

# 1998년 노동력 이동동향

1999

한국노동연구원

## 目次

- I. 序論
- II. 總量分析
  - 1. 월별 노동력 이동동향
  - 2. 해자드 분석
- III. 失業期間 分析
- IV. 細部 그룹別 勞動移動 패턴
  - 1. 성별 이동패턴
  - 2. 기타 이동패턴
- V. 政策的 示唆點

附錄: 月別 脫出率 및 流入率

參考文獻

## 表目次

- <표 II-1> 월별 노동이동 현황: 1~9월
- <표 II-2> 1월 실업자 집단의 해자드
- <표 II-3> 1월 실업자 집단 중 구직활동기간이 1개월인 실업자들의 해자드율
  
- <표 III-1> 구직기간 분포 평균 구직기간
- <표 III-2> 구직기간별 해자드 추정치
- <표 III-3> 월평균 구직기간
  
- <표 IV-1> 월별 남녀 실업률: 1988년 1~9월
- <표 IV-2> 성별 탈출률
- <표 IV-3> 성별 유입률
- <표 IV-4> 전월 취업자의 다음달 노동이동 상황
- <표 IV-5> 각 노동력 상태 선택확률에 있어서의 남녀 차이
- <표 IV-6> 각 노동력 상태 선택확률에 있어서의 남녀 차이: 산업별
- <표 IV-7> 성별 및 직종별 노동이동 패턴
- <표 IV-8> 성별 및 종사상지위별 노동이동 패턴
- <표 IV-9> 성별 및 학력별 노동이동 패턴
- <표 IV-10> 연령별 실업에서의 월평균 탈출률: 1998년 1~8월
- <표 IV-11> 연령별 실업으로의 월평균 유입률: 1998년 2~9월
- <표 IV-12> 학력별 실업에서의 월평균 탈출률: 1998년 1~8월
- <표 IV-13> 학력별 실업으로의 월평균 유입률: 1998년 2~9월
- <표 IV-14> 산업별 실업에서의 월평균 탈출률: 1998년 1~8월
- <표 IV-15> 산업별 실업으로의 월평균 유입률: 1998년 2~9월
- <표 IV-16> 직종별 실업에서의 월평균 탈출률: 1998년 1~8월
- <표 IV-17> 직종별 실업으로의 월평균 유입률: 1998년 2~9월
- <표 IV-18> 전직 유무 및 종사상지위별 실업에서의 월평균 탈출률: 1998년 1~8월

<표 IV-19> 전직 유무 및 종사상지위별 실업으로의 월평균 유입률: 1998년 2~9월

### 그림 目次

- [그림 II-1] 실업과 비경제활동 사이의 노동이동
- [그림 II-2] 취업과 비경제활동 사이의 노동이동
- [그림 II-3] 취업과 실업 사이의 노동이동
- [그림 II-4] 1월 실업자 집단의 생존율 및 취업, 비경활로의 탈출률
- [그림 II-5] 1월 기준 구직활동이 1개월인 실업자들의 생존율 및 취업, 비경제활동으로의 탈출률

- [그림 III-1] 구직기간 분포
- [그림 III-2] 구직기간별 생존율 추정치
- [그림 III-3] 구직기간 분포: 방법 1
- [그림 III-4] 구직기간 분포: 방법 2

### 附表 目次

- <부표 1> 1월→2월 탈출률
- <부표 2> 2월←1월 유입률
- <부표 3> 2월→3월 탈출률
- <부표 4> 3월←2월 유입률
- <부표 5> 3월→4월 탈출률
- <부표 6> 4월←3월 유입률
- <부표 7> 4월→5월 탈출률
- <부표 8> 5월←4월 유입률
- <부표 9> 5월→6월 탈출률
- <부표 10> 6월←5월 유입률
- <부표 11> 6월→7월 탈출률
- <부표 12> 7월←6월 유입률
- <부표 13> 7월→8월 탈출률
- <부표 14> 8월←7월 유입률
- <부표 15> 8월→9월 탈출률
- <부표 16> 9월←8월 유입률

## I. 序論

일반적으로 경기하강에 따라 노동시장이 위축되는 과정은 단순히 고용흡수력의 감소라는 측면만이 아니라 그 밖의 근로시간 단축, 노동생산성의 저하 등 질적인 면에서도 나타난다. 반대로 경기 상승기에는 1차적으로 고용흡수력의 증가에 의해 실업률이 감소하지만 그 밖에도 ① 임시·일용직의 감소화 정규직의 증가로 혹은 같은 종사상지위하에서도 근로시간의 증가로 1인당 평균 근로시간이 증가하며, ② 노동과 자본의 효율적인 사용으로 1인당 노동생산성이 증가하며, ③ 실망노동자들의 감소에 기인한 경제활동인구의 증가 등 질적인 면에서의 추가적인 득을 볼 수 있다(Okun, 1973).

최근 한국은 극심한 경기 침체를 맞이하고 있다. 실업률은 IMF 이전인 1997년에는 2%대에 머물렀던 것이 불과 1년 만에 7%대로 폭등하였고 실업자수는 150만 명을 상회하게 되었다. 유추하면 한국의 노동시장은 5%포인트의 실업률 상승이라는 고통뿐만 아니라 위에서 언급한 질적인 측면에서의 고통도 함께 겪고 있으리라 생각된다. 노동시장의 특성에 대한 1차적이면서도 기초적인 통계가 부족한 현실에서 이 연구는 실업률이 급등함에 따라 나타나는 양적인 측면에서의 노동시장의 변화과정을 기술하는 데에 우선적인 관심을 둔다. 하향취업, 실질임금 등 질적인 면에서의 노동시장 분석은 추후의 과제로 남기겠다. 1차적인 목적이 데이터로부터 발견되는 사실들을 보고하는 데에 있는만큼 깊이있는 노동경제학적인 접근을 시도할 수 없게 되었음을 유감으로 생각한다.

실업자 규모의 변동은 노동수요의 변동뿐만 아니라 공급의 변화에도 영향을 받는다. 예를 들어, 실업자의 규모의 증가는 기존 작업의 파괴에 따라 실직 실업자들이 늘어나기 때문이기도 하지만 새로이 노동시장에 진입하는 사람들이 바로 직업을 찾지 못하기 때문이기도 하다. 역으로 실업 규모의 감소는 노동수요의 확대에 의해서만이 아니라 구직활동을 중단하고 비경제활동으로 유출되는 실업자들에 의해서도 이루어진다. 한편, 실직한 사람들이 모두 실업자로 분류되는 것은 아니다. 실직 후 바로 경제활동을 중단하는 사람들은 실업자로 분류되지 않는다. 즉, 고용의 감소가 바로 실업의 증가를 의미하는 것은 아니다. 반대로 고용의 증가와 실업의 감소가 1대 1의 상응관계를 갖는 것은 아니다. 경제활동을 하지 않다가 구직활동기간 없이 바로 취업하는 사람들의 규모가 지배적일 때에는 고용은 상당량 증가하더라도 실업자의 수는 그다지 감소하지 않을 수도 있으며, 적어도 이론적으로는 고용과 실업자의 규모가 동시에 증가할 수도 있다. 따라서 실업의 발생과정 및 특성을 분석하기 위해서는 실업, 취업, 비경제활동이라는 세 가지 노동력 상태간의 노동의 이동성을 분석해야 할 것이다.

노동이동 패턴을 중심으로 실업구조를 분석한 연구들은 많지만 대표적으로는 어수봉(1994)을 들 수 있다. 그러나 이 분야에서 대부분의 기존 연구들은 횡단면 자료에 기초하고 있다. 횡단면 자료는 두 시점간의 상태의 변화를 파악하는 데에는 유용하게 쓰일수 있지만 두 시점간의 변수들의 변화과정을 파악할 수 없다는 제한점이 있다. 의미있는 실업구조 분석을 위해서는 변수들의 동태적 변화과정을 파악하여야 함은 재론의 여지가 없다. 변수들의 동태적 변화과정을 직접적으로 파악할 수 있는 방법은 패널데이터를 이용하여 개개인들에 관한 정보를 계속 추적조사하는 것이다.

본 연구는 통계청의 월별 경제활동인구조사 데이터를 패널데이터로 전환구축하고 이를 바탕으로 노동변수들의 동태분석을 시도한다. 주된 분석 내용은 취업, 실업, 비경제활동이라는 세 가지 노동력 상태간 노동의 이동 패턴 및 특성을 파악하는 것이다. 필자가 패널연구자료로서 경제활동인구조사 데이터를 사용하는 주된 이유는 현 인구의 초점이 노동이동의 패턴을 동태적으로 파악하는 데에 있는만큼 월별 자료가 보다 적합하다고 판단하였기 때문이다. 연별 자료는 연중 특히 조사시점에 있어서의 노동력 상태를 조사하기 때문에 두 연도의 조사시점간의 노동력 상태의 변화과정은 파악할 수 없다. 특히 IMF 직후의 노동이동의 패턴을 보다 엄밀하게 분석하기 위해서는 월별 자료를 사용할 수밖에 없다.

현 연구에서는 월별 경제활동인구조사 데이터를 1998년 1~9월 기간에 한정하여 분석한다. 이 기간은 현 연구를 집필하는 시점에서 이용 가능한 최대의 기간이다. 현 연구는 다음과 같이

구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 경제활동인구조사 데이터를 패널 형태로 구성하고 이를 기초로 취업, 실업, 비경제활동이라는 세 가지 노동력 이동의 패턴을 월별로 분석한다. 또한 1월의 실업자들이 향후 어떤 노동력 상태를 경험해 나갔는가를 해자드 분석을 통하여 알아본다. 제Ⅲ장에서는 실업기간의 변화과정을 집중적으로 토론한다. 제Ⅳ장에서는 성별 노동력 이동 패턴을 중심으로 연령별·학력별·산업별·직종별·종사상지위별·전직유무별 등 세부 그룹별 노동이동 패턴을 분석한다. 제Ⅴ장에서는 본문에서 분석한 내용을 토대로 정책적 시사점에 대해 간략히 논술한다. 그러나 현 연구의 1차적인 목적은 어디까지나 경제활동인구조사 데이터를 통해 나타난 IMF 이후의 노동력 이동 패턴에 대한 실증적 사실들(empirical facts)을 보고하는 데에 있다.

## II. 總量分析

### 1. 월별 노동력 이동동향

이 절에서는 1998년 1~9월 기간 취업, 실업, 비경제활동이라는 세 가지 노동력 상태간 이동의 패턴을 월별로 분석한다. 경제활동인구조사는 처음부터 패널데이터를 구축할 목적으로 제작된 것이 아니기 때문에 월별로 표본구성은 다소 차이를 나타내며 같은 개인에 대해서도 가중치는 월마다 다르다. 예를 들어, 1월과 2월에 모두 실업상태에 있었던 특정 개인의 경우 그 개인이 모 집단에서 대표하는 사람들의 수는 1월과 2월에 있어서 다르게 나타난다 여기서는 편의상 평균 가중치를 사용한다.

<부표 1>부터 <부표 18>은 1월부터 9월까지의 노동력 이동상태를 표로 요약한 것이다. 두 달 사이에 노동력의 이동 패턴은 탈출과 유입의 패턴으로 각각 정리하였다. 위에서 설명한 이유로 같은 노동이동 현상에 대해서도 유입자와 탈출자의 수는 다르다. 예를 들어, 1월에 취업상태에 있었던 사람들 가운데 2월에 실업으로 탈출한 사람들의 모집단에서의 수는 31만 7,000명이지만 2월의 실업자 집단을 기준으로 볼 때 1월의 취업자 집단에서 유입된 사람들의 수는 34만 명이다. 이 경우 1~2월간 실업에서 취업으로 이동한 사람들의 수는 그 평균치인 32만 9,000명으로 계산한다.

평균치를 사용하여 계산된 월별 노동이동의 현황은 <표 II-1>과 같이 요약된다. 마지막 행은 각 열의 수치들의 평균값을 나타낸다.

예를 들어, 1월부터 9월까지 월평균 개념으로 볼 때 약 14만 명이 실업에서 구직활동을 포기하였으며 반대로 약 21만 명이 전월의 비경제활동 상태에서 다음달에는 구직활동을 시작하였다. 같은 기준으로 약 46만 명이 취업 상태에 있다가 곧바로 비경제활동 상태로 이동하였으며 약 57만 명이 반대로 비경제활동 상태에서 바로 취업하였다. 한편 약 31만 명은 전월의 취업에서 다음달에는 실업화하였으며 반대로 약 29만 명은 실업자

<표 II-1> 월별 노동이동 현황: 1~9월

	실업 → 비경활	비경활 → 실업	취업 → 비경활	비경활 → 취업	취업 → 실업	실업 → 취업
1→2월	110	222	605	682	329	180
2→3월	109	187	483	989	350	275
3→4월	89	163	384	640	277	276
4→5월	104	176	354	453	281	300
5→6월	136	197	415	380	312	331
6→7월	181	228	459	418	337	275
7→8월	241	173	503	393	271	279
8→9월	181	310	487	584	293	409
월 평균	144	207	461	567	306	291

집단에서 취업으로 탈출하였다.

이상의 평균치들을 이용하여 다음과 같은 흥미있는 계산을 해볼 수 있다. 우선 통계청의 공식 발표에 따르면 실업자수는 1월의 93만 4,000명에서 9월에는 157만 2,000명으로 순(net)개념으로 볼 때 63만 8,000명 증가하였다. 패널데이터의 장점을 살려 분석해 보면 동기간 총(gross)개념으로 몇 명의 실업자가 발생했고 몇 명이 실업자 풀로 탈출했으며 또한 그 총유입과 탈출자들 중 몇 명의 취업과 비경제활동에서 왔는지 혹은 취업과 비경제활동으로 탈출했는지를 파악할 수 있다. 위의 표에 나타난 평균치들을 이용하여 계산해 보면 1~9월 기간 총 244만 8,000명이 취업에서 실업으로 이동하였으며 165만 6,000명이 비경제활동에서 실업으로 이동하여 총실업으로의 유입자수는 410만 4,000명이었다. 한편 232만 8,000명이 실업자 풀에서 취업했으며 115만 2,000명은 구직활동을 중단하였다. 따라서 실업으로부터의 총탈출자수는 348만 명이다. 총유입자수에서 총탈출자수를 빼면 62만 4,000명으로 통계청에서 발표한 공식 실업자수의 순증가분 63만 8,000명보다 약간 작다. 이 차이를 다음의 사항들을 고려해 볼 때 무시할 수 있을 정도로 작다고 판단된다. 첫째, 총실업자수 및 노동이동의 규모를 생각해 볼 때 이 차이는 상대적으로 무시할 수 있을 정도로 작다. 둘째, 월별 식별률이 100%에 못미친다(월평균 약 98%).<sup>1)</sup> 셋째, 모집단의 수로 환산하는 과정에서 평균 가중치를 사용했다. 요약하면 본 연구에서 패널 형태로 재구축하여 계산된 실업통계는 통계청의 공식 실업통계와 매우 일치적으로 나타났다. 한편 <부표> 및 <표 II-1>에 나타난 수치들은 사람이 아니라 사건을 바탕으로 계산되었다.<sup>2)</sup> 위에서 계산된 내용을 기초로 다음과 같은 논의도 가능하다. 취업과 실업 간의 노동의 이동성을 보면 1월에서 9월 사이에 순개념으로 12만명의 실업자를 발생시켰다. 한편 실업과 비경제활동 사이의 이동성을 보면 동기간 순개념으로 50만 4,000명의 실업자가 발생하였다. 따라서 1월부터 9월 사이에 증가한 실업자의 수 62만 4,000명 중 약 20%는 직업의 파괴와 관련된 실업자이고, 나머지 80%는 구직활동의 증가에 의한 실업자이다. 흔히들 최근 실업자 규모의 급속한 증가가 대부분 실직실업자의 증가에 기인한다고 믿지만 적어도 수량적인 측면에서 보면 보다 큰 원인은 구직활동의 증가에서 찾을 수 있다. <표 II-1>의 수치들은 많은 수의 사람들이 실직실업자화하였으나 동시에 많은 수의 사람들이 실업자 풀에서 취업으로 탈출할 수 있었음을 보여준다. 반면, 구직활동을 포기하는 실업자들보다는 구직활동을 시작 혹은 재개하는 사람들의 수가 압도적으로 많아, 이 부분이 실업자수의 증가에 중요한 요인으로 작용했음을 보여준다.<sup>3)</sup> 한편 노동의 이동성은 취업과 비경제활동 사이에서 가장 강하게 나타났다. 1월에서 9월 사이에 취업에서 비경제활동 상태로 곧바로 이동한 사람들의 월평균 수는 약 46만 명이며 약 57만 명이 비경제활동 상태에서 바로 취업하였다. 즉, 취업과 비경제활동 사이의 이동 패턴은 취업자수를 증가시키는 방향으로 작용하였다. 또한 취업과 비경제활동 사이의 이동성은 숫자면에서 볼 때 비경제활동과 실업 사이의 이동성의 2배가 넘으며 취업과 실업 사이이 이동성보다도 훨씬 큼을 알 수 있다. 종합하면 취업, 실업, 비경제활동이라는 세 가지 노동력 상태간의 노동의 이동성은 전반적으로 매우 크게 나타났으며 그 노동이동의 강도는 취업과 비경제활동 사이, 취업과 실업 사이, 그리고 실업과 비경제활동 사이순으로 나타났다.

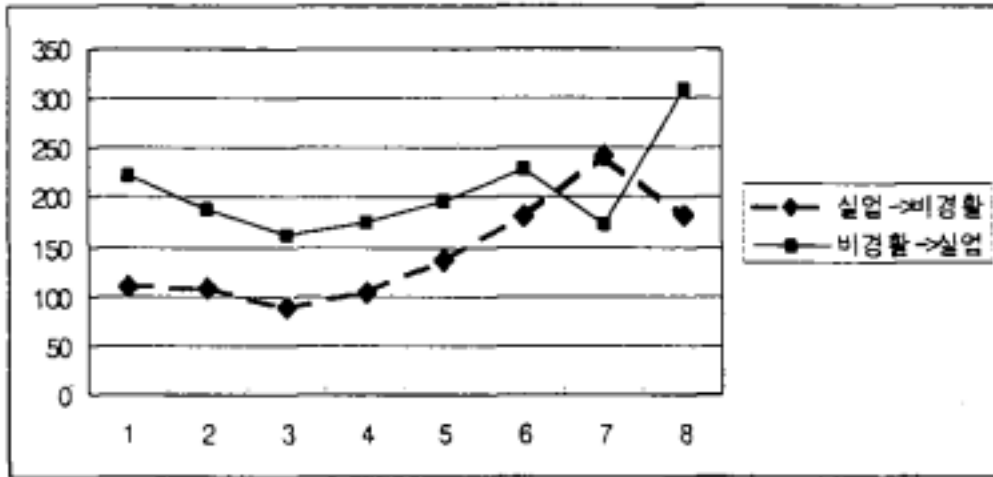
강한 노동의 이동성은 한편으로는 노동시장의 유연성과 관련하여 순기능적인 측면을 내포하고 있다. 또한 취업에서 비경제활동으로의 이동보다 비경제활동에서 취업으로의 이동이 크다는 사실과, 실업에서 비경제활동으로의 이동보다 비경제활동에서 실업으로의 이동이 더 크다는 사실도 노동시장의 긍정적인 모습으로 해석된다. 전자는 재론할 필요도 없거니와 후자의 경우도 다른 조건이 동일하다면 비경제활동 상태에서 구직활동을 시작하는 사람들의 증가에 의한 실업의 증가는 문제가 되지 않는다. 이러한 노동의 이동은 기존 직업에 대한 경쟁도를 증가시켜 전반적인 직업의 질적 향상을 가져오기 때문이다.

실업으로부터의 탈출에 초점을 맞추어 보면 월평균 개념으로 볼 때 전월 실업자의 21.2%는 다음달에는 취업을 했고, 10.3%는 구직활동을 중단했으며, 나머지 68.5%는 다음달에도 계속 실업 상태에 남아 있었다. 특히 취업으로의 탈출률 20%는 시점과 관계없이 매우 안정적으로 나타났다. 따라서 실업으로부터의 월평균 탈출률은 31.5%로 매우 높았다.

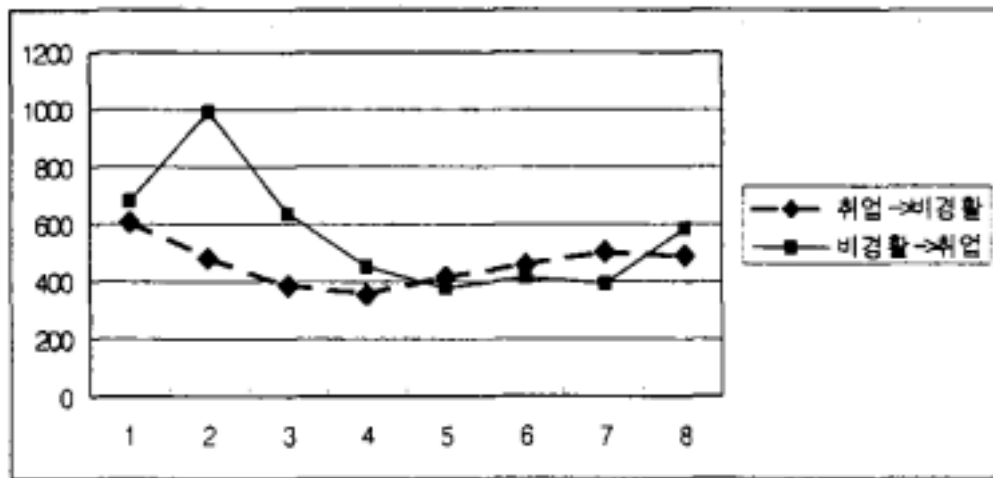
다음으로는 시간의 경과에 따른 노동이동의 변화 패턴을 살펴보자. [그림 II-1]에서부터 [그림 II-3]은 노동이동의 변화 패턴을 쉽게 파악하기 위해 <표 II-1>을 그림으로 나타낸 것이다. 우선 [그림 II-1]은 실업과 비경제활동 사이의 노동의 이동성을 나타낸다. 비경제활동에서 실업으로 이동한 사람들 수가 구직활동을 포기한 실업자들보다 7월과 8월 사이를 제외하고는 항상 많았음을 알 수 있다. [그림 II-2]에서 보듯이 취업과 비경제활동 사이의 이동성은 졸업 시점인

2~3월에서 신규학졸자들이 대량 취업함으로써 큰 괴리를 보였으나 그 이후에는 큰 차이 없이 진행되었다.

[그림 II-1] 실업과 비경제활동 사이의 노동이동



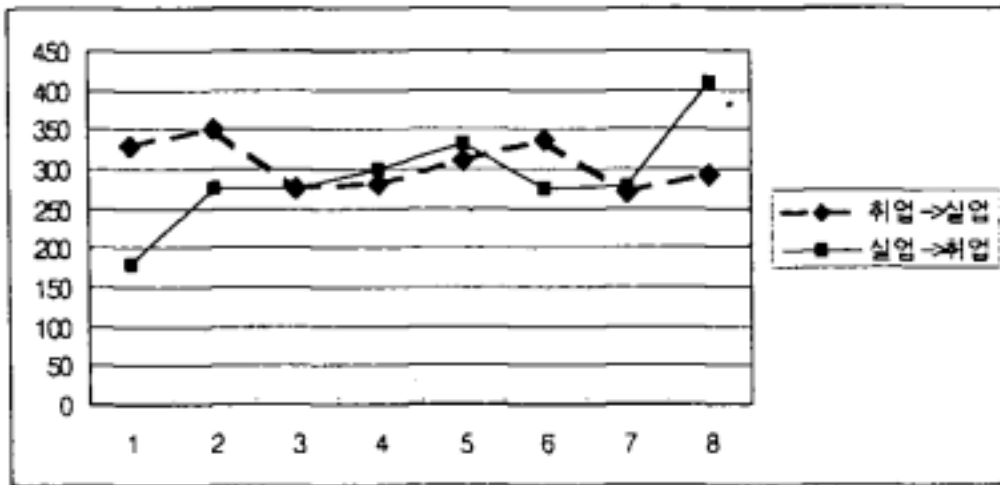
[그림 II-2] 취업과 비경제활동 사이의 노동이동



[그림 II-3]은 취업과 실업 사이의 노동이동의 변화 패턴을 나타낸다. IMF 직후인 1~3월에는 대량실업의 발생으로 실직실업자의 수가 실업에서 취업한 사람들의 수를 큰 폭으로 압도하였으나 4월부터는 역전현상이 일어나 7~8월의 기간을 제외하고는 실업에서 취업한 사람들의 수가 실직산업자의 수를 능가하였다. 그럼에도 불구하고 실업자의 수가 전반적으로 증가해 온 것은(8~9월에는 다소 정체 내지 감소하였음) 비경제활동에서 실업자 풀로 유입된 사람들의 수가 구직활동을 포기하는 실업자의 수를 큰 폭으로 압도하였기 때문이다.



[그림 II-3] 취업과 실업 사이의 노동이동



최근의 월별 노동력 이동동향을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 노동의 이동성이 매우 강하다. 특히 취업과 비경제활동 사이의 이동성이 매우 강하며, 취업과 실업 사이의 노동의 이동성도 당초 생각했던 것보다는 훨씬 강하다. 적어도 양적인 면에서는 노동시장이 긍정적으로 작용하고 있음을 보여준다. 둘째, 최근 실업자 규모의 증가를 설명하는 데 있어서 직업의 파괴보다는 노동 참가의 증대가 더 큰 역할을 한다. 셋째, 월평균 개념으로 볼 때 전월 실업자 10명을 기준으로 할 때 약 2명은 다음달에 취업했고, 약 1명은 구직활동을 중단했으며, 나머지 7명은 다음달에도 실업상태에 있었다(이를 향후 7:2:1의 관계라고 칭하겠다).

주석 1) 미식별자들에게는 식별된 사람들의 이동패턴을 그대로 적용하였다.

주석 2) 예를 들어, 특정인이 1월에 취업했다가 2월에는 실업하였고 다시 3월에 재취업하였다가 4월에 다시 실업하여 9월까지 계속 실업자 풀에 남아 있었다면 취업에서 실업으로 이동은 두 번 복수관찰된다(multiple spells). 그러나 동시에 실업에서 취업으로의 경험도 1회 계상되기 때문에 그 특정인의 실업 경험은 순개념으로 1회로 나타나므로 노동이동 패턴의 추적을 통하여 두 시점간 총실업자수의 변화를 파악하는 데에는 영향을 주지 않는다.

주석 3) 이러한 발견을 두고 부가노동자효과(added-worker effect)와 실망노동자효과(discouraged-worker effect)의 상대적 중요성에 논의를 해 볼 수도 있으나 위에서 발견한 사실들만을 가지고 결론을 내릴 수는 없다.

## 2. 해자드 분석

제1절에서는 월별 노동이동 패턴을 살펴보았다. 즉, 특정 시점에서 특정 노동력 상태에 있었던 사람들이 다음 시점에 어떠한 노동력 상태로 전환되는가를 살펴보았다. 따라서 앞의 분석에서는 시점에 따라 달라지는 표본의 구성을 제어하지는 않았다. 여기서는 1월 실업자 집단을 계속 추적분석함으로써 실업자 집단으로부터의 탈출 구조를 좀더 자세히 분석하고자 한다. 우선 패널데이터에 기초하여 1월의 실업자 93만 명 중 2월에 취업, 실업, 비경제활동 상태에 있었던 사람들을 구분하고 각 수치들의 1월의 실업자 93만 명에 대한 비율을 계산하였다. 다음에는 2월에도 여전히 실업상태에 있었던 사람들 중 3월에 취업, 실업, 비경제활동 상태에 있었던 사람들의 수를 구하고 이들을 2월에도 여전히 실업자 집단에 남아 있었던 사람들에 대한 비율을

계산하였다. 이와 같은 방식으로 1월 실업자들을 9월까지 추적분석한 결과를 <표II-2>에 정리하였다. 여기서는 실업자 집단으로부터의 탈출구조만을 분석하므로 가중치는 전월을 기준으로 하였다.

<표II-2>를 보면 1월의 실업자 93만 2,000명 중 약 20%인 18만 5,000명은 2월에 취업했으며 12%인 11만 1,000명은 구직활동을 중단하였다. 나머지 2월에도 실업상태에 있었던 63만 6,000명 중 약 20%인 12만 8,000명은 3월에 취업하였으며 8.6%인 5만 4,000명은 3월에 비경제활동인구로 전환되었다. 이와 같은 방식으로 1월의 실업자를 9월까지 추적조사한 결과 다음과 같은 사실들이 발견되었다. 첫째, 취업과 비경제활동으로의 총해자드율은 1~2월 사이에는 38.1%였던 것이 시간의 경과에 따라 28.8%, 24.7%, 24.6%, 24.6%, 21.0%, 20.0% 및 27.2%로 8~9월 사이에 제외하고는 지속적으로 감소해 왔다. 사실 9월의 탈출률이 그 이전의 추세에 비해 이론적으로 높았던 것은 공공근로사업에 의한 일시적 효과로 볼 수 있다. 실업기간이 길어짐에 따라 실업으로부터의 탈출률이 낮아진다는 사실은 이미 많은 연구들을 통해 알려져 왔다(Lancaster, 1979 ; Heckman and Borjas, 1980 ; Jackman and Layard, 1991).

9월의 다소 특이한 현상을 제외하고는 취업으로의 탈출률은 시간의 경과에 따라 지속적으로 감소해 왔으나 비경제활동으로의 탈출률은 처음에는 감소하다가 5월이 지나면서부터는 계속 증가해 왔다. 그럼에도 불구하고 총해자드율이 9월을 제외하고는 계속 감소해 온 것은 취업으로의 탈출률 감소효과가 지배적이었기 때문이다. 이에 따라 생존율(survival rate=1-hazard rate)은 9월을 제외하고는 시간의 경과에 따라 지속적으로 증가해 왔다. 비경제활동으로의 탈출률이 시간의 경과에 따라 다시 증가하기 시작하는 현상은 실망노동자가설(discouraged-worker hypothesis)과 무관하지 않다.

전반적으로 실업으로부터의 높은 탈출률로 인해 1월의 실업자 93만 2,000명 중 약 10%인 9만 2,000명만이 9월에도 실업자 집단에 남아 있게 되었다. 결국 8개월이 경과하면서 약 90%인 84만 명은 실업자 집단에서 탈출하였는데 이 중 약 65%인 54만 7,000명은 취업으로 탈출했으며 나머지는 비경제활동으로 탈출하였다. 즉 실업으로부터의 총탈출자 중 취업으로의 탈출자는 비경제활동으로의 탈출자에 약 2배가 된다. 이것은 앞에서 언급한 7:2:1의 관계와 일치한다. 비록 해자드율이 높은 것 같지만 월별 노동이동 동향과 해자드 분석에서 발견된 사실들을 종합해 보면 실업기간이 장기화되고 있음을 알 수 있다. 우선 월별 노동이동 동향 분석으로부터는 월평균 탈출률이 31.3%로 매우 높았음을 알 수 있다. 이는 월평균 생존율(1-월평균탈출률)이 68.5%임을 의미한다. 다시 말해 전월 실업자 중에서 다음달에도 실업상태에 있게 되는 사람들의 비율은 68.5%가 된다. 이 비율을 1월 실업자 집단에 대해 매월 같은 비율로 적용하면 9월에 이르러서는 1월 실업자 중에서 4.8%만이 남게 됨을 의미한다. 그러나 실제로 1월의 실업자들을 계속 추적조사해 본 결과 약 10%가 9월에도 실업상태에 놓이게 되었다. 그 차이는 탈출률이 실업기간에 따라 다르기 때문에 나타나는 것이다. 즉, 비록 월평균 개념으로 볼 때는 탈출률이 31.5%로 매우 높지만 그 내용을 살펴보면 이미 실업기간이 어느 정도 진전된 실업자들의 탈출률은 상대적으로 더 낮아서 장기 실업자들이 점차 누적되고 있음을 의미한다.

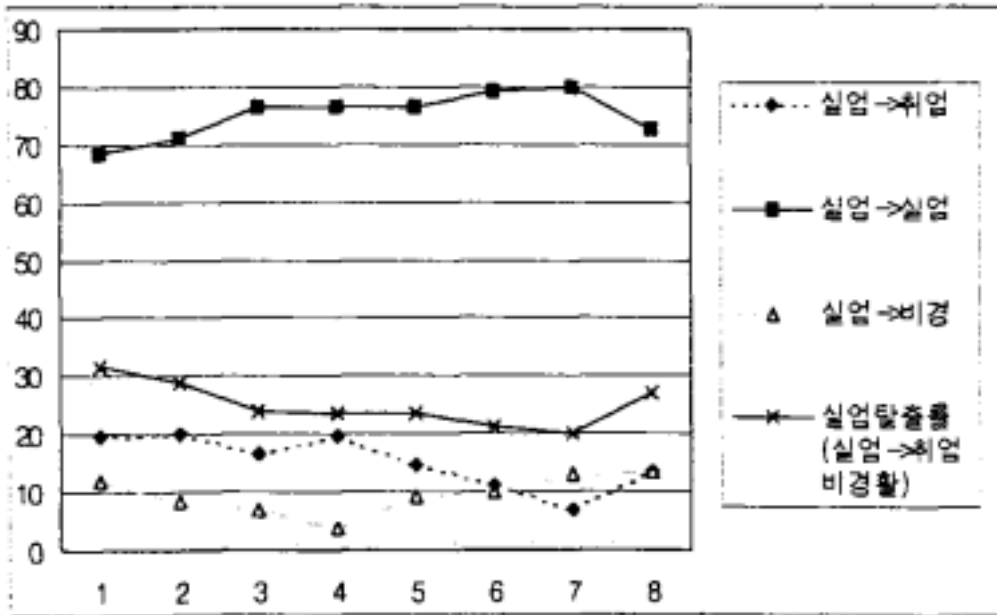
〈표Ⅱ-2〉 1월 실업자 집단의 헤자드

(단위: 천명, %)

	실업자 이동상태			
	취업	실업	비경제활동	천계
1월 → 2월	185 (19.8)	636 (68.3)	111 (12.0)	932 (100)
2월 → 3월	128 (20.2)	451 (71.2)	54 (8.6)	634 (100)
3월 → 4월	76 (16.8)	346 (76.3)	32 (7.0)	453 (100)
4월 → 5월	68 (19.6)	253 (76.4)	14 (4.0)	345 (100)
5월 → 6월	39 (14.5)	204 (76.4)	24 (9.2)	266 (100)
6월 → 7월	23 (11.3)	161 (79.0)	20 (10)	204 (100)
7월 → 8월	11 (6.8)	127 (80.0)	21 (13.1)	159 (100)
8월 → 9월	17 (13.5)	92 (72.8)	17 (13.7)	127 (100)

시간의 경과에 따른 총헤자드율, 취업으로의 탈출율 및 비경제활동으로의 탈출률의 변화 패턴을 쉽게 알아보기 위해 〈표Ⅱ-2〉를 그림으로 나타낸 것이 [그림Ⅱ-4]이다. 가장 위에 있는 선은 총헤자드율을 1에서 뺀으로써 계산한 생존율을 나타낸다. 총생존율은 9월을 제외하고는 지속적으로 증가해 왔다. 위에서 두 번째 선은 총헤자드율로 역시 9월을 제외하고는 지속적으로 감소해 왔다. 위로부터 세 번째 선은 취업으로부터의 탈출률을 나타내며, 네 번째 선은 비경제활동으로의 탈출률을 나타낸다. 7~8월 기간을 제외하고는 모든 시점에서 취업으로의 탈출률은 비경제활동으로의 탈출률보다 높았다. 9월에 이르면서 취업으로의 탈출률이 급등한 것은 즉, 총탈출률이 급격히 증가한 것은 앞에서 언급하였듯이 공공근로사업의 특수에 기인한다. 한 가지 흥미있는 발견은 9월의 특수상황을 제외하고는 구직활동기간이 길어짐에 따라 취업보다는 비경제활동으로의 탈출률이 상대적으로 높아진다는 것이다. 좀더 구체적으로 취업으로의 탈출률은 시간의 경과에 따라 전반적으로 감소해 온 반면, 비경제 활동으로의 탈출률은 초기에는 다소 감소하였다가 5월 이후에는 계속 증가하는 추세이다.

[그림 II-4] 1월 실업자 집단의 생존율 및 취업, 비경활로의 탈출률



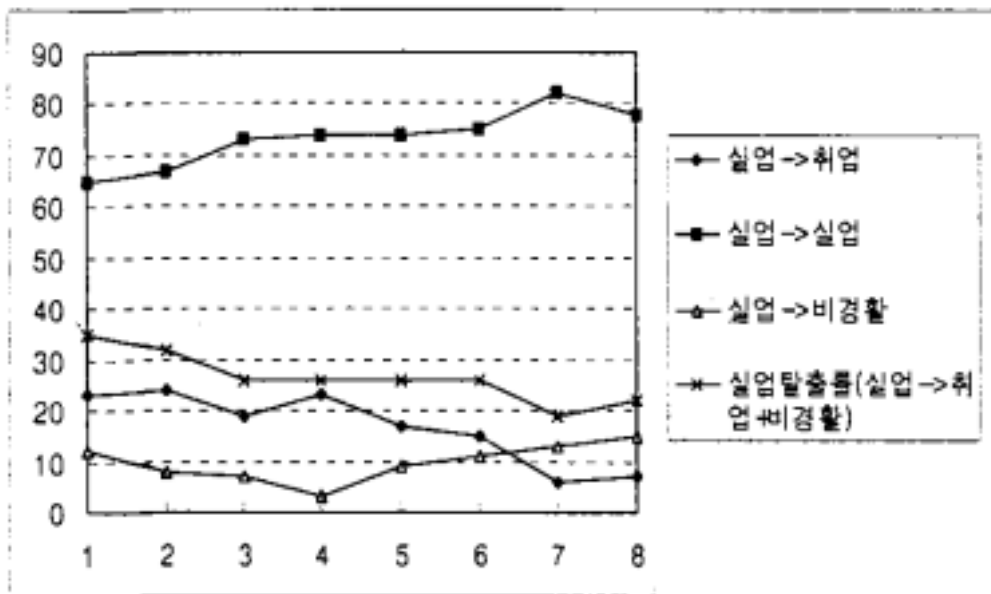
위의 분석은 1월 실업자 집단 전체를 대상으로 이루어졌다. 그러나 1월의 실업자들은 구직기간별로 차이를 보이고 있다. 따라서 구직활동기간별로 탈출률이 어떻게 다른지를 알아보는 것은 흥미있는 일일 것이다. 앞에서 분석한 바에 의하면 구직기간의 증가에 따라 탈출률이 떨어지는 것으로 나타났으나 이는 1월 실업자들에게 평균 혹은 공통적으로 나타나는 시계열상의 탈출률을 말한다. 신동균(1998)은 1월의 실업자 집단을 구직활동기간별로 나누고 각 소집단에서 시간의 경과에 따른 해자드율의 변화를 관찰하였다. 결론은 1월의 구직기간별 실업자 집단들 모두에게 있어서 시간의 경과에 따라 전반적으로 탈출률은 떨어지지만 1월 기준 구직활동기간이 짧을수록 월평균 해자드율은 높게 나타났다. 모든 소집단에서 나타나는 해자드율을 보고하는 것은 매우 지루하므로 여기서는 1월 기준 구직활동기간이 1개월인 실업자들에게 적용되는 해자드율만을 보고한다. <표 II-3>은 <표 II-2>와 같은 형태이지만 분석대상을 1월 기준 구직활동기간이 1개월인 실업자들만으로 하였다. [그림 II-5]는 <표 II-3>을 그림으로 나타낸 것이다.

〈표Ⅱ-3〉 1월 실업자 집단 중 구직활동기간이 1개월인 실업자들의 해자드울

(단위: 명, %)

	실업자 이동 상태			
	취업	실업	비경제활동	전체
1월 → 2월	101,277 (23)	285,091 (65)	53,259 (12)	439,627 (100)
2월 → 3월	69,189 (24)	192,287 (67)	23,615 (8)	285,091 (100)
3월 → 4월	37,096 (19)	141,044 (73)	14,147 (7)	192,287 (100)
4월 → 5월	32,113 (23)	104,423 (74)	4,509 (3)	141,044 (100)
5월 → 6월	17,628 (17)	77,540 (74)	9,255 (9)	104,423 (100)
6월 → 7월	11,334 (15)	57,843 (75)	8,362 (11)	77,540 (100)
7월 → 8월	3,251 (6)	47,270 (82)	7,322 (13)	57,843 (100)
8월 → 9월	3,470 (7)	36,727 (78)	7,072 (15)	47,270 (100)

[그림Ⅱ-5] 1월기준 구직활동기간이 1개월인 실업자들의 생존율 및 취업, 비경제활동으로의 탈출률



1월의 총실업자를 대상으로 한 해자드울과 구직기간이 1개월이었던 실업자들을 대상으로 한 해자드울을 비교분석해 보면 다음과 같은 흥미있는 사실들이 발견된다. 첫째, 구직기간이 1개월이었던 실업자들을 대상으로 한 월평균 해자드울은 26.5%로 총실업자를 대상으로 했을 경우의 월평균 해자드울 24.9%보다 높게 나타난다. 이는 1월의 총실업자들을 대상으로 한

해자드율이 시간의 경과에 따라 전반적으로 감소해 왔다는 시계열 증거와 일치한다. 즉, 구직활동기간이 짧은 집단의 탈출률이 높게 나타난다. 둘째, 특히 취업으로의 탈출률을 비교해 보면 월평균 개념으로 볼 때 1월 총실업자의 수치는 15.3%이나 1월의 구직활동기간이 1개월이었던 사람들의 그것은 16.9%로서 더 높다. 한편 비경제활동으로의 월평균 해자드율은 양자간에 9.7%로서 차이가 없다. 따라서 구직기간이 상대적으로 짧은 실업자들의 취업으로의 탈출률이 더 높음을 의미한다. 셋째, 평균 개념이 아닌 시간의 경과에 따른 패턴에 있어서는 양자간에 큰 차이가 없다.

### Ⅲ. 失業期間의 分析

모든 실업구조 분석의 핵심에는 실업기간의 분석이 있다. 실업기간의 증감 혹은 세부그룹별 실업기간의 차이에 따라 문제의 심각성 및 정책적 시사점들이 달라질 수 있기 때문이다. 여기서는 1998년 1월 이후 실업기간의 진전과정을 자세히 살펴보겠다. 구체적으로는 경제활동인구 조사상에서 나타나는 구직활동기간의 분포가 어떻게 변화해 나가는가를 분석한다. <표Ⅲ-1>은 1998년 1~9월 기간 동안 실업자들의 구직기간별 분포를 월별로 나타낸 것이다. 우선 마지막 행에 기록한 평균 구직기간을 보면 그 수치는 1월부터 9월까지 지속적으로 증가해 와, 전반적으로 실업이 서서히 장기화되고 있음을 알 수 있다. <표Ⅲ-1>의 수치들을 보면 어느 달을 막론하고 구직기간이 1개월인 집단의 비중이 가장 높아 최근의 대량실업의 발생을 실감하게 한다. 그러나 시간의 경과에 따라 각 월의 실업기간 분포에서 구직기간이 긴 집단의 비중이 점차 커짐을 알 수 있다. 예를 들어, 구직기간이 6개월인 집단의 비중은 1월의 2.2%에서 3, 6, 9월에는 각각 3.1%, 5.0%, 5.9%로 계속적으로 증가해 왔음을 알 수 있다. 또한 그 증가율은 구직기간이 긴 그룹일수록 대체로 더 빠름을 알 수 있다.

[그림Ⅲ-1]은 이러한 구직활동기간의 진전과정을 그림으로 나타낸 것이다. 9개의 점을 선으로 연결한 각각의 그래프는 매월의 실업자들의 구직기간별 분포를 나타낸 것이다. 시간의 경과에 따른 분포의 변화를 패턴을 쉽게 알아보기 위해 보다 최근의 분포는 보다 진한 선으로 표시하였다. [그림Ⅲ-1]을 보면 흥미있는 패턴을 발견할 수 있다. 시간의 경과에 따라 분포의 우측 꼬리는 점차 두꺼워지는 반면, 단기 구직기간의 비중은 점차 작아지고 있다. 이는 실업의 장기화가 진전되고 있다는 사실을 다시 확인 시켜 준다.

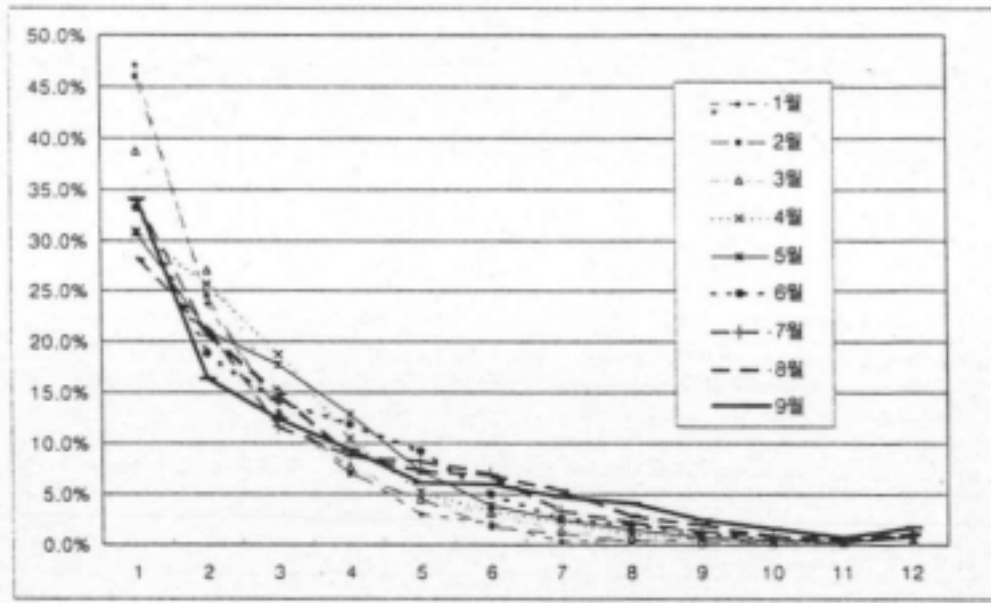
〈표Ⅲ-1〉 구직기간 분포 및 평균 구직기간

(단위: 천명, %)

	1월	2월	3월	4월	5월	6월	7월	8월	9월
1개월	439 (47.2)	568 (46.0)	534 (38.7)	444 (30.9)	458 (30.7)	508 (33.2)	558 (33.8)	444 (28.1)	536 (4.1)
2	221 (23.8)	303 (24.6)	373 (27.1)	369 (25.7)	315 (21.1)	289 (18.9)	350 21.2	331 21.0	258 (6.4)
3	123 (13.2)	159 (12.9)	211 (15.3)	270 (18.8)	266 (17.8)	217 (14.2)	191 11.6	236 15.0	195 2.4
4	71 (7.6)	86 (7.0)	108 (7.8)	151 (10.5)	192 (12.9)	182 (11.9)	146 8.8	140 8.9	148 9.4
5	27 (2.9)	55 (4.5)	62 (4.5)	76 (5.3)	109 (7.3)	141 (9.2)	136 8.3	115 7.3	97 6.2
6	20 (2.2)	22 (1.8)	42 (3.1)	49 (2.4)	57 (3.9)	76 (5.0)	116 7.0	108 6.8	95 6.0
7	7 (0.4)	15 (1.2)	20 (1.5)	34 (2.4)	38 (2.5)	39 (2.6)	57 3.4	86 5.4	75 4.7
8	5 (0.5)	5 (0.4)	10 (0.7)	16 (1.1)	23 (1.5)	31 (2.0)	37 2.3	46 2.9	65 4.1
9	6 (0.6)	4 (0.3)	4 (0.3)	8 (0.6)	11 (0.8)	18 (1.2)	23 1.4	32 2.0	40 2.5
10	3 (0.3)	3 (0.1)	4 (0.3)	4 (0.3)	7 (0.5)	9 (0.6)	15 0.9	14 0.9	25 1.6
11	2 (0.2)	2 (0.1)	3 (0.2)	3 (0.2)	4 (0.3)	6 (0.4)	7 0.4	9 0.6	12 0.8
12개월 이상	10 (1.1)	11 (0.9)	7 (0.5)	11 (0.8)	11 (0.8)	15 (1.0)	15 0.9	17 1.1	27 1.7
전 체	934 (100)	1235 (100)	1378 (100)	1434 (100)	1492 (100)	1529 (100)	1651 100	1578 100	1572 100
평 균	2.37	2.35	2.46	2.75	2.94	3.09	3.18	3.43	3.51



[그림Ⅲ-1] 구직기간 분포



논의를 지루하게 하지 않게 하기 위해 세부그룹별 실업기간 분석은 신동균(1998)의 연구 결과만을 간략히 요약한다. 신동균(1998)에 의하면 실업기간은 여성보다는 남성에게 있어서 훨씬 더 길게 나타난다. 이는 비록 여성의 노동시장참가율이 지속적으로 증가해 왔음에도 불구하고 여전히 여성의 경우 비경제활동(nonmarket production)의 경제활동에 대한 대체성이 매우 크다는 점을 시사한다. 여성의 실업기간이 남성의 그것과 비교하여 장기화되지 못하고 단절되는 현상은 특히 최근의 경기 하강기에 두드러지게 나타났다. 최화정(1998)의 연구에 의하면 1998. 1~1998. 9 기간 이직한(job separation) 사람들중 비경제활동으로 유출된 사람들의 비율은 남성보다 여성에게 있어서 현저히 높게 나타나며 그 남녀 차이는 통계적으로 매우 유의하다. 또한 최화정의 연구에 의하면 여성의 상대적인 비경제활동으로의 높은 유출률은 주로 기혼여성 집단에 기인한다. 이와 같은 비경제활동으로의 높은 탈출률은 실업기간의 단절을 가져와 여성의 평균 실업기간을 낮추게 된다. 한편 학력별로 보면 고학력 집단일수록 실업기간이 장기화되는 경향이 있으며 특히 초대졸 이상의 고학력 장기실업 문제가 심각하다고 할 수 있다. IMF 이전 인력난이 극심할 때에도 고학력자들의 장기 실업률이 30%대로 높았다는 사실은 한편으로는 고학력자들의 높은 유보임금과 무관하지 않다. 또한 일반적으로 실업률과 학력수준 간에는 정(正)의 상관관계가 존재하며 이는 IMF 이후에도 마찬가지로 나타난다. 신동균(1998)에 의하면 학력이 높을수록 실업화할 확률은 떨어지나 일단 실업자 풀로 진입하면 탈출률도 저학력 그룹에 비해 현저히 낮다. 연령별 살펴보면 다른 세부 그룹들과 비교하여 현저한 차이는 보이지 않는다. 많은 유럽국가들에 있어서는 청소년들이나 고령자들의 장기실업 문제가 심각했는데 한국의 경우는 오히려 25~59세의 핵심연령층의 장기실업 문제가 상대적으로 크게 나타난다. 결국 실업기간은 남성의 핵심 연령층에서 보다 길게 나타나는데 이는 사회보장제도가 제대로 발달되어 있지 않고 가구 생계를 여전히 가장의 수입에 의존하고 있는 한국의 현실과 밀접히 관련되어 있다고 본다.

다음으로 우리의 주된 관심사는 실업기간이 향후 어떻게 진전될 것인가에 있다. 향후 실업기간의 진전과정을 예측하기 위한 한 가지 방법은 구직활동기간별 해자드율을 이용하는 이다. 우선 1월을 기준으로 구직기간별로 실업자들을 분류하고 각 그룹에서 1월부터 9월까지의 월별 해자드율을 계산하였다. 그 이유는 해자드율이 실업기간별로 다를 수 있기 때문이다. 따라서 원칙적으로는 구직기간이 1개월인 사람들의 해자드율은 1월 기준 구직활동기간이 1개월인 집단에 한하여 한 번만 계산되며, 구직기간이 2개월인 사람들의 해자드율은 1월 기준 구직기간이 1개월인 사람들 중 2월에도 실업인 사람들과 1월 기준 구직기간이 2개월 된 사람들의 1월에서의 해자드율로 두 번 계산된다. 같은 방식으로 구직기간이 3개월인 사람들의 해자드율은

세 번 계산되며 구직기간이 11월인 집단의 해자드율은 11번, 12개월 이상인 사람들의 해자드율은 12번 계산된다. 그러나 1월 기준 구직기간별 집단들 중의 일부는 표본수가 너무 작아서 계산된 해자드율의 신뢰성이 의심되었다. 물론 최종적으로 계산된 해자드율은 각 표본관찰치의 가중치를 고려한 모집단에서의 해자드율을 의미한다. 작은 표본수의 문제를 어느 정도 해소하기 위해 비록 자의적이기는 하지만 표본수가 30개 이상인 상태에서 계산된 해자드율만을 사용하였다. 이상에서 계산된 월별 해자드율을 기초로 실업기간을 예측하는데에는 다음의 두 가지 방법을 사용하였다. 첫 번째는 2회 이상 해자드율이 반복 계산될 때에는 이들의 평균값을 사용하였다. 이를 '방법 1'이라 칭하겠다. 이 방법을 통하여 계산된 구직활동기간이 1개월부터 12개월 이상인 집단들의 해자드율은 <표Ⅲ-2>의 두 번째 행과 같이 나타났다. 또 한 가지 방법은 앞에서 계산된 각각의 월별 해자드율을 기초로 지수분포를 이용한 회귀분석을 통해 '전형적인(typical)' 해자드율을 계산하는 것이다.<sup>1)</sup> 즉 패널 데이터를 이용하여 계산된 월별 해자드율을 종속변수로 하고 구직기간을 설명변수로 하여 월별 해자드율을 추정하였다. 이를 편의상 '방법 2'라 부르겠다. '방법 2'에 의해 추정된 월별 해자드율은 <표Ⅲ-2>의 세 번째 행에 나타났다. 두 방법에 의해 계산된 해자드율의 근본적인 차이는 '방법 1'에서는 계산된 해자드율이 구직기간의 길이에 따라 지속적으로 감소해 오다가 구직기간이 9개월을 지나면서 다시 증가하기 시작하는 반면, '방법 2'에 의하면 해자드율은 전 기간을 통하여 지속적으로 감소한다. '방법 1'에 의해 계산된 해자드율이 9개월을 지나면서 다시 증가하기 시작하는 것은 9월에 들어 공공근로사업 등의 특수요인에 의해 많은 실업자들이 취업했기 때문이다. 반면, '방법 2'에서는 지

<표Ⅲ-2> 구직기간별 해자드 추정치

구 직 기 간 \ 해 자 드 율	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
	방 법 1	0.35	0.32	0.29	0.27	0.23	0.20	0.19	0.19	0.16	0.25	0.26
방 법 2	0.32	0.29	0.27	0.24	0.22	0.20	0.19	0.17	0.15	0.14	0.13	0.12

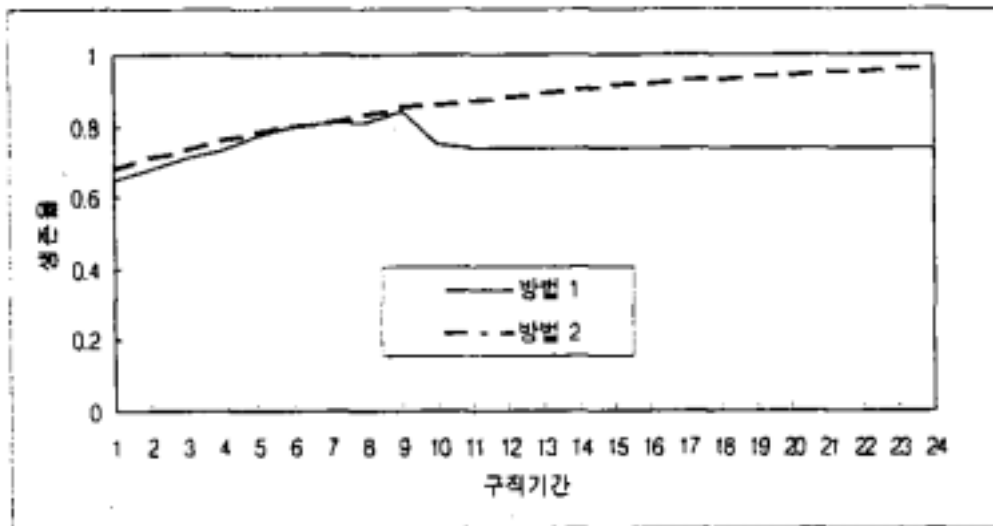
구 직 기 간 \ 해 자 드 율	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
	방 법 1	0.26	0.26	0.26	0.26	0.26	0.26	0.26	0.26	0.26	0.26	0.26
방 법 2	0.11	0.10	0.09	0.08	0.07	0.07	0.06	0.06	0.05	0.05	0.04	0.04

수분포를 이용하여 전반적인 탈출률의 변화 패턴을 추정하므로 이러한 특수요인의 효과는 상대적으로 무시된다. 엄밀한 설명은 아니지만 개략적으로 언급하면 '방법 1'에서는 월별로 실제로 발생한 사건들이 해자드율에 직접적으로 영향을 미치는 반면, '방법 2'에서는 실제의 해자드율들을 지수함수를 사용하여 필터링(filtering)한 것이다. 한편 '방법 1'에서는 해자드율의 변화 추세를 추정하지는 않았으므로 12개월 이상의 구직활동 집단의 해자드율은 더 이상 구직기간별로 세분화할 수 없었다. 따라서 12개월 이상에서는 공통적인 해자드율을 적용한다. '방법 1'을 통하여 계산된 해자드율이 9개월을 지나면서 다시 증가하기 시작한 데에 대한 또 다른 설명은 작은 표본(small sample)에서도 찾을 수 있다. 1월의 구직활동기간별 실업자 집단들 중 상당 부분이 9월에 이르러서 30개 이하의 표본수를 나타내었다. 비록 표본수가 30개보다 작아질 때는 분석의 대상에서 제외하였으나 30개의 표본수도 통계적으로 유의미한 결론을 내리기에는 불충분할 수 있기 때문이다. 이와 같은 두 방법으로 계산된 해자드율은 9개월까지는 비슷한 추세로 감소하나 10개월부터는 큰 차이로 벌어지기 시작한다. 결국 '방법 1'을 따르면 구직활동기간이 다소 과소평가될 가능성이 있고, '방법 2'를 따르면 과대평가될 가능성이 있다. 실업기간을 추정하기 위해서는 우선 위에서 추정된 해자드율을 생존율(survival rate)로 전환하고

이를 이용하여 9월의 각 구직기간별 실업자 집단에게 생존율을 차등적용하여 10월 이후에도 여전히 실업상태에 있을 사람들을 구직활동기간별로 추정하였다. 다음에는 10월에도 여전히 실업상태에 있을 사람들을 실업기간별로 분류하고 다시 생존율을 차등적용하여 11월에도 실업상태에 있을 사람들을 기간별로 추정하였다. 이와 같은 과정을 계속 반복하여 1999년 12월까지의 실업기간별 분포를 구하였다. 이러한 작업이 가능했던 이유는 개개인의 데이터를 패널 형태로 구축할 수 있었기 때문이다. 구직활동기간을 예측하는 과정에는 최대의 난관은 미래에 새로 발생하는 실업자의 규모를 월별로 파악해야 한다는 것이다. 여기서는 1998년 1월부터 9월까지 전월에는 취업 혹은 비경제활동 상태에 있다가 다음달에 실업한 사람들의 월평균 수치를 사용하였다. 그 수는 44만 명에 이른다.

[그림Ⅲ-2]는 위에서 계산한 구직기간별 해자드율을 기초로 생존율(=1-해자드율)을 1개월부터 24개월까지 그림으로 나타낸 것이다. 앞에서 설명했듯이 지수함수를 사용하여 계산한 생존율(방법 2)은 구직 활동기간의 증가에 따라 지속적으로 높아지는 반면, '방법 1'에 따라 계산된 생존율은 9개월이 지나면서부터 급격히 떨어지고 12개월 이상에서는 일정수준을 유지한다. 따라서 추정되는 장기 실업률은 '방법 1'보다는 '방법 2'를 사용했을 때 높게 나타날 것이다.

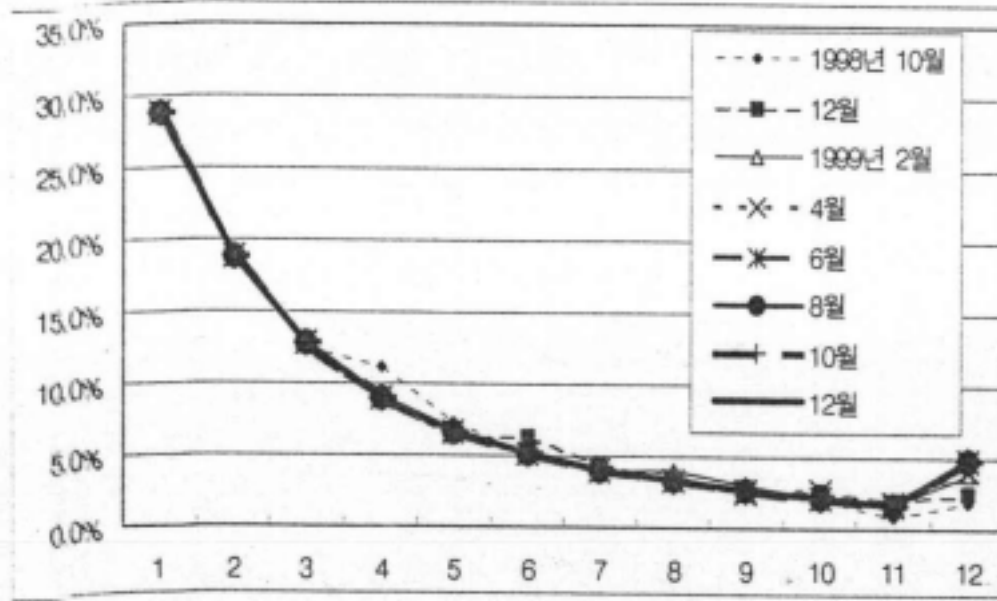
[그림Ⅲ-2] 구직기간별 생존율(survival rate) 추정치



[그림Ⅲ-3]과 [그림Ⅲ-4]는 각각 '방법 1'과 '방법 2'를 사용하여 추정된 월별 구직기간 분포를 그림으로 나타낸 것이다. 두 그림들에 있어서 월별 구직기간 분포의 변화 패턴을 파악하기 위해 1998년 10월부터 1999년 12월까지 짝수 월에 한하여 그림을 나타내었다. 또한 최근으로 올수록 진한선을 선택하였다.

우선 [그림Ⅲ-3]을 보면 그래프의 우측에서는 진한선일수록 상단에 위치하는 경향이 있고 그 좌측에서는 하단에 위치하는 경향이 있다. 비록 그 경향은 그다지 강하지는 않지만 이는 시간의 경과에 따라 실업이 점차 장기화됨을 의미한다. 그림의 왼쪽 꼬리부분에서 대부분의 그래프가 겹치는 것은 첫째, 1998년 10월부터는 새로 발생하는 월별 실업자수를 44만 명으로 고정시켰기 때문이고, 둘째, '방법 1'을 따를 때에는 구직활동기간이 9개월을 넘어설 경우 해자

[그림Ⅲ-3] 구직기간 분포 : '방법 1'

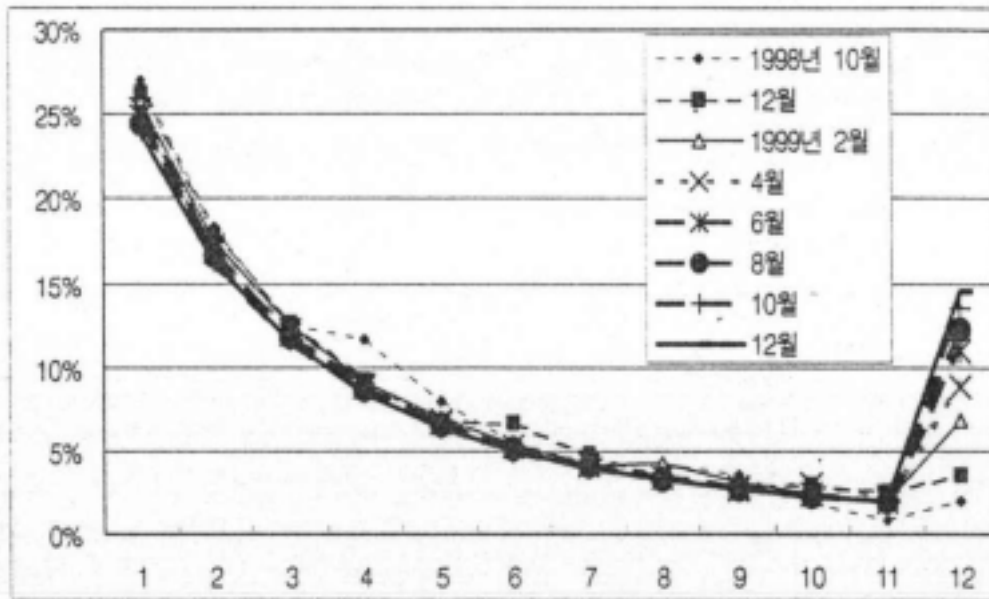


드율이 증가 혹은 그대로 유지되기 때문에 장기 실업자의 수가 그다지 크게 증가하지 않아서 단기 실업자들의 비율도 안정적인 수준으로 유지되는 경향이 있기 때문이다. 구직기간별 분포를 '방법 2'를 이용하여 구한 [그림Ⅲ-4]에서는 실업의 장기화 현상이 보다 첨예하게 나타난다. 시간의 경과에 따라 단기 구직활동자들의 비중은 줄어들고 장기 구직활동의 비중은 점차 커짐을 알 수 있다.

[그림Ⅲ-3]과 [그림Ⅲ-4]는 [그림Ⅲ-1]의 연장으로 해석할 수 있다. 다만 [그림Ⅲ-1]에서 나타난 구직기간 분포의 변화 패턴으로 유추해 볼 때 향후 구직기간 분포가 점차 정규 분포의 형태로 수렴할지도 모른다는 추측이 가능하나 이는 10월 이후 새로 발생하는 실업자의 수가 점차 감소할 때에만 가능하다.

<표Ⅲ-3>에서 위에서 도출한 구직기간 분포를 이용하여 월평균 구직기간을 계산하여 요약하였다. 1월부터 9월까지의 예상치가 아니라 실적치를 나타낸다. 앞에서 설명한 바와 같은 이유로 평균 구직기간은 '방법 1'을 택했을 때보다 '방법 2'를 택했을 때 더 길게 나타났다. 또한 '방법 1'을 택했을 때는 12개월 이상의 그룹에 대해 같은 탈출률을 적용하고 또한 1998년 10월 이후에는 새로 실업자 풀로 유입되는 사람들의 규모를 일정하게 놓았기 때문에 구직활동기간은 1999년에 들어서는 3.8개월로 일정하게 나타났다. 반면 '방법 2'를 택했을 때는 평균 구직기간은 시간의 경과에 따라 지속적으로 증가한다.

[그림Ⅲ-4] 구직기간 분포 : '방법 2'



〈표Ⅲ-3〉의 수치들을 이용하면 연평균 구직기간은 '방법 1'과 '방법 2'를 각각 사용했을 때 1998년에는 3개월 및 3.1개월이었던 것이 1999년에는 각각 3.8개월 및 4.5개월로 '방법 2'를 사용했을 때 특히 큰 폭으로 증가한다. 세련된 방법은 아니지만 분석의 간결상 두 방법에 의해 계산된 추정치들의 평균값을 점추정치(Point estimate)로 사용하면 평균 구직활동기간은 1998년도에는 약 3.1개월이나 1999년도에는 4.2개월로 크게 증가할 것으로 전망된다. 많은 외국의 문헌들을 통해서 한결같이 발견되는 사실은 실업기간은 일반적인 경기변동 지수에 어느 정도 시차를 가지고 변한다. 예를 들어, 총실업률이 최고점에 달한 후 일정한 시간이 경과한 다음에야 실업기간은 최고점에 다다르게 된다. 노동시장이 상당히 유연하여 실물경제의 경기변동을 신속히 반영하는 미국에서도 이러한 현상은 발견된다. Png(1994)는 미국의 장기 실업률<sup>2)</sup>은 과거 1970~80년대의 경기 후퇴기에는 경기 하강의 저점을 지난 약 7~8개월 후에 최고점에 달했으며, 1990년초의 경기 하강기에는 공식적으로 경기 하강이 종료된 15개월 후에야 장기 실업률은 최고에 달했다고 한다. 이는 경기회복에 따라 단기 실업자들이 우선적으로 고용이 되며 따라서 평균 실업 기간도 경기 하강의 저점을 지난 후에 일정한 시차를 가지고 최고점에 이르는 의미를 의미한다.

〈표Ⅲ-3〉 월평균구직기간

연도 월	1998년											
	1월	2월	3월	4월	5월	6월	7월	8월	9월	10월	11월	12월
평균구직기간												
방 법 1	2.3	2.2	2.4	2.7	2.9	3.0	3.1	3.4	3.4	3.5	3.6	3.7
방 법 2										3.7	3.8	4.0

연도 월	1999년											
	1월	2월	3월	4월	5월	6월	7월	8월	9월	10월	11월	12월
평균구직기간												
방 법 1	3.8	3.8	3.8	3.8	3.8	3.8	3.8	3.8	3.8	3.8	3.8	3.8
방 법 2	4.1	4.2	4.3	4.4	4.5	4.5	4.6	4.6	4.7	4.7	4.8	4.8

주: 1998. 1~9. 기간의 수치는 실적치임.

주석 1) 향후 Weibull 분포 등 보다 유연한 분포를 이용하고 탈출률과 관련된 개개인의 특성을 고려하여 재추정할 필요가 있다.

주석 2)  $\Pi g(1994)$ 는 장기 실업률을 일반 기준과는 달리 총노동참가활동인구 중에서 일정기간(예를 들어 6개월) 이상을 연속적으로 실업한 사람들의 비율로 정의했다.

#### IV. 細部 그룹別 勞動移動패턴

##### 1. 성별 이동 패턴

<표 IV-1> 은 1998년 1~9월 기간 남녀별 실업률을 나타내고 있다. 최근 남녀별 실업률의 추이를 보면 우선 1998년 1~9월 기간의 월평균 개념으로 볼 때 남성의 실업률은 7.5%로서 여성의 5.4%보다 2.1%포인트 높으며, 시간의 경과에 따라 남녀의 실업률 격차는 1월의 1%포인트에서 9월에는 2.5%포인트로 증가하였다. 한편 김장호(1998)는 1993~97년 기간의 분석을 통하여 남성의 실업률이 여성의 실업률보다 여전히 높지만 그 격차는 계속 줄어들고 있다고 하였다. 1993~97년 기간이 호황기였고 1998년 1월 이후의 시기는 전례없는 불황기라고 볼 때 호황기에는 남녀간 실업률 격차가 줄어들고 불황기에는 커진다는 패턴이 나타난다. 김장호는 1993~97년 기간의 남녀 실업률 격차가 줄어든 것은 여성의 실업률이 상대적으로 상승했기 때문이며 이는 주로 여성의 노동시장참가율이 남성의 그것보다 빠른 속도로 증가해 왔기 때문이라고 한다. 그렇다면 최근 남녀간 실업률 격차가 다시 커지고 것은 무엇 때문일까? 남녀간의 노동이동 행태가 경기 상승기와 하강기에서 대칭적으로 나타난다면 최근의 남녀간 실업률 격차의 증가는 보다 많은 여성들이 비경제활동으로 유출됨에 따라 여성 실업률이 상대적으로 느리게 증가하기 때문이다. 사실, 1월 대비 9월에는 남성의 실업률은 4.9%에서 8.3%로 3.4%포인트 증가한 데 비해 여성의 실업률은 3.9%에서 5.8%로 1.9%포인트 증가하였다. 그러나 김장호(1998)도 강조하듯이 실업률 변화의 특징을 파악하기 위해서는 실업의 이면에 있는 고용의 변화 내지 노동의 이동현상을 엄밀히 분석해야 하며 이는 실업, 취업, 비경제활동이라는 노동력 상태에 대한 횡단면적인 분석보다는 통태적인 분석을 통해서만이 제대로 파악될 수 있다.

<표 IV-1> 월별 남녀 실업률:1998년 1~9월

		(단위: %)								
		1월	2월	3월	4월	5월	6월	7월	8월	9월
실업률	남성	4.9	6.5	7.3	7.5	7.8	7.9	8.5	8.4	8.3
	여성	3.9	5.1	5.2	5.4	5.5	5.7	6.3	5.8	5.8

자료: 통계청.

실업률은 취업과 실업, 그리고 실업과 비경제활동 간의 노동이동성에 의해 규정되며 이직률(job separation rate)과 실업률과의 관계도 실업을 경험하지 않고 전직하는 사람들(job changers)에 의해 크게 달라진다. 결국 남녀간 실업률 차이에 대한 동태분석은 노동력 상태간 이동성에 대한 유량분석을 통해서만이 보다 정확히 수행될 수 있으며 패널데이터는 이러한 노동의 이동성에 대한 연구를 용이하게 해준다.

우선 취업, 실업, 비경제활동이라는 세 가지 노동력 상태간 이동 패턴이 남녀간에 어떻게 차이가 나는지를 살펴보자. <표 IV-2>와 <표 IV-3>은 각각 월별 실업으로부터의 탈출률과 실업으로의 유입률을 남녀별로 분석한 것이다. 우선 <표 IV-2>에 나타난 탈출 패턴에 대한 남녀 차이를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 어느 시기를 막론하고 실업으로부터의 탈출률은 남성보다는 여성에게 있어서 더 높게 나타난다. 남성의 월평균 탈출률은 28%인 데에 비해 여성의 그것은 39%로 매우 높다. 이는 실업기간의 장기화가 여성보다는 남성에게 있어서 훨씬 심각하다는 사실을 재확인시켜 준다. 둘째, 어느 시기를 막론하고 여성의 탈출률은 비경제활동으로의 탈출률뿐만 아니라 취업으로의 탈출률에 있어서도 남성의 그것보다 높게 나타난다. 월평균 개념으로 볼 때 취업으로의 탈출률은 남성의 경우 20.3%이지만 여성은 23.1%로 2.8%포인트 높다. 한편 비경제활동으로의 탈출률은 남성의 경우 7.8%에 불과한 데에 비해 여성의 경우는 15.8%로 8%포인트 높다. 셋째, 바로 앞에서 분석한 바에 의하면 남녀 차이는 취업으로의

탈출률에서보다는 비경제활동으로의 탈출률에서 훨씬 더 크게 나타난다. 한편 <표 IV-3>에 나타난 유입구조를 살펴보면 첫째, 실업으로의 총유입률은 남녀각각에 있어서 33.4%, 43.5%로 나타나 여성의 유입률이 더 높게 나타난다. 둘째, 전월 취업으로부터의 유입률은 남녀 각각 22.3%, 및 22.1%로 거의 차이가 없으나 비경제활동으로부터의 유입률은 남녀 각각에 있어서 11.1% 및 21.4%로 여성의 수치가 훨씬 더 높다. 따라서 여성의 유입률이 높은 것은 오직 비경제활동으로부터의 유입률이 높다는 사실에 기인한다.

<표 IV-2> 성별 탈출률

		남 성		여 성		매월 전체 실업자수	
1월 실업자	→ 2월 취업	112,657 (18.3)	616,220	70,987 (22.6)	314,112	183,670 (19.7)	930,332
	→ 2월 실업	440,149 (71.4)		195,407 (62.2)		635,498 (68.3)	
	→ 2월 비경활	63,414 (10.3)		47,719 (15.2)		111,163 (11.9)	
2월 실업자	→ 3월 취업	174,956 (21.3)	820,649	105,854 (25.8)	409,508	280,746 (22.8)	1,230,157
	→ 3월 실업	590,937 (72.0)		248,530 (60.7)		839,627 (68.3)	
	→ 3월 비경활	54,756 (6.7)		55,124 (13.5)		109,784 (8.9)	
3월 실업자	→ 4월 취업	180,286 (19.4)	929,481	101,196 (23.5)	430,138	281,762 (20.7)	1,359,619
	→ 4월 실업	708,571 (76.2)		280,528 (65.2)		968,353 (72.7)	
	→ 4월 비경활	40,624 (4.4)		48,414 (11.3)		89,504 (6.6)	
4월 실업자	→ 5월 취업	197,554 (20.6)	960,874	106,108 (23.1)	459,934	303,700 (21.4)	1,420,808
	→ 5월 실업	718,737 (74.8)		293,789 (63.9)		1,012,361 (71.3)	
	→ 5월 비경활	44,583 (4.6)		60,037 (13.1)		104,747 (7.4)	
5월 실업자	→ 6월 취업	221,305 (21.8)	1,014,734	114,557 (24.2)	473,210	336,054 (22.6)	1,487,944
	→ 6월 실업	718,820 (70.8)		296,451 (62.6)		1,014,616 (68.2)	
	→ 6월 비경활	74,609 (7.4)		62,202 (13.1)		137,274 (9.2)	
6월 실업자	→ 7월 취업	185,466 (18.0)	1,032,165	91,778 (18.6)	492,123	281,197 (18.4)	1,524,288
	→ 7월 실업	762,374 (73.9)		301,490 (61.3)		1,061,974 (69.7)	
	→ 7월 비경활	84,325 (8.2)		98,855 (20.1)		181,118 (11.9)	
7월 실업자	→ 8월 취업	185,538 (16.7)	1,108,152	92,988 (17.5)	532,611	285,359 (17.4)	1,641,763
	→ 8월 실업	791,492 (71.4)		324,032 (60.8)		1,115,329 (67.9)	
	→ 8월 비경활	131,122 (11.8)		115,590 (21.7)		241,075 (14.7)	
8월 실업자	→ 9월 취업	278,150 (25.9)	1,074,257	142,200 (29.1)	488,400	415,073 (26.6)	1,562,657
	→ 9월 실업	699,615 (65.1)		256,689 (52.6)		965,196 (61.8)	
	→ 9월 비경활	96,493 (9.0)		89,511 (18.3)		182,387 (11.7)	



<표 IV-3> 성별 유입률

		남 성		여 성		매월 전체 실업자수	
1월 취업 →		233,683 (28.5)		106,111 (25.9)		339,882 (27.6)	
1월 실업 →	2월 실업자	456,769 (56.7)	820,649	204,792 (50.0)	409,508	661,754 (53.8)	1,230,157
1월 비경황 →		130,197 (15.9)		98,606 (24.1)		228,521 (18.6)	
2월 취업 →		222,733 (24.0)		96,815 (22.5)		319,588 (23.5)	
2월 실업 →	3월 실업자	598,422 (64.4)	929,481	251,205 (58.4)	430,138	849,790 (62.5)	1,359,619
2월 비경황 →		108,326 (11.7)		82,117 (19.1)		190,241 (14.0)	
3월 취업 →		179,317 (18.7)		101,030 (22.0)		280,614 (19.8)	
3월 실업 →	4월 실업자	699,790 (72.8)	960,874	276,361 (60.1)	459,934	975,122 (68.6)	1,420,809
3월 비경황 →		81,767 (8.5)		82,543 (17.9)		165,072 (11.6)	
4월 취업 →		200,900 (19.8)		85,265 (18.0)		286,184 (19.2)	
4월 실업 →	5월 실업자	725,156 (71.5)	1,014,734	298,126 (63.0)	473,210	1,023,371 (68.8)	1,487,944
4월 비경황 →		88,678 (8.7)		89,819 (19.0)		178,389 (12.0)	
5월 취업 →		221,965 (21.5)		95,565 (19.4)		317,423 (20.8)	
5월 실업 →	6월 실업자	711,642 (68.9)	1,032,165	295,523 (60.1)	492,123	1,006,710 (66.0)	1,524,288
5월 비경황 →		98,558 (9.5)		101,035 (20.5)		200,154 (13.1)	
6월 취업 →		226,849 (20.5)		115,314 (21.7)		342,152 (20.8)	
6월 실업 →	7월 실업자	763,384 (68.8)	1,109,152	305,428 (57.3)	532,611	1,068,906 (65.1)	1,641,762
6월 비경황 →		118,919 (10.7)		111,869 (21.0)		230,704 (14.1)	
7월 취업 →		278,150 (25.9)		142,200 (29.1)		274,245 (17.5)	
7월 실업 →	8월 실업자	699,615 (65.1)	1,074,257	256,689 (52.6)	488,400	1,113,641 (71.3)	1,562,657
7월 비경황 →		96,493 (9.0)		89,511 (18.3)		174,772 (11.2)	
8월 취업 →		206,850 (19.4)		90,948 (18.3)		297,748 (19.1)	
8월 실업 →	9월 실업자	701,281 (65.9)	1,064,849	249,524 (50.1)	497,574	950,130 (60.8)	1,562,424
8월 비경황 →		156,719 (14.7)		157,103 (31.6)		314,545 (20.1)	

<표 IV-2>와 <표 IV-3>의 내용을 정리하면 다음과 같다. 남성과 비교하여 여성의 실업으로의 유입률도 높지만 실업으로부터의 탈출률도 높아 실업자 풀에 남아 있는 사람들의 구성은 보다 빠른 속도로 바뀌고 있다. 이는 장기실업의 문제가 여성보다는 남성에게 있어서 보다 심각하게 나타날 수 있음을 의미하며 제Ⅲ장의 분석과 일치한다. 그렇다면 여성실업의 문제는 어디에 있는가? <표 IV-1>부터 <표 IV-3>까지의 내용을 검토해 보면 남성에 비해 여성의 실업률은 더 낮고 그 격차는 약간 벌어지고 있으며, 보다 높은 탈출과 유입률 구조를 가지고 있어 장기 실업이라는 측면에서도 문제의 심각성이 덜하지 않는가? 여성실업 문제를 포괄적으로 파악하는 것이 현 연구의 주목적은 아니다. 다음에서는 노동이동 패턴을 관찰함으로써 발견되는 수량적인 측면에서의 성별 특성을 좀더 자세히 분석해 보고자 한다. 또한 최근 여성실업 문제의 논의의 초점이 보다 높은 해고율에 있는만큼 전월 취업자의 다음달에서의 노동이동 패턴에 중점을 두고 분석한다.

우선 전월 취업한 사람들의 다음달에서의 노동력 상태를 남녀별로 살펴본다. 앞의 분석과 다른 점은 여기서는 전월 취업에서 다음달에도 연속적으로 취업한 경우를 직장이 전혀 변하지 않은 경우와 실업을 경험하지 않고 전직한 사람들로 좀더 세분화하여 살펴본다는 점이다. 그 분류기준으로는 두 달 연속적으로 취업상태에 있었던 사람들을 산업과 직종이 변하지 않은 경우와 산업이나 직종 중 한 가지라도 변한 경우로 나누어 전자를 편의상 '불변', 후자를 '전직(job change)'이라고 칭하였다. 비록 불완전한 분류이기는 하지만 데이터의 제약상 계속 취업한 사람들에게 대해 직장의 변경 유무를 정확히 가려 낼 수가 없었기 때문에 이직에 대해서는 부득이 산업과 직종의 변화 유무로 가려낼 수밖에 없다는 것이 한계라고 할 수 있다. 한편 9월의 특수한 상황이 남녀별 이동 패턴에 미칠지도 모를 영향을 고려하여 분석 시기는 1~8월로 한정하였다. 또한 여기서는 월별 이동 패턴보다는 표본기간 동안 남녀별 이동 패턴의 차이를 분석함을 목적으로 한다. 총표본수는 263,100개이다. 사실 보다 흥미있는 분석을 위해서는 IMF 이전과 이후의 데이터를 패널형태로 연결하여 있을지도 모를 구조적 변화에 대한 검증을 해야 하나 1998년 1월에 표본을 재추출함으로써 직접적인 비교분석은 불가능하다.

<표 IV-4>는 1998년 1~8월 기간 동안 노동력 상태간 이동 패턴이 전반적으로 남녀간에 어떻게 상이하게 나타나는지를 요약한다. '비율 1'은 전월 총취업자 중에서 다음달 각 노동력 상태에 대한 비율을 말하며, '비율 2'는 전월의 취업자들 중 일단 직장을 떠난 사람들 중에서 다음달에 각 노동력 상태에 있는 사람들의 비율이다.

<표 IV-4> 전월 취업자의 다음달 노동이동 상황

	남성	비율 1	비율 2	여성	비율 1	비율 2
불 변	78,301,883	(93.6)	(52.6)	50,023,881	(92.0)	
전 직	2,814,777	(3.4)	(26.4)	1,646,775	(3.1)	(38.0)
실 업	1,412,087	(1.7)	(21.0)	654,290	(1.2)	(15.1)
비 경 활	1,122,904	(1.3)		2,037,627	(3.7)	(47.0)
전 체	83,651,651명			54,362,574명		

주: 표 안의 수치들은 모집단에서의 수들을 나타냄.

<표 IV-4>에서 네 가지의 노동력 상태를 모두 고려한 '비율 1'을 보면 이직률은 여성과 남성에게 있어서 각각 8%와 6.4%로 여성의 이직률이 더 높다. 동시에 전월 취업에서 다음달에 실업한 비율은 여성(1.2%)보다 남성(1.7%)의 경우 더 높게 나타난다. 아울러 전직률도 여성(3.1%)보다는 남성(3.4%)에게 있어서 더 높다. 이러한 외관상 불일치되는 패턴은 비경제활동으로의 유출률에 의해 설명된다. 비경제활동으로의 유출률은 여성(3.7%)보다는 남성(1.3%)보다 현저하게 높다. '비율 2'는 이러한 노동이동의 패턴의 남녀간 차이를 더욱 부각시킨다. 일단 전 직장을 떠났다는 조건하에서 다음달에 이직 및 실업을 '선택'하는 사람들의 비율은 남성(52.5%)이 여성(38%)보다 높게 나타났고 비경활로의 유출률은 남성이 21%인 데 비해 여성이 47%로 여성이 현저하게 높게 나타난다. 이러한 남녀 차이에 대한 통계적 유의성 검증은 추후로 미루겠다. 여기서의 잠정적인 결론은 일단 이직시 남성은 여성에 비해 계속 노동시장에 남아 있으려는 경향이 강한 반면, 여성은 노동시장으로부터 탈출하는 경향이 강하다는 것이다. 즉, 남성은 여성에 비해 이직률이 낮지만 이직 후에도 여성에 비해 다른 직장을 전직하는 비율도 높다. 그럼에도 불구하고 남성의 실업률이 더 높은 것은 여성에 비해 구직활동을 포기하지 않고 계속 노동시장에 남아 있으려는 경향이 더 강하기 때문이다.

이상에서는 패널데이터를 이용하여 노동이동 패턴이 남녀간에 어떻게 다른가를 총량 개념으로 살펴보았다. 다음에서는 이러한 남녀 차이가 관찰가능한 개인변수들과 어떻게 관련되는지 그리고 그러한 변수들을 고려했을 때에도 남녀간 노동이동 패턴의 차이가 <표 IV-4>에서처럼 나타날 것인지에 대해 논의한다. 나아가, 이러한 노동이동 패턴의 남녀 차이가 산업별·직종별·중사상지위별로는 어떻게 나타나는가를 살펴보고자 한다. 또한 분석을 용이하게 하기 위해 특수상황이 발생했던 9월을 제외한 가장 최근의 데이터인 7~8월간의 데이터를 이용하였다. 즉, 7월에는 취업상태에 있다가 8월에 이직한 사람들이 8월에 취업(전직), 실업,

비경제활동이라는 세 가지 노동력 상태를 선택하는 과정에서 남녀 차이가 어떻게 나타나는가 그리고 그 남녀 차이는 어떤 변수들과 관련되는가를 파악하는 것이다. 실증분석의 종속변수는 노동이동 상황 즉, 전월 취업에서 이직한 사람이 다음달에 다른 직장으로 옮길 것인가, 실업으로 남을 것인가, 아니며 경제활동을 중단할 것인가의 선택이고 선택간에 크기 내지 정도의 비교가 곤란하므로(unordered) Multinomial logit model을 사용한다. 모형에서 분석하고자 하는 최종적인 관심은 각 설명변수의 각 선택확률에 대한 한계효과(marginal effect)이다. 한계효과는 다른 조건이 일정할 때 특정 설명변수의 값이 한 단위 변할 때 종속변수의 평균값이 어떻게 변하는가를 의미한다. 선형모형에서는 한계효과가 설명변수의 계수와 일치하므로 계수추정치를 바로 해석하면 된다. 그러나 비선형확률모형에 대해서는 계수추정치가 곧 한계효과를 의미하는 것은 아니다. 특히 세 가지 이상의 선택 범주에서는 계수의 값뿐만 아니라 부호도 한계효과의 부호와 다를 수 있다. 한편 현 연구의 주제가 노동이동 패턴의 남녀 차이를 규명하는 것이므로 설명변수의 하나로 성더미를 포함시켰으며 따라서 성더미의 한계효과는 다른 조건이 같을 때 각 노동력 상태를 선택할 확률의 남녀 차이를 의미한다. 한편, 한계효과의 통계적 유의성을 검증하기 위해서는 각 추정된 한계효과의 표준오차를 구해야 하는데 이를 위해서는 Delta method를 이용한 Limdep 프로그램을 사용하였다. 한편 각 노동력 상태를 선택하는 데에 영향을 주는 변수들로는 성더미, 학력, 경력, 결혼 여부 등을 들 수 있다. 그 밖의 변수들은 경제활동인구조사 자료의 제약상 사용할 수가 없었다. 성더미는 여성을 1, 남성을 0으로 놓았다. 학력은 국졸·중졸·고졸·대졸 이상을 각각 1, 2, 3, 4로 표시하였다. 경력은 연령에서 수학기간과 6을 빼서 계산하였고(따라서 잠재경력을 나타냄), 결혼 여부는 미혼을 0, 기혼을 1로 한 더미변수로 처리하였다. 다음에서는 보고의 간결성을 위해 한계효과만을 요약하겠다. <표 IV-5>는 성더미변수 외에 관찰가능한 특성들(학력, 경력, 결혼 여부)을 포함시켜 추정된 한계효과들과 추정된 표준편차들을 나타낸다.

<표 IV-5> 각 노동력 상태 선택확률에 있어서의 남녀 차이

	학 력	경 력	결 혼	성 별
전 직	0.049 (0.003)	0.001* (0.000)	0.031 (0.006)	-0.08 (0.004)
실 업	-0.028 (0.004)	-0.002 (0.000)	-0.014* (0.007)	-0.071 (0.006)
비경제활동	-0.021 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.017 (0.001)	0.151 (0.001)

주: \*는 각 설명변수의 한계효과가 0이라는 가설이 5% 유의수준에서 채택된 경우, 괄호 안의 수치들은 추정된 표준편차임.

<표 IV-5>를 보면 실업 선택에 있어서 결혼 여부를 제외하고는 모든 한계효과들은 통계적으로 유의미하게 추정되었다. 가장 중요한 발견은 학력, 경력, 결혼 여부를 고려했을 때에도 각 노동력 상태의 선택확률에 있어서의 남녀 차이는 <표 IV-4>의 결과와 같다는 것이다. 즉 이직시에 여성은 남성과 비교하여 비경제활동으로 이동하는 성향이 강하며, 남성은 여성에 비해 전직하거나 구직활동을 하는 경향이 강하다. 이러한 결론은 학력, 경력, 결혼 여부의 변수들을 제어했을 때도 마찬가지로 내려진다.<sup>1)</sup> 사실 학력, 경력, 결혼변수들의 한계효과는 통계적으로 유의하게 나타나지만 절대값이 매우 작아 실증적으로는 중요한 의미를 갖지 못한다. 위의 분석에서는 노동이동 패턴의 남녀 차이를 전체적으로 보았을 때 전직, 실업에 대한 이동이 남성이 더 크고 비경제활동으로 이동할 확률이 여성에게 크다는 것을 알 수 있는데, 다음에서는 이러한 패턴이 산업·직종·종사상지위에 따라 다르게 나타나는지에 대해 분석해 본다. 다음의 <표 IV-6>은 앞에서 분석한 모형을 그대로 이용하면서 데이터를 각 산업별로 나누어 본 것이다. 설명변수도 학력, 경력, 결혼 여부 성별변수를 똑같이 포함하였으나 노동이동 패턴의 남녀 차이에

초점을 맞추기 위해 성별더미변수의 한계효과만을 정리하였다.

<표 IV-6> 각 노동력 상태 선택확률에 있어서의 남녀 차이 : 산업별

	농업 (n=1990)	광업 (n=32)	제조업 (n=5119)	전기·가스 및 수도사업 (n=83)	건설업 (n=3523)	도소매 및 음식숙박업 (n=7509)	운수·창 고·및 통신업 (n=1047)	금융·보험· 부동산 및 사업서비스업 (n=2057)	사회 및 개인서비스업 (n=3526)
전 직	-0.101 (0.004)	0.631 (13.2)*	-0.15 (0.011)	-0.010 (0.015)*	0.035* (0.027)*	-0.152 (0.007)	-0.043 (0.037)*	-0.131 (0.014)	-0.072 (0.008)
실 업	-0.023 (0.009)	-0.148 (21.01)*	-0.070 (0.014)	0.009* (0.025)*	-0.149 (0.358)	-0.02 (0.009)	-0.041 (0.042)*	-0.019 (0.0167)*	-0.012 (0.011)*
비경제활동	0.124 (0.002)	-0.483 (0.745)*	0.22 (0.004)	0.001 (0.002)*	0.113 (0.008)	0.172 (0.002)	0.084 (0.006)	0.149 (0.003)	0.084 (0.008)

주: \*는 각 설명변수의 한계효과가 0이라는 가설이 5% 유의수준에서 채택된 경우, 괄호 안의 수치들은 추정된 표준편차임.

위의 표를 보면 이직한 사람들이 전직(job change)할 확률은 광업과 건설업을 제외하면 추정치의 값이 음(陰)이다. 즉 광업과 건설업을 제외하면 전직할 확률은 남성에게 있어서 더 높게 나타난다. 그러나 광업과 건설업에서의 한계효과는 통계적으로 유의하지 못하게 나타났다. 이직한 사람들이 실업화할 확률은 전기·가스 및 수도사업을 제외한 모두 음(陰)의 값이 나와 남성의 실업확률이 높다고 볼 수도 있다. 하지만 전기·가스 및 수도사업에서의 한계효과는 통계적으로 유의하지 못하게 나타났다. 비경제활동을 선택할 확률도 광업을 제외하면 여성에게 높게 나타난다. 그러나 여기서도 광업에서의 한계효과는 유의하지 않게 나타난다.

<표 IV-5>에서 보았듯이 전산업에서 남녀 실업확률 차이는 -0.071로 나타났는데 산업별로 구분했을 때는 전반적으로 남녀 차이가 작게 나타난다. 다만, 건설업에서의 한계효과는 -0.149로 상당히 크게 나타났다. 또한 건설업의 표본수가 3,523으로 상당히 크다는 면을 고려해 볼 때 전산업에서 여성에 비해 남성이 실업화할 확률이 높게 나타난 것은 주로 건설업에서 발생한 실업자들에 기인한다고 볼 수 있다. 도소매 및 음식숙박업, 사회 및 서비스업의 표본수도 상당히 크고 이 산업들에서의 한계효과도 음(陰)으로 나타났지만 그 크기들은 건설업에서의 한계효과에 훨씬 못미친다. 제조업에서의 한계효과는 -0.07로 비록 건설업에서의 한계효과의 약 50%에 불과하나 표본수가 상당히 크므로 전산업에서의 한계효과를 음(陰)으로 만드는 데 어느 정도 기여한다고 볼 수 있다. 요약하면 이직시 여성에 비해 남성이 실업화할 확률이 높은 것은 ① 건설업(다음으로는 제조업)에서 발생한 실업자들의 특성이 다른 조건이 같다면 실업화할 확률이 높기 때문이며 ② 이들 산업에서 발생한 실업자들 가운데 불비례적으로 남성이 많기 때문이다.<sup>2)</sup> 이직한 사람들이 비경제활동을 선택할 확률은 광업을 제외하면 여성의 경우가 높게 나타난다. 그러나 광업에서의 한계효과는 역시 통계적으로 유의하지 못하다. 그 중에서도 제조업에서 가장 큰 차이를 보이고 있으며 그 외 도소매 및 음식숙박업과 금융·보험·부동산 및 사업서비스업에서 산업 전체에서 본 남녀 차이의 한계효과(0.151)보다 크게 나타났다.

<표 IV-7>은 위의 분석방법과 마찬가지로 전체 표본을 실업전 직종별로 나누어 분석한 결과를 요약한 것이다.

<표 IV-7>에서 이직한 사람이 실업을 경험하지 않고 다시 취업할 확률은 기술공 및 준전문가(-0.129), 사무직원(-0.14), 서비스 및 판매근로자(-0.145), 농업 및 어업숙련근로자(-0.113), 단순노무직근로자(-0.086) 순으로서 남성이 여성보다 더 높다고 할 수 있으며, 이들 직종에서의

남녀 차이는 5% 유의수준에서 유의하다. 그러나 입법공무원, 고위임직원 및 관리자(0.001), 전문가(0.009), 기능원 및 관련기능근로자(0.007), 장치·기계조작원 및 조립원(0.014)에서는 비록 유의적이지는 않지만 그 한계효과가 양수로 나왔다.

<표 IV-7> 성별 및 직종별 노동이동 패턴

	입법공무원 고위임직원 및 관리자 (n=222)	전문가 (n=854)	기술공 및 준전문가 (n=2462)	사무직원 (n=3134)	서비스 및 판매근로자 (n=3955)	농업 및 어업 숙련근로자 (n=1891)	기능원 및 관련기능근로자 (n=3983)	장치·기계조작원 및 조립원 (n=2376)	단순노무직 근로자 (n=3985)
전 직	0.001 (0.07)*	0.009* (0.02)*	-0.129 (0.014)	-0.14 (0.014)	-0.145 (0.007)	-0.113 (-24.14)	0.007* (0.019)*	0.014* (0.028)*	-0.085 (0.010)
실업	-0.038 (0.077)*	-0.043 (0.025)*	-0.033 (0.017)	-0.000 (0.016)*	-0.018* (0.010)*	-0.021 (-1.89)	-0.179 (0.025)	-0.12 (0.031)	-0.09 (0.015)
비경활	0.037 (0.006)	0.034 (0.002)	0.162 (0.003)	0.141 (0.003)	0.163 (0.003)	0.133 (79.67)	0.171 (0.006)	0.103 (0.004)	0.176 (0.005)

주: \*는 각 설명변수의 한계효과가 0이라는 가설이 5% 유의수준에서 채택된 경우, 괄호 안의 수치들은 추정된 표준편차임.

이직한 사람들이 실업을 선택할 확률에 대해서는 그 한계효과는 모두 음수로 남성이 여성보다 실업할 확률이 크다고 볼 수 있으나 입법공무원, 고위임직원 및 관리자, 전문가, 사무직원, 서비스 및 판매근로자에서는 유의적이지 못하다. 전체적으로 본 실업에 대한 남녀 차이의 한계효과(-0.071)와 비교해 보면, 기능원 및 관련기능 근로자(-0.179), 장치·기계조작원 및 조립원(-0.12), 단순노무직근로자(-0.09)에서의 한계효과는 더 크게 나타난다.

이직한 사람들이 비경제활동을 선택할 확률의 남녀 차이에 대한 한계효과는 모두 유의적으로 여성이 높다는 것을 알 수 있다. 전체적인 한계효과(0.151)와 비교했을 때 입법공무원, 고위임직원 및 관리자(0.037)와 전문가(0.034), 장치·기계조작원 및 조립원(0.103), 사무직원(0.141), 농업 및 어업숙련근로자(0.133)에서는 작게 나타났고, 서비스 및 판매근로자(0.163), 기능원 및 관련기능근로자(0.171), 단순노무직근로자(0.176)에서는 더 크게 나타났다.

<표 IV-8>은 전체 표본을 전직(former job)에서의 종사상지위별로 나누고 노동이동 패턴에 대한 남녀 차이를 분석한 결과이다.

<표 IV-8> 성별 및 종사상지위별 노동이동 패턴

	상용직 (n=6663)	일시직 (n=6689)	일용직 (n=4475)	고용주 (n=1313)	자영업자 (n=3592)	가족종사자 (n=2154)
전 직	-0.055 (0.011)	-0.081 (0.009)	-0.030 (0.009)	0.051 (0.038)*	-0.115 (0.008)	-0.106 (0.002)
실 업	-0.041 (0.012)	-0.056 (0.012)	-0.168 (0.018)	-0.137 (0.049)	-0.052 (0.012)	-0.016 (0.085)
비 경 활	0.096 (0.001)	0.137 (0.003)	0.198 (0.007)	0.087 (0.005)	0.168 (0.002)	0.122 (0.005)

주: \*는 각 설명변수의 한계효과가 0이라는 가설이 5% 유의수준에서 채택된 경우, 괄호 안의 수치들은 추정된 표준편차임.

이직한 사람들 실업을 경험하지 않고 바로 다른 직장으로 취업할 확률은 이전 직장에서 고용주(0.051)였던 사람들의 제외하면 그 한계효과가 유의적으로 음수이므로 여성보다 남성의 실업을 경험하지 않는 전직률이 높다고 할 수 있다. 전체적으로 보았을 때 이직한 사람들의 취업확률에 대한 남녀 차이에 대한 추정치(-0.08)에 비하여 자영업자와 가족종사자에 대해서는 그 차이가 더 크다고 할 수 있으며 상용직과 일용직에 대해서는 작다고 할 수 있다. 실업할 확률은 이전 직장에서의 모든 종사상지위에서도 유의적으로 음수가 나왔으므로 남성의 실업할 확률이 여성의 실업할 확률보다 크다고 할 수 있다. 이직자들의 실업할 확률에 대한 전체적인 남녀 차이 변수의 한계효과는 -0.07인데 비해 일용직(-0.168)과 고용주(-0.137)에서 더 크게 나타났고 다른 종사상지위에 대해서는 더 작게 나타났다. 비경제활동을 선택할 확률에 대한 한계효과는 모든 경우에서 양수이므로 여성이 비경제활동으로 갈 확률이 남성보다 크다고 할 수 있다. 일용직에서 이직했을 경우 여성은 남성에 비해 비경제활동으로 이동할 확률이 특히 높다.

<표 IV-9> 는 앞의 분석과 같은 방법으로 성별·학력별 노동이동 패턴을 요약한 것이다.

<표 IV-9> 성별·학력별 노동이동 패턴

	국민학교 (n=3835)	중학교 (n=3965)	고등학교 (n=11976)	대학교 이상 (n=5110)
전 직	-0.016 (0.008)	-0.084 (0.011)	-0.089 (0.006)	-0.116 (0.011)
실 업	-0.088 (0.014)	-0.105 (0.016)	-0.072 (0.009)	-0.026 (0.012)
비 경 활	0.104 (0.003)	0.189 (0.005)	0.161 (0.002)	0.142 (0.002)

주: \*는 각 설명변수의 한계효과가 0이라는 가설이 5% 유의수준에서 채택된 경우, 괄호 안의 수치들은 추정된 표준편차임.

모든 한계효과는 통계적으로 유의하게 나타났고 부호도 전체표본을 대상으로 했을 때와 마찬가지로 나타났다. 그러나 전직확률의 남녀 차이는 학력이 높을수록 크게 나왔다. 즉, 고학력일수록 이직시 실업을 경험하지 않고 다른 직장을 가질 확률이 남성에게 있어서 더 크게

나타났다. 반대로 이직시 실업화할 확률의 남녀 차이는 학력이 높을수록 더 작게 나타났다. 즉, 고학력일수록 이직시 구직활동을 할 확률의 남녀 차이는 줄어든다. 비경제활동을 선택할 확률의 남녀 차이와 학력간에는 일정한 패턴이 나타나지 않았다.

제1절에서 발견한 사실들을 요약하면 다음과 같다. 1998년 1~9월의 기간 어느 시점을 막론하고 실업으로부터의 탈출률은 남성보다는 여성에게 있어서 더 높게 나타난다. 또한 어느 시점을 막론하고 여성의 탈출률은 비경제활동으로 탈출률 뿐만 아니라 취업으로 탈출률에 있어서도 남성의 그것보다 높게 나타난다. 실업으로의 총유입률은 남녀 각각에 있어서 33.4% 및 43.5%로 나타나, 여성의 유입률이 더 높게 나타난다. 전월취업으로부터의 유입률은 남녀가 각각 22.3% 및 22.1%로 거의 차이가 없으나, 비경제활동으로부터의 유입률은 남녀 각각 11.1% 및 21.4%로 여성의 수치가 훨씬 더 높다. 결국 남성과 비교하여 여성의 탈출률과 유입률은 매우 높아 실업기간은 상대적으로 짧게 나타난다. 한편 이직시 남성은 여성에 비해 계속 노동시장에 남아 있으려는 경향이 강한 반면, 여성은 노동시장으로부터 탈출하는 경향이 강하다는 것이다. 즉, 이직시에 여성은 남성과 비교하여 비경제활동으로 이동하는 성향이 강하며 남성은 여성에 비해 전직하거나 구직활동을 하는 경향이 강하며 이러한 결론은 학력·경력·결혼 여부의 변수들을 제어했을 때도 마찬가지로 내려진다. 이직시 여성에 비해 남성이 실업화할 확률이 높은 것은 ①건설업(다음으로 제조업)에서 발생한 실업자들의 특성이 다른 조건이 같다면 실업화할 확률이 높기 때문이며 ②이들 산업에서 발생한 실업자들 가운데 불비례적으로 남성이 많기 때문이다. 이직전 직종이 사무직원, 서비스 및 판매근로자, 단순노무직이었던 사람들이 실업을 경험하지 않고 전직할 확률은 남성이 여성보다 크며, 입법공무원, 고위임직원 및 관리자, 전문가들이 실직을 했을 때 비경제활동을 선택할 확률의 남녀 차이는 다른 직종에 비해 매우 작다. 종사상지위별로 이직자들의 남녀차이를 보면 전체적으로 본 결과와 비슷하게 나타나는데 그 중 특징적인 것은 다른 지위에 비해 상용직에서 이직한 사람들이 비경제활동으로 이동할 확률의 남녀 차이는 작다. 한편 고학력일수록 이직시 실업을 경험하지 않고 다른 직장을 가질 확률은 남성에게 있어서 더 크게 나타났다. 반대로 이직시 실업화할 확률의 남녀차이는 학력이 높을수록 더 작게 나타났다. 즉, 고학력일수록 이직시 구직활동을 할 확률의 남녀 차이는 줄어든다.

주석 1) 그 밖의 인적자원 변수들(예를 들어 직업고유의 기술)은 데이터의 제약상 고려할 수 없었다.

주석 2) tla규범(1998)의 연구에 의하면 건설업에서 발생한 실업자들은 타산업에서 발생한 실업자들에 비해 다른 산업으로 전직할 가능성이 훨씬 낮게 나타났다.

## 2. 기타 이동 패턴

여기서는 기타 세부그룹별 노동력 이동 동향을 정리해 본다. 지면 관계상 엄밀한 분석을 생략하고 각 그룹별 월평균 이동 패턴만을 보고하겠다.

〈표 IV-10〉은 1998년 1~8월 실업자들의 다음달 노동력 상황을 월평균이라는 의미에서 연령별로 요약한 것이다. 첫째, 취업으로의 월평균 탈출률은 30~49세의 경우가 비교적 높게 나타났다. 연령별 월평균 탈출률은 15~19세가 20.3%, 20~24세 19.9%, 25~29세 20.0%, 30~39세 22.2%, 40~49세 23.1%, 50~59세 20.2%, 60세 이상 18.6% 등이다. 둘째, 실업으로 남는 비율은 25~39세, 50~59세가 거의 비슷한 비율로 다른 연령층에 비해 크게 나왔다. 실업상태로 남는 비율은 연령별 월평균으로 볼 때 15~19세가 61.7%, 20~24세 67%, 25~29세 70%, 30~39세 70.1%, 40~49세 68.7%, 50~59세 69.6%, 60세 이상 64.4% 이다. 셋째, 비경제활동으로의 탈출률은 30~49세가 비교적 낮다. 비경제활동으로 탈출하는 비율은 월평균으로 보면 15~19세가 18%, 20~24세 13.1%, 25~29세 10%, 30~40세 7.7%, 40~49세 8.2%, 50~59세 10.2%, 60세 이상 17% 등이다.

〈표 IV-10〉 연령별 실업에서의 월평균 탈출률 : 1998년 1~8월

(단위: %)							
	15~19세	20~24세	25~29세	30~39세	40~49세	50~59세	60세이상
취업으로의 탈출률	20.3	19.9	20.0	22.2	23.1	20.2	18.6
실업에서의 생존율	61.7	67.0	70.0	70.1	68.7	69.6	64.4
비경제활동으로의 탈출률	18.0	13.1	10.0	7.7	8.2	10.2	17.0

실업에서의 월평균 탈출률은 15~19세, 20~24세, 60세 이상에서 각각 38.3%, 33%, 35.6%로 다른 연령에 비해 높지만 이것의 취업으로의 탈출률이 높기 때문이 아니라 비경제활동으로의 탈출률이 높기 때문임을 알 수 있다. 30~39, 40~49세의 연령계층의 실업에서의 탈출률은 각각 29.9%, 31.3%로 낮은 편이다. 그러나 취업으로의 탈출은 다른 연령계층에 비해 오히려 높은 편에 속하는데 이것은 30~49세가 일반적으로 부양 의무가 있는 연령층이므로 직장을 구하려는 의사가 다른 연령계층에 비해 높다. 따라서 비경제활동으로의 이동비율이 낮고 취업과 실업으로 이동하려는 경향이 다른 연령계층에 비해 강하다. 25~29세, 50~59세의 연령층의 실업에서의 탈출률은 각각 30%, 30.4%로 비슷한데 두 계층 모두 취업과 비경제활동으로의 이동비율 또한 비슷함을 알 수 있다.

요컨대 핵심연령층의 실업으로부터의 탈출률은 청소년층이나 고령층에 비해 낮으나 취업으로의 탈출률은 상대적으로 더 높다. 이는 비경제활동으로의 탈출률이 낮기 때문이다.

〈표 IV-11〉은 1998년 2~9월 실업자들의 전월 노동력 상태를 요약한 것이다. 이 표에 따르면 첫째, 취업으로부터의 월평균 유입률은 50~59세

〈표 IV-11〉 연령별 실업으로의 월평균 유입률 : 1998년 2~9월

(단위: %)							
	15~19세	20~24세	25~29세	30~39세	40~49세	50~59세	60세이상
취업으로부터의 유입률	12.1	16.6	19.7	23.6	24.0	24.3	20.5
실업에서의 생존율	60.6	66.5	67.4	64.0	63.9	63.0	60.7
비경제활동으로부터의 유입률	27.3	16.8	12.9	12.4	12.1	12.7	18.8

연령층까지는 연령계층이 클수록 증가한다. 연령별 취업에서의 월평균 유입률은 15~19세가 12.1%, 20~24세 16.6%, 25~29세 19.7%, 30~39세 23.6%, 40~49세 24%, 50~59세 23.4%, 60세 이상 20.5% 등이다. 둘째, 전월 실업으로부터의 월평균 유입률은 25~29세에서 가장 크게 나타났다. 연령별 실업으로부터의 월평균 유입률(생존률)은 15~19세가 60.6%, 20~24세 66.5%, 25~29세 67.4%, 30~39세 64%, 40~49세 63.9%, 50~59세 63%, 60세 이상 60.7% 등이다. 셋째, 비경제활동으로부터의 월평균 유입률은 15~19세가 가장 크게 나타나고 40~49세 연령계층으로 갈수록 감소하다가 그 이상에서는 다시 증가한다. 비경제활동으로부터의 연령별 월평균 유입률은 15~19세 27.3%, 20~24세 16.8%, 25~29세 12.9%, 30~39세 12.4%, 40~49세 12.1%, 50~59세 12.7%, 60세 이상 18.8% 등이다.

실업으로 월평균 유입률은 15~19세의 경우와 60세 이상의 경우 실업에서 유입은 각각 60.6%, 60.7%로 다른 연령계층에 비해 가장 낮은 편인데 이것은 비경제활동으로부터의 유입이 큰 것으로 설명될 수 있다. 특히 전자의 경우는 취업으로부터의 유입률도 가장 작다는 것을 건을 감안하면



더욱 그러하다. 20~24세, 25~29세의 연령계층의 실업에서의 월평균 유입률이 약 67% 전후로 높은 것은 일반적으로 정규교육이 끝나는 시기이므로 구직의사가 있는 사람들의 비중이 15~19세의 연령계층에 비해 큰 반면, 30세 이상의 연령계층에 비해 취업경험은 없는 상황이므로 취업과 비경제활동에서의 유입이 다른 계층에 비해 크지 않기 때문이다. 30~39세, 40~49세, 50~59세의 연령계층은 각각 64%, 63.9%, 63%로 비슷한데 이 연령계층은 다른 연령계층에 비해 비경제활동에서의 유입은 작지만 취업에서의 유입이 크다.

〈표 IV-12〉는 1998년 1~8월의 기간 동안 실업자들의 다음달 노동이동 패턴을 학력별로 정리한 것이다. 이를 요약하면 첫째, 취업으로의 탈출률은 고학력일수록 낮게 나타난다. 초등학교 이하의 취업으로의 월평균 탈출률은 25.3% 이고 중학교 졸업자의 경우는 23.9%, 고등학교 졸업자와 대학교 이상 졸업자들의 월평균 탈출률은 각각 21.0%, 17.3% 이다. 둘째, 계속 실업상태로 남은 비율은 고학력일수록 높게 나타난다. 실업상태로 남은 비율의 월평균은 초등학교 이하의 학력자는 64.4%이고 중학교 졸업자의 경우 66%이며 고등학교 졸업자는 68% 인데 대학교 이상 졸업자는 73.8%이다. 셋째, 비경제활동으로의 월평균 탈출률은 대학교 이상 졸업자인 경우가 가장 낮다. 비경제활동인구로의 월평균 탈출률은 초등학교 이하 졸업자는 10.3%, 중학교 졸업자는 10.1%, 고등학교 졸업자는 11.0%, 대학교 이상 졸업자는 8.9%이다.

〈표 IV-12〉 학력별 실업에서의 월평균 탈출률 : 1998년 1~8월

	(단위 : %)			
	초등학교 이하	중학교	고등학교	대학교 이상
취업으로의 탈출률	25.3	23.9	21.0	17.3
실업에서의 생존율	64.4	66.0	68.0	73.8
비경제활동으로의 탈출률	10.3	10.1	11.0	8.9

실업에서의 탈출률은 학력이 초등학교 이하, 중학교 졸업, 고등학교 졸업 계층에 대해 각각 35.6%, 34%, 32% 인데 이것은 전적으로 취업으로의 탈출률이 학력이 증가하면서 감소하기 때문이다. 그리고 대졸 이상의 탈출률이 26.2%로 낮은 취업으로의 탈출률도 가장 낮지만 비경제활동으로의 탈출률 또한 가장 낮기 때문이다. 이것은 대졸 이상의 경우 비경제활동을 선택하는 기회비용이 크므로 취업 의사는 있지만 경기 침체기에 제시되는 임금이 기대 이하이므로 쉽게 취업을 하지 않기 때문일 것이다.

〈표 IV-13〉은 1998년 2~9월의 실업자들의 전월 노동력 상황을 학력별로 정리한 것이다. 이 표에 따르면 첫째, 전월 취업상태에서 실업으로의 유입률은 고학력자일수록 낮다. 월평균 비율은 학력이 초등학교 이하인 사람은 25.9% 중학교 졸업자인 경우는 25.2%, 고등학교 졸업자는 20.9%, 대학교 이상 졸업자는 15.4% 로 나타난다. 둘째, 전월 실업상태로부터의 유입률은 고학력자일수록 높게 나타난다. 학력이 초등학교 이하인 경우와 중학교인 경우의 실업으로부터 월평균유입률은 각각 59%, 61%이고, 고등학교와 대학교 이상 졸업의 경우는 각각 64.5%, 70.9%이다. 셋째, 비경제활동으로부터의 유입률은 대학교 이하의 졸업장에 비해 대학교 이상 졸업자의 경우가 더 낮다, 비경제활동으로부터의 월평균 유입률은 초등학교 이하 15.1%, 중학교 졸업13.8%, 고등학교 졸업14.6%, 대학교 이상 졸업 13.7% 등이다.

새로이 실업화하는 비율이 학력이 높아질수록 감소하는 것은 주로 취업에서 새로 실업화하는 비율이 학력이 높아질수록 감소하기 때문이며, 대학교 이상 졸업자의 경우는 비경제활동인구의 유입도 작다.

〈표 IV-13〉 학력별 실업으로의 월평균 유입률 : 1998년 2~9월

	초등학교 이하	중학교	고등학교	대학교 이상
취업에서의 유입률	25.9	25.2	20.9	15.4
실업에서의 유입률	59.0	61.0	64.5	70.9
비경제활동에서의 유입률	15.1	13.8	14.6	13.7

이상에서 분석한 〈표 IV-12〉와 〈표 IV-13〉의 학력별 유입·탈출 패턴을 통해 몇 가지 지적하면 다음과 같다. 대졸 이상의 고학력자는 이미 취업을 한 경우에는 실업 하는 경향이 다른 학력에 비해 낮지만 일단 실업을 하면 쉽게 취업을 하기보다는 실업상태로 남은 경향이 있다고 할 수 있다. 이것은 분석기간 동안의 한국 노동시장은 노동수요가 크게 줄었고 임금수준이 이전에 비해 큰폭으로 낮아져 근로자들의 기대임금 수준에 못미쳤는데 이러한 문제는 고학력자들의 경우 더욱 두드러지기 때문이다. 노동수요 측면에서 볼 때는 임금 부담으로 고학력자들을 쉽게 채용하기 어렵기 때문이며, 노동공급 측면에서는 고학력자들에게 있어 기대수준에 크게 못미치는 임금을 받아들이지 않고 계속 구직활동을 하려는 경향이 다른 학력에 비해 두드러지기 때문이다. 또한 정책적으로 이 시기의 고용창출이 주로 저임금 일용직의 공공근로 사업에서 이루어졌는데 이는 저학력의 고용 증가에 주로 기여할 것이다.

〈표 IV-14〉 산업별 실업에서의 월평균 탈출률<sup>1)</sup>: 1998년 1~8월

	농림어업	광공업	제조업	전기·가스·수도사업	건설업	도소매·음식숙박업	운수·창고·통신업	금융·보험·부동산·서비스업	사회·개인서비스업
취업으로의 탈출률	17.1	28.8	19.1	1.4	25.8	23.0	23.3	17.2	20.4
실업으로의 탈출률	65.1	71.2	71.1	93.3	67.2	67.8	69.4	73.2	64.8
비경제활동으로의 탈출률	17.8	0	9.8	5.3	7.0	9.1	7.3	9.6	14.7

〈표 IV-14〉는 1998년 1~8월의 실업자들의 다음달 노동이동 상황을 월평균이라는 의미에서 산업별로 나타낸 것이다. 여기서 산업은 매월 실업자들의 전직에서 산업을 나타낸다. 이 표에서 알 수 있는 것은 첫째, 실업에서 취업으로 탈출률은 전월 건설업에 종사했던 사람들에게서 가장 크게 나타나며, 도소매 및 음식숙박업고 운수·창고·통신업에서도 다른 산업에 비해 큰 것으로 나타난다. 광공업과 전기·가스·수도사업은 다른 산업에 비해 해당 표본수가 매우 작기 때문에 분석에서 제외하겠다. 취업으로의 월평균 탈출률은 농림어업 17.1%, 제조업 19.1%, 건설업 25.8%, 도소매 및 음식숙박업 23%, 운수·창고·통신업 23.3%, 금융·보험·부동산·서비스업 17.2%, 사회 및 개인서비스업 20.4%이다. 둘째, 실업상태인 사람이 여전히 다음달에도 실업상태로 남는 비율은 금융·보험·부동산·서비스업과 광공업 및 제조업에서 크게 나타나고, 사회 및 개인서비스업고 농림어업에서는 비교적 적게 나타난다. 여전히 실업상태로 남는 비율은 농림어업이 65.1%, 제조업 71.1%, 건설업 67.2%, 도소매 및 음식숙박업 67.8%, 운수·창고·통신업 69.4%, 금융·보험·부동산·서비스업 73.2%, 사회 및 개인 서비스업 64.8%이다. 셋째, 실업자들이 비경제활동인구로 탈출하는 비율은 농림어업에 종사했던 사람과 사회 및 개인 서비스업에 종사했던 사람에게서 크게 나타난다. 월평균 비경제활동으로의 탈출은 농림어업이 17.8%, 제조업 9.8%, 건설업 7.0%, 도소매 및 음식숙박업 9.1%, 운수·창고·통신업

7.3%. 금융·보험·부동산·서비스업 9.6%, 사회 및 개인 서비스업 14.7%이다. 실업에서의 월평균 탈출률은 사회·개인서비스업과 농림어업이 각각 35.2%, 34.9%로 높은 편인데 이것은 주로 사회·개인서비스업은 비경제활동으로의 탈출률이 높기 때문인 것을 나타냈다. 금융·보험·부동산·서비스업과 제조업의 월평균 탈출률은 각각 26.8%, 28.9%로 다른 산업에 비해 낮은 편인데 이것은 취업으로의 탈출률이 낮은 것에 주로 기인한다. 건설업의 월평균 탈출률은 32.8%로 다른 산업에 특별히 높지는 않지만 비경제활동으로의 탈출이 적어 상대적으로 취업으로의 탈출률이 크게 나타난다. 그리고 도소매 및 음식숙박업과 운수·창고·통신업에서는 월평균 탈출률이 각각 32.2%, 30.6%인데 도소매 및 음식숙박업에서 비경제활동으로의 탈출률이 다소 높아, 취업으로의 탈출률의 거의 비슷하다.

〈표 IV-15〉는 1998년 2~9월 실업자들의 전월 노동력 상태를 산업별로 나타낸 것이다. 〈표 IV-14〉와 마찬가지로 산업은 각 실업자들의 전직에서의 산업을 나타낸다. 광공업과 전기·가스·수도사업은 해당표본수가 아주 작아 분석에서 제외하였다. 첫째, 취업에서의 유입률 운수·창고·통신업과 건설업에서 비교적 크게 나타난다. 산업별 취업으로부터 실업으로의 유입하는 비율을 월평균으로 계산하면 농림어업 2.1%, 광공업 25%, 제조업 22.1%, 건설업 27.6%, 도소매 및 음식숙박업 26.9%, 운수·창고·통신업 28.7%, 금융·보험·부동산·서비스업 26.8%이다. 둘째, 실업에서의 유입은 전기·가스·수도사업 및 광공업, 농림어업, 제조업, 금융·보험·부동산·서비스업에서 비교적 높게 나타났고, 사회 및 개인서비스업에서 낮게 나타났다. 월평균 실업으로부터의 유입률은 농림어업 67.7%, 광공업 75%, 제조업 67.2%, 건설업 62.5%, 도소매 및 음식숙박업 61.4%, 운수·창고·통신업 61.3%, 금융·보험·부동산·서비스업 67.1%, 사회 및 개인서비스업 57.6%이다. 셋째, 비경활로부터 실업으로의 유입은 농림어업이 가장 크게 나왔고, 건설업과 운수·창고·통신업에서 비교적 작게 나타났다. 월평균 비경활로부터의 유입은 농림어업 30.2%, 제조업 10.8%, 건설업 10%, 도소매 및 음식숙박업 11.7%, 운수·창고·통신업 10%, 금융·보험·부동산·서비스업 10.5%, 사회 및 개인서비스업 15.6%이다.

〈표 IV-15〉 산업별 실업으로의 월평균 유입률 : 1998년 2~9월

	(단위: %)								
	농림어업	광공업	제조업	전기·가스· 수도사업	건설업	도소매· 음식숙박업	운수· 창고· 통신업	금융·보험· 부동산· 서비스업	사회·개인 서비스업
취업에서의 유입률	21	25.0	22.1	8.6	27.6	26.9	28.7	22.4	26.8
실업에서의 유입률	67.7	75.0	67.2	76.4	62.5	61.4	61.3	67.1	57.6
비경활로에서의 유입률	30.2	0	10.8	10.8	10.0	11.7	10.0	10.5	15.6

새로이 실업자 집단으로 유입되는 비율은 월평균으로 사회 및 개인서비스업이 42.4%로 가장 높은데, 이것은 비경제활동에서의 유입이 비교적 큰 편이기 때문이다. 한편 농림어업은 비경제활동에서 유입이 가장 크면서도 새로 실업자 집단으로 유입되는 비율이 32.3%로 작은 것은 취업상태에서 실업화하는 비율이 매우 낮기 때문이다. 제조업과 금융·보험·부동산·서비스업에서 새로이 실업자 집단으로 유입하는 비율은 월평균으로 각각 32.8%, 32.9%로 거의 비슷하며 그 구성비도 비슷하다. 이상에서 살펴본 바와 같이 농림어업에 종사하는 사람들은 유입과 탈출면에서 실업과 비경제활동으로의 이동이 다른 산업에 비해 크게 나타나는 것을 알 수 있다. 건설업은 실업에서 취업으로의 탈출률이 높을 뿐만 아니라 취업에서 실업으로의 유입률도 높은 편이다. 즉, 1998년 1~9월의 시기에 건설업에 종사하는 사람들은 취업과 실업간의 이동이 다른 산업에 비해 활발한 것으로 보이며, 제조업과 금융·보험·부동산·서비스업에 종사했던 사람들이 일단 실업했을 경우 실업상태로 남은 비율이 다른 산업에 비해 크게 나타난다. 사회 및 개인서비스업에 종사하는

사람들의 비경제활동으로의 탈출률이 다른 산업에 비해 높게 나타나는 것은 이 산업에 여성이 차지하는 비율이 비교적 크다는 점을 감안해 볼 때 타당할 것이다.

〈표 IV-16〉은 1998년 1~8월의 실업자들의 다음달 노동력 상황을 월평균이라는 의미에서 직종별로 분석한 것이며, 직종은 매월 실업자들의 전직에서의 직종을 나타낸다. 첫째, 실업에서 취업으로의 탈출률은 실업상태 이전에 농업 및 어업숙련근로자와 기능원 및 관련기능근로자들의 경우 크게 나타나고, 전직 입법공무원, 고위임직원 및 관리자였던 사람에게서 낮게 나타났다. 산업별 취업으로의 탈출률을 월평균으로 나타내면 입법공무원, 고위임직원 및 관리자 16.3%, 전문가 16.6%, 기술공 및 준전문가 17.4%, 사무직원 18.1%, 서비스 및 판매근로자 23.4%, 농업 및 어업숙련근로자 29.8%, 기능원 및 관련 기능근로자 26.5%, 장치·기계조작원 및 조립원 20.3%, 단순노무직근로자 21.5%이다. 둘째, 다음달에도 실업상태로 남은 비율은 장치·기계조작원 및 조립원, 전문가, 기술공 및 준전문가에게서 크게 나타난다. 실업상태로 계속 남는 비율을 월평균으로 볼 때 입법공무원, 고위임직원 및 관리자 66.5%, 전문가 73.5%, 기술공 및 준전문가 73%, 사무직원 72%, 서비스 및 판매근로자 66.1%, 농업 및 어업숙련근로자 67%, 기능원 및 관련 기능근로자 66.2%, 장치·기계조작원 및 조립원 73.9%, 단순노무직근로자 65.9%이다. 셋째, 실업에서 비경제활동으로 탈출하는 비율은 실업상태 이전에 입법공무원, 고위임직원 및 관리자와 단순노무직이었던 사람들에게서 높게 나타났다. 월평균 비경제활동으로의 탈출률을 살펴보면, 입법공무원, 고위임직원 및 관리자 17.3%, 전문가 9.9%, 기술공 및 준전문가 9.6%, 사무직원 9.9%, 서비스 및 판매근로자 10.6%, 농업 및 어업숙련근로자 3.2%, 기능원 및 관련 기능근로자 7.3%, 장치·기계조작원 및 조립원 5.8%, 단순노무직근로자 12.6%이다.

〈표 IV-16〉 직종별 실업에서의 월평균 탈출률 : 1998년 1~8월

	(단위: 명, %)								
	입법공무원· 고위임직원 및 관리자	전문가	기술공 및 준전문가	사무직원	서비스 및 판매근로자	농업 및 어업 숙련근로자	기능원 및 관련 기능근로자	장치· 기계조작원 및 조립원	단순노무직 근로자
취업으로의 탈출률	16.3	16.6	17.4	18.1	23.4	29.8	26.5	20.3	21.5
실업으로의 탈출률	66.5	73.5	73	72.0	66.1	67.0	66.2	73.9	65.9
비경제활동으로의 탈출률	17.3	9.9	9.6	9.9	10.6	3.2	7.3	5.8	12.6

실업에서의 월평균 탈출률은 단순노무직이 34.1%, 서비스 및 판매근로자 33.9%, 기능원 및 관련기능근로자 33.8%, 입법공무원, 고위임직원 및 관리자 33.5%로 거의 비슷하게 높은 편이다. 그러나 입법공무원, 고위임직원 및 관리자의 경우 비경제활동으로의 탈출률이 크고 취업으로의 탈출률은 전체 산업 가운데도 가장 작게 나왔고, 기능원 및 관련기능근로자의 비경제활동으로의 탈출률이 크지 않은 반면, 취업으로의 탈출률이 크다. 한편 농업 및 어업숙련근로자의 월평균 탈출률은 33%인데 비경제활동으로의 탈출이 매우 낮아 취업으로의 월평균 탈출률은 전직종에서 가장 크다. 장치·기계조작원 및 조립원의 월평균 탈출률은 26.1%로 가장 작은 데 비해 비경제활동으로의 탈출이 작은 편이어서 취업으로의 탈출률은 그다지 작지 않다. 한편 전문가, 기술공 및 준전문가, 사무직원의 월평균 실업탈출률은 각각 26.5%, 27%, 28%로 비슷하면서 그 구성도 비슷하게 나타난다.

<표 IV-17> 직종별 실업으로의 월평균 유입률 : 1998년 2~9월

(단위: 명, %)

	입법공무원 고위임직원 및 관리자	전문가	기술공 및 준전문가	사무직원	서비스 및 판매근로자	농업 및 어업 숙련근로자	기능원 및 관련 기능근로자	장치· 기계조직원 및 조립원	단순노무직 근로자
취업에서의 유입률	1.7	22.8	24.1	22.7	26.0	30.1	28.8	24.2	25.6
실업에서의 유입률	68.9	66.6	65.7	65.8	60.3	63.0	61.7	67.8	60.5
비경제활동에서의 유입률	29.4	10.6	10.2	11.4	13.7	7.0	9.5	7.9	13.9

<표 IV-17> 은 1998년 2~9월의 각 실업자들의 전월 노동력 상태를 직종별로 나타낸 것이며, 직종분류는 매월 실업자들의 전직에서의 직종을 말한다. 실업으로의 유입률을 월평균으로 살펴보면 첫째, 전월 취업으로부터의 유입률은 농업 및 어업숙련근로자와 기능원 및 관련기능근로자인 경우가 높게 나타나고, 입법공무원, 고위임직원 및 관리자에서 낮게 나타난다. 취업에서의 직종별 월평균 유입률은 입법공무원, 고위임직원 및 관리자 1.7%, 전문가 22.8%, 기술공 및 준전문가 24.1%, 사무직원 22.7%, 서비스 및 판매근로자 26.0%, 농업 및 어업숙련근로자 30.1%, 기능원 및 관련 기능근로자 28.8%, 장치·기계조직원 및 조립원 24.2%, 단순노무직근로자 25.6%이다. 둘째, 전월 실업상태에서 실업에서의 유입률은 입법공무원, 고위임직원 및 관리자와 장치·기계조직원 및 조립원의 경우가 높게 나타났다. 월평균 실업으로부터의 유입률은 입법공무원, 고위임직원 및 관리자 68.9%, 전문가 66.6%, 기술공 및 준전문가 65.7%, 사무직원 65.8%, 서비스 및 판매근로자 60.3%, 농업 및 어업숙련근로자 63%, 기능원 및 관련 기능근로자 61.7%, 장치·기계조직원 및 조립원 67.8%, 단순노무직근로자 60.5%이다. 셋째, 비경제활동에서의 유입률은 이전의 직종이 입법공무원, 고위임직원 및 관리자였던 사람들이 비교적 높게 나타났다. 월평균 비경제활동으로부터의 유입은 전직 입법공무원, 고위임직원 및 관리자 29.4%, 전문가 10.6%, 기술공 및 준전문가 10.2%, 사무직원 11.4%, 서비스 및 판매근로자 13.7%, 농업 및 어업숙련근로자 7.0%, 기능원 및 관련 기능근로자 9.5%, 장치·기계조직원 및 조립원 7.9%, 단순노무직근로자 13.9%이다. 새로이 실업자 집단으로 유입한 비율은 서비스 및 판매근로자와 단순노무직근로자에게 있어 각각 39.7%, 39.5%인데 비슷한 수치로 다른 직종에 비해 높게 나타났으며 그 구성도 비슷하다. 입법공무원, 고위임직원 및 관리자의 경우 새로이 실업자 집단으로 유입하는 비율은 31.1%로 가장 낮은 편인데 그 취업으로부터의 유입이 매우 작고 비경제활동으로부터의 유입은 오히려 전 직종에서 가장 크게 나타났다. 전문가, 기술공 및 준전문가, 사무직원의 경우에는 각각 33.4%, 34.3%, 34.2%를 거의 비슷하며 그 구성도 비슷하게 나타났다. 농업 및 어업숙련근로자의 경우는 37%가 새로이 실업화한 집단의 비율인데 비경제활동에서의 유입률이 작아 취업에서의 유입율이 가장 크게 나타났다.

이상에서 발견된 <표 IV-16> 과 <표 IV-17> 의 내용을 정리하면 다음과 같다. 입법공무원, 고위임직원 및 관리자에 종사하는 사람들은 취업을 했을 때 실업화하는 비율이 다른 직종에 비해 낮고 일단 실업을 했을 때 취업으로 탈출하는 경향도 낮다. 반면 실업과 비경제활동 간의 이동은 다른 직종에 비해 활발한 편이다. 이것은 입법공무원, 고위임직원, 관리자에 종사했던 사람들의 기대임금 수준이 다른 산업에 비해 높다고 할 때 쉽게 낮은 임금을 받아들이고 취업을 하기보다는 구직활동을 더 하려 할 것이다. 그리고 분석기간이 1998년 1~9월로 IMF직후이고 이때 전반적으로 제시되는 임금이 매우 낮은 시기임을 감안했을 때 구직활동을 통해 기대임금을 받기가 쉽지 않다면 비경제활동으로의 이동 비율이 커질 것이다.

<표 IV-18> 과 <표 IV-19> 는 전직 유무 및 종사상지위별 실업에서의 탈출률과 유입에 대한 것이다. 실업기간이 1년 이하인 사람들에 대해서만 종사상지위를 구분하였고 신규 실업자와 1년 이상의 실업자에 대해서는 구분하지 않았다. 여기서의 종사상지위는 매월 실업자들의 전직에서 종사상지위를 말한다. 먼저 <표 IV-18> 은 1998년 1~8월간의 실업에서의 탈출에 대한 것인데

월평균 탈출률을 정리하면 첫째, 취업으로 탈출률은 전 직장에서 일용직 종사자들에서 높게 나타났고 고용주인 경우에 가장 낮게 나타났다. 월평균 탈출률은 전 직장에서 종사상지위가 상용직이 18%, 임시직 23.5%, 일용직 27.6%, 고용주 14.4%, 자영업자 20.7%, 가족종사자 24.7%이고 1년 이상 장기실업자 17.2%, 신규실업자 15.7%이다. 둘째, 실업상태로 남는 비율은 전 직장에서 종사상지위가 고용주와 상용직인 경우가 높다. 월평균 실업상태로 남는 비율을 보면 상용직이 75%, 임시직 67.7%, 일용직 63%, 고용주 79.9%, 자영업자 70.6%, 가족종사자 62%이고 1년 이상 장기실업자 63.3%, 신규실업자 68.8%이다. 셋째, 비경제활동으로의 탈출률은 1년 이상 장기 실업자와 신규실업자에게 높게 나타났다. 월평균 비경제활동으로의 탈출률은 상용직이 7%, 임시직 8.8%, 일용직 9.4%, 고용주 5.7%, 자영업자 8.7%, 가족종사자 10%이고 1년 이상 장기실업자 19.5%, 신규실업자 15.6%이다.

<표 IV-18> 전직 유무 및 종사상지위별 실업에서의 월평균 탈출률 : 1998년 1~8월

	(단위: %)							
	상용	임시	일용	고용주	자영업자	가족종사자	1년 이상 실업	신규실업
취업으로의 탈출률	18.0	23.5	27.6	14.4	20.7	24.7	17.2	15.7
실업으로의 탈출률	75.0	67.7	63	79.9	70.6	62.0	63.3	68.8
비경제활동으로의 탈출률	7.0	8.8	9.4	5.7	8.7	10.0	19.5	15.6

월평균 실업에서의 탈출률은 일용직과 가족종사자인 경우 각각 37.0%, 38%로 가장 높게 나타났는데, 둘다 취업으로의 탈출률이 기여한 바가 크다. 고용주의 경우는 20.1%로 가장 낮게 나타나는 데 취업으로의 탈출률과 비경제활동으로의 탈출 모두 다른 직종에 비해 가장 낮기 때문이다. 상용직과 임시직에서는 각각 25%, 32.3%로 임시직에서 더 크게 나타났으며 이는 주로 취업으로의 탈출률이 상용직보다 크기 때문이다. 한편 1년 이상 장기 실업자의 탈출률은 36.7%, 신규실업자는 31.3%로 1년 이상 장기 실업자가 더 크며 이것은 취업으로의 탈출률과 비경제활동으로의 탈출 모두 더 높기 때문이다.

<표 IV-19> 전직 유무 및 종사상지위별 실업으로의 월평균 유입률: 1998년 2~9월

	(단위: %)							
	상용	임시	일용	고용주	자영업자	가족종사자	1년 이상 실업	신규실업
취업에서의 유입률	22.8	26.0	30.0	22.5	24.5	28.2	0	0
실업에서의 유입률	70.4	63.9	57.1	70.4	62.8	52.7	68.8	75.9
비경제활동에서의 유입률	6.9	10.1	13.0	7.0	12.8	19.2	31.0	24.1

<표 IV-19> 는 실업으로의 유입을 월평균 유입률로 정리하면 첫째, 취업에서의 유입률은 일용직에서 가장 크게 나타났다. 월평균 취업에서의 유입률은 전직장에서의 종사상지위가 상용직인 경우 22.8%, 임시직 26%, 일용직 30%, 고용주 22.5%, 자영업자 24.5%, 가족종사자 28.2%이다. 둘째, 실업에서 실업으로의 유입률은 1년 이하 실업자들 가운데에서는 전직에서 상용직과 고용주였던 사람들에게서 비교적 높게 나타났고, 1년 이상 장기 실업자에 비해 신규

실업자가 더 높게 나타난다. 월평균 유입률은 종사상지위별로는 상용직 70.4%, 임시직 63.9%, 일용직 57.1%, 고용주 70.4%, 자영업자 62.8%, 가족종사자 52.7%이고 1년 이상 장기실업자 68.8%, 신규실업자는 75.9%이다. 셋째, 비경제활동에서 실업으로의 유입률은 전직 종사상지위별로는 가족종사자에게서 높게 나타났고, 신규 실업자에 비해 1년 이상 장기 실업자가 높게 나타났다. 비경제활동인구로부터의 월평균 유입률은 상용직 6.9%, 임시직 10.1%, 일용직 13%, 고용주 7%, 자영업자 12.8%, 가족종사자 19.2%이고 1년 이상 실업자 31%, 신규실업자 24.1%이다. 새로이 실업으로 유입하는 월평균 비율은 가족종사자와 일용직에서 각각 42.9%, 47.3%로 크게 나타났고, 상용직과 고용주였던 사람들의 경우 모두 29.6%로 작게 나타났다. 이상에서 분석한 내용을 다시 살펴보면 전 직장에서의 종사상지위가 상용직과 고용주일 때 실업상태로 남는 비율이 다른 종사상지위에 비해 높게 나타난 반면, 일용직인 경우는 취업과 실업간의 이동 비율이 다른 직종에 비해 큰 것으로 나타난다. 이것은 상용직과 고용주의 경우가 기대임금 수준이 일용직에 비해 높는데 경기 침체기 동안에 제시되는 임금이 전반적으로 매우 낮아 쉽게 취업하지 않기 때문일 것이다. 특히 이 시기에는 민간부문의 노동수요가 매우 낮았고 정책적으로는 공공근로사업을 통해 주로 고용창출이 이루어진 점에 미루어 볼 때 일용직에서의 취업으로의 이동이 다른 종사상지위에 비해 용이했을 것으로 본다.

주석 1) 4월 실업자들의 탈출률 제외.

## V. 政策的 示唆點

제Ⅱ장과 제Ⅲ장에서 발견한 사실들을 음미해 보면 우선 노동의 이동성이 매우 강하다는 것을 알 수 있다. 월별 이동동향과 해자드 분석 결과 실업자 집단의 구성은 IMF 직후 예상했던 것보다는 빠른 속도로 변하고 있다. 적어도 수량적인 측면에서 한국의 노동시장은 유연한 모습을 보이고 있다고 할 수 있다. 그러나 실업기간별 탈출구조를 분석해 보면 부정적인 측면도 나타난다. 즉 실업기간이 긴 사람일수록 실업으로부터의 탈출률도 낮아져서 장기 실업의 문제가 예상된다. 우리는 제Ⅱ장에서 월평균 탈출률이 31.3%로 매우 높았음을 알 수 있다. 이는 월평균 생존율(1-월평균 탈출률)이 68.5%임을 의미한다. 다시 말해 전월 실업자 중에서 다음달에도 실업상태에 있게 되는 사람들의 비율은 68.5%가 된다. 이 비율을 1월 실업자 집단 대해 매월 같은 비율로 적용하면 9월에 이르러서는 1월 실업자 중에서 4.8%만이 남게 됨을 의미한다. 그러나 실제로 1월의 실업자들을 계속 추적조사해 본 결과 약 10%가 9월에도 실업 상태에 놓이게 되었다. 그 차이는 탈출률이 실업기간에 따라 다르기 때문에 나타나는 것이다. 즉, 비록 월평균 개념으로 볼 때는 탈출률이 31.5%로 매우 높지만 그 내용을 살펴보면 이미 실업기간이 어느 정도 진행된 실업자들의 탈출률은 상대적으로 더 낮아서 장기실업자들이 점차 누적되어가고 있음을 의미한다. 다시 말해 단기 실업자들의 노동이동은 매우 활발하고 총실업자 중에서 이들이 차지하는 비중이 매우 높아, 전체적으로는 강한노동의 이동성을 보이고 있으나 장기 실업자들의 실업의 고착화되는 경향을 보이고 있어 이들의 누적효과가 나타나는 1999년도에는 장기 실업의 문제가 대두되기 시작할 것으로 본다. 사실 실업의 문제는 장기 실업의 문제라고 압축할 수 있다. 단기 실업은 말 그대로 실업기간의 단기성으로 문제의 심각성이 덜하다고 할 수 있다. 신동균(1998)은 1999년도의 장기 실업률을 6개월과 12개월을 기준으로 했을 때 각각 27.4% 및 7.6%로 전망한다. 비록 이 비율이 다른 OECD국가들의 수치와 비교하여 높은 것은 사실이지만 사회 안전망이 미비한 한국의 현실을 고려할 때에는 우려할 수준이라고 본다. 또한 장기 실업의 성격상 경기의 저점으로 예상되는 1999년을 지나 일정시간이 지난 후에야 장기 실업률은 최고조에 이르게 되므로 아마도 2000년도에는 장기 실업의 문제가 보다 심각하게 대두될 것이라고 본다. 장기 실업률이 경기변동에 일정한 시차를 가지며 변동한다는 연구물들은 많지만 최근에는 것으로는 Πg(1994)를 들 수 있다.

한국에서 장기 실업자에 대한 별도의 대책이 필요한 이유는 앞에서 논의한 바와 같이 장기 실업의 규모가 확대됨에 따른 여러 가지 경제 사회적 비용을 감소시키자는 목적 이외에도 외국의 경우와 비교하여 한국의 실업자들을 인적자원이라는 측면에서 상대적으로 우수한 집단이라고 볼 수 있기 때문이다. 극단적으로 표현하면 현재 실업의 발생은 '임의적'으로 이루어진다고 볼 수도 있다. 따라서 실업자들이 보유하고 있는 인적자원의 유지 및 관리를 위해서도 실업기간이 장기화되는 것의 방지할 필요가 있다. 나아가 선진국과 비교하여 한국에서는 아직 사회 안전망이 잘 발달되지 않아 장기 실업자들의 생계위협 문제는 더욱 심각하다. 우선 구직활동을 오랜 기간 동안 지속적으로 한다는 이면에는 그 실업자가 자영업 등의 경제활동에 대한 다른 대안을 가지고 있지 못하는 신호로 받아들일 수 있으며 아울러 이들은 대부분 자산 무보유자로 해석해도 무방할 것이다. 한국은 이제 사회안정망 확충에 심혈을 기울이기 시작했으나 아직은 초보단계여서 장기 실업자들의 생계위협 문제는 당분간 지속될 것으로 보인다. 장기 실업자들에 대한 별도의 대책이 필요하다는 주장은 많은 OECD국가들에 의해 제시되어 왔다. 장기 실업의 문제는 비단 정책입안자들의 관심거리만이 아니라 많은 학계의 관심도 집중시켰다. 최근 연구의 예로서 Acemoglu(1994)는 장기 실업대책의 필요성에 대한 이론적 근거를 마련하였고 정책적인 면에서는 특히 정부의 장기 실업자들에 대한 반차별정책을 주장하였다. 장기 실업은 사후대책보다는 예방차원에서의 대책이 중요하다. 일단 실업기간이 장기화되면 이들을 구제하는 데에는 많은 비용이 들 뿐만 아니라 대부분의 프로그램들도 효과적이지 못하기 때문이다. 가장 근원적인 예방책의 경기부양의 통한 고용창출이다. 그러나 외국의 사례에서 보았듯이 일반적인 실업자들에게 효과적인 정책들이 반드시 장기실업자들에게도 효과적인 것은 아니다. 다만, 경기부양을 통한 전반적인 고용창출은 이미 실업기간이 장기화된 사람들에 대한 구제책이라기보다는 전반적으로 구직기간을 단축시켜 줌으로써 추가적인 장기 실업화를



방지하는 데에 더 큰 의의가 있다고 하겠다. 가장 직접적인 장기 실업예방책은 실업이 장기화될 가능성이 있는 집단(편의상 예상 장기실업자라고 부르자)에 대한 직접적인 노동수요를 창출하는 것이다. 다시 말해, 같은 실업규모를 유지하더라도 총 실업자 중에서 장기 실업자 및 장기 실업 예정자의 숫자를 줄이자는 것이다.

제Ⅲ장의 분석에서 살펴보았듯이 실업으로부터의 탈출률은 실업기간이 장기화됨에 따라 계속 떨어지는 것으로 나타났다. 이는 다시 말해 일단 실업기간이 장기화되면 이들을 실업자 풀로부터 탈출시키기도 점점 어려워진다는 것을 의미한다. 따라서 정책적이 면에서는 이미 실업기간이 장기화된 사람들을 구제하는 것보다는 실업기간이 장기화되기 이전에 구제하는 것이 비용이 덜 들게 된다. 즉, 정책적인 측면에서는 이미 실업기간이 장기화된 사람들뿐만 아니라 예상장기 실업자들도 구제함을 그 목표로 해야 한다. 예상장기 실업자들을 식별하기 위해서는 좀 더 세밀한 분석이 필요하다. 즉, 실업기간과 개인의 특성과 상관관계를 밝혀 낼 필요가 있다. 단순히 실업기간으로 볼 때도 어느 정도 실업기간이 지속된 사람들이 예상장기실업자인지에 대한 일정한 기준이 없다. 필자는 여기서 구직기간으로 볼 때의 예상장기실업자를 편의상 6개월로 규정하고자 한다. 자의적이기는 하나 정책을 실행하기 위해서는 일정한 기준이 있어야 하며 현행의 실업급여 수급기간이 비록 6개월에는 미치지 못하나 정부의 지속적인 노력에 의해 점차 6개월까지 연장될 전망이기 때문이다.

장기 실업자 대책은 근본적으로는 추가적인 재원을 요구하지 않는다. 기본개념은 일반적인 실업대책기금의 일부를 '실업자중에서도' 장기실업자에게 우선 할당한다는 것이다. 다시 말해, 같은 수의 실업자를 구제함에 있어서 장기 실업자 혹은 장기 실업 예정자를 우선적으로 구제하자는 것이다. 신동균(1998)의 연구에 의하면 1999년도의 예상실업자들 중 우선적으로 구제해야 될 장기 실업자 혹은 예상장기실업자의 규모를 6개월 이상을 기준으로 하여 최대 57만 6,000명으로 추정한다. 물론 예상장기실업자를 단순히 구직기간의 장단으로만 식별해 내는 데는 무리가 있다. 성별·연령별·학력별 등 다양한 특성별 분석 및 전망의 통하여 실업기간이 장기화될 가능성이 있는 집단의 식별해 내는 작업이 필요하다. 장기실업대책에 대한 세부적인 논의는 신동균(1998)을 참고하기 바란다.

다음으로는 성별 실업문제에 대해 간략히 논의한다. 최근 이직률은 남성보다 여성에게 있어서 더 높게 나타나는 동시에 전직률은 남성이 더 높게 나타난다. 그럼에도 불구하고 남성의 실업률이 더 높은 것은 이직시 비경제활동으로의 유출률이 여성이 더 높기 때문이라고 앞의 실증분석을 통해 밝혔다. 한편 산업별·직종별·종사상지위별·학력별로 노동이동 패턴을 보았을 때에도 위의 사실과 큰 차이가 있는 것은 아니다. 그러나 직종별 노동이동 패턴의 남녀 차이에 대해서는 다소 흥미로운 사실을 발견할 수 있다. 가령, 사무직원, 단순노무직근로자에 비해

고위직·전문직일수록 남녀간의 노동이동 패턴에 차이가 작거나 없다는 것을 알 수 있다. 앞에서 언급한 김장호(1998)의 연구를 그 분석방법이 본 연구와 상이하지만 그 결과만 놓고 볼 때 다음의 측면에서 맥을 같이 한다고 볼 수 있다. 그의 연구에 따르면 과거 호황기에 남녀간 실업률 격차가 줄어든 것은 여성의 실업률이 상대적으로 상승했기 때문이며 이것은 여성의 노동시장참가율이 남성의 그것보다 빠른 속도로 증가했기 때문이다. 같은 이유로 최근 남녀간 실업률 격차가 늘어난 사실 즉, 여성의 실업률 증가 속도가 남성의 실업률 증가 속도보다 느리다는 사실을 두고 반드시 여성의 노동시장에서의 위치가 개선되었다고는 볼 수 없다. 최근 남녀간 실업률 격차가 줄어든 주된 이유는 비례적으로 보다 많은 여성들이 구직활동을 포기하고 비경제활동으로 유출되었기 때문이다<sup>1)</sup>

한국경제는 1997년 말부터 전례 없는 구조조정을 단행하면서 노동시장의 모습도 크게 변하였다. 그 중에서도 전반적으로 정규직보다는 임시직 및 계약직이 늘어나고 있으며, 직종별로는 전문직에 대한 선호가 늘고 있다는 것이다. 본 연구의 실증분석 결과를 보면, 종사상지위별로는 남녀 차이가 전체와 비교할 때 큰 차이가 없었지만 직종별로는 고위직 및 전문직에서의 남녀 차이가 줄었다는 측면을 고려해 볼 때 이러한 직종으로의 여성의 비중이 커진다면 노동이동 패턴의 남녀 차이를 줄어든 것이라는 짐작을 할 수 있다.

사실 별도의 여성실업대책의 필요성에 대한 논거가 대부분의 연구자들에게 공통적이지 않다. 경우에 따라 가치판단의 문제로 치부되기도 한다. 그럼에도 불구하고 필자는 다음의 이유로 여성문제에 관심을 가져야 할 필요성을 주장한다. 비록 실업률로 볼 때 현재 여성 실업의 문제가 심각하지 않지만 이는 본문에서 분석하였듯이 비례적으로 많은 여성들이 비경제활동으로 유출

되기 때문이다. 이직률(job separation rate)은 여성에게서 더 높게 나타남을 알 수 있다. 한편 다소 지나치게 분석적임으로 해서 본문에서는 다루지 않았으나 전직(job change) 패턴을 자세히 관찰해 보면 남성과 비교하여 여성은 산업간(inter-industry)을 이동하는 성향이 더 강하고 역으로 남성은 여성과 비교하여 산업내(intra-industry)에서 전직하는 성향이 더 강하다. 비경제활동(nonmarket)도 하나의 산업으로 간주한다면 이러한 성향은 더욱 강해진다.<sup>2)</sup> 다른 조건이 같다면 산업내 보다는 산업간의 직업이 요구하는 기술의 대체성이 더 낮다. 역으로 노동이동비용(labor mobility cost)이라는 측면에서 볼 때 산업내 보다는 산업간 노동이동의 비용은 상대적으로 크다고 볼 수 있다.<sup>3)</sup> 왜 여성은 높은 기회비용에도 불구하고 기술의 대체성이 약한 산업간(비경제활동을 포함하여) 이동을 '선택'하는 것일까? 한편에서는 자기선택(self-selection) 이론에 근거하여 모든 노동이동은 스스로의 최적 상황을 찾아 가는 과정이기 때문이 정부의 인위적인 간섭이 불필요하다고 주장할 수도 있다. 결국 인적자원의 숙성도 라는 측면에서 평균적으로 여성의 그것은 남성보다 낮기 때문에 노동이동에 따른 비용이 상대적으로 낮아 남성과 비교하여 상대적으로 기술의 대체성이 떨어지는 산업 내지 직종도 기꺼이 택할 수 있다는 것이다. 그러나 과연 현재 진행되고 있는 노동이동의 패턴이 이러한 효율성에 근거하여 이루어지고 있는가 예는 의문이 생긴다. 특히 제IV장 제1절에서 분석한 바에 의하면 이직률은 여성에게 있어서 더 높게 나타나는데 그 이면에는 여성에 대한 차별적인 성격이 없는가? 여성의 이직률이 높은 것은 단순히 여성의 인적자원의 숙성도가 낮기 때문인가? 비록 데이터의 제약으로 인해 깊게 분석할 수 없었으나 적어도 최근 여성의 상대적인 높은 이직률은 학력, 경력 등 몇 가지 인적자원 변수와는 무관하다는 것을 알 수 있었다. 최근의 극심한 경기불황을 감안할 때 이직은 대부분 비자발적인 이직이라고 보면 최근에 여성이 비례적으로 보다 많이 해고되는 경향이 적어도 여성이 인적자원의 숙성도 면에서 남성보다 떨어지기 때문이라고는 할 수 없다. 특히 비경제활동으로 유출된<sup>4)</sup> 사람들을 노동시장으로 유인해야 할 이유는 다음과 같다. 첫째, 다른 조건이 같다면 보다 많은 사람들이 노동시장에 참여하는 것이 기존 직업에 대한 경쟁을 부추겨 직업의 질적인 향상을 가져올 수 있기 때문이다. 이러한 측면에서 순수히 비경제활동으로부터의 유입에 의한 실업률 증가는 그다지 문제시되지 않는다. 둘째, 향후 경기가 반전되고 성장이 지속될 때를 대비하여 단절은 인적자원의 손실을 가져와 향후 발생할지도 모를 공급부족 사태에 적절히 대응할 수 없게 되기 때문이다. 여성대체에 대한 연구로는 김장호(1998)의 일반적인 대책외에도 이향순·김경희(1996)의 남녀고용평등을 위한 적극적 대책, 최강식·정진화(1997)의 여성잠재인력 활용방안 등을 들 수 있다.

주석 1) 경기변동상에서 노동시장참가율의 경기 순응성(procyclicality)이 남성보다 여성에게 있어서 더 크게 나타난다는 연구 결과로는 Clark and Summers(1981) 등을 들 수 있다. 즉, 경기 하강기에는 남성보다 여성이 비례적으로 더 비경제활동으로 이동하는 경향이 있으며 역으로 경기가 상승기에는 비례적으로 보다 많은 여성이 노동시장에 참가한다.

주석 2) 비경제활동(nonmarket activity)도 하나의 산업으로 간주하고 노동시장을 분석한 논문들은 상당히 많지만 대표적으로 Heckman and Sedlacek(1985), Bils and mcLaughlin(1992), Shin(1999)를 들 수 있다.

주석 3) 물론 직업이동의 비용을 논하기 위해서는 산업뿐만이 아니라 직종도 고려해야 한다. 직종을 고려했을 때도 여성의 산업간 이동성이 더 활발하다는 결론은 유지된다. 이에 대한 집중적인 논의는 다른 연구논문을 통하여 행하겠다.

주석 4) 본문에서는 서술하지 않았지만 필자의 연구에 의하면 비경제활동으로 유출된 여성들은 대부분 기혼자들이었다.

附錄：月別 脫出稅率 및 流入率

<부표 1> 1월→2월 탈출률

(단위: 천명)

1월 노동력 상태		2월 노동력 상태		
		취업	실업	비경제활동
취업	18,708 (95.3)	185 (19.8)	685 (19.7)	
실업	317 (1.6)	636 (68.3)	215 (1.5)	
비경제활동	600 (3.1)	111 (11.9)	13,575 (93.8)	
전체	19,625 (100%)	932 (100%)	14,475 (100%)	

<부표 2> 2월 ← 1월 유입률

(단위: 천명)

2월 노동력 상태		1월 노동력 상태		
		취업	실업	비경제활동
취업	18,570 (95.6)	340 (27.6)	609 (4.2)	
실업	176 (0.9)	662 (53.8)	109 (0.8)	
비경제활동	679 (3.5)	229 (18.6)	13,702 (95.0)	
전체	19,424 (100%)	1,230 (100%)	14,418 (100%)	

<부표 3> 2월 → 3월 탈출률

(단위: 천명)

3월 노동력상태	2월 노동력 상태		
	취 업	실 업	비경제활동
취 업	18,637 (95.9)	281 (22.8)	990 (6.9)
실 업	308 (1.6)	840 (68.3)	184 (1.3)
비 경제 활동	479 (2.5)	110 (8.9)	13,244 (91.9)
전 체	19,424 (100%)	1,230 (100%)	14,418 (100%)

<부표 4> 3월 ← 2월 유입률

(단위: 천명)

2월 노동력 상태	3월 노동력 상태		
	취 업	실 업	비경제활동
취 업	18,543 (93.7)	320 (23.5)	486 (3.5)
실 업	269 (1.4)	850 (62.5)	108 (0.8)
비 경제 활동	988 (5.0)	190 (14.0)	13,354 (95.7)
전 체	19,800 (100%)	1,360 (100%)	13,949 (100%)

<부표 5> 3월 → 4월 탈출률

(단위: 천명)

4월 노동력 상태	3월 노동력 상태		
	취 업	실 업	비경제활동
취 업	19,147 (96.7)	282 (20.7)	644 (4.6)
실 업	272 (1.4)	988 (72.7)	161 (1.2)
비 경제 활동	381 (1.9)	90 (6.6)	13,144 (94.2)
전 체	19,800 (100%)	1,360 (100%)	13,949 (100%)

<부표 6> 4월 ← 3월 유입률

(단위: 천명)

3월 노동력 상태 \ 4월 노동력 상태	취업	실업	비경제활동
	취업	19,121 (95.5)	281 (19.8)
실업	270 (1.3)	975 (68.6)	87 (0.6)
비경제활동	636 (3.2)	166 (11.6)	13,226 (96.5)
전체	20,026 (100%)	1,421 (100%)	13,699 (100%)

<부표 7> 4월 → 5월 탈출률

(단위: 천명)

5월 노동력 상태 \ 4월 노동력 상태	취업	실업	비경제활동
	취업	19,398 (96.9)	304 (21.4)
실업	275 (1.4)	1,012 (71.3)	173 (1.3)
비경제활동	352 (1.8)	105 (7.4)	13,043 (95.4)
전체	20,026 (100%)	1,421 (100%)	13,699 (100%)

<부표 8> 5월 ← 4월 유입률

(단위: 천명)

4월 노동력 상태 \ 5월 노동력 상태	취업	실업	비경제활동
	취업	19,370 (96.3)	286 (19.2)
실업	296 (1.5)	1,023 (68.8)	103 (0.8)
비경제활동	451 (2.2)	178 (12.0)	13,124 (96.6)
전체	20,117 (100%)	1,488 (100%)	13,583 (100%)

<부표 9> 5월 → 6월 탈출률

(단위: 천명)

5월 노동력 상대		취업	실업	비경제활동
6월 노동력 상대				
취업	19397 (95.4)	336 (22.6)	380 (2.8)	
실업	307 (1.5)	1015 (68.2)	194 (1.4)	
비경제활동	413 (2.1)	137 (9.2)	13008 (95.8)	
전체	20117 (100%)	1488 (100%)	13583 (100%)	

<부표 10> 6월 → 5월 유입률

(단위: 천명)

6월 노동력 상대		취업	실업	비경제활동
5월 노동력 상대				
취업	19376 (95.5)	317 (20.8)	417 (3.1)	
실업	325 (1.6)	1007 (66.0)	134 (1.0)	
비경제활동	379 (1.9)	200 (13.1)	13084 (96.0)	
전체	20080 (100%)	1524 (100%)	13635 (100%)	

<부표 11> 6월 → 7월 탈출률

(단위: 천명)

6월 노동력 상대		취업	실업	비경제활동
7월 노동력 상대				
취업	19283 (96)	281 (18.4)	419 (3.1)	
실업	331 (1.6)	1062 (69.7)	225 (1.6)	
비경제활동	446 (2.3)	181 (11.9)	12,991 (95.3)	
전체	20,060 (100%)	1,524 (100%)	13,635 (100%)	

<부표 12> 7월 → 6월 유입률

(단위: 천명)

7월 노동력 상태		취업	실업	비경제활동
6월 노동력 상태				
취업	19,210 (96.6)	342 (20.8)	471 (3.4)	
실업	269 (1.4)	1,069 (65.1)	180 (1.3)	
비경제활동	416 (2.1)	231 (14.1)	13,080 (95.3)	
전체	19,895 (100%)	1642 (100%)	13,730 (100%)	

<부표 13> 7월 → 8월 탈출률

(단위: 천명)

7월 노동력 상태		취업	실업	비경제활동
8월 노동력 상태				
취업	19,127 (95.1)	285 (17.4)	398 (2.9)	
실업	267 (1.3)	1,115 (67.9)	170 (1.2)	
비경제활동	502 (2.5)	241 (14.7)	13,167 (95.9)	
전체	19,895 (100%)	1642 (100%)	13,730 (100%)	

<부표 14> 8월 → 7월 유입률

(단위: 천명)

8월 노동력 상태		취업	실업	비경제활동
7월 노동력 상태				
취업	19,101 (96.6)	274 (17.5)	505,125 (3.6)	
실업	272 (1.4)	1,114 (71.3)	241,827 (1.7)	
비경제활동	392 (2.0)	175 (11.2)	13,228 (94.7)	
전체	19,764 (100%)	1,562 (100%)	13,975 (100%)	

<부표 15> 8월 → 9월 탈출률

(단위: 천명)

9월 노동력 상태		취업	실업	비경제활동
9월 노동력 상태	9월 노동력 상태			
취업	취업	18,992 (95.1)	415 (2.6)	587 (4.2)
실업	실업	288 (1.5)	965 (61.8)	306 (2.2)
비경제활동	비경제활동	484 (2.5)	182 (11.7)	13,082 (93.6)
전체	전체	19,764 (100%)	1,563 (100%)	13,975 (100%)

<부표 16> 9월→8월 유입률

(단위: 천명)

9월 노동력 상태		취업	실업	비경제활동
8월 노동력 상태	9월 노동력 상태			
취업	취업	18,955 (95.1)	298 (19.1)	490 (3.5)
실업	실업	408 (2.0)	960 (60.8)	180 (1.3)
비경제활동	비경제활동	582 (2.9)	315 (20.1)	13,153 (95.1)
전체	전체	19,940 (100%)	1,572 (100%)	13,823 (100%)

參考文獻；



- 김장호(1998), 『여성실업구조와 행태: 이명확률 추정을 통한 유량분석』, 한국노동연구원
- 신동균(1998), 『미국패널데이터의 현황과 시사점』, 한국노동연구원.
- 신동균(1998), 『실업의 장기화와 정책과제』, 한국노동연구원.
- 심규별(1998), 『실업실태 및 복지욕구조사』 중 제6장, 제5절 “건설일용근로자의 실업대책”, 한국노동연구원
- 어수봉(1994), 『한국의 실업구조와 신인력정책』, 한국노동연구원.
- 이향순·김경희(1996), 『여성고용확대와 고용평등을 위한 적극적 조치: 시험적 모델의 모색』, 한국노동연구원
- 최강식·정진화(1997), 『여성잠재인력 활용방안』, 한국노동연구원
- 최화정(1998), “남녀별 노동이동 패턴에 대한 연구”, 이화여자대학교 석사학위논문.

- Acemoglu(1994), “Public Policy in a Model of Long-term Unemployment”, *Economica*, 161~78.
- Bils, Mark J. and McLaughlin, Kenneth J.(1992), “Inter-industry Mobility and the Cyclical Upgrading of Labor”, unpublished paper, University of Chicago.
- Clark, Kim B. and Summers, Lawrence H.(1981), “Demographic Differences in Cyclical Employment variation”, *Journal of Human Resources*, 16, 61~79
- Heckman, J. and Borjas, G.(1980), “Does Unemployment Cause Future Unemployment?,” *Economica*, 47, 247~283.
- Heckman, James J. Sedlacek, Guilherme L.(1985), “Heterogeneity, Aggregation and Market Wage Functions: An Empirical Model of

Self-selection in the Labor Market", *Journal of Political Economy*, 93(6), 1077~1125.

Ilg, Randy E., June(1994), "Long-term Unemployment in Recent Recessions", *Monthly Labor Review*, 12~15.

Jackman, R. and Layard, R.,(1991), "Does Long-term Unemployment Reduce a Person's Chance of a Job? A Time Series Test", *Economica*, 58, 93~106.

Lancaster, T.,(1979), "Econometric Methods for the Duration of Unemployment", *Econometrica*, 47, 939~956.

Okun, Arthur M.,(1973), "Upward Mobility in a High Pressure Economy", *Brookings Papers on Economic Activity* 1: 207-252.

Shin, Donggyun(1999), "An Equilibrium Theory of Wage and Employment Cyclicity by Gender and by Industry", *Southern Economic Journal*, 251~271.