 종적 직장유지율(historical retention rate)을 계산하고 이의 연도별·계층별 구조와 그 변화 과정을 살펴봄으로써 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 직장유지율'  $R_{xc}^0(t)$ 는 다음과 같이 정의된다.<sup>33)</sup>

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

<표 3-2>와 <표 3-3>은 한국노동패널데이터를 이용하여 계산한 직장유지율의 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.,

33) CPS 자료는 가구 또는 개인이 표본에서 이탈·진입할 가능성이 존재하기 때문에 엄격한 의미에서 패널데이터로 볼 수 없다. 따라서 CPS 자료를 통해 '종적 직장유지율'을 계산할 경우 계층별 응답률의 차이가 직장유지율에 끼칠 편향(bias)을 최소화하기 위해 응답율에 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  $N_{x,t+c}^{0,t}$  ( $\neq N_{x,t+c}^{0+t}$ )라고 하면 편향을 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 가정 하에 직장유지율을 계산하게 된다.



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 변화 추이를 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 직장유지율을 비교분석할 수 없다는 한계를 지니고 있다. 이에 따라 본 고에서는 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>34)</sup>

#### 나. 직장유지율의 계층별 구조와 추이

##### 1) 4년 직장유지율

<표 3-2>에 의하면 1995~99년의 4년 직장유지율은 42.6%로 미국의 1983~87년 기간 중의 56.6%, 1987~91년의 54.5%, 1991~95년의 57.1%에 비하여<sup>35)</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

34) 미국과의 비교를 위해 분석대상을 비농임금근로자로 제한하였다. 그러나 제3장과는 달리 연령의 범주를 16세 이상의 모든 근로자로 확대하였다.

35) 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 사이에는 큰 차이를 발견할 수 없었다.

~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%, 1987~1991년의 50.9%, 1991~95년의 53.2%로서 한국 여성의 33.6%보다 상대적으로 높은 수준을 나타낸다. 특히 한·미간 4년 직장유지확률의 격차는 남정보다 여성이 더욱 큰 것으로 나타난다.

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 5]와 [부도 6]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 3-11]에 나타나 있다. 직장유지율이 40세 이상 55세 미만 계층을 중심으로 역U자 형태를 보이는 것은 한국과 미국 모두에서 동일하게 나타난다. 그러나 연령의 증가함에 따라 한·미간 직장유지율의 격차는 확대되는 것을 알 수 있다. 또한 한국은 연령이 상승해감에 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 미만의 58.0%, 40세 이상 54세 미만의 68.3%로 크게 증가하여 한국의 임금근로자보다 장기근속을 향유하는 것으로 나타났다.<sup>36)</sup>

36) 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 경제 효율성의 차원에서 중·장년층의 높은 불안정성은 큰 문제가 아닐 것이다. 특히 한국의 경우 자영업 비중이 상대적으로 크고 상당수의 임금근로자들이

&lt;표 3-2&gt; 직장유지율(Job Retention Rate)의 변화 : 성별 · 고용형태별 · 연령대별

(단위: %)

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

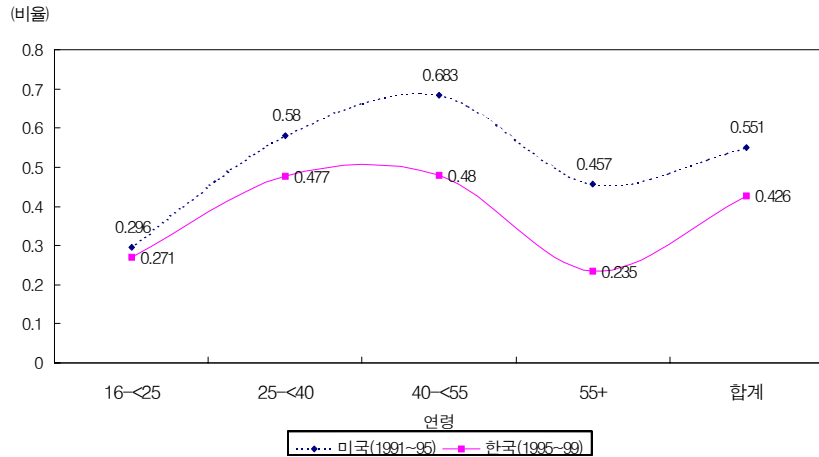
능력발휘와 생애기대소득의 극대화를 위해 자영업으로 이동하는 현상은 '자발적 이직'의 가설을 지원한다. 그러나 한국의 현실은 비자발적인 사유에 의한 이직이 일반적인 것으로 가정된다. 특히 외환위기에 따른 경제불황의 결과 대량실직이 발생하였고, 이러한 대량실직이 모든 계층에 걸쳐 광범위하게 발생하였다는 점은 '비자발적 이직'에 의한 노동시장 불안정성의 가설을 뒷받침한다.

&lt;표 3-3&gt; 직장유지율(Job Retention Rate)의 변화 : 산업별·직업별

(단위: %)

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

[그림 3-11] 연령대별 4년 직장유지율



상대적으로 경직된 한국 노동시장에서 이러한 실증적 사실은 장기근속 계약이 취약하다는 점을 시사하고 있으며, 노동시장 유연화 문제와 연관되어 이에 대한 심층적 논의가 계속되어야 한다고 필자들은 생각해 본다.

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.

## 2) 2년 직장유지율

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

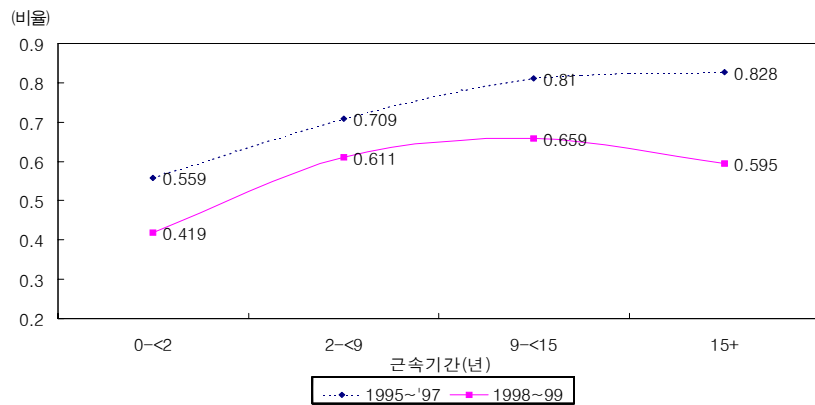
타나고 있다.

근속년수의 분포에 따른 2년 직장유지율의 하락폭을 살펴보면 [그림 3-12]와 같이 9년 이상 장기근속자에서 직장유지율이 큰 폭으로 감소하였다. 외환위기 이전인 1995~97년의 경우 근속기간의 증가에 따라 직장유지율도 단조 증가하는 형태를 보였으나 외환위기 이후인 1997~99년 사이에는 직장유지율이 근속기간 9년 이상 15년 미만 계층의 65.9%를 정점으로 역 U자를 그리고 있다. 이는 경제위기 기간 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.

이처럼 장기근속자의 직장유지율이 더욱 큰 폭으로 하락한 현상은 연령대별 직장유지율의 변화에도 똑같이 적용된다. [부도 7]과 같이 연령대별 직장유지율은 연령에 따라 증가하다가 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·여성 간 직장유지율의 격차를 근속년수별로 살펴보면 [그림

[그림 3-12] 외환위기와 근속기간별 2년 직장유지율의 변화

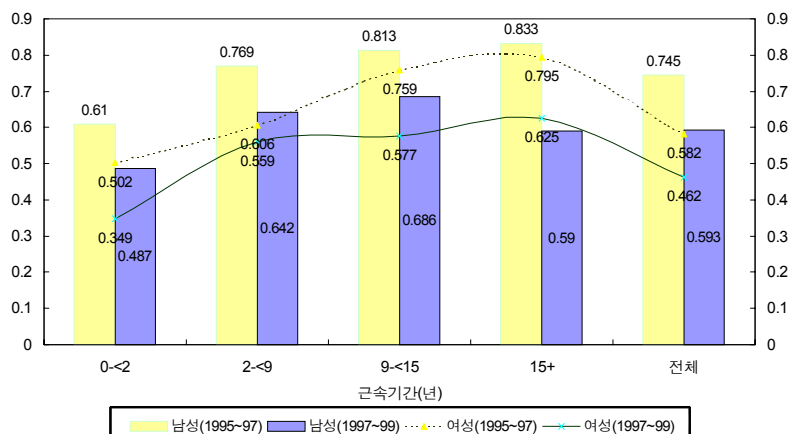


3-13]과 같이 1995~97년 동안에는 남성의 직장유지율이 모든 근속기간 계층에서 여성보다 더 높게 나타났다. 그러나 이러한 성별 격차는 1997~99년에 달라지게 된다. 즉 15년 이상 장기근속자의 경우 남성의 2년 직장유지율은 59.0%로 여성의 62.5%를 하회하여 외환위기 이후 남성 장기근속자의 이직규모가 상대적으로 컸다.

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 큰 충격을 받은 것으로 여겨진다(부도 8과 표 3-2 참조).

직종별로는 생산직에서의 2년 직장유지율의 하락폭이 19.9%로 가장 컸었고 그 다음으로 서비스·판매직의 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

[그림 3-13] 성별, 근속기간별 2년 직장유지율의 변화 : 1995~97, 1997~99



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 장기근속 계층의 직장유지율 감소폭이 컸고 고용형태별로는 비정규직일수록, 연령대별로는 고연령층일수록, 직종별로는 생산직과 서비스·판매직일수록 노동시장 불안정성이 악화되었다는 실증분석 결과는 외환위기의 노동시장 불안정성이 계층별로 어떻게 전개되었는가를 보여준다.

#### 4. 노동시장 불안정성의 추정

여기에서는 로짓모형을 이용하여 연령, 성별, 교육기간, 배우자 여부 등 사회·경제적 변수들이 이직률에 미치는 영향을 분석함으로써 제4장에서 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

$$\text{logit}(P[Y_{ijt}=1 | X_{ijt}, J_{ijt}, \Phi_i]) = \theta_0 N_{ijt} + \theta_1 J_{ijt} + \Phi_i \quad \text{————— (1)}$$

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. 이때  $P[Y_{ijt}=1 | X_{ijt}, J_{ijt}, \Phi_i]$ 는  $t$ 년도에 직업  $j$ 에서 종사하는 개인  $i$ 가  $t+2$ 연도 이 내에 이직할 확률을 나타내고 있으며  $\text{logit}(P)$ 는  $\log[P/(1-P)]$ 를 의미한다.<sup>37)</sup>

2년 이내 이직률을 추정하기 위해 여기에서는 <표 3-4>에 나타난 바와



같이 설명변수로 연령(age), 연령의 제곱(age<sup>2</sup>), 교육기간(educl), 배우자 유무(spouse), 성별(sex), 총취업기간(GK), 고용형태(job type) 및 근속기간더미(dummy)를 사용하였다.<sup>38)</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.

<표 3-4> 주요 변수들의 평균과 표준편차

변 수	1995 기준	1997 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 : 괄호 안은 표준편차 값이다.

37) 본 고에서 사용하는 회귀분석방법은 Bernhardt et al.(1999)의 방법을 따른다. 설명변수의 차이는 후술된다.

38) Bernhardt et al.(1999)은 회귀변수로 연령, 연령의 제곱, 교육 정도(고등학교 이하, 전문대, 대졸 이상), 근속년수, 전체 취업기간, 지역실업률, 결혼 여부, 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 본 고에서는 제4장과의 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 추정결과서는 거의 변화가 없음을 밝혀 둔다. 또한 한국의 경우 지역적 편차가 미치는 영향은 일반적으로 미미하기 때문에 본 고에서는 거주지역과 지역실업률 변수를 제외하였다. 대신 정규직 여부를 나타내는 가변수를 추가하여 추정하였다.

로짓추정의 결과는 <표 3-5>와 같다.<sup>39)</sup> 1995~97년과 1997~99년의 회귀분석 결과를 비교해 보면 외환위기로 인한 변화의 규모를 살펴볼 수 있다. 먼저 각 설명변수의 평균치와 추정결과를 이용하여 2년 이내 이직률(job separation rate)을 의태(simulation)분석하면 1995~97년에는 이직확률이 28.5%였으나 1997~99년에는 44.3%로 크게 증가하고 있다.<sup>40)</sup>

연령과 연령제곱의 회귀계수 부호는 1995~97년과 1997~99년 모두에서 각각 (-)와 (+)로 추정되었으며 1%의 유의수준에서 유의적인 것으로 나타

<표 3-5> 2년 이내 이직률(job separation 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) - dummy		
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 : 괄호 안은 P(>|t|)값임.

39) 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. 본 고에서는 직업 및 산업이 직장유지 확률에 미치는 영향이 크지 않을 뿐만 아니라 이들 변수의 포함 여부가 다른 회귀계수의 추정값에 미치는 영향이 미미한 수준에 그쳐 한 가지 모형에 대한 추정결과만을 보고한다.

40) 이직(separation)을 자발적 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. 전술한 바와 같이, 직장상실과 자발적 이직의 결정요인 및 이직후 노동시장 경로에 대한 분석은 계속 연구되어야 할 매우 중요한 과제일 것이다.

났다. 이직률은 연령이 높아져 감에 따라 일정한 연령(1995~97년 41세, 1997~99년 39세)까지는 이직률이 하락하다가 그 이후에는 다시 증가하는 U자 패턴을 보인다.<sup>41)</sup> 연령에 따른 이직률의 변화는 [그림 3-14]에 나타나고 있는데 1995~97년에 비하여 1997~99년의 경우에는 연령에 따른 이직률의 변화가 둔화되며 전연령대에서 높은 수준의 이직률을 경험한 것으로 나타난다.

근속기간에 대해서도 근속기간이 증가함에 따라 이직률이 일정한 근속년수까지는 감소하다 방향을 선회하여 증가하는 U자의 형태를 취한다. <표 3-6>에서 1995~97년의 경우 근속기간별 이직확률은 0- <2년이 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>42)</sup>

또한 교육기간에 대해서는 1995~97년과 1997~99년 모두에서 (-)로 나타나서 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 점을 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.

성별 계수를 살펴보면 1995~97년과 1997~99년 모두에서 (-)로 나타나서

41) 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 장기근속을 향유하지 못하고 있음을 의미한다.

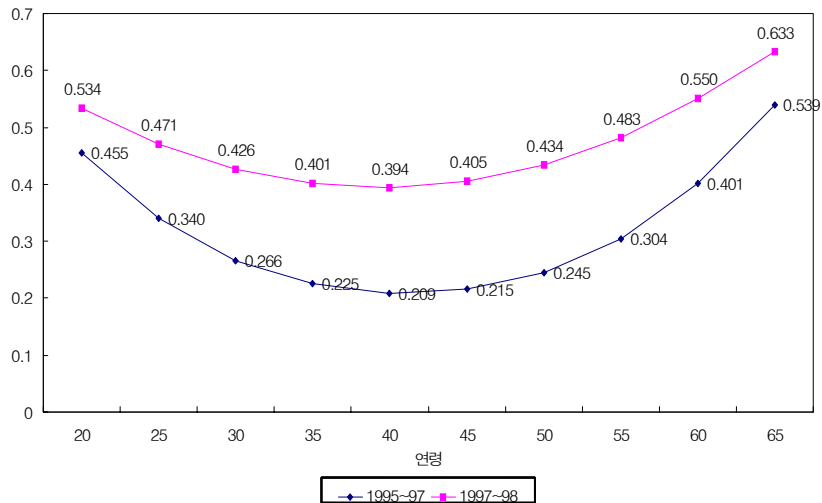
42) 연령의 U자 패턴과 마찬가지로, 근속기간에 따른 이직률의 U자 패턴도 미국에서는 보이지 않는 현상이다. Bernhardt et al.(1999)에 따르면 미국의 경우 근속기간이 증가해 감에 따라 이직률은 단조 감소하는 것으로 나타난다. 이는, 전술한 바와 같이, 한국 노동시장에서 근로자가 상대적으로 장기근속을 향유하지 못함을 의미한다. 특히 외환위기 이후 이러한 U자 패턴이 더욱 유의적으로 나타난 것은 장기근속자의 노동시장 불안정성이 상대적으로 심화되었음을 시사한다.

<표 3-6> 2년내 이직률의 의태분석 결과

		2년 이내 이직할 확률	
		1995~97	1997~99
진 체		0.285	0.443
성 별	남 성	0.272	0.431
	여 성	0.310	0.465
고용형태	정규직	0.290	0.420
	비정규직	0.263	0.527
교육기간	중학교 졸업(9년)	0.323	0.514
	고등학교 졸업(12년)	0.281	0.440
	대학 졸업(16년)	0.231	0.345
근속년수	0-<2년	0.320	0.536
	2-<9년	0.255	0.382
	9-<15년	0.271	0.365
	15년 이상	0.309	0.435

[그림 3-14] 연령별 2년 이내 이직확률 : 1995~97, 1997~99

2년 이내 이직률



여성일수록 이직률이 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 또한 1995~97년에 비하여 1997~99년에서 성별계수 추정치의 절대값이 감소하고 유의수준도 감소하였다. 이는 외환위기 이후에 남성과 여성 간 이직률 격차가 감소했음

을 의미한다. 배우자 여부는 1995~97년과 1997~99년 모두에서 비유의적인 것으로 추정되었다. 그러나 1997~99년의 경우 배우자 여부에 대한 추정계수값과 유의수준 모두 증가하여 외환위기 이후의 고용조정과정에서 결혼 및 배우자 여부가 비자발적 이직에 영향을 미쳤을 가능성이 간접적으로 제기된다.<sup>43)</sup>

정규직 더미(dummy)의 계수는 1997~99년에 들어 매우 급격하게 변화한다. 1995~97년 동안 정규직더미는 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 3-6 참조). 따라서 제4장의 결과처럼 비정규직이 외환위기의 충격을 더 받았으며 이들의 근속기간이 단기화되었다는 점을 시사한다. 이러한 추정결과는 외환위기로 인해 노동시장 불안정성이 모든 계층에 대해 증가하였다는 앞 장의 직장유지율 분석결과와 일치한다. 계층별로 고용형태에 따라서는 비정규직일수록, 연령별로는 40세 이상일수록, 그리고 교육수준별로는 저학력일수록 2년 이내 이직할 확률의 증가폭이 높았던 것으로 나타났다.

## 제2절 실업의 위험과 노동시장 불안정성(insecurity)

### 1. 노동시장 불안정성의 개념

노동시장 불안정성의 실체를 정확하게 이해하기 위해서는 1990년대 중반 이후에 늘어난 이직(job separation)의 원인이 실증적으로 규명될 필요가 있

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

을 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.

비자발적 직장상실로 대변되는 노동시장의 불안정성에 대한 연구로는 Farber(1993), Boisjoly, Duncan, and Smeeding(1998) 및 Gottschalk and Moffitt(1999) 등을 들 수 있다.<sup>44)</sup> Farber(1993)는 미국 CPS(Current Population Survey)의 부가조사인 DWS(Displaced Worker's Surveys)를 이용하여 1982~91년의 10년간 직장상실의 규모와 상실에 따른 비용을 분석한 결과, 중·장년층과 고학력 계층의 직장상실 위험도가 높아졌지만 직장상실의 비용에는 별다른 변화가 없다는 사실을 발견하였다. 또한 Boisjoly et al.(1998)은 PSID(Panel Study of Income Dynamics)를 활용하여 1968~92년까지의 기간 동안 비자발적 직장상실의 추세를 살펴보았다. 이들은 1980년 이후 자발적 및 비자발적 이직의 빈도가 증가하였으며, 중·장년층과 고학력 계층의 비자발적 직장상실 위험도가 과거보다 높아졌다는 Farber(1993)의 발견을 재확인하고 있다. 그러나 이들은 중·장년층과 고학력 계층의 직장상실 위험이 높아졌다고 해서 저학력자나 젊은 층의 위험도보다 높아진 것은 아니며, 여전히 이들 계층은 직장상실의 위험으로부터 상대적으로 안전하다는 점을 지적한다. Gottschalk and Moffitt(1999)은 SIPP(Survey of Income and Program Participation)와 PSID를 이용하여 직장상실 위험도의 변화 추이를 분석하였고, 그 결과 위험도가 변화하였다는 증거를 발견하는 데 실패하였다.

본고에서는 Boisjoly et al.(1998)에서 사용된 비자발적 이직의 정의를 바탕으로 한국노동패널 데이터의 제1차~3차년도 자료를 재구성하여 외환위기 이후 한국 노동시장의 불안정성(insecurity) 규모를 측정하도록 한다. Boisjoly et al.(1998)은 비자발적 이직의 범주에 근로자의 귀책사유로 인한 해고를 제외하고, 폐업·도산, 명예퇴직, 정리해고 등 사업주의 사정으로 이직하게 된 근로자만을 포함시키고 있다.<sup>45)</sup> 또한 분석대상을 직장에 대한 최

44) 이외에도 관련된 연구로 Monks and Pizer(1995)를 들 수 있다. National Longitudinal Studies를 사용한 이들의 연구는 저학력층, 젊은 계층의 이직 위험도가 증가하였다는 결론을 내리고 있다.

45) 이와 같은 비자발적 이직자의 정의는 Farber(1993), Gottschalk and Moffitt(1999) 등 거의 모든 연구논문에서 사용되고 있다. 한국노동패널 조사는 이직의 원인에 대

소한의 귀속력(attachment)나 직장경험을 가진 근로자로 제한시켜, 경기변동이나 노동시장의 환경변화에 따른 불안정성의 추이를 보다 정확하게 파악하려고 하였다. 이에 따라, 임시직 취업자가 비자발적 이직률에 미치는 영향을 배제하기 위해 조사시점 당시 적어도 1년 이상 같은 직장에 근무하였으며, 1년 동안 1,000시간 이상 근무한 임금근로자로 대상을 제한하였다. 연령대도 25세 미만의 젊은 층이나 60세 이상 노년층을 제외하였다.<sup>46)</sup> 이러한 조건을 만족시키는 개인들 중 다음 연도의 조사시 미취업상태이거나 또는 다른 직장에서 근무하고 있는 근로자들을 파악하고, 이들 중 이직사유가 개인의 귀책사유가 아닌 기업사정에 의한 비자발적 직장상실률을 계산하였다.

## 2. 비자발적 직장상실(Involuntary Job Loss)

한국노동패널조사의 제1차년도는 과거의 직장경험에 대해 회고적인 질문을 하고 있지만, 직장을 이직한 이유는 질문하지 않았다. 따라서 제1절에서 논의된 불안정성(instability)처럼 제1차년도 이전의 시기에 대해서는 이직 원인에 대한 정보가 없기 때문에 불안정성(insecurity)의 분석이 불가능하며, 외환위기 이후인 1998~99년과 1999~2000년의 두 기간에 대해서만 비자발적 직장상실률(rate of involuntary job loss)을 계산할 수 있는 한계가 있다.

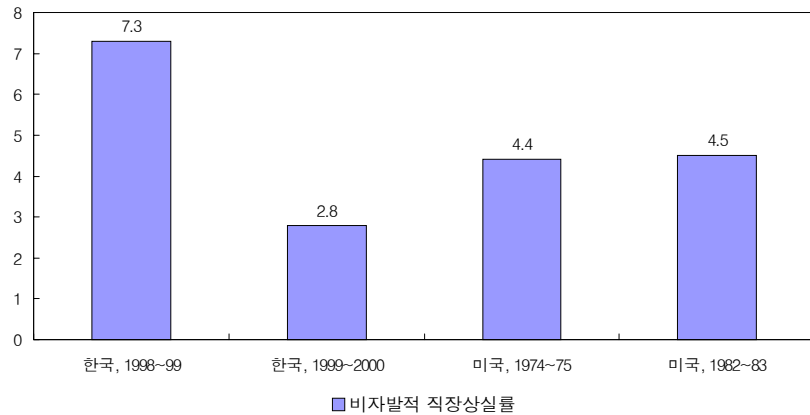
한국노동패널조사(KLIPS)를 이용하여 Boisjoly et al.(1998)과 동일한 방법으로 계산한 한국의 직장상실률(이하 비자발적 직장상실률을 직장상실률로 칭한다)은 1998~99년간 7.20%, 1999~2000년간 3.92%로 나타나고 있다. [그림 3-15]에서는 경기불황과 구조조정이 한창이던 1998~99년의 1년 동안에 기록된 직장상실률 7.20%가 지니는 의미를 이해하기 위해 Boisjoly et

---

해 '직장의 파산, 폐업, 휴업', '정리해고', '권고사직' 등 17가지의 선택 항목을 제시하고 있다. 본 고에서는 '직장의 파산, 폐업, 휴업', '정리해고', '명예퇴직', '계약기간 완료', '일거리가 없거나 적어서'의 다섯 가지 항목만 비자발적 이직으로 인정하도록 한다.

46) Boisjoly et al.(1998)의 기준에 따르면 주당 근무시간이 19.23시간 미만으로 근무한 단시간 근로자가 분석에서 제외되어야 한다. 그러나 본 고에서는 조사시점 당시를 기준으로 일주일에 평균 20시간 이상씩 근무하는 근로자로 분석대상을 제한하였다. 주당 근무시간을 분 단위로 보고한 응답자는 없기 때문에 이 두 기준은 사실상 동일하다.

[그림 3-15] 비자발적 직장상실률의 한·미간 비교 : 남성 가구주



al.(1998)처럼 남성 가구주에 대한 직장상실률을 계산하고, 이를 미국의 직장상실률과 비교하였다.<sup>47)</sup> 1968~92년의 21년 동안 미국 남성 가구주의 직장상실률은 1.2~4.5%의 범위에서 경기순응적인 변동을 보이고 있었다. 동기간중 1978년에 1.2%로 가장 낮은 직장상실률을 기록하였고, 제1차 오일쇼크(oil shock)의 1974년과 제2차 오일쇼크의 1982년에 각각 4.4%와 4.5%의 직장상실률을 기록하여 가장 높았다. 이러한 미국의 기록에 비해 외환위기로 인한 7.3%의 직장상실률은 유래를 찾아보기 힘든 높은 수준이다. 이러한 한·미간 차이가 외환위기로 인한 일시적 충격효과인 것인지 아니면 우리나라 노동시장의 구조 자체가 높은 불안정성을 보이는 것인지는 명확하지 않다. 그러나 전직 실업자 중에서 비자발적 실업자의 비중이 외환위기 이전에는 20~30%대에 불과하였다는 제2장의 결과는 우리나라의 높은 직장상실률이 외환위기의 결과라는 가정을 지지한다.

1998~99년간 비자발적 이직의 구체적 내용을 살펴보면, <표 3-7>에서 성별로는 비자발적 이직의 고통을 남·녀 모두 비슷하게 겪었던 것으로 나타나고 있다. 그러나 1999~2000년에는 남성의 비자발적 상실률이 3.10%이었던 반면, 여성은 5.86%로 커다란 차이가 발생하고 있다.<sup>48)</sup> 이는 1998~99

47) Boisjoly et al.(1998)은 남성 가구주를 설문 대상으로 하는 PSID의 한계로 인해 남성 가구주의 직장상실률만 보고하고 있다. 따라서, 미국과의 직접적 비교를 위해 [그림 3-15]는 남성 가구주의 직장상실률을 보이고 있다.



년에는 구조조정의 회오리가 남·여 가릴 것 없이 모든 계층에 영향을 주었으나 1999년 이후에는 여성의 고용불안전성이 상대적으로 높아졌음을 의미한다. 이러한 변화가 여성 인적자원의 질이 낮고, 저기능·저생산성 직종에 집중되어 있는 여성인력의 현황과 주변부 인력부터 정리하는 기업의 인사관행에 기인하고 있는 것이지 아니면 성차별적 관행 때문인지는 명확하지 않다.<sup>49)</sup>

교육수준에 따라서는 학력이 낮을수록, 특히 중학교 졸업자의 직장상실률이 높았다. 연령대별로는 나이가 많을수록 직장상실률이 높았던 것으로 나타나고 있다. Farber(1993)에 의하면 미국은 35세 미만 젊은 층의 직장상실률이 상대적으로 높다.<sup>50)</sup> 이는 연령이 증가함에 따라 직장상실률이 증가한 우리나라의 경우와 대비되며, 외환위기가 어느 정도 극복된 1999~2000년에도 직장상실률은 연령과 함께 움직이는 양상을 보이고 있다. 나이가 많을수록 고용불안전성도 높아지는 결과는 앞 절에서 2년 직장유지율이 연령에 따라 역U자형을 나타내었던 것과 비교되며, 이는 연령이 높아짐에 따라 전체 이직에서 비자발적 이직이 차지하는 비중도 증가하였다는 점을 시사한다.<sup>51)</sup>

또한 고용형태에 따라서는 비정규직 근로자의 직장상실률이 1998~99년의 기간중 12.57%로 정규직 직장상실률의 두 배에 이르고 있었으며, 이러한 현상은 1999~2000년에도 마찬가지로 발견된다. 산업별로 1998~99년의 경우에는 건설업과 제조업에서 직장상실자가 많았으나 1999~2000년에 들어서는 도소매 및 음식·숙박업이 직장상실률 7.10%를 기록하여 가장 높게 나타났다. 직종별로는, 1998~99년 건설업과 제조업의 높은 고용불안전성을 반영하여, 기능 및 기계조작·조립직이 가장 높은 11.54%의 직장상실률을 기록하였던 반면, 외환위기가 진정된 1999~2000년에는 서비스·판매직의 고용 불안전성이 두드러진다. 이러한 산업별·직업별 직장상실률의 추이는

48) 이러한 차이는 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 또한 Farber(1993, 1997a)에 의하면 미국은 여성보다 남성의 고용불안전성이 더 높은 것으로 나타나고 있다.

49) 연령, 학력, 근속기간, 임금수준, 고용형태 등 고용불안전성에 영향을 미칠 것으로 가정되는 변수를 이용하여 직장상실률의 로짓분석을 실시한 결과 남성의 직장상실률이 낮게 추정되었으며 이는 통계적으로 유의하였다. 따라서 기업의 성차별적 관행이 높은 여성의 직장상실률에 영향을 미쳤을 가능성이 있다.

50) 이러한 점은 Boisjoly et al.(1998)의 연구에서도 마찬가지로 발견되고 있다.

51) 이는 제5장의 이직 원인에 한 분석에서 나타나고 있다. 즉 <표 5-1>에서 연령이 높아짐에 따라 비자발적 이직이 차지하는 비중도 증가하고 있다.

<표 3-7> 비자발적 직장상실률의 분포 : 성, 교육수준, 연령대, 가구주 관계, 고용형태  
(단위: %)

		비자발적 직장상실률	
		1998~99	1999~2000
전 체		7.20( 9.41)	3.92( 7.05)
성별	남성	7.23( 9.31)	3.10( 4.95)
	여성	7.14( 9.62)	5.86(10.87)
교육 수준	초등학교 이하	8.52(16.52)	4.35(14.17)
	중졸	11.58(11.90)	9.50(11.87)
	고졸	8.66( 9.86)	3.11( 5.72)
	전문대	4.42( 6.60)	3.12( 4.63)
	대졸 이상	3.18( 4.53)	2.46( 2.75)
연령대	25~29세	5.48( 7.43)	3.78( 7.25)
	30~39세	6.26( 7.50)	2.67( 5.39)
	40~49세	8.18(10.92)	4.58( 6.17)
	50~59세	9.90(14.21)	5.99(12.74)
가구주와의 관계	가구주	7.20( 9.56)	3.04( 5.09)
	배우자	7.66( 9.13)	6.58(10.78)
	자녀	6.56( 8.80)	3.45( 7.97)
	여타 가구원	6.98(11.11)	7.50(10.45)
고용 형태	정규직 임금근로	6.09( 7.11)	3.50( 3.87)
	비정규직 임금근로	12.57(16.89)	5.44(15.17)

주 : 표에 나타난 값은 25세 이상 60세 미만의 임금근로자 중 근속기간이 1년 이상이고 일주일 근무시간이 20시간 이상인 근로자만을 대상으로 한 직장상실률이며, 괄호 안의 값은 근속기간과 근무시간의 제한을 두지 않았을 때의 비자발적 직장상실률임.

경제활동인구조사 등 다른 통계조사나 연구를 통해 알려진 사실들과 일치하고 있다(표 3-8 참조).

기업규모별로는 100인 미만의 중소기업에서 직장상실률이 높게 나타났고, 근로소득에 따라서는 저임금 근로자의 직장상실률이 높았다. 특히 월 소득 60만원 미만인 저임금 근로자의 직장상실률은 1998~1999년간 10.68%로 200만원 이상의 고소득층보다 비자발적으로 직장을 잃을 가능성이 2.7배나 높았다. 이러한 현상은 1999~2000년에도 보이고 있다. 근속기간에 따라서는 고용불안정성의 분석결과와 일치하게 U자형 직장상실률을 보이고 있다.<sup>52)</sup>

52) 근속기간 5<10년과 10년 이상 사이의 직장상실률 격차가 통계적으로 유의하지 않다. 그러나 근속기간 3<5년과 5<10년 사이는 10% 수준에서 유의하게 나타났다.

&lt;표 3-8&gt; 비자발적 직장상실률의 분포 : 산업, 직업, 근속기간, 노동조합, 기업규모 및 근로소득

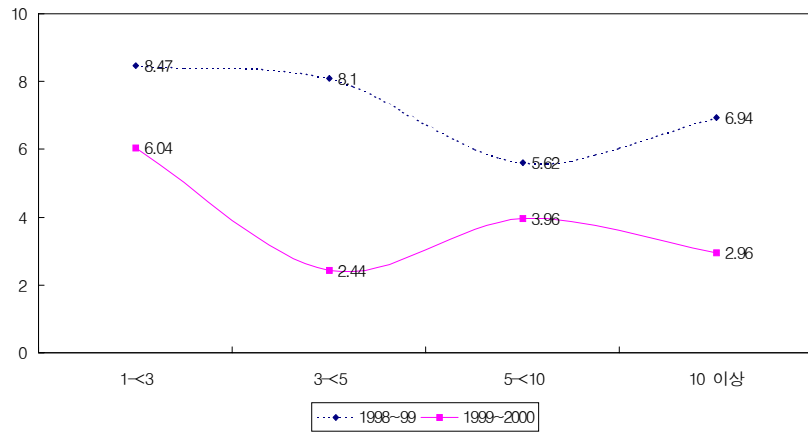
(단위: %)

	비자발적 직장상실률	
	1998~99	1999~2000
<b>산업별</b>		
제조업(광업 포함)	10.54(11.07)	4.20( 6.29)
건설업	15.42(17.61)	2.20( 6.49)
도소매 및 음식·숙박업	5.99( 8.42)	7.11( 7.66)
전기·운수 및 금융업	4.40( 4.39)	2.08( 2.73)
부동산 임대·서비스	6.02( 8.20)	4.00( 4.30)
사회 및 개인서비스업	4.95( 9.44)	3.34(11.24)
<b>직업별</b>		
관리·전문직	2.76( 3.51)	3.33( 4.49)
준전문직	4.32( 5.19)	3.01( 3.10)
사무직	5.22( 6.60)	2.80( 5.57)
서비스·판매직	6.45( 9.47)	9.04(10.09)
기능 및 기계조작·조립직	11.54(11.73)	3.08( 5.24)
단순근로	8.31(13.85)	5.56(16.24)
<b>근속기간(년)</b>		
1-<3	8.47(12.87)	6.04(10.93)
3-<5	8.10( 8.06)	2.44( 2.70)
5-<10	5.62( 5.87)	3.96( 3.91)
10년 이상	6.94( 6.93)	2.96( 3.09)
<b>노동조합 가입 여부</b>		
가입함	5.25( 5.56)	4.16( 7.68)
가입하지 않았음	7.67(10.13)	2.87( 2.96)
<b>기업규모</b>		
1 ~ 29인	10.64(11.44)	5.76( 7.72)
30 ~ 99인	6.08( 8.73)	3.09( 4.87)
100 ~ 299인	4.65( 4.61)	1.78( 2.84)
300인 이상	5.44( 5.69)	2.17( 2.68)
<b>월평균 근로소득(만원)</b>		
60만원 미만	10.68(14.47)	8.33(17.92)
60만~99만원	9.78(12.01)	3.94( 5.62)
100만~149만원	6.61( 8.20)	3.30( 4.10)
150만~200만원	5.58( 6.07)	1.52( 2.09)
200만원 이상	3.91( 4.57)	4.29( 4.58)

주 : 표에 나타난 값은 25세 이상 60세 미만의 임금근로자 중 근속기간이 1년 이상이고 일주일 근무시간이 20시간 이상인 근로자만을 대상한 직장상실률이며, 괄호 안의 값은 근속기간과 근무시간의 제한을 두지 않았을 때의 비자발적 직장상실률임.

[그림 3-16]에서 1998~99년의 기간 중 근속기간이 증가함에 따라 직장상실률은 점차 하락하다가 근속기간 5년에서 10년 미만을 기점으로 다시 상승하는 모습을 나타낸다. 그러나 1999~2000년의 기간 동안에는 근속기간 1년에서 3년 미만의 직장상실률이 가장 높고, 이후에는 2~3%대에서 움직이는 모습을 보이고 있다. 근속기간 3~5년 미만과 5~10년 미만 사이의 직장상실률은 2.44% 대 3.96%로 상당한 차이가 있는 것처럼 나타나고 있으나 통계적 유의성은 발견할 수 없었다.<sup>53)</sup> 이는 근속기간 5~10년 미만과 10년 이상의 사이에서도 마찬가지이다.

[그림 3-16] 근속기간별 비자발적 직장상실률



노동조합의 가입 여부에 따라서는 노동조합에 가입한 근로자들이 상대적으로 고용안정을 누리고 있는 것으로 여겨진다. 1998~99년 사이 노동조합에 가입한 근로자들의 직장상실률은 5.25%이었으나 가입하지 않았던 근로자들의 직장상실률은 7.67%로 나타났다. 1999~2000년에도 마찬가지로의 현상을 발견할 수 있다.<sup>54)</sup> 특히 근속기간이 1년 미만인 근로자라도 노동조합 가입여부에 따라 직장상실률의 현저한 차이가 있다.<sup>55)</sup> 정규직이고 규모가

53) 근속기간에 따른 직장상실률이 U자형에서 L자형처럼 처음에는 높았다가 횡보하는 형태로 전환된 것이 구조조정이 어느 정도 완결되고 외환위기가 극복되었다는 사실을 반영하는지 아니면 자료의 한계로 인한 것인지는 현 단계에서 명확하지 않다.  
 54) 노동조합 가입 여부에 따른 직장상실률의 차이는 1998~99년 5% 수준에서 유의하였다.  
 55) 1998~99년의 경우 1년 미만 근속자의 직장상실률은 노동조합 가입시 5.25%, 비가

큰 기업에 근무하는 근로자의 노동조합 가입 확률이 높기 때문에 이러한 격차가 발생하는지 아니면 노동조합 가입이 구조조정으로부터 근로자를 보호하기 때문인지는 심층적인 분석을 필요로 한다.

이상의 기초분석 결과는 외환위기 동안 근로자간 고용불안전성의 격차가 확대되고 이는 근로자 계층간 소득 및 인적자원 개발의 격차를 확대하였을 것이라는 의구심을 지지한다.<sup>56)</sup> 즉 외환위기 동안 모든 근로자 계층이 어려움을 겪었지만 특히 저학력자, 고연령층, 비정규직, 저임금 근로자, 중소기업 종사자, 노동조합 미가입자, 생산직 및 단순근로 종사자를 중심으로 고용조정 및 비자발적 이직이 이루어졌다. 이에 따라 고학력·고생산성 근로자와 저학력·저생산성 근로자와의 사회·경제적 격차는 더욱 확대되었을 가능성이 높다.

외환위기가 완화된 1999~2000년도의 직장상실률 분포는 이러한 우려를 더욱 심화시키고 있다. <표 3-7>과 <표 3-8>에서 괄호 안의 값은 근속기간 1년 미만인 근로자와 주당 20시간 미만의 단시간 근로자를 모두 포함시켰을 때의 직장상실률을 나타내고 있다.<sup>57)</sup> 1998~99년에는 근속기간 1년 미만의 근로자 포함 여부에 따른 직장상실률의 차이는 2.21%포인트에 불과하다. 그러나 1999~2000년에는 그 격차가 3.13%포인트로 확대되고 있으며, 그 격차의 분포도 근로자의 특성에 따라 큰 폭으로 변화하는 것을 발견할 수 있다.<sup>58)</sup> 1년 미만 근속자의 직장상실률은 1998~99년에 16.6%, 1999~2000년에 13.1%로 외환위기 동안의 직장상실률이 높다. 그러나 1년 이상 근속자를 분모로 하는 상대적 직장상실률은 1998~99년이 2.31인 반면, 1999~2000년은 3.34로 계산된다. 이는 1999~2000년의 비자발적 이직이 1년 미만

---

입시 7.67%로 나타났다.

56) 관련된 연구로 강순희·이병희·김미란(1999), 이병희(2000), 정인수(2000, 1999), 황덕순·허선 외(1999), 김대일 외(1999), 신동균(1999a, 1999b), 허재준·김장호·신영수(1999), 금재호(2000a, 2000b, 2000c) 등을 들 수 있다.

57) 취업자 중 주당 근로시간이 20시간 미만인 단시간 근로자는 1998~99년에 2.60%, 1999~2000년에 2.41%에 불과하다. 따라서 분석대상을 1년 이상 근속자와 20시간 이상 근로자로 제한하였을 때 제외되는 근로자의 대부분은 1년 미만의 단기근속자이다.

58) 미국은 1년 미만 근속자 및 단시간 근로자의 포함 여부에 따른 직장상실률의 차이가 1983년 0.8%포인트(2.4%→3.2%), 1987년 0.6%포인트(3.5%→4.1%), 1991년 1.5%포인트(3.9%→5.4%)에 불과하다(Boisjoly et al., 1998).

단기근속자를 중심으로 이루어지고 있다는 점을 의미하며,<sup>59)</sup> 외환위기과정에서 비자발적으로 이직한 근로자들은 재취업해서도 높은 직장상실의 위험에 처하는 반복 실업 또는 반복 직장상실의 가능성을 제시한다.<sup>60)</sup>

외환위기 이후 한국의 노동시장 불안정성이 급작스럽게 커졌고 유연한 노동시장을 기저로 하는 미국에 비하여서도 상대적으로 커졌다면 그 원인은 무엇일까? 노동시장 유연화는 필연적으로 노동시장 불안정화를 초래하는가? 1990년 중반 이후 한국 노동시장에서 발견되는 노동시장 불안정성의 확대가 외환위기의 충격에 의한 일시적인 현상인가? 아니면 구조적인 변화의 결과인가? 1990년대 후반 진행되어 온 노동법 개정이 당초의 의도대로 경제의 효율성을 향상시켰는가? 아니면 적어도 미래의 국민후생을 증가시키는 방향으로 작용할 것인가? 이러한 문제의식을 아래에서 미래연구를 위한 인프라적인 작업으로 외환위기 이후에 한국 노동시장 불안정성의 변화 정도를 과학적이고 실증적인 방법으로 규명하고자 하였다.

한국 노동시장의 불안정성의 규모와 변화를 파악하기 위해 본고에서는, 미국 노동시장의 불안정성(Instability)을 측정하기 위해 1999년 *Journal of Labor Economics*에 기고된 논문들과 가능한 동일한 방법으로 한국노동패널자료를 재구성하여 비교분석을 시도하였다.

실증분석 결과 외환위기 이후 한국 노동시장의 불안정성은 1980~90년대에 걸쳐 미국 노동시장에 나타났던 불안정성에 비하여 매우 급격한 증가 추세를 보이고 있다. 이러한 증가 추세가 외환위기 이후에도 지속될 것인가의 문제는 향후 한국노동패널의 자료가 더 구축된 이후에나 검증이 가능할 것이다.

그럼에도 불구하고, 하나의 가설적이면서도 조심스러운 문제의 제기로서, 한국 노동시장의 유연화 및 이에 따른 불안정성의 급격한 증가가 공정하고 효율적인 시장인프라가 잘 구축된 경쟁질서하에서 노동시장 효율성을 개선하는 방향으로 이루어져 가고 있는 것인지 아니면 사회의 전체 파이(social

59) [그림 3-15]에서 남성 가구주의 직장상실률이 1998~99년의 7.3%에서 1999~2000년에는 2.8%로 급락한 것도 노동시장이 안정화되고 경기가 회복되었기 때문이라기 보다는 1년 미만 단기근속자들의 희생을 바탕으로 하였을 가능성이 높다.

60) 반복 실업에 대해서는 이병희(2000)를 참조할 수 있다.

pie)를 줄이는 가운데 이익당사자간에 파이 쟁탈을 위한 정치적 게임(political game)의 일환인가 하는 문제의식을 본고는 제기하고자 한다.

미국의 노동시장은 청년 기간에는 이직이동이 빈번하다가 30대에 접어들면서 장기근속을 향유하는 근로자의 비중이 늘어나는 특징을 보인다. 가령 Hall(1982)의 경우 미국의 근로자는 청소년 기간 동안 상대적으로 높은 수준의 이직률을 경험하다가 중장년층이 되면서 장기근속으로 진입한다는 실증결과를 제시하고 있다. Kazuo Koike(1978)도 15년 이상 장기근속자의 비중이 일본보다 미국에서 더욱 높다는 결과를 발표한 바 있다. 이는 미국 노동시장이 중신고용관행의 일본에 비해 유연하여 중고령자 또는 장기근속자의 불안정성이 높을 것이라는 단순한 직관과는 배치되는 실증분석 결과이다. 미국에 비해 불안정성 정도가 높고 특히 외환위기 이후 불안정성이 심화된 한국 노동시장의 경우 향후에도 이러한 수준의 불안정성이 지속된다면 노동시장의 효율성 악화를 우려하지 않을 수 없다.

한국노동패널의 1~2차년도 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 미국보다 현저하게 높아진다. 더불어 남·여 모두 연령이 증가하면서 단기근속자의 비중이 감소하다가 30~40대를 기준으로 U자 형태를 그리거나 또는 비슷한 수준에 머무르는 현상은 미국에서는 발견되지 않는다.

둘째, 외환위기 이전에는 정규직에서 1년 이하 단기근속자가 차지하는 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 심각함을 알 수 있다. 미국의 최근 4년 직장유지율(1991~95)과 비교하여도 한국의 4년 직장유지율은 상대적으로 낮은 수준이다. 성별로도 남·여 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, 상대적으로 장기근속한 계층의 직장유지율 감소폭이 컸었고 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.

이상과 같은 본고의 실증분석 결과는 외환위기 이전부터 한국의 노동시장 불안정성이 미국보다 높았다는 점을 보여주며, 한국 노동시장 불안정성이 외환위기로 인한 일시적인 현상으로만 간주할 수 없는 측면을 나타낸다.

한국노동패널조사의 제1차~제3차 연도 자료를 이용한 노동시장 불안정성(insecurity)의 분석 결과는 외환위기 동안 근로자간 고용불안정성의 격차가 확대되고 이는 근로자 계층간 소득 및 인적자원 개발의 격차를 확대하였을 것이라는 의구심을 강력하게 지지하고 있다. 외환위기 동안 저학력자, 고연령층, 비정규직, 저임금 근로자, 중소기업 종사자, 노동조합 미가입자, 생산직 및 단순근로 종사자를 중심으로 고용조정 및 비자발적 이직이 이루어졌다. 이에 따라 고학력·고생산성 근로자와 저학력·저생산성 근로자와의 사회·경제적 격차가 더욱 확대되었을 가능성과 함께, 저학력·저생산성 근로자의 빈곤 위험도가 높아졌을 가능성이 있다. 또한 어느 기업에 어떤 고용형태로 어떻게 취업되는가가 근로자의 능력과 생산성에 대한 정확한 평가에 의거하지 않고 인맥이나 학맥, 또는 운과 같은 비합리적인 요인에 의



해 결정되고, 최초로 입직한 직장의 형태나 질이 평생 동안 근로자의 운명을 결정한다면 이는 사회적 불평등을 초래하게 될 것이다.

노동시장 불안정성이 미국보다 낮은 이유로 한·미간 제도 및 경제적 환경의 차이를 들 수 있다. 발전 또는 성장단계에 있는 전환기 경제의 경우 급격한 산업 및 고용구조의 변화가 근로자의 이직을 촉진할 개연성이 있으며 이러한 불안정성은 경제구조의 고도화·선진화에 따라 점차 완화될 것으로 낙관적인 추론을 해볼 수도 있다. 그러나 노동시장 불안정성이 높아진 원인이 정부의 노동정책과 제도 실패에 기인했다면, 지나친 낙관론과 사용자 해고에 대한 자유방임만을 주장하기보다는, 유연화 정책과 제도 운용에 관한 학계의 실증적이고 정치한 분석이 현실문제를 해결하는 데 보다 기여할 것으로 판단된다. 물론 과거부터 전통적으로 경직적 노동시장구조를 가진 우리나라에서 유연화에 관한 원시적 논의는 ‘수량적 유연화(numerical flexibility)’부터 시작할 수밖에 없을 것이다. 그러나 1990년대 중반 이후 법 개정과 외환위기를 겪으면서 노동시장 유연화가 나름대로 진행된 현재보다 과학적이며 실증적인 평가가 필요하며, 중·장기적으로 질적 유연화를 확보하기 위한 노력이 요구된다.

## 제 4 장 실업자의 생활

### 제1절 실업자의 경제상황

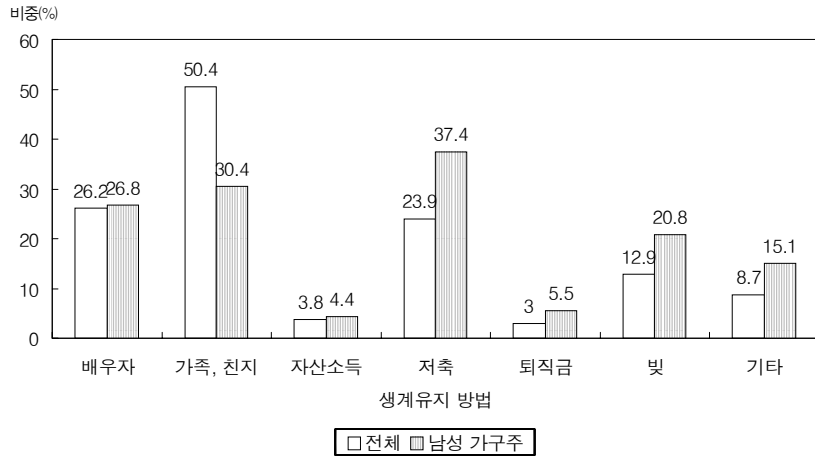
#### 1. 실업자의 생계유지방법

1998년 제1차 한국노동패널조사에서는 구직기간 동안 어떤 방법으로 생계를 유지하고 있는가를 실업자에게 질문하였다.<sup>1)</sup> <표 4-1>에서 보면 ‘가족 및 친지 보조’가 50.4%로 가장 많고, ‘배우자 소득’이 26.2%, ‘저축’ 23.9%의 순으로 나타나고 있다. 또한 ‘빚’으로 생활한다는 응답이 12.9%로 상당수를 차지하고 있는 반면, ‘퇴직금’이나 집세, 이자 등 ‘자산소득’으로 생활한다는 응답자는 소수인 3.0%와 3.8%에 각각 머무르고 있다. 실업급여로 생활한다는 응답자는 24명으로 1.9%에 불과하였다. 이러한 분석결과는 금재호(1997)와 매우 유사하며, 실업자의 생계유지가 사회적 보호나 지원이 아닌 개인적 책임이라는 점을 보여준다.

분석대상을 남성 가구주로 제한하였을 경우에는 <표 4-2>와 같이 ‘저축’의 비중이 37.4%로 가장 높고, 그 다음으로 ‘가족 및 친지 보조’(30.4%), ‘배우자 소득’(26.8%), ‘빚’(20.8%)의 순으로 나타나, 실업자가 생계를 의존하는 의존도가 변화한다. [그림 4-1]에서 보면 전체 구성원에 비해 남성 가구주는 ‘가족 및 친지 보조’를 제외한 모든 항목에서 생계의존도가 높다. 특히 ‘저축’,

1) 생계유지방법은 1998년도에만 질문하여 1999년 이후의 변화를 알 수 없는 한계가 있다. 또한 질문형태도 ‘가장 중요한 것을 두 가지 이내로 골라 주십시오’라고 하여 복수응답을 허용하였다.

[그림 4-1] 실업자의 생계유지방법 : 전체 및 남성 가구주



‘빚’, ‘퇴직금’에 대한 남성 가구주의 생계의존도가 상대적으로 높게 나타나고 있다.

성별로는 여성의 40% 정도가 ‘배우자 소득’으로 생계를 유지하고 있다고 하여 일반적 상식과 일치하고 있지만, 남성의 16.3%, 특히 남성 가구주의 26.8%가 배우자 소득으로 생계를 지탱하고 있다고 하여 부가노동자효과(Added Worker’s Effect)가 존재할 가능성을 시사한다. 40대 남성 가구주의 39.8%가 생계를 ‘배우자 소득’에 의존하고 있어 실업가구 내 주부의 경제적 역할이 상당함을 알 수 있다.

연령이 높아짐에 따라 실업시 생계유지를 위해 ‘저축’과 ‘자산소득’에 의존하는 비중이 증대하여 가는 현상을 발견할 수 있어, 나이가 많은 실업자들의 유동성 제약이 젊은 층에 비해 상대적으로 덜 심각함을 나타낸다. 구체적으로 20대에서 ‘저축’으로 생계를 유지한다는 실업자의 비중은 17.2%에 불과한 반면, 30대 27.1%, 40대 31.6%로 증가하고 있으며, ‘자산소득’으로 생계를 유지한다는 응답자도 40대 이후 늘어나고 있다. 그러나 남성 가구주의 경우에는 ‘저축’에 의존하는 비중이 37.4%에 달하여 전체 응답자의 23.9%보다 훨씬 높으며 연령대별로도 30대 이후에서 30% 이상을 점유하고 있다. 이는 남성 가구주의 거의 모두가 취업경험을 가지고 있으며, 전 직장에서 받던 임금수준이 상대적으로 높아 실업하더라도 기본적인 생계를 유지할 수 있는 경제적인 여력이 있었다는 점을 반영한다.<sup>2)</sup>

<표 4-1> 실업자의 생계유지 방법 : 전체

(단위: %, 명)

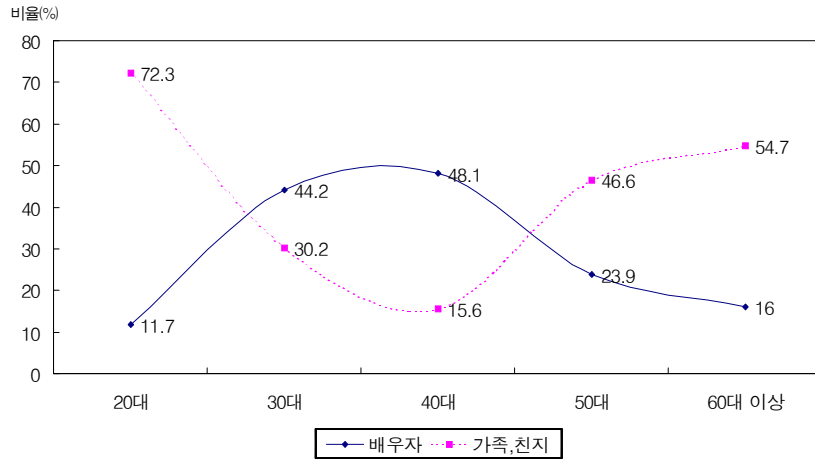
	배우자	가족·친지	자산소득	저축	퇴직금	빚
전 체(1,257)	26.2	50.4	3.8	23.9	3.0	12.9
성 별						
여 성(580)	37.8	46.6	3.3	21.4	1.9	11.4
남 성(677)	16.3	53.8	4.3	26.1	4.0	14.2
연령별						
10대(116)	2.6	92.2	1.7	6.9	0.0	4.3
20대(401)	11.7	72.3	3.7	17.2	1.8	9.5
30대(258)	44.2	30.2	2.3	27.1	4.3	14.0
40대(231)	48.1	15.6	4.8	31.6	3.5	19.1
50대(176)	23.9	46.6	5.7	33.5	5.1	19.3
60대(75)	16.0	54.7	5.3	29.3	4.0	6.7
학력별						
초등학교 이하(218)	24.3	44.5	2.8	28.4	2.8	17.9
중학교 졸업(219)	39.7	40.2	3.2	26.5	1.8	14.6
고등학교 졸업(511)	29.8	45.4	3.7	24.1	4.1	12.3
전문대 졸업(199)	7.5	77.9	4.5	14.1	2.0	9.1
대학졸 이상(110)	20.0	56.4	6.4	27.3	2.7	9.1
가구주와의 관계						
본 인(445)	23.6	32.6	4.0	37.8	5.2	20.2
배우자(302)	70.5	17.9	3.0	21.2	2.0	12.3
자 녀(443)	0.9	87.1	4.1	13.3	1.4	7.2
기타 가족(67)	10.5	73.1	4.5	14.9	4.5	4.5
전 직장의 고용형태						
정규 임금근로자(580)	29.8	44.1	4.5	27.2	5.9	12.2
비정규 임금근로자(360)	25.3	50.8	3.6	21.9	0.6	14.4
고용주(57)	31.6	35.1	3.5	29.8	0.0	29.8
자영업자(57)	38.6	33.3	3.5	33.3	0.0	7.0
무급가족종사자(15)	40.0	33.3	0.0	26.7	0.0	26.7
구직기간						
6개월 미만(684)	12.1	52.9	4.1	25.4	4.0	9.8
6개월~1년 미만(302)	24.8	49.3	3.3	25.2	2.3	18.5
1년 이상(245)	35.1	46.1	3.7	18.4	1.2	15.1

주 : 1) 복수응답이 가능하도록 하였음.

2) 괄호 안의 값은 해당되는 응답자수임.

2) 전체 실업자의 85.0%가 취업경험이 있었던 반면, 남성 가구주는 99.5%가 취업경험이 있었고, 전 직장의 소득도 실업자 전체가 평균 90만 4천원이었으나 남성 가구주는 124만 1천원으로 37.3%가 많다.

[그림 4-2] 연령대별 생계유지 방법 : '배우자 소득'과 '가족 및 친지 보조'



배우자 소득에 생계를 의존하는 비율은 [그림 4-2]와 같이 40대까지 급격하게 증가하다가 이후 하락하는 역U자 형태를 보이는 반면 가족 및 친지 보조는 역으로 40대까지는 감소하다 이후 다시 증가하는 U자 형태를 보이고 있어 배우자 소득과 가족 및 친지 보조가 상호 대체적 관계임을 알 수 있다. 즉, 취업경험이 적은 10~20대에는 부모나 형제의 지원에 생계를 의존하다가 취업경험과 경제력이 어느 정도 축적된 30~40대에서는 배우자 소득이나 저축에 의존하며, 다시 은퇴기인 50~60대 이후에서는 생계를 자식의 지원이나 저축에 의존하는 형태가 일반적인 것으로 여겨진다.

학력에 따라서는 학력이 높을수록 생계를 '가족 및 친지 보조'에 의존하는 비중이 높아지고 있다. 이는 고학력자의 가족 및 친지가 이들에게 생계지원을 제공할 수 있는 경제적 여유가 있기 때문이지만, 고학력자가 상대적으로 젊은 점도 하나의 원인으로 판단된다. 특히 전문대 졸업의 학력을 지닌 실업자의 경우 '가족 및 친지 보조'에 대한 의존도가 77.9%로 매우 높게 나타나고 있다. 이들 계층의 절반 가까이가 4년제 대학의 재학생이거나 휴학생이며 연령대별로도 20대가 65.1%를 점유하여 부모나 형제가 기본적 생계유지를 보장하여 주는 것으로 여겨진다. 반면 기댈 수 있는 부모나 가족이 없는 고등학교 졸업 이하의 저학력층에서는 '저축'과 '빚'에 대한 의존도가 상대적으로 높게 나타났다.

가구주와의 관계에 있어서 가구주 본인일 때 '배우자 소득'이나 '가족 및

&lt;표 4-2&gt; 실업자의 생계유지방법 : 남성 가구주

(단위: 명, %)

	배우자	가족·친지	자산소득	저축	퇴직금	빚
전 체 (385)	26.8	30.4	4.4	37.4	5.5	20.8
연령별						
20대(28)	14.3	28.6	0.0	53.6	3.6	21.4
30대(86)	24.4	29.1	2.3	37.2	7.0	24.4
40대(113)	39.8	13.3	3.5	34.5	5.3	24.8
50대(110)	20.9	41.8	6.4	39.1	4.6	20.9
60대(48)	20.8	47.9	8.3	31.3	6.3	4.2
학력별						
초등학교 이하(94)	20.2	38.3	4.3	30.9	2.1	20.2
중학교 졸업(84)	38.1	29.8	3.6	40.5	3.6	19.1
고등학교 졸업(150)	28.7	23.3	4.0	40.0	8.7	20.7
전문대 졸업(17)	11.8	41.2	0.0	29.4	5.9	29.4
대학졸 이상(40)	17.5	35.0	10.0	40.0	5.0	22.5
구직기간						
6개월 미만(181)	22.1	32.0	3.9	44.2	7.7	16.6
6개월~1년 미만(124)	30.7	29.8	4.0	33.1	3.2	26.6
1년 이상(70)	32.9	25.7	7.1	30.0	2.9	21.4
전 직장의 고용형태						
정규임금근로자(194)	24.7	29.9	5.2	39.7	10.8	13.9
비정규임금근로자(114)	27.2	33.3	2.6	35.1	0.0	26.3
고용주(39)	28.2	33.3	5.1	35.9	0.0	38.5
자영업자(34)	32.4	23.5	5.9	38.2	0.0	11.8

주 : 1) 복수응답이 가능하도록 하였음.

2) 괄호 안의 값은 해당되는 응답자수임.

친지 보조'보다는 생계를 '저축'이나 '빚'에 의존하고 있으며, 배우자는 남편의 소득에 생계를 의존하고 있는 비중이 70.5%에 달하여 상식과 일치한다. 전 직장의 고용형태로는 비정규직 임금근로자들이 생계를 유지하기 위해 가족 또는 친지의 지원을 많이 받는 반면, 정규직 임금근로나 자영업에 종사하였던 실업자들은 '저축'의 의존도가 높았다. 이는 비정규직 종사자들의 학력과 기술·기능수준이 낮고 경제적인 기반이 취약하다는 점을 간접적으로 시사한다.<sup>3)</sup>

3) 전 직장에서 비정규직으로 근무하였던 실업자의 평균연령은 38.9세로 정규직 근로자의 36.7세보다 오히려 높았으며, 그 차이는 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 이와 같은 결과는 금재호(1997)의 연구와 크게 차이가 나고 있다. 금재호(1997)에서는 전

직장경험의 유무에 따라서는 직장경험이 없는 실업자의 대부분인 80.3%가 '가족 및 친지 보조'로 생활한다고 대답한 반면, 직장경험이 있는 경우에는 그 비중이 45.2%로 크게 하락하고 대신 '배우자 소득(29.0%)'과 '저축(25.9%)', '빚(13.8%)' 등으로 생활한다는 응답자가 많다. 이는 응답자의 연령과 밀접한 관련이 있는 것으로 보여지는데 직장경험이 있는 실업자의 평균연령이 38.0세인 반면, 직장경험이 없는 실업자의 평균연령은 25.4세에 불과하다. 혼인상태도 직장경험이 없는 경우에는 82.5%의 응답자가 배우자가 없지만 직장경험이 있는 경우에는 그 비율이 37.9%로 크게 감소하고 있다.

구직기간별로 6개월 이상 장기실업자의 경우 '배우자 소득'에 대한 생계의 의존도가 높게 조사되었다. 구직기간이 6개월 미만인 실업자는 12.1%만이 생계를 '배우자 소득'에 의존하고 있었으나, 구직기간 6개월에서 1년 미만의 의존도가 24.8%로 높아지고 있으며, 1년 이상의 장기실업자의 경우에는 3분의 1 정도인 35.1%가 생계를 배우자에게 의존하고 있었다. 분석대상을 남성 가구주로 제한하였을 때에도 비슷한 현상을 발견할 수 있다. 또한 실업의 장기화에 따라 '빚'에 대한 의존도도 높아지고 있었다. 즉 6개월 미만의 실업자는 9.8%만이 '빚'으로 생활하고 있었으나 6개월에서 1년 미만의 실업자는 18.5%가, 그리고 1년 이상 실업자는 15.1%가 생계의 전부 또는 일부를 '빚'에 의존하고 있었다.

이러한 분석결과는 두 가지의 시사점을 제시하고 있다. 첫째, 실업의 장기화에 따라 '빚'의 의존도가 높아진다는 사실은 실업 초기에는 '저축'이나 '가족 및 친지 보조', '퇴직금' 등으로 생계유지에 필요한 자금을 확보하다가 이러한 자금이 고갈되면서 '빚'이 점차 늘어나게 된다는 점을 의미한다. 이는 장기실업자의 빈곤문제가 상당한 규모로 존재할 가능성과 함께, 실업의 결과 빈곤상태에 빠질 위험도가 높다는 점을 시사한다.<sup>4)</sup> 둘째, 장기실업자의

---

직 비정규직의 평균 연령은 31.7세로 정규직이나 자영업자의 35.1세에 비해 크게 낮았다. 이러한 차이가 발생한 이유로 표본 구성의 차이를 들 수도 있지만 외환위기 과정에서 고연령·저학력·비정규직 근로자들이 우선적으로 고용조정 대상이 되었다는 점을 반영하고 있을 가능성이 높다.

- 4) 실업자가 '빚'을 얻을 수 있다는 사실 자체가 어느 정도의 자산이나 다른 경제적 능력을 이들이 보유하고 있다는 간접적인 증거로 '빚'으로 생활한다는 것이 곧 실업자의 빈곤을 의미하는 것이 아니라는 반론이 있을 수 있다. 그러나 생계를 위해 '빚'을 얻어야 한다는 것은 그만큼 다른 곳에서 생계비를 충당하기 어렵다는 사실을 반영하기도 하며, 빠른 시일 내에 취업이 어려울 경우 곧장 빈곤으로 연결될 가능성이

‘배우자 소득’에 대한 높은 의존도는 실업의 장기화에 따라 부가노동자효과가 발생할 가능성과 더불어 배우자 취업이 거꾸로 의존임금을 높여 구직기간을 연장하고 결과적으로 실업의 장기화를 초래할 가능성이 있다.

설문조사에서 나타난 특징의 하나는 ‘빚’으로 생계를 유지하는 비율이 높다는 점이다. 특히 남성 가구주의 경우 ‘빚’에 의존하는 비율이 높아 20.8%에 달하고 있다. 생계를 ‘빚’에 의존하는 비율은 20대 9.5%, 30대 14.0%, 40대 19.1%, 50대 19.3%로 연령에 따라 동반 상승하는 형태를 보이고 있는데 이러한 연령대별 분포는 30대 이후가 신용이나 담보능력 측면에서 30대 이전보다 능력이 있다는 일반적 사실을 반영한다. 그러나 생계를 ‘빚’에 의존하고 있는 실업자 비중이 40~50대에서 20% 수준에 근접한다는 점은 외환위기가 실업자에게 가져온 충격의 정도를 간접적으로 대변하고 있다. 또한 학력별로는 학력이 낮을수록, 구직기간에 따라서는 구직기간이 6개월 이상 일 때, 그리고 가구주와의 관계에 있어서는 가구주 본인이거나 배우자일 때 ‘빚’에 의존하는 실업자의 비중이 높다는 점은 이들 실업자들에게 생계유지는 현실적으로 매우 절박한 문제였으며, 실업에 의한 빈곤문제가 외환위기로 인해 심화되었을 가능성을 시사한다.

외환위기 이전의 자료를 사용한 금재호(1997)의 연구에서는 생계를 ‘빚’에 의존하는 실업자의 비중이 매우 적게 나타났고, 이에 따라 ‘빚’은 ‘기타’에 포함되었었다. 1998년도 제1차 한국노동패널조사에서 ‘빚’으로 생계를 유지하는 실업자의 비중이 높아진 이유는 명확하지 않으나 외환위기가 커다란 영향을 미친 것으로 추론된다. 외환위기로 인해 ‘배우자 소득’이나 ‘가족 및 친지 보조’, ‘자산소득’ 등의 다른 소득원이 감소하였고, 이에 따라 다른 소득원으로부터 생활을 유지하기가 불충분하였기 때문에 ‘빚’의 의존도가 높아졌을 수 있다.<sup>5)</sup> 또한 외환위기 이후 부동산, 증권 등 자산의 가격이 크게 떨어졌고, 이에 자산을 처분하거나 줄이기보다는 ‘빚’을 얻어 생활비를 보전하는

---

매우 높을 것이다. 또한 1998년 당시 금융시장이 매우 경직되어 취업자도 정상적인 금융기관에서 대출받기 매우 어려운 상황이었음을 감안할 때, 이들 ‘빚’의 대부분은 가족, 친지 또는 주변 사람들로부터 빌린 개인적 성격의 빚일 가능성이 높다.

5) ‘배우자 소득’, ‘가족 및 친지 보조’ 및 ‘자산소득’이 외환위기로 감소하였을 가능성은 여러 곳에서 발견된다. 1998년 비농전산업의 실질 임금수준은 전년 대비 9.3%나 하락하였으며, ‘자산소득’도 크게 감소하였다. 이에 따라, ‘자산소득’으로 생계를 유지한다는 실업자의 비중도 1996년의 조사(금재호, 1997)에 비해 크게 낮아졌다.



방식이 선호되었을 가능성도 배제할 수 없다.

‘빚’으로 생계를 지탱하는 실업자 비율이 높은 것은 또 다른 문제를 제기한다. 삶을 영위하기 위해 ‘빚’을 구해야 하는 실업자는 취업을 절실하게 희망하는 계층으로 추론된다. <표 4-3>에서 이들은 다른 생계수단을 가진 실업자에 비해 보다 열심히 구직활동을 하고 있는 것으로 나타났다. 이들이 사용하는 구직방법의 수는 평균 2.123개로 다른 실업자의 2.081개보다 많으며, 일주일 동안 직장탐색에 투입하는 시간도 13.8시간 대 10.1시간으로 3시간 이상의 차이를 보인다. ‘빚’으로 생활하는 실업자는 주택가격이나 가구의 월평균 근로소득이 다른 실업자보다 낮아 빈곤상태에 놓여 있을 가능성이 높고, 생활에 대한 불만족도 및 가족관계의 불만족도도 상대적으로 높게 나타나고 있다.<sup>6)</sup> 또한 전 직장에서의 임금수준도 다른 실업자에 비해 낮은 편이어서 ‘빚’으로 생활하는 실업자의 가구 및 개인의 사회·경제적 배경이 다른 실업자에 비해 열악한 상태임을 알 수 있다.

그럼에도 불구하고 ‘빚’으로 생활하는 실업자의 희망임금은 110만 9천원으로 다른 실업자의 96만 8천원보다 높게 나타나고 있다.<sup>7)</sup> 이러한 이유는 명확하지 않으나 ‘빚’으로 생활하는 실업자 중 가구주의 비중이 높고, 연령대별로도 30~50대에 분포되어 있는 것이 하나의 원인으로 여겨진다. 이들의 희망임금은 다른 계층에 비해 일반적으로 높은 편이다. 또한 고용형태 측면에서도 ‘빚’으로 생활하는 실업자는 상대적으로 정규직 임금근로나 비임금근로를 희망하고 있었다. 비정규직 임금근로의 희망자에 비해 정규직 또는 비임금근로를 희망하는 실업자의 희망임금이 높은 점도 이러한 현상을 부분적으로 설명할 수 있다.<sup>8)</sup>

6) 여기에서 주택가격은 가구의 자산규모를 나타내는 대리변수로 사용되고 있다.

7) 뒤에서 논술하겠지만 희망임금의 결정요인에 대한 회귀분석 결과 ‘빚’으로 생계를 유지하는지의 여부는 희망임금에 영향을 주지 못하는 것으로 추정되었다. 그럼에도 불구하고 빚이 많을수록 희망임금도 높아 실직기간이 늘어나며, 빈곤의 함정에 빠지기 쉽다는 것을 간접적으로 시사한다.

8) 비정규직 임금근로를 희망하는 실업자의 희망임금이 월 72만 6천원 수준인데 비해, 정규직 임금근로 희망자는 98만 1천원, 비임금근로 희망자는 172만 2천원으로 나타났다.

&lt;표 4-3&gt; 빛으로 생활하는 실업자의 특성

	빛으로 생활하는 실업자	다른 생계유지수단의 실업자
가구경제		
주택의 가격(만원)*	3,510.6	5,669.3
가구의 월평균 근로소득(만원)*	53.1	108.6
생활 불만족도		
진반적인 생활 불만족도*	4.025	3.469
가족관계 불만족도**	2.611	2.433
구직활동		
희망임금(만원)*	110.9	96.8
사용하는 구직방법의 수(개)	2.123	2.081
일주일 구직활동 시간*	13.80	10.10
희망직장의 고용형태		
정규직 임금근로	64.2	61.4
비정규직 임금근로	19.1	28.2
비임금근로	16.7	10.4
전 직장의 임금(만원)***	79.5	94.4

주 : 1) ‘\*’는 1%, ‘\*\*’는 5%, ‘\*\*\*’는 10% 수준의 통계적 유의성을 나타냄.

- 2) 주택가격은 소유하고 있는 주택의 가격뿐만 아니라 전세 및 월세보증금도 포함되었음.
- 3) 생활만족도는 ‘매우 만족스럽다’ (1), ‘만족스럽다’ (2), ‘보통이다’ (3), ‘불만족스럽다’ (4), ‘매우 불만족스럽다’(5)로 하는 5점 척도의 평균값임.

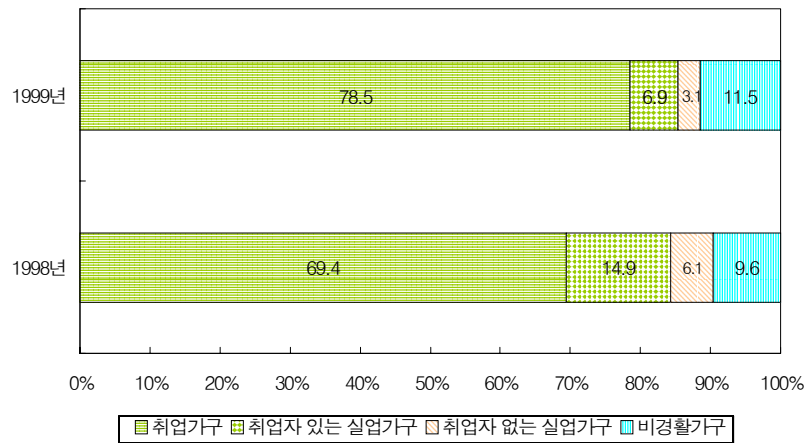
## 2. 실업가구의 경제상태

1998년도 제1차 한국노동패널조사의 전체 5,005가구 중 실업자가 없으며 취업자가 한 명 이상 있는 취업가구는 69.4%인 것으로 나타났다. 또한 실업자가 있는 실업가구는 1,050가구로 전체 응답가구의 21.0%에 달하였다.<sup>9)</sup> 그

9) 실업에 따른 가구소득 및 지출의 변화를 정확히 파악하려면 실업 전의 가구 경제상태를 기준으로 실업이라는 사건발생 및 실업기간의 장기화에 따라 가구경제가 어떻게 변화하여 가는지 살펴보아야 한다. 구체적으로 1998년 조사 당시에는 취업자였던 근로자가 1999년도 조사시점에는 실업자가 된 가구의 소득, 지출, 저축, 빚 등 경제상태의 변화를 추적할 필요성이 있다. 그러나 한국노동패널조사는 가구의 소득을 연평균 개념으로 질문하고 있어 실업에 따른 소득의 변화를 정확하게 파악하기 힘들다. 또한 해당되는 표본수가 100여 가구를 약간 초과하고 있어 분석결과와 통계적 유의성이 문제시 된다. 더욱이 조사시점 당시의 저축, 빚, 생활비 지출 등의 경제상태를 질문하고 있어 실업의 발생 및 장기화에 따른 가계의 경제적 대응을 정확하게 분석하기 어렵다. 1999년도 조사에서는 소득, 저축 및 생활비 지출에 대해 지난 한

러나 [그림 4-3]과 같이 실업가구 중 71.0%(746가구)는 다른 가구원이 취업하고 있어 근로소득이 있으며, 304가구만이 가구내 취업자가 없는 순수 실업가구로 분류된다. 또한 취업자도 실업자도 없이 모든 가구원이 비경제활동상태에 놓여 있는 비경제활동가구가 481(9.6%)로 상당한 비중을 차지하고 있다. 이들 비경제활동가구의 대부분은 가구주가 60세 이상 고령자인 노인가구로 분류되며, 가구원수도 2.06명으로 다른 가구에 비해 가구원수가 적은 특징을 지니고 있다.<sup>10)</sup>

[그림 4-3] 고용상태별 가구구성비 : 1998년과 1999년



1999년에 들어서는 경기회복을 반영하여 실업가구의 비중이 10.0%로 크게 하락한 반면, 취업가구의 비중은 1998년의 69.4%에서 78.5%로 증가하였다.<sup>11)</sup> 그러나, 비경제활동가구의 비중도 1998년의 9.6%에서 11.5%로 함께 늘어

해(1998년) 동안의 한 달 평균치를 질문함으로써 조사시점의 기준이 변화한 문제가 있다. 따라서 여기에서는 1998년과 1999년의 2개 연도에 대해 실업가구와 비실업가구간 경제적 격차 분석에 초점을 맞추도록 한다.

10) 비경제활동가구의 63.2%는 가구주 연령이 60세 이상이며, 50대가 12.7%, 40대가 10.2%를 차지한다. 또한 응답가구의 평균 가구원수는 1998년에 3.50명으로 나타나고 있다. 가구의 형태별 가구원수는 취업자가 있는 실업가구가 4.17명으로 가장 많으며, 취업가구가 3.59명, 그리고 취업자가 없는 순수 실업가구가 3.10명으로 조사되었다. 1999년도 조사에서도 취업자가 없는 실업가구의 가구원수는 3.28명으로 비경제활동가구의 2.41명에 비해서는 많으나 취업가구의 3.71명, 취업자가 있는 실업가구의 4.29명에 비해서는 낮다.

났다. 1999년의 경우 비경활가구수는 실업가구의 수보다 더 많다. <표 4-4-1>과 <표 4-4-2>와 같이 비경활가구의 소득이 실업가구보다 낮으며 가구원의 대부분이 60세 이상 노인층이라는 점을 감안할 때 빈곤이 실업가구와 마찬가지로 비경활가구에서도 문제시될 가능성이 높다.

### 가. 가구의 소득

1998년도 실업가구의 총소득은 월평균 139만 5천원으로 실업자가 없는 취업가구 171만 1천원의 81.5% 수준으로 나타났다.<sup>11)</sup> 이에 대해 취업자도 실업자도 없는 비경활가구의 월평균 총소득은 1998년 81만 4천원으로 가장 낮다. 비경활가구의 소득수준은 전체 가구 평균소득 157만 6천원의 절반 정도인 51.6%에 불과하며, 실업가구에 비해서도 크게 낮은 수준이다.

동일한 실업가구라고 하더라도 다른 가구원이 취업하고 있는지에 따라 실업가구의 소득은 커다란 차이를 보이고 있다. 1998년의 조사 당시 취업자가 없는 순수 실업가구의 월평균 총소득은 92만 9천원으로 취업자가 있는 실업가구 156만 7천원의 59.3%에 그치고 있다. 1999년의 제2차 조사에서도 사정은 비슷하여 취업자가 있는 실업가구의 소득은 156만 2천원인 데 대해 순수 실업가구의 소득은 102만 4천원으로 65.5% 수준에 지나지 않는다.

- 
- 11) 제2차 한국노동패널조사는 7월에서 11월까지 수행되었다. 이 기간은 외환위기의 고비를 넘기면서 경기회복이 가속화되기 시작한 시기로 계절조정실업률도 1999년 1/4분기의 7.6%에서 2/4분기 6.7%, 3/4분기 5.9%로 급격히 낮아진 시기이다. 이러한 경기회복을 반영하여 실업가구수도 1998년도에 비해 크게 감소한 것으로 조사되었다.
- 12) 한국노동패널조사의 제1차년도와 제2차년도 사이에 조사기준의 변화가 있었다. 1998년도에는 조사일을 기준으로 지난 1년 동안의 월평균 근로소득을 질문하였고, 1999년도에는 지난 한 해(1998년) 동안 얻은 월평균 근로소득을 질문하였다. 이에 따라 1999년도의 가구소득에 대해서는 해석상 주의를 필요로 한다. 즉 실업상태의 여부는 1999년 조사시점 당시를 기준으로 판단하고 있는 반면, 소득은 1998년 1년 동안의 소득을 조사하였다. 조사기준 시점의 변화로 인해 1998년 조사의 근로소득과 1999년도 조사의 근로소득이 시기적으로 중복된다. 1998년도 실업가구의 월평균 총소득 139만 5천원은 1999년도 조사 때 밝혀진 소득수준이다. 또한 조사시점 당시에는 실업자라고 하더라도 조사대상 기간 동안 근로소득이 있었다면 가구의 월평균 근로소득은 있었던 것으로 나타나는 문제점이 있다. 이에 따라 1999년 조사시점 당시에는 실업자였으나 1998년에는 취업자인 경우와 거꾸로 조사시점에는 취업자였으나 1998년에는 미취업자였던 표본이 가구소득의 계산에 포함되어 있다. 이러한 표본은 실업가구와 취업가구 사이의 소득격차를 실제보다 줄이는 효과를 가져온다.

<표 4-4-1> 1998년도 조사시 실업가구의 경제상황 : 소득, 생활비, 저축 및 부채

(단위: 만원)

	실업가구		취업가구	비경활가구	전체 가구
	취업자 없음	취업자 있음			
총소득(월)	92.9	156.7	166.0	53.1	149.4
근로소득	32.6	131.9	157.7	6.4	131.5
자산소득(금융, 부동산)	10.7	4.8	5.4	17.4	6.7
이전소득 및 기타소득	49.4	19.8	3.1	28.5	10.8
가구원 1인당 총소득	34.1	38.6	50.9	27.0	45.7
생활비	79.2	103.8	109.4	51.4	101.2
가구원 1인당 생활비	27.6	25.7	32.9	26.4	30.9
저축	7.7	23.9	41.8	5.6	33.5
부채(빚)	753.3	1,156.4	1,294.7	488.6	1,163.8

주 : '비경활가구'는 모든 가구원이 비경제활동인구로 실업자도 취업자도 없는 가구임.

<표 4-4-2> 1999년도 조사시 실업가구의 경제상황 : 소득, 생활비, 저축 및 부채

(단위: 만원)

	실업가구		취업가구	비경활가구	전체 가구
	취업자 없음	취업자 있음			
총소득(월)	102.4	156.2	171.1	81.4	157.6
근로소득	54.1	126.0	149.9	34.0	132.0
자산소득(금융, 부동산)	9.8	14.7	8.7	14.8	9.8
이전소득 및 기타소득	38.3	15.5	12.5	32.3	15.8
가구원 1인당 총소득	31.3	36.6	49.5	33.9	46.2
생활비	70.7	102.1	107.2	71.8	101.7
가구원 1인당 생활비	21.9	24.4	31.1	31.2	30.3
저축	4.6	16.7	28.7	6.2	24.6
부채(빚)	1,334.2	1,656.3	1,964.2	1,076.2	1,821.0

주 : '비경활가구'는 모든 가구원이 비경제활동인구로 실업자도 취업자도 없는 가구임.

그러나 가구원수를 감안한 가구원 1인당 소득을 살펴보면 취업자가 있는 실업가구와 순수실업가구와의 소득격차가 크게 줄어드는 것을 발견할 수 있다. <표 4-4-1>에서 취업자가 있는 실업가구의 1인당 소득은 38만 6천원 이나 순수 실업가구의 1인당 소득은 34만 1천원으로 그 차이는 4만 5천원에 불과하다. 이러한 현상은 취업자 없는 실업가구와 비경활가구의 가구원수가 적은 반면, 취업자 있는 실업가구와 취업가구의 가구원수가 많은 것에 연유

하며, 이러한 결과는 1999년도 조사에서도 마찬가지로 보여지고 있다.<sup>13)</sup> 이에 대해 취업가구의 1인당 소득은 1998년 조사시 50만 9천원으로 실업가구에 비해 크게 높다. 따라서 1인당 소득을 기준으로 실업가구의 경제적 상황을 살펴보았을 때, 실업가구는 다른 가구의 취업 여부와 상관없이 취업가구에 비해 상당히 어려운 상황에 처해 있으며, 빈곤의 위험에 빠질 가능성이 높다고 결론 내릴 수 있다. 또한 비경활가구의 경우에도 1인당 소득이 1998년의 경우 30만원 정도에 불과하여 빈곤의 위험도가 높다. 이들 가구의 상당수는 적절한 기회만 주어진다면 취업할 것으로 예상되며, 따라서 노동시장의 상황변화에 따라 경제활동에 참가할 가능성이 있는 잠재적 인력의 규모는 실업률로 판단되는 숫자보다 훨씬 많을 가능성이 높다. 이러한 측면에서 실망실업가구로서 비경활가구의 성격을 파악하려는 노력과 함께 고용정책의 대상범위를 확대시킬 필요가 있다.

가구소득의 구성비를 살펴보면 취업가구는 근로소득이 대부분을 차지하는 반면, 실업가구나 비경활가구는 ‘자산소득’과 ‘이전소득 및 기타소득’의 비중이 높은 것을 알 수 있다. 특히 순수 실업가구의 ‘이전소득 및 기타소득’은 49만 4천원으로 총소득의 절반 이상인 53.2%를 점유하고 있다. 이는 실업가구가 생계의 상당부분을 ‘가족 및 친지 보조’에 의존한다는 이전의 분석결과와 일치한다. 60세 이상 노인층이 대부분인 비경활가구도 ‘이전소득 및 기타소득’의 비중이 가장 높아 총소득의 53.6%인 28만 5천원에 달하고 있다. 실업가구의 ‘이전소득 및 기타소득’에는 퇴직금 및 보험금 등이 상당한 비중을 점유하는 반면, 비경활가구의 ‘이전소득 및 기타소득’에는 정부 및 사회단체의 보조금이 일정 부분을 차지하는 것으로 판단된다.

실업가구에 대한 일반적 추론의 하나는 가구주, 특히 여성 가구주가 실업상태에 놓여 있을 때 빈곤의 위험성이 훨씬 높아질 것이라는 주장이다. 1998년도 한국노동패널조사에서 1,050가구 실업가구 중 가구주가 취업하고 있었던, 즉 실업자가 가장이 아닌 다른 가구원인 경우가 47.3%인 반면, 가구주가 실업상태였던 가구는 43.0%로 나타났다. 나머지 9.7%의 실업가구는 가구주가 비경제활동상태로 나타났다. 또한 가구주가 실업한 가구 중에서 여성 가구주는 13.5%로, 전체 실업가구의 5.8%인 60가구가 여성가장 실업가구이었다.

13) 취업자의 유무에 따른 실업가구 1인당 소득격차에 대한 통계적 검증결과는 10% 수준에서 실패하였다.

<표 4-5> 1998년도 조사시 가구주 경제활동상태와 실업가구의 경제 : 소득, 생활비, 저축 및 부채

(단위: 만원)

	가구주실업 가구		가구주취업 실업가구	가구주 비경황 실업가구	전체 실업가구
	전체	여성가구주			
총소득(월)	123.2	89.0	162.6	94.5	139.1
근로소득	65.0	47.7	148.6	58.4	103.8
자산소득(금융, 부동산)	7.2	4.9	3.4	14.4	6.1
이전소득 및 기타소득	50.9	36.4	9.8	20.6	28.5
가구원 1인당 총소득	38.5	47.6	39.6	22.3	37.5
생활비	87.0	66.4	107.1	91.2	97.0
저축	11.2	9.9	27.6	15.1	19.3
부채(빚)	800.5	683.1	1,258.8	1,101.6	1,048.0

주 : '비경황가구'는 모든 가구원이 비경제활동인구로 실업자도 취업자도 없는 가구임.

이들 가구주실업 가구의 경제적 상황은 <표 4-5>에 나타나 있는데 소득, 생활비, 저축 등 대부분의 분야에서 가구주실업 가구의 경제상태가 가구주취업 실업가구보다 나쁜 것으로 나타나고 있다.<sup>14)</sup> 소득의 구성면에서도 가구주실업 가구의 경우 근로소득보다는 '이전소득 및 기타소득'의 비중이 상대적으로 크게 높다. 그러나 가구원 1인당 총소득을 보면 가구주실업 가구가 38만 5천원으로 가구주취업 실업가구의 39만 6천원에 접근하고 있으며, 여성 가장이 실업한 가구의 경우에는 1인당 소득이 47만 6천원으로 전체 실업가구의 1인당 평균소득 37만 5천원보다 훨씬 높다.<sup>15)</sup> 따라서 여기에서는 가구주실업 가구의 경제상태가 가구주취업 실업가구보다 열악하다는 추론의 증거 발견에 실패하였다.

#### 나. 가구의 소비, 저축 및 부채

소득과 마찬가지로 실업가구의 생활비는 취업가구보다 낮게 조사되었다.<sup>16)</sup> 1998년의 경우 전체 실업가구의 월평균 생활비는 97만원으로 가구소

14) 1999년도의 경우에는 표본수의 제약으로 인해 분석결과를 보고하지 않았다.

15) 여성 가장이 실업인 가구수가 60가구에 불과하여 통계적 유의성은 없다.

16) 여기에서 가구의 생활비는 '교육비, 주거비, 식품비, 보건의료비, 교통통신비, 각종 공과금, 자동차 등의 물품할부대금 등 생활하는 데 드는 돈'으로 정의되고 있다.

득 139만 1천원의 69.7% 수준이다.<sup>17)</sup> 이에 대해 취업가구의 생활비는 109만 4천원으로 실업가구와 취업가구의 생활비 격차가 그렇게 크지 않다. 그러나 <표 4-4-1>과 같이 가구원수를 고려한 1인당 생활비는 취업가구가 32만 9천원인 반면, 취업자 있는 실업가구 25만 7천원, 순수 실업가구 27만 6천원으로 취업가구에 비해 실업가구의 1인당 생활비 지출규모가 상당히 낮게 나타나고 있다.<sup>18)</sup> 또한 가구소득 대비 생활비의 비중도 취업가구가 65.9%인 반면, 취업자 있는 실업가구는 66.2%로 별다른 차이가 없으나 순수 실업가구는 85.3%로 소득의 대부분을 생활비로 지출하고 있었다. 이러한 현상은 1999년도의 조사에서도 발견되고 있으며, 실업가구 특히 취업자가 없는 실업가구의 경제적 어려움을 간접적으로 나타내고 있다.<sup>19)</sup>

저축에 대해서는 실업가구도 소액이나마 저축을 하고 있었던 것으로 나타났다. 1998년도 조사에서 취업자가 없는 순수 실업가구의 월평균 저축액은 7만 7천원으로 취업자 있는 실업가구의 23만 9천원과 취업가구의 41만 8천원에 비해서는 크게 적으나 비경활가구의 5만 6천원에 비해서는 약간 많다. 이처럼 순수 실업가구에서도 소액이나마 저축을 하고 있는 현상은 1999년의 제2차 조사에서도 보이고 있다. 일반적 예상과 달리 실업가구도 저축을 하고 있다는 분석결과는 소득, 생활비, 저축 등 가구의 경제상태를 질문하는 조사대상기간이 지난 1년 동안으로 장기간인 반면, 실업가구의 판단여부는 조사시점 당시에 결정되는 시점의 불일치에 기인하는 것으로 추정된다. 즉 지난 1년의 대부분 기간 동안 취업하고 있었더라도 조사시점 당시에 실업상태이면 실업가구로 간주되기 때문에 실업가구의 경제적 상황이 실제보다 낙관적으로 나타나고 있을 가능성이 높다.

부채규모는 경제적 능력과 정비례하는 것으로 나타나고 있다. 즉 취업가

17) 생활비 및 저축액에 대해서도 1999년의 제2차 조사시 조사의 대상시점이 변화한 것에 주목하여야 한다. 1998년도 제1차 조사 때에는 조사시점 당시의 한 달 평균 저축액과 한 달 평균 생활비를 질문하였으나, 1999년의 제2차 조사에서는 지난 한 해(1998년) 동안의 월평균 저축액과 생활비를 질문하였다.

18) 이러한 현상은 1999년도 조사에서도 마찬가지로 발견되며, 실업가구와 취업가구의 생활비 차이는 통계적으로 1% 수준에서 유의하다.

19) 1999년의 제2차 조사에서는 식비, 외식비, 공교육비, 사교육비, 차량유지비, 주거비, 경조사비, 보건의료비, 문화비, 내구재 비용 등 11가지의 항목에 대해 세부적인 지출규모를 질문하였다. 거의 모든 항목에서 실업가구의 1인당 지출액은 취업가구보다 낮은 것으로 나타나고 있다.



구의 부채규모가 가장 많아 1998년도 조사시점 당시 1,295만원에 달하고 있었으며, 취업자가 있는 실업가구는 이보다 약간 적은 1,156만원, 순수 실업가구는 753만원, 그리고 비경활가구의 부채규모가 가장 적어 489만원에 달하였다. 이러한 부채규모는 1년 뒤인 1999년에 급격히 늘어나, 전체 가구의 채무규모는 1998년의 1,164만원에서 1999년에는 1,821만원으로 56.4%가 증가하였다.<sup>20)</sup> 따라서 채무의 측면에서 가구의 경제적 지위는 외환위기로 인해 크게 악화된 것으로 여겨진다.

#### 다. 경제적 애로점

한국노동패널조사에서는 가구용 설문지의 응답자에게 “\_\_님 닻은 현재 경제적 어려움을 겪고 있습니까?”라고 질문하였다. 따라서, 경제적 어려움의 여부가 응답자의 주관적 판단에 의거하고 있다는 문제점이 있지만, 전체 가구의 62.4%가 경제적 어려움을 호소하고 있었으며, 실업자가 없는 취업가구도 절반 이상이 경제적 어려움을 겪고 있다고 응답하여, 가구경제에 미친 외환위기의 영향이 상당히 광범위하였음을 시사한다. 1999년도 조사에서도 경제적 어려움을 느끼는 가구의 비율은 전년도에 비해 다소 하락하였으나 아직도 60%에 가까운 가구들이 어떤 형태로든지 경제적 곤란을 겪고 있는 것으로 나타났다(표 4-6-1과 표 4-6-2 참조). 그러나 [그림 4-4]와 같이 생계유지의 가장 기본적 항목으로 볼 수 있는 ‘식비’ 또는 ‘주거비’에서 어려움을 겪는 가구의 비중은 전년도보다 1999년 들어 증가하였다. 전반적인 어려움의 정도는 감소한 반면, ‘식비’ 또는 ‘주거비’의 어려움을 느끼는 가구 비중이 증가한 원인은 명확하지 않으나 가구소득의 불평등도 악화 및 가구 부채의 증가에 기인하는 것으로 추론된다. 외환위기의 충격을 벗어나거나 피한 가구는 경기회복에 따라 가구의 경제상태가 개선되고 경제적 어려움에서도 탈피한 반면 장기실업가구 등 외환위기의 충격을 벗어나지 못한 가구는 장기간의 불황에 따라 경제적 어려움이 더욱 가중되었을 가능성이 있다.<sup>21)</sup> 또

20) 소득, 저축 및 생활비는 조사 시점을 기준으로 지난 1년 동안(1998년도 조사) 또는 1998년 1년 동안(1999년도 조사)의 월평균 값을 질문한 데 비해 채무는 조사시점 당시의 금액을 질문하였다.

21) 이러한 점은 1998년도 조사에서는 경제적 어려움을 느끼는 가구들이 세부적으로 1.6개의 항목에서 곤란을 겪고 있다고 응답하였으나, 1999년도에는 1.77개 항목에서 곤

<표 4-6-1> 경제적 어려움을 겪는 가구의 비율 : 1998년도

(단위: %)

	실업가구		취업가구	미취업가구	전체 가구
	취업자 없음	취업자 있음			
식비(식료품비)	45.7	23.3	12.2	34.3	18.0
교육비	35.5	35.4	23.4	13.3	25.0
채무의 원리금 상환	26.3	26.8	22.9	11.2	22.6
의료비	23.7	11.1	9.2	31.4	12.5
주거비(관리비, 월세)	39.5	20.0	13.3	19.8	16.5
경제적 곤란 가구	91.1	77.8	55.9	68.0	62.4

주 : 1) '경제적 곤란 가구'는 조사시점 당시 경제적 어려움을 겪고 있다고 응답한 가구의 비율임.

2) 괄호 안의 값은 해당되는 가구수임.

<표 4-6-2> 경제적 어려움을 겪는 가구의 비율 : 1999년도

(단위: %)

	실업가구		취업가구	미취업가구	전체 가구
	취업자 없음	취업자 있음			
식비(식료품비)	50.3	33.7	18.3	40.9	22.9
교육비	30.5	33.0	23.3	8.5	22.5
채무의 원리금 상환	24.8	33.0	25.2	12.0	24.2
의료비	19.2	13.8	9.8	29.9	12.7
주거비(관리비, 월세)	34.0	18.0	14.3	22.5	16.1
경제적 곤란 가구	85.5	76.0	56.1	65.1	59.4

주 : 1) '경제적 곤란 가구'는 조사시점 당시 경제적 어려움을 겪고 있다고 응답한 가구의 비율임.

2) 괄호 안의 값은 해당되는 가구수임.

한 부채의 증가에 따른 원리금 상환의 부담은 심리적이나 실제적으로 '식비'나 '주거비' 등 기초적인 생계에 부정적 영향을 끼쳤을 것이다.

실업가구의 대부분은 경제적 곤란을 겪고 있는 것으로 나타나고 있다. 1998년도 조사에서 실업가구의 81.6%가 경제적 어려움을 겪고 있으며, 이러한 비중은 취업가구의 55.9%에 비해 25.7%포인트나 높은 값이다. 같은 실업가구도 가구 내에 취업자가 있는가의 여부에 따라 경제적 어려움을 느끼는 비율이 달라지고 있다. <표 4-6-1>과 같이 1998년도 조사에서 취업자가 있는 실업가구는 77.1%가 경제적 어려움을 느끼고 있지만 취업자가 없는 순

란을 겪고 있다고 응답한 점에서도 간접적으로 증명된다.

수 실업가구의 경우에는 10가구 중 9가구 이상이 경제적 어려움을 겪고 있다고 응답하였다.<sup>22)</sup>

경제적 어려움의 구체적 내용에 대해서는 전반적으로 많은 가구들이 ‘교육비’와 ‘채무의 원리금 상환’에 부담을 느끼고 있었다. ‘교육비’의 총당에 어려움이 있다는 가구의 비중은 1998년도에 25.0%, 1999년도에는 22.5%로 나타났다. 1999년도의 경우 ‘교육비’에 어려움을 겪는 가구의 교육비 지출은 공교육비 18만 5천원, 사교육비 11만 8천원으로 월평균 30만 3천원에 달하고 있는 반면, 총소득은 월 149만원 수준으로 소득의 20.3%를 교육비에 지출하고 있었다.<sup>23)</sup>

‘채무의 원리금 상환’에 어려움이 있다는 가구의 비중은 1998년도 22.6%, 1999년도 24.2%로 1년 동안 그 비중이 다소 증가하였다. 이처럼 ‘채무의 원리금 상환’에 어려움을 겪는 가구의 비중이 증가한 것은 가구의 채무규모가 1년 사이 56.4%가 증가한 점에 기인한다. ‘채무의 원리금 상환’에 어려움이 있는 가구의 채무규모는 1999년의 경우 4,527만 5천원으로 어려움이 없는 가구의 958만 4천에 비해 4.7배나 많다.<sup>24)</sup>

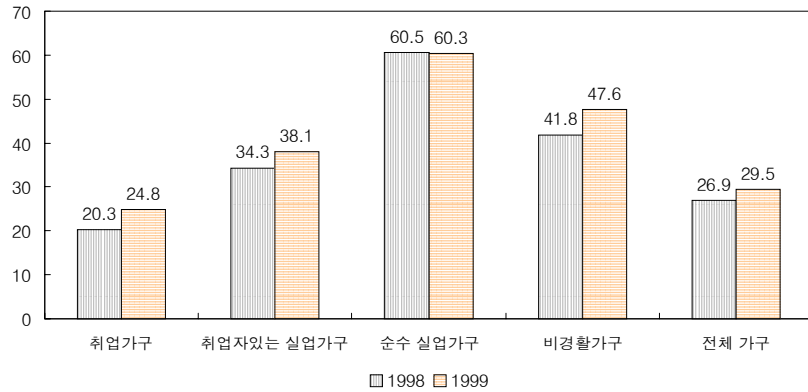
‘식비’에 대해서는 1998년 전체 가구의 18.0%만이 어려움을 겪고 있었으나 실업가구의 경우에는 그 비중이 크게 증가하여 29.8%에 달하고 있다. 이러한 비중은 취업가구의 12.2%만이 어려움을 겪는다는 응답과 대비되며, 특히 순수 실업가구의 경우 어려움을 느끼는 비중이 급증하고 있다. 실업가구, 특히 취업자가 없는 순수 실업가구의 상당수는 관리비, 월세 등 ‘주거비’의 지출에도 부담을 느끼고 있는 것으로 보인다. 1998년의 경우 실업가구의 25.6%가 ‘주거비’의 곤란을 호소하고 있었으며, 이러한 비중은 순수 실업가구일수록 높아지고 있었다. 따라서 순수 실업가구의 60% 정도는 [그림 4-4]와 같이 가장 기본적 생계유지 항목이라고 할 수 있는 ‘식비’와 ‘주거비’ 등에서 어려움을 겪고 있어 가구의 경제적 위기가 심각할 가능성을 제시한다.

22) 취업자가 있는 실업가구와 순수 실업가구의 이러한 차이는 1% 수준에서 통계적으로 유의하다.

23) 이에 대해 ‘교육비’의 어려움을 느끼지 않는 가구는 공교육비 6만 3천원, 사교육비 7만 4천원 등 13만 7천원을 매달 교육에 투자하고 있는 반면, 가구 총소득은 월 160만 2천원으로 교육비의 비중이 8.5%에 불과하다.

24) 1998년에도 ‘채무의 원리금 상환’에 어려움이 있는 가구의 채무규모는 3,696만 6천원으로 어려움이 없는 가구의 434만원에 비해 8.5배나 많았다.

[그림 4-4] '식비' 또는 '주거비'에 어려움이 있는 가구의 비중



비경활가구의 경제적 상황도 실업가구에 비해 별로 나은 편이 아니어서 1998년 비경활가구의 3분의 1정도가 '식비'의 충당에 어려움을 겪고 있었으며, 이러한 비중은 1999년에 더욱 증가하여 40.9%에 달하고 있었다. 1998년도 조사에서 '식비' 또는 '주거비'에 어려움이 있는 비경활가구의 비중은 41.8%로 취업자가 있는 실업가구의 34.3%와 취업가구의 20.3%에 비해 상당히 높은 수준이다. 또한 이들 비경활가구의 상당수는 가구주의 대부분이 60대 이상인 점을 반영하여 '의료비' 조달에도 많은 어려움을 겪고 있었다.

## 제2절 실업자의 생활만족도

### 1. 고용형태와 생활만족도

한국노동패널조사에서는 '생활 전반', '가족의 수입', '가족관계', '여가활동' 및 '주거환경' 등 다섯 가지 항목에 대해 개인의 만족도를 질문하였다. 질문의 형식은 ① 매우 만족스럽다, ② 만족스럽다, ③ 보통이다, ④ 불만족스럽다, ⑤ 매우 불만족스럽다의 다섯 가지 중 하나를 선택하도록 하였다. 이러한 질문에 대해 실업자들은 예상대로 모든 항목에서 불만족도가 높은 것으

로 나타났다. <표 4-7-1>에서 ‘생활 전반’에 대한 실업자들의 불만족도는 5 점 척도에서 3.52로 임금근로자의 3.01, 비임금근로자의 3.17 및 비경제활동 인구의 3.17에 비해 상당히 높다. 이러한 실업자의 불만족은 ‘가족의 수입’, ‘가족관계’, ‘여가활동’ 및 ‘주거환경’에서도 마찬가지로 발견되며, 1998년과 1999년 모두 비슷한 결과를 찾아볼 수 있다.<sup>25)</sup>

실업자의 불만족도가 취업자나 비경제활동인구보다 높은 것은 일견 당연하다. 그러나 이러한 실업자의 높은 불만족도가 실업이라는 사건 자체에 기인하고 있는 것인지 아니면 실업에 의한 소득 감소를 통해 불만족도에 영향을 미치는지 분리하여 설명할 필요가 있다. 이를 위하여 본고에서는 생활전반이 ‘만족스럽다’거나 또는 ‘매우 만족스럽다’는 응답에는 1의 값을, ‘불만족스럽다’거나 ‘매우 불만족스럽다’는 응답에는 0의 값을 가지는 종속변수(dependent variable)를 설정하고, ‘성’, ‘연령’, ‘연령의 제곱’, ‘교육기간’, ‘배우자 유무’, ‘가구의 근로소득’, ‘주택의 가격’<sup>26)</sup> 및 ‘고용형태’를 설명변수로 하는 로짓(logit)모형을 추정하였다.<sup>27)</sup>

<표 4-7-1> 개인의 특성과 불만족도 : 1998년도

	생활 전반	가족의 수입	가족관계	여가활동	주거환경
임금근로자	3.01	3.35	2.22	3.22	2.91
비임금근로자	3.17	3.63	2.23	3.34	2.94
실업자	3.52	3.93	2.42	3.43	3.17
비경제활동인구	3.17	3.52	2.34	3.19	2.91
전 체	3.15	3.53	2.28	3.27	2.95

주 : 나타난 값은 ‘매우 만족스럽다’를 (1), ‘만족스럽다’를 (2), ‘보통이다’를 (3), ‘불만족스럽다’를 (4), ‘매우 불만족스럽다’를 (5)로 하는 5점 척도 값임.

- 25) 개인의 고용상태에 따른 불만족도의 차이는 거의 모든 경우에 대해 1~10% 수준에서 통계적으로 유의하다.
- 26) 1999년도의 경우에는 주택가격을 정확하게 파악하기 어려웠다. 조사에서는 이사 등 주택의 변동이 있는 경우에만 주택가격에 대해 응답하도록 하고, 변동이 없는 경우에는 주택가격을 조사하지 않았다. 이에 따라 비슷하거나 같은 가치의 주택일 경우라도 주택의 변동이 있었으면 1999년 조사시의 가격을, 변동이 없었으면 1998년 조사시의 가격을 사용하여야 한다. 1999년 들어 부동산 가격의 커다란 변화가 있었음을 감안할 때, 이러한 가격시점의 불일치는 매우 심각한 문제로 인식되어 추정에서 제외하였다.
- 27) 추정식은 어떤 구조적 이론모형을 바탕으로 한 것이 아니라 생활 전반의 만족도에 영향을 미칠 것으로 예상되는 변수들과 생활만족도와의 종합적 상관관계를 파악하기 위한 것이다.

<표 4-7-2> 개인의 특성과 불만족도 : 1999년도

	생활전반	가족의 수입	가족관계	여가활동	주거환경
임금근로자	2.99	3.33	2.28	3.29	2.87
비임금근로자	3.12	3.54	2.26	3.34	2.86
실업자	3.50	3.87	2.47	3.32	3.06
비경제활동인구	3.05	3.35	2.36	3.16	2.82
전 체	3.06	3.41	2.32	3.25	2.86

주 : 나타난 값은 '매우 만족스럽다'를 (1), '만족스럽다'를 (2), '보통이다'를 (3), '불만족스럽다'를 (4), '매우 불만족스럽다'를 (5)로 하는 5점 척도 값임.

<표 4-8> 생활전반의 만족도에 대한 logit추정 결과<sup>28)</sup>

	1998년	1999년
성별(0 : 여성, 1 : 남성)	0.0216(0.770)	-0.1160(0.102)
연령	-0.1545(0.000)	-0.2016(0.000)
연령의 제곱	0.0016(0.000)	0.0021(0.000)
교육기간(년)	0.0790(0.000)	0.0915(0.000)
배우자 유무(0 : 없음 1 : 있음)	0.6821(0.000)	0.7412(0.000)
가구 근로소득의 log값	0.9125(0.000)	1.3313(0.000)
주택가격의 log값	0.3361(0.000)	-
임금근로 여부(1: yes)	1.2500(0.000)	1.7630(0.000)
비임금근로 여부(1:yes)	1.0504(0.000)	1.5915(0.000)
비경제활동 여부(1: yes)	1.1018(0.000)	1.6484(0.000)
상수항	-6.5737(0.000)	-5.2088(0.000)
표본수	4,591	4,854
LR chi2	1,069.12	1,392.00
Pseudo R <sup>2</sup>	0.1697	0.2069

주 : 1) 전세 또는 월세 보증금도 주택 가격에 포함되었음.  
 2) 괄호 안은 P(>|z|)값임.

추정된 결과는 <표 4-8>에 나타나 있는데 개인의 고용상태가 생활 전반의 만족도에 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 즉 실업상태에 있는 개인에 비해 임금근로나 비임금근로에 종사하고 있는 개인의 만족도는 상당히 높게 추정되었다. 임금근로에 대한 회귀계수의 추정치는 1.2500으로 1% 수준에서 유의하며, 비임금근로에 대한 회귀계수의 추정치는 1.0504, 그리고 비경제활동인구에 대한 추정치는 1.1018로 모두 1% 수준에

28) 실업을 기준이 되는 고용형태로 하여 추정하였다.

서 유의하였다. 따라서 추정결과 실업이라는 사건 자체가 개인의 생활만족도에 부정적인 영향을 미치는 것으로 판단된다.

남·여의 성별은 생활만족도에 별다른 영향을 미치지 못하는 것으로 추정된다. 연령에 따라서는 나이가 많을수록 생활에 만족하는 이들의 비중이 줄어들다가 48~49세를 기점으로 다시 증가하는 U자의 형태를 보이며, 교육수준도 만족도에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 또한 배우자가 있을 때, 그리고 가구의 근로소득이 많고, 가구 자산규모의 대리변수(proxy variable)로 사용된 주택가격이 높을 때 생활만족도도 높아져 일반적 추론과 부합한다.

위의 추정결과를 이용하여 개인의 고용상태 변화에 따라 생활 전반의 만족도가 어떻게 변화하는지 의태(simulation)분석을 실시하였다. 실업자의 경우 생활 전반에 만족할 가능성이 0.218로 임금근로자의 0.494나 비임금근로자의 0.444에 비해 크게 낮으며, 비경제활동인구의 0.457에 비해서도 크게 낮다. 연도별로 1999년에 들어서 생활 전반에 만족할 가능성은 대부분의 경우 증가하였으나 실업자의 경우에만 0.185로 낮아져, 실업자의 심리적·경제적 상황이 1999년도에 더욱 악화되었을 가능성을 시사한다. 실업이 소득 감소를 가져오고 소득감소 또한 생활만족도에 유의적인 영향을 미치고 있음을 감안할 때, 실업이라는 사건이 개인에 미치는 영향은 의태분석 결과가 보이는 생활만족도의 변화보다 훨씬 심각할 것으로 판단된다. 보다 구체적으로 1998년의 경우 실업가구의 월평균 근로소득은 103만 4천원으로 전체 가구의 근로소득 131만 5천원의 78.6% 수준으로 나타났다. 근로소득의 하락을 감안하였을 때 실업자의 생활만족도 가능성은 0.188 수준으로 더욱 하락하는 것으로 추정된다.<sup>29)</sup>

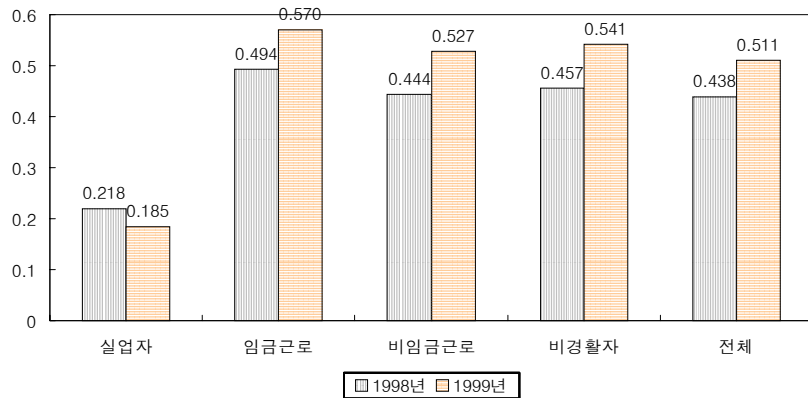
실업은 가족관계에 긴장을 가져올 것으로 여겨진다. 이러한 점을 파악하기 위해 생활만족도의 로짓추정과 똑같이 가족관계가 ‘만족스럽다’거나 또는 ‘매우 만족스럽다’는 응답에는 1의 값을, ‘불만족스럽다’거나 ‘매우 불만족스럽다’는 응답에는 0의 값을 가지는 종속변수(dependent variable)를 설정하고, ‘성’, ‘연령’, ‘연령의 제곱’, ‘교육기간’, ‘배우자 유무’, ‘가구의 근로소득’, ‘주택의 가격’<sup>30)</sup> 및 ‘고용형태’를 설명변수로 하는 로짓(logit)모형을 추정하

29) 1999년의 경우 실업에 따른 가구 근로소득의 하락을 감안하였을 때, 실업자가 생활에 만족할 가능성은 0.133으로 하락한다.

였다. 추정결과 개인의 고용상태는 생활만족도와 마찬가지로 가족관계의 만족도에도 유의적인 영향을 끼치고 있는 것으로 나타났다. 실업자에 비해 임금·비임금 근로자 및 비경제활동인구의 가족관계는 모두 만족도가 높은 것으로 추정되었다(표 6-9 참조). 생활 전반에 대해서는 비임금근로자보다 임금근로자가 상대적으로 만족하고 있을 가능성이 높았으나 가족관계에 있어서는 반대로 비임금근로자가 임금근로자보다 만족하고 있을 가능성이 높은 특징을 보이고 있다.

성별에 따라서는 1998년과 1999년 사이에 차이가 있어 1998년도에는 가족관계에 미치는 성의 영향이 통계적으로 비유의적이었으나 1999년도에는 5% 수준에서 유의적으로 남성일수록 가족관계에 대해 불만을 느낄 가능성이 높게 나타나고 있다. 연령에 대해서는 생활 전반에 걸친 만족도와 마찬가지로 연령이 증가함에 따라 가족관계의 불만족 가능성이 높아지다가 일정 연령 이후 다시 만족도가 높아지는 U자형을 보인다. 또한 교육수준이

[그림 4-5] 고용형태와 생활 전반의 만족 가능성



30) 1999년도의 경우에는 주택의 가격을 정확하게 파악하기 어려웠다. 조사에서는 이사 등 주택의 변동이 있는 경우에만 주택가격에 대해 응답하도록 하고, 변동이 없는 경우에는 주택가격을 조사하지 않았다. 이에 따라, 비슷하거나 같은 가치의 주택일 경우라도 주택의 변동이 있었으면 1999년 조사시의 가격을, 변동이 없었으면 1998년 조사시의 가격을 사용하여야 한다. 1999년 들어 부동산 가격의 커다란 변화가 있었음을 감안할 때, 이러한 가격시점의 불일치는 주택의 실제 가격을 왜곡하는 심각한 문제로 인식되어 주택가격의 변수를 추정에서 제외하였다.



<표 4-9> 가족관계의 행복도에 대한 logit추정 결과

	1998년	1999년
성별(0: 여성, 1: 남성)	-0.3370(0.752)	-0.2610(0.037)
연령	-0.0629(0.003)	-0.1897(0.000)
연령의 제곱	0.0005(0.028)	0.0019(0.000)
교육기간(년)	0.0405(0.014)	0.0615(0.000)
배우자 유무(0: 없음 1: 있음)	0.9808(0.000)	1.9438(0.000)
가구 근로소득의 log값	0.5356(0.000)	0.7071(0.000)
주택가격의 log값	0.1045(0.015)	-
임금근로 여부(1: yes)	0.4661(0.003)	0.4077(0.082)
비임금근로 여부(1:yes)	0.5436(0.002)	0.7315(0.005)
비경제활동 여부(1: yes)	0.2958(0.078)	0.4577(0.060)
상수항	-0.8124(0.180)	1.6200(0.011)
표본수	5,977	6,920
LR chi2	252.91	390.74
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0767	0.1457

주 : 전세 또는 월세 보증금도 주택가격에 포함되었으며, 괄호 안은 P(>|z|)값임.

높을수록 가족관계에 대한 만족도도 높아질 가능성이 높으며, 가구의 근로 소득 및 주택가격도 긍정적인 영향을 미치고 있다.<sup>31)</sup> 생활 전반에 걸친 만족도의 추정결과와 가족관계의 만족도 추정결과를 비교하면, 생활 전반의 만족도에 미치는 인구·경제적 변수들의 영향력이 가족관계를 설명하는 데는 낮은 것으로 나타나고 있다. 따라서 가족관계는 비경제적 개인의 특성에 의해 크게 좌우되는 것으로 판단되며, 배우자의 유무가 가족관계에 커다란 영향력을 미치고 있음을 알 수 있다.

## 2. 실업자의 특성과 생활만족도

실업자의 인구학적 특성에 따라 생활 및 가족관계에 대한 불만족도도 변화한다.<sup>32)</sup> 실업자가 가구주일 경우 생활 전반에 대한 만족도는 하락하는 것으로 나타나고 있다. <표 4-10>과 같이 1998년도 조사에서 가구주인 실업자의 생활 불만족도는 5점 척도 기준 3.78로 나타나 배우자의 3.48이나 자녀

31) 모형의 설명력이 높지 않기 때문에 의태분석은 생략하였다.

32) 실업자의 성, 연령, 학력 및 가구의 근로소득, 주택 가격에 따른 불만족도의 변화는 앞에서 논의되었다.

의 3.29에 비해 상당히 높다.<sup>33)</sup> 이러한 현상은 1999년의 경우에도 마찬가지로 생계를 책임지는 가구주라는 위치가 상당한 개인적 부담으로 작용하고 있음을 알 수 있다. 가족관계에 있어서도 배우자보다 가구주의 경우 불만족도가 높게 조사되고 있다. 이는 가구주의 대부분이 남성이고 남성의 가족관계 불만족도가 여성보다 다소 높다는 점에 부분적인 원인이 있는 것으로 여겨진다. 그러나 가구주의 실업이 가족관계에 긴장을 초래하였을 가능성도 매우 높다.<sup>34)</sup>

또한 자발적 실업의 여부도 실업자의 생활만족도에 부정적인 영향을 미치고 있다. <표 4-10>에서 자발적으로 이직한 실업자의 생활만족도가 5점 척도로 1998년에 3.43, 1999년 3.33인 반면, 비자발적으로 이직한 실업자의 만족도는 1998년 3.74, 1999년 3.70으로 상당한 차이가 발견된다. 이러한 결과는 폐업, 도산, 정리해고, 명예퇴직 등의 타의에 의해 직장을 그만둔 실업자의 상당수가 심리적 불안이나 경제적 어려움에 처해 있음을 간접적으로 시사하고 있다.

구직활동기간에 따라서도 실업기간의 장기화에 따라 생활 전반 및 가족관계에 대해 불만을 호소하는 실업자 비중이 증가하는 현상을 발견할 수 있다. 1998년의 경우 구직기간 6개월 미만인 실업자의 47.1%가 생활이 '불만족스럽다' 또는 '매우 불만족스럽다'라고 응답한 반면, 구직기간 6개월 이상 1년 미만인 실업자는 56.6%가 '불만족스럽다' 또는 '매우 불만족스럽다'라고 대답하였다. 구직기간의 장기화는 생활 전반의 만족도뿐만 아니라 가족관계에도 악영향을 미치는 것으로 여겨진다. 1998년에 구직기간의 장기화에 따라 가족관계에 불만족 또는 매우 불만족을 느끼는 실업자 비율은 6개월 미만 7.9%에서, 6개월 이상 1년 미만 10.1%, 1년 이상 11.5%로 점증하고 있다. 비록 가족관계에 불만족을 느끼는 실업자의 비율이 높지는 않지만 실업의 장기화가 가족관계를 악화시키고 더 나아가 가족 붕괴를 초래할 가능성이 있다는 점은 명확한 것으로 판단된다. 이처럼 실업기간의 장기화가 생활 전반과 가족관계에 미치는 부정적 영향은 1999년도의 조사에서도 발견되고 있으며, 장기실업자에 대한 심리적 상담과 지원의 필요성이 강조된다.

33) 가구주와의 관계에 따른 만족도의 차이는 5% 수준에서 유의하다.

34) 성, 연령, 교육수준, 가구주 여부 등을 감안한 로짓분석의 결과도 가구주 여부가 생활만족도에 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

또한 [그림 4-5]와 같이 1998년에 비해 1999년에 들어서서 실업자군의 만족도만 감소하여 실업자의 상대적 상실감이 컸을 것으로 판단된다.

<표 4-10> 실업자의 특성과 불만족도

	생활 전반의 불만족도		가족관계의 불만족도	
	1998	1999	1998	1999
실업자 전체	3.52	3.50	2.43	2.47
가구주와의 관계				
가구주	3.78	3.70	2.49	2.45
배우자	3.48	3.39	2.28	2.37
자녀	3.29	3.31	2.44	2.52
여타 가구원	3.61	3.64	2.63	2.50
자발적 이직 여부				
자발적 이직	3.43	3.33	2.48	2.37
비자발적 이직	3.74	3.70	2.45	2.52
구직활동기간				
6개월 미만	3.49	3.41	2.40	2.39
6개월~1년 미만	3.65	3.48	2.47	2.47
1년 이상	3.58	3.75	2.61	2.87

주 : 나타난 값은 '매우 만족스럽다'를 (1), '만족스럽다'를 (2), '보통이다'를 (3), '불만족스럽다'를 (4), '매우 불만족스럽다'를 (5)로 하는 5점 척도 값임.

## 제 5 장 실업자의 구직활동

### 제1절 직장탐색

#### 1. 전 직장을 그만둔 이유

제2장에서도 논의하였듯이 외환위기 이후 근로자의 합리적 선택에 의한 자발적 이직보다는 타의에 의한 비자발적 실직이 노동시장에서 주된 문제로 대두되어 왔다. 비자발적 실직은 인적자원의 비효율적 배분을 야기할 뿐 아니라 빈곤, 경력단절, 가족 붕괴 등과 같은 사회·경제적 문제를 초래할 가능성이 높다.

한국노동패널조사는 직장을 그만둔 이직자들에게 이직의 원인을 상세하게 질문하고 있다. 질문은 먼저 이직의 비자발성 여부를 파악한 뒤, 이직 사유를 구체적으로 묻는 형식을 띤다. 본고에서는 1998년의 제1차 조사 당시 일자리가 없던 전직 미취업자와 1998년 조사 이후 1999년 제2차 조사시까지 이직한 임금근로자들을 대상으로 이직의 비자발성 여부와 상세한 이직 사유에 대한 분석을 하기로 한다.<sup>1)</sup> 1998년의 제1차 조사에서 미취업자들이 전 직

---

1) 제2장의 노동시장 불안전성(insecurity) 분석에서는 비자발적 이직을 기업 사정에 의한 직장상실로 정의하고, 징계 등 근로자의 귀책사유로 인한 직장상실은 제외하였다. 또한 분석의 대상을 주당 20시간 이상씩, 그리고 1년 이상 동일 직장에 근무하였던 25~60세 미만의 임금근로자로 제한하였다. 그러나 본 장에서는 '원하지 않았으나 어쩔 수 없이 그만두었다'라고 응답한 모든 근로자를 비자발적 이직자로 간주하여 이직의 자발성 여부를 근로자의 개인적 판단에 의존하고 있다. 또한 근속년수나 연령, 고용형태에 대한 제한도 고려하지 않아 비자발적 이직자의 비중이 제2장의 비자발적 이직자 비중보다 높게 나타난다.

장을 그만 둔 시점은 1939년부터 1998년까지의 60년에 걸쳐 있으며, 1998년 이전에 이직한 근로자의 대다수는 이미 재취업하였을 것으로 추론된다. 따라서 1998년의 제1차 조사자료를 이용하여 연도별로 비자발적 이직률을 계산하는 것은 실제의 비자발적 이직률을 왜곡시킨다는 문제가 있다.<sup>2)</sup> 그럼에도 불구하고 비자발적 이직률을 정확하게 파악할 수 있는 자료가 매우 제한된 현실 아래에서, 일정 기간 이후의 비자발적 이직률을 살펴보는 것은 노동시장의 구조변화와 외환위기의 충격효과를 이해하는 데 기여할 것이다.<sup>3)</sup>

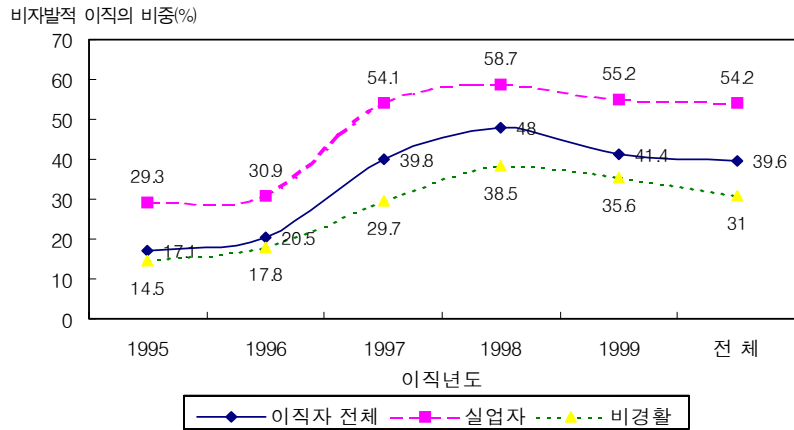
[그림 5-1]에서 이직자 중 비자발적 이직자의 비중은 1995년 이후 1998년까지 지속적으로 상승하였다가 1999년에 들어 다소 하락하는 추세를 보이고 있다. 이러한 결과는 1990년대 중반 이후 기업의 구조조정 노력과 경제환경 변화에 따라 비자발적 이직의 비중이 점차 증가하였을 가능성을 시사하고 있다. 1990년대 중반 이후 임시·일용 등 비정형 근로자의 비중 확대, 노동시장 불안정성의 증가와 같은 사실들과 궤도를 같이한다는 점에서 주목하여야 한다. 또한 비자발적 이직자의 비중이 1997년의 39.8%에서 1998년에 48%로 급증한 사실은 외환위기로 인한 경기불황으로 기업의 폐업·도산 및 정리해고 등이 1998년에 큰 폭으로 증가하였다는 사실을 반영하고 있다.

더불어 [그림 5-1]에서 비경제활동인구보다 실업자에서 비자발적 이직자의 비중이 높은 것을 발견할 수 있다. 1998년에 전 직장을 이직한 실업자의 58.7%는 비자발적으로 일자리를 그만두었으나 비경제활동인구는 38.5%가 타의로 일자리를 그만둔 것으로 나타났다. 타의로 직장을 그만두고 비경제활동상태로 있는 인구의 상당수는 실망실업자 또는 잠재적 실업자일 가능성이 높다. 1995년 이후 직장을 비자발적으로 그만두고 비경제활동상태에

2) 비자발적으로 이직한 실업자의 실업기간이 자발적 실업자보다 장기간일 것으로 예상된다. 실제로도 비자발적 실업자의 평균 실업기간은 7.88개월로 자발적 실업자의 6.91개월보다 길다. 이러한 격차는 통계적으로 10% 수준에서 유의하다. 따라서 1997년 이전에 이직한 자발적 실업자의 상당수가 이미 취업하였고, 이에 따라 비자발적 실업자의 비중이 실제보다 높게 계산되었을 가능성이 높다. 또한 실업자를 대상으로 이직의 원인을 파악하는 방법이 합리적이거나 이직후 실업 여부를 판단할 수 있는 자료가 없다는 한계로 인해 여기에서는 이직 후의 경제활동상태와 상관없이 모든 이직자를 대상으로 이직의 비자발성 여부를 판단한다.

3) 본 고에서는 1995년을 기점으로 비자발적 이직률의 변화를 분석하여 회고적 자료가 가지고 있는 문제점을 완화하고 외환위기가 노동시장에 미친 영향을 이해하고자 한다. 또한 1998년 이후에 이직한 근로자들의 비자발적 이직률은 사실과 일치하는 올바른 분석결과임을 밝혀 둔다.

[그림 5-1] 비자발적 이직자의 연도별 비중<sup>4)</sup>



있는 근로자 중에서 20~60세 미만의 남성이 37.0%를 차지하고 있다. 이들의 대부분은 상황에 따라 언제든지 노동시장에 재진입을 할 가능성이 있다.

<표 5-1>과 <표 5-2>에서 근속년수가 늘어날수록 이직자에서 비자발적 이직자가 차지하는 비중도 증가하는 현상을 발견할 수 있다. 특히 근속년수가 9년 이상으로 이직한 남성은 3명 중 2명이 타의에 의해 이직한 것으로 대답하고 있으며, 1990년대 중반 이후 장기근속자들의 상당수가 비자발적 이직의 위험에 직면해 있다는 점을 보여준다. 근속년수가 증가할수록 비자발적 이직이 늘어나는 현상은 근로자의 생애관리(career management)와 기업내 인적자본 형성에 있어서 중요한 시사점을 던진다. 장기근속자의 자발적 이직의 비중이 낮다는 사실은 이들의 경우 외부노동시장이 발달되지 않아 자발적 이직을 통한 경력개발 및 사회·경제적 지위 향상의 기회가 적다는 점을 암시하고 있다. 또한 기업의 내부노동시장에서도 숙련형성 및 인적자원의 개발이 취약하여 임금상승에 걸맞는 생산성 향상이 이루어지지 못하고 있으며, 이에 기업은 장기근속자의 정리를 통해 임금과 생산성의 균형을 맞출 가능성을 보여준다. 물론 근속기간에 따른 임금상승 속도가 지나치

4) 이 그림에 나타난 비자발적 이직자의 비율은 이직 원인이 이직 후의 상태에 미치는 영향을 보여주기 위해 제1차년도 조사시점의 미취업자와 제2차년도 조사시점의 미취업자 표본을 결합하여 계산하였다. 따라서 본 절의 다른 분석결과와는 사용된 표본에 차이가 있다. 그러나 다른 분석에 사용된 표본을 이용하여 비자발적 이직자의 비율을 계산한 결과도 이 그림에 나타난 값과 별다른 차이가 없었음을 밝혀 둔다.

게 빨라 숙련 또는 생산성 향상이 이를 뒤쫓아오지 못할 가능성도 배제할 수 없다.

전체 이직자 중 비자발적 이직자의 비중은 남성의 경우 1998~99년간 53.1%로 여성의 36.8%보다 상당히 높다. 이러한 현상은 분석 대상기간을 1995년 이후로 확대하였을 때에도 발견되며, 기업내 여성의 지위가 남성에 비해 안정적이기보다는 결혼, 육아, 가사 등의 가족문제로 자발적으로 이직하는 여성근로자의 비율이 높다는 사실에 기인한 통계적 환상(illusion)이다.<sup>5)</sup>

고용형태에 따라서는 정규직과 비정규직 사이에 뚜렷한 차이가 보이지 않으나, 연령별로는 나이가 많아짐에 따라 비자발적 이직의 비율도 증가하는 현상이 나타나고 있다. 특히 외환위기가 한창이던 1998~99년에 55세 이상 임금근로자 이직의 72.9%가 비자발적 사유에 의한 것이라는 점은 고연령층의 취약한 노동시장 위치를 재확인하여 준다. 40세 이상 65세 미만 연령층의 비자발적 이직 사유를 살펴보면 정년퇴직은 5.3%에 불과하며, 정리해고 19.0%, 명예퇴직 6.7%, 계약완료 11.7%, 일거리가 없어서 24.0%, 직장의 파산·폐업·휴업 18.4% 등 대부분이 회사측 사정에 의해 직장을 상실하여 이들 연령층이 지불해야 했던 희생과 비용이 상대적으로 컸음을 알 수 있다.

교육수준별로 살펴보면 [그림 5-2]처럼 학력이 낮을수록 비자발적 이직자의 비중이 높아지고 있어 상식과 일치한다. 대학 졸업 이상의 학력을 지닌 이직자 중에서 비자발적 이직자의 비중은 37.4%였으나, 고졸자는 이 비중이 41.9%, 중졸은 50.4%, 초등학교 졸업 이하는 64.4%로 상승하고 있다. 산업별로는 [그림 5-3]과 같이 외환위기의 충격을 가장 심하게 겪었던 제조업과 건설업 분야에서 비자발적 이직자의 비중이 높았으며, 직업별로도 제조업과 건설업에 주로 종사하고 있는 생산직의 비자발적 이직자 비중이 53.9%인 반면 (준)전문·관리직 34.6%, 사무직 35.9% 및 서비스·판매직 39.0% 등으로 생산직 근로자의 비자발적 이직률이 크게 높았다. 이러한 사실은 경제활동 인구조사를 이용한 다른 분석결과 및 앞 장의 분석결과와 일치한다.

5) 1998년에 자발적 여성 이직자의 51.1%는 '결혼, 육아, 가사 등 가사문제로', 19.6%는 '건강, 고령 등의 이유로' 이직하였다고 대답하였다.

124 실업구조의 변화와 정책과제

<표 5-1> 비자발적 이직률의 분포(전직 임금근로자) : 성별·고용형태별·연령대별  
(단위: %)



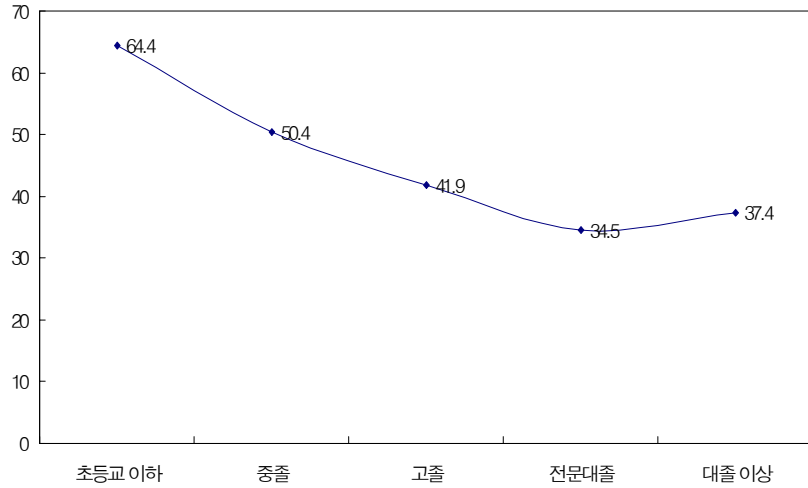
근속기간		이직년도	
		1998~99(외환위기 이후)	1995~99
전 체	0~<2	38.1	33.5
	2~<9	48.0	40.1
	9~<15	63.6	57.1
	15+	64.9	58.2
	합 계	45.3	39.7
성 여 성	0~<2	33.0	27.8
	2~<9	40.3	27.6
	9~<15	56.3	40.3
	15+	53.9	40.0
	합 계	36.8	28.8
별 남 성	0~<2	44.7	41.6
	2~<9	54.5	55.6
	9~<15	66.7	67.3
	15+	67.2	62.0
	합 계	53.1	51.6
고 용 형 태	정규직	40.0	33.9
	임금 근로	48.6	39.1
	9~<15	64.4	56.4
	15+	66.0	62.4
	합 계	47.5	40.3
비정 규직 임금 근로	0~<2	36.1	33.1
	2~<9	46.0	43.4
	9~<15	61.8	58.3
	15+	63.2	51.9
	합 계	41.9	38.8
연령대	16~<25	22.7	17.3
	25~<40	39.7	34.4
	40~<55	57.9	54.4
	55+	72.9	61.5
	합 계	45.3	39.7

<표 5-2> 비자발적 이직률의 분포(전직 임금근로자) : 산업별·직업별

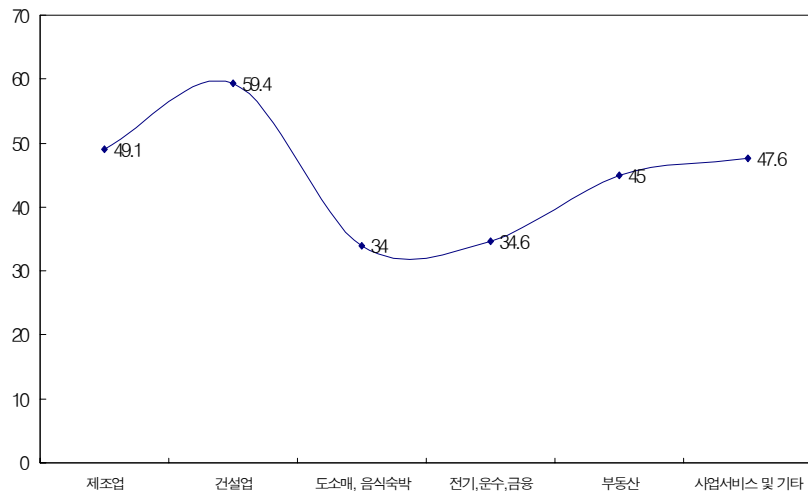
(단위: %)

			이직년도	
			1998~99(외환위기 이후)	1995~99
산 업	제조업	0~<2	41.5	36.4
		2~<9	51.3	42.5
		9~<15	52.8	54.7
		15+	73.8	76.7
		합 계	49.3	44.0
	비제조업	0~<2	36.9	32.3
		2~<9	46.6	39.1
		9~<15	70.3	59.1
		15+	61.3	52.9
		합 계	43.7	38.0
직 업	생산직 (단순근 로 포함)	0~<2	47.5	44.0
		2~<9	55.9	49.4
		9~<15	61.8	60.4
		15+	72.1	59.5
		합 계	53.9	49.1
	전문· 관리직	0~<2	24.5	21.6
		2~<9	37.9	32.9
		9~<15	57.9	59.3
		15+	50.0	54.1
		합 계	34.6	32.3
사무직	0~<2	31.6	22.2	
	2~<9	33.3	21.3	
	9~<15	70.0	40.0	
	15+	61.5	56.0	
	합 계	35.9	25.1	
서비스· 판매직	0~<2	32.6	28.4	
	2~<9	48.1	40.0	
	9~<15	85.7	53.3	
	15+	62.5	55.6	
	합 계	39.0	32.9	

[그림 5-2] 교육수준별 비자발적 이직자의 비중 : 1998년 이후 이직자



[그림 5-3] 산업별 비자발적 이직자의 비중 : 1998년 이후 이직자



비자발적 이직의 구체적 사유는 <표 5-4>에 나타나 있다. 외환위기 이전에는 ‘직장의 파산, 폐업, 휴업’이 비자발적 이직의 주된 이유였던 반면, 외환위기 이후에는 ‘정리해고 또는 명예퇴직’이 주된 이유로 부상하였다. ‘권고 <표 5-3> 비자발적 이직의 사유 : 전직 임금근로자

(단위: %)

		이직년도	
		1998~99(외환위기 이후)	1994~97(외환위기 이전)
전체	직장의 파산, 폐업, 휴업	23.1	38.4
	정리해고 또는 명예퇴직	25.0	14.7
	권고사직	5.1	3.4
	정년퇴직	3.3	9.9
	계약완료	11.4	4.8
	일거리가 없어서	20.5	19.2
성별	남성		
	직장의 파산, 폐업, 휴업	20.7	35.5
	정리해고 또는 명예퇴직	25.7	12.7
	권고사직	6.4	4.0
	정년퇴직	5.2	14.0
	계약완료	9.9	5.7
일거리가 없어서	20.0	20.6	
	여성		
연령	직장의 파산, 폐업, 휴업	26.4	43.7
	정리해고 또는 명예퇴직	24.0	18.3
	권고사직	3.4	2.4
	정년퇴직	0.7	2.4
	계약완료	13.5	3.2
	일거리가 없어서	21.3	16.7
연령	16- < 40세		
	직장의 파산, 폐업, 휴업	29.4	50.9
	정리해고 또는 명예퇴직	25.7	17.8
	권고사직	5.6	1.7
	정년퇴직	0.0	0.0
	계약완료	10.5	6.8
일거리가 없어서	17.3	12.7	
연령	40- < 65세		
	직장의 파산, 폐업, 휴업	18.4	33.5
	정리해고 또는 명예퇴직	25.7	13.6
	권고사직	4.7	3.4
	정년퇴직	5.3	14.6
	계약완료	11.7	3.9
일거리가 없어서	24.0	21.8	

주 : 기타는 제외하였음.

사직'의 비중은 1994~97년의 3.4%에서 1998~99년에는 5.1%로 증가하였는

데 이는 ‘권고사직’의 상당 부분이 징계 등 근로자의 귀책사유로 인한 것이 아니라 기업 구조조정의 일환으로 활용되었을 가능성을 제시한다. 또한 외환위기 동안 근로자의 귀책사유로 인한 징계해고의 범위가 확대되었을 가능성도 존재한다. 구조조정에 당면한 기업으로서는 과오가 있는 근로자를 정리해고의 우선 대상으로 선정하거나, 또는 징계수위를 강화, 사직시킴으로써 노사갈등의 소지가 많고 해고비용이 높은 정리해고나 명예퇴직을 피해 가려는 사용자 동기가 있을 것으로 판단된다.

또 한 가지 사실은 ‘계약완료’로 인한 비자발적 이직의 비중이 급증하였다는 점이다. 1994~97년간 4.8%이던 ‘계약완료’의 비중은 1998~99년 11.4%로 2.4배나 증가하였다.<sup>6)</sup> 과거에는 자연스럽게 이루어지던 재계약이 경기악화로 인해 어려워지고, 계약종료 후 다른 일자리를 찾기도 힘들었던 외환위기 때의 상황이 ‘계약완료’로 인한 비자발적 이직의 비중을 증가시켰을 것이다. 일반적으로 ‘계약완료’로 인한 비자발적 이직은 경기순응적인 현상으로 파악되고 있다. 1990년 중반 이후 임시·일용, 계약직 등 비정형 근로자의 비중이 증가하여 온 점도 ‘계약완료’로 인한 비자발적 이직을 증대시켰을 가능성이 있다.

## 2. 희망 직장의 성격

### 가. 희망 직종

실업자가 취업을 희망하는 직종은 서비스·판매직이 가장 많으며, 그 다음으로 기능 및 기계조작·조립직으로 나타나고 있다. 전문직 및 관리직을 희망하는 실업자 비중은 1998년 4.0%, 1999년 7.1%에 지나지 않는다. 연도별로 1998년과 1999년의 희망 직종의 분포 차이는 발견하기 어렵다(표 5-4 참조). 실업자를 대상으로 분석한 전 직장과 희망 직장 사이의 직종분포는 <표 5-5>에 나타나 있는데 기능 및 기계조작·조립직에서 전 직장의 직종과 동일한 직종의 취업을 희망하는 비율이 71.1%로 가장 높으며, 그 다음으

6) ‘계약완료’된 실업자의 재취업 속도가 다른 비자발적 이직자보다 빠를 가능성이 있다. 이 경우, ‘계약완료’로 인한 이직자의 표본이 실제보다 적고, 따라서 1994~97년간 ‘계약완료’로 인한 이직자의 비중은 실제보다 낮게 계산된다.

로 전문직 및 관리직의 69.2%, 서비스·판매직의 66.5% 순이다.<sup>7)</sup> 준전문직의 43.9%와 사무직의 50.4%만이 같은 직종의 취업을 희망하여 단순근로의 55.3%보다도 낮게 조사되고 있다.

이처럼 준전문직과 사무직에서 동일 직종의 취업을 희망하는 비율이 낮

<표 5-4> 실업자의 희망 직종

(단위: %, 명)

	1998	1999
전문직 및 관리직	4.0(43)	7.1(34)
준전문직	8.8(94)	11.3(54)
사무직	12.9(137)	14.4(69)
서비스·판매직	30.0(320)	23.4(112)
농림어업직	0.8(8)	0.8(4)
기능 및 기계조작·조립직	23.7(253)	25.7(123)
단순근로	19.8(211)	17.3(83)
전 체	100.0(1,066)	100.0(479)

주 : 괄호 안은 응답자수임.

<표 5-5> 실업자의 전 직종과 희망 직종

(단위: %)

이전 직장의 직종	희망 직종						
	전문직	준전문직	사무직	서비스· 판매	기능 및 기계조작	단 순 근 로	전 체
전문직 및 관리직	69.2	11.5	0.0	3.9	11.5	3.9	100.0( 26)
준전문직	5.3	43.9	14.0	18.4	6.1	11.4	100.0(114)
사무직	7.3	12.2	50.4	19.5	4.0	5.7	100.0(123)
서비스·판매직	1.9	8.5	7.3	66.5	5.8	9.2	100.0(260)
기능 및 기계조작 · 조립직	0.9	1.8	2.1	10.7	71.1	12.5	100.0(336)
단순근로	0.4	2.3	6.5	22.9	12.2	55.3	100.0(262)

주 : 1) 한국노동패널조사의 제1차년도와 제2차년도 데이터를 통합하여 분석하였음. 또한 농림수산업 관련직은 표본수가 적어 제외하였음.

2) 괄호 안의 값은 해당되는 응답자수임.

은 것은 준전문직의 경우는 사무직 또는 서비스·판매직으로의 전환 희망

7) 본 고에서는 비임금근로자도 직종 전환의 분석대상에 포함시켰다. 전 직장의 고용형태를 임금근로자로 제한하여도 직종 전환을 희망하는 비율에는 별다른 차이가 없었다.

자가, 사무직은 준전문직 또는 서비스·판매직으로의 전환 희망자가 많은 사실에 기인하고 있다. 따라서 준전문직과 사무직, 서비스·판매직의 세 직종은 직종 전환이 서로 용이한 하나의 집단을 형성하고 있다. 또한 기능 및 기계조작·조립직도 직종 전환을 희망할 경우 서비스·판매직 또는 단순근로직을 희망하며, 단순근로직도 서비스·판매직과 기능 및 기계조작·조립직을 희망하는 빈도가 높아, 이들 세 직종도 또 하나의 집단을 구성하는 것으로 판단된다. 그러나 서비스·판매직, 기능 및 기계조작·조립직, 단순근로에 종사하였던 계층의 경우 전문직 및 관리직, 준전문직, 사무직으로의 이동을 희망하는 비중은 상당히 적다. 이는 이들 두 직종군 사이에 진입장벽이 존재할 개연성을 시사한다.

<표 5-6> 직종과 산업의 전환 희망률 : 실업자

(단위: %)

	직종의 전환 희망률	산업의 전환 희망률
전 체	39.3	42.9
성별		
여 성	43.4	45.1
남 성	36.1	41.4
연령대별		
15-<20세	54.9	55.6
20-<30세	43.3	48.7
30-<40세	43.0	43.6
40-<50세	33.6	33.6
50-<60세	34.3	41.5
60세 이상	30.0	45.1
학력별		
초등학교졸 이하	35.9	39.2
중졸	28.6	37.0
고졸	41.2	46.1
전문대졸	48.8	47.8
대학졸 이상	48.5	43.5
전 직장 고용형태별		
정규직 임금근로	38.8	43.8
비정규직 임금근로	38.9	42.8
비임금근로	42.3	40.0

주: 1) 한국노동패널조사의 제1차년도와 제2차년도 데이터를 통합하여 분석하였음.  
 2) 전환율의 계산에서 직종은 <표 5-5>에 나타난 직종을 기준으로, 산업은 <표 5-8>에 나타난 산업을 기준으로 전환의 희망 여부를 계산하였음.  
 실업자 전체적으로는 39.3%가 직종 전환을 희망하고 있었다. 실업자의 인

구학적 특성에 따라서는 <표 5-6>과 같이 여성이고, 연령이 낮을수록, 그리고 학력이 높은 경우에 재취업시 직종을 전환하려는 욕구가 높게 나타났다. 그러나 전직의 종사상 지위에 따라서는 별다른 특징을 발견할 수 없었다.

전 직장의 근속기간과 실업기간 등 경제적 요인들이 직종 전환 욕구에 미치는 효과를 이해하기 위해 직종 전환을 희망할 때 '1'의 값을, 아닐 경우는 '0'의 값을 갖는 종속변수를 설정하고, 이에 영향을 미칠 것으로 예상되는 성(sex), 연령(age), 연령의 제곱(age square), 교육기간(education), 실업기간(unemployment duration), 비자발적 이직 여부(involuntary job separation), 전 직장의 임금수준(wage), 전 직장의 근속년수(work experience)를 설명변수로 하는 로짓모형을 설정하여 추정하였다.<sup>8)</sup> 추정결과 교육수준이 높아지거나, 실업기간의 장기화에 따라 다른 직종에의 재취업을 희망하는 비율이 높아진다. <표 5-7>의 모형 1에서 성과 연령은 통계적 유의성을 상실하고 있는 것으로 추정되어 <표 5-6>과는 대비된다. 여성과 젊은 층은 직장경험이 적고, 근속기간이 짧아 직업 특수적 인적자본의 형성 정도가 작을 것으로 판단된다. 특히 여성의 단절적 직업경력으로 인하여 취업경험이 인적자본의 축적 또는 생산성의 향상으로 이어지지 못할 가능성이 높다. 직종 변경에 따른 기회비용이 여성이나 젊은 층의 경우에는 낮다는 점이 이들 계층의 직종 변경을 용이하게 만들 것이다. 모형 1에서는 인적자본 또는 생산성의 척도로 간주될 수 있는 전 직장의 근속기간 및 소득수준이 추정식에 포함되었기 때문에 성과 연령에 대한 통계적 유의성이 낮아진 것으로 추측된다. 성, 연령, 교육수준만을 이용하여 추정한 모형 2에서는 성과 연령에 대한 추정치의 통계적 유의성이 크게 향상되어 이러한 추측을 지지하고 있다.

또한 실직기간의 장기화에 따라 직종 전환을 희망하는 실업자가 증가하는 것으로 나타났다. 장기실업자는 어떤 일자리라도 우선 취업하려는 경향이 강하며, 이에 전 직장과 동일한 직종을 고집하기보다는 취업이 용이한 직종으로 취업하려는 의향이 높을 것이다. 실제로도 6개월 이상 장기실업자는 전문직이나 준전문직보다 단순근로 또는 기능 및 기계조작·조립직을 희망

8) 이 추정모형은 종속변수인 직종 전환 희망 여부와 이의 결정에 영향을 미칠 것으로 예상되는 인구·경제적 변수들 사이의 종합적인 상관관계 분석이며, 인과관계의 추정은 아니다.



<표 5-7> 직종변환 희망률의 결정요인 추정 : 로짓모형<sup>9)</sup>

직 종	모형 1	모형 2
상수항	0.9459(0.203)	0.0894(0.879)
성별(1: 남성, 0: 여성)	0.0692(0.670)	-0.3010(0.018)
연령(세)	0.0066(0.841)	-0.0440(0.113)
연령의 제곱	-0.0001(0.726)	0.0004(0.191)
교육기간(년)	0.0756(0.003)	0.0544(0.009)
구직기간(개월)	0.0176(0.006)	-
비자발적 이직여부(1: 비자발적)	-0.3953(0.010)	-
전 직장의 근속기간(년)	0.0069(0.549)	-
전 직장 소득의 로그값	-0.5133(0.000)	-

주 : 괄호 안은 P(>|z|)값이다.

하는 비율이 높은 것으로 조사되고 있다.<sup>10)</sup> 전 직장의 소득에 따라서는 소득이 높을수록 동일 직장에서의 취업을 희망하는 비율이 높다. 소득이 높았던 근로자는 직종 특수적 인적자본을 상대적으로 많이 축적하고 있고, 직장전환에 따르는 손실액이 큰 계층이기 때문에 동일 직종의 취업을 희망할 가능성이 크다. 비자발적 이직자의 경우에도 직장 전환의 희망 비율이 낮다. 이는 비자발적 이직자가 전 직장의 장기근속자나 고연령 계층에 집중되어 있고, 직장 전환에 따른 기회비용이 커서 동일 직종에서의 취업을 희망하는 것으로 추측된다.

#### 나. 희망 산업

실업자가 취업하기를 희망하는 산업은 <표 5-8>에 나타나 있다. 도소매 및 음식·숙박업이 가장 많아 1998년의 경우 33.9%, 1999년에는 25.4%를 차지하고, 그 다음으로 사회 및 개인서비스업이다. 1998년에 비해 1999년에는

9) 모형 1의 경우 LR chi2 값이 66.57로 모형 자체는 유의하나 Pseudo R<sup>2</sup>가 0.0552에 불과하여 모형의 설명력은 매우 약하다. 이는 모형 2의 경우도 마찬가지이다.  
 10) 구직기간 6개월 미만의 실업자 중 전문직 희망자는 5.5%, 준전문직 희망자는 10.4%를 차지하고 있으나, 구직기간 6개월 이상의 장기실업자에서는 전문직 희망자 4.4%, 준전문직 희망자 8.6%로 나타난다. 그러나 단순근로는 6개월 미만 실업자의 22.6%와 6개월 이상 실업자의 26.4%가 희망하고 있었으며, 기능 및 기계조작·조립직은 각각 18.5%와 19.7%가 희망하여 반대 현상이 발견된다.

제조업과 부동산 임대·서비스업에 종사하려는 실업자의 비중 증가가 특징적이다.<sup>11)</sup>

전 직장의 산업과 희망 직장의 산업이 일치하는 정도를 살펴보면, 전직 건설업 종사자의 73.7%가 계속 건설업 취업을 희망하여 가장 높은 비중을 보이고 있다. 이는 기능이 업종에 특화되어 있는 건설업의 특징을 반영하는 것으로 판단된다. 또한 부동산업과 도소매 및 음식·숙박업에서 동일 산업에 종사하려는 실업자의 비중이 높은 반면, 제조업과 전기, 운수 및 금융업에서는 그 비중이 각각 41.3%와 38.6%로 상당히 낮은 편이다. 특히 제조업에 종사하였던 실업자의 22.4%와 13.6%가 도소매 및 음식·숙박업이나 사회 및 개인서비스업에의 취업을 희망하여 탈제조업의 경향을 엿볼 수 있다.

실업자 전체적으로는 42.9%가 산업 전환을 희망하여 직종 전환의 희망률 39.3%보다 다소 높다. 실업자의 인구학적 특성에 따른 산업전환 희망률을 보면, <표 5-6>과 같이, 남녀 성별로는 여성의 산업 전환 희망률이 높으며, 연령대별로는 연령이 낮을수록, 그리고 학력에 따라서는 학력수준이 높을수록 산업 전환을 희망하는 실업자의 비중이 커지는 것으로 나타난다. 이러한 추이는 직종 전환 희망률의 추이와 거의 유사하여, 직종과 업종이 상당 부분 연계되어 있음을 간접적으로 보여준다.

<표 5-8> 실업자의 희망 산업

(단위: %, 명)

산 업	1998	1999
농림수산업	1.4(13)	1.1(5)
제조업(광업 포함)	11.0(105)	17.9(83)
건설업	16.8(161)	14.2(66)
도소매 및 음식·숙박업	33.9(325)	25.4(118)
전기, 운수 및 금융	5.7(55)	5.6(26)
부동산 임대·서비스	11.3(108)	17.7(82)
사회 및 개인서비스업	20.0(192)	18.1(84)
전 체	100.0(959)	100.0(464)

주 : 괄호 안은 응답자수임.

11) 제조업과 부동산 임대·서비스업의 취업 희망자가 증가한 것이 경기변동을 반영하고 있는 것인지 아니면 통계상의 편차인지 그 원인이 명확하지 않다.

<표 5-9> 실업자의 전 산업과 희망 산업

(단위: %, 명)

이전 직장의 산업	희망 직장의 산업						
	제조업	건설	도소매 음식· 숙박	전기 운수 금융	부동산	사회· 개인 서비스	전 체
제조업(광업 포함)	41.3	8.3	22.4	4.2	9.5	13.6	100.0(264)
건설업	1.6	73.7	9.1	4.3	4.3	6.5	100.0(186)
도소매 및 음식·숙박업	4.9	2.4	66.2	3.5	11.5	10.5	100.0(287)
전기, 운수 및 금융	5.7	4.3	31.4	38.6	10.0	7.1	100.0( 70)
부동산 임대·서비스	0.0	11.5	9.6	0.0	67.3	11.5	100.0( 52)
사회 및 개인서비스업	5.9	3.5	21.1	2.3	10.5	55.6	100.0(171)

주 : 1) 한국노동패널조사의 제1차년도와 제2차년도 데이터를 통합하여 분석하였음. 또한 농림수산업은 표본수가 적어 제외하였음.  
2) 괄호 안의 값은 해당되는 응답자수임.

<표 5-10> 산업 전환 희망률의 결정요인 추정 : 로짓모형<sup>12)</sup>

직 중	모형 1	모형 2
상수항	2.0945(0.005)	1.1019(0.068)
성별(1: 남성, 0: 여성)	0.1376(0.410)	-0.1618(0.216)
연령(세)	-0.0441(0.185)	-0.0860(0.002)
연령의 제곱	0.0006(0.173)	0.0010(0.005)
교육기간(년)	0.0442(0.078)	0.0382(0.077)
구직기간(개월)	-0.0017(0.782)	-
비자발적 이직여부(1: 비자발적)	-0.3074(0.049)	-
전 직장의 근속기간(년)	-0.0032(0.775)	-
전 직장 소득의 로그값	-0.4497(0.000)	-

주 : 괄호 안은 P(>|z|)값임.

그러나 실업자의 인구학적 특성 변화에 따른 업종 전환 희망률의 변화 추이는 직종 전환 희망률만큼 뚜렷하지는 않다. 직종 전환 희망률의 경우와 똑같은 설명변수를 사용하여 산업전환 희망률의 결정요인을 추정한 결과가 이를 입증하고 있다.<sup>13)</sup> <표 5-10>의 모형 1에서 교육기간과 전 직장의 비자발

12) 모형 1의 경우 LR chi2 값이 34.81로 모형 자체는 유의하나 Pseudo R<sup>2</sup>가 0.0312로 직종 전환 희망률의 추정결과보다 모형의 설명력이 더 취약하다. 이는 모형 2의 경우도 마찬가지이다. 또한 이 로짓모형은 설명변수와 종속변수 사이의 인과관계를 나타내는 구조적 모형이 아니며, 따라서 해석상 주의를 기울일 필요가 있다.

13) 직종 전환의 경우와 똑같이 산업 전환을 희망할 때에는 '1'의 값을, 아닐 경우는

적 이직 여부, 그리고 전 직장의 소득변수만이 통계적으로 유의하게 산업 전환의 여부에 영향을 미친다. 또한 교육수준이 낮을수록, 전 직장을 비자발적으로 이직하였을 때, 전 직장 소득이 높을 때 동일 산업에 재취업하려는 실업자의 비중이 높아지는 것으로 나타나 직종 전환의 경우와 일치한다.

#### 다. 희망하는 고용형태

<표 5-11>에서 1998년의 제1차 조사 당시 실업자들이 찾고 있는 직장의 형태는 정규직 임금근로가 61.7%, 비정규직 임금근로 27.1%, 비임금근로 11.2%의 순으로 나타났다. 1999년의 제2차 조사에서는 실업자의 희망 고용 형태가 변화하여 정규직 임금근로가 69.5%로 증가한 반면, 비정규직 임금근로는 17.6%로 10%포인트 가량 낮아졌다(그림 5-4 참조). 이러한 변화는 1999년도의 경기회복을 반영하는 것으로 판단된다. 1998년도에는 비정규직 임금근로자였던 실업자의 48.1%와 정규직 임금근로자였던 실업자의 76.6%가 정규직에의 재취업을 희망하였으나, 1999년에는 정규직 취업 희망자가 크게 늘어 전직 비정규직 실업자의 65.6%와 전직 정규직의 83.8%가 정규직 취업을 희망하고 있었다는 점도 이러한 판단을 지지해 준다.

성별로는 남성이 정규직 임금근로나 자영업을 주로 희망하는 데 비해 여성은 비정규직 취업을 희망하는 비율이 높다. 또한 연령대별로도 30대 이후 자영업이나 비정규직을 희망하는 비율이 증가하며, 학력에 따라서는 교육수준이 낮은 계층에서 비정규직 취업을 희망하는 실업자들이 많다. 이러한 결과는 일반적으로 알려진 사실들과 일치하고 있다.

<표 5-11>에서 실업기간이 희망 고용형태에 미치는 영향은 명확한 형태를 보이고 있지 않다. 실업의 장기화는 실업에 따른 경제적·심리적 부담을 가중시키고, 이에 실업자들은 가능한 한 빨리 실업에서 탈출하려고 노력하기 때문에 비정규직을 희망하는 비중이 증가할 것이라고 혹자는 추론할 수 있다. 이러한 추론의 반대논리도 만만치 않다. 반대논리는 장기실업자의 의존임금이 상대적으로 높고, 다른 생계수단을 지니고 있기 때문에 실업이 장기화하더라도 비정규직으로의 전환을 생각하지 않을 것이라는 논리이다. 또

---

'0'의 값을 지니는 종속변수를 설정하였다.

한 정규직을 고집하기 때문에 실업기간이 장기화되었을 가능성도 제기할 수 있다. <표 5-11>은 상반된 논리들에 대한 뚜렷한 판결을 내리지 못하고 있다. 그러나 실업기간과 희망 고용형태 사이의 관계를 정확하게 파악하기 위해 단순 로짓모형을 사용하여 추정한 결과, 장기실업자들은 정규직 임금근로를 희망하는 비율이 높은 것으로 나타나고 있다.<sup>14)</sup> 이러한 추정결과가

<표 5-11> 희망하는 고용형태의 분포 : 실업자

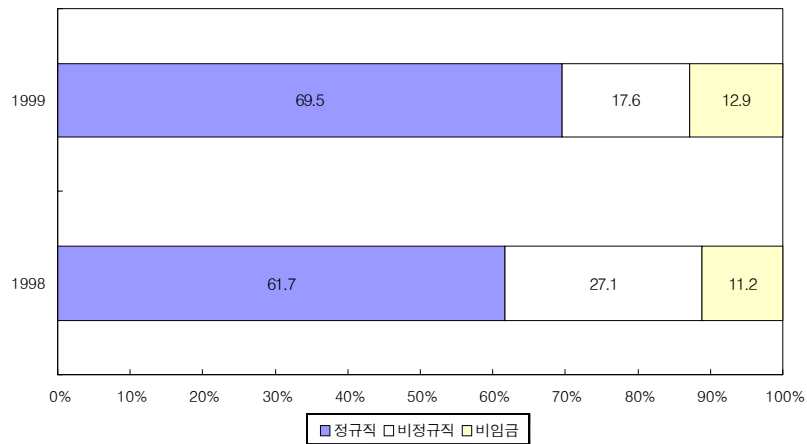
(단위: %)

	1998			1999		
	정규직 임금	비정규직 임금	비임금	정규직 임금	비정규직 임금	비임금
전 체	61.7	27.1	11.2	69.5	17.6	12.9
성 별						
여 성	59.7	31.9	8.5	66.7	25.5	7.8
남 성	63.5	22.9	13.6	71.3	12.5	16.2
연령대별						
15-<20세	46.6	50.9	2.6	60.0	35.0	5.0
20-<30세	72.0	21.7	6.3	86.1	9.7	4.2
30-<40세	60.9	21.8	17.2	59.3	16.7	24.1
40-<50세	55.1	28.2	16.7	69.8	11.5	18.8
50-<60세	56.6	27.4	16.0	61.9	19.1	19.1
60세 이상	66.7	32.0	1.3	59.1	40.9	0.0
학력별						
초등학교졸 이하	59.2	33.5	7.3	60.6	31.8	7.6
중졸	29.4	28.3	12.3	69.2	19.8	11.0
고졸	63.4	22.7	13.9	67.9	15.6	16.5
전문대졸	53.3	39.2	7.5	74.2	16.1	9.7
대졸 이상	79.1	10.0	10.9	82.7	5.8	11.5
전 직장의 고용형태						
정규직 임금근로	76.6	13.8	9.7	83.8	2.9	13.3
비정규직 임금근로	48.1	45.0	6.9	65.6	26.0	8.3
비임금근로	45.0	15.5	39.5	44.7	10.5	44.7
전 직장의 이직 원인						
자발적	60.0	27.1	12.9	71.6	7.8	20.6
비자발적	66.5	21.7	11.8	69.3	17.5	13.1
구직기간						
6개월 미만	59.4	30.0	10.7	67.2	19.7	13.1
6개월 ~ 1년 미만	70.2	21.2	8.6	63.8	21.3	14.9
1년 이상	60.4	24.9	14.7	81.8	8.2	10.0

14) 정규직 임금근로를 희망할 경우에는 '1'의 값을, 비정규직 임금근로를 희망하면 '0'의 값을 갖는 종속변수를 설정하고, 인구학적 특성차이가 미치는 효과를 통제하기 위해 성, 연령, 교육 및 구직기간을 설명변수로 하는 모형을 추정하였다.

특정 개인근로자의 경우 실업의 장기화에 따라 정규직 임금근로를 희망하는 성향이 점점 높아져 간다는 점을 보이는 것은 아니다. 추정결과는 정규직 희망자들의 장기실업 위험도가 높을 가능성을 제시한다.

[그림 5-4] 실업자의 희망 고용형태 분포



전 직장의 자발적 이직 여부가 실업자의 희망 고용형태에 미치는 효과도 <표 5-11>에서는 명확하지 않다. 특히 비자발적 이직자 중에서 비정규직의 희망 비중은 1998년의 27.1%에서 1999년에는 17.6%로 4.2%포인트 하락하였으나, 자발적 이직자 중에서 비정규직을 희망하는 비중은 1998년의 27.1%에서 1999년에는 7.8%로 20%포인트 이상 하락하는 등 복잡한 양상을 보인다. 이에 구직기간의 경우처럼 성, 연령, 교육기간의 인구학적 특성을 통제 한 상태에서 이직의 자발성 여부가 희망 고용형태에 미치는 영향을 이해하기 위해 로짓모형을 추정하였다. 1998년의 자료만을 사용한 <표 5-12> 모형 2의 추정결과 비자발적 이직자가 정규직 임금근로를 희망할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 그러나 1999년 자료를 이용한 추정결과 이직의 자발성 여부는 희망 고용형태에 영향을 미치지 못하고 있다.<sup>15)</sup> 1998~99년 사이의 변화가 무엇을 의미하는가를 판단하기에는 좀더 정밀한 후속 연구가 필요할 것이다.

15) 1999년 자료의 추정결과, 자발적 이직 여부에 대한 회귀계수의 추정치는 -0.5036이나 이는 10% 수준에서 통계적 유의성 검증에 실패하였다.

<표 5-12> 희망 고용형태의 결정요인 추정 : 로짓모형<sup>16)</sup>

직 종	모형 1 (구직기간의 효과)	모형 2 (이직의 자발성 효과)
상수항	-1.6525(0.005)	-0.8434(0.231)
성별(1: 남성, 0: 여성)	0.4055(0.003)	0.2509(0.105)
연령(세)	0.0824(0.002)	0.0406(0.197)
연령의 제곱	-0.0010(0.003)	-0.0005(0.156)
교육기간(년)	0.0596(0.014)	0.0763(0.003)
구직기간(개월)	0.0149(0.019)	-
비자발적 이직 여부(1: 비자발적)	-	0.0407(0.011)
표본수	1,091	932
LR chi2	33.09	28.49
Pseudo R <sup>2</sup>	0.0248	0.0258

주 : 1) 모형 2는 1998년의 자료만으로 추정한 결과임.  
 2) 괄호 안은 P(>|z|)값임.

### 3. 직장탐색의 방법 및 강도

#### 가. 구직방법

한국노동패널조사에서는 실업자들이 사용하는 9가지의 구직방법에 대해 질문하였다.<sup>17)</sup> 구직방법은 공식적(formal) 방법과 비공식적(informal) 방법의 두 가지로 구분할 수 있는데 공식적 방법은 <표 5-13>에서 ③번, ④번, ⑤번 및 ⑧번으로 취업정보가 모든 사람에게 열려 있는 구직방법이며, 나머지는 비공식적 방법으로 사적인 통로를 통해서 취업정보의 제공 및 채용이 이루어지는 구직방법을 뜻한다.<sup>18)</sup> 일반적으로 비공식적인 구직방법은 공식

16) 이 로짓모형들은 설명변수와 종속변수 사이의 인과관계를 나타내는 구조적 모형이 아니며, 따라서 해석상 주의를 기울일 필요가 있다.  
 17) 구직방법의 구체적인 항목은 1. 학교, 학원, 스승의 추천이나 소개, 2. 친구·친지의 소개, 3. 공공직업안내소를 통해서, 4. 사설직업안내소를 통해서, 5. 신문·TV·벽보 등의 구인광고, 6. 일하고 싶은 곳을 직접 찾아다니면서, 7. 가족을 통하여, 8. 인터넷·천리안 등 전산망을 통하여, 9. 기타의 아홉 가지이다. 질문 방식은 사용하는 모든 구직방법에 대해 표시(○)하도록 하여 복수응답이 허용되었다.  
 18) 직장탐색 방법을 공식적 방법과 비공식적 방법으로 구분한 연구자는 Lee(1969)이다. Lee(1969)는 시카고 노동시장의 분석을 통해서 구직자뿐만이 아니라 사업주도 비공식적인 방법을 선호하며, 비공식적 방법을 통해 취업하는 근로자의 비중이 상대적으로 높다는 점을 발견하였다.

<표 5-13> 실업자의 구직방법과 비중 : 1998년과 1999년

(단위: %)

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧
전체 1998년	10.5	62.8	12.7	5.7	57.3	35.8	14.5	6.7
1999년	9.1	59.2	14.1	2.4	50.3	28.3	14.8	9.1
성별								
여성	10.9	57.2	10.7	5.0	61.0	27.8	14.7	6.6
남성	11.5	55.2	14.1	2.1	54.2	20.8	14.6	8.9
	10.2	67.5	14.3	6.4	54.1	42.7	14.3	6.8
	7.6	61.7	14.2	2.6	47.9	33.0	14.9	9.2
연령대별								
10대	20.7	52.6	8.6	6.9	66.4	33.6	17.2	6.9
	30.0	52.5	2.5	0.0	60.0	25.0	15.0	12.5
20대	22.2	60.1	16.2	4.3	67.4	28.3	15.7	15.7
	19.4	56.3	11.1	2.1	61.8	21.5	14.6	21.5
30대	3.5	64.4	12.3	4.2	58.6	42.5	15.3	3.5
	1.9	61.1	8.3	2.8	54.6	22.2	18.5	6.5
40대	2.6	67.5	7.7	7.3	53.4	36.8	13.3	0.9
	2.1	66.7	15.6	4.2	47.9	35.4	15.6	1.0
50대	2.9	70.9	14.3	8.6	41.1	44.0	12.0	1.1
	0.0	55.6	28.6	1.6	38.1	52.4	9.5	1.6
60대 이상	0.0	53.3	13.3	5.3	34.7	33.3	10.7	1.3
	2.3	59.1	25.0	2.3	15.9	18.2	11.4	0.0
학력별								
초등학교 이하	0.9	66.1	7.3	7.8	41.3	39.5	12.4	0.5
	0.0	56.1	21.2	4.6	33.3	36.4	18.2	0.0
중졸	4.6	69.0	12.8	7.3	56.6	38.8	15.1	1.8
	7.7	68.1	15.4	0.0	40.7	26.4	13.2	1.1
고졸	7.1	63.6	12.9	4.7	60.3	34.8	15.1	3.7
	6.7	62.5	12.1	2.7	60.3	25.9	13.4	6.7
전문대졸	28.1	55.8	12.1	3.5	64.3	38.2	15.6	18.1
	25.8	54.8	14.5	4.8	59.7	24.2	21.0	25.8
대졸 이상	25.5	52.7	22.7	7.3	63.6	22.7	12.7	21.8
	13.5	38.5	11.5	0.0	34.6	36.5	11.5	25.0

주 : 1) 사용된 구직방법은 다음과 같다.

- ① 학교, 학원, 스승의 추천이나 소개      ② 친구·친지의 소개
- ③ 공공직업안내소를 통해서                ④ 사설직업안내소를 통해서
- ⑤ 신문·TV·벽보 등의 구인광고
- ⑥ 일하고 싶은 곳을 직접 찾아다니면서
- ⑦ 가족을 통하여
- ⑧ 인터넷·천리안 등 전산망을 통하여

2) 각 항의 첫번째 값은 1998년도의 비중을, 두 번째 값은 1999년도의 비중이다.  
또한 복수응답이 가능하도록 질문하였음.



적인 구직방법에 비해 선호되며, 직장제외(job offer)를 받거나 직장제외를 수락(acceptance)할 확률이 높은 것으로 알려지고 있다(Holzer, 1987, 1988).

다른 연구결과(금재호, 1997, 1999; 한국노동연구원·한국보건사회연구원, 1999)와 마찬가지로 실업자들이 가장 선호하는 방법은 '① 친구·친지의 소개'를 통해서 직장을 알아보는 것으로 실업자의 62.8%가 이 방법을 1998년에 사용하였다. 이 방법은 성, 연령, 학력 등과 상관없이 거의 모든 계층에서 가장 선호하는 구직방법이다. 그 다음으로는 '⑤ 신문·TV·벽보 등의 구인광고'를 이용하는 방법과 '⑥ 일하고 싶은 곳을 직접 찾아다니면서'의 순으로 나타났다. 구인광고를 이용하는 방법은 남성보다 여성이, 그리고 연령이 낮고 학력이 높은 계층에서 많이 활용하고 있는 것으로 조사되었다. 이에 대해, 사업체 방문은 여성보다는 남성이, 그리고 20대 이하의 젊은 층보다는 30대 이상에서 많이 사용하고 있다.

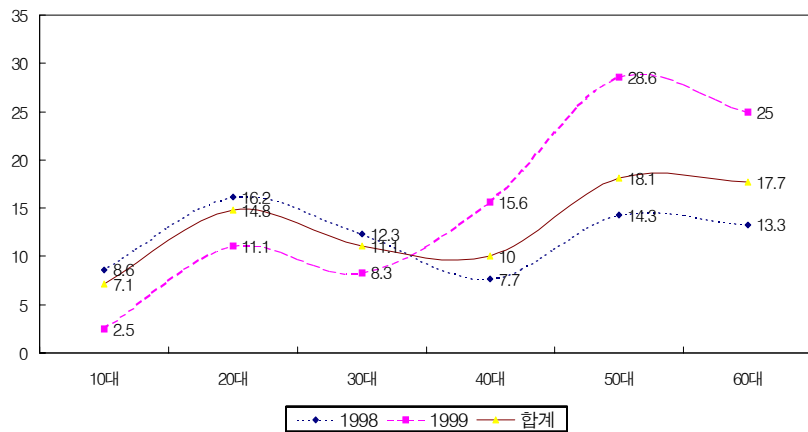
우리 나라에서도 구직자들은 공식적인 방법보다 비공식적 방법을 많이 사용하고 있다. 특히 30대 이상의 연령층을 위한 외부노동시장이 취약함에 따라, 이들 연령층의 대부분은 구직을 공식적인 방법이 아니라 개인적 인맥이나 연줄과 같은 비공식적인 방법에 의존하고 있다. 이러한 상황은 정보를 가진 자와 갖지 못한 자와의 격차를 확대시키며, 취업애로 계층의 장기실업 및 일궁합(job-matching)의 비효율성을 초래할 가능성이 높다. 개인적 인맥이나 연줄을 통해 취업정보에 접근할 수 있는 실업자는 좋은 직장에 일찍 취업할 수 있는 반면, 그렇지 못한 실업자는 능력에 비해 처지는 직장에 취업하거나 장기간 실업상태에 놓일 가능성이 높다. 공공직업소개소가 비공식적 구직방법 중심의 취업알선이 초래할 수 있는 비효율성을 완화·해소하는 기능을 담당하여야 하나 우리 나라는 그동안의 발전에도 불구하고 공공직업소개소의 역할이 아직도 취약하다.

외환위기 이후 공공직업안내소에 대한 이용률이 급증하여 1998년에 12.7%의 구직자와 1999년에 14.1%의 구직자들이 이를 활용하였다.<sup>19)</sup> 이는 민간직업안정기관을 이용하는 빈도보다 훨씬 많으며, 그동안 공공직업안정

19) 한국노동연구원·한국보건사회연구원(1999)에서는 실업자의 14.0%가 공공직업안정기관을 방문하여 구직정보나 구직활동을 하는 것으로 나타났다. 한편 외환위기 이전인 1996년에는 실업자의 4.8%만이 공공직업안정기관 또는 민간직업안정기관을 이용하여(금재호, 1997), 외환위기과정에서 공공직업안정기관의 역할이 크게 확대되었음을 알 수 있다.

기관의 기능이 크게 강화되었음을 보여준다.<sup>20)</sup> 그러나 연령대별로 [그림 5-5]와 같이 20대와 50~60대에서 공공직업안내소를 많이 이용하는 쌍봉 형태를 나타내고 있으며, 진로 전환의 가능성이 높고, 심층 상담·지원이 필요한 30~40대의 공공직업안내소 방문은 상대적으로 적다. 실업급여를 받거나 직업훈련, 공공근로사업 등의 실업극복 프로그램에 참여하기 위해서는 공공직업안정기관에 먼저 구직등록을 하도록 제도화되어 있음에도 30~40대의 이용률이 낮은 것은 아직도 공공직업안정 서비스부문에서 개선의 여지가 많다는 점을 시사한다.<sup>21)</sup>

[그림 5-5] 연령대별 공공직업안내소의 이용률



1998년 이후 실업자의 구직방법에서 발견할 수 있는 또 하나의 특징은 20대의 고학력 계층을 중심으로 인터넷 등의 네트워크를 통한 구직활동이 급증하였다는 사실이다. 전산망을 이용하는 실업자의 비중은 1998년과 1999년

20) 미국에서는 공공직업안정기관이 친구 및 친지 소개 다음으로 많이 활용되는 구직방법으로 조사되었다(Bradshaw, 1973). 1986~87년의 NLSY 자료를 분석한 Keum (1992)도 전체 실업자의 41.0%가 구직방법으로 공공직업안내소를 이용하였음을 발견하였다.

21) 또한 50~60대도 공공근로사업 등 각종 지원프로그램에 참여하기 위해 어쩔 수 없이 공공직업안정기관에 구직등록을 하는 비율이 상당수인 것으로 나타나고 있다. 따라서 현재 공공직업안정기관은 근로자의 모든 계층에게 필요한 서비스를 제공하고 있기보다는 젊고 고학력 계층을 주고객으로 하고 있는 것으로 판단된다(금재호, 1999).

모두 민간직업소개소의 이용률을 넘어섰으며, 이용률의 격차도 벌어지고 있다. 1999년의 경우 컴퓨터 네트워크를 통한 구직방법은 대졸 이상의 고학력 실업자에게 친구 및 친지 소개, 사업체 직접 접촉, 구인광고의 뒤를 이어 네 번째로 많이 선호되는 것으로 나타났다. 컴퓨터 네트워크를 통한 구인·구직방법의 중요성은 앞으로도 계속 높아져 갈 것이다.

#### 나. 사용한 구직방법의 수와 구직활동시간

실업자가 사용하는 구직방법의 수는 1주당 구직시간과 함께 구직활동의 강도를 측정하는 하나의 기준이 되고 있다. 설문문항에 나타난 9가지의 직장탐색방법 중에서 1998년도에 실업자가 사용한 구직방법의 수는 평균 2.087개로 1999년도의 실업자가 사용한 평균 1.911개보다 0.176개가 많아, 실업난이 극심할 때 실업자의 직장탐색 강도도 높았던 것으로 나타났다.<sup>22)</sup> 실업률이 높아질수록 구직방법의 수가 증가하는 현상은 미국에서도 발견된다 (Blau and Robins, 1989). 실업자의 인구학적 특성에 따라서는 <표 5-14>와 같이 여성보다 남성의 직장탐색 강도가 높으며, 학력별로는 교육수준이 높을수록 사용하는 구직방법수도 증가하는 경향을 보인다.<sup>23)</sup> 이러한 결과는 이미 알려진 사실들과 일치하고 있으며, 가구주의와 관계에 있어서도 배우자보다는 가계를 책임지는 가구주의 직장탐색 강도가 강한 것으로 나타나 상식과 일치한다.

연령별로는 20대에서 가장 많은 구직방법을 사용하는데, 이는 20대 실업자가 그만큼 열심히 구직활동을 하고 있기 때문이 아니라 다른 연령층에 비해 구직활동의 이점(advantage)을 지니고 있기 때문이다. 즉 20대는 ‘① 학교, 학원, 스승의 추천이나 소개’ 또는 ‘⑧ 인터넷·천리안 등 전산망을 통하여’와 같은 구직방법에 접근이 용이하기 때문에 구직활동의 방법수가 많게 조사되는 것이다. 구직활동의 강도를 나타내는 또 하나의 척도인 구직활동시간이 50대까지 증가하는 현상도 이러한 결론을 뒷받침하고 있다. 20대 연

22) 이러한 연도별 차이는 1% 수준에서 통계적으로 유의하다.

23) 1999년의 경우 대졸 이상 학력자의 구직방법수는 평균 1.788개로 고졸의 1.929보다 적게 나타나고 있다. 이는 1999년도 실업자 표본수가 적은 데서 발생하는 오차로 여겨진다.

령층이 지니는 이러한 이점은 고학력자의 경우에도 마찬가지로 적용되고 있음을 <표 5-13>에서 발견할 수 있다.

구직강도를 나타내는 또 하나의 기준인 구직활동시간은 1주당 평균 9.58 시간으로 조사되었다. 남성의 구직활동시간이 여성보다 4.71시간 더 많으며, 가구주의 구직활동시간도 주당 12.18시간으로 배우자의 6.62시간보다 2배 가까이 많다. 연령대별로는 나이가 증가함에 따라 구직활동시간도 50대까지는 함께 늘어나는 한편, 학력에 따라서는 전문대졸의 구직활동시간이 주당 7.25 시간으로 가장 낮은 것이 특징이다.<sup>24)</sup> 이들의 구직활동시간이 적은 것은 전

<표 5-14> 사용한 구직방법의 수와 1주당 구직활동시간

(단위: 개, 시간)

		1998년		1999년의 구직방법수
		구직방법수	구직활동시간	
전 체		2,087	9.58	1,911
성 별	여 성	1,971	7.07	1,849
	남 성	2,186	11.78	1,950
연령대	15~19세	2,138	7.69	1,975
	20~29세	2,321	9.08	2,097
	30~39세	2,054	9.80	1,815
	40~49세	1,923	9.74	1,906
	50~59세	1,983	11.89	1,921
	60세 이상	1,640	8.84	1,477
학력별	초등학교 졸업 이하	1,807	10.04	1,818
	중졸	2,078	10.97	1,736
	고졸	2,041	9.78	1,929
	전문대졸	2,382	7.25	2,306
	대졸 이상	2,336	9.25	1,788
가구주와 의 관계	가구주	2,049	12.18	1,957
	배우자	1,844	6.62	1,591
	자 녀	2,291	9.27	2,011
	여타 가구원	2,074	8.29	1,955

주 : 주당 구직활동시간은 1998년의 제1차 조사에서만 질문하였음.

24) 대졸 이상의 실업자와 전문대졸 실업자의 구직활동시간 차이는 5% 수준에서 통계적으로 유의하다.

문대졸 실업자 중에서 대학 재학생 또는 휴학생의 비율이 50%대에 달하고 있으며, 이들의 구직강도가 상대적으로 낮은 것에 기인한다. 가구소득이 낮아 생계가 어렵거나 실업기간이 장기화됨에 따라 취업욕구가 강화되고, 사용하는 구직방법의 수도 늘어날 것으로 추론될 수 있다. Holzer(1987, 1989)는 구직방법의 수가 늘어남에 따라 직장제의를 받을 확률도 증가하는 것을 발견하여 이러한 추론을 간접적으로 뒷받침하고 있다. 그러나 이에 대한 반론도 있다. Blau and Robins(1989), Bradshaw(1973) 등에 의하면 성, 인종, 학력과 같은 인구학적 특성에 따라 실업자가 사용하는 구직방법이 달라지고, 구직방법은 직장제의를 받을 확률에 커다란 영향을 미친다.<sup>25)</sup> Campbell and Marsden(1988)도 고용주가 어떤 채용방법을 선호하는가에 따라 구직방법의 효과도 달라진다는 점을 밝히고 있다. 따라서 가구생계가 어렵거나 실업이 장기화될 때, 실업자는 구직방법을 바꾸거나 수를 늘리기보다 구직활동에 투입하는 시간을 증대시킬 가능성이 높다. 특히 구직통로가 제한되어 있는 중·장년층 이상의 고령층, 건설업 종사자, 저학력자들은 생계가 어렵다고 하여 ‘① 학교, 학원, 스승의 추천이나 소개’와 같은 구직방법을 사용하기 어려울 것이다.

한국노동패널자료의 분석결과도 가구소득이나 실업기간은 사용하는 직장 탐색방법의 수에 별다른 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나고 있다.<sup>26)</sup> 구직방법의 수는 최대 ‘8’까지의 값을 지니며, 90%의 응답자가 3개 이하의 구직방법을 사용하고 있었다. 따라서 구직방법의 수가 2개 이하일 때는 ‘0’의 값을, 3개 이상은 ‘1’의 값을 부여하는 종속변수를 설정하고, 성(sex), 연령(age), 연령의 제곱(age square), 교육기간(education), 가구소득(family income) 및 구직기간(job search duration)을 설명변수로 하는 로짓모형(모형 1)을 추정하였다. 추정결과 성, 학력은 구직방법의 수에 정(+)의 영향을 미치나 다른 설명변수들은 10% 수준에서 통계적 유의성을 상실하고 있다 (표 5-15 참조).<sup>27)</sup>

25) 또한 Mortensen and Vishwanath(1990), Blau and Stern(1988), Keum(1992) 등은 근로자가 구직방법을 선택하는 결정요인과 사용된 구직방법이 구직활동 결과에 미치는 영향을 구조적 모형을 사용하여 분석·추정하였다.

26) 가구소득과 구직방법수의 상관계수는 0.0338에 불과하며, 구직기간과 구직방법수의 상관계수는 -0.0414로 나타났다.

27) 한국노동연구원·한국보건사회연구원(1999)에서는 성, 학력, 구직기간의 세 설명변

더불어 가구소득이나 실업기간이 구직활동 투입시간에 미치는 영향의 정도를 파악하기 위해 성, 연령, 학력 등의 인구학적 변수를 통제한 단순회귀 모형(모형 2)을 추정하였다. 추정한 결과, 구직방법의 수에 대한 추정결과와 비슷하게, 가구소득이 낮고 실업기간이 장기화됨에 따라 구직활동시간도 증가할 것이라는 증거를 발견하는 데 실패하였다.<sup>28)</sup> 이러한 결과가 외환위기는 특수한 상황을 반영하는 것인지 아니면 한국 노동시장의 특성에 기인하는지는 불명확하다. 그러나 실업의 장기화가 구직방법의 수와 구직활동시간 모두에 영향을 주지 못하며, 상관계수의 부호가 미약하나마 부(-)의 값을 보인다는 분석 결과는 주목할 만하다. 이는 실업의 장기화가 구직활동 의욕을 자극시키는 것이 아니라 반대로 구직자를 실망시키고 구직활동의 의욕을 도리어 감소시킬 수 있다는 가능성을 제시한다.

<표 5-15> 1주당 구직활동시간의 결정요인 추정 : Logit 및 OLS<sup>29)</sup>

	모형 1 (종속변수: 구직방법의 수)	모형 2 (종속변수: 구직활동시간)
상수항	-1.2255(0.037)	4.5928(0.084)
성별(1: 남성, 0: 여성)	0.4514(0.001)	4.9546(0.000)
연령(세)	-0.0062(0.823)	0.2977(0.013)
연령의 제곱	-0.0002(0.642)	-0.0037(0.015)
교육기간(년)	0.0464(0.052)	-0.2034(0.057)
구직기간(개월)	0.0058(0.221)	-0.0300(0.170)
가구 월평균 소득(만원)	0.0004(0.268)	-0.0023(0.168)
	표본수: 1,202 LR chi2: 45.12 Pseudo R <sup>2</sup> : 0.0303	표본수: 1,163 F-value: 14.03 Adjusted R <sup>2</sup> : 0.0631

주 : 1) 모형 1, 2 모두 1998년의 자료만으로 추정한 결과임.

2) 괄호 안은 P(>|z|)값임.

수가 구직방법의수에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

28) 가구소득과 구직활동기간 사이의 상관계수 값은 -0.0541, 구직기간과 구직활동기간 사이의 상관계수 값은 -0.389로 계산되었다.

29) 이 모형들은 설명변수와 종속변수 사이의 인과관계를 나타내는 구조적 모형이 아니며, 따라서 해석상 주의를 기울일 필요가 있다.

## 제2절 희망임금

### 1. 희망임금의 수준

의중임금(reservation wage)은 근로자의 취업 여부를 결정하는 핵심적 요인으로 인식되고 있다. 근로자는 제의된(offered) 일자리의 임금수준과 자신의 의중임금을 비교하여 일자리의 취업 여부를 결정한다. 의중임금의 수준은 근로자의 성, 연령, 학력 등의 인구학적 배경뿐만이 아니라 직장경력, 종사

<표 5-16> 실업자의 인구학적 특성과 희망임금

(단위: 만원)

	1998	1999
전 체	98.6( 66.2)	105.3( 63.1)
성 별		
여 성	74.0( 38.2)	76.3( 47.1)
남 성	119.5( 77.0)	123.7( 65.1)
연령대별		
15~20세	71.6( 92.4)	73.5( 63.6)
20~29세	89.6( 42.1)	93.6( 38.6)
30~39세	111.0( 67.5)	125.1( 79.6)
40~49세	116.4( 84.6)	122.9( 63.3)
50~59세	105.6( 59.4)	113.5( 68.9)
60세 이상	72.6( 32.9)	73.9( 39.1)
학력별		
초등학교졸 이하	90.6( 76.4)	81.1( 36.5)
중졸	96.8( 78.6)	94.4( 60.2)
고졸	101.5( 57.0)	107.5( 61.5)
전문대졸	87.5( 57.9)	102.0( 68.3)
대졸 이상	124.6( 65.3)	149.4( 73.7)
가구주와의 관계		
가구주	125.7( 76.1)	129.7( 69.2)
배우자	76.2( 45.3)	79.0( 63.1)
자 녀	87.8( 60.6)	92.1( 47.1)
기타 가구원	89.0( 48.4)	88.2( 32.6)

주 : 괄호 안은 표준편차 값임.

하던 산업, 직업 및 고용형태와 같은 근로자의 경제적 배경에 의해서도 영향을 받는다. 또한 실업률, 임금, 물가, 경제성장률 같은 거시적 변수도 의중임금에 영향을 주는 것으로 논의되고 있다. 특히 실업의 장기화에 따라 근로자는 자신의 의중임금 수준을 점차 낮추어 갈 것이다.<sup>30)</sup> 의중임금의 수준은 상황에 따라 변화하기 쉽고 매우 개인적인 성격을 지니고 있기 때문에 자료화하기 매우 어렵다. 한국노동패널조사에서는 “그렇다면, 희망하는 일 자리에서의 수입은 적어도 얼마나 되어야 합니까?”라고 응답자에게 질문하여 의중임금(reservation wage)의 수준을 파악하려고 하였다. 그러나 이 때의 대답은 정확하게 의중임금이라고 볼 수 없으며, 근로자가 희망하는 희망임금의 성격이 강하다. 그 이유는 의중임금은 직장제약(job offer)를 받는 실제적 상황 아래에서 근로자가 마음속으로 결정하는 최소한의 임금수준이기 때문이다.

<표 5-16>에서 실업자가 취업시 받기를 희망하는 최소한의 임금은 1998년 98만 6천원, 1999년 105만 3천원으로 나타나고 있다. 분석대상을 정규직 또는 비정규직 임금근로를 희망하는 응답자로 제한하였을 경우에는 희망임금이 각각 90만 3천원과 92만 9천원으로 하락하여 자영업 희망자의 희망임금 수준이 높다는 것을 보여준다.

인구학적 특성에 따른 희망임금의 분포는 일반적으로 알려진 사실을 재확인하고 있다. 남성보다 여성의 희망임금이 낮아, 여성의 희망임금은 1998년에 남성의 61.9%에 불과하며, 1999년에도 61.7%에 지나지 않는다. 또한 학력이 높을수록 희망임금도 높아지고 있으며, 연령별로는 연령의 증가에 따라 희망임금도 같이 증가하였다가 30~40대를 정점으로 하락하는 역U자 형태를 보이고 있다.<sup>31)</sup> 실업자의 가구내 위치에 있어서도 가구주의 희망임금이 배우자보다 훨씬 높다. 이러한 희망임금의 분포는 30~40대의 남성 고학력자들이 인적자본을 가장 많이 축적하고 있으며, 생산성 및 임금도 높다는 사실을 반영한다.

30) 관련된 연구로는 Keum(1992), Wolpin(1984, 1987) 등을 들 수 있다.

31) 전문대졸 실업자의 희망임금이 고졸자의 희망임금보다 낮게 나타나고 있는 이유는 전문대졸에 상당수의 대학 휴학생 또는 재학생이 포함되었고, 이들의 대부분은 임시·일용직, 또는 시간제(part-time)와 같은 비정형 근로를 희망하고 있었기 때문이다.



<표 5-17> 전 직장의 특성과 희망임금 : 실업자

(단위: 만원)

전 직장의 특성	1998	1999
고용형태		
정규직 임금근로	99.1( 52.2)	122.4( 63.5)
비정규직 임금근로	97.5( 82.6)	90.7( 53.2)
비임금근로	131.1( 85.7)	165.5( 91.5)
산업		
제조업(광업 포함)	97.1( 53.3)	118.4( 61.4)
건설업	124.4( 81.9)	124.2( 61.4)
도소매 및 음식·숙박업	100.5( 73.4)	116.5( 58.6)
전기, 운수 및 금융업	119.8( 94.9)	142.1( 84.6)
부동산 임대·서비스업	93.0( 58.7)	105.9( 84.5)
사회 및 개인서비스업	90.0( 58.7)	105.1( 85.0)
직종		
전문직 및 관리직	166.3( 98.9)	143.3( 45.6)
준전문직	135.1( 87.0)	160.6( 95.6)
사무직	86.7( 47.0)	133.5( 89.2)
서비스·판매직	96.7( 77.3)	113.1( 58.4)
기능 및 기계조작·조립직	111.3( 75.9)	122.2( 62.9)
단순근로	88.9( 39.1)	73.9( 33.6)
전 직장의 소득(임금근로자)		
60만원 미만	82.0( 51.7)	89.6( 50.7)
60만~99만원	85.9( 59.2)	92.7( 40.1)
100만~149만원	114.7( 71.6)	150.7( 60.0)
150만~199만원	138.3( 47.2)	179.5( 94.1)
200만원 이상	186.1( 96.6)	226.7( 84.2)
이직 사유		
자발적 이직	95.3( 72.4)	118.6( 63.8)
비자발적 이직	109.8( 64.7)	115.0( 74.0)

주 : 1) 이 표에서는 1998년도의 조사 이후 새로 실업자가 된 표본들만을 대상으로 1999년의 희망임금 분포를 계산하였음.

2) 괄호 안은 표준편차 값임.

희망임금의 수준은 전 직장의 고용형태에 의해 영향을 받을 것으로 추론된다. 전 직장의 고용형태에 따라서는 <표 5-17>과 같이 자영업에 종사하였던 구직자의 희망임금이 1998년에 131만 1천원, 1999년에 165만 9천원으로 가장 많고, 그 다음으로 정규직 임금근로에 종사하였던 구직자로 나타나고 있다.<sup>32)</sup> 산업별로는 건설업과 전기, 운수 및 금융업에 종사하였던 구직

<표 5-18> 실업자의 구직활동과 희망임금

(단위: 만원)

	1998	1999
구직기간		
6개월 미만	96.6( 73.9)	104.6( 68.7)
6개월 ~ 1년 미만	100.4( 49.0)	108.5( 70.6)
1년 이상	102.1( 61.5)	107.1( 45.2)
희망 산업		
제조업(광업 포함)	100.8( 55.6)	106.2( 55.3)
건설업	121.8( 46.2)	120.9( 54.9)
도소매 및 음식·숙박업	95.9( 59.5)	106.5( 65.3)
전기, 운수 및 금융업	125.9( 97.0)	126.5( 43.1)
부동산 임대·서비스업	91.1( 44.3)	92.0( 42.0)
사회 및 개인서비스업	88.1( 80.9)	94.2( 90.5)
희망 직종		
전문직 및 관리직	147.9(148.3)	126.2(109.4)
준전문직	91.9( 51.8)	133.9( 58.4)
사무직	87.1( 53.3)	85.1( 36.3)
서비스·판매직	88.8( 56.6)	109.4( 75.2)
기능 및 기계조작·조립직	115.5( 55.2)	115.1( 53.3)
단순근로	90.5( 75.9)	73.9( 30.9)
희망 고용형태		
정규직 임금근로	97.2( 56.4)	100.1( 43.9)
비정규직 임금근로	74.6( 41.4)	64.6( 36.5)
비임금근로	164.2(109.1)	188.6( 97.4)

주 : 괄호 안은 표준편차 값임.

자의 희망임금이 높으며, 직종별로는 전문직 및 관리직의 희망임금이 높았다. 또한 전 직장의 소득수준이 높을수록 희망임금 수준도 높아져 상식과 일치하고 있다.

실업자가 취업하려는 직업의 특성도 희망임금과 관련이 있어 산업별로는 건설업 또는 전기, 운수 및 금융업에 취업하려는 구직자와 직종별로는 전문직 및 관리직에 취업하려는 구직자의 희망임금이 높다(표 5-18 참조). 또한 희망 고용형태에 따라서는 자기 사업을 하려는 실업자의 희망임금이 1998년의 경우 164만 2천원으로 정규직 희망자의 97만 2천원이나 비정규직 희망자의 74만 6천원보다 많게 나타나고 있다. 실업자의 특성에 따른 희망임금

32) 비임금근로에는 자영업자, 고용주와 더불어 무급가족종사자도 포함되어 있다.

의 분포는 1998년과 1999년이 서로 비슷하여 실업자 특성별 희망임금의 분포가 외환위기로 인한 일시적 현상이 아니라는 가설을 지지한다.

구직기간에 따라서는 구직기간 6개월 미만의 실업자보다 6개월 이상 장기 실업자의 희망임금이 높게 나타나고 있다. 이러한 현상은 희망임금 수준이 높은 근로자가 장기간 실업상태에 놓일 가능성이 높다는 점을 시사한다. 즉 실업기간이 장기화됨에 따라 개인 근로자의 희망임금 수준은 하락하지만 이들의 희망임금 수준 자체가 처음부터 높았기 때문에 회귀분석에서는 구직기간과 희망임금 사이의 관계가 통계적으로 유의하지 않거나, 또는 <표 5-18>처럼 구직기간에 따라 희망임금도 높아지는 것처럼 나타나는 것이다.<sup>33)</sup>

## 2. 희망임금의 결정요인

희망임금에 대한 계량분석은 Kiefer and Neumann(1976)의 의증임금 방정식을 사용하도록 하며, 여기에서 종속변수는 희망임금의 자연대수 값이고 설명변수로는 <표 5-19>와 같이 성(sex), 연령(age), 연령의 제곱(age square), 교육기간(education period), 가구주 여부(family head) 등의 인구학적 변수와 구직기간(search duration), 전 직장의 자발적 이직 여부, 전 직장에서의 월평균 소득, 전 직장의 고용형태, 희망직장의 고용형태, 희망 직종의 전문직 또는 준전문직 여부, 희망 직종의 기능직 또는 기계조작·조립직 여부, 희망 산업의 건설업 여부 등의 경제적 변수를 사용하였다.<sup>34)</sup> 오차항이 i.i.d. 분포를 한다는 가정 아래 희망임금의 식을 추정한 결과 교육기간만 통계적으로 유의하지 않을 뿐 모든 변수가 1~10% 수준에서 유의한 것으로 나타나고 있다. 교육기간이 유의하지 않게 나타난 것은 희망 직장의 산업과 직종을 나타내는 가변수들이 교육기간의 설명력을 잠식하였기 때문으로 이들 변수를 제외한 추정결과는 교육기간도 희망임금에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타난다.

기초분석 결과와 같이 남성이며 연령이 많을수록, 교육수준이 높고 가구주일 경우에 희망임금이 높아진다. 또한 전 직장의 소득수준이 높을수록 희망임금 수준도 높아지는 반면 전 직장에서 정규직으로 근무하던 실업자의

33) 이에 대한 논의를 위해서는 금재호(2000c)를 참조할 수 있다.

34) 전 직장의 고용형태가 임금근로인 경우만으로 제한하여 추정하였다.

희망임금은 비정규직보다 상대적으로 낮게 추정되었다. 이는 <표 5-17>에서 정규직 출신 실업자의 희망임금이 비정규직보다 높았던 것과 반대의 결과이다. 전 직장에서의 정규직 여부와 소득수준 사이의 높은 상관관계가 이러한 현상의 부분적 원인으로 여겨진다. 희망직장의 성격과 관련되어서는 전문직 또는 준전문 직종에의 취업을 원하는 실업자와 건설업 취업 희망자의 희망임금 수준이 높으며, 정규직 취업 희망자의 희망임금도 상대적으로 높게 나타났다. 구직기간과 희망임금은 정(+의 관계에 있는 것으로 추정되었다. 이러한 결과는 구직기간의 회귀계수 추정치가 통계적으로 유의하지 않은 어수봉(1994) 및 금재호(2000c, 1997)의 추정결과와 대비된다.

<표 5-19> 희망임금의 결정요인 추정 : OLS<sup>35)</sup>

	추정치	표준편차(P> z )
상수항	2.3577	0.1117(0.000)
성별(1: 남성, 0: 여성)	0.2135	0.0265(0.000)
연령(세)	0.0409	0.0048(0.000)
연령의 제곱	-0.0005	0.0001(0.000)
교육기간(년)	0.0051	0.0036(0.162)
가구주 여부(1: 가구주)	0.1084	0.0303(0.000)
구직기간(개월)	0.0016	0.0009(0.072)
비자발적 이직여부(1: 비자발적)	-0.0552	0.0227(0.015)
전 직장의 월평균 소득(만원)	0.2403	0.0188(0.000)
전 직장의 고용형태(1: 정규직)	-0.0534	0.0233(0.022)
희망직장의 고용형태(1: 정규직)	0.1508	0.0256(0.000)
희망직종 전문직·준전문직(1: yes)	0.2233	0.0350(0.000)
희망직종 기능·조립직(1: yea)	0.0761	0.0266(0.004)
희망산업 건설업(1: yes)	0.1275	0.0326(0.000)
표본수	977	
F-value	82.3	
Adjusted R <sup>2</sup>	0.5198	

35) 이 모형들은 설명변수와 종속변수 사이의 인과관계를 나타내는 구조적 모형이 아니며, 따라서 해석상 주의를 기울일 필요가 있다.

## 제 6 장 실업자의 재취업과 직장상실의 비용

### 제1절 직장상실 비용의 이론적 배경

#### 1. 직장상실 비용의 의미

직장상실 비용에 관한 기존의 연구들은 크게 세 가지 흐름으로 발전되어 왔다. 첫번째 흐름은 직장상실 이전 직장의 근속기간과 실업기간이 재취업 후의 임금에 미치는 효과를 분석하는 것이다. 이에 해당하는 대표적 연구로서 Addison and Portugal(1989)을 들 수 있다.<sup>1)</sup> 이들의 연구결과는 직장상실에 관하여 세 가지 정형화된 사실(stylized facts)을 제안한다. 첫째는 이전 직장에서의 근속기간이 긴 근로자일수록 비자발적 이직시 상실된 임금 크기도 증가한다는 것이다.<sup>2)</sup> 둘째는 실업기간이 늘어날수록 재취업 임금은 감

1) Addison and Portugal(1989)의 연구 결과와 다소 차별적인 결과를 제시한 연구로서 Carrington(1993)과 Jacobson, LaLonde and Sullivan(1993)의 연구를 들 수 있다. Carrington(1993)은 기업단위의 불황으로 인한 직장상실과 국가, 산업 혹은 직종 단위의 불황으로 인하여 발생한 직장상실은 질적으로 다르다는 점에 착안하였다. 그의 연구에 의하면, 기업단위의 불황에는 장기근속자의 재취업 임금이 그다지 큰 폭으로 감소하지는 않으나, 광범위한 경기적 불황에는 그들의 재취업 임금이 큰 폭으로 하락한다는 실증분석 결과를 제시한다. 한편 Jacobson, LaLonde and Sullivan(1993)은 직장상실 직전의 임금변화에 초점을 맞춘다. 즉 직장상실 이전부터 임금은 이미 큰 폭으로 감소해 가다가 최종적으로 직장상실을 경험하게 된다는 실증분석 결과를 제시하였다.

2) 그러나 전직의 근속기간이 전직 임금과 현직 임금에 미치는 영향력은 상당한 차이를 보인다. Addison and Portugal(1989)의 OLS 분석에 의하면 전직 임금함수에서

소한다는 것이며,<sup>3)</sup> 셋째는 전직과 다른 산업이나 직업으로 재취업할 경우 임금상실분은 더욱 커진다는 것이다.<sup>4)</sup>

연구의 두번째 흐름은 직장상실로 인한 지속효과(persistent effect)를 규명하는 연구들이다. Ruhm(1991)는 직장상실경험이 지속적인 오명효과(scarring 혹은 stigma effects)를 창출한다는 실증분석 결과를 제시하고 있다. 그의 연구에 의하면, 직장상실자의 경우 계속 취업하고 있을 경우에 비해, 4년 이후에도 10~13% 낮은 임금을 받는 것으로 나타났다.<sup>5)</sup> 이와 유사한 결과를 제시한 연구로 Stevens(1997)를 들 수 있다. Stevens는 직업상실 경험 이 4년 이상의 장기적인 효과를 가져온다고 주장한다. 그의 실증분석 결과에 의하면, 직장상실 경험자는 6년이 지난 후에도 계속적으로 취업한 근로자에 비하여 9% 정도 낮은 임금을 받게 되며, 이는 직장상실 경험자가 반복실업의 함정에 빠질 가능성이 증가하기 때문인 것으로 분석하고 있다.<sup>6)</sup>

세번째 연구의 흐름은 이전 직장에서의 근로자 특성별로 표본을 분해하여 연구를 진행시키는 것이다. 가령 Kuhn and Sweetman(1999)은 노조부문 직장상실자와 비노조부문 직장상실자의 노동시장 성과에 초점을 맞추어 직장상실의 비용을 분석하였다. 그들의 연구는 노조부문에서 근속기간이 긴 근로자일수록 재취업시 임금 하락폭이 크다는 흥미로운 실증분석 결과를 제시하고 있다. 이러한 결과에 대하여 Kuhn and Sweetman(1999)은 노조부문

---

전직 근속기간의 추정계수는 0.029로 나타났으며, 현직 임금함수에서 전직 근속기간의 추정계수는 0.013으로 나타나 임금변화율에 미치는 정도가 50% 이상 감소하는 것으로 나타난다. 더욱이 근로자의 보이지 않는 이질성을 통제한 경우 전직 근속기간의 계수는 -0.016으로 추정되었다.

- 3) Addison and Portugal(1989)의 연구에 의하면, 실업기간이 10% 증가할 때 재취업 임금은 0.6~0.8% 감소하는 것으로 나타났다. 또한 실업기간과 재취업 후의 임금 사이에 일정한 연립성(simultaneity)을 가정하면 재취업 후의 임금은 0.8~1.4%나 감소하는 것으로 나타났다.
- 4) 그들의 연구에 의하면, 산업을 바꾸어 이직하였을 경우 임금은 16.1~19.8% 감소하고, 직업을 바꾸어 이직하였을 경우에는 임금이 5.4~13.9% 감소하는 것으로 나타났다.
- 5) Ruhm(1991)에 의하면 연간 근로시간에 미치는 직장상실의 효과는 그다지 크지 않은 것으로 나타났다. 즉 직장상실을 경험한 근로자는 4년이 지나 후에도 그렇지 않은 근로자에 비하여 연간 근로시간이 1주일 정도 짧아진다.
- 6) Stevens(1997)에 의하면 반복실업을 경험하지 않은 직장상실자의 임금 감소폭은 6년 뒤 4% 수준에 머무른다. 외환위기 동안 발생한 실업자의 3분의 1이 2회 이상의 실업을 경험하고 있다는 이병희(2000)의 연구를 참고할 때, 외환위기로 인한 직장상실자의 임금감소효과는 상당기간 지속될 가능성이 있다.

의 장기근속자는 일정한 직업지대(job rent)를 누리고 있는 것으로 해석하였다. 미국 노조부문에서 근속기간에 따른 임금의 변화가 비노조부문에 비하여 완만하다는 점을 감안한다면, 노조부문 장기근속자의 직업지대는 경제적 지대의 배분과 미국 노사관계의 상호 연관성을 이해하는 데 중요한 시사점을 주는 것으로 판단된다.<sup>7)</sup>

국내에서 직장상실자의 재취업 과정에 관한 분석은 경제활동인구조사의 패널화나 한국노동패널자료가 이용 가능한 1998년 이후 시작되었다. 예컨대 남재량·김태기(2000), 류기철(2000), 류재우·김재홍(2000)은 이전 직장의 고용형태가 이직 후의 고용형태에도 유의적 영향을 미친다는 결과를 제시하고 있다. 그러나 전 직장의 고용형태와 구직활동이 직장상실 비용에 미치는 효과를 분석한 연구는 현재까지 제시되지 못한 실정이다.<sup>8)</sup>

본 고에서는 전술된 세 가지의 연구방향 가운데 가장 기본적인 Addison and Portugal(1989)의 방법론에 따라 우리 나라 직장상실자의 노동시장 성과를 종합적으로 분석하고자 한다. 분석자료는 한국노동패널조사의 제1~3차년도 자료를 사용하였다. 구체적으로 1998년의 제1차 조사 당시의 미취업자와 1998년 조사시점에는 취업자였으나 이후 1999년 조사시점까지 비자발적으로 직장상실된 자를 대상으로 재취업에 따른 임금변화를 실증 분석한다.<sup>9)</sup> 분석대상의 표본으로는 제3장의 불안전성 연구와 같이, 비자발적 이직

7) 전술된 세 가지 방향의 연구가 원만히 수행되기 위해서는 패널자료가 상당기간 더 누적된 뒤에나 가능할 것이다. 가령 Ruhm(1991)과 Stevens(1997)과 같이 직장상실의 지속효과 존재 여부를 살펴보기 위해서는 직장상실자에 대한 정보가 4년 이상 누적된 이후에나 가능할 것이다. 또한 Kuhn and Sweetman(1999)과 같이 노사관계가 임금지대에 미치는 영향에 대한 연구가 수행되기 위해서는 한국노동패널조사의 규모가 현재보다 더욱 확대된 이후에나 가능하다.

8) 금재호·조준모(1998)는 패널자료가 구축되기 이전인 1997년, 고용보험의 효과를 파악하기 위해 고용보험에 가입한 이직자와 가입하지 않은 이직자 모두를 대상으로 이직 후의 경제활동을 조사한 자료를 이용하여 직장상실자의 재취업자에 관한 연구를 하였다. 그들에 따르면, 전 직장의 근속기간이 이직 후 새 직장의 임금에 미치는 영향력이 정(+)으로 나타나 Addison and Portugal(1989)의 단순 OLS 분석결과와 부합되었다. Heckman의 2단계 추정법을 이용하여 직장상실자의 비자발성에 대한 선택편의(selection bias)를 수정할 경우, 재취업 임금함수에서 이전 직장 근속기간의 회귀계수에 대한 추정치가 다소 낮아졌으나 여전히 유의적인 영향을 준다는 결과를 얻었다.

9) 분석대상의 표본에 대해서는 최소 4개월에서 최대 59개월까지 직장이직 이후의 재취업 경로에 대해 추적 가능하였다.

자로 이직사유가 ‘직장의 파산, 폐업, 휴업’, ‘정리해고’, ‘명예퇴직’, ‘계약기간 만료’ 및 ‘일거리가 없어서’ 등 사용자측의 경영상 이유로 직장을 상실한 임금근로자로 제한한다. 기존 연구에서 경영상의 이유로 직장을 상실한 임금근로자만을 분석대상으로 채택하는 것에 대해 크게 세 가지의 이유를 들 수 있을 것이다. 첫번째는 경영상 이유로 인한 해고의 경우 그 귀책사유가 기본적으로 사용자에게 있어, 귀책사유가 근로자에게 있는 통상해고에 비하여 그 표본이 근로자의 능력 편의(ability bias)에 의해 덜 오염(contaminated) 되었을 가능성이 크다는 점이다. 둘째는 통상해고의 경우 근속기간과 직장 경험 등의 변수에 측정오차(measurement error)의 가능성이 상대적으로 크다는 점이다. 통상해고로 직장을 상실한 근로자의 경우 잦은 이직으로 인하여 실직기간이 노동시장에서의 일반적 경험(general experience)에 포함될 가능성이 크다. 셋째는 통상해고의 경우 재고용의 가능성이 높아, 이전 직장 근속기간의 설명력이 과대포장(overstate)될 가능성이 존재한다. Addison and Portugal(1989)은 이러한 과대포장의 가능성을 재고용 편향(recall bias)으로 칭하고 가능한 사용자로부터 완전히 분리된 표본들을 대상으로 실증분석하기 위해 통상해고와 계절적 요인에 의한 해고를 분석대상에서 제외하였다.<sup>10)</sup>

한국노동패널자료를 이용하여 직장상실로 인한 임금변화를 추정하는 것도 제약점이 있다. 즉 제1차 조사 당시 미취업자의 전 직장 정보는 응답자의 회고적(retrospective) 대답에 바탕을 두고 있는데, 이직한 시점이 조사시점에서 멀어질수록 제한된 기억(limited memory)으로 인한 측정오차가 발생할 가능성이 높다. 이런 문제점을 완화하기 위해 전 직장에 대하여 비교적 정확한 기억을 가지고 있을 1996년 이후의 직장상실자를 분석대상으로 한다.<sup>11)</sup>

직장상실로 인한 임금변화의 추정은 계량경제학적으로 세 가지 문제에 봉착한다. 첫번째는 직장상실자가 재취업할 경우에만 임금 등 현 직장에 관한 정보가 제공된다는 점이다. 따라서 재취업 근로자만을 대상으로 분석할

10) 우리나라의 경우 통상해고도 재고용 가능성은 매우 낮아, 통상해고 표본을 분석에 포함시켜도 재고용 편향의 문제는 상대적으로 적을 것으로 판단된다.

11) 더불어, 자료의 구축이 완료된 제1차 및 제2차 패널의 경우 산업과 직업에 대한 정보가 제공되지만, 2000년도의 제3차 패널의 경우에는 산업과 직업에 대한 정보의 입력이 완료되지 않아 산업 혹은 직업간 이동시에 발생하는 직장상실비용의 변화에 제3차년도 자료를 활용할 수 없다는 한계가 있다.



경우 전통적인 선택 편의(selection bias)의 문제가 발생하게 된다. 둘째, 개별 근로자별 직장상실과 노사간 합의에 의한 직장상실간의 이질성이 설명 변수로 포착되지 않아 일정한 편의를 야기한다는 점이다. 셋째, 실업기간과 현 직장의 임금 사이에 일정한 연립성(simultaneity)이 존재하기 때문에, 이를 무시할 경우 추가적인 편의를 발생시킨다는 점이다. 본 고에서는 이러한 선택 편의, 이질성 및 연립성(simultaneity) 문제를 교정한 실증분석의 결과를 제시하도록 한다.

또한 본 고에서는 외환위기 이후 우리 나라 노동시장의 특수적 상황을 반영하기 위해 Addison and Portugal(1989)이 고려한 설명변수 외에 다음의 설명변수들을 추가한다. 첫째, 정규직의 직장경험과 비정규직의 직장경험을 분리하여 설명변수로 활용한다. 비정규직의 경우 정규직 취업이 어려운 상황에서 비자발적인 비정규직 선택이 이루어진다. 비정규직에게는 낮은 직무 능력과 기능이 요구되고 현장교육 및 인적자본 축적 기회가 부재하여 인적자본 형성의 기회가 적을 것으로 판단된다.<sup>12)</sup> 또한 비정규직 취업경험이 사용자에겐 생산성이 낮다는 시그널(signal)을 주어 노동시장에서 오명효과(scarring or stigma effect)를 창출할 수도 있다. 둘째, 현 직장의 임금함수 추정에서 고용형태별 이행경로의 차이가 전·현직의 임금변화에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴본다. 구체적으로 정규직에서 비정규직으로 이직한 경우와 비정규직에서 정규직으로 이직한 경우로 구분하여 그 이행경로가 임금변화에 미치는 영향을 살펴볼 것이다. 예컨대 정규직에서 비정규직으로 이행할 경우 임금이 유의적으로 감소하고 비정규직에서 정규직으로 이행할 경우 임금 증가가 비유의적으로 나타난다면 이는 비정규직 취업경험이 인적자본 형성기회와 정규직에 대한 효율적인 직장탐색 기회를 제공하기보다는 인적자본의 상각이나 오명효과를 창출할 가능성이 있음을 간접적으로 제시할 것이다.<sup>13)</sup>

12) 이외에도 비정규직 근로자의 경우 생산의욕이 낮고 규율 복종 등이 결여된 태도가 형성되어 지속적으로 비정규직 함정에 갇혀 헤어지지 못하는, 조직행동 및 산업심리학적 효과(속칭 백수효과)도 비정규직 경험의 낮은 인적자본 형성과 저생산성의 원인이 될 수 있다.

13) 류재우·김재홍(2000)은 비정규직 중 임시직 근로가 상용직으로 가기 위한 가교(bridge)의 역할을 한다고 제안한다. 이와 반대로 금재호(2000b), 류기철(2000)과 남재량·김태기(2000)는 비정규직 근로가 함정(trap)일 가능성이 높다고 주장하고 있다. 본 고에서는 과거의 비정규직 직장경험이 현 직장의 임금에 어떠한 영향을 미치는

## 2. 직장상실과 이직 후 임금

노동경제이론은 직장상실자의 재취업 임금이 감소하는 원인에 관하여 다양한 이론적 근거를 제시한다. 그 첫번째 이론으로 McLaughlin(1991)과 Jovanovic(1979)의 노사간 합치론(matching theory)을 들 수 있다. 즉 근속기간이 증가해 감에 따라 노사간의 효율적 합치의 가능성이 증가하고 이에 따라 임금도 증가하게 된다는 것이다. 이때 불황으로 인하여 불가피하게 직장을 상실하고 다른 직장으로 이직하게 된다면, 이전 직장에서의 합치 효율성(matching efficiency)은 없어져 임금손실이 초래된다는 것이다. 둘째는 Becker(1975)의 기업특수 인적자본론에 의해 설명될 수 있다. 근속기간이 길수록 기업특수적 인적자본의 양이 많아져서 직장상실시에 임금은 감소하게 된다는 일반경제논리이다. 셋째는 Lewis(1986)과 Stiglitz(1974)의 임금프리미엄(premium)과 연관된 이론이다. Lewis(1986)의 주장은 노조의 위협효과(threat effect)에 의해 임금프리미엄이 존재하며 직장을 상실하여 비노조 부문으로 이직할 경우 이러한 임금프리미엄을 상실하게 된다는 것이다. 노조의 위협효과가 고참권 혹은 선임권을 중시하는 방식으로 이루어진다면 근속기간이 긴 근로자일수록 임금프리미엄은 더 증가하게 될 것이다. 또한 Stiglitz(1974)의 효율성 임금가설에 의하면 고임금은 직장상실비용을 증대시켜 근로자에 대한 규율효과(disciplinary effect)를 가진다. 만일 근로자가 고임금을 누리는 직장에서 그렇지 않은 직장으로 이직(turnover)할 경우 이러한 임금프리미엄은 상실되게 될 것이다. 넷째는 Lazear(1979)의 장기계약하의 이연보상계약(delayed payment contracts) 이론이다. 한 직장에서 이연임금을 사용하여 근속기간이 상대적으로 짧은 근로자는 생산성이 임금을 초과하고 근속기간이 상대적으로 긴 근로자는 생산성이 임금보다 작은 경우를 설정하자. 이 경우 근속기간이 긴 근로자가 직장을 상실하고 새로운 장기계약에 임할 경우 임금은 큰 폭으로 감소하게 된다는 것이다. 마지막으로 직장상실비용의 존재를 설명할 수 있는 경제이론은 Neal(1995), Carrington(1993), Addison and Portugal(1989), Podgrusky and Swaim(1987)

---

는가를, 정규직 직장경험과 비교함으로써 가교론과 합정론의 논의를 다른 각도에서 살펴보고자 한다.

등의 산업특수 인적자본 논리를 찾을 수 있다.<sup>14)</sup> Addison and Portugal (1989)의 연구결과에 의하면, 이전 직장에서의 근속기간과 이직 후 직장의 임금은 정(+)의 상관관계를 가진다. 이러한 상관관계는 위에 설명된 합치이론, 기업특수 인적자본이론, 효율성임금이론 및 이연보상계약이론에 의해서 설명되지 않는 현상이다.<sup>15)</sup> 이러한 현상은 임금회귀식에서 전직의 근속기간이 산업특수 인적자본을 반영하고, 동일 산업 혹은 유사 산업으로 이직할 경우 전직 근속기간이 현직 임금에 (+)의 영향력을 미치게 된다.

### 3. 실업기간과 이직 후 임금

실업이 이직 후의 임금에 미치는 효과에 관련된 연구들도 많이 제시된 바 있다. 가장 초기에 해당되는 연구로 Stigler(1962)와 Lippman and McCall (1976)을 들 수 있다. 그들은 근로자의 의증임금(reservation wage)이 고정되어 있다는 가정하에 구직활동기간(실업기간)이 길어질수록 이직 후 임금이 증가하는 직장탐색모형(job search model)을 제안하였다. 이러한 초기 연구들과는 반대로 이후의 연구들은 실업이 이직 후 임금에 미치는 부정적 효과와 그 원인에 대하여 이론적으로 규명하고자 하였다. Lazear(1976)와 Kiker and Roberts(1984)는 실업으로 인한 생애경력의 단절은 인적자본을 손상시키며 동시에 그것을 축적할 기회를 박탈하여 의증임금을 감소시킨다고 제안한다. 따라서 실업으로 인한 경력단절기간이 길수록 이직 후 임금은 감소한다는 함의를 제공한다. 반면 Heckman and Borjas(1980)는 실업기간이 길수록 노동시장에서 오명효과(scarring or stigma effect)가 생성되어 의증임금과 제의임금이 동시에 감소한다는 실증분석 결과를 제시한다.

14) Neal(1995)은 전직의 근속기간이 현직 임금에 미치는 효과를, 산업을 바꾸어 이직한 경우와 바꾸지 않은 경우로 나누어 검토하였으며, 산업특수적 숙련이 존재한다는 것을 실증적으로 규명하였다. 마찬가지로 Carrington(1993), Addison and Portugal (1989), Podgrusky and Swaim(1987) 등은 해고된 이후 산업을 바꾸어 취업할 경우 더 큰 임금 감소폭을 경험한다고 분석한다. 국내 노동시장에서 류기철(1992, 1995)과 전병유(2000)는 산업특수 인적자본의 존재를 확인하였다. 산업특수 인적자본의 형성은 직장상실자가 동종 산업 혹은 유사 산업으로 이직할 유인을 제공할 것이다.  
15) 단순 직업탐색모형에서는 직장상실자는 새로운 임금분포 아래에서 직업탐색을 하여 노사간 합치가 이루어지기 때문에 이전 직장에서 임금을 상승시키는 유인들이 이직 후 직장에서는 영향력을 발휘하지 못하는 단순한 형태로 설정된다.

#### 4. 노동시장 이력이 반영된 임금함수

Mincer의 단순 임금함수추정식에 잠재적 편의(bias)가 존재할 가능성에 대한 연구들로 Mincer and Jovanovic(1981)과 Addison and Portugal(1989)을 들 수 있다. 본 고에서는 노동시장에서의 과거 이력이 현 직장의 임금함수에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴보기 위하여 이들 논의의 핵심을 간략히 정리한다.

본 고에서 사용하려는 계량모형의 적합성을 설명하기 위해, 개인과 시간의 하부첨자를 생략하고 근속기간과 실업기간의 설명변수로 다음과 같은 임금함수 추정식을 설정해 보자.

$$\ln W_j = \sum_{s=1}^{j-1} \alpha_s TENURE_s + (\alpha_j + \beta_j) TENURE_j + \sum_{s=1}^j \gamma_s SLU_s + u_j \quad (1)$$

식(1)에서  $\ln W_j$ 는 임금의 자연대수값을 나타내고,  $TENURE_s$ 와  $TENURE_j$ 는 각각 s번째 직장과 현직에서의 완결된 근속기간(completed job duration)을 의미한다.  $SLU_s$ 는 s번째 직장 바로 직전의 실업기간을 의미한다.  $\alpha$ 는 근속기간( $TENURE$ )의 일반적 인적자본 형성 정도를 반영하며,  $\beta$ 는 기업특수 인적자본의 형성 정도를 나타낸다. 마지막으로  $u$ 는 오차항을 나타낸다.

식(1)에서  $\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_j$ 로 가정하면, 근속기간의 일반 인적자본의 형성 정도가 직장마다 상이한 것으로 허용된다. 따라서  $\{\alpha_s \cdot TENURE_s \mid s=1, \dots, j\}$ 는 과거의 직장경력이 현재의 일반적 인적자본 형성에 어느 정도 영향을 미쳤는가를 판단할 수 있게 한다(Mincer and Jovanovic, 1981). 식 (1)의 재정리하면 다음의 식 (2)가 얻어진다.

$$\ln W_j = \alpha_1 \sum_{s=1}^j TENURE_s + \sum_{s=2}^{j-1} (\alpha_s - \alpha_1) TENURE_s + (\alpha_j + \beta_j - \alpha_1) TENURE_j + \sum_{s=1}^j \gamma_s SLU_s + u_j \quad (2)$$

식(2)에서  $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_j$ 와  $v_s = 0 (s=1, \dots, j)$ 를 가정하면, 식 (3)과 같은 Mincer의 단순임금함수로 전환된다.

$$\ln W_j = \alpha_1 EXPERIENCE + (\alpha_j + \beta_j - \alpha_1) TENURE_j + u_j \quad (3)$$

식(3)에서 과거의 직장상실과 실업에 관한 이력은 일반적 경험(EXPERIENCE)으로 압축되어  $\alpha_1$ 의 계수를 통하여 임금증가율에 영향을 미치게 된다. 현직의 근속기간( $TENURE_j$ )은  $\alpha_1$ 을 초과하는 인적자본 형성계수 ( $\alpha_j + \beta_j - \alpha_1$ )에 의해 임금증가율에 영향을 미치게 된다. 식(3)에서  $\alpha_1$   $\beta_j$ 가 식별(identify)되지 못하는 문제점이 지적될 수 있으며,  $\alpha_j = \alpha_1$ 일 경우에 한해 현 직장 근속기간( $TENURE_j$ )의 계수는 기업특수 인적자본(firm specific human capital)의 형성 정도를 반영하게 된다. 또한 위의 식에서 일반적 경험(EXPERIENCE)이  $\sum(TENURE_s + SLU_s)$ 로 계측될 경우  $\sum SLU_s$ 만큼 과다계상되어  $\alpha_1$ 의 추정치가 하향편의를 가지게 되며, 반면 현직 근속기간( $TENURE_j$ )의 인적자본 형성계수 ( $\alpha_j + \beta_j - \alpha_1$ )는 상향 편의를 가지고 추정되게 된다. 또한 근로자가 과거에 비해 현직에서 일반 인적자본(general human capital)의 형성에 보다 집중적으로 투자한다면(즉,  $\alpha_j > \alpha_1$ ), 현직의 근속기간에 대한 계수값은 기업특수 인적자본의 형성에 변화가 없어도 증가하는 것으로 나타나게 될 것이다.

## 제2절 자료의 성격과 내용

직장상실과 재취업에 따른 직장상실비용의 회귀분석을 실시하기에 앞서, 직장상실자의 계층(cohort)별 분석을 통하여 직장상실자의 계층별 특징을 살펴본다.<sup>16)</sup> 비자발적 직장상실의 경우에 남성은 재취업을 통하여 임금이 120만 8천원에서 79만 4천원으로 34.3% 감소한 반면, 여성은 63만 4천원에서 51만 5천원으로 18.8% 감소하였다. 연령대별로 살펴보면 [그림 6-1]과 같이 연령이 높아짐에 따라 임금의 하락률이 더욱 증대되는 것으로 나타났다. 20대는 임금이 19.0% 정도 하락하며, 30대는 29.7%, 40대 33.2%, 50대

16) 근로자 특성별로 평균 직장상실비용의 차이를 살펴보는 데는 일정한 한계가 있다. 즉 여타 조건은 동일하다(ceteris paribus)는 가정이 단순 분석에서는 충족되지 못하기 때문이다. 여기에서의 계층별 분석은 전반적인 계층별 차이에 대한 일반적 정보를 제공하는 데 그 목적이 있다.

38.3%, 그리고 60대는 무려 41.7%나 하락하는 것으로 나타났다.

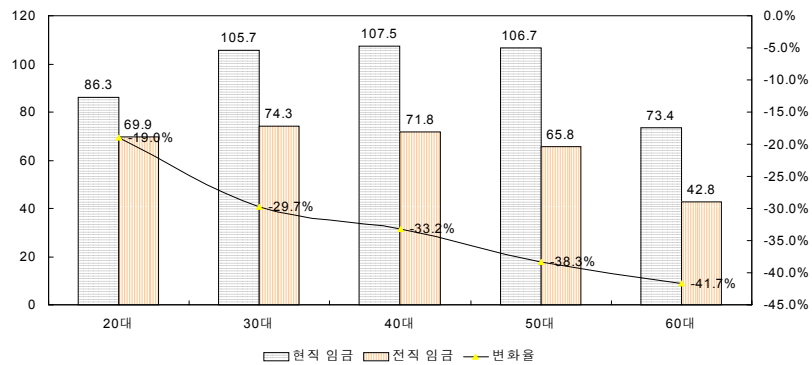
학력별로는 대졸 이상에서 임금 하락폭이 가장 크다. [그림 6-2]에서 대졸 이상의 학력을 지닌 비자발적 직장상실자는 전 직장에서 179만 2천원의 임금을 받았으나 새 직장에서는 임금이 107만원 수준으로 떨어져 40.3%나 감소하였다. 또한 중졸 학력자도 34.8%의 높은 임금 하락률을 경험한 반면, 전문대졸 학력자는 22.0%, 고졸자는 28.5% 정도의 임금하락에 그치고 있었다. 배우자 유무별로는 배우자가 있는 경우에 임금 손실폭이 컸으며, 전 직장의 근속기간에 따라서는 [그림 6-3]과 같이 근속기간 15년 이상의 장기근속자의 임금 하락폭이 가장 크게 나타났다. 또한 총취업경험 기간에 따라서도 취업경험이 10년 이상 20년 미만인 계층에서 가장 커다란 임금 하락을 경험하였다.

<표 6-1> 직장상실과 임금의 변화

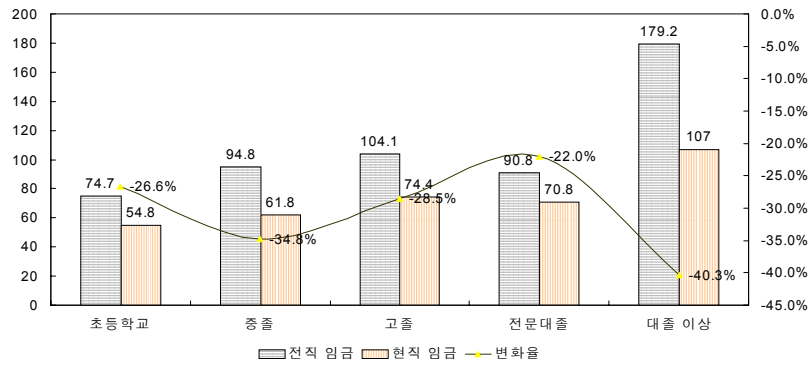
(단위: 만원, %)

		전 직장 임금	현 직장 임금	임금 변화액 (변화율)
월평균임금(천원) 체		100.1	69.3	-30.8(-30.8%)
성 별	여 성	63.4	51.5	-11.9(-18.8)
	남 성	120.8	79.4	-41.4(-34.3)
연령대별	15~19세	49.2	58.3	9.1( 18.5)
	20~29세	86.3	69.9	-16.4(-19.0)
	30~39세	105.7	74.3	-31.4(-29.7)
	40~49세	107.5	71.8	-35.7(-33.2)
	50~59세	106.7	65.8	-40.9(-38.3)
	60세 이상	73.4	42.8	-30.6(-41.7)
학력별	초등학교졸 이하	74.7	54.8	-19.9(-26.6)
	중졸	94.8	61.8	-33.0(-34.8)
	고졸	104.1	74.4	-29.7(-28.5)
	전문대졸	90.8	70.8	-20.0(-22.0)
	대졸 이상	179.2	107.0	-72.2(-40.3)
배우자 유무	없음	78.1	60.0	-18.1(-23.2)
	있음	110.4	73.6	-36.8(-33.4)
전 직장의 근속기간	0-<2년	85.2	67.8	-17.4(-20.4)
	2-<5년	96.7	62.3	-34.4(-35.6)
	5-<10년	120.4	81.9	-38.5(-32.0)
	10-<15년	127.6	83.2	-44.4(-34.8)
	15년 이상	128.8	65.3	-63.5(-49.3)
	총 취업 경험	0-<2년	98.0	66.2
2-<5년		86.9	71.0	-15.9(-18.3)
5-<10년		97.7	76.1	-21.6(-22.1)
10-<15년		107.2	70.1	-37.1(-34.6)
15-<20년		110.7	71.3	-39.4(-35.6)
20년 이상		94.7	66.9	-27.8(-29.4)

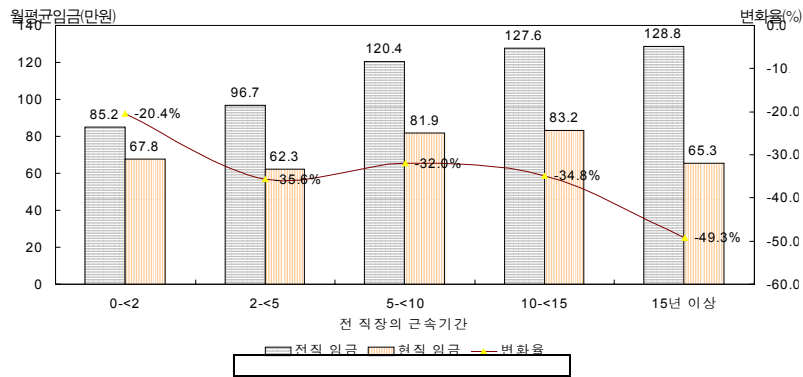
[그림 6-1] 연령대별 전·현직 임금과 변화율



[그림 6-2] 학력별 전·현직 임금과 변화율



[그림 6-3] 전 직장의 근속기간별 전·현직 임금과 변화율



실직기간의 장기화에 따라 임금 감소폭도 증가하는 형태를 보여 Lazear (1976)과 Kiker and Roberts(1984)의 주장을 지지하고 있다.<sup>17)</sup> [그림 6-3]에서 실직기간이 3개월 미만일 때는 임금이 19.7% 하락하고, 3개월에서 6개월 미만이면 12.5%의 하락에 그치나, 실직기간 6개월이 지나면서 임금 상실폭도 급격하게 증가한다. 즉 6~9개월의 구직활동 이후에 취업한 직장상실자의 경우 임금은 33.1%나 하락하며, 9개월~1년 미만은 28.9%, 1~2년 미만 37.7%, 2~3년 미만은 40.7%의 임금손실을 기록하게 된다.<sup>18)</sup> 임금상실의 폭은 실직

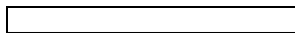
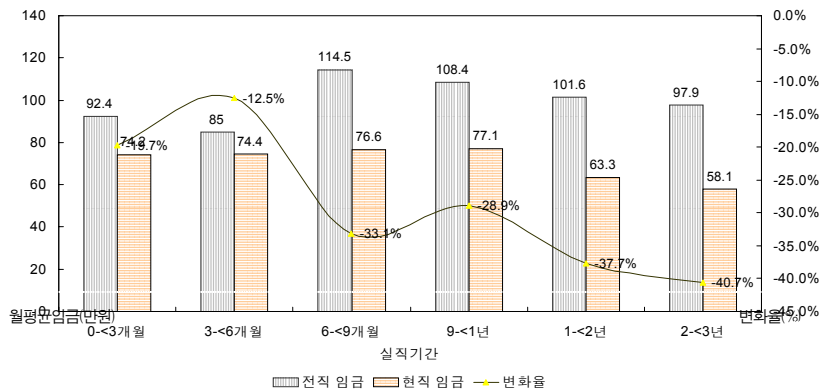
17) 비자발적 직장상실자의 실업 여부를 정확하게 파악할 수 없는 자료상의 한계가 있다. 따라서 여기에서는 비자발적으로 직장을 상실한 모든 미취업자를 분석대상으로 한다.

18) 실직기간이 3년 이상인 표본은 5명에 불과하여 보고에서 생략하였다.



기간 6개월을 기준으로 급증하지만, 비자발적 직장상실 이전 직장의 임금수준은 실직기간 6~9개월 미만에서 가장 높은 역U자 형태를 보인다. 이는 임금이 높았던 직장상실자가 6개월 이상의 장기실직상태에 놓여있을 가능성을 제시한다. 또한 전 직장 임금이 의중임금(또는 희망 임금)에 미치는 영향력을 감안할 때, 이러한 사실은 구직기간이 장기화되어도 의중임금이 감소하지 않는 앞 장의 의중임금 분석결과를 입증하고 있다. 새 직장의 임금수준도 실직기간의 증가에 따라 함께 늘어났다가 실직기간 9개월~1년 미만을 기점으로 다시 하락하는 역U자 형태를 보인다. 그러나 실직기간에 따른 현직장의 임금 변동폭은 전 직장의 임금에 비해 상대적으로 작게 나타났다.

[그림 6-4] 실직기간별 전·현직 임금과 변화율



### 제3절 실증분석의 결과와 시사점

본 고에서는 Addison and Portugal(1989)과 같이 경영상의 이유로 인한 직장상실자의 마지막 이직(즉  $j-1$ 번째 직장에서  $j$ 번째 직장으로의 이직)과 이로 인한 임금변화에 분석의 초점을 맞추기로 한다. 즉  $j-1$ 번째 직장에서의 근로자 특성과  $j$ 번째 직장으로 이동하기 전의 실직기간과 같은 정보가  $j$ 번째 직장으로 어떻게 전이(transfer)되었는가를 분석한다.<sup>19)</sup>  $X_{ij}$ 를 근로자의 특성을 반영하는 변수로 정의하면 직장을 상실하기 이전과 이후의 임금함수식은 각각 식(4)와 식(5)로 표현될 수 있다.

$$\ln W_{i,j-1} = \alpha_1 EXPERIENCE_{i,j-1} + (\alpha_{j-1} + \beta_{j-1} - \alpha_l) TENURE_{i,j-1} + X_{ij} \Omega + u_{i,j-1} \quad (4)$$

$$\ln W_{i,j} = \alpha_1 EXPERIENCE_{i,j} + (\alpha_{j-1} - \alpha_l) TENURE_{i,j-1} + (\alpha_j + \beta_j - \alpha_l) TENURE_{i,j} + v_j SLU_{i,j} + X_{ij} \Omega + u_{i,j} \quad (5)$$

$$\ln W_{ij} = \delta \ln W_{i,j-1} + (1-\delta) \alpha_1 EXPERIENCE_{ij} + [(1-\delta)(\alpha_{j-1} - \alpha_l) - \beta_{j-1}] TENURE_{i,j-1} + [\alpha_j + \beta_j - \alpha_l (1-\delta)] TENURE_{ij} + v_j SLU_{ij} + (X_{ij} - \delta X_{i,j-1}) \Omega + (u_{ij} - \delta u_{i,j-1}) \quad (6)$$

Bartel and Borjas(1981)와 마찬가지로 식(6)에서  $\delta = 1$ 로 가정하면 식(6)은 식(7)로 전환된다.

19) 본 고의 이러한 분석방법은 연구목적에도 부합될뿐더러 패널자료의 기간이 짧다는 문제점의 보완에도 일조를 할 것이다. 1998년 이전의 실직자 정보는 과거에 대한 회고적 정보이므로 1998년에서 거슬러 올라갈수록 정보의 정확도가 떨어질 가능성이 높다. 이런 문제점으로 인하여 본 고에서는 식 (1)을 최근 이력에만 초점을 맞춘 임금함수식으로 변형하여 추정한다.

$$\ln W_{ij} = \ln W_{i,j-1} + (\alpha_j + \beta_j)TENURE_{ij} - \beta_{j-1}TENURE_{i,j-1} + v_j SLU_{ij} + (X_{ij} - X_{i,j-1})\Omega + (u_{ij} - u_{i,j-1}) \quad (7)$$

식(7)은 이직 후 근로자의 임금함수에서 관측되지 않는 노사간 합치(matching)의 질이나 그 외 근로자의 이질성을 반영하기 위해 이직 전의 임금수준( $\ln X_{i,j-1}$ )을 설명변수로 활용하고 있다. 식(7)은 기존 문헌(예, Topel, 1986; Kiefer and Neumann, 1979; Bartel and Borjas, 1981 등)에서 자주 활용되는 임금함수의 형태이기도 하다.

통상최소자승법(OLS)을 용하여 식(4)~(7)을 추정할 수 있으나 본 고에서는 중복설명을 피하기 위하여 식 (4)와 식 (7)의 추정에 초점을 맞춘다. 식 (4)의  $[\alpha_{j-1} + \beta_{j-1} - \alpha_1]$ 는 전 직장의 취업경험에서 발생하는,  $\alpha_1$ 을 초과하는 일반 인적자본(general human capital)과 기업특수 인적자본(firm specific human capital)의 형성이 전 직장의 임금에 미치는 영향의 정도를 나타내고 있다. 또한 식(7)의  $\alpha_j + \beta_j$ 는 현 직장의 취업경험으로 인한 일반 인적자본(GK)과 기업특수 인적자본의 형성이 현 직장 임금에 미치는 기여도를 의미한다.  $(-\beta_{j-1})$ 는 전직의 기업특수 인적자본 투자에 대한 손실 정도를 나타내며, 마지막으로  $v_j$ 는 실직기간이 임금에 미치는 효과를 반영하고 있다.<sup>20)</sup>

본 고에서는 식(4)의 전직 임금함수식 추정을 위한 설명변수로 전 직장의 근속기간, 전 직장 근속기간의 제곱, 일반적 직장경험(총취업경험), 교육기간, 성별더미, 기혼여부더미, 직종(전문직, 사무직과 서비스·판매직)더미 및 정규직 여부의 더미를 사용하기로 한다.

일반적 직장경험(*EXPERIENCE*)은 두 가지로 정의된다. 첫번째는  $j-1$ 번째 직장까지의 직장경험을 비정규직 직장경험과 정규직 직장경험으로 나누어 각각의 경험이 임금변화율에 미치는 영향을 살펴본다. 두번째는 전통적인 방법으로 전체 직장경험을 하나의 설명변수로 이용하는 방법으로 첫 번째의 경우와 비교분석을 할 것이다.<sup>21)</sup>

현 직장의 임금함수 추정식에는 전 직장의 임금함수 추정식에서 설명변

20) 식(7)에서  $\ln W_{i,j-1}$ 를 설명변수로 포함할 경우  $\ln W_{i,j-1}$ 와  $SLU_{ij}$  사이에 상관성이 편의(bias)를 일으킬 가능성이 우려된다. 이 문제는 추후 두 변수간의 연립성(simultaneity)을 설정하여 잠재적인 편의를 교정한다.

21) 연령과 일반적 직장경험을 동시에 설명변수로 사용할 경우 다중공선의 문제가 발생하기 때문에 본 고에서는 두 변수 중 일반적 직장경험만을 선택하여 분석한다.

수로 활용된 전 직장의 근속기간, 전 직장 근속기간의 제곱, 일반적 직장경험, 교육기간, 성별더미, 기혼여부더미, 직종(전문직, 사무직과 서비스·판매직)더미 이 외에도 고용형태의 전환더미를 추가하여 분석한다. 고용형태의 전환더미에 대하여 Addison and Portugal(1989)은 전일제(full-time) 근무에서 시간제(part-time) 근무로 전환한 경우만을 단순 더미(dummy) 처리하였으나<sup>22)</sup> 본 고에서는 정규직에서 비정규직으로 전환한 경우와 비정규직에서 정규직으로 전환한 경로로 구분하고, 각각의 전환 경로가 현 직장의 임금에 미치는 효과를 살펴본다.

전술한 바와 같이, 식(7)의 현 직장 임금함수의 추정은 보이지 않는(unobserved) 근로자의 생산성이나 노사간 합치의 이질성(heterogeneity)을 통제할 추정계수 값을 제공한다. 이를 이질성을 통제하지 않은 임금함수의 추정결과와 비교하여 근로자의 이질성이 임금함수 추정을 얼마만큼 왜곡시키는지 파악할 수 있다.

본 고에서는 먼저 통상최소자승법(OLS)을 이용하여 현 직장의 임금함수를 추정한다. OLS 추정은 재취업자만을 대상으로 하기 때문에 2000년 조사 시점까지 계속 미취업상태에 머무른 직장상실자는 추정에서 제외되는 선택편의(selection bias)의 문제를 지니고 있다. 즉 재취업자는 제외받은 임금(offered wage)이 의중임금과 같거나 크고, 계속 미취업자는 제외받은 임금이 의중임금에 비하여 작다는 구조적인 선택 메커니즘이 편의를 야기한다. 이러한 재취업자의 선택편의를 교정하기 위해 먼저 실업과 재취업의 선택에 관한 프로빗(probit)모형을 추정하고, 이를 이용하여 원래의 임금함수식을 추정하는 Heckman(1979)의 2단계 추정을 실시하였다. 프로빗(probit) 추정모형에서 재취업자에게서만 얻는 정보는 설명변수로서 누락된다. 최종적으로 선택편의 교정항의 유의도와 추정계수의 크기를 살펴보아 선택편의(selection bias)가 초래하는 편위의 방향을 분석한다.<sup>23)</sup>

22) Addison and Portugal(1989)은 고용형태의 전환이 직장상실비용에 미치는 효과에 분석의 초점을 맞추지 않았다. 전일제에서 시간제로의 전직 여부를 묻는 더미변수를 도입하였으나 추정치의 부호가 일관되게 (-)의 부호를 유지하지 못하였다. 추후에 밝혀지겠지만, 이는 우리 나라 노동시장에서 고용형태가 직장상실비용에 끼치는 영향과는 차별되는 결과이다.

23) 재취업 결정의 프로빗모형에서 실직기간이 설명변수로 사용될 수도 있다. 이의 근거는 단순 직업탐색모형에서 실직기간의 변화는 직장탐색기간의 변화를 초래하고, 직

현 직장의 임금과 실직기간 사이의 연립성(simultaneity) 문제도 고려의 대상이다. 전통적인 직업탐색모형(Stigler, 1962; Lippman and LcCall, 1976)에서 전 직장 임금과 실업기간은 상호의존적이다. 전 직장 임금은 근로자의 의중임금에 영향을 미쳐 실업의 지속 여부에 영향을 주며, 의중임금과 제외된 임금은 거꾸로 실업기간에 영향을 미치기도 한다. 또한 직장상실 이전의 임금 하락 정도와 직장상실 이후의 실업기간도 일정한 연관성을 가질 수 있다.

재취업되기 전에는 재취업까지의 실업기간을 정확하게 파악할 수 없는 실업기간의 right-censoring 문제와 함께 연립성 문제가 동시에 발생할 경우, 모형의 추정을 위해 보다 발전된 형태의 Heckman 2단계 추정방법이 필요하다. 본 고에서는 Simultaneous Equation Model with Truncated Dependent Variables(Amemiya, 1974; Lee, Maddala, Trost, 1980; Lee, 1982)를 설정·추정함으로써 실업기간의 right-censoring 문제와 연립성 문제를 동시에 접근하기로 한다. 구체적인 추정방법으로는 먼저 현 직장의 임금과 실직기간 둘을 종속변수로 하는 연립방정식을 reduced-form으로 전환한 뒤, 실직기간에 대한 reduced-form 방정식을 MLE으로 추정한다. 다음으로는 추정결과에서 얻어진 실업기간의 예측치를 사용하여 현 직장의 임금 함수식을 추정하도록 한다.<sup>24)</sup>

전직과 현직에 대한 임금함수의 OLS 추정결과는 <표 6-2>에 나타나 있다. 전 직장의 임금함수 추정결과는 전통적인 임금함수식의 추정결과와 부합되며 추정된 회귀계수는 적어도 10% 수준에서 통계적으로 유의하다. <표 6-2>의 결과를 토대로 전직 임금함수와 현직 임금함수를 비교하면, 전직의 근속기간이 1년 증가함에 따라 전직의 임금은 2.7% 증가하지만 현직의 임금은 1.6% 증가에 그쳐, 그 영향력이 크게 감소하였다.<sup>25)</sup>

---

장탐색기간의 변화에 따라 의중임금이 변동하여 재취업확률이 영향을 받을 수 있다는 점이다. 그러나 실업기간을 프로빗모형의 설명변수로 사용할 경우 임금함수의 추정식에서 인적자본의 상각 및 오명효과 등의 순효과(net effect)를 혼탁하게 한다는 단점이 지적되고 있다(Addison and Portugal, 1989).

- 24) 선택편의의 문제를 해결하기 위해서는 계속 실직자와 재취업자 모두로부터 알 수 있는 정보를 사용하여 1단계 추정을 한다. 계속 실직자의 경우 재취업 결과에 대한 정보가 없기 때문에 고용형태의 전환더미는 제외될 수밖에 없다. 따라서 고용형태의 전환이 직장상실비용에 미치는 영향은 실직기간의 right-censoring 문제가 고려되지 않은 현 직장 임금함수의 OLS 또는 2SLS 추정식을 통하여 살펴볼 수밖에 없다. 이 경우 현 직장 임금함수의 추정에는 재취업된 표본만을 사용한다.

<표 6-2> 전 직장과 현 직장의 임금함수 추정 : OLS

설명변수	추 정 치	
	전직 임금함수 추정결과	현직 임금함수 추정결과
전 직장 근속기간(년)	0.02759(0.000)	0.01584(0.066)
전 직장 근속기간의 제곱	-0.00042(0.063)	-0.00077(0.008)
총직장경험(년)	0.00419(0.079)	-0.00341(0.275)
교육기간(년)	0.03185(0.000)	0.03737(0.000)
성별 (1: 남, 0: 여)	0.43615(0.000)	0.40322(0.000)
배우자 여부(1: 있음)	0.17078(0.000)	-
전 직장 전문직 더미(1: yes)	0.19915(0.001)	-
전 직장 사무직 더미(1: yes)	0.11825(0.093)	-
전 직장 서비스판매직 더미(1: yes)	-0.67560(0.001)	-
정규직 더미 (1=정규직)	0.29236(0.000)	-
비정규직에서 정규직 전환 더미	-	0.10670(0.216)
정규직에서 비정규직 전환 더미	-	-0.18816(0.001)
실직기간의 자연대수값	-	-0.06905(0.010)
상 수 항	3.37199(0.000)	3.53111(0.000)
표본수	620	433
F-value	53.23	19.79
Adjusted R <sup>2</sup>	0.4577	0.2582

주 : 괄호 안은 P(>|z|) 값임.

한편 교육기간이 1년 늘어남에 따라 전 직장의 임금은 3.1% 증가하지만 현 직장의 임금은 3.7% 증가하여 교육기간의 영향력이 재취업 후 강화되는 것으로 나타났다. 교육기간은 근로자의 일반적 생산성을 나타내는 설명변수로 이해될 수 있으며, 예상대로 취업 초기 임금에 유의적인 영향력을 미치는 것으로 추정되었다. 그러나 근속기간이 늘어나 근로자의 생산성에 대한 정보들이 축적됨에 따라 근속기간의 임금 영향력이 점증하고, 교육기간의 영향력은 점차 감소하게 된다. 남성더미가 정(+)의 부호를 보이는 것도 재취

25) 이러한 결과의 원인은 명확하지 않다. McLaughlin(1991)과 Jovanovic(1979)의 노사간 합치이론과 같이 현 직장의 임금함수가 노사간 합치의 이질성을 반영하였기 때문일 가능성도 있다.

업시의 성차별뿐만 아니라 성별이 근로자의 생산성에 대한 신호(signal)로 작용하였을 가능성이 있다.

전직 정규직 임금근로자가 비자발적 직장상실 후 비정규직으로 재취업하였을 때 임금은 18.8% 하락하는 것으로 나타났다. 반면 비정규직에서 정규직으로 이직한 경우에는 회귀계수의 값이 비유의적으로 추정되었다. 일반적 직장경험은 전·현직 모두 임금에 대한 영향력이 미미하거나 비유의적이다. 또한 실직기간에 대한 현직 임금의 탄력도(elasticity)는 -0.069로 추정되었다. 실직기간이 10% 증가함에 따라 현 직장의 임금은 0.69% 감소하여 Heckman and Borjas(1990)나 Lazear(1976)의 주장을 지지하고 있다.

<표 6-3> 이질성(Heterogeneity)이 통제된 현 직장의 임금함수 추정

설명변수	추정결과
전 직장 근속기간(년)	-0.01714(0.088)
전 직장 근속기간의 제곱	-0.00002(0.957)
총직장경험(년)	-0.00705(0.054)
교육기간(년)	-0.00581(0.496)
성별 (1:남, 2:여)	-0.11244(0.085)
비정규직에서 정규직 전환 더미	0.36166(0.000)
정규직에서 비정규직 전환 더미	-0.31703(0.000)
실직기간의 자연대수	-0.09804(0.002)
상 수 항	0.02419(0.822)
표본수	426
F-value	11.55
Adjusted R <sup>2</sup>	0.1656

주 : 괄호 안은 P(>|z|) 값임.

근로자의 보이지 않는 이질성을 통제한 현 직장 임금함수의 추정결과는 <표 6-3>에 나타나 있다. 추정결과 전 직장의 근속기간이 1년 증가하면 현 직장의 임금은 1.7% 감소하는 것으로 나타나, 이질성을 통제하지 않았을 경우(현직 임금 1.6% 증가)와 대비된다. 이는 근속기간이라는 정보가 기업특수 인적자본의 형성(-β<sub>j-1</sub>) 이외에도 보이지 않는 근로자의 생산성이나 노사간 합치의 이질성을 포함하고 있다는 점을 반영한다. 특히 30대 이상의

이직자를 위한 외부노동시장이 매우 취약하기 때문에, 나이가 많고 취업경험이 오랄수록 재취업을 위해 의중임금을 낮추어야 하는 우리 나라 노동시장의 구조를 반영하고 있을 가능성도 있다. 또한 현 직장의 임금에 미치는 교육기간이나 성(Sex) 등의 영향력은 이질성을 통제한 후 비유의적이 되거나 부호가 바뀌는 결과가 얻어졌다.<sup>26)</sup>

이질성이 통제되었을 때, 고용형태 전환더미와 실직기간이 현 직장의 임금에 미치는 영향력은 더욱 커지게 되었다. 이는 이질성을 통제하지 않은 단순 OLS의 경우, 고용형태의 전환이 미치는 효과가 과소평가되었음 의미한다. 이질성을 통제하기 전에는 정규직에서 비정규직으로 전환하였을 때 임금이 18.8% 감소하였으나 이질성이 통제된 후에는 임금 감소폭이 31.7%에 달하고 있다. 반대로 비정규직에서 정규직으로 전환한 경우, 이질성이 통제되기 전에는 비유의적으로 나타났으나, 이질성이 통제된 후에는 36.2%의 임금상승효과가 발견된다.

실직기간의 right-censoring 문제와 실직기간과 현직 임금 사이의 연립성 문제에 의해 초래되는 편의를 교정하여 현 직장의 임금함수를 추정하기 위해서는 재취업 여부에 대한 프로빗(probit) 추정과 함께 실직기간의 reduced form을 MLE방법을 사용하여 추정하여야 한다. 이후 현 직장의 임금함수식에 설명변수로 포함되어 있는 실직기간 대신 실직기간의 reduced form 추정에서 얻어진 예측치를 사용하여 현직의 임금함수식을 추정하여야 한다. 재취업 여부에 대한 프로빗 추정결과와 실직기간의 reduced form의 MLE 결과는 <표 6-4>에 나타나 있다.

<표 6-5>는 실직기간의 예측치를 사용한 현 직장의 임금함수 추정결과를 보여주고 있다. 추정식에 의하면 정규직 직장경험은 현 직장의 임금에 비유의적인 영향을 미치는 반면, 비정규직 직장경험은 현 직장의 임금함수에 유의적인 (-) 효과를 미침을 알 수 있다. 비정규직 근속기간이 1년 증가함에 따라 현 직장 임금은 4.65% 감소하게 된다. 앞의 비정규직에 관련된 실증분석 결과를 정리하면 비정규직 취업경험은 근로자에게 상대적으로 빠른 취업기회를 제공하나 미래 임금에 부정적인 효과를 초래하는 것으로 나타난다. 또한 정규직에서 비정규직으로 전환한 근로자의 경우, 임금상실분

26) 이질성이 통제되었을 때, 교육기간의 영향력은 비유의적인 것으로 나타났으며, 남성 더미의 추정부호는 (+)에서 (-)로 바뀌어 임금영향력이 감소하였다.



의 증가에는 관찰되지 않은 근로자의 생산성 차이 이외에도 시장의 오명효과가 작용하고 있을 가능성이 있다.

실직기간이 현 직장 임금에 미치는 영향력의 추정치는 -4.637로 나타나 이질성만을 고려한 단순 OLS 추정치(-0.098%)에 비하여 부정적 영향력이 증가함을 알 수 있다. 실직기간이 1% 증가함에 따라 현 직장의 임금은 4.637%로 감소한다. 따라서 이질성만을 감안한 <표 6-3>의 OLS 추정결과는 실직이 현 직장의 임금에 미치는 부정적인 효과를 과소평가하고 있다.

<표 6-4> 실직기간에 대한 Heckman의 2단계 추정

채취업 여부에 관한 1단계 추정		실직기간에 관한 2단계 추정	
설명변수	추정결과	설명변수	편의수정
교육기간 (년)	-0.02408 (0.01417)	교육기간 (년)	0.00759 (0.01247)
성별 (1:남, 2:여)	-0.00498 (0.09636)	성별 (1:남, 2:여)	-0.14779 (0.09102)
그만돌 당시의 연령	-0.00448 (0.00420)	그만돌 당시의 연령	0.00498 (0.00428)
전 직장 근속기간	0.04747 (0.01413)	전 직장 근속기간	-0.00869 (0.01303)
전 직장 근속기간의 제곱	-0.00166 (0.00041)	전 직장 근속기간의 제곱	0.00052 (0.00038)
배우자 여부	0.15733 (0.09682)	배우자여부	-0.09610 (0.08951)
가족 중 본인 외 취업자 여부	0.04334 (0.10518)	가족 중 본인 외 취업자 여부	0.09423 (0.07775)
전 직장 임금의 자연대수	0.00325 (0.74646)	전 직장 임금의 자연대수	0.02343 (0.07296)
상 수 항	1.60790 (0.39145)	정규직 취업경험	0.00441 (0.00585)
		비정규직 취업경험	-0.00892 (0.00025)
		실직기간의 right-censoring 으로 인한 편의 교정항	-0.98248 (0.02490)
		상 수 항	-0.26265 (0.35604)
표본수	708		
Wald Chi-square 값	496497.27		

주 : 괄호 안은 P(>|z|) 값임.

<표 6-5> 실직기간의 예측치를 사용한 현 직장의 임금함수 추정식

설명변수	추정결과
교육기간 (년)	0.01975(0.02649)
성별 (1:남, 2:여)	-0.63010(0.33511)
그만들 당시의 연령	-
전 직장 근속기간	-0.04814(0.04555)
전 직장 근속기간의 제곱	0.00174(0.00196)
배우자 여부	-
가족 중 다른 취업자 여부	-
전 직장 임금의 자연대수	-
정규직 총취업경험	0.01335(0.01320)
비정규직 총취업경험	-0.04647(0.02466)
실업기간의 자연대수 추정치	-4.63715(2.62938)
재취업에 관한 선택편의 교정항상 수 항	1.90224(1.40587)
	-0.94460(0.72790)

표본수 : 714

Wald Chi-Square : 15.79

주 : 괄호 안은 표준편차 값임.

비정규직의 취업경험이 현 직장 임금을 감소시킨다는 결과는 비정규직 취업이 정규직 취업으로 이어지는 가교(bridge)의 역할을 효율적으로 수행하고 있지 못함을 암시한다.<sup>27)</sup> 즉 일시적인 비정규직 취업경험은 근로자의 의증임금을 높여 수락임금(accepted wage)을 증가시킬 수 있을 것이다. 그러나 본 고의 실증분석은 비정규직이 정규직으로의 가교라는 역할론을 지지하지 못하였다. 비정규직 취업이 가교의 역할보다는 오명효과나 취약한 인적자본 형성 등의 부정적 효과가 작용하여 부초와 같은 근로자군을 양산할 가능성도 배제할 수 없다.<sup>28)</sup>

본 절에서는 한국노동패널자료를 활용, 비자발적 직장상실자의 임금변화를 살펴봄으로써 직장상실비용을 추정하고자 하였다. 본 고의 실증분석에서는 직장상실로 인한 임금변화의 추정에 세 가지의 계량경제학적 문제가 고

27) Farber(1993), McCall(1997) 등은 미국의 경우 직장상실자의 시간제근로가 전일제근로로의 가교 기능을 수행하고 있음을 실증적으로 보였다.

28) 만약 이것이 사실이라면, 외환위기 이후의 비정규직 증가 추세가 장기적으로 순기능만을 가지지 않을 것임을 추론할 수 있다. 외환위기가 지난 몇 년 뒤에도 비정규직의 취업경험은 정규직 전환의 장애요인으로 작용할 가능성이 있으며, 이에 따라 비정규직에서 해매는 근로자를 양산하여 고용형태의 단절 및 근로자가 사회·경제적 격차를 확대할 위험도 배제할 수 없다.

려되었다. 첫째, 임금변화에 대한 분석이 재취업자에게만 국한될 경우, 전통적인 선택편의(selection bias)의 문제가 발생하게 된다는 점이다. 둘째, 개별 근로자나 노사간 합치(matching)의 이질성이 설명변수에 포착되지 않아 일정한 편의를 일으킨다는 점이다. 셋째, 실직기간과 현 직장의 임금 사이에 존재하는 연립성(simultaneity)이 편의를 야기시킨다는 점이다. 본 고에서는 이러한 문제를 해결하기 위해 Simultaneous Equation Model with Truncated Dependent Variables를 사용하여 비자발적 직장상실에 따른 임금의 변화를 추정하고자 하였다. 또한 외환위기 이후 한국 노동시장의 특수성을 반영하기 위해 고용형태 전환과 비정규직 직장경험이 임금에 미치는 효과를 주목하였다.

단순 OLS의 추정결과 고용형태의 전환과 실직기간이 현 직장의 임금에 상당한 영향을 미친다는 발견을 하였다. 즉 정규직에서 비정규직으로 이직한 경우 임금이 18.8%나 하락하는 것으로 나타났다. 이는 비정규직이 정규직으로의 이동을 위한 가교 역할을 하기보다는 낮은 직무능력과 기능을 필요로 하는 업무에 종사하여 인적자본의 형성 기회가 저해되고, 오명효과(혹은 전과효과) 등에 의해 정규직으로의 재취업시에도 임금상승을 기대하기 어려운 측면이 있음을 시사한다.

실직기간이 임금에 미치는 탄력도는 OLS 추정시  $-0.069$ 로 나타났다. 그러나 실직기간의 right-censoring 문제와 실직기간과 현 직장 임금 사이의 연립성을 감안한 연립방정식의 추정결과는 실직기간의 임금탄력도가  $-4.637$ 로 높아져 장기실직에 따른 임금 상실폭이 상당함을 알 수 있었다. 또한 비정규직의 취업경험은 근로자에게 빠른 취업기회를 제공하지만 미래의 임금에 부정적 영향을 미친다는 결과를 얻었다. 본 절의 논의는 1998~2000년까지의 3개년 자료만을 이용하여 직장상실이 근로자에게 미치는 장기적 지속효과를 파악할 수 없다는 아쉬움이 남는다.

## 제 7 장

### 결론 및 정책제언

본 연구에서는 경제활동인구조사와 한국노동패널조사를 이용하여 외환위기를 전후로 한 한국 노동시장의 변화와 문제점들을 살펴보았다. 먼저 제2장에서는 1990년대 중반 이후 우리 나라의 고용 및 실업구조를 분석하였다. 1990년대 취업자수 및 경제활동참가율의 증가는 여성에 의해 주도되었다. 경제활동참가율의 지속적인 상승에 따라 한국 여성의 경제활동참가율은 미국·영국 등에는 못 미치나 일본·프랑스와 비슷한 수준까지 이르렀다. 특히, 여성의 경제활동참가율을 연령대로 보면 우리 나라 여성 노동시장의 특징인 M자형 연령대별 경제활동참가율의 그래프(graph)가 점차 고원형으로 전환되고 있다.

1990년대 들어 제조업 취업자의 비중 및 절대 수치는 남녀 모두 감소한 반면, 서비스산업에 종사하는 근로자의 비중은 계속 증가하였다. 제조업에서 여성취업자의 감소폭이 상대적으로 컸었고, 줄어든 여성근로자의 대부분은 서비스산업으로 진출하였다. 이에 따라 1990년대 여성근로자의 전체 증가폭보다 훨씬 많은 여성이 서비스산업에 종사하게 되는 여성취업자의 ‘서비스산업 집중화 현상’이 발생하였다.

직업별로는 산업구조의 고도화와 지식기반산업의 확대, 정보화 등으로 전문·기술·행정관리직에 대한 수요가 급증하였다. 그러나 고임금·고생산성의 대표적 직업으로 간주되는 이들 직업군에서 여성보다 남성의 증가 속도가 빠른 것으로 나타났다. 반면, 서비스·판매직에 종사하는 여성은 남성

에 비해 큰 폭으로 증가하였다. 더불어, 1990년대의 일자리 증가 또는 창출이 남성은 상용직을 중심으로 이루어진 반면, 여성은 임시·일용직을 중심으로 이루어졌다.

외환위기와 관련되어 실업대란의 충격을 완전히 극복하지 못하였음을 여러 측면에서 알 수 있었다. 15세 이상의 생산가능인구에서 실업자와 비경제활동인구의 비율로 정의되는 비고용률은 1997년 39.4%이었으나 2000년에는 41.8%로 외환위기 이전 수준으로 복귀하지 못하고 있다. 이는 실업률과 경제활동참가율도 외환위기 전의 수준을 회복하지 못하고 있음을 시사한다.

남성의 경제활동참가율은 1997년 이래 단조 감소하였다가 정체상태에 놓여 있는 추세를 나타내며, 여성은 외환위기를 거치면서 경기순응적인 양태를 보이고 있다. 특히, 남성의 경우 연령이 높을수록 경제활동참가율의 감소 추세가 확연히 나타났다. 여성의 연령별 변화를 살펴보면 20~29세의 연령계층에서 경기변화에 민감하게 변화하였다. 이 연령계층은 노동시장 상황이 좋은 양의 시기에는 비경제활동상태에 머물러 있다가 경기가 좋은 시기에 경제활동으로 전환하는 부가근로자(added worker)의 성격을 지닌다.

단시간 근로자의 비율은 임시·일용직 피고용률에 비하여 보다 경기순응적이다. 외환위기로 고용사정이 급격히 악화됨에 따라 주당 36시간 미만의 단시간 근로자 비중은 1997년의 7.9%에서 1999년에 10.5%로 증가하였다. 그러나 2000년 들어 경기가 회복되고 실업이 큰 폭으로 감소함에 따라 단시간 근로자의 비중도 다시 하락하는 현상을 보이고 있다. 2000년 3/4분기의 경우 단시간 근로자의 비중은 9.3%를 기록하고 있으며, 여성은 남성보다 2배 정도 단시간 근로자의 비율이 높다. 또한 단시간 근로자의 비율은 20세 미만의 청년층과 50세 이상의 장년층에서 높게 나타나는 U자 형태를 그려 연령대별로 단조 감소추세를 보이는 임시·일용직 피고용률과는 차별된다.

임시·일용직의 증가추세는 성별로는 여성일수록, 연령대별로는 30세 미만에서 집중적으로 나타나는 현상이다. 50세 이상의 임시·일용직 피고용률은 외환위기 동안에도 그다지 변화하지 않은 것으로 여겨진다. 대체로 외환위기를 전후하여 거의 모든 업종에서 임시·일용직의 피고용률이 증가해 왔음을 알 수 있다. 직종별로는 1990년대 중반 이후부터 사무직과 서비스·판매직에서 임시·일용 피고용률이 증가하여 경기변화 이외에도 기술적·구조적 요인이 작용하였다.

실업자는 1997~99년의 2년 동안 남성이 2.6배 증가한 반면, 여성은 2.2배 증가하는 데 그쳐 남성실업자의 증가폭이 높았으나, 이후 실업난이 완화됨에 따라 남녀간 실업률 격차도 점차 감소하는 추세를 보이고 있다. 연령대별로 실업의 충격은 30세 미만의 청소년층보다 중·장년층이 더욱 컸었으며, 저연령층일수록 경기변화와 함께 움직이는 경기순응적 변화를 나타낸다.

학력별로 1997년까지는 전문대졸 이상 고학력자의 실업률이 상대적으로 높았으나 외환위기 이후 고졸자의 실업률이 더 높아진 역전 현상을 보이고 있다. 이러한 학력별 실업률의 역전 현상은 고졸 이하의 학력자들이 외환위기로 인해 가장 커다란 타격을 받았기 때문이다. 여성의 학력별 실업률은 남성과 차별적인 양태를 보인다. 즉 고졸 계층에서 실업률이 가장 높으며 경기순응적인 변화를 나타내는 점은 남성과 마찬가지로이지만, 외환위기 이후 전문대 이상 고학력 여성의 실업률이 중졸 이하의 실업률보다 지속적으로 높아 여성의 고학력 실업문제가 상대적으로 심각하였다.

외환위기 이전에는 경제가 완전고용상태에 접근하고 있었음에 따라 실업의 원인도 자발적인 이유가 대다수를 차지하였다. 그러나 외환위기에 따라 비자발적 요인에 의한 실업의 비중은 급격히 상승하였다. 이후 경기회복과 구조조정의 진행에 따라 비자발적 실업의 비중은 점차 하락하는 추세를 보이지만 2000년 3/4분기에도 비자발적 실업자의 비중은 54.8%로 전직 실업자의 절반을 초과하고 있다.

제3장에서는 우리 나라 노동시장의 불안정성(instability) 및 불안정성(insecurity)의 정도를 파악하기 위해, 1999년 *Journal of Labor Economics*에 기고된 논문들과 가능한 동일한 방법으로 한국노동패널자료를 재구성하고, 미국과의 비교분석을 시도하였다. 실증분석 결과 외환위기 이후 한국 노동시장은 1980~90년대에 걸쳐 미국 노동시장에 나타났던 불안정성보다 상당히 높은 고용 불안정성을 보이고 있었다.

먼저 1년 이하 단기근속자의 비중을 살펴보면 외환위기 이후 단기근속자의 급속한 증가에 따라 30대 이상 연령대에서 단기근속 여성의 비중이 현저하게 높아졌다. 더불어 남녀 모두 연령이 증가하면서 단기근속자의 비중이 감소하다가 30~40대를 기준으로 U자 형태를 그리거나 또는 비슷한 수준에 머무르는 현상이 나타났다.

둘째, 외환위기 이전에는 정규직에서 1년 이하 단기근속자가 차지하는 비

중은 거의 변화가 없다가 외환위기 직후인 1998년 그 비중이 14.0%로 하락한 후 1999년 들어 다시 증가세로 반전하였다. 한편 비정규직에서 1년 이하 단기근속자의 비중은 1994년 이래 지속적으로 증가하는 추세를 보이다가 외환위기 이후 급격한 증가세를 나타낸다.

셋째, 4년 직장유지율은 미국에 비하여 상대적으로 낮아 한국 노동시장의 불안정성이 상대적으로 심각함을 알 수 있다. 미국의 최근 4년 직장유지율(1991~95년)과 비교하여도 1995~99년간 한국의 4년 직장유지율은 상대적으로 낮은 수준이다. 성별로도 남녀 모두 미국의 직장유지율은 한국보다 훨씬 높은 수준이며, 특히 여성의 경우 직장유지률의 한·미간 차이가 남성보다 더욱 크게 나타나, 여성의 고용 불안정성이 상대적으로 심각하였다.

넷째, 근속기간의 증가에 따라 4년 직장유지율은 점차로 증가하다가 근속기간 9년 이상 15년 미만의 계층에서 정점을 이룬 후 감소하는 역U자 형태를 그리고 있었다. 연령대별로도 4년 직장유지율은 40세 이상 55세 미만 계층을 중심으로 역U자 형태를 보인다. 이처럼 장기근속, 고연령층의 고용 불안정성이 높은 현상은 한국과 미국 모두에서 발견되지만 연령의 증가에 따라 한·미간 직장유지율의 격차는 확대되어 감을 알 수 있었다.

다섯째, 1995~97년과 1997~99년의 두 시기를 대상으로 2년 직장유지율의 변화를 살펴본 결과 모든 계층이 외환위기의 부정적 영향을 받았지만 근속기간별로 9년 혹은 15년 이상 근무한 장기근속자의 직장유지율 하락폭이 컸었다. 또한 고용형태별로는 비정규직일수록, 연령대별로는 고연령층일수록, 직종별로는 생산직과 서비스·판매직에서 불안정성이 악화되었다.

여섯째, 로짓추정의 결과를 이용하여 2년 이내 이직확률을 의태(simulation) 분석한 결과 1995~97년 사이에는 이직할 확률이 28.5%이었으나 외환위기 이후인 1997~99년에는 그 확률이 44.3%로 크게 증가하였다.

일곱째, 실증분석 결과는 외환위기 이전부터 우리 나라 노동시장의 불안정성이 미국보다 높았다는 점을 보여주며, 한국 노동시장 불안정성을 외환위기로 인한 일시적인 현상으로만 간주할 수 없는 측면이 지적될 수 있다.

비자발적 실직의 위험도를 나타내는 노동시장 불안정성(insecurity)의 분석 결과는 외환위기를 거치면서 근로자간 불안정성의 격차가 확대되고, 이는 근로자 계층간 소득 및 인적자원 개발의 격차를 확대할 것이라는 의구심을 지지하고 있다. 한국노동패널조사를 이용하여 계산한 비자발적 직장상실



률은 1998~99년간 7.20%, 1999~2000년간 3.92%로 나타났다. 특히 1998~99년간 남성 가구주의 직장상실률 7.3%는 제1차 오일쇼크(oil shock)의 1974년에 4.4%, 제2차 오일쇼크의 1982년에 4.5%의 직장상실률을 기록한 미국과 비교하여 상당히 높은 수준이다.

성별에 따라서 1998~99년에는 구조조정의 회오리가 남녀 가릴 것 없이 모든 계층에 영향을 주었으나 1999년 이후에는 여성의 고용 불안정성이 상대적으로 높아졌다. 교육수준에 따라서는 학력이 낮을수록, 특히 중졸자의 직장상실률이 높았고, 연령대별로는 나이가 많을수록 직장상실률이 높아 35세 미만 젊은 층에서 비자발적 직장상실이 많은 미국과 대비된다. 고용형태에 따라서는 비정규직 근로자의 직장상실률이 정규직의 두 배에 이르고 있었으며, 산업별로 1998~99년에는 건설업과 제조업에서 직장상실자가 많았으나 1999~2000년에는 도소매 및 음식·숙박업의 직장상실률이 높게 나타났다. 또한 기업규모별로는 100인 미만의 중소기업에서, 근로소득에 따라서는 저임금 근로자가 높은 직장상실을 기록하였다.

근속기간 1년 미만인 근로자를 포함하여 직장상실률을 계산할 경우 1999~2000년의 직장상실률은 상당한 규모로 증가하였다. 이는 비자발적 실직이 1년 미만 단기 근속자를 중심으로 이루어지고 있다는 점을 의미하며, 외환위기 과정에서 비자발적으로 이직한 근로자들은 재취업해서도 직장상실의 위험이 높은 반복 실업 또는 반복 직장상실의 가능성을 제시한다.

제4장에서는 생계유지의 방법, 소득과 지출, 생활만족도 등 실업자 및 실업가구의 경제생활에 대해 분석하였다. 먼저, 실업자의 대부분은 '가족 및 친지 보조', '배우자 소득', '저축' 등에 생계를 의존하여 생계유지가 사회적 보호나 지원이 아닌 개인적 책임이라는 점을 보여준다. 1998년의 경우 실업급여로 생활한다는 응답은 1.9%에 불과하였다.

둘째, 실업가구의 생계유지방면에서 나타난 하나의 특징은 부채로 생계를 유지하는 비율이 높다는 점이다. 특히 남성 가구주의 경우 빚에 의존하는 비율이 높아 20.8%에 달하고 있다. 생계를 빚에 의존하는 비율은 연령에 따라 동반 상승하는 양상을 보이고 있으며, 생계를 빚에 의존하고 있는 실업자 비중이 40~50대에서 20% 수준에 근접한다는 점은 외환위기가 실업자에게 가져온 충격의 정도를 간접적으로 대변한다. 빚으로 생활하는 실업자는 주택가격이나 가구의 월평균 근로소득이 다른 실업자보다 낮아 빈곤상태에

놓여 있을 가능성이 높고, 생활 및 가족관계의 불만족도도 상대적으로 높게 나타나고 있다. 또한 전 직장에서의 임금수준도 다른 실업자에 비해 낮은 편이어서 빚으로 생활하는 실업자의 가구 및 개인의 사회·경제적 상황이 다른 실업자에 비해 열악한 상태임을 알 수 있었다.

셋째, 실업의 장기화에 따라 배우자 소득과 빚에 대한 생계의존도가 높아지고 있었다. 특히 6개월 미만의 실업자는 9.8%만이 빚으로 생활하고 있었으나 6개월에서 1년 미만의 실업자는 18.5%가, 1년 이상 실업자는 15.1%가 생계를 빚에 의존하고 있었다. 이는 장기실업자의 빈곤문제가 상당한 규모로 존재할 가능성과 함께, 실업의 결과 빈곤상태에 빠질 위험도가 높다는 점을 시사한다. 또한 장기실업자의 배우자 소득에 대한 높은 의존도는 실업의 장기화에 따라 부가노동자효과가 발생할 가능성과 더불어 배우자 취업이 거꾸로 의존임금을 높여 구직기간을 연장하고 결과적으로 실업의 장기화를 초래할 가능성을 제시한다.

넷째, 1인당 소득을 기준으로 실업가구의 경제적 상황을 살펴보았을 때, 실업가구는 다른 가구의 취업 여부와 상관없이 취업가구에 비해 상당히 어려운 상황에 처해 있으며, 빈곤의 위험에 빠질 가능성이 높다. 가구원 중 취업자도 실업자도 없는 비경활가구도 1인당 소득이 30만원 정도에 불과하여 빈곤의 위험성이 높다. 이들 가구의 상당수는 적절한 기회만 주어진다면 취업할 의지가 있는 것으로 여겨지며, 따라서 상황에 따라 경제활동에 참가할 가능성이 있는 잠재인력의 규모는 실업률로 판단되는 숫자보다 훨씬 많을 가능성이 있다. 이러한 측면에서 실망실업가구로서 비경활가구의 성격을 파악하려는 노력과 함께 고용정책에 포함되는 대상의 범위를 확대시킬 필요가 있다.

다섯째, 부채 규모는 경제적 능력과 정비례하는 것으로 나타나고 있다. 즉 취업가구의 부채 규모가 가장 많아 1998년도 조사시점 당시 1,295만원에 달하고 있었으며, 실업가구는 이보다 약간 적은 1,040만원, 그리고 비경활가구가 가장 적어 489만원에 달하였다. 이러한 부채 규모는 1년 뒤인 1999년에 급격히 늘어나, 전체 가구의 채무 규모는 1998년의 1,164만원에서 1999년에는 1,821만원으로 56.4%가 증가하였다. 채무의 측면에서 가구의 경제적 지위는 외환위기로 인해 크게 악화된 것으로 판단된다.

여섯째, 실업가구의 대부분은 경제적 곤란을 겪고 있는 것으로 나타나고

있다. 1998년도 조사에서 실업가구의 81.6%가 경제적 어려움을 겪고 있으며, 이러한 비중은 취업가구의 55.9%에 비해 25.7%포인트나 높은 값이다. 같은 실업가구도 가구 내에 취업자가 있는가의 여부에 따라 경제적 어려움을 느끼는 비율이 달라, 취업자가 있는 실업가구는 77.1%가 경제적 어려움을 느끼고 있지만 취업자가 없는 순수 실업가구는 91.1%가 경제적 어려움을 겪고 있다고 대답하였다. 또한 실업가구, 특히 취업자가 없는 순수 실업가구의 60% 정도는 기본적인 생계유지 항목이라고 할 수 있는 '식비', '주거비' 등에서 어려움을 겪고 있어 가계가 어려웠을 가능성을 제시한다.

일곱째, 개인의 고용상태가 생활 전반 및 가족관계의 만족도에 유의적인 영향을 미치고 있었다. 즉 취업자나 비경제활동인구에 비해 실업자의 생활 및 가족관계 만족도는 낮게 추정되었으며, 이는 실업이라는 사건 자체가 개인의 생활 및 가족관계에 부정적인 영향을 미치는 것으로 판단된다. 또한 같은 실업자도 가구주인 경우와 비자발적으로 전 직장을 이직하였을 때, 그리고 실업기간이 장기화될수록 생활 및 가족관계의 불만족도가 높아지는 현상이 발견되었다.

제5장에서는 이직의 원인, 구직활동 및 희망임금에 대해 논의하였다. 먼저 이직의 원인을 분석한 결과 이직자 중 비자발적 이직자의 비중은 1995년 이후 지속적으로 상승하였다가 1999년에 들어 다소 하락하는 추세를 보이고 있다. 이러한 결과는 1990년대 중반 이후 기업의 구조조정과 경제환경 변화에 따라 비자발적 이직의 비중이 점차 증가하였을 가능성을 시사하고 있다. 근로자의 특성에 따라서는 근속년수가 늘어날수록 비자발적 이직자의 비중이 증가하는 현상을 발견할 수 있어, 1990년대 중반 이후 장기근속자들의 상당수가 비자발적 이직의 위험에 직면하였다는 점을 알 수 있었다. 근속년수가 증가할수록 비자발적 이직이 늘어나는 현상은 근로자의 생애관리(career management)와 기업 내 인적자본 형성에 있어서 중요한 시사점을 던진다. 장기근속자의 자발적 이직의 비중이 낮다는 사실은 이들의 경우 외부노동시장이 발달되지 않아 자발적 이직을 통한 경력개발 및 사회·경제적 지위 향상의 기회가 적다는 점을 암시하고 있다. 또한 기업의 내부노동시장에서도 숙련형성 및 인적자원 개발이 취약하여 임금상승에 걸맞는 생산성 향상이 이루어지지 못하고 있으며, 따라서 기업은 장기근속자의 정리를 통해 임금과 생산성의 균형을 맞추려고 할 가능성이 있다. 연령별로도

나이가 많아짐에 따라 비자발적 이직의 비율도 증가하는 현상이 나타나고 있다. 특히 외환위기가 한창이던 1998~99년에 40세 이상 65세 미만 연령층의 대부분은 회사측 사정에 의해 직장을 상실하여 이들 연령층이 지불해야 했던 희생과 비용이 상대적으로 컸음을 알 수 있다.

희망직종에 대해 실업자의 39.3%가 직종 전환을 희망하고 있었다. 특히 직업특수적 인적자본이 많지 않고, 직종 전환에 따르는 기회비용이 적은 여성, 저연령 계층에서 재취업시 직종을 전환하려는 욕구가 높게 나타났다. 실업기간의 장기화도 직종 전환 욕구에 영향을 미쳐 다른 직종에의 재취업을 희망하는 비율이 높아진다. 희망하는 고용형태에 따라서는 장기실업자의 경우 정규직 임금근로를 희망하는 비율이 높은 것으로 나타나고 있다. 이러한 추정결과는 실업의 장기화에 따라 정규직 임금근로를 희망하는 성향이 점점 높아져 간다는 점을 보이는 것이 아니라 정규직 희망자가 장기실업에 빠질 위험성이 높다는 점을 반영한다.

우리 나라의 구직자들은 공식적인 방법보다 비공식적 방법을 많이 사용하고 있다. 특히 30대 이상의 연령층을 위한 외부노동시장이 취약함에 따라, 이들 연령층의 대부분은 구직을 공식적인 방법이 아니라 개인적 인맥이나 연줄과 같은 비공식적인 방법에 의존하고 있다. 이러한 상황은 정보를 가진 자와 갖지 못한 자와의 격차를 확대시키며, 취업애로 계층의 장기실업 및 일궁합(job-matching)의 비효율성을 초래할 가능성이 높다. 개인적 인맥이나 연줄을 통해 취업정보에 접근할 수 있는 실업자는 좋은 직장에 일찍 취업할 수 있는 반면, 그렇지 못한 실업자는 능력에 비해 처지는 직장에 취업하거나 장기간 실업상태에 놓일 수 있다. 공공직업소개소가 비공식적 구직 방법 중심의 취업이 초래할 수 있는 비효율성을 완화·해소하는 기능을 담당하여야 하나 우리 나라는 그동안의 발전에도 불구하고 공공직업소개소의 역할이 아직도 취약한 편이다. 외환위기 이후 공공직업안내소에 대한 이용률이 급증하여 1998년에 12.7%의 구직자와 1999년에 14.1%의 구직자들이 이를 활용하였지만 연령대별로 20대와 50~60대에서 공공직업안내소를 많이 이용하는 쌍봉 형태를 나타내고 있으며, 진로 전환의 가능성이 높고 심층 상담·지원이 필요한 30~40대의 공공직업안내소 방문은 상대적으로 낮은 문제점이 있다.

1998년 이후 실업자의 구직방법에서 발견할 수 있는 또 하나의 특징은 20

대의 고학력 계층을 중심으로 인터넷 등의 네트워크를 통한 구직활동이 급증하였다는 사실이다. 전산망을 이용하는 실업자의 비중은 1998년과 1999년 모두 민간직업소개소의 이용률을 넘어섰으며, 이용률의 격차도 벌어지고 있다. 1999년의 경우 컴퓨터 네트워크는 대졸 이상의 고학력자에게 네번째로 많이 선호되는 구직방법으로 나타났으며, 이의 중요성은 향후에도 계속 높아져 갈 것으로 전망된다.

실업기간과 구직활동 강도와의 관계를 분석한 결과 실업기간의 장기화에 따라 구직방법의 수 또는 구직활동시간이 증가할 것이라는 증거를 발견하는 데 실패하였다. 희망임금도 구직기간 6개월 미만의 실업자보다 6개월 이상 장기실업자의 희망임금이 높게 나타나고 있다. 이는 희망임금이 높은 근로자가 장기간 실업상태에 놓일 가능성이 많다는 점을 시사한다. 즉 실업기간이 장기화됨에 따라 개인 근로자의 희망임금 수준은 하락하지만 이들의 희망임금 수준 자체가 처음부터 높았기 때문에 회귀분석에서 구직기간과 희망임금 사이의 관계가 통계적으로 유의하지 않거나 또는 희망임금이 도리어 증가하는 결과가 나타났을 것이다. 이러한 결과는 우리 나라에서 장기 실업자의 상당수는 가구 내 다른 가구원이 취업하고 있어 생계유지의 어려움이 크지 않으며, 희망임금이 높은 계층일 것이라는 점을 입증한다.

제6장에서는 직장상실자의 재취업에 따른 임금변화를 통해 외환위기가 실업자의 고용에 미친 영향을 분석하였다. 직장상실자의 대부분은 재취업으로 큰 폭의 임금하락을 경험하였으며, 특히 연령에 따라 임금하락 규모가 더욱 증대되는 것으로 나타났다. 20대는 임금이 19.0% 정도 하락하나, 30대는 29.7%, 40대 33.2%, 50대 38.3%, 그리고 60대는 무려 41.7%나 하락하였다. 학력별로는 대졸 이상에서 임금하락폭이 가장 크고, 배우자 유무별로는 배우자가 있는 경우에, 이전 직장의 근속기간에 따라서는 장기근속자의 임금하락이 상대적으로 크게 나타났다.

실직기간의 장기화에 따라 임금하락폭도 증가하는 형태를 보여 실직기간 6개월을 지나면서 임금하락폭은 급증한다. 6~9개월의 구직활동 이후에 취업한 직장상실자의 경우 임금은 33.1% 하락하며, 9개월~1년 미만은 28.9%, 1~2년 미만 37.7%, 2~3년 미만 40.7%의 임금손실을 기록하였다. 실직기간의 right-censoring 문제와 실직기간과 현 직장 임금 사이의 연립성을 감안한 연립방정식의 추정결과에서도 실직기간의 임금탄력도가 -4.637로 나타

나 장기실직에 따른 임금상실의 규모가 상당함을 알 수 있었다.

이러한 분석결과는 직장상실자 대부분의 경우 재취업에 따라 경제적 지위가 상당히 낮아졌으며, 재취업이 되었다고 해서 실직의 충격이 완전히 극복된 것이 아니라는 점을 보여준다. 또한 비정규직 취업경험은 근로자에게 빠른 취업기회를 제공하지만 미래의 임금에 부정적 영향을 미친다는 결과를 얻었다. 정규직에서 비정규직으로 이직한 경우 임금이 18.8%나 하락하는 것으로 나타났으며, 이는 비정규직이 정규직으로의 이동을 위한 가교 역할을 하기보다는 낮은 직무능력과 기능을 필요로 하는 업무에 종사하여 인적자본의 형성 기회가 저해되고, 오명효과 등에 의해 정규직으로의 재취업시에도 임금상승을 기대하기 어려운 측면이 있음을 시사한다.

이상과 같은 본 연구의 실증분석 결과는 우리 나라 노동시장의 현 상황과 미래에 대해 여러 가지 의문점을 던진다. 먼저, 외환위기의 구조조정이 단기적으로는 기업의 노동비용 감소를 통해 경쟁력을 강화한 긍정적 측면이 있지만, 장기적으로는 노동시장의 비효율성이 증대되어 기업경쟁력에 부정적 영향을 미치게 될 가능성이 조심스럽게 제기된다. 외환위기 동안 저학력자, 고연령층, 비정규직, 저임금 근로자, 중소기업 종사자, 노동조합 미가입자, 생산직 및 단순근로 종사자를 중심으로 고용조정 및 비자발적 실직이 이루어졌다. 실직자의 상당수는 임시·일용직의 형태로 재취업된 것으로 여겨진다. 외환위기 동안 임시·일용직 비율이 증가하고 단시간 근로자 비율이 증가하는 것은 불황을 극복하기 위한 기업 인사정책의 변화를 반영하여 불가피한 측면이 있다. 그러나 임시·일용직 등 낮은 직무능력을 요구하고 인적자본의 형성 기회가 낮은 비정규직 종사로 인하여 근로자의 생애경로가 비효율적인 궤도로 왜곡되거나 비정규직 함정에 빠지게 된다면 노동시장의 비효율적 자원배분으로 인해 발생한 사회적 비용도 외환위기의 부정적 효과에 포함되어야 할 것이다.

특히 외환위기를 거치면서 높아진 노동시장 불안정성은 미국에서 찾아보기 어려운 정도로 심각한 수준이었다. 이는 우리 나라 노동시장에서 장기근속이 지니는 경제적 효율성이 붕괴되는 한 단면으로 논의될 수 있으며, 경기회복에 따라 실업률 수준은 낮아질지라도 인적자본의 효율적 활용이라는 측면에서 사회·경제적 비용이 증가하였을 가능성을 보여준다.

기업의 과도한 노동비용과 과잉인력은 1990년대 이후 국가경쟁력을 저해하는 주요 요인으로 지적되어 왔다. 외환위기 이전에는 이러한 문제들이 기업 내부에 잠복하여 있었지만 외환위기를 거치면서 기업 밖의 사회적 문제로 폭발하였다. 그러나 노동시장 인프라가 제대로 구축되어 있지 않고, 기업 외부노동시장이 취약한 우리 나라의 상황에서 갑작스러운 실업의 증대는 복합적 문제를 초래하였고, 실업난이 근로자 및 국가경제에 미치는 효과가 장기적이고 지속화될 위험성을 보이고 있다. 즉 실직자가 재취업되고 실업률이 감소하였다고 실업문제가 해결된 것으로 보기 어렵다. 외환위기로 인한 실직자들의 재취업 직장이 저임금과 심각한 고용불안으로 특징이 지워진다면 이들에게 과거의 실직경험은 아직도 극복되어야 할 과제이다. 특히 실업자의 상당수가 임시·일용직으로 재취업되고, 임시·일용직 등 비정규직 함정이 존재한다면, 이들 근로자는 자신이 과거에 축적하였던 인적자본과 능력을 발휘할 기회를 갖지 못하고, 저임금의 굴레에서 생계를 영위하게 될 가능성이 존재한다. 이는 근로자의 생애가 비효율적 방향으로 왜곡되었을 가능성을 또한 시사한다.

외환위기를 전후로 한 노동시장의 구조변화가 효율성의 하락뿐만 아니라 근로자 계층간 사회·경제적 격차의 확대 및 고착화를 초래하였을 가능성도 주목의 대상이다. 한국노동패널자료의 분석결과 비자발적 직장상실자의 대부분은 재취업으로 인하여 임금이 30% 이상 하락하였다. 실업가구의 경제적 상황은 취업가구에 비해 취약하며, 특히 다른 취업자가 없는 순수 실업가구나 장기실업자가 있는 가구의 경제적 어려움이 상당하였다. 외환위기를 거치면서 빚으로 생계를 유지하는 가구의 비율이 높았으며, 가구의 채무 규모도 급격하게 증가한 현상이 발견되었다. 이러한 점들은 비정규직의 증가 및 노동시장의 양적 유연화 경향과 함께 실업의 고통을 겪은 가구와 그렇지 않은 가구들 사이의 격차를 확대시켰을 가능성이 있다.

이러한 노동시장의 과제를 해결하기 위해 먼저 노동시장의 기능이 효율적으로 작동할 수 있는 기초 인프라를 구축하여야 한다. 근로자 또는 실업자가 노동시장의 상황 및 취업기회에 대한 정확한 정보를 가질 때, 근로자는 미래에 대해 바른 결정을 내릴 수 있고 노동시장의 효율성도 제고될 것이다. 노동시장 정보의 비대칭적(asymmetric) 접근은 ‘어느 기업에 어떤 고용형태로 어떻게 취업되는가’가 근로자의 능력과 생산성에 대한 정확한 평

가에 의거하지 않고 인맥이나 학맥 또는 운과 같은 무작위적(random) 요인에 의해 결정될 위험성을 높인다. 특히 취업정보의 대부분이 비공식적 통로를 통해 제공되는 우리 나라의 실정에서 공공직업안정기관의 기능은 아직 취약한 상태이다. 따라서 노동시장에 관련된 정보들이 모든 근로자에게 정확·신속하게 전달될 수 있도록 정보의 생성·제공에 관련된 인프라를 강화하여야 한다.

두번째는 노동시장의 양적 유연성뿐만 아니라 질적 유연성을 강화하는 방향으로 노동시장의 제도 개선이 이루어질 필요가 있다. 외환위기를 거치면서 근로자와 기업간 협상력(bargaining power)의 불균등이 심화되었다는 증거들이, 중소기업 부문을 중심으로 나타나고 있다. 협상력의 불균등은 노동시장의 거래비용을 높여 경제의 효율성을 훼손시켰을 가능성이 존재한다. 일부 대기업이나 공기업 근로자의 경우에는 강력한 노조의 존재가 사회적 문제로까지 비화되고 있으나, 대부분의 근로자들은 구조조정 과정에서 기업이 요구한 희생을 조용히 감내한 측면이 있다. 근로자의 취약한 협상력은 비정규직의 증가, 고용 불안전성(insecurity)으로 인한 반복실업 및 빈곤의 재생산과 같은 부정적 결과를 가져온다. 특히 비정규직의 증가와 고용 불안정성(instability)은 노사간 기회주의가 난무하는 근로계약의 연성화(fragile contract)를 초래하고 인적자원의 형성을 저해하여, 장기적으로 기업 생산성의 향상 기반을 잠식할 위험이 있다. 따라서 근로기준법, 고용보험법 등 각종 노동시장의 법·제도들이 제대로 적용되고, 법과 제도의 틀 안에서 노동계약이 이루어지도록 노동행정을 강화하여야 한다. 또한 노동시장의 질적 유연성을 강화하여 근로자가 축적한 기업특수적 인적자본의 손실을 최소화할 필요가 있다. 구체적으로 기업의 노동비용을 삭감하려는 노력으로 임금조정 또는 인력 재배치와 같은 노력들이 선행되어야 할 것이다.

세번째, 근로자 계층간 사회·경제적 격차를 완화시키려는 노력이 요구된다. 공공근로, 생계지원 등 임시적 방편만으로는 빈곤문제와 경제적 격차의 문제를 근본적으로 해결할 수 없으며, 모든 근로자들에게 자신의 능력을 발휘하고 인적자본을 축적할 수 있는 기회가 제공되어야 한다. 이러한 점에서 비정규직 근로자에 대한 고용보호를 인력관리의 효율성 도모 차원에서 검토하며, 이들의 능력을 개발시켜 정규직으로 전환될 수 있는 기회를 확충하는 정책적 노력이 의미를 지닐 것이다.



네번째, 노동시장 정책을 금융, 산업 등 다른 정책과 독립적으로 접근하여야 한다. 재화시장이나 금융시장에서 파생된 시장으로 노동시장을 이해하고, 경기활성화로 실업과 같은 노동시장 문제들이 자연스럽게 해결될 것이라는 의견은 더 이상 설득력이 없다. 본 고의 실증분석 결과는 경기가 회복 되더라도 노동시장의 비효율성이 증대되고, 근로자 계층간 형평성이 악화될 가능성을 제시하고 있다. 다른 시장 및 정책과 독립적인 입장에서 노동시장 기능을 활성화하고, 인적자원의 효율적 양성 및 배분을 위한 정책개발이 요구된다.

외환위기가 도화선이 된 실업대란과 이에 따른 노동시장의 구조변화는 향후 우리 나라의 국제경쟁력 향상에 중요한 의미를 주고 있다. 대부분의 실직자들은 재취업에 따른 낮은 임금과 고용불안으로 아직도 고통을 받고 있으며, 노동시장 기능의 취약성으로 인해 노동시장의 효율성과 형평성 모두 악화되었을 가능성이 높다. 현재의 상황은 정책을 어떻게 수립하고 집행하는가에 따라 노동시장에 미친 외환위기의 부정적 효과가 장기화될 수도, 거꾸로 빠른 시일 내에 노동부문이 기업 및 국가경쟁력 향상의 견인차 역할을 할 수도 있는 과도기로 판단된다. 노동시장의 효율성과 형평성의 두 가지 목표를 달성하기 위한 일관된 노동시장정책과 지혜의 결집이 필요한 시기이다.

## 참고문헌

- 강순희, 『노동시장 동향과 전망』, 한국노동연구원, 2000.
- 강순희·이병희 외, 『지식경제와 인력수요 전망』, 한국노동연구원, 2000.
- 강순희·이병희·김미란, 『취약계층의 재취업능력 제고방안』, 노동부, 1999.
- 구건서, 『노동법과 노사관계』, 중앙경제사, 1998.
- 금재호, 『도시근로자의 실업실태와 정책방안』, 한국노동연구원, 1997.
- \_\_\_\_\_, 「한국인의 구인·구직활동」, 『고용보험동향』, 한국노동연구원, 2000a.
- \_\_\_\_\_, 「비정규직 함정은 존재하는가?」, 『노동동향분석』, 제13권 제3호, 한국노동연구원, 2000b.
- \_\_\_\_\_, 「노동시장 구조변화와 정책과제」, 『고용보험 시행 5주년 기념 정책토론회』, 한국노동연구원, 2000c.
- \_\_\_\_\_, 『직업, 취업 및 훈련정보에 대한 수요자 욕구조사』, 노동부, 1999.
- 금재호·조준모, 「자영업의 선택에 관한 이론 및 실증분석」, 한국노동경제학회, 『노동경제논집』, 제23집 특별호, 2000.
- \_\_\_\_\_, 「이직의 원인과 행태에 관한 연구: 기업규모별 분석」, 한국노동경제학회, 『노동경제논집』, 제21권 제2호, 1998.
- 김대일·안주엽·양준모·신관호, 『경제위기와 실업구조 변화』, 한국노동연구원, 1999.
- 김일중·조준모, 「노동계약에 관한 법경제학적 분석: 한국의 해고판례를 중심으로」, 한국노동경제학회, 『노동경제논집』, 제23권 제2호, 2000.
- 남재량·김태기, 「비정규직, 가교(bridge)인가 함정(trap)인가?」, 한국노동경제학회, 『노동경제논집』, 제23권 제2호, 2000.
- 류기철, 「취업형태의 지속성에 관한 연구」, 『제2차 한국노동패널학술대회 발표집』, 2000.
- \_\_\_\_\_, 「Effects of Industry-Specific Human Capital on Wages and Productivity」, 한국노동경제학회, 『노동경제논집』, 제19권 제1호,

- 1995.
- 류재우·김재홍, 「근래의 상용직 비중 변화의 양상과 요인」, 『제2차 한국 노동패널학술대회 발표집』, 2000.
- 신동균, 『실업의 장기화와 정책과제』, 한국노동연구원, 1999a.
- \_\_\_\_\_, 『1998년 노동력 이동동향』, 한국노동연구원, 1999b.
- 어수봉, 『한국의 실업구조와 신인력정책』, 한국노동연구원, 1994.
- 이병희, 「반복실업과 실업의 장기화」, 한국노동경제학회, 『노동경제논집』, 제23집 제1호, 2000.
- 전병유, 「산업특수적 숙련과 임금」, 『제2회 한국노동패널학술대회 발표집』, 2000.
- 조준모 외, 『고용조정매뉴얼』, 노사정위원회, 1999.
- 정인수, 『청년층 실업현황과 고용촉진대책』, 한국노동연구원, 1999.
- \_\_\_\_\_, 『비정규근로의 현황과 정책과제』, 한국노동연구원, 2000.
- 최강식·정진화, 『여성 잠재인력의 활용방안』, 한국노동연구원, 1997.
- 통계청, 『경제활동인구연보』, 각년도 및 매월 보도자료.
- 한국노동연구원, 『KLI 노동통계』, 한국노동연구원 2000.
- \_\_\_\_\_, 「한국노동패널조사」, 한국노동연구원 각년도.
- \_\_\_\_\_, 『분기별 노동동향분석』, 2000. 1/4.
- 한국노동연구원·한국보건사회연구원, 『실업실태 및 복지욕구조사 결과 보고서』, 노동부, 1999.
- 허재준·김장호·신영수, 『고령화 사회의 고용정책』, 노동부, 1999.
- 황덕순·허선 외, 『저소득 장기실업자 보호방안 연구』, 노동부, 1999.
- Addison, John T. and Portugal, Pedro, “Job Displacement, Relative Wage Changes, and Duration of Unemployment”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 7 (1989): 281-302.
- Amemiya, Takeshi, “Multivariate Regression and Simultaneous Equation Models Where the Dependent Variables Are Truncated Normal”, *Econometrica*, Vol. 42 (1974): 99-112.
- Bartel, Ann P. and George J. Borjas, “Wage Growth and Job Turnover: An Empirical Analysis”, in Sherwin Rosen, ed., *Studies in*

- Labor Markets*, Chicago: University of Chicago Press (1981): 65-84.
- 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, ed., *Law and Economics and the Labor Market*, London: Edward Elgar Publishing, 1999.
- Becker, Gary S., *Human Capital*, 2nd ed., New York: National Bureau of Economic Research, 1975.
- 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 No. 4, 1999.
- Blau, D. M. and P. K. Robins, "Job-Search Outcomes for the Employed and Unemployed", mimeo, University of North Carolina - Chapel Hill, 1989.
- Blau, D. M., and S. Stern, "Estimating the Choice of Search Methods Using Economic Necessary First Order Conditions", mimeo, University of North Carolina, 1988.
- Boisjoly, J., Duncan G. J. and T. Smeeding, "The Shifting Incidence of Involuntary Job Losses from 1968 to 1992", *Industrial Relations*, Vol. 37 No. 2 (1998): 207-231.
- Bradshaw, T. F., "Jobseeking Methods Used by Unemployed Workers", *Monthly Labor Review* (1973): 35-40
- Campbell, K. and P. Marsden, "Recruitment and Selection Processes: The Organizational Side of Job Searchers", in R. Breiger, ed., *Social Mobility and Social Structure*, New York: Cambridge University Press, 1988.
- Carrington, William, "Wage Losses for Displaced Workers: Is It Really the Firm That Matters?", *Journal of Human Resources*, Vol. 28 (1993): 483-496.
- Cassirer, Naomi, "Nonstandard Work Among Women in the United

- States”, The Conference on Nonstandard Employment in Japan, Europe, and the United States, The Upjohn Institute for Employment Research and The Japan Foundation, 2000.
- Collins, Hugh, “The Meaning of Job Security”, *Industrial Law Journal*, Vol. 20 (1991): 227-239.
- Diebold, F. X., “Job Stability in the United States”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 15 No. 2 (1997): 348-52.
- Diebold, F. X., Neumark, D. and D. Polsky, “Comment on Kenneth A. Swinnerton and Howard Wial, ‘Is Job Stability Declining in the U.S. Economy?’”, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 49 No. 2 (1996): 348-52.
- Fagan, C. and K. Ward, “Regulatory Convergence? Non- Standard Work in the UK and the Netherlands”, The Conference on Nonstandard Employment in Japan, Europe, and the United States, The Upjohn Institute for Employment Research and The Japan Foundation, 2000.
- Farber, Henry S., “The Incidence and Costs of Job Loss: 1982~91”, *Brookings Papers: Microeconomics*, 1993.
- \_\_\_\_\_, “Are Lifetime Jobs Disappearing? Job Duration in the United States: 1973-1993”, Working Paper, No. 5014, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1995.
- \_\_\_\_\_, “Trends in Long Term Employment in the United States, 1979-1996”, Working Paper No. 384, Princeton, NJ: Princeton University, 1997.
- \_\_\_\_\_, “The Changing Face of Job Loss in the United States, 1981~95”, *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 1997.
- \_\_\_\_\_, “Alternative and Part-Time Employment Arrangements as a Response to Job Loss”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 17 No. 4, 1999.
- Gottschalk, P. and R. Moffit, “Changes in Job Instability and Insecurity

- Using Monthly Survey Data”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 17 No. 4, 1999.
- Gustafsson, S., Kenjoh, E. and C. Wetzels, “Maternity and Non-Standard Work Arrangements”, The Conference on Nonstandard Employment in Japan, Europe, and the United States, The Upjohn Institute for Employment Research and The Japan Foundation, 2000.
- Hall, Robert, “The Importance of Lifetime Jobs in the U.S. Economy”, *American Economic Review*, Vol. 72 No. 4 (1982): 716-724.
- Heckman, James J. and B. J. George, “Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definition, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence”, *Econometrica*, Vol. 47 (1980): 39-77.
- Heckman, James J., “Sample Selection Bias as a Specification Error”, *Econometrica*, Vol. 46 (1979): 153-161.
- Hoffmann, Edeltraud and Walwei, Ulrich, “The Change in Work Arrangements in Denmark and Germany: Erosion or Renaissance of Standards?”, The Conference on Nonstandard Employment in Japan, Europe, and the United States, The Upjohn Institute for Employment Research and The Japan Foundation, 2000.
- Holzer, Harry J., “Search Method Used by Unemployed Youth”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 6 (1988): 1-20.
- \_\_\_\_\_, “Informal Job Search and Black Youth Unemployment” *American Economic Review*, Vol. 77 (1987): 446-452.
- Houseman. S. and M. Osawa, “The Growth of Nonstandard Employment in Japan and the United States: A Comparison of Causes and Consequences”, The Conference on Nonstandard Employment in Japan, Europe, and the United States, The Upjohn Institute for Employment Research and The Japan Foundation, 2000.

- Jacobson, L. S., LaLonde, R. J. and D. G. Sullivan, "Earnings Losses of Displaced Workers", *American Economic Review*, Vol. 83 No. 4 (1993): 685-709.
- Jaeger, David A. and A. H. Stevens, "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*, Vol. 17 No. 4 (1999): 1-28.
- Jovanovic, Boyan, "Job Matching and the Theory of Turnover", *Journal of Political Economy*, Vol. 87 (1979): 972-990.
- Kalleberg, A. L. and J. Reynolds, "Work Attitudes and Nonstandard Work Arrangements in the United States, Japan and Europe", The Conference on Nonstandard Employment in Japan, Europe, and the United States, The Upjohn Institute for Employment Research and The Japan Foundation, 2000.
- Keum, Jaeho, "Dynamic Search of Non-Employed Individuals", Ph. D. Thesis, University of Minnesota, 1992.
- Kiefer, Nicholas M. and G. R. Neumann, "An Empirical Job Search Model with a Test of the Constant Reservation Wage Hypothesis", *Journal of Political Economy*, Vol. 87 (1979): 69-82.
- Kiker, B. F. and B. R. Roberts, "The Durability of Human Capital: Some New Evidence", *Economic Inquiry*, Vol. 22, 269-281.
- Koike, Kazuo, "Japan's Industrial Relations: Characteristics and Problems", *Japanese Economic Studies*, Vol. 7 No. 3 (1978): 42-90.
- Kojima, Noriaki and K. Fujikawa, "Non-Standard Work Arrangements in Japan and the U.S. from Legal Perspective", The Conference on Nonstandard Employment in Japan, Europe, and the United States, The Upjohn Institute for Employment Research and The Japan Foundation, 2000.
- Kuhn, Peter, and S. Arthur "Vulnerable Seniors: Unions, Tenure, and

- Wage following Permanent Job Loss”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 17 (1999): 671-693.
- Lazear, Edward P., “Age, Experience, and Wage Growth,” *American Economic Review*, Vol. 66 (1976): 548-558.
- \_\_\_\_\_, “Why is there Mandatory Retirement?” *Journal of Political Economy*, Vol. 87 (1979): 1261-1284.
- Lee, Albert, “Information Networks in Labor Markets” *American Economic Review*, Vol. 56 (1969): 556-566.
- Lee, Lung-Fei, “Simultaneous Equations Models with Discrete and Censored Dependent Variables”, in C. Mansky and D. McFadden ed., *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, Cambridge, Mass.: MIT Press (1982): 346-364.
- Lee, Lung-Fei, Madala, G. S. and R. P. Trost, “Asymptotic Covariance Matrices of Two-Stage Probit and Two-Stage Tobit Methods for Simultaneous Equations Models with Selectivity”, *Econometrica*, Vol. 48 (1980): 491-503.
- Lewis, H. Gregg, “Union Relative Wage Effects: A Survey”, Chicago: University of Chicago Press, 1986.
- Lippman, Stevens A. and J. J. McCall, “The Economics of Job Search: A Survey, Part 1”, *Economic Inquiry*, Vol. 14 (1976): 155-189.
- Marcotte, Dave E., “Declining Job Stability: What We Know and What It Means”, *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol. 14 No. 4 (1995): 590-598.
- McCall, Brian, “The Determinants of Full-Time versus Part-Time Reemployment following Job Displacement”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 15 (1997): 714-734.
- McLaughlin, Kenneth J., “A Theory of Quits and Layoffs with Efficient Turnover”, *Journal of Political Economy*, Vol. 99 (1999): 1-29.
- Mincer, Jacob, and J. Boyan “Labor Mobility and Wages”, in Sherwin Rosen, ed., *Studies in Labor Markets*, Chicago: University of Chicago Press (1981): 21-63.



- Monks, James, and S. Pizer, "Trends in Voluntary and Involuntary Job Turnover", *Industrial Relations*, Vol. 37 No. 4 (1998): 440-59.
- Mortensen, D. T. and Vishwanath Tara, "Information Sources and Equilibrium Wage Outcomes", mimeo, Northwestern University, 1990.
- Neal, Dereck, "Industry-Specific Human Capital: Evidence from Displaced Workers", *Journal of Labor Economics*, Vol. 13 (1995): 653-677.
- 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.
- OECD, *Employment Outlook*, Paris: OECD Publication, 1995, 1999.
- Podgrusky, M. and S. Paul "Job Displacement and Earnings Loss: Evidence from the Displaced Worker Survey", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 41 (1991): 17-29.
- Polisky, Daniel, "Changing Consequences of Job Separation in the United States", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 52 (1999): 562-76.
- Rose, Stephen, "Declining Job Security and the Professionalization of Opportunity", National Commission for Employment Policy, *Research Report*, No. 95-04, 1995.
- Ruhm, Christopher, "Are Workers Permanently Scarred by Job Displacements?", *American Economic Review*, Vol. 81 (1991): 319-324.
- Stevens, Ann Huff, "Persistent Effects of Job Displacement: The Importance of Multiple Job Losses", *Journal of Labor Economics*, Vol. 15 (1997): 165-188.
- Stigler, George J., "Information in the Labor Market", *Journal of Political Economy*, Vol. 70 (1962): 94-105.
- Stiglitz, Joseph E., "Alternative Theories of Wage Determination and Unemployment in LDCs: The Labor Turnover Model",

*Quarterly Journal of Economics*, Vol. 88 (1974): 194-227.

Swinnerton, Kenneth A. and H. Wial, "Is Job Stability Declining in the U.S. Economy? Reply to Diebold, Neumark, and Polsky", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 49 No. 2 (1996): 352-55.

\_\_\_\_\_, "Is Job Stability Declining in the U.S. Economy?", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 48 No. 2 (1995): 293-304.

Topel, Robert, "Local Labor Markets", *Journal of Political Economy*, Vol. 94 (1986): 111-144.

Wolpin, Kenneth I., "An Estimable Dynamic Stochastic Model of Fertility and Child Mortality", *Journal of Political Economy*, Vol. 92 (1984): 852-874.

\_\_\_\_\_, "Estimating a Structural Search Model: The Transition from School to Work", *Econometrica*, Vol. 55 (1987): 801-818.

## 부 표

&lt;부표 1&gt; 1년 이하 근속자 비중의 분포와 추이; 전체 임금근로자

		1994	1995	1996	1997	1998	1999
1년 이하 근속자 비중							
전 체		17.31	18.91	21.04	20.92	24.39	29.55
전 체	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
소 계		14.32	15.71	17.55	16.40	19.46	24.21
남 성	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
소 계		23.39	25.06	27.50	28.92	32.68	38.15
여 성	20~30세 미만	23.39	25.06	27.50	28.92	32.68	38.15
	30~40세 미만	29.44	26.66	27.5	35.28	35.33	38.34
	40~50세 미만	20.72	25.31	32.35	28.12	33.15	37.97
	50~60세 미만	16.36	24.54	24.86	23.31	28.93	37.91
소 계		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							
전 체		75.25	76.03	76.94	78.21	79.26	81.09
전 체	20~30세 미만	97.62	97.95	98.55	98.55	98.52	98.90
	30~40세 미만	77.65	78.76	80.68	80.68	83.46	83.25
	40~50세 미만	49.53	52.05	54.51	54.51	60.97	65.70
	50~60세 미만	48.65	51.47	52.45	52.45	57.17	66.44
소 계		68.92	69.53	70.44	71.72	72.87	74.63
남 성	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
소 계		88.10	88.49	88.96	89.71	90.06	91.51
여 성	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

&lt;부표 2&gt; 1년 이하 근속자 비중의 분포와 추이: 남성 가구주와 여성 가구주(또는 배우자)

		1994	1995	1996	1997	1998	1999
1년 이하 근속자 비중							
전 체	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
남 성	소 계	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
여 성	소 계	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
10년 미만 근속자 비중							
전 체	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
남 성	소 계	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
여 성	소 계	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

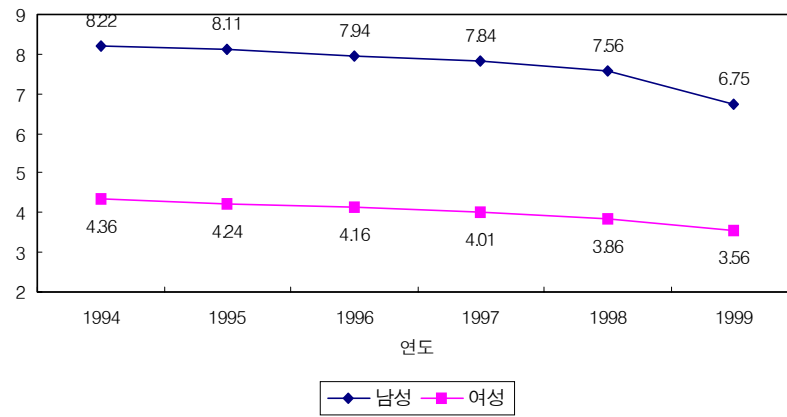
<부표 3> 1년 이하 근속자 비중의 추이; 건설업 제외, 남성 가구주와 여성 가구주  
(또는 배우자)

		1994	1995	1996	1997	1998	1999
1년 이하 근속자 비중							
전 체	전 체	15.68	16.64	17.69	17.64	20.02	25.10
	20~30세 미만	26.63	25.39	26.93	28.29	23.48	29.09
	30~40세 미만	12.85	15.42	16.90	18.48	20.23	23.52
	40~50세 미만	9.50	12.71	12.76	13.92	18.74	25.10
	50~60세 미만	10.43	10.36	15.64	10.58	19.28	26.03
남 성	소 계	12.33	12.49	13.80	12.77	14.04	16.85
	20~30세 미만	24.58	25.36	27.43	25.47	21.35	24.84
	30~40세 미만	9.71	11.17	12.70	13.37	13.56	15.23
	40~50세 미만	5.78	6.14	6.69	7.92	11.73	14.62
	50~60세 미만	10.08	6.75	12.27	7.51	14.46	19.75
여 성	소 계	22.19	24.45	24.90	26.32	30.70	38.15
	20~30세 미만	29.11	25.16	26.23	32.14	26.47	34.43
	30~40세 미만	20.85	25.51	26.11	29.57	34.33	39.68
	40~50세 미만	16.99	24.60	23.05	23.15	29.12	37.997
	50~60세 미만	11.36	19.05	23.14	16.80	29.82	38.52
정규직 임금근로자		14.48	15.51	15.74	15.07	14.82	16.80
비정규직 임금근로자		24.92	24.78	29.82	31.64	42.47	53.52
10년 미만 근속자 비중							
전 체	전 체	73.87	73.79	73.74	74.36	74.19	76.15
	20~30세 미만	97.52	98.04	98.63	98.06	97.26	97.45
	30~40세 미만	77.59	77.72	79.76	81.88	82.36	81.62
	40~50세 미만	50.24	53.53	55.66	59.53	62.16	66.45
	50~60세 미만	51.84	54.62	55.13	57.14	57.85	66.85
남 성	소 계	67.37	67.22	67.25	67.69	67.55	68.40
	20~30세 미만	97.61	98.26	98.53	98.50	97.40	97.39
	30~40세 미만	75.45	75.64	77.57	79.14	79.94	77.81
	40~50세 미만	37.59	39.91	42.47	46.14	47.91	51.18
	50~60세 미만	41.60	43.65	43.49	45.45	49.00	56.79
여 성	소 계	86.47	86.16	85.77	86.24	86.05	88.43
	20~30세 미만	97.41	97.74	98.77	97.45	97.06	97.54
	30~40세 미만	83.04	82.65	84.57	87.83	87.46	89.03
	40~50세 미만	75.73	78.17	78.01	80.12	83.24	85.22
	50~60세 미만	79.55	80.95	80.99	80.80	77.19	86.89
정규직 임금근로자		72.38	72.36	72.08	72.11	70.55	71.13
비정규직 임금근로자		85.30	84.07	84.06	86.61	89.90	93.33

## 부도

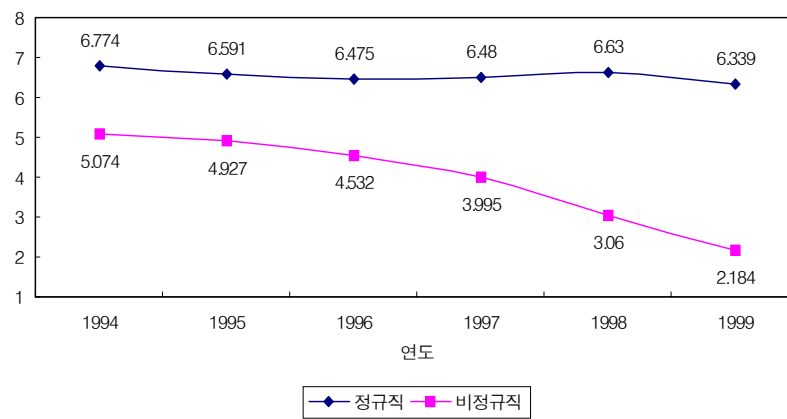
[부도 1] 성별 평균근속년수의 추이

근속기간(년)

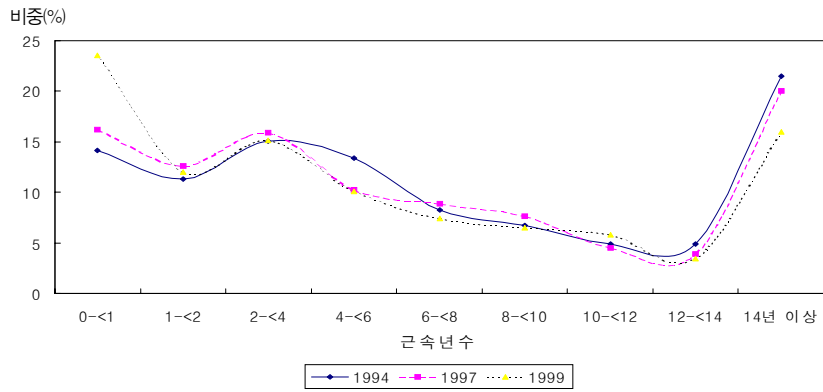


[부도 2] 고용형태별 평균근속년수의 추이 : 건설업 제외

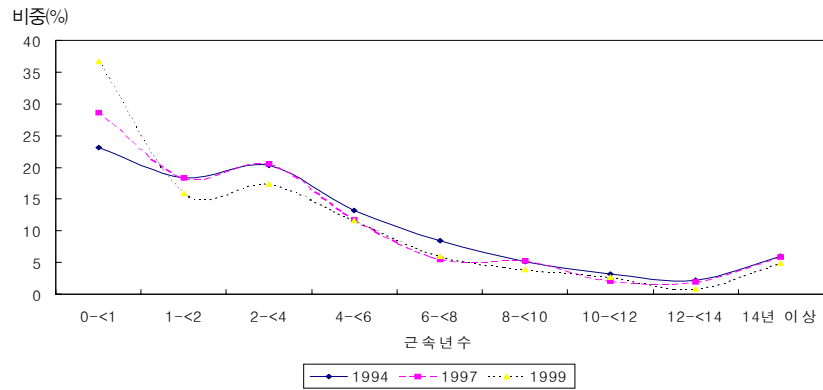
근속기간(년)



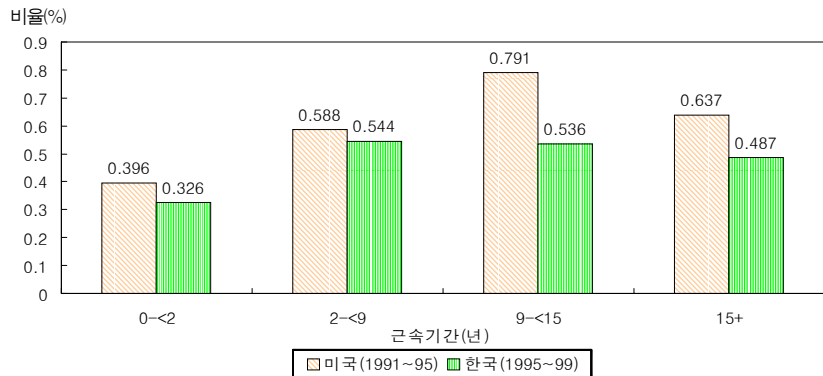
[부도 3] 남성 임금근로자의 근속기간별 분포와 추이



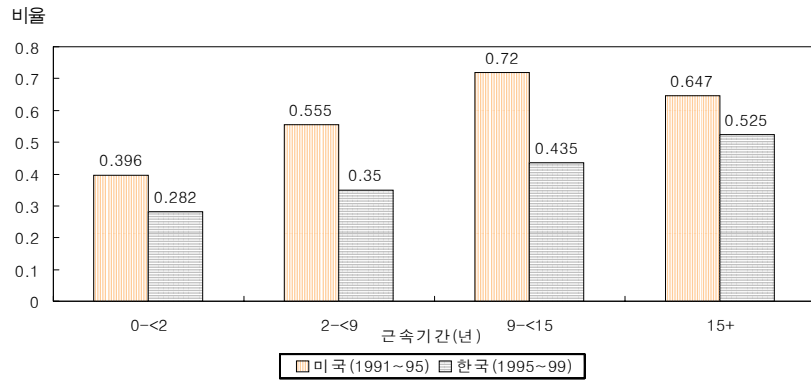
[부도 4] 여성 임금근로자의 근속기간별 분포와 추이



[부도 5] 근속기간별 4년 직장유지율 : 남성 임금근로자



[부도 6] 근속기간별 4년 직장유지율 : 여성 임금근로자



[부도 7] 연령대별 2년 직장유지율의 변화; 1995~97, 1997~99

