

韓國의 失業率 趨勢變化에 關한 研究*

南 在 亮** · 李 昌 鏞***

논 문 초 록 :

1960년대 초반 8% 수준에 이르렀던 한국의 실업률은 이후 꾸준히 하락하여 1996년에 2%에 불과한 수준을 보이고 있다. 본고는 이러한 실업률의 하락현상이 특정 연령집단에 국한된 현상이 아니라, 분석기간 동안 대부분의 연령집단에서 공통적으로 나타난 현상임을 발견하였다. 즉, 한국 실업률의 하락추세는 노동자의 연령구성 변화에 의한 자연실업률의 하락으로 파악할 수 없었다. 또한 「경제활동인구조사」의 원자료로부터 패널자료(panel)를 구축하여 노동이동의 관점에서 실업률 추세변화를 분석해 본 결과, 분석기간 동안 '취업유입률'에는 뚜렷한 추세가 존재하지 않는 반면 '실업유입률'은 추세적으로 감소하여 왔음을 발견하였다. 이는 경제성장의 결과 취업유입률이 상승하여 실업률이 하락한다고 주장하는 기존의 성장모형(Aghion·Howitt(1994), Bean·Pissarides(1993))이 한국의 사례를 설명하기에 부적절함을 보이는 증거이다. 마지막으로 본고는 한국 실업률의 하락추세를 산업구조의 안정화에 따른 자연실업률 감소로 설명하는 부문이동가설에 대해 매우 호의적인 실증분석 결과를 얻었다.

핵심주제어: 실업률 추세변화, 실업유입률, 부문이동

경제학문헌연보 주제분류: E0, J6

I. 서 론

1997년 상반기 한국의 실업률은 2.9%로서 미국의 5.3%, 영국의 6.1%, 일본의 3.5% 등 주요 국가들의 실업률에 비해 매우 낮다. 이러한 낮은 失業率은 지난 수십 년간 한국의 실업률이 지속적으로 하락한 결과이기도 하다. 한국의 실업률은 실업통계가 공식적으로 작성되기 시작한 1960년대 초반에 8% 수준

* 본 논문은 서울대학교 경제학부 박사학위 논문 남재량(1997)의 일부를 발전시킨 것입니다. 논문 초고에 조언을 주신 류근관·류재우·박기성·배무기·전성인·조우현 교수님과 본 논문에 대해 유익한 논평을 하여 주신 익명의 심사자들에게 감사드립니다.

** 서울대학교 경제학부

*** 서울대학교 경제학부 교수

이었으나, 이후 꾸준히 하락하여 1996년에는 2.0%에 불과하다. 이러한 失業率의 下落趨勢는 비농가만을 대상으로 할 때 더욱 두드러져 동일기간 동안 비농가 실업률의 하락폭은 무려 14%에 이른다. 이처럼 30년 이상의 기간에 걸쳐 실업률이 지속적으로 하락한 현상은 외국에서 찾아보기 어렵다. 잘 알려져 있듯이 구미 선진국들의 실업률은 오히려 지난 수십 년간 강한 상승추세를 보여 왔으며, 한국과 같이 고속성장을 경험한 일본과 대만의 경우에도 실업률의 하락추세는 나타나지 않았다. 그렇다면 한국의 실업률이 하락추세를 보여 온 이유는 무엇일까?

한국의 실업률이 선진국에 비해 낮은 원인에 대해서는 그간 많은 연구가 있어 왔다.¹⁾ 이에 비해 한국 실업률의 추세변화에 대한 연구는 상대적으로 미미한 것이 사실이다. 이는 많은 학자들이 지난 30년간 한국 경제의 高度成長에 비추어 실업률하락을 당연한 결과로 받아들이고 있기 때문인 듯하다. 고도성장으로 노동수요가 늘어나 실업률이 지속적으로 하락하게 되었다는 것이다. 일견 타당해 보이는 이러한 견해는 이론적·실증적으로 많은 문제점을 가지고 있다. Aghion · Howitt(1994), Bean · Pissarides(1993), Caballero · Hammour(1994) 그리고 Pissarides(1990)에서 볼 수 있듯이 經濟成長과 失業率의 理論的 관계는 명확하지 않다. 특히 Aghion · Howitt(1994)는 신기술이 도입되는 경제성장 초기에는 구기술에 의존하던 기존 기업들이 파산하게 되며, 그 결과 실업률이 증가하는 반면, 경제가 성숙되면 신기술 도입에 따른 직장창출효과가 커지게 되어 실업률이 감소하기 때문에 경제성장과 실업률은 낙타등 모양(hump shape)의 관계가 있음을 주장하고 있다. 또한 經驗的으로 보더라도 한국과 마찬가지로 고도성장을 경험한 대만과 일본의 경우에는 실업률의 지속적인 하락현상이 나타나지 않았다.

이러한 문제의식을 바탕으로 본고는 한국 실업률의 하락추세에 관한 여러 假說을 제시하고 그 타당성을 분석하였다.²⁾ 본고에서 논의된 가설과 분석결과를

1) 이주호 · 김대일(1997)은 실망노동자의 존재를 고려한 한국의 실제 실업률이 통계청에서 발표하는 수치의 2배 정도임을 보이고 있다.

2) 실업률 하락추세에 대한 본 연구는 失業率의 長期變化에 대한 이해를 높인다는 공헌 이외에도 한국 경제의 巨視經濟分析에 있어 많은 파급효과를 가질 수 있다. 예를 들어, 한국 자료를 사용하여 Okun의 법칙이나 Phillips곡선을 추정해 본 연구자라면 실업률의 추세변화를 어떻게 처리해야 할지 한 번쯤 고민한 적이 있을 것이다. 실업률하락추세의 원인을 알 수 있다면 이에 대한 답 또한 얻을 수 있을 것이다.

요약하면 다음과 같다. 첫째 가설은 勞動者의 構成變化로 자연실업률의 변화를 설명하려는 가설이다. 부연하면, 전체 경제활동인구 중에서 실업률이 낮은 집단의 노동자가 차지하는 비중이 분석기간 동안 증가하였고, 실업률이 높은 집단의 비중은 하락하였기 때문에 한국 실업률이 하락추세를 갖게 되었다는 가설이다. 그러나 1970년부터 1992년까지의 「경제활동인구조사」 자료를 사용하여 연령별·성별 노동자집단의 실업률변화를 분석한 결과, 본고는 失業率의 下落現象이 특정 집단에 한정된 것이 아니라, 대부분의 集團에서 共通된 현상임을 발견하였다. 그 결과 노동자의 구성변화로 설명할 수 있는 부분은 실업률의 하락분 중 30% 정도에 지나지 않는 것으로 추정되었다.

둘째, 본고는 「경제활동인구조사」의 원자료로부터 장기간에 걸친 패널자료를 구축하여 실업률의 추세변화를 勞動移動(labor turnover)이라는 동태적 관점에서 분석하였다. 그 결과 분석기간 동안 ‘就業流入率’에는 뚜렷한 추세가 존재하지 않는 반면, ‘失業流入率’은 추세적으로 감소하여 왔음을 발견하였다.³⁾ 이는 한국 실업률의 하락추세가 취업유입률의 상승에 기인한다기보다는 실업유입률의 하락 때문이었음을 알려주는 결과이다. 따라서 경제성장모형을 통하여 한국 실업률의 추세변화를 설명하고자 한다면 경제성장과정에서 失業流入率이 下落하게 된 原因을 규명하는 것이 핵심내용이 되어야 할 것이다. 이런 관점에서 볼 때 실업유입률의 하락보다는 취업유입률의 상승으로 실업률의 하락을 설명하는 Aghion·Howitt(1994), Bean·Pissarides(1993) 등의 성장모형은 한국의 사례를 설명하기에 부적절하다고 생각된다.

마지막으로 본고는 한국 실업률 및 실업유입률의 하락현상이 部門移動假說(sectoral shift hypothesis)로 설명될 수 있는지 살펴보았다. 부문이동가설은 産業構造가 경제발전과 더불어 점차 安定化되면서 노동자의 산업별 이동 또한 줄어들어 자연실업률이 감소하였음을 주장하는 가설이다. Lilien(1982), Neuman·Topel(1987)이 고안한 부문이동 척도(measure)를 사용하여 분석한 결과, 본고는 부문이동가설에 매우 호의적인 결과를 얻었다. 분석기간 동안 韓國의 部門移動 정도는 持續的으로 下落하여 왔으며, 실업률 및 실업유입률의 변화와 통계적으로 밀접한 관계를 가지고 있었다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ절은 앞으로의 논의전개를 위해

3) ‘취업유입률’ 및 ‘실업유입률’의 정의는 제Ⅳ절에서 자세히 논의하기로 하자. 이는 노동부에서 발표하는 입직률·이직률 정의와 약간의 차이가 있음을 미리 밝혀 둔다.

한국 실업률의 추세변화에 관한 몇 가지 전형적인 사실들(stylized facts)을 소개하고 있다. 제Ⅲ절은 실업률 추세변화의 한 원인으로서는 노동자의 구성 변화가 어느 정도 역할을 하였는지 검증한다. 제Ⅳ절은 「경제활동인구조사」의 원자료를 중심으로 1981년 이후 14년간에 걸친 패널자료를 구축한 뒤, 이를 사용하여 노동이동의 관점에서 실업률 추세변화를 분석한다. 제Ⅴ절은 실업률과 이직률의 추세변화를 설명하는 부문이동가설을 제시하고 이를 통계적으로 검증한다. 제Ⅵ절은 본 연구의 결론을 요약하고 있다.

II. 실업률의 추세변화

이 장에서는 앞으로의 논의전개를 위하여 한국 실업률의 추세변화와 관련된 전형적 사실로 어떤 것이 있는지 요약해 보고, 실업률의 장기하락현상을 外國의 예에서도 찾아볼 수 있는지 살펴보기로 하자.

〈그림 1〉은 1963년부터 1996년까지 한국의 경제 전체 및 비농가 실업률의 변화를 보여 주고 있다. 1963년에 8% 수준이던 경제 전체 실업률은 1970년대에는 4% 수준으로, 1990년대 중반에는 다시 2% 수준으로 크게 하락하였다. 이러한 추세는 비농가 실업률에서 더욱 뚜렷이 볼 수 있어 1963년에 16% 수준이었던 비농가 실업률이 1970년대에 7%, 1980년대에 5%, 그리고 1990년대 중반에 2% 수준으로 급격히 하락하고 있다.

이러한 하락추세가 우리만의 경험인지를 보기 위해 〈그림 2〉와 〈그림 3〉에서 미국, 영국, 일본, 대만, 싱가포르, 그리고 홍콩의 실업률추이를 보고 있다. 그림에서 볼 수 있는 바와 같이 미국과 영국의 실업률은 1950년대 이후 오히려 강하게 상승하는 추세를 보인다. 영국의 실업률은 1950년대의 2% 이하 수준에서 80년대 중반에 10% 이상으로 상승하였으며, 미국의 실업률도 1960년대의 5% 이하에서 1980년대에는 8% 수준으로 상승하였다. 반면 한국과 마찬가지로 고속성장을 경험한 일본과 대만의 실업률은 분석기간 동안 명확한 추세 변화 없이 대체로 2% 수준을 유지하고 있다. 이들과 달리 싱가포르와 홍콩의 경우에는 실업률이 하락하는 모습을 보이고 있으나, 홍콩의 경우 분석기간이 짧아 과연 이러한 추이가 지속되어 왔는지 판단하기 어렵고 싱가포르의 경우는 한국에 비해 하락추이가 미약하다.⁴⁾

4) 그림에는 표시하지 않았으나 기타 주요 국가들 - 서독, 프랑스, 이탈리아, 스웨덴, 스페인, 태국, 인도네시아, 말레이시아, 중국 등 - 의 경우에서도 실업률의 하락추세를 볼 수 없었다.

〈표 1〉 노동력 집단별 평균실업률 변화

(단위: %)

구 분		전 체			청소년 노동력 집단(15-24세)			基幹노동력 집단(25-54세)			노년 노동력 집단(55세 이상)		
		전체	남성	여성	전체	남성	여성	전체	남성	여성	전체	남성	여성
경제 전체	70-72년 평균	4.57	5.42	2.87	9.04	11.27	6.51	3.21	4.14	1.25	1.85	1.98	1.61
	90-92년 평균	2.40	2.67	1.94	7.39	9.57	6.08	1.75	2.21	0.92	0.54	0.81	0.18
	하락분	2.16	2.75	0.93	1.64	1.70	0.43	1.45	1.93	0.33	1.31	1.17	1.43
	(하락률)	(47.6)	(50.7)	(32.4)	(18.2)	(15.1)	(6.7)	(45.3)	(46.5)	(26.2)	(70.7)	(59.3)	(88.8)
비 농 가	70-72년 평균	7.47	8.46	5.18	13.90	18.53	9.44	5.35	6.39	2.07	4.46	5.10	2.73
	90-92년 평균	2.73	3.02	2.31	7.38	9.62	6.11	1.96	2.40	1.10	1.60	2.52	0.37
	하락분	4.73	5.44	2.87	6.53	8.92	3.33	3.39	4.00	0.97	2.87	2.58	2.36
	(하락률)	(63.4)	(64.3)	(55.4)	(47.0)	(48.1)	(35.2)	(63.4)	(62.5)	(46.9)	(64.2)	(50.6)	(86.3)

주: 1. 단, 하락분은 % point

2. () 안의 수치는 하락률임.

자료: 한국노동연구원, KLIDB.

〈표 1〉은 전체 노동자를 年齡別로 세 집단으로 구분하고 이들을 다시 性別로 분류하여 각 집단의 실업률변화를 살펴보고 있다. 먼저 경제 전체로 보면 기준 시점인 1970-1972년의 평균실업률은 4.57%이었던 데 비해 비교시점인 1990-1992년의 평균실업률은 2.40%로서 이 기간 동안 2.16% point, 즉 48%의 하락률을 보였다. 기준시점과 비교시점을 특정 연도가 아니라 3년의 기간으로 잡은 것은 특정 연도를 기준으로 할 때 발생할 수 있는 景氣變動의 영향을 줄이고 실업률의 長期變化를 보기 위함이다. 이러한 변화를 性別로 나누어 보면 남성의 실업률은 5.42%에서 2.67%로 약 51% 하락한 반면, 여성의 실업률은 2.87%에서 1.94%로 약 32% 하락하였다. 이처럼 남성 실업률의 하락 정도가 여성에 비해 크고 하락률도 높아 분석기간 동안 남성 실업률의 하락이 경제 전체 실업률 하락을 주도하고 있음을 알 수 있다.

年齡別 실업률을 살펴볼 경우, 靑少年(15-24세)의 실업률은 분석기간 동안에 1.64% point 하락하여 다른 연령집단에 비해 하락폭이 크지만 실업률의 수준이 높아 하락률은 18%로서 오히려 작은 편에 속한다. 이 중 청소년 남성의 실업률은 15%의 하락률을 기록한 반면, 청소년 여성의 실업률은 하락률이 7%에도 미치지 못하고 있다. 청소년집단과 달리 基幹勞動力(primary labor

force; 25-54세) 집단의 실업률은 분석기간 동안 3.21%에서 1.75%로 하락하여(하락률 45%) 하락폭과 하락률 모두가 매우 크다. 특히 基幹男性의 실업률은 4.14%에서 2.21%로 하락하여(하락률 47%) 기간여성 실업률의 하락 정도가 26%에 지나지 않는 것과 크게 대조된다. 老年(55세 이상) 노동력집단의 실업률은 기준시점과 비교시점 모두에서 세 노동력집단 중 가장 낮고, 실업률 하락폭도 1.31% point로 가장 작다. 그러나 이 집단의 실업률 수준이 매우 낮기 때문에, 이를 하락률로 계산하면 71%로서 오히려 다른 집단보다 크게 나타난다. 또한 청소년이나 기간집단과 달리 노년층에서는 여성 실업률의 하락폭과 하락률이 남성의 경우보다 높다. 그러나 노년노동자가 차지하는 비중을 고려할 때, 이들의 실업률변화가 전체 실업률변화에 기여한 정도는 미약했을 것이다.

비록 표로 제시하지는 않겠지만, 연령집단을 5세 단위로 보다 세분하여 분석하여 보아도 위와 유사한 결과를 얻을 수 있다. 즉, 한계적 연령계층인 10대 청소년과 60대 노년 노동력집단을 제외하면 失業率下落은 모든 年齡階層에 공통된 현상이며 특히 男性 노동력집단에서 더욱 두드러진다.

非農家の 경우에도 이 분석결과와 크게 다르지 않으나 실업률하락추세가 경제 전체에 비해 거의 모든 경우에서 훨씬 강하게 나타난다. 그리고 男性, 특히 基幹男性이 실업률변화를 주도한 것도 사실이다. 다만 청소년과 여성 실업률 역시 크게 하락하여 경제 전체에 비해 상대적으로 무시할 수 없는 역할을 하고 있다.⁵⁾

III. 인구구성 변화와 실업률의 추세변화

앞장에서 우리는 한국의 실업률이 지난 30여년간 장기적으로 하락하여 왔음을 보았다. 이 장에서는 그 원인으로 勞動力의 構成變化를 강조하는 假說을 제시하고 이 가설의 타당성을 살펴보자. 이는 분석기간 동안 전체 경제활동인구 중에서 실업률이 서로 다른 노동자집단의 상대적 비중이 변화했기 때문에 한국의 자연실업률이 하락추세를 가지게 되었다는 가설이다. 예를 들어 실업률이 낮

5) 실업률 추세변화가 대부분의 집단에서 공통된 것이라는 이러한 분석결과는 특정 세대의 실업률을 시간흐름에 따라 관찰한 同時出生集團(cohort)의 연령-실업률 구조를 분석하여 보아도 마찬가지로 나타난다. 즉, 분석기간 동안 실업률하락추세는 특정 세대에 한정된 것이 아니라 연령에 관계없이 대부분의 세대에 공통된 현상이다. 이에 대한 자세한 내용은 남재량(1997), pp. 29-33 참조.

은 여성 또는 노년 노동자의 비중이 증가하였거나 실업률이 높은 청소년 노동자의 비중이 하락하였다면, 다른 요인에 변화가 없었더라도 집계 실업률은 하락하게 된다. 특히 전후 出生暴(baby boom) 시기에 태어난 인구가 노동시장으로 진입한 1970년대 후반을 기점으로 한국의 노동력구성은 상당한 변화를 경험하였을 것으로 추측할 수 있다.

그러나 체계적인 분석에 앞서 우리는 이 假說의 妥當性을 의심하지 않을 수 없다. 앞장에서 보인 바와 같이, 분석기간 동안 한국 실업률의 하락은 특정 집단에 국한된 현상이 아니라, 대부분의 집단에 공통된 현상이기 때문에 인구구성 변화만으로 집계 실업률의 하락추세를 설명하기는 힘들 것 같다. 인구구성 변화가 실업률변화에 미친 영향은 구체적으로 다음 방법을 통해 추정할 수 있다.

한 시점에서 전체 노동자(L_t)를 n 개의 집단으로 나눌 경우, 이 개별집단(L_{it} , $i=1, \dots, n$)의 실업률(UR_{it})을 가중평균한 집계 실업률 UR_t 는 다음과 같이 표현된다.

$$UR_t = \sum_{i=1}^n s_{it} UR_{it}. \text{ 단, } s_{it} = \frac{L_{it}}{L_t}. \quad (1)$$

식 (1)을 사용하면 두 시점 간의 실업률변화 ΔUR 은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta UR_t &= UR_t - UR_{t-1} \\ &= \sum_i \Delta s_{it} UR_{it-1} + \sum_i s_{it-1} \Delta UR_{it} + \sum_i \Delta s_{it} \Delta UR_{it}. \end{aligned} \quad (2)$$

단, $UR_{it} = U_{it}/L_{it}$, $s_{it} = L_{it}/L_t$, $\Delta s_{it} = s_{it} - s_{it-1}$, $L_t = \sum_i L_{it}$, $L_t, U_{it} : i$ 집단의 노동자수와 실업자수.

식 (2)의 우변 첫째 항은 각 노동력집단의 실업률이 초기상태로 유지된 상태에서 이 집단의 구성비율(s_{it})만이 변화할 때 전체 실업률이 어느 정도 변화할지를 나타내는 부분이다. 이를 ‘構成效果’라 부르자. 우변 둘째 항은 노동력 구성비율에 변화가 없는 상태에서 순수하게 각 집단의 실업률이 변하여 전체 실업률이 변한 정도를 나타낸다. 이를 ‘失業率變化效果’라 하자. 셋째 항은 시간이 이산적(discrete)이라고 가정하였기 때문에 나타나는 誤差項이다.⁶⁾ 앞서 제기

6) 기준연도와 비교연도 사이에 각 집단의 실업률변화와 구성비율의 변화가 그다지 크지 않으면 이 변화분의 곱인 오차의 크기는 근사적으로 영(0)에 가깝다고 볼 수 있다.

한 가설은 전체 실업률변화 중에서 우변 첫째 항으로 측정되는 구성효과가 큰 비중을 차지하였다는 가설이다.

〈표 2〉는 식 (2)를 이용하여 경제 전체와 비농가 실업률의 변화요인을 분해한 결과이다. 〈표 2〉에서 ‘5세 단위’, ‘10세 단위’로 표시된 부분은 노동자집단을 성별로 나눈 뒤 이를 또 다시 5세와 10세를 단위로 연령을 구분하여 식 (2)에 적용시킨 결과이다.⁷⁾ 기준시점과 비교시점으로는 1970년과 1992년을 선택하였으며, 경기변동이 이 특정 연도에 미치는 영향을 줄이기 위하여 시작과 끝 연도의 앞뒤 3년과 5년간 평균실업률을 사용한 경우의 결과도 〈표 2〉에 함께 제시하였다.⁸⁾ 〈표 2〉에서 볼 수 있듯이 構成效果의 크기는 연령집단을 5세 또는 10세 단위로 구분한 것과 관계없이 경제 전체 실업률변화의 약 40%, 비농가 실업률 변화의 약 30%를 설명하고 있다. 이에 반하여 失業率變化效果는 경제 전체 실업률변화의 약 55%, 비농가 실업률변화의 약 80%를 설명하는 것으로 나타났다.

이상의 결과는 노동자구성의 변화가 실업률하락에 미친 효과를 무시할 수는

〈표 2〉 실업률 분해결과

(단위: % point)

구 분			실업률 변 화	실 업 률 분 해		
				구성효과	실업률변화효과	오 차
경 제 전 체	5세 단위	연도기준	-2.08	-0.85(41.1)	-0.89(42.9)	-0.33(16.0)
		3년 평균	-2.17	-0.87(40.4)	-1.11(51.4)	-0.18(8.2)
		5년 평균	-1.90	-0.81(42.4)	-0.95(49.7)	-0.15(7.9)
	10세 단위	연도기준	-2.08	-0.86(41.0)	-1.18(56.9)	-0.04(2.0)
		3년 평균	-2.17	-0.85(39.4)	-1.34(61.6)	0.02(-1.0)
		5년 평균	-1.90	-0.78(41.0)	-1.11(58.3)	-0.01(0.7)
비 농 가	5세 단위	연도기준	-4.76	-1.55(32.5)	-3.73(78.3)	0.51(-10.8)
		3년 평균	-4.72	-1.47(31.1)	-3.81(80.7)	0.56(-11.8)
		5년 평균	-4.33	-1.31(30.3)	-3.47(80.0)	0.45(-10.3)
	10세 단위	연도기준	-4.76	-1.47(30.9)	-3.94(82.8)	0.65(-13.7)
		3년 평균	-4.72	-1.38(29.1)	-3.98(84.3)	0.63(-13.4)
		5년 평균	-4.33	-1.26(29.2)	-3.60(83.1)	0.53(-12.3)

주: 괄호 안은 실업률변화에 대한 백분율(%)임.

자료: 한국노동연구원, KLIDB.

7) 전자의 경우 개별집단수는 20개이며 후자의 경우는 10개이다.

8) 〈표 2〉에서 ‘연도기준’으로 표시된 부분이 1970년과 1992년을 각각 기준시점과 비교시점으로 사용한 경우의 결과이며, ‘3년 평균’, ‘5년 평균’으로 표시된 부분은 각각 이 시점의 앞뒤 3년과 5년의 실업률을 이동평균하여 사용한 결과이다.

없으나 제한적인 것임을 시사한다. 따라서 집계 실업률이 하락한 주된 원인을 밝히기 위해서는 분석기간 동안 각 집단의 실업률이 하락한 이유를 이해하여야 할 것이다.

한편 〈표 2〉는 기준시점과 비교시점만을 비교분석한 결과이기 때문에 분석기간 동안 構成效果의 상대적 중요성이 時期別로 차이가 있는지에 대하여는 아무런 정보를 주지 못한다. 한국은 전후 出産붐 시기에 태어난 인구가 노동시장으로 진입한 1970년대 후반을 기점으로 노동력의 구성에 상당한 변화를 경험한 바 있다. 따라서 이 시기를 중심으로 앞에서 추정한 構成效果에 어떠한 變化가 있었는지를 확인하는 것은 의미 있는 일일 것이다. 이를 보기 위하여 새로운 변수 $DCUR_t$ 를 식 (3)과 같이 정의하여 보자.

$$DCUR_t = UR_t - \sum_i \Delta s_{it}^{1970} UR_{i1970}. \quad (3)$$

여기서 Δs_{it}^{1970} 은 1970년과 t 년 사이에 발생한 i 집단노동자의 비중변화를 나타낸다. 따라서 식 (3)의 우변 둘째 항은 이 두 시점 간 구성효과 크기를 나타내며, $DCUR_t$ 는 t 기의 실업률 UR_t 에서 구성효과를 제거한 실업률이다. 식 (3)에서 t 를 1970년부터 1992년까지 1년 단위로 변화시키면서 $DCUR_t$ 를 계산한 후, 이를 UR_t 와 하나의 그래프로 그려 보면 양자의 차이로 추정되는 구성효과 크기가 시기별로 어떻게 변화하였는지를 알 수 있다. 〈그림 4〉와 〈그림 5〉는 각각 경제 전체와 비농가에 대해 UR_t 와 $DCUR_t$ 를 그린 결과이다.⁹⁾

그림에서 볼 수 있듯이 1980년 이전에 미미하였던 構成效果가 1980년대 들어 크게 나타나기 시작하였다. 1990년대 들어서는 그 효과가 더욱 두드러져 구성효과에 의한 실업률하락이 경제 전체로는 1% point, 그리고 비농가에서는 2% point에 이른다. 이로부터 우리는 〈표 2〉에서 추정한 구성효과가 분석기간 동안 지속적으로 나타난 것이 아니라 1980년 이후 집중적으로 진척된 것임을 알 수 있다. 이는 전후 出産붐 세대가 노동시장으로 진입한 1970년대 후반 이후 韓國 勞動力의 構造가 급격히 변화하였음을 보여주는 결과이기도 하다.

9) 이는 노동자를 연령(5세 단위)과 성을 기준으로 20개 집단으로 구분하였을 때의 결과이다.

IV. 유량분석(flow analysis)

저량변수(stock)인 실업률은 노동자들이 취업, 실업 그리고 비경제활동 상태를 이동하는 과정에서 결정되는 동태적인 성격 또한 가지고 있다. 이 장에서는 지난 20여년간 한국 실업률의 변화를 勞動移動(labor turnover)의 관점에서 분석함으로써 失業과 動態的인 측면에서 관련된 전형적인 사실들(stylized facts)을 찾아보기로 하자. 노동이동의 관점에서 실업률을 분석하는 이유는 이러한 분석이 실업률 하락추세의 원인에 대해 시사하는 바가 클 것이기 때문이다. 예를 들어 저량변수인 실업률하락은 流量側面에서 볼 때, '就業流入率(job finding rate)'의 上昇, 또는 '失業流入率'(job separation rate)의 下落이라는 서로 다른 노동이동현상으로 나타날 수 있다. 이 중 한국의 실업률하락이 어떠한 요인에 의한 것인지를 이해하는 것은 失業率 趨勢變化의 原因이 무엇인지를 밝히는 데 중요한 시금석이 될 것이다.

그간 한국의 실업에 대한 연구는 대부분 유량분석이 아니라 저량분석에 집중되어 왔다. 이는 무엇보다도 유량분석에 필요한 資料의 制約 때문일 것이다. 노동이동의 관점에서 실업률을 분석하기 위해서는 노동력 상태간의 이동을 볼 수 있는 패널자료(panel data)가 필요하나, 한국 노동시장에 대한 패널자료는 그 범위와 분석기간이 극히 제한적이다. 이로 인해 유량분석을 시도한 몇 안 되는 기존 연구도 극히 단기간의 노동이동에 대한 분석에 그치고 있다.¹⁰⁾ 본 연구는 이러한 한계를 극복하기 위하여 「경제활동인구조사」의 원자료를 사용하여 長期間에 걸쳐 連結된 時系列로써 패널자료를 構築하고 이를 분석에 사용하고 있다.

「경제활동인구조사」는 「인구주택총조사(센서스)」를 기초로 추출된 標本을 평균적으로 5년 동안 계속하여 觀察하기 때문에 패널화가 가능하다. 「경제활동

10) 한국을 대상으로 한 유량분석은 柳在雨·裴茂基(1984)에 의해 처음으로 시도되었다. 이들은 본 연구와 마찬가지로 「경제활동인구조사」 결과가 수록된 원자료를 사용하여 분석하였다. 그러나 이들의 분석은 1983년 4월과 5월 사이의 勞動移動에 국한되어 있다. 한편 魚秀鳳(1992, 1993)은 본 연구와 달리 「고용구조특별조사」 자료를 사용하여 한국의 노동시장 및 실업에 대해 분석하고 있으나, 표본점이 4개에 불과하여 長期的인 趨勢變化를 살펴보기에는 부족한 면이 있다. 이선外(1988)는 1986년에 실시된 「고용구조특별조사」 자료 중 서울시 표본만 사용하여 유희노동력의 실태에 대해 분석하였다. 또한 조우현(1996)은 대우경제연구소의 「한국가구패널조사」를 사용하여 유희인력의 규모를 측정하고 그 특성을 분석한 바 있다.

인구조사」는 1962년 이후 계속하여 실시되고 있으며, 1982년 7월 이전에는 분기별로 실시되다가 그 이후부터는 조사가 월별로 확충되었다. 그러나 안타깝게도 1980년 이전에 조사된 원자료는 통계청에 보관되어 있지 않아 패널자료의 구축은 1981년 이후로 한정할 수밖에 없었다. 또한 비용상의 문제로 본고는 1981-1982년의 3-4사분기의 자료와 1983년 이후 각 연도의 7-12월 자료만을 패널화하였다.¹¹⁾ 상반기 자료를 포함한 패널자료의 구축은 앞으로 시급한 연구과제라 하겠다. 한편 본고에서 구축한 패널자료가 1981년 이후로만 한정되어 있어서 1970년대에 대한 분석이 불가능하므로 이 장의 후반부에서는 보조 자료를 사용하여 유량분석을 1970년대로 까지 확장하고 있다.

유량분석을 위해 〈표 3〉과 같은 행렬을 생각해 보자. 〈표 3〉에서 첫번째 열(column)과 첫번째 행은 각각 전기($t-1$ 시점)와 금기(t 시점)의 노동력상태를 나타낸다. 취업상태를 E , 실업상태를 U 로 나타내고 비경제활동상태는 N 으로 표시할 때 일정 기간, 예를 들면 한 달 동안 발생한 노동자의 상태변화는 〈표 3〉과 같은 9개 원소를 갖는 Markov移行確率행렬로 나타낼 수 있다.

행렬의 각 원소는 대문자와 소문자 두 가지로 표기되어 있다. 대문자로 표기된 원소는 $t-1$ 시점의 특정 노동력상태에서 t 시점의 특정 상태로 이동한 사람수를 나타내고, 소문자는 이들을 각각 원래상태($t-1$ 시점)의 사람수로 나눈 것이다. 따라서 소문자로 나타낸 원소는 $t-1$ 시점에서 t 시점의 상태로 이행할 확률을 나타낸다.

「경제활동인구조사」의 원자료를 사용하여 패널자료를 구축하고 이로부터

〈표 3〉 Markov이행확률행렬

$(t-1) \backslash t$	E_t	U_t	N_t
E_{t-1}	$EE(ee)$	$EU(eu)$	$EN(en)$
U_{t-1}	$UE(ue)$	$UU(uu)$	$UN(un)$
N_{t-1}	$NE(ne)$	$NU(nu)$	$NN(nn)$

11) 1982년 7월부터 월별조사가 실시되었음에도 불구하고, 1982년의 경우 통계청에 실제 보관되어 있는 자료는 분기별 자료뿐이었다. 또한 분석의 대상으로 각 연도의 하반기 자료를 사용한 것은 11월의 실업률이 연평균 실업률과 가장 유사한 것으로 알려져 있기 때문이다. 하반기 자료가 1년 평균값을 대표할 수 있는가에 관하여는 남재량(1997), p. 54, 주 20을 참조.

〈표 3〉의 이행확률을 계산하는 과정은 다음과 같다. 먼저 자료에 수록되어 있는 각 개인의 조사구번호, 구역, 거처, 가구원번호 그리고 출생년월 일을 확인하여 이를 개인의 ID로 삼는다.¹²⁾ 이 개인별 ID를 이웃하는 두 시점 끼리 비교하면 동일한 ID를 갖는 개인을 식별(identification)해 낼 수 있다.¹³⁾ 다음으로 대응이 이루어진 개인을 대상으로 이들의 노동력상태를 추적하여 Markov 행렬에 대문자로 표기된 상태별 이행자수를 구한다. 이들을 각각 먼저 상태, 즉 $t-1$ 시점에 있었던 개인의 총수로 나누면 총 9개의 이행확률을 얻을 수 있다. 이렇게 구해진 월별 이행확률을 평균하여 당해 연도의 이행확률로 삼았으며, 추정된 평균 이행확률을 부록의 〈부표 1〉에 경제 전체와 비농가로 나누어 제시하였다.¹⁴⁾

추정된 이행확률로부터 노동시장의 동태적 특성을 요약해서 살펴보기 위해 다음과 같이 ‘失業流入率(job separation rate, α)’와 ‘就業流入率(job finding rate, β)’를 정의하여 보자.

$$\alpha = eu + (en) \cdot (1 - P_{ne}). \quad (4)$$

$$\beta = ue + (un) \cdot (P_{ne}). \quad (5)$$

$$\text{단, } P_{ne} = \frac{ne}{ne + nu}.$$

失業流入率 α 는 취업자가 실업자로 될 확률을 의미하며, 이는 취업자가 취업 상태에서 실업상태로 직접 이행할 확률 eu 와 취업상태에서 비경제활동상태로 이행하였다가 경제활동상태로 재진입하였으나, 성공적이지 못하여 실업상태에 있게 되는 간접적인 이행확률 $(en) \cdot (1 - P_{ne})$ 의 합으로 표시되어 있다. 앞으로의 논의를 위해 전자를 直接移動, 후자를 間接移動이라고 부르기로 하자.

12) 단, 1983년과 1984년의 9월 및 12월 자료에는 개인의 생년월일이 손상 또는 누락되어 있어서 생년월일 대신 성과 연령을 개인별 ID에 포함시켰다. 그러나 생년월일을 제외한 ID만으로도 거의 정확한 대응이 가능하였기에 자료의 연결에 문제가 없었다.

13) 양 기간에 걸쳐 식별되어 패널화가 가능하였던 표본은 분석기간 전체에서 평균적으로 전체 표본의 91.71%나 된다.

14) 1981, 1982년은 월별 자료가 없고 분기별 자료만이 존재한다. 본고는 이러한 분기별 자료로부터 월별 이행확률을 추정하여 1982년 이후 자료와 연결시켰다. 보다 자세한 방법은 남재량(1997), pp.91-93을 참조.

한편 就業流入率 β 는 실업자가 취업자로 될 확률을 의미하며, 이는 실업자가 실업상태에서 취업상태로 직접 이행할 확률 ue 와 비경제활동인구로의 이행을 거쳐 취업상태로 진입할 간접 이행확률 $(un) \cdot (Pne)$ 의 합으로 구성된다.

만일 정상상태(stationary state)를 가정하면 실업률은 실업유입률과 취업유입률의 명시적인 함수인 $\alpha/(\alpha+\beta)$ 로 결정된다.¹⁵⁾ 그러나 본고의 분석은 정상상태를 가정하고 있지 않기 때문에 실업률을 두 확률만의 명시적인 함수로 도출하기는 어렵다. 하지만 정상상태가 아니더라도 실업률은 실업유입률 α 와 陽(+)의 관계를, 취업유입률 β 와 陰(-)의 관계를 가질 것임을 쉽게 짐작할 수 있다. 따라서 지난 30여 년간 한국 실업률의 하락추세는 실업유입률의 감소, 취업유입률의 상승, 또는 양자의 결합으로 나타날 것이다. 이 중 어느 요인이 가장 중요한 역할을 하였는지를 본고에서 구축한 패널자료를 사용하여 살펴보기로 하자.

〈그림 6〉과 〈표 4〉는 패널자료로부터 추정한 失業流入率의 推移를 경제 전체와 비농가로 나누어 보여 주고 있다. 〈그림 6〉에서 보는 바와 같이 실업유입률은 1981년 이후 뚜렷한 下落趨勢를 보이고 있다. 보다 구체적으로 경제전체의 월평균 실업유입률은 1981-1982년의 1.29%에서 1993-1994년의 0.62%로 52%나(0.67% point) 하락하였고, 비농가에서는 1.39%에서 0.64%로 54% (0.75% point) 하락하였다.¹⁶⁾ 또한 〈그림 7〉과 〈그림 8〉은 실업유입률을, 앞에서 설명한 바 있듯이, 비경제활동상태의 경유 여부를 기준삼아 직접 이동에 의한 부분과 간접이동에 의한 부분으로 나누어 보고 있다. 그림에서 보는 바와 같이 경제 전체와 비농가의 경우 모두 直接移動에 의한 부분은 뚜렷한 下落趨勢를 보이고 있는 반면, 間接移動에 의한 부분에서는 하락추세를 찾아보기 어렵다. 이로부터 우리는 실업유입률의 하락추세가 주로 취업상태로부터 비경제활동상태를 거치지 않고 곧장 실업상태로 이동한 직접이동의 하락에 의한 것임을 알 수 있다.

〈그림 9〉와 〈표 5〉는 就業流入率에 대한 추정결과를 보여 주고 있다. 표와

15) 자세한 것은 Marston(1976) 참조.

16) 「고용구조특별조사」 자료를 사용한 경우에도 유사한 결과를 얻을 수 있다. 이 자료로부터 추정한 실업유입률은 1983년 1.76%, 1986년 1.52%, 1989년 1.03%로 하락하고 있다. 추정된 실업유입률이 「경제활동인구조사」를 사용한 경우에 비해 높게 나타나는 것은 「경제활동인구조사」는 1개월을 단위로 한 것이나 「고용구조특별조사」는 1년을 단위로 하고 있기 때문이다.

〈표 4〉 실업유입률과 개별 이행확률

(단위: %)

구 분		실업유입률	<i>eu</i>	<i>en</i>	<i>Pne</i>	<i>ne</i>	<i>nu</i>
경제 전체	1981-1982 평균	1.29	0.77	6.93	0.93	5.43	0.40
	1993-1994 평균	0.62	0.37	2.38	0.89	2.59	0.30
비 농 가	1981-1982 평균	1.39	1.05	3.33	0.89	4.07	0.46
	1993-1994 평균	0.64	0.43	1.80	0.89	2.47	0.32

주: *Pne*는 확률

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 원자료.

그림에서 볼 수 있는 바와 같이 취업유입률은 실업유입률과 달리, 추세변화 없이 景氣變動에 따라 浮沈을 거듭하고 있다. 이러한 결과는 취업유입률을 直接移動에 의한 부분과 間接移動에 의한 부분으로 나누어 보아도 변하지 않는다. 〈그림 10〉과 〈그림 11〉에 나타난 바와 같이 실업상태에서 취업상태로 직접 이동한 부분뿐만 아니라, 비경제활동상태를 경유하여 취업상태로 이동한 간접 이동 부분 모두 뚜렷한 추세변화를 보이지 않는다.¹⁷⁾

실업률의 추세변화를 노동이동의 관점에서 접근한 이상의 분석결과는 韓國失業率의 下落趨勢가 취업유입률의 상승에 기인한다기보다는 失業流入率의 下落 때문이었음을 알려 준다. 실업유입률의 하락이 실업률의 하락추세를 어느 정도 설명할 수 있는지는 다음과 같은 간단한 模擬實驗(simulation)을 통해서도 확인할 수 있다. 실업유입자수를 A 라고 하고, 취업유입자수를 B 라고 표기할 때 t 기의 실업자 수 U_t 는 다음과 같이 표현된다.

$$U_t = U_{t-1} + A_t - B_t. \quad (6)$$

〈표 5〉 취업유입률과 개별 이행확률

(단위: %)

구 분		취업유입률	<i>ue</i>	<i>un</i>	<i>Pne</i>	<i>ne</i>	<i>nu</i>
경제 전체	1981-1982 평균	29.89	25.13	6.78	0.93	5.43	0.40
	1993-1994 평균	26.16	21.88	4.78	0.89	2.59	0.30
비 농 가	1981-1982 평균	29.21	24.49	6.44	0.89	4.07	0.46
	1993-1994 평균	26.34	22.01	4.89	0.89	2.47	0.32

주: *Pne*는 확률

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 원자료.

17) 이러한 결과는 「고용구조특별조사」에서도 유사하게 나타난다. 이 조사자료를 사용하여 계산한 취업유입률은 1983년에 65.2%, 1986년에 66.9%, 1989년에 69.8%, 그리고 1992년에 68.5%이다.

Markov이행확률을 나타냈던 <표 3>의 정의와 결합하면 식 (6)의 A 와 B 는 다음 식과 같이 쓸 수 있다.¹⁸⁾

$$A = EU + EN \cdot (1 - P_{ne}). \quad (7)$$

$$B = UE + UN \cdot (P_{ne}). \quad (8)$$

식 (6)의 양변을 금기의 노동력 크기인 L_t 로 나누어 정리하면 식 (9)와 같이 t 기의 실업률 UR_t 를 실업유입률 α_t 와 취업유입률 β_t 의 함수로 표시할 수 있다.

$$UR_t = \frac{L_{t-1}}{L_t} \cdot [UR_{t-1} + \alpha_t \cdot (1 - UR_{t-1}) - \beta_t \cdot UR_{t-1}]. \quad (9)$$

실업유입률 α_t 의 변화가 실업률의 하락추세를 어느 정도 설명할 수 있는지를 보기 위하여, 우리는 식 (9)에서 β_t 가 고정된 채 α_t 만이 변할 때 실업률이 어떻게 변화하는지 살펴보고자 한다. 즉, 就業流入率은 분석기간의 평균값에 固定시켜 놓고 失業流入率만 실제 t 기의 관측값대로 變化시키면서 식 (9)를 통해 가상의 실업률을 계산한 후 이를 실제 실업률과 비교함으로써 실업유입률이 실업률에 미치는 영향을 평가할 수 있다. 이 결과가 <그림 12>에 제시되어 있다. <그림 12>에서 보는 바와 같이 模擬實驗을 통해 얻은 가상의 실업률과 실제 실업률 간에는 큰 차이가 없으며, 양자 모두 뚜렷한 下落趨勢를 보이고 있다. 양자의 상관계수도 경제 전체에서는 0.94, 비농가에서는 0.99로 매우 높다. 이로부터 우리는 분석기간 동안 한국 실업률의 하락추세가 주로 실업유입률의 하락 때문이었으며 취업유입률의 변화와는 거의 무관하다는 결론을 얻을 수 있다.

「경제활동인구조사」 원자료를 패널화하여 사용한 이 장의 분석은 자료의 제약 때문에 1981년 이후로 한정될 수밖에 없었다. 그렇다면 취업유입률은 하락추세를 보이지 않는 반면, 실업유입률은 지속적으로 하락하여 왔다는 앞의 결과는 1970년대에도 妥當한 사실인가? 비록 정확한 답은 되지 못하더라도 이 질

18) 매기 식 (7)과 (8)의 관계가 성립하므로 시간을 나타내는 하첨자 t 는 생략하기로 하자.

문에 대한 간접적인 답은 1970년 이후 현재까지 집계되어 온 「매월노동통계조사」의 '離職率' 자료를 사용하여 구할 수 있다. 이직률은 매월 이직자수를 전월 말 근로자수로 나눈 비율이라는 점에서는 실업유입률과 동일하나 離職者의 定義에서 차이가 있다.¹⁹⁾ 양자 모두 비경제활동상태를 거치지 않고 취업상태에서 실업상태로 직접 이동한 노동자는 전부 이직자에 포함시키고 있다. 다만 이직률의 정의에서는 취업상태로부터 비경제활동상태로 이동한 모든 노동자를 이직자로 취급하는 반면, 실업유입률의 정의에서는 이 중 경제활동상태로 재진입하였으나 취업을 하지 못한 사람만을 포함시키고 있다. 또한 이직률은 동일 기업체 내의 다른 사업체로 전출한 노동자 역시 이직자로 취급한다는 점에서 정의상의 차이가 있다.

그러나 이러한 차이에도 불구하고 1981년 이후 실제 자료를 비교하여 보면 양자의 움직임이 매우 유사함을 확인할 수 있다. 이는 앞에서 밝힌 바와 같이 失業流入率과 離職率이 주로 비경제활동상태를 경유하지 않고 취업상태로부터 실업상태로 直接移動한 노동자에 의해 결정되기 때문이다. 보다 구체적으로 1981년부터 1994년까지 실업유입률과 이직률은 절대적인 수준에서만 차이가 있을 뿐 長期趨勢와 短期變動이 매우 유사하여 양자의 상관계수는 0.90으로 매우 높다. 이러한 사실에 근거하여 본고는 「매월노동통계조사」에서 구한 이직률이 1970년대 동안에 어떻게 변화하였는지를 살펴봄으로써 이 기간 동안 실업유입률의 변화를 추측하고자 한다.

〈그림 13〉은 1970년부터 1994년까지 이직률과 실업률의 움직임을 보여 주고 있다. 그림에서 보는 바와 같이 1970년대 초반 추세적으로 감소하던 이직률은 1970년 중반 이후 경기저점인 1980년까지 상승하는 모습을 나타낸다. 이는 실업률의 움직임과 매우 유사한 형태로서 실업률변화가 이직률, 따라서 실업유입률에 의해 주도되었음을 보여주는 또 다른 증거라 생각된다. 분석기간 동안 이직률과 경제 전체 및 비농가 실업률 간의 상관계수는 각각 0.66, 0.68로 나타났다. 이상의 결과로부터 우리는 1970년대까지 분석을 擴張하더라도 韓國 失業率의 下落趨勢는 失業流入率(이직률)의 下落에 크게 의존하고 있다고 결론지을 수 있다.

많은 연구자들이 한국 실업률 하락추세의 주원인으로 高速成長으로 인한 노

19) 실업유입률은 가구조사로부터, 그리고 이직률은 사업체조사로부터 얻어진다는 점에서도 차이가 있다. 보다 자세한 것은 남재량(1997), pp. 80-84 참조.

동수요 증가를 들고 있다. 또한 Aghion · Howitt(1994), Bean · Pissarides (1993) 등의 성장모형에서도 경제성장률이 높아지면 취업유입률이 증가하여 실업률이 감소할 수 있다. 만약 이러한 직관이 옳다면 분석기간 동안 한국은 실업유입률의 감소보다는 오히려 취업유입률의 증가를 경험하였을 것이다. 그러나 이러한 예측과는 반대로 한국의 경우 실업유입률의 하락이 실업률 하락을 주도하였다는 사실은 앞으로 한국 실업률 하락추세의 원인을 밝히는 데 중요한 시사점을 가진다. 經濟成長이 한국 실업률하락의 주요 요인임을 주장하기 위해서는 무엇보다도 경제성장과정에서 失業流入率이 下落하게 된 原因을 규명하는 것이 핵심내용이 되어야 한다.

V. 부문이동가설과 실업률하락

이 장에서는 部門移動假說(sectoral shift hypothesis)을 사용하여 한국의 실업유입률 및 실업률이 하락한 현상을 설명할 수 있는지 살펴보기로 하자. 韓國의 產業構造는 경제발전 과정을 거치면서 급속히 變化하였다. 농업위주였던 산업구조는 제조업, 건설업 및 서비스업 중심으로 전환되었으며 제조업 내에서도 경공업 중심구조가 조선·자동차·전자산업 등의 중공업 중심구조로 변화하였다. 산업구조의 급격한 변화는 勞動者의 產業間 移動을 수반하게 되고, 이 과정에서 離職이 증가하여 자연실업률이 상승한다. 그러나 경제발전의 초기단계를 지나 산업구조가 점차 안정되면 노동자의 산업 간 이동이 줄어들어 자연실업률이 감소한다. 본고의 부문이동가설은 韓國經濟가 成熟되면서 勞動者의 產業間 移動이 減少하였기 때문에 자연실업률이 下落趨勢를 갖게 되었다고 주장하는 가설이다.²⁰⁾

부문이동가설의 타당성을 검증하기 위해서는 우선 부문이동의 정도를 측정하는 尺度가 있어야 한다. 본고는 Lilien(1982)이 제시한 척도와 이를 개선한

20) 부문이동가설은 Lilien(1982)에 의해 본격적으로 소개되었다. 그러나 Lilien(1982)의 연구는 失業率의 短期景氣變動이 總需要變化에 의한 것인가 또는 相對需要變化로 인한 자연실업률 변화에 의한 것인가를 밝히는데 분석의 초점을 두었다. 반면 본 연구는 失業率의 長期趨勢變化를 설명하기 위해 Lillien의 부문이동가설을 사용하고 있다. 이는 Lilien의 부문이동가설을 長期에 적용한 것에 해당한다. 미국 및 일본의 장기실업률변화를 설명하기 위해 Murphy · Topel(1987), Nishikawa(1989) 등이 이미 이러한 시도를 한 바 있다(Nishikawa(1989)의 연구는 Yoshikawa(1995)의 연구에 인용된 것을 재인용한 것임).

Neuman・Topel(1991)척도를 사용하여 부문이동 정도를 측정하려 한다. Lilien척도는 산업별 고용성장률의 편차를 부문이동 척도로 사용하고 있으며, 산업별 고용성장률이 전산업 고용성장률에서 크게 벗어날수록 부문이동 정도가 크게 나타난다. Neuman・Topel척도는 총수요의 변화가 단기적으로 고용변동에 영향을 줄 수 있어도 장기적으로는 아무런 영향도 주지 못한다는 가정에 입각하여 Lilien척도에서 단기 고용변화분을 제거하고 장기변화 부분만을 측정하고자 고안되었다. Lilien(1982) 또는 Neuman・Topel(1991)과 같이 실업을 경기변동의 원인이 총수요변화인지 아니면 상대수요변화인지를 밝히는 것이 연구의 목적이라면 Lilien척도보다는 Neuman・Topel척도가 이론적으로 진일보한 척도라 할 수 있다. 그러나 본고의 목적은 부문이동의 발생원인을 밝히는 데 있기보다는 部門間 勞動移動의 정도가 과연 지난 30여년간 長期적으로 下落하여 왔는가를 보려는 것이므로, 노동이동의 발생원인에 관계없이 노동자의 부문간 이동 정도를 측정한 Lilien척도가 오히려 본고의 연구목적에 보다 적합하다고 생각된다. 따라서 본고에서는 Lilien척도를 중심으로 논의를 진행하되 Neuman・Topel척도는 Lilien척도와의 비교분석을 위해 사용할 예정이다.²¹⁾

한국 경제의 부문이동 정도를 측정하기 위해 본고는 「매월노동통계조사」와 「경제활동인구조사」 자료를 사용하였다. 두 자료를 사용한 이유는 부문이동을 측정하는 데 이들이 각기 장·단점을 가지고 있기 때문이다. 「매월노동통계조사」는 産業을 3 digit으로 자세히 分類하고 있어 부문이동을 측정하는 데 적합하나 조사대상이 10인 이상 非農業 사업체로 제한되어 있다는 한계가 있다. 10인 이상의 사업체만 조사대상에 포함되므로 소규모 기업 근로자의 부문이동을 파악할 수 없고, 또 비농업 사업체만 대상으로 조사되므로 농업에서 비농업으로의 부문이동을 측정하지 못한다는 단점이 있다. 이에 반하여 「경제활동인구조사」는 가구조사의 특성상 産業分類는 자세하지 않으나 (1 digit분류) 農業部門을 포함하고 있고 조사대상에 제한이 없다는 장점이 있다.

본고는 기본적으로 산업을 3 digit으로 세분류한 「매월노동통계조사」를 사용하여 부문이동을 측정하되, 한국의 경우 農業部門으로부터 非農業部門으로의 移動을 무시할 수 없으므로 「경제활동인구조사」 자료를 보조자료로 사용하여 「매월노동통계조사」 자료에 농업부문을 추가하는 방법을 택하였다. 이 과정을

21) 두 척도의 보다 정확한 정의 및 장·단점에 관해서는 남재량(1997), 4장 참조.

구체적으로 설명하면 다음과 같다. 먼저 「경제활동인구조사」 결과를 사용하여 농림어업 부문 취업자수와 비농림어업 부문 취업자수의 비율을 구한 뒤, 이 비율을 「매월노동통계조사」의 비농업 근로자수에 곱하면 농림어업부문 종사자수에 대한 추정치를 얻을 수 있다. 우리는 이 추정치를 「매월노동통계조사」상의 농림어업 부문 근로자수로 생각하고, 이를 3 digit으로 분류된 다른 산업 근로자수와 동등하게 취급하여 농업부문을 포함한 국민경제 전체의 부문이동 정도를 측정하였다. 이렇게 측정한 결과를 설명의 편의를 위해 '부문이동 I'이라고 부르기로 하자. 또한 본고는 '부문이동 I'과의 비교를 위하여 산업분류는 세분되어 있지 않지만, 원자료에 농업부문을 포함하고 있는 「경제활동인구조사」 자료만 사용하여 부문이동의 정도를 측정하여 보았다. 이렇게 측정한 결과를 '부문이동 II'라고 부르자.

〈그림 14〉는 '부문이동 I' 방식으로 구한 Lilien척도와 Neuman・Topel척도를 보여 주고 있다.²²⁾ 그림에서 볼 수 있듯이 두 尺度 모두 분석기간 동안 뚜렷한 下落趨勢를 보인다. 1970년 9% 수준이었던 Lilien척도는 1990년 2% 수준에 이르기까지 크게 하락하였다. 특히 부문이동의 하락추세는 1970년대 중반 이후 급격히 나타나는데, 이러한 특징은 Neuman・Topel의 척도에서도 마찬가지이다. 이는 産業構造의 安定化에 따라 勞動者의 産業間 移動이 趨勢적으로 減少하여 왔음을 주장하는 부문이동가설을 뒷받침해 주는 결과로 볼 수 있다.

〈그림 15〉는 「경제활동인구조사」 자료만 사용하여 얻은 부문이동 척도이다. 〈그림 14〉와는 달리 이 경우 Lilien척도와 Neuman・Topel척도는 다소 다른 모습을 보여 주고 있다. Lilien척도는 앞서서와 같이 강한 하락추세를 보이고 있는 반면, Neuman・Topel척도는 1970년대 초 급격히 하락하다가 중반까지 상승하는 특이한 모습을 보이고 있어서 분명한 하락추세가 존재한다고 보기 어려운 측면이 있다.²³⁾ 이는 Neuman・Topel방법이 Lilien방법에 비해 특정 산업의 구성변화에 민감하게 반응하기 때문에 발생한 결과라 생각된다. 두

22) Neuman・Topel척도를 사용하여 측정한 부문이동 시계열이 Lilien척도보다 짧은 것은 Lilien척도와 달리 Neuman・Topel척도는 당해 연도의 앞뒤 4년간 자료가 고용분포제 산에 사용되기 때문이다.

23) 1970년대 초반, 보다 구체적으로 1972-74년의 기간은 제1차 원유파동과 8·3조치로 알려진 긴급경제조치가 있었던 시기이다. 이로 인해 이 기간동안 서비스산업의 고용비중은 추세와 달리 하락하고 농림업의 고용비중은 추세와 달리 상승하는 현상이 나타났다. 이 중

척도가 서로 다른 모습을 보이기 때문에 〈그림 15〉로부터 부문이동가설의 타당성에 대한 일치된 결론을 내리기는 힘들다. 다만 본고의 목적에 보다 적합한 척도가 Lilien척도임을 생각할 때 〈그림 15〉도 부문이동가설에 호의적인 결과라고 해석할 수 있을 듯하다.

이상에서 우리는 部門移動 尺度를 통해 1970년대 이후 노동자의 산업간 이동이 감소하여왔음을 보았다. 또한 분석기간 동안 부문이동 척도는 失業流入率(이직률) 및 失業率과 매우 유사하게 움직인 것으로 나타났다.²³⁾ ‘부문이동 I’ 방식으로 측정한 Lilien척도와 실업유입률의 상관계수는 0.76에 달하며 실업률(비농가)과의 상관계수도 0.78을 넘고 있다. 이러한 관계는 ‘부문이동 II’에서도 마찬가지로 나타난다. 높은 상관관계가 인과관계를 의미하는 것은 아니지만, 이러한 결과는 部門移動의 變化가 失業流入率 및 失業率의 長期下落趨勢의 原因임을 주장하는 부문이동가설에 매우 호의적인 결과임에는 틀림없다.²⁴⁾

부문이동가설의 타당성을 검증하는 또 다른 방법으로 우리는 부문이동 척도와 실업률 또는 실업유입률 간의 共積分關係(cointegration relationship)를 살펴볼 수 있다. 부문이동가설이 주장하는 대로 실업률 및 실업유입률의 장기적인 하락추세가 부문이동 정도의 지속적인 하락에 기인한 것이라면 비록 양자 간의 단기관계는 불안정하더라도 長期的으로는 安定的인 均衡關係가 존재해야 한

후자는 Lilien척도와 Neuman・Top척도 모두에서 부문이동의 정도를 낮추는 힘이 되나, 전자는 Lilien척도의 크기를 상승시키는 반면 Neuman・Top척도의 크기를 하락시키는 힘이 된다. 따라서 두 힘이 서로 상쇄되는 방향으로 작용하는 Lilien척도는 이 기간동안 단지 약간 정도로만 변화하고 있으나, 두 힘이 같은 방향으로 작용하는 Neuman・Top척도는 크게 하락하였다가 다시 상승하는 모습을 보이고 있다.

24) 입직률의 움직임도 부문이동가설에서 예측하는 바와 일치한다.

25) 부문이동가설에 의하면 노동의 산업 간 이동이 감소할 경우 부족률(vacancy rate) 역시 하락하여야 하나, 한국의 부족률은 1980년대 이후 추세적으로 상승하고 있다는 지적이 있다. 이는 부문이동가설의 타당성에 대한 부정적인 증거일 수 있다. 그러나 이러한 지적은 확정적인 사실이 아닐 수도 있다. 첫째, 한국의 부족률 자료는 10인 이상 비농사업체의 상용근로자만 대상으로 매년 3월에만 실시하는 조사로부터 얻어지므로 이를 경제 전체를 대상으로 분기자료를 사용하여 구한 본고의 부문이동 자료와 직접 비교해서는 안 된다. 둘째, 부족률과 비교가능한 형태로 한국의 부문이동 정도를 다시 측정한 결과도 본고의 부문이동가설에 부정적이지 않다. 표본이 부족하여 결과에 의미를 부여하기는 어려우나 Lilien척도는, Neuman・Top척도와 달리, 총수요로 오염되어 있을 수 있다는 결과를 얻었다. 그런데 본문에서 언급한 바와 같이 오히려 Lilien척도가 본고에 보다 적합한 척도일 수 있다. 총수요충격에 의한 것이든 상대수요충격에 의한 것이든 한국의 실업유입률, 즉 실업률의 하락을 설명할 수 있으면 충분하다. 그 뿐만 아니라 Abraham・Katz(1986)의 비판에서 벗어나 있는 것으로 볼 수 있는 Neuman・Top척도로 경제 전체를 대상으로 측정한 부문이동에서 하락추세가 나타난다.

다. <표 6>은 식 (10)과 식 (11)을 사용하여 부문이동 척도와 이직률, 실업률 간의 공적분관계를 검정한 결과이다.²⁵⁾

$$SEPR_t = \alpha_s + \beta_s SS_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$UR_t = \alpha_u + \beta_u SS_t + u_t \quad (11)$$

여기서 $SEPR$ 은 이직률을, SS 는 부문이동 척도를, 그리고 UR 은 실업률

<표 6> 공적분검정 결과

검정방법 및 종속변수		(가) 부문이동 I		(나) 부문이동 II			
		(a) 확정추세 배 제	(b) 확정추세 존 재	(a) 확정추세 배제		(b) 확정추세 존재	
		SS(Lilien)	SS(Lilien)	SS(Lilien)	SS(NT)	SS(Lilien)	SS(NT)
VAT	이직률	0.64* (7.81)	2.80* (9.49)	0.28* (7.81)	0.35* (7.81)	1.95* (9.49)	1.49* (9.49)
	실업률	1.22* (7.81)	0.96* (9.49)	0.61* (7.81)	5.83* (7.81)	0.24* (9.49)	0.99* (9.49)
Johansen	이직률	15.86 (19.96)	7.28 (15.41)	8.66 (19.96)	21.20* (19.96)	4.69 (15.41)	20.83* (15.41)
	실업률	14.31 (19.96)	6.02 (15.41)	13.49 (19.96)	21.42* (19.96)	9.60 (15.41)	19.43* (15.41)

주: 1) (a)의 '확정추세 배제'는 자료상에 확정적 선형추세가 존재하지 않는다고 가정하는 경우이고, (b)의 '확정추세 존재'는 이의 존재를 가정하는 것임.

2) SS(Lilien)과 SS(NT)는 각각 Lilien과 Neuman · Topel 척도를 사용하여 부문이동을 측정한 것임.

3) () 안의 수치는 5% 임계치이며 * 표시는 공적분관계가 5% 수준에서 유의하게 존재함을 나타냄. 즉, VAT의 경우에는 공적분이 존재한다는 귀무가설이 5% 유의수준에서 기각되지 않음을 나타내고, Johansen의 경우는 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설이 5% 유의수준에서 기각됨을 나타냄.

26) 失業流入率 대신 離職率 자료를 사용한 것은 실업유입률 자료는 1981년 이후에만 존재하기 때문이다. 앞장에서 설명한 바와 같이 1981년 이후 실업유입률과 이직률은 매우 유사한 움직임을 보이고 있기 때문에, 共積分檢定에는 1970년부터 자료가 존재하는 이직률을 실업유입률의 代用變數로 사용하였다. 또한 공적분검정은 검정대상 時系列이 不安定(nonstationary) 시계열임을 전제로 하고 있으므로, 본고는 Augmented Dickey-Fuller 방법과 Phillips-Perron 방법으로 부문이동 척도, 실업률, 이직률에 대해 單位根檢定을 실시하였다. 별도의 표로 제시하지 않았으나 검정결과 분석대상 시계열들이 불안정적이라는 가설을 기각하기 어려웠다.

(비농가)을 나타낸다.

공적분검정은 Park(1990)이 제시한 變數追加檢定(variable addition test: VAT)方法和 Johansen(1991)이 제시한 方法을 모두 사용하여 그 결과를 비교하여 보았다. 표의 상단이 Park의 변수추가검정 결과이며 표의 하단이 Johansen검정 결과이다. 먼저 변수추가검정(VAT)방법에 의해 공적분관계를 검정해 보면 부문이동 척도의 선택에 관계없이 이직률과 부문이동, 실업률과 부문이동 간에 共積分關係가 存在한다는 귀무가설을 5% 유의 수준에서 모두 기각할 수 없었다. 반면 Johansen의 方法을 사용한 경우에는 이와 다른 결과가 나타났다. Neuman · Topel척도를 사용한 결과를 제외하고는 공적분관계가 존재하지 않는다는 Johansen의 귀무가설을 5% 유의수준하에서 기각할 수 없었다. 즉, 변수추가검정방법은 실업률과 부문이동, 이직률과 부문이동 간에 장기균형관계가 존재함을 시사하는 반면, Johansen방법은 이와 달리 복합적인 결과를 보여 주고 있다. 이와 같이 검정방법에 따라 결과에 차이가 나는 까닭은 20년 정도의 분기별 관측치를 가지고 asymptotic theory에 근거한 공적분검정 方法을 적용하였기 때문이라 생각된다. 이로부터 우리는 보다 長期間에 걸친 時系列 資料가 존재하지 않는 한 엄밀한 통계적 方法을 통해 부문이동가설의 타당성을 검정하는 데 한계가 있음을 알 수 있다. 당분간 부문이동가설의 타당성에 대한 판단은 앞에서 보인 바 있는 부문이동 척도와 실업률 또는 실업유입률의 높은 상관관계에 어느 정도 비중을 두어 해석할 것이냐에 따라 개인적으로 다소의 차이가 날 수 있을 것이다.

VI. 결 론

본고는 韓國 失業率에 관련된 전형적인 사실들(stylized facts)을 정리하고 특히 지난 30여 년간 韓國의 失業率이 持續적으로 下落한 原因에 대한 여러 가지 假說의 타당성을 檢證하여 보았다. 본고의 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 한국의 실업률은 1960년대 초반 이후 1990년대 중반까지 長期間에 걸쳐 持續적으로 下落하였는데, 이는 구미 선진국에서뿐만 아니라 한국과 마찬가지로 고도성장을 경험한 일본이나 대만에서도 찾아보기 어려운 현상이다.

둘째, 이러한 실업률의 하락현상은 특정 집단에 한정된 것이 아니라 大部分의

연령별·성별 노동력集團에서 共通적으로 나타난다. 따라서 실업률이 서로 다른 집단의 노동자비중이 변하여 한국의 실업률이 하락하였다는 가설은 크게 타당하지 않은 것으로 생각된다. 본고의 분석결과에 따르면 勞動者의 構成變化는 실업률변화의 30% 정도를 설명하고 있다. 이는 인구구성의 변화가 실업률하락에 미친 효과를 무시할 수는 없으나 제한적인 것임을 시사한다.

셋째, 본고는 韓國 失業率의 下落趨勢가 취업유입률의 상승에 기인한다기보다는 失業流入率의 下落 때문이었음을 발견하였다. 이는 한국의 실업률이 하락한 이유를 高度成長 과정에서 노동수요가 증가하였기 때문이라고 간단히 생각하는 많은 연구자들에게 경종을 울리는 결과라 생각된다. 만일 이러한 직관이 사실이라면 분석기간 중 한국은 실업유입률의 하락보다는 오히려 취업유입률의 상승을 경험하였을 것이다. 그러나 이러한 예측과는 반대로 실업유입률의 하락이 실업률하락을 주도하였다는 사실은 한국 실업률이 하락한 이유가 무엇인지 밝히는데 중요한 시사점을 가진다. 한국의 사례를 설명하기 위해서는 무엇보다도 경제성장 과정에서 실업유입률이 하락하게 된 원인을 규명하는 것이 핵심내용이 되어야 할 것이다. 이러한 관점에서 볼 때 經濟成長과 失業率 간의 관계를 취업유입률 증가의 관점에서 접근하고 있는 기존 연구(Aghion·Howitt, 1994; Bean·Pissarides, 1993)를 한국의 경우에 직접 적용하기는 힘들 듯하다.²⁷⁾

넷째, 본고는 한국의 실업률 및 실업유입률이 하락한 현상을 部門移動假說(sectoral shift hypothesis)로 설명할 수 있는지 살펴보았다. 부문이동가설이란 產業構造가 경제발전과 더불어 점차 安定化되면서 勞動者의 產業間 移動 또한 줄어들어 自然失業率이 減少하였음을 주장하는 가설이다. Lilien(1982), Neuman·Topel(1987)이 고안한 부문이동 척도(measure)를 구축하여 분석한 결과, 본고는 부문이동가설에 매우 호의적인 결과를 얻었다. 분석기간 동안 韓國의 部門移動 정도는 持續적으로 下落하여 왔으며 실업유입률(이직률) 및 실업률변화와 매우 높은 상관관계를 보여 주었다. 다만 부문이동가설의 타당성을 共積分檢定 방법을 사용하여 보다 엄밀하게 검정하려는 본고의 시도는 일관된 답을 얻지 못하였다.

이러한 분석과정에서 본고는 「경제활동인구조사」의 원자료를 사용하여

27) 단, 본고는 균제상태를 상정하지 않고 있으나 이들 연구는 균제상태를 상정하고 있다는 점에서 차이가 있다.

1981년부터 1994년까지 연결된 시계열로 패널자료를 구축하였다. 그간 한국의 노동시장에 대한 기존의 패널자료는 그 범위와 분석기간이 극히 제한적이었기에 이를 사용하였던 기존 연구도 극히 단기간의 노동이동만을 분석하는데 그칠 수밖에 없었다. 本稿에서 構築한 패널자료와 함께 한국 실업률에 대한 본고의 實證分析 結果가 앞으로 한국 실업률의 하락추이에 대한 보다 명확한 원인을 밝히는 데 基礎資料로 사용되기를 바란다.

參 考 文 獻

1. 남재량, “우리 나라의 失業率 趨勢變化에 關한 研究,” 서울대학교 박사학위 논문, 1997.8.
2. 노동부, 『매월노동통계조사보고서』, 노동부, 각 연월호.
3. _____, 『고용계열보정결과자료(Ⅰ), (Ⅱ)』, 노동부, 1991.
4. 柳在雨·裴茂基, “韓國의 勞動市場 플로우와 失業,” 『노동경제논집』, 1984.10.
5. 魚秀鳳, 『韓國의 勞動移動』, 한국노동연구원, 1992.12.
6. _____, 『韓國의 失業構造와 新人力政策』, 한국노동연구원, 1993.12.
7. 이선·윤석천·신영수·이동임, 『유휴노동력의 실태와 고용정책과제』, 연구보고서 88-7, 한국직업훈련관리공단 직업훈련연구소, 1988.12.
8. 李周浩·金大日, 『勞使關係 改革과 勞動市場 變化』, 한국개발연구원, 1997. 10.
9. 조우현, 『유휴인력 활용 및 노동시장 효율성 제고를 위한 정책연구』, 한국경제전략연구원, 1996.1.
10. 통계청, 『경제활동인구연보』, 각 연도.
11. _____, 『지난 30年間 雇傭事情의 變化 -經濟活動人口調査 30年-』, 1994.12.
12. _____, 『고용구조특별조사보고서』, 각 연도.
13. 한국노동연구원, KLIDB
14. 日本統計協會, 『日本長期統計總覽(Historical Statistics of Japan)』, 日本統計協會(Japan Statistical Association) 第1卷(Volume 1).
15. Abraham, Katherine and Lawrence Katz, “Cyclical Unemployment : Sectoral Shifts or Aggregate Disturbances?,” *Journal of Political Economy* XCIV, June 1986, pp. 507-52.
16. Aghion, Phillipe and Peter Howitt, “Growth and Unemployment,” *Review of Economic Studies*, 61, 1994, pp. 477-494.
17. Bean, C. and Pissarides, C. “Unemployment, Consumption and Growth,” *European Economic Review*, 37, 1993, pp. 837-854.

18. Caballero, R. J. and M. L. Hammour, "On the Timing and Efficiency of Creative Destruction," *NBER Working Paper* No. 4768, 1994.
19. Census Statistics Department, *Hong Kong Annual Digest of Statistics*, Hong Kong.
20. Department of Statistics, *Yearbook of Statistics, Singapore*, Singapore, 1989, 1992.
21. ILO, *Yearbook of Labor Statistics*, International Labor Office, Geneva.
22. Johansen, Soren, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Vector Autoregressive Models," *Econometrica* 59, 1991, pp. 1551-1580.
23. Lilien, David, "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment," *Journal of Political Economy* XC, August 1982, pp. 777-793.
24. Marston, Stephen T., "Employment Instability and High Unemployment Rate," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1976, pp. 169-203.
25. Mitchell, B. R., *International Historical Statistics, The Americas, 1750-1988*, 2nd ed., Stockton Press.
26. Murphy, Kevin M. and Robert H. Topel, "The Evolution of Unemployment in the United States, 1968-1985," *NBER Macroeconomics Annual* II, 1987, pp. 7-58.
27. Neuman, George R. and Robert H. Topel, "Employment Risk, Diversification and Unemployment," *Quarterly Journal of Economics* 106, 1991, pp. 1341-1365.
28. Nishikawa, M., "Sectoral Shifts and Unemployment in Japan," Ph. D. dissertation, University of Hawaii, 1989.
29. Park, Joon Y., "Testing for Unit Roots and Cointegration by Variable Addition," in G. F. Rhodes, and T.B. Fomby ed., *Advances in Econometrics*, Greenwich: JAI Press, 1990.
30. Pissarides, C. A., *Equilibrium Unemployment Theory*, Oxford: Basil

Blackwell, 1990.

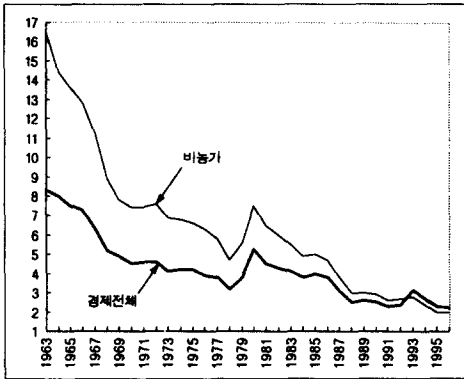
31. UN, *Statistical Yearbook*, United Nations, Department for Economic and Social Information and Policy Analysis, Statistical Division, New York, Each Year.
32. _____, *Statistical Yearbook for Asia and the Pacific*, Economic and Social Commission for Asia and the Pacific, Bangkok Thailand.
33. Yoshikawa, Hiroshi, *Macroeconomics and the Japanese Economy*, Oxford University Press, 1995.

〈부표 1〉 이행확률

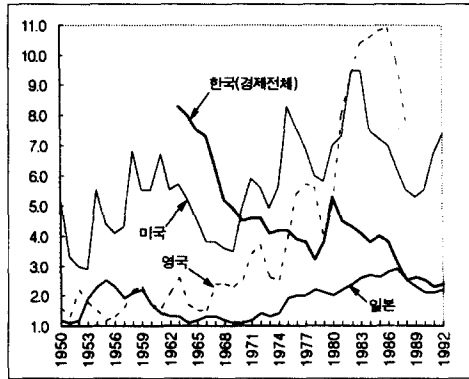
구 분	<i>ee</i>	<i>eu</i>	<i>en</i>	<i>ue</i>	<i>uu</i>	<i>un</i>	<i>ne</i>	<i>nu</i>	<i>nn</i>	<i>Pne</i>	
경 제 전 체	1981	0.7928	0.0118	0.1954	0.3584	0.5186	0.1230	0.0440	0.0040	0.9520	0.9166
	1982	0.8142	0.0151	0.1707	0.4167	0.5083	0.0750	0.0540	0.0061	0.9399	0.8987
	1983	0.9337	0.0081	0.0582	0.2746	0.6532	0.0722	0.0515	0.0032	0.9452	0.9409
	1984	0.9273	0.0077	0.0651	0.2818	0.6073	0.1109	0.0601	0.0047	0.9352	0.9281
	1985	0.9370	0.0075	0.0555	0.2411	0.6961	0.0628	0.0475	0.0037	0.9489	0.9285
	1986	0.9468	0.0064	0.0468	0.2455	0.6861	0.0683	0.0429	0.0031	0.9540	0.9331
	1987	0.9456	0.0051	0.0493	0.2926	0.6276	0.0797	0.0496	0.0031	0.9474	0.9414
	1988	0.9436	0.0047	0.0518	0.2726	0.5976	0.1298	0.0518	0.0046	0.9436	0.9183
	1989	0.9539	0.0044	0.0417	0.2933	0.6316	0.0750	0.0414	0.0037	0.9549	0.9183
	1990	0.9594	0.0052	0.0354	0.2945	0.5783	0.1272	0.0337	0.0052	0.9611	0.8666
	1991	0.9623	0.0039	0.0338	0.2546	0.6337	0.1117	0.0348	0.0050	0.9602	0.8745
	1992	0.9652	0.0037	0.0311	0.2227	0.6976	0.0797	0.0292	0.0051	0.9657	0.8503
	1993	0.9729	0.0040	0.0231	0.2113	0.7419	0.0467	0.0268	0.0031	0.9701	0.8961
	1994	0.9721	0.0034	0.0245	0.2263	0.7248	0.0488	0.0250	0.0030	0.9721	0.8931
비 농 가	1981	0.9308	0.0170	0.0522	0.3546	0.5305	0.1149	0.0392	0.0044	0.9564	0.8989
	1982	0.9255	0.0221	0.0524	0.4137	0.5111	0.0752	0.0528	0.0070	0.9402	0.8825
	1983	0.9560	0.0115	0.0325	0.2732	0.6546	0.0723	0.0404	0.0039	0.9557	0.9127
	1984	0.9486	0.0104	0.0410	0.2818	0.6075	0.1108	0.0477	0.0052	0.9470	0.9009
	1985	0.9584	0.0098	0.0318	0.2426	0.6935	0.0640	0.0373	0.0041	0.9586	0.9005
	1986	0.9629	0.0084	0.0287	0.2451	0.6859	0.0691	0.0348	0.0035	0.9617	0.9085
	1987	0.9593	0.0065	0.0342	0.2879	0.6312	0.0809	0.0421	0.0034	0.9545	0.9257
	1988	0.9602	0.0060	0.0338	0.2690	0.6009	0.1301	0.0460	0.0051	0.9488	0.8996
	1989	0.9649	0.0057	0.0294	0.2961	0.6305	0.0734	0.0358	0.0040	0.9602	0.8999
	1990	0.9699	0.0063	0.0238	0.2960	0.5758	0.1282	0.0303	0.0056	0.9641	0.8443
	1991	0.9718	0.0047	0.0235	0.2535	0.6359	0.1106	0.0307	0.0052	0.9640	0.8544
	1992	0.9746	0.0044	0.0210	0.2245	0.6958	0.0797	0.0257	0.0053	0.9690	0.8290
	1993	0.9770	0.0047	0.0183	0.2146	0.7370	0.0484	0.0256	0.0032	0.9711	0.8875
	1994	0.9784	0.0040	0.0177	0.2255	0.7250	0.0494	0.0239	0.0031	0.9731	0.8858

단, 1981년과 1982년은 분기별 이행확률이고, 1983년 이후는 월별 이행확률의 평균임.

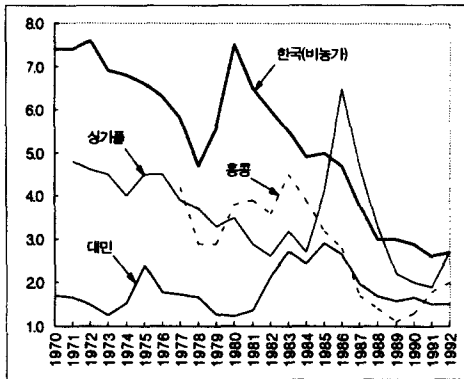
〈그림 1〉 한국의 실업률 추이



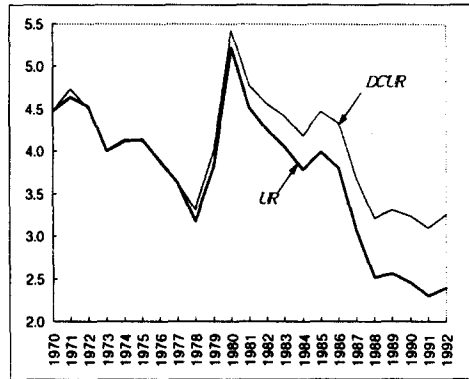
〈그림 2〉 선진국 실업률과 비교



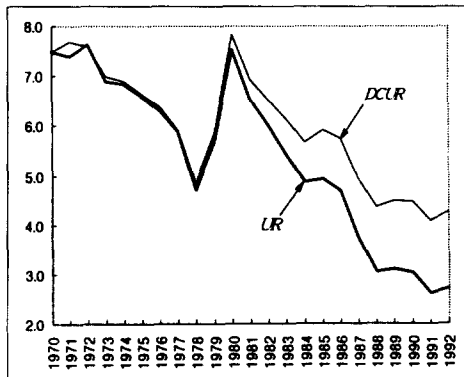
〈그림 3〉 신흥공업국 실업률과 비교



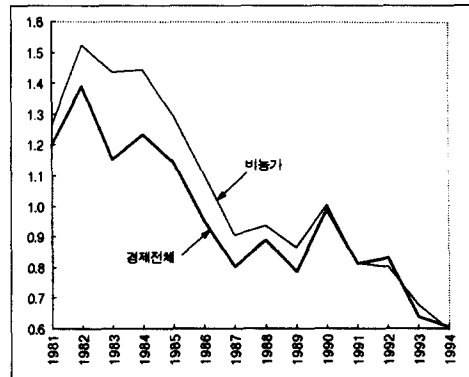
〈그림 4〉 구성효과(경제전체)



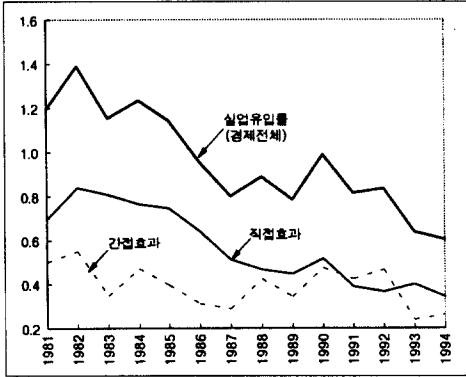
〈그림 5〉 구성효과(비농가)



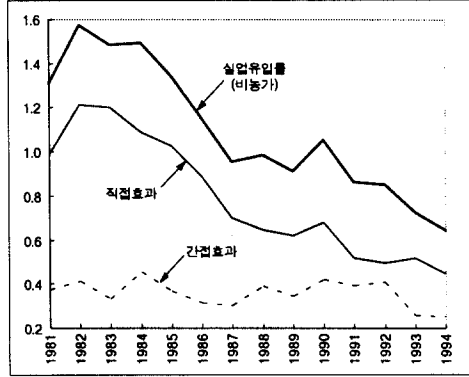
〈그림 6〉 실업유입률



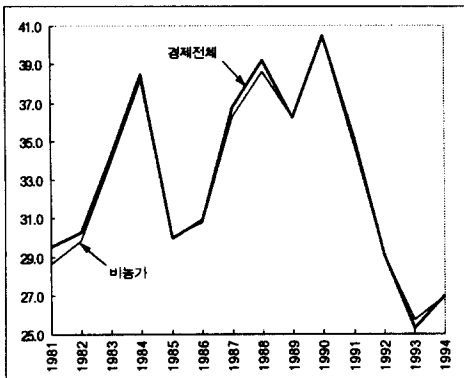
〈그림 7〉 실업유입률
(직·간접이동, 경제전체)



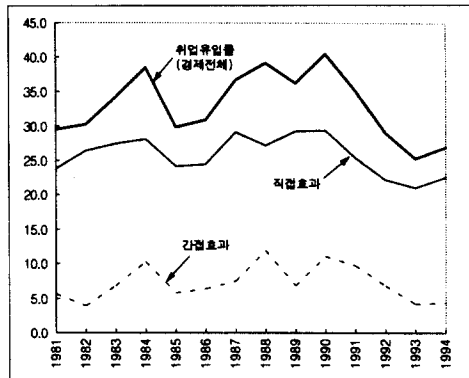
〈그림 8〉 실업유입률
(직·간접이동, 비농가)



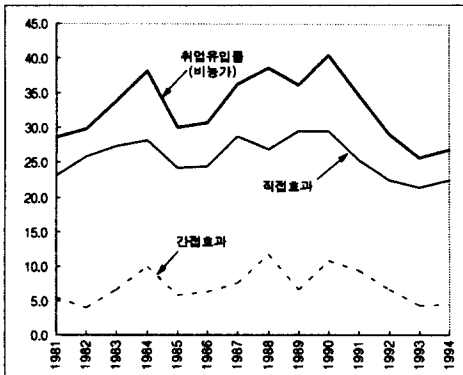
〈그림 9〉 취업유입률



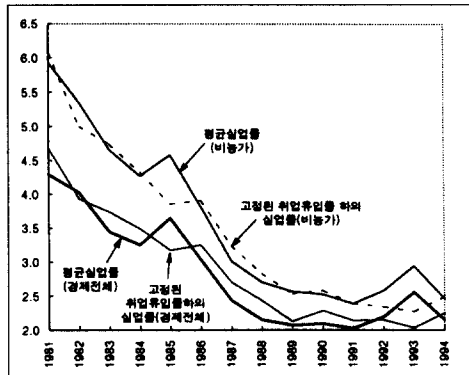
〈그림 10〉 취업유입률
(직·간접이동, 경제전체)



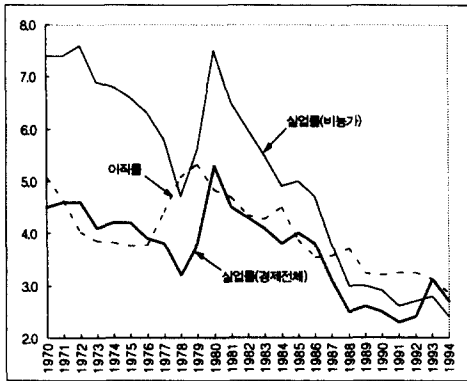
〈그림 11〉 취업유입률
(직·간접이동, 비농가)



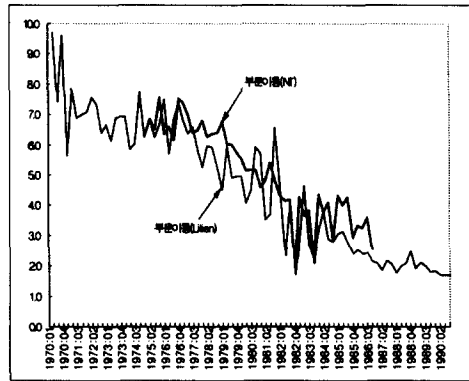
〈그림 12〉 모의실험 결과



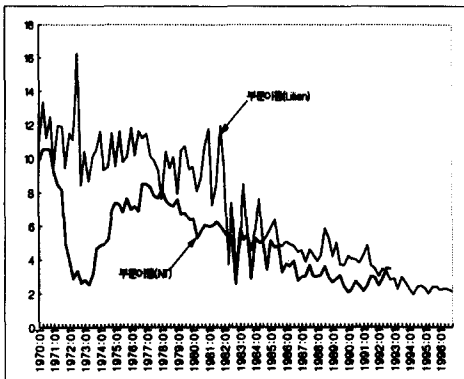
〈그림 13〉 이직률과 실업률



〈그림 14〉 부문이동 I



〈그림 15〉 부문이동 II



〈그림 16〉 부문이동과 실업유입률

