

# 한국의 고용불안 실태에 관한 연구

남재량\* · 최효미\*\*

## I. 서론

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

이러한 문제나 논의들의 상당 부분은 우리 경제가 외환위기를 겪으면서 7%를 넘는 높은 실업률을 경험하였을 뿐만 아니라 임금근로자 가운데 비정규직 종사자의 비율이 50%를 넘어서는 등 급격하면서도 상징적인 변화들을 경험한 것과 맥을 같이 한다. 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 사람들이 이에 대해 공감하고 있으면 각종 지면의 많은 부분을 차지하고 있다. 그러나 주요 노동시장 지표들에서 고용불안을 읽어 내기란 쉽지 않다. 그렇다면 과연 많은 사람들이 공감하고 있는 고용불안의 실체는 무엇이며 그러한 고용불안이 과거에 비해 얼마나 더 심각한 문제이게 되었는가에 대해 생각해볼 필요가 있다. 본 연구는 이러한 고용불안의 문제를 직접 다루어보고자 한다.

연구를 진행하기 위해서는 먼저 많은 사람들이 공감할 수 있도록 ‘고용불안’을 정의할 필요가 있다. 고용불안에는 사람에 따라 달리 느낄 수 있는 주관적이며 심리적인 개념인 ‘불안’이라는 용어가 사용되고 있다. 고용불안이 구체적으로 정의되지 못한 상태에서의 이에 대한 논의는 소모적이며 무의미할 수밖에 없다.

다음으로 우리는 정의된 고용불안의 개념에 입각하여 고용불안의 정도를 객관적으로 측정하고자 한다. 고용불안의 정도를 측정할 수 있다면 우리는 시간에 걸친 고용불안의 변화와 그러한 고용불안을 초래한 원인에 대해서도 분석할 수 있을 것이다. 결국 본 연구는 고용불안을 정의하고 우리나라

노동시장을 대상으로 측정하여 고용불안의 실태를 파악하고 고용불안의 원인에 대해 분석하는 것을 연구의 목적으로 한다. 이를 바탕으로 고용불안에 대처하기 위한 방안도 강구할 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 다양하게 측정한다. 제5장은 고용불안을 초래하는 집단들에 대해 알아본다. 제6장은 일자리의 생성과 소멸이라는 측면에서 고용불안의 원인을 찾는다. 제7장은 고용불안의 원인을 미시적 측면에서 살펴본다. 제8장은 이상을 정리하고 결론을 내린다.

## II. 고용불안의 정의

고용과 관련된 연구 가운데 고용불안을 직접 다루고 있는 연구는 찾기 어렵다. 반면 이와 유사한 주제들을 다루고 있는 연구들은 존재한다. 이들 연구는 크게 두 가지로 분류할 수 있다. 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 국내의 노동시장 상황 변화로 국내에서도 극히 제한적이기는 하지만 이들에 대한 논의가 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 안정성에 대해 분석하고 있다. 그의 분석에 따르면 상용직 임금근로자를 대상으로 할 경우 외환위기 이후 직업안정성이 감소했다는 증거를 찾기 어렵다.

전병유(2002)는 외환위기 발생을 전후하여 정규직 근로자의 고용 안정성과 안전성을 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 불안전성(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(2000)는 한국노동패널 1·2차 자료를 사용하여 외환위기를 전후한 시기에서 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 근

속자 비중’, Newmark et al.(1999)의 ‘직장유지율(job retention rate)’, Bernhart et al.(1999)의 ‘2년 이내 이직률’ 등을 그대로 사용하여 분석하고 있다. 분석 결과 이들은 외환위기 이후 한국 노동시장에서 불안정성이 심화된 것으로 결론짓는다.

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. 이들 연구들이 분석하고 있는 안정성과 안전성의 개념은 본고가 분석하고자 하는 고용불안과 직·간접적으로 연결되어 있을 것이다. 고용불안 그 자체는 아니다. 특히 기존연구들이 사용하고 있는 측도들은 실업을 직접 고려하고 있지 못한 경우들이 많다. 따라서 기존의 연구들이 제시하고 있는 개념들은 본고가 분석하고자 하는 고용불안과는 상당한 괴리를 보인다.

이제 이상과 같은 기존 연구들에 대한 고찰을 바탕으로 본 연구에서 분석하고자 하는 고용불안을 정의하도록 하자. 이 용어는 학계에서 사용하던 용어가 아니라 사회에서 자연스레 생겨난 용어이다. 따라서 이 용어를 정의함에 있어서 가장 유의하여야 할 것은 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 것이다.

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. 다른 상황에 변화가 없다면 실직 가능성의 증대는 고용불안을 초래하며 재취업 가능성의 하락 역시 고용불안을 초래한다. 물론 재취업 가능성에는 임금을 비롯한 근로조건이 악화될 것을 요구할 것이나 본고는 이러한 질적인 측면을 사상하기로 한다.

### III. 주요 노동시장 변수들과 고용불안

#### 1. 실업률과 실업의 구성변화

우리는 고용불안을 실직 가능성의 증대와 재취업 가능성의 하락으로 정의하였다. 그렇다면 이제 이렇게 정의한 고용불안을 실제로 측정하여 그 움직임을 살펴보아야 한다. 노동시장의 상황을 측정하여 보여주는 변수들 가운데 가장 대표적인 지표는 실업률이다. 실업률은 노동시장의 상황을 요약하여 주는 가장 대표적인 지표일 뿐만 아니라 고용불안까지도 상당부분 반영하는 것으로 생각할 수 있다. 다른 상황에 변화가 없다면 실직자가 더욱 많아지고 재취업이 보다 어려워진다면 실업률은 높아질 수밖에 없다. 그러나 고용불안의 정도를 실업률로 파악하는 것은 실업률이 고용불안을 측정하

는 가장 좋은 지표이기 때문이 아니라 고용과 관련하여 매우 손쉽게 구할 수 있는 자료이면서 고용 불안과도 관련되어 있기 때문이다.

잘 알려진 바와 같이 우리나라의 실업률은 실업률을 공식적으로 측정하기 시작한 1963년부터 1990년대 중반에 이르기까지 지속적인 하락추세를 보인다. 외부의 충격과 경기변동에 따라 실업률이 부침을 거듭하지만 1960년대 초반의 높은 수준에서 1990년대 중반의 2% 수준에 이르기까지 하락을 계속하고 있다. 이후 1997년 말에 발생한 외환위기로 실업률이 급격히 상승하였으나 1999년을 지나면서 다시 급락하여 2000년 이후 3% 수준을 유지하고 있다.

외환위기 발생 이전의 10여 년 동안에 비해 위기를 극복한 것으로 여겨지는 2000년 이후의 실업률이 높으므로 고용불안이 높아진 것으로 볼 수 있다. 즉 실업률로 보았을 때 고용불안이 증대된 것으로 판단할 수 있다. 그러나 단순히 외환위기 이후의 실업률이 이전의 실업률보다 높다는 것이 고용불안 증대의 전부인가? 또, 그렇다면 외환위기가 고용불안을 초래한 주범인가? 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 알려줄 수 있는 또 다른 단서들을 찾아보기로 하자.

먼저 생각할 수 있는 것은 실업구성의 변화이다. 즉 실업률이 전혀 높아지지 않았다고 하더라도 예컨대 가구의 생계를 책임지고 있는 연령집단의 실업률이나 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 우리는 1980년대 중반 이후 또는 1990년대 초반이후로 분석기간을 제한하더라도 고용불안의 정도를 비교분석하는 데에 별 문제가 없을 것이다. 따라서 앞으로의 분석은 특별한 경우를 제외하고는 1990년대 이후로 분석기간으로 제한하기로 한다. 또한 이 기간에 이르면 경제전체와 비농가의 실업률의 차이가 매우 작아지므로 비농가에 대해 별도로 언급하지 않기로 한다.

이제 실업률을 각 노동력 집단으로 세분하여 살펴보고 아울러 세부 노동력 집단들의 실업비중을 보도록 하자. <표 3-1>은 노동력 집단을 성과 연령으로 구분하여 살펴본 것이다. 표에서 보듯이 남성 실업률은 외환위기 발생 직전 기간인 1994-1997년 동안 평균 2.58%이고 여성 실업률은 1.90%이다. 외환충격으로 인해 이들의 실업률은 각각 7.5%와 5.4%까지 상승하였다가 다시 2000-2003년의 기간 동안 평균 4.03%와 3.0%로 하락한다. 이에 따라 외환위기 이후 남성 실업률은 1.45 포인트 상승하여 56.3%의 상승률을 기록하고 있으며 여성의 경우는 1.10 포인트, 57.9%의 상승률을 보인다. 이는 성별로 구분하여 볼 때 두 집단의 실업률 상승 정도는 대체로 유사하며 남성이나 여성에 크게 치우쳐 있지 않음을 알려준다.

반면 실업률의 시기별 변화를 연령집단으로 구분하여 살펴보면 집단들 간의 실업률 변화에 상당

한 차이가 있음을 알 수 있다. 외환위기 발생 직전 4년 동안에 대해 2000년 이후 4년 동안의 실업률을 보면 연령이 높은 집단일수록 상승률이 높다. 특히 실업률이 매우 낮았던 30대 이상 연령층의 실업률 상승률이 크다. 30대 연령의 실업률 상승률은 92.1%이며 40대 이상 연령의 경우는 상승률이 100%를 넘는다. 50대의 실업률 상승률은 무려 144.7%로 가장 높다.

<표 3-1> 연령집단별 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
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

그렇다면 이들 연령 집단들 가운데 어떤 집단이 가장 심각하게 고용불안을 초래하는가? 예컨대 50대의 실업률은 1.38 포인트 상승하였으며 144.7%의 상승률을 기록하고 있는데 여기에다가 이 연령 집단에 속하는 사람의 수가 많거나 고령화로 인해 크게 증가하였다면 이 집단에 의해 초래되는 사회 전체의 고용불안 정도는 더욱 클 것이다. 아래의 표에서 보듯이 지난 10년 동안 연령 집단의 구성이 상당한 정도로 변하였다. 즉 고령화의 영향으로 30대까지 연령 집단의 구성비는 감소한 반면 40대와 60대 이상 연령 집단들의 구성비는 높아지고 있다.

<표 3-3> 연령별 경제활동인구와 구성비

(단위 : 천명, %, %p)

경제활동인구	계	15~19세	20~29세	30~39세	40~49세	50~59세	60세 이상
1994~1997	21,066	455	5,229	6,382	4,435	2,900	1,667
2000~2003	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

각 연령 집단이 사회 전체의 고용불안에 기여하는 정도를 알아보기 위해서는 실업률을 분해할 필요가 있다. 즉 실업률은 경제활동인구 가운데 실업에 처한 사람들이 차지하는 비율인데 이를 연령 집단별로 구분하여 그 변화를 관찰하면 위의 질문에 답할 수 있다. 실업률의 변화는 노동력 구성변

화에 의한 부분과 순수하게 노동력 집단들의 실업률 변화에 의한 부분으로 분해할 수 있다.<sup>1)</sup>

전자를 구성효과 후자를 실업률 효과라 부른다. 즉 구성효과는 각 노동력 집단의 실업률이 초기상태로 유지된 상태에서 이들 집단의 구성비율(sit)만이 변화할 때 전체 실업률이 어느 정도 변화할지를 나타내는 부분이다. 실업률 효과는 노동력 구성비율에 변화가 없는 상태에서 순수하게 각 집단의 실업률이 변하여 전체 실업률이 변한 정도이다. 또한 시간이 이산적(discrete)으로 측정됨으로 인한 오차도 존재한다.

다음의 <표 3-4>는 실업률을 분해한 결과이다. 단 표의 맨 아래 행(row)은 구성효과와 실업률효과 및 오차를 모두 더한 것으로 각 연령 집단의 구성과 실업률 변화 및 오차를 모두 감안할 경우 전체 실업률 변화에 기여한 정도가 얼마나 되는지 평가한 것이다. 표에서 보면 외환위기를 전후한 두 기간에 걸친 1.31 포인트의 실업률 상승은 -0.19의 구성효과와 1.55의 실업률 효과 및 -0.06의 오차로 되어 있다. 구성효과가 음(-)의 값을 가지는 것은 각 연령 집단들의 실업률에 아무런 변화가 없었다면 전체 실업률은 하락하였을 것임을 의미한다. 즉 실업률이 높은 젊은 연령층인 10대와 20대 및 30대 연령층의 비중이 고령화로 인해 감소하였으므로 모든 연령층의 실업률에 전혀 변화가 없더라도 전체 실업률은 감소한다. 즉 실업률로 측정된 고용불안은 감소한다.

이처럼 구성효과의 크기가 (-)인데도 실업률이 높아진 것은 각 연령집단의 실업률이 상승하였기 때문이다. 표에서 보듯이 모든 연령층에서 실업률 효과는 정(+)이며 그 값은 실업률의 변화분 1.31보다 더 큰 1.55 이다. 즉 연령별 구성 비율에 변화가 없었다면 전체 실업률은 더욱 상승하였을 것임을 의미한다. 각 연령집단별로 구성효과와 실업률 효과 및 오차를 종합하여 보면 40대 연령 집단에 의해 초래된 고용불안이 가장 크다는 사실을 알 수 있다. 즉 40대 연령층은 전체 실업률을 0.39 포인트 상승시켜 실업률 상승분의 29.7%를 차지한다. 뿐만 아니라 30대 역시 40대와 유사한 정도로 실업률 상승에 기여하고 있다. 이 두 집단이 전체 실업률 상승, 따라서 고용불안의 60%를 차지한다. 이들 두 집단 다음으로 높은 기여를 하는 연령층은 20대와 50대 등의 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.

<표 3-4> 실업률 분해 : 고용불안에 대한 각 연령집단의 기여

구 분	계	15~19세	20~29세	30~39세	40~49세	50~59세	60세 이상
구성효과	-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)

1) 남재량 참조(1997)

<표 3-5> 교육정도별 실업률의 시기별 비교

(단위 : %, %p)

구 분	1990~97 (A)	1994~97 (B)	1998~99 (C)	2000~03 (D)	D-B	(D-B)/B
초졸 이하	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
대졸 이상	3.19	2.65	4.70	3.00	0.35	13.2

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

## 2. 종사상 지위별 취업자 구성

우리는 위에서 실업률을 통해 고용불안에 대해 살펴보았다. 이는 본 연구가 고용불안을 실직 가능성과 재취업 가능성으로 정의하고 있기 때문에 가능하다. 그런데 고용불안의 한 측면을 구성하는 실직 가능성은 취업자의 구성을 통해 간접적으로 살펴볼 수도 있다. 예컨대 과거에는 취업자들이 주로 장기간의 고용이 보장되어 있는 사람들 위주로 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 아니라 실직 가능성을 직접적으로 고려하지 못하고 있다는 한계가 있다. 그러나 취업자 구성은 노동시장 지표들 가운데 간접적이거나 고용불안을 살펴볼 수 있는 변수이다.

먼저 종사상의 지위로 분류한 취업자의 구성을 살펴보자. 다음의 <표 3-6>은 전체 근로자를 임금근로자와 비임금근로자로 구분하고 이들의 비중을 제시한 것이다. 표에서 보듯이 임금근로 비중은 1989년에 60%에 채 이르지 못하며 전체 근로자의 40% 이상이 비임금근로자이다. 그러나 이후 임금근로의 비중은 1991년까지 급속히 증가하였으며 이후 미미하게 상승하다가 외환위기와 함께 하락하였으나 이후 계속 상승하여 2003년에 이르면 65%를 넘는다. 임금근로자의 비중 증가는 노동시장에서 임금근로자의 역할이 높아졌음을 의미하고 이는 임금근로에서 고용불안 여부가 보다 중요한 역할을 할 것임을 알려준다. 따라서 이제 임금근로자의 구성을 살펴보자.

<표 3-6> 종사상 지위별 취업자 구성비율

(단위 : %)

구 분	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
임금근로	59.2	60.5	62.7	62.7	62.1	62.9	63.2	63.3	63.2	61.7	62.4	63.2	63.3	64.0	65.1
비임금근로	40.8	39.5	37.3	37.3	37.9	37.1	36.8	36.7	36.8	38.3	37.6	36.8	36.7	36.0	34.9
상용직	54.8	54.2	55.5	57.4	58.9	57.9	58.1	56.8	54.3	53.1	48.4	47.9	49.2	48.4	50.5
임시직	28.6	29.0	28.7	27.7	26.7	27.8	27.9	29.6	31.6	32.9	33.6	34.5	34.6	34.5	34.7
일용직	16.6	16.8	15.7	14.9	14.4	14.3	14.0	13.6	14.1	14.0	18.0	17.6	16.2	17.2	14.8
임시일용직	45.2	45.8	44.5	42.6	41.1	42.1	41.9	43.2	45.7	46.9	51.6	52.1	50.8	51.6	49.5

임시·일용직은 흔히 말하는 비정규직에 해당하는 개념으로서 임금근로자 전체에서 차지하는 비중이 1999년에 50%를 넘어섰다. 이후 미소하게 하락하는 모습을 보이나 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.

임시·일용직 종사자 가운데에는 본인이 원해서 그러한 지위에 종사하는 경우도 있을 것이다. 그러나 우리나라에서 비정규직 종사자의 대부분은 그러한 상태를 적극적으로 원하지는 않지만 상용직을 얻을 수 없기 때문에 어쩔 수 없이 임시·일용의 형태로 종사하는 것으로 인식되어 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 낮추는 것으로 해석되어야 한다. 그러나 최근으로 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. 이는 비정규직 비중 변화만으로 고용불안의 변화를 말하기는 어려움을 알려준다. 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 1993년부터 진행되고 있다는 사실이다. 이는 적어도 비정규직 비중으로 평가한 고용불안이 외환위기 발생에 의한 것으로 보기 어려움을 알려준다. 고용불안은 이미 1993년, 즉 1990년대 초반을 지나면서 시작된 것으로 볼 수 있다. 그러나 이에 대해 보다 분명히 언급하기 위해서는 추가적인 증거가 필요하다.

#### IV. 유량변수들과 고용불안

앞 장에서 우리는 실업률을 비롯한 저장변수들을 사용하여 고용불안에 대해 살펴보았다. 이는 이



미 전제로 하였듯이 이들 변수들이 고용불안을 가장 잘 측정하는 지표이기 때문이 아니라 손쉽게 구할 수 있으며 노동시장을 대표하는 통계이기 때문이다. 그렇다면 실직 가능성의 증대와 재취업 가능성의 하락으로 정의된 고용불안을 보다 정의에 충실하게 측정할 수 있는 변수는 없을까?

## 1. 유량분석의 필요성과 유량모형(flow model)

‘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 저장변수들(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 비경제활동 상태로 옮겨가는 노동력 상태의 동태적 변화를 의미하며 ‘재취업 가능성’ 역시 실업이나 비경제활동 상태에서 취업상태로 동태적 변화를 의미하기 때문이다.

다행히 우리는 이러한 노동시장의 동태적 특징들을 유량변수들(flow variables)을 통해 포착할 수 있다. 뿐만 아니라 기존연구(남재량(1997), 김대일(1997))는 이러한 노동시장 변수들을 한국 노동시장에서 실제로 측정할 수 있음을 보여주고 있다. 따라서 본 연구 역시 기존연구를 바탕으로 노동시장의 유량변수들을 측정하고 이를 바탕으로 고용불안의 정도를 측정하기로 한다.

유량분석을 위해서는 분석에 필요한 모형에 대해 먼저 알아보아야 한다.

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. 이제는 일정기간, 예를 들면 한 달 동안 발생한 노동자들의 상태 변화를 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 취업 상태에서 발견된 사람들을 원래의 실업자 수인  $U_t$ 로 나눈 것이다. 즉, 한 달에 걸쳐 실업자가 취업자로 이행할 확률을 나타낸다. 이상을 모두 반영하면 식 (4-1)과 같이 표현할 수 있으므로 근로자들의 노동력 상태간 동태적 변화를 이 모형으로 파악 할 수 있다.

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

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

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

## 2. 이행 확률과 고용불안

이제 위에서 제시한 모형에 입각하여 이행확률 행렬을 구하고 이로부터 노동시장에서 고용불안을 측정하기로 하자. 이미 언급한 바와 같이 본 연구는 통계청에서 실시하는 『경제활동인구조사』의 원자료를 사용하여 이웃하는 두 달(month) 간의 노동력 상태변화를 식별하고 이로부터 이행확률들을 측정한다. 아래의 <표 4-1>은 이상과 같은 방법으로 측정한 이행확률 행렬에서 고용불안과 직접 관련된 정보를 정리한 것이다.

### (1) 실직 가능성과 고용불안

<표 4-1>은 고용불안의 정도를 실직 가능성으로 측정한 결과이다. 실직 가능성은 표에서 ‘실직 확률’로 나타나 있는데 이는 취업상태에서 이탈할 확률, 즉 (eu+en)으로 측정한 것이다. 표에서 보듯이 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 추가적으로 하락한다기 보다는 2001년의 3.6에서 2002년의 3.2로 그리고 2003년에는 3.6으로 경기변동에 따라 등락을 거듭하는 것으로 보인다.

이에 따라 1993~1997년에 실직확률은 평균 2.6이었으나 2000~2003년 동안에는 3.5로 높아지게 된다. 이는 과거에는 취업자 100명 가운데 월평균 2.6명이 실직하였으나 2000년대 들어와서는 3.5명으로 높아졌음을 의미한다. 결국 실직 가능성으로 평가한 고용불안은 최근 크게 높아진 것으로 정리할 수 있다.

<표 4-1> 고용불안 : 실직 가능성

구분	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993~1996	2000~2003
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 eu와 취업에서 비경화로 이행할 확률 en으로 구성되어 있으므로 이들 각각에 대해 살펴보자. 표에서 보듯이 eu는 1993년부터 1997년까지 0.4~0.6에서 안정되어 있다가 1998년 외환위기와 함께 1.6으로 3배 이상 급등한다. 이듬해인 1999년에 이 값은 1.2로 하락하며 그 다음해인 2000년에 0.9로 하락하는 등의 변화를 통해 2003년에는 0.7에 이른다. 이러한 변화로 인해 eu는 1993~1996년 평균 0.5에서 2000~2003년 평균 0.8로 상승하고 있다.

반면 취업상태에서 비경제활동상태로 이행할 확률 en은 1997년까지 2.0~2.2 구간에서 안정되어 있다가 1998년에 2.8로 크게 상승한 후 외환위기 발생 이전 수준을 향해 하락하지 않고 이후에도 2.8

정도의 수준을 그대로 유지하고 있다. 이로 인해 en은 1993-1996년의 2.1에서 2000-2003년의 2.8로 크게 증가하는 모습을 보인다.

결국 실직 가능성으로 파악한 고용불안이 외환위기의 충격이 상당부분 해소된 2000년 이후에도 높은 수준에 있는 것은 en의 상승에 크게 기인하며 eu의 상승도 다소 기여하고 있다.

### (2) 재취업 가능성과 고용불안

이제 고용불안의 또 다른 한 가지 측면인 재취업 가능성에 대해 살펴보자. <표 4-2>는 이를 정리한 것이다. 재취업확률에는 일할 의사가 없는 비경제활동상태에서 보다는 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 이행 뿐 아니라 비경활에서 취업으로 이행도 추가로 고려하기로 한다.

먼저 실업상태에서 취업상태로 이행에 대해 살펴보자. 표에서 보듯이 ue는 1998년의 21.0으로 하락하는 경우를 제외하고는 1990년대 초중반이든 2000년대 초반이든 별 차이가 없다. 1993~1996년에서 ue는 25.9의 값을 가지며 2000~2003년에는 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 ne는 1994~1996년 동안 전혀 변화가 없이 3.5의 값을 유지하고 있다. 그러다가 1997년에 ne는 4.1로 상승하며 1998년에 3.8로 하락한 후 1999년에 다시 4.2의 수준으로 상승하며 2000년 이후로는 더 이상 하락하지 않고 변동하고 있다. 이에 따라 ne는 1993~1996년의 3.6에서 2000~2003년의 4.3으로 0.7 포인트만큼 상승하였다.

결국 재취업 가능성으로 평가한 고용불안은 실업상태에서 재취업 할 확률에는 변화가 없는 반면 비경제활동상태에서 재취업 확률이 높아졌음을 고려한다면 고용불안은 오히려 낮아진 것으로 평가할 수 있다.

<표 4-2> 고용불안 : 재취업 가능성

구분	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993~1996	2000~2003
재취업확률1(ue)	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(ne)	3.9	3.5	3.5	3.5	4.1	3.8	4.2	4.2	4.5	4.1	4.4	3.6	4.3

### (3) 고용불안에 대한 종합적인 평가

본 연구는 고용불안을 실직 가능성과 재취업 가능성으로 정의하여 이에 대해 분석하고 있다. 이행 확률 모형과 『경제활동인구조사』 원자료를 사용하여 고용불안을 평가한 결과 서로 상반되는 듯한

결과를 얻었다. 만약 실직 가능성이 높아지고 재취업 가능성이 낮아졌다면 노동시장에서 고용불안은 명백히 높아진 것으로 판단할 수 있다. 그러나 분석 결과에 따르면 실직 가능성은 높아졌으나 재취업 가능성도 오히려 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 실직 가능성의 증대로 인해 고용불안이 높아진 것으로 평가할 수 있겠다. 또한 비경제활동상태에서 취업확률이 높아진 것을 재취업 가능성의 증대로 받아들인다고 하더라도 고용불안의 정도는 커진 것으로 판단된다. 이는 재취업 가능성 보다는 실직 가능성이 근로자 개개인에게 훨씬 더 민감하게 받아들여지기 때문이다.<sup>2)</sup> 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 비경황에서 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. 3부문 유량모형(Marston, 1976)에 따르면 균제상태(steady state)에서 실업률은 이직률  $\alpha$ 와 입직률  $\beta$ 에 의해 결정된다. 이 때 이직률과 입직률은 각각 다음과 같이 정의된다.

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

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

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

식에서 보듯이 이직률에는  $eu$ 와  $en$ 이 고려되어 있고  $(1-Pne)$ , 즉 비경제활동상태에서 노동시장에 진입하였으나 성공적이지 못하여 실업상태에 있게 될 확률이  $en$ 에 추가적으로 고려되어 있을 따름이다. 또한 입직률에는  $ue$ 가 핵심적인 요소이며 여기에  $un \cdot Pne$ 라는 요소가 추가적으로 고려되어 있다.  $un \cdot Pne$ 는 실업에서 비경황로 옮겨간 후 노동시장에 재진입하여 취업하게 될 확률을 나타내는 데  $Pne$ 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, 균제상태(steady state)에서 실업률은  $UR = \alpha/(\alpha + \beta)$  과 같게 된다. 이 경우 이직률 변화에 따른 실업률의 변화와 입직률의 변화에 의한 실업률의 변화는 각각 다음과 같다.

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

여기서  $\alpha < \beta$ 이므로  $|\partial UR/\partial \alpha| > |\partial UR/\partial \beta|$  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>에서 보듯이 입직률은 이직률의 30~50배 정도이다.<sup>3)</sup>

2) 이에 대해서는 잠시 후에 다시 언급할 것이다.

<표 4-3> 이직률과 입직률

구 분	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993~1996	2000~2003
이직률	0.77	0.64	0.60	0.64	0.78	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	30.8	28.7	33.4	35.2	36.3	33.8	36.4	31.0	35.4

결국 몇 가지 측면에서 서로 다른 기준을 사용하여 평가하더라도 고용불안의 정도는 1990년대 초 중반에 비해 2000년 이후 보다 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.

(3) 지속기간과 고용불안

이행확률 행렬에서 각 행의 합은 1이므로 실직 가능성(eu+en)의 증대는 취업지속확률(ee)의 하락을 의미한다. 취업지속확률의 하락은 일정한 조건 하에서 취업기간의 감소를 의미한다. 즉 취업기간은 일정 조건 하에서 (1-ee)의 역수로 측정할 수 있으므로 ee로부터 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.

<표 4-4> 기대지속기간

(단위 : 개월)

구 분	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993~1996	2000~2003
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
기대비경험기간	25.9	28.3	27.9	27.1	27.4	19.3	18.7	20.4	19.5	22.8	19.3	27.3	20.5

3) 실직 가능성과 밀접하게 관련되어 있는 이직률은 1993년 0.77에서 1995년 0.60으로 하락한 후 증가하기 시작하여 1997년에 0.78로 상승하며 1998년 외환위기와 함께 2.38까지 급증한다. 이후 이직률은 다시 하락하나 1.0 이하로 떨어지지 않는다. 이에 따라 1993-1996년 동안의 이직률은 0.66에 불과하나 2000~2003년 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 증가하였으며 이후에도 상승세를 계속하고 있다. 이로 인해 입직률은 1993~1996년의 31.0에서 2000-2003년의 35.4로 상승한다. 이 역시 재취업 가능성에서 보았던 사실과 일치한다.

지속기간의 감소는 취업에서만 나타나는 현상은 아니다. 실업기간도 1993~1996년의 3.2개월에서 2000~2003년의 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 다시 2.9개월로 상승하였으나 2003년에 이내 2.6개월로 다시 하락한다. 이에 따라 실업기간은 1990년대 초중반에 비해 2000년 이후 감소하게 된 것이다. 그런데 앞에서 보았듯이 실업상태에서 재취업 확률(ue)은 거의 변화가 없다. 이러한 상태에서 실업기간의 감소, 즉 실업상태에 계속 머물 확률(uu)의 감소는 실업에서 비경제활동상태로 옮겨갈 확률(un)을 높일 수밖에 없다.

실제로 un은 <표 4-5>에서 보듯이 1993-1996년까지 안정적인 모습을 보이다가 1997년에 7.4로 크게 높아지며 1998년에 무려 10.9로 상승한다. 1999년에는 11.2로 더욱 높아지며 2000년에는 10.6으로 하락하나 2001년에는 다시 11.5로 더욱 상승한다. 2002년에 다시 10.3으로 하락한 un은 2003년에 12.6까지 상승하여 가장 높은 값을 보인다. 이에 따라 실업에서 비경활로 옮겨갈 확률은 2000년 이후 평균 11.2로서 1990년대 초중반의 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 un의 증가는 실망 실업 효과가 커졌음을 의미한다.

실업에서 비경활로 옮겨가는 경향이 증가하였을 뿐만 아니라 비경활에서 실업으로 이행확률 nu도 증가하였다. 표에서 보듯이 nu는 1996년까지 0.4 정도에 머물렀으나 1998년에 1.6으로 크게 증가하였으며 이후 하락하고 있으나 2003년에도 0.9 정도의 수준을 유지하고 있다. 이에 따라 nu는 1993~1996년의 0.4에서 2000년 이후에는 0.9로 두 배 이상 증가하였다. nu는 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 다니게 된다. nu는 바로 이러한 현상을 반영한다. 즉 nu에는 부가 노동자(added worker) 효과가 상당 부분 반영되어 있다.<sup>4)</sup>

다만 nu의 증가는 un의 증가와 함께 실업과 비경제활동 상태를 넘나드는 경계적인 입장에 처할 확률, 따라서 그러한 상태에 처한 근로자 수가 더 많아졌음을 알려준다. 이러한 현상은 고용불안을 높이는 역할을 할 가능성이 크다. 즉 nu의 증가는 이직률을 높이고 입직률을 낮추므로 명백히 고용불안을 높인다. 반면 un의 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.<sup>5)</sup>

4) 물론 다른 이유로 구직활동을 개시하는 경우도 많이 있으므로 nu가 모두 부가 노동자 효과를 반영한다고 보기는 어렵다.

5) 이처럼 nu가 증가하고 또 앞에서 보았듯이 ne도 증가하였으므로 nm은 하락할 수밖에 없다. 이는 곧 비경제활동상태에 머무는 기간이 감소할 것임을 의미한다. 우리는 <표 4-4>에서 기대비경제활동기간이 1990년대 초중반의 27.3개월에서 2000년 이후의 20.5개월로 감소하였음을 볼 수 있다.

<표 4-5> 실업과 비경제활동 상태간의 이행확률

구 분	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993-1996	2000-2003
un	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
nu	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

### 3. 노동이동(labor turnover)과 고용불안

앞에서 본 바와 같이 취업이나 실업 및 비경제활동상태에서 머물 확률 및 지속기간이 하락하고 서로 다른 노동력 상태로 이동할 확률이 높아졌는데 이는 고용불안과 밀접한 관계를 가진다. 그렇다면 우리나라 노동시장에서 노동이동의 정도를 보다 구체적으로 측정하고 여기에 나타나는 특징들을 살핌으로써 고용불안에 대한 시사점들을 찾도록 하자.

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

$$\begin{aligned}
 (4-3) \text{ 노동이동률} &= \frac{EU + EN + UE + UN + NE + NU}{E_{t-1} + U_{t-1} + N_{t-1}} \\
 &= 1 - \frac{EE + UU + NN}{E_{t-1} + U_{t-1} + N_{t-1}} .
 \end{aligned}$$

다음의 <표 4-6>은 식 (4-3)으로 정의된 노동이동률을 측정한 결과이다. 표에서 보듯이 노동이동률은 1993년의 3.8에서 1994년에 3.5로 하락하며 이후 1995~96년 동안 3.4를 유지하다가 외환위기 발생 직전인 1997년에 6.7로 크게 상승한다. 1998년과 1999년에 5.9로 하락하고 이후 다시 하락하여 2003년에 5.0을 유지하고 있으나 이는 1990년대 초중반에 비해 크게 높아진 수치이다. 1993~1996년의 노동이동률은 평균 3.5에 불과하였으나 2000~2003년에는 5.3으로 높아졌다. 여기서 우리가 주목해야 할 사실은 노동이동률이 높아졌을 뿐만 아니라 높아지는 시기가 외환위기 발생 전인 1997년이라는 사실이다. 이는 노동시장에 발생한 변화가 외환위기 발생에 의한 것이 아닐 가능성을 제기하게끔 한다.

<표 4-6> 노동이동률

구 분	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993~1996	2000~2003
노동이동률	3.8	3.5	3.4	3.4	6.7	5.9	5.9	5.1	5.1	5.8	5.0	3.5	5.3

이제 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,

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

$$(4-5) \text{ 실업유출입률} = \frac{EU + UE + NU + UN}{U_{t-1}} .$$

$$(4-6) \text{ 비경제활동유출입률} = \frac{NE + EN + NU + UN}{N_{t-1}} .$$

이 세 유량변수는 각각 취업자 풀, 실업자 풀, 그리고 비경제활동인구 풀의 구성원들이 얼마나 신속하게 또는 마찬가지로 빈번하게 교체되는가를 측정한다. 이렇게 정의된 세 유량변수를 측정한 결과가 <표 4-7>에 요약되어 있다. 표에서 보듯이 모든 노동력 상태의 유출입률이 증가하였음을 볼 수 있다. 먼저 취업유출입률을 보면 1993년에 6.1로 다소 높았으나 1996년까지 계속 하락하여 5.2에 이르며 1997년에 10.4로 크게 증가하고 있다. 이후 취업유출입률은 감소하여 2003년에 7.4에 이른다. 이에 따라 2000년 이후의 취업유출입률은 7.8로서 1993~1996년의 5.5에 비해 상당히 높아진 상태이다. 실업유출입률과 비경제활동유출입률도 유사한 움직임을 보이며 1990년대 초중반에 비해 상당한 정도로 상승하였다.

<표 4-7> 각 노동력 상태별 유출입률

구분	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993~1996	2000~2003
취업유출입률	6.1	5.4	5.3	5.2	10.4	8.5	8.6	7.7	7.6	8.7	7.4	5.5	7.8
실업유출입률	59.5	58.7	64.3	67.0	89.4	69.1	68.7	73.0	75.1	86.6	77.5	62.4	78.0
비경제활동유출입률	7.9	7.3	7.4	7.3	15.4	10.5	10.8	10.1	10.4	12.8	10.4	7.5	10.9

이상에서와 같이 우리는 노동시장의 이동성을 비롯한 각 노동력 상태별 유출입률이 크게 높아졌음을 볼 수 있다. 이는 우리나라의 근로자들이 보다 빈번한 노동력 상태변화를 경험하게 되었음을 의미한다. 그런데 중요한 사실은 이러한 변화가 이미 외환위기 발생 전부터 진행되고 있었다는 것이다. 실업률을 비롯한 각종 저량변수들에는 잘 관찰되지 않지만 유량변수들은 이미 외환위기가 발생하기 전에 노동시장에서 상당한 변화가 물 밑에서 진행되고 있었음을 알려준다.

이러한 사실은 매우 중요한 의미를 함축한다. 만약 최근의 고용불안이 외환위기라는 충격에 의해 발생한 것이라면, 다른 상황에 변화가 없는 한, 시간이 지남에 따라 고용불안은 해소될 수 있다. 그



러나 고용불안이 외환위기라는 일시적인 충격에 의해 초래된 결과가 아니라 노동시장에서 외환위기 발생 전부터 진행되어 오던 구조적 변화라면 외환 충격의 여파가 모두 사라지는 장기에서도, 즉 충분히 오랜 시간이 지나더라도 고용불안의 문제는 해소되지 못한다. 따라서 우리는 고용불안의 문제에 대해 구조적인 측면에서 접근하여야 하며 일회성의 정책적 지원의 차원에서 접근하여서는 안 된다. 그러한 정책은 비용만 초래할 뿐 원하던 효과를 거두지 못할 것이다.

## V. 고용불안계층의 식별

### 1. 분석의 필요성

앞 장에서 우리는 한국의 노동시장에서 고용불안의 정도가 높아진 것으로 결론지었다. 그렇다면 이러한 고용불안의 증대는 어떤 특정 집단에 의해 주도된 것일까? 아니면 대부분의 노동력 집단들에서 공통적으로 관찰되는 것일까?

보다 구체적으로 우리는 고용불안이 주로 실직 가능성에 의해 야기되었음을 보았다. 그렇다면 이러한 실직 가능성 증대는 어떤 특정 노동력 집단에 의한 것인가 아니면 모든 집단 혹은 계층에서 공통된 현상인가? 아울러 고용불안의 또 한 가지 측면인 실업에서 재취업 가능성에는 변화가 없는 것으로 나타났는데 이는 모든 노동력 집단들에 공통된 현상인가? 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 나타났는데 이 역시 특정 집단에 의해 주도된 것인가 아니면 대부분의 집단들에서 마찬가지인가? 취업과 실업 간의 이동 뿐 아니라 실업과 비경제활동상태 간의 이동도 고용불안을 야기할 수 있음을 보았다. 그렇다면 실업과 비노동력 상태 간의 이행 가능성 증가는 어떤 특징을 가진 사람들에 의해 나타나게 된 현상은 아닐까?

우리가 이러한 여러 질문들에 답할 수 있다면 우리는 한국의 노동시장에 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 있을 것이다.

앞 장에서 우리는 유량변수들을 사용하여 고용불안에 대해 알아보았는데 어디까지나 집계된 자료를 사용한 분석이었다. 즉 경제전체에 대한 집계된 유량변수들을 사용하였다. 제5장에서 우리는 집계 유량변수들이 아니라 세분화된 노동력 집단별로 구분한 자료들을 통해 고용 불안의 발생 경로를 보다 구체적으로 살펴보고 아울러 고용불안 계층을 식별하고자 한다. 먼저 실직 가능성에 대해 살펴보고 다음으로 취업 가능성에 대해 알아보자.

## 2. 실직 가능성과 고용불안계층

이제 실직 가능성을 근로자들의 종사상 지위로 구분하여 어떠한 지위에서 고용불안이 증대되었는지 알아보자.<sup>6)</sup> 아래의 <표 5-1>은 이를 정리한 것이다. 표에서 먼저 임금근로의 경우를 보면 이들의 실직확률이 크게 높아졌음을 알 수 있다. 1993년에 3.0, 1994~1996년에 2.7, 그리고 1997년에 2.9 이던 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 1993~1996년의 2.8에서 2000~2003년의 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 있다. 실제로 이집단의 실직확률은 1993~1996년에서 2.20이었으며 2000~2003년에는 2.15로 미소하나마 오히려 하락하고 있다. 이러한 상용직 실직확률 하락은 기대취업기간의 상승으로 연결되어 <표 5-2>에서 이들의 취업기간이 45.7개월에서 47.2개월로 길어진다.

<표 5-1> 종사상 지위별 실직확률

실직확률 (eu+en)	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993- 1996	2000 -2003
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
상용	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
임시	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
일용	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
비임금	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

<표 5-2> 종사상 지위별 기대취업기간

기대 취업기간	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	1993 ~96	2000 ~03
상용	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
임시	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
일용	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

임시직의 실직확률 역시 1998년에 11.2로 크게 상승한다는 점을 제외하고는 대체로 유사한 수준을 유지하고 있다. 즉 이들의 실직확률은 1993~1996년에 8.1의 값을 가지며 2000~2003년에 7.8의 값을 가져 미소하게 하락하였지만 사실상 차이를 보이지 않는다. 미소하지만 실직확률의 하락은 취업기간의 상승으로 연결되어 임시직의 취업기간이 12.5개월에서 13.1개월로 길어지고 있다.

6) 제3장에서 이미 언급한 바와 같이 고용불안계층이라고 하면 많은 사람들이 가장 먼저 떠올리는 근로자 집단이 비정규직 종사자이다. 임시·일용으로 구분한 근로를 비정규근로로 보아도 큰 무리가 없다.

상용직과 임시직의 이러한 변화와 달리 일용직의 실직확률은 상당히 높은 수준일 뿐 아니라 크게 상승하고 있다. 즉 일용직의 실직확률은 1993년부터 2003년까지 11년의 기간동안 13.0 아래로 떨어진 적이 없을 정도로 높다. 즉 일용직 종사자 100명 가운데 다음 달에 실직하는 근로자가 13명을 넘는다. 1993년에 이들의 실직확률은 14.7로 높으나 1996년의 12.7에 이르기까지 계속 하락하다가 1997년에 14.0으로 상승하며 1998년에 무려 23.8까지 상승한다. 즉 외환위기 발생 당시 일용직 100명 중 23.8명이 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 1993~1996년에 13.4였으나 2000~2003년에 이르면 17.1로 상승한다. 이에 따라 일용직의 취업기간은 7.5개월에서 5.9 개월로 20% 이상 짧아졌다.

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 45.1 개월에서 38.3 개월로 다소 짧아졌다.

이상에서 살펴본 바와 같이 취업자라고 하더라도 각자의 종사상 지위에 따라 실직 가능성으로 정의한 고용불안의 정도는 상당한 차이가 있다. 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 비임금 근로자도 고용불안의 증대에 일부 기여하고 있는 것으로 정리할 수 있다.

### 3. 재취업 가능성과 고용불안계층

앞 장에서 이미 살펴본 바와 같이 근로자 전체를 대상으로 할 경우 실업상태에서 재취업확률에는 사실상 변화가 없다. 즉 2000년 이후나 1990년대 초중반이나 모두 26.0 정도이다. 이를 두고 우리는 앞에서 재취업 가능성으로 파악한 고용불안 정도에는, 신중하게 판단하여야 한다는 전제를 달긴 하였지만, 변화가 없는 것으로 보았다. 그러나 이러한 재취업확률은 위에서 살펴 본 종사상의 지위로 구분할 경우 근로자 집단에 따라 달라질 수 있다. <표 5-3>은 이를 정리한 것이다.

표에서 ‘근로자 전체’는 지난 달에 실업상태에 있던 근로자들 가운데 이번 달에 임금근로와 비임금근로를 막론하고 취업상태로 옮겨간 사람들의 비율이다. 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 이행한 사람들의 비율이다. 따라서 이들 둘을 더하면 100이 된다. 마찬가지로 상용직과 임시직 및 일용직의 값들을 모두 더하면 임금근로의 값이 나온다.

<표 5-3> 종사상 지위별 재취업확률(ue)

실업->취업	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~1996	2000 ~2003
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

먼저 재취업자 가운데 임금근로자로 취업한 비율은 1990년대 초중반에는 85.1%였으나 2000년 이후에는 87.5로 미약하게 상승하고 있다.<sup>7)</sup> 그런데 임금근로로의 재취업 비율이 종사상 지위별로 크게 다르다. 상용직으로 재취업 비율은 23.1%에서 13.6%로 급락하였으나 임시직으로 취업비율은 44.1%에서 40.1%로 약간만 하락하였을 뿐이며 일용직으로 재취업은 17.9%에서 33.9%로 급증하였다. 즉 실업에서 취업으로 옮겨가는 사람들 100명 가운데 상용직으로 이행자는 10년 전에 비해 10명가량이나 줄어들었고 일용직으로 취업하는 사람은 16명이나 증가하였다.

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

## VI. 고용불안의 원인 : 일자리의 생성·소멸과 고용불안

우리는 이상의 분석을 통해 고용불안이 최근 들어 증대되었음을 실제 자료를 통해 확인할 수 있었다. 구체적으로 실직 가능성의 증대와 재취업 가능성의 질적인 악화가 이러한 고용불안을 야기하는 요인임도 보였다. 그렇다면 이제 이러한 고용불안의 증대가 일자리의 생성 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 있는 지 방법론에 대해 알아보자. 이미 잘 알려져 있듯이 일자리의 창출과 소멸을 측정하는 방법에는 여러 측도들이 있다. 가장 대표적인 것은 Davis,

7) 이는 비임금근로로의 재취업 비율이 다소 하락하였음을 의미한다.

Haltiwanger, and Schub(1996)이 제시하는 방법이다. 그러나 본 연구는 이들의 방법을 사용하기 보다는 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)은 본 연구가 분석에 사용하고 가구조사 자료인 『경제활동인구조사』와 유사한 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. <표 7-1>은 취업자 중 6개월 이하 취업자의 비율을 고용 창출로, 그리고 6개월 이하 실업자의 취업자에 대한 비율을 고용 소멸로 측정한 결과이다.

표에서 보듯이 고용의 창출은 2000~2003년에 15.3으로서 10년 전인 1993~1996년의 13.2에서 다소 높아졌다. 고용의 창출뿐만 아니라 고용의 소멸도 높아졌다. 1993~1996년에 고용의 소멸은 1.4에 불과하였으나 10년 후인 2000~2003년에 이 비율은 2.5로 크게 상승하였다. 우리는 이로부터 실직가능성 증대에 따른 고용불안의 증대는 고용의 창출이 줄어서라기보다는 주로 고용의 소멸이 높아졌기 때문임을 알 수 있다. 고용의 소멸은 지난 10년 동안 1.4에서 2.5로 80% 가량 상승하였다.

<표 7-1> 고용의 창출과 소멸

(단위 : %)

구 분	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~1996	2000 ~2003
고용의 창출	14.9	12.6	12.4	12.8	11.7	16.2	19.4	15.8	16.8	14.0	14.8	13.2	15.3
고용의 소멸	1.6	1.4	1.4	1.2	1.5	6.2	3.9	3.0	2.3	2.1	2.6	1.4	2.5

## 2. 고용 창출 · 소멸의 분포와 고용불안계층

이제 고용의 창출이 어떤 곳에서 주로 발생하고 있는 지 알아보자. 앞에서 분석한 바에 따르면 고용불안은 주로 일용직을 중심으로 증대되고 있는 것으로 나타난다. 이에 비해 일자리의 창출은 주로 어떻게 이루어지고 있을까? <표 7-2>는 이를 정리한 것이다.

먼저 고용의 창출은 표에서 보듯이 임금근로를 중심으로 이루어지고 있다. 임금근로에서 고용의 창출은 2000년부터 2003년까지 17.1인데 이는 1993년부터 1996년 기간 동안의 13.8에 비해 상당히 크게 상승한 것이다. 반면 비임금근로는 동일 기간 동안 12.3에서 12.5로 거의 변화가 없다.

이제 임금근로의 경우 고용 창출이 주로 어떤 종사상 지위를 중심으로 이루어지고 있는 지 살펴보자. 표에서 보듯이 상용직과 임시직에서 고용의 창출은 거의 없다. 상용직의 경우 고용창출은 1993년의 5.2에서 1997년의 3.1에 이르기까지 지속적으로 하락하다가 1998년에 3.7로 미소하게 상승하며 1999년에 5.0까지 상승하며 이후 하락하고 있으나 대략 4.5 정도를 중심으로 변동하고 있다. 실제로 상용직 고용 창출은 2000-2003년 평균 4.5이며 이는 1993-1996년의 4.6과 사실상 다르지 않다. 임시

직의 경우도 고용 창출은 동일 기간 동안 22.4에서 22.6으로 사실상 차이가 없다. 반면 일용직에서는 창출되는 고용이 상당히 크게 증가하였다. 즉 일용직은 동일 기간동안 고용 창출이 33.6에서 43.8로 상승하고 있다.

<표 7-2> 고용의 창출

(단위 : %)

구 분	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~1996	2000 ~2003
임 금 근 로	15.8	13.4	12.9	13.0	12.2	18.2	21.6	18.2	18.6	15.4	16.3	13.8	17.1
상 용 직	5.2	4.5	4.3	4.3	3.1	3.7	5.0	4.9	4.6	4.2	4.3	4.6	4.5
임 시 직	25.8	22.1	21.4	20.3	19.2	25.2	27.2	23.5	24.9	20.0	21.9	22.4	22.6
일 용 직	38.7	32.4	31.2	32.4	30.4	53.2	53.7	45.3	46.4	38.5	44.8	33.6	43.8
비임금 근로	13.8	11.3	11.7	12.3	10.9	13.2	16.2	12.1	13.9	11.6	12.3	12.3	12.5

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

## VII. 고용불안의 원인 : 미시적 요인

이제 고용불안을 초래한 요인들을 미시적인 측면에서 살펴보도록 하자. 특히 실직 가능성에 영향을 미칠 것으로 판단되는 요인들 가운데 어떤 변수들이 중요한 역할을 하고 있는 지 알아보자.  $t$ 기에 취업상태에 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 확인하기도 한다. 아울러 이러한 분석을 통해 우리는 다른 요인들을 통제할 상태에서 특정 변수의 영향력을 확인할 수도 있다.

이러한 분석을 위해서는 다양한 변수들이 필요하다. 그러나 이제까지 본 연구가 사용하던 경제활동인구조사는 이러한 분석에 필요한 변수들을 모두 갖추고 있지 못하다. 따라서 우리는 이를 대신할 만한 다른 자료를 알아보아야 한다. 제7장의 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 본 장의 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 다음 해인 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 이듬 해 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. 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 통계한 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 7-1>에 제시되어 있다. 먼저 추정된 회귀계수들을 보면 광업을 나타내는 업종3 더미가 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 많을수록 실직 가능성이 낮음을 보여주는데 연령제곱의 추정치가 양의 값을 가지고 있어서 연령에 따른 추가적인 실직 확률 감소는 점차 낮아진다. 교육정도를 반영하는 더미변수들을 보면 계수 추정치가 대학원졸이상의 경우를 제외하고는 모두 양의 값으로 나타난다. 즉 대학원 졸업 이상의 경우를 제외하고는 중졸이하 학력에 비해 실직 확률이 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 실직 확률은 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 상용직이 경우 보다 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.<sup>8)</sup> 다음으로 직종을 보면 직종3(기술공 및 준전문가), 직종5(서비스종사자), 직종6(판매종사자), 직종10(단순노무종사자)의 실직 가능성이 직종1에 비해 높고 나머지 직종들은 직종1에 비해 오히려 실직 가능성이 낮게 나타난다. 따라서 직종 구성 변화에 의해 고용불안이 영향을 받을 수 있다.

---

8) 이상호(2004) 참조.

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 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.

<표 7-1> 추정결과9)

변수명	추정치	표준오차	변수명	추정치	표준오차
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(300명 이상)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			

관측수 : 8,317(25,170,764), -2logL : 16,590,562

9) 직종1 : 입법공무원, 고위임직원 및 관리자, 직종2 : 전문가, 직종3 : 기술공 및 준전문가, 직종4 : 사무종사자 직종 5 : 서비스종사자, 직종6 : 판매종사자, 직종7 : 농업 및 어업숙련종사자, 직종8 : 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.



단, \*는 5%에서 유의함을 나타내며 나머지는 모두 1%에서 유의함.

## VIII. 결 론

이상에서 우리는 고용불안을 정의하고 이를 실제 측정하기 위한 노력을 기울여 왔다. 실직 가능성의 증대와 재취업 가능성의 감소로 정의한 고용불안의 증대는 실업률을 비롯한 흔히 사용되는 저량 변수들로 측정하는 데에는 한계가 있다. 실직확률과 재취업확률은 본디 동태적인 개념이며 따라서 저량변수들로 측정하기에 적합하지 않고 유량변수들을 사용하여 측정하여야 한다. 본 연구는 이러한 문제를 극복하고 고용불안의 정도를 측정하기 위해 '경제활동인구조사'의 원자료를 이웃한 두 달 끼리 패널로 구축하여 이행확률들을 구하여 분석에 사용하였다.

이행확률들을 사용하여 고용불안의 정도를 측정한 결과 실직 가능성이 높아져 고용불안이 증대되었음을 알 수 있었다. 특히 상용직이나 임시직과는 달리 일용직에서 실직확률이 더 높아져 일용직에서 취업상태를 유지하는 기간이 짧아지는 것으로 나타나 고용불안을 야기하는 것으로 관찰된다.

뿐만 아니라 전체적인 재취업 확률에는 별 변화가 없지만 재취업 가능성의 질적인 측면에서 고용불안을 높이는 요인들이 발견되었다. 실업에서 취업으로 이행할 경우 상용직으로 옮겨갈 확률은 크게 하락하고 일용직으로 이행할 가능성이 크게 높아졌다. 이는 재취업의 질을 떨어뜨려 고용 불안을 높이는 중요한 요인으로 역할을 한다.

이러한 분석과정에서 본 연구는 우리나라 노동시장이 과거에 비해 노동이동이 훨씬 더 활발해졌음을 확인하였다. 노동시장 전체에서 근로자의 보다 빈번한 노동력 상태 변화가 있었을 뿐 아니라 각 노동력 상태에서 유출입이 더욱 활발하게 이루어지고 있다. 다른 상황에 변화가 없는 상태에서 이러한 변화는 노동시장에서 고용불안을 높이는 역할을 하게 된다. 이러한 변화 속에는 실업과 비경제활동상태를 넘나드는 경계적 상황에 처한 노동력의 규모가 과거에 비해 더욱 커졌음도 알 수 있었다. 실망실업과 부가 근로자 효과를 반영하는 이러한 요인들은 역시 고용 불안을 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.

이상의 분석에 추가하여 본 연구는 고용불안을 초래한 원인 가운데 하나로서 일자리의 생성과 소멸에 대해 분석해 보았다. 즉 고용불안의 증대가 과연 일자리의 창출이 줄기 때문인지 아니면 일자리의 소멸이 많아지기 때문인지를 알아보기 위해 이에 대해 분석하였다. 분석결과에 따르면 고용불안의 원인은 일자리 창출이 줄어들기 때문이 아니라 일자리 소멸이 많아졌기 때문임을 알 수 있었다. 뿐만 아니라 이러한 일자리 창출이 일용직으로 중심으로 진행되고 있어서 고용불안의 정도를 더욱 높이고 있음도 알게 되었다.

미시 차원에서 실직 가능성에 영향을 미치는 요인들을 살펴보면 노동공급 측면에서 여성화, 고학

력화 현상이 고용불안을 높일 수 있는 것으로 나타난다. 다른 요인들을 통제한 상태에서도 직종과 업종에 따른 실직확률의 차이가 커서 직종과 업종의 구성변화 역시 고용불안과 밀접히 관련되어 있다. 또한 기업규모가 30명 이상인 경우에 비해 30명 미만에서 실직확률이 매우 높게 나타난다.

결국 우리는 이상의 분석을 통해 한국 노동시장에서 고용불안이 높아진 것은 고용의 소멸이 급속히 진행되고 있을 뿐만 아니라 고용의 창출이 일용직을 중심으로 이루어지고 있기 때문인 것으로 정리할 수 있다. 아울러 여성화, 고령화 등도 노동공급 측면에서 고용불안 증대에 기여하고 있다.

이러한 고용불안의 증대에 대응하기 위해 우리는 임금의 유연성을 제고하기 위한 노력을 기울일 수 있다. 기존의 연구에 따르면 한국의 노동시장은 주로 수량변화, 즉 고용량의 조정을 통해 외부의 충격을 흡수하며 가격인 임금의 조정 기능은 미약하다. 이러한 상태에서 노동시장의 추세를 거스르지 않고서 고용불안을 낮추려면 임금유연성 제고를 위한 노력이 필요할 것이다. 그러나 이러한 임금유연성을 달성하는 데에는 상당한 시간과 노력이 필요하다. 이러한 간극을 메우기 위해 우리는 고용안정서비스를 확충하는 노력을 기울임으로써 고용불안을 낮출 수 있다. 심층적인 면담과 취업지도는 재취업에 큰 도움이 됨이 이미 밝혀져 있다. 공공고용안정 서비스를 확충함으로써 취업상태로 신속한 이동을 도울 수 있을 것이다. 아울러 기업차원에서 기울일 수 있는 미시적인 노력으로 전직지원 서비스의 강화를 들 수 있겠다. 물론 이러한 전직지원 서비스의 강화는 공공 고용안정 서비스의 확충으로 연결할 수도 있을 것이다.

## 참고문헌

- 금재호·조준모, “외환위기 전후의 노동시장 불안정성에 대한 연구,” 제2회 한국노동패널 학술대회 발표논문, 2000. 12.
- 김대일·남재량·류근관, “한국노동패널 표본의 대표성과 패널조사 표본 이탈자의 특성 연구,” 노동경제논집, 제23권 특별호, 2000. 2. pp.1-32.
- 김대일, “최근의 경제위기에 따른 실업기간의 변화,” 서울대학교, 미출간원고, 1999. 9.
- 김우영, “우리나라 근로자의 직업안정성은 감소하고 있는가?: KHPS와 KLIPS를 이용한 외환위기 전후의 상용직 근로자의 직업안정성 비교분석,” Working Paper Series, 한국노동패널연구 2003-06, 2003.
- 김정환·김동현·오학수, 『고용조정과 전직지원 -한국·일본·미국기업사례를 중심으로-』, 한국노동연구원, 2002.
- 남재량, 『우리나라의 失業率 趨勢變化에 관한 研究』. 서울대학교 경제학박사 학위논문. 1997. 8.
- \_\_\_\_\_, “경제 환경 변화와 노동수요의 변화,” 전병유외 『일자리 창출과 노동수요』, 한국노동연구원, 2004.
- \_\_\_\_\_, “임금과 고용,” 『한국의 임금 II』, 한국노동연구원, 2004.
- 남재량·김태기, “비정규직, 가교(bridge)인가 함정(trap)인가?,” 노동경제논집 제23권 제2호, 한국노동경제학회, 2002년 12월.
- 남재량·류근관, “長期패널資料를 活用한 韓國의 失業期間 測定과 새로운 패널資料의 構築,” 경제논집, 제39권 2호, 서울대학교 경제연구소, 2000. 6. pp.129-147.
- 류재우·배무기, “韓國의 勞動市場 플로우와 失業,” 노동경제논집, 1984. 10.
- 이상호, “한국노동패널(KLIPS) 5차년도 조사의 비정규직 규모와 실태,” KLIPS Research Brief No. 1, 한국노동연구원, 2004.
- 이병희, “反復失業과 失業의 長期化,” 노동경제논집 제23권 제1호, 2000.6. pp.1~25
- 신동균, “수요 변화에 대한 기업의 최적 반응: 임금, 고용, 그리고 근로시간,” 전병유외 ?일자리 창출과 노동수요?, 한국노동연구원, 2004.
- Berhardt, Annette; Morris, Martina; Handcock, Mark S.; and Scott, Marc A., “Trends in Job Instability and Wages for Young Adult Men,” *Journal of Labor Economics* 17, no. 4, Oct. 1999.
- Chang, Yongsung, Jaeryang Nam, and Changyong Rhee, “Trends in unemployment rates in Korea: Search-Matching Model Interpretation,” *Journal of Japaneses and International*

- Economies* Vol. 18/2 pp.241-263, 2004.
- Davis, Haltiwanger, and Schub, *Job Creation and Destruction*, MIT Press, 1996.
- Hopenhayn, Hugo A., "Labor Market Policies and Employment Duration: The Effects of Labor Market Reforms in Argentina," Inter-American Development Bank, Research Network Working Paper #R0407, 2000.
- Jaeger, David A., and Stenvens, Ahn Huff, "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. 1999.
- Marston, Stephen T., "Employment Instability and High Unemployment Rate," *Brookings Papers on Economic Activity*, No.1, 1976, pp.169-203.
- Neumark, David; Polsky, Daniel; and Hansen, Daniel, "Has Job Stability Declined Yet? New Evidence for the 1990s," *Journal of Labor Economics* 17, no. 4, Oct. 1999.
- Ryu, Keunkwan, "A Note on Left-censoring," mimeo., Seoul National University, 2001.
- Sebastian Galiani, Hugo A Hopenhayn, "Duration and Risk of Unemployment in Argentina," *Journal of Development Economics*, Vol. 71, Iss. 1, Jun 2003.