

勞 動 經 濟 論 集
 第28卷(3), 2005. 12, pp.111~139
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

고용불안과 그 원인에 관한 연구

남재량*

본 연구는 고용불안을 정의하고 실제 자료를 사용하여 이를 측정하여 고용불안에 대한 사실들(facts)을 찾고 그 원인을 분석한다. 고용불안을 실직의 두려움과 재취업의 어려움으로 정의할 때 우리나라에서 고용불안은 외환위기 발생 전에 비해 2000년 이후 상당히 높아졌으며 이는 대부분 일용직 종사자 집단의 고용불안 증대에 기인한다. 이러한 고용불안의 증대는 고용의 소멸이 많아졌기 때문이기도 하지만 창출되는 고용도 일용직 중심으로 이루어지고 있기 때문이다. 뿐만 아니라 외환위기 하에서 대대적으로 실시된 공공근로 정책으로 일용직에 진입한 근로자들의 고용불안 증대가 노동시장 전체의 고용불안 증대와 깊이 관련되어 있다.

— 주제어 : 고용불안, 실직확률, 재취업확률, 일용직, 공공근로

I. 서 론

한국경제는 1990년대 들어서도 한동안 높은 성장률을 유지하여 왔다. 1990~97년의 기간 동안 GDP 성장률은 7.5%에 달하였다. 외환위기와 함께 1998년 GDP 성장률이 -6.9%로 급락하였으나 1999년 들어 성장률은 다시 9.5%로 회복된다. 이후 2000년부터 2004년까지 연평균 GDP 성장률은 5.4%에 이른다. 이러한 성과는 과거의 실적에 이르지 못하는 못하지만 아주 저조한 것도 아니다. 그럼에도 불구하고 우리는 특히 노동시장과 관련

* 한국노동연구원(jnmam@kli.re.kr)

하여 많은 걱정을 하고 있다. 청년실업 문제는 이미 국민 대부분이 걱정하는 문제로 되었으며 비정규직 문제도 마찬가지이다.

청년실업과 비정규직 문제 외에 중요한 사회적 이슈로 등장한 또 한 가지 문제가 바로 고용불안이다. '고용불안'은 정의조차 제대로 되어 있지 않음에도 불구하고 많은 사람들이 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 심각하며 고용불안의 원인은 무엇인지에 대해 고민해볼 필요가 있다. 따라서 본 연구는 고용불안에 대한 사실들(facts)을 찾아내고 그러한 사실들이 발생하게 된 원인을 밝히는 것을 연구의 목적으로 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제2장은 고용불안과 관련된 기존의 연구들을 살핀 다음 많은 사람들이 공감할 수 있도록 고용불안을 정의한다. 제3장은 정의된 고용불안을 실제 자료를 사용하여 측정함으로써 우리나라 노동시장에서 고용불안의 정도와 그 변화를 살핀다. 제4장은 고용불안이 특정 계층에 집중되어 있는지 여부를 알아보고 있으며 이를 통해 일용직에 고용불안이 집중되어 있음을 밝힌다. 제5장은 고용의 생성과 소멸이라는 측면에서 고용불안의 원인을 찾고 있으며 제6장은 일용직에서 고용불안이 높아진 원인을 찾는다. 제7장은 이상을 요약하고 연구를 마무리한다.

Ⅱ. 고용불안의 정의

1. 기존의 연구와 고용불안

고용과 관련된 연구 가운데 고용불안을 직접 다루고 있는 연구를 찾기는 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 미국에

서도 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 안정성에 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 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 근속자 비중’, Newmark *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 척도로 사용하기에도 무리가 있다. 왜냐하면 이들 척도들은 실업을 직접 다루고 있지 못하기 때

문이다.)¹⁾ 고용불안은 무엇보다도 실업 또는 실직과 밀접하게 관련되어 있다.

2. 고용불안의 정의

고용불안에 대해 체계적으로 분석하기 위해 가장 먼저 하여야 할 일은 많은 사람들이 공감할 수 있도록 '고용불안'을 정의하는 것이다. 고용불안이 제대로 정의되지 못한 상태에서 이에 대한 논의는 소모적이며 무의미할 수밖에 없다. 고용불안이라는 용어는 학계에서 정의하여 사용하던 것이 아니라 사회에서 자연스레 생겨난 것이다. 따라서 이 용어를 정의함에 있어서 가장 유의하여야 할 것은 많은 사람들이 그러한 정의에 공감할 수 있어야 한다는 사실이다. 그러나 '고용불안'에는 사람에 따라 달리 느낄 수 있는 주관적이며 심리적인 개념인 '불안'이라는 용어가 있어서 이를 정의하기가 간단치 않다.

앞에서 이미 언급한 바와 같이 고용불안과 관련되어 있는 개념으로 고용 불안정성(instability) 및 고용 불안전성(insecurity)을 들 수 있다. 연구자에 따라 이들 개념에도 차이가 있으나 직장을 계속 유지할 가능성, 근로자가 일자리에 있는 기간의 변화, 사용자에 의한 일자리의 중단 등으로 인식되고 있다. 아울러 이들을 측정하기 위한 다양한 척도들도 개발되어 있다. 직장유지율, 단기 근속자 비율, 이직률, 해고율 등이 그러한 척도들이다.

그러나 우리나라에서 널리 사용되고 있는 '고용불안'이라는 용어에는 이러한 기존의 개념들과 달리 실직의 가능성이 보다 직접적이고 더욱 강조되어 있는 것으로 볼 수 있다. 이러한 상황을 반영한다면 '고용불안'은 기존의 개념들과도 밀접하게 관련되어 있으면서 실직을 보다 직접적으로 고려하는 형태로 정의되어야 한다.

결국 널리 사용되고 있는 고용불안이라는 용어에는 무엇보다도 '실직의 두려움'이 핵심적이다. 현재의 고용상태가 앞으로도 계속 지속되지 못하고 조만간 이 상태에서 이탈될 가능성이 커진다고 생각한다면 고용불안이 높아지는 것으로 볼 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.²⁾ 따라서 우리는 '고용불안'을 '실직의 두려움과 재취업의 어려움'으로

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

정의하기로 한다.³⁾

이렇게 정의한 고용불안의 개념을 보다 구체화하여 보자. 실직의 두려움과 재취업의 어려움은 모두 '가능성'으로 파악할 수 있다. 즉 실직의 두려움이 커지는 것은 실직의 가능성이 높아지는 것으로, 그리고 재취업이 더욱 어려워지는 것은 재취업의 가능성이 낮아지는 것에 해당한다. 한 걸음 더 나아가 실직 가능성은 취업상태에 있는 사람들 가운데 취업에서 이탈할 가능성, 즉 취업 이탈 확률로 해석할 수 있으며 재취업 가능성 역시 실직상태에서 벗어날 확률로 볼 수 있다. 즉 취업을 E , 실업을 U , 비경제활동상태를 N 이라 할 때 실직가능성은 $P(U_t, N_t | E_{t-1})$ 이라는 조건부 확률로 나타낼 수 있고 재취업가능성은 $P(E_t | U_{t-1}, N_{t-1})$ 로 표현할 수 있다. 따라서 우리는 이러한 조건부 확률들을 구할 수 있다면 고용불안의 정도를 구체적으로 측정할 수 있다.

Ⅲ. 고용불안 정도의 측정

앞에서 정의한 고용불안을 측정하는 데에는 기존의 주요 노동시장 변수들만으로는 불충분하다. 실업률을 위시한 대표적인 노동시장 변수들은 대부분 노동시장의 정태적 측면을 측정하는 데에 불과하기 때문이다. 반면 고용불안을 구성하고 있는 '실직 가능성'과 '재취업 가능성'은 모두 동태적인 개념이다. '실직 가능성'은 취업상태에서 실업이나 비경제활동상태로 옮겨가는 노동력 상태의 동태적 변화를 의미한다. '재취업 가능성' 역시 실업이나 비경제활동 상태에서 취업상태로 동태적 변화이다. 따라서 노동시장의 정태적인 측면을 측정하는 데에 치우쳐 있는 기존의 주요 노동시장 지표들로 고용불안을 측정하는 데에는 한계가 있다.

다행히 우리는 이러한 노동시장의 동태적 특징들을 유량변수들(flow variables)을 통해 포착할 수 있다. 남재량(1997)을 비롯한 기존의 연구들은 이러한 유량변수들을 한국

2) 물론 이러한 재취업에는 임금을 비롯한 근로조건이 악화 없어야 할 것이다.

3) 이렇게 정의된 고용불안은 실업이나 비경제활동상태의 개입 없이 한 일자리에서 다른 일자리로 옮겨가는 직장이동을 배제하지 않는다. 이러한 직장이동은 실직과 재취업이 시차 없이 동시에 이루어지는 경우이다. 직장이동의 경우 고용불안의 정도는 높아질 수도 있고 낮아질 수도 있으며 변하지 않을 수도 있다.

노동시장에서 실제로 장기간에 걸쳐 측정할 수 있음을 보여준다. 즉 통계청의 경제활동 인구조사 원자료를 패널로 구축하면 여러 유량변수들의 측정이 가능하다. 따라서 본 연구는 노동시장의 유량변수들을 측정하여 고용불안의 정도를 평가하기로 한다.

경제활동인구조사의 원자료를 패널로 구축하고 이웃한 시점에서 동일인의 경제활동 상태 변화를 관찰하면 취업자 가운데 실직을 경험하는 사람들의 비율을 구할 수 있다. 이는 곧 실직확률 $P(U_t, N_t | E_{t-1})$ 에 해당한다. 뿐만 아니라 패널자료를 사용하면 실업이나 비경제활동상태에서 취업으로 옮겨가는 사람들의 비율을 마찬가지로 구할 수 있는데 이는 곧 (재)취업확률 $P(E_t | U_{t-1}, N_{t-1})$ 에 해당한다. <표 1>은 이와 같은 방법으로 구한 실직확률과 재취업확률을 보여준다. 구체적으로 이들 확률들은 이웃한 두 달(month)의 경제활동상태를 결합하여 구한 유출 이행확률들로부터 구한 것이며 백분율로 표시하였다. 분석기간은 1993년부터 2003년까지로 하였다. 이는 외환위기 하의 기간인 1998~99년을 제외한 이후의 기간, 즉 2000~03년의 4년 동안의 자료가 가용한 상태에서 이를 외환위기 발생 전의 동일한 기간과 비교하기 위함이다. 외환위기는 이미 1997년에 시작되었으므로 본 연구는 1997년을 비교에서 제외하였다. 4년을 평균한 것은 경기변동의 영향을 줄이려는 노력이다.

표에서 보는 바와 같이 실직확률은 외환위기와 더불어 매우 급격한 변화를 경험하고 있다. 1993년에 2.7이던 실직확률은 1994~96년의 기간 동안 2.5의 값으로 매우 안정되어 있으며 1997년에도 2.6을 유지하고 있다. 그러다가 외환위기와 함께 4.3으로 급증한 후 이듬해에 4.0으로 하락하며 2000년에는 3.7로 하락한다. 그러나 이후에는 더 이상 하락하지 않고 2001년의 3.6에서 2002년의 3.2로 그리고 2003년에는 3.6으로 경기변동에 따라 등락하는 모습을 보인다.

이에 따라 실직확률은 1993~97년에 평균 2.6이었으나 2000~03년 동안에는 3.5로 높아졌다. 이는 과거에는 취업자 100명 가운데 월평균 2.6명이 실직하였으나 2000년대 들

<표 1> 고용불안 : 실직 가능성과 재취업 가능성

구분	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993~96	2000~03	p-값
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	0.01
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	0.01
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	0.01
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	0.80
재취업확률2(ne)	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	0.01

어와서는 3.5명이 실직하여 실직 가능성이 34.6%나 높아졌다. 즉 실직 가능성으로 평가한 고용불안이 외환위기 이후 크게 높아진 것이다. 실제로 이 두 기간의 실직확률에 유의한 차이가 있는지를 보기 위해 t-검정을 실시하면 표에서 보듯이 p-값이 0.01로서 매우 유의하다.

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 0.4~0.6구간에서 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 있다. 이러한 변화로 인해 eu 는 1993~96년의 0.5에서 2000~03년의 0.8로 무려 60%나 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 33.3%나 증가하는 모습을 보인다. 결국 실직 가능성으로 파악한 고용불안이, 외환충격이 거의 해소된 것으로 평가되는, 2000년 이후에 높아진 것은 en 과 eu 의 상승 모두에 기인한다. 이들 두 변수 역시 두 기간에서 통계적으로 유의한 차이를 보인다.

이제 고용불안의 또 다른 한 부분인 재취업 가능성에 대해 살펴보자. 앞에서 재취업 확률은 $P(E_t | U_{t-1}, N_{t-1})$ 로 정의되었으나, 일할 의사가 없는 비경제활동상태보다는 적극적으로 구직활동을 하는 상태인 실업상태에서 취업상태로 이행할 확률(ue)이 더욱 적합할 것이다. 그러나 우리는 실직 가능성을 말할 때 취업상태에서 실업상태로 이행뿐만 아니라 비경제활동상태로의 이행도 함께 고려하였으며 실업보다는 실직을 강조하고 있다. 따라서 본고는 재취업 가능성에서도 실업에서 취업으로 이행 뿐 아니라 비경활에서 취업으로 이행(ne)도 함께 고려하고 있다.⁴⁾

먼저 실업상태에서 취업상태로 이행에 대해 살펴보자. 표에서 보듯이 이 값은 1998년에 21.0으로 하락하는 경우를 제외하고는 별 차이가 없다. 이에 따라 1993~96년 동안 ue 는 25.9의 값을 가지며 2000~03년에는 26.1의 값을 가져 증가율이 0.8%에 불과하며 t-검정 결과 양자 간에 통계적으로 유의한 차이가 존재하지 않는다. 따라서 우리는 실업에서 취업으로의 재취업 가능성으로 판단할 때 고용불안의 정도가 높아졌다는 증거를

4) 노동시장 신규 참가자도 포함하고 있으므로 엄밀한 의미에서 '재'취업확률과는 다소 차이가 있다.

찾을 수 없다.

한편 비경제활동상태에서 취업으로 옮겨갈 확률은 오히려 상승하였다. 1993년에 3.9로 높았던 *ne*는 1994~96년 동안 3.5의 값을 가지고 있다. 그러다가 1997년에 *ne*는 3.2로 하락하며 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 2000~03년의 4.3으로 0.7 포인트, 19.4% 상승하고 있으며 이러한 차이는 통계적으로도 유의하다.

결국 재취업 가능성으로 평가한 고용불안의 정도는, 실업상태에서 재취업 확률에는 변화가 없으나 비경제활동상태에서 재취업 확률이 높아졌음을 고려한다면, 고용불안의 정도는 오히려 하락한 것으로 평가할 수 있다.

실직 가능성이 높아지는 한편 재취업 가능성도 높아졌기 때문에 우리는 고용불안에 대해 일률적으로 평가하기 어렵게 되었다. 그러나 실직 가능성이 재취업 가능성보다 근로자들에게 더 민감할 것임에도 불구하고 이들 두 가능성에 동일한 가중치를 부여하고 평가한 고용불안이 증가한다면, 실제 고용불안도 높아진 것으로 파악할 수 있다. 실직확률과 재취업확률의 수준(level)에 차이가 크므로 이를 감안하기 위해 이들의 증가율을 보면 실직확률 상승률은 34.6%인 반면 재취업확률의 상승률은 0.8%(*ue*)와 19.4%(*ne*)이다. *ue*와 *ne*에 동일한 가중치를 준다면 재취업확률의 상승률은 10.1%이다. 결국 실직확률 상승률이 재취업확률 상승률 보다 크므로 결국 고용불안의 정도는 외환위기 발생 전에 비해 2000년 이후 더욱 높아진 것으로 볼 수 있다.

IV. 고용불안 계층

노동시장 전체에서 고용불안의 정도가 더욱 높아진 이유는 무엇일까? 혹시 어떤 특정 계층이나 어떤 집단의 고용불안이 높아졌기 때문은 아닐까? <표 2>는 이러한 가능성을 염두에 두고 실직확률을 인적 특성별로 구분하여 살펴보고 있다. 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. 연령별로 보더라도 실직

가능성의 증대는 특정 집단에 한정되지 않으며 학력별로 보더라도 실직확률의 상승은 모든 집단들에서 공통적으로 관찰된다.

〈표 2〉 노동력 집단별 실직확률

구 분	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~96	2000 ~03	p-값
남 성	1.8	1.7	1.6	1.7	1.8	3.5	3.1	2.8	2.7	2.3	2.6	1.7	2.6	0.01
여 성	4.1	3.8	3.8	3.6	3.8	5.6	5.3	5.0	4.9	4.4	5.0	3.8	4.8	0.01
청 년	3.6	3.3	3.2	3.4	3.7	5.8	5.8	5.5	5.6	5.2	5.9	3.3	5.5	0.01
기 간	2.0	1.8	1.8	1.8	1.9	3.5	3.1	2.8	2.6	2.3	2.6	1.9	2.6	0.01
노 년	4.1	4.0	3.9	3.6	3.6	5.5	5.2	5.1	4.5	3.9	4.8	3.9	4.6	0.05
중졸이하	3.5	3.2	3.2	3.2	3.3	5.5	5.0	5.0	4.5	4.1	4.9	3.3	4.6	0.01
고 졸	2.6	2.4	2.4	2.4	2.7	4.6	4.3	3.9	3.9	3.5	4.0	2.5	3.8	0.01
전문대졸	1.7	1.7	1.7	1.7	1.6	3.2	3.0	2.7	2.5	2.3	2.6	1.7	2.5	0.01
대졸이상	4.1	3.8	3.8	3.6	3.8	5.6	5.3	5.0	4.9	4.4	5.0	3.8	4.8	0.01

한편 <표 3>은 노동력 집단별 재취업확률을 요약하여 나타낸 것이다. 표에서 보듯이 두 기간에서 재취업확률(*ue*)은 기간 노동력 집단의 경우를 제외하고는 유의한 차이를 보이지 않는다. *ne*의 경우 노년과 중졸이하 및 전문대졸 집단에서 유의한 차이를 보이지 않으며 나머지 집단들에서는 모두 유의하며 1993~96년에 비해 2000~03년에 상승하고 있다. 환언하면 어떤 특정 집단에 의해 재취업확률이 좌우되는 것이 아니라 노동시장 전체에서 나타났던 특징들이 개별 노동력 집단들에서도 그대로 나타난다.

〈표 3〉 노동력 집단별 재취업확률

	재취업확률1 (<i>ue</i>)								재취업확률2 (<i>ne</i>)									
	남 성	여 성	청 년	기 간	노 년	중 졸이하	고 졸	전문대졸	대 졸이상	남 성	여 성	청 년	기 간	노 년	중 졸이하	고 졸	전문대졸	대 졸이상
1993-96	25.0	27.6	24.5	28.4	25.4	30.8	26.8	23.8	27.6	3.8	3.5	2.6	5.5	3.3	3.4	4.1	4.3	3.5
2000-03	24.7	28.6	25.8	26.5	24.4	30.2	27.2	22.4	28.6	4.9	4.0	3.7	6.0	3.2	3.6	5.4	5.0	4.0
p-값	0.70	0.42	0.20	0.01	0.45	0.57	0.61	0.40	0.42	0.01	0.03	0.01	0.03	0.44	0.28	0.01	0.09	0.03

한편 고용불안 계층이라고 하면 많은 사람들이 가장 먼저 떠올리는 근로자 집단이 비정규직 종사자이다. 따라서 우리는 고용불안이 비정규직에 의한 것인지 여부를 살펴볼 필요가 있다. 비정규근로의 정의와 측정에 대해서는 많은 논란이 있었는데 여기서는 임시·일용으로 구분한 근로를 비정규 근로로 파악하기로 한다. <표 4>는 실직 가능성을

종사상 지위별로 구분하여 측정한 결과이다.

표에서 보듯이 임금근로자 집단의 실직확률이 외환위기 이후 크게 높아진 것으로 나타난다. 1993년에 3.0, 1994~96년에 2.7, 그리고 1997년에 2.9이던 실직확률이 1998년에 5.0까지 상승한다. 1999년 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. 이에 비해 비임금근로의 실직확률은 동일한 기간 동안 2.2에서 2.6으로 상승하는 데에 그친다. 즉 고용불안은 비임금근로보다는 임금근로에 집중되어 있다.

임금근로의 실직확률 상승을 초래한 집단을 확인하기 위해 이를 보다 세분하여 살펴 보자. 먼저 상용직의 실직확률은 1998년에 크게 상승하였다가 이전 수준으로 하락할 뿐 외환위기 이후 상승하는 모습을 보이지 않는다. 실제로 상용직의 실직확률은 1993~96년에서 2.20이었으며 2000~03년에는 2.15로 미소하나마 오히려 하락하고 있다. 별도의 자료를 제시하지는 않겠으나 이러한 상용직 실직확률 하락은 기대취업기간의 상승으로 연결되어 이들의 취업기간이 45.7개월에서 47.2개월로 길어진다.

〈표 4〉 종사상 지위별 실직확률

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~96	2000 ~03	p-값
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	0.01
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	0.70
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	0.70
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	0.02
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	0.02

임시직의 실직확률 역시 1998년에 11.2로 크게 상승한다는 점을 제외하고는 대체로 8.0을 중심으로 변동하는 모습을 보일뿐 큰 변화를 보이지는 않는다. 이들의 실직확률은 1993~96년에 8.1의 값을 가지며 2000~03년에 7.8의 값을 가져 미소하나마 오히려 하락하고 있다. 이에 따라 임시직의 취업기간이 12.5개월에서 13.1개월로 길어졌다.

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 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 20% 이상 짧아진다.

V. 고용의 창출·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 보았다. 그렇다면 이제 이러한 고용불안의 증대가 고용의 창출 및 소멸과는 어떠한 관계를 가지고 있는지 살펴보자. 즉 고용불안을 야기하는 한 가지 원인으로서 고용의 변동에서 대해 알아보자.

먼저 고용의 창출과 소멸을 어떻게 측정할 수 있는 지 방법론에 대해 알아보자. 이미 잘 알려져 있듯이 일자리의 창출과 소멸을 측정하는 방법에는 여러 측도들이 있다. 가장 대표적인 것은 Davis, Haltiwanger, and Schuh(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.⁵⁾ <표 5>는 취업자 중

6개월 이하 취업자의 비율을 고용 창출로, 그리고 6개월 이하 실업자의 취업자에 대한 비율을 고용 소멸로 측정한 결과이다.

표에서 보듯이 고용의 창출은 2000~03년에 15.3으로서 10년 전인 1993~96년의 13.2에서 다소 높아졌다. 고용의 창출뿐만 아니라 고용의 소멸도 높아졌다. 1993~96년에 고용의 소멸은 1.4에 불과하였으나 10년 후인 2000~03년에 이 비율은 2.5로 크게 상승하였다. 우리는 이로부터 실직 가능성 증대에 따른 고용불안의 증대는 고용의 창출이 줄어 서라기보다는 주로 고용의 소멸이 높아졌기 때문임을 알 수 있다. 고용의 소멸은 지난 10년 동안 1.4에서 2.5로 80% 가량 상승하였다.

〈표 5〉 고용의 창출과 소멸

(단위: %)

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~96	2000 ~03	p-값
고용창출	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	0.04
고용소멸	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	0.01

〈표 6〉 고용의 창출

(단위: %)

구 분	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	1993 ~96	2000 ~03	p-값
임금근로	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	0.02
상용직	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	0.79
임시직	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	0.92
일용직	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	0.01
비임금근로	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	0.80

이제 고용의 창출이 어떤 곳에서 주로 발생하고 있는 지 알아보자. 앞에서 분석한 바에 따르면 고용불안은 주로 일용직을 중심으로 증대되고 있는 것으로 나타난다. 이에 비

5) 최경수(2001)는 이미 Hopenhayn의 방법론과 경제활동인구조사 자료를 사용하여 우리나라에서 고용의 창출과 소멸을 측정하는 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 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 파악하고 있다.

해 일자리의 창출은 주로 어떻게 이루어지고 있을까? <표 6>은 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 2000~03년 평균 4.5이며 이는 1993~96년의 4.6과 통계적으로 다르지 않다. 임시직의 경우도 고용 창출은 동일 기간 동안 22.4에서 22.6으로 유의한 차이를 보이지 않는다. 반면 일용직에서는 창출되는 고용이 상당히 크게 증가하였다. 즉 일용직은 동일 기간 동안 고용 창출이 33.6에서 43.8로 상승하고 있으며 이는 통계적으로 매우 유의하다.

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.

VI. 고용불안과 외환위기 하의 신규 일용직

앞의 분석결과는 고용불안을 겪고 있는 핵심 집단이 일용 근로자 집단임을 알려준다. 그렇다면 상용직도 아니고 임시직도 아닌 일용직에서 고용불안이 높아지게 된 이유는 대체 무엇일까? 본 연구가 분석에 사용하고 있는 경제활동인구조사에서 '일용'은 임금근로자 가운데 상용 및 임시에 해당되지 않는 경우로서 '고용계약기간이 1개월 미만인 사람'이나 '매일매일 고용되어 근로의 대가로 일급 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 고용이 더욱 불안하게 되었을까? 이 문제는 지적 호기심의 차원을 넘어 정책적으로도 매우 중요하다.

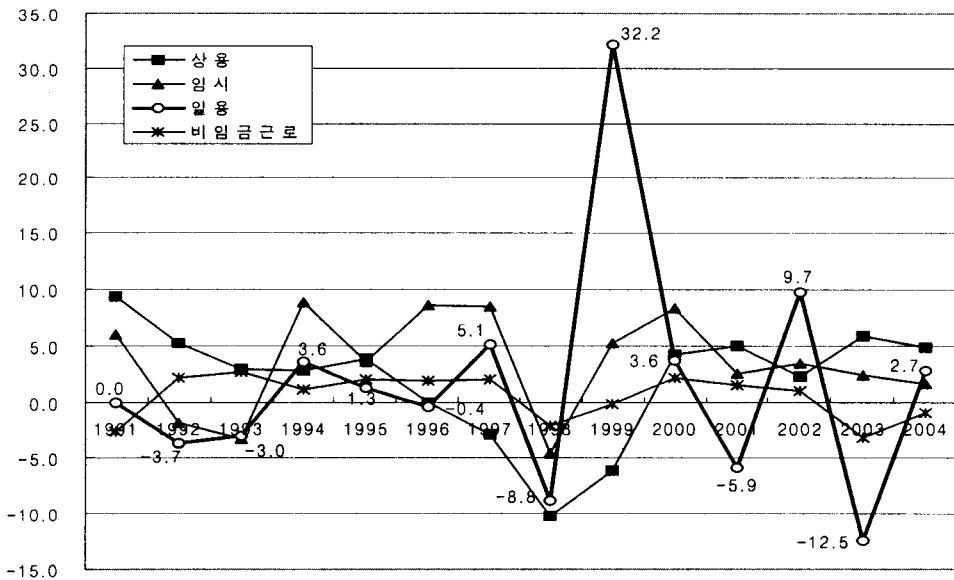
1. 일용직에 대체 무슨 일이 있었나?

먼저 취업자를 종사상의 지위로 구분하여 그 규모의 변화를 살펴으로써 일용직에 어떤 변화가 있었는지 살펴보자. 앞의 분석결과에 따르면 외환위기를 전후하여 고용불안 정도에 변화가 있었으므로 이를 전후한 시기의 고용성장률을 종사상 지위별로 살펴보자. [그림 1]은 이를 그린 것이다.

그림에서 일용직의 고용성장률은 흰 동그라미를 가진 굵은 실선으로 그려져 있는데, 다른 지위들의 성장률과 달리 이상치(outlier)로 보일 정도로 엄청난 변화를 외환위기 하에서 경험하고 있다. 즉 1999년의 일용직 고용성장률은 무려 32.2%로서 다른 어떠한 종사상의 지위에서도 이러한 변화를 찾아볼 수 없다.

한 걸음 더 나아가 일용직의 고용성장률은 1999년의 이러한 변화 이후 매우 급격한 변동을 경험하고 있다. 1999년에 32.2%였던 일용직 고용성장률은 이듬해인 2000년에 3.6%로 급락하며 다른 모든 종사상 지위별 성장률이 정(+)의 값을 보이는 2001년에 혼자서 음(-)의 값을 보일 뿐 아니라 그 크기도 -5.9%나 된다. 뿐만 아니라 2002년에 일용

[그림 1] 종사상 지위별 고용성장률



직 고용성장률은 무려 9.7%로 높아 다른 지위들의 경우와 크게 구분된다. 더군다나 이듬해인 2003년에 일용 근로의 성장률은 무려 -12.5%를 기록하여 1998년의 성장률인 -8.8%보다도 훨씬 더 저조하다. 그리고 2004년에는 2.7%로 성장률이 다시 양의 값으로 돌아선다.

일용 근로 종사자 고용성장률의 급증과 급격한 변동이 일용직에서의 고용불안 증대와 어떤 관련을 가지고 있는 것은 아닐까? 이에 대한 분석을 진행하기에 앞서 추가적인 실마리를 찾아보기 위해 일용 근로 종사자 수의 변화를 보다 구체적으로 살펴보자. <표 7>은 일용직 종사자 수를 월별로 제시한 것이다.

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 이르면 일용 근로 종사자 수는 208만 명으로 무려 35만 명이나 증가한다. 4월에도 226만 명으로 다시 18만 명이 증가하며 5월에는 243만 명으로 또 다시 17만 명이나 증가한다. 이후부터는 대략 240만 명의 규모에서 부침하고 있으며 12월에는 241만 명을 기록한다. 즉 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 1]에서

<표 7> 월별 일용직 종사자 수

(단위: 천명)

구분	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
2월~5월	318	195	201	273	254	229	699	256	308	197	136
1월~12월	271	137	71	298	54	390	706	58	297	246	64

보았던 32.2%라는 경이적인 1999년 일용직 고용성장률은 1999년 2월부터 5월 사이의 급격한 일용 근로 증가에 의한 것이다.⁶⁾

그렇다면 1999년 2~5월에 일용직으로 진입한 사람들은 어떤 사람들이며 어느 곳에서는 사람들일까? 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 신규 종사자의 이전 및 이후 노동력 상태 추적

이제 일용직으로 새로 진입한 사람들에 분석의 초점을 맞추기로 하자. <표 8>은 이를 정리한 것으로 1999년 3월과 4월 그리고 5월에 일용직으로 새로 진입한 사람들 모두를 대상으로 하고 있다. 또한 비교를 위해 5년 전인 1994년 3~5월의 일용직 신규 진입자에 대해서도 동일한 분석을 반복하여 그 결과를 함께 제시하였다.

1999년 3월에 일용직으로 신규 진입한 근로자는 무려 76.8만 명이나 되며 4월에는 64.6만 명, 그리고 5월에는 57.9만 명이다. 따라서 3개월 동안 일용직으로 신규 진입한 근로자는 199.2만 명이다. 1994년 3~5월의 일용직 신규 진입자도 108.6만 명으로 상당한 규모이나 1999년에는 크게 미치지 못한다.

1999년 3~5월 일용직 신규 진입자의 두드러진 특징은 <표 8>의 괄호 속에 든 값에서 보다 잘 볼 수 있다. 괄호 속의 값들은 각 칸에 있는 근로자 수를 일용직 신규 진입자 총수인 199.2로 나눈 것이다. 물론 1994년에도 마찬가지로 방법을 적용하였다. 이에 따라 괄호 안의 값들은 3~5월 일용직 신규 진입자를 100명이라고 하였을 때 이들의 이전(1개월, 6개월, 1년)과 이후(1개월, 6개월, 1년, 2년, 3년) 노동력 상태에 과연 몇 명이 있었으며 있게 될 것인가를 보여준다.

표에서 보듯이 일용직으로 새로 들어 온 근로자들이 이전에 처해 있었던 노동력 상태는 주로 비경제활동상태이다. 즉 1999년의 경우 일용직 신규 진입자 100명 가운데 42.0명이 1개월 전에 비경제활동상태에 있었으며 6개월 전에는 25.6명이, 그리고 1년 전에는

6) 2~5월의 일용근로 증가는 계절적인 현상일 수도 있다. <표 7>에서 보듯이 2~5월 동안 일용근로는 대부분 20만 명 이상 증가한다. 그러나 20만 명 남짓한 계절적인 변화의 세 배 이상을 웃도는 70만 명에 이르는 1999년의 일용근로 급증을 단지 계절적인 탓으로만 돌릴 수는 없다.

〈표 8〉 3~5월 일용직 신규 진입자의 이전 및 이후 노동력 상태별 이행자 수와 이행확률

(단위: 천명, %)

구 분	1년전	6개월전	1개월전	현재	1개월후	6개월후	1년후	2년후	3년후	
1999년	상용	66(3.3)	41(2.1)	31(1.6)	0(0.0)	8(0.4)	36(1.8)	55(2.8)	65(3.3)	72(3.6)
	임시	161(8.1)	156(7.8)	149(7.5)	0(0.0)	69(3.5)	197(9.9)	206(10.3)	193(9.7)	150(7.5)
	일용	293(14.7)	435(21.9)	0(0.0)	1,992(100.0)	1,405(70.5)	809(40.6)	569(28.6)	330(16.5)	259(13.0)
	비임금	200(10.1)	216(10.8)	161(8.1)	0(0.0)	102(5.1)	177(8.9)	155(7.8)	150(7.5)	144(7.2)
	실업	173(8.7)	205(10.3)	605(30.4)	0(0.0)	144(7.2)	116(5.8)	84(4.2)	51(2.5)	23(1.2)
	비경활	484(24.3)	511(25.6)	836(42.0)	0(0.0)	200(10.1)	322(16.2)	347(17.4)	310(15.5)	241(12.1)
	실직확률	-	-	-	-	(17.3)	(22.0)	(21.6)	(18.0)	(13.3)
	표본이탈	615(30.9)	428(21.5)	210(10.5)	0(0.0)	64(3.2)	335(16.8)	577(28.9)	895(44.9)	1,102(55.3)
	계	1,992	1,992	1,992	1,992	1,992	1,992	1,992	1,992	1,992
1994년	상용	33(3.0)	33(3.1)	29(2.7)	0(0.0)	8(0.8)	24(2.2)	26(2.4)	36(3.3)	34(3.1)
	임시	45(4.1)	75(6.9)	101(9.3)	0(0.0)	38(3.5)	78(7.2)	77(7.1)	61(5.6)	52(4.8)
	일용	202(18.6)	265(24.4)	0(0.0)	1,086(100.0)	798(73.5)	449(41.3)	360(33.2)	211(19.4)	163(15.0)
	비임금	95(8.8)	114(10.5)	100(9.2)	0(0.0)	67(6.2)	95(8.8)	82(7.5)	92(8.4)	84(7.7)
	실업	16(1.5)	21(1.9)	96(8.9)	0(0.0)	8(0.8)	18(1.6)	12(1.1)	9(0.8)	10(0.9)
	비경활	259(23.8)	262(24.1)	555(51.1)	0(0.0)	90(8.2)	192(17.7)	199(18.3)	177(16.3)	137(12.6)
	실직확률	-	-	-	-	(9.0)	(19.3)	(19.4)	(17.1)	(13.5)
	표본이탈	436(40.1)	316(29.0)	204(18.8)	0(0.0)	77(7.1)	230(21.2)	331(30.5)	502(46.2)	607(55.9)
	계	1,086	1,086	1,086	1,086	1,086	1,086	1,086	1,086	1,086

24.3명이 비경제활동상태에 있었다. 그러나 이러한 현상은 과거에도 마찬가지로 존재하던 것임을 1994년의 예에서 찾아볼 수 있다. 즉 1994년에도 3~5월의 일용직 신규 진입자 100명 가운데 비경제활동상태에 있던 사람은 1개월 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.

두드러진 모습은 실업상태에서 관찰된다. 일용직 신규 진입자의 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 상태에서는 두드러진 변화를 보기 어렵다. 이는 1999년 3~5월 일용직 신규 진입자 가운데 많은 사람이 실업상태에서 이행하여 왔음을 알려준다. 1개월 전에 실업에 있다가 일용직으로 취업한 사람은 실제로 60.5만 명이고 6개월 전에 실업에 처해 있었던 사람은 20.5만 명이며 1년 전에 실업이었던 사람도 17.3만 명이나 된다.

이제 일용직으로 진입한 사람들의 이후 노동력 상태를 추적 관찰하여 일용직 신규 진

입자들이 이후 노동시장에서 주로 어떤 경험을 하게 되는지 살펴보자. <표 8>에서 보듯이 구분되는 특징은 임시직 및 실업으로 이행확률에서 나타난다. 먼저 임시직으로 이행확률을 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 2.7 포인트 더 크며 1년 후의 경우에도 10.3으로서 1994년의 7.1보다 3.2 포인트 더 크다. 2년이 경과하더라도 1999년의 이행률은 9.7로서 1994년의 5.6보다 4.1 포인트 더 크다. 3년 후의 경우는 표본 이탈이 커 의미를 부여하기 어려우나 여전히 상당한 차이를 보인다.

실업으로 옮겨갈 확률은 임시직으로 이행확률 보다 더욱 큰 차이를 보인다. 즉 1개월 후의 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 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.

결국 1999년 3~5월 일용직 신규 진입자는 주로 실업상태에서 옮겨온 근로자들이며 외환위기 하에서 실업상태에 처해 있던 근로자들이라는 점이 다른 시기의 일용직 신규 진입자와 구분된다. 뿐만 아니라 이들 가운데 일부는 이후 임시직으로 이행하기도 하나 많은 사람들이 일용직 취업과 실직을 주로 경험함으로써 일용직의 실직확률을 높여 이들의 고용이 더욱 불안하게 된 것이다.

3. 일용직 신규 진입 이유

근로자가 종사하던 업종의 분포를 살펴보면 인적특성으로 구분한 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 9>는 이를 나타낸 것이다. 표에서 가장 두드러지는 것은 건설업에 가장 많은 근로자들이 종사하고 있다는 사실이다. 건설업은 전통적으로 일용직 근로자들이 가장 많이 종사하는 업종이다. 월별과 연도별에 따라 차이가 크지만 신규 진입자들 가운데 100~220만 명 정도의 근로자들이 건설업으로 취업하고 있다.

<표 9>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 1998년에도 1.1만 명과 4천 명, 그리고 2.3만 명이 종사하는데 불과하다. 그러나 1999년에 이르면 3월에 일용직으로 신규 진입한 사람들 가운데 무려 15.5만 명이 공공행정업에서 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.⁷⁾

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 외환위기 하에서 하루가 다르게 급증하던 실업을 흡수하기 위해 정부는 다양한 정책들을 실시하였다. 이들 중 대표적인 정책은 공공근로 정책이다. 당시 공공근로를 통해 흡수한 실업자는 1999년 한 해 동안 자치단체 공공근로사업

<표 9> 일용직 신규 진입자의 업종별 종사자 수

(단위: 천명)

구 분	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
가사 서비스업	14	13	8	20	10	10	14	9	10
국제 및 기타 외국기관	0	1	0	0	0	0	0	0	0
전 체	487	418	325	496	402	394	768	646	579

7) 1999년에 제조업으로 진입하는 일용 근로자들도 크게 증가하고 있으나 <표 10>에서 보듯이 제조업 진입자의 비중은 크게 변하지 않고 있다.

에서 총 99.5만 명, 중앙부처 공공근로사업에서 총 52만 명에 이른다.⁸⁾ 특히 공공근로사업은 1999년 상반기 중에 집중 실시되었다.

이렇게 실시된 공공근로사업에 참여한 사람들의 업종은 다양하게 나타날 수 있으나 자치단체와 중앙정부가 실시한 공공근로에 참여한 사람들은 공공행정업으로 포착된다. 따라서 1999년 3~5월에 일용직으로 신규 진입한 사람들은 외환위기 당시 실업상태에 있던 사람들로서 정부의 공공근로사업 실시에 따라 취업한 사람들로 파악할 수 있다. 이들은 일당을 받고 고용되므로 종사상의 지위가 일용직으로 분류된다.

<표 10>을 보면 분포에서 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 경우 건설업의 비율은 44.8%였으나 1999년 3월에는 26.7%에 불과하다. 이로 인해 18.1% 포인트의 차이가 발생하였다. 4월과 5월에도 각

<표 10> 일용직 신규 진입자 및 기존 일용직 종사자의 업종 분포

(단위: %)

구 분	1997년 일용직 신규 진입자 업종분포			1999년 일용직 신규 진입자 업종분포			1999년 일용직 기존 종사자 업종분포		
	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	3.4	5.4
어업	0.0	0.0	0.0	0.6	0.5	0.7	1.1	1.0	0.8
광업	0.0	0.1	0.0	0.0	0.1	0.1	0.0	0.0	0.0
제조업	14.0	15.8	17.6	17.3	16.2	17.6	20.6	20.5	19.8
전기, 가스 및 수도사업	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.2	0.2	0.2	0.2
건설업	44.8	40.9	35.9	26.7	26.7	25.5	24.8	26.3	26.4
도소매 및 소비자용품수리업	9.4	9.1	14.6	6.7	8.3	11.5	9.8	8.6	8.7
숙박 및 음식점업	11.1	12.6	10.0	10.4	11.3	11.4	13.5	12.9	12.1
운수, 창고 및 통신업	1.7	1.6	2.3	0.7	1.6	2.7	2.4	1.7	2.0
금융 및 보험업	1.2	0.6	0.4	1.2	1.0	1.6	1.1	1.3	1.2
부동산 및 사업서비스업	2.9	2.2	2.2	2.6	3.6	2.3	3.1	3.1	3.2
공공행정, 국방 및 사회보장행정	1.3	1.3	0.2	20.1	16.1	11.9	11.8	11.1	12.4
교육서비스업	0.5	0.7	0.9	1.9	2.1	1.7	0.9	1.2	1.3
보건 및 사회복지사업	0.2	0.4	0.1	0.3	0.5	0.2	0.3	0.4	0.5
기타 공공, 사회 및 개인서비스업	1.9	2.4	3.1	3.3	2.8	2.0	3.4	3.5	3.1
가사 서비스업	2.9	3.1	2.5	1.9	1.4	1.7	3.4	2.8	2.5
국제 및 기타 외국기관	0.0	0.2	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
전 체	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

8) 노동부, 『'99 노동백서』, p.74~75.

각 14.2% 포인트와 10.4% 포인트의 차이가 생겨났다.

건설업의 비중 감소는 공공행정업의 비중 증가에 의해 거의 충당되고 있다. 즉 1999년은 1997년에 비해 공공행정업의 비중이 3월에만 18.8% 포인트 높아졌으며 4월과 5월에도 각각 14.7% 포인트와 11.7% 포인트 상승하였다. 이는 공공근로사업에 참여하는 사람들이 급증함으로 인해 공공행정업 종사자의 비중이 급격히 늘고 이에 따라 건설업의 비중이 상응하는 정도로 감소하였음을 알려주는 결과이다.

이제 일용직 신규 진입자의 업종분포를 기존 일용직 종사자의 경우와 비교하여 살펴보자. <표 10>에서 보듯이 1999년 당시 일용직에 이미 종사하고 있던 근로자들에 비해 새로 일용직으로 취업한 근로자들은 공공행정업에 집중되어 있다. 즉 신규 진입자가 이 업종에 취업하는 비율은 3월에 20.1%로서 기존의 일용직 종사자의 11.8%에 비해 무려 8.4 포인트 더 높다. 4월에도 5.0 포인트 더 크다. 다만 5월에는 -0.5 포인트로 나타나는데 이는 일용직으로 신규 진입한 근로자들이 다음 달에도 일용직에 머물 확률이 높기 때문에 시간이 지남에 따라 차이가 작아지는 효과가 크게 작용하기 때문으로 보인다. 즉 기존의 일용직 종사자와 비교하더라도 공공근로 효과가 크게 나타난다.

VII. 결 론

본 연구는 최근 우리 사회의 주요 화두로 등장한 고용불안이 과연 어느 정도이며 어떻게 변하였고 또 고용불안의 원인은 무엇인지를 알아보았다. 본 연구는 우리 사회에서 널리 사용되고 있는 '고용불안'이라는 용어가 기존의 고용 불안정성이나 불안전성과는 정확히 일치하지 않는 것으로 판단하였다. 고용불안이라는 개념에는 실직이 가장 큰 비중을 차지하고 있으나 기존의 정의들은 이를 직접적으로 고려하지 못하고 있다. 이를 감안하여 본 연구는 고용불안을 '실직의 두려움과 재취업의 어려움'으로 정의하였다.

아울러 본 연구는 '실직의 두려움'을 실직확률로 그리고 재취업의 어려움을 재취업 확률로 구체화하여 고용불안의 정도를 측정하였다. 그 결과 외환위기 발생 전에 비해 최근 노동시장에서 실직 가능성이 높아져 고용불안이 증대되었음을 알 수 있었다. 비경제활동상태에서 재취업확률이 증가하였으나 실직확률 상승에 의한 고용불안 증대를 상쇄시키기에는 크게 모자란다. 이러한 고용불안의 증대는 성이나 연령, 학력 등으로 구분한

집단들 가운데 특정 집단에 국한되어 있지 않고 모든 집단들에서 공통적으로 관찰되었다. 그러나 근로자를 종사상의 지위로 구분하여 보면 상용직이나 임시직에서는 고용불안의 정도가 높아지지 않은 반면 일용직에서 고용불안 정도는 크게 높아지고 있다. 이로 인해 일용직에서 취업상태를 유지하는 기간이 상당히 짧아졌다. 즉 우리나라의 고용불안은 상용직이나 임시직의 문제가 아니라 일용직 종사자의 문제인 것으로 나타났다.

또한 실업에서 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 요인으로 작용한다.

상용직도 아니고 임시직도 아닌 일용직에서 고용불안이 높아지게 된 것은 고용의 생성과 소멸이라는 측면에서 보았을 때 고용이 생성되지 않아서가 아니었다. 고용의 소멸이 많기 때문이기도 하지만 창출되는 고용도 일용직에 집중되어 있기 때문이다.

한편 고용불안의 증대가 일용직을 중심으로 나타나는 것은 외환위기 당시 실시된 정부의 정책과도 관련되어 있는 것으로 나타났다. 외환위기 당시 실업에 처해 있던 근로자들이 1999년 상반기에 실시된 대규모 공공근로 사업을 통해 일용직으로 진입하였고 이들이 이후에 보다 안정적인 일자리로 옮겨가지 못한 채 노동시장에 남아 일용 근로와 실업을 반복함에 따라 실직확률이 상승하게 되었고 따라서 일용직의 고용불안이 높아지게 된 것이다. 즉 외환위기 하에서 일용직 신규 진입자의 이후 고용불안 증대가 노동시장 전체의 고용불안을 높이는 데에 핵심적인 역할을 하고 있다.

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. 일용 근로를 하려는 근로자는 많으나 일용직에 대한 수요가 이에 미치지 못한다면 최저임금 등의 상황에 처한 근로자들 가운데 상당수는 실업을 경험하게 된다. 이로 인해 일용 근로자의 고용불안이 높아질 수 있다. 외환위기 하에서 실업상태에 처한 사람들은 일용직의 형태로라도 일하고자 하므로 일용 근로의 공급 과잉이 초래될 수 있다. 이 경우의 해결책은 일용 근로로 노동을 공급하고 있는 근로자들을 가운데 적절한 사람을 선정하

여 보다 안정적인 다른 분야로 옮겨갈 수 있게 도와주는 방법이다. 이 경우 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.(남재량 2005, 신동균 2005) 상용직 사용 시 고용조정의 어려움 및 연공급에 의한 비탄력적인 임금체계는 사용자들로 하여금 상용직 사용을 꺼리게 할 수 있다. 이러한 상태에서 외환위기는 충격은 이후의 노동시장에서 일용 근로라는 완충을 통해 흡수되었을 가능성도 있다. 이 경우에는 고용불안의 문제가 일용직의 문제로만 남는 것이 아니라 상용직의 문제로 이어지게 된다. 이 경우 상용직의 임금유연화가 일용직의 고용불안을 줄이는 방안이 될 수도 있다. 고용조정이 어렵더라도 임금이 유연하다면 기업들은 상용직의 사용을 덜 꺼리게 될 것이고 이에 따라 일용직 종사자들이 보다 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 고용안정 서비스가 충분히 제공되지 못하고 있다. 기존의 고용안정센터들도 더욱 풍부하고 보다 양질의 고용안정 서비스 제공을 위해 노력하기 보다는 고용보험 사업 가운데 실업급여의 지급에 주력하고 있는 실정이다. 심층상담이나 진로지도가 노동시장 성과에 매우 중요한 역할을 하고 있음은 이미 여러 자료들을 통해 입증되고 있다.

참고문헌

- 김재호·조준모, 「외환위기 전후의 노동시장 불안정성에 대한 연구」, 제2회 한국노동패널 학술대회 발표논문, 2000. 12.
- 김우영, 「우리나라 근로자의 직업안정성은 감소하고 있는가?: KHPS와 KLIPS를 이용한 외환위기 전후의 상용직 근로자의 직업안정성 비교분석」, Working Paper Series, 『한국노동패널연구』, 2003.
- 남재량, 「우리나라의 失業率 趨勢變化에 관한 研究」, 서울대학교 박사학위논문, 1997. 8.

- 남재량 외. 「임금과 고용」, 『한국의 임금과 노동시장 연구』, 서울: 한국노동연구원, 2005.
- 신동균 외. 「수요 변화에 대한 기업의 최적 반응: 임금, 고용, 그리고 근로시간」, 『일자
리 창출과 노동수요』, 서울: 한국노동연구원, 2005.
- 이상호. 「한국노동패널(KLIPS) 5차년도 조사의 비정규직 규모와 실태」, KLI Research
Brief, 2003.
- 전병유. 「경제위기 전후 고용안정의 변화」, 서울: 한국노동연구원, 2002.
- 정인수. 「취업형태 다양화와 정책과제」, 서울: 한국노동연구원, 1997.
- 최경수. 「노동시장 유연화의 고용효과 분석 - 고용보호 규제완화를 중심으로」, 서울:
한국개발연구원, 2001.
- 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 (4) (October 1999): 65-90.
- Davis, Haltiwanger Schub. *Job Creation and Destruction*, MA: 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 (4) (October 1999): 1-28.
- Neumark, David, Polsky, Daniel, and Hansen, Daniel. "Has Job Stability Declined
Yet? New Evidence for the 1990s," *Journal of Labor Economics* 17 (4)
(October 1999): 29-64.

부록 : 일용직 신규 진입자의 노동시장 성과

고용불안의 증대를 초래한 일용직 신규 진입자들의 이후 노동시장 성과는 어떠하며 가구소득은 어느 정도나 될까? 또 외환위기 하에서 실직상태에 처하기 전에 이들은 노동시장에서 주로 어떤 상태에 있었으며 왜 실직하게 되었을까? 이러한 질문에 답하려면 임금과 가구소득 등에 대한 정보도 필요하며 1998년 이전의 노동력 상태도 추적할 수 있어야 한다. 그러나 이제까지 분석에 사용되었던 경제활동인구조사는 이러한 필요를 충족시키지 못한다. 이 조사는 개개인의 임금과 소득에 대해 매우 제한적인 정보만 제공하고 있을 뿐 아니라 표본개편으로 인해 1998년 이전의 상태에 대한 추적은 불가능하다. 반면 노동연구원에서 실시하고 있는 한국노동패널조사(KLIPS)는 경제활동인구조사에서 얻을 수 없는 노동시장 성과에 대한 풍부한 정보를 포함하고 있다. KLIPS는 1998년에 처음 시작되었으나 이전의 직장에 대해서도 조사하고 있으며 임금과 소득에 대해서도 자세하게 조사하고 있다. 따라서 여기의 분석은 KLIPS를 사용하여 이루어질 것이다.

먼저 이제까지의 분석 결과에 기초하여 근로자들을 일용직 신규 진입자 집단을 비롯한 몇 개의 집단으로 구분하여 이들의 노동시장 성과를 비교 분석하도록 하자. 즉 1999년에 일용직에 종사하고 있던 사람들 가운데 1998년에 실업상태에 있었던 사람들인 '신규 일용직' 근로자들의 노동시장 성과를 1998년에도 여전히 일용직에 종사하고 있던 '기존 일용직' 집단의 경우와 비교하면서 살펴보기로 한다. 아울러 1999년에 상용 및 임시직에 종사하던 사람들⁹⁾ 및 비임금근로 종사자들의 성과와도 비교하기로 한다.

<부표 1>과 <부표 2>는 1999년에 일용직에 새로 들어 온 신규 일용직 종사자의 2000년 및 2001년의 경제활동상태를 각각 이행확률로 계산하여 제시한 것이다. 먼저 <부표 1>에 있는 2000년으로 이행을 살펴보면 신규 일용직의 실업확률은 5.8로서 기존 일용직의 0.6과는 비교도 되지 않을 정도로 높고 상용·임시직의 2.1이나 비임금근로의 1.0에 비해서도 크게 높다. 비경제활동상태로 이행할 확률 역시 신규 일용직의 경우가 14.5로서 기존 일용직의 11.1에 비해 매우 높고 상용·임시직이나 비임금근로의 경우에

9) KLIPS에서 상용직과 임시직의 구분이 경제활동인구조사의 경우와 일치하지 않기 때문에 (이상호, 2003) 오해를 피하기 위해 이들 두 종사상 지위를 구분하지 않고 함께 고려하였다.

비해서도 크게 높다. 이로 인해 신규 일용직의 실직확률은 20.3으로서 기존 일용직의 11.7이나 상용·임시직의 12.2, 비임금근로의 9.7에 비해 매우 높다. 이러한 결과는 그 정도는 다소 약화되지만 2001년으로 이행에서도 마찬가지로 나타남을 <부표 2>에서 확인할 수 있다.

이는 1999년 일용직 신규 진입자들이 고용불안의 핵심집단임을 알려주는 결과로서 앞의 분석 결과를 다시 한 번 확인시켜 준다. 다만 여기의 분석은 상용직과 임시직을 함께 고려하고 있으므로 앞 장에서 보았던 임시직으로 이행 가능성에 대해 언급할 수 없다는 점이 아쉽다. 한 가지 주목할 것은 비임금근로로 이행확률이 기존 일용직이나 상용·임시직의 경우에 비해 상당히 높다는 사실이다. 즉 신규 일용직의 비임금근로로 이행확률은 2000년의 경우 10.1로서 기존 일용직의 1.2에 비해 매우 높고 2001년에서도 16.2로 기존 일용직의 4.9에 비해 매우 높다.¹⁰⁾

<부표 1> 종사상 지위별 이행확률: 1999년에서 2000년으로 이행

(단위: %)

구 분	상용· 임시직	일용직	비임금 근로	실업	비경활	실직확률	계
신규 일용직	8.7	60.9	10.1	5.8	14.5	20.3	100.0
기존 일용직	11.1	76.0	1.2	0.6	11.1	11.7	100.0
상용·임시직	83.9	1.2	2.7	2.1	10.1	12.2	100.0
비임금근로	4.5	4.8	81.0	1.0	8.7	9.7	100.0

<부표 2> 종사상 지위별 이행확률: 1999년에서 2001년으로 이행

(단위: %)

구 분	상용· 임시직	일용직	비임금 근로	실업	비경활	실직확률	계
신규 일용직	16.2	48.5	16.2	2.9	16.2	19.1	100.0
기존 일용직	18.2	61.8	4.9	1.8	13.3	15.1	100.0
상용·임시직	78.6	1.9	4.1	2.2	13.2	15.4	100.0
비임금근로	8.0	4.5	74.9	0.9	11.7	12.6	100.0

이제 신규 일용직 종사자들의 노동시장 성과를 이들의 임금을 통해 살펴보고 아울러

10) 이후의 연도로의 이행에 있어서는 관측수가 적어 해당자가 없는 경우가 나타나는 등 의미를 부여하기 어려워 별도의 자료를 제시하지는 않았다.

가구소득도 살펴보자. <부표 3>과 <부표 4>는 이를 정리하여 보여주고 있다. 먼저 <부표 3>에서 신규 일용직의 임금을 다른 집단의 경우와 비교하여 보자. 표에서 보듯이 신규 일용직 종사자의 1999년 월평균 임금은 60.7만 원으로서 기존 일용직 종사자들의 74.3만 원에 비해 낮은 수준이며 상용·임시직의 107.6만 원에 크게 미치지 못한다.

신규 일용직의 임금은 2000년에 83만 원에 이르러 기존 일용직의 86.4만 원에 근접하고 있으나 여전히 상용·임시직의 120.1만 원에는 크게 미치지 못한다. 2001년에 이르면 신규 일용직의 임금은 100.3만 원으로 오히려 기존 일용직 임금 97.0만 원보다 약간 더 많다. 2002년과 2003년에는 신규 일용직의 임금은 기존 일용직의 경우에 미치지 못하지만 유사한 수준을 유지하고 있다. 이러한 결과는 적어도 임금수준으로 볼 때 1999년에 새로 일용직으로 진입한 근로자들이 1년 후부터는 기존의 일용직 종사자와 유사한 성과에 도달하고 있음을 알려준다.

<부표 3> 신규 일용직과 종사상 지위별 월평균 임금

(단위: 만 원)

구 분	신규 일용직	기존 일용직	상용·임시직	비임금근로
1998년	-	73.3	118.9	102.7
1999년	60.7	74.3	107.6	58.7
2000년	83.0	86.4	120.1	78.6
2001년	100.3	97.0	134.7	103.2
2002년	105.7	113.2	149.9	109.5
2003년	112.2	113.3	169.4	120.4

이제 신규 일용직 종사자 집단의 가구소득은 어느 정도인지를 1인당 가구소득으로 살펴보자. <부표 4>에서 보듯이 가구원 1인당 연간 가구 총소득은 신규 일용직 근로자 집단에서 가장 낮다. 신규 일용직 근로자들은 1998년에 실업상태에 있었으므로 1인당 가구소득이 연간 296.9만 원으로서 월평균 25만 원에도 미치지 못한다. 1999년에도 이들의 1인당 가구소득은 261.2만 원에 불과하며 2000년에 이르러야 464.7만 원으로 기존 일용직의 경우에 근접한다. 2001년에는 기존 일용직 종사자들보다 약간 더 많은 1인당 가구소득을 실현하나 2002년과 2003년에는 기존 일용직의 가구소득에 미치지 못한다. 즉 1인당 가구소득으로 볼 때 신규 일용직 종사자들은 기존 일용직 종사자들의 성과에 접근하고는 있으나 여전히 이들에 미치지 못하고 있다.

〈부표 4〉 신규 일용직과 종사상 지위별 가구원 1인당 연간 총소득

(단위: 만원)

구 분	신규 일용직	기존 일용직	상용·임시직	비임금근로
1998년	296.9	380.0	566.5	513.3
1999년	261.2	400.0	621.8	521.7
2000년	464.7	488.2	689.5	577.4
2001년	445.0	441.7	734.6	576.3
2002년	609.4	644.5	871.2	776.3
2003년	622.4	670.6	972.3	770.0

결국 임금과 가구소득으로 볼 때 신규 일용직 진입자의 노동시장 성과는 기존 일용직 종사자들의 성과에 미치지 못하는 못하지만 유사한 수준으로 접근하고 있는 것으로 평가할 수 있다. 그런데 경제활동상태로 평가한 노동시장 성과에서는 신규 일용직 근로자들의 실적확률이 기존 일용직 종사자들의 경우에 비해 훨씬 더 높은 것으로 나타났다. 따라서 임금수준과 1인당 가구소득 뿐 아니라 노동력 상태까지 추가로 고려할 경우 신규 일용직의 노동시장 성과는 기존 일용직에도 미치지 못함을 알 수 있다.¹¹⁾

11) 아울러 추가적인 자료를 제시하지는 않겠으나 신규 일용직 종사자들이 1998년에 실업상태에 처하기 전의 가장 최근에 종사하던 지위는 주로 비정규직(58.7%)이었으며 이직사유가 비자발적인 경우(85.7%)가 압도적이었다. 비자발적 이직의 보다 구체적인 사유는 직장의 파산이나 휴·폐업인 경우가 33.3%였고 해고나 정리해고의 경우가 16.7%였으며 일이 끝나거나 일감이 없어서인 경우가 22.2%였다.

abstract

Research on the Employment Instability and Its Causes

Jae-ryang Nam

This study analyzed employment instability, defining the increase of employment instability as 'a greater possibility of losing a job and a declining possibility of re-employment'. Flow variable measurements showed that the extent of employment instability was higher post 2000 compared to the period of before financial crisis. When considering the status of workers, such an increase in employment instability can be characterized by a greater possibility of unemployment for daily workers. If this is examined in conjunction with job creation and destruction, employment instability is increased not because there are less jobs being created but because there is an actual decline in the number of jobs and also because the jobs that are being created are mostly temporary. On the other hand the increased instability is due to the large-scaled public work policy under the financial crisis.

Key Words : Employment Instability, Probability of losing a job, Probability of Re-employment, Daily worker, Public work.