

정책연구

2005-16

고용불안계층의 실태 및 고용정책과제

남재량·류근관·최효미

목 차

요 약	i
제1장 서 론	1
제2장 고용불안의 정의	3
1. 기존의 연구와 고용불안	3
2. 고용불안의 정의	5
제3장 주요 노동시장 변수들과 고용불안	6
1. 실업률과 고용불안	6
2. 노동력 집단별 실업률과 고용불안	8
3. 취업자의 종사상 지위 구성	13
4. 단시간 근로의 비중	16
제4장 유량변수들과 고용불안	19
1. 유량분석의 필요성	19
2. 유량모형(flow model)	20
3. 이행확률과 고용불안	22
4. 노동이동(labor turnover)과 고용불안	31
제5장 고용불안계층의 식별	34
1. 분석의 필요성	34
2. 실직 가능성과 고용불안계층	35
3. 재취업 가능성과 고용불안계층	40

제6장 고용의 창출·소멸과 고용불안계층	44
1. 고용의 창출과 소멸의 측정	44
2. 고용 창출·소멸의 분포와 고용불안계층	48
제7장 일용 근로의 고용불안 증대 원인: 추적 관찰을 통한 분석	55
1. 종사상 지위별 취업자 수의 변화	55
2. 일용직 근로자 추적관찰	62
3. 일용직 신규 진입자의 특성	69
제8장 결론 및 고용정책과제	83
보론 1: 지속기간 측정의 문제와 장기패널자료를 사용한 지속기간 측정	89
1. 분석의 필요성	89
2. 장기 월별패널자료의 구축과 표본추출방법	92
3. 모형	97
4. 실업기간 측정	101
5. 소결	109
보론 2: 고용불안의 미시적 요인	111
참고문헌	116
부 록	119

표 목 차

<표 3-1> 성별 실업률의 시기별 비교	9
<표 3-2> 연령집단별 실업률의 시기별 비교	9
<표 3-3> 연령별 경제활동인구와 구성비	10
<표 3-4> 실업률 분해: 고용불안에 대한 각 연령집단의 기여	12
<표 3-5> 교육정도별 실업률의 시기별 비교	13
<표 4-1> 고용불안: 실직 가능성	23
<표 4-2> 고용불안: 재취업 가능성	25
<표 4-3> 이직률과 입직률	28
<표 4-4> 기대지속기간	29
<표 4-5> 실업과 비경제활동 상태간의 이행확률	30
<표 4-6> 노동이동률	32
<표 4-7> 각 노동력 상태별 유출입률	37
<표 5-1> 성별 실직확률($eu+en$)	36
<표 5-2> 연령별 실직확률($eu+en$)	36
<표 5-3> 학력별 실직확률($eu+en$)	37
<표 5-4> 종사상 지위별 실직확률($eu+en$)	38
<표 5-5> 종사상 지위별 기대취업기간	38
<표 5-6> 성별 재취업확률(ue)	40
<표 5-7> 연령별 재취업확률(ue)	41
<표 5-8> 학력별 재취업확률(ue)	42
<표 5-9> 종사상 지위별 재취업확률(ue)	43

<표 6-1> 고용의 창출: 성별	48
<표 6-2> 고용의 소멸: 성별	49
<표 6-3> 고용의 창출: 연령별	50
<표 6-4> 고용의 소멸: 연령별	51
<표 6-5> 고용의 창출: 학력별	52
<표 6-6> 고용의 소멸: 학력별	52
<표 6-7> 고용의 창출(6개월 이하 취업자 비율): 종사상 지위별	54
<표 6-8> 고용의 창출(1개월 이하 취업자 비율): 종사상 지위별 ...	54
<표 7-1> 종사상 지위별 취업자 수의 변화	57
<표 7-2> 1998~99년의 월별 종사상 지위별 취업자 수	61
<표 7-3> 월별 일용직 종사자 수	63
<표 7-4> 일용직 종사자의 이전과 이후 노동력 상태 추적관찰: 1999년 3~5월 평균	65
<표 7-5> 3~5월 일용직 신규 진입자의 이전 및 이후 노동력 상태별 이행자 수	67
<표 7-6> 3~5월 일용직 신규 진입자의 이전 및 이후 노동력 상태별 이행률(이탈표본 고려)	69
<표 7-7> 3~5월 일용직 신규 진입자의 이전 및 이후 노동력 상태별 이행률(이탈표본 제외)	71
<표 7-8> 일용직 신규 진입자의 성별 분포와 그 차이	73
<표 7-9> 일용직 신규 진입자와 기존 일용직 종사자의 성별 분포와 그 차이	73
<표 7-10> 일용직 신규 진입자의 연령 분포와 그 차이	74
<표 7-11> 일용직 신규 진입자와 기존 일용직 종사자의 연령 분포와 그 차이	75
<표 7-12> 일용직 신규 진입자의 학력 분포와 그 차이	76
<표 7-13> 일용직 신규 진입자와 기존 일용직 종사자의 학력 분포와 그 차이	76
<표 7-14> 일용직 신규 진입자의 업종별 종사자 수	78

<표 7-15> 일용직 신규 진입자의 업종 분포와 그 차이	79
<표 7-16> 일용직 신규 진입자와 기존 일용직 종사자의 업종 분포와 그 차이	81
<표 7-17> 일용직 신규 진입자의 직종별 종사자 수	82
<표 7-18> 일용직 신규 진입자의 직종 분포와 그 차이	83
<표 7-19> 일용직 신규 진입자와 기존 일용직 종사자의 직종 분포와 그 차이	84

그림목차

[그림 3-1] 실업률	7
[그림 3-2] 임금근로와 비임금근로의 비중	14
[그림 3-3] 임금근로자의 구성: 비정규근로의 비율	15
[그림 3-4] 단시간 근로자의 비중	17
[그림 4-1] Markov 이행확률 행렬	21
[그림 6-1] 고용의 창출	46
[그림 6-2] 고용의 소멸	47
[그림 7-1] 종사상 지위별 고용성장률	59
[그림 A1-1] 기간에 따른 실업지속확률의 변화	104
[그림 A1-2] 실업기간별 실업자 분포	107
[그림 A1-3] 실업기간의 비교	109
[부도 3-1] 비임금근로의 구성	118

요약

1. 연구 목적

한국경제는 1990년대에 들어서도 7%가 넘는 높은 성장률을 계속 유지하여 왔다. 외환위기와 함께 1998년의 GDP 성장률이 -6.9%로 급락하였으나 2000년부터 2003년까지 연평균 GDP 성장률은 5.6%이다. 과거의 실적에 이르지 못하는 못하지만 5%를 넘는 성장률은 결코 낮은 성과가 아니다. 그럼에도 불구하고 우리는 특히 노동시장과 관련하여 많은 걱정을 하고 있다. 청년실업과 비정규근로의 문제가 대표적이며 ‘고용불안’ 또한 중요한 사회적 이슈로 등장하였다.

‘고용불안’은 제대로 정의조차 되어 있지 않은 용어이다. 그럼에도 불구하고 많은 사람들이 고용불안을 중요한 문제로 생각하고 있으며 이에 대한 논의가 각종 지면의 많은 부분을 차지하고 있다. 그러나 주요 노동시장 지표들에서 고용불안을 읽어내기가 쉽지 않다. 그렇다면 과연 많은 사람들이 공감하고 있는 고용불안의 실체는 무엇이며 그러한 고용불안이 과거에 비해 얼마나 더 심각한 문제이게 되었는가에 대해 고민해 보아야 한다. 본 연구는 이러한 고용불안의 문제에 대해 분석하고 있다.

본 연구는 먼저 고용불안을 정의한 뒤 우리나라 노동시장을 대상으로 고용불안의 정도를 측정하고 고용불안을 초래하는 계층과 고용불안의 원인에 대해 분석하는 것을 연구의 목적으로 한다. 이를 바탕으로 고용불안에 대처하기 위한 방안을 마련할 수 있을 것이다.

2. 주요 연구내용

가. 고용불안의 정의

국내외를 막론하고 ‘고용불안’을 직접 다루고 있는 연구를 찾아보기 어렵다. 이러한 상태에서 ‘고용불안’에 대한 연구를 위해 우리는 먼저 이 용어를 정의하여야 한다. 이미 한국 사회에서 고용불안이라는 용어가 널리 사용되고 있는 상태에서 이 용어에 대한 정의는 많은 사람들이 공감할 수 있는 방향으로 이루어져야 한다. 기존의 용어들 가운데 고용불안과 관련성을 가지고 있는 개념으로 고용의 안정성(stability)과 안전성(security)을 들 수 있다. 그러나 이들은 실업을 직접적으로 고려하고 있지 못하다는 한계를 가진다.

우리나라에서 널리 사용되고 있는 ‘고용불안’이라는 용어에는 이러한 기존의 개념들과 달리 실직의 가능성이 보다 직접적이며 더욱 강조되어 있다. 이러한 상황을 반영한다면 ‘고용불안’은 기존의 개념들과도 밀접하게 관련되어 있으면서 실직의 두려움을 보다 직접적으로 고려하는 형태로 정의되어야 한다. 그러나 일 자리를 잃는다고 하더라도 근로조건의 악화 없이 신속히 재취업할 수 있다면 고용불안의 정도가 높아진 것으로 보기는 어렵다. 따라서 실직의 두려움뿐 아니라 재취업의 어려움까지도 반영할 수 있도록 고용불안이 정의되어야 한다. 이러한 논의를 바탕으로 본 연구는 고용불안을 ‘실직의 두려움과 (재)취업의 어려움’으로 정의하고 있다.

나. 주요 노동시장 변수들로 살펴본 고용불안

실업률은 가장 대표적인 노동시장 변수이면서 실직 가능성과

(재)취업 가능성으로 정의한 고용불안과 상당한 관련성을 가지고 있기도 하다. 한국의 실업률은 외환위기 발생 전인 1990년대 중반까지만 하더라도 2% 수준에 머물렀으나 2000년 이후 3% 수준으로 높아졌다. 따라서 실업률로 파악할 경우 고용불안의 정도는 높아진 것으로 평가할 수 있다.

아울러 실업률의 변화를 성과 연령, 교육정도 등의 세부 노동력 집단별로 분해하여 보면 40대와 30대 연령집단이 실업률 상승에 가장 큰 기여를 하는 것으로 나타난다. 맞벌이가 일반적이지 않은 우리나라의 상황에서 가구소득의 대부분을 책임지고 있는 핵심 노동력인 30~40대의 실업증가는 체감하는 고용불안의 정도를 실업률 상승 이상으로 높일 것이다.

고용불안은 취업자의 구성을 통해 살펴볼 수도 있다. 잘 알려진 바와 같이 임시·일용직으로 정의한 비정규직 종사자의 비중은 1993년을 고비로 이후 증가세를 보이며 1999년 임금근로자의 50%를 넘게 된다. 2000년에 이 비율은 52%까지 상승하며 이후 하락세로 돌아서 2003년에 49.5%를 기록한다. 임시·일용직 종사자 대부분은 그러한 상태를 적극적으로 원하지는 않지만 상용직을 얻을 수 없기 때문에 어쩔 수 없이 임시·일용의 형태로 종사하는 것으로 본다면 이들의 비중 증가는 고용불안을 높이는 역할을 할 것이다.

다. 유량변수들로 평가한 고용불안

‘실직의 두려움과 재취업의 어려움’으로 정의한 고용불안을 측정하는 데에는 실업률이나 비정규직 비율과 같은 변수들만으로는 불충분하다. 이들이 노동시장을 대표하는 중요한 변수들이긴 하나 어디까지나 노동시장의 정태적 측면을 측정하는 저장변수(stock variable)에 불과하기 때문이다. 반면 고용불안의 정의를

구성하고 있는 ‘실직 가능성’과 ‘재취업 가능성’은 모두 동태적인 개념이다. ‘실직 가능성’은 취업상태에서 실업이나 비경제활동상태로 옮겨가는 노동력 상태의 동태적 변화를 의미하며, ‘재취업 가능성’ 역시 실업이나 비경제활동 상태에서 취업상태로의 동태적 변화를 의미하기 때문이다.

다행히 우리는 이러한 노동시장의 동태적 특징들을 유량변수(flow variable)들을 통해 포착할 수 있다. 뿐만 아니라 기존 연구는 이러한 노동시장 유량변수들을 통계청의 「경제활동인구조사」 원자료의 패널화를 통해 한국 노동시장에서 실제로 측정할 수 있음을 보여주고 있다. 따라서 본 연구 역시 기존 연구를 바탕으로 노동시장의 유량변수들을 측정하고 이를 바탕으로 고용불안의 정도를 측정하고 평가하기로 한다.

먼저 실직 가능성을 보면 1993~97년의 실직확률은 2.6이었으나 2000~03년에는 3.5로서 상당히 높아졌다. 이는 과거에는 취업자 100명 가운데 월평균 2.6명이 실직하였으나 2000년대에 들어 3.5명으로 높아졌음을 의미한다.

다음으로 재취업확률을 보자. 먼저 실업에서 취업으로의 이행확률은 1993~96년에서 25.9의 값을 가지며 2000~03년에는 26.1로서 거의 변하지 않고 있다. 그러나 비경제활동상태에서 취업으로 옮겨갈 확률은 오히려 상승하였다. 이 확률은 1993~96년의 3.6에서 2000~03년의 4.3으로 0.7포인트만큼 상승하고 있다. 실업상태에서 재취업확률에는 변화가 없으나 비경제활동상태에서 재취업확률이 높아졌음을 고려한다면 재취업 가능성으로 평가한 고용불안의 정도는 오히려 낮아졌다.

실직 가능성도 높아졌고 재취업 가능성 역시 높아졌기 때문에 고용불안에 대한 일률적인 평가가 어렵다. 다만 재취업 가능성에서 우리의 주된 고려는 실업상태에서 재취업인데 이 확률에는 변화가 없다는 점과 재취업 가능성보다는 실직 가능성이 큰

로자 개개인에게 훨씬 더 민감하다는 점 등을 고려하면 고용불안의 정도는 높아진 것으로 평가할 수 있다.

라. 지속기간과 고용불안

실직 가능성의 증대는 취업지속확률의 하락, 즉 취업기간의 감소를 의미한다. 실제로 기대취업기간은 1990년대 중반의 42개월에서 2000년 이후 29개월로 무려 13개월이나 하락하였다. 그런데 취업상태에 계속 머무는 기간뿐 아니라 실업이나 비경제활동상태에 계속 머무는 기간도 짧아졌다. 기대실업기간은 1990년대 중반의 3.2개월에서 2000년 이후 2.7개월로 단축되었으며, 기대비경제활동기간은 동일한 기간 동안 27개월에서 20개월로 단축되었다.

앞에서 보았듯이 실업상태에서 재취업확률에는 거의 변화가 없는데 실업기간의 감소, 즉 실업상태에 계속 머물 확률의 감소는 실업에서 비경제활동상태로 옮겨갈 가능성을 높인다. 이는 주로 실망 근로자(discouraged worker) 효과를 반영하는 것으로 알려져 있는데 실제로 이 확률은 5.7에서 11.2로 급증하였다. 이뿐 아니라 비경제활동상태에서 실업으로 옮겨갈 가능성도 0.4에서 0.9로 크게 증가하였다. 이는 부가 노동자(added worker) 효과의 상당부분을 반영하는 것으로 알려져 있다. 실업과 비경제활동상태를 오가는 이러한 경계 근로자(marginally attached worker)의 증가는 추가적으로 고용불안을 높이는 역할을 할 것이다.

세 노동력상태 모두에서 동일한 노동력 상태에 머물러 있을 기간의 감소는 노동시장에서 근로자들의 노동력 상태들간의 움직임이 보다 빈번해졌음을 의미한다. 취업과 실업, 그리고 비경제활동이라는 세 노동력 상태간 이동의 빈번한 정도를 종합적으로 측정하는 노동이동률이나 각 노동력 상태에서의 유출입률들은

모두 1998년부터 크게 높아졌고 2000년 이후에도 1990년대 초반이나 중반에 비해 높은 수준이다. 이는 근로자들이 보다 빈번한 노동력 상태변화를 경험하게 되었음을 의미하며 실직확률과 재취업확률로 정의한 고용불안의 증대와 밀접한 관계를 가진다.

마. 고용불안계층의 식별

실직 가능성으로 보면 임금근로자의 실직확률이 크게 증가한 반면, 비임금근로의 경우는 약간만 상승한 것으로 나타난다. 그리고 임금근로 가운데 상용직과 임시직의 실직확률은 오히려 하락하였고 일용직의 실직확률이 크게 상승하였다. 즉 고용불안은 실직 가능성으로 볼 때 대부분 일용직에 의한 것이다.

재취업 가능성을 보면 임금근로로의 재취업확률이 다소 증가한 것으로 나타난다. 그런데 임금근로자 가운데 상용직과 임시직으로의 재취업 가능성은 오히려 하락하고 있다. 특히 상용직으로의 재취업확률 하락은 매우 급격하다. 반면 일용직으로의 재취업확률은 크게 높아졌다. 결국 고용불안의 증대는 재취업 가능성으로 볼 때 상용직으로의 재취업 가능성 급락과 일용직으로의 재취업확률 급증에 의한 것으로 볼 수 있다.

바. 고용의 창출, 소멸 및 고용불안

이제 고용불안을 고용의 창출과 소멸이라는 측면에서 살펴보자. Hopenhayn(2000)과 Galiani and Hopenhayn(2003)은 가구조사 자료를 사용하여 고용의 창출 및 소멸을 측정하고 있다. 이들의 방법을 활용하여 고용의 창출과 소멸을 측정한 결과, 고용의 창출과 소멸이 모두 높아진 것으로 나타났다.

고용의 창출은 2000~03년에 14.8로서 10년 전인 1993~96년의

12.6에서 다소 높아졌다. 고용의 소멸도 1.5에서 2.6으로 크게 상승하였다. 우리는 이로부터 고용불안의 증대는 고용의 창출이 줄어서라기보다는 고용의 소멸이 많아졌기 때문임을 알 수 있다.

한편 고용의 창출은 임금근로를 중심으로 이루어지고 있으며 비임금근로의 고용창출은 동일 기간 동안 거의 변하지 않고 있다. 그리고 임금근로 가운데에도 고용의 창출은 일용직을 중심으로 이루어지고 있다. 상용직이나 임시직에서는 창출된 고용이 거의 없었다. 반면 일용직에서 창출되는 고용은 동일 기간 동안 33.6에서 43.8로 크게 증가하였다. 이는 고용불안이 높아진 것은 고용이 많이 소멸되고 있기 때문이기도 하지만 창출되는 고용도 일용직을 중심으로 이루어지고 있기 때문임을 알려준다.

사. 고용불안과 외환위기하의 신규 일용직 진입자

앞의 분석결과는 고용불안을 겪고 있는 핵심 집단이 일용 근로자 집단임을 알려준다. 그렇다면 상용직도 아니고 임시직도 아닌 일용직에서 외환위기 이후 고용불안이 높아지게 된 이유는 대체 무엇일까? 먼저 일용직에 과연 어떤 일이 있었는지에 대해 알아보자.

아. 일용직에 도대체 무슨 일이 있었나?

무엇보다도 큰 변화는 일용직의 고용성장률에서 나타난다. 외환위기하의 시기인 1999년 일용직 증가율은 무려 32.2%이다. 우리는 다른 어떠한 종사상의 지위에서도 이러한 변화를 찾아볼 수 없다. 뿐만 아니라 일용직의 고용성장률은 1999년의 이러한 변화 이후 매우 급격한 변동을 경험하고 있다. 보다 자세히 살

펴보면 1999년 중에서도 상반기 동안에 이들의 증가가 집중되어 있음을 알 수 있다. 1999년 3월부터 5월까지의 단 3개월 만에 일용 근로자가 무려 70만 명이나 증가하고 있다.

자. 일용직 신규 종사자 70만 명은 대체 어디에서 왔으며 어떤 곳으로 가는가?

그렇다면 1999년 3~5월에 일용직으로 진입한 사람들은 어떤 사람들이며 어느 곳에서 온 사람들일까? 1999년 3~5월에 일용직으로 새로 진입한 사람의 수는 무려 199.2만 명이다. 이는 1994년 3~5월의 일용직 신규 진입자 108.6만 명의 두 배에 가까운 수치이다. 이처럼 외환위기하에서 일용직 신규 진입자들의 이전 노동력 상태는 외환위기 전과 비교할 때 주로 실업상태이다. 1999년 일용직 신규 진입자 100명 가운데 이전 노동력 상태가 실업인 경우는 1개월 전, 6개월 전, 1년 전으로 볼 때 각각 30.4명, 10.3명, 8.7명이다. 이는 1994년의 8.9명, 1.9명, 1.5명과 크게 대비된다. 실제로 1개월 전에 실업에 있다가 일용직으로 취업한 사람은 60.5만 명이고, 6개월 전에 실업에 처해 있었던 사람은 20.5만 명이며, 1년 전에 실업이었던 사람도 17.3만 명이나 된다.

일용직으로 진입한 사람들의 이후 노동력 상태를 추적하여 보면 실업으로 이행할 가능성이 매우 큼을 알 수 있다. 일용직 신규 진입자의 1개월 후 실업으로의 이행률은 1999년과 1994년에 각각 7.2와 0.8로서 크게 다르며 6개월 후와 1년 후에도 상당히 다르다. 이러한 특징은 실직확률에서도 유사하게 나타난다.

차. 이들은 왜 일용직에 종사하게 되었는가?

이들 일용직 신규 진입자들이 종사하던 업종 분포를 살펴보면 우리는 이들이 왜 일용직에 종사하게 되었는지 알 수 있다. 일용 근로자들은 건설업에 집중적으로 종사하고 있는데, 1999년 건설업 종사자 비중은 26.7%로서 1997년의 44.8%에 비해 절반 가까이 줄어든다.

이러한 건설업 종사자 비중 감소는 공공행정, 국방 및 사회보장행정 업종(이하 공공행정업)의 비중 증가에 의해 거의 충당되고 있다. 1999년은 1997년에 비해 공공행정업의 비중이 3월에만 18.8포인트 높아졌으며, 4월과 5월에도 각각 14.7포인트와 11.7포인트 상승하였다. 일용직 신규 진입자의 업종 분포를 기존 일용직 종사자의 경우와 비교하여 살펴보더라도 일용직 신규 진입자들이 공공행정업에 집중되어 있음을 알 수 있다.

실제로 우리는 일용직 신규 진입자 가운데 공공행정업 종사자 수에서 매우 급격한 변화를 찾을 수 있다. 1997년에 이들의 수는 3월과 4월에 각각 6천 명, 5월에는 단 1천 명에 불과하였다. 그런데 1999년에 이르면 3월에 15.5만 명이 공공행정업에서 일하고 있으며, 4월과 5월에도 각각 10.4만 명과 6.9만 명이 이 업종에 종사하고 있다. 이에 따라 3개월 동안 이 업종에서 일용 근로로 일하기 시작한 근로자는 모두 32.8만 명에 달한다.

우리는 앞에서 일용직 신규 진입 근로자들을 추적 관찰하여 이들 가운데 많은 사람들이 실업상태에서 옮겨왔음을 보았다. 그런데 이렇게 옮겨오는 사람들이 주로 공공행정업에 취업하고 있는 것이다. 외환위기하에서 하루가 다르게 증가하던 실업자들을 흡수하기 위해 정부는 다양한 정책들을 실시하였다. 이들 중 대표적인 정책이 공공근로 정책이다. 당시 공공근로를 통해 흡수한 실업자는 1999년 한 해 동안 자치단체 공공근로사업에서

99.5만 명, 중앙부처 공공근로사업에서 52만 명에 이른다. 특히 공공근로사업은 1999년 상반기 동안에 집중 실시되었다.

3. 결론 및 정책 시사점

우리는 고용불안을 실직의 두려움과 재취업의 어려움으로 정의하고 이를 측정한 결과 외환위기 이후 고용불안의 정도가 증대되었음을 보았다. 고용불안의 증대는 외환위기하에서 대대적으로 실시되었던 공공근로사업에 참여하였던 실직자들이 이후에도 일용 근로와 실직을 반복하기 때문임도 알 수 있었다. 아울러 고용불안의 증대는 고용의 창출과 소멸이라는 측면에서 볼 때 고용의 소멸이 많아졌기 때문이기도 하지만 창출되는 고용도 일용직을 중심으로 이루어지고 있기 때문이기도 하다.

그렇다면 우리는 이러한 일용직의 고용불안에 어떻게 대처해야 할까? 이에 대해 분명하게 언급하기 위해서는 일용직의 고용불안을 초래한 가장 궁극적인 원인을 밝혀야 한다. 그러나 이 문제는 오랜 기간이 걸리더라도 밝혀지지 못할 수도 있으며 또 여러 대립되는 가설들이 병존할 수도 있다. 지금으로서는 다음과 같은 두 가지 정도의 원인과 대책을 생각해 볼 수 있겠다.

첫째, 일용 근로에 대한 수급 불일치가 일용직 고용불안의 근본 원인인 경우이다. 이 경우의 해결책은 일용 근로로 노동을 공급하고 있는 근로자들 가운데 적절한 사람들에게 보다 안정적인 다른 분야로 옮겨갈 수 있게 도와주는 방법이다. 직업훈련과 고용안정서비스의 제공이 중요한 역할을 할 수 있을 것이다.

둘째, 우리나라 노동시장은 임금을 통한 가격조정보다는 고용량을 통한 수량조정으로 노동시장에 가해지는 충격과 변화를 주로 흡수하여 왔다. 상용직 사용시 고용조정의 어려움 및 연공급에 의한 비탄력적인 임금체계는 사용자들로 하여금 상용직 사

용을 꺼리게 할 수 있다. 이러한 상태에서 외환위기라는 충격은 이후의 노동시장에서 일용 근로라는 완충을 통해 흡수되었을 가능성도 있다. 이 경우에는 고용불안의 문제가 일용직의 문제로만 남는 것이 아니라 상용직의 문제로도 이어지게 된다. 이 경우 상용직의 임금유연화가 일용직의 고용불안을 줄이는 방안이 될 수 있다. 그러나 이러한 임금유연성을 달성하는 데에는 상당한 시간과 노력이 필요하다. 이러한 간극을 메우기 위해 우리는 위에서와 마찬가지로 직업훈련과 고용안정서비스를 확충하려는 노력을 기울일 필요가 있다.

제1장 서론

한국경제는 1990년대에 들어서도 한동안 높은 성장률을 유지하여 왔다. 외환위기 발생 전까지의 기간 동안 GDP 성장률은 7%를 넘는다. 1998년 외환위기와 함께 GDP 성장률이 -7%에 이를 정도로 급락하였으나 1999년에 들어 성장률은 다시 9.5%로 회복된다. 이후 2000년부터 2003년까지 연평균 GDP 성장률은 5.6%에 이른다. 과거의 실적에 이르지 못하는 못하지만 이 정도의 성과가 결코 낮은 성장률이 아님에도 불구하고 우리는 특히 노동시장과 관련하여 많은 걱정을 하고 있다. 청년실업 문제는 이미 우리나라 국민 모두가 걱정하는 문제로 되었으며, 비정규근로 관련 법안을 둘러싸고 온갖 논의들이 이루어지고 있다.

이러한 문제나 논의들의 상당부분은 우리 경제가 외환위기를 겪으면서 7%를 넘는 높은 실업률을 경험하였을 뿐만 아니라 임금근로자 가운데 비정규직 종사자의 비율이 50%를 넘어서는 등 급격하면서도 상징적인 변화들을 겪었기 때문이기도 하다. 청년실업이나 비정규직 문제 외에도 중요한 사회적 이슈로 등장한 또 한 가지 문제가 바로 고용불안이다. 완전고용에 가까운 실업률을 유지하고 있음에도 불구하고 고용불안이나 일자리 없는 성장(jobless growth)에 대한 논의는 계속되고 있다.

‘고용불안’은 제대로 정의조차 되어 있지 않음에도 불구하고 많은 사

※ 본 연구의 보론 1과 보론 2는 각각 남재량·류근관, 남재량·최효미에 의해 수행되었으며 본문은 남재량에 의해 이루어졌다.

2 고용불안계층의 실태 및 고용정책과제

람들이 이에 대해 공감하고 있으며 각종 지면의 많은 부분을 차지하고 있다. 그러나 주요 노동시장 지표들에서 고용불안을 읽어내기가 쉽지 않다. 그렇다면 과연 많은 사람들이 공감하고 있는 고용불안의 실체는 무엇이며 그러한 고용불안이 과거에 비해 얼마나 더 심각한 문제이게 되었는가에 대해 생각해 볼 필요가 있다. 본 연구는 이러한 고용불안의 문제를 다루어 보고자 한다.

고용불안에 대해 체계적으로 분석하기 위해 가장 먼저 하여야 할 것은 많은 사람들이 공감할 수 있도록 ‘고용불안’을 정의하는 일이다. 고용불안에는 사람에 따라 달리 느낄 수 있는 주관적이며 심리적인 개념인 ‘불안’이라는 용어가 사용되고 있다. 고용불안이 구체적으로 정의되지 못한 상태에서 이에 대한 논의는 소모적이며 무의미할 수밖에 없다.

다음으로 우리는 정의된 고용불안의 개념에 입각하여 고용불안의 정도를 객관적으로 측정할 수 있어야 한다. 이는 많은 논의들이 이루어질 수 있는 출발점을 마련하는 셈일 것이다. 고용불안의 정도를 측정할 수 있다면 시간에 걸친 고용불안의 변화와 그러한 고용불안을 초래한 원인에 대해서도 우리는 분석할 수 있을 것이다. 따라서 본 연구는 고용불안을 정의하고 우리나라 노동시장을 대상으로 이를 측정하며, 고용불안을 초래하는 계층과 고용불안의 원인에 대해 분석하는 것을 연구의 목적으로 한다. 이를 바탕으로 고용불안에 대처하기 위한 방안을 마련할 수 있을 것이다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제2장은 고용불안을 정의한다. 제3장은 흔히 사용되는 노동시장 지표들을 사용하여 고용불안에 대해 살펴본다. 제4장은 유량변수들을 사용하여 고용불안을 보다 구체적이고 정의에 충실하게 측정한다. 제5장은 고용불안을 초래하는 집단들에 대해 알아본다. 제6장과 제7장은 고용불안의 원인에 대해 알아보고 있다. 제6장은 거시적인 차원에서 일자리의 창출과 소멸을 고용불안과 관련시켜 분석하고 있으며, 제7장은 미시적인 측면에서 추적관찰을 통해 고용불안의 원인에 대해 알아보고 있다. 제8장은 이상의 논의와 한국 노동시장에 대한 기존의 연구들을 바탕으로 고용불안에 대처하기 위한 정책들을 알아보고 연구를 결론짓는다.

제2장 고용불안의 정의

1. 기존의 연구와 고용불안

고용과 관련된 연구 가운데 고용불안을 직접 다루고 있는 연구는 찾기 어렵다. 반면 이와 유사한 주제들을 다루고 있는 연구들은 적지 않다. 이들 연구들은 크게 두 가지로 분류해 볼 수 있는데, 하나는 고용 안정성(stability)에 대한 연구이며 나머지 하나는 고용 안전성(security)과 관련된 연구들이다. *Journal of Labor Economics*는 vol. 17, no. 4에서 ‘일자리 안정성과 일자리 안전성의 변화(Change in Job Stability and Job Security)’라는 부제를 달고 이와 관련된 논의들만 담고 있을 정도로 이 문제는 미국에서도 중요하게 다루어져 왔다.

이러한 해외에서의 논의와 국내 노동시장 상황변화를 반영하여 국내에서도 제한적이기는 하지만 관련 연구들이 시작되었다. 김우영(2003), 전병유(2002), 금재호·조준모(2001) 등이 그러한 연구들이다. 이들 연구들은 이미 언급한 바와 같이 고용의 (불)안정성과 고용의 (불)안전성에 대한 연구들이다. 김우영(2003)은 직업 안정성을 “자신의 직장을 계속 유지할 가능성”으로 정의한다. 따라서 그는 “직업 안정성이 감소한다는 것을 자신이 다니고 있던 직장에서 이직할 가능성이 증가하는 것”으로 파악하고 한국노동패널(KLIPS) 등의 자료를 사용하여 직업 안정

4 고용불안계층의 실태 및 고용정책과제

성에 대해 분석하고 있다. 그의 분석결과에 따르면 상용직 임금근로자를 대상으로 할 경우 외환위기 이후 직업안정성의 감소는 찾아보기 어렵다.

전병유(2002)는 외환위기 발생을 전후하여 정규직 근로자의 고용 안정성과 안전성의 변화 추이를 검토하고 이에 대해 분석하고 있다. 그는 “근로자가 일자리에 있는 기간이 짧아지는 것”을 고용 불안정성(job instability)로 정의하고 “순전히 사용자의 의도와 필요에 의해 일자리가 중단되는 것”을 고용 불안정성(job insecurity)이라고 정의한다. 이러한 정의에 기초를 두고 그는 고용보험 데이터를 활용하여 근로자 30인 이상 사업체를 대상으로 사업체-근로자 연계 자료를 구축한 뒤 직장유지율과 해고율을 주로 사용하여 분석하고 있다. 분석을 통해 그는 외환위기 이후 고용 안정성에는 변화가 없으나 고용안전성은 크게 저하되었다는 결론을 얻고 있다.

한편 금재호·조준모(2001)는 한국노동패널 1·2차 자료를 사용하여 외환위기를 전후한 시기의 한국 노동시장의 불안정성에 대해 분석하고 있다. 이들은 미국 노동시장의 불안정성을 측정하기 위해 개발된 방법론, 즉 Jaeger and Stenvens(1999)가 사용한 ‘1년 이하 근속자 비중’ 및 ‘10년 미만 근속자 비중’, Neumark et al. (1999)의 ‘직장유지율(job retention rate)’, Bernhart et al. (1999)의 ‘2년 이내 이직률’ 등을 그대로 사용하여 분석하고 있다.

이처럼 기존의 연구들은 직장유지율, 단기 근속자 비율 등과 같은 개념을 사용하여 고용의 안정성에 초점을 맞추고 있다. 물론 전병유(2002)는 해고율을 사용하여 안전성을 다루고 있기도 하다.

여하튼 기존의 연구들 가운데 고용불안이라는 개념을 직접 다루고 있는 연구는 찾아보기 어렵다. 그리고 기존의 연구들이 제시하고 있는 여러 개념들을 고용불안의 측도로 사용하기도 무리가 있다. 왜냐하면 이들 측도들은 실업을 직접 다루고 있지 못하기 때문이다¹⁾. 고용불

1) 예컨대, 고용안정성 측도로 사용되고 있는 직장유지율이 낮아진다고 해서 반드시 고용불안이 높아진 것으로 보기도 어렵다. 직장유지율의 하락은 다른 직장으로 신속히 옮겨가는 상황을 반영한 결과일 수도 있다.

안은 무엇보다도 실업과 밀접하게 관련되어 있다.

2. 고용불안의 정의

이제 이상과 같은 기존 연구들에 대한 고찰을 바탕으로 본 연구에서 분석하고자 하는 고용불안을 정의하도록 하자. 이 용어의 정의에서 가장 큰 비중을 두어야 할 부분은 많은 사람들의 공감을 얻을 수 있어야 한다는 것이다. 만약 본 연구에서의 정의가 널리 받아들여지지 못한다면, 그러한 정의에 바탕을 둔 본 연구의 분석 역시 큰 의미를 가지기 어려울 것이기 때문이다.

고용불안이란 무엇보다도 ‘실직의 두려움’과 직결되어 있다. 현재의 고용상태가 앞으로도 계속 지속되지 못하고 조만간 이 상태에서 이탈될 가능성이 크다고 생각한다면 고용불안이 증대된다고 말할 수 있다. 그러나 고용불안은 여기서 그치지 않는다. 일자리에서 이탈될 가능성이 높아진다고 하더라도 다른 일자리로 쉽게 다시 취업할 수 있다면 실직 가능성의 증대가 반드시 고용불안으로 연결되는 것은 아니다.

따라서 우리는 ‘고용불안의 증대’를 ‘실직 가능성의 증대’와 ‘재취업 가능성의 하락’으로 정의하고자 한다.²⁾ 다른 상황에 변화가 없다면 실직 가능성의 증대는 고용불안을 초래하며 재취업 가능성의 하락 역시 고용불안을 초래한다.

2) 본 연구가 정의한 고용불안은 추세 부분과 경기변동 부분을 구분하지 않고 있다. 장기간에 걸쳐 고용불안의 정도가 측정된다면 이로부터 고용불안의 추세변화 요인과 경기변동에 따른 부침을 기존의 여러 방법론들을 사용하여 구분할 수 있다.

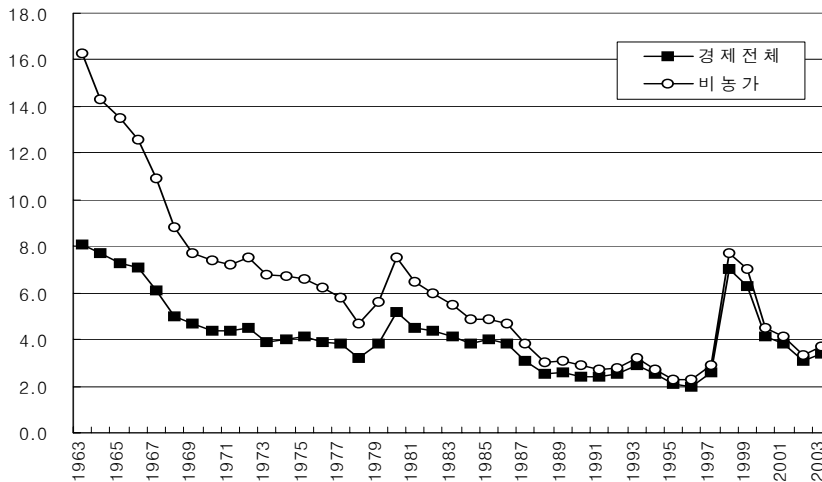
제3장 주요 노동시장 변수들과 고용불안

1. 실업률과 고용불안

우리는 앞에서 고용불안을 실직 가능성의 증대와 재취업 가능성의 하락으로 정의하였다. 그렇다면 이제 이렇게 정의한 고용불안을 실제로 측정하고 그 움직임을 살펴보기로 하자. 노동시장 상황을 측정하여 보여주는 변수들 가운데 가장 대표적인 지표는 실업률이다. 우리는 통계청이 실시하는 경제활동인구조사를 통해 매월의 실업률을 파악한다. 실업률은 노동시장 상황을 요약하여 주는 가장 대표적인 지표일 뿐만 아니라 고용불안까지도 상당부분 반영하는 것으로 생각할 수 있다. 다른 상황에 변화가 없는 상태에서 실직자가 더욱 많아지고 재취업이 보다 어려워진다면 실업률은 높아질 수밖에 없다. 그러나 고용불안의 정도를 실업률로 파악하는 것은 실업률이 고용불안을 측정하는 가장 좋은 지표이기 때문이 아니라 가장 손쉽게 구할 수 있는 자료이기 때문이다.

[그림 3-1]은 우리나라의 실업률을 그린 것이다. 공식적으로 실업률이 처음 측정된 1963년부터 최근까지의 실업률이 제시되어 있다. 단, 2004년의 실업률은 1월부터 6월까지의 실업률을 평균한 실업률이다. 그림에서 보듯이 우리나라의 실업률은 실업률을 공식적으로 측정하기 시작한 1963년부터 1990년대 중반에 이르기까지 지속적인 하락추세를

[그림 3-1] 실업률



보인다. 외부의 충격과 경기변동에 따라 실업률이 부침을 거듭하고 있으나 1960년대 초반의 높은 수준에서 1990년대 중반의 2% 수준에 이르기까지 하락을 계속한다. 이후 1997년 말에 발생한 외환위기로 실업률은 급격히 상승하였으나 1999년을 지나면서 다시 급락하여 2000년 이후 3% 수준을 유지하고 있다.

실업률로 보았을 때 외환위기 발생 이전의 10여 년 동안에 비해 2000년 이후의 기간의 실업률이 높으므로 고용불안이 높아졌다고 말할 수 있다. 즉 실업률로 보았을 때 고용불안이 증대된 것으로 판단할 수 있다. 그러나 우리는 다음과 같은 질문들을 던져 볼 수 있다. 즉 단순히 외환위기 이후의 실업률이 이전보다 높다는 것이 고용불안 증대의 전부인가? 또, 그렇다면 외환위기가 고용불안을 초래한 주범이며 고용불안이 노동시장의 구조적인 문제는 아닌가? 이러한 질문에 답하기 위해서는 고용불안의 측도에 대한 논의를 비롯하여 많은 추가적인 고려가 필요하며 실업률의 변화만으로 답하기는 어렵다. 이에 대한 논의는 이후의 장으로 미루기로 하고 여기에서는 일단 손쉽게 구할 수 있는 노동시장 지표들을 사용하여 고용불안에 대해 보다 많은 사실들을 알

려줄 수 있는 또 다른 단서들을 찾아보기로 하자.

먼저 생각할 수 있는 것은 실업구성의 변화이다. 실업률이 전혀 높아지지 않았다고 하더라도 예컨대 가구의 생계를 책임지고 있는 연령 집단의 실업률이 높아지거나 실업자 중 이들의 비중이 높아졌다면, 경제전체의 실업률에 아무런 변화가 없다고 하더라도 고용에 대한 불안감은 더 높아질 수 있다. 물론 이러한 결과는 가구주의 실업 가능성 증대와 재취업 어려움, 즉 앞에서 정의한 고용불안을 반영하는 것이다.

우리나라의 실업률은 앞에서 보았듯이 1980년대 중반을 지나면서부터 1990년대 중반에 이르기까지 매우 안정되어 있다. 그리고 우리의 관심은 ‘최근’의 고용불안이다. 따라서 본 연구는 앞으로 특별한 경우를 제외하고는 분석기간을 1990년대 이후로 제한하고자 한다. 그리고 이 기간에 이르면 경제전체와 비농가의 실업률의 차이가 매우 작아지므로 비농가에 대해 별도로 언급하지 않기로 한다.

2. 노동력 집단별 실업률과 고용불안

이제 실업률을 각 노동력 집단으로 세분하여 살펴보고 아울러 세부 노동력 집단들의 실업비율을 보도록 하자. <표 3-1>은 노동력 집단을 성으로 구분하여 살펴본 것이다. 표에서 보듯이 남성 실업률은 외환위기 발생 직전 기간인 1994~97년 동안 평균 2.58%이고 여성 실업률은 1.90%이다. 외환충격으로 인해 이들의 실업률은 각각 7.5%와 5.4%까지 상승하였다가 다시 2000~03년의 기간 동안 평균 4.03%와 3.0%로 하락한다³⁾. 이에 따라 외환위기 이후 남성 실업률은 1.45% 포인트 상승하여 56.3%의 상승률을 기록하고 있으며, 여성의 경우도 57.9%의 상승을 경험하고 있다. 즉 성별로 구분하여 볼 때 두 집단의 실업률 상승 정도는 대체로 유사하며 남성이나 여성에 크게 치우쳐 있지 않다.

3) 분석시점을 특정연도가 아니라 1994~97년의 4년과 2000~03년의 4년으로 4년평균을 사용한 것은 경기변동의 영향을 줄이기 위한 노력이다.

〈표 3-1〉 성별 실업률의 시기별 비교

(단위: %, %p)

	1990~97 (A)	1994~97 (B)	1998~99 (C)	2000~03 (D)	(D-B)	(D-B)/B
계	2.43	2.30	6.65	3.60	1.30	56.5
남 성	2.75	2.58	7.50	4.03	1.45	56.3
여 성	1.98	1.90	5.40	3.00	1.10	57.9

반면 실업률의 변화를 연령집단으로 구분하여 살펴보면 <표 3-2>에서 보듯이 집단들 간에 상당한 차이가 있음을 알 수 있다. 외환위기를 전후한 시기인 1994~97년과 2000~03년의 실업률 차이는 대체로 연령이 낮은 집단일수록 높게 나타나는 경향을 보인다. 그런데 외환위기 발생 전인 1994~97년의 실업률을 기준으로 상승률을 구해 보면 연령이 높은 집단일수록 상승률이 높게 나타난다. 특히 실업률이 매우 낮은 30대 이상 연령층의 실업률이 큰 상승률을 보인다. 즉 <표 3-2>의 맨 오른쪽 열에서 보듯이 30대 연령의 실업률 상승률은 100%에 가까운 92.1%이며 40대 이상 연령의 경우는 상승률이 100%를 넘는다. 50대의 실업률 상승률이 144.7%로 가장 높다.

〈표 3-2〉 연령집단별 실업률의 시기별 비교

(단위: %, %p)

	1990~97 (A)	1994~97 (B)	1998~99 (C)	2000~03 (D)	D-B	(D-B)/B
15~19세	9.26	8.60	20.15	12.58	3.98	46.2
20~29세	5.10	4.85	10.75	6.95	2.10	43.3
30~39세	1.55	1.58	5.50	3.03	1.45	92.1
40~49세	1.21	1.25	5.40	2.53	1.28	102.0
50~59세	0.96	0.95	5.20	2.33	1.38	144.7
60세 이상	0.43	0.48	2.35	1.08	0.60	126.3

〈표 3-3〉 연령별 경제활동인구와 구성비

(단위: 천명, %, %p)

	계	15~19세	20~29세	30~39세	40~49세	50~59세	60세이상
1994~97년	21,066	455	5,229	6,382	4,435	2,900	1,667
2000~03년	22,569	381	4,772	6,368	5,827	3,105	2,118
구성비(94~97)	1.00	0.022	0.248	0.303	0.211	0.138	0.079
구성비(00~03)	1.00	0.017	0.211	0.282	0.258	0.138	0.094
구성비 변화	-	-0.005	-0.037	-0.021	0.048	0.000	0.015

그렇다면 이들 연령집단들 가운데 어떤 집단이 가장 심각하게 고용불안을 초래하는가? 예컨대 50대의 실업률은 1.38% 포인트 상승하였으며 144.7%의 상승률을 기록하고 있는데, 여기에다가 만약 이 연령집단에 속하는 사람의 수가 많거나 고령화로 인해 크게 증가하였다면 이 집단에 의해 초래되는 사회 전체의 고용불안 정도는 더욱 커질 것이다. <표 3-3>에서 보듯이 지난 10년 동안 연령집단의 구성은 상당한 정도로 변화였다. 즉 고령화의 영향으로 30대까지의 연령집단의 구성비는 감소한 반면 40대와 60대 이상 연령집단들의 구성비는 높아지고 있다.

각 연령집단이 경제 전체의 고용불안에 기여하는 정도를 알아보기 위해서는 실업률을 분해할 필요가 있다. 즉 실업률은 경제활동인구 가운데 실업에 처한 사람들이 차지하는 비율인데, 이를 연령집단별로 구분하여 그 변화를 관찰하면 위의 질문에 답할 수 있다. 먼저 실업률 분해에 필요한 모형을 알아보자.

t 시점에서 전체 노동자 L_t 를 n 개의 집단으로 나눌 경우 이들 개별 집단 $L_{it}(i = 1, \dots, n)$ 의 실업률을 가중평균한 집계 실업률 UR_t 는 다음과 같이 표현된다.

$$UR_t = \sum_{i=1}^n s_{it} UR_{it} \quad \text{단, } s_{it} = \frac{L_{it}}{L_t} \quad (3-1)$$

식 (3-1)을 사용하면 두 시점간의 실업률 변화 ΔUR 은 다음과 같이 바꾸어 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned}\Delta UR_t &= UR_t - UR_{t-1} \\ &= \sum_i \Delta s_{it} UR_{it-1} + \sum_i s_{it-1} \Delta UR_{it} + \sum_i \Delta s_{it} \Delta UR_{it}. \quad (3-2)\end{aligned}$$

단, $UR_{it} = U_{it}/L_{it}$, $s_{it} = L_{it}/L_t$, $\Delta x_t = x_{it} - x_{it-1}$, $L_t = \sum_i L_{it}$, L_i , U_i : i 집단의 노동자 수와 실업자 수.

식 (3-2)의 우변 첫째 항은 각 노동력 집단의 실업률이 초기상태로 유지된 상태에서 이들 집단의 구성비율(s_{it})만 변화할 때 전체 실업률의 변화정도를 나타낸다. 이를 '구성효과'라 부르자. 우변 둘째 항은 노동력 구성비율에 변화가 없는 상태에서 순수하게 각 집단의 실업률이 변하여 전체 실업률이 변한 정도를 나타낸다. 이를 '실업률효과'라 하자. 셋째 항은 시간이 이산적(discrete)이라고 가정하였기 때문에 나타나는 오차항이다.

다음의 <표 3-4>는 식 (3-2)에 근거하여 실업률을 분해한 결과이다. 표에서 구성효과란 식 (3-2)의 우변 첫째 항으로서 각 연령집단 및 전체의 구성효과를 나타낸 것이고, 실업률효과란 둘째 항을 나타낸 것이며 오차의 경우도 마찬가지이다. 맨 아래 행(row)은 구성효과와 실업률효과 및 오차를 모두 더한 것으로 각 연령집단의 구성과 실업률 변화 및 오차를 모두 감안할 경우 전체 실업률 변화에 기여한 정도가 얼마나 되는지 평가한 것이다. 외환위기를 전후한 두 기간에 걸친 1.31% 포인트의 실업률 변화⁴⁾는 -0.19의 구성효과와 1.55의 실업률효과 및 -0.06의 오차로 되어 있다. 구성효과가 음(-)의 값을 가지는 것은 각 연령집단들의 실업률에 아무런 변화가 없었다면 전체 실업률은 하락하였을 것임을 의미한다. 즉 실업률이 높은 젊은 연령층, 즉 10대와 20대

4) 실제 실업률 변화분은 1.30이다. 0.01은 반올림 오차(rounding error)이다.

〈표 3-4〉 실업률 분해 : 고용불안에 대한 각 연령집단의 기여

	계	15~19세	20~29세	30~39세	40~49세	50~59세	60세이상
구 성 효 과	-0.19	-0.04	-0.18	-0.03	0.06	0.00	0.01
실업률효과	1.55	0.09	0.52	0.44	0.27	0.19	0.05
오 차	-0.06	-0.02	-0.08	-0.03	0.06	0.00	0.01
계 (백분율)	1.31 (100.0)	0.03 (2.0)	0.27 (20.3)	0.38 (28.7)	0.39 (29.7)	0.19 (14.4)	0.06 (4.8)

및 30대 연령층의 비중이 고령화로 인해 감소하였으므로 모든 연령층의 실업률에 전혀 변화가 없더라도 경제전체의 실업률은 감소한다. 따라서 실업률로 측정된 고용불안의 정도는 감소한다.

이처럼 구성효과의 크기가 (-)인데도 실업률이 높아진 것은 각 연령집단의 실업률이 상승하였기 때문이다. 표에서 보듯이 모든 연령층에서 실업률효과는 정(+)이며 그 값은 실업률의 변화분 1.31보다 더 큰 1.55이다. 즉 연령 구성에 변화가 없었더라면 실업률은 더욱 상승하였을 것이다.

각 연령집단별로 구성효과와 실업률효과 및 오차를 종합하여 보면 40대 연령집단에 의해 초래된 고용불안이 가장 크다는 사실을 알 수 있다. 즉 40대 연령층은 전체 실업률을 0.39% 포인트 상승시켜 실업률 상승의 29.7%를 차지한다. 뿐만 아니라 30대 역시 40대와 유사한 정도로 실업률 상승에 기여하고 있다. 즉 이 집단은 전체 실업률을 0.38% 포인트 상승시켜 28.7%의 기여도를 기록하고 있다. 이 두 집단이 전체 실업률 상승, 따라서 고용불안 증대의 60%를 차지한다. 이들 두 집단 다음으로 높은 기여를 하는 연령층은 20대와 50대의 순이다.

40대가 실업률 상승에 가장 큰 기여를 한다는 사실은 우리가 느끼는 고용불안 정도를 실업률의 상승보다 더욱 높게 할 것이다. 즉 맞벌이가 일반적이지 않은 우리나라의 상황에서 가구소득의 대부분을 책임지고 있는 40대의 실업은 실업률로 나타낸 수치 이상의 불안감을 초래할 것이다.

이제 교육정도별로 구분한 집단들의 실업률 변화를 살펴보자. 아래의 <표 3-5>는 이를 정리한 것이다. 표에서 보듯이 실업률 상승폭은 중졸 집단에서 가장 크고 대졸 이상에서 가장 작다. 실업률의 상승률에서도 유사한 특징을 볼 수 있다. 즉 교육정도가 낮은 집단일수록 실업률 상승률이 더욱 크다. 저학력 집단의 비중이 낮으므로 이들 집단이 전체 실업률 상승에 기여하는 정도는 크지 않겠으나 고용불안을 초래하는 중요한 원천으로 작용한다는 점은 분명하다.

<표 3-5> 교육정도별 실업률의 시기별 비교

(단위: %, %p)

	1990~97 (A)	1994~97 (B)	1998~99 (C)	2000~03 (D)	D-B	(D-B)/B
초졸이하	0.78	0.83	4.00	1.85	1.03	124.2
중 졸	1.89	1.85	7.40	3.45	1.60	86.5
고 졸	3.14	2.83	7.95	4.18	1.35	47.8
전문대졸	4.21	3.88	8.05	5.25	1.38	35.5
대졸이상	3.19	2.65	4.70	3.00	0.35	13.2

3. 취업자의 종사상 지위 구성

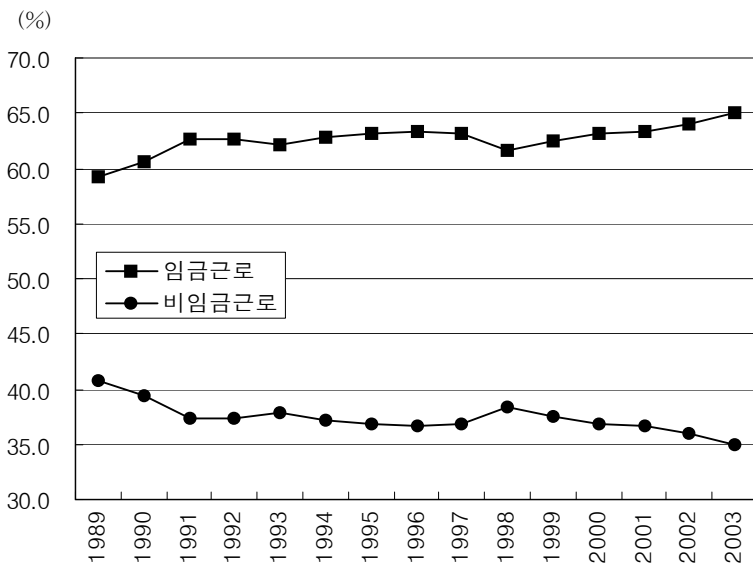
우리는 위에서 실업률을 통해 고용불안에 대해 살펴보았다⁵⁾. 그런데 고용불안의 한 측면을 구성하는 실직 가능성은 취업자의 구성을 통해 간접적으로 살펴볼 수도 있다. 예컨대, 다른 상황에 아무런 변화가 없는 상태에서 과거에는 취업자들이 장기간의 고용이 보장되어 있는 사람들로 주로 구성되어 있다가 최근 들어 그렇지 못한 사람들의 비중이 높아졌다면 고용불안은 높아진 것으로 판단할 수 있다. 물론 고용불안에 대한 이러한 평가는 재취업 가능성을 고려하지 못하고 있을 뿐 아

5) 이는 본 연구가 고용불안을 실직 가능성과 재취업 가능성으로 정의하고 있기 때문에 가능하다.

나라 실직 가능성을 직접적으로 고려하지 못하고 있다는 한계가 있다. 그러나 취업자 구성은 노동시장 지표들 가운데 간접적이거나 고용불안을 살펴볼 수 있는 좋은 변수이다.

먼저 종사상의 지위로 분류한 취업자의 구성을 살펴보자. 종사상의 지위로 취업자를 구분할 경우 임금근로자 가운데 임시직과 일용직 종사자는 상대적으로 고용이 불안한 계층으로 볼 수 있다. 다음의 [그림 3-2]는 전체 근로자를 임금근로자와 비임금근로자로 구분하고 이들의 비중을 구해 그린 그림이다. 그림에서 검은 네모를 가진 실선이 임금근로자의 비중을 나타낸다.

[그림 3-2] 임금근로와 비임금근로의 비중

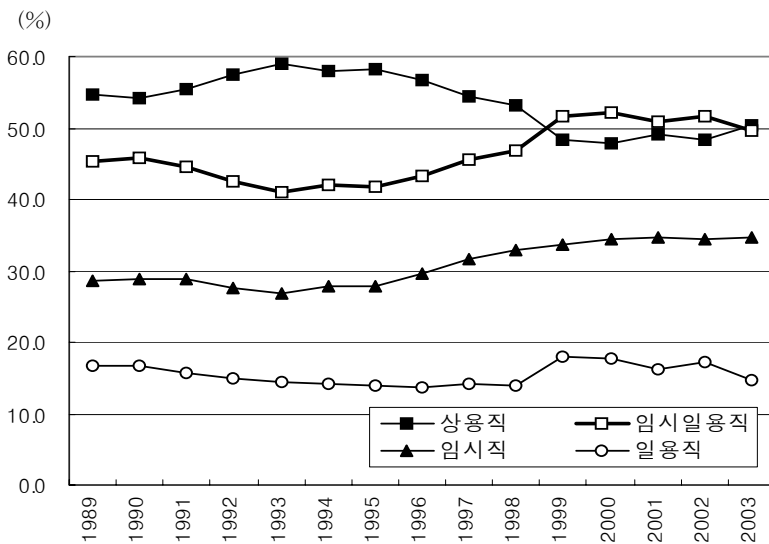


그림에서 보듯이 임금근로 비중은 1989년에 60%에도 이르지 못하고 있다. 즉 전체 근로자의 40% 이상이 비임금근로자이다. 비임금근로의 높은 비중은 한국 노동시장의 중요한 특징 가운데 하나로 잘 알려져 있다. 그러나 이후 임금근로의 비중은 1991년까지 급속히 증가하다가 이후 미미하게 상승하고 있으며, 1998년의 외환위기와 함께 하락하였으

나 이후 계속 상승하여 2003년에 이르면 65%로 높아진다. 임금근로자의 비중 증가는 노동시장에서 임금근로자의 역할이 높아졌음을 의미하고, 이는 임금근로에서 고용불안 여부가 보다 중요한 역할을 할 것임을 알려준다. 따라서 이제 임금근로자의 구성을 살펴보자.

임시·일용직 종사자는 상용직의 경우와 달리 장기간의 고용이 보장되어 있지 못한 경우로서 임금근로자 전체에서 차지하는 비중이 1999년에 50%를 넘어섰다. 이후 이들의 비중은 [그림 3-3]에서 보듯이 미소하게 하락하는 모습을 보이지만 2003년에도 여전히 임금근로자의 절반 정도를 차지한다. 이러한 임시·일용직의 비중 증가는 그림에서 보듯이 임시직의 비중 증가에 기인한다. 일용직의 비중은 1999년에 크게 상승하였다가 이후 하락하고 있다. 일용직의 비중 하락은 임시·일용직으로 정의한 비정규직의 비중을 미소하게 하락시키는 힘으로 작용하고 있다.

[그림 3-3] 임금근로자의 구성 : 비정규근로의 비율



임시·일용직 종사자 가운데에는 본인이 적극적으로 원해서 그러한 지위에 종사하는 경우도 있을 것이다. 그러나 비정규직 종사자의 대부분은 그러한 상태를 적극적으로 원하지는 않지만 상용직을 얻을 수 없기 때문에 어쩔 수 없이 임시·일용의 형태로 종사하는 것으로 볼 수 있다. 그렇다면 임시·일용직 종사자의 비중 증가는 고용불안을 높이는 역할을 할 것이다.

다만 임시·일용직의 비중 증가가 고용불안의 훌륭한 측도라면 최근 들어 이들의 비중 하락은 고용불안을 줄이고 있는 것으로 해석되어야 한다. 그러나 최근에 올수록 더욱 많은 사람들이 고용불안에 대해 말하고 있다. 즉 많은 사람들이 실제 피부로 느끼는 고용불안 정도와 임시·일용직의 비중으로 평가한 고용불안의 정도 간에는 괴리가 존재한다. 즉 비정규직 비중 변화만으로 고용불안의 변화 모두를 하기는 어렵다. 또한 비정규직의 비중이 고용불안과 밀접하게 관련되어 있다고 하더라도 이것이 고용불안의 전부라고 보기도 어렵다.

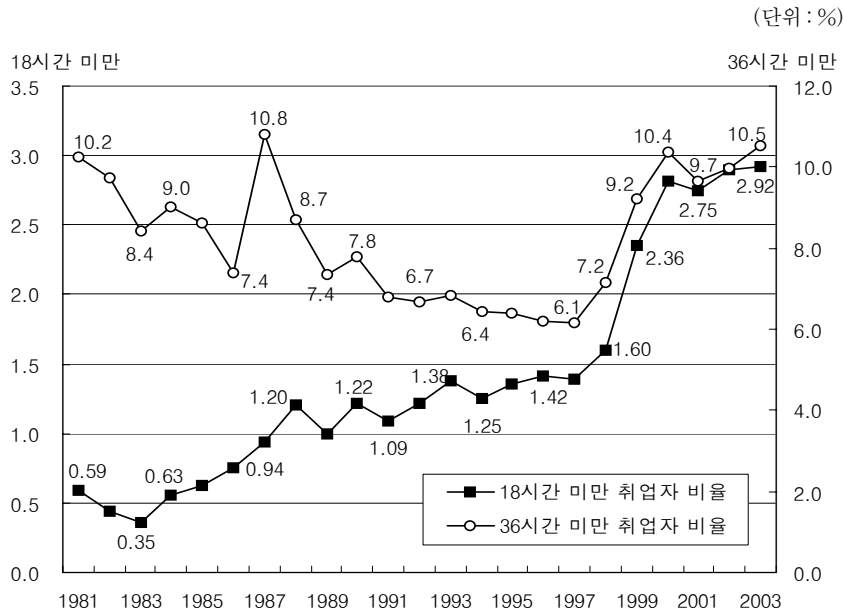
어쨌든 1993년을 기점으로 한 비정규직 비중 증가가 고용불안과 긴밀한 관계를 가지고 있을 것임은 분명하다. 이러한 사실은 또 다른 측면에서 매우 중요한 의미를 가질 수 있다. 비정규직 비중이 증가세로 돌아선 시점이 외환위기가 본격화된 1998년이 아니라 훨씬 이전인 1993년부터라는 사실이다. 이는 적어도 비정규직 비중으로 평가한 고용불안이 외환위기에 의한 것으로 보기 어려움을 알려준다. 고용불안은 이미 1990년대 초반을 지나면서 시작된 것으로 볼 수 있다.

4. 단시간 근로의 비중

종사상의 지위로 구분하여 이들의 비중을 보았으므로 이제는 단시간 동안 일하는 근로자들에 대해 살펴보자. 흔히 단시간 근로를 비정규근로와 동일시하는 경향이 있었으나 그렇지 않음이 이미 밝혀져 있다.⁶⁾ 따라서 우리는 단시간 근로자의 비중에 어떠한 변화가 있었는지 알아

6) 예컨대, 남재량·김태기(2000)을 참조.

[그림 3-4] 단시간 근로자의 비중



보기로 한다. [그림 3-4]는 주당 18시간 미만 근로자와 36시간 미만 근로자가 전체 근로자에서 차지하는 비중을 그린 것이다.

그림에서 검은 네모를 가진 실선은 근로시간이 18시간 미만인 근로자가 전체 근로자에서 차지하는 비율로서 그림의 왼쪽 축 눈금으로 읽으면 된다. 그림에서 보듯이 18시간 미만 근로자의 비중은 1980년대 초반에는 0.5% 정도에 불과하여 무시할 수 있을 정도로 미약하였다. 그러나 이후 꾸준히 상승하여 외환위기 발생 직전에 이르면 1.5%에 육박한다. 외환위기가 발생하고 그 여파가 경제전체로 퍼져 나가자 18시간 미만 근로자의 비중은 급격히 증가하였으며 2003년에 이르면 3%에 근접하고 있다. 이는 외환위기 발생 직전 시기의 두 배에 이르는 수치이다.

36시간 미만 근로자의 비중도 외환위기와 함께 급격히 상승하고 있다. 이들의 비중은 1980년대 초반의 10% 수준에서 1997년의 6.1%에 이르기까지 단기적인 변동에도 불구하고 지속적으로 하락하여 왔다. 그러나 외환위기와 함께 상승세로 돌아서서 2000년에 10%를 넘었고

18 고용불안계층의 실태 및 고용정책과제

2003년에 10.5%를 기록하고 있다. 단시간 근로자의 비중 증가가 고용 불안과 관련하여 반드시 부정적이라고 단언하기는 어려우나 고용불안을 높일 가능성은 매우 크다.

제4장 유량변수들과 고용불안

앞 장에서 우리는 손쉽게 구할 수 있는 노동시장 지표인 실업률을 비롯한 변수들을 사용하여 고용불안에 대해 살펴보았다. 이는 이미 전제로 하였듯이 실업률을 비롯한 이들 변수들이 고용불안을 가장 잘 측정하는 지표이기 때문이 아니라 손쉽게 구할 수 있는데다 노동시장을 대표하는 통계이기 때문이다. 이제 보다 깊이 있는 분석을 위해 다음과 같은 질문을 던져보자. 실직의 두려움과 재취업의 어려움으로 정의한 고용불안을 보다 잘 측정할 수 있는 변수는 없는가? 고용불안이 크게 두 부분, 즉 실직 가능성과 재취업 가능성으로 구성되어 있음을 감안하여 고용불안의 정도를 이러한 두 부분으로 구분하여 측정할 수는 없을까? 제4장은 이러한 질문에 답하고자 한다.

1. 유량분석의 필요성

‘실직 가능성’과 ‘재취업 가능성’으로 정의된 고용불안을 측정하는 데에는 앞에서 살펴본 노동시장 변수들만으로는 불충분하다. 앞에서 본 변수들이 노동시장을 대표하는 중요한 변수들이긴 하나 이들은 어디까지나 노동시장의 정태적 측면을 측정하는 저량변수들(stock variables)에 불과하기 때문이다. 반면 고용불안의 정의를 구성하고 있는 ‘실직

가능성'과 '재취업 가능성'은 모두 본질적으로 노동시장의 동태적 측면을 반영하는 개념이다. 즉 '실직 가능성'은 취업상태에서 실업이나 비경제활동상태로 옮겨가는 노동력 상태의 동태적 변화를 의미하며 '재취업 가능성' 역시 실업이나 비경제활동상태에서 취업상태로의 동태적 변화를 의미한다.

다행히 우리는 이러한 노동시장의 동태적 특징들을 유량변수들(flow variables)을 통해 포착할 수 있다. 뿐만 아니라 기존 연구(남재량, 1997)는 이러한 노동시장 변수들을 한국 노동시장에서 실제로 장기간에 걸쳐 측정할 수 있음을 보여준다. 즉 남재량(1997)은 통계청의 경제활동인구조사 원자료의 패널화를 통해 여러 유량변수들을 측정하고 있다. 따라서 본 연구 역시 기존 연구를 바탕으로 노동시장의 유량변수들을 측정하여 고용불안의 정도를 평가하고자 한다.

따라서 고용불안의 정도를 측정하는 것이 목적이 아니라도 하더라도 노동시장에 대한 분석을 위해서는 유량분석을 실시하여야 한다. 그렇지 않고서는 본디 동태적인 특성을 갖는 노동시장의 모습을 파악하기 어려울 뿐만 아니라 저량분석에만 의존할 경우 크게 잘못된 결론에 도달할 수도 있다. 근로자들은 취업과 실업 그리고 비경제활동이라는 노동력 상태들 가운데 어떤 한 곳에만 머물러 있는 경우는 거의 없으며 빈번한 변화를 경험하기 때문이다. 실제로 1993년부터 2003년의 기간동안 매월 실업상태에 있는 사람들의 35%가 다른 상태, 즉 취업이나 비경제활동상태로 옮겨간다.

2. 유량모형(flow model)

유량분석을 위해서는 분석에 필요한 모형에 대해 먼저 알아보아야 한다. 식 (4-1)은 이를 위해 제시한 것이다.

$$S_{t+1} = S_t \Pi, \quad (4-1)$$

$$\text{단, } S_v = [E_v \quad U_v \quad N_v] \quad (v = t, t+1),$$

$$\Pi = \begin{bmatrix} ee & eu & en \\ ue & uu & un \\ ne & nu & nn \end{bmatrix}$$

어느 한 시점, 예컨대 시점 t 에서의 노동력 상태는 취업과 실업 및 비경제활동 등 세 가지 상태로 구분된다. 각각의 상태에 속한 사람의 수를 E_t , U_t , N_t 로 나타내고, 이들을 묶어서 벡터로 S_t 로 표현하자. 이체는 일정기간, 예를 들면 한 달 동안 발생한 노동자들의 상태 변화를 Π 와 같이 9개의 원소를 갖는 이행확률 행렬을 이용해 나타내자. 행렬의 각 원소들은 t 시점의 특정 노동력 상태에서 $(t+1)$ 시점의 특정 상태로 옮겨간 사람의 수를 원래상태(t 시점)에 있는 사람의 수로 나눈 이행확률들이다. 예를 들어 ue 는 t 시점에서 실업상태에 있던 사람들 가운데 $(t+1)$ 시점에 취업상태에서 발견된 사람들을 원래의 실업자 수인 U_t 로 나눈 것이다. 즉 한 달에 걸쳐 실업자가 취업자로 이행할 확률을 나타낸다.

이행확률 행렬 Π 에 대해 보다 구체적으로 살펴봄으로써 유량모형에 대한 이해를 높이도록 하자. [그림 4-1]은 이를 위해 제시한 것이다. 그림에서 첫 번째 열(column)과 첫 번째 행은 각각 금기(t 시점)와 다음기($t+1$ 시점)의 노동력상태를 나타낸다. 취업상태를 E 로, 실업상태를 U 로, 그리고 비경제활동상태는 N 으로 표시할 때, 일정기간, 예를 들면 한 달 동안 발생한 노동자들의 상태 변화는 그림과 같은 9개 원소를 갖는 Markov 이행확률 행렬로 나타낼 수 있다.

[그림 4-1] Markov 이행확률 행렬

$t \backslash t+1$	E_t	U_t	N_t
E_t	$EE (ee)$	$EU (eu)$	$EN (en)$
U_t	$UE (ue)$	$UU (uu)$	$UN (un)$
N_t	$NE (ne)$	$NU (nu)$	$NN (nn)$

행렬의 각 원소들은 대문자와 소문자 두 가지로 표기되어 있다. 대문자로 표기된 원소는 t 시점의 특정 노동력상태에서 $t+1$ 시점의 특정 상태로 옮겨간 사람의 수를 나타내고 소문자는 이들을 각각 원래상태 (t 시점)의 사람 수로 나눈 것이다. 따라서 소문자로 나타낸 원소들은 t 시점에서 $t+1$ 시점의 상태로 이행할 확률을 나타낸다. 예를 들어 EN 은 t 시점에 취업되어 있던 사람들 가운데 $t+1$ 시점에 비경제활동상태로 이행한 사람들의 수이고, en 은 EN/E_t 과 같이 정의된 이행확률이다. 이행확률들은 각 행별로 합치면 1이 된다. 예컨대, $ee+eu+en=1$ 이 성립한다.

이러한 이행확률 행렬의 원소들 가운데 $eu+en$ 은 취업상태에서 이탈할 확률로서 곧 실직확률을 나타낸다. 이는 곧 고용불안에 대한 본 연구의 정의에서 실직 가능성을 의미한다. 또한 각 행의 합은 1이므로 실직 가능성은 $(1-ee)$ 로 나타낼 수도 있다. 또한 취업상태에 머물 확률이 ee 로 일정하다면 취업상태에 계속 머물 것으로 기대되는 기간, 즉 기대취업기간을 알아낼 수도 있다. 즉 기대완결취업기간은 $1/(1-ee)$ 로 계산할 수 있다.

뿐만 아니라 위의 식이나 그림에 있는 이행확률들 가운데 ue 는 실업에서 취업으로 옮겨갈 확률이므로 곧 재취업확률을 나타낸다. 이는 곧 본 연구에서 정의한 고용불안의 두 번째 개념인 재취업 가능성을 의미한다. 결국 우리는 우리나라 노동시장을 대상으로 이행확률 행렬을 측정할 수 있다면 고용불안의 정도와 그 변화를 측정할 수 있게 된다.⁷⁾

3. 이행확률과 고용불안

이제 위에서 제시한 이행확률 모형에 입각하여 이행확률 행렬을 구하고 이로부터 노동시장에서 고용불안을 측정하기로 하자. 이미 언급한 바와 같이 본 연구는 통계청에서 실시하는 『경제활동인구조사』의

7) 다만 한 직장에서 다른 직장으로 곧장 이동하여 실업이나 비경제활동상태를 경험함이 없이 이동하는 직장이동의 경우는 경제활동인구조사에서 확인할 수 없다. 따라서 이러한 자료상의 한계로 인해 본 연구가 측정하는 고용불안 정도에는 직장이동이 고려되지 못하고 있음을 지적하여 둔다.

원자료를 사용하여 이웃하는 두 달(month) 간의 노동력 상태변화를 식별하고 이로부터 이행확률을 측정한다. <표 4-1>은 이상과 같은 방법으로 측정한 이행확률 행렬에서 고용불안과 직접 관련된 정보를 정리한 것이다. 이행확률 행렬은 부록의 <부표 4-1>에 제시하였다.

가. 실직 가능성과 고용불안

<표 4-1>은 고용불안의 정도를 실직 가능성으로 측정한 결과를 보여준다. 실직 가능성은 표에서 '실직확률'로 나타나 있는데 이는 취업 상태에서 이탈할 확률, 즉 ($eu+en$)으로 측정한 것이다. 표에서 보는 바와 같이 실직확률은 외환위기와 더불어 매우 급격한 변화를 경험하고 있다. 즉 1993년에 2.7이었던 실직확률은 1994년부터 1996년까지 2.5의 값으로 매우 안정되어 있으며 1997년에도 2.6을 유지하고 있다. 그러다가 1998년에 4.3으로 급증한 후 이듬해에 4.0으로 하락하며 2000년에는 3.7로 하락한다. 이후에는 추가적인 하락이 있다기보다는 2001년의 3.6에서 2002년의 3.2로 그리고 2003년에는 3.6으로 경기변동에 따라 등락을 거듭하는 것으로 보인다.

이에 따라 1993~97년의 평균 실직확률은 2.6이었으나 2000~03년 동안에는 3.5로 높아졌다. 이는 과거에는 취업자 100명 가운데 월평균 2.6명이 실직하였으나 2000년대에 들어와서는 3.5명으로 높아졌음을 의미한다. 결국 실직 가능성으로 평가한 고용불안은 최근 크게 높아진 것으로 정리할 수 있다.

<표 4-1> 고용불안 : 실직 가능성

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~96	2000 ~03
실직확률($eu+en$)	2.7	2.5	2.5	2.5	2.6	4.3	4.0	3.7	3.6	3.2	3.6	2.6	3.5
실직확률1(eu)	0.6	0.4	0.4	0.4	0.5	1.6	1.2	0.9	0.8	0.6	0.7	0.5	0.8
실직확률2(en)	2.2	2.1	2.1	2.0	2.1	2.8	2.8	2.9	2.8	2.6	2.9	2.1	2.8

실직확률은 취업에서 실업으로 옮겨갈 확률 eu 와 취업에서 비경활로 이행할 확률 en 으로 구성되어 있으므로 이들 각각에 대해 살펴보자. 표에서 보듯이 eu 는 1993년부터 1997년까지 0.4~0.6 구간에서 안정되어 있다가 1998년 외환위기와 함께 1.6으로 3배 이상 급등한다. 이듬해인 1999년에 이 값은 1.2로 하락하고 그 다음해인 2000년에 0.9로 하락 하는 등의 변화를 통해 2003년에는 0.7에 있다. 이러한 변화로 인해 eu 는 1993~96년 평균 0.5에서 2000~03년 평균 0.8로 상승하고 있다.

반면 취업상태에서 비경제활동상태로 이행할 확률 en 은 1997년까지 2.0~2.2 구간에서 안정되어 있다가 1998년에 2.8로 크게 상승한 후 이후에도 그러한 수준을 유지하고 있다. 이로 인해 en 은 1993~96년의 2.1에서 2000~03년의 2.8로 크게 증가하는 모습을 보인다.

결국 실직 가능성으로 파악한 고용불안이 외환충격이 거의 해소된 것으로 평가되는 2000년 이후에 높아진 것은, en 의 상승에 크게 기인하며 eu 의 상승에도 다소 기인하고 있다.

나. 취업 가능성과 고용불안

이제 고용불안의 또 다른 한 부분인 재취업 가능성에 대해 살펴보자. <표 4-2>는 이를 정리한 것이다. 재취업확률에는 일할 의사가 없는 비경제활동상태에서보다는 적극적으로 구직활동을 하는 상태인 실업상태에서 취업상태로 이행할 확률이 보다 적합한 것으로 판단된다. 그러나 실직 가능성을 말할 때 취업상태에서 실업상태로 이행뿐만 아니라 비경제활동상태로의 이행도 함께 고려하였으므로 재취업 가능성에서도 실업에서 취업으로 이행뿐 아니라 비경활에서 취업으로의 이행도 아울러 고려하기로 한다⁸⁾.

먼저 실업상태에서 취업상태로의 이행에 대해 살펴보자. 표에서 보듯이 ue 는 1998년에 21.0으로 하락하는 경우를 제외하고는 그 값에 별 차이가

8) 노동시장 신규 참가자도 포함하고 있으므로 엄밀한 의미에서 '재'취업확률과는 다소 차이가 있을 수 있다.

〈표 4-2〉 고용불안 : 재취업 가능성

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~96	2000 ~03
재취업확률1(<i>ue</i>)	24.3	25.3	26.7	27.2	24.3	21.0	25.0	26.5	26.8	25.0	26.0	25.9	26.1
재취업확률2(<i>ne</i>)	3.9	3.5	3.5	3.5	3.2	3.8	4.2	4.2	4.5	4.1	4.4	3.6	4.3

없다. 실제로 *ue*는 1993~96년에서 25.9의 값을 가지며, 2000~03년에는 26.1의 값을 가진다. 따라서 우리는 실업에서 취업으로의 재취업 가능성으로 판단할 때 고용불안의 정도가 높아졌다는 증거를 찾을 수 없다.

비경제활동상태에서 취업으로 옮겨갈 확률은 오히려 상승하였다. 1993년에 3.9로 높았던 *ne*는 1994~96년 동안 변화 없이 3.5의 값을 가지고 있다. 그러다가 1997년에 *ne*는 3.2로 하락하였으나 1998년에 3.8로 상승한 후 1999년에 다시 4.2로 상승하며 2000년 이후로는 더 이상 하락하지 않고 변동하는 모습을 보인다. 이에 따라 *ne*는 1993~96년의 3.6에서 2000~03년에 4.3으로 0.7% 포인트만큼 상승하고 있다.

결국 재취업 가능성으로 평가한 고용불안은 실업상태에서 재취업확률에는 변화가 없으나, 비경제활동상태에서 재취업확률이 높아졌음을 고려한다면 고용불안의 정도는 오히려 낮아진 것으로 평가할 수 있다.

다. 고용불안에 대한 종합적인 평가

본 연구는 고용불안을 실직 가능성과 재취업 가능성으로 정의하여 이에 대해 분석하고 있다. 이행확률 모형과 『경제활동인구조사』 원자료를 사용하여 고용불안을 평가한 결과, 서로 상반되는 듯한 결과를 얻었다. 즉 실직 가능성이 높아지고 재취업 가능성이 낮아졌다면 노동시장에서 고용불안은 명백히 높아진 것으로 판단할 수 있다. 그러나 분석 결과에 따르면 실직 가능성은 높아졌으나 재취업 가능성도 높아졌기 때문에 고용불안에 대한 일률적인 평가가 어렵다.

다만 재취업 가능성에서 우리의 주된 고려는 실업상태에서 재취업인데 이 확률에는 변화가 없다. 따라서 재취업 가능성에 변화가 없다고 보면 실

직 가능성의 증대로 인해 고용불안이 높아진 것으로 파악할 수 있겠다. 또한 비경제활동상태에서 취업확률이 높아진 것을 재취업 가능성의 증대로 받아들인다고 하더라도 고용불안의 정도는 커진 것으로 볼 수 있다. 이는 재취업 가능성보다는 실직 가능성이 근로자 개개인에게 훨씬 더 민감하게 받아들여지기 때문이다.⁹⁾ 뿐만 아니라 재취업에 따른 근로조건 악화 가능성을 염두에 둔다면 재취업 가능성의 증가를 실직 가능성의 증가와 동일한 차원에서 비교하기는 어렵다. 게다가 실직 가능성은 2.6에서 3.5로 35% 상승하고 있으나 비경제활동에서 재취업확률은 3.6에서 4.3으로 19% 상승하는 데에 그치고 있다.

추가적으로 언급할 필요가 있는 사실은 본 연구가 정의한 고용불안의 개념은 이직률(job separation rate) 및 입직률(job finding rate)과 매우 유사하다는 사실이다.¹⁰⁾ 3부문 유량모형(Marston, 1976)에 따르면 균제상태(steady state)에서 실업률은 이직률 α 와 입직률 β 에 의해 결정된다. 이 때 이직률과 입직률은 각각 다음과 같이 정의된다.

$$\alpha = eu + (en) \cdot (1 - Pne), \quad (4-1)$$

$$\beta = ue + (un) \cdot (Pne), \quad (4-2)$$

$$\text{단, } Pne = \frac{ne}{ne + nu}$$

식에서 보듯이 이직률에는 eu 와 en 이 고려되어 있고 $(1-Pne)$, 즉 비경제활동상태에서 노동시장으로 진입하였으나 성공적이지 못하여 실업상태에 있게 될 확률이 en 에 추가적으로 반영되어 있을 따름이다. 또한 입직률에는 ue 가 핵심적인 요소이며 여기에 $un \cdot Pne$ 라는 요소가

9) 이에 대해서는 잠시 후에 다시 언급할 것이다.

10) 여기서 이직률은 이론에서 말하는 개념으로서 남재량(1997)에 따르면 실업유입률로 바꾸어 표현할 수 있다. 마찬가지로 입직률 역시 취업유입률로 달리 나타낼 수 있다. 여기서의 이직률과 입직률은 노동부에서 사업체 조사를 통해 발표하는 이직률 및 입직률과는 다른 개념이다.

추가적으로 고려되어 있다. $un \cdot P_{ne}$ 는 실업에서 비경활로 옮겨간 후 노동시장에 재진입하여 취업하게 될 확률을 나타내는데 P_{ne} 에는 ne 가 중요하게 고려되고 있다. 즉 ue 가 핵심적이고 ne 도 고려되어 있으므로 입직률은 고용불안에 대한 정의에서 재취업 가능성과 유사하다.

실업률을 UR 이라 하면, 균제상태에서 실업률은 다음과 같게 된다.

$$UR = \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \quad (4-3)$$

이 경우 이직률 변화에 따른 실업률의 변화와 입직률의 변화에 의한 실업률의 변화는 각각 다음과 같게 된다.

$$\frac{\partial UR}{\partial \alpha} = \frac{\beta}{A}, \quad (4-4)$$

$$\frac{\partial UR}{\partial \beta} = -\frac{\alpha}{A}, \quad \text{단, } A = (\alpha + \beta)^2 \quad (4-5)$$

여기서 취업자 수가 실업자 수보다 많을 경우 균제상태에서는 $\alpha < \beta$ 의 관계가 성립하므로 $|\partial UR / \partial \alpha| > |\partial UR / \partial \beta|$ 이다. 즉 이직률의 단위 변화에 따른 실업률 변화는 입직률의 단위 변화에 따른 실업률 변화보다 절대값에서 더 크다. 다시 말하면 실업률은 이직률 변화에 더 민감하다. 실제로 우리나라의 이직률과 입직률을 계산해 보면 <표 4-3>과 같다.¹¹⁾ 결국 이직률과 밀접하게 관련되어 있는

11) 실직 가능성과 밀접하게 관련되어 있는 이직률은 1993년 0.77에서 1995년 0.60으로 하락한 후 증가하기 시작하여 1997년에 0.84로 상승하며 1998년 외환위기와 함께 2.38까지 급증한다. 이후 이직률은 다시 하락하나 1.0 이하로 떨어지지 않는다. 이에 따라 1993~96년 동안의 이직률은 0.66에 불과하나 2000~03년 동안에는 1.23으로 두 배 가까이 높아진다. 이는 실직 가능성에서 보았던 사실과 마찬가지로이다.

반면 재취업 가능성과 연결되는 입직률은 1993년의 29.6을 시작으로 1996년까지 꾸준히 상승하나 1997년과 1998년의 하락 이후 다시 크게 증가하

〈표 4-3〉 이직률과 입직률

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~96	2000 ~03
이직률	0.77	0.64	0.60	0.64	0.84	2.38	1.88	1.41	1.27	1.00	1.22	0.66	1.23
입직률	29.6	30.1	32.2	32.2	30.6	28.7	33.4	35.2	36.3	33.8	36.4	31.0	35.4

실질확률이 실업률에 더욱 민감하다는 측면에서도 고용불안 구성요소 가운데 실직 가능성이 보다 강조될 필요가 있다.

결국 몇 가지 측면에서 서로 다른 기준을 사용하여 평가하더라도 고용불안의 정도는 1990년대 초중반¹²⁾에 비해 2000년 이후 더욱 높아진 것으로 볼 수 있겠다. 고용불안이 높아진 것이 사실이라면 우리는 다음 단계의 논의로 넘어갈 수 있다. 그러나 더 이상 논의를 진행하기에 앞서 노동시장의 동태적인 측면에 대해 보다 다양한 측면에서 분석함으로써 노동시장에 대한 이해를 풍부히 하도록 하자. 이 과정에서 고용불안에 대한 추가적인 정보나 실마리를 얻을 수도 있다.

라. 지속기간과 고용불안

이행확률 행렬에서 각 행의 합은 1이므로 실직 가능성($eu+en$)의 증대는 취업지속확률(ee)의 하락을 의미한다. 취업지속확률의 하락은 취업기간의 감소를 의미한다. 즉 취업기간은 일정 조건하에서 $(1-ee)$ 의 역수로 측정할 수 있으므로 ee 로부터 손쉽게 계산할 수 있다. 실제로 <표 4-4>는 기대취업기간이 1993~1996년의 42.1개월에서 2000~2003년의 29.4개월로 급속히 감소하였음을 보여준다. 즉 고용불안을 구성하는 실직 가능성은 기대취업기간의 하락으로도 파악할 수 있다.

였으며 이후에도 상승세를 계속하고 있다. 이로 인해 입직률은 1993~96년의 31.0에서 2000~03년의 35.4로 상승한다. 이 역시 재취업 가능성에서 보았던 사실과 일치한다.

12) 본 연구는 반복되는 숫자의 나열에 따른 단조로움과 지루함을 피하기 위해 1993~96년의 기간을 1990년대 '초중반'으로도 부르기로 한다.

〈표 4-4〉 기대지속기간

(단위: 개월)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~96	2000 ~03
기대취업기간	38.6	42.8	43.0	44.2	41.0	24.1	25.7	28.1	28.9	32.0	28.4	42.1	29.4
기대실업기간	3.4	3.3	3.1	3.1	3.4	3.2	2.8	2.7	2.6	2.9	2.6	3.2	2.7
기대비경활기간	25.9	28.3	27.9	27.1	30.3	19.3	18.7	20.4	19.5	22.8	19.3	27.3	20.5

지속기간의 감소는 취업에서만 나타나는 현상은 아니다. 실업기간도 1993~96년의 3.2개월에서 2000~03년의 2.7개월로 짧아졌다. 1993년 실업기간은 3.4개월이었으며 1998년에도 실업기간은 3.2개월이었다. 즉 외환위기에도 불구하고 실업기간은 별로 영향을 받지 않고 있다. 1999년 들어 실업기간은 오히려 2.8개월로 짧아졌으며 2000년 2.7개월, 2001년 2.6개월로 계속 줄어든다. 2002년에는 2.9개월로 상승하였으나 2003년에 2.6개월로 다시 하락한다. 이에 따라 실업기간이 1990년대 초 중반에 비해 2000년 이후 감소하게 된 것이다. 그런데 앞에서 보았듯이 실업상태에서 재취업확률(ue)은 거의 변하지 않고 있다. 이러한 상태에서 실업기간의 감소, 즉 실업상태에 계속 머물 확률(uu)의 감소는 실업에서 비경제활동상태로 옮겨갈 확률(un)을 높일 수밖에 없다.

실제로 un 은 <표 4-5>에서 보듯이 1993~96년까지 안정적인 모습을 보이다가 1997년에 7.4로 크게 높아졌다가 1998년에 무려 10.9로 상승한다. 1999년에는 11.2로 더욱 높아졌다가 2000년에 10.6으로 하락하나 2001년에 다시 11.5로 더욱 상승한다. 2002년에 다시 10.3으로 하락한 un 은 2003년에 12.6까지 상승하여 가장 높은 값을 보인다. 이에 따라 실업에서 비경활로 옮겨갈 확률은 2000년 이후 평균 11.2로서 1990년대 초중반 5.7의 두 배에 육박한다. 실업상태에 있다는 것은 일하고자 하지만 일자리가 없어 일자리를 알아보고 있는, 즉 구직활동을 하고 있는 상태이다. 이러한 상태에서 비경제활동상태로 옮겨간다는 것은 일자리 찾기를 포기함을 의미하고 이는 실망 근로자(discouraged worker) 효과를 반영한다. 따라서 un 의 증가는 실망실업 효과가 커졌음을 의미한다.

〈표 4-5〉 실업과 비경제활동상태 간의 이행확률

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~96	2000 ~03
<i>un</i>	5.9	5.3	6.1	5.6	7.4	10.9	11.2	10.6	11.5	10.3	12.6	5.7	11.2
<i>nu</i>	0.4	0.4	0.3	0.4	0.6	1.6	1.4	0.9	0.9	0.7	0.9	0.4	0.9

실업에서 비경활로 옮겨가는 경향이 증가하였을 뿐만 아니라 비경활에서 실업으로의 이행확률 *nu*도 증가하였다. 표에서 보듯이 *nu*는 1996년까지 0.4 정도에 머물렀으나 1998년에 1.6으로 크게 증가하였으며 이후 하락하고 있으나 2003년에도 0.9 정도의 수준을 유지하고 있다. 이에 따라 *nu*는 1993~96년의 0.4에서 2000년 이후에는 0.9로 두 배 이상 증가하였다. *nu*는 구직활동을 하지 않다가 일자리를 구하기 시작하였음을 의미한다. 다른 상황에 변화가 없는 상태에서 가구원 가운데 한 명, 예컨대 가구주가 실직상태에 빠지게 되면 구직활동을 하지 않던 배우자가 일자리를 알아보러 다니는 효과가 생겨난다. *nu*는 바로 이러한 현상을 반영한다. 즉 *nu*에는 부가 노동자(added worker) 효과가 상당 부분 반영되어 있다. 물론 다른 이유로 구직활동을 개시하는 경우도 많이 있으므로 *nu*가 모두 부가 노동자 효과를 반영한다고 보기는 어렵다. 이는 *un*의 경우에도 마찬가지이다.

다만 *nu*의 증가는 *un*의 증가와 함께 실업과 비경제활동상태를 넘나드는 경계적인 입장에 처할 확률, 따라서 그러한 상태에 처한 근로자 수가 더 많아졌음을 알려준다. 이러한 현상은 고용불안을 높이는 역할을 할 가능성이 크다. 즉 *nu*의 증가는 이직률을 높이고 입직률을 낮추므로 명백히 고용불안을 높인다. 반면 *un*의 증가는 입직률을 높이는 측면이 있으나 이 효과는 전자에 의해 압도될 것이다. 따라서 실업과 비경활을 오가는 경계 근로자(marginally attached worker)의 증가는 고용불안을 높이는 역할을 하게 된다.¹³⁾

13) 이처럼 *nu*가 증가하고 또 앞에서 보았듯이 *ne*도 증가하였으므로 *nn*은 하락할 수밖에 없다. 이는 곧 비경제활동상태에 머무는 기간이 감소할 것

4. 노동이동(labor turnover)과 고용불안

앞에서 본 바와 같이 취업, 실업, 비경제활동상태 등 특정 노동력 상태에서 머물 확률이 낮아지고 지속기간이 짧아지며 서로 다른 노동력 상태로 이동할 확률이 높아진 현상은 고용불안과 밀접한 관계를 가진다. 여기서는 우리나라 노동시장의 노동이동의 정도를 보다 구체적으로 측정하고 여기에 나타나는 특징들을 살핌으로써 고용불안에 대한 시사점들을 찾도록 하자.

먼저 노동시장 전체에서 노동이동의 정도를 측정하기 위해 새로운 변수인 노동이동률(labor turnover rate)을 정의하자. 이는 지난 기의 취업과 실업 및 비경제활동상태에 있는 모든 사람들 가운데 다음 달에 노동력 상태변화를 경험한 사람들의 비율로 정의할 수 있다. 이렇게 정의된 노동이동률은 노동력 상태변화를 경험하는 사람들의 비율로 해석할 수 있고 따라서 노동이동의 정도를 측정한다¹⁴⁾. 즉,

$$\begin{aligned} \text{노동이동률} &= \frac{EU + EN + UE + UN + NE + NU}{E_{t-1} + U_{t-1} + N_{t-1}} \quad (4-6) \\ &= 1 - \frac{EE + UU + NN}{E_{t-1} + U_{t-1} + N_{t-1}} \end{aligned}$$

<표 4-6>은 식 (4-6)으로 정의된 노동이동률을 측정한 결과이다. 표에서 보듯이 노동이동률은 1993년의 3.8에서 1994년에 3.5로 하락한 후 1997년까지 거의 변화가 없다. 외환위기와 함께 노동이동률은 5.9로 상승하며 이후 다시 하락하여 2003년에 5.0을 유지하고 있으나 이는 1990년대 초중반에 비해 크게 높아진 수치이다. 1993~96년의 노동이동률은 평균

임을 의미한다. 우리는 <표 4-4>에서 기대비경제활동기간이 1990년대 초 중반의 27.3개월에서 2000년 이후의 20.5개월로 감소하였음을 볼 수 있다.

14) 남재량·류근관(1999)은 (식 4-6)의 노동이동률과 잠시 후에 정의될 취업, 실업, 비경활 유출입을 1985년부터 1997년까지 제시하고 있으며 이와 관련하여 보다 구체적인 분석을 하고 있다.

〈표 4-6〉 노동이동률

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~96	2000 ~03
노동이동률	3.8	3.5	3.4	3.4	3.5	5.9	5.9	5.1	5.1	4.4	5.0	3.5	4.9

3.5에 불과하였으나 2000~03년에는 4.9로 높아졌다. 즉 생산가능인구 100명 가운데 1개월 동안에 노동력상태의 변화를 경험하는 사람의 수가 분석기간 동안 평균 3.5명에서 5.3명으로 크게 많아진 것이다. 노동시장에서의 이러한 노동이동성의 증가는 고용불안의 증대와 밀접하게 관련되어 있다.

위에서 본 노동이동률은 취업과 실업, 그리고 비경제활동이라는 세 노동력 상태간 이동의 빈번한 정도를 종합적으로 측정한다. 이제 이와 유사하게 각 노동력 상태별로 노동이동의 정도를 정의하고 측정하여 보자. 이를 통해 위에서 관찰된 노동이동성 증가가 각 노동력 상태별로도 관찰되는 특징인지를 알아보기로 한다. 취업과 실업, 그리고 비경제활동상태에서 다른 노동력 상태로 빈번하게 이동하는 정도를 각각 취업유출입률, 실업유출입률, 그리고 비경제활동유출입률이라 하면 노동이동률과 유사하게 다음과 같이 정의할 수 있다. 즉,

$$\text{취업유출입률} = \frac{EU + UE + EN + NE}{E_{t-1}} \quad (4-7)$$

$$\text{실업유출입률} = \frac{EU + UE + NU + UN}{U_{t-1}} \quad (4-8)$$

$$\text{비경제활동유출입률} = \frac{NE + EN + NU + UN}{N_{t-1}} \quad (4-9)$$

이 세 유량변수는 각각 취업자 풀, 실업자 풀, 그리고 비경제활동인구 풀의 구성원들이 얼마나 신속하게 또는 마찬가지로 얼마나 빈번하게 교체되는지를 측정한다. 이렇게 정의된 세 유량변수를 측정한 결과가 <표 4-7>에 요약되어 있다. 표에서 보듯이 모든 노동력 상태의 유

출입률이 증가하였음을 볼 수 있다. 먼저 취업유출입률을 보면 1993년에 6.1로 다소 높았으나 1996년까지 계속 하락하여 5.2에 이르렀다가 외환 위기와 더불어 크게 상승하고 있다. 이후 취업유출입률은 감소하여 2003년에 7.4에 이른다. 이에 따라 2000년 이후의 취업유출입률은 7.3으로서 1993~96년의 5.5에 비해 상당히 높아진 상태이다. 실업유출입률과 비경활유출입률도 유사한 움직임을 보이며 1990년대 초중반에 비해 상당한 정도로 상승하였다.

〈표 4-7〉 각 노동력 상태별 유출입률

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~96	2000 ~03
취업유출입률	6.1	5.4	5.3	5.2	5.3	8.5	8.6	7.7	7.6	6.6	7.4	5.5	7.3
실업유출입률	59.5	58.7	64.3	67.0	65.7	69.1	68.7	73.0	75.1	69.2	77.5	62.4	73.7
비경활유출입률	7.9	7.3	7.4	7.3	7.4	10.5	10.8	10.1	10.4	9.3	10.4	7.5	10.0

이상에서와 같이 우리는 노동시장의 이동성을 비롯한 각 노동력 상태별 유출입률이 크게 높아졌음을 볼 수 있다. 이는 우리나라의 근로자들이 보다 빈번한 노동력 상태변화를 경험하게 되었음을 의미하며 이는 고용불안의 증대와 밀접하게 관련되어 있을 것이다.

제5장 고용불안계층의 식별

1. 분석의 필요성

앞 장에서 우리는 한국의 노동시장에서 최근 들어 고용불안의 정도가 높아진 것으로 결론지었다. 그렇다면 과거에 비해 고용이 더욱 불안하게 된 이유는 무엇일까? 이 문제에 답하기 전에 우리는 고용불안의 증대가 특정 집단에 의한 것인지 여부에 대한 질문을 던져 볼 필요가 있다.¹⁵⁾ 즉 고용불안의 증대는 어떤 특정 집단에 의해 주도된 것일까, 아니면 대부분의 노동력 집단에서 공통적으로 나타나는 것일까?

보다 구체적으로 우리는 고용불안이 주로 실직 가능성에 의해 야기되었음을 보았다. 그렇다면 이러한 실직 가능성 증대는 어떤 특정 노동력 집단에 의한 것일까, 아니면 모든 집단 혹은 계층에서 공통된 현상일까? 고용불안의 또 한 가지 측면인 실업에서 재취업 가능성에는 변화가 없는 것으로 나타났는데 이는 모든 노동력 집단들에 공통된 현상일까? 혹시 어떤 특정 노동력 집단에는 재취업 가능성으로 파악한 고용불안이 크게 높아진 반면, 다른 집단에는 재취업 가능성이 낮아져 전체적으로 재취업 가능성에 변화가 거의 없게 된 것은 아닐까? 실업이 아니라 비경제활동상태에서 재취업 가능성은 높아진 것으로 나타났

15) 고용불안을 초래한 원인에 대한 분석은 제6장과 제7장에서 이루어질 것이다.

는데 이 역시 특정 집단에 의해 주도된 것인가, 아니면 대부분의 집단에서 마찬가지로인가?

취업과 실업 간의 이동뿐 아니라 실업과 비경제활동상태 간의 이동도 고용불안을 야기할 수 있음을 보았다. 그렇다면 실업과 비노동력 상태 간의 이행 가능성 증가는 어떤 구분되는 특징을 가진 사람들에게 의해 나타나게 된 현상은 아닐까?

우리가 만약 이러한 여러 질문에 답할 수 있다면, 우리는 한국의 고용불안에 대해 보다 잘 이해할 수 있을 뿐 아니라 정책적으로도 중요한 의미를 도출할 수 있을 것이다. 예컨대, 특정 집단이나 계층에 의해 주로 고용불안이 초래되었다면 정책의 초점이 한 곳으로 모아질 수도 있다.

앞 장에서 우리는 유량변수들을 사용하여 고용불안에 대해 알아보았는데 어디까지나 집계 자료를 사용한 분석이었다. 즉 경제전체에 대해 집계된 유량변수들을 사용하였다. 이제 제5장에서 우리는 집계된 유량변수들이 아니라 세부 노동력 집단별 자료들을 사용하여 고용불안의 발생 원인을 보다 구체적으로 살펴보고 아울러 고용불안 계층을 식별하고자 한다. 먼저 실직 가능성에 대해 살펴보고 다음으로 취업 가능성에 대해 알아보자.

2. 실직 가능성과 고용불안계층

실직 가능성을 가장 대표적인 인적 특성인 성별로 구분하여 정리한 것이 <표 5-1>이다. 표에서 보듯이 남성의 실직확률은 1993~96년의 1.7에서 2000~03년의 2.6으로 상승한다. 여성의 경우도 동일 기간 동안 3.8에서 4.8로 높아지고 있다. 상대적으로 남성의 실직확률이 더욱 크게 상승하고 있으나 여성의 실직 가능성도 상당 정도로 상승하고 있다. 따라서 우리는 실직 가능성이 높아진 것은 성별로 볼 때 특정 집단에 의한 것이라기보다는 남성과 여성 모두에서 실직확률이 높아졌기 때문임을 알 수 있다.

〈표 5-1〉 성별 실직확률($eu+en$)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	1993 ~96	2000 ~03
남성	1.8	1.7	1.6	1.7	1.8	3.5	3.1	2.8	2.7	2.3	2.6	2.3	1.7	2.6
여성	4.1	3.8	3.8	3.6	3.8	5.6	5.3	5.0	4.9	4.4	5.0	4.3	3.8	4.8

연령별로 보더라도 실직 가능성의 증대는 특정 집단에 한정되지 않는다. <표 5-2>는 연령집단을 15~29세의 청년 집단과 30~54세의 기간 노동력(primary labor force) 집단 및 55세 이상의 노년 노동력 집단으로 구분하여 각 집단의 실직확률들을 보여주고 있다. 표에서 보듯이 각 연령집단의 실직확률은 모두 상승하였다. 청년 집단의 실직확률은 1993~96년의 3.3에서 5.5로 높아졌고, 기간 노동력 집단의 실직확률은 1.9에서 2.6으로 상승하였으며, 노년 집단의 경우는 3.9에서 4.6으로 상승하였다. 즉 연령집단으로 구분하더라도 실직 가능성의 상승은 특정 연령층에 의한 것이라기보다는 세 집단 모두에서 공통적으로 나타난다.

〈표 5-2〉 연령별 실직확률($eu+en$)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	1993 ~96	2000 ~03
청년	3.6	3.3	3.2	3.4	3.7	5.8	5.8	5.5	5.6	5.2	5.9	5.7	3.3	5.5
기간	2.0	1.8	1.8	1.8	1.9	3.5	3.1	2.8	2.6	2.3	2.6	2.3	1.9	2.6
노년	4.1	4.0	3.9	3.6	3.6	5.5	5.2	5.1	4.5	3.9	4.8	3.3	3.9	4.6

이제 노동력 집단을 학력으로 구분하여 각 집단들의 실직확률을 살펴보자. <표 5-3>은 이를 요약한 것이다. 표에서 보는 바와 같이 학력별로 구분하는 경우에도 실직확률의 상승은 모든 학력 집단들에서 공통된 특징이지 특정 학력 집단에 국한되어 있지 않다. 즉 중졸 이하 학력 집단의 실직확률은 1993~96년의 3.3에서 2000~03년의 4.6으로 상승하였고, 고졸 집단의 실직 가능성은 2.5에서 3.8로 높아졌다. 전문대졸 학

〈표 5-3〉 학력별 실직확률(eu+en)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	1993 ~96	2000 ~03
중졸 이하	3.5	3.2	3.2	3.2	3.3	5.5	5.0	5.0	4.5	4.1	4.9	3.9	3.3	4.6
고졸	2.6	2.4	2.4	2.4	2.7	4.6	4.3	3.9	3.9	3.5	4.0	3.6	2.5	3.8
전문 대졸	1.7	1.7	1.7	1.7	1.6	3.2	3.0	2.7	2.5	2.3	2.6	2.5	1.7	2.5
대졸 이상	4.1	3.8	3.8	3.6	3.8	5.6	5.3	5.0	4.9	4.4	5.0	4.3	3.8	4.8

력을 가진 집단에서도 실직확률은 1.7에서 2.5로 높아지고 있으며, 대졸 이상의 학력 집단에서도 실직 가능성은 3.8에서 4.8로 높아지고 있다.

이미 언급한 바와 같이 고용불안계층이라고 하면 많은 사람들이 가장 먼저 떠올리는 근로자 집단이 비정규직 종사자이다. 비정규근로의 정의와 측정에 대해서는 많은 논란이 있었는데,¹⁶⁾ 여기서는 임시·일용으로 구분한 근로를 비정규근로로 파악하기로 한다. 이제 실직 가능성을 근로자들의 종사상 지위로 구분하여 어떠한 지위에서 고용불안이 증대되었는지 알아보자. <표 5-4>는 이를 정리한 것이다.

표에서 임금근로의 경우를 먼저 살펴보면 이들의 실직확률이 크게 높아졌음을 알 수 있다. 1993년에 3.0, 1994~96년에 2.7, 그리고 1997년에 2.9이던 실직확률이 1998년에 급증하여 5.0까지 상승한다. 1999년에 실직확률은 4.6으로 하락하지만 이후 4.0 수준에서 부침하고 있을 뿐 과거의 수준으로 하락하지 않고 있다. 이에 따라 임금근로자들의 실직확률은 1993~96년의 2.8에서 2000~03년의 4.0으로 크게 상승한다.

이러한 실직확률의 상승을 초래한 집단을 확인하기 위해 임금근로를 보다 세분하여 실직확률을 살펴보자. 먼저 상용직의 실직확률을 보면 1998년에 크게 상승하는 것을 제외하고는 대략 2.2를 중심으로 등락하고

16) 안주엽·조준모·남재량(2001) 참조.

〈표 5-4〉 종사상 지위별 실직확률(eu+en)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~96	2000 ~03
임금근로	3.0	2.7	2.7	2.7	2.9	5.0	4.6	4.3	4.1	3.7	4.1	2.8	4.0
상 용	2.5	2.0	2.2	2.2	2.4	3.5	2.2	2.2	2.3	1.7	2.4	2.20	2.15
임 시	9.7	7.5	7.5	7.5	7.6	11.2	8.5	7.8	8.4	6.3	8.5	8.1	7.8
일 용	14.7	13.0	13.2	12.7	14.0	23.8	18.9	17.3	17.8	14.1	19.2	13.4	17.1
비임금근로	2.3	2.3	2.2	2.1	2.1	3.3	3.0	2.8	2.7	2.3	2.7	2.2	2.6

있다. 실제로 이 집단의 실직확률은 1993~96년에 2.20이었으며 2000~03년에는 2.15로 미소하나마 오히려 하락하고 있다. 이러한 상용직 실직확률 하락은 기대취업기간의 상승으로 연결되어 <표 5-5>에서 보듯이 이들의 기대취업기간이 45.7개월에서 47.2개월로 길어진다.

임시직의 실직확률 역시 1998년에 11.2로 크게 상승한다는 점을 제외하고는 대체로 8.0을 중심으로 변동하는 모습을 보일 뿐 근본적인 변화를 보이지는 않는다. 즉 이들의 실직확률은 1993~96년에 8.1의 값을 가지며 2000~03년에 7.8의 값을 가져 미소하게 하락하였지만 의미있는 차이로 보기는 어렵다. 미소한 정도에 불과하나 실직확률의 하락은 취업기간의 상승으로 연결되어 임시직의 취업기간이 12.5개월에서 13.1개월로 길어지고 있음을 <표 5-5>에서 볼 수 있다.

상용직과 임시직의 이러한 변화와 달리 일용직의 실직확률은 매우 높은 수준에서 크게 상승하고 있다. 먼저 일용직의 실직확률을 보면

〈표 5-5〉 종사상 지위별 기대취업기간

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	1993 ~96	2000 ~03
상 용	40.5	51.2	46.0	45.2	41.2	28.2	45.5	46.4	42.7	58.0	41.8	57.4	45.7	47.2
임 시	10.3	13.3	13.2	13.3	13.1	8.9	11.7	12.8	11.9	15.8	11.7	14.3	12.5	13.1
일 용	6.8	7.7	7.6	7.9	7.1	4.2	5.3	5.8	5.6	7.1	5.2	5.9	7.5	5.9
비임금	42.6	44.4	45.8	47.5	47.1	30.2	33.0	35.5	37.6	42.7	37.5	53.1	45.1	38.3

1993년부터 2003년까지 11년의 기간동안 13.0 아래로 떨어진 적이 거의 없을 정도로 그 값이 크다. 즉 일용직 종사자 100명 가운데 다음 달에 실직하는 근로자가 13명을 넘는다. 1993년에 이들의 실직확률은 14.7로 높으나 이후 계속 하락하여 1996년의 12.7에 이르렀다가 1997년에 14.0으로 상승하며 1998년에 무려 23.8까지 상승한다. 즉 외환위기 발생 당시 일용직에 종사하고 있던 근로자 100명 중 23.8명이 그 다음 달에 일자리를 잃고 있다. 1999년 들어 일용직의 실직확률은 18.9로 떨어지고 2000년에 다시 17.3으로 하락하지만 이후 더 이상 하락하지 않고 등락을 거듭한다. 이에 따라 일용직 실직확률은 1993~96년에 13.4였으나 2000~03년에 이르면 17.1로 상승한다. 이에 따라 일용직의 취업기간은 7.5개월에서 5.9개월로 크게 짧아진다.

이제 비임금근로자의 실직 가능성을 살펴보자. 이들의 실직확률은 1993년의 2.3에서 1997년의 2.1까지 안정되어 있다가 1998년에 3.3으로 상승한 후 1999년에 3.0, 2000년에 2.8로 다시 하락하고 있으나 2000년 이후 평균 2.6의 값을 가져 1990년대 초중반의 2.2에 비해 다소 높아졌다. 이로 인해 비임금근로자들의 취업기간 역시 45.1개월에서 38.3개월로 다소 짧아졌다.

이상에서 살펴본 바와 같이 취업자라고 하더라도 각자의 종사상 지위에 따라 실직 가능성으로 정의한 고용불안의 정도는 상당한 차이를 보인다. 상용직과 임시직에서 실직 가능성은 오히려 미소하게나마 감소하였다. 따라서 상용직과 임시직은 최근의 증대된 고용불안을 초래한 집단으로 볼 수 없다. 실직 가능성으로 볼 때 고용불안은 일용직 종사자에 의해 초래되었으며, 비임금근로자도 고용불안의 증대에 일부 기여하고 있다.

그런데 여기서 주의할 필요가 있는 것은 증대된 고용불안의 대부분을 초래한 일용직 집단의 실직확률은 외환위기 발생 전인 1997년부터 상승하고 있다는 사실이다. 비정규직 비중이 1993년을 기점으로 증가하고 있다는 사실 등과 함께 생각할 때 고용불안의 정도는 이미 외환위기 발생 전부터 높아져 온 것으로 볼 수 있고, 따라서 고용불안의 문제는 노동시장의 구조적인 문제일 가능성을 제기하게끔 한다.

3. 재취업 가능성과 고용불안계층

앞 장에서 이미 살펴본 바와 같이 근로자 전체를 대상으로 할 경우 실업상태에서 재취업할 확률에는 사실상 변화가 없다. 즉 2000년 이후나 1990년대 초중반이나 모두 재취업확률은 26.0 정도이다. 이를 두고 우리는 앞에서 재취업 가능성으로 파악한 고용불안 정도에는, 신중하게 판단하여야 한다는 전제를 달긴 하였지만, 변화가 없는 것으로 보았다. 그러나 이러한 재취업확률 역시 인적특성으로 구분한 근로자 집단들이나 종사상의 지위로 구분할 경우 집단에 따라 달라질 수 있다. 먼저 인적특성으로 구분한 경우를 살펴보자.

<표 5-6>은 실업에서 재취업확률을 성별로 구분하여 정리한 표이다. 표에서 먼저 여성의 재취업확률을 보면 1993~96년의 27.6에서 2000~03년의 28.6으로 상승하고 있으나 상승폭은 1.0포인트로 미미한 정도의 그친다. 남성의 재취업확률은 25.0에서 24.7로 하락하여 여성과 다른 모습을 보이고 있으나 0.3포인트의 하락은 미약한 변화로서 의미를 부여하기 어렵다. 결국 성별로 볼 때 재취업 가능성에는 별 변화가 없는 것으로 파악할 수 있다.

이제 연령으로 노동력 집단을 구분하여 재취업확률의 변화를 살펴보자. <표 5-7>은 앞에서 실직확률을 분석할 때와 마찬가지로 연령집단을 청년과 기간, 그리고 노년 집단으로 구분하여 재취업확률을 보고 있다. 표에서 보듯이 세 연령집단 모두에서 재취업확률의 변화는 미약하다. 청년의 재취업확률은 1993~96년의 24.5에서 2000~03년의 25.8로 1.3포인트 상승하고 있는데 이는 미약한 변화에 불과하다. 기간 노동력

<표 5-6> 성별 재취업확률(ue)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	1993 ~96	2000 ~03
남성	23.6	24.6	26.3	25.6	23.2	20.4	24.4	25.0	25.7	23.5	24.7	26.5	25.0	24.7
여성	25.7	26.7	27.5	30.6	26.1	22.2	26.1	29.5	28.8	27.9	28.2	29.0	27.6	28.6

〈표 5-7〉 연령별 재취업확률(ue)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	1993 ~96	2000 ~03
청년	22.6	23.7	25.5	26.2	23.6	19.7	24.9	26.6	26.2	24.8	25.6	26.2	24.5	25.8
기간	27.8	28.2	28.8	28.8	25.6	22.2	25.4	26.7	27.4	25.6	26.5	29.7	28.4	26.5
노년	24.3	26.4	24.1	26.9	21.4	20.3	23.0	25.2	26.1	21.3	25.0	23.4	25.4	24.4

집단의 경우에는 동일 기간 동안 28.4에서 26.5로 1.9포인트 감소하고 있으나 이 역시 미약한 변화에 불과하다. 노년 집단의 재취업확률은 25.4에서 24.4로 감소하나 이 역시 미약한 변화이다. 따라서 각 연령집단의 재취업확률은 의미를 부여하기 어려울 정도의 미약한 변화만 경험할 뿐 특정 집단에서 압도적인 변화를 보이는 것으로 평가하기 어렵다.

재취업확률에서 의미를 부여할 수 있을 정도로 큰 변화를 경험하는 집단을 찾기 어려운 것은 노동력 집단을 학력으로 구분한 경우에도 마찬가지이다. <표 5-8>은 이를 정리한 것이다. 표에서 보듯이 중졸이하의 학력 집단에서 재취업확률은 1993~96년의 30.8에서 2000~03년의 30.2로 거의 변하지 않고 있으며, 고졸 집단에서도 26.8에서 27.2로 거의 변하지 않는다. 전문대졸 집단에서도 재취업확률은 23.8에서 22.4로 크게 변하지 않으며, 대졸 이상의 학력을 가진 근로자 집단에서도 재취업 가능성은 27.6에서 28.6으로 1.0포인트 상승에 그치고 있다.

이제 종사상의 지위로 구분할 경우 재취업확률의 변화에 대해 살펴보자. <표 5-9>는 이를 정리한 것이다. 표에서 ‘근로자 전체’는 지난 달에 실업상태에 있던 근로자들 가운데 이번 달에 임금근로와 비임금근로를 막론하고 취업상태로 옮겨간 사람들의 비율로서 이미 앞 장에서 제시하였으나 참고로 다시 제시하였다. 반면 표에서 ‘근로자 전체’를 제외한 다른 값들은, 문제를 보다 잘 부각시켜 보기 위해, 실업에서 취업으로 옮겨간 사람들(UE) 가운데 특정 종사상 지위로 이행한 사람의 비율을 나타낸다. 즉 표에서 ‘임금근로’의 경우는 UE 가운데에서 임금근로자로 옮겨간 사람들의 비율이며 ‘비임금근로’는 비임금근로자로 이

〈표 5-8〉 학력별 재취업확률(ue)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	1993 ~96	2000 ~03
중졸 이하	30.3	30.2	31.5	31.4	28.1	24.1	28.5	29.9	30.5	27.4	32.8	33.4	30.8	30.2
고졸	25.2	26.1	28.0	27.8	25.1	20.7	24.9	27.4	28.0	26.7	26.6	27.9	26.8	27.2
전문 대졸	23.2	24.2	20.6	27.3	24.3	19.6	21.8	22.0	21.4	21.5	24.7	25.2	23.8	22.4
대졸 이상	25.7	26.7	27.5	30.6	26.1	22.2	26.1	29.5	28.8	27.9	28.2	29.0	27.6	28.6

행한 사람들의 비율이다. 따라서 이들 들을 더하면 100이 된다. 마찬가지로 상용직과 임시직 및 일용직의 값들을 모두 더하면 임금근로의 값이 나온다.

먼저 재취업자 가운데 임금근로자로 취업한 비율은 1990년대 초중반에는 85.1%였으나 2000년 이후에는 87.5%로 미약하게 상승하고 있다.¹⁷⁾ 그런데 임금근로의 재취업 비율이 종사상 지위별로 크게 다르다. 상용직으로의 재취업 비율은 23.1%에서 13.6%로 급락하였으나 임시직으로의 취업비율은 44.1%에서 40.1%로 약간만 하락하였을 뿐이며, 일

〈표 5-9〉 종사상 지위별 재취업확률(ue)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~96	2000 ~03
근로자 전체	24.3	25.3	26.7	27.2	24.3	21.0	25.0	26.5	26.8	25.0	26.0	25.9	26.1
임금근로	84.6	85.7	84.8	85.4	84.9	84.9	86.8	87.2	86.5	87.4	89.0	85.1	87.5
상용직	22.8	23.9	24.1	21.8	15.8	8.9	9.1	11.7	12.1	15.8	14.5	23.1	13.6
임시직	44.0	44.4	42.8	45.2	46.7	38.2	36.0	38.1	40.4	40.1	41.9	44.1	40.1
일용직	17.8	17.5	18.0	18.4	22.4	37.9	41.7	37.4	34.0	31.5	32.6	17.9	33.9
비임금근로	15.4	14.3	15.2	14.6	15.1	15.1	13.2	12.8	13.5	12.6	11.0	14.9	12.5

17) 이는 비임금근로의 재취업 비율이 다소 하락하였음을 의미한다.

용직으로의 재취업은 17.9%에서 33.9%로 급증하였다. 즉 실업에서 취업으로 옮겨가는 사람들 100명 가운데 상용직으로 이행한자는 10년 전에 비해 10명 가량이나 줄어들었고, 일용직으로 취업하는 사람은 16명이나 증가하였다.

결국 재취업 가능성으로 평가한 고용불안에도 큰 변화가 있었음을 알 수 있다. 상용직으로의 재취업확률은 급락하고, 일용직으로의 재취업 가능성은 급증하는 형태로 재취업의 질이 크게 악화된 것이다. 이는 재취업 가능성의 질적인 측면으로 평가할 경우 고용불안이 크게 높아졌음을 알려주는 중요한 결과이다.

제6장 고용의 창출·소멸과 고용불안계층

우리는 앞의 분석을 통해 최근 들어 고용불안이 증대되었음을 확인할 수 있었다. 구체적으로 실직 가능성의 증대와 재취업 가능성의 질적인 악화가 이러한 고용불안을 야기하는 요인임도 보였다. 그렇다면 이제 이러한 고용불안의 증대가 고용의 창출 및 소멸과는 어떠한 관계를 가지고 있는지 살펴보자. 즉 고용불안을 야기하는 보다 근본적인 원인으로 일자리 변동에 대해 알아보자.

1. 고용의 창출과 소멸의 측정

먼저 고용의 창출과 생성을 어떻게 측정할 수 있는지 방법론에 대해 알아보자. 이미 잘 알려져 있듯이 일자리의 창출과 소멸을 측정하는 방법에는 여러 측도들이 있다. 가장 대표적인 것은 Davis, Haltiwanger, and Schub(1996)이 제시하는 방법이다. 그러나 본 연구는 이들의 방법을 사용하기보다는 본 연구가 고용불안의 측정을 위해 사용한 자료와 동일한 자료를 사용하여 고용 창출 및 소멸을 측정하고자 한다. 이는 무엇보다도 자료 사용의 일관성을 유지하기 위한 것이다.

다행히 Hopenhayn(2000), Galiani and Hopenhayn(2003) 등은 본 연구가 분석에 사용하고 있는 가구조사 자료인 『경제활동인구조사』와 유

사한 자료를 사용하여 고용의 창출 및 소멸을 측정하는 방법을 제시하고 있다. Hopenhayn(2000)은 취업자 중 6개월 혹은 1개월 이하 취업자의 비율을 고용 창출의 측도로 사용한다. 그리고 6개월 혹은 1개월 이하 실업자의 취업자에 대한 비율을 고용 소멸의 측도로 사용하고 있다. 본 연구도 이들의 방법을 사용하여 우리나라의 고용 창출과 소멸을 측정하기로 한다.

최경수(2001)는 이미 Hopenhayn의 방법론과 「경제활동인구조사」 자료를 사용하여 우리나라에서 고용의 창출과 소멸을 측정한 바 있다. 다만 최경수는 9월이라는 특정한 달(month)을 기준으로 하여 고용의 창출과 소멸을 측정하고 있는 반면, 본 연구는 이에 따른 위험을 고려하여 4개월의 평균을 사용하기로 한다. 즉 고용의 창출과 소멸을 측정하기 위해서는 1년 중 어떤 달에 취업상태에 있거나 실업에 처해 있는 근로자가 6개월 또는 1개월 이하의 기간 동안 취업이나 실업상태에 있는지를 알아야 한다. 본 연구가 분석에 사용하고 있는 자료는 표본을 5년마다 전면 교체하므로 이를 전후한 시기에서는 연도를 달리할 경우 고용의 창출과 소멸을 측정할 수 없다. 연도를 달리하지 않으면서 특정한 달을 기준으로 삼는 위험을 피하기 위해 본 연구는 8월과 9월, 10월, 그리고 11월에 취업이나 실업에 있던 사람들의 이전 노동력 상태를 추적하여 6개월 이하 취업자 또는 6개월 이하 실업자의 비율을 구해 이들을 평균하여 고용 창출 및 고용 소멸의 정도를 파악하기로 한다.¹⁸⁾

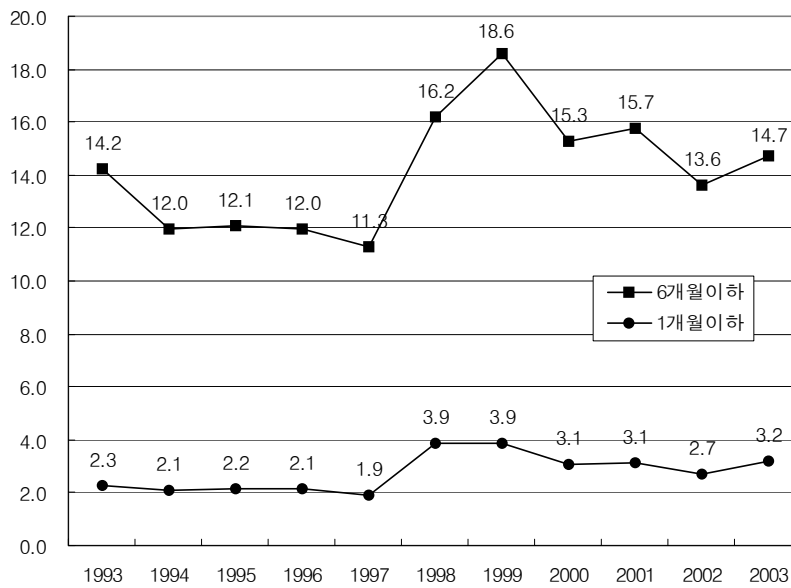
아래의 [그림 6-1]은 이상의 방법으로 측정한 고용 창출의 정도를 그린 것이다. 그림에서 보듯이 고용의 창출은 외환위기를 전후하여 확연히 구분되는 모습을 보인다. 6개월 이하 취업자 비율로 고용 창출을 파악할 경우 고용의 창출은 1993년에 14.2로 높았으나 1994년에 12.0으로 하락한 이후 1997년까지 유사한 수준에 머물고 있다. 그러나 외환위기와 함께 16.2, 18.6으로 상승한 후 다시 하락하여 2000년 이후에는

18) 1월과 12월을 제외한 것은, 분석에 1월과 12월이 포함되면 이 때에는 계절성을 포함하여 다양한 요인들이 작용할 수 있음을 감안한 것이다. 이렇게 측정한 고용의 창출과 소멸 정도는 최경수(2001)의 측정결과와 크게 다르지 않다.

13~16 사이에서 등락하고 있다. 실제로 2000~03년 고용 창출의 평균은 14.8이며 이는 1993~96년의 평균인 12.6보다 2.2포인트 크다. 이러한 결과는 1개월 이하 취업자 비율로 파악하더라도 마찬가지이다. 1개월 이하 취업자 비율은 1993~96년 평균 2.2에서 2000~03년 평균 3.0으로 상승하였다.

고용 창출에 대한 이러한 결과는 한국 노동시장에서 증대된 고용불안이 고용이 창출되지 않아서가 아님을 알려주는 중요한 결과이다. 고용은 외환위기 발생 전에 비해 더 많이 창출되고 있다.

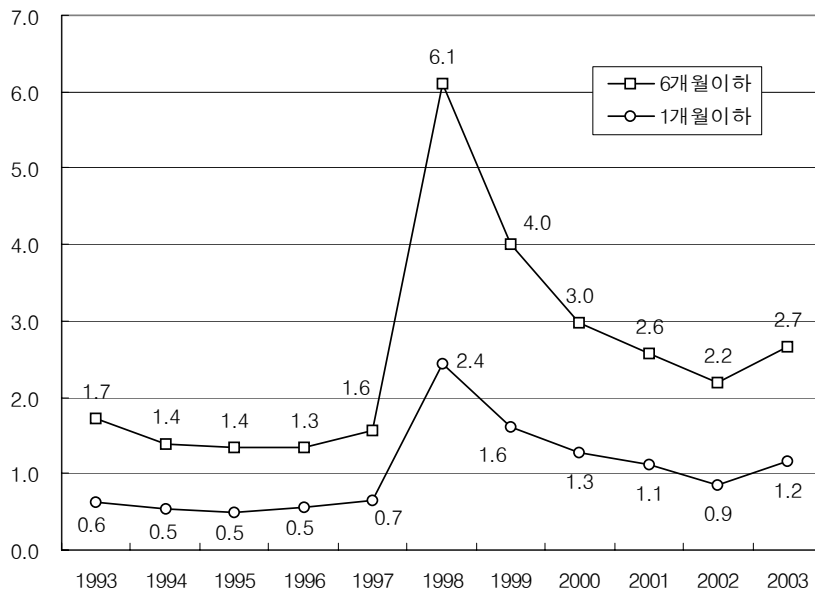
[그림 6-1] 고용의 창출



이제 고용의 소멸에 대해 살펴보자. 고용의 소멸을 측정하는 결과는 [그림 6-2]에 제시하였다. 그림에서 보듯이 고용의 소멸도 대체로 고용의 창출과 유사한 모습을 보인다. 먼저 6개월 이하 실업자의 비율로 측정하는 고용 소멸을 보면 1993년의 1.7에서 1994년의 1.4로 하락한 이후 1996년까지 대체로 유사한 수준을 보이고 있다. 1997년에는 1.6으로 상

증하고 있는데, 이는 고용의 창출이 1997년에 다소 감소하고 있는 현상과 대비된다. 그러나 1998년 외환충격과 더불어 고용의 소멸은 급격하게 높아져 1998년에 6.1에 달하게 된다. 1999년에는 4.0으로 감소하고 있고 2000년에 다시 3.0으로 하락하며 이후에는 2.6에서 2.2, 그리고 2.7로 부침하는 모습을 보인다. 이에 따라 2000~03년의 고용 소멸 정도는 평균 2.6의 값을 가지며 1993~96년의 1.5에 비해 매우 높다. 이러한 결과는 1개월 이하 실업자 비중으로 측정된 고용 소멸의 경우도 마찬가지이다. 이 경우 고용 소멸은 1993~96년 평균 0.6에서 2000~03년 평균 1.1로 상승하고 있다.

[그림 6-2] 고용의 소멸



결국 이상의 고용 창출과 소멸에 대한 분석을 통해 우리는 실직 가능성 증대에 따른 고용불안의 증대가 고용이 창출되지 않아서가 아니라 고용의 소멸이 높아졌기 때문임을 알 수 있다. 고용의 소멸은 지난 10년 동안 1.5에서 2.6으로 그리고 0.6에서 1.1로 73.3~83.3% 높아졌다.

2. 고용 창출·소멸의 분포와 고용불안계층

이제 고용의 창출과 소멸이 어떤 곳에서 주로 발생하고 있는지 알아보자. 먼저 인적 특성별로 노동력 집단을 구분하여 각 집단들에서 고용의 창출과 소멸을 살펴본 뒤 종사상의 지위별 고용 창출에 대해서도 알아보자.

가. 성 별

고용의 창출을 성별로 구분하여 보더라도 경제 전체에서와 유사한 특징이 나타난다. <표 6-1>은 고용의 창출을 성별로 정리한 것이다. 표에서 보듯이 남성 집단에서 창출된 고용은 6개월 이하 취업자의 비율로 볼 때 1993~96년 평균 8.0이었으며 2000~03년에 들면 10.6으로 상승한다. 여성의 경우도 19.0에서 20.6으로 상승하고 있다.

이는 1개월 이하 취업자의 비율로 보더라도 마찬가지이다. 1개월 이하 취업자 비율로 파악한 고용 창출의 정도는 남성의 경우 1993~96년 평균 1.3에서 2000~03년 평균 2.1로 상승한다. 여성의 경우도 3.4에서 4.2로 상승하고 있다.

결국 성별로 구분하여 고용창출을 보더라도 고용의 창출이 어떤 특정 집단에 치우쳐 있지 않다. 고용의 창출은 남성과 여성에서 공통적으로 외환위기 발생 전에 비해 2000년 이후 증대되었다.

<표 6-1> 고용의 창출 : 성별

(단위 : %)

		1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~96	2000 ~03
남성	6개월이하	8.9	7.8	7.7	7.5	7.5	12.1	14.4	11.0	11.4	9.8	10.1	8.0	10.6
	1개월이하	1.3	1.3	1.4	1.3	1.1	3.0	2.9	2.1	2.2	1.9	2.2	1.3	2.1
여성	6개월이하	21.6	17.8	18.3	18.2	16.5	22.0	24.3	21.0	21.6	18.9	21.1	19.0	20.6
	1개월이하	3.5	3.2	3.3	3.4	3.0	5.2	5.1	4.4	4.4	3.7	4.5	3.4	4.2

소멸되는 고용을 성별로 정리한 것이 <표 6-2>이다. 표에서 보듯이 고용의 소멸을 성별로 구분하여 파악하더라도 경제 전체에서 나타났던 바와 유사한 현상이 관찰된다. 표에서 보는 바와 같이 6개월 이하 취업자 비율로 볼 때 남성의 고용은 1993~96년의 1.6에서 2000~03년의 2.8로 상승하며, 여성의 경우에도 1.2에서 2.3으로 증가한다. 1개월 이하 취업자 비율로 보더라도 남성의 고용의 소멸은 0.6에서 1.1로 상승하며, 여성 집단의 경우에도 0.5에서 1.1로 상승하고 있다.

결국 고용의 소멸을 성별로 구분하여 볼 때 남성이나 여성 가운데 어떤 특정 집단의 고용 소멸이 매우 커서 경제 전체의 고용 소멸이 증대된 것이 아님을 알 수 있다. 고용의 소멸은 남성과 여성에서 마찬가지로 나타난다.

<표 6-2> 고용의 소멸: 성별

(단위: %)

		1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~96	2000 ~03
남 성	6개월이하	1.9	1.6	1.5	1.5	1.6	6.8	4.5	3.3	2.8	2.5	2.7	1.6	2.8
	1개월이하	0.7	0.6	0.5	0.6	0.6	2.5	1.7	1.3	1.2	0.9	1.1	0.6	1.1
여 성	6개월이하	1.5	1.1	1.1	1.1	1.5	5.2	3.4	2.6	2.2	1.8	2.5	1.2	2.3
	1개월이하	0.6	0.5	0.4	0.5	0.7	2.4	1.5	1.3	1.0	0.8	1.2	0.5	1.1

나. 연령별

이제 근로자를 연령별로 구분하여 이들의 고용 창출과 소멸을 살펴 보자. <표 6-3>은 연령집단별로 고용 창출을 정리한 것이다. 연령집단의 구분은 15~29세 근로자를 청년 노동력 집단으로, 30~54세 근로자를 기간 노동력(primary labor force) 집단으로, 그리고 55세 이상 근로자를 노년 노동력 집단으로 구분하고 있다.

표에서 보듯이 근로자를 연령집단으로 구분하더라도 고용의 창출은 특정 집단에 치우쳐져 있고 모든 집단에서 공통적인 모습을 보인다.

〈표 6-3〉 고용의 창출: 연령별

(단위: %)

		1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~96	2000 ~03
청 년	6개월이하	20.3	17.2	17.1	17.1	16.5	23.0	27.4	24.2	24.2	22.2	24.0	17.9	23.6
	1개월이하	3.7	3.3	3.4	3.5	3.2	6.0	6.3	5.4	5.4	4.8	5.4	3.5	5.2
기 간	6개월이하	10.4	8.7	9.0	8.9	8.5	13.2	14.9	11.9	12.4	10.5	10.9	9.3	11.4
	1개월이하	1.7	1.6	1.7	1.7	1.5	3.2	3.1	2.4	2.5	2.1	2.5	1.7	2.4
노 년	6개월이하	20.0	16.4	16.5	15.9	14.1	18.9	21.2	17.2	18.1	15.6	18.7	17.2	17.4
	1개월이하	2.4	2.4	2.2	2.0	1.8	3.7	3.8	2.8	2.8	2.6	3.6	2.2	3.0

즉 6개월 이하 취업자 비율로 고용의 창출을 파악할 경우 청년 집단의 고용창출 정도는 1993~96년의 17.9에서 2000~03년의 23.6으로 상승하고 있다. 뿐만 아니라 기간 연령집단에서도 9.3에서 11.4로 상승하며, 노년 집단에서도 미약하기는 하지만 17.2에서 17.4로 상승한다.

1개월 이하 취업자 비율로 보더라도 마찬가지이다. 청년 집단에서 창출된 고용은 1993~96년의 3.5에서 2000~03년의 5.2로 증가한다. 기간 집단에서도 1.7에서 2.4로 상승하며, 노년 집단에서도 2.2에서 3.0으로 상승한다.

소멸되는 고용도 특정 연령집단에서 한정된 것이 아니라 모든 연령 집단에서 공통적으로 나타난다. <표 6-4>에서 보듯이 6개월 이하 취업자 비율로 파악한 고용창출 정도에서 청년 집단에서 소멸된 고용은 1993~96년의 3.8에서 2000~03년의 5.9로 증가한다. 기간 노동력의 경우에도 1.0에서 2.1로 상승하며, 노년 집단에서도 0.4에서 1.1로 상승한다. 1개월 이하 취업자 비율로 보더라도 청년층은 1.4에서 2.5로 상승하며, 기간층도 0.4에서 0.9로 상승하고, 노년층 역시 0.2에서 0.4로 상승한다. 결국 고용이 외환위기 전에 비해 더욱 많이 소멸되고 있는 것은 어떤 특정 연령집단에 의한 것이 아니라 모든 연령집단에서 공통적으로 고용이 더욱 많이 소멸되기 때문임을 알 수 있다.

<표 6-4> 고용의 소멸: 연령별

(단위: %)

		1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~96	2000 ~03
청 년	6개월이하	5.0	3.5	3.4	3.3	4.1	11.1	8.0	6.0	5.7	5.1	6.5	3.8	5.9
	1개월이하	1.7	1.3	1.2	1.4	1.6	4.6	3.3	2.6	2.6	2.0	2.9	1.4	2.5
기 간	6개월이하	1.1	0.9	0.9	0.9	1.0	5.6	3.3	2.4	2.1	1.8	2.1	1.0	2.1
	1개월이하	0.4	0.4	0.3	0.4	0.5	2.2	1.3	1.1	0.9	0.7	0.9	0.4	0.9
노 년	6개월이하	0.5	0.4	0.5	0.4	0.6	3.3	2.2	1.3	0.9	0.8	1.3	0.4	1.1
	1개월이하	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	1.4	0.8	0.5	0.4	0.3	0.6	0.2	0.4

다. 학력별

노동력 집단을 학력별로 구분하여 보더라도 위에서와 같은 특징들이 나타날까? <표 6-5>와 <표 6-6>은 이에 답하기 위해 제시한 것이다. 먼저 <표 6-5>에 있는 학력별 고용 창출을 살펴보자.

표에서 보듯이 고용의 창출을 학력별로 구분하여 보더라도 모든 학력 집단에서 고용이 외환위기 발생 전에 비해 더욱 많이 창출되고 있음을 볼 수 있다. 즉 6개월 이하 취업자 비율로 보면 중졸 이하 학력 집단의 고용 창출은 1993~96년의 15.3에서 2000~03년의 18.3으로, 고졸의 경우에는 12.0에서 15.7로, 전문대졸의 경우 11.0에서 12.7로, 그리고 대졸 이상 학력 집단에서는 6.0에서 7.8로 상승하고 있다.

1개월 이하 취업자 비율로 보더라도 창출되는 고용은 특정 학력 집단에 국한되어 있지 않다. 중졸 이하 집단에서는 고용의 창출이 2.4에서 3.7로, 고졸의 경우에는 2.3에서 3.4로, 전문대졸의 경우에는 1.9에서 2.4로, 그리고 대졸 이상 집단에서는 1.0에서 1.4로 증가한다.

소멸되는 고용도 특정 학력 집단에 치우쳐 있지 않음을 알 수 있다. <표 6-6>에서 보듯이 6개월 이하 취업자 비율을 보면 고용의 소멸은 중졸 이하 집단에서 1993~96년의 0.8에서 2000~03년의 1.9로 증가하며, 고졸 집단에서도 2.0에서 3.2로 높아진다. 전문대를 졸업한 학력 집

〈표 6-5〉 고용의 창출 : 학력별

(단위 : %)

		1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~96	2000 ~03
중졸 이하	6개월이하	17.3	14.5	14.8	14.8	13.5	20.0	22.6	18.3	19.2	16.7	19.1	15.3	18.3
	1개월이하	2.5	2.4	2.4	2.4	2.1	4.5	4.6	3.6	3.6	3.2	4.2	2.4	3.7
고졸	6개월이하	13.5	11.5	11.6	11.5	11.3	17.0	19.4	16.0	16.7	14.3	15.6	12.0	15.7
	1개월이하	2.4	2.2	2.3	2.3	2.1	4.3	4.2	3.4	3.6	2.9	3.6	2.3	3.4
전문 대졸	6개월이하	12.4	9.7	10.9	11.0	9.1	13.2	14.2	14.6	12.6	11.2	12.4	11.0	12.7
	1개월이하	1.9	1.6	2.0	2.0	1.5	3.2	2.5	2.7	2.1	2.2	2.4	1.9	2.4
대졸 이상	6개월이하	6.8	6.0	5.8	5.3	5.6	7.9	9.8	7.3	7.9	7.9	7.8	6.0	7.8
	1개월이하	1.0	1.0	1.1	1.0	0.8	1.8	2.0	1.3	1.5	1.4	1.4	1.0	1.4

〈표 6-6〉 고용의 소멸 : 학력별

(단위 : %)

		1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~96	2000 ~03
중졸 이하	6개월이하	0.9	0.8	0.7	0.8	0.9	5.8	3.2	2.5	1.8	1.5	1.9	0.8	1.9
	1개월이하	0.4	0.4	0.3	0.4	0.4	2.5	1.4	1.1	0.8	0.6	0.9	0.3	0.9
고졸	6개월이하	2.6	1.8	1.9	1.8	2.1	7.7	5.1	3.5	3.2	2.5	3.4	2.0	3.2
	1개월이하	1.0	0.7	0.7	0.7	0.9	3.0	2.0	1.6	1.4	1.0	1.5	0.8	1.4
전문 대졸	6개월이하	3.0	2.6	2.6	2.2	2.5	7.3	5.8	4.2	4.3	3.8	4.1	2.6	4.1
	1개월이하	1.0	0.9	0.8	0.8	0.9	2.6	2.2	1.6	1.5	1.2	1.7	0.9	1.5
대졸 이상	6개월이하	2.3	1.7	1.5	1.5	1.6	3.9	2.9	2.1	2.2	2.0	2.1	1.7	2.1
	1개월이하	0.6	0.5	0.4	0.4	0.5	1.4	1.0	0.8	0.8	0.7	0.8	0.5	0.8

단에서도 소멸되는 고용은 2.6에서 4.1로 높아지며, 대졸 이상의 경우에도 1.7에서 2.1로 상승한다.

이러한 특징은 1개월 이하 취업자 비율에서도 마찬가지로 나타난다. 중졸 이하 집단에서 고용 소멸은 0.3에서 0.9로 높아지며, 고졸의 경우 0.8에서 1.4로, 전문대졸의 경우 0.9에서 1.5로, 그리고 대졸 이상의 경우

0.5에서 0.8로 상승한다.

라. 종사상 지위별

이제까지의 분석에 따르면 외환위기 발생 전에 비해 고용의 창출과 소멸이 모두 높아지는 현상은 인적 특성으로 볼 때 어떤 특정 집단에 국한된 것이 아니라 모든 집단에서 공통된 현상임이 분명하다. 이는 고용불안이 특정 계층에 집중되어 있지 않으며 노동시장에 참여하는 대부분의 근로자 집단이 공통적으로 겪고 있는 문제임을 말해준다. 이 경우 고용불안을 극복하거나 줄이기 위해서는 모든 근로자에게 영향을 미치는 거시적 노동정책이 필요할 것이다.

이제 우리는 마지막 가능성을 타진하고자 한다. 즉 인적특성별 노동력 집단에서는 관찰되지 않았던 어떤 특징이나 가능성이 종사상의 지위로 구분한 노동력 집단에서는 나타날 수도 있지 않을까? 만약 종사상 지위로 구분하였을 때 특정 집단에서만 고용의 창출 및 소멸이 집중되어 나타난다면 우리는 고용정책의 초점을 그러한 특정 집단에 맞출 수 있을 것이다. 제5장에서 보았듯이 고용불안은 일용 근로자 집단에 집중되어 있었다. 고용의 창출 및 소멸도 일용직을 중심으로 진행되고 있는 것은 아닐까? <표 6-7>과 <표 6-8>은 이를 정리한 것이며, 각각 6개월 이하 취업자 비율과 1개월 이하 취업자 비율로 고용의 창출을 측정한다.¹⁹⁾

표에서 우리는 놀랄 만한 사실을 볼 수 있다. 6개월 이하 취업자 비율을 보면, 창출되는 고용의 대부분이 일용직에서 이루어지고 있는 것이다. 일용직에서 창출되는 고용은 1993~96년의 32.8에서 2000~03년의 43.8로 크게 상승하고 있다. 반면 상용직과 임시직에서는 창출되는 고용의 정도가 각각 4.5에서 4.4로 그리고 22.3에서 22.1로 미약하나마 감소하고 있다. 임금근로에서 고용의 창출이 13.6에서 16.9로 높아진

19) 종사상의 지위 구분은 취업자를 대상으로 한 것이므로 6개월 혹은 1개월 실업자 비율로 측정되는 고용의 소멸에 대해서는 언급할 수 없다.

것도 일용직에서 고용이 창출되기 때문이다. 비임금근로에서도 고용 창출이 11.1에서 11.5로 높아지고 있기는 하지만 미약한 정도에 불과하여 의미를 부여하기 어렵다. 이러한 현상은 1개월 이하 취업자 비율에서도 크게 다르지 않게 나타난다. 일용직의 고용 창출은 7.8에서 12.1로 크게 증가하고 있는 반면, 상용과 임시에서는 0.6에서 0.7로 그리고 4.3에서 4.4로 미약하게 변할 뿐이다.

고용의 창출과 소멸에 대한 이상의 분석을 통해 우리는 중요한 사실을 알게 되었다. 즉 고용불안이 높아진 것은 고용이 많이 소멸되고 있기 때문이기도 하지만 창출되는 고용도 일용직을 중심으로 이루어지고 있기 때문이다.

〈표 6-7〉 고용의 창출(6개월 이하 취업자 비율): 종사상 지위별

(단위: %)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~96	2000 ~03
임금근로	15.4	13.2	13.0	12.8	12.2	18.4	21.1	17.9	17.8	15.4	16.5	13.6	16.9
상용	5.2	4.3	4.3	4.1	3.1	3.8	4.8	4.6	4.3	4.2	4.3	4.5	4.4
임시	25.7	21.8	21.6	20.1	19.0	25.9	27.2	22.9	23.6	19.7	22.1	22.3	22.1
일용	36.5	32.3	30.9	31.6	30.6	52.7	52.4	44.9	45.8	39.0	45.5	32.8	43.8
비임금근로	12.7	10.2	10.7	10.7	9.7	12.9	14.7	11.2	12.5	10.8	11.6	11.1	11.5

〈표 6-8〉 고용의 창출(1개월 이하 취업자 비율): 종사상 지위별

(단위: %)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~96	2000 ~03
임금근로	0.3	0.3	0.3	0.3	0.2	0.5	0.5	0.4	0.4	0.3	0.4	0.3	0.4
상용	0.6	0.6	0.7	0.6	0.4	0.7	0.8	0.7	0.6	0.7	0.6	0.6	0.7
임시	4.8	4.1	4.3	4.1	3.6	6.0	5.7	4.5	4.7	3.8	4.5	4.3	4.4
일용	8.3	7.7	7.6	7.7	6.9	17.1	14.1	12.3	12.3	10.0	13.8	7.8	12.1
비임금근로	1.4	1.4	1.3	1.4	1.1	2.4	2.2	1.6	1.8	1.6	2.0	1.4	1.8

제7장

일용 근로의 고용불안 증대 원인: 추적 관찰을 통한 분석

앞의 분석결과는 고용불안을 겪고 있는 핵심적인 집단이 일용직이며 고용도 일용직을 중심으로 창출되고 있음을 알려준다. 그렇다면 과연 상용직도 아니고 임시직도 아닌 일용직에서 고용불안이 높아지게 된 이유는 대체 무엇일까? 본 연구가 분석에 사용하고 있는 「경제활동인구조사」에서 ‘일용’은 임금근로자 중 상용 및 임시에 해당되지 않는 경우로서 “고용계약기간이 1개월 미만인 사람”이나 “매일매일 고용되어 근로의 대가로 임금 또는 일당제 급여를 받고 일하는 사람 또는 일정한 장소 없이 떠돌아다니면서 일한 대가를 받는 사람”을 말한다. 이렇게 정의되는 일용직 종사자 집단에 과연 어떤 변화가 있어 이들의 고용을 더욱 불안하게 만들었을까? 이 문제는 지적 호기심의 차원을 넘어 정책적 차원에서도 매우 중요할 수 있다. 이 장은 이를 밝히고자 한다.

1. 종사상 지위별 취업자 수의 변화

먼저 취업자를 종사상의 지위로 구분하여 그 규모의 변화를 살펴보자. 앞의 분석결과에 따르면 외환위기를 전후하여 고용불안 정도에 변화가 있으므로 외환위기하에 있었던 1998~99년과 그 전후의 취업자 수와 변화의 정도를 먼저 살펴보자. <표 7-1>은 이를 정리하여 보여준다.

〈표 7-1〉 종사상 지위별 취업자 수의 변화

(단위: 천명, %)

	취업자수	상용근로	임시근로	일용근로	비임금근로
1993~96년 (A)	20,088	7,314	3,543	1,773	7,457
1998~99년 (B)	20,115	6,335	4,149	1,997	7,635
2000~03년 (C)	21,758	6,810	4,806	2,284	7,858
변화분 (D=B-A)	27	-980	605	224	178
변화분 (E=C-A)	1,671	-504	1,263	511	401
고용성장률 (E/A)	8.3	-6.9	35.6	28.8	5.4

표에서 보듯이 취업자 수는 1993~96년 평균 2,000만 명 남짓한 정도이며 외환위기하의 기간인 1998~99년 동안에 취업자 규모는 단 2만 7천 명 증가하는 데 그쳐 전체 취업자 수에 거의 변화가 없음을 알 수 있다. 2000~03년의 취업자 수는 외환위기 발생 전의 기간인 1993~96년에 비해 167만 명 증가하여 8.3%의 고용성장률을 보인다.

이러한 전반적인 고용성장과 달리 상용 근로의 고용성장률은 -6.9%를 기록하고 있다. 1993~96년에 731만 명이었던 상용 근로자는 외환위기하의 기간 동안 98만 명 감소하였으나 이후 48만 명 증가하여 2000~03년에 681만 명에 이른다. 이는 위기 발생 전의 기간에 비해 50만 명이 감소한 것이다.

상용 근로의 경우를 제외한 다른 종사상의 지위별 근로자 규모는 모두 증가하였다. 임시근로는 위기 발생 전에 354만 명이었으나 위기하에서도 60만 명 증가하였으며 2000~03년에는 480만 명으로서 위기 전에 비해 126만 명 증가하였다. 외환위기 전후를 비교하면 임시직의 고용성장률은 무려 35.6%로서 전체 고용성장률의 많은 부분을 차지하고 있다. 임시직의 이러한 고용성장은 이미 제3장에서 살펴본 바 있으며 임시·일용직으로 정의한 비정규직의 규모 및 임금근로에서 차지하는 비정규직의 비율을 높이는 가장 큰 이유이기도 하다. 즉 임시직의 고용성장은 외환위기를 겪으면서 나타난 현상이라기보다는 이미 외환위

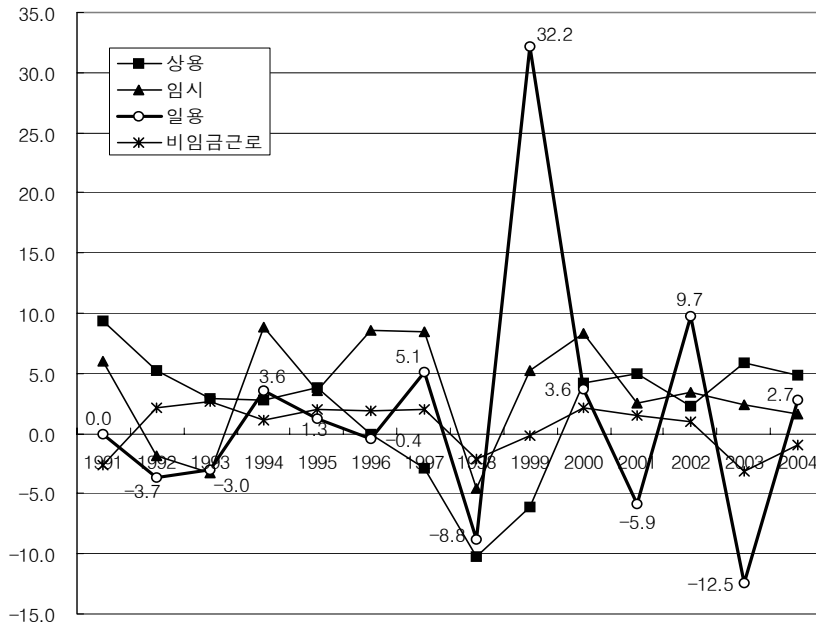
기 발생 전부터 계속되어 온 추세를 반영하는 것으로 이해할 수 있다.

일용 근로의 경우는 고용성장률이 28.8%로서 역시 전체 고용성장의 많은 부분을 차지하고 있다. 이로 인해 위기 발생 전에 177만 명이던 일용직 종사자 수는 위기 이후 228만 명으로 증가한다. 외환위기하에서 일용직 종사자 수는 200만 명 정도이며 위기 전에 비해 22만 명 가량 증가하고 있다. 이는 그 규모가 훨씬 더 큰 비임금 근로의 17만 명에 비해 매우 높은 결과이다. 즉 비임금 근로의 경우 외환위기 발생 전에 비해 위기하에서 고용성장률은 2.4%에 불과하나 일용 근로의 경우 12.6%로 매우 높다. 이는 이미 1990년대 중반부터 강한 성장 추세를 보이는 임시 근로의 17.1%에 비해서도 결코 뒤지지 않을 정도이다. 왜냐하면 외환위기에 따른 종사상 지위별 근로자 규모의 변화에 초점을 맞추려면 과거부터 진행되어 오던 추세부분은 제거하고 순수한 변동분만으로 분석하여야 한다. 이 경우 일용 근로의 고용성장은 주목할 만한 변화이다.

이러한 변화를 보다 구체적으로 살펴보기 위해 종사상 지위별 고용성장률을 살펴보자. [그림 7-1]은 이를 그린 것이다. 그림에서 일용직의 고용성장률은 흰 동그라미를 가진 굵은 실선으로 나타나 있는데, 다른 지위들의 고용성장률과 달리, 외환위기하에서 이상치(outlier)로 보일 정도로 엄청난 변화를 경험하고 있다. 즉 1999년의 일용직 고용성장률은 무려 32.2%로서 다른 어떠한 종사상의 지위에서도 이러한 변화를 찾아볼 수 없다. 특히 1999년의 이러한 변화는 1998년의 고용성장률이, 일용 근로의 경우도 예외 없이, 모든 종사상 지위에서 한결같이 음(-)의 결과를 보이고 있다는 사실과 명백히 구분된다.

뿐만 아니라 1998년의 경우를 제외한다면 고용성장률이 그림에서 보듯이 대체로 -5%와 +10%의 폭(band)을 벗어나지 않는다는 사실에 비추어보더라도 극히 예외적인 변화에 해당한다. 한 걸음 더 나아가 일용직의 고용성장률은 1999년의 이러한 변화 이후 매우 급격한 변동을 경험하고 있다. 1999년에 32.2%였던 일용 근로 고용성장률이 이듬해인 2000년에 3.6%로 급락하며, 다른 모든 종사상 지위별 성장률이 양(+)의 값을 보이는 2001년에 혼자서 음(-)의 값을 보일 뿐 아니라 그 크

[그림 7-1] 종사상 지위별 고용성장률 (%)



기도 -5.9%로 매우 크다. 뿐만 아니라 2002년에 일용직 고용성장률은 무려 9.7%로 높아 다른 지위들의 경우와 크게 구분된다. 더군다나 이듬해인 2003년에 일용 근로의 성장률은 무려 -12.5%를 기록하여 1998년의 성장률인 -8.8보다도 훨씬 더 저조하다. 그리고 2004년에는 2.7%로 성장률이 다시 양(+)으로 돌아선다.

일용 근로 종사자 고용성장률의 이러한 급격한 변화는 앞의 분석에서 얻었던 일용직에서의 고용불안 증대와 어떤 관련을 가지고 있는 것은 아닐까? 즉 1999년의 엄청난 일용 근로 성장률과 이후 이 성장률의 급격한 변동이 일용직 고용불안에 대해 중요한 단서를 제공해 주는 것은 아닐까?

이에 대한 분석을 진행하기에 앞서 추가적인 실마리를 찾아보기 위해 일용 근로 종사자 수의 변화를 보다 구체적으로 살펴보자. 다음의 <표 7-2>는 종사상 지위별 취업자 수를 월별로 제시한 것이다.

표에서 보듯이 1998년 1월에 1,968만 명이던 취업자는 1999년 2월 1,887만 명으로 무려 81만 명이나 감소하며, 1999년 3월부터 증가세로 반전되어 1999년 12월에 이르면 2,067만 명으로 증가한다. 취업자의 급격한 감소와 이후의 증가는 임금근로자 수의 변화와 맥락을 같이한다.

임금근로자 수는 1998년 1월 1,260만 명이었으며 1999년 2월 1,184만 명

〈표 7-2〉 1998~99년의 월별 종사상 지위별 취업자 수

(단위: 천명)

	취업자	임금근로	상용	입시	일용	비임금근로
1998.01	19,686	12,604	6,966	4,074	1,564	7,082
1998.02	19,531	12,325	6,839	4,055	1,431	7,205
1998.03	19,875	12,353	6,747	4,060	1,546	7,523
1998.04	20,109	12,340	6,666	4,055	1,619	7,769
1998.05	20,207	12,360	6,598	4,102	1,660	7,847
1998.06	20,175	12,263	6,533	4,023	1,706	7,912
1998.07	20,012	12,187	6,460	4,018	1,709	7,826
1998.08	19,875	12,046	6,387	3,998	1,661	7,830
1998.09	20,064	12,189	6,332	3,955	1,902	7,875
1998.10	20,204	12,287	6,310	4,051	1,926	7,916
1998.11	19,912	12,320	6,287	4,076	1,957	7,592
1998.12	19,599	12,280	6,285	4,041	1,954	7,319
1999.01	18,996	11,893	6,153	4,033	1,707	7,104
1999.02	18,873	11,845	6,104	4,005	1,736	7,028
1999.03	19,485	12,255	6,088	4,079	2,088	7,230
1999.04	20,066	12,464	6,041	4,158	2,264	7,603
1999.05	20,386	12,668	6,056	4,177	2,435	7,718
1999.06	20,599	12,755	6,119	4,228	2,408	7,844
1999.07	20,586	12,746	6,110	4,270	2,366	7,840
1999.08	20,532	12,688	6,109	4,235	2,343	7,844
1999.09	20,999	13,090	6,162	4,398	2,530	7,909
1999.10	21,170	13,104	6,211	4,430	2,462	8,066
1999.11	21,129	13,257	6,241	4,487	2,529	7,872
1999.12	20,673	13,195	6,229	4,553	2,413	7,478

으로 76만 명 감소하나 이후 증가하기 시작하여 1999년 12월이면 1,319만 명에 이른다. 비임금근로자 수도 1998년 1월 708만 명에서 1999년 2월 702만 명으로 감소하나 감소의 정도는 6만 명에도 이르지 못하여 전체 취업자 수의 변화에 핵심적인 역할을 하지 못하고 있다.

취업자 수 변화에 핵심 역할을 하는 임금근로자를 다시 세분하여 보면 상용과 임시 및 일용 모두의 움직임이 상이함을 알 수 있다. 상용 근로자의 수는 1998년 1월의 696만 명에서 1999년 4월의 604만 명에 이르기까지 단 한 달의 예외도 없이 지속적으로 감소하고 있으며, 이후 증가세로 반전되어 1999년 12월에 이르면 622만 명에 달한다. 반면 임시직은 1998년 1월의 407만 명에서 등락을 거듭하는 가운데 감소세를 유지하다가 1998년 9월에 395만 명으로 12만 명 감소하며, 이후 증가와 감소를 반복하다가 증가세를 유지하여 1999년 12월에 이르면 455만 명에 이른다.

한편 일용직 종사자 수는 1998년 1월에 156만 명이었으며, 이후 단조 증가하는 모습을 보여 1998년 12월에 이르면 195만 명으로 39만 명 증가한다. 그러나 1999년 1월에 170만 명으로 25만 명이나 감소하며 2월에도 173만 명 수준을 유지한다. 그런데 3월에 일용 근로 종사자 수는 208만 명으로 35만 명이나 증가하며 4월에는 226만 명으로 18만 명이 증가하고 5월에는 243만 명으로 또다시 17만 명이나 증가한다. 이후부터는 대략 240만 명의 규모에서 부침하다가 1999년 12월에는 241만 명을 기록한다. 1999년 2월부터 5월까지의 단 3개월 만에 일용 근로자가 무려 70만 명 정도나 증가하고 있다. 이러한 일용 근로자 수의 변화는 매우 기록적이며 주목할 만하다. 결국 앞의 [그림 7-1]에서 보았던 32.2%라는 경이적인 1999년 일용직 고용성장률은 1999년 2월부터 5월 사이의 급격한 일용 근로 증가에 의한 것이다.

그런데 혹시 이러한 2~5월의 급격한 일용근로 증가가 계절적인 현상은 아닐까? 어떤 이유로 2~5월에 일용근로 종사자가 급격히 증가한다면 1999년의 변화는 특별한 현상이 아닐 수도 있다. 위의 표에서 보면 1998년에도 2~5월의 일용 근로자 수는 143만 명에서 166만 명으로 23만 명 증가하고 있다. 이는 1999년의 70만 명에 크게 미치지 못하는 결과이다. 그러나 1998년이 매우 특별한 해임을 감안한다면 계절적인

변화에 대한 보다 세밀한 검토가 필요하다. <표 7-3>은 이를 위해 제시한 것이다.

표의 맨 아래줄에서 보듯이 매년 1월에서 12월 사이의 1년 동안 일용 근로자 수의 변화는 매우 다양하다. 일용직 종사자 수는 1995년에 단 7만 명 증가에 그쳤으며 1997년에도 5만 명 증가에 불과한 반면, 1996년과 2001년에는 29만 명이나 증가하였다. 그러나 이러한 다양한 변화와 달리 2월부터 5월까지 3개월 동안의 일용 근로자 수 변화는 매우 일관되며 체계적인 모습을 보인다. 1993년부터 대부분의 연도에서 2~5월 동안의 일용 근로자 수는 한결같이 20만 명 이상 증가하고 있다. 물론 1994년과 2002년은 19만 명으로 20만 명에 미치지 못하고 2003년도 13만 명에 그치며 1993년과 2001년은 30만 명을 넘고 있으나, 매년 2월에서 5월 동안 일용직 근로자의 증가는 계절적인 현상인 것으

<표 7-3> 월별 일용직 종사자 수

(단위:천명)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
1월	1,493	1,649	1,701	1,612	1,806	1,564	1,707	2,236	2,034	2,243	2,102
2월	1,461	1,597	1,640	1,542	1,674	1,431	1,736	2,220	1,949	2,293	2,035
3월	1,648	1,738	1,734	1,650	1,762	1,546	2,088	2,326	2,068	2,313	2,127
4월	1,702	1,822	1,830	1,744	1,868	1,619	2,264	2,423	2,206	2,465	2,168
5월	1,779	1,792	1,841	1,815	1,928	1,660	2,435	2,476	2,257	2,490	2,171
6월	1,807	1,833	1,844	1,826	1,950	1,706	2,408	2,425	2,277	2,523	2,193
7월	1,787	1,812	1,855	1,838	1,988	1,709	2,366	2,456	2,333	2,552	2,210
8월	1,749	1,817	1,825	1,807	1,954	1,661	2,343	2,284	2,221	2,372	2,041
9월	1,820	1,823	1,839	1,880	1,921	1,902	2,530	2,327	2,266	2,452	2,045
10월	1,819	1,854	1,856	1,907	1,954	1,926	2,462	2,405	2,297	2,503	2,104
11월	1,787	1,824	1,884	2,002	1,969	1,957	2,529	2,417	2,382	2,501	2,194
12월	1,764	1,786	1,772	1,910	1,860	1,954	2,413	2,294	2,331	2,489	2,166
2~5월	318	195	201	273	254	229	699	256	308	197	136
1~12월	271	137	71	298	54	390	706	58	297	246	64

로 볼 수 있다.

그러나 계절적인 요인을 감안한다고 하더라도 1999년의 2월에서 5월에 걸친 변화는 다른 연도의 경우와 크게 구분된다. 무려 70만 명에 이르는 일용직 종사자의 증가를 경험하는 경우가 없을 뿐 아니라 다른 연도의 변화를 세 배 이상 웃도는 결과이기도 하다. 따라서 1999년의 2월에서 5월에 걸친 급격한 일용 근로자 증가는 일부 계절적인 요인을 반영하고 있으나 많은 부분은 그렇지 않다. 결국 우리는 1999년 2~5월의 일용근로 종사자의 급증을 단지 계절적인 탓으로만 돌릴 수 없다.

그렇다면 1999년 2~5월에 일용직으로 진입한 사람들은 어떤 사람들이며 어느 곳에서 온 사람들일까? 이들은 통상 계절에 따른 변화로 인해 일용직으로 진입하는 사람들과 구분되는 사람일까? 이 기간 동안 일용직에 진입한 사람들은 이후 노동시장에서 어떤 모습을 보이며 노동시장에 어떤 영향을 미칠까? 이러한 물음들에 답할 수 있다면 우리는 일용직 고용불안 증대의 원인을 찾는 데에 크게 한 걸음 다가설 수도 있다.

2. 일용직 근로자 추적관찰

일용직 신규 진입자에 대해 분석하기에 앞서 1999년 3~5월에 일용직으로 종사하고 있는 사람들에게 대해 먼저 살펴보자. <표 7-4>는 1999년 3월과 4월 그리고 5월에 각각 일용직으로 종사하고 있던 사람들의 이전 노동력 상태와 이후 노동력 상태를 추적하여 관찰한 결과를 평균하여 정리한 것이다. 1999년 3월, 4월, 5월에 일용 근로로 종사하던 사람의 수는 <표 7-2> 또는 <표 7-3>에서 보듯이 각각 208.8만 명, 226.4만 명, 243.5만 명이다. 이들의 1개월 전, 6개월 전, 그리고 1년 전의 노동력 상태가 각각 <부표 7-1>, <부표 7-2>, <부표 7-3>에 제시되어 있고 이들을 평균한 것이 <표 7-4>이다.

표에서 보듯이 일용직에 종사하던 226.3만 명 가운데 지난달에도 일용직에 있었던 근로자는 159.8만 명으로서 일종의 이행률로 표현하자면 70.6%에 해당한다. 나머지 29.4%인 66.5만 명은 지난달에 일용 근

이제 1999년 3~5월에 일용 근로로 종사하던 사람들의 이후 노동력 상태를 살펴보자. 표에서 보듯이 226.3만 명 가운데 다음 달에도 여전히 일용직에 머물러 있는 사람은 77.9%인 176.2만 명이며, 시간이 지날수록 임시직으로 옮겨가는 비율이 높아진다. 시간이 흐를수록 이탈되는 표본의 수가 많아 큰 의미를 부여하기는 어려우나 상용직이나 임시직 또는 비임금근로로 종사하는 비율이 더욱 높아지며, 실업에 있게 되는 비율은 낮아진다.

일용직 종사자에 대한 이러한 정도의 이해를 바탕으로 일용직 신규 진입자에 대해 살펴보자. <표 7-5>와 <표 7-6> 그리고 <표 7-7>은 이를 정리한 것으로 <표 7-4>와 달리 3월과 4월 그리고 5월에 일용직으로 새로 진입한 사람들을 모두 더하여 정리한 결과이다. 신규 진입의 경우 진입자 모두에 대해 분석하는 것이 평균적인 변화를 보는 것보다 더욱 종합적인 판단을 가능케 할 것이다. 또한 비교를 위해 5년 전인 1994년 3~5월의 일용직 신규 진입자에 대해서도 동일한 분석을 반복하여 그 결과를 함께 제시하였다. 3~5월의 매월 일용직 신규 진입자 및 이전과 이후의 노동력 상태에 대한 자료는 <부표 7-4> ~ <부표 7-9>에 제시하였다.

부표에서 보듯이 1999년 3월에 일용직으로 신규 진입한 근로자는 76.8만 명이나 되며, 4월에는 64.6만 명, 그리고 5월에는 57.9만 명이다. 따라서 3개월 동안 일용직으로 신규 진입한 근로자는 200만 명에 육박하는 199.2만 명이다. 위에서 이미 본 바와 같이 3~5월은 계절적으로도 일용직 종사자가 증가하는 시기이므로 이를 통제하여야 1999년에 발생한 진정한 효과를 볼 수 있다. 이를 위해 5년 전인 1994년 3~5월의 일용직 신규 진입자에 대한 정보를 함께 제시하였다. 1994년을 비교시점으로 택한 것은 표본을 5년마다 교체하는 「경제활동인구조사」에서 1994년은 1999년과 마찬가지로 새로운 표본에 대한 제2차 연도의 조사로서 동일한 터울(interval)에 대해 이전 및 이후 노동력 상태를 살펴볼 수 있기 때문이다. <표 7-5>에서 보듯이 1994년에도 3~5월 일용직 신규 진입자는 108.6만 명으로 상당한 규모이나 1999년의 199.2만 명에는 크게 미치지 못한다.

<표 7-5> 3~5월 일용직 신규 진입자의 이전 및 이후 노동력 상태별 이행자 수
(단위:천명)

		1년전	6개월 전	1개월 전	현재	1개월 후	6개월 후	1년후	2년후	3년후
1999년	상용	66	41	31	0	8	36	55	65	72
	임시	161	156	149	0	69	197	206	193	150
	일용	293	435	0	1,992	1,405	809	569	330	259
	비임금	200	216	161	0	102	177	155	150	144
	실업	173	205	605	0	144	116	84	51	23
	비경황	484	511	836	0	200	322	347	310	241
	표본이탈	615	428	210	0	64	335	577	895	1,102
	계	1,992	1,992	1,992	1,992	1,992	1,992	1,992	1,992	1,992
1994년	상용	33	33	29	0	8	24	26	36	34
	임시	45	75	101	0	38	78	77	61	52
	일용	202	265	0	1,086	798	449	360	211	163
	비임금	95	114	100	0	67	95	82	92	84
	실업	16	21	96	0	8	18	12	9	10
	비경황	259	262	555	0	90	192	199	177	137
	표본이탈	436	316	204	0	77	230	331	502	607
	계	1,086	1,086	1,086	1,086	1,086	1,086	1,086	1,086	1,086

1999년 3~5월 일용직 신규 진입자의 두드러진 특징은 <표 7-6>에 서 보다 잘 볼 수 있다. <표 7-6>은 <표 7-5>의 각 셀에 있는 근로자 수를 일용직 신규 진입자 총수인 199.2만으로 나눈 것이다. 물론 1994 년에도 마찬가지로 방법을 적용하였다. 이에 따라 <표 7-6>에 있는 값 들은 3~5월 일용직 신규 진입자를 100명이라고 하였을 때 이들의 이 전(1개월, 6개월, 1년)과 이후(1개월, 6개월, 1년, 2년, 3년) 노동력 상태 에 과연 몇 명이 있었으며 또 있게 될 것인지를 보여준다.

표에서 보듯이 일용직으로 새로 들어온 근로자 100명이 이전에 처해

월 전에는 무려 51.1명이고, 6개월 전에는 24.1명이며, 1년 전에는 23.8명이었다. 따라서 일용직 신규 진입자 가운데 많은 사람들이 비경제활동상태로부터 옮겨온 사람인 것은 분명하지만 이는 1999년에 국한된 현상은 아니다. 오히려 1개월 전 노동력 상태를 보면 1994년에 이러한 현상이 더욱 강하게 나타난다. 즉 비경제활동상태에서 일용직으로 신규 진입하는 정도는 1999년에 국한된 현상이 아니다.

두드러진 모습은 실업상태에서 관찰된다. 즉 일용직 신규 진입자 100명 가운데 이전 노동력 상태가 실업인 경우는 1개월 전, 6개월 전, 1년 전으로 볼 때 1999년은 각각 30.4명, 10.3명, 8.7명으로 많다. 이는 1994년의 8.9명, 1.9명, 1.5명과 크게 대비된다. 다른 노동력 상태들에서는 1999년에 두드러진 변화를 보기 어렵다.

결국 우리는 1999년 3~5월 일용직 신규 진입자 가운데 많은 사람이 실업상태에서 이행하여 왔다는 사실을 알 수 있다. <표 7-5>에서 보듯이 1개월 전에 실업에 있다가 일용직으로 취업한 사람은 60.5만 명이고, 6개월 전에 실업에 처해 있었던 사람은 20.5만 명이며, 1년 전에 실업에 있었던 사람도 17.3만 명이나 된다.

이제 일용직으로 진입한 사람들의 이후 노동력 상태를 추적 관찰하여 일용직으로 이행한 이후 노동시장에서 주로 어떤 경험을 하게 되는지 살펴보자. <표 7-6>에서 보듯이 구분되는 특징은 임시직으로의 이행확률과 실업으로의 이행확률에서 나타난다. 먼저 임시직으로의 이행을 보면 1개월 후 이행률은 1999년과 1994년 모두 3.5로서 차이가 없으나 시간이 경과함에 따라 체계적인 차이를 보인다. 즉 6개월 후의 임시직 이행률은 1999년에서 9.9로서 1994년의 7.2보다 2.7포인트 더 크며, 1년 후의 경우에도 10.3으로서 1994년의 7.1보다 3.2포인트 더 크다. 2년이 경과하더라도 이 1999년의 이행률은 9.7로서 1994년의 5.6보다 4.1포인트 더 크다. 3년 후의 경우는 표본이탈이 커 의미를 부여하기 어려우나 여전히 상당한 차이를 보인다.

임시직으로의 이행확률보다 더 극적인 변화는 실업으로 옮겨갈 확률에서 찾을 수 있다. 즉 1개월 후 실업으로 이행률은 1999년과 1994년에서 각각 7.2와 0.8로서 크게 다르며, 6개월 후에도 5.8과 1.6으로 차이가

크고 1년 후에도 4.2와 1.1로 상당히 다르다. 2년 후에는 2.5와 0.8로서 격차가 줄어들기는 하나 여전히 3배 이상의 차이를 보인다. 이러한 특징은 본 연구가 정의한 고용불안의 핵심적인 부분인 실직확률에서도 유사하게 나타난다. 1개월 후 실직확률은 1999년 3~5월 진입자의 경우 17.3으로서 1994년의 9.0에 비해 매우 높으며, 6개월 후, 1년 후, 2년 후에도 여전히 더 높다. 다른 노동력 상태들에서도 다소 차이가 있으나 실업이나 임시직으로 이행하는 경우만큼 현격하거나 일관적이지 못하다.

이러한 분석에서 한 가지 주의하여야 할 것은 표본이탈에 대한 고려이다. 여기서 이루어지고 있는 분석은 동일한 개인을 장기간에 걸쳐 추적하여 관찰함으로써 얻어지는 장기 패널자료이다. 이러한 장기 패널자료가 가질 수밖에 없는 한계는 관찰하고자 하는 표본이 더 이상 나타나지 않고 누락되어 버리는 경우이다. 일반적으로 장기간에 걸쳐 패널자료를 구축할수록 표본이탈은 커지게 되고 이탈되는 표본이 아주 크다면 분석결과에 대한 신뢰도는 하락할 수밖에 없다. 이러한 문제 때문에 표본이탈률이 50%를 넘는 3년 이후의 경우에 대해서는 분석결과만 제시하고 있으며 구체적인 언급은 가급적 피하고 있다.

<표 7-7>은 이러한 표본이탈에 대한 한 가지 대안으로서 이탈된 표본을 제외하고 이행률을 구하여 제시한 것이다. 이는 표본이탈이 모든 노동력 상태에서 동일한 비율로 이루어진다는 것을 가정하는 것과 같다. 이 가정이 다소 강하게 느껴질 수도 있으나 표본이탈을 간단하게 처리할 수 있는 한 가지 대안일 수는 있다.

<표 7-7>에서 보면 이탈표본을 제외하더라도 위에서 얻은 것과 유사한 결과를 얻을 수 있다. 즉 1999년 3~5월 일용직 신규 진입자의 이전 노동력 상태는 1994년 동일 기간과 비교하여 볼 때 실업상태인 경우가 확연하게 구분된다. 뿐만 아니라 이후의 노동력 상태도 실업인 경우가 많을 뿐 아니라 1개월 후 실직확률도 높으며 임시 근로로 옮겨가는 확률도 높다.

결국 1999년 3~5월 일용직 신규 진입자는 주로 실업상태에서 옮겨온 근로자들이며 외환위기하에서 실업상태에 처해 있던 근로자들이라는 점이 다른 시기의 일용직 신규 진입자와 구분되는 특징이다. 뿐만 아니라

〈표 7-7〉 3~5월 일용직 신규 진입자의 이전 및 이후 노동력 상태별 이행률
(이탈표본 제외)

(단위: 천명)

		1년전	6개월 전	1개월 전	현재	1개월 후	6개월 후	1년후	2년후	3년후
1999년	상용	4.8	2.6	1.8	0.0	0.4	2.1	3.9	6.0	8.1
	임시	11.7	10.0	8.3	0.0	3.6	11.9	14.5	17.5	16.8
	일용	21.2	27.8	0.0	100.0	72.9	48.8	40.2	30.0	29.1
	비임금	14.6	13.8	9.0	0.0	5.3	10.7	10.9	13.7	16.2
	실업	12.5	13.1	34.0	0.0	7.5	7.0	5.9	4.6	2.6
	비경황	35.2	32.7	46.9	0.0	10.4	19.4	24.5	28.2	27.1
	실직확률	-	-	-	0.0	17.9	26.4	30.4	32.8	29.7
	계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
1994년	상용	5.1	4.3	3.3	0.0	0.8	2.8	3.5	6.1	7.0
	임시	6.9	9.7	11.5	0.0	3.7	9.1	10.2	10.4	10.8
	일용	31.1	34.4	0.0	100.0	79.1	52.4	47.7	36.0	34.0
	비임금	14.7	14.8	11.3	0.0	6.6	11.1	10.8	15.7	17.5
	실업	2.4	2.7	10.9	0.0	0.8	2.1	1.5	1.5	2.0
	비경황	39.8	34.0	63.0	0.0	8.9	22.4	26.3	30.3	28.6
	실직확률	-	-	-	0.0	9.7	24.5	27.8	31.8	30.6
	계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

이들 가운데 일부는 이후 임시직으로 이행하기도 하나 주로 실업을 경험하게 된다는 것이 역시 다른 시기의 일용직 신규 진입자와 차이이다.

이러한 분석 결과는 일용직의 고용불안 증대에 대해 중요한 함의를 가진다. 즉 외환위기하에서 실업을 경험한 근로자들이 1999년 3~5월에 대거 일용직으로 진입하며 이들이 이후 노동시장에서 일용직 취업과 실업을 경험함으로써 일용 근로에서 고용불안이 높아졌다는 추론이 가능해진다.

3. 일용직 신규 진입자의 특성

그렇다면 이렇게 일용직으로 진입한 사람들은 어떤 사람들이며 어떤

곳에서 주로 일하고 있었을까? 이들은 과연 기존의 일용직 종사자들과는 구분되는 특징들을 가지는가? 여기서는 이러한 질문들에 대해 보자. 먼저 성과 연령, 학력으로 구분한 인적특성에 대해 알아보고, 다음으로 이들이 종사하는 업종과 직종에 대해 알아본다.

가. 성별분포

일용직 신규 진입자의 성별 분포는 <표 7-8>에 제시되어 있다. 표에서 보듯이 1997년 신규 진입자는 성별로 볼 때 3월에 남성이 53.4%, 여성이 46.6%를 차지한다. 반면 1999년 3월의 신규 진입자는 여성 비율이 50.9%로 오히려 더 높다. 이는 1999년 3월 일용직 신규 진입자의 여성 비율이 1997년의 동일 기간에 비해 4.3% 포인트 큼을 의미한다. 이러한 특성은 5월의 신규 진입자의 경우에도 나타나 여성 진입자가 남성 진입자보다 더 많으며, 1997년 진입자에 비해서도 2.5% 포인트 높다. 다만 1999년 4월의 신규 진입자에서 여성 비율은 49.8%로 남성보다 미소하게 더 작으며, 1997년 4월의 여성비율 49.4%보다는 다소 높다. 즉 1999년 3~5월에 일용직으로 신규 진입한 근로자들은 평소에 비해 여성의 비율이 높다.

신규 진입자의 성별 분포상의 특징은 이미 일용직에 종사하고 있던 사람들과 비교하여 보면 위의 결과는 달라진다. <표 7-9>는 1999년 3~5월에 일용직으로 새로 진입한 사람과 이미 한 달 전부터 일용직에 종사하던 사람들의 성별 분포를 비교하고 있다. 표에서 보듯이 기존의

<표 7-8> 일용직 신규 진입자의 성별 분포와 그 차이

(단위: %)

	1997년 신규 진입자			1999년 신규 진입자			차이		
	3월	4월	5월	3월	4월	5월	3월	4월	5월
남성	53.4	50.6	50.4	49.1	50.2	47.9	-4.3	-0.4	-2.5
여성	46.6	49.4	49.6	50.9	49.8	52.1	4.3	0.4	2.5
계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	0.0	0.0	0.0

일용직 종사자의 여성비율이 3월에 52.9%로 신규 진입자의 50.9%를 2.0% 포인트 초과하고 있다. 4월에도 기존 종사자의 여성비율은 여전히 52.9%로 신규 진입자의 49.8%를 3.1% 포인트 초과하고 있다. 5월에도 미약하기는 하지만 여전히 기존 종사자의 여성비율이 0.4% 포인트 더 크다.

결국 1999년의 3~5월 일용직 신규 진입자는 1997년 동일 기간의 경우에 비해서는 여성 비율이 높지만 1999년 동일 기간의 기존 일용직 종사자에 비해서는 오히려 여성 비율이 더 낮다. 이는 일용직 신규 진입자의 성별 분포에 대해 일률적인 평가가 어려움을 알려주는 결과로 판단된다.

<표 7-9> 일용직 신규 진입자와 기존 일용직 종사자의 성별 분포와 그 차이

(단위: %)

	신규 진입자			기존 종사자			차이		
	3월	4월	5월	3월	4월	5월	3월	4월	5월
남성	49.1	50.2	47.9	47.1	47.1	47.5	2.0	3.1	0.4
여성	50.9	49.8	52.1	52.9	52.9	52.5	-2.0	-3.1	-0.4
계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	0.0	0.0	0.0

나. 연령분포

이제 연령별로 구분하여 일용직 신규 진입자들이 과연 어떤 구분되는 특성을 보이는지 알아본다. <표 7-10>은 1999년과 1997년의 3~5월 일용직 신규 진입자를 대상으로 10세 단위로 연령을 구분하여 연령의 분포와 그 차이를 보이고 있다. 표에서 보듯이 일용직 신규 진입자들 가운데 가장 큰 비중을 차지하는 연령집단은 30대이다. 그 다음이 40대와 50대이며, 20대와 60대는 그 다음 순서를 차지한다. 10대의 비율은 가장 적다.

1999년과 1997년을 비교하여 보면 30대와 50대의 비중에 다소 차이

〈표 7-10〉 일용직 신규 진입자의 연령 분포와 그 차이

(단위: %)

	1997년 신규 진입자			1999년 신규 진입자			차이		
	3월	4월	5월	3월	4월	5월	3월	4월	5월
10대	5.5	5.4	5.7	5.2	4.5	5.6	-0.3	-0.9	-0.1
20대	17.4	19.1	18.5	16.8	19.6	20.8	-0.6	0.5	2.2
30대	22.0	26.5	27.2	24.7	27.0	27.3	2.7	0.5	0.1
40대	21.0	20.8	19.3	20.8	23.2	21.5	-0.2	2.4	2.2
50대	21.0	15.8	16.8	18.2	15.0	15.1	-2.8	-0.8	-1.7
60대이상	13.1	12.3	12.5	14.3	10.7	9.8	1.2	-1.6	-2.7
계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	0.00	0.00	0.00

가 있을 뿐 일관되고 체계적인 차이를 발견하기 어렵거나 차이가 미미하다. 즉 10대의 경우는 1999년 신규 진입자의 비율이 세 달 모두에서 -0.3, -0.9, -0.1로 작으나 의미를 부여하기 어려울 정도로 미미한 수준이다. 20대의 경우는 3월과 4~5월의 분포 차이가 일관되지 못하다. 이는 40대와 60대에서도 마찬가지로 나타나는 현상이다. 일관된 차이를 보이는 경우인 30대와 50대의 경우도 3월에만 2.7% 포인트 및 -2.8 포인트로 차이를 보일 뿐 4월과 5월의 차이는 미약하다. 결국 우리는 1999년의 신규 진입자를 1997년의 신규 진입자와 비교하였을 때 연령 분포에서 커다란 차이를 발견하기 어렵다.

이제 1999년 3~5월의 일용직 신규 진입자와 기존 종사자의 연령 분포에서 차이를 찾아보자. <표 7-11>은 이를 위해 제시한 것이다. 표에서 보듯이 신규 진입자이든 기존 종사자이든 앞서서와 마찬가지로 30대의 비율이 가장 높고 40대가 그 다음이며, 50대와 20대가 다음 순서를 차지한다. 10대의 비율은 가장 낮다. 신규자와 기존 종사자의 차이를 보면 신규 진입자의 경우 10대와 20대 및 60대 이상의 연령 비율이 기존 종사자의 경우에 비해 높고, 30대와 40대의 비율이 낮다. 즉 신규 진입자들은 연령으로 볼 때 20대 이하의 청년층과 50대 이상의 노년층이 많

〈표 7-11〉 일용직 신규 진입자와 기존 일용직 종사자의 연령 분포와 그 차이

(단위: %)

	신규 진입자			기존 종사자			차이		
	3월	4월	5월	3월	4월	5월	3월	4월	5월
10대	5.2	4.5	5.6	3.3	3.5	3.2	2.0	1.1	2.4
20대	16.8	19.6	20.8	15.7	15.2	15.4	1.1	4.4	5.4
30대	24.7	27.0	27.3	30.7	29.8	29.8	-6.0	-2.8	-2.5
40대	20.8	23.2	21.5	25.3	24.6	25.6	-4.5	-1.5	-4.1
50대	18.2	15.0	15.1	16.3	16.6	16.4	1.9	-1.6	-1.3
60대이상	14.3	10.7	9.8	8.7	10.3	9.6	5.6	0.5	0.2
계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	0.00	0.00	0.00

으며, 기간 노동력인 30대와 40대는 상대적으로 적음을 알 수 있다.

다. 학력분포

다음의 <표 7-12>는 일용직 신규 진입자의 학력 분포를 연도별로 비교하고 있다. 표에서 보는 바와 같이 일용직 신규 진입자들의 학력은 중졸 이하의 비중이 50%를 넘을 정도로 높고 고졸이 40% 정도를 차지 하며, 전문대졸 이상은 미미한 정도에 불과하다. 즉 일용직 신규 진입자는 저학력층에 집중되어 있다.

그러나 이는 일용직 신규 진입자에 국한된 현상은 아니며 <표 7-13>에서 보듯이 기존의 일용직 종사자에게서도 마찬가지로 나타나는 현상이다. <표 7-12>에서 볼 수 있듯이 1999년의 신규 진입자는 1997년의 경우에 비해 중졸 이하 학력자 비중이 낮고 고졸자 비중이 높다는 특징을 보인다. <표 7-13>에서 일용직 신규 진입자와 기존 종사자의 분포를 보면 이들 간에 뚜렷한 분포상의 차이를 발견하기 어렵다. 대졸 이상 집단을 제외한 모든 학력 집단에서 분포의 차이가 일관되지 않을 뿐만 아니라 대졸 이상의 경우에도 그 차이는 미약한 정도에 불과하다.

〈표 7-12〉 일용직 신규 진입자의 학력 분포와 그 차이

(단위: %)

	1997년 신규 진입자			1999년 신규진입자			차이		
	3월	4월	5월	3월	4월	5월	3월	4월	5월
중졸이하	58.8	55.1	54.6	52.7	46.8	46.1	-6.0	-8.3	-8.6
고졸	37.2	39.8	41.0	40.6	45.2	45.0	3.4	5.5	4.1
전문대졸	2.1	2.4	1.5	2.8	4.4	4.2	0.7	2.0	2.8
대졸이상	1.9	2.7	2.9	3.8	3.6	4.7	1.9	0.9	1.7
계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	0.00	0.00	0.00

〈표 7-13〉 일용직 신규 진입자와 기존 일용직 종사자의 학력 분포와 그 차이

(단위: %)

	신규 진입자			기존 종사자			차이		
	3월	4월	5월	3월	4월	5월	3월	4월	5월
중졸이하	52.7	46.8	46.1	51.3	51.8	50.9	1.4	-5.0	-4.8
고졸	40.6	45.2	45.0	43.0	42.3	42.8	-2.4	2.9	2.2
전문대졸	2.8	4.4	4.2	3.3	3.0	3.4	-0.5	1.5	0.8
대졸이상	3.8	3.6	4.7	2.4	2.9	2.8	1.5	0.6	1.8
계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	0.00	0.00	0.00

라. 업종 분포

근로자가 종사하던 업종 분포를 살펴보면 인적특성으로 구분할 경우에는 볼 수 없었던 특징들을 찾을 수 있는 경우가 많으므로 이에 대해 살펴보자. 먼저 일용직 신규 진입자들 가운데 몇 명이 어떤 업종에 종사하고 있었는지 알아보자. <표 7-14>는 이를 나타낸 것이다. 표에서 가장 두드러지는 것은 건설업에 가장 많은 근로자들이 종사하고 있다는 사실이다. 건설업은 전통적으로 일용직 근로자들이 많이 종사하는 업종이다. 월별과 연도에 따라 차이가 크지만 일용직 신규 진입자들

가운데 대략 11만~22만 명 정도의 근로자들이 건설업으로 취업하고 있다. 다만 1999년에 일용직으로 진입하는 근로자가 1997년이나 1998년보다 매우 많음에도 불구하고 건설업에 종사하는 근로자 수는 특히 1997년과 비슷하여 건설업 종사자 비율은 감소한 것으로 보인다. 이에 대해서는 잠시 후에 보다 자세히 언급하기로 한다.

<표 7-14>를 보면 우리는 공공행정, 국방 및 사회보장행정 업종(이하 공공행정업)에서 매우 급격한 변화를 찾을 수 있다. 1997년에는 3월과 4월에 6천 명이, 5월에는 단 1천 명만 이 업종에 종사하고 있었으며, 1998년에는 1.1만 명과 4천 명, 그리고 2.3만 명이 종사하고 있었다. 그러나 1999년에 이르면 3월에 일용직으로 신규 진입한 사람들 가운데 무려 15.5만 명이 이 업종에서 일하고 있으며, 4월과 5월에도 각각 10.4만 명과 6.9만 명이 종사하고 있다. 이에 따라 3개월 동안 이 업종에서 일용 근로로 일하기 시작한 근로자는 모두 32.8만 명에 달한다. 이러한 변화는 매우 급격한 것으로서 1999년 3~5월에 일용직으로 진입한 근로자들에 대해 중요한 사실을 알려준다.

우리는 앞에서 일용직 신규 진입 근로자들을 추적 관찰하여 이들 가운데 많은 사람들이 실업상태에서 옮겨왔음을 보았다. 그런데 이렇게 옮겨오는 사람들이 주로 공공행정업에 취업하고 있는 것이다. 당시 외환위기하에서 하루가 다르게 급증하던 실업을 흡수하기 위해 정부는 다양한 정책을 실시하였다. 그 중 대표적인 정책은 공공근로 정책이다. 당시 공공근로를 통해 흡수한 실업자는 1999년 한 해 동안 자치단체 공공근로사업에서 총 99.5만 명, 중앙부처 공공근로사업에서 총 52만 명에 이른다.²⁰⁾ 그리고 이러한 공공근로사업은 1999년에서도 상반기 동안에 집중 실시되었다. 이렇게 실시된 공공근로사업에 참여한 사람들의 업종은 다양하게 나타날 수 있으나 자치단체와 중앙정부가 실시한 공공근로에 참여한 사람들은 공공행정업으로 분류된다. 따라서 1999년 3~5월에 일용직으로 신규 진입한 사람들은 외환위기 당시 실업상태에 있던 사람들로서 정부의 공공근로사업 실시에 따라 취업한

20) 노동부, 『99 노동백서』, 74~75쪽.

〈표 7-14〉 일용직 신규 진입자의 업종별 종사자 수

(단위: 천명)

	1997년			1998년			1999년		
	3월	4월	5월	3월	4월	5월	3월	4월	5월
농업, 수렵업 및 임업	38	38	33	30	40	55	48	51	52
어업	0	0	0	3	1	0	4	3	4
광업	0	0	0	0	0	0	0	0	0
제조업	68	66	57	80	56	51	133	105	102
전기, 가스 및 수도사업	1	0	0	0	0	0	0	0	1
건설업	218	171	117	186	153	131	205	172	148
도소매 및 소비자용품수리업	46	38	47	49	40	41	52	54	67
숙박 및 음식점업	54	53	33	62	61	43	79	73	66
운수, 창고 및 통신업	8	7	8	5	6	6	6	11	16
금융 및 보험업	6	2	1	7	6	3	9	6	9
부동산 및 사업서비스업	14	9	7	22	10	13	20	23	13
공공행정, 국방 및 사회보장행정	6	6	1	11	4	23	155	104	69
교육서비스업	3	3	3	7	4	3	14	13	10
보건 및 사회복지사업	1	2	0	1	2	1	2	3	1
기타 공공, 사회 및 개인서비스업	9	10	10	12	7	12	25	18	12
가사서비스업	14	13	8	20	10	10	14	9	10
국제 및 기타 외국기관	0	1	0	0	0	0	0	0	0
계	487	418	325	496	402	394	768	646	579

사람들로 파악할 수 있다. 이들은 일당을 받고 고용되므로 이들의 종사상의 지위는 일용직이 된다.

공공행정업 외에도 상당한 변화를 보이는 경우가 제조업이다. 일용직 신규 진입자 가운데 1997년에 제조업에 종사하던 근로자는 6만 명 정도이며 1998년에도 큰 변화를 보이지 않으나 1999년 들어 급격히 증가한다. 3월에 신규 진입한 사람들 가운데 제조업으로 취업한 사람은 13.3만 명이나 되며 4월에도 10.5만 명에 이르고 5월에도 역시 10.2만 명에 달한다.

다만 1999년에 신규 진입자 자체가 워낙 많으므로 이를 통제한 후에라야 분포상의 차이에 대해 말할 수 있을 것이다. 우리는 <표 7-15>에서 이에 대해 살펴볼 수 있다.

<표 7-15>를 보면 제조업 근로자의 비중은 크게 변하지 않고 있다. 3월에 3.4% 포인트의 차이를 보일 뿐 현격한 변화를 볼 수 없다. 분포

<표 7-15> 일용직 신규 진입자의 업종 분포와 그 차이

(단위: %)

	1997년 신규 진입자			1999년 신규 진입자			차이		
	3월	4월	5월	3월	4월	5월	3월	4월	5월
농업, 수렵업 및 임업	7.9	9.0	10.1	6.3	7.9	9.0	-1.6	-1.1	-1.1
어업	0.0	0.0	0.0	0.6	0.5	0.7	0.6	0.5	0.7
광업	0.0	0.1	0.0	0.0	0.1	0.1	0.0	0.0	0.1
제조업	14.0	15.8	17.6	17.3	16.2	17.6	3.4	0.4	0.0
전기, 가스 및 수도사업	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.2	-0.2	0.0	0.2
건설업	44.8	40.9	35.9	26.7	26.7	25.5	-18.1	-14.2	-10.4
도소매 및 소비자용품수리업	9.4	9.1	14.6	6.7	8.3	11.5	-2.7	-0.8	-3.1
숙박 및 음식점업	11.1	12.6	10.0	10.4	11.3	11.4	-0.7	-1.3	1.4
운수, 창고 및 통신업	1.7	1.6	2.3	0.7	1.6	2.7	-1.0	0.0	0.4
금융 및 보험업	1.2	0.6	0.4	1.2	1.0	1.6	0.0	0.4	1.2
부동산 및 사업서비스업	2.9	2.2	2.2	2.6	3.6	2.3	-0.2	1.5	0.0
공공행정, 국방 및 사회보장행정	1.3	1.3	0.2	20.1	16.1	11.9	18.8	14.7	11.7
교육서비스업	0.5	0.7	0.9	1.9	2.1	1.7	1.3	1.4	0.9
보건 및 사회복지사업	0.2	0.4	0.1	0.3	0.5	0.2	0.1	0.1	0.1
기타 공공, 사회 및 개인서비스업	1.9	2.4	3.1	3.3	2.8	2.0	1.4	0.4	-1.1
가사서비스업	2.9	3.1	2.5	1.9	1.4	1.7	-1.0	-1.7	-0.8
국제 및 기타 외국기관	0.0	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	-0.2	0.0
계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	0.00	0.00	0.00

에서 가장 큰 차이를 보이는 경우는 건설업과 공공행정업이다. 표에서 보듯이 건설업은 가장 비중이 높은 업종인데 1997년에 비해 1999년의 비중은 절반 가까이 줄고 있다. 즉 1997년 3월의 건설업 종사자 비율은 44.8%였으나 1999년 3월에는 26.7%에 불과하다. 이로 인해 18.1% 포인트의 차이가 발생하였다. 4월과 5월에도 각각 14.2%포인트와 10.4%포인트의 차이가 생겨났다. 건설업 종사자의 비중 감소는 공공행정업 종사자의 비중 증가에 의해 거의 충당되고 있다. 1999년은 1997년에

〈표 7-16〉 일용직 신규 진입자와 기존 일용직 종사자의 업종 분포와 그 차이
(단위:%)

	신규 진입자			기존 종사자			차이		
	3월	4월	5월	3월	4월	5월	3월	4월	5월
농업, 수렵업 및 임업	6.3	7.9	9.0	3.4	5.4	5.9	2.9	2.5	3.1
어업	0.6	0.5	0.7	1.1	1.0	0.8	-0.6	-0.5	-0.2
광업	0.0	0.1	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
제조업	17.3	16.2	17.6	20.6	20.5	19.8	-3.2	-4.3	-2.2
전기, 가스 및 수도사업	0.0	0.0	0.2	0.2	0.2	0.2	-0.2	-0.2	0.1
건설업	26.7	26.7	25.5	24.8	26.3	26.4	1.9	0.4	-0.9
도소매 및 소비자용품수리업	6.7	8.3	11.5	9.8	8.6	8.7	-3.1	-0.3	2.8
숙박 및 음식점업	10.4	11.3	11.4	13.5	12.9	12.1	-3.1	-1.6	-0.7
운수, 창고 및 통신업	0.7	1.6	2.7	2.4	1.7	2.0	-1.7	-0.1	0.7
금융 및 보험업	1.2	1.0	1.6	1.1	1.3	1.2	0.0	-0.2	0.3
부동산 및 사업서비스업	2.6	3.6	2.3	3.1	3.1	3.2	-0.5	0.5	-0.9
공공행정, 국방 및 사회보장행정	20.1	16.1	11.9	11.8	11.1	12.4	8.4	5.0	-0.5
교육서비스업	1.9	2.1	1.7	0.9	1.2	1.3	1.0	0.9	0.4
보건 및 사회복지사업	0.3	0.5	0.2	0.3	0.4	0.5	-0.1	0.1	-0.3
기타 공공, 사회 및 개인서비스업	3.3	2.8	2.0	3.4	3.5	3.1	-0.1	-0.7	-1.1
가사서비스업	1.9	1.4	1.7	3.4	2.8	2.5	-1.6	-1.4	-0.8
국제 및 기타 외국기관	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	0.00	0.00	0.00

비해 공공행정업의 비중이 3월에만 18.8% 포인트 높아졌으며, 4월과 5월에도 각각 14.7% 포인트와 11.7% 포인트 상승하였다. 이는 공공근로 사업에 참여하는 사람들이 급증함으로 인해 공공행정업 종사자의 비중이 급격히 늘고 이에 따라 건설업 종사자의 비중이 상응하는 정도로 감소하였음을 알려주는 결과이다.

이제 일용직 신규 진입자와 기존 일용직 종사자의 업종분포를 살펴보자. <표 7-16>은 이를 정리한 것이다. 표에서 보듯이 1999년 당시 일용직에 이미 종사하고 있던 근로자들에 비해 새로 일용직으로 취업한 근로자들은 공공행정업에 집중되고 있음을 알 수 있다. 즉 신규 진입자가 공공행정업에 취업하는 비율은 3월에 20.1%로서 기존의 일용직 종사자의 11.8%에 비해 8.4% 포인트 더 높다. 4월에도 5.0% 포인트 더 높다. 다만 5월에는 -0.5% 포인트로 나타나는데 이는 일용직으로 신규 진입한 근로자들이 다음달에도 일용직에 머물 확률이 높기 때문에 시간이 지남에 따라 차이가 작아지는 효과가 크게 작용하기 때문으로 볼 수 있다. 즉 기존의 일용직 종사자와 비교하더라도 공공근로 효과가 크게 나타난다. 공공행정업의 비중 증가에 추가하여 농업, 수렵업 및 임업에서 신규 진입자의 비율이 기존 종사자보다 높게 나타난다. 이는 외환위기의 여파로 귀농하는 인구가 증가한 당시의 상황 변화를 반영하는 듯하다. 이들 두 업종을 제외한 타업종들에서 업종분포의 현격한 변화는 찾아보기 어렵다.

마. 직종 분포

업종 분포에 이어 직종 분포를 살펴보자. <표 7-17>은 일용직 신규 진입자의 직종별 근로자 수를 나타낸다. 표에서 가장 두드러지는 변화는 단순노무직에서 관찰할 수 있다.

1997년 3월의 일용직 신규 진입자 가운데 22.5만 명이 단순노무직으로 취업을 하며, 1998년 3월에는 20.7만 명이 이 직종에 종사한다. 그러나 1999년 3월이면 무려 37.6만 명이 단순노무직에 종사한다. 이러한 변화는 4월에도 마찬가지로이다. 즉 1997년 4월에는 18.5만 명에 불과하고 1998

〈표 7-17〉 일용직 신규 진입자의 직종별 종사자 수

(단위: 천명)

	1997년			1998년			1999년		
	3월	4월	5월	3월	4월	5월	3월	4월	5월
입법자, 고위임직원 및 관리자	0	0	0	0	0	0	1	0	0
전문가	0	1	0	3	1	0	6	2	4
기술공 및 준전문가	6	12	5	8	5	4	9	20	14
사무원	12	6	5	12	8	12	30	33	26
서비스 근로자 및 상점과 시장판매 근로자	79	69	50	92	81	68	128	105	106
농업 및 어업 숙련 근로자	10	14	11	10	13	12	18	17	15
기능원 및 관련 기능 근로자	145	119	75	152	110	95	180	150	127
장치, 기계조작원 및 조립원	10	12	8	11	12	11	19	19	17
단순노무직 근로자	225	185	170	207	171	191	376	299	271
계	487	418	325	496	402	394	768	646	579

년 4월에도 17.1만 명에 그쳤지만, 1999년 4월에는 29.9만 명이 단순노무직에 해당하는 직업을 가지게 된다. 5월에도 유사한 변화가 관찰되는데, 1997년 5월에는 17.0만 명에 불과하고 1998년 5월에도 19.1만 명에 그치지만, 1999년 5월에는 27.1만 명으로 증가한다. 결국 1999년 3~5월에 일용 근로로 일하게 된 사람들은 직종 분포로 볼 때 가장 낮은 직능수준을 요구하는 단순노무직에 주로 종사하고 있음을 알 수 있다.

이 외에도 사무원 직종과 서비스 판매직(서비스 근로자 및 상점과 시장판매근로자)에서도 변화를 목격할 수 있으나 그리 큰 변화로 보기는 어렵다. 단순노무직의 변화가 매우 크지만 1999년에 일용직으로 신규 진입하는 근로자가 크게 증가하였음을 고려한다면 직종 분포상의 변화는 크지 않을 수도 있다. 실제로 단순노무직의 1999년과 1997년의 구성비율 차이는 3, 4, 5월 각각 2.8% 포인트, 2.1% 포인트 및 -5.6% 포인트로 그리 크지 않다. 이보다는 오히려 기능직(기능원 및 관련 기능근로자)의 비중 감소가 두드러진다.

이제 일용직 신규 진입자의 직종 구성을 기존 일용직 종사자의 직종

〈표 7-18〉 일용직 신규 진입자의 직종 분포와 그 차이

(단위: %)

	1997년 신규 진입자			1999년 신규 진입자			차이		
	3월	4월	5월	3월	4월	5월	3월	4월	5월
입법자, 고위임직원 및 관리자	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0
전문가	0.0	0.2	0.1	0.8	0.3	0.6	0.8	0.1	0.5
기술공 및 준전문가	1.2	2.8	1.6	1.2	3.0	2.4	0.0	0.3	0.7
사무원	2.4	1.4	1.6	3.8	5.1	4.5	1.4	3.7	2.9
서비스 근로자 및 상점과 시장판매 근로자	16.2	16.5	15.3	16.7	16.2	18.4	0.6	-0.3	3.0
농업 및 어업 숙련 근로자	2.1	3.4	3.5	2.3	2.7	2.5	0.2	-0.7	-0.9
기능원 및 관련 기능 근로자	29.8	28.4	23.2	23.4	23.3	22.0	-6.4	-5.1	-1.2
장치, 기계조작원 및 조립원	2.1	3.0	2.4	2.5	2.9	2.9	0.4	0.0	0.5
단순노무직 근로자	46.2	44.3	52.3	49.0	46.4	46.7	2.8	2.1	-5.6
계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	0.00	0.00	0.00

분포와 비교하여 보자. <표 7-19>에서 보듯이 두 경우의 직종 구성에서 가장 큰 변화는 단순노무직에서 나타난다. 신규 진입자의 단순노무직 구성비는 기존 종사자의 경우에 비해 각각 4.8% 포인트, 3.1% 포인트, 그리고 2.6% 포인트만큼 더 크다. 이에 대응해서 사무직과 서비스 판매직 및 기계조작직(장치, 기계조작원 및 조립원)의 비중 감소를 볼 수 있다.

결국 1999년에 막대한 규모로 일용직에 진입한 근로자들은 주로 외환충격으로 인해 실업에 처해 있던 사람들로서 중앙정부와 자치단체의 공공근로사업에 의해 단순노무 근로로 종사하게 되었다. 이들은 이후에도 계속 노동시장에 남아 일용직으로 일을 하거나 아니면 실업을 경험하고 있다. 외환위기는 극복되었음에도 불구하고 당시의 충격으로 실업에 처했던 많은 사람들이 아직도 일용 근로와 실업 채널에서 벗어나지 못하고 있는 것이다. 이에 따라 일용직 종사자의 고용불안은 높아질 수밖에 없게 된 것이다.

〈표 7-19〉 일용직 신규 진입자와 기존 일용직 종사자의 직종 분포와 그 차이

(단위:%)

	신규 진입자			기존 종사자			차이		
	3월	4월	5월	3월	4월	5월	3월	4월	5월
입법자, 고위임직원 및 관리자	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0	0.0
전문가	0.8	0.3	0.6	0.1	0.3	0.3	0.6	0.0	0.3
기술공 및 준전문가	1.2	3.0	2.4	1.3	1.3	1.8	-0.1	1.8	0.5
사무원	3.8	5.1	4.5	4.4	4.3	4.5	-0.6	0.8	0.0
서비스 근로자 및 상점과 시장판매 근로자	16.7	16.2	18.4	19.1	18.8	17.6	-2.4	-2.6	0.8
농업 및 어업 숙련 근로자	2.3	2.7	2.5	1.5	2.0	2.1	0.9	0.7	0.5
기능원 및 관련 기능 근로자	23.4	23.3	22.0	25.3	26.3	26.0	-1.9	-2.9	-4.0
장치, 기계조작원 및 조립원	2.5	2.9	2.9	4.0	3.8	3.7	-1.4	-0.9	-0.8
단순노무직 근로자	49.0	46.4	46.7	44.2	43.3	44.1	4.8	3.1	2.6
계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	0.00	0.00	0.00

제8장 결론 및 고용정책과제

본 연구는 최근 우리 사회의 주요 화두로 등장한 고용불안이 과연 어느 정도이며 고용불안의 정도가 변하게 된 원인은 과연 무엇인지를 규명하기 위해 각종 분석을 실시하였다. 이러한 분석에 선행되어야 할 것은 고용불안을 어떻게 정의할 것인가 하는 문제였다. 본 연구는 우리 사회에서 널리 사용되고 있는 ‘고용불안’이라는 용어가 기존 연구에서 말하는 고용의 불안정성이나 불안전성과는 정확히 일치하지 않는 것으로 판단하였다. 기존의 정의들은 무엇보다도 실직을 직접적으로 고려하지 못하고 있는 반면, 널리 사용되고 있는 고용불안이라는 개념에는 실직이 가장 큰 비중을 차지하고 있는 것으로 보인다. 이러한 고려를 바탕으로 우리는 고용불안을 ‘실직의 두려움과 재취업의 어려움’으로 정의하였다.

이렇게 정의된 고용불안의 정도를 실업률을 비롯한 널리 사용되는 노동시장 지량변수들로 측정하는 데에는 한계가 있다. 고용불안을 구성하는 두 요소 가운데 하나인 ‘실직의 두려움’은 실직 가능성으로 파악할 수 있고 이는 다시 실직확률로 보다 구체화할 수 있다. 다른 한 가지 구성요소인 ‘재취업의 어려움’ 역시 재취업 가능성으로 해석할 수 있고 이는 재취업확률로 나타낼 수 있다. 따라서 고용불안의 정도를 측정하려면 실직확률과 재취업확률을 구할 수 있어야 한다. 그러나 이러한 확률들은 동일한 개인의 상이한 시점에서 노동력 상태변화를 알

수 있어야 얻을 수 있다. 즉 실직 가능성과 재취업 가능성은 동태적인 개념이며 따라서 저량변수가 아닌 유량변수들을 사용하여야 측정할 수 있다.

따라서 본 연구가 정의한 고용불안의 정도를 측정하기 위해서는 지난 시점에서 취업상태에 있다가 이번 시점에서 실직상태에 처하게 될 확률 및 지난 시점에서 실직상태에 있다가 이번 시점에서 취업할 확률 등과 같은 유량변수들을 측정할 수 있는 자료가 있어야 한다. 즉 동일한 개인의 서로 다른 시점에서의 노동력 상태를 파악할 수 있게 하는 패널자료가 필요하다. 이에 더하여 우리는 장기간에 걸쳐 고용불안의 정도를 측정하여 최근 한국 노동시장에서 고용불안의 정도에 어떠한 변화가 있었는지를 살펴보아야 한다. 이러한 요구들은 통계청에서 실시하는 「경제활동인구조사」 자료를 사용하면 충족된다. 이 조사를 통해 수집되는 자료는 패널자료로 구축할 수 있음이 밝혀져 있을 뿐 아니라 이미 널리 사용되고 있기도 하다. 뿐만 아니라 표본 개편이 이루어지는 시점을 제외하고는 월별 패널자료를 오랫동안 구축할 수 있으므로 경제활동인구조사는 고용불안의 정도를 측정하는 데에 매우 적합한 자료이다.

경제활동인구조사 자료를 패널로 구축하고 이를 통해 이행확률들을 계산한 다음 고용불안의 정도를 측정하여 보면, 외환위기 발생 전에 비해 최근 노동시장에서 실직 가능성이 높아져 고용불안이 증대되었음을 알 수 있다. 이러한 고용불안의 증대는 성이나 연령, 학력 등으로 구분한 노동력 집단 가운데 특정 집단에 국한된 문제가 아니라 대부분의 집단에서 공통적으로 나타나는 현상이었다.

그런데 근로자를 종사상의 지위로 구분하여 고용불안의 정도를 측정하여 보면 상용직이나 임시직에서는 실직확률이 높아지지 않은 반면, 일용직에서 실직확률이 크게 높아진 것으로 나타난다. 이로 인해 일용직에서 취업상태를 유지하는 기간이 상당히 짧아졌다. 즉 고용불안이 일용 근로자들에게 집중되어 있다.

또한 전체적인 재취업확률에는 별 변화가 없지만 재취업 가능성의 질적인 측면에서 고용불안을 높이는 요인들도 발견되었다. 실업에서

취업으로 이행할 경우 상용직으로 옮겨갈 확률은 크게 하락하고 일용직으로 이행할 가능성이 크게 높아졌다. 이는 재취업의 질을 떨어뜨려 고용불안을 높이는 중요한 요인으로 역할을 한다.

이러한 분석과 병행하여 우리는 또한 우리나라 노동시장에서 노동이동성(labor turnover)이 과거에 비해 훨씬 더 높아졌음을 확인하였다.

노동시장 전체에서 근로자의 보다 빈번한 노동력 상태변화가 이루어지고 있을 뿐 아니라 각 노동력 상태에서 유출입이 더욱 활발하게 이루어지고 있다. 다른 상황들이 일정하다면 이러한 변화는 노동시장에서 고용불안을 높이는 역할을 한다. 아울러 이러한 변화 가운데에는 실업과 비경제활동상태를 넘나드는 경계적 상황에 처한 노동력의 규모가 과거에 비해 더욱 커졌다는 변화도 있었다. 실망실업 효과와 부가근로자 효과를 반영하는 이러한 변화 역시 고용불안을 높이는 요인으로 작용한다.

결국 우리는 이러한 분석을 통해 본고가 정의한 고용불안이 최근 들어 높아졌음을 확인할 수 있었다. 그런데 본 연구는 이러한 논의 과정의 곳곳에서 각종 지속기간들을 곁들여 관련 증거로 제시하였다. 그러나 어떤 상태에서 지속기간을 제대로 측정하기란 매우 어려운 일이다.

분석과정에서 제시한 지속기간들은 마코프 안정성(Markov stationarity) 가정이라는 강한 가정에 입각하여 계산한 결과들이다. 따라서 이러한 가정을 하지 않거나 크게 완화한 상태에서 각종 지속기간들을 측정할 필요가 있다. 이렇게 하여 보다 엄밀하게 지속기간들을 측정하더라도 여전히 고용불안에 대한 일치되는 증거들을 찾을 수 있다면 우리는 보다 강력한 증거들을 가지는 셈이 된다. 따라서 본 연구는 지속기간을 보다 엄밀하게 측정할 수 있는 방법론을 새로 개발하고 이 방법론에 입각하여 지속기간들을 측정된 결과를 보론에 제시하였다. 그 결과 우리는 보다 엄밀하게 측정된 지속기간들을 얻을 수 있게 되었고, 이러한 지속기간들이 여전히 고용불안에 대한 증거들과 일치함도 알 수 있었다. 결국 우리는 고용불안에 대한 보다 강력한 증거를 가진 셈이다.

이상의 분석에 추가하여 본 연구는 고용불안을 초래한 원인 가운데

하나로서 고용의 창출과 소멸에 대해 분석해 보았다. 즉 고용불안의 증대가 과연 고용의 창출이 줄어들었기 때문인지, 아니면 고용의 소멸이 많아졌기 때문인지를 알아보기 위해 이에 대해 분석하였다. 분석결과에 따르면 고용불안의 원인은 고용의 창출이 줄어들기 때문이 아니었다. 고용의 창출은 외환위기 발생 전에 비해 최근에 더 활발하게 이루어지고 있었다. 고용불안의 정도가 높아진 것은 고용이 창출되지 않아서가 아니라 소멸되는 고용이 많아졌기 때문이다.

추가적으로 지적하여야 할 중요한 사실은 창출되는 고용도 상용직이 아니라 일용직을 중심으로 이루어지고 있다는 사실이다. 이 역시 고용불안의 정도를 높이는 역할을 하게 된다. 결국 우리는 한국 노동시장에서 고용불안이 높아진 것은 고용의 소멸이 급속히 진행되고 있을 뿐만 아니라 창출되는 고용도 일용직을 중심으로 이루어지고 있기 때문인 것으로 정리할 수 있다.

그렇다면 상용직도 아니고 임시직도 아닌 일용직에서 고용불안이 높아지게 된 것은 무슨 이유 때문일까? ‘일용’ 근로란 “고용계약기간이 1개월 미만인 사람”이거나 “매일매일 고용되어 근로의 대가로 일급 또는 일당제 급여를 받고 일하는 사람 또는 일정한 장소 없이 떠돌아다니면서 일한 대가를 받는 사람”을 말한다. 이렇게 정의되는 일용 근로종사자 집단에 과연 어떤 변화가 있어서 이들의 고용이 더욱 불안하게 된 것일까?

본 연구는 이러한 물음에 답하기 위해 이들을 추적하기로 하였다. 1999년 3월부터 5월 사이의 기간에 일용직 종사자 수가 급격히 증가하였음을 발견하고 본 연구는 이 기간 동안 일용직으로 신규 진입한 사람들의 이전 노동력 상태를 추적하였다. 그 결과 이들은 주로 외환위기하에서 실업상태에 있었던 사람들임을 확인하였다.

여기서 한걸음 더 나아가 본 연구는 이들의 이후 노동력 상태를 1개월 후, 6개월 후, 1년 후, 2년 후, 3년 후까지 추적하여 관찰해 보았다. 그 결과 이들 일용직 신규 진입자의 일부는 임시직으로 옮겨가지만 많은 사람들은 이후에도 노동시장에 계속 남아 실업과 일용 근로 종사를 반복하고 있음을 알 수 있었다. 아울러 이들이 일용직 진입 당시의 다

양한 특성들을 살펴본 결과, 이들이 주로 당시의 단기 실업대책인 공공근로사업을 통해 일용직으로 진입하였음도 확인하였다.

이는 외환위기 당시 실업에 처해 있던 근로자들이 1999년 상반기에 실시된 대규모 공공근로사업을 통해 일용직으로 진입하였고 이들이 이후에 보다 안정적인 일자리로 옮겨가지 못한 채 노동시장에 남아 일용근로와 실업을 반복함에 따라 일용직의 고용불안이 높아지게 된 것임을 알려준다.

그렇다면 우리는 이러한 일용직의 고용불안에 어떻게 대처해야 할까? 이에 대해 분명하게 언급하기 위해서는 일용직의 고용불안을 초래한 궁극적인 원인을 밝혀야 한다. 그러나 이 문제는 오랜 기간이 걸리더라도 밝혀지지 못할 수도 있으며 또 여러 대립되는 가설들이 병존할 수도 있다. 지금 상황에서 우리는 다음과 같은 두 가지 정도의 고용불안 원인과 대책을 생각해 볼 수 있을 것이다.

첫째, 일용 근로에 대한 수급 불일치가 일용직 고용불안의 근본 원인인 경우이다. 일용 근로를 하려는 근로자는 많으나 일용직에 대한 수요가 공급에 미치지 못한다면 최저임금 등의 상황에 처한 근로자들 가운데 상당수는 실업을 경험하게 된다. 이로 인해 일용 근로자의 고용불안이 높아질 수 있다. 외환위기하에서 실업상태에 처한 사람들은 일용직의 형태로라도 일하고자 하므로 일용 근로의 공급 과잉이 초래될 수 있다. 이 경우의 해결책은 일용 근로로 노동을 공급하고 있는 근로자들 가운데 적절한 사람을 선정하여 보다 안정적인 다른 분야로 옮겨갈 수 있게 도와주는 방법이다. 이 경우 직업훈련과 고용안정서비스 제공이 중요한 역할을 할 수 있을 것이다.

둘째, 우리나라 노동시장은 임금을 통한 가격조정보다는 고용량을 통한 수량조정으로 노동시장에 가해지는 충격과 변화를 주로 흡수하여 왔다. 상용직 사용시 고용조정의 어려움 및 연공급에 의한 비탄력적인 임금체계는 사용자들로 하여금 상용직 사용을 꺼리게 할 수 있다. 이러한 상태에서 외환위기라는 충격은 이후의 노동시장에서 일용 근로라는 완충을 통해 흡수되었을 가능성도 있다. 이 경우에는 일용직의 문제가 일용직의 문제로만 남는 것이 아니라 상용직의 문제로도 이어질

수 있다. 이 경우 상용직의 임금유연화가 일용직의 고용불안을 줄이게 하는 방안이 될 수도 있다. 고용조정이 어렵더라도 임금조정이 유연하다면 기업들은 상용직의 사용을 덜 꺼리게 될 것이고 이에 따라 일용직 종사자들이 안정적인 고용상태로 옮겨갈 여지가 커질 것이다.

그러나 이러한 임금유연성을 달성하는 데에는 상당한 시간과 노력이 필요하다. 이러한 간극을 메우기 위해 우리는 위에서와 마찬가지로 직업훈련과 고용안정서비스를 확충하려는 노력을 기울일 필요가 있다. 우리는 아직도 주요 국가들에 비해 고용안정서비스를 충분히 제공하지 못하고 있다. 기존의 고용안정센터들도 보다 풍부하고 보다 양질의 고용안정서비스 제공을 위해 노력하기보다는 고용보험사업 가운데 실업급여의 지급에 주력하고 있는 실정이다. 심층상담이나 진로지도가 노동시장 성과에 매우 중요한 역할을 하고 있음은 이미 여러 자료들을 통해 입증되고 있다. 따라서 고용안정센터를 중심으로 양질의 공공고용안정서비스를 충분하게 제공할 수 있도록 PES를 확충할 필요가 있다.

셋째, 임금유연성 제고와 직업훈련 및 공공고용안정서비스 확충과 같은 국가적인 노력 외에도 고용불안을 극복하기 위한 방안들을 생각해 볼 수 있다. 기업 차원 또는 사회 차원에서 기울일 수 있는 대표적인 노력이 전직지원서비스의 강화이다. 기업의 입장에서 근로자의 전직을 지원하는 서비스가 기업의 이윤극대화과 부합될 수도 있다. 예컨대, 기업은 전직지원서비스를 제공함으로써 필요한 고용조정을 상대적으로 적은 비용으로 달성할 수 있다. 정부는 이와 관련된 훌륭한 사례들을 발굴하여 기업들에게 관련 정보를 제공함으로써 전직지원서비스를 활성화시킬 수도 있겠다.

〈보론 1〉

지속기간 측정의 문제와 장기패널자료를 사용한 지속기간 측정

1. 분석의 필요성

우리는 본문에서 고용불안을 구체적으로 측정하고 고용불안 정도의 변화를 지속기간의 변화와 관련시켜 설명한 바 있다. 기대취업기간의 감소는 실직 가능성의 증대와 직결되며 기대실업기간의 변화는 재취업 확률의 변화와 연결된다. 그런데 어떤 상태에서 머문 기간인 지속기간을 측정하는 데에는 많은 어려움이 따른다. 이러한 어려움 때문에 사실 앞에서 제시한 지속기간들은 모두 마코프 안정성(Markov stationarity) 가정이라 불리는 강한 가정에 입각하여 측정한 것이다. 이제 본 연구는 이와 같은 강한 가정에서 벗어나 지속기간을 보다 엄밀하게 측정함으로써 고용불안에 대한 보다 엄밀한 증거를 갖추고자 한다. 다만 논의의 단순화와 현실적인 중요성에 비추어 지속기간은 실업에 대해서만 고려하기로 한다.

실업기간이란 실업을 경험하는 사람이 그 실업에 진입한 때부터 그 실업으로부터 벗어나기까지 실업상태에 머문 기간을 말한다. 그러나 이러한 정의에 충실한 실업기간을 실업 관련 자료로부터 실제로 측정하는 데에는 많은 어려움이 따른다. 특히 우측절단(right censoring) 및 좌측절단(left censoring)의 문제가 실업기간의 측정을 어렵게 한다. 우

측절단은 실업이 완결되지 않고 진행중인 상태인데도 불구하고 추출된 표본에 대한 관측기간이 종료됨에 따라 아직 남아 있는 실업기간(remaining duration)이 관측되지 못하는 문제이다. 한편, 좌측절단의 문제는 실업기간이 길수록 어느 한 시점에서 실업상태에 있는 채 관찰될 확률이 높은 데서 오는 일종의 표본추출편의(sample selection bias)의 문제이다. 예컨대, 실업기간이 평균적으로 한 달인 노동자와 실업기간이 평균적으로 세 달인 노동자가 있다고 치자. 어느 한 시점에서 실업상태에 있을 가능성은 전자보다는 후자의 노동자에게서 크다. 그리하여 한 시점에서 실업상태에 머무는 사람들을 이용하여 실업을 측정하는 경우, 측정된 실업기간은 실제의 실업기간을 과대평가하게 된다.

우측절단과 좌측절단의 문제를 좀더 비교해 보자. 실업기간을 확률변수 T 로 나타낼 때, 우측절단은 주어진 정보가 $T = t$ 의 완전한 정보가 아닌 $T \geq t$ 의 구간 정보로 주어지는 불완전관찰 문제이다. 이는 주어진 정보를 주어진 대로 제대로 활용하는 한 특별히 편의의 문제를 야기하지 않는다. 반면 좌측절단의 문제는 이와는 성격이 전혀 다르다. 물론 이제껏 지내온 실업기간(elapsed duration)이 불완전관찰의 문제를 야기할 수도 있지만, 이는 굳이 알고 싶으면 “그간 얼마 동안이나 실업상태에 있었느냐”고 물어보면 된다. 좌측절단의 보다 본질적인 문제는 앞서 언급한 표본추출편의의 문제이다. 실업기간이 길수록 어느 한 시점에서 실업상태에 있는 것으로 관측될 확률이 높기 때문에 표본은 모집단에 비해 보다 긴 실업기간을 가진 자료를 많이 포함하게 되고 그 결과 측정된 실업기간은 실제의 실업기간을 과대평가하는 경향에 직면한다. 좌측절단의 문제를 가져오는 표본추출방법은 기간편의를 초래하는 표본추출방법(length biased sampling)의 일종이고 이로부터 생기는 편의는 기간편의(length bias)의 일종이다.

실업기간을 측정하는 데에서 발생하는 어려움으로 인해 현실에서는 흔히 대안적인 방법들이 사용된다. 우리나라에서 널리 사용되고 있는 한 가지 방법은 구직기간을 측정하여 이를 실업기간으로 파악하는 방법이다. 이병희(2000)를 비롯한 여러 연구들이 이러한 부류에 속한다.

또 한 가지 다른 방법은 마코프 안정성 가정에 입각하여 실업기간을 측정하는 방법이다. 류재우·배무기(1984), 남재량(1997) 등의 연구가 이에 속한다. 김대일(1999)은 구직기간에 대한 정보를 사용하여 위험률(hazard rate)을 측정하고 이로부터 실업기간을 추정함과 동시에 마코프 안정성 가정도 활용하고 있다. 실제로 우리나라의 실업기간에 대한 대부분의 학술연구와 정책보고서 등은 실업기간 측정에 있어 구직기간이나 마코프 안정성 가정에 의존하고 있다.

이처럼 실업기간을 구직기간으로 파악하거나 특정한 가정에 입각하여 구할 경우 측정된 실업기간은 진정한 실업기간을 크게 왜곡할 가능성이 있다. 먼저 구직기간은 근로자가 구직활동을 개시한 후 현재까지 계속 구직활동을 한 기간으로 정의되는데 이는 실업기간과는 그 정의가 상당히 다르다. 구직활동은 취업상태에서도 얼마든지 이루어질 수 있으므로 구직활동 개시시점은 일반적으로 실업 시작시점보다 빠르다. 이는 실업기간을 과대평가하는 요인이 된다. 한편 구직기간은 통상적으로 남아 있는 구직기간을 고려하지 못하므로 실업기간을 과소평가하는 요인도 가지고 있다. 이처럼 정반대의 효과를 가진 두 요인 가운데 어떤 요인이 크게 작용하는가에 따라 구직기간은 실업기간을 과대평가하기도 하고 과소평가하기도 한다. 따라서 구직기간은 실업기간의 진정한 척도가 되기 어렵다.

마코프 안정성 가정을 사용하여 구한 실업기간 역시 진정한 실업기간을 크게 왜곡할 수 있다. 이 가정은 실업의 경과와 무관하게 실업지속확률 및 실업탈출률이 항상 일정하다는 가정이다. 그러나 실업탈출률은 실업기간의 경과에 따라 크게 영향받는 것으로 알려져 있으므로 이 가정은 매우 강하고 실제의 실업기간을 왜곡시키는 요인이 된다.

이 장은 이러한 실업기간 측정상의 문제점을 극복하기 위해 장기간에 걸쳐 연결되는 장기 월별패널자료를 구축하는 한편, 이 자료를 사용하여 실업기간을 측정할 수 있는 모형을 제시하고 실업기간을 측정한다. 이를 통해 구직기간을 이용해 구한 실업기간이나 마코프 안정성 가정에 구한 실업기간이 과연 진정한 실업기간을 잘 나타내고 있는지, 아니면 이로부터 발생하는 편의가 어떤 방향으로 어느 정도나 되

는지를 밝힐 수 있다.

실업기간 측정에 있어 대두되는 또 다른 문제는 실업기간 측정을 위해 사용할 표본을 추출하는 방법에 관한 것이다. 장기패널자료를 구축함으로써 개개인의 실업기간을 오랜 기간 동안 관찰한다고 하더라도 추출되는 표본이 특정 기간의 실업자를 실제 비율 이상 뽑도록 설계된다면 장기패널로부터 구한 실업기간이라고 하더라도 여전히 실제 실업기간을 왜곡할 가능성이 있다. 예를 들어 특정 시점에서 실업상태에 있는 사람들을 표본으로 추출하여 실업기간을 측정한다면, 장기간에 걸쳐 실업을 경험하는 사람들이 체계적으로 과다 추출되고 따라서 이러한 표본을 사용하여 측정한 실업기간은 상향 편의를 가지게 된다. 이러한 표본추출방법을 스톡 샘플링(stock sampling)이라고 한다. 본고는 이러한 스톡 샘플링에 의해 추정되는 실업기간의 편의를 없애기 위해 일정 기간 동안 실업으로 들어오는 사람들을 표본으로 추출하는 플로우 샘플링(flow sampling)을 표본추출방법으로 사용하고자 한다.

결국 본 연구는 현실에서 실업기간 척도로 흔히 사용되는 구직기간이나 마코프 안정성 가정에 입각한 실업기간이 진정한 실업기간을 왜곡할 가능성이 크다는 인식하에 편의를 발생시키지 않는 실업기간을 측정하는 방법을 제시하고 이 방법에 입각하여 실업기간을 측정한다. 이를 위해 본고는 먼저 장기 월별패널자료를 구축하는 한편, 이로부터 실업기간 측정에 사용할 수 있는 정보를 최대한 추출할 수 있도록 하는 모형을 개발하여 실업기간 측정에 사용한다. 뿐만 아니라 좌측절단, 스톡 샘플링의 표본추출방법으로 인해 발생하는 실업기간의 편의를 없애기 위해 플로우 샘플링을 통해 실업기간을 측정한다.

2. 장기 월별패널자료의 구축과 표본추출방법

제2절은 장기간에 걸쳐 연결되는 장기 월별패널자료를 구축하는 방법 및 장기 월별패널자료로부터 실업기간을 분석하기 위해 표본을 추출하는 방법에 대해서 살펴본다. 본 연구가 처음으로 제시하는 방법론과 표본을 사용할 경우 마코프 안정성 가정과 같은 강한 가정의 도움

없이도 실업기간을 측정할 수 있다.

가. 장기 월별패널자료의 구축

실업기간 측정에 있어 발생하는 우측절단의 문제 및 패널자료의 불완전 연결의 문제를 해결하는 한 가지 방법으로 흔히 사용되는 것이 마코프 안정성 가정이다. 먼저 이 가정에 대해 살펴본 뒤, 이 가정을 극복하기 위한 장기 월별패널자료를 구축하도록 하자.

마코프 안정성 가정은, 두 시점간의 상태를 비교하여 구한 실업탈출률이 실업기간 내내 일정하다는 가정이다. 통상 실업탈출률은 두 시점을 연결하여 구축한 패널자료를 사용하여 계산한다. 마코프 안정성 가정을 하면 실업기간은 실업탈출률의 역수로 표현된다. 이에 대해 보다 구체적으로 알아보기 위해 아래 식 (A-1)을 살펴보자. 이 식은 제4장에서 보았던 식 (4-1)을 편의상 다시 옮겨 쓴 것이다.

$$S_{t+1} = S_t \Pi, \text{ 단, } S_v = [E_v \ U_v \ N_v] (v = t, t+1), \text{ (A-1)}$$

$$\Pi = \begin{bmatrix} ee & eu & en \\ ue & uu & un \\ ne & nu & nn \end{bmatrix}$$

어느 한 시점, 예컨대 시점 t 에서의 노동력 상태는 취업과 실업 및 비경제활동 등 세 개의 상태로 구분된다. 각각의 상태에 속한 사람의 수를 E_t , U_t , N_t 로 나타내고, 이들을 묶어서 벡터로 S_t 로 표현하자. 이 제는 일정기간, 예를 들면 한 달 동안 발생한 노동자들의 상태 변화를 Π 와 같이 9개의 원소를 갖는 이행확률 행렬을 이용해 나타내자. 행렬의 각 원소들은 t 시점의 특정 노동력 상태에서 $(t+1)$ 시점의 특정 상태로 옮겨간 사람의 수를 원래상태(t 시점)에 있는 사람의 수로 나눈 이행확률들이다. 예를 들어 ue 는 t 시점에서 실업상태에 있던 사람들 가운데 $(t+1)$ 시점에 취업상태에서 발견된 사람들을 원래의 실업자 수인 U_t 로 나눈 것이다. 즉 한 달에 걸쳐 실업자가 취업자로 이행할 확률을 나

타난다. 마코프 안정성 가정이란 이러한 이행확률들 모두가 시간과 무관하다는 가정이다. 즉, Π 가 시간을 나타내는 t 와 무관하다는 가정이다.

행렬 Π 의 원소를 이용해 표현하면, 시점 t 에서 실업상태에 있는 사람이 다음 시점인 $t+1$ 까지 실업으로부터 벗어날 확률, 즉 실업탈출률은 $(ue+un)$ 이며 이는 $(1-uu)$ 와 같다. 따라서 실업상태로 진입한 후 실업에서 벗어날 때까지 실업탈출률이 언제나 일정하게 유지된다면 기대실업기간은 다음 식 (A-2)와 같이 나타낼 수 있다. 즉, 마코프 안정성 가정 하에서 구한 기대실업기간을 EDU_M 으로 표시하면, 이는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} EDU_M &= \frac{1}{ue + un} & (A-2) \\ &= \frac{1}{1 - uu} \quad 21) \end{aligned}$$

실업기간을 식 (A-2)와 같이 표현하기 위해서는 실업탈출률이 경과한 기간과 무관하게 항상 일정하다는 마코프 안정성 가정이 필요했다. 이 가정은 실업에 접어든 지 한 달이 지났건 두 달이 지났건 1년이 지났건 간에 실업에서 벗어날 확률이 항상 일정하다는 것으로 매우 강한 가정이다. 따라서 식 (A-2)와 같이 강한 가정에 입각하여 추정된 실업기간은 실제의 실업기간을 왜곡할 가능성이 크다.

이러한 문제를 해결할 수 있는 가장 근본적인 방법은, 개인들의 경제활동상태에 대해 지속적인 패널조사를 실시하고 이 조사 자료를 사용하여 가정을 완화한 채 실업기간을 측정하는 것이다. 그러나 이러한 장기패널조사는 막대한 비용을 수반한다.

우리나라에서 개별 경제주체들의 경제활동에 대한 자료는 통계청에서 실시하는 「경제활동인구조사」를 통해 수집되고 있다. 비교적 최근까지만 하더라도 경제활동인구조사는 패널의 형태로 구축되지 못하고 특정

21) 이는 다음과 같이 계산된 결과이다.

$$\begin{aligned} EDU_M &= 1 \cdot (1-uu) + 2 \cdot uu \cdot (1-uu) + 3 \cdot (uu)^2 \cdot (1-uu) + \dots \\ &= 1 / (1-uu). \end{aligned}$$

시점에서 개개인들의 경제활동상태를 파악하기 위한 자료로만 활용되어 왔다. 그러나 경제활동인구조사 원자료로부터 장기간에 걸쳐 연결되는 월별패널자료를 구축하여 분석에 사용할 수 있음이 남재량(1997)에 의해 밝혀지면서 이러한 장기 월별패널자료를 사용한 많은 연구들이 이루어지고 있다.

현재 경제활동인구조사를 사용한 연구들은 주로 이웃한 두 달을 연결하는 초단기 월별패널의 형태로만 자료를 활용하고 있다. 그러나 경제활동인구조사는 동일한 표본을 기본적으로 5년 동안 유지하므로 동일한 개인을 길게는 60개월까지 지속적으로 관찰할 수 있게 해준다. 즉 장기 월별패널자료의 구축이 가능하다. 실제로 본고는 59개월에 걸쳐 장기패널자료를 구축하여 분석에 사용하고 있다. 구축된 자료에 따르면 최초 추출된 표본이 마지막 59개월까지 계속해서 관찰되고 식별된 경우가 최초 표본의 30%에 이른다.

본 연구는 이처럼 기존의 경제활동인구조사 자료를 동일한 개인에 대해 장기간에 걸쳐 지속적으로 추적하여 연결하는 장기 월별패널자료를 구축함으로써 실업기간에 관한 정보량을 늘리고자 한다. 이렇게 구축한 장기 월별패널자료를 사용하여 각 개인들의 경제활동상태를 시간에 걸쳐 추적하면 실업을 경험한 개인들의 실업 시작시점과 실업 종료시점을 알아낼 수 있고 이로부터 실업기간을 강한 가정의 도움 없이도 측정할 수 있게 된다.

다만 패널조사는 거듭된 조사이다 보니 표본이탈(sample attrition)의 문제가 있다.²²⁾ 한 실업자가 그의 실업기간이 끝나기 전에 조사대상에서 빠져버릴 수 있다. 즉, 실업의 종료시점까지 관측이 안 되는 경우가 발생한다. 또 본 연구에서 기초자료로 활용하는 경제활동인구조사는 매 5년마다 실시되는 센서스를 모집단으로 하여 표본을 추출하므로 기본적으로 5년마다 표본의 교체가 있게 되고 이에 따라 패널이 단절된다는 단점이 있다. 이로 인해 최초 추출된 표본에 대한 조사가 5년차의

22) 김대일·남재량·류근관(2000)의 연구는 경제활동인구조사(통계청) 및 한 국가구패널(대우경제연구소)에서 표본이탈의 문제에 대해 분석하고 있다.

후반부에 가까워질수록, 즉 표본개편이 임박할수록, 자료는 완결되지 않은 실업자를 보다 많이 포함하게 된다. 그러나 이웃한 두 달에 걸쳐서만 연결한 자료에 비해 최대 59개월에 걸쳐서 추적하여 연결할 경우 미완결실업의 비율이 훨씬 작게 된다. 결국 우리가 구축하는 장기 월별 패널자료는 실업기간을 계산하는 데에 보다 풍부한 정보를 제공해 준다. 따라서 본 연구는 이러한 장기패널자료를 분석에 사용하기로 한다. 구체적으로 1993~97년에 걸친 기간과 1998~2002년의 기간 동안 표본의 개편이 없었으므로 이 기간의 자료를 주로 활용하기로 한다.

나. 표본추출 방법

장기패널자료를 구축하여 분석에 사용할 수 있게 됨에 따라 실업기간이 잘려진 채로 관찰되는 우측절단의 문제 및 제약적인 마코프 가정의 상당부분은 극복할 수 있다. 그러나 아직도 좌측절단의 문제는 극복하지 못하고 있다. 좌측절단으로 인한 표본추출편의는 실업기간 측정을 위해 사용할 표본을 어떻게 추출하느냐에 따라 결정된다.

특정 시점에서 실업상태에 있는 사람들을 표본으로 추출하는 경우 실업기간이 긴 사람들이 실제 이상 표본으로 추출되게 된다. 이 때 이러한 문제를 고려하지 않은 채 측정한 실업기간은 상향 편의를 가지게 된다. 문헌에서는 이러한 표본추출방법을 스톡 샘플링이라 부르며 이로 인해 발생하는 편의를 기간편의라 하는데 앞서 언급한 바 있다. 즉 스톡 샘플링은 기간편의를 가져오는 표본추출방법이다.

이러한 기간편의의 문제를 해결하는 방법은 적절한 가정하에 구한 조건부확률을 이용하거나 아니면 플로우 샘플링을 적용해 자료를 모으는 것이다. 플로우 샘플링이란 특정 시점에 실업상태에 있는 개인들을 표본으로 추출하는 것이 아니라 일정 기간을 잡아 이 기간 동안 실업상태로 진입하는 사람들을 표본으로 추출하는 방법이다. 이 방법을 사용하면 표본을 추출하는 기간이 충분히 긴 경우, 실업기간이 긴 사람들을 과다 추출하게 되는 문제를 피할 수 있다.

플로우 샘플링을 사용할 경우 좌측절단으로 인한 불완전관찰의 문제

도 회피할 수 있다. 일정 기간 동안 실업으로 진입하는 사람들만을 뽑아 표본으로 삼고 관측 구간의 최초 시점에 이미 실업상태에 있는 사람들은 표본에 포함시키지 않으면, 지나간 실업기간이 잘려나가는 문제가 애당초 발생하지 않기 때문이다.

따라서 본고는 기본적으로 플로우 샘플링을 사용함과 동시에 샘플링을 위해 정한 일정한 기간의 최초 시점에 이미 실업상태에 있는 사람들을 표본에 포함시키지 않음으로써 기간편의 문제와 좌측절단의 문제를 동시에 해결하는 방법을 사용하기로 한다. 제4절의 분석에서는 비교를 위해 스톱 샘플링도 사용할 것인데 이는 스톱 샘플링에 따른 실업기간의 편의를 알아보기 위함이다.

3. 모형

이제 장기 월별패널자료를 사용하여 실업기간을 측정하기 위한 모형을 소개하도록 하자. 먼저 불완전관찰이 존재하지 않는 완전관찰의 경우 실업기간 측정 모형을 살펴본 다음 불완전관찰이 존재할 경우에 대해 알아본다.

가. 완전관찰의 경우

먼저 최초 시점에서 실업상태로 새로 진입한 사람들의 수를 U_0 라 하고 이들 중 j 개월 뒤에도 여전히 실업상태에 머물러 있는 사람들의 수를 U_j 라 하자.²³⁾ 그리고 U_j 와 U_{j-1} 의 비율을 uu_j 라 정의하자. 즉,

23) 즉 U_j 는 $tD = 0$ 에서 새로이 실업된 사람들 가운데 실업기간이 j 개월 이상 지속된 사람들의 수이다. 보다 분명히 하기 위해 실업기간을 D 라 하면 U_j 는 U_0 의 사람 가운데 $D \geq j$ 를 만족시키는 사람들의 수이다.

$$uu_j = \frac{U_j}{U_{j-1}}, \quad j=1,2,\dots \quad (A-3)$$

위 식에서 uu_j 는 $(j-1)$ 개월 동안 실업을 경험한 사람들이 다음 달에도 여전히 실업에 머물 확률을 나타낸다. 이렇게 정의된 uu_j 들을 사용하면 마코프 안정성 가정이 완화된 상태에서도 기대실업기간을 구할 수 있다. 이를 EDU 라 하면, 이는 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} EDU = & 1 \cdot (1 - uu_1) + 2 \cdot uu_1 \cdot (1 - uu_2) + 3 \cdot uu_1 \cdot uu_2 \cdot (1 - uu_3) \\ & + \dots \\ & + (k-1) \cdot uu_1 \cdot uu_2 \cdot \dots \cdot uu_{k-2} \cdot (1 - uu_{k-1}) \\ & + k \cdot uu_1 \cdot uu_2 \cdot \dots \cdot uu_{k-1} \cdot (1 - uu_k) \\ & + (k+1) \cdot uu_1 \cdot uu_2 \cdot \dots \cdot uu_k \cdot (1 - uu_{k+1}) \quad (A-4) \\ & + \dots \end{aligned}$$

식 (A-4)에서 $(1 - uu_j)$ 는, $(j-1)$ 개월까지는 실업을 경험한 사람이 j 번째 개월을 지나면서 취업상태나 비경제활동상태로 옮겨 실업 상태에서 벗어날 확률이다.²⁴⁾ 따라서 식 (A-4)의 우변 첫 번째 항은 1 개월²⁵⁾ 동안 실업에 머물다가 다음달에는 실업상태에서 벗어나는 경우를 나타내고, $(k-1)$ 번째 항은 $(k-1)$ 개월까지 실업상태에 머물다 그 다음달에 실업상태에서 벗어나는 경우를 나타낸다.

이제 식 (A-4)의 공식을 실제로 어떻게 활용할 것인지를 몇 가지 경

24) 즉 $(j-1)$ 개월까지 실업상태에 있던 사람이 j 번째 개월을 지나면서 취업상태나 비경제활동상태로 이행할 확률을 각각 ue_j , un_j 라 하면, $uu_j + ue_j + un_j = 1$ 이므로 $(1 - uu_j) = ue_j + un_j$ 가 성립한다.

25) 경제활동인구조사는 월별조사이므로 이를 사용하여 구축한 장기패널자료 역시 기간의 단위로 월을 사용하게 된다.

우로 나누어 살펴보자. 첫째, 우리가 모든 j 에 대해 uu_j 를 알 수 있다면 식 (A-4)를 사용하여 마코프 안정성 가정 없이 기대실업기간 EDU 를 측정할 수 있다. 실업기간을 이렇게 추정하면 이는 가정으로부터 가장 자유로운 추정량이 된다.

둘째, 인접한 두 달에 걸쳐서만 연결된 패널자료는 실업자를 단 한번만 추적한다. 이 경우 기대실업기간을 구하기 위해서 통상 $uu_1 = uu_2 = \dots \equiv uu$ 의 마코프 안정성을 가정한다. 이렇게 구한 기대실업기간은 앞서 살펴본 식 (A-2)의 EDU_M 과 일치하며 이제까지 가장 널리 사용된 방법이다.

셋째, 우리가 이 논문에서처럼 장기간에 걸쳐 개인을 추적하여 패널을 구축하면 관측을 통해 측정이 가능한 uu_j 들에 대해서는 마코프 안정성 가정을 할 필요가 없고 단지 관측이 불가능한 uu_j 들에 대해서만 이 제약적인 가정을 도입하면 된다. 즉 자료가 풍부해짐에 따라 제약적인 가정에 덜 의존해도 되는 셈이다. 아래에서는 이처럼 불완전 관찰이 존재하는 경우 실업기간을 측정하는 방법에 대해 알아본다.

나. 불완전관찰이 존재하는 경우

장기 월별패널자료로부터 k 까지의 uu_j 들, 즉 uu_1, uu_2, \dots, uu_k 를 구할 수 있다고 하자. 이 때 기대실업기간을 구하기 위해서는 $j > k$ 인 나머지 uu_j 들에 대해서만 안정성 가정을 하면 족하다. 즉 $uu_{k+1} = uu_{k+2} = \dots = uu_k$ 의 가정을 하면 된다. 이 가정하에 구한 기대실업기간을 EDU_k 라 하면 이는 다음의 식 (A-5)와 같게 된다.

$$EDU_k = 1 \cdot (1 - uu_1) + 2 \cdot uu_1 \cdot (1 - uu_2) + 3 \cdot uu_1 \cdot uu_2 \cdot (1 - uu_3) \\ + \dots \\ + (k-1) \cdot uu_1 \cdot uu_2 \cdot \dots \cdot uu_{k-2} \cdot (1 - uu_{k-1})$$

$$+ uu_1 \cdot uu_2 \cdot \dots \cdot uu_{k-1} \cdot \left\{ k + \frac{uu_k}{(1-uu_k)} \right\} \quad (A-5)$$

식 (A-5)는 $uu_{k+1} = uu_{k+2} = \dots = uu_k$ 라는 가정하에 얻은 것이다. 이에 대해 보다 자세히 살펴보자. 먼저 $k = 1$ 이라면 이 가정은 $uu_1 = uu_2 = \dots \equiv uu$ 로 표현되는데, 이 때 실제로 uu 는 uu_1, uu_2, \dots 등의 추정치를 가중평균하여 얻게 된다. 이는 인접한 두 달에 걸쳐서만 연결된 초단기 패널자료로부터 추정하는 uu 가 서로 다른 시점에서 실업을 경험하는 사람들이 혼합되어 있는 상태에서 구해지기 때문이다. 결과적으로 $k = 1$ 이면 추정한 실업기간은 식 (A-2)처럼 되어 버린다.

식 (A-5)에서 $uu_{k+1}, uu_{k+2}, \dots$ 등을 마지막으로 계산된 값인 uu_k 와 같다고 두는 것보다는 몇 개를 평균한 것과 같다고 두면 좋을 것 같다. 이는 만약 uu_k 가 아주 불안정할 때 $j > k$ 인 모든 나머지 uu_j 들을 uu_k 와 같게 둔다면 측정되는 실업기간은 불안정한 uu_k 에 크게 영향받을 것이나 몇 개의 평균과 같다고 두면 그러한 불안정성은 줄어들기 때문이다. 그렇다면 $j \leq k$ 인 uu_j 가운데 몇 개의 uu_j 들을 평균할 것인가? $j \leq k$ 인 모든 uu_j 들을 평균할 수도 있겠으나 uu_j 가 j 에 따라 크게 달라지므로 k 에 근접한 두세 개를 평균하는 것이 더 나을 듯하다.

기대실업기간을 구할 때 식 (A-4)를 사용하는 것과 식 (A-5)를 이용하는 것 가운데 무엇이 나은가? 우선 가정을 사용하지 않아도 된다는 면에서 식 (A-4)를 이용하는 것이, 부분적으로나마 안정성 가정에 의존하는 식 (A-5)에 비해서 유리하다. 하지만 식 (A-5)는 실업지속확률 uu_j 를 모든 j 에 걸쳐 추정해 내야 한다는 면에서 $j \leq k$ 에 대해서만 그 추정을 요구하는 식 (A-4)에 비해서 자료에 부담을 더 많이 주는 추정방법이다.

이상의 논의를 정리하면, 실업기간 측정에 있어 마코프 안정성 가정이 완화되는 정도는 k 의 크기, 즉 패널자료가 얼마나 장기간에 걸쳐 연결되어 있는가에 의존한다는 것으로 요약할 수 있다. 경제활동인구 조사는 추출된 표본을 기본적으로 5년 동안 관찰한 다음 새로운 표본으로 교체하므로 표본추출 시점부터 상당한 기간 동안은 개인들의 실업에 대한 관찰이 완전할 것이다. 그러나 표본교체시기가 가까워질수록 실업에 대한 불완전관찰이 많아지게 된다.

4. 실업기간 측정

제3절에서 제시한 모형을 사용하여 실업기간을 측정하기에 앞서 장기 월별패널자료를 사용하여 마코프 가정의 현실성 여부를 평가해 보자.

가. 마코프 안정성 가정에 대한 평가

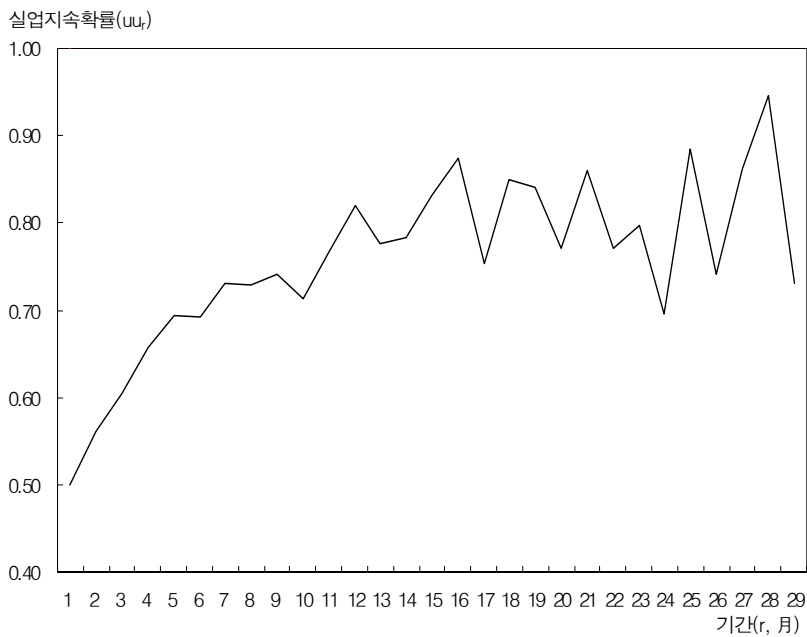
본고에서 구축한 장기 월별패널자료를 사용하면 마코프 안정성 가정이 과연 현실을 묘사하는 데 적합한 가정인지 여부를 평가할 수 있다. 즉 uu_j ($j=1, 2, \dots, k$)가 취하는 값들을 비교하여 이들간에 별 차이가 없는지 아니면 이들이 매우 상이한 값을 갖는지를 검토해 보면 된다. 여기서 uu 와 uu_j 의 차이점을 상기하면, uu 는 어느 한 실업자가 실업에 머문 기간과 관계없이 다음 달에도 여전히 실업상태에 머물 비조건부 확률인 반면, uu_j 는 $(j-1)$ 개월 동안 실업상태에 머문 실업자가 다음 달에도 여전히 실업상태에 머물 조건부 확률이다. 즉 uu 는 uu_j 를 대략 가중평균한 것으로 볼 수 있다.

[그림 A1-1]은 장기패널자료를 사용하여 구한 실업지속확률을 나타낸 것이다. 그림의 가로축은 실업이 이제껏 지속된 기간(r)을 나타내며, 세로축은 각 r 에 대응하는 실업지속확률(uu_r)을 나타낸다. 우리는 1986, 1989, 1994, 1995년의 매월에 새로 실업으로 진입하는 사람들을

찾아 이들을 묶고 이들 전체로부터 계산한 uu_r 들을 계산하여 그림에 표시하였다. 특별히 이들 4개 연도의 각 월에 새로 실업한 사람들을 대상으로 한 이유는 이들의 실업기간이 완전하게 관찰되고 있기 때문이다. 여러 연도와 여러 개월을 함께 고려한 것은 경기변동과 계절적 변동의 영향을 줄이기 위해서다.

그림을 29개월까지만 그린 것은 그 이상 실업에 머무는 사람들이 극히 적어 이후의 실업지속확률은 1이거나 아니면 0에 가까운 극단적인 값을 갖는 경우가 많기 때문이다. 기간이 길어짐에 따라 실업지속확률의 변동성이 커지는 것도 마찬가지로 이유 때문이다. 참고로 분석대상 가운데 가장 오래 동안 실업에 머문 사람은 1989년 2월에 실업에 진입하여 1992년 2월까지 36개월 동안 실업상태에 머물다가 37개월째에 실업에서 벗어난 사람이다. 따라서 [그림 A1-1]의 실업지속확률을 연장하여

[그림 A1-1] 기간에 따른 실업지속확률의 변화



그리면 그림은 36개월까지 매우 불안정한 모습을 보이다가 37개월에 이르러 0의 값을 가지면서 끝나게 된다.

[그림 A1-1]을 보면 실업기간이 길어짐에 따라 실업지속확률이 상승하는 추세를 보인다. 즉 실업이 장기화될수록 실업상태에 계속 머물 확률이 높아지고 있어서 실업탈출률²⁶⁾이 실업기간의 감소함수임을 보여준다. 이러한 특징은 특히 처음 1년 남짓한 기간 동안에 강하게 나타난다. 이러한 결과는 실업지속확률이 실업의 경과와 무관하게 항상 일정하다고 보는 마코프 안정성 가정이 현실을 묘사하는 데에 부적절함을 의미한다.²⁷⁾ 따라서 이 가정에 입각하여 구한 실업기간은 실제의 실업기간을 왜곡할 가능성이 크다.

나. 표본추출방법과 실업기간 추정의 편의

본고는 경제활동인구조사에서 표본개편이 없었던 시기인 1993년부터 1997년까지의 자료와 1998년부터 2002년까지의 자료를 사용하여 플로우 샘플링을 통해 실업기간을 측정하고 있다. 가장 최근에 이루어진 경제활동인구조사의 표본개편은 1998년 1월과 2003년 1월의 개편이다. 표본개편은 기본적으로 매 5년마다 있으므로 이전의 표본개편은 1993년 1월에 있었다. 1993년의 경우 개편된 표본에 대한 조사가 개편 다음 달인 2월부터 실시되었으므로 우리의 장기 월별패널 표본에서 최초로 자료가 존재하는 달은 1993년 2월이다. 이에 따라 1993년 1월과 2월의 표본을 패널로 연결시킬 수가 없고 그 결과 1993년 2월에 새로 실업에 들어온 사람을 파악할 수 없다. 따라서 우리는 플로우 샘플링을 적용할 때 1993년 3월부터 1997년 12월 사이와 1998년 1월부터 2002년 12월까

26) 문헌에서는 이를 위험률(hazard rate)이라고 부른다.

27) 물론 개개인의 경우에는 실업탈출률이 반드시 감소하지 않으나 이질성(heterogeneity)으로 말미암아 실업탈출확률이 감소하는 것처럼 보일 수도 있다. 그래도 기존의 연구가 이질성의 문제를 고려하지 않은 채 여전히 Markov 안정성 가정을 사용하고 있는 데에는 문제가 있고 우리의 논문은 그 문제를 지적하고 있다. 이질성의 문제는 추후의 연구과제로 남겨 두기로 한다.

지의 기간에 새로 실업으로 진입하는 사람들을 표본추출 대상으로 한다.

그런데 1997년 12월이나 2002년 12월에 실업으로 들어오는 사람들까지도 분석 대상으로 삼으면 다음달인 1998년 1월과 2003년 1월에 이루어진 표본개편으로 인해 이들의 노동력 상태 이동을 전혀 관찰할 수 없게 된다. 즉 우측절단의 문제가 극단적인 형태로 나타난다. 이보다 정도는 덜하나 추출된 표본의 실업 진입 시점이 1997년 12월과 2003년 12월에 임박할수록 이러한 우측절단의 문제는 여전히 심각하다. 본고는 이미 우측절단의 문제를 다룰 수 있는 모형을 가지고 있지만 우측절단의 정도가 클수록 본고의 모형도 제약적인 마코프 안정성 가정에 더 크게 의존하게 되므로 표본추출 기간을 1997년 6월까지 실업에 진입하는 사람들로 제한하기로 한다. 전형적인 실업기간은 2~4개월 정도이므로 6개월 정도의 여유를 둔다면 우측절단되는 자료는 그다지 많지 않을 것이다. 즉, 예컨대 1997년 6월 또는 그 이전에 실업으로 들어온 사람 가운데서도 그 실업기간이 1997년 12월까지 종결되지 않는 경우가 발생할 수 있으나 이 가능성은 크지 않다. 따라서 본고는 1993년 3월부터 1997년 6월까지의 기간과 1998년 1월부터 2003년 6월까지의 두 기간을 플로우 샘플링을 위한 표본추출구간(sampling horizon)으로 설정한다. 한편 좌측절단의 문제를 피하기 위해 1993년 2월과 1998년 1월에 이미 실업상태에 있던 사람들은 분석에서 제외하기로 한다.²⁸⁾

다음의 [그림 A1-2]는 1993년 3월부터 1997년 6월까지 표본으로 추출된 사람들로부터 실업기간의 상대도수(relative frequency)를 구해 표시한 것이다. 즉 실업기간의 경험적 분포를 그린 것이다. 굵은 선은 실업으로 새로 진입하는 사람들을 표본으로 추출하는 플로우 샘플링 자료를 사용한 결과이고 가는 선은 스톡 샘플링 자료로부터 구한 결과

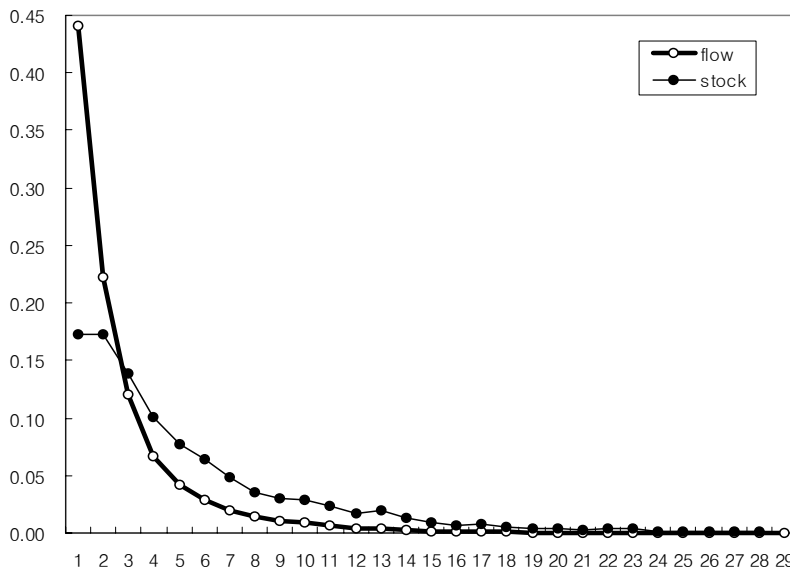
28) 이는 1993년 2월에 실업상태에 있던 사람들을 아예 표본에서 제외한다는 의미가 아니다. 1993년 2월에 실업상태에 있던 사람들 가운데 그 다음 달이나 몇 개월 후 실업에서 벗어난 뒤 다시 실업에 진입할 가능성을 배제할 수 없기 때문이다. 따라서 이들을 표본에서 제외해서는 안 된다. 다만 1993년 2월에 이미 실업상태에 있는 사람들에 대해서는 이미 진행중인 실업이 종료될 때까지는 잠시 분석대상에서 제외한다는 의미이다. 실제로 반복실업(recurrent unemployment)을 경험하는 사람들이 적지 않다.

이다. 단, 플로우 샘플은 이웃한 두 달을 서로 비교하여 실업에 새로 진입한 사람들을 표본으로 추출한 것이며, 스톡 샘플은 특정 시점, 즉 매달 실업상태에 있는 사람들 가운데 좌측절단이 발생하지 않은 개인들을 대상으로 한 것이다.

그림에서 보듯이 스톡 샘플링의 경우 실업기간이 1~2개월로 짧은 사람들의 비중이 플로우 샘플링의 경우에 비해 매우 낮고 3개월 이상 실업기간을 가진 사람들의 비중은 높다. 이는 앞서 언급한 기간편의를 보여주는 결과이다. 즉 스톡 샘플링은 플로우 샘플링에 비해 실업기간이 짧은 사람은 적게 추출하고 반대로 실업기간이 긴 사람은 과도하게 추출한다. 이에 따라 별도의 고려가 없다면 스톡 샘플로부터 구한 실업기간은 실제의 실업기간을 과장하게 된다.

[그림 A1-3]은 기간편의의 크기를 구체적으로 보기 위해 매달 새로 실업에 진입하는 사람과 매 시점에서 실업상태에 있는 사람들을 대상으로 하여 구한 실업기간을 비교한 것이다. 즉 1개월을 단위 기간으로

[그림 A1-2] 실업기간별 실업자 분포



플로우 샘플을 추출하여 구한 실업기간과 매달 실업에 있는 모든 사람들을 대상으로 하는 스톡 샘플로부터 구한 실업기간을 비교하고 있다.

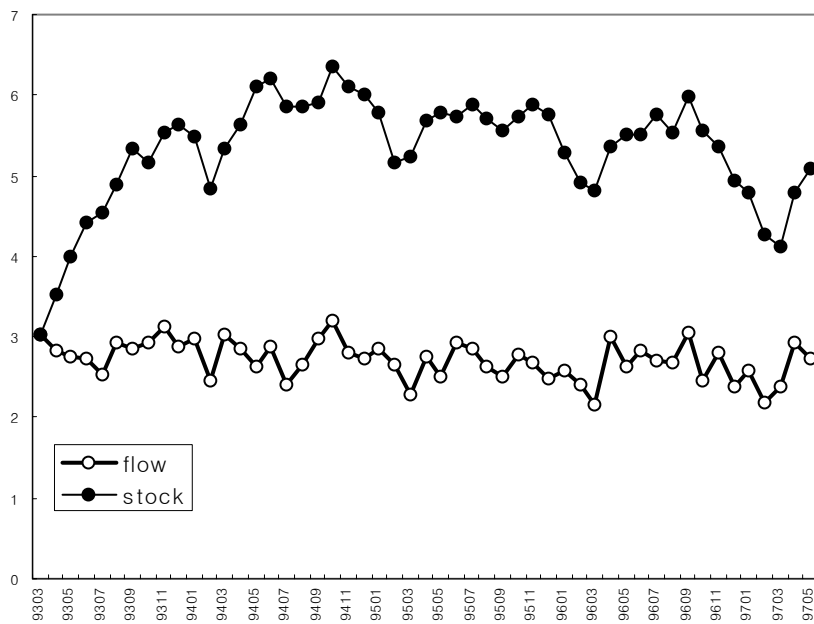
앞에서 언급한 바와 같이 1997년 12월에 임박할수록 우측절단의 문제가 대두되는데, 1996년 2월부터 이 문제가 나타나기 시작하며 1996년 6월 이후부터 1997년 6월까지 표본에는 모두 우측절단된 개인이 존재한다.

즉 식 (A-5)에서 말하는 uu_k 가 $k = 9, \dots, 19, 21, 23$ 에서 발생한다. 이에 대해 인접한 두 개의 uu_k 를 사용하여 식 (A-5)에 입각하여 실업기간을 구하였다.

그림에서 보듯이 1993년 3월에 두 실업기간은 정확히 일치하나 이후 1년 정도의 시간이 지날 때까지 양자의 격차는 지속적으로 확대되다가 이후 양자의 차이는 안정된 모습을 보인다. 최초 실업기간이 일치하는 이유는 1993년 2월에 실업이 아닌 상태에 있다가 3월에 실업으로 들어

(그림 A1-3) 실업기간의 비교

(단위: 월)



오는 사람들만 대상으로 하므로 이 경우 플로우 샘플과 스톡 샘플이 일치하기 때문이다. 이후 1년 가량의 시간이 흐름에 따라 양자의 격차가 커지는 현상은 시간이 흐를수록 스톡 샘플링에서 장기실업을 과다 추출하는 정도가 커지고 이에 따라 실업기간 추정치의 상향 편의가 커지기 때문이다. 1년여의 시간이 지난 후 양자의 차이는 안정적인 모습을 보인다. 그 차이를 스톡 샘플링에 따라 과대평가되는 실업기간의 크기, 즉 기간편의의 크기로 파악할 수 있다.

다. 다양한 척도로 측정한 실업기간들의 비교

이제 플로우 샘플을 사용하여 구한 실업기간을 구직기간 및 마코프 안정성 가정을 사용하여 구한 실업기간 등과 비교하여 보자. 다음의 <표 A1-1>은 이를 정리한 것이다. 표에서 보듯이 1994년의 실업기간은 플로우 샘플에서 2.79개월이나 스톡 샘플의 경우 5.75개월로서 매우 길다. 이러한 차이는 1995년과 1996년 및 1993년 3월~1997년 6월의 경우에도 마찬가지이다. 1993년 3월~1997년 6월 사이 플로우 샘플을 사용하여 측정한 실업기간은 2.69개월에 불과하나 스톡 샘플로부터 추

<표 A1-1> 실업기간 비교

(단위: 개월)

	실업기간			구직기간
	플로우 샘플	스톡 샘플	마코프 가정	
1994년	2.79	5.75	3.25	3.79
1995년	2.66	5.64	3.04	3.48
1996년	2.61	5.35	3.04	3.28
1993.3~1997.6	2.69	5.27	3.10	3.43
1999년	2.44	4.26	2.80	3.50
2000년	2.42	4.04	2.70	3.00
2001년	2.32	4.02	2.60	3.00
1998.2~2002.6	2.48	4.14	2.60	2.98

정한 실업기간은 이 보다 2배 이상인 5.27개월에 이른다. 이러한 현상은 1998년 이후의 기간에서도 마찬가지이다. 1998년 2월~2002년 6월 사이에 플로우 샘플을 이용한 실업기간은 2.48개월에 불과하나 스톡 샘플의 경우에는 4.14개월이나 된다.

마코프 안정성 가정에 입각하여 구한 실업기간은 1993년 3월~1997년 6월의 분석기간 전체에서 평균 3.10개월로서 플로우 샘플에서 얻은 결과에 비해 실업기간을 과대평가하고 있음을 볼 수 있다. 이는 1994년과 1995년 및 1996년의 경우에도 마찬가지이며 1998년 2월~2002년 6월에서도 마찬가지이다. 다만 이렇게 측정된 실업기간은 스톡 샘플의 경우에 비해 실업기간을 과대평가하는 정도가 작다.

한편 실업기간을 구직기간으로 파악할 경우에도 역시 실업기간이 과대평가됨을 표로부터 알 수 있다. 1993년 3월~1997년 6월의 자료에서 구한 구직기간은 3.43개월로서 플로우 샘플의 2.69개월보다 0.74개월 더 길며, 1994년의 경우 3.79개월로서 플로우 샘플에 비해 1개월, 1995년에는 3.48개월로서 0.82개월, 그리고 1996년의 경우 3.28개월로서 0.67개월이 더 길다.

결국 구직기간이나 마코프 안정성 가정을 사용하여 구한 실업기간은 진정한 실업기간인 플로우 샘플에서의 실업기간을 과대평가하게 되며 이러한 과대평가의 정도는 스톡 샘플을 사용할 경우 가장 큰 것으로 요약할 수 있다. 아울러 이상의 분석을 통해 우리는 앞 장에서 살펴본 바와 같은 실업기간 단축 현상이 엄밀한 방법론을 사용하여 측정하더라도 여전히 유효함을 알았다. 뿐만 아니라 진정한 실업기간은 2개월 남짓한 정도임도 알았다.

그러나 가장 중요한 것은 고용불안에 대한 앞 장의 분석에서 기대기간들에 대한 분석결과가 유효할 것이라는 사실이다. 즉 앞 장에서 기대기간들에 대한 분석은 마코프 안정성 가정하에 구한 결과들인데, 이들은 이 가정에 거의 의존하지 않으며 진정한 실업기간에 매우 근접하도록 엄밀하게 측정된 실업기간과 매우 안정된 차이를 보이고 있다. 구체적으로 마코프 안정성 가정에 입각하여 구한 실업기간은 항상 (+)의 편의를 보이며 편위의 정도도 0.1~0.4개월 정도로 안정적인 편이

다. 따라서 고용불안 정도의 변화에 대한 기대기간 분석에서 마코프 안정성 가정하에 구한 결과들은 경험적으로 볼 때 유효할 것으로 판단된다.

5. 소 결

여기서 우리는 현실에서 흔히 사용되는 구직기간을 비롯한 실업기간 척도들이 진정한 실업기간을 왜곡할 가능성을 제기한 뒤, 실업기간을 보다 엄밀하게 측정하기 위한 자료와 방법을 소개하였다. 구체적으로 실제 실업기간을 측정하는 데에서 발생하는 다양한 현실적인 문제점들을 극복하기 위해 기존의 경제활동패널을 장기패널로 확대 구축하는 한편, 측정된 실업기간에 편의를 발생시키지 않는 플로우 샘플링 방법을 소개하였다. 이러한 노력은 실업기간 측정상의 문제점을 크게 자료의 성격과 표본추출방법으로 구분하여 보았을 때 두 유형의 문제점을 모두 극복하기 위한 시도이다. 뿐만 아니라 구축한 장기 월별패널자료를 효율적으로 사용하여 실업기간을 측정하기 위해 본고는 장기패널에서 사용할 수 있는 정보를 최대한 활용할 수 있도록 하는 실업기간 측정 모형을 제시하였다.

구축된 장기 월별패널자료를 사용한 본고의 분석에 따르면 실업기간이 장기화될수록 실업탈출률이 떨어지고 있어서 마코프 안정성 가정이 현실을 묘사하는 데에 부적절함을 알 수 있었다. 또한 플로우 샘플링이 아닌 스톱 샘플링을 사용하여 표본을 추출하고 이로부터 실업기간을 측정할 경우 실업기간이 실제 이상 과대평가됨도 알 수 있었다.

구축한 장기 월별패널자료에 플로우 샘플링 방법을 적용하여 추출한 표본으로부터 실업기간을 측정한 결과, 구직기간으로 대신한 실업기간이나 마코프 안정성 가정으로 구한 실업기간은 현실의 진정한 실업기간을 묘사하는 데에 적절치 못함을 알았다. 즉, 이들 실업기간 측정치는 실제의 실업기간을 과대평가하는 경향을 보이고 있다. 본고의 연구 결과는 우리나라 노동시장에서 실업기간의 진정한 크기와 모습을 파악하는 데 이바지할 뿐 아니라 고용불안과 실업에 대한 적절한 대책을

수립하는 데에 필요한 기초 자료로도 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

특히 여기서의 논의는 본 연구의 주제인 고용불안을 평가하는 데에 보다 엄밀한 증거를 제시하였다는 데에 의의가 크다. 즉 마코프 안정성 가정을 사용하여 구한 실업기간이 본고의 측정 모형과 플로우 샘플링에 입각하여 구한 실업기간과 그 수준에서 차이를 보이거나 편이의 방향이 일관되고 편이의 정도도 안정적이다. 따라서 우리는 이러한 사실로 미루어 마코프 안정성 가정에 입각하여 구한 기대기간들에 대한 논의들, 즉 고용불안 정도의 변화들이 경험적으로 유효할 것으로 평가할 수 있다. 결국 이제 우리는 고용불안에 대한 논의를 더욱 안심하고 진행할 수 있게 된 셈이다.

〈보론 2〉 고용불안의 미시적 요인

여기서는 고용불안을 초래한 요인들을 미시적인 측면에서 살펴보도록 하자. 특히 실직 가능성에 영향을 미칠 것으로 판단되는 요인들 가운데 어떤 변수들이 중요한 역할을 하고 있는지 알아보자. t 기에 취업 상태에 있었던 사람들은 $t+1$ 기에 실업이나 비경제활동상태로 노동력 상태변화를 경험한 실직자들과 여전히 취업상태에 머물고 있는 사람들로 구분할 수 있다. 이들을 대상으로 실직 가능성에 영향을 미치는 요인들을 로짓분석을 통해 확인하기로 한다. 아울러 이러한 분석을 통해 우리는 다른 요인들을 통제한 상태에서 특정 변수의 영향력을 확인할 수도 있다.

이러한 분석을 위해서는 다양한 변수들이 필요하다. 그러나 이제까지 본 연구가 사용하던 「경제활동인구조사」는 이러한 분석에 필요한 변수들을 모두 갖추고 있지 못하다. 따라서 우리는 이를 대신할 만한 다른 자료를 알아보아야 한다. 이러한 분석을 위해서는 일단 패널조사이어야 하는데, 우리나라에서 개인의 경제활동과 이들의 가구배경 및 사업체 특성 등에 대해 조사하는 패널자료로 한국노동패널(KLIPS)이 있다. 이 조사는 매우 다양한 변수들을 조사하기 때문에 본장의 분석에 필요한 대부분의 정보를 제공하여 준다. 다만 이 자료는 1998년부터 실시된 조사이므로 1990년대 초반이나 중반 자료가 가용하지 않다는 한계가 있다. 본 연구는 최근의 고용불안에 관심을 가지고 있으므로 2000년

이후의 기간에 초점을 맞추어 분석하기로 한다. 즉 2000년에 취업상태에 있던 사람들 가운데 다음해인 2001년에 실직한 사람과 계속 취업하고 있는 사람을 구분하고 이들의 인적특성과 가구배경 및 일자리와 사업체 특성에 대한 정보들을 정리하여 분석에 사용하기로 한다. 아울러 2001년과 2002년 취업자들의 이듬해 노동력 상태변화를 구분하여 각각 분석에 추가한다.

실직 가능성에 영향을 주는 변수들은 크게 노동공급과 노동수요 측면의 요인들로 구분하여 볼 수 있다. 노동공급 측면은 다시 인적특성과 가구배경으로 구분하여 볼 수 있다. 노동수요 측면은 기업 또는 사업체의 특성과 일자리 특성으로 나눌 수 있다.

구체적으로 인적특성으로는 성, 연령, 교육정도, 노동조합원 여부 등을 들 수 있고, 가구배경으로는 가구주 여부, 가구소득 가운데 비근로소득 등을 생각할 수 있다. 또한 고임금근로자의 노동시장 정착도가 높음을 고려하여 임금을 로그 변환하여 반영할 수도 있다. 비근로소득은 가구원 1인당으로 계산하여 소비자물가지수를 사용하여 실질로 바꾼 후 로그 변환하여 도입하면 된다. 일자리 관련 변수로는 종사상 지위와 직종을 더미변수로 반영할 수 있다. 다만 한 가지 유의할 것은 KLIPS에서 조사하는 종사상 지위는 경제활동인구조사에서 종사상 지위와 직접 비교할 수 없도록 되어 있다. 따라서 상용, 임시, 일용 및 비임금근로를 구분하여 통제한 것으로 만족하여야 하며 이에 대한 추가적인 해석에 신중하여야 한다. 사업체 또는 기업체 특성으로는 업종과 기업규모 및 노조유무를 더미변수로 반영하기로 한다.

이상과 같은 형태의 회귀모형을 설정하여 추정한 결과는 <표 A2-1>에 제시되어 있다. 먼저 추정된 회귀계수들을 보면 광업을 나타내는 더미(업종3더미)가 5%에서 유의하며 나머지 추정치들은 모두 1%에서 유의하다. 먼저 인적특성을 나타내는 변수들에 대한 추정치들을 보면 성별더미변수 추정치가 음(-)의 값을 가져 남성일수록 실직확률이 낮게 나타난다. 이는 여성의 노동공급이 증가하고 있는 상태에서 다른 상태에 변화가 없는 한 실직 가능성으로 평가한 고용불안이 높아질 것임을 알려준다. 연령에 대한 추정치 역시 음(-)으로 나타나 연령이 많

을수록 실직 가능성이 낮음을 보여주는데, 연령제곱의 추정치가 양의 값을 가지고 있어서 연령에 따른 추가적인 실직확률 감소는 점차 낮아진다. 교육정도를 반영하는 더미변수들을 보면 계수 추정치가 대학원졸 이상의 경우를 제외하고는 모두 양의 값으로 나타난다. 즉 대학원 졸업 이상의 경우를 제외하고는 중졸 이하 학력에 비해 실직확률이 모두 높다. 대졸더미의 계수 추정치가 가장 커 실직 가능성이 매우 높다. 대졸자의 증가는 이러한 상태에서 고용불안을 증대시키는 요인으로 작용할 것이다. 그리고 근로자가 노조원일수록 실직 가능성이 낮으며, 실질임금이 높아 노동시장에 오래 머문 사람일수록 실직확률은 낮아진다.

가구 배경을 보면 자신이 가구주인 경우 실직 가능성이 크게 낮다. 이는 가구에 있는 이차적인 노동공급자의 노동공급 증가는 전체적인 고용불안을 높일 수 있음을 의미한다. 한편 근로자의 비근로소득이 높을수록 실직 가능성은 크게 나타난다.

일자리 특성을 보면 상용직에 비해 임시직의 실직 가능성이 매우 높으며 일용직의 경우 미약하기는 하나 상용직의 경우보다 실직 가능성이 낮은 것으로 나타난다. 비임금근로의 경우도 상용직의 경우보다 실직 가능성이 크게 낮다. 그러나 종사상 지위에 따른 이러한 추정결과는 이미 언급한 바와 같이 해석에 신중하여야 한다.²⁹⁾ 다음으로 직종을 보면 직종3(기술공 및 준전문가), 직종5(서비스종사자), 직종6(판매종사자), 직종10(단순노무종사자)의 실직 가능성이 직종1(입법공무원, 고위임직원 및 관리자)에 비해 높고 나머지 직종들은 직종1에 비해 오히려 실직 가능성이 낮게 나타난다. 따라서 직종 구성 변화에 의해 고용불안이 영향을 받을 수 있다.

업종별로도 실직 가능성이 다양하게 나타나며 제조업보다 실직확률이 높은 경우는 업종1, 업종7, 업종10, 업종15, 업종17이다. 기업규모별로 구분하여 보면 정부기관 및 (재단, 사단)법인에 비해 모든 규모의 기업들의 실직 가능성이 더 높다. 특히 300명 이상 규모의 대기업에 소속된 근로자의 실직확률이 가장 낮으며, 30~49인 규모에서도 대기업과

29) 이상호(2003) 참조.

〈표 A2-1〉 추정결과¹⁾

변수명	추정치	표준 오차	변수명	추정치	표준 오차
상수항	3.3841	0.0111	업종1더미	0.2670	0.0119
성별더미	-0.1928	0.0018	업종3더미	-10.6327*	5.0797
연령	-0.1346	0.0003	업종5더미	-0.6762	0.0134
연령제곱	0.0015	3.92E-6	업종6더미	-0.2360	0.0029
고졸더미	0.1741	0.0019	업종7더미	0.2775	0.0028
전문대졸더미	0.0361	0.0028	업종8더미	-0.00799	0.0034
대졸더미	0.2063	0.0028	업종9더미	-0.0800	0.0038
대학원졸이상더미	-0.0560	0.0072	업종10더미	0.1979	0.0058
가구주더미	-0.3935	0.0019	업종11더미	-0.2112	0.0038
노조원여부더미	-0.4365	0.0041	업종12더미	-0.0414	0.0067
로그실질임금	-0.5532	0.0014	업종13더미	-0.0708	0.0028
가구원1인당실질비근로소득	0.0381	0.0009	업종14더미	-0.0977	0.0064
임시직더미	0.3941	0.0018	업종15더미	0.1414	0.0034
일용직더미	-0.0226	0.0026	업종16더미	-0.2599	0.0046
비임금근로더미	-0.8007	0.0164	업종17더미	0.3409	0.0045
직종2더미	-0.5770	0.0071	업종18더미	-0.2637	0.0040
직종3더미	0.0280	0.0067	업종19더미	-0.2020	0.0046
직종4더미	-0.0469	0.0066	업종20더미	-1.0303	0.0176
직종5더미	0.0790	0.0069	기업규모(1~9명)더미	-0.0913	0.0022
직종6더미	0.0304	0.0070	기업규모(10~29명)더미	-0.0648	0.0024
직종7더미	-0.8246	0.0153	기업규모(30~49명)더미	-0.4019	0.0032
직종8더미	-0.0173	0.0065	기업규모(50~99명)더미	-0.2044	0.0032
직종9더미	-0.0231	0.0066	기업규모(100~299명)더미	-0.1716	0.0032
직종10더미	0.0800	0.0066	기업규모(300명이상)더미	-0.4042	0.0028
연도(2001~2002)더미	-0.2385	0.0017	노조유무더미	-0.1585	0.0032
연도(2002~2003)더미	0.0215	0.0016			

주: 직종1: 입법공무원, 고위임직원 및 관리자, 직종2: 전문가, 직종3: 기술공 및 준전문가, 직종4: 사무종사자, 직종 5: 서비스종사자, 직종6: 판매종사자, 직종7: 농업 및 어업숙련종사자, 직종 8: 기능원 및 관련기능종사자, 직종9: 장치기계조작 및 조립종사자, 직종10: 단순노무종사자
 업종1: 농림어업, 업종3: 광업, 업종4: 제조업, 업종5: 전기가스수도사업, 업종6: 건설업, 업종7: 도매 및 소매업, 업종8: 숙박 및 음식점업, 업종9: 운수업, 업종10: 통신업, 업종11: 금융 및 보험업, 업종12: 부동산 및 임대업, 업종13: 사업서비스업, 업종14: 공공행정 국방 및 사회보장행정, 업종15: 교육서비스, 업종16: 보건 및 사회복지, 업종17: 오락 문화 및 운동관련, 업종18: 기타공공, 수리 및 개인서비스, 업종19: 가사, 업종20: 국제 및 외국기관.
 기업규모는 '정부기관 및 (재단, 사단)법인'을 기준으로 삼았음.
 관측수: 8,317(25,170,764), $-2\log L: 16,590,562$
 단, *는 5%에서 유의함을 나타내며 나머지는 모두 1%에서 유의함.

유사할 정도로 실직확률이 낮다. 또한 30명 미만의 규모를 가진 기업체서 근로자의 실직확률은 30명 이상의 경우에 비해 매우 높아 소규모 사업체에 종사하는 근로자들에게서 고용불안의 정도가 더욱 높다. 또한 노동조합이 있는 사업체의 근로자일수록 실직확률이 낮다.

이상의 분석결과를 토대로 우리는 다음과 같은 예상을 할 수 있다. 먼저 다른 상황에 변화가 없는 한 현재 노동시장에서 진행되고 있는 중요한 변화, 즉 여성화, 고령화, 고학력화(대졸자 증가) 현상은 고용불안을 높이는 역할을 할 것이다. 나아가 다른 상황에 변화가 없는 상태에서 중소기업, 특히 30인 미만의 소기업에 종사하는 근로자가 많아질수록 고용불안은 더욱 높아질 것이다. 그리고 이러한 고용불안의 정도는 직종이나 업종의 구성변화에 상당한 영향을 받을 수 있다.

참고문헌

- 김재호·조준모(2001), 『외환위기 전후의 노동시장 불안정성에 대한 연구』, 『노동경제논집』, 제24권 1호.
- 김대일·남재량·류근관(2000), 『한국노동패널 표본의 대표성과 패널 조사 표본이탈자의 특성 연구』, 『노동경제논집』, 제23권 특별호, 1-32쪽.
- 김대일(1999), 『최근의 경제위기에 따른 실업기간의 변화』, 서울대학교, 미출간원고.
- 김우영(2003), 『우리나라 근로자의 직업안정성은 감소하고 있는가?: KHPS와 KLIPS를 이용한 외환위기 전후의 상용직 근로자의 직업안정성 비교분석』, Working Paper Series, 한국노동패널연구 2003~06.
- 김정환·김동현·오학수(2002), 『‘고용조정과 전직지원 - 한국·일본·미국기업사례를 중심으로-’』, 한국노동연구원.
- 남재량(1997), 『우리나라의 실업률 추세변화에 관한 연구』, 서울대학교 경제학박사 학위논문.
- _____ (2004a), 『경제 환경 변화와 노동수요의 변화』, 전병유·남재량·신동균·최강식·이일영·조준모, 『일자리 창출과 노동수요』, 한국노동연구원.
- _____ (2004b), 『임금과 고용』, 황수경·정진호·김승택·남재량, 『한국의 임금과 노동시장 연구』, 한국노동연구원.
- 남재량·김태기(2000), 『비정규직, 가교(bridge)인가 함정(trap)인가?』, 『노동경제논집』 제23권 제2호, 한국노동경제학회.
- 남재량·류근관(1999), 『우리나라 여성 노동력 상태의 동태적 특성 연구』, 『한국사회과학』 제21권 제4호, 115~159쪽.
- _____ (2000), 『장기패널자료를 활용한 한국의 실업기간 측정과 새로운 패널자료의 구축』, 『경제논집』 제39권 2호, 서울대학교 경제연구

- 소, 129~147쪽.
- 류재우·배무기(1984), 『한국의 노동시장 플로우와 실업』, 『노동경제논집』.
- 안주엽·조준모·남재량(2001), 『비정규근로의 실태와 정책과제(II)』, 한국노동연구원.
- 이병희(2000), 『반복실업과 실업의 장기화』, 『노동경제논집』, 제23권 제1호, 1~25쪽.
- 이상호(2003), 『한국노동패널(KLIPS) 5차년도 조사의 비정규직 규모와 실태』, KLI Research Brief, 2003.
- 신동균(2004), 『수요 변화에 대한 기업의 최적 반응: 임금, 고용, 그리고 근로시간』, 전병유·남재량·신동균·최강식·이일영·조준모, 『일자리 창출과 노동수요』, 한국노동연구원.
- 전병유(2000), 『경제위기 이후 고용안정의 변화』, 한국노동연구원.
- 정인수(1997), 『취업형태 다양화와 정책과제』, 한국노동연구원.
- 최경수(2001), 『노동시장 유연화의 고용효과 분석 - 고용보호 규제완화를 중심으로 -』, 한국개발연구원.
- Berhardt, Annette; Martina Morris, Mark S. Handcock, and Marc A. Scott(1999), "Trends in Job Instability and Wages for Young Adult Men," *Journal of Labor Economics* 17, no. 4, Oct.
- Chang, Yongsung, Jaeryang Nam, and Changyong Rhee(2004), "Trends in Unemployment Rates in Korea: Search-Matching Model Interpretation," *Journal of Japanese and International Economics* vol. 18/2 pp.241~263.
- Davis, Haltiwanger, and Schub(1996), *Job Creation and Destruction*, MIT Press.
- Hopenhayn, Hugo A.(2000), "Labor Market Policies and Employment Duration: The Effects of Labor Market Reforms in Argentina," Research Network Working Paper #R0407, Inter-

American Development Bank.

Jaeger, David A., and Ahn Huff, Stenvens(1999), "Is Job Stability in the United States Falling? Reconciling Trends in the Current Population Survey and Panel Study of Dynamics," *Journal of Labor Economics* 17, no. 4, Oct.

Marston, Stephen T.(1976), "Employment Instability and High Unemployment Rate," *Brookings Papers on Economic Activity*, no.1, pp.169~203.

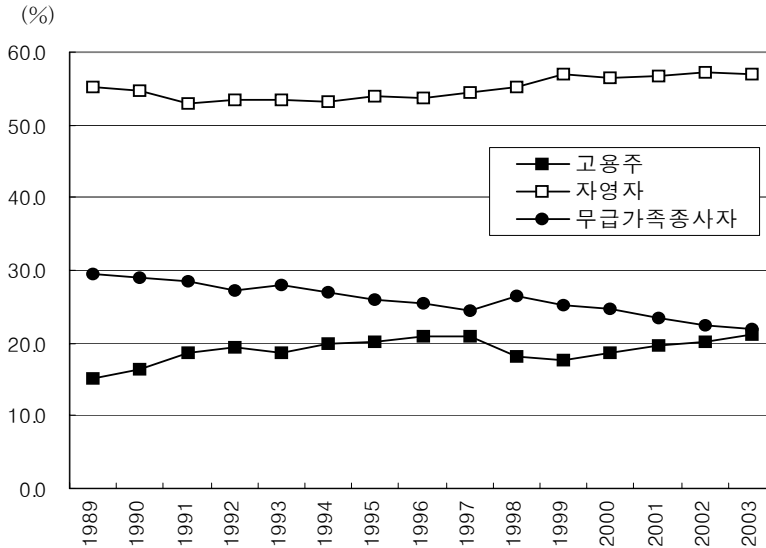
Neumark, David; Daniel Polsky, and Daniel, Hansen(1999), "Has Job Stability Declined Yet? New Evidence for the 1990s," *Journal of Labor Economics* 17, no. 4, Oct.

Ryu, Keunkwan(2001), "A Note on Left-censoring," mimeo., Seoul National University.

Galiani, Sebastian and Hugo A Hopenhayn(2003), "Duration and Risk of Unemployment in Argentina," *Journal of Development Economics*, vol. 71, iss. 1, Jun.

부 록

(부도 3-1) 비임금근로의 구성



〈부표 4-1〉 이행확률

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~96	2000 ~03
<i>ee</i>	97.3	97.5	97.5	97.5	97.4	95.7	96.0	96.3	96.4	96.8	96.4	97.4	96.5
<i>eu</i>	0.6	0.4	0.4	0.4	0.5	1.6	1.2	0.9	0.8	0.6	0.7	0.5	0.8
<i>en</i>	2.2	2.1	2.1	2.0	2.1	2.8	2.8	2.9	2.8	2.6	2.9	2.1	2.8
<i>ue</i>	24.3	25.3	26.7	27.2	24.3	21.0	25.0	26.5	26.8	25.0	26.0	25.9	26.1
<i>uu</i>	69.8	69.5	67.2	67.3	68.3	68.1	63.9	62.9	61.7	64.7	61.4	68.4	62.7
<i>un</i>	5.9	5.3	6.1	5.6	7.4	10.9	11.2	10.6	11.5	10.3	12.6	5.7	11.2
<i>ne</i>	3.9	3.5	3.5	3.5	3.2	3.8	4.2	4.2	4.5	4.1	4.4	3.6	4.3
<i>nu</i>	0.4	0.4	0.3	0.4	0.6	1.6	1.4	0.9	0.9	0.7	0.9	0.4	0.9
<i>nn</i>	95.7	96.1	96.1	96.1	96.2	94.6	94.4	94.9	94.6	95.2	94.6	96.0	94.8

〈부표 5-1〉 종사상 지위를 고려한 이행확률

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
1111	97.5	98.0	97.8	97.8	97.6	96.5	97.8	97.8	97.7	98.3	97.6
1112	0.8	0.6	0.8	0.8	1.1	1.3	0.6	0.6	0.8	0.4	0.9
1113	0.2	0.1	0.1	0.1	0.1	0.2	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1
1114	0.5	0.3	0.4	0.3	0.3	0.4	0.3	0.3	0.3	0.2	0.3
1120	0.5	0.4	0.3	0.4	0.4	0.8	0.5	0.4	0.4	0.4	0.4
1130	0.6	0.6	0.6	0.6	0.6	0.8	0.6	0.7	0.6	0.6	0.6
1211	2.9	2.1	2.0	2.0	1.8	2.2	1.5	1.5	1.7	1.0	1.9
1212	90.3	92.5	92.5	92.5	92.4	88.8	91.5	92.2	91.6	93.7	91.5
1213	1.3	0.9	0.9	1.0	1.1	1.8	1.1	0.8	1.0	0.6	0.9
1214	1.4	0.7	1.0	0.8	0.8	1.4	1.0	0.9	1.0	0.7	1.0
1220	1.3	1.0	0.9	0.9	1.1	2.5	1.9	1.5	1.4	1.1	1.4
1230	2.9	2.7	2.7	2.7	2.8	3.2	3.1	3.1	3.3	3.0	3.4
1311	0.7	0.6	0.7	0.5	0.4	0.6	0.4	0.5	0.5	0.3	0.6
1312	2.7	2.4	2.3	2.6	3.1	4.5	2.8	2.6	3.0	1.6	3.5
1313	85.3	87.0	86.8	87.3	86.0	76.2	81.1	82.7	82.2	85.9	80.8
1314	2.7	2.2	2.4	2.1	1.9	3.0	2.3	1.8	2.2	1.5	2.2
1320	1.0	0.8	0.8	0.8	1.4	6.3	4.4	2.7	2.4	1.7	2.2
1330	7.6	7.0	7.0	6.7	7.1	9.4	9.1	9.7	9.8	9.0	10.7
1411	0.6	0.2	0.2	0.2	0.2	0.3	0.2	0.2	0.2	0.1	0.2
1412	0.6	0.4	0.4	0.4	0.4	0.7	0.5	0.5	0.5	0.3	0.6
1413	0.7	0.5	0.5	0.5	0.5	0.6	0.7	0.5	0.6	0.4	0.6
1414	95.7	96.6	96.7	96.8	96.8	95.1	95.6	96.0	96.1	96.7	95.9
1420	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.6	0.4	0.3	0.3	0.2	0.2
1430	2.1	2.1	2.0	1.9	1.9	2.7	2.6	2.5	2.4	2.1	2.4
2011	5.5	6.0	6.5	5.9	3.9	1.9	2.3	3.1	3.2	3.9	3.8
2012	10.6	11.2	11.4	12.2	11.3	8.0	9.0	10.1	10.8	10.0	10.9
2013	4.4	4.5	4.8	5.0	5.5	8.0	10.4	9.9	9.1	8.0	8.4
2014	3.8	3.6	4.1	4.0	3.7	3.1	3.3	3.4	3.6	3.1	2.9
2020	69.8	69.5	67.2	67.3	68.3	68.1	63.9	62.9	61.7	64.7	61.4
2030	5.8	5.3	6.1	5.6	7.4	10.9	11.2	10.6	11.5	10.3	12.6
3011	0.3	0.3	0.3	0.3	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2	0.2
3012	1.0	0.9	1.0	1.0	0.9	0.9	1.0	1.1	1.2	1.1	1.2
3013	1.2	1.1	1.1	1.1	1.0	1.3	1.7	1.6	1.7	1.6	1.7
3014	1.5	1.2	1.2	1.2	1.1	1.4	1.4	1.3	1.4	1.2	1.3
3020	0.4	0.4	0.3	0.4	0.6	1.6	1.4	0.9	0.9	0.7	0.9
3030	95.7	96.1	96.1	96.1	96.2	94.6	94.4	94.9	94.6	95.2	94.6

단, 11: 상용, 12: 임시, 13: 일용, 14: 비임금, 20: 실업, 30: 비경제활동.

