

# 실직근로자의 직업탐색과 재취업 - 광주지역 근로자를 중심으로<sup>1)</sup>

## I. 머리말

한국은 1960년대 이후 1997년에 이르기까지 실업률이 추세적으로 하락하여왔기 때문에 실업구조, 직업탐색에 대한 관심이 비교적 적었으나 최근의 고실업률은 이에 대한 연구의 필요성을 제고시키고 있다. 실업구조 및 탐색과정에 대한 체계적인 연구는 어수봉(1994), 금재호(1997) 등에 의해 이루어진 바 있으나<sup>2)</sup> 실업률이 급상승한 1998년의 실업구조 및 직업탐색과정은 이러한 연구결과와 다를 것으로 생각된다. 이 기간에 대한 연구로는 남성일·이화영(1998)의 연구가 있는데 97년 1-4월과 98년 1-4월 자료를 이용하여 고실업률 시기로 진입하는 초기의 개괄적인 실업구조를 규명하고 있다.<sup>3)</sup>

이 글은 고실업률 시기로 진입한 지 1년이 되는 98년 11월말 실태조사자료를 이용하여 실직자의 직업탐색과정, 유보임금, 실업기간을 분석함으로써 고실업률 시기의 실업구조를 파악하려고 한다. 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 II에서 실직자의 일반적인 특성을 서술한 다음 III에서 고실업률 시기의 구직활동의 변화를 알아본다. IV에서는 임금의 신축성, 유보임금의 결정요인, 실업률과 유보임금간의 관계에 대해 분석하고, V에서 실업기간에 대한 해자드분석을 한다.

## II. 실직자의 일반적 특성

### 1. 조사개요

설문조사는 1998년 11월 11일 6명에 대한 예비설문을 거쳐 11월 20일부터 12월 10일까지 20일 동안 광주광역시에서 실시되었다. 조사대상은 전직이 상시고이며 98년 실업상태에 있었던 실업자와 재취업자이며 관계기관, 노조, (실직)근로자의 협조를 얻어 10

- 
- 1) 이 논문은 1997년도 전남대학교 연구소 육성과제연구비 지원에 의하여 연구되었음.
  - 2) 특정집단에 초점을 둔 연구로는 실업률이 상대적으로 높은 청년층이나 대졸근로자에 대한 연구(조우현 1995; 원창희 1995), 부산지역 신발산업 실직자에 대한 연구(임정덕·김완표 1996, 1998), 실업급여 수급자에 대한 연구(방하남 1998b)가 있다.
  - 3) 이 시기에 대한 실업자의 실태조사로는 방하남(1998a), 남춘호·이성호(1998) 등이 있다.

명의 조사자들이 실시하였다.<sup>4)</sup>

실업에 대한 선행연구들은 연구목적에 따라 가구조사(어수봉 1994, 금재호 1997), 고용보험대상자 조사(방하남 1998b), 노동청의 구직신청자 및 공공근로사업 참가자·채취업훈련생 조사(남춘호·이성호 1998, 방하남 1998a), 특정 기업의 실직자 조사(임정덕·김완표 1998)자료를 이용하고 있다. 실업자의 직업탐색 및 실업구조를 알아보기 위해서는 이 중 가구조사가 가장 바람직하지만 조사비용이 많이 든다. 고용보험 대상자만 조사할 경우 고용보험이 최근에야 확대되었으므로 일용직, 임시직, 영세기업 실직자가 누락된다. 지방노동사무소 등 구직장소를 중심으로 한 조사는 실직 후 재취업한 근로자를 조사할 수 없기 때문에 실업기간분석이 불가능하다.

이러한 문제점 때문에 본 연구는 노동청, 인력은행 등 실업급여 수령 및 구직을 위해 실직자가 모이는 곳에서 구직자의 면접조사를 하는 한편 실직이 발생한 기업들의 실직자 명단을 파악하여 실업자와 재취업자를 함께 조사하였다. 조사방법은 조사자가 직접 면접하여 기록하는 방법을 주로 사용하였고, 우편설문과 전화설문을 병행하였다. 특별히 조사대상으로 선정된 기업들은 부도가 났거나 정리해고를 실시한 기업들이다. 제조업 대기업은 부도기업 2개, 정리해고 기업 2개이고, 제조업 중소기업들은 대기업의 협력업체들이다. 금융업은 부도기업 1개, 정리해고 기업 1개로 구성되었으며, 언론기관 4개사는 모두 정리해고가 실시되었던 신문사들이다. 구체적인 설문지 배포 및 회수현황은 <부표1>과 같다. 총 484부의 설문지가 배포되어 390부가 회수되었으며 여기에는 재취업자 132명이 포함되어있다.

## 2. 조사대상자의 일반적 특성

조사대상자의 성별구성은 남자 68.3%, 여자 31.7%로 조사시기인 98년 4/4분기 광주 시 실업자의 성비 63.2%, 36.8%와 큰 차이가 없다. 연령분포는 29세 이하 43.1%, 30대 38.2%, 40대 13.3%, 50세 이상 5.4%로 전국 실업자 연령분포와 비교할 때 2,30대 비중이 다소 높고 4,50대 비중이 낮은 편이다. 한편 학력별로는 중졸 이하가 8.3%, 고졸 45.9%, 대졸 이상 45.9%로 전국 자료와 비교할 때 중졸 이하의 비중이 낮고 대졸 이상

---

4) 일용직 86명에 대해서도 설문지를 받았으나 월별 특정주일의 경제활동상태를 기억해내도록 하는 것이 어려워 실업기간에 대한 자료의 신뢰성이 약하다고 생각되었고, 전직이 자영업인 실직자는 응답자가 6명밖에 되지 않아 분석에서 제외하였다.

의 비중이 높다. 이것은 상시고의 평균 학력이 높기 때문인 것으로 생각된다.<sup>5)</sup> 실직자의 가구에서의 위치는 가구주 47.9%, 가구주의 배우자 11.3%, 가구주의 자녀 32.7%로 다른 실업자조사와 비슷하였다.<sup>6)</sup>

실직자들은 약 70%가 비자발적 이유에 의해 이직하였다. 37.1%가 정리해고, 권고사직, 명예퇴직, 조기퇴직 등의 이유로 이직하였고, 26.0%가 기업의 도산, 폐업, 휴업 때문에 실직하였다. 방하남(1998a), 남춘호(1998)의 전국 및 전북조사에서도 비자발적 이유에 의한 이직자 비율은 각각 64.7%, 65.0%로 비슷한 수치를 나타냈다.(부표2)

실직자들의 이전 직장 근속기간은 5-10년 23.2%, 10년 초과 15.5%로 5년을 초과하여 근속한 근로자가 38.7%이었고, 1년 이하 17.9%, 1-3년 26.3%, 3-5년 17.1%로 근속기간에 관계없이 실직이 발생하였다. 이것은 명예퇴직, 권고사직 등에 의해 고연령, 장기근속자가 우선적으로 해직되었으나, 기업이 도산하여 전체 근로자가 실직한 경우가 많기 때문이다. 이직사유별로 근속년수를 비교해보면 정리해고, 권고사직, 명예퇴직 등에 의한 실직자는 평균이 111개월이지만 직장의 도산, 폐업, 휴업 등에 의한 실직자는 평균 56개월로 단기근속자가 큰 비중을 차지하고 있었다.

### 3. 실직 전후 직장의 분포

실직한 직장의 산업분포와 실업자의 희망직장 및 재취업자의 현재직장 산업분포는 <부표3>과 같다. 전직 산업은 제조업이 55.9%로 가장 많았고, 금융업, 건설업, 기타서비스업 순이었다.<sup>7)</sup> 실업자 집단은 금융업을 제외하면 전직 산업분포와 희망산업분포가 비슷한 반면 재취업자 집단은 전직 산업과 재취업 산업분포가 현저히 다르다. 재취업자의 전직은 제조업이 82.7%이지만 재취업직장은 제조업이 34.1%에 불과하고 상당수가 건설업, 유통업, 기타서비스업, 농축산업 등에 분포되어있다. 이것은 대부분의 실직자들이 자신의 근속에 따른 산업특수적 인적자본을 이용하기 위해 전직과 동종산업에

---

5) 1998년 4/4분기 전국 실업자의 연령분포는 20대 이하 40.7%, 30대 24.3%, 40대 19.7%, 50대 이상 15.3%이고, 학력별 분포는 중졸 이하 29.1%, 고졸 54.3%, 대졸 이상 17.7%이다.

6) 2월 전국조사에서는 가구주 53.0%, 가구주의 배우자 12.4%, 가구주의 자녀 29.1%이었다. 방하남(1998a).

7) 방하남(1998a)의 전국조사에서 전직 산업은 제조업 49.0%, 건설업 14.8%로 비슷한 구성이다. 본 조사에서 금융업의 비중이 높은 것은 시점이 금융산업 구조조정 이후로 금융업 실직자를 목표 표본으로 설정했기 때문이다.

취업하기를 희망하지만 고실업률 하에서 그러한 요구가 실현되기 어려움을 보여주는 것이고 많은 인적자본이 상실됨을 의미한다.

직업별 구성에서도 산업별 구성에서와 비슷한 현상이 나타난다(부표4). 이전 직업은 생산직이 29.5%로 가장 많고 일반사무직 27.4%, 기술직, 준전문직 21.1% 순이었다.<sup>8)</sup> 실업자 집단의 이전직업 분포와 희망직업 분포를 비교해보면 전문직 희망이 다소 증가했고 일반사무직 희망이 약간 하락했을 뿐 큰 차이를 보이지 않고 있다. 그러나 재취업자의 이전 직업과 재취업 직업을 비교해보면 일반사무직과 생산직이 각각 41.0%, 40.0%로 다수였음에도 불구하고 판매직·서비스직이 34.4%로 크게 증가하였고 일반사무직이 10.8%, 생산직이 20.4%로 크게 감소하였다. 재취업자의 경우도 현재의 실업자와 마찬가지로 이전 직업을 주로 희망했다고 가정할 때 다수의 실직자가 원하는 직업을 찾아가지 못했다고 볼 수 있다.<sup>9)</sup>

종사상 지위로 보면 조사대상자는 상용 95.9%, 임시직 4.1%였다(부표5). 구직자의 대다수인 83.1%가 상용을 희망하고 있었고, 자영업, 일용직, 임시직, 시간제 등을 희망하는 근로자는 10% 미만이었다. 그러나 다수의 상용직 실직자가 희망에 따라 상용직으로 재취업하는 것은 어렵다. 재취업자의 현재 종사상지위를 보면 상용은 40.9%에 불과하고 자영업과 일용직이 각각 30.1%, 19.4%를 차지하였다.

이상의 이직의 사유, 실직 전후의 직장분포는 노동수요의 급격한 감소를 반영한 것이고, 따라서 실업자들은 직업탐색과 실업탈출과정에서 하향 구직활동을 하게 된다.

### III. 실직자의 직업탐색

#### 1. 구직경로

1998년 고실업률 하에서 실직자들의 구직경로는 과거와 뚜렷하게 변화된 모습을 보여주었다. <표1>은 1992년의 취업자의 취업경로와 1998년 실직자의 구직경로를 비교한

8) 전국조사에서 숙련공, 기능공, 단순조립 기계조작, 단순노무직을 합한 생산직은 31.6%이고, 기술·준전문직 23.3%, 사무직 21.8%이었다.

9) 그러나 높은 실업률과 생계의 절박성 때문에 실업자들의 전직에 대한 집착도는 그리 크지 않다. 새로운 일자리가 희망하는 직업이 아닐 경우 취업하지 않겠다는 응답자는 25.3%에 불과하였고 '어떤 직종이든 취업' 17.5%, '일단 취업 후 생각' 36.4%, '그때 가서 결정' 20.8%로 나타났다. 연령분포가 상대적으로 고령인 전북조사에서도 '희망직이 아니면 취업 안 함'은 20.6%에 불과하였다.

것이다.<sup>10)</sup> 1998년에 일어난 변화는 첫째, 친구·친지에 의존하는 비율이 크게 하락하고, 광고의 비중이 크게 상승하였다. 이것은 취업이 어렵기 때문에 가능한 모든 구직정보를 이용하고 있음을 보여준다. 표본은 다르지만 1998년 한 해에도 2월 전국조사에서 광고는 38.8%였는데, 5월 전북조사 58.1%, 11월 본 조사 62.3%로 실업률이 상승함에 따라 그 비율이 상승하고 있다. 둘째, 노동부·인력은행 등 공공직업안정소 의존도가 크게 상승하였다. 이것은 정부가 인력은행을 확대 설치하고, 실업급여 신청시 노동부를 방문하여야 하고 실업급여 지급시 구직활동을 확인하기 때문인 것으로 생각된다. 셋째, 취직시험, 학교·학원 추천에 대한 의존도는 크게 감소하였는데 이것은 신규학졸 인력의 구인이 급격히 감소하였고, 본 조사가 실직자를 대상으로 한 것이므로 이 비율은 과소하게 나타난 것이다. 넷째, 정보통신시설의 확대로 통신·인터넷을 이용한 구직활동이 등장하였다.

<표 1> 구직경로의 변화

	1998년			1992년 <sup>1)</sup>		
	광주(11월)	전북(5월) <sup>3)</sup>	전국(2월)	광주	전북	전국
신문,잡지,TV 광고	62.3	58.1	38.8	10.1	7.0	10.0
친구, 친지	23.4	54.0	39.3	59.7	68.2	64.7
노동부, 인력은행	8.8	27.5	13.4	3.1 <sup>2)</sup>	1.6 <sup>2)</sup>	2.0 <sup>2)</sup>
사설직업소개소	0.0	2.0	0.8	-	-	-
혼자 직접 찾아다님	1.9	29.9	5.0	-	-	-
학교·학원 추천	0.3	3.6	0.7	8.5	7.8	7.7
통신·인터넷	2.5	3.2	2.0	-	-	-
기타	0.9	4.5	0.1	2.3	2.3	2.2
취직시험	-	-	-	16.3	13.2	13.4
계	100.0%	182.8%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%

주 : 1) 자기사업을 제외한 것임.

2) 직업소개소 전체의 수취임

3) 복수응답.

자료 : 통계청, 『고용구조조사보고서』, 1992, 방하남(1998a), 남춘호(1998).

학력별, 취업여부별로 구분하여 구직경로의 특징을 알아보자(부표6). 전체적으로 광고에 대한 의존도가 높지만 집단별로 상당한 차이를 보이고 있다. 첫째, 대졸은 고졸 이하에 비해 업무상 알게 된 사람에 대한 의존도가 높는데, 특히 재취업자의 경우 이전에

10) 구직을 한다고 하여도 반드시 취업이 되는 것은 아니므로 취업경로와 구직경로는 차이가 있다.

근무했던 직장과 관련하여 구직을 하고 상당히 성공하고 있다. 직업별 노동시장이 발달된 선진국의 경우 고임금 직종의 취업은 개인적인 관계를 포함한 비공식적인 정보에 주로 의존하는데<sup>11)</sup> 한국에서도 고학력자의 경우 일부 직업별 시장이 형성되어있기 때문으로 보인다. 둘째, 대졸이 고졸 이하에 비해 구직경로가 다양하다. 고졸 이하에 비해 광고 의존도가 낮고 PC 사용자가 많아서 통신·인터넷에 대한 접근도가 높다. 인력은행의 전산망에도 구직자료에는 고학력자가 대부분을 차지하고 있다. 그러나 재취업자의 경우 노동부와 인력은행을 이용하여 재취업자가 없는 것으로 보아 속단하기는 어렵지만 이들 기관을 통한 취업 성공율은 그렇게 높지 않은 것 같다.

<표 2> 실업자의 피용자 구직 계획

	광 주			전북	전국
	남	여	계		
끝까지 구직	66.3%	78.5%	70.6%(187명)	61.2%	68.2%
얼마 후 자영업	30.8	8.6	23.0 (61명)	28.8	27.0
얼마 후 구직 포기	2.9	12.9	6.4 (17명)	10.0	3.9
계	93명 (100.0%)	172명 (100.0%)	265명 (100.0%)	662명 (100.0%)	1,000명 (100.0%)

자료 : 방하남(1998a), 남춘호(1998).

## 2. 구직계획

실업자들의 앞으로의 구직계획에 대해서 알아보자. 남성의 66.3%, 여성의 78.5%는 다른 대안이 없으므로 끝까지 구직활동을 하겠다고 답변하였다. 남성의 비율이 낮은 이유는 얼마동안 구직 후 자영업을 하겠다는 비율이 높기 때문이다.

피용자로서의 취업의지는 연령, 성별, 타소득 등에 따라 다를 것이다. 연령이 많아지면 탐색비용에 비해 예상수익이 작아서 취업을 포기할 가능성이 높아진다. 가사노동과 대체관계가 큰 여성은 남성보다 취업을 쉽게 포기할 것으로 예상된다. 다른 소득이 많다면 소득효과에 의해 구직을 포기하고 자유로운 자영업을 하거나 경제활동 자체를 포

11) 선진국의 경우 공공직업안정소는 호경기에 주로 저숙련근로자가 이용하고 경기가 나빠지면서 고학력, 고숙련 근로자들의 이용이 증가한다(Leigh, 1995, p.136).

기해버릴 가능성이 높다. 끝까지 피용자로서 구직하겠다는 응답을 구직의 필요성이 가장 강한 것으로 보고, 얼마 후 구직을 포기하는 것을 가장 필요성이 약한 것으로 가정하여 순서화된 로짓모형(ordered logit model)으로 그 요인을 추정해보았다. 추정식은 다음과 같다.

$$z = \frac{\exp(\beta'X)}{1 + \exp(\beta'X)}$$

$z \leq \mu_0$  이면  $y = 0$ (얼마 후 구직 포기),

$\mu_0 < z \leq \mu_1$  이면  $y = 1$ (얼마 후 자영업),

$\mu_1 < z$  이면  $y = 2$ (끝까지 구직)

X는 상수항을 포함한 설명변수벡터이고,  $\beta'$ 는 계수벡터이다. 변수는 연령과 연령제곱, 성별 더미, 전직 임금을 사용하였다. 타소득에 대한 자료가 불충실하기 때문에 전직 임금을 대리변수로 사용하였다. 타소득은 재산소득과 기타 가구원의 근로소득으로 구성되지만 후자는 무시하고 이전 직장 임금이 높을수록 재산소득이 높다고 가정한 것이다.

<표 3> 실업자의 구직계획 결정요인 추정결과

변 수	모형 1		모형 2	
	계수	표준오차	계수	표준오차
상수항	7.8177**	2.8220	8.8780**	2.7213
연령	-0.2053	0.1573	-0.3192*	0.1501
연령제곱	0.0025	0.0020	0.0039*	0.0019
성별(남자=1, 여자=0)	0.3549	0.4144	-0.1190	0.3797
전직 임금	-0.0118**	0.0025		
$\mu_1$	2.0737**	0.3045	1.8895**	0.2964
관측치수	245		255	
	$\chi^2(4) = 23.53268$		$\chi^2(3) = 8.163682$	

주: \* 5% 수준에서 통계적으로 유의함

\*\* 1% 수준에서 통계적으로 유의함

모형 1에서는 전직임금만 통계적으로 유의하였는데 예상대로 전직임금이 높을수록 구직을 포기할 확률이 높은 것으로 나타났다. 그런데 전직임금과 연령변수간에 상관관계가 높기 때문에 그 변수를 제거하고 모형2로 다시 추계해 보았다. 성별 더미는 이 모형에서도 유의하지 않아서 여성이 남성에 비해 구직 의지가 약하다는 주장을 입증할 수 없었다. 연령변수는 음의 부호, 연령제곱변수는 양의 부호를 나타내주어 연령이 낮

은 총과 높은 층이 피용자로서 구직할 의지가 높은 것으로 나타났다.

실업자는 연령이 많아지면서 피용자로서 재취업하기 어렵지만 재산이 축적되어 자영업할 수 있는 능력이 생긴다. 즉 30세 이하의 낮은 연령층은 피용자로 고용될 가능성이 많을 뿐 아니라 자영업을 할 수 있는 재산이 축적되어있지 않으므로 피용자로 취업할 의사가 강하다. 중간연령층은 피용자로 취업할 확률이 감소하고 반면 재산이 어느 정도 축적되어 자영업을 할 수 있다. 높은 연령층은 피용자로 취업할 가능성은 작지만 자영업을 새로 시작하기에는 위험부담이 많으므로 피용자로 구직활동을 하다가 실패하면 포기할 생각을 하는 것이다.(부표7 참조)

### 3. 구직강도

다음으로는 실직 후 실제로 기업에 원서를 내거나 면접을 해본 회수를 통하여 구직강도를 분석한다. 구직자들은 평균 2.9회, 재취업자들은 3.0회 시도하였다. 구직강도는 구직자의 인적 속성과 실업기간, 유보임금, 실업급여, 제의임금분포 등에 의해 결정된다. 남성은 우선적으로 생계를 책임지므로 구직에 적극적일 것이다. 특히 가구원수가 많으면 더욱 그러할 것이다. 교육년수가 길면 직장제외가 많겠지만 고학력 실직자는 타 소득이 많아서 소극적일 것이므로 어떻게 영향을 줄 지 미리 알 수 없다. 교육년수와 마찬가지로 근속기간이 길면 직장제외가 많아서 구직회수가 증가하겠지만 연령상승과 함께 재산이 많아져서 소극적이 될 수 있다. 연령이 많아지면 재산이 많아지고 직장제외가 적을 것이므로 소극적일 것이다. 실업기간이 길어지면 구직기간도 길어져서 탐색회수가 많아질 것이고, 유보임금을 낮추어서 더 많은 직장제외를 받을 것이므로 구직회수도 증가할 것이다. 마지막으로 실업급여는 소득의 증가로 구직을 소극적으로 만들지만 실업급여를 받기 위해서는 구직확인을 받도록 되어있으므로 수락을 하지 않는다고 하더라도 구직시도를 더 적극적으로 하도록 할 것이다.

추정할 회귀식은 다음과 같다.

$$N_i = a_0 + a_1AGE + a_2SEX + a_3EDU + a_4TEN + a_5FSIZE + a_6UI + a_7\ln(DURA) + a_8RESWAGE + u$$

여기서 AGE=연령, SEX=성별더미(남성=1, 여성=0), EDU=교육년수, TEN=전 직장 근속월수, FSIZE=가구원수, UI=실업급여수급자격 더미(자격 유=1, 무=0), DURA=실업기간(개월), RESWAGE=유보임금(구직자는 최소희망임금, 재취업자는 재취업 후 임금)



회귀분석은 현재 실업상태에 있는 구직자와 실직경험을 가진 재취업자를 구분하여 이루어졌다. 분석결과를 요약하면 <표4>와 같다. 두 집단에서 모두 통계적으로 유의한 변수는 연령과 실업급여수급자격 두 개였다. 연령이 많을수록 구직시도회수가 감소하였고, 실업급여를 받는 근로자가 구직시도회수가 많고 특히 재취업자 집단의 경우 훨씬 많은 것으로 나타났다. 성별로는 남성 구직자가 여성 구직자보다 시도회수가 많았으나 재취업자 집단에서는 통계적으로 유의하지 않았다. 그러나 가구원수는 모두 유의하지 않았다. 유보임금은 재취업자의 경우에만 유의하게 나타났는데 예상대로 유보임금이 낮아질수록 직장제외회수가 많아져서 시도회수가 증가하는 것으로 나타났다.

#### IV. 실직자의 유보임금

##### 1. 임금의 신축성

구직자들의 유보임금은 실업기간에 영향을 미친다. 직업탐색이론에 따르면 사용자의 제의임금분포가 주어져있을 경우 구직자들이 유보임금을 높이면 취업할 확률이 낮아져서 실업기간이 길어지고, 반대로 유보임금을 낮추면 실업기간이 짧아진다. 따라서 임금이 신축적이지 않고 하방경직적이면 실업률이 상승할 것이다. 유보임금과 재취업후 임금에 대한 분석은 현재의 고실업률과 임금의 신축성과의 관계에 대한 문체(어수봉 1998)에 시사점을 줄 것이다.

구직자들의 유보임금을 알아보기 위해 “월 소득이 얼마정도의 직장이면 취업하실 생각이십니까?” 라고 질문하였다. 구직자들의 유보임금 평균은 99.5만원으로 그들의 이전 직장 임금 평균 125.2만원보다 25.7만원, 20.5% 낮은 금액이었다. 이것은 높은 실업률 하에서 임금이 하방경직적이지 않고 신축적임을 보여준다. 한편 재취업자의 전직 임금 평균은 127.6만원으로 실업자들과 거의 비슷하였는데 수락임금 평균이 100.1만원으로 전직 임금보다 27.5만원, 21.6% 낮음으로써 실업자의 유보임금 하락율보다 1.1%p 높았다.<sup>12)</sup> 탐색이론에 의하면 수락임금은 유보임금과 같거나 높다. 따라서 재취업자들은 평균적으로 실업자들보다 유보임금이 더 낮았다고 할 수 있고 현재 실업상태에 있는 구직자들은 이미 유보임금이 하락했으나 더 낮추어야 실업상태를 벗어날 수 있다고 할 수 있다.

12) 기존 연구들에 의하면 실직자는 대부분 임금하락을 경험한다(Hamermesh 1989).

<표5> 이전 직장 임금과 유보임금 및 수락임금의 분포

임금	구직자				재취업자			
	이전 직장 임금		유보임금		이전 직장 임금		수락 임금	
	누적인원수	누적비율	누적인원수	누적비율	누적인원수	누적비율	누적인원수	누적비율
0~60만원	31	12.1	34	13.3	5	5.4	12	12.9
61~80	87	34.0	118	46.1	14	15.1	33	35.5
81~100	133	52.0	194	75.8	28	30.1	68	73.1
101~120	153	59.8	215	84.0	55	59.1	80	86.0
121~140	179	69.9	218	85.2	67	72.0	80	86.0
141~160	205	80.1	241	94.1	76	81.7	88	94.6
161~180	220	85.9	245	95.7	82	88.2	88	94.6
181~200	237	92.6	251	98.0	89	95.7	93	100.0
201만원이상	256	100.0	256	100.0	93	100.0	93	100.0
최고	600만원		500		300		200	
최저	30		40		30		40	
평균	125.2		99.5		127.6		100.1	
표준편차	76.9		48		48.5		33.1	

구직자의 전직 임금과 유보임금, 재취업자의 전직 임금과 수락임금의 분포를 비교해 보자. 재취업자는 100만원 이하가 이전에 30.1%에 불과하지만 재취업 후 73.1%로 증가하였고, 구직자는 100만원 이하가 52.0%에서 75.8%로 증가함으로써 재취업자에 비해 상대적으로 유보임금 하락율이 낮음을 알 수 있다.<sup>13)</sup> 구직자의 유보임금과 재취업자의 수락임금이 상승 또는 하락한 폭을 비교해보면 구직자의 유보임금이 이전 직장 임금보다 상승한 비율은 21.9%로 재취업자 16.1%보다 5.8%p 높게 나타나있다. 반면 하락한 비율은 구직자가 64.5%, 재취업자가 77.4%로 구직자가 12.9%p 낮다.(부표8)

유보임금과 수락임금의 전직 임금 탄력성을 OLS로 추정해보면 실업자 유보임금의 전직 임금 탄력성은 0.5618로 재취업자 수락임금의 전직 임금 탄력성 0.4460보다 오히려 0.1158p 높게 나타남으로써 실업자의 유보임금이 충분히 하락하고 있지 않음을 알 수 있다.

이상의 분석을 통해 구직자들의 유보임금은 이전 직장 임금에 비해 하락함으로써 임금이 하방경직적이지 않음을 알 수 있다. 그러나 그 하락폭은 재취업자에 비해 작아서 실업을 해소할 만큼 충분히 신축적이지 않음을 알 수 있다.

13) 5월 전북 구직자 조사에서 전직임금이 100만원 미만인 근로자는 40.1%이었는데 유보임금은 51.5%로 증가폭이 광주조사보다 현저히 낮다. 이것은 고실업률의 장기화로 유보임금 하락율이 커지고 있음을 보여준다.

## 2. 유보임금의 결정요인

유보임금은 구직자가 받고 싶은 최소한의 임금으로 주관적인 기회비용이다. 유보임금은 탐색에 따른 비용과 수익, 즉 예상임금률, 실업기간, 실업급여 등 실업에 의해 상실되는 소득 등에 의해 결정된다. 유보임금 결정요인의 추정방정식은 다음과 같고, 사용된 변수와 평균값은 <표6>과 같다.

$$\ln(W_i) = a_0 + a_1 \ln(EXWAGE) + a_2 AGE + a_3 AGESQ + a_4 SEX + a_5 EDU + a_6 TEN + a_7 DURA + a_8 DURASQ + a_9 UI + a_{10} FSIZE + u$$

<표6> 유보임금 추정방정식의 변수들과 평균

변수	정의	평균
WAGE	유보임금	93.9 만원
ln(EXWAGE)	이전 직장 임금의 자연대수	4.73만원
AGE, AGESQ	연령, 연령제곱	32.8 세
SEX	성별더미(남자=1, 여자=0)	0.67
EDU	교육년수	13.4 년
TEN	전직장 근속월수	65.3 개월
DURA, DURASQ	실업기간(월수), 실업기간 제곱	6.1 개월
UI	실업급여 수급자격(있음=1, 없음=0)	0.71
FSIZE	가구원수	3.61

전직임금은 유보임금 결정에 가장 큰 영향을 준다(Hamermesh 1987). 본 자료에서도 상수항과 전직임금 변수 하나가 유보임금의 60.75%를 설명한다. 특히 실직자의 실직 초기 유보임금은 이전 직장임금과 차이가 거의 없다(Blinder 1988). 연령의 상승과 함께 생산성이 향상되지만 일정 연령 이상이 되면 생산성이 오히려 하락한다. 생산성을 반영한 임금도 이와 같다. 실업자들은 이러한 사실을 알고 있으므로 연령이 유보임금에 미치는 영향은 양의 부호, 연령제곱은 음의 부호를 가질 것이다. 성차별에 의해 여성의 임금이 낮으므로 성 더미변수는 양의 부호를 가질 것이다. 인적자본을 나타내는 학교교육년수, 전 직장 근속월수는 유보임금을 높일 것이다.

실업기간이 길어지면 탐색에 따른 기대소득이 감소하고, 많은 실업자의 경우 자산이 감소하여 견딜 수 없으므로 유보임금이 낮아질 것이다. 한편 실업급여를 수급하게 되면 탐색비용이 감소하므로 유보임금을 높게 설정할 것이고 실업급여수급자격은 양의 부호

가 예상된다. 마지막으로 가구원수가 많을수록 실업의 비효용이 커지므로 실업기간을 단축시키기 위해서 유보임금을 낮출 것으로 예상된다.

추정결과는 <표7>과 같다. 전직임금, 연령, 성, 실업기간은 예상했던 부호를 보여주었다. 교육년수, 근속월수, 가구원수 등은 통계적으로 유의하지 않았지만 교육년수, 근속월수가 유보임금에 영향을 주지 않는 것은 아니다. 교육년수와 근속월수가 이전 직장

<표7> 유보임금 결정 방정식의 추정결과

	본 연구		어수봉(1994)	금재호(1997)
	추정계수	표준오차	추정계수	추정계수
상수항	1.7390**	0.2952	2.3691**	2.7067**
ln(EXWAGE)	0.5062**	0.0445	-	0.072**
AGE	0.0295*	0.0145	0.0653**	0.0898**
AGESQ	-0.0004*	0.0002	-0.0008**	-0.0012**
SEX	0.1590**	0.0416	0.5213**	0.2526**
EDU	-0.0009	0.0068	0.0202**	0.0104
TEN	0.0000	0.0003	-	-
DURA	-0.0178*	0.0071	-0.0008	-0.0053
DURASQ	0.0006	0.0003	0.0000	0.0002
UI	-0.1156**	0.0368	-	-
OTINCOME	-	-	0.0182	-
가구원수	-0.0183	0.0106	-0.0101	-
기혼 더미	-	-	-	0.0049
배우자 근로 더미	-	-	-	-0.1416**
희망직장(자영업)더미	-	-	-	0.5173**
Adjusted R2	0.6917		0.2404	0.5697
표본의 크기	197		609	745

주: \* 5% 수준에서 통계적으로 유의함

\*\* 1% 수준에서 통계적으로 유의함

ln(EXWAGE) : 금재호(1997)은 이전직장 소득임.

임금의 결정요인이기 때문에 이 추정식에서 유의하지 않을 뿐이다.

실업급여수급자격은 예상과 상반된 부호를 나타냈다. 이러한 결과에 대해 가능한 설명은 노동시장정보의 양이다. 1998년에는 실업률이 높아지면서 임금도 하락하였다. 명목임금의 하락을 경험해보지 못한 근로자는 유보임금을 낮춘다고 하더라도 그 속도가 느릴 것이다. 실업급여를 수급하는 실업자는 수급을 위해 구직확인서를 받아야 하고 구직상담자와 면담을 하기 때문에 미수급자에 비해 노동시장에 대한 정보가 상대적으로

많고 따라서 시장상황에 맞추어 유보임금을 훨씬 빨리 낮추었다고 할 수 있다.

어수봉(1994)은 1992년 「도시가구의 취업실태조사」를 이용하여 유보임금을 추정하고 있는데 자료의 제약 때문에 유보임금 결정의 가장 중요한 변수인 이전직장임금을 제외하고 연령, 연령제곱, 성, 교육년수, 실업기간, 실업기간제곱, 가구원수, 기혼여부를 설명변수로 사용하였는데 그 중 연령, 연령제곱, 성, 교육년수만이 통계적으로 유의하였다. 금재호(1997)의 연구는 이전직장 소득, 연령, 연령제곱, 성, 교육년수, 실업기간, 실업기간제곱, 기혼여부, 배우자 근로더미, 희망직장 더미를 설명변수로 하여 유보임금을 추정하였는데 이전직장 소득, 연령, 연령제곱, 성, 배우자 근로더미, 희망직장 더미가 통계적으로 유의하였다.

우선 어수봉에 비해 금재호와 본 연구의 설명력이 높은 것은 가장 중요한 변수인 이전 직장임금이 포함되었기 때문이다. 본 연구에서 통계적으로 유의한 변수들만 보면 이전 직장임금, 연령, 연령제곱, 성 변수의 부호가 기존연구와 동일하다. 본 연구에서 추가로 설명된 것은 실업기간이 길어지면 실업자들이 유보임금을 낮춘다는 사실과 갑작스런 실업률의 상승기에 실업보험수급자격이 유보임금을 오히려 하락시킨다는 사실이다.

### 3. 실업률과 유보임금

위에서 보았듯이 개별 근로자들은 실업기간이 길어지면 유보임금을 낮추어서 실업에서 탈출할 확률을 높이려고 한다. 이제 노동시장에서 실업률의 변화가 유보임금에 미치는 영향에 대해 다른 자료를 이용하여 확인해보자.

1998년 계절조정실업률은 1월 4.1%에서 계속 상승하여 7월에 8.6%로 최고치를 기록하였고 그 이후 약간 하락하였으나 다시 10월에 8.5%까지 상승하다가 하락하였다. 98년 3월과 4월, 실업률이 정점을 이룬 6개월 후인 9월과 10월 광주지역 전산망에 정규직으로 구직등록을 한 실업자들의 희망임금을 비교해보았다. 구직 등록된 자료 중 실업자가 아닌 대학 및 전문대학 재학생은 제외하였다. 이렇게 추출된 자료는 3-4월 53개, 9-10월 125개, 총 178개이다.

구직등록에 기재된 사항 중 희망임금에 영향을 줄 내용은 연령, 성별, 학력, 자격면허 등이지만 자격면허는 분류하기 어렵기 때문에 제외하고 나머지 변수들을 사용하였다. 변수의 정의와 평균은 <표8>과 같다. 설문조사 자료와 비교할 때 성별구성은 비슷하지만 연령, 학력수준이 큰 차이를 보이고 있다. 설문조사 자료의 연령이 평균 32.8세임에 비해 전산망 자료는 25.7세로 전산망 사용 연령층이 낮다. 이것은 설문조사 자료의 연

령이 19세부터 59세까지 분포되어있음에 비해 전산망은 주로 청년층이 활용하므로 18세부터 35세까지밖에 없기 때문이다. 교육년수도 각각 13.4년과 15.0년으로 전산망 사용자가 고학력자이다.

<표8> 유보임금과 실업률의 관계 추정계수

변수	정의	평균
WAGE	희망임금	93.3 만원
AGE	연령	25.7 세
SEX	성별더미(남자=1, 여자=0)	0.67
EDU	교육년수	15.0 년
DTIME	9,10월 더미(9,10월 =1, 3,4월= 0)	0.7

이 자료를 이용하여 실업률이 유보임금에 미치는 영향을 알아보았다. 추정식은 다음과 같고 추정결과는 <표9>와 같다.

$$\ln(W_i) = a_0 + a_1AGE + a_2SEX + a_3EDU + a_4DTIME + u_i$$

연령, 성별, 교육년수가 유보임금에 미치는 영향은 앞에서 설명하였고 설문조사 자료와도 일치한다. 설문조사자료 추정식에 연령제곱이 포함되어있지만 전산망자료에서 빠진 것은 전산망 자료가 35세 이하의 낮은 연령층으로만 구성되어있기 때문이고 양의

<표9> 유보임금과 실업률의 관계

변수	추정계수	표준오차
상수항	12.3002**	0.2156
AGE	0.1693**	0.0491
SEX	0.0286**	0.0064
EDU	0.0364**	0.0130
DTIME	-9.2072**	0.0418
R <sup>2</sup>	0.9966	
표본의 크기	178	

주 : \*\* 1% 수준에서 통계적으로 유의함

부호가 나와서 예상된 결과이다. 고실업률을 나타내는 9월과 10월 더미변수는 음의 부호를 가지며 통계적으로 유의하게 나타났고 큰 값을 보여주었다. 즉 6개월 동안 실업률이 지속적으로 높아지면서 실업자들은 유보임금을 현저히 낮춤으로써 실업을 탈출하려고 시도하였다.

## V. 실업기간의 해자드 분석

실업자가 실업으로부터 탈출할 확률에 영향을 주는 요인을 파악하고자 할 때 실업기간이 불완전하게 관측되기 때문에 해자드함수가 사용된다(Kiefer, 1988). 실업기간의 확률분포함수는 확률변수  $T$ 가 어떤 특정값  $t$ 보다 작을 확률로 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$F(t) = \Pr(T < t)$$

이에 상응하는 확률밀도함수는  $f(t) = dF(t)/dt$ 이다. 생존함수는

$S(t) = 1 - F(t) = \Pr(T \geq t)$ 이고,  $t$ 시점까지 실업이 지속된다는 조건하에서  $T=t$ 시점에 실업을 탈출할 확률인 해자드함수는

$$\lambda(t) = f(t)/S(t) = -d \ln S(t)/dt \text{ 이고,}$$

$t$ 기까지의 탈출율의 합인 축적 해자드함수는

$$\Lambda(t) = \int_0^t \lambda(u) du,$$

생존함수는  $\lambda(t) = -d \ln S(t)/dt$ 이므로  $S(t) = \exp[-\Lambda(t)]$ 이다.

자료의 분포가 파라메타 벡터  $\theta$ 에 의해 결정된다면 확률밀도함수는  $f(t, \theta)$ 이고 실업기간이 완전히 관찰된 자료라면 우도함수는 다음과 같다.

$$L^*(\theta) = \prod_{i=1}^n f(t_i, \theta)$$

그러나 실업기간이  $t_j$ 에서 잘림으로써 불완전하게 관찰된 경우 알 수 있는 사실은 실업기간이 적어도  $t_j$ 이라는 것뿐이다. 결국 그 관측치에서 우도에 기여하는 것은 생존함수  $S(t_j, \theta)$ 의 값이다.  $k$ 번째 실업기간이 완전한 관측치이면  $d_k = 1$ , 불완전한 관측치이면  $d_k = 0$ 이라고 하면 우도함수  $L(\theta) = \ln L^*(\theta)$ 는 다음과 같다.

$$L(\theta) = \sum_{i=1}^n d_i \ln f(t_i, \theta) + \sum_{i=1}^n (1 - d_i) \ln S(t_i, \theta)$$

$f(t, \theta) = \lambda(t, \theta)S(t, \theta)$ 이고  $\ln S(t, \theta) = -\Lambda(t, \theta)$ 이므로 해자드함수로 나타낸 로그 우도함수는 다음과 같다.

$$L(\theta) = \sum_{i=1}^n d_i \ln \lambda(t_i, \theta) + \sum_{i=1}^n \Lambda(t_i, \theta)$$

이 우도함수를 추정하기 위해 해자드 함수의 형태를 가정하자. 실업기간과 관계없이 탈출율이 일정한 지수분포를 가정하면 해자드 함수와 축적해자드 함수는 각각 다음과 같이 된다.

$$\lambda(t_i, \theta) = \exp(X_i' \beta)$$

$$\Lambda(t_i, \theta) = t_i \exp(X_i' \beta)$$

따라서 추정할 로그우도함수는 다음과 같이 된다.

$$L(\beta) = \sum_{i=1}^n [d_i (X_i' \beta) - t_i \exp(X_i' \beta)]$$

만일 시간에 따라 탈출율이 변화하는 바이블 분포함수(Weibull distribution function)를 가정하면 해자드 함수와 축적해자드 함수는 각각 다음과 같이 된다. 지수분포는 바이블 분포에서 p=1인 특수한 경우이다.

$$\lambda(t_i, \theta) = \exp(X_i' \beta) p [\exp(X_i' \beta) t_i]^{p-1}$$

$$\Lambda(t_i, \theta) = [\exp(X_i' \beta) t_i]^p$$

따라서 추정할 로그우도함수는 다음과 같이 된다.

$$L(\beta) = \sum_{i=1}^n [d_i (\ln p + p X_i' \beta + (p-1) \ln t_i) - (\exp(X_i' \beta) t_i)^p]$$

추정에 사용된 자료는 1998년에 실업상태에 있었던 적이 있는 전직 상시 근로자에 대한 설문조사자료이다.<sup>14)</sup> 추정에 사용할 설명변수는 <표10>과 같다.

직업탐색이론에 의하면 제의임금분포가 주어져 있을 때 유보임금이 높을수록 실업에서 탈출할 확률은 하락한다. 그러나 재취업자의 유보임금 자료가 없으므로 여기서는 이전 직장의 임금을 대리변수로 사용한다. 실업자의 유보임금과 재취업자의 수락임금을 유보임금의 대리변수로 사용한 연구(어수봉 1994)도 있으나 수락임금이 유보임금보다 높다는 문제가 있다. 앞에서 보았듯이 전직임금이 높을수록 유보임금이 높으므로 전직임금이 높을수록 실직기간이 연장된다고 할 수 있다(Addison & Portugal 1989, Fallick 1996).

<표10> 해자드모형에 사용된 변수와 평균

변수	정의	남자 평균	여자 평균
ln(DURA)	실업기간(98년 11월 기준 개월수+1)의 자연대수	1.65	1.65
ln(EXWAGE)	실직전 직장 임금의 자연대수	4.90	4.36
TEN	실직전 직장의 근속월수	80.27	50.23
EDU	학교교육년수	13.50	13.49
UI	실업급여(받으면 1, 자격없으면 0)	0.84	0.62
FSTATUS	가구주 여부(가구주 =1, 기타=0)	0.69	0.15
APPLY	원서제출회수/실업기간(월)	0.74	0.52
SEX	성별(남성=1, 여성=0) 남성 70.8%		

14) 이 분석은 응답자 중 현재 상태를 무급가족종사자와 가사로 응답하였지만 구직활동을 하고 있는 경우 실업으로 분류함으로써 공식적인 실업률 통계와 실업의 개념이 정확히 일치하지는 않는다.



앞에서 실업자들이 전직의 직종, 산업, 종사상 지위에 집착함을 보였다. 특히 장기근속자들은 단기 근속자들에 비해 이전의 직장과 비슷한 직장에 대해서만 직업탐색을 할 가능성이 많다. 이것은 특수적 인적자본을 가지고 있는 경우 다른 직장에서의 한계생산물가치 이상의 높은 임금을 받기 때문이다. 이와같이 전 직장과 비슷한 직장에 집착할 경우 전직장의 근속기간이 길수록 탈출확률은 하락한다. 또한 이들은 이전 임금이 높아서 유보임금도 높아 실업기간은 더욱 길어진다(Valleta 1991). 그러나 기업의 도산 또는 대폭적인 구조조정에 의해 대량해고가 이루어짐으로써 실직자들 중에는 유용한 인적자본을 가진 경력자들이 많아서 기업이 이들을 선호할 수 있고 장기근속자의 경우 퇴직금과 재산이 상대적으로 많으므로 자영업으로 탈출할 가능성이 높다. 따라서 근속기간이 탈출율에 미칠 영향을 미리 알 수는 없다.

학교교육년수는 탈출률을 상승시킬 것으로 예상된다. 모든 조건이 동일할 때 기업들은 많은 일반적 인적자본을 가진 노동자를 우선적으로 채용할 것이고 학교교육기간이 긴 실직자는 구직에 유리하다. 앞에서 보았듯이 실직자들이 주로 사용하고 있는 구직방법은 신문, 잡지, TV 등 광고에 의존하는 비율이 가장 높았으나 대졸은 고졸 이하에 비해 이전에 업무상 알게 된 사람을 통하여 통신, 인터넷을 활용하는 비율이 높았다. 즉 구직방법이 훨씬 다양하고 구직을 도와줄 수 있는 친구나 친지의 폭이 넓다고 할 수 있어서 이 역시 탈출률을 상승시킬 것이다.

실업급여의 상승은 탐색비용을 감소시키기 때문에 탐색기간을 연장시킴으로써 실업기간을 연장시키고 탈출률을 하락시킬 것이다. 그러나 실업급여를 받는 근로자는 상대적으로 규모가 큰 기업에서 실직한 상용 근로자들이므로 상대적으로 자산이 많아서 자영업으로 탈출할 확률이 높고, 실업급여 수령을 위해서는 구직확인을 반드시 받아야하기 때문에 직장제의를 받을 가능성이 높아서 실업급여수급자격 유무가 탈출률에 줄 영향은 미리 알 수 없다.

가구주는 기타 가구원보다 구직활동을 적극적으로 할 것이므로 탈출률을 높일 것으로 예상된다. 한편 월평균 원서제출회수가 많을수록 실업기간은 단축될 것이다. 원서제출회수가 많은 것은 적극적인 구직활동과 함께 직장제의가 그 만큼 많았음을 의미하기 때문이다.

실업기간이 큰 차이가 없는 경우는 지수분포를 사용할 수 있으나 차이가 큰 경우는 바이블 분포가 적합하다(Kiefer 1988). 여기서는 두 분포 모두를 추정해보았다. 추정결과를 <표11>에 요약되어있다.

우선 바이블 분포를 가정했을 때  $p > 1$  이므로 실업기간이 길어지면서 탈출확률이 상승한다. 이것은 경기변동이 심하지 않은 상황에서 실업이 장기화되면서 실업급여수급기간이 종료되고, 예금, 보험 등 저축을 생활비로 충당하게 되면서 구직활동을 적극적으로 하기 때문이라고(Kiefer and Neumann 1989, pp. 10-11, 어수봉 1994, p.73) 할 수 있다. 본 연구의 표본은 11월말 한 시점에 조사된 것으로 98년 실업경험이 있는 실직자들이다. 따라서 98년 이전에 실직하였거나 98년 초에 실직한 장기 실업자들은 실업률이 낮은 시기에 재취업이 용이하였을 것이다. 그러나 비교적 최근에 실직한 단기 실업자들은 보다 높은 실업률 하에서 탈출하기 어려웠을 것이다. 따라서 실업기간이 길어지면서 탈출률이 상승한 것으로 나타났다고 할 수 있다. 이러한 해석은 신동균(1998)의 연구를 통해 확인된다. 그는 1998년 1월 실업자의 경제활동상태변화를 7월까지 추적하여 해자드가 단조감소하고 있음을 확인해주고 있다. 이러한 표본의 한계를 인정하면서 추정결과를 검토해보자.

자료 평균에서의 탈출률은 바이블분포에서 0.09058, 지수분포에서 0.06132이다.  $E(t) = 1/\lambda$  이고 실제실업기간에 1을 더하였으므로 실업기간의 기대치는 탈출률이 상승할 경우 10.0개월, 탈출률이 일정할 경우 15.3개월이다. 이것은 자료의 평균 실업기간 4.0개월보다 훨씬 긴 기간이지만 다수가 아직 실업기간이 종료되지 않았기 때문이다. 탈출에 소요되는 기간은 바이블분포를 가정할 경우 5% 탈출에 2.46개월 25% 탈출에 5.88개월, 50%에 9.17개월 소요될 것으로 예상되며, 지수분포를 가정할 경우 각각 0.84개월, 4.69개월, 11.30개월이 소요될 것으로 예상된다.

각 변수들이 탈출률에 미치는 영향을 살펴보면 예상대로 이전 직장의 임금이 높을수록 탈출률이 하락하였고, 교육년수가 길수록 탈출률이 높았으며, 원서제출횟수가 많을수록 탈출률이 높은 것으로 나타났다.

근속기간은 양의 부호를 나타냈다. 전 직장에 대한 집착에 의한 하락요인과 유용한 인적자본 및 자영업 탈출에 의한 상승요인 중 후자가 크게 작용한 것으로 해석된다. 실업급여 유자격자가 무자격자에 비해 탈출률이 높은 것으로 나타났다. 실업급여를 수급함으로써 탐색비용이 감소하여 탐색기간이 길어지지만 고실업률 시기에 이들은 탈출에 유리한 조건을 가지고 있고 구직의무에 의해 구직활동을 적극적으로 하였기 때문이다.

<표11> 헤자드 함수의 추정결과(전체)

독립변수	Weibull 분포	지수분포
상수항	-3.1187***(0.6607)	-3.0428** (1.4971)
ln(EXWAGE)	-0.3969** (0.1697)	-0.7069* (0.3740)
TEN	0.0023** (0.0009)	0.0041** (0.0021)
EDU	0.1075*** (0.0220)	0.1457*** (0.0486)
UI	0.5578*** (0.1493)	0.6863** (0.3268)
FSTATUS	0.1471 (0.1183)	0.2414 (0.2653)
APPLY	0.5562*** (0.0540)	0.6549*** (0.1571)
SEX	0.1432 (0.1494)	0.3420 (0.3299)
P	1.97692*** (0.1652)	1(고정)
log L	-215.76	-245.91
표본의 크기	295	295
자료의 평균값에서의 탈출률	0.09058	0.06132

주: ( )안은 표준오차임.

\*\*\* : 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

\*\* : 5% 수준에서 통계적으로 유의함.

\* : 10% 수준에서 통계적으로 유의함.

가구주 여부는 통계적으로 유의한 결과를 보여주지 않고 있다. 가구주는 기타 가구원에 비해 더 적극적으로 구직활동을 하지만 불황으로 일자리가 부족한 상황에서 이것은 결정적인 요인이 되지 못한 것 같다. 이러한 결과는 상대적으로 호황기에 탈출율이 높아지는 것으로 나타난 어수봉(1994)의 연구와 상반된다.

성별 역시 통계적으로 유의한 결과가 나오지 않았지만 남자와 여자의 노동시장이 분단되어 있으므로 이들 표본을 나누어 탈출률을 추정해보는 것은 의미가 있을 것이다. 추정 결과는 <표12>와 같다. 남자의 경우 모든 변수가 전체자료와 동일한 부호와 통계적인 유의성을 보여주었다. 그러나 여자의 경우 원서제출횟수를 제외하고는 모든 변수가 통계적으로 유의한 결과를 보여주지 않았다. 이것은 남녀노동시장의 분단과 관련된 것으로 보인다. 유보임금은 여성의 경우에도 이전 직장의 임금에 의해 주로 결정된다. 그런데 다수의 근로자가 소수의 저임금 직종에 집중이 되어있으므로 유보임금의 인하가 탈출률에 영향을 주지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 인적자본을 나타내는 교육이나 경력도 여성의 경우에는 영향을 주지 못하였다. 실업급여 수급자격이 탈출률에 미치는 영향 역시 확인할 수 없었다. 유일하게 통계적으로 유의한 월평균 원서제출회수는 남자보다 그 계수가 2배 가까이 높게 나오므로써 여자의 경우 구직의 적극성

<표12> 해자드 함수의 추정결과(남녀)

독립변수	남자		여자	
	Weibull 분포	지수분포	Weibull 분포	지수분포
상수항	-2.6829*** (0.7848)	-1.9177 (2.0404)	-4.8232*** (1.8032)	-7.1185** (3.6320)
ln(EXWAGE)	-0.5217*** (0.2018)	-1.0324** (0.4990)	0.0226 (0.4269)	0.2224 (0.8622)
TEN	0.0027** (0.0011)	0.0053** (0.2660)	-0.0005 (0.0042)	-0.0002 (0.0088)
EDU	0.0997*** (0.0251)	0.1348** (0.0593)	0.1261* (0.0713)	0.1971 (0.1389)
UI	1.0957*** (0.2409)	1.7649*** (0.4963)	-0.3938 (0.3805)	-0.8897 (0.7069)
FSTATUS	0.0845 (0.1138)	0.1628 (0.2944)	0.4915 (0.4240)	0.5958 (0.7830)
APPLY	0.5062*** (0.0811)	0.5755** (0.2276)	0.9076*** (0.1360)	1.1726*** (0.2607)
P	2.1236*** (0.1945)	1(고정)	1.89267*** (0.3805)	1(고정)
log L	-153.25	-181.11	-47.34	-53.34
표본의 크기	209	209	86	86
자료평균에서의 탈출률	0.09747	0.06553	0.06447	0.03516

주: ( )안은 표준오차임.

\*\*\* : 1% 수준에서 통계적으로 유의함.

\*\* : 5% 수준에서 통계적으로 유의함.

\* : 10% 수준에서 통계적으로 유의함.

이 탈출률에서 절대적임을 보여주고 있다.

## VI. 요약 및 결론

본 연구는 1998년 11월말 광주시 상시고 실직자에 대한 설문조사자료를 이용하여 고실업률 시기 실직자의 직업탐색과 실업기간을 분석하였다. 본 연구결과는 기존의 연구결과와 많은 부분에서 일치하지만 한국에서 대량실업은 처음 겪는 상황이므로 이전의 연구결과와 다르거나 새로 확인된 사실들도 몇 가지 있다. 연구결과를 요약 정리하면 다음과 같다.

첫째, 비자발적 이유에 의한 실직자가 약 70%를 차지하고 구인배율이 아주 낮아 최근의 실업은 수요부족에서 발생한 것이라고 할 수 있다. 따라서 임금을 낮추고 희망하지 않는 직종·산업·종사상 지위로 하향 구직을 하고 있었다.

둘째, 고실업률이 장기화되면서 나타난 현상으로는 구직경로가 다양해졌고, 유보임금 및 수락임금이 전직임금보다 약 20% 하락함으로써 임금이 신축적임을 보여주었다. 그

러나 고실업 사태를 급작스럽게 맞이하면서 이전임금에 대한 집착이 강하여 하락폭은 충분히 신축적이었다고 보기는 어렵다.

셋째, 실업보험수급자는 유보임금 하락률이 높았고 실업탈출률도 높았다. 이것은 직업탐색이론과 상반된 결과로 노동수요부족사태를 처음 겪으면서 노동시장에 대한 정보가 모든 실업자에게 동일하지 않고, 실업보험수급자가 보다 완전한 정보를 가지고 있으며, 실업보험지급에 따른 구직독려 때문인 것으로 생각된다.

넷째, 기존연구들과 마찬가지로 유보임금은 전직임금에 크게 의존하였으며 실업기간에 대한 해자드분석에 의하면 유보임금의 대리변수인 전직임금이 낮을수록, 구직을 적극적으로 할수록 탈출률이 높았다. 인적속성으로는 인적자본축적이 많고 다양한 취업정보를 접할 수 있는 고학력자의 탈출률이 높았다. 다른나라에 대한 기존연구에서 근속기간이 긴 남성 실업자는 실업기간이 길었지만 여기서는 반대의 결과가 나왔다. 그것은 기업의 도산 등에 따른 실직자의 경우 유용한 인적자본 보유자가 많고 축적된 자산으로 자영업으로 탈출할 확률이 높기 때문인 것으로 해석된다.

## 참 고 문 헌

- 김재호(1997), 『도시근로자의 실업실태와 정책과제』, 한국노동연구원.
- 남성일·이화영(1998), 『외환위기 이후 우리나라 실업의 특성분석 - 외환위기 이전과의 비교-』, 『한국노동경제학회 동계학술세미나』.
- 남춘호·이성호(1998), 『전북지역의 고용동향과 실업자들의 구직활동 및 생활실태』, 전북대학교 사회과학연구소 부설 실직자 사회복지 지원센터.
- 방하남(1998a), 『실직근로자들의 구직활동 및 생활실태에 관한 조사보고서』, 한국노동연구원.
- \_\_\_\_\_ (1998b), 『실업급여 수급자들의 급여수급 및 재취업 실태분석』, 한국노동연구원.
- 신동균(1998), 『최근의 실업구조 분석』, 『고실업시대의 실업대책』, 한국노동연구원.
- 어수봉(1994), 『한국의 실업구조와 신인력정책』, 한국노동연구원.
- \_\_\_\_\_ (1998), 『최근 실업문제의 경제학적 질문과 과제』, 『한국노동경제학회 동계학술세미나』.
- 원창희(1995), 『대학생의 진로결정과 직업선택』, 『노동경제논집』 17권 제2호.
- 임정덕·김완표(1996), 『실직근로자의 직업탐색 및 이동에 대한 연구』, 부산대학교 노동문제연구소.
- \_\_\_\_\_ (1998), 『산업구조조정기 실직근로자의 직업탐색』, 『노동경제논집』 제21권 제1호.
- 조우현(1995), 『청소년 노동자의 고용문제와 실업확률의 결정요인분석』, 『노동경제논집』.
- 통계청(1992), 『고용구조조사보고서』.
- Addison, John T. and Pedro Portugal(1989), "Job Displacement, Relative Wage Changes, and Duration of Unemployment." *Journal of Labor Economics*, 7(3): 281-302.
- Blinder, Alan S.(1988), "The Challenge of High Unemployment," *American Economic Review* 78(2): 1-15.
- Fallick, Bruce C.(1996), "A Review of the Recent Empirical Literature on Displaced Workers." *Industrial and Labor Relations Review* 50(1): 5-16.
- Hamermesh, Daniel S.(1987), "The Costs of Worker Displacement," *Quarterly Journal of Economics* 102(1): 51-76.
- \_\_\_\_\_ (1989), "What Do We Know About Worker Displacement in the U.S.?" *Industrial Relations* 28(1): 51-59.
- Kiefer, Nicholas M. and George R. Neumann(1979), "An Empirical Job-Search Model, with a Test of the Constant Reservation-Wage Hypothesis," *Journal of Political Economy* 87(1): 89-107.
- Kiefer, Nicholas M.(1988), "Economic Duration Data and Hazard Functions," *Journal of Economic Literature* 16: 646-679.
- Leigh, Duane(1995), *Assisting Workers Displaced by Structural Change - An International Perspective-*, Michigan: W. E. Upjohn Institute for Employment Research.
- Valletta, Robert(1991), "Job Tenure and Joblessness of Displaced Workers," *Journal of Human Resources*, 26(4): 726-741.

<부표 1> 설문조사 대상 및 표본수

조사대상	설문지 배포 부수	설문지 회수 부수	조사방법
제조업(대기업 4개)	130	79	우편, 전화, 면접
제조업(중소기업 다수)	80	70	면접, 전화
금융업 2개	65	41	면접
언론기관 4개	40	40	전화
노동부(실업급여신청자)	30	30	면접
인력은행	80	80	면접
직업훈련소	25	21	면접
노동자상담소	34	29	면접
	484	390	

<부표 2> 직장을 그만둔 이유

사유	광주	전국	전북
전직	5.3	7.5	5.4
결혼 출산	6.1	2.1	4.1
질병, 부상	2.5	2.0	3.1
개인사업	2.5	1.4	3.1
불리한 인사조치	5.1	11.0	8.3
정년퇴직	0.3	1.2	3.6
기타 개인 사유	8.4	9.1	7.4
자발적 이유 소계	30.2	35.3	35.0
징계해고	1.5	2.7	2.1
도산, 폐업, 휴업	26.0	29.2	25.2
정리해고, 권고사직	23.9	24.2	28.9
계약기간 만료	1.0	1.1	1.3
명예퇴직, 조기퇴직	13.2	6.5	6.0
기타 회사의 이유	4.1	2.0	1.5
비자발적 이유 소계	69.7	64.7	65.0

<부표 3> 이직산업과 구직산업의 분포

산 업	실업자		재취업자		전체
	이전 직장의 산업	희망 직장의 산업	이전 직장의 산업	재취업 직장의 산업	이전 직장의 산업
제조업	46.6	45.9	82.7	34.1	55.9
건설업	13.4	15.4	2.0	13.4	10.5
금융업	15.9	9.0	6.1	9.8	13.4
음식숙박유통업	1.8	1.0	1.0	9.8	1.6
기타서비스업	12.0	14.2	4.1	14.6	10.0
농수산축산업	1.8	2.8	1.0	9.8	1.6
기타	8.5	11.7	3.1	8.5	7.1
계	100(283명)	100(242명)	100(98명)	100(82명)	100(381명)

<부표 4> 이직직업과 구직직업의 분포

직 업	실업자		재취업자		전체
	이전 직업	희망 직업	이전 직업	재취업 직업	이전 직업
생산직	25.7	22.1	40.0	20.4	29.5
전문직	9.6	16.4	6.0	11.8	8.7
기술직, 준전문직	25.7	25.8	8.0	10.8	21.1
행정관리직	4.6	4.5	0.0	3.2	3.4
일반사무직	22.5	19.3	41.0	10.8	27.4
판매직, 서비스직	11.1	11.5	5.0	34.4	9.5
농림어업	0.7	0.4	0.0	8.6	0.5
계	100(280명)	100(244명)	100(100명)	100(93명)	100(380명)



<부표 5> 이전의 종사상 지위와 희망하는 종사상 지위

종사상 지위	구직자		재취업자		전체
	이전	희망	이전	재취업	이전
일용직	0.0	4.1	0.0	19.4	0.0
임시직	4.1	2.9	3.1	7.5	3.8
시간제	0.0	3.3	0.0	2.2	0.0
상용	95.9	83.1	96.9	40.9	96.2
자영업	0.0	6.6	0.0	30.1	0.0
계	100(244명)	100(243명)	100(97명)	100(93명)	100(341명)

<부표6> 학력별 구직경로

	학력별				취업여부별				계	
	고졸 이하		대졸 이상		구직자		재취업자			
신문,잡지,TV 광고	134명	68.4%	92명	55.1%	170명	64.4%	56명	56.6%	226명	62.3%
업무상 알게된 사람	23	11.7	29	17.4	28	10.6	24	24.2	52	14.3
친구, 친지	18	9.2	15	9.0	18	6.8	15	15.2	33	9.1
노동부, 인력은행	15	7.7	17	10.2	32	12.1	0	0.0	32	8.8
사설직업소개소	0	0.0	0	0.0	0	0.0	0	0.0	0	0.0
혼자 직접 찾아다님	3	1.5	4	2.4	5	1.9	2	2.0	7	1.9
실업자 지원단체	1	0.5	1	0.6	2	0.8	0	0.0	2	0.6
학교·학원 추천	0	0.0	1	0.6	1	0.4	0	0.0	1	0.3
통신·인터넷	2	1.0	7	4.2	7	2.7	2	2.0	9	2.5
기타	0	0.0	1	0.6	1	0.4	0	0.0	1	0.3
	196	100.0	167	100.0	264	100.0	99	100.0	363	100.0

<부표7> 실업자의 연령계층별 구직 계획

연령별	취업포기	얼마 후 자영업	곧까지 피용자로 구직	계
30세 이하	4.5	18.2	77.3	100%(132명)
40세 이하	7.2	28.9	63.9	100 ( 83 )
50세 이하	3.6	35.7	60.7	100 ( 28 )
50세 초과	14.3	0.0	85.7	100 ( 14 )
계	5.8	22.6	71.6	100 (257 )

<부표8> 이전 직장 임금과 유보임금 및 재취업 후 임금의 차이

		구직자(유보임금-이전 직장 임금)		재취업자(수락임금 - 이전 직장 임금)	
		인원수	비율	인원수	비율
상승	60만원 초과	3	1.2	1	1.1
	41~60	1	0.4	3	3.2
	21~40	11	4.3	7	7.5
	1~20	41	16.0	4	4.3
	소계	56	21.9	15	16.1
동일		35	13.7	6	6.5
하락	1~20	63	24.6	28	30.1
	21~40	36	14.1	21	22.6
	41~60	35	13.7	8	8.6
	61~80	9	3.5	6	6.5
	81~100	10	3.9	4	4.3
	100만원 초과	12	4.7	5	5.4
	소계	165	64.5	72	77.4
계		256	100.0	93	100.0