

經濟危機와 失業의 動態的 變化*

金 大 逸**

논문초록

본 연구는 1997년 말 경제위기가 촉발된 이후 실업이 증가하는 과정에서, 비취업자의 노동공급결정이 변화한 상황을 분석하고 있다. 『경제활동 인구조사』 원자료에서 구성된 월별 패널자료를 사용한 실증분석 결과, 비경제활동 인구의 실직자 가운데 비경제활동으로 남거나 퇴장하는 대신 구직활동을 개시하는 비중이 위기 이후 빠르게 증가하였음이 밝혀졌다. 이와 같이 구직활동이 활성화된 효과 가운데, 노동수요의 감소에 따라 직·간접적으로 유도된 효과에 의해 설명되지 못하는 부분은 1997~98년 기간 전체 실업증가의 1/3까지 차지하는 것으로 추정되었다. 즉, 이와 같은 구직활동의 증가가 없었다면, 1998년도 실업률은 약 1.2%포인트 낮은 5.5% 수준에 머물렀을 것이라는 의미이다. 이러한 결과는 실업의 상대적 가치가 외생적인 요인에 의한 상승하였음을 시사하고 있다. 본 연구에서는 구직활동의 강화가 비단 실업급여 수혜자에게만 국한된 효과가 아님을 보이고, 이 결과에 근거하여 보다 넓은 범위의 비취업자에게서 실업가치를 증가시킨 요인으로 실업 및 빈곤 종합대책을 지목하고 있다.

핵심주제어: 실업증가, 경제활동성의 증가, 실업의 상대적 가치

경제학문헌목록 주제분류: J6

* 본 연구에 많은 조언을 아끼지 않으신 유경준 박사님, 최강식 교수님, 조동철 박사님, 이주호 박사님과 논문 초고에 대하여 매우 생산적인 조언을 해주신 익명의 검토자에게도 감사드린다. 아울러 본 연구에 대한 수암장학문화재단의 연구비 지원에도 깊이 감사드린다.

** 서울대학교 경제학부 조교수, dikim@plaza.snu.ac.kr

I. 서론

1997년 말 시작된 외환위기는 이후 금융 및 기업부문의 위기로 확대되면서 우리나라 경제는 극심한 경기침체를 겪게 되었다. 외환위기가 촉발된 1997년 11월 이후 1998년 초까지 고금리와 신용경색으로 인해 많은 중소기업이 도산하였고, 그 결과 실직자 수는 1997년 10월 45만 2천 명에서 불과 5개월 뒤인 1998년 3월, 137만 8천 명으로 92만 6천 명 증가(200% 증가율)하였다. 결과적으로 1998년 연 평균 실업자 수는 146만 3천 명에 이르렀고, 실업률은 6.8%를 기록하였다. 이는 1997년에 비해 실업자는 90만 7천 명, 실업률은 4.2%포인트 증가한 수치이다.

1998년 경제성장률은 -5.8%로서 1997년 5% 성장에 비해 무려 10.8%포인트나 하락하는 등, 그 위기의 정도가 절대적으로나 상대적으로나 매우 심각하였고, 따라서 빠른 실업증가는 오히려 매우 당연하다고 할 수도 있다. 그러나 과거의 경험에 의하면 1998년도에는 실업이 지나치게 빠르게 증가하였다는 의문이 든다. 제2차 오일 쇼크와 정국 불안정으로 인해 기업활동이 매우 위축되었던 1980년도의 실질 경제성장률은 -2.7%로 1979년의 7.1%에 비하여 9.8%포인트 하락하였고, 이는 1998년 경제위기에 상응하는 충격으로 볼 수 있다. 그럼에도 불구하고 실업률은 1979년 3.8%에서 1980년 5.2%로 불과 1.4%포인트 증가하는 데 그쳤다. 또한 우리나라에서 과거 30여 년 간 실업률과 경기상황의 실증적 상관관계를 나타내는 오크 계수(Okun coefficient) 추정값에 의하면, 성장률 1%포인트 변화에 실업률은 약 0.2~0.3%포인트 변화하는 것으로 알려져 있다.¹⁾ 이 추정치를 적용하면 1998년 실업률은 1997년에 비하여 4.2%포인트가 아니라 2.2~3.3%포인트 정도 증가에 그쳤어야 한다.

본 논문은 이와 같이 1998년에 실업률이 급증하는 과정에서 비취업 인구의 노동 공급선택(individual decision on labor supply)의 변화가 차지하는 비중을 초점을 맞추고 있다. 비취업자의 선택이 중요한 이유는 다음과 같다. 위에서 언급한 오크계수는 미국 등 선진국에 비하여 상당히 낮은 수준을 보이고 있어, 우리나라에서는 실업률 변동폭이 상대적으로 작게 나타남을 의미한다.²⁾ 이와 같이 우리나라의 실

1) 김대일(1999), 문형표·유경준(1999) 참조.

2) Okun(1962)에 의하면 미국의 경우 성장률 1%포인트 변화에 실업률은 0.4%포인트 변화하는 것으로 추정되었다. 이 추정값에 대한 논의는 미국의 경우 Halloway(1989), Prachowny

업률 변동폭이 작은 것은 경제활동에 참가하는 인구에서 실업을 거치지 않고 비경제활동과 취업을 왕래하는 한계적 참가자의 비중이 높은 때문이다.³⁾ 특히 이러한 인구는 경기변동에 따른 고용변화에 가장 밀접한 관계를 갖고 있어 취업률과 경기변동 간에 높은 상관관계를 유발시키고 있는 반면, 실업률은 상대적으로 경기변동에 둔감하게 변화하는 원인이 되고 있다.⁴⁾ 즉, 실직자 또는 비취업자들이 실업이라는 형태로 경제활동에 참여(또는 노동력을 지속적으로 공급)하기보다는 비경제활동으로 퇴장하는 경우가 매우 빈번하였던 것이다. 따라서 본 연구는 1998년도에 실업이 급증한 원인을 이와 같은 비취업자와 실직자의 선택이 과거와 다른 양상을 보이고 있을 가능성에서 찾고 있다.

최근 경제위기 기간 동안 비취업자의 선택을 비교함에 있어서, 유사한 경제위기를 겪었던 1980년대와 비교하는 방법과, 1990년대 경기변동과 비교하는 두 가지 방법이 있을 수 있는데, 본 연구에서는 후자를 택하기로 한다. 경기상황의 유사성이라는 측면에서는 1990년대보다 1980년과의 비교가 더 적절할 수 있다. 그럼에도 1980년과의 비교에는 다음과 같은 문제가 있다. 첫째, 농림수산업 등 완충작용을 할 수 있는 산업의 비중이 현재와 1980년도와는 매우 큰 차이를 보인다. 둘째, 노동조합, 노동관련법, 복지제도 등 노동공급 결정에 영향을 줄 수 있는 여러 가지 제도적 측면에서 현재와 1980년도는 매우 큰 차이를 갖는다. 셋째, 실증분석에 필요한 개인별 자료는 1985년 이후에만 유용하기 때문에 직접적인 비교가 힘들다. 반면 1990년대와의 비교도, 그 경기침체의 성격이 다를 수 있다는 점에서 한계가 있다. 그럼에도 불구하고 노동공급에 변화를 초래할 수 있는 경제·제도적 환경이 일부를 제외하고는 대부분 유사하다는 장점과 개인별 자료가 존재한다는 장점에 근거하여 1990년대를 비교대상으로 정하였다.

본 논문의 구성과 결론은 다음과 같다. 우선 실증분석에 사용된 자료는 <부록>에서 설명하였다. 제Ⅱ절에서는 경제위기 이후 비취업자의 노동공급 결정이 변화한 양상을 실증분석한다. 제Ⅲ절에서는 이러한 노동공급의 변화가 실업증가에서 차지

(1993), Attfield and Silverstone(1997) 등에 의해 계속되었다.

3) 김대일(1999)에 의하면 1990~98년 기간 동안 15~64세 연령층 인구에서 이러한 한계적 참가자가 차지하는 비중은 14%에 달하고 있다.

4) 성장률 변화에 대하여 취업률은 미국보다 오히려 우리나라에서 더 민감하게 변화한다(김대일, 1999). 이는 실업률이 덜 민감하게 변화하는 이유를 고용조정의 경직성이 아니라 실직하는 인구의 선택에서 찾아야 함을 의미한다.

하는 부분을 추정한다. 이 결과에 의하면 1997~98년 실업변화에 있어서 약 30% 까지 외생적 노동공급의 증가에 의해 설명될 수 있는 것으로 나타났다. 제Ⅳ절에서는 이와 같이 노동공급이 변화하게 된 원인의 하나로서 고용보험의 실업급여 효과를 분석하였다. 그 결과 노동공급의 변화에서 실업급여의 효과는 미미한 것으로 추정되었다. 제Ⅴ절에서는 결과를 요약하였다.

Ⅱ. 비취업자의 선택 변화

실업의 동태적 변화에 직접적인 영향을 미치는 개인의 선택은 세 가지로 구분할 수 있다. 첫째, 비경제활동 인구가 계속 비경제활동으로 남을 것인지 아니면 구직활동을 개시할 것인지의 선택이다. 둘째, 실직자가 구직활동을 개시할 것인지 아니면 비경제활동으로 퇴장할 것인지의 선택이다. 셋째, 구직에 실패한 실업자가 구직을 계속할 것인지 아니면 구직을 포기하고 비경제활동으로 퇴장할 것인지의 선택이다. 본 절에서는 각각의 선택이 경제위기 이후 어떻게 변화하였는지 분석하기로 한다.

1. 비경제활동 인구의 선택

비경제활동에서 실업으로 신규진입(구직활동을 시작)하는 인구의 규모는 <표 1>에서 볼 수 있듯이 위기 이전에는 월 평균 4만 9천 명 수준으로서 당시 실업인구(월 평균 39만 명)의 12%를 차지하고 있었다.⁵⁾ 그러나 이러한 인구는 1997년 11월 위기 이후, 처음 3개월 동안 평균 13만 명, 그 후 6개월 동안은 18만 명, 그리고 1998년 말에는 평균 24만 명에 이르고 있다. 결과적으로 1997년 11월 이후 월 평균 18만 6천 명의 비경제활동 인구가 실업자로 전환되었는데, 이는 동 기간 실업인구(125만 명)의 15%에 해당한다. 특히 전체 비경제활동 인구에서 실업으로 진입하는 비중은 위기 이전 0.5%에 불과하였던 것이 1998년 말에는 2.2%로 약 4배까지 증가하는 양상을 보이고 있다. 이는 경제위기와 더불어 비경제활동 인구의 구직활동이 보다 적극적으로 변화하였음을 시사하고 있다.⁶⁾

5) 비경제활동에서 실업으로 신규 진입하는 인구는 전월에 비경제활동 상태에 있다가 금월에 실업상태에 있는 인구를 의미한다.

〈표 1〉 비경제활동 인구의 실업진입

(단위: 천 명, %)

	위기 이전	위기 이후			
	1994. 12 ~1997. 11	1997. 12 ~1998. 2	1998. 3 ~1998. 5	1998. 6 ~1998. 8	1998. 9 ~1998. 12
전 체	48.5 (0.5)	133.1 (1.2)	176.4 (1.6)	182.1 (1.7)	239.4 (2.2)
남 자	26.1 (0.8)	73.5 (2.2)	89.3 (2.7)	94.3 (2.9)	117.2 (3.5)
15~29세	17.7 (0.7)	40.3 (1.6)	36.6 (1.5)	52.5 (2.1)	62.1 (2.5)
30~44세	4.5 (2.5)	18.1 (7.0)	26.4 (11.1)	22.2 (10.8)	28.0 (12.2)
45~64세	3.9 (0.8)	15.0 (2.1)	26.2 (4.2)	19.5 (3.7)	27.1 (4.6)
여 자	22.3 (0.3)	59.6 (0.8)	87.1 (1.1)	87.8 (1.2)	122.2 (1.6)
15~29세	15.6 (0.5)	37.9 (1.2)	36.3 (1.2)	44.5 (1.4)	57.1 (1.8)
30~44세	5.7 (0.3)	15.9 (0.6)	35.5 (1.4)	28.0 (1.1)	43.3 (1.7)
45~64세	2.0 (0.1)	5.8 (0.3)	15.4 (0.8)	15.4 (0.8)	21.8 (1.1)

주: 괄호 안 숫자는 실업진입률 = 실업진입 인구/비경제활동 인구*100.

자료: 『경제활동 인구조사』 원자료에서 패널(panel) 구성이 가능한 15~64세 인구.

이와 같이 비경제활동에서 실업으로 전환되는 비중의 증가를 유형별로 구분하여 보면, 남성보다는 여성에게서 그 양상이 더 두드러진다. 위기 이전을 포함하여 1998년 중반까지만 해도 실업으로 진입하는 남성 비경제활동 인구가 여성보다 많았으나, 1998년 말에 이르러서는 여성이 남성을 앞지르고 있다. 즉, 경제위기는 비경제활동 인구의 실업진입을 남녀 모두에게서 빠르게 촉진시키는 효과를 초래하였지만, 그 가운데에서도 여성에게서 그 효과가 크게 나타나고 있는 것이다.

한편 연령별로 구분해 보면, 이전과 이후에 공통적으로 15~29세 청년층의 시장진입이 30~64세 장년층에 비해 활발한 편이지만, 위기 이후에는 상대적으로 장년층의 진입 증가가 두드러진다. 1997년 11월 이전에는 비경제활동에서 실업으로 진입하는 인구 가운데 15~29세 청년층의 비중이 남녀에게서 각각 67.8%와 70.0%를 차지하였으나, 1998년 말에 이르러서는 청년층 비중이 각각 53%와 47%까지 하락하였다. 또한 장년층 가운데에서도 진입인구의 증가율 측면에서는 남녀 모두 45~64세의 고령층의 증가율이 30~44세 연령층보다 훨씬 높은 것으로 나타나고 있다.

6) 이병희(2000)에서도 이와 유사한 결과가 보고되었다.

이와 같이 장년층의 비중이 증가하는 양상도 역시 여성에게서 두드러진다는 점을 특기할 필요가 있다. 청년층의 경우에는 1998년 말에도 남성 진입인구가 여성에 비해 매월 5천 명 많은 수준임을 감안하면, 전체적으로 1998년 말 여성 진입인구가 남성을 앞지르고 있는 현상이 바로 여성 장년층 비경제활동 인구의 실업진입이 빠르게 증가한 결과라는 점을 알 수 있다. 이와 같이 장년층 비경제활동 여성의 구직 활동이 활성화된 것은 일부 부가노동자 효과(added worker effect)를 반영하고 있을 가능성이 높다.

2. 실직자의 선택

실직으로 인해 실업에 진입하는 인구(E_t^L)는 실직의 규모(L_t)와 실직시 실업으로 진입하는 확률(e_t^L)로 구분하여 $E_t^L = e_t^L L_t$ 로 표기할 수 있다. 따라서 경제위기 이후에 실직자의 실업진입으로 인한 실업증가도 실직규모 증가와 실업진입률 증가로 구분될 수 있다. 이 가운데 실직규모는 노동수요를 반영하고 개인의 노동공급 결정에 직접적으로 연계되어 있는 변수는 실업진입률이라고 할 수 있다.

우선 <그림 1>에는 성별로 실직규모가 표시되어 있다.⁷⁾ 경제위기 이후 실직규모는 남녀 모두 빠르게 증가하였고, 양 기간 동안 지속적으로 여성 실직자가 남성보다 많은 것으로 나타난다. 그러나 실직규모는 여성보다 남성에게서 더 빠르게 증가하고 있어, 전체 실직자 가운데 남성비중이 경제위기 이전(1994년 12월~1997년 11월) 37.9%에서 위기 이후 46.1%로 증가하였다. 이 결과는 위기 이후 여성 실업률이 남성에 비하여 빠르게 증가한 것이 실직규모의 빠른 증가를 반영하는 것이 아님을 시사하고 있다.⁸⁾

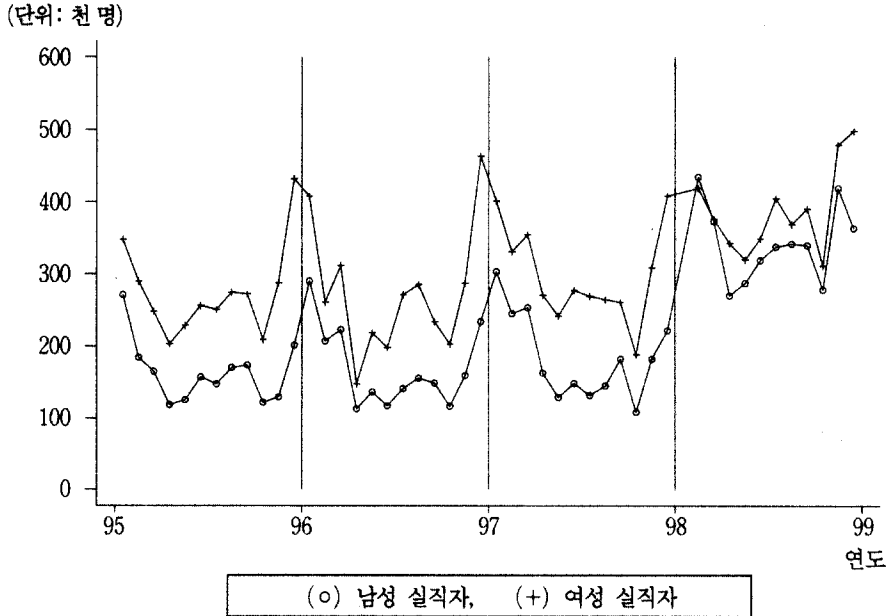
과거에도 그러하였듯이 실직한 인구가 모두 실업자로 전환된 것은 아니고, 그 가운데 일부만이 실업으로 진입하는데, 그 비중(실업진입률)은 <표 2>에 추정되어 있다.⁹⁾ 경제위기 이전 약 20% 수준에 머물고 있던 실업진입 비중은 경제위기와 함께

7) 실직규모는 전월에 취업상태에 있다가 금월에 비취업(실업 및 비경제활동 포함) 상태에 있는 인구를 의미한다.

8) 『월별 고용동향』(1998년 12월호, 통계청).

9) 실직자의 실업진입률은 전월에 취업상태에 있다가 금월 취업하고 있지 않은 인구 가운데 금월에 실업상태에 있는 인구가 차지하는 비중이다.

〈그림 1〉 실직의 규모



빠르게 증가하여 1998년 연평균 38.1%에 이르고 있다. 실제 월별로는 1998년 5월 45%를 상회하였다가 다소 감소하기 시작하여 1998년 말에는 30% 수준에 이르렀다. 한편 성별로는 남성 실직자의 진입률이 여성에 비해 높은 수준을 보이고 있어, 1995~97년의 경우 남성과 여성 실직자의 실업진입률은 각각 34.6%와 10.6%로 남성 실직자가 여성에 비해 3배 이상 높은 진입률을 보이고 있다.¹⁰⁾ 그러나 진입률이 남녀 모두 상승하는 과정에서 성별격차는 감소하여 1998년에는 남성 실직자가 여성에 비해 약 2.4배 높은 진입률(남성 55.7%, 여성 22.2%)을 보이고 있다. 즉, 실직자의 실업진입률도 여성 실직자에게서 더 빠르게 증가하였고, 이는 비경제활동 여성의 실업진입이 상대적으로 더 활발하였던 결과와 많은 유사성을 갖는다.

학력별로는 위기 이전에 상대적으로 낮은 진입률을 보이던 저학력 실직자의 진입률이 매우 빠르게 상승하였음을 알 수 있다. 1996~98년 기간 동안 고졸 미만의 경우는 무려 225%의 증가율을, 그리고 고졸자와 초대졸 이상의 경우에는 각각 77%와 19%의 증가율을 보이고 있다. 연령별로는 모든 연령계층에서 진입률이 증가하

10) 김대일(1997)은 이러한 성별격차를 경제활동성(labor market attachment)의 차이로 해석하였다. 또한 여성 실직자의 실업진입률은 1990년대 꾸준히 증가하는 추세를 보여 왔다.

〈표 2〉 실직자 유형별 실업진입률

(단위: %)

	1995	1996	1997	1998
전체	17.8	18.8	20.7	38.1
남성	32.5	33.4	34.3	55.7
여성	9.0	9.7	12.2	22.6
고졸 미만	10.8	10.6	13.5	34.5
고졸	21.3	22.3	24.4	39.4
초대졸 이상	31.8	36.0	31.5	42.9
15~29세	25.0	26.6	25.7	38.8
30~44세	18.6	19.1	23.2	42.8
45~64세	7.9	8.3	11.4	31.3

자료: 『경제활동 인구조사』 원자료에서 패널 구성이 가능한 15~64세 실직자.

고 있으나 15~29세 청년층보다는 30세 이상의 장년층에서 빠른 증가를 보이고 있다. 15~29세 실직자의 경우에는 실업진입률이 동 기간 동안 46%의 증가율(12.2%포인트 증가)을 보이고 있고, 30~44세와 45~64세 실직자의 진입률은 각각 124%와 277%의 증가율(23.7%포인트와 23.0%포인트)을 보이고 있다. 이러한 연령별 변화도 비경제활동 인구의 실업진입률이 장년층에서 보다 두드러졌던 점과 유사한 양상을 보이고 있다. 이는 비취업자의 구직활동이 경제위기와 더불어 전반적으로 활성화되고 있는 과정에서, 비취업자의 현재의 경제활동상태, 즉, 실직자인지 비경제활동 인구인지에 상관없이 일정한 공통점을 갖는다는 의미이다. 이 공통점이란 실업진입 인구의 여성화, 저학력화 그리고 고연령화 추세를 말한다.

이러한 실직자의 실업진입률 상승은 실업으로 진입하는 실직자 수의 증가에 있어서 매우 큰 부분을 차지하고 있다. 실업으로 진입하는 실직자 수의 변화(ΔE_t^L)는 실직자 수의 변화($e_t^L \Delta L_t$), 실업진입률의 변화($\Delta e_t^L L_t$), 그리고 상호작용효과($\Delta e_t^L \Delta L_t$)로 나눌 수 있는데, 이 가운데 실업진입률의 변화가 차지하는 비중은 전체적으로 34.8% (181만 명 가운데 63만 명)를 차지하고 있다. 성별로는 남성 25.8%, 여성 57.0%로, 여성에서 진입률 상승효과의 중요성이 더 높은 것으로 나타나고 있다.

3. 구직 실패자의 선택

구직에 실패한 실업자가 구직을 계속할지에 대한 선택도 실업수준을 결정하는 중요한 변수이다. 구직에 실패한 기존 실업자 가운데 구직을 지속하는 비중(구직 실패 시 구직지속 조건부 확률)은 <표 3>에 추정되어 있는데, 일반적으로 경제위기 이후 구직지속 비중은 대체로 하락한 것으로 나타나고 있다.¹¹⁾ 1996년에는 91.9%에 이르던 구직지속률이, 1997년에는 89.6% 그리고 1998년에는 86.1%로 하락하였다.

성별로는 남성 실업자의 구직지속률이 여성에 비해 높은 수준을 보이고 있고, 이러한 현상은 경제위기 이전과 이후에 공통적으로 관측되고 있다. 다만 경제위기 이후 구직지속률이 하락하는 과정에서 여성의 경우 하락폭이 크게 나타나고 있다. 구직에 실패한 남성 구직자가 구직을 지속할 확률은 1996~98년 기간 동안 3.9%포인트 하락하였지만, 여성의 경우에는 동기간 무려 9.4%포인트나 하락하였다.¹²⁾

<표 3> 취업 실패 실업자 유형별 구직지속률

(단위: %)

	1995	1996	1997	1998
전체	91.7	91.9	89.6	86.1
남성	93.8	93.7	92.1	89.8
여성	87.4	87.6	85.3	78.2
고졸 미만	90.7	89.4	87.7	85.3
고졸	91.5	92.0	89.4	85.5
초대졸 이상	92.8	93.3	91.4	88.7
15~29세	91.2	91.1	90.1	83.8
30~44세	92.8	93.6	89.4	88.6
45~64세	92.1	91.7	88.4	86.3

자료: 『경제활동 인구조사』 원자료에서 패널 구성이 가능한 15~64세 실업자.

11) 조건부 구직지속률은 전월에 실업상태에 있다가 금월에도 비취업상태에 있는 인구 가운데 금월 실업상태에 있는 인구의 비중을 의미한다.

12) 실업자의 유형을 신규구직자(비경제활동에서 구직을 시작한 실업자)와 실직자(실직으로 인해 구직을 시작한 실업자)로 구분하였을 경우 구직지속률의 변화에 별 차이를 보이지 않는 것으로 나타났다. 이 실증분석 결과는 논문 초고에는 수록되어 있었으나, 본고에서는 제외하였다.

한편 학력별로도 구직실패자의 구직지속률이 공통적으로 하락하고 있으나 고졸자의 지속률 하락이 다소 두드러짐을 알 수 있다. 1996년과 1998년을 비교할 때 고졸 미만 및 대졸 구직 실패자의 지속률은 각각 4.6% (4.1%포인트)와 4.6% (4.6%포인트)의 하락률을 보이고 있으나, 고졸자의 경우 7.1% (6.5%포인트)의 하락률을 보인다. 연령별로 구분하였을 경우에도 구직지속률은 모든 연령층에서 하락하고 있지만, 15~29세의 청년층에서 가장 빠르게 하락한 것을 알 수 있다. 1996~98년 기간 동안 15~29세 연령층에서는 8.0% (7.3%포인트)의 하락률을 보이는 데 반하여, 30~44세 및 45~64세의 경우에는 각각 5.3% (5%포인트) 및 5.9% (5.4%포인트)의 하락률을 보인다.

이와 같이 구직에 실패한 실업자의 구직지속률이 하락하고 있는 현상은 취업률 하락에 따라 구직을 지속함으로써 기대할 수 있는 이득이 하락하고 있음을 반영하고 있을 가능성이 높다. 이를 보기 위해 <표 4>에 실업자의 취업률(job access rate)을 추정하였다.¹³⁾ 1996년 28.2% 수준을 보이던 취업률이 1997년 후반부터 감소하는 추세를 보이고, 1998년에는 21.7%까지 하락하였다. 이는 1996년에 비하여 6.5%포인트 감소한 수준인데, 단순한 계산하에서는 실업기간이 약 1개월 증가하였다는 의미를 갖는다.¹⁴⁾

한편 성별로는 여성 실업자의 취업률이 남성 실업자보다 다소 높은 것으로 나타나고 있으나, 그 격차가 경제위기로 인해 감소하고 있어 1996년에는 상대적으로 뚜렷하였던 성별 격차(6.1%포인트)가 1998년 후반에 이르러서는 거의 사라진 것(1.4%포인트)을 알 수 있다. 즉, 경제위기로 인하여 좁아진 취업문은 여성에게 더 불리하게 작용하였다는 의미이다.¹⁵⁾ 학력별로는 기존의 저학력-고취업률의 양상은 지속되고 있으나 고졸 실업자의 취업률이 다소 큰 폭으로 감소였다. 1996년과 1998

13) 실업자의 취업률은 전월에 실업상태에 있던 인구 가운데 금월에 취업상태로 전환된 인구의 비중을 의미한다.

14) 취업률을 실업탈출률(exit hazard from unemployment)로 간주할 경우 실업기간은 그 역수가 된다(Heckman and Singer, 1992).

15) 이는 앞서 비경제활동 또는 실직을 통해 실업에 진입하는 경향이 여성에게 있어 보다 심화되었던 이유로 인해 여성 실업이 상대적으로 빨리 증가하였다는 결과와 더불어 여성 실업이 증가한 또 하나의 이유로 나타나고 있다. 즉 실업으로의 진입(flow into unemployment)이 공급적인 측면에서 여성 실업을 설명하고 있다면, 취업률이 상대적으로 여성에게서 빨리 감소하는 것은 수요 측면에서 여성 실업의 증가를 설명하고 있다고 볼 수 있다. 다만 수요 측면의 변화가 여성의 실직을 더 유발시키는 작용은 하지 않았던 것으로 추정되었다.

〈표 4〉 실업자 유형별 취업률 (취업으로의 탈출률)

(단위: %)

	1995	1996	1997	1998
전체	26.7	28.2	25.7	21.7
남성	26.0	26.3	25.0	21.2
여성	28.0	32.4	27.0	22.6
신규 구직자	23.4	25.0	23.2	19.9
실직자	28.8	30.2	27.7	22.4
고졸 미만	31.6	32.8	30.0	25.2
고졸	27.3	29.0	26.4	21.3
초대졸 이상	21.6	23.3	20.6	17.9
15~29세	25.0	27.2	24.5	20.1
30~44세	31.3	30.3	28.2	23.6
45~64세	24.4	28.5	25.5	21.3

자료: 『경제활동 인구조사』에서 패널 구성이 가능한 15~64세 실업자.

년을 비교하면 고졸 미만 실업자 및 대졸 실업자의 취업률은 모두 23%의 감소율(32.8% → 25.2% 및 23.3% → 17.9%)을 보이고 있고, 고졸 실업자의 경우 27%의 감소율(29.0% → 21.3%)을 보인다. 연령별로도 큰 차이는 아니지만 청년층의 취업률이 다소 빠르게 하락한 것으로 나타나고 있다. 15~29세 실업자의 경우에는 1996~98년 기간 동안 26%의 감소율을 보이고 있고, 30~44세 및 45~64세 실업자의 경우에는 각각 22%와 25%의 감소율을 보이고 있다. 결과적으로 여성, 고졸 구직자 및 청년층 구직자의 취업기회가 상대적으로 다소 더 위축되었다고 결론지을 수 있다.

이러한 실업자의 성·학력·연령별 취업률 변화양상이 구직 실패자의 구직지속률 변화와 밀접한 대응관계를 보이고 있다는 점을 주목할 필요가 있다. 즉, 취업률은 여성, 고졸 및 청년층 구직자에게서 가장 크게 감소하였는데, 바로 이 유형의 구직 실패시 구직지속률이 빠르게 하락하였던 것이다. 이는 취업률 하락이 구직의 기대이익(expected returns from search)을 하락시킴에 따라 유발된 효과로 해석될 수 있고, 결과적으로 실망 근로자 효과(discouraged worker effect)에 의한 노동시장 퇴장이 심화된 것으로 볼 수 있을 것이다.¹⁶⁾

Ⅲ. 외생적 노동공급 변화의 효과

이제까지의 결과에 의하면 1997년 경제위기 이후 실업이 증가한 양상에 있어 노동수요의 감소를 반영한 실직규모의 증가 및 취업을 감소 이외에도 비경제활동 인구나 실직자, 실업자의 노동공급 결정을 변화시킨 공급 측면의 요인이 작용하였을 가능성이 제시되고 있다. 그러나 이러한 노동공급 결정의 변화가 모두 외생적인 변화라고 단정지을 수는 없다. 앞서 보았듯이 여성 비경제활동 및 실직인구의 실업진입 증가에서 부가노동자 효과로 볼 수 있는 부분이 있었고, 이러한 효과는 노동공급의 외생적 변화라기보다는 노동수요의 감소로 인해 소득이 하락하면서 유발된 소득효과라고 볼 수 있다.¹⁷⁾ 본 절에서는 이와 같이 노동수요의 변화에 의해서도 설명되지 못하는 외생적 공급변화에 의한 실업증가 효과를 추정하기로 한다.

1. 외생적 공급변화 효과의 추정모형

t 시점에서의 취업인구, 실업인구 및 비경제활동 인구를 각각 E_t , U_t , N_t 라고 할 때 각 유형별 인구의 동태적 변화는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{bmatrix} E_{t+1} \\ U_{t+1} \\ N_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_t^{EE} & x_t^{UE} & x_t^{NE} \\ x_t^{EU} & x_t^{UU} & x_t^{NU} \\ x_t^{EN} & x_t^{UN} & x_t^{NN} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} E_t \\ U_t \\ N_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} x_t^{PE} \\ x_t^{PU} \\ x_t^{PN} \end{bmatrix} \Delta P_{t+1} \quad (1)$$

위 식에서 x_t^{KJ} 는 t 시점에서 K 유형의 경제활동을 영위하던 인구 가운데 $t+1$ 시점에 J 유형의 경제활동을 영위하는 인구의 비중이다($K, J = E, U$ 또는 N). x_t^{KJ} 를

16) 다만 여성의 경우에는 비경제활동으로부터 실업으로 진입한 인구가 빠르게 증가하였다는 점에서 다른 유형 구직자와 다소 차이를 갖는다. 왜냐하면 비경제활동에서 노동시장으로 신규 참여하는 인구일수록 시장성(marketability)이 낮을 것으로 판단되기 때문이다. 따라서 여성 구직자의 취업을 하락은 일부 여성 구직자의 평균적인 기능정도, 또는 시장성이 과거보다 낮은 수준에 있음을 반영하고 있을 가능성이 높다.

17) 여기서 외생적 노동공급의 변화란, 소득효과 및 취업을 감소에 따른 구직의 기대이득 변화 등 노동수요의 변화에 의하여 노동공급의 변화가 유도된 부분을 제외한 나머지 부분을 의미한다. 따라서 노동수요를 제외한 다른 외생적 변화(예를 들면 제도적 변화)에 의해 유도된 노동공급의 변화를 지칭하는 의미이다.

포함하고 있는 행렬은 마르코프 이전행렬(Markov transition matrix)이며, 이를 X_t 로 표기하기로 한다.¹⁸⁾ 이 경우 X_t 의 각 열의 합(column sum)은 1이다. 한편 ΔP_t 는 15세 이상 전체 인구의 순 증가분이고, x_t^{PJ} 는 이 증가분이 각 경제활동 유형으로 편입되는 비중이다. 여기서는 논의의 편의상 모든 J 에 있어서 $x_t^{PJ} = x_t^{NJ}$ 라고 가정하였고, 그 결과 다음 식을 얻을 수 있다.¹⁹⁾

$$\begin{bmatrix} E_{t+1} \\ U_{t+1} \\ N_{t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_t^{EE} & x_t^{UE} & x_t^{NE} \\ x_t^{EU} & x_t^{UU} & x_t^{NU} \\ x_t^{EN} & x_t^{UN} & x_t^{NN} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} E_t \\ U_t \\ N_t + \Delta P_{t+1} \end{bmatrix} \quad (2)$$

경제위기와 함께 순수하게 노동공급 측면의 변수가 변화함에 따라 실업이 증가한 효과는, 마르코프 이전행렬의 각 계수(element)를 조정하여 추정할 수 있다. 즉, 노동수요의 변화에 따른 일차적 효과(실직률 증가 및 취업률 하락)와 이차적 효과(소득 감소에 따른 구직활동 개시 효과 등)만이 반영된 마르코프 이전행렬을 \bar{X}_t 라 할 때, 이 행렬을 기준으로 식(3)과 같은 동태모형에서 추정되는 실업인구(\hat{U}_t)는 노동수요의 변화만을 반영한 실업인구의 추정치가 될 것이다. 따라서 이 추정치와 실제 실업인구(U_t)를 비교하면 그 차이가 바로 외생적인 노동공급의 변화에 의한 실업증가분으로 추정될 수 있는 것이다.

$$\begin{bmatrix} \hat{E}_{t+1} \\ \hat{U}_{t+1} \\ \hat{N}_{t+1} \end{bmatrix} = \bar{X}_t \begin{bmatrix} \hat{E}_t \\ \hat{U}_t \\ \hat{N}_t + \Delta P_{t+1} \end{bmatrix} \quad t \geq 0, \quad \begin{bmatrix} \hat{E}_0 \\ \hat{U}_0 \\ \hat{N}_0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} E_0 \\ U_0 \\ N_0 \end{bmatrix} \quad (3)$$

18) 이와 같이 정의된 마르코프 이전 확률 x_t^{KJ} 와 지금까지 정의되었던 각 변수와의 상관관계를 살펴보면 다음과 같다. 우선 비경제활동에서 실업으로 진입하는 확률은 x_t^{NU} 이다. 실직자의 규모는 $(1 - x_t^{EE})E_t$ 가 되며, 이 가운데 실업으로 진입하는 인구의 비중은 $x_t^{EU} / \{x_t^{EU} + x_t^{EN}\}$ 로 표기할 수 있다. 한편 구직에 실패한 실업자가 비경제활동으로 퇴장할 조건부 확률은 $x_t^{UN} / \{x_t^{UU} + x_t^{UN}\}$ 이며, 구직자 취업률은 x_t^{UE} 이다.

19) 본 절에서는 분석기간이 1997년 1월~1998년 12월로 한정되어 있고 분석단위가 월이므로 새로이 15세가 되는 인구의 역할이 크지 않을 것으로 판단된다. 실제 분석기간 동안 15세 인구의 역할은 매우 작은 것으로 나타났고, 결과적으로 이 가정으로 인한 편이는 크지 않을 것으로 보인다.

위 식에서 $t=0$ 은 바로 위기가 촉발된 시점이고, 이 시점에서는 실업의 추정값이나 실제값이 동일하게 주어진다. 그러나 위기 촉발 이후 초기의 차이(즉, \bar{X}_t 와 X_t 의 차이에 의해 발생하는 차이)는 그 시점에서 각 경제활동 유형별 인구의 수를 모두 변화시키는 한편 그 이후 시점까지 그 차이가 누적되는 효과를 갖는다.

2. 비취업자의 노동공급 결정식: 노동수요의 이차적 효과

노동수요의 이차적 효과를 감안한 이전행렬(\bar{X}_t)을 추정하려면, 노동수요에 의해 미취업자의 실업진입 등 노동공급의 변화가 유도되는 양상(소득효과)을 추정해야 한다. 본 항에서는 소득효과 등을 감안한 로짓 모형(logit estimation)을 통해 노동공급에 관련된 근로자의 선택 결정식을 추정한 후, 이 추정결과를 토대로 위기 이후 노동수요가 감안된 이전확률의 추정치, 즉 외생적 노동공급의 변화가 없었을 경우의 이전확률 추정치를 구한다. 여기서 고려되는 근로자의 선택은 비경제활동 인구의 시장진입($x_t^{NE} + x_t^{NU}$), 구직에 실패한 실업자의 구직지속($x_t^{UU} / (x_t^{UU} + x_t^{UN})$), 실직 근로자의 실업잔류($x_t^{EU} / (x_t^{EU} + x_t^{EN})$)이다.

구체적인 추정에 앞서 수요변화에 의해 유발되는 공급효과 추정을 위한 소득변수에 대하여 간단히 언급할 필요가 있다. 본 연구를 위해 패널을 구성한 『경제활동 인구조사』는 소득자료를 포함하고 있지 않다. 따라서 본 연구에서는 『임금구조 기본통계조사』 및 『영세규모 사업체 근로실태조사』로부터 성별(2단계), 학력(4단계), 연령(10단계), 기업규모(7단계) 및 산업(10단계)으로 구분된 5,600가지 유형의 평균 시간당 임금을 구하고, 이 임금을 『경제활동 인구조사』의 취업자에게 그 개인의 성, 학력, 연령, 기업규모 및 산업 등에 맞추어 할당하였다.²⁰⁾ 비취업자인 경우에는 임금소득에 0의 값을 주었고, 가구당 소득은 가구원의 소득을 모두 합하였다.²¹⁾

이와 같이 소득을 산정하는 방법에는 다음과 같은 세 가지 문제점이 있다. 첫째,

20) 이러한 변수값에 의해 정의되는 근로자 구분(cell)은 실제로 5,600개보다 적다. 왜냐하면 실제 경제 내, 또는 자료 내에는 존재하지 않는 구분이 발생하기 때문이다(예를 들어 500인 이상의 도소매업 사업체에서 종사하는 대졸 청년층 단순노무직 근로자 등).

21) 이와 같이 계산된 가구소득은 회귀분석에서 모두 비근로소득으로 역할한다. 그 이유는 회귀분석의 대상이 비취업자(비경제활동, 실직자 및 구직실패자)이므로, 이들의 소득은 없고, 이들의 가구소득은 바로 다른 가구원의 소득을 합한 것이 되기 때문이다. 따라서 소득자료가 임금소득이기는 하지만, 회귀분석에서는 비근로소득으로 역할한다.

소득이 임금소득에만 국한된다. 둘째, 『임금구조 기본통계조사』의 조사대상에서 제외되어 있는 자영업자와 농림수산업·공공부문 근로자의 소득자료는 누락된다. 셋째, 소득자료가 존재하는 취업자라고 하여도, 본인의 실제소득이 아니라 본인과 유사한 근로자의 평균 임금이 본인의 소득으로 간주된다는 점이다. 이러한 문제들 가운데 첫째 문제는 자료의 한계상 극복하기가 매우 어려운 문제이므로, 실증분석 결과의 한계를 인정하는 수준에서 만족해야 할 것으로 보인다. 둘째 문제는 소득이 누락된 취업자의 경우 이를 포함한 가구의 소득이 하향 편이를 갖고 추정된다는 문제이다. 본 연구에서는 이를 보완하기 위해 여러 소득관련 변수를 추가하였다. 그 변수로는 소득이 누락된 가구를 표기하는 더미변수, 가구내 취업자의 비중, 그리고 소득이 누락된 가구원 수를 사용하였다. 한편 소득이 전혀 없는 가구는 가구소득을 1로 설정하는 한편 이러한 가구를 표기하는 더미변수를 더 추가하였다.²²⁾ 이러한 추가적인 변수를 통해 문제가 모두 해결된다고는 할 수 없으나, 추정계수는 어느 정도 개선될 수 있을 것으로 보인다. 마지막 문제에 있어서는 소득변수의 추정오차(error-in-variable)가 로짓 모형의 오차와 양의 상관관계를 가진다는 점을 주목할 필요가 있다. 실제 소득이 추정소득보다 큰 경우 변수내 오차는 음의 값을 갖는 한편, 소득효과에 따라 노동공급은 더 적을 것이기 때문이다. 결과적으로 각 노동공급 결정식에서 소득관련 변수의 추정치는 양의 편이를 가지게 되고 결과적으로 노동수요(소득)에 의해 유도되는 비중은 과소추정된다. 결과적으로 마르코프 이전행렬의 추정값(\bar{X}_t)에 의해 도출되는 실업수준은 노동수요의 변화에 의한 일·이차적 실업증가 효과의 하한값(lower-bound)으로 해석되어야 할 것이다.²³⁾

노동공급 선택에 관한 세 추정식에서 설명변수로는 성별, 학력, 연령 그리고 가구주 여부 등 인구유형변수(demographic variables)와 비근로소득, 가구주의 실직 여부, 가구내 취업자 수의 감소 여부 등 노동수요 관련 변수를 공통적으로 사용한

22) 로짓 추정에서 가구소득에 자연대수(natural logarithm)를 취하기 때문에 소득을 1로 할 경우 그 로그값은 0이 된다. 실제로 더미변수가 추가되기 때문에 이러한 가구의 소득은 아무 값이나 주어도 상관없다.

23) 한편 익명의 검토자는 이외에도 수요변화의 효과가 과소추정될 요인이 존재함을 제시하고 있다. 특히 미관측 이질성(unobserved heterogeneity) 및 선호변화(shift in taste) 등이 수요변화와 연계되어 있을 가능성을 지적하고 있다. 본 연구는 이러한 가능성을 다 감안하지 못하고 있어, 검토자의 지적대로 수요변화에 의해 유도되는 노동공급 변화가 과소추정될 수 있음을 인정할 수밖에 없다. 다만 이러한 효과 가운데 일부는 관측되는 인구학적 변수와 수요변수의 추정계수를 편이시키면서 모형내에서 흡수될 수 있을 것으로 보인다.

다. 다만 실직 근로자의 실업잔류 선택에 있어서는 그 근로자가 전 직장에서 받던 임금을 추가적인 설명변수로 사용하였다. 이는 노동공급의 가격효과(또는 대체효과)를 추정하기 위함이 아니라, 그 근로자의 노동시장 정착도(labor market attachment)를 제어하는 변수로 사용하기 위함이다.²⁴⁾ 한편 회귀분석에 사용되는 자료는 경제위기 이전의 시점으로 국한되고, 이전행렬의 추정값(\bar{X}_i)은 회귀분석 결과를 경제위기 이후의 자료에 적용하여 추정된다. 즉, \bar{X}_i 는 경제위기 이후의 노동수요의 일차적 효과와 이차적 효과를 모두 반영하되, 그 이차적 효과는 비취업자의 노동공급 결정 양상이 경제위기 이전의 양상과 동일할 경우 도출되었을 이전행렬이라고 할 수 있다. 따라서 이 추정행렬과 실제행렬의 차이는 경제위기 이후 과거의 양상으로 설명될 수 없는, 외생적인 노동공급 변화에 의해 발생한 차이로 볼 수 있다.

경제위기 이전 3년 동안의 자료(1994년 9월~1997년 8월)를 사용하여 경제활동 이전확률의 결정식을 추정한 결과는 <표 5>와 같다. 우선 가구원 1인당 실질소득($= \log[\text{가구소득}/(\text{소비자물가} \cdot \text{가구원수})]$)의 계수를 보면 모든 추정식에서 통계적으로 매우 유의하며, 그 부호가 노동공급의 소득효과와 일치하고 있을 뿐 아니라 그 효과의 크기도 매우 유사한 결과를 보이고 있다.²⁵⁾ 본인을 제외한 가구소득이 높을수록 비경제활동에서 경제활동으로 진입할 확률이 낮고, 실직시 실업으로 진입할 확률도 낮으며, 구직에 실패할 경우 구직을 지속할 확률이 낮다. 실직 전에 받던 임금수준도 예상한 대로 실직시 실업으로 진입할 조건부 확률을 높이는 효과를 갖고 있는 것으로 추정되었다. 한편 비취업자 자신이 가구주인지의 여부(가구주 더미)는 그 개인의 노동시장 참여를 높이는 방향으로 작용하고 있으며 그 신뢰도 또한 높게 추정되었다. 가구내에 취업자 수가 감소할 경우(취업자수 감소 더미) 노동공급이 증가하는 것으로 나타났고, 이 효과는 대부분의 경우 유의하게 나타나고 있다. 반면 가구내에서 최근 실직한 구성원이 가구주를 포함하고 있는지의 여부(가구주 실직 더미)는 별 효과를 갖지 않은 것으로 추정되었다. 즉, 가구내 취업자 수의 감소는 노동공급을 크게 증가시키지만, 그 실직한 취업자가 가구주인지 아닌지는 큰 영향을 갖지 않는 것으로 보인다.

24) 고임금 근로자의 노동시장 정착도(labor market attachment)가 높다는 결과는 김대일(1999) 참조.

25) 추정표본에 속한 인구는 모두 미취업자이므로 가구소득에는 본인의 소득이 포함되지 않는다. 결과적으로 가구소득은 개인에게 비근로소득으로 간주된다.

〈표 5〉 경제활동 이진화물의 결정식 (1994년 9월~1997년 8월)

종속변수 설명변수 ¹⁾	노동시장 신규참여 $x_i^{NE} + x_i^{NU}$	실직시 실업진입 $x_i^{EU} / (x_i^{EU} + x_i^{EN})$	구직실패시 구직지속 $x_i^{UU} / (x_i^{UU} + x_i^{UN})$
log(가구소득)	-0.434 (0.018)	-0.471 (0.050)	-0.415 (0.068)
log(전직 임금)	-	0.756 (0.044)	-
가구주 더미	0.710 (0.024)	0.737 (0.061)	0.763 (0.102)
가구주 실직 더미 ²⁾	0.048 (0.040)	0.372 (0.198)	0.220 (0.139)
취업자수 감소 더미 ²⁾	1.081 (0.024)	0.163 (0.043)	-0.135 (0.094)
표본구성 조건	비경제활동 인구	실직자	구직 실패 실업자
표본의 규모	514,353	21,893	19,112

주: 1) 회귀 모형에는 개인의 성별, 학력 및 연령 더미변수가 추가된 한편, 가구소득의 효과를 보다 정확히 추정하기 위해 가구내 취업자 비율, 가구내 고용주 및 자영업자 수, 그리고 가구내 농림수산업 및 공공부문 근로자 수를 추가하였다. 또한 계절변동을 허용하여 월별 더미변수도 추가되었다.

2) 경제활동의 변화가 발생하기 직전 월 가구주의 실직 여부, 또는 가구내 취업자 수의 감소 여부를 사용하였다.

자료: 『경제활동 인구조사』 원자료에서 1994년 9월~1997년 8월 기간 동안 패널 구성이 가능한 15~64세 인구.

한편 경제위기 이전(1994년 9월~1997년 8월) 과 경제위기 기간(1997년 9월~1998년 12월)의 설명변수 평균값을 비교하면 가구원 1인당 실질소득은 실직인구와 구직에 실패한 실업자의 경우 80 로그 포인트(≈55%) 하락하였고, 비경제활동 인구의 경우에는 47 로그 포인트(≈37%) 하락하는 등 큰 폭의 감소를 보이고 있다. 한편 노동공급을 간접적으로 증가시키는 노동수요 감소요인들, 즉 가구주의 실직비중이라든지 가구내 취업자수 감소비중 등이 위기 이후에 상대적으로 큰 값을 보이고 있어 노동공급이 수요변화에 따라 간접적으로 증가한 효과(노동수요의 이차적 효과)가 상당한 수준에 있었음을 시사하고 있다.

3. 외생적 노동공급 변화의 실업증가 효과

이전행렬(\bar{X}_t)의 첫째, 둘째 열은 〈표 5〉의 결과로부터 쉽게 구할 수 있다. 우선 첫째 열을 고려해 보자. 회귀분석 결과를 위기 이후의 실직자 표본에 적용하여 추정된 실직자의 조건부 실업진입률을 \hat{cx}_t^{EU} 이라고 할 때, \bar{x}_t^{EU} 는 $(1 - x_t^{EE}) \hat{cx}_t^{EU}$

로, \bar{x}_t^{EN} 은 $(1-x_t^{EE})(1-\hat{\alpha}_t^{EU})$ 로 추정될 수 있다. 여기서 x_t^{EE} 는 실제값을 사용하는데, 그 이유는 실직률($1-x_t^{EE}$)이 노동수요를 반영(일차적 효과)하고 있다고 간주하기 때문이다. 둘째 열의 경우, 회귀분석 결과를 위기 이후 구직실패자 표본에 적용하여 추정한 구직실패자의 조건부 구직지속률을 $\hat{\alpha}_t^{UU}$ 라 할 때, \bar{x}_t^{UU} 는 $(1-x_t^{UE})\hat{\alpha}_t^{UU}$ 로, \bar{x}_t^{UN} 은 $(1-x_t^{UE})(1-\hat{\alpha}_t^{UU})$ 로 추정될 수 있다. 여기서도 x_t^{UE} 는 실제 값을 사용하는데, 그 이유는 실업자의 취업률이 노동수요를 반영한다고 보기 때문이다.

반면 마지막 열의 추정은 추가적인 논의가 필요하다. <표 5>의 회귀분석에서는 비경제활동 인구가 취업을 포함하여 경제활동에 진입하게 되는 확률($=x_t^{NE}+x_t^{NU}$)을 추정하였다. 따라서 이 추정결과를 위기 이후의 자료에 대입할 경우 노동수요 변화에 의해 비경제활동 인구가 취업 또는 실업을 통해 시장에 진입하는 효과가 얻어질 뿐, 실업으로 진입하는 효과가 직접 추정되지는 않는다. 여기서 후자의 추정을 위하여, 일단 시장에 참여하기로 한 비경제활동 인구가 취업될 것인지 실업에 처할 것인지는 당시 노동수요 상황에 의해 결정된다고 간주하고, 실제 노동수요 상황은 위기 이후 경제활동에 신규로 참여한 비경제활동 인구 가운데 취업·실업의 비중을 반영되어 있다고 가정한다.²⁶⁾ 이 가정하에서는 노동수요 변화에 의한 비경제활동 인구의 실업진입 비중이 식(4)에서와 같이 추정될 수 있다.

$$\bar{x}_t^{NU} = \frac{x_t^{NU}}{x_t^{NE}+x_t^{NU}} \cdot (1-\hat{x}_t^{NN}) \quad (4)$$

식(4)에서 $1-\hat{x}_t^{NN}$ 은 바로 <표 5>의 결과에 의해 추정된 신규 시장참여 비중($x_t^{NE}+x_t^{NU}$ 의 추정치)이다. 따라서 비경제활동 인구의 시장참여 결정이 위기 이전의 양상을 따른다면, 위기 이후 노동수요를 감안할 때 신규로 참여할 확률은 $1-\hat{x}_t^{NN}$ 이고, 그 가운데 취업하지 못하고 실업으로 진입하는 비중은 사후적으로 평가된 수요상황($x_t^{NU}/\{x_t^{NE}+x_t^{NU}\}$ 에 반영)에 의해 결정되었으리라고 상정하는 것이다. 결과적으로 \bar{x}_t^{NE} 는 $1-\hat{x}_t^{NN}-\bar{x}_t^{NU}$ 로 추정된다.

26) 1997년과 1998년을 비교해 보면 비경제활동에서 실업으로 진입하는 비중이 0.6%에서 1.8%로 증가한 것 이외에, 취업으로 진입하는 비중도 3.6%에서 4.2%로 증가하였다.

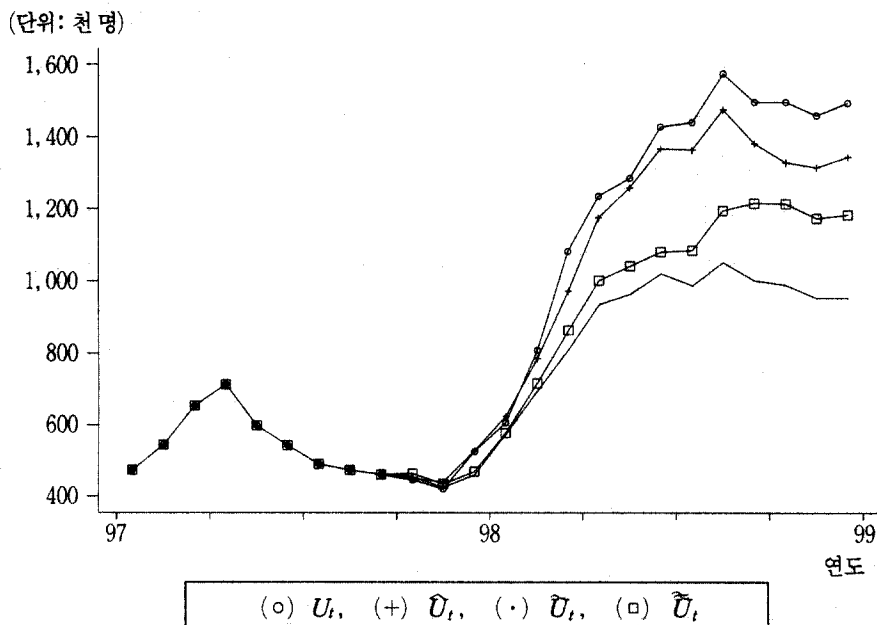
이러한 가정하에서 취업, 실업 및 비경제활동 인구의 동태변화를 추정해 보기로 한다. 우선 X_t 의 마지막 열(비경제활동 인구의 선택)을 \bar{x}_t^{NE} , \bar{x}_t^{NU} 및 \hat{x}_t^{NV} 로 대체하고, 식(3)의 동태모형을 통해 추정된 실업자 수를 \hat{U}_t 로 표기한다. 실제 실업자 수(U_t)와 \hat{U}_t 의 차이는 비경제활동 인구의 노동공급선택이 노동수요의 일·이차적 효과를 넘어서 변화한 데 따른 실업의 추가적 증가분을 의미한다. 이에 더하여 X_t 의 첫째 열(first column)도 x_t^{EE} , $(1-x_t^{EE})\hat{c}_t^{EU}$, $(1-x_t^{EE})(1-\hat{c}_t^{EU})$ 로 대체하여 추정된 실업자 수를 \tilde{U}_t 로 표기한다. 결과적으로 \hat{U}_t 와 \tilde{U}_t 의 차이는 실직자의 실업진입 비중이 노동수요의 일·이차적 효과를 넘어서 변화한 데 따른 실업증가 효과를 나타낸다. 마지막으로 X_t 의 중간 열도 x_t^{UE} , $(1-x_t^{UE})\hat{c}_t^{UU}$, $(1-x_t^{UE})(1-\hat{c}_t^{UU})$ 로 대체하여 얻어진 실업자의 수를 $\tilde{\tilde{U}}_t$ 로 표기한다. \hat{U}_t 와 $\tilde{\tilde{U}}_t$ 의 차이는 위기 이후 구직실패자의 구직지속률이 노동수요의 일·이차적 효과를 넘어서 변화한 데 따른 실업변화를 의미한다.

〈그림 2〉에 나타난 U_t , \hat{U}_t , \tilde{U}_t 및 $\tilde{\tilde{U}}_t$ 를 보면, 각각의 요인이 실업증가에 상당 수준의 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 실제 실업과(U_t)과 노동수요 변화의 일·이차적 효과만을 감안한 실업(\hat{U}_t)을 비교하면, 경제위기 이후 실업자 증가에서 수요변화와 외생적 노동공급 변화가 모두 중요한 역할을 하였음을 알 수 있다. 수요 변화는 전체 실업증가의 약 2/3를 설명하고 있고, 나머지 1/3은 외생적 공급변화에 의한 효과로 추정된다. 이와 같이 전체 실업증가의 1/3을 차지하고 있는 외생적 공급변화 가운데 실직자의 실업진입 비중의 증가가 가장 큰 효과를 갖는 것으로 추정되고 있고, 그 다음으로 비경제활동 인구의 실업진입 증가가 큰 효과를 갖는다. 다만 구직 실패자의 퇴장비중 증가는 1998년 실업증가를 다소 억제하고 있는 것으로 나타났다. 이 효과는 비경제활동 인구의 실업진입 증가효과를 거의 상쇄하고 있다.

〈표 6〉에는 각각의 공급효과가 수량화되어 있다. 우선 15~64세 인구를 기준으로 1998년도 연평균 실업인구는 137만 2천여 명으로 6.7%의 실업률을 보이고 있는데, 이는 실업인구가 53만 6천여 명이었던 1997년도에 비하여 83만 6천 명 증가한 수치이다.²⁷⁾ 이 가운데 노동수요의 일·이차적 효과에 의해서 설명되는 실업(\tilde{U}_t)은 109만 1천 명 수준으로 1997년에 비하여 55만 5천 명 실업증가를 의미하고, 전

27) 이러한 산술적 계산의 표본은 패널을 구성할 수 있는 인구를 대상으로 하기 때문에 실제 실업 인구 수와 다소 차이를 보일 수 있다.

〈그림 2〉 공급요인 변화의 실업증가 효과



〈표 6〉 각 공급요인의 실업증가 효과 (1998년)

(단위: 천 명, %)

	실업인구(실업률)	97년 대비 증감(구성비)
실제 실업자 수(U_t)	1,372.4 (6.7)	836.0 (100.0)
비경제활동 인구의 노동공급 고정(\hat{U}_t)	1,283.4 (6.3)	747.0 (89.4)
실직시 실업진입률을 추가로 고정(\tilde{U}_t)	970.8 (4.9)	434.4 (52.0)
취업실패시 시장퇴장률을 추가로 고정($\tilde{\tilde{U}}_t$)	1091.1 (5.5)	554.7 (66.4)

체 실업증가의 66.4%를 차지한다. 결과적으로 실업증가에서 순수히 노동공급요인의 변화에 따른 증가분은 33.6%를 차지하고 있고, 이러한 변화가 없었다면 1998년도 실업률은 6.7%가 아니라 5.5% 수준을 기록하였을 것이라는 결론이 도출된다. 이 가운데 실직시 실업진입률 증가에 의한 효과는 실업인구를 31만 3천여 명 증가($= \hat{U}_t - \tilde{U}_t$)시키는 효과를 초래하였다. 따라서 실직시 실업진입률 증가에 의한 효과는 1997~98년 실제 실업증가분의 37.4%($=89.4-52.0$)를 차지하고 있다.

이와 같이 본다면 1997~98년 기간의 실업증가에서 가장 중요한 요인은 노동수

요의 감소이다. 노동수요 감소는 직접적으로 실직규모를 증가시키고 취업률을 하락시키는 한편, 가구소득 감소를 통해 부가적인 노동공급을 유도하였다. 그 다음으로 중요한 요소는 실직자 실업진입률의 외생적 증가인데, 이는 전체 실업 증가의 1/3을 설명하고 있으며, 비경제활동 인구의 실업진입은 약 10%의 추가적 실업을 초래하였고, 구직에서 실패자의 퇴장은 실업증가를 15% 정도 억제하였다.

IV. 실업급여의 효과에 대한 논의

외생적 노동공급 측면에서의 변화가 실업인구 증가의 30%를 차지하고 있다는 결과는, 아무리 이 추정치가 하나의 상한값(upper-bound)이라고 하여도 상당히 놀라운 결과이다.²⁸⁾ 따라서 이와 같이 높은 비중을 차지하는 노동공급의 외생적 변화를 초래한 원인을 찾는 것은 매우 중요하고 의미있는 작업이라고 할 수 있다. 노동공급 변화에 의한 실업증가는 실업의 상대적(비경제활동 대비) 가치가 증가하였다는 의미이다. 따라서 이러한 변화를 일으킨 원인의 하나로 종합실업대책을 고려할 수 있다.²⁹⁾ 그러나 현재의 자료에서는 종합실업대책의 수혜자를 판별할 방도가 없기 때문에, 종합실업대책의 일반적 효과를 추정할 수는 없다. 다만 고용보험 내에 실업급여 수혜자는 간접적으로나마 판별이 되므로 논의의 초점을 실업급여에 맞추기로 한다. 물론 실업급여는 공급변화를 초래한 가능성이 있는 여러 원인 가운데 하나에 불과하다.³⁰⁾

28) 노동공급의 소득효과를 추정함에 있어서 소득자료가 불충분하고, 또한 노동수요의 변화가 다소 좁게 정의되었을 가능성 때문에 이 추정치는 상한값으로 볼 수 있다.

29) 1998년 3월에 처음 시행된 후 여러 차례의 개정을 거친 종합실업대책은 여러 금전적 혜택(생활안정자금, 창업자금, 훈련기간 생활보조비 지급 등), 실업자의 직업훈련, 직업알선 및 고용창출 정책(공공근로사업 등)을 포함하고 있다. 과거에는 이러한 혜택이 없거나 아주 제한적이었던 점을 감안하면, 이로 인해 실업의 상대적 가치는 매우 빠르게 증가하였을 가능성이 크다. 한편 이러한 혜택의 대상은 구직활동을 영위하는 실업자로 국한되었으나, 실업자로 등록하는 비용은 0에 가까웠기 때문에 많은 비취업자가 실업자로 전환되었을 가능성이 높다.

30) 이 논문의 초고에서는 실직자의 실직사유 구성이 변화한 효과를 간접적으로 추정한 결과를 담고 있다. 일례로 1998년의 경우 해고된 실직자의 65.2%가 실업으로 진입하는 반면, 그 외의 사유로 실직한 근로자의 경우에는 33.9%만이 실업으로 진입하고 있다. 일정한 가정하에 간접적인 방법을 통해 1998년 해고가 더 빈번히 발생하였던 효과를 감안하면 외생적 노동공급 선택의 변화에 의해 설명되는 실업증가분은 33.6%(<표 6> 참조)에서 25%까지 줄어들 수

실업급여는 고용보험사업의 일부로 30인 이상 기업을 대상으로 1995년 처음 도입되었고 1998년 1월부터 10인 이상 기업으로, 1998년 3월부터는 5인 이상 사업장으로, 그리고 1998년 10월부터는 모든 규모의 기업으로 확대되었다. 처음 실업급여가 도입될 당시에는 1년 이상 보험료를 납입한 근로자에 한하여 실직할 경우 실업급여를 지급하였는데, 결과적으로 실업급여는 1996년 처음 지급되었다. 급여 대체율(replacement rate)은 50% 수준이고, 수혜요건의 하나로서 구직활동을 요구하고 있어, 비경제활동으로 퇴장하는 실직자는 수혜대상에서 제외된다.³¹⁾ 한편 1998년 실업급여 대상이 확대되는 과정에서 1998년 3월 1일부터 2000년 6월 30일 기간 동안 실직한 근로자의 경우에는 수혜대상이 6개월 이상 보험료를 납입한 근로자로 확대되었다.³²⁾

결과적으로 1998년의 경우 30인 이상 기업에 1년 이상 근무한 실직자는 모든 실직자가 급여의 대상이 되었지만, 10~29인 기업의 경우에는 1998년 7월 이후에 실직한 근로자만이 급여대상이 되었다. 유사하게 5~9인 사업장의 경우 1998년 9월 이후 실직한 근로자만 급여대상이 되었다. 반면 5인 미만 기업의 근로자는 비록 실업급여가 1998년 10월에 도입되기는 하였으나 6개월간 보험료를 납입한 경우에만 수혜자격이 주어지는 이유로 인해 1999년 4월 이전에 실직한 근로자는 수혜자격을 갖지 못한다. 따라서 5인 미만 기업에서 1998년도에 실직한 근로자는 실업급여 수혜자격이 없다.

실직자가 실업에 진입하는 비중이 다음과 같은 요인에 의해 결정될 경우, 이와 같은 적용시점의 차이를 이용하여 실업급여의 효과를 추정할 수 있다.

$$P_{jsqt} = u \cdot d_{jsqt} + g_t + s_q + v_{qt} + f_s + \varepsilon_j \quad (5)$$

위에서 P_{jsqt} 는 s 규모의 사업체에서 t 년도 q 반기에 실직한 근로자 j 가 실업에 진입할 확률이고, u 는 실업급여의 효과, d_{jsqt} 는 이 근로자가 실업급여 수혜대상인

있는 것으로 나타났다. 이 결과를 여기에 수록하지 않은 이유는 이 추정에 사용된 가정이 상당히 제한적이라는 점과, 이러한 가정하에서도 아직도 4분의 1에 해당하는 부분이 외생적 노동공급 선택의 변화에 의한 실업증가로 남아있기 때문이다. 한편 실직자의 구성(성, 연령, 학력 등) 변화에 의한 실업진입률 증가효과는 거의 없는 것으로 추정되었다.

31) 물론 비경제활동에서 신규로 구직활동을 개시하는 실업자는 급여대상에서 제외된다.

32) 노동부, 『'98 노동백서』, 1999 참조.

지를 나타내는 더미변수이다. g_t 와 s_q 는 모든 실직자에게 동일한 효과를 갖는 연도 및 반기 효과(year-effect and half-effect)이고 v_{qt} 는 실직시점에 국한된 시간효과로서 역시 모든 실직자에게 공통적이다. 한편 f_s 는 사업체 규모효과이며 ϵ_j 는 실직자 개인의 특성으로 성, 연령, 학력 등에 영향받는다.³³⁾

본 절에서는 위와 같은 모형에서 실업급여의 효과를 분석하기 위하여 개인별 패널 자료를 이용하여 실직자의 실업진입률 함수를 추정하기로 한다. 진입률 추정은 1995년과 1998년도에 15세 이상 64세 이하의 상용 근로자 가운데 실직자를 대상으로 하였고, 그 결과 3,388명분의 자료가 사용되었다. 각 근로자의 개인별 특성(ϵ_j)을 제어하기 위해서 성, 학력 더미와 연령계층 더미변수를 설명변수로 사용하였고 또한 전 직장의 규모, 실직연도 및 분기 더미변수를 추가하였다. 각 근로자의 실업급여 수혜자격 여부는 앞서 설명된 바와 같이 실직시점과 전 직장의 규모를 바탕으로 추정하여 사용하였다.

〈표 7〉에 나타난 로짓 추정 결과에 의하면 실직자의 실직연도를 제어하지 않을 경우 실업급여 더미의 계수는 통계적으로 매우 유의한 값을 갖고 추정된다. 이 경우 1998년에 51.9%에 이른 실직자의 실업진입률에서 실업급여를 통해 설명되는 부분은 9.7%포인트로 추정되고, 이는 1995~98년 기간 동안 실업진입률이 15.8%포인트 증가한 데 있어서 60% 이상을 설명하고 있다. 그러나 이러한 효과는 실직자의 실직연도 더미를 추가할 경우 사라진다. 이 경우 실업급여 더미의 계수는 0에 가까운 음수로 추정되어 실업급여의 효과가 없음을 의미한다. 이는 실업급여의 더미변수가 1995년에는 모두 0의 값을 갖고, 1의 값을 갖는 경우는 1998년에 국한됨에 따라 발생하는 현상으로 보인다. 즉 실직연도를 제어하지 않을 경우 실업급여의 효과는 시점효과(year effect)를 포함하여 추정되는 것이다. 따라서 실직연도를 제어할 경우 그 효과가 없어지는 것은 일반적으로 1998년에 실직한 근로자가 1995년에 실직한 근로자에 비하여 실업으로 진입할 확률이 높음을 의미하지만, 이러한 양상의 변화가 실업급여와는 무관하게 진행되었다는 의미를 갖는다.³⁴⁾ 이 결과는 로짓 대신 프로빗을 사용한 경우에도 동일하게 나타나고 있고, 이 논문에는 수록되지

33) 분기효과가 포함된 이유는 실직규모 및 내용에 계절변동요인이 작용하기 때문이다.

34) 익명의 검토자의 제안에 따라 연도효과를 제거하기 위해 1998년 자료만을 가지고 추정하였을 경우에도 실업급여의 효과가 거의 없는 것으로 나타났다. 실업급여의 계수는 유의하지는 않지만 오히려 더 큰 음수로 추정되었다.

〈표 7〉 실직자의 실업진입률 함수 추정

설명변수 \ 추정방식	Logit Estimation		Probit Estimation	
실업급여 더미	0.500 (0.087)	-0.046 (0.153)	0.305 (0.053)	-0.026 (0.091)
성별 (남=1, 여=0)	1.674 (0.086)	1.672 (0.086)	1.022 (0.051)	1.020 (0.051)
실직연도 (98년=1)	-	0.609 (0.140)	-	0.368 (0.084)
진입률 증가효과	9.7%p	-0.7%p	9.8%p	-0.7%p

주: 1) 괄호 안의 숫자는 추정계수의 표준오차를 의미.

2) 추가적인 설명변수로 학력더미, 연령더미, 사업체 규모더미, 분기별 규모더미를 사용.

자료: 『경제활동 인구조사』 1995년과 1998년 원자료에서 추출된 상용 근로자로 취업하다가 실직한 15~64세 근로자.

않았으나 표본을 30세 이상 실직자로 국한한 경우에도 동일한 결과가 도출되었다.

이러한 결과를 반드시 실업급여로 인해 실직자의 실업진입이 증가하는 효과가 없었다고 해석하기에는 무리가 있다. 보다 정확한 해석은 실업급여 수혜대상이나 비수혜대상 실직자 간에 실업진입률 차이를 보이지 않는다는 것이다. 이에 대하여 두 가지 가능성을 고려할 수 있다. 첫째, 변수 누락에 의한 효과로 볼 수 있다. 비록 실업급여 수혜대상이 아니더라도 다른 실업대책을 통해 실업급여만큼의 금전적 혜택이 주어지는 경우 결과적으로 실업진입률에는 차이를 보이지 않을 수 있다. 이 다른 혜택이 제어되지 못할 경우 실업급여 효과는 추정되지 못한다. 둘째, 실제로 실업급여의 효과가 금전적 이득이 작음으로 인해 별로 존재하지 않았을 가능성이 있다. 이는 실업급여의 효과가 판별되어야 할 30인 미만 기업의 실직자의 경우, 고용보험료를 3년 이상 지급한 경우가 없으므로, 그 급여지급 기간이 대부분 2개월에 불과했기 때문이다. 장기 보험자가 누적될 2001년 이후에는 실업급여 효과가 훨씬 크게 작용할 수도 있을 것이다.

V. 결 론

본 연구는 1997년 말 경제위기가 촉발된 이후 실업이 증가하는 과정에서, 과거의 패턴과는 달리 실업이 상당히 빠르게 증가한 현상을 분석하였다. 이 기간의 실업증가 양상은 노동수요 감소로 실직규모가 증가하고 취업률이 하락하였다는 점 이외에, 노동공급 결정이란 측면에서 과거의 패턴과 크게 세 가지 차이점을 보이고 있는 것으로 나타났다. 첫째는 비경제활동 인구 가운데 실업으로 진입하는 인구의 규모가 상당히 증가하였다는 점이다. 이와 같이 비경제활동 인구가 경제활동으로 진입하는 양상은 장년층과 여성에게서 두드러지고 있는 점이 특징이다. 둘째, 실직한 근로자의 실업진입 비중이 빠르게 상승하였다. 셋째, 구직에 실패한 실업자 가운데 구직활동을 지속하는 비중은 오히려 감소하였다.

이와 같은 결과를 종합하여 본 연구에서는 경제위기 이후 실업의 증가과정이 기본적으로는 노동수요의 감소, 즉 실직규모의 증가와 취업률 하락을 반영하고 있으나, 노동공급 측면에서 비취업자의 구직활동이 강화된 요인도 상당부분 작용하고 있다는 결론을 내리고 있다. 이와 같이 구직활동 활성화라는 공급변화의 효과는, 노동수요 감소로 인한 소득효과를 통해 이차적으로 유발된 효과를 제외하고도, 전체 실업증가의 약 1/3을 차지하고 있다. 이 추정치에 의하면 이와 같은 공급측면의 변화가 발생하지 않았을 경우 1998년도 실업률은 실제 값보다 1.2%포인트 낮은 수준에서 머물렀을 것이라는 의미이다.

구직활동 강화는 기본적으로 미취업자에 있어서 실업의 가치(value of job search)가 비경제활동의 가치(value of non-participation)에 비하여 상대적으로 증가하였다는 의미를 갖는다. 본 연구에서는 그 원인의 하나로 실업급여의 효과를 분석하였으나, 실업급여로 인한 효과가 크다는 증거는 찾지 못하였다. 실업급여 지급대상자가 아닌 경우에도 실업에 진입하거나 잔류하는 인구가 상당히 증가하였기 때문이다. 따라서 순수히 노동공급 측면에서 구직활동이 강화된 원인은 실업급여와 같이 제한된 범위의 실직자에게만 영향을 미치는 요인보다는 일반적으로 모든 비취업자에게 영향을 미친 요인, 예를 들어 1998년 3월 이후 확대된 실업 및 빈곤 종합대책과 같은 요인에서 찾아야 할 것이다.

■ 참고 문헌

1. 김대일, "실업 장기화의 효과분석," 『KDI 정책연구』, 제19권 제4호, 1997, pp. 48~88.
2. ———, "한계적 경제활동 참가자와 실업," 한국경제의 분석패널(한국금융연구원) 발표 논문, 서울대학교, 1999.
3. 노동부, 『'98 노동백서』, 1999.
4. ———, 『임금구조 기본통계조사』, 각년도.
5. ———, 『영세규모 사업체 근로실태조사』, 각년도.
6. 류재우·최호섭, "자영업부문을 중심으로 한 노동력의 유동," 『노동경제논집』, 제23권 제1호, 2000, pp. 137~164.
7. 문형표·유경준, "실업·복지정책의 향후 운영방안," KDI 정책포럼, 한국개발연구원, 1999.
8. 신동균, 『실업 장기화와 정책방향』, 한국노동연구원, 1999.
9. 이병희, "반복실업과 실업의 장기화," 『노동경제논집』, 제23권 제1호, 2000, pp. 1~26.
10. 통계청, 『경제활동 인구조사』, 각년도.
11. ———, 『월별 고용동향』, 1999. 12.
12. Attfield, C. L. F. and B. Silverstone, "Okun's Coefficient: A Comment," *Review of Economics and Statistics*, 79, 1997, pp. 326~329.
13. Halloway, T. M., "An Updated Look at Okun's Law," *Social Science Quarterly*, 70, 1989, pp. 497~504.
14. Heckman, J. J. and B. Singer, *Longitudinal Analysis of Labor Market Data*, Cambridge University Press, 1992.
15. Okun, A. M., "Potential GDP: Its Measurement and Significance," American Statistical Association, *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section*, 1962, pp. 98~104.
16. Prachowny, M. F. J., "Okun's Law: Theoretical Foundations and Revised Estimates," *Review of Economics and Statistics*, 75, 1993, pp. 331~359.

〈부록〉 실증분석에 사용된 자료

본 연구와 같이 실업의 동태적 분석을 위해서는 개인별 고용현황을 시계열적으로 분석할 필요가 있고 이를 위해서는 횡단면적인 자료보다는 개인별 패널(panel) 자료가 필요하다. 본 연구에서는 1995~98년 『경제활동 인구조사』(통계청)의 원자료(microdata files)를 이용하여 개인별 패널을 구성하는 방법을 택하였다. 『경제활동 인구조사』의 원자료에는 가구 식별을 위한 일련번호와 가구원에 대한 일련번호가 내재되어 있으나 개별 연구자에게 이 일련번호에 대한 자료는 제공되지 않는다. 그러나 『경제활동 인구조사』 원자료에서 한 개인이 속한 가구를 식별할 수 있고, 그 가구의 가구주와 그 배우자를 식별할 수 있어 패널 구성을 가능하게 한다. 본 연구에서는 다음과 같은 방법을 사용하여 개인별 패널을 구성하였다.

우선 남성 가구주와 가구주의 여성 배우자의 여섯 자리 생년월일을 일렬로 나열하여 열두 자리의 가구번호를 구성하였다. 가구주가 여성이고 남성이 그 배우자로 있는 경우에는 남성을 가구주로 가정하여 가구번호를 구성하였다. 한편 가구주가 미혼 또는 사별 등으로 배우자가 없는 경우 배우자의 생년월일을 000000으로 표기하였다. 한편 각 가구내에 개인은 본인의 생년월일을 개인 식별번호로 사용하였다. 이와 같이 구성된 가구번호와 가구내 개인 식별번호를 사용하면 한 개인의 경제활동에 대한 정보를 시계열로 나열할 수 있다.[†]

위의 방법을 사용할 경우 개인별 패널을 구성하는 데 다음과 같은 문제점이 발생한다. 첫째, 가구 식별번호를 사용함에 있어, 가구주 및 배우자의 생년월일이 동일한 두 가구간에는 가구의 식별이 불가능하다. 둘째, 가구주 및 배우자가 사망 등으로 변화할 때에는 시계열이 단절된다. 셋째, 생년월일 등에 오기가 있을 경우에도 자료구성에 오류가 발생한다. 넷째, 주거지 이동, 결혼, 분가 등의 이유로 표본에서 탈락하는 가구 또는 개인의 패널도 단절되는 문제가 있다.

현재의 자료로서는 이러한 오류를 수정할 방법이 없기에 본 연구에서 택한 방법은 우선 연령을 15세 이상 64세 이하로 제한하여 사망으로 인한 표본 탈락을 줄이고자 하였다. 그 이후에도 식별이 불가능한 경우에는 이러한 가구 및 개인들을 표본에서 삭제하여 패널구성이 가능한 자료만을 사용하였다. 이와 같이 패널을 구성

† 이러한 방식은 김대일(1997)에서 처음 시도된 후 김대일(1999), 신동균(1999), 이병희(2000), 류재우·최호섭(2000) 등에서 이용되었다.

〈부표〉 패널 구성시 표본 채택률 (1990~98년)

(단위: %)

	1990~94 (평균)	1995	1996	1997	1998
전체 인구	91.2	91.0	90.2	90.7	93.3
취업 인구	91.0	90.6	89.7	90.4	93.2
실업 인구	85.6	85.8	85.3	85.5	90.4
비경제활동 인구	91.8	91.8	91.2	91.4	93.8
남성	91.4	91.1	90.2	91.0	93.5
여성	91.0	90.8	90.2	90.4	93.0
고졸 미만	92.4	91.9	91.2	91.6	93.3
고졸	89.7	90.0	89.0	89.7	93.2
초대졸	91.5	91.5	91.5	91.0	93.3
15~29세	85.6	85.4	85.0	85.4	89.7
30~44세	95.5	94.8	93.8	94.0	95.2
45~64세	93.4	93.0	92.1	92.8	94.8

자료: 통계청, 『경제활동 인구조사』 원자료, 각년도.

할 경우 1995~98년의 표본 탈락률은 〈부표〉에 나와 있듯이 10%에 조금 못 미치는 수준으로서 원자료의 90% 이상이 분석에 사용되고 있다.

이와 같이 분석에 사용되는 표본을 조정한 결과 분석자료의 실업률과 원자료의 실업률이 약간의 차이를 보이고 그 차이가 1998년에 가장 크게 나타나고 있다. 전체 표본에서의 실업률은 1998년도 6.8% 수준을 보이고 있는데, 연령을 제한할 경우에는 실업률은 7.0%로 약 0.2%포인트 높게 나타난다. 이에 더하여 표본을 패널 구성이 가능한 경우로 제한하면, 실업률이 6.8% 수준을 보인다. 이때 연령제한으로 인해 실업률이 높아지는 것에는 문제가 없지만, 패널구성 과정에서 실업률이 0.2%포인트 낮아지는 것은 표본추출의 편이(sample selection bias)가 존재할 수 있음을 시사하고 있다. 따라서 이 문제를 미흡하나마 다음과 같은 방법으로 보완하고자 하였다. 우선 연령을 15~64세로 제한한 자료에서 인구유형을 경제활동 상태(취업, 실업, 비경제활동의 3가지 유형), 성별(2가지 유형), 연령(15세부터 5세 단위로 10가지 유형), 학력(고졸 미만, 고졸, 초대졸 이상의 3가지 유형)으로 세분화하여, 전체적으로 120(= 3*2*10*3)개의 유형을 정의하였다. 그리고 각 시점에서 j 유형의 인

구가 차지하는 비중을 $s_{jt} = N_{jt}/N_t$ 로 계산하였다. 여기서 N_{jt} 는 t 시점에서 j 유형 인구의 수이고, N_t 는 전체(15~64세) 인구의 수이다. 한편 패널에서도 동일하게 유형별 인구 분포 q_{jt} 를 구하였다. 이와 같이 구해진 인구유형별 분포를 바탕으로 패널을 사용할 경우의 가중치(ω_{jt})를 $\omega_{jt} = s_{jt}/q_{jt}$ 로 정의하였다.

한편 실증분석을 실행하기 전에 1998년도 자료에 대하여 간략히 논의할 필요가 있다. 1998년 조사대상 가구가 상당 부분 바뀔에 따라 1997년 12월과 1998년 1월 자료 간에 자료의 연계율이 매우 낮다. 특히 1997년 12월 실업상태에 존재하던 인구 가운데 1998년 1월에 실업이 지속되고 있는 자료는 전혀 없어 패널 구성이 거의 불가능해진다. 이로 인해 본 연구에서는 1997년 12월과 1998년 1월 간의 연계를 분석에서 제외하였는데, 이는 실증분석 결과에 적지 않은 영향을 미칠 가능성이 있는 것으로 보인다. 왜냐하면, 1997년 말부터 1998년 초까지의 4~5개월 기간은 경제 위기 촉발 직후의 시점으로 실업을 포함한 모든 경제상황이 매우 급박하게 변화하던 시점이었기 때문이다. 이러한 중요성에도 불구하고 패널이 구성되지 못하는 문제는 별다른 방안이 없기 때문에 분석에서 제외시킬 수밖에 없다. 이러한 부분만큼 본 연구의 결과에 대한 해석이 실제상황과 괴리가 있을 수 있음을 밝혀둔다.