

# 女性 失業의 構造와 行態

- 移行確率推定을 통한 流量分析

1998. 1.

金 章 鎬

(숙명여대 경제학과)

## 목 차

I. 서 론

II. 여성실업의 변화추이와 특징

III. 노동시장 이행확률모형과 사용자료

IV. 성별 노동력 플로우 및 실업행태의 특징과 변화추이 분석

V. 요약 및 정책과제

참고문헌

## I. 序論

최근 우리나라의 여성 실업자의 수가 남성에 비해 상대적으로 빠르게 증가하고 있다. 1994년 이후 현재까지 분기별 남녀 실업률 증감 추이는 94년 2/4, 3/4 두 분기를 제외하고는 모두 여성의 경우가 남성 보다 높은 위치에 머물고 있다. 특히 1997년도에 접어들면서 여성 실업자의 증가 추이는 남성의 경우를 크게 앞지르는 양상이 나타나고 있는데, 1977년 3/4분기의 여성 실업자는 전년동분기에 비해 무려 56.8%가 증가하여, 이기간 남성실업자 증가율, 20.6%를 크게 능가하고 있다. 보다 기간을 확장하여 보면 1980년대 중반 이후부터 여성 실업자의 증감 추이선은 남성 보다 대체로 높은 위치에 머물러 왔다. 그 결과 전체실업자에서 여성이 점하는 비중은 꾸준히 상승하여 80년대 중반에 20% 전후의 수준에서 최근에는 35%(1997년에는 37%)에 육박하고 있다.

장기추세치로 파악할 때 지난 1960년대 이후 고도의 압축성장을 경험한 우리나라의 실업률 변화의 특징으로서 우선 1970년대 초반과 1980년대 초반의 격심한 구조조정기를 제외하고는 전체적인 실업률 수준이 지속적으로 하락하는 추세를 보이고 있다는 것이다(남재량, 1997). 우리나라의 주요한 실업동향의 또다른 특징으로서 전체 실업자 가운데 여성의 비중이 80년대 이후 꾸준히 증대되고 있다는 사실이다. 그러면 이같은 여성실업 비중의 증가추세는 무엇 때문에 초래되고 있는가? 본 연구의 기본목적은 이 문제를 체계적으로 규명하고 여성 실업문제에 대한 대응방안을 제시하는데 있다.

실업은 발생 요인에 따라서 크게는 경기적 실업, 구조적 실업, 그리고 마찰적 실업으로 구분할 수 있다. 또한 실업 당사자의 자발성 여부에 따라서 자발적 실업과 비자발적 실업으로 구분된다. 그러나 노동시장 측면에서 볼 때 실업은 노동력 수요의 불일치로 나타나는 현상이라고 할 수 있다. 따라서 한나라 실업률의 장기추세선에 영향을 줄 수 있는 요인을 노동시장의 수요측면과 공급측면으로 구분하여 살펴보는 것이 효과적이다. 먼저 노동력 수요측면의 실업 발생요인으로서 경제성장율, 산업구조의 변화, 기술변화 등이 중요하다. 노동력공급 측면의 주요요인으로는 인구구조 및 노동이동성의 변화 등을 들 수 있다. 이와 함께 고용보험 등 노동시장 인플라의 정비 수준, 그리고 실업에 대한 사회적 인식 등도 실업률에 영향을 줄 수 있다. 이와 같은 여러가지 실업률 변화의 요인 가운데 노동력 수요 측면의 요인들은 본 연구의 기본과제인 최근 우리나라 여성 실업의 상대적 비중 증대 현상을 초래시킨 핵심적인 요인이라고 하기는 어렵다고 판단된다. 1980년대 이후 우리나라의 경제성장 과정에서 노동력 수요구조가 여성의 취업가능성을 억제하는 방향으로 체계적으로 작용하였다고 하기는 어렵다. 그 이유는 간단히 말해서 산업구조의 소프트화 및 서비스화의 진전으로 여성에 대한 취업 기회가 상대적으로 확대되어 온 것이 보다 일반적인 추세였기 때문이다. 따라서 최근의 이같은 여성 실업비중의 증대 양상은 주로 인구 구성 변화요인을 포함하여 노동력 공급측면의 요인이 중요하게 작용하고 있다고 할 수 있다. 본 연구는 이같은 視點에서 노동력 공급측면의 분석에

집중하여 여성 실업비중의 증대 현상을 규명하고자 한다.

노동력 공급 측면에서 여성 실업 비중의 증대 현상은 크게 두 가지 요인이 중요하게 작용한다고 할 수 있다. 먼저 여성의 경제활동참가율의 상대적 증가에 따른 여성실업자 비중의 증대이다. 남녀 사이에 실업율의 격차가 존재하지 않는다고 하더라도 여성 경제활동인구의 비중이 상대적으로 증대할 경우 전체 실업자에 대한 여성실업자의 비중은 증대할 수 있기 때문이다. 둘째는 여성인구의 구성 및 성격의 변화가 초래하는 여성 경제활동패턴의 변화에 의한 실업률 비중의 증대를 지적할 수 있다. 장기적인 추세로 볼 때 우리나라 여성 실업의 상대적 비중 증대는 여성의 경제활동참가율의 지속적인 증대가 중요한 요인으로 작용하였음은 부인하기 어렵다. 그러나 앞서서도 지적한 바와 같이 1990년대 중반 이후에 나타나는 여성의 실업률 증감 추이선이 남성의 그것에 비해 상대적으로 높은 위치에서 머물고 있는 현상은 여성의 경제활동참가 증대 뿐만 아니라 노동시장에서 여성의 경제활동 패턴의 성격이 변화한다는 점을 암시하는 것이다. 본 연구는 1990년대에 나타나고 있는 여성의 경제활동패턴의 변화를 주목하여 여성실업의 구조와 행태를 분석하고자 한다.

보다 구체적으로 본 연구는 지금까지 여자의 실업률이 남자보다 낮은 이유의 하나로는 여자의 경우 취업과 실업간의 통상적인 이행경로 보다는 취업과 비경제활동사이의 이행경로가 상대적으로 큰 비중을 점하고 있으며, 최근의 성별 실업률 격차의 축소는 여성의 이같은 이행패턴이 보다 통상적인 형태인 취업-실업 경로 중심으로 전환되고 있음을 실증적으로 보이고자 한다. 여성의 이같은 노동력 상태간 이동패턴의 변모는 우리나라 노동공급 측면의 중요한 성격 변화를 의미하며, 특히 실업정책과 관련하여서는 다음과 같은 의미를 갖는다. 첫째, 실업정책의 대상집단의 변화를 의미한다. 지금까지 우리나라의 실업정책 대상은 남성 중심이었으며 상대적으로 여성은 주요 대상이 아니었다. 이것은 여성의 실업률이 상대적으로 낮은 것이 주요한 배경이었다. 그러나 향후 여성 실업률이 증대하고 성별 노동력 상태간 이행패턴의 차이가 줄어들 경우에는 여성 노동력이 갖는 부차적 성격이 존속하는 한 실업노출의 위험성은 여성의 경우 더욱 클 수 밖에 없다. 따라서 향후 여성의 실업문제의 중요성은 높아질 가능성이 크다.

둘째, 남녀간 실업의 특징과 구조가 점차 유사해지고 있다는 것을 뜻하므로 실업대책상의 성별 구분의 필요성이 점차 약해질 것이다. 앞서서도 언급한 바와 같이 지금까지 여성은 실업이 되더라도 가사노동이라는 피난처 또는 대안이 있다고 간주되어 실업대책인구집단으로서의 우선순위가 남성에 비해 낮았다는 점을 부인하기 어렵다. 그러나 이제 여성도 보다 적극적인 노동시장 활동을 전개할 경우 실업대책에서의 성별 구분의 적합성은 줄어들 것이다. 이같은 여성의 노동력 상태간 이동패턴의 변화를 감안할 때, 향후 여성실업대책으로서의 남녀의 노동시장행태에 대한 구조적인 차이를 유발하는 각종 요인을 제거하는 것이 중요한 의미를 갖게 될 것이다.

공식적 통계상 실업율은 貯量(stock)으로 파악한다. 그러나 실업율 그 자체는 노동인구를 구성하는 각 개인들이 취업, 실업, 그리고 비경제활동이라는 세가지 노동력 상태 사이를 이동하는 과정에서 결정되는 동태적 속성을 갖는다. 따라서 실업행태에 대한 보다 깊은 이해는 저량분석으로는 충분하지 못하며 동태적 분석이 필요하다. 실업의 동태적 특성을 분석하기 위한 접근 방법의 하나로는 Marston(1976)과 Kim and Summers (1979) 등에 의해서 시도된 이후, 많은 연구자에 의해서 사용되고 있는 移行確率(Transition Probability)모형을 들 수 있다. 본 연구는 1990년대 이후 우리나라 남녀의 노동력 상태별 이행확률을 각각 추계하고 그 특징을 비교 검토함으로써 최근 여성실업 증가 추이 현상의 요인을 규명하기로 한다. 이같은 이행확률 추계를 통한 유량분석은 여성의 경제활동패턴의 변화에 대한 특징적 사실을 제시해 줄 뿐만 아니라, 이와 함께 최근 남성 실업에 비해 상대적으로 높은 여성실업의 증감추세의 발생 원인에 대해서 저량분석에서는 얻을 수 없는 유용한 정보를 제공해줄 것이다.

그러나 실업률에 대한 이같은 유량분석을 하기 위해서는 각 개인들의 노동력 상태간 이동에 대한 패널자료(panel data)가 필요하다. 그러나 우리나라에서는 이같은 패널자료가 널리 구축되고 있지 못하거나, 구축된 자료라고 하더라도 제한적이고 특정한 집단에 국한되고 있다<sup>1)</sup>. 본 연구에서는 통계청의 「경제활동인구조사」의 원 테이프(tape)를 사용하여 연간 패널자료를 구축한 후 노동력 이행확률에 대한 유량분석에 사용하기로 한다.

우리나라의 여성실업 문제에 대한 본격적인 연구는 현재까지 미진한 실정이다. 특히 여성의 노동공급행태에 대한 대부분의 연구는 여성의 경제활동참가 결정요인을 밝히기 위한 연구에 집중되거나 인력수급차원에서 유희인력의 활용의 대상으로서 접근하고 있다. 이같은 부류에 해당하는 최근의 몇몇 연구를 열거하면 신영수(1991), 어수봉(1991), 최강식·정진화(1997) 등을 들 수 있다. 그러나 이같은 여성의 노동시장참가 결정요인 및 공급행태에 대한 연구는 여성실업의 구조와 패턴에 대해서는 주요한 시사점을 제공해주지 못한다. 또한 이행확률 모형을 이용하여 실업행태를 분석하고 있는 기존의 여러 연구(유재우, 배무기, 1984 ; 이 선 외, 1988 ; 어수봉, 1994) 도 여성의 실업행태를 집중적으로 분석하지 않거나 오래전의 제한적인 시기에 국한하여 분석하고 있거나, 여성실업의 추세변동의 특징을 단순히 국제비교하는 것에 머무르고 있다 (김옥암, 1997).

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제2절에서는 지난 10년간의 우리나라의 성별 경제활동참가율과 실업률의 변화추이를 공식적인 경제활동 통계치를 이용하여 검토하고 있다. 이

---

1) 한가지 관련 패널자료로는 「대우 가구경제조사」 자료가 있다. 그러나 이 자료는 일부 주요 도시가구에 국한되고 있어, 경제활동 전반을 대표한다고 보기는 어려우며, 또한 기간도 한정되고 있다.

를 통하여 남성에 비해 여성의 경우 실업률 증감 추이가 상대적으로 높게 나타나는 것을 학력별, 연령별로 파악하여 제시하고 있다. 제3절과 제4절에서는 본 연구의 핵심적 내용이 포함되고 있다. 먼저 제3절에서는 이행확률 모형에 대한 설명과 사용자료의 구축과정에 대해서 간략한 설명이 제시된다. 제4절에서는 성별 노동력 이행확률의 추계결과를 제시하고 성별노동력 상태변화의 주요 특징과 차이점을 규명하고 있다. 마지막 제5절에서는 먼저 분석결과를 요약한 후 여성 실업문제에 대한 정책과제를 제시하기로 한다.

## Ⅱ. 女性失業率의 變化推移와 特徵

### 1. 우리나라 실업률의 장기적 변화 추이와 女性失業率

우리나라의 실업률의 변화추이와 특징으로서는 먼저 장기추세를 살펴보기로 한다. 1997년에 접어들면서 우리나라의 실업률이 가파르게 증대하고 있으며 98년에는 외환위기와 IMF규제에 따른 구조조정으로 실업률이 크게 증대할 것으로 예상된다. 그러나 <표 1>에서 제시하고 있는 바와 같이 우리나라의 경제 전체의 실업률은 1960년대 이후 고도성장이 지속되면서 두번의 구조조정기를 제외하고는 장기간에 걸쳐 꾸준히 하락하는 추세를 보이고 있다. 1963년의 8% 수준에서 70년대에는 4%수준으로, 그리고 90년대에는 2% 수준으로 크게 하락하고 있다. 이러한 장기 하락 추세는 비농가 부문에서 더욱 강하다. 비농가의 경우 1963년에는 16%수준의 높은 실업률을 보였으나, 70년대에는 7%수준

으로, 80년대에는 5%수준으로, 그리고 90년대에 2%수준으로 크게 떨어져 이제는 경제전체의 실업률과 유사하다. 간단히 말해서 우리나라의 실업률의 변화추이는 구조조정기에 크게 증대하였고, 또 단기에서는 경기변동에 따라 부침을 거듭하고 있는 가운데 지금까지 장기적으로 하락하는 추세를 보이고 있다. 우리나라의 이와같은 실업률의 장기추세치의 지속적 하락현상은 다른 나라에서는 찾아보기가 쉽지 않은 현상으로서 대부분의 노동력 집단에서 공통적으로 관찰되는 현상으로 밝혀지고 있다.(남재량,1997)

<표 1> 실업률의 장기추세, 1963~1997

(단위:%)

기간	전 체			비 농 가		
	계	남자	여자	계	남자	여자
1963-64	8.2	8.7	6.4	15.3	15.9	14.0
1965-69	6.2	6.7	4.8	10.7	11.0	10.0
1970-74	4.4	5.2	2.6	7.1	8.2	4.7
1975-79	3.8	4.6	2.3	5.8	6.7	4.0
1980-84	4.4	5.5	2.6	6.1	7.3	3.8
1985-89	3.2	4.0	2.0	3.9	4.8	2.5
1990-94	2.5	2.8	2.0	2.8	3.1	2.3
1995-97	2.2	2.5	1.9	2.2	2.5	1.9

주 : 1) 해당기간의 연평균실업률임

2) 비농가의 경우는 마지막 행은 1995-96년의 기간임

자료 : 통계청, 「경제활동인구연보」, 각년도

그러나 노동력 집단 별로는 하락추세의 상대적인 크기는 상당한 정도 차이가 있음을 볼 수 있다. <표 2>는 성별, 노동력 집단별로 구분하여 1970년대 초반에서 1990년대 중반 사이에 실업률 추세치의 변화추이를 제시하고 있다. 이 기간 동안의 실업률의 하락 추세는 농가가 포함된 전체 경제에 비해서 비농가의 경우에 더욱 하락폭이 크다. 이것은 아마도 소농체제 중심의 우리나라 농업부문의 취업형태의 특징이 실업의 현재화를 상대적으로 낮게 하는 작용을 하기 때문이라고 하겠다.

다음으로는 성별로 구분하여 살펴보기로 한다. 우선 여자에 비해 남자의 실업률 수준이 상대적으로 높음을 알 수 있다. 또한 동기간 동안에 여성에 비해 남성의 하락추세가 상대적으로 가파른 모양을 보이고 있다. <표 2>에서 볼 수 있는 바와 같이 전국을 기준으로 볼 때 이기간에 남자의 경우 하락률은 55.17%인데 반해 여자의 하락률은 39.72%에 머물고 있어, 상당한 차이가 있음을 알 수 있다. 이어서 노동력을 젊은 계층의 청소년 노동력(15~24세), 기간 노동력(primary labor force, 25~54세), 그리고 55세 이상의 노령노동력으로 구분하여 성별 하락 추세를 검토해 보기로 한다. 일반적으로 실업률이 상대적으로 높은 청소년 집단의 경우에는 이 기간의 실업률의 하락폭이 성별로 차이가 크지 않

으며, 또한 55세 이상의 노동력 집단의 경우에도 뚜렷한 하락 추세를 보이고 있으나 여자에 비해 남자의 경우가 상대적으로 큰 하락폭을 나타내고 있다. 이러한 하락추이는 전국에 비해 비농가의 경우가 더욱 강하다. 따라서 지난날 우리나라에서 발견되는 실업률의 장기적 하락추세는 연령별로는 주변노동력 집단보다는 기간 노동력에 의해서, 성별로는 여성에 비해서 남성에 의해서, 그리고 농가보다는 비농가 부문에서 주도적으로 수반되었음을 알 수 있다.

이같은 실업률의 변화추이에 있어서의 성별차이는 먼저 전체 실업자의 성별 구성비를 크게 변화시키는 결과를 초래하였다. 1970년대 초반(1970-72년)의 전체 실업자에서 여성이 점하는 비중은 20 %이하였다. 그러나 이 구성비는 1980년대 중반(1984-86년)에는 20 %를 능가하였으며, 1990년대 중반(1995-97년)에는 34 %로 크게 증대되고 있다. 또한 이같은 실업률의 장기추세 변화에서의 성별 차이는 최근에 접어들면서 성별 실업률의 격차(differentials)를 축소시키는 결과를 가져오고 있으며, 동시에 질적으로는 최근에 올수록 여성실업 패턴과 남성의 실업패턴 사이에 존재하는 차이가 축소되고 있음을 암시해 주는 것이다.

<표 2> 성별 노동력 집단별 평균 실업률 변화

단위 : %(단, 하락분은 %p)

구 분	전 체		청소년노동력집단 (15~24세)		기간노동력집단 (25~54세)		노년노동력집단 (55세이상)		
	남자	여자	남자	여자	남자	여자	남자	여자	
전 국	70-72년평균	5.42	2.87	11.27	6.51	4.14	1.25	1.98	1.61
	94-96년 평균	2.43	1.73	8.05	5.38	2.11	0.94	0.77	0.30
	하락분	(2.99)	1.14	3.22	1.13	2.03	0.31	1.21	1.31
	(하락율)	(55.17)	(39.72)	(28.57)	(17.36)	(49.03)	(31.00)	(61.11)	(81.4)
비 농 가	70-72년평균	8.46	5.18	18.53	9.44	6.39	2.07	5.10	2.73
	94-96년 평균	2.67	1.97	9.62	6.11	2.40	1.10	2.52	0.37
	하락분	5.79	3.21	8.92	3.33	4.00	0.97	2.58	2.36
	(하락율)	(68.44)	(61.97)	(48.10)	(35.23)	(62.51)	(46.93)	(50.62)	(86.31)



주 : 비농가의 노동력 집단별 94-96년 평균 실업률은 1990-92년 평균치임.

자료 : 통계청, 「경제활동인구연보」, 각년도

그러면 이같이 지난 30년간에 우리나라의 실업률의 장기추세선이 지속적으로 하락시킨 요인은 무엇인가? 그 요인으로서 우선 인구구성의 변화를 생각할 수 있다. 집계된 실업률은 개별 노동력 집단의 실업률을 각 집단이 전체 노동력에서 점하는 비중을 가중평균하여 추계된다. 따라서 집계실업률의 변화는 각 노동력 집단의 실업률 자체의 변화에 의한 부분, 즉 실업률 효과와 노동력 구성의 변화로 인한 구성효과로 크게 양분될 수 있다 (Perry, 1970년). 예를 들어 구성효과란 실업률이 상대적으로 낮은 노령 노동력이나 여성 노동력이 전체 노동력에서 차지하는 비중이 증가하거나, 실업률이 높은 청소년 노동력이 전체 노동력에 대한 비중이 증대할 경우 이들 집단의 실업률에는 변화가 없다고 하더라도 경제전체의 집계 실업률은 달라지게 되는 효과를 의미한다<sup>2)</sup>. 우리나라의 경우 고도성장과정에서 노동력 인구의 구성은 상당한 변모를 경험하였다. 이 가운데 특히 전후 베이비붐 세대의 전면 등장에 따른 노동력의 연령계급 구성의 변화와 여성의 경제활동 참가 증대 등은 노동력 구성을 크게 변화시켰다. 그러나 최근의 몇몇 주요 연구 (박명수, 1995 ; 남재량, 1997)는 우리나라에서 노동력 구성변화가 실업률의 장기적인 하락 추세를 설명하는 요인으로서의 상대적 비중은 예상보다 크지 않다는 사실을 밝혀주고 있다. 南在亮(1997)은 1970년대 초반과 1990년대 초반사이 20년의 기간에 우리나라 실업률의 장기 추세의 하락 요인을 분해하여 추계한 바 있다. 그 결과에 따르면 전체 실업률 하락추세 가운데 노동력 구성변화 효과는 경제전체의 경우에는 40%, 비농가의 경우는 30% 각각 점하는 반면 나머지 60~70%는 실업률 자체의 변화요인으로 나타나고 있다. 특히 이러한 노동력 구성 효과는 대부분이 연령계층의 구성변화에 의한 것이며 성별구성 변화에 의한 부분은 아주 미약한 수준이었음을 밝히고 있다.

이같은 저량분석에 토대를 둔 실업률 변화 추이에 대한 요인분해 결과는 본 연구와 관련하여 두 가지의 주요한 시사점을 제시해 준다. 첫째는 이러한 추이분석 기간에 있어서 여성과 남성의 실업률 변화와 패턴에 차이점이 있다는 것이다. 이 기간 동안에 남성에 비해 여성의 경제활동참가 인구의 전체에 대한 비중이 크게 증가함에 따라 성별 노동력

2) 집계실업률의 각 효과별 분해는 다음과 같은 시간에 대한 미분한 수식으로 표시될 수 있다. 한 시점에서 노동자를 n개 집단으로 구분할 경우 집계실업률은

$$UR_t \equiv \sum_{i=1}^n \frac{L_{it}}{L_t} UR_{it} \equiv \sum_{i=1}^n s_{it} UR_{it} \text{ 로 정의된다. 단 } s_{it} \equiv \frac{L_{it}}{L_t} \text{ 이다.}$$

이를 시간에 대해서 미분하면  $\frac{\partial UR_t}{\partial t} = \sum_{i=1}^n \left( \frac{\partial s_{it}}{\partial t} \right) UR_{it} + \sum_{i=1}^n s_{it} \left( \frac{\partial UR_{it}}{\partial t} \right)$  이다.

여기서  $\sum_{i=1}^n \left( \frac{\partial s_{it}}{\partial t} \right) UR_{it}$ 는 구성효과,  $\sum_{i=1}^n s_{it} \frac{\partial UR_{it}}{\partial t}$ 는 실업률효과를 각각 말한다. 그러나, 실제추계를 위해서는 시간의 異散性을 가정하여야 하므로 이러한 분해공식의 여러 가지 변형된 추계방식이 사용될 수 있다.

구성비는 크게 달라졌다. 그러나 이러한 성별 노동력 구성의 변화는 전체 실업률 하락 추이를 결정하는데 있어서 거의 효과가 미미하였다는 추계결과는 남성에 비해 여성의 실업률 하락이 상대적으로 작았다는 것을 의미한다. 따라서 이것은 남성과 여성의 실업률 변화 패턴과 구조가 차이점이 있다는 점을 말해주고 있다. 또한 이러한 사실은 실업구조와 행태를 보다 정확하게 파악하기 위해서는 성별로 구분하여 분석이 이루어지길 필요가 있다는 것이다.

둘째는 실업률의 구조와 행태를 이해하는 데 있어서 동태적인 분석이 필요하다는 것이다. 앞에서 지적한 바와 같이 우리나라 실업률의 장기하락 추세 가운데 인구구성변화 요인은 단지 30%정도의 설명에 그치고 나머지 60% 정도는 실업률 자체의 변화를 나타내고 있다. 그러나 이러한 요인분해 방식은 기본적으로 저장분석(stock analysis)으로서 특히 전체요인 가운데 실업률 자체의 60%이상을 점하는 변화의 요인에 대해서는 별다른 정보를 제공해주지 못하고 있다. 실업률은 통상적으로 일정시점을 기준으로 파악되는 저장으로서 이를 통하여 실업의 규모와 정도, 그리고 내용을 알 수 있다. 그러나 노동시장에서 개인들의 노동력 상태간 이동이 항상 존재하므로 실업의 구성도 항상 변화한다. 따라서 특정시점에서 실업을 측정하는 저장변수만으로 이같은 실업의 동태적 성격을 파악하기 어렵다. 특히 여성은 노동력상태간 이동이 남성에 비해 더욱 빈번할 뿐만 아니라 이동패턴도 상당한 정도 차이가 있으므로 여성실업의 구조와 행태의 분석에는 동태적인 유량분석(flow analysis)이 중요한 의미를 갖는다.

## 2. 최근 女性失業의 構造的 特徵

앞 소절에서도 언급된 바와 같이 1990년대 이후 우리나라의 전반적인 실업률은 장기하향 추세의 저점인 2% 수준에서 경기변동에 따라 약간의 기복을 시현하고 있다. 그러나 1997년 초부터 실업률이 증대하기 시작하였으며 1998년이후에는 당분간 외환위기와 IMF 규제하의 구조조정의 진행에 따라 실업률이 크게 높아질 것으로 예상된다. 그러나 IMF 규제를 무사히 마무리 한다고 하더라도 다시 2%대의 낮은 실업률 수준을 회복하기란 여러 가지 여건을 고려할 때 어려움이 있을 것으로 예상된다. 그 이유로는 우선 고용보험의 실업급여 사업의 보편화에 따른 실업자의 현재화 현상이 확산되어 잠재실업자의 비중이 축소될 가능성이 크기 때문이다. 이와 더불어 지난 96년 말부터 나타나고 있는 여성실업률의 급증 양상은 전체 실업률을 2%대로 다시 회복하는 것을 어렵게 하는 중요한 요인으로 작용할 것으로 예상된다.

<표 3>과 <표 4>는 각각 1980년대 후반 이후 경제전체와 비농가 부문에 대한 경제활동 및 실업률의 연간 동향을 성별로 보여주고 있다. 또한 <그림1>은 남녀의 분기별 실업률 동향을 보여주고 있다. 우선 특징적인 사항으로서는 남성의 실업률에 비해 여성의 실업률이 그 절대수준에 있어서 크게 낮다는 사실이다. 이러한 사실은 여전히 우리나라에서

는 여성 노동력은 상당한 부분이 부차적 노동력(secondary workers)으로서의 역할을 하고 있음을 의미하는 것이다. 일반적으로 부차적 노동력은 남성 노동력과 같은 일차 노동력에 비해 적극적인 구직활동을 통해서 실업을 현재화시키기 보다는 직업을 상실하거나 신규로 노동시장에 진입할 경우 쉽게 비경제활동화하는 속성을 강하게 띤다. 여성의 실업률이 남성보다 낮은 것은 상당히 이례적인 현상이다. 구미제국의 경우에도 여성의 이 같은 부차적 노동력 성격이 없지는 않지만 여자의 실업률은 남자보다 높은 것이 일반적이다(OECD, 1997). 그 이유는 여성의 노동시장 참가가 보편화된 상황에서 상대적으로 직장안정도가 낮은 남성보다 여성의 경우가 더 낮기 때문이다.

그러나 본 연구와 관련하여 보다 중요한 성별실업구조의 차이는 지난 10여년 동안에 여성의 실업률 증감 추이의 수준이 <그림2>에서 볼 수 있는 바와 같이 남성보다 대체로 높다는 사실이다. 다시 말해서 여자가 남자에 비해 실업률이 하락할 경우에는 상대적으로 덜 하락하며, 반대로 실업률이 상승할 경우에는 상대적으로 더 크게 상승하였다는 것을 의미한다. <표 3>에서도 알 수 있는 바와 같이 1986년에 남자 실업률은 4.9%로서 이해 여자 실업률 2.1%의 2배가 넘고 있다. 그러나 1991년에는 남녀의 실업률이 각각 2.5%와 1.9%로서 86년의 경우에 비해 남년간의 상대적 격차가 크게 축소되었다. 이러한 성별 실업률 격차는 그 이후에도 계속 축소되어 1997년의 경우에는 남녀 각각 2.7%와 2.3%의 실업률을 기록하여 거의 유사해지고 있음을 알 수 있다.

<표 3> 성별 경제활동추이, 1986-1997(전국)

(단위 : 천명, %)

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
<b>남자</b>												
경제활동인구	9,819 (2.1)	1,0138 (3.2)	10,414 (3.7)	10,737 (3.1)	11,030 (2.7)	11,364 (3.0)	11,627 (2.3)	11,890 (2.3)	12,167 (2.3)	12,433 (2.2)	12,620 (1.5)	12,748 (1.3)
취업자	9,339 (2.2)	9,741 (4.3)	10,099 (3.7)	10,409 (3.1)	10,709 (2.9)	11,076 (3.4)	11,322 (2.2)	11,515 (1.7)	11,832 (2.8)	12,153 (2.7)	12,330 (1.5)	12,400 (0.8)
실업자	480 (0.0)	397 -17.3	315 (-20.7)	329 (4.4)	321 (-2.4)	288 (-10.3)	305 (5.9)	375 (23.0)	334 (-10.9)	280 (-16.3)	290 (3.7)	350 (20.6)
참가율	72.1	72.5	72.9	73.4	74.0	74.9	75.5	76.0	76.4	76.5	76.1	75.7
실업율	4.9	3.9	3.0	3.1	2.9	2.5	2.6	3.2	2.7	2.3	2.3	2.8
<b>여자</b>												
경제활동인구	6,296 (5.4)	6,735 (7.0)	6,891 (2.3)	7,286 (5.7)	7,509 (3.1)	7,684 (2.3)	7,799 (1.5)	7,913 (1.5)	8,159 (3.1)	8,364 (2.5)	8,568 (2.4)	8,846 (4.2)
취업자	6,65 (5.7)	6,613 (7.3)	6,771 (2.4)	7,152 (5.6)	7,376 (3.1)	7,535 (2.2)	7,639 (1.4)	7,738 (1.3)	8,005 (3.5)	8,224 (2.7)	8,434 (2.6)	8,640 (3.4)
실업자	131 (-7.1)	122 (-6.9)	120 (-1.6)	134 (11.7)	133 (-0.7)	149 (12.0)	160 (7.4)	175 (9.4)	155 (-11.4)	139 (-10.0)	134 (-3.5)	205 (56.8)
참가율	43.1	45.0	45.0	46.6	47.0	47.3	47.2	47.2	47.9	48.3	48.7	49.6
실업율	2.1	1.8	1.7	1.8	1.8	1.9	2.1	2.2	1.9	1.7	1.6	2.3
<b>전체실업자에 대</b>												
한 여자실업자의 비중	21.4	19.0	27.6	28.9	29.3	34.1	34.4	31.8	31.7	33.2	31.6	36.9

주: 1) ( )안의 수치는 전년동기대비 증감율임

2) 1997년의 경우는 3/4분기 까지임

자료 : 통계청, 「경제활동인구연보」, 각년도

한편 경제활동인구의 증가율의 경우에는 약간의 기복은 있으나 여자의 경우가 남성에 비해서 높은 추이를 보이고 있다. 이것은 남자의 경제활동참가율이 지난10년 동안에 72%선에서 약 76%선으로 4%포인트 증가되었는데 비해서, 여자의 경우에는 동기간에 43%수준에서 거의 50%로 크게 증대하였다. 이같은 성별 증가추이의 격차는 비농가의 경우에도 거의 유사한 패턴을 보이고 있다. 이와 같이 남자에 비해 여자의 경제활동참가률의 상대적인 높은 증가와 여자실업률의 상대적인 높은 상승으로 전체 실업자에 대한 여자실업자의 비중이 1986-87년에는 약 20% 수준이었으나 90년대 이후에는 30% 수준을 크게 능가하는 결과를 초래하였다.

이어서 최근 몇 년간의 학력별, 연령별 여자의 실업률 동태를 살펴 보기로 하자. <표 5>를 통해서 알 수 있는 바와 같이 우선 학력별로는 학력이 높을수록 실업률이 높다. 여자 중졸이하의 실업률이 1%에 미달하고 있으나 고졸의 실업률은 2%를 항상 넘고 있으며, 대졸의 경우는 3%를 웃돌고 있다. 이러한 여자 고학력자의 실업증대는 이들 고학력 여성의 경제활동참가 증대에 비해서 취업기회가 충분히 제공되지 못하는 데 주요 원인이

있다고 판단된다.

한편 연령별로는 노동시장에서 유동성이 높은 청소년층의 실업률이 특히 높으며, 그 다음으로서는 25~29세 연령층의 실업률이 높으며 최근 크게 증대하고 있다. 한편 30세 이상의 연령계층의 경우에는 여성의 실업률이 해당 연령층 남성의 경우보다 크게 낮다. 이러한 현상은 많은 여자의 경우 결혼과 더불어 노동시장을 이탈하여 잠재실업자나 비경제활동인구로 전환되는 경우가 남성에 비해 압도적으로 높은 여성의 일반적인 경제활동 패턴이 반영되고 있는 것이라고 하겠다.

또한 실업자를 신규실업자와 전직실업자로 구분하여 살펴보자. <표6>에서 알 수 있는 바와 같이 남자의 경우 전직실업자수가 신규실업자에 비해 크게 많다. 그러나 여성의 경우에는 이 두 종류의 실업자가 비슷한 수치를 보여주고 있지만, 1997년에는 여성의 전직실업자가 크게 증대하고 있다. 이상에서 제시된 여성실업행태의 여러 가지 특징은 간단히 말해서 여자의 실업구조와 행태가 최근에 들어오면서 과거와는 달리 남성의 패턴에 더 유사해지는 방향으로 변화되고 있음을 암시해 주고 있다. 따라서 우리는 이같은 여자의 실업구조와 행태를 동태적인 유량분석을 통하여 보다 체계적으로 규명하는 것이 절실히 요구된다.

<표 4> 성별 경제활동 추이, 1986-1996(비농가)

(단위 : 천명, %)

	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
<u>남자</u>											
경제활동인구	7,712 (3.8)	8,081 (4.8)	8,390 (3.8)	8,745 (4.2)	9,151 (4.6)	9,548 (4.3)	9,859 (3.3)	10,273 (4.2)	10,015 (3.3)	10,949 (3.2)	11,203 (2.3)
취업자	7,255 (4.0)	7,701 (6.1)	8,088 (5.0)	8,433 (4.3)	8,846 (4.9)	9,280 (4.9)	9,572 (3.1)	9,918 (3.6)	10,295 (3.8)	10,678 (3.7)	10,921 (2.3)
실업자	456	380	303	312	306	268	287	355	320	270	283
참가율	71.9	72.3	72.6	73.2	73.9	74.7	75.2	75.7	76.1	76.3	75.8
실업율	5.4	4.7	3.6	3.6	3.3	2.8	2.9	3.5	3.0	2.5	2.5
<u>여자</u>											
경제활동인구	4,633 (7.3)	5,043 (8.9)	5,241 (11.3)	5,614 (7.1)	5,911 (5.3)	6,142 (3.9)	6,272 (2.1)	6,487 (3.4)	6,780 (4.5)	7,042 (3.9)	7,311 (3.8)
취업자	4,511 (7.7)	4,930 (9.3)	5,128 (4.0)	5,487 (7.0)	5,784 (5.4)	6,000 (3.7)	6,121 (2.0)	6,318 (3.2)	6,632 (5.0)	6,908 (4.2)	7,181 (4.0)
실업자	122	113	113	127	127	142	151	169	148	134	130
참가율	40.0	41.9	42.0	43.5	44.1	44.6	44.4	44.5	45.4	46.0	46.6
실업율	2.6	2.2	2.2	2.3	2.1	2.3	2.4	2.6	2.2	1.9	1.8
전체실업에 대한 여자의 비중	21.1	22.9	27.2	28.9	29.3	34.6	34.5	32.3	31.6	33.2	31.4

주 : 1) ( )안의 수치는 전년동기대비 증감율임

자료 : 통계청, 「경제활동인구연보」, 각년도

<그림 1> 분기별 남자와 여자의 실업률 동향, 1990-1997

<그림 2> 성별실업률 증감 추이, 1991, 1/4 ~ 1997, 4/4



<표 5> 성별·학력별 연령계층별 실업률

(단위 : %)

	계				중졸이하				고졸				대졸이상			
	'94	'95	'96	'97	'94	'95	'96	'97	'94	'95	'96	'97	'94	'95	'96	'97
<u>남 자</u>																
계	27	23	23	23	18	16	15	17	31	26	27	27	33	25	25	25
15-19세	102	191	89	101	11.9	9.4	9.8	10.3	9.3	9.0	8.3	9.9	-	-	-	-
20-24세	9.0	7.7	8.2	7.5	5.5	5.4	9.1	8.0	8.5	7.3	7.3	7.2	18.3	13.4	13.5	8.9
25-29세	5.2	3.7	4.1	4.2	4.8	3.3	3.5	5.1	4.5	3.1	3.6	3.5	6.5	4.6	5.2	5.2
30-54세	1.7	1.5	1.5	1.5	1.7	1.5	1.4	1.5	1.7	1.5	1.6	1.6	1.6	1.5	1.4	1.4
55세이상	0.7	0.9	0.7	1.1	0.6	0.8	0.6	0.8	0.8	1.3	1.4	1.6	1.1	0.5	0.5	1.4
<u>여 자</u>																
계	1.9	1.7	1.6	1.9	0.7	0.6	0.7	0.8	2.7	2.4	2.4	2.7	4.2	2.9	2.9	3.3
15-19세	8.9	7.5	6.6	5.8	8.9	10.0	9.6	5.6	8.5	6.9	5.9	5.9	-	-	-	-
20-24세	5.4	4.9	4.5	5.4	3.9	2.5	3.2	3.8	4.1	3.9	3.9	4.7	9.9	6.2	6.2	6.8
25-29세	2.0	1.9	2.0	2.3	1.1	1.5	1.7	1.9	1.6	1.6	1.9	2.2	2.7	2.1	2.1	2.6
30-54세	0.8	0.7	0.7	1.2	0.7	0.5	0.6	0.9	1.0	0.9	0.8	1.6	0.6	1.0	1.0	1.4
55세이상	0.2	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3	-	-	-	-	-	-	-	-

주 : 97년의 경우 3/4분기의 실업률임.

자료 : 통계청

<표 6> 남녀별 신규 및 전직 실업자 동향

(단위 : 천명, %)

	1992	1993	1994	1995	1996	1997
<u>남 자</u>						
전직실업자	177	212	198	182	186	191
	(9.9)	(19.8)	(-6.6)	(-8.2)	(2.2)	(2.1)
신규실업자	128	163	136	98	104	109
	(0.8)	(27.3)	(-16.6)	(-27.9)	(6.1)	(19.8)
<u>여 자</u>						
전직실업자	74	85	79	73	73	98
	(19.4)	(14.9)	(-7.1)	(-7.6)	(0.0)	(46.3)
신규실업자	8.6	90	76	66	6.1	72
	(-0.1)	(4.7)	(-15.6)	(-13.2)	(-7.6)	(60.0)

주 : 1) ( )안의 수치는 전년동기대비 증감율임.

2) 1997년 수치는 3/4분기 수치임

자료 : 통계청

### Ⅲ. 勞動市場 移行確率 模型과 使用資料

#### 1. 노동시장 이행확률 모형

노동시장은 여기에 참여하는 각 개인이 취업과 실업, 그리고 비경제활동이라는 노동력 상태간에 끊임없이 이동하는 동태적인 속성을 갖고 있다. 이러한 동태적인 측면을 고려하지 않고 노동시장의 스톡(stock)변수만을 통하여 분석할 경우 노동시장의 움직임을 제대로 파악하기 어렵다. 특히 실업률의 구조와 행태를 분석하는데는 특정시점에서 실업을 측정하는 정태분석은 분명한 한계를 갖는다. 저량으로서의 실업에 아무런 변화가 없더라도 실업의 구성은 달라질 수 있다. 예를 들어 매월 실업자로 유입되는 사람이나 실업으로부터 유출되어 가는 사람들의 플로우(flow)는 그 달의 실업자수 증감인원보다 훨씬 많은 것이 일반적이기 때문이다. 더구나 일정한 기간에 발생하는 실업률의 변화는 일자리를 찾을 수 있는 가능성의 변화에 의해 초래될 수 있을 뿐만 아니라 일자리를 찾을 수 있는 가능성은 변화가 없다고 하더라도 현 직장에서의 정착률이 달라짐에 따라서 발생할 수 있기 때문에 저량분석만으로는 정확한 요인이 규명되기 어렵다. 따라서, 실업의 원인과 구조, 그리고 그에 대한 대책 등을 올바르게 규명하기 위해서는 통상적인 저량변수의 분석으로는 한계가 있으며, 노동시장의 여러 상태간의 동태적인 흐름을 분석하는 유량분석(flow analysis)이 필수적이다. 본 연구에서는 실업의 유량분석의 한 형태인 노동시장의 이행확률모형을 사용하여 90년대 이후 우리나라 남녀간의 실업구조 및 원인의 차이점을 분석하고자 한다. 먼저 Marston(1976)에 의하여 체계화된 이후 실업행태분석에 다양하게 활용되고 있는 3부문 이행확률모형을 간단히 제시하기로 한다. 3)

노동시장에서의 노동력상태는 취업(Employment), 실업(Unemployment), 그리고 비경제활동상태(Not in the labor force)로 크게 구분된다. 취업, 실업, 비경제활동상태를 각각 E, U, N으로 표시하면 일정한 시점에서의 E, U, N의 크기는 저량(stock)으로 나타난다. 그러나 일정한 시점간 각 노동력 상태의 변화는 유량(flow)으로 나타나게 되는데 이는 <그림 3>과 같은 9개의 원소를 갖는 Markov 행렬로 나타낼 수 있다. 여기서 대문자로 표기된 원소는 (t-1)시점의 특정 노동력상태에서 t시점의 특정 노동력상태로 이동한 사람의 수를 나타내며, 소문자로 표기된 원소는 이들을 원래 상태 (t-1)시점의 사람수로 나눈 값이다. 그러므로 소문자로 표시한 원소들은 각 상태로 이행할 확률이 되며, 스톡변수를 플로우 변수로 나눈 비율로서 플로우율(flow rate)이 된다. 예를 들어 EU는 (t-1)시점에서 취업(E)한 상태의 사람들 가운데 t시점에 실업(U)자로 이행한 사람의 수를 나타내며,

3) 한국에서 노동력 상태간 이행확률 모형을 추정하여 노동력상태 이동행태를 분석한 기존의 연구로는 유재우·배무기(1984), 이 선 외(1988), 어수봉(1993), 조우현·강창희(1996), 남재량(1997)을 들 수 있다. 그러나 이들 연구는 본 연구에서 시도하고 있는 여성실업문제에 초점을 두지는 않았다.

eu는 이 플로우를 전기의 취업자 수로 나누어준 값 즉,  $EN/E$ 를 나타낸다. 따라서 각 행(row)에 세 확률 중 어느 한 확률은 나머지 두 상태에 있지 않을 확률이 되므로 각 행의 세 이행확률의 합은 1이 된다. 이것은 이들 세 확률 가운데 서로 다른 두 확률만 독립이라는 뜻이다.

<표 7> 노동시장의 플로우행열과 이행확률 행열

$t$ 시 점	$E_t$	$U_t$	$N_t$
$t-1$ 시 점	$EE(ee)$	$EU(eu)$	$EN(en)$
$Ut-1$	$UE(ue)$	$UU(uu)$	$UN(un)$
$Nt-1$	$NE(ne)$	$NU(nu)$	$NN(nn)$

주 : 1) E, U, N은 각 시점의 취업자수, 실업자수, 비경제활동인구수를 각각 나타낸다.

2) 행열의 각 원소가운데 대문자는 해당 플로우량을, ( )안의 소문자는 각 플로우량을 (t-1)시점의 이전 노동력 상태로 나누어준 이행률을 나타낸다.

노동시장 행태분석에 있어서 이 같은 이행확률이 갖는 중요한 의미는 이들을 이용하여 새로운 형태의 변형된 이행확률을 얻을 수 있기 때문에 각 노동력 상태에서의 평균 지속기간을 포함하여 여러가지 개별 노동력의 이행행태를 분석할 수 있다는 것이다. 먼저 비경제활동 인구 중 노동시장에 진입하여 취업한 사람의 비율을  $Pne$ 로 나타내면,  $Pne$ 는 다음과 같은 식(1)로 계산된다.

$$Pne = \frac{ne}{ne + nu} \quad (1)$$

다시 말해서  $Pne$ 는 비경제활동인구 중 성공적으로 노동시장에 진입할 확률을 나타내는데, 우리는  $Pne$ 를 진입성공율이라고 부르기로 한다. 여기에서 모든 스톡변수와 플로우변수가 시간의 경과에 무관하게 일정하게 유지되는 균제상태(steady state)를 가정하면, 취업 상태로 유입되는 플로우의 크기와 취업에서 유출되는 플로우의 크기가 일치하게 되므로  $UE + NE$ 는  $EU + EN$ 와 같다. 이를 고쳐 쓰면 식(2)와 같다.

$$(ue)U + (ne)N = (eu + en)N \quad (2)$$

또한 실업상태로의 유입플로우와 실업으로부터의 퇴출플로우도 일치하므로  $EU + NU = UE + UN$  또는 식(3)과 같이 표시된다<sup>4)</sup>.

$$(eu)E + (nu)N = (ue + un)U \quad (3)$$

4) 3부분 이행확률 모형의 성질상 취업과 실업의 진입과 퇴출플로우가 각각 같으면 비경제활동상태의 진입과 퇴출플로우는 자동적으로 동일하게 된다.

여기에서 식(1), (2), (3)을 결합하여  $N$ 을 소거하면 우리는 다음의 식(4)를 얻게 된다.

$$[eu + (1 - P)en]E = (ue + P \cdot un)U \quad (4)$$

또는  $\alpha E = \beta U \quad (4)'$

(단,  $\alpha \equiv eu + (1 - P)en$ ,  $\beta \equiv ue + P \cdot un$ )

식(4)는 3개의 노동력 상태간의 관계가 2개의 노동력 상태간의 관계로 전환될 수 있으며, 균형상태에서는 취업에서 실업상태로의 총플로우( $\alpha E$ )와 실업에서 취업상태로의 총플로우( $\beta U$ )가 일치하게 된다는 것은 나타내준다. 또한 식(4)는 취업으로부터 실업으로의 총플로우 확률( $\alpha$ )에는  $eu$ 라는 취업에서 실업으로의 직접적인 이행확률 뿐만 아니라 먼저 비경제활동상태로 이탈한 후 다시 노동시장에 진입하였으나 성공하지 못할 확률  $\{(1 - P)en\}$  까지 동시에 포함하고 있다. 이와 마찬가지로 식(4)의 실업으로부터 취업상태로의 총플로우 확률( $\beta$ )에도 직접적인 실업에서 취업으로의 이행확률  $ue$  뿐만 아니라 간접적인 이행확률  $\{(P)un\}$  까지 함께 포함되고 있음을 말해준다. 여기서 우리는  $\alpha$ 를 실업유입률(job separation rate),  $\beta$ 를 취업유입률(job finding rate)라고 각각 정의하기로 한다.

한편, 실업률( $U$ )는  $U/(U+E)$  정의되므로 식(4)를 사용하여 실업률( $U$ )를 표시하면 다음과 같다.

$$u = \frac{U}{U + E} = \frac{U}{U + (\beta/\alpha)U} = \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \quad (5)$$

식(5)는 정상상태에서는 각 인구집단의 실업률은 각 이행확률의 함수로 표시할 수 있음을 나타내 준다. 식(5)를 다시 풀어서 정리하면 (5)' 를 얻게된다.

$$u = \frac{1}{1 + \left[ \frac{(ne + nu)ue + ne \cdot un}{(ne + nu)en + nu \cdot en} \right]} \quad (5)'$$

그러면  $u = F(en, ne, un, nu, eu, ue)$ 의 함수형태로 일반화할 수 있다. 이때  $eu, en, un$ 의 각각의 증가는 실업률을 증가시킬 것이며, 반대로  $ue, un, ne$ 의 각각 증가는 실업률을 감소시키게 된다.

또한 이행확률을 사용하면 균제상태에서의 기대실업기간과 실업빈도도 다음과 같이 계산된다. 즉, 기대실업기간 (expected duration of unemployment :  $D$ )는 실업에서의 탈출확

를, 즉  $(ue+un)$ 의 역수이므로

$$D = \frac{1}{ue+un} = \frac{1}{1-uu} \quad (6)$$

의 관계를 갖는다. 이와 함께 일정 기간에 신규로 실업자풀(pool)로의 진입자의 수, 즉  $EU + NU$ 를 실업의 회수(F)로 정의하면, 균제상태에서는 이것은 실업으로부터의 퇴출 플로우와 같으므로  $EU + NU = UE + UN$ 이 성립한다. 양변을 노동력 ( $L = E+U$ )으로 나누면 실업빈도( $f$  : frequency of spells of unemployment)는 다음과 같이 구해진다.

$$f = F/L = U(ue+un)/L = u(ue+un) \quad (7)$$

식 (6)과 (7)을 결합시키면

$$f = u/D \quad (8)$$

$$\text{또는 } u = f \cdot D \quad (9)$$

의 관계가 도출된다. 즉 실업률은 실업빈도와 실업기간에 의하여 결정되는 것이다.

## 2. 사용자료의 구축

본 연구에서 시도하고 있는 노동력 상태간 이행확률의 추정을 위해서는 적어도 상이한 두 시점에 걸쳐 동일한 개인에 대한 추적이 가능한 패널(panel)화된 미시자료가 필요하다. 그러나 우리나라에서는 이같은 이행확률 추계작업을 바로 사용할 수 있는 미시자료가 구비되어 있지 못한 실정이다. 일부 사용 가능한 패널자료는 최근의 여성실업 행태의 분석에 적합하지 못하다<sup>5)</sup>. 그래서 본 연구에서는 통계청의 「경제활동인구조사」의 원자료 tape를 사용하여 패널자료를 구축하였다.

패널자료의 구축방식은 다음과 같다. 통계청의 「경제활동인구조사」는 기본적으로 동일한 표본을 구축한 후 5년간 사용하며 단지 누락된 표본만큼 조사때마다 보충하는 방식을 취한다. 따라서 93년~97년 간의 조사표본의 기본골격은 그대로 유지되고 있다. 본 연구에서는 93년, 95년, 97년 3개 년도의 월별조사 원자료를 사용하여 월별 연쇄적, 순차적으

5) 최근 대우경제연구소에서 실시한 「한국가구패널조사」는 노동력 이행확률 추정에 사용될 수 있는 훌륭한 미시 패널자료이다. 그러나, 이 자료는 조사대상이 18세 이상의 인구에 국한되고 있어 공식 실업률 작성기준과 차이가 있으며, 96년 이후에는 조사가 계속되지 않았기 때문에 최근의 실업률 변화양상을 분석하는데는 적절하지 못하다. 또한, 통계청의 「고용구조조사」 자료는 각 개인의 1년전 경제활동상태를 묻는 조사항목이 있어 준패널화가 가능하지만 최근의 조사인 95년도 자료가 현재까지는 가용하지 못한 실정이다.

로 대응(예를 들어 각 년도의 1월과 2월, 2월과 3월, 3월과 4월, .....등)을 통하여 동일한 개인을 먼저 확인한 후 각 개인의 2개월의 경제활동에 대한 정보를 결합시켜 패널자료화한 다음, 각 개인의 월간 노동력 상태변화를 파악하여 이행확률을 계산하였다. 누락된 표본만 보충하는 경제활동조사의 표본관리방침에 힘입어 각 월별 조사응답자의 대응 평균 성공율은 대부분의 경우 98%의 높은 수준에 달하였다. 따라서 이러한 방식에 따라 구축된 「경제활동인구조사」의 미시 패널자료를 사용할 경우, 그 분석결과는 우리나라의 공식 실업률 통계치와 비교할 때 표본편의(bias)문제는 거의 무시할 수 있는 수준이므로 정책적 합의를 끌어내는데 있어서 적절하게 부합된다고 할 수 있다.

## IV. 性別 勞動力 플로우 및 失業行態의 特徵과 變化推移 分析

### 1. 性別 이행확률의 구조와 변화추이

앞 절에서 제시한 노동력 플로우 추계모형에 따라 우리나라 노동시장의 노동력 상태간 이행률을 추계한 결과를 분석하는 것이 본 절의 과제이다. 이행확률의 추계를 통하여 우리는 통상적인 실업률 통계에서 파악하기 어려운 각 노동력 집단의 실업의 요인과 구조를 파악하고 분해할 수 있을 뿐만 아니라 실업의 지속기간도 추정할 수 있다. 이같은 분석은 실업대책을 보다 타당성 있게 강구하기 위해서 필수적이다. 여성실업의 구조적 특성과 요인을 규명하기 위하여 각 이행확률의 성별격차와 차이점을 중심으로 검토하기로 한다. 우리는 추정결과의 정책 시의성을 최대한 높이면서도 전산처리비용을 고려하여 1993년 이후 최근까지 사이에 격년으로 년평균 월간 이행확률을 추정하였다. 먼저 전체 인구에 대한 남녀별 이행확률의 특징과 최근의 변화추이를 살펴본다.

<표 8>은 1993, 95, 97년도의 경제전체의 월평균 노동력 상태간 이행확률을 성별로 구분하여 제시하고 있다. <표 9>에서는 비농가부문의 해당년도의 월평균 성별 이행확률이 제시되고 있는데 1983년도 추계치는 유재우, 배무기(1984)의 추계결과를 추세변화를 보기 위하여 포함시켰다. 이어서 <표 10>에서는 <표 8>과 <표 9>를 이용하여 계산된 각각의 취업성공률  $Pne$ , 실업유입률( $\alpha$ ) 및 취업유입률( $\beta$ )를 제시해주고 있다. 그리고 <표 11>은 앞의 추계된 실업유입률( $\alpha$ )과 취업유입률( $\beta$ ) 등을 이용하여 추정실업률과 실업빈도를 성별로 제시하고 있다. 추정실업률이 공식실업률보다 약간 낮은 것은 아마도 경기적인 요인에 의해  $\alpha$ 는 작게 그리고  $\beta$ 는 반대로 크게 되었기 때문이라고 짐작된다. 이 표들을 중심으로 이행확률의 특징과 주요 변화를 성별로 살펴본다. 먼저 취업관련 이행률을 보기로 한다.

1개월간 계속 취업해 있을 확률,  $ee$ 는 취업자들의 취업정착률이라고 할 수 있다. 또한 어떤 시점에 취업상태에 있는 사람이 1개월내에 취업으로부터 이탈할 확률은  $(eu + en)$ 이므로 각 개인의 기대취업기간은  $1/(eu + en)$  ( $= 1/(1-ee)$ )이다. 남자의 취업정착률은 98% 수준인데 반해 여자는 96%수준으로서 여자가 낮다. 취업정착률의 성별격차는 아직 통상적 노동시장 관행이 발달하지 않은 농가부문을 제외한 비농가부문에서 더욱 크다. 그 결과 1977년의 비농가부문의 경우, 기대취업기간은 남자가 57.14개월인데 반해, 여자는 25.51개월로서 남자의 절반에도 못미치고 있다. 여자의 기대취업기간이 남자보다 짧은 것은 보다 안정적이고 핵심적인 종사상의 지위의 일자리를 남성이 상대적으로 많이 점하고 있는 우리의 고용관행을 반영하는 노동력 수요측 요인이 크게 작용한 결과라고 생각된다. 이것은 또한 여성의 평균실업률이 남성 보다 낮은 이유가 여성이 한 직장에 머무를 확률이 남성 보다 높기 때문이 아님을 말해준다. 지난 1980년대에 우리나라의 고용정착률은 남녀 모두 지속적으로 높아졌다. 그 이후 90년대 초에 경기후퇴로 약간 떨어진

후 다시 상승하는 모습을 보여주고 있으나 97년에 접어들면서 고용불안이 대두되면서 다시 하락세로 반전되고 있으며, 비농가의 경우 여성의 하락폭이 크다. 1980년대 후반기 이후 노사관계의 안정화와 지속적인 호황, 그리고 노동력 공급풀(pool)의 절대적 감소 등이 복합적으로 작용하여 그 동안의 취업정착율을 증대시킨 것으로 평가되고 있다(어수봉, 1994).

고용 관련 플로우에 있어서 특히 중요한 성별 차이는 취업이탈확률이 서로 상이한 요인에 의존하고 있다는 사실이다. 취업이탈확률은  $eu$ 와  $en$ 으로 구분할 수 있는데,  $eu$ 는 남자의 것이 여자보다 30% 가량 크지만  $en$ 의 경우는 여자의 것이 남자의 3배를 능가하고 있다. 이것은 남자의 경우 취업을 이탈할 경우 실업이나 비경제활동상태로 거의 비슷한 비율로 이동하고 있으나 여자의 경우에는 비경제활동상태로의 이행이 압도적으로 크다는 것을 의미한다. 따라서 남자와는 달리 여자의 경우에는 실업자 플로우로의 흐름의 크기가 상대적으로 작게 되어 실업률이 상대적으로 낮게 되는 결과가 발생하게 된다. 그러나 여성의  $en$ 이 1980년대에 비해 1990년에 접어들면서 크게 감소하는 추이를 보이고 있는데 이것은 여성 노동자의 플로우 행태가 점차 적극적인 구직활동을 강화하는 방향으로 변화하고 있음을 암시해 주는 중요한 사실이라고 하겠다.

다음에는 실업관련 이행확률을 보자. 실업으로부터의 재취업확률( $ue$ )은 90년대 이후 여자의 경우가 남자보다 약간 더 크지만, 실업으로부터 비경제활동상태로의 퇴장확률( $un$ )은 여자의 경우가 남자의 두배 가량되고 있는데 이것 역시 여자의 실업률을 상대적으로 낮추는 역할을 하고 있다.

일반적으로 취업으로부터 비경제활동로 이행하는 자는 대체로 취업전망과는 상관없이 자발적 또는 정상적인 노동력으로부터의 퇴장이라고 할 수 있다. 그러면 ( $un-en$ )은 취업전망이 좋지 않아 구직을 단념하고 퇴장하는 일종의 실망실업효과(discouraged worker effect)로 간주할 수 있을 것이며, 이들은 경기상황이 호전될 경우 바로 노동시장에 재진입할 가능성이 높은 속성을 갖는다.<sup>6)</sup> ( $un-en$ )으로 파악한 실망실업효과는 97년 비농가의 경우 남자가 5.1%인데 비해 여자는 8.3%로써 여자가 크다. 실업자의 재취업확률( $ue$ )에 있어서는 여자가 남자보다 높은 실정임에도 불구하고 여성의 높은 실망실업효과( $un-en$ )는 여성의 경우 남성에 비해 구직활동이 보다 소극적이며, 또 실직이 될 경우 쉽게 실망하여 비경제활동인구로 퇴장하는 특징을 갖고 있음을 보여주는 것이다. 남성에 비해 여성의 높은  $en$ 과  $un$ 은 여성노동력의 직업정착도(attachment)가 상대적으로 낮다는 것을 의미한다. 동시에 여자의 높은  $un$ 은 여자의 경우 실업과 비경제활동상태 사이의 구별이 상대적으로 불분명하다는 사실을 말해준다. 그러므로 여성 잠재실업자군의 비경제활동인구의 상당수는 취업기회가 주어지면 노동력 진입을 재개할 가능성이 큰 성격을 갖고 있음을 알 수 있다. 이러한 여성의 노동력 상태간 이동의 특징은 남성보다 여성의 공식실업률은 낮

---

6) 유사한 논리는 유재우 배무기 (1984)를 참조할 수 있다.



지만 실제적으로는 상당한 정도가 유희노동력으로 존재하면서 상대적 과잉인구 창출의 핵심적 원천으로 기능하고 있음을 입증해준다.<sup>7)</sup> 1984년에 비해 1990년대에 접어들면서 여성의 노동력 퇴장을, 즉 *en*과 *un*은 약간 낮아지는 경향을 보이고 있으나 일반적으로 여자 노동력이 갖고 있는 부차적인 속성은 여전히 존속되고 있다고 하겠다.

여자의 실업으로부터의 퇴출확률(*ue + un*)은 남자의 경우보다 크므로 퇴출확률의 역수에 해당하는 기대실업기간은 남자보다 짧다. <표11>에서 제시되고 있는 바와 같이 1997년 비농가의 경우 남자의 기대실업기간(D)은 3.02개월인데 비해 여자는 2.44개월이었다. 또한 결과적으로 여자의 짧은 D는 낮은 실업률을 초래시킨다. 그러나 중요한 점은 여자의 짧은 D는 그들이 쉽게 취업되는 경향성 때문이 아니라 가사노동이라는 대안이 있어 쉽게 비경제활동상태로 퇴출하기 때문임을 유의할 필요가 있다.

마지막으로 비경제활동상태(N) 관련 플로우의 남녀별 특징을 살펴본다. <표 10>에서 제시되고 있는 바와 같이 성공적으로 노동시장에 진입할 확률인 진입성공률 *Pne*는 여자가 남자에 비해서 약 15% 가량 높으며, 이러한 격차는 80년대 중반부터 최근까지 지속되고 있다. 이것은 *nu*는 남자가 높고 *ne*는 여자가 높기 때문이다. 여자의 높은 *Pne*는 우선 여자의 노동시장 행태상의 특징에서 주어진다. 일반적으로 여자의 비경제활동인구에는 잠재실업자(hidden unemployment)의 비중이 남자의 경우보다 크며, 이들 잠재실업자들은 확실한 일자리의 보장이 있을 경우에만 비경제활동상태를 벗어나 노동시장에 진입하므로 *Pne*는 커지고 실업률은 낮아지게 작용한 것이다. 또한 여자는 남자에 비해 상대적으로 하위직종에 집중적으로 취업되고 있는 고용구조도 결원이 생길 경우 빠른 기간내에 여성의 취업을 가능케 해주어 여자의 *Pne*를 높게 만드는데 기여하고 있다고 판단된다. 여자의 *ue*가 남자의 그것보다 높은 사실도 이러한 성별 고용관행 차이의 존재를 말해주는 것이다. 이같은 남녀간의 노동력 플로우 행태의 차이는 실업과 비경제활동 상태간의 이동의 비대칭적인 구조가 특히 여자의 경우에 심하게 나타나고 있는 추계결과에서도 알 수 있다. 그러나 *Pne*의 변화추이를 보면, 남자의 경우 일정한 추세를 찾기가 어려우나 여자의 경우에는 뚜렷한 하향추세를 나타내고 있다. 이러한 현상은 아마도 최근 여성의 구직활동이 보다 적극성을 띠어가고 있으며 또한 여성의 노동시장 참가가 확대되는 경향성이 반영된 결과라고 인식된다.

이상에서 시도한 성별 이행확률의 비교 분석결과를 종합해 볼 때 분명하게 알 수 있는 것은, 우선 여자는 남자에 비해 취업정착도가 낮으며, 일단 취업에서 이탈할 경우 비경제활동인구로 퇴장할 가능성이 높을 뿐만 아니라 실업 상태에 있는 경우에도 비경제활동인구로 퇴장하는 가능성이 크다는 사실이다. 이처럼 비경제활동상태로 이행하지만 사실상으로는 실업자인 이들 여성 잠재실업자들은 취업기회가 확실하게 보장될 경우에만 노동

7) 우리나라 여성의 유희노동력을 상대적 과잉인구의 창출 메커니즘으로 설명하고 있는 연구로는 김장호(1991)를 참조할 수 있다.

시장으로 복귀하기 때문에 E→U의 직접경로나 E→N→U의 간접경로를 통한 실업자풀(pool)의 확대효과가 모두 작아지게 하는 '실업회피적'인 노동력 플로우의 특징을 가지게 된다는 점이다. 이러한 현상이 바로 우리나라 여성실업률의 수준이 남성에 비해 낮아지게 하는 핵심적인 요인이다. 그러나 1990년대 하반기로 접어들면서 여성의 실업회피적이고 잠재실업화되는 현상이 점차 완화되는 경향성을 볼 수 있다. 따라서 이같은 여성의 노동이동 패턴의 변모는 향후 점차로 여성과 남성의 실업률 격차를 축소시키는 결과를 초래시킬 것으로 예상되며, 앞의 <그림 2>에서 볼 수 있는 최근의 여자 실업률 증감추이선이 남자의 그것보다 윗쪽에 위치하게 하는 주요한 원인으로 작용하는 것이라고 할 수 있다.

지금까지는 월평균 노동력 상태간 플로우를 (t-1)시점을 기준으로 한달 후인 t시점에 어떻게 변화했는가를 보여주는 일종의 유출이행확률(exit transition probability)의 분석이었다. 그러면 이번에는 기준 시점을 t시점으로 바꾸어서 현월의 노동력 상태를 기준으로 1개월전에는 어떠한 상태에 있었는가를 보여주는 유입이행확률(entry transition probability)의 성별 차이를 간략히 검토해 보자. 이러한 유입이행확률은 현재실업률의 유입요인을 보다 분명하게 제시해주는 장점이 있어 성별실업요인을 효과적으로 규명해준다. <표 12>는 비농가 부문의 1997년 월평균 유입이행확률이 제시되고 있다. 우선 현시점 취업자 가운데 1개월 전에는 비경제활동 상태였던 비중이 남자의 경우에는 1.15%이지만 여자의 경우 이 보다 3배 가량 높은 3.55%를 차지하고 있다. 이것은 여성의 경우가 남성보다 노동시장에의 진입(entry) 및 퇴출(exit)이 더 잦다는 사실을 말해주며, 이것은 여자의 실업률이 남자보다 낮게 하는 요인의 하나가 된다.

다음에는 현재 실업자의 유입구성의 특징을 보기로 한다. 금월의 실업자 가운데 전월에도 실업상태에 있었던 사람의 비중은 남자의 경우 68.4%인데 반해 여자는 61.5%로서 여자가 6.9% 포인트 더 낮다. 그리고 현월의 실업자 가운데 여자는 18.2%가, 그리고 남자는 10.8%가 각각 1개월전에는 비경제활동 상태에 있었던 것으로 나타나고 있다. 이러한 사실은 남성의 경우 실업과 비경제활동상태가 비교적 뚜렷하게 구분되는데 비해 여성의 경우에는 이 두 노동력 상태의 구분이 상대적으로 희미하다는 것을 말해준다.

마지막으로 현월의 비경제활동인구의 유입 요인별 구성비율은 남녀간에 뚜렷한 차이를 찾기가 어렵다. 특히 여성의 비경제활동건지율은 96.7%로서 남자의 95.05%를 능가하고 있다. 이것은 앞에서 강조한 바 있는 여성의 경우 취업과 비경활 상태간의 보다 빈번한 이동을 특징으로 한다는 사실과 배치되는 것으로 일견 생각되나, 이것은 여성의 경우 비경제활동 스톱이 남성에 비해서 훨씬 크다는 사실을 감안하면 쉽게 수긍될 수 있을 것이다. 다시 말해서 여성은 남성에 비해 노동시장의 입출과 퇴출이 빈번하지만 비경제활동 상태에 있는 사람의 비중이 크기 때문에 비경제활동 상태에서의 탈출률은 낮게 나타나게 된다. 이것은 여성과 남성의 노동시장 정책과 실업대책에 있어서 여성과 남성을 구분하

여 접근할 필요가 있다는 것을 시사한다. 남성의 경우 일단 노동시장에 진입하면 계속 정착하게 되므로 교육, 훈련 등의 노동력 질을 제고시키는 정책이 특히 현재 상대적으로 그 중요성이 높아지고 있는 기술적이고 구조적인 성격의 실업문제에 대응하기 위해서는 중심이 되어야 한다. 그러나 여성의 경우에는 이러한 노동력 질의 제고를 위한 교육훈련 기회의 확대를 통한 노동시장 정착률을 높여나가는 정책 만으로 부족하다. 이와 더불어 비경제활동인구의 노동시장 유입을 촉진하기 위한 정책이 병행될 때 여성인력의 효율적 활용과 잠재실업의 해소가 가능할 것이기 때문이다.

<표 8> 노동력 상태간 이행확률(월평균) [경제전체]

	<i>ee</i>	<i>eu</i>	<i>en</i>	<i>ue</i>	<i>uu</i>	<i>un</i>	<i>ne</i>	<i>nu</i>	<i>nn</i>	실업률
<계>										
1993	.9749	.0050	.0201	.2305	.7193	.0502	.0356	.0038	.9606	2.8
1995	.9764	.0040	.0195	.2681	.6715	.0603	.0364	.0034	.9602	2.0
1997	.9756	.0052	.0193	.2761	.6419	.0821	.0381	.0055	.9564	2.6
<남자>										
1993	.9840	.0057	.0103	.2248	.7360	.0392	.0338	.0076	.9586	3.2
1995	.9850	.0047	.0103	.2645	.6900	.0455	.0386	.0056	.9558	2.3
1997	.9835	.0056	.0109	.2680	.6696	.0624	.0408	.0089	.9503	2.8
<여자>										
1993	.9612	.0044	.0344	.2626	.6653	.0720	.0363	.0022	.9615	2.2
1995	.9639	.0031	.0330	.2853	.6348	.0898	.0354	.0025	.9621	1.7
1997	.9642	.0045	.0312	.2894	.5958	.1149	.0369	.0040	.9592	2.3

주 : 실업률은 통계청이 공식적으로 발표한 것으로 %임

자료 : 통계청, 경제활동인구조사 Tape을 사용하여 추계

<표 9> 노동력 이행확률(월평균) [비농가]

	<i>ee</i>	<i>eu</i>	<i>en</i>	<i>ue</i>	<i>uu</i>	<i>un</i>	<i>ne</i>	<i>nu</i>	<i>nn</i>
<남자>									
1983	.9786	.0117	.0097	.2969	.6324	.0705	.0355	.0072	.9574
1993	.9844	.0065	.0091	.2307	.7292	.0401	.0301	.0083	.9617
1995	.9857	.0052	.0092	.2642	.6901	.0456	.0327	.0061	.9612
1997	.9825	.0062	.0113	.2681	.6694	.0626	.0342	.0094	.9563
<여자>									
1983	.9525	.0052	.0423	.2767	.5820	.1421	.0408	.0030	.9563
1993	.9615	.0054	.0331	.2625	.6654	.0721	.0319	.0023	.9657
1995	.9640	.0037	.0324	.2768	.6321	.0911	.0308	.0026	.9667
1997	.9608	.0053	.0339	.2925	.5907	.1168	.0315	.0042	.9643

주 : 1983년 수치는 86. 3-4월 기간의 이동율임(유재우, 배무기, 1984에서 인용)

자료 : 통계청, 경제활동인구조사 원 Tape을 사용하여 추계

<표 10> 성별 취업성공률, 실업유입률 및 취업유입률의 추이

	취업성공률 ( <i>pne</i> )	실업유입률( $\alpha$ )			취업유입률( $\beta$ )		
		계	직접효과( <i>eu</i> )	간접효과	계	직접효과( <i>ue</i> )	간접효과
<경제전체>							
전체							
1993	.8945	.0071	.0050	.0021	.2754	.2305	.0449
1995	.9146	.0057	.0040	.0017	.3233	.2681	.0552
1997	.8739	.0076	.0052	.0024	.3478	.2761	.0717
남자							
1993	.8164	.0076	.0057	.0019	.2568	.2248	.0320
1995	.8733	.0060	.0047	.0013	.3042	.2645	.0397
1997	.8209	.0076	.0056	.0020	.3192	.2680	.0512
여자							
1993	.9403	.0065	.0044	.0021	.3303	.2626	.0677
1995	.9340	.0053	.0031	.0022	.3592	.2753	.0839
1997	.9044	.0075	.0045	.0030	.3933	.2894	.1039
<비농가>							
남자							
1983	.8333	.0133	.0117	.0016	.3556	.2969	.0587
1993	.7859	.0084	.0065	.0019	.2622	.2307	.0315
1995	.8428	.0066	.0052	.0014	.3026	.2642	.0384
1997	.7826	.0087	.0062	.0025	.3171	.2681	.0490
여자							
1983	.9336	.0080	.0052	.0028	.4094	.2767	.1327
1993	.9300	.0077	.0054	.0023	.3296	.2625	.0671
1995	.9249	.0061	.0037	.0024	.3611	.2768	.0843
1997	.8824	.00930	.0053	.0040	.3956	.2925	.1031

주:

$$pne = \left[ \frac{ne}{ne + nu} \right]$$

$$\alpha = \{eu : \text{직접효과}\} + \{(1 - pne)en : \text{간접효과}\}$$

$$\beta = \{ue : \text{직접효과}\} + \{pne \cdot un : \text{간접효과}\}$$

로 <표8>과 <표9>를 이용하여 각각 계산하였음

<표 11> 성별 추정실업률, 기대실업기간 및 실업빈도

	실업률(%)		기대실업기간(D)	실업빈도(f)
	$u \equiv \frac{\alpha}{\alpha + \beta}$	공식실업률	(월)	
경제전체				
<남자>				
1993	2.87	3.2	3.79	0.72
1995	1.93	2.3	3.23	0.60
1997	2.33	2.8	3.03	0.77
<여자>				
1993	1.93	2.2	2.99	0.65
1995	1.45	1.7	2.74	0.53
1997	1.87	2.3	2.47	0.76
비농가				
<남자>				
1983	3.61		2.72	1.33
1993	3.10	3.5	3.69	0.84
1995	2.13	2.5	3.23	0.66
1997	2.67	-	3.02	0.88
<여자>				
1983	1.92		2.39	0.80
1993	2.28	2.6	2.99	0.76
1995	1.66	1.9	2.72	0.61
1997	2.30	-	2.44	0.94

주:  $D = 1/(1-uu)$ 로,  $f = u/D$  로 각각 계산된 것임

<표 12> 노동력 상태별 유입이행확률(1997년, 월평균비농가)

(단위 : %)

	$E_t$		$U_t$		$N_t$	
	남	여	남	여	남	여
$E_{t-1}$	98.60	95.66	20.89	20.32	3.39	3.01
$U_{t-1}$	0.81	0.79	68.35	61.50	0.56	0.28
$N_{t-1}$	1.15	3.55	10.76	18.18	96.05	96.70
계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

주: 1997년 월평균 각 노동력상태의 이동 flow를 t시점의 기준노동력상태로 나누어준 수치임

자료 : 1997년 경제활동인구조사 원Tape을 사용하여 계산

## 2. 연령별 이행확률

<표 13>은 남녀의 97년도 월평균노동력 이행확률을 연령별로 보여주고 있다. 이를 토대로 이행확률모형에서 도출되는 실업관련 주요 지표 및 확률들의 연령별 구조가 <표14>에 제시되고 있다. 이 두 표를 통하여 노동력 이행확률의 연령별 성별 차이를 검토하기로 한다.

먼저 고용( $E$ )으로부터의 이행구조를 살펴보면, 남녀 모두 고령 노동력이라고 할 수 있는 55세가 되기 이전에는 고용정착률( $ee$ )이 연령에 따라 지속적으로 상승하는 사실을 알 수 있다. 1980년대 이후 우리나라에서 취업정착률이 꾸준히 상승하고 있는 경향성을 우리는 앞에서 지적한바 있는데 이러한 현상은 취업자의 평균연령의 상승에 부분적으로 기인되고 있다는 것으로 이해될 수 있다. 성별 고용정착율의 특징으로서는 우선 25세 이하의 청소년층에서는 여자가 남자의 경우보다 크게 높고 25세 이상의 장년 및 고령노동력층의 경우에는 남자가 여자보다 지속적으로 높다는 사실을 지적할 수 있다. 24세이하의 청소년층은 남녀 모두 중장년 연령계층에 비해 고용정착률이 크게 낮고 실업률이 높다. 이것은 높은  $eu$ 와  $en$ 으로 나타난다. 이러한 현상은 선진국에서도 보편적으로 볼 수 있는 현상이다(OECD, 1984). 연소청소년층의 노동이동은 상당한 부분 자신에게 보다 적합하고 좋은 일자리를 찾기위한 투자적 이동의 성격이 없지 않으며 또한 교육에 대한 투자가 이 시기에 집중되기 때문으로 판단된다. 이것은 젊은 층의 노동시장퇴장률( $en$ )이 중장년층의 그것에 비해 압도적으로 높은 사실을 통해서도 확인된다. 한편 청소년층의 낮은  $ne$ 와  $Pne$ 는 이들의 노동시장진입에 어려움이 없지 않다는 것을 말해주므로 이들에 대한 차별화된 고용대책이 강구될 필요가 있다(이주호, 1996). 그러나 청소년층의 고용정착도는 남자에 비해 여자의 경우가 상대적으로 높다. 이것은 남자에 비해 여자의 경우 노동시장에 진입하는 평균연령이 낮고 군복무 문제가 없는 것이 크게 작용한 결과라고 판단된다.

취업으로부터 실업과 비경활상태로의 이행패턴인  $eu$ 와  $en$ 을 살펴 보자. 남녀 모두  $eu$ 가 연령에 따라 감소하며, 모든 연령층에서 여자의  $eu$ 는 남자의 그것보다 작다. 연령에 따른  $eu$ 의 감소는 취업안정성이 높아지는 것을 반영하는 것이라고 할 수 있으나,  $en$ 의 절대규모가  $eu$ 를 거의 6-7배에 달하는 여자의 경우에는 그렇다고 할 수 없다.  $en$ 의 연령별 변화를 보면, 남자의 경우 44세까지는 감소하다가 그 이후 상승으로 반전되고 있다. 이러한  $en$ 의 변화는 저연령일 경우 타가구원의 지원에 의존하여 교육투자 등에 치중하고 투자성 노동이동이 활발하여 노동시장 퇴장률이 높지만 결혼 이후 점차 가장적 책무가 커지면서  $en$ 이 낮아지지만 그 이후 중고령이 되면 퇴직 및 정년 등으로 비자발적 이직이 증대하면서  $en$ 은 다시 증가하게 된다는 일반적인 일생주기노동공급 패턴을 반영하는 것으로 이해할 수 있다. 그러나 여자의  $en$ 은 20대 초반에 비해 결혼적령기인 25-34세 구간에서 크게 상승하는 모습을 보이는데, 이것은 이 시기에 있는 여성은 자발적으로, 또는

성차별관행에 의해서 비자발적으로 노동시장을 이탈하는 현상을 반영하고 있다.  $1/(eu+en)$  또는  $1/(1-ee)$ 로 추계되는 기대취업기간은 <표14>에서 제시되고 있는 바와 같이 19세 이하의 소년층을 제외하고는 여자보다 남자가 길게 나타나고 있는데 남자가 여자에 비해 1차노동력으로서의 지위를 반영하는 것이라고 하겠다. 또한 기대취업기간은 남녀 모두 연령에 따라 길어진 후 핵심장년층(35-44세)에서 정점에 달한 후 점차 감소하는 추세를 보인다.

다음에는 실업으로부터의 이행확률을 살펴본다.  $ue$ 는 남자의 경우에는 40대 전반까지는 완만한 상승세를 보인후 그 이후 떨어지고 있으며, 여자의 경우에는 연령별 뚜렷한 경향성을 찾기 어렵다.  $un$ 은 남자의 경우 40대 중반까지는 작아지다가 그 이후 다시 증대하고 있으나, 여자의 경우에는 20대 이후부터 꾸준히 지속적으로 상승하고 있으며, 남자의 경우에 비해 절대적 규모도 훨씬 큰데, 이것은 앞에서 지적된 바와 같이 여자의 경우 실업과 비경제활동의 구분이 남자에 비해 상대적으로 뚜렷하지 못하다는 것을 말해주는 것이다.  $1/(ue+un)$  또는  $1/(1-uu)$ 로 추계된 기대실업기간 ( $D$ )은 남녀 모두 연령별로 일정한 패턴을 보여주고 있지는 않지만, 남자의 경우가 여자에 비해 약간 길다. 그러나 여기서도 중요한 점은 여자의 경우 연령에 따른  $un$ 의 증가가  $D$ 를 단축시키는 주요한 원인이라는 사실이다. 남자의  $D$ 와 관련하여 하나의 특징은, 핵심장년층의  $D$ 가 특히 다른 주요 연령층에 비해서 짧다는 사실이다. 일반적으로 구미 여러나라에서는 남자 핵심장년층 노동자는 기업특수적 숙련의 구비로, 실업이 될 경우 전과 같은 수준의 임금을 받을 수 있는 직장을 찾기가 어렵기 때문에 실업기간이 길어지는 경향성이 크다 (OECD,1994).

그러나 우리나라의 경우에는 실업보험제가 미비되어 있는 상태에서 가족적 책임이 막중한 이들 장년층의 경우 실직을 하게 되면 자신의 유보임금(reservation wage)수준을 신속히 낮추던가 하여 노동력의 공박관매를 하거나 직장의 적합성을 무시하고 임시로 취업을 추구하는 행태가 활발하기 때문이라는 가능성을 제기할 수 있다. 따라서 이제 실업급부가 보편화될 경우 핵심장년층의 기대실업기간이 길어질 가능성이 있음을 유의해야 할 것이다.

앞에서도 언급한 바와 같이  $(un-en)$ 은 실망실업효과의 한 지표로 사용할 수 있다. 이 비율은 여자의 경우가 전 연령계층에서 남자보다 크며 연령의 증대에 따라 커지고 있는 것을 알 수 있다. 이것은 여성 중장년자 비경제활동인구의 상당수가 잠재실업자라는 사실을 말해주고 있다. 한편 남자의  $(un-en)$ 은 특히 19세 이하의 집단에서 매우 작는데, 이것은 이들 계층의 노동시장퇴장이 대부분 자발적이고 비경제적 요인에 의한 것이며, 실망효과는 중요하지 않다는 것을 알려주고 있다.

마지막으로 비경제활동인구의 노동시장진입패턴을 살펴본다. 남자의 경우  $ne$ 와  $nu$ 가 모두 44세까지는 꾸준히 상승하다가 그 이후 점차 하락하고 있다. 이것은 앞에서 설명한



남성핵심장년층 노동자의 기대실업기간을 짧게 만드는 메카니즘으로 이해할 수 있다. 여자의 경우에는  $ne$ 가 25-34세층에서 특히 낮은 것은 여성의 결혼 및 출산 등에의 노동시장 단절과 관련이 있는 것이다.

취업성공률  $Pne$ 는 남자의 경우 핵심연령층인 35-44세 구간에서 크게 높아지는 반면 연령별로는 일정한 추세를 보여주지 않고 있다. 그러나 55세이상의 고령자의 경우에 크게 높아지는 것은 이들 고령자는 취업이 확실치 않은 경우 비경제활동상태에서 이탈하지 않는 속성을 반영하고 있다. 한편 여자의 경우에는 25세 이후부터는  $Pne$ 가 지속적으로 상승하고 있으며, 그 규모도 남자의 그것에 비해 크다. 또한 여자의 경제활동참가율은 20대 후반기를 정점으로 떨어진 후 30대후반에서 다시 완만한 상승선을 보인다. 여자의 경우 연령증가에 따라 노동시장진입률( $ne, nu$ )보다 퇴장률( $en, un$ )이 더 커지기 때문이라고 할 수 있다. 반대로 남자의 경우에는 연령에 따라 노동시장퇴장률은 점차 감소하고 진입률은 상승함에 따라 경제활동참가율이 50대 초반까지 상승한다.

마지막으로 추정실업률( $\alpha/(\alpha+\beta)$ )은 실제실업률보다 약간 낮게 나타나고 있음을 볼 수 있다. 이것은 경기적 요인이 부분적으로 작용하였기 때문이라고 생각된다. 추정실업률은 남녀모두 연령에 따라 급속하게 감소하고 있다. 이에 따라 추정실업빈도도 남녀 모두 연령에 따라 급락하는 양상을 보이고 있다. 그러나 기대실업기간은 저연령층이 비교적 낮다. 이와같이 저연령층의 높은 고용불안과 잦은 노동이동은 노동시장에의 적응과정으로 이해할 수 있으나 이들에 대한 제도적 대응의 필요성도 시급하다고 판단된다 (이주호, 1996).

<표 13> 성별 연령별 이행학률(97년 월평균)

	<i>ee</i>	<i>eu</i>	<i>en</i>	<i>ue</i>	<i>uu</i>	<i>un</i>	<i>ne</i>	<i>nu</i>	<i>nn</i>
<남자>									
14-19세	.8467	.0185	.1348	.2459	.6059	.1482	.0120	.0026	.9854
20-24세	.9431	.0147	.0422	.2686	.6574	.0740	.0479	.0133	.9388
25-34세	.9867	.0076	.0057	.2560	.6972	.0468	.0725	.0331	.8944
35-44세	.9909	.0048	.0043	.3063	.6485	.0452	.1562	.0376	.8062
45-54세	.9890	.0034	.0076	.2690	.6450	.0860	.1197	.0238	.8565
55세이상	.9816	.0020	.0165	.2344	.6796	.0860	.0489	.0042	.9469
<여자>									
14-19세	.9044	.0172	.0784	.3144	.5718	.1169	.0124	.0023	.9853
20-24세	.9557	.0172	.0317	.2905	.6288	.0807	.0561	.0175	.9264
25-34세	.9616	.0040	.0344	.3027	.5698	.1274	.0396	.0053	.9551
35-44세	.9688	.0033	.0279	.2566	.5961	.1473	.0548	.0055	.9396
45-54세	.9744	.0021	.0235	.2794	.5771	.1435	.0448	.0024	.9528
55세이상	.9669	.0011	.0320	.3052	.4374	.2575	.0335	.0005	.9659

자료 : 통계청, 경제활동인구조사 원 Tape을 이용하여 추계함.

<표 14> 성별 연령별 경제활동참가율,  $Pne$ , 실업률, 실업빈도, 기대실업기간 및 취업기간 (1997년 월평균)

경활참가율	$pne$	$\alpha$	$\beta$	추정실업률 (%)	기대실업기간(D)(월)	실업빈도 (f)	기대취업기간(월)
<남자>							
14-19세	.8219	.0425	.3677	10.36	2.54	4.08	6.52
20-24세	.7827	.0239	.3265	6.82	2.92	2.34	17.57
25-34세	.6866	.0094	.2881	3.16	3.30	0.96	75.19
35-44세	.8060	.0056	.3427	1.61	2.85	0.56	109.89
45-54세	.6176	.0063	.3221	1.92	2.82	0.68	90.91
55세이상	.9039	.0036	.3121	1.14	3.12	0.36	54.35
<여자>							
14-19세	.8435	.0295	.4100	6.71	2.34	2.87	10.46
20-24세	.8622	.0202	.3520	5.43	2.69	2.02	22.57
25-34세	.8820	.0081	.4151	1.91	2.32	0.82	26.04
35-44세	.9088	.0058	.3905	1.46	2.48	0.59	32.05
45-54세	.9492	.0033	.4156	0.79	2.36	0.33	39.06
55세이상	.9853	.0016	.5589	0.29	1.78	0.16	30.21

자료 : 앞 표와 동일함.

주 :  $Pne = ne/(ne+nu)$ ,

$\alpha$ (실업유입률) =  $eu + en(1-Pne)$ ,  $\beta$ (취업유입률) =  $ue+un \cdot Pne$

추정실업률 =  $\alpha/(\alpha+\beta)$ , 기대실업기간(D) =  $1/(1-uu)$ ,  $f = u/D$ , 기대취업기간 =  $1/(eu+en)$ 로 각각 계산되었음

<표 15> 성별 학력별 이행확률(1997년 월평균)

	$ee$	$eu$	$en$	$ue$	$uu$	$un$	$ne$	$nu$	$nn$
<남자>									
중졸이하	.9808	.0050	.0142	.3081	.6395	.0524	.0550	.0078	.9372
고졸이하	.9850	.0071	.0079	.2893	.6538	.0569	.0300	.0079	.9621
초대졸이하	.9794	.0062	.0144	.2352	.6897	.0751	.0476	.0207	.9317
대졸이상	.9868	.0037	.0096	.1704	.7446	.0851	.0307	.0108	.9585
<여자>									
중졸이하	.9660	.0025	.0315	.2800	.5956	.1245	.0439	.0024	.9538
고졸이하	.9626	.0070	.0304	.2961	.5913	.1126	.0287	.0042	.9671
초대졸이하	.9578	.0084	.0337	.3110	.5879	.1011	.0392	.0131	.9477
대졸이상	.9634	.0057	.0309	.2681	.6163	.1157	.0293	.0076	.9631

자료 : 통계청, 경제활동인구조사 원 Tape을 이용하여 추계

<표 16> 성별 학력별 경제활동참가률,  $Pne$ , 실업률, 기대실업기간, 실업빈도, 기대취업기간(1997년 월평균)

	경제활동 참가율(%)	$pne$	$\alpha$	$\beta$	기대실업기 간(D)(월)	실업률(%)	실업빈도 (%)	기대취업 기간(월)
<남자>								
중졸이하		.8758	.0068	.3540	2.77	1.88	.68	52.08
고졸이하		.7916	.0087	.3343	2.89	2.54	.88	66.67
초대졸이하		.6969	.0108	.2875	3.22	3.62	1.12	48.54
대졸이상		.7398	.0062	.2334	3.84	2.59	.67	75.76
<여자>								
중졸이하		.9482	.0041	.3981	2.47	1.02	.41	29.41
고졸이하		.8723	.0109	.3943	2.45	2.69	1.10	26.74
초대졸이하		.7495	.0168	.3868	2.43	4.16	1.71	23.70
대졸이상		.7940	.0121	.3600	2.61	3.25	1.25	27.32

자료 : 앞표와 동일

주 :  $Pne = ne/(ne+nu)$ , 기대실업기간(D) =  $1/(1-un)$ , 기대취업기간 =  $1/(eu+en)$ 으로 각각 계산되었음.

$\alpha \equiv eu+en(1-Pne)$  (실업유입률),  $\beta \equiv ue+un \cdot Pne$  (취업유입률),

추정실업률 =  $\frac{\alpha}{\alpha + \beta}$ ,  $f = \frac{u}{D}$ 로 각각 계산됨.

<표17> 종사상 지위간 노동력 이행확률 및 종사상 직위별 기대지속기간(1997년 월평균)

	취업자구성 (%)	고용주	자영업주	가족종사자	상용고	임시고 및 일고	실업	비경제활동	기대기간 *(월)	
고용주	남	11.6	.9495	.0207	.0008	.0043	.0065	.0136	.0046	19.80
	여	3.6	.9278	.0308	.0072	.0014	.0074	.0132	.0123	13.85
자영업주	남	25.2	.0099	.9604	.0013	.0024	.0098	.0082	.0080	25.25
	여	16.4	.0079	.9329	.0124	.0013	.0151	.0051	.0254	14.90
가족종사자	남	1.6	.0069	.0211	.9030	.0080	.0233	.0068	.0311	10.31
	여	19.0	.0016	.0112	.9576	.0005	.0069	.0008	.0215	23.58
상용고	남	45.7	.0015	.0024	.0002	.9696	.0116	.0108	.0040	32.89
	여	22.5	.0004	.0013	.0007	.9529	.0204	.0105	.0141	21.23
임시및일고	남	24.9	.0035	.0096	.0013	.0180	.8990	.0378	.0309	9.90
	여	36.3	.0008	.0072	.0041	.0139	.8994	.0213	.0532	9.94
실업	남		.0126	.0206	.0070	.0457	.1602	.6688	.0851	
	여		.0082	.0174	.0074	.0468	.1971	.5788	.1444	
비경제활동	남		.0010	.0112	.0025	.0025	.0236	.0089	.9504	
	여		.0005	.0061	.0078	.0017	.0209	.0040	.9592	

주 : (\*)  $\frac{1}{1 - \text{동일 직위에 계속 머물 확률}}$ 로 계산되었음

<표 18> 종사상 지위별 실업의 방출 및 흡수 (1997년 월평균)

단위 : 천명, %

	계	고용주	자영업주	가족종사자	상용고	임시및일고	비경제활동
실업의 흡수							
남	43.57 (100.0)	1.66 (3.81)	2.71 (6.22)	0.92 (2.11)	6.02 (13.82)	21.07 (48.36)	11.19 (25.68)
여	41.36 (100.0)	0.80 (1.93)	1.71 (4.13)	0.72 (1.74)	4.59 (11.10)	19.36 (46.81)	14.18 (34.28)
실업으로의 방출							
남	237.66 (100.0)	17.75 (7.47)	23.16 (9.75)	1.20 (0.50)	55.14 (23.20)	105.06 (44.21)	34.81 (14.65)
여	157.11 (100.0)	4.06 (2.58)	7.27 (4.63)	1.33 (0.85)	20.40 (12.98)	67.20 (42.77)	56.85 (36.18)

자료 : 앞표와 동일

### 3. 학력별 이행확률

이번에는 학력별 이행확률의 남녀간 차이를 살펴보자. <표15>는 1997년도의 월평균 학력별 이행확률이 제시되고 있으며, <표16>에서는 <표10>을 토대로 학력별 취업성공률, 실업진입률 등 주요한 실업관련 이행확률 지표가 제시되고 있다. 그러나 이들은 연령효과가 통제되지 못하고 있다는 한계를 갖는다.

전문대졸자의 경우에는 남녀 모두 표본수의 제한으로 추론의 신뢰도가 낮다. 이러한 사실을 염두하면서 먼저 성별 고용정착률(*ee*)에 있어서 학력집단별 특징을 살펴보자. 남자의 경우에는 학력이 높아짐에 따라 고용정착률이 완만하게 상승하고 있으나, 여자의 경우에는 반대로 중졸 이하가 가장 높고 고졸과 대졸은 비슷하다. 이러한 사실은 남성과는 반대로 여성들의 노동시장이 안정적이지 못한 우리의 현실을 반영하는 것이라고 하겠다. 이어서 고용으로부터의 이탈률 *eu* 와 *en*을 학력별로 살펴보자. 남자의 경우, 고졸자에 비해 중졸 이하와 대졸 이상은 *eu*에 비해 *en*이 압도적으로 크다. 이것은 고졸자에 비해 이 두 학력계층의 경우 취업으로부터 이탈한 경우 노동시장으로부터의 이탈 가능성이 높다는 것을 말해준다. 한편 여자의 경우 중졸이하의 *eu*가 다른 학력계층에 비해 특히 낮으나 전학력에서 그 절대적 규모는 크지 못하며, 취업으로부터의 이탈자의 대부분은 학력과 무관하게 *en*이 점하고 있어 남자의 경우에 비해 *en*의 절대값이 대단히 크다. 앞서도 지적한 바와 같이 이것은 여자의 경우에 실업과 비경활상태의 구분이 남자에 비해 미미하다는 사실을 말해주고 있는 것이다.

다음에는 실업으로부터의 이탈률을 보면, 먼저 남녀 모두 고학력일수록 *ue*는 낮아지는

반면,  $un$ 은 증대하고 있어 고학력일수록 재취업의 가능성이 낮고 또한 실업률이 높으며, 기대실업지속기간도 길어지는 결과를 초래시키고 있다. 따라서, 남녀 모두 고학력자의 실업문제가 저학력자에 비해 더 심각하다는 것을 알 수 있다.

마지막으로 비경제활동상태로부터의 이탈율을 살펴보면, 남자의 경우  $ne$ 는 중졸 이하가 고졸이나 대졸자에 비해 상대적으로 높고 반면에  $nu$ 는 중졸과 고졸이 비슷하지만 대졸의 그것은 이들 보다 크게 높다. 한편 여자의 경우에는  $ne$ 는 학력에 따라 떨어지는 반면에  $nu$ 의 경우에는 학력에 따라 증대하고 있다. 따라서 비경제활동상태의 지속가능성은 서로 비슷한 수준을 보이고 있는 고졸과 대졸자에 비해서 낮다.

이같은 학력별 이행률의 구조에 따라 실업진입률( $\alpha$ )은 남자의 경우 고졸자가 다른 학력에 비해 높은 반면에 여자의 경우에는 고학력일수록  $\alpha$ 가 크다. 취업진입률( $\beta$ )은 남녀 모두 학력이 높을수록 떨어지고 있다. 동시에 비경제활동상태로부터의 취업성공률( $Pne$ )은 남녀 모두 학력에 따라 떨어지고 있다.

그러나 앞에서 설명한 학력별 이행률의 성별 차이는 학력 그룹내에서의 남녀간 차이를 말해 주고 있다. 그러나 엄밀하게 말해서 이러한 효과는 학력그룹내에서는 남녀간 이행률상의 차이가 없다고 하더라도 전체의 학력별 이행률이 다른 경우에 남녀간 학력별 구성비의 차이에 의해서도 발생할 수 있다. <표15>는 이 두가지 효과가 동시에 작용하고 있음을 암시해주고 있으나 이들을 정확하게 분해하는 작업은 추후의 과제로 미루기로 한다.<sup>8)</sup>

여기서 한가지 추가적으로 언급되어야 할 점은 남녀 모두 전문대졸자들의 고용안정도가 다른 학력집단에 비해 가장 취약하다는 것이다. 이것은 전문대졸자는 다른 학력집단에 비해 고용정착률( $ee$ ), 취업성공률( $Pne$ ), 취업진입률( $\beta$ ), 그리고 기대실업기간( $D$ )은 모두 가장 낮고, 반면에 실업률과 실업빈도( $f$ )는 가장 높은 사실에서 쉽게 알 수 있다. 이러한 현상은 전문대졸자들의 고유한 취업영역이 확립되지 못하고 있는 우리나라 노동시장의 관행이 주요한 요인이 되고 있다고 판단된다. 그러나 전문대졸자들의 표본규모의 제한으로 추계치의 높은 편의( $bias$ )발생의 가능성이 있다는 점을 유의할 필요가 있다.

#### 4. 종사상 지위간 노동력 이행률

마지막으로 취업자를 5개의 종사상 지위로 구분하여 이행률과 각 종사상 지위별 기대지속기간을 추계하였는데, 그 특징을 살펴보기로 한다. 먼저 남녀 모두 고용주에서 자영업주로의 이동이 상대적으로 높은 것을 볼 수 있는데, 이것은 노동이동의 징후라기 보다는 고용주와 자영업주의 범주상의 중복 현상 때문이라고 판단된다. 남자의 경우 가족 종사

8) 이러한 점을 지적해준 익명의 논평자에게 감사드린다.

자의 고용정착도가 낮고(90.3%) 임시 및 일고로의 플로우 비중이 높는데, 이것은 다른곳에 취업기회를 발견하기 까지 임시적으로 불완전하게 취업하고 있는자의 비중이 적지 않다는 사실을 말해주고 있다. 반면에 여자의 경우에는 가족종사자는 전체 취업자 가운데 차지하는 구성비중이 19.0%에 달할 정도로 높고 기대지속기간으로 나타나는 고용정착도도 높아 상대적으로 안정적인 종사상지위임을 알 수 있다. 이것은 여자의 경우 가족종사자는 가사노동을 주로 수행하면서 주로 가계보조적인 형태로 행해지며, 이들이 택할수 있는 여타의 취업기회도 대체로 저임금과 열악한 근로조건의 한계적 직종에 국한된다는 사실과 일맥상통하고 있는 것이다.

상용고와 임시 및 일고직과의 이동은 남녀 모두 2%에도 거의 미달되고 있는데, 이는 상용고와 임시 및 일고 근로자층 사이에 이동이 대단히 제한적임을 말해주는 것이다. 그리고 이 다섯 가지 종사상 지위 가운데 실업으로의 이행가능성은 남녀 모두 임시 및 일고가 가장 높고, 그 다음이 고용주, 상용고의 순서로 나타나고 있는데, 이것은 소규모 사업장 고용주들의 높은 직업불안정성이 반영된 결과라고 생각된다.

다음 각 지위에서 비경제활동인구로의 퇴출율은 남녀 모두 임시 및 일고, 가족종사자, 자영업주가 상대적으로 높다. 특히 여자의 경우 임시 및 일고의 퇴출률은 5.3%에 달하고 있다. 그러나 가족종사자, 자영업주, 그리고 비경제활동으로의 유동은 통상적인 노동이동이라기 보다는 자신이나 가족 가운데 사업장을 갖고 있는 자들의 경제활동 수준상의 변화를 주로 나타내주는 것이라고 봐야 할 것이다.

마지막으로 <표 18>은 종사상 지위별 실업의 방출 및 흡수 현황을 제시하고 있다. 실업의 흡수를 요인별로 살펴보면 남자의 경우에는 임시 및 일고가 48.4%로 가장 높고, 그 다음으로는 비경제활동상태 25.7%, 상용고 13.8%, 자영업주 6.2%를 각각 점하고 있다. 그러나 여성의 경우에는 임시 및 일고가 46.8%로 가장 높고 그 다음이 비경제활동상태 34.3%, 그리고 상용고 11.1%를 각각 점하고 있어, 상대적으로 비경제활동으로의 이행이 크다는 점을 알 수 있다.

다음에는 각 부분으로부터 실업으로 방출시킨 구성비를 보면, 남자의 경우 44.2%가 임시 및 일고로 가장 높고, 그 다음으로는 상용고 23.2%, 비경제활동상태 14.7%를 점하고 있다. 여자의 경우에는 임시 및 일고 42.8%, 비경제활동 36.2%, 상용고 13.0%를 각각 점하고 있다. 그러므로 실업의 흡수와 방출은 남녀 모두 임시 및 일고가 압도적으로 큰 부분이며, 남자에 비해 여자의 경우에는 실업과 비경제활동상태 사이의 이행이 상대적으로 높은 비중을 점하고 있음을 알 수 있다. 이러한 사실을 통해서 남녀 모두 취업이 극히 불안정한 임시, 일고 노동자의 실업자 풀(pool)로의 출입유동이 특히 큰 비중을 점하고 있다는 사실은, 이들 중 통계상으로는 취업자로 분류가 되고 있으나 사실상으로는 실업자인 자가 다수 포함되고 있으며, 또한 비경제활동인구 가운데, 특히 여자의 경우, 상당

한 정도는 실망노동자의 성격을 갖는다는 점을 말해주는 것이다.

## 5. 실업률 이행확률의 요인별 분해

앞에서 제시된 노동력 이행확률 모형의 한가지 장점은 각 노동력 집단간의 실업률의 격차를 플로우 요인별로 분해할 수 있다는 점이다. 일반적으로 어떤 한 특정 집단의 실업률은 여러 가지 요인에 의해서 다른 어떤 집단과 격차가 생기게 된다. 특정 집단의 실업률은 이들 집단의 재취업 가능성, 취업정착도, 또는 노동력 진출입의 정도 등에 따라 달라진다. 다시 말해서 앞의 여러 표에서 제시된 각 이행확률이 실업률의 크기를 결정하게 된다. 그러므로 우리는 어떤 준거집단과 특정 집단과의 실업률 격차는 두집단의 각각의 이행확률의 격차구조에 따라 요인별 기여도를 다음의 식(10)과 같이 편미분 형태로 분해할 수 있다.

$$\Delta u = \sum_i \frac{\partial u}{\partial P_i} \Delta P_i \quad (10)$$

여기에서  $P_i$ 는 실업률의 이행확률에 포함되고 있는 다섯가지, 즉  $eu$ ,  $en$ ,  $ue$ ,  $un$ ,  $Pne$  가운데 하나를 의미하며,  $\frac{\partial u}{\partial P_i}$ 는 이행확률  $P_i$ 에 대한 편미분계수, 그리고  $\Delta u$ 는 두 비교집단간의 총실업률 격차를 나타낸다. 또한  $u$ 는 식(5)와 같이 추계된  $\alpha/(\alpha+\beta)$ 이다<sup>9)</sup>.

<표 19>는 실업률이 낮고 가장 고용이 안정적인 인구집단이라고 할 수 있는 남자 35~44세의 핵심연령층에 대비한 여자의 각 연령계층별 실업률의 플로우별 기여도를 분해한 결과를 제시하고 있다. 각 열 (1)~(5)는 각 플로우의 실업격차에 대한 기여도를 연령별로 나타내고 있다.

핵심연령 계층의 남자에 비해 여자의 실업은 대체로  $eu$ 와  $en$ 의 격차가 절대적인 요인으로 작용하고 있음을 알려주고 있다.  $eu$ 는 24세 이하의 연소층의 경우 실업률 격차 확대 요인으로 작용하는 반면에, 25세 이상의 경우에는 격차를 축소시키는 작용을 하고 있다.  $en$ 의 경우에는 모든 연령계층에서 실업률의 격차를 확대시키는 요인으로 작용을 하고 있다. 이러한 추계치는 우리나라 여자의 실업률은 남자에 비해 낮아지게 되는 핵심적인 요인은 여자의 비경제활동상태로의 퇴장가능성이 대단히 높기 때문이라는 사실을 분명하게 보여주고 있다.

9) 식(5)의 수학적 정당성에 대한 증명은 Marston(1976)의 부록을 참조하라. 참고로 각 이행확률 변 편미분 값은 각각 다음과 같다.

$$\frac{\partial u}{\partial (eu)} = \frac{\beta}{(\alpha + \beta)^2}, \quad \frac{\partial u}{\partial (en)} = \frac{(1 - P_{ne}) \cdot \beta}{(\alpha + \beta)^2}, \quad \frac{\partial u}{\partial (ue)} = -\alpha/(\alpha + \beta)^2$$

$$\frac{\partial u}{\partial (un)} = \frac{-P_{ne} \cdot \alpha}{(\alpha + \beta)^2}, \quad \text{그리고} \quad \frac{\partial u}{\partial P_{ne}} = \frac{-(en) \cdot \beta - (un) \cdot \alpha}{(\alpha + \beta)^2}.$$



<표 19> 연령별 여자실업률의 플로우 요인별 분해(1997년 월평)

	실업률의 플로우요인별 격차					총실업률격차( $\Delta u$ )
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
	$eu$	$en$	$ue$	$un$	$Pne$	
15~19세	2.63	2.43	-0.11	-0.92	-0.05	5.10
20~24세	2.01	1.67	0.21	-0.39	0.32	3.82
25~34세	-0.19	0.82	0.00	-0.33	0.00	0.30
35~44세	-0.37	0.54	0.20	-0.35	-0.17	-0.15
45~54세	-0.64	0.23	0.05	-0.17	-0.25	-0.82
55세 이상	-0.66	0.07	0.00	-0.11	-0.62	-1.32

주 : 1) 기준준거집단인 남자 35~44세 연령층의 추정실업률은 1.61%임.

2) 실업률은 % 이며 각 요인별 변화률은 % 「포인트」 임.

자료 : <표 13>과 <표 14>와 식(5)를 사용하여 추계.

## V. 要約 및 政策課題

### 1. 연구결과의 요약

본 연구는 먼저 기존의 성별 실업통계 추이를 분석하여 우리나라 여성실업은 남자에 비해 절대수준은 아직도 여전히 낮지만, 지난 10여년 동안에 그 변화 추세선은 남자의 경우 보다 대체로 위쪽에 위치하고 있어 점차 성별실업률 격차가 축소되고 있는 경향성을 보이고 있으며, 이같은 경향성은 비농가 부문에서 더욱 뚜렷함을 밝혔다. 이같은 성별 실업률 격차의 축소 경향성은 향후 여성의 노동시장 참가의 지속적인 확대 가능성을 고려

할 때 앞으로 상당기간 지속될 것으로 전망되며, 머지 않아 선진국의 경우와 마찬가지로 우리나라에서도 여성의 실업수준이 남성의 그것을 능가할 가능성도 없지 않다고 판단된다. 그 이유는 산업화의 진전에 따라 여성의 경제활동 참가가 크게 증대되지만 여성노동의 부차적 성격 및 성차별 관행의 불식은 대단히 어렵다는 사실이 여러 선진국의 경험이 잘 말해주고 있기 때문이다. 그리고 최근 여성의 실업은 학력별로는 고학력자 집단, 연령별로는 청소년 층에서 특히 현재화되는 양상을 보이고 있어 이들 집단에 대한 적절한 대응책 강구가 시급한 실정임을 알 수 있다.

이어서 여성실업의 구조와 원인을 보다 체계적으로 규명하기 위하여 다양한 형태의 노동력 이행확률을 성별로 추정하였다. 추정결과를 간략히 요약하면 다음과 같다.

첫째, 남녀간에 노동력 이행확률의 행태에 있어서 차이가 존재하고 있으며, 이러한 행태상의 차이가 남녀간 실업률 격차 발생의 구조적 요인이 되고 있다는 사실이다. 우선 노동력상태 사이의 이동에 있어서 남자에 비해서 여자의 경우에는 취업(E)과 실업(U) 사이의 통상적인 경로보다는 바로 취업에서 비경제활동상태 사이의 경로가 훨씬 큰 비율을 점하고 있다는 사실이다. 또한 여자는 남자에 비해 취업정착도가 낮고 일단 취업에서 이탈할 경우 비경제활동인구로의 퇴장가능성이 높으며 실업상태에 있는 경우에도 구직활동의 적극성이 남자에 비해 상대적으로 낮고 비경제활동상태로 퇴장할 가능성이 높은 노동력 상태간의 유동패턴을 갖고 있다. 이같은 성별 노동력상태간의 유동패턴의 차이는 남성과 여성의 실업에 대한 대책이 구분될 필요가 있다는 것을 암시해주고 있다. 즉 남성의 경우 노동시장에 일단 진입하면 계속 정착하므로 교육훈련 등 노동력 질의 제고에 정책의 초점이 맞춰져야 할 것이다. 그러나 여성의 경우에는 이같은 교육훈련 대책과 더불어 비경제활동인구의 노동시장 유입촉진책이 동시에 강구될 필요가 있다는 것이다. 이것은 여성실업률의 플로우별 요인분해에서도 뚜렷하게 나타나고 있다. 이러한 이동패턴의 차이는 여성의 공식적 실업률이 남성에 비해 실제보다 낮게 나타나는 주요한 요인으로 작용하고 있으며, 또한 여성 비경제활동인구의 상당 부분은 적절한 취업기회만 부여되면 곧바로 노동시장에 진입할 수 있는 잠재실업자의 성격을 띠고 있음을 말해준다.

둘째, 1990년대 후반에 접어들면서 여성의 잠재실업화 현상이 점차 완화되고 있는 경향성을 이행확률분석이 제시해주고 있다는 점이다. 이것은 1997년도의 여성의 노동력 이행확률추정 결과를 그 이전의 결과와 비교할 때 특히 여성의 *en*과 *un*이 크게 감소하고 있는 것에서 분명하게 나타나고 있다. 따라서 향후 우리나라에서도 남녀간 실업률 격차는 크게 축소될 것으로 전망되며, 어느 시점 이후에는 여성의 실업률이 남성의 그것을 초과할 가능성이 크다. 이것은 노동시장에서 성차별 관행의 존속과 부차적 노동력이라는 여성노동력이 갖는 일반적 성격을 우리나라 노동시장의 경우에도 불식하는 것은 대단히 어렵기 때문이다.

셋째, 우리나라의 실업의 귀착은 종사상 지위 등에 있어서 특정집단에 집중되는 경향을

볼수 있는데 이 경우에도 그 집중도는 여성의 경우에 특히 높다. 연령별로는 저 연령층의 고용정착도가 낮고 학력별로는 고학력자의 실업률이 높다. 특히 종사상 지위에 있어서는 자영업주, 가족 종사자 범주의 취업과 비경제활동간의 플로우의 대부분은 경제활동상태 자체의 변화라기 보다는 경제활동 수준상의 변화를 반영하는 것으로 이해되며, 이와 같이 이들 사이에 폐쇄회로가 존재하고 있음은 우리나라 실업의 성격이 플로우형으로 설명하지 못하는 구조적인 부분이 있다는 것을 암시해준다. 특히 이 같은 폐쇄회로 내에서 주로 이동하는 노동력집단 가운데서는 여성의 비중이 상대적으로 높다. 그러므로 우리나라 실업의 성격을 단순히 노동이동과의 관련만으로 이해하려는 것은 한계를 갖는다고 하겠다.

넷째, 1997년의 여성실업률이 이전에 비하여 급증하게 된 주요한 유량측면에서의 원인은 여성의 취업유입률( $\beta$ )이 증대하였음에도 불구하고 취업성공률( $Pne$ )이 떨어지고 실업유입률( $\alpha$ )이 모두 크게 상승하였기 때문이다. 이러한 현상은 최근에 들어오면서 젊은 연령층 여성의 평균학력이 크게 높아지면서 노동시장참가가 확대되고 구직활동에 있어서 보다 적극성을 띄는 패턴으로 변모하고 있는 현상이 반영되어 나타나는 것이라고 할 수 있다.

다섯째, 여성의 실업률을 연령별로 구분하여 남자핵심장년층(35세-44세)과의 실업률 격차를 플로우 요인별로 분해해 본 결과, 24세이하의 연소연령계층의 경우에는  $eu$ 와  $en$  모두 실업률 격차를 증대시키는데 결정적인 기여를 하고 있다. 한편 25세 이상의 경우에는  $eu$ 는 실업률 격차를 축소시키는 방향으로 작용을 하고 있으나  $en$ 은 여전히 그 격차를 확대시키는 주요한 요인으로 작용하고 있다.

여섯째, 마지막으로 상대적으로 남성에 비해 여성의 경우가 상대적으로 실망노동자 효과가 크게 나타나고 있다는 점이다. 실망노동자 효과는  $un$  또는 보다 협의의 정의로는 ( $un-en$ )이 사용되었는데 모든 연령계층에서 여성의 경우가 남성에 비해 훨씬 크게 나타나고 있다. 이것은 여성 비경제활동인구의 상당부분이 잠재실업자임을 암시하고 있다.

이상에서 언급한 바와 같은 성별 노동력 이행확률 추계분석의 주요결과를 종합하면, 먼저 우리나라 여성의 낮은 공식실업률은 여성인력이 효율적이고 충분히 활용되고 있다는 것을 반영한다기 보다는 상당한 잠재실업자가 비경제활동인구나 일부 취업자군에 존재하고 있다는 것이다. 그러나 앞으로 점차 인문계 중심으로 고학력화되고 있는 젊은 여성들의 세대효과(cohort effect)가 노동시장에 작용할 것으로 예상되어 실업자의 현재화가 진전되면 여성의 공식실업률은 상당한 정도 올라갈 것으로 예상되며, 1997년 이후 여성실업률의 급증은 여성의 이같은 세대효과에 반영이 중요한 요인이 되고 있다고 판단된다.

## 2. 정책과제

앞에서도 지적한 바와 같이 우리나라 여자 실업률은 남자와 비교할 때 두가지 특징을 갖고 있다. 하나는 구미 선진국과는 달리 여성의 실업률 수준은 남자보다 여전히 낮다는 것이며, 다른 하나는 지난 10여년간 지금까지 여자의 실업률증감 추세선이 남자의 그것보다 대체로 위쪽에 위치하고 있어 성별 실업률격차가 꾸준히 축소되고 있다는 것이다. 특히 1997년 이후 여성실업자가 급증하고 있는데는 경기후퇴와 구조조정에 따라 2차적 노동력의 성격을 갖는 여자들의 부가노동자 효과(additional work effect)와 더불어 젊은 여성노동자들의 노동력 이행패턴의 변화가 중요한 요인으로 작용하고 있다. 따라서 이러한 현세대들의 세대효과(cohort effect), 즉 여성들의 경제활동 참가의 증대와 구직활동의 적극성이 높아질 경우 여성실업의懸在化가 부각될 것이므로 성별 실업률격차는 더욱 축소될 것이며, 가까운 장래에 선진국의 경우와 마찬가지로 여성의 실업률 수준이 남성을 능가할 가능성도 없지 않다. 그러나 여자 실업률이 상대적으로 낮은 주된 이유는 비경제활동인구 또는 무급가족종사자들로 위장된 상당 정도의 잠재실업자의 존재에서 주로 연유되고 있음이 노동력 이행분석에서도 제시되었다. 따라서 여성실업 문제에 대한 보다 적극적인 대응이 시급히 요청된다. 여성 실업문제에 대한 정책과제는 크게 여성의 고용 정착도 및 고용기회의 제고를 위한 과제와 이같은 잠재실업자군의 노동시장 진입 촉진을 위한 과제로 양분할 수 있다. 이 두가지에 대한 주요한 정책과제를 제시하기로 한다.

### 가. 여성의 고용기회 및 정착도 제고를 위한 정책과제

여기에는 우선 고용제도 및 관행의 개선을 통하여 여성의 취업기회를 확대하고 고용의 안정성을 높이는 것이 중요하다. 이를 위해서는 첫째로, 직업 안정서비스 기능이 강화되는 등 적극적 노동시장 정책이 구사될 필요가 있다. 현재 우리나라의 직업안정제도는 여성에 대한 특별한 배려가 부족하여 여성의 노동공급패턴의 다양성을 적절하게 수렴하지 못하고 있는 실정이다 (Kim and Won, 1997). 그러므로 마찰적인 요인의 실업이 특히 여성의 경우에 적지 않다고 판단된다. 일과 사람의 결합의 효율성을 높이는 이같은 직업안정 서비스 기능의 강화는 여성의 고용정착도를 높일 뿐만 아니라 전체적으로는 여성의 고용기회도 확장시키게 될 것이다. 직업세계의 다양화에 맞추어서 민간직업 안정기능의 활성화도 필요하다.

둘째는 노동시장 및 내부노동시장에서의 성차별이 철폐되어야 한다. 우리나라 노동시장에서는 고용이나 임금면에서 생산성과 관계없는 여러 가지 요인에 의하여 여성에 대한 차별적 관행이 존재한다. 이러한 성차별 관행은 여성근로자들의 취업기회를 특정한 범위의 직종으로 물리게 하며 여성의 고용의 질을 떨어 뜨리고 경제 전체적으로는 여성의 고용기회를 위축시키게 된다. 물론 이같은 성차별은 오랫동안 누적되어 온 관행이므로 단기에 해소하기는 어려우나 향후 심각성이 커질 여성 실업 문제의 해결을 위해서는 그 해소가 꼭 필요하다.

셋째, 직업훈련의 확대를 통하여 여성의 취업가능성을 높여나가야 한다. 우리나라에서는 상대적으로 남성에 비해 여성에 대한 직업훈련제도가 빈약한 실정이다. 각종 직업훈련이수자 가운데 여성이 차지하는 비중은 20%에도 미치지 못하고 있는데 이것은 전체노동력에 대한 여성인력의 구성비에 크게 미달되는 수준이다 (Kim & Won, 1997). 또한 비교적 단기간에 양성되는 하위직종에서 여성의 비중이 크지만, 체계적이고 장기적인 직업훈련부문에서는 여성의 비중이 크게 낮다. 이같은 직업훈련상의 성차별의 존재는 결과적으로 여성의 고용정착도를 떨어뜨리고 실업률을 높이며, 노동시장진입을 억제시키게 되므로 시정되어야 할 것이다. 이와 관련하여 정책적으로 여성에게 적합한 직종을 개발하여 직업훈련 프로그램에 포함하는 확장노력도 강구되어야 한다.

#### 나. 여성의 노동시장진입촉진을 위한 정책과제

여성의 노동시장 진입의 확장은 한편으로는 여성실업의 현재화(顯在化)를 촉진시킬 가능성도 없지 않으나 여성의 잠재실업자화의 원인은 많은 경우 진입장애 때문이다. 그러므로 보다 여성의 노동공급 여건에 부합될 수 있도록 각종 규제는 개선되어야 하며 또한 진입촉진을 위한 필요한 제도의 도입도 추진되어야 한다. 이러한 정책과제로서는 먼저 모성보호비용의 사회화와 지원을 들 수 있다. 앞서서도 지적되고 있는 바와 같이 여성 잠재실업자들의 대부분은 남성과는 달리 고령층이 아니라 25-54세의 주력 연령계층이며, 이들은 육아 및 가사로 인해 구직활동을 하지 않는 경우가 일반적이다. 따라서 이들 계층이 재취업이 되기 위해서는 가사노동과 직장을 병행할 수 있는 제도적 여건의 구비가 필요하다. 그러나 우리나라의 경우에는 모성보호에 필요한 비용을 대부분 개인이 부담하도록 되어있어 특히 기혼여성의 노동시장 참가의 가능성을 억제하고 있다. 따라서 우선 현재 논의 되고 있는 출산휴가제도, 육아휴직제도 등이 확실하게 시행될 수 있도록 고용보험 사업등을 통한 지원이 있어야 한다. 이러한 모성보호제도는 공공재(public goods)적 성격을 갖기 때문에 사회화 하는 것은 자원 배분의 효율성도 제고 될 수 있음을 인식 해야 한다.

둘째는 여성 재고용 또는 재취업 지원제도의 도입이다. 현재 우리나라의 기혼여성은 대부분 임신·출산·육아의 이유로 노동시장을 퇴출한 후 30대 중 후반에 재진입을 희망하지만(금재호,1997) 여러 가지 장애요인으로 재진입이 쉽지 않아 잠재 실업화 되는 경우가 많다. 따라서 재고용 또는 재취업 지원제도를 도입 할 경우 이들의 노동시장 재진입에 크게 기여하게 될 것이며 또한 여성인력 활용의 효율성을 제고하는데도 일조를 하게 될 것이다. 일본, 미국, 스웨덴등 여러 선진국에서는 이같은 재고용 지원제도를 시행하고 있다(최강식·정진화: 1997). 그러나 이러한 제도의 활성화는 여성의 고용정착도를 낮출 가능성이 크므로 이를 보완하기 위한 고용안정 정책과 직업훈련 정책이 함께 병행해서 시행되어야 할 것이다.

셋째, 고용제도를 여성의 노동공급 여건에 부합하도록 보다 신축적이고 다양성 있게 전환하는 것이 필요하다. 이를 위해서는 출퇴근 시간의 탄력적 조정 등을 가능하게 하는 탄력시간제(Flex Time) 근무제도 등이 도입될 필요가 있으며, 또한 기혼여성의 강한 경제활동 욕구를 효과적으로 흡수하기 위한 파트타임제의 개선도 적극적으로 검토되어야 한다. 이러한 신축적인 고용제도의 전면적 도입은 고용의 안정성을 저해시킨 가능성이 없지 않다. 그러나 여성의 경우 선택적 근로시간제, 재택근로제 등과 같은 근로시간의 유연화 및 시간제 근로의 활성화는 여성의 취업기회를 증대시키고 고용구조상에서 여성들의 지위를 향상시킬 수도 있다는 사실이 최근의 실업관련 실태조사연구에서도 밝혀지고 있다 (금재호, 1997). 그러나 시간제 근로자들의 고용안정성을 제고하기 위해서는 고용보험, 국민연금 등과 같은 사회보험의 적용이 이등들 집단에도 동시에 이루어져야 할 것이다.

### 3. 맺는말

본 연구는 여성 실업의 구조 및 행태를 규명하기 위해서 최근의 노동력상태간 이행확률을 추정하였다. 그 결과는 우리나라 여성실업의 특징은 남성과 뚜렷한 차이점이 있음을 확인시켜주고 있으며, 여성실업에 대한 정책과제를 몇가지 제시하고 있다. 그러나 본 연구의 이행확률 추정의 유량분석은 한계를 갖는다. 특히, 이행확률 분석은 노동공급측면에서의 노동력 상태변화 결과만을 토대로 실업의 패턴을 알 수 있게 해주지만, 그러한 노동력상태간의 이동패턴이 무엇 때문에, 그리고 왜 일어나게 되었는지에 대한 근원적인 이유는 제시해주지 못하고 있다.

물론 우리는 전통적인 인적자본이론으로 여성의 실업률이 남자보다 낮은 이유를 설명할 수 있다. 다시 말해서 여자의 상대적인 저실업은 평균적인 인적자본축적의 정도가 남자보다 낮아서 부문간 이동이 용이한 것이 실업률을 낮춘다고 할 수 있다. 예를 들어 경기하강기에 여성은 남성에 비해 저임금을 지급하는 타산업 내지 비경제활동으로의 전향에 따른 인적자원의 손실이 적어 노동의 이동이 용이하고 이는 여성의 실업률을 낮추는 결과를 초래하였다고 할 수 있다. 반면 남성은 여성에 비해 저임금직종을 택한다던가 비경제활동으로 전향하기에는 인적자원의 손실이 커서 차라리 일정 기간 실업 상태에 머물다가 자신의 인적자원을 재활용할 수 있는 직장으로 이동하는 것을 선호하며 그 결과 남성의 실업률은 더 높게 된다는 것이다. 이러한 논리에 따르면 최근 여성의 실업률이 남성의 수준으로 증가하는 것은 여성의 상대적인 인적자원의 축적 정도가 점증해온 것과 관련이 있다고 할 수 있다. 그러나 이러한 논리가 충분히 입증되기 위해서는 개인의 인적자본의 축적도와 노동력상태간 이동패턴과의 인과관계를 실증적으로 밝히는 연구가 필요하다.<sup>10)</sup> 따라서 여성실업의 원인과 행태에 대한 보다 심층적인 연구는 이같은 이동이 발생한 원인을 보다 철저하게 규명하는데 있다고 하겠다. 이것은 향후의 과제로 남기기로

10) 이러한 인적자본이론에 의한 설명 가능성을 지적해 준 익명의 노평자에게 고마움을 표시한다.

한다.

◆ 참고문헌 ◆

- 김재호 (1997), 「도시근로자의 실업실태와 정책과제」, KLI .
- 김옥암 (1997), 「여성의 노동력참가와고용문제」, 『경제학연구』, 제45집 제2호, 한국경제학회
- 김장호 (1991), 「한국의 여성유휴노동력 - 존재양상과 창출메커니즘」, 『아세아여성연구』, 제 30집, 숙명여자대학교 : 서울.
- 남재량 (1997), 『우리나라의 실업률 추세변화에 관한 연구』, 서울대학교 대학원 박사학위 논문
- 노미혜·김영옥 (1993), 『한국여성의 취업경력』, 한국여성개발원.
- 신영수 (1991), 『여성노동시장의 중장기전망과 과제』, KLI.
- 어수봉 (1991), 『한국의 여성노동시장』, KLI.
- \_\_\_\_\_ (1993), 『한국의 실업구조와 신인력정책』, KLI.
- 유재우·배무기 (1984), 「한국의 노동시장 플로우와 실업」, 『노동경제논집』, 제7권.
- 이주호, (1996), 『고용대책과 인력자원 개발』, KLI.
- 이 선·윤석환·신영수·이동임 (1988), 『유휴노동력의 실태와 고용정책과제』, 직업훈련연구소.
- 이향순·김경희 (1996), 『여성고용확대와 고용평등을 위한 시험적 모델의 모색』, KLI.
- 조우현·강창희 (1996), 「고용정책 대상집단의 식별」, 『산업관계연구』, 제6권,
- 최강식·정진화 (1997), 『여성잠재인력의 활용방안』, KLI.
- Kim, Jang-Ho and Chang-Hee Won, *Human Resources Development in Korea*, ILO-Bangkok, 1997.
- Marston, Stephen,(1976), *Employment Instability and High Unemployment Rate*, *Brookings Papers on Economic Activities*, Brookings Institution Washington D.C.
- OECD, (1984), *The Nature of Youth Unemployment*, OECD ; Paris
- \_\_\_\_\_ (1997), *Employment Outlook*, July, OECD ; Paris
- Clark, Kim B. and L.H. Summers (1979), *Labor Market Dynamics and Unemployment : A Reconsideration*, *Brooking Papers on Economic Activities*, Brookings Institution : Washington D.C.



— 약 력 —

金章鎬

- 고려대학교 경제학과 졸업
- 미국 Northwestern University 경제학 석사
- 미국 Northwestern University 경제학 박사
- 한국개발연구원 연구원
- 미국 Western Michigan University 경영학과 교환교수
- 현 숙명여자대학교 경제학부 교수

<주요저서>

- 자동화기술혁신과 고용
- 미국의 근로자복지제도
- 한국의 지역경제 외 다수