

외환위기 전후의 노동시장 불안정성에 대한 연구

금재호* · 조준모**

본 연구는, 한국노동패널 1·2차 자료를 이용하여, 외환위기 전후 한국 노동시장의 불안정성 (Instability) 정도와 그 변화를 측정한다. 한국과 미국의 노동시장 불안정성 정도를 비교분석하기 위해, 미국 노동시장의 불안정성(Instability)을 계측하려는 논문들과 가능한 동일한 방법으로 한국노동패널자료를 재구성하였다. 실증 분석결과 1995~1999년의 한국 노동시장의 4년 직장유지율(retention rate)은 미국 80~90년대의 최저치를 하회하는 매우 낮은 수준으로 나타나서, 한국 노동시장의 불안정성이 상대적으로 심각함을 알 수 있었다. 한국 노동시장에서 보이는 독특한 양태는, 근속기간이 증가해 감에 따라, 4년 직장유지율이 점증하다가, 9년 이상 15년 미만의 근속기간을 정점으로 다시 하락하는 역U자 모양을 따른다는 점이다. 1995~1997년과 1997~1999년의 두 상이한 기간을 대상으로 2년 직장유지율의 변화를 살펴본 결과, 외환위기 영향이 거의 모든 계층에서 나타났다. 특히 장기근속자일수록, 비정규직일수록, 고연령층일수록, 마지막으로 생산직과 서비스·판매직에서 2년 직장유지율이 큰 폭으로 하락한 것으로 나타나, 외환위기 이후 한국 노동시장 불안정성이 특정 계층을 중심으로 더욱 심화되었음을 알 수 있었다.

*. 한국노동연구원 연구위원, minhyung@kli.re.kr

**.. 숭실대학교 교수, 경제학, roycho@hananet.net

제2회 한국노동패널 학술대회에서 세심한 토론을 하여주신 서울대학교의 김대일교수, 논문의 개선점을 지적하여 주신 방송통신대학교의 박덕제교수, 연구자료를 제공하여 주신 한국노동연구원의 전병유박사 세분께 감사의 뜻을 전한다.

외환위기 전후의 노동시장 불안정성에 대한 연구

1. 서론

외환위기 이후 노동시장의 불안정성(Instability)에 대한 근로자들의 인식이 확산되어왔다. 특히 비정규직·여성·중고령 근로자 계층의 경우 외환위기 이전에 비하여 노동시장 불안정성이 높아진 것으로 인식되곤 한다.

그러나 이러한 근로자의 인식에도 불구하고 노동시장 불안정성에 대한 개념과 측정방법은 1990년대 초반까지는 객관적으로 일관되게 제시되지 못한다. 가령 Gottschalk and Moffitt(1994)는 노동시장 불안정성을 근로시간의 불안정성으로 측정하였고, Farber(1993)와 Boisjoly *et. al.*(1994)은 일시해고나 공장폐쇄건수로 측정하였다. 또한 Belous(1989)와 Abraham(1992)은 파트타임이나 비상용직 근로자수를 통하여 노동시장불안정성을 살펴보고자 시도하였다. 그러다가 1997년에 들어 비로소 Diebold *et. al.*에 의해 CPS (Current Population Survey)상의 설문항목인 “현재의 사용자나 직업을 위하여 얼마동안 종사해 왔는가?”에 기초한 노동시장 불안정성의 개념이 정립되게 되며,¹⁾ 그 측정방법도 ‘근로자가 직장을 유지할 확률’을 나타내는 직장유지율(job retention rate)에 의해 측정된다.

외환위기 이후 많은 국내연구자들이 노동시장 불안정성의 정도와 변화, 그리고 그 원인에 대한 연구의 필요성을 인식하고는 있었지만²⁾ 사용가능한 패널자료의 부재로 인해 실증분석이 시도되지 못하였다. 본 고에서는 한국노동패널연구의 1차·2차년도 자료를 이용하여 1990년대 중반 이후 우리나라 노동시장 불안정성(instability)의 정도와 변화를 측정하며, 미국과의 비교를 통하여 우리나라 불안정성의 상대적 크기를 평가하고자 한다.

노동시장 불안정성은 경기, 제도, 기술적 요인 등 다양한 경제환경의 변화에 의해 영향을 받을 것이다.³⁾ 따라서

- 1) 추후 직장유지율을 이용한 노동시장 불안정성(Instability) 측정에 관한 연구들은 해고를 자발적인 해고와 비자발적인 해고로 나누어 비자발적 해고만으로 야기된 불안정성을 ‘노동시장 불안정성(Insecurity)’으로 새롭게 정의하고 이를 측정하기 위한 연구로 발전되게 된다. 이러한 방향의 최초 연구는 Gottschalk and Moffitt(1999)를 들 수 있다. 본고에서는 일차적인 연구로 한국노동시장 불안정성(Instability) 측정에 초점을 맞추고자 한다. 제2회 한국노동패널 학술대회에서 토론을 하여주신 김대일교수는 ‘근로자가 직장을 유지할 가능성’을 나타내는 노동불안정성 정도보다는 ‘근로자가 얼마나 실질 위협에 노출되어 있는가’를 나타내는 노동시장 불안정성(Insecurity) 정도가 외환위기의 충격을 더 직접적으로 반영할 수 있다고 제안하였다. 필자들도 이러한 지적에 전적으로 동감하면서도 본고에서는 일차적으로 노동시장불안정성에 초점을 맞추고 노동시장불안정성에 대한 연구는 추후의 과제로 남겨두고자 한다.
- 2) 최근 몇몇 연구들은 외환위기 이후의 노동시장 변화에 주목하고 있다. 가령 이병희(2000)는 「경제활동인구조사」를 패널화하여 실업구조의 변화를 분석하였다. 그의 연구에 의하면 경제위기 이후 실업을 경유하는 노동이동이 크게 증가하고 있을 뿐만 아니라, 실업경험자의 3분의 1은 2회 이상 실업상태를 되풀이하는 반복실업을 경험하고 있으며, 이러한 반복실업 경험자는 장기실업을 겪고 있다고 밝혔다. 또한 류재우·김재홍(2000)은 근래의 상용직 비중 감소는 실업이나 비경황에 있던 사람들이 취업시 상용근로자가 될 확률이 줄어든 것이 중요한 요인이라고 제안한다. 98·99년도의 한국노동패널을 이용한 류기철(2000)의 분석은 비자발적으로 비정규직 또는 자영업에 취업한 근로자가 전직을 통해 정규직 일자리로 옮기기 어려워 졌다는 실증분석결과를 제시하여 외환위기 이후 우리나라 노동시장의 ‘단절성 강화’를 추론케 한다. 남재량·김태기(2000)는 한국의 비정규직은 미국과 달리 한번 빠지면 헤어내기 어려운 함정이 대부분으로 가교로서의 기능은 무시할 수 있을 정도로 미약하다고 결론내리고 있다. 비정규직의 함정론에 대해 금재호(2000)도 비정규직을 시작하지 5년이 넘어도 근로자의 70% 정도는 비정규직을 벗어나지 못한다는 사실을 한국노동패널데이터에서 발견하고 비정규직 함정의 존재 가능성을 시사하고 있다.
- 3) 노동시장의 불안정성이 증가하는 원인으로 크게 세가지를 들 수 있다. 첫 번째는 노동시장에 장기적이고 점진적인 영향을 미치는 기술적 요인을 들 수 있다. 두 번째 원인은 제도적 변화이다. 외환위기에 적극적으로 대처하기 위해 사용자의 고용조정에 대한 제한을 완화하고 이를 통하여 노동시장 유연화를 달성하자는 취지 하에 이루어진 다양한 법제도의 변화들도

노동시장 불안정성의 국가간 비교는 신중을 기해야 한다. 더욱이 노동시장 불안정성의 요인분석에 관한 정교한 연구는 자료계약으로 인하여 연구의 어려움이 많다. 그나마 패널이 장기간 축적되어온 미국은 이러한 요인변화를 간접적으로나마 추정하려는 연구들이 가능하나, 완전한 패널정보가 2년 밖에 안되는 한국의 실정에서 이러한 요인분석 작업은 매우 어렵고 또한 자의성을 배제할 수 없다.

이런 연유로 본고에서는 노동시장 불안정성의 요인을 추론하기보다 외환위기 전후 노동시장 불안정성의 변화를 살펴보고 어떤 계층이 불안정성 변화에 더 노출되었는에 본고의 초점을 맞추려고 한다. 또한 외환위기 동안 한국이 경험한 불안정성 정도가 미국의 1980~90년대와 어느 정도인지를 상호 비교해 보고자 한다.⁴⁾

연구방법으로는 미국 노동시장의 불안정성을 계측하고자 시도된 Jaeger and Stevens(1999), Neumark *et al.*(1999), Bernhardt *et al.*(1999)의 방법론을 가능한 그대로 따르도록 한다. Jaeger and Stevens(1999)는 미국 CPS 데이터와 PSID(Panel Study of Income Dynamics) 데이터를 이용하여 '1년 이하 근속자'와 '10년 미만 근속자'의 비중이 어떻게 변화하였는지 살펴보고 있으며,⁵⁾ Neumark *et al.*(1999)은 미국 CPS 부가조사의 데이터를 바탕으로 직장유지율(Job Retention Rate)을 분석하였다. 또한, Bernhardt *et al.*(1999)은 미국의 NLS(National Longitudinal Survey)와 NLSY(National Longitudinal Survey of Youth)의 자료를 활용 '2년 이내 이직확률(Job Separation Rate)'을 로짓모형으로 추정하여 노동시장 불안정성의 정도와 변화방향을 설명하였다.

다음의 제II장에서는 노동시장 불안정성의 정도와 변화를 측정할 기존 연구결과들을 소개한다. 제III장에서는 1994년부터 1999년까지 한국 임금근로자들의 계층별 근속기간과 그 변화를 이해하도록 한다. 특히, Jaeger and Stevens(1999)의 방법론에 따라 근로자들 중 '1년 이하 근속자'비중의 변화추세를 분석한다. 앞서의 각주에서 설명되었듯이, 단기근속자 비중으로 노동시장 불안정성을 측정하는데서 발생하는 문제로 인하여, 제IV장에서는 Neumark *et al.*(1999)의 방법론에 의거하여 1995~1997의 4년 직장유지율(4 Year Job Retention Rate)과 1995~1997, 1997~1999의 2년간 직장유지율을 계산하고 계층별·기간대별로 어떠한 차이와 변화가 있었는지를 분석한다. Neumark *et al.*(1999)은 4년 직장유지율과 8년 직장유지율을 보고하였으나 자료의 한계로 인해 본 고에서는 1995~1999의 4년 직장유지율을 구하여 노동시장 불안정성 정도를 구한다. 또한, 1995~1997, 1997~1999 사이의 2년 직장유지율을 비교함으로써 외환위기가 노동시장 불안정성에 미친 충격의 정도를 가늠하도록 한다. 제V장에서는 근로자 특성 및 고용구조가 불안정성에 미치는 영향을 종합적으로 이해하기 위해 Bernhardt *et al.*(1999)처럼 '2년 이내 이직여부'를 피설명변수로 하는 로짓모형을 설정·추정하였다. 1995~1997, 1997~1999의 두 기간에 대해 추정함으로써 이직확률에 대한 외환위기의 효과를 계층(cohort)별로 살펴본다. 마지막으로 제VI장에서는 본고의 주요한 결과들을 정리한다.

노동시장 불안정성에 영향을 미쳤을 것이다. 마지막 요인으로 경기적 요인을 들 수 있다. 즉 경제위기 동안 유동성 제약을 해소하고 인건비 부담을 줄이기 위해 기업은 인력규모를 축소하거나 정규직 대신 비정규직의 채용을 늘려 일시적으로 노동시장 불안정화가 높아졌을 가능성이 있다.

4) 만일 한국 노동시장의 불안정성 정도를 외환위기를 같이 경험한 태국, 말레이시아, 인도네시아 등의 노동시장 불안정성과 비교할 수 있다면 노동시장 시스템의 국제비교에 의미 있는 함의를 도출할 수 있을 것이다. 그러나 필자들의 지식범위 내에서 객관적 방법으로 노동시장의 불안정성이 계측된 국가는 미국만을 들 수 있고 그나마 90년대 중반 이후에나 객관적인 측정 방법의 논의가 진행되었다.

5) 1년 이하 단기근속자의 비중이 증가하였다고 해도 한국 노동시장이 불안정해졌다고 하기는 어렵다. 일례로 「임금구조기본통계」의 경우 1997년과 1998년 동안 남성 1년 미만 근로자의 비중은 17~18%에서 13~14%로 감소하였다. 그러나, 이것이 노동시장 불안정성의 감소로 판단될 수는 없을 것이다. 이와 같은 통계결과는 불황 초기에 기업이 신규채용 축소한테 주로 기인한다. 따라서 단기근속자의 비중이 노동시장 불안정성에 대한 적절한 측정치대가 되려면 노동시장의 진입자·퇴출자 수가 안정적인 상태(즉 근속년수의 생존함수가 안정적인 상태)이어야 한다. 이러한 이유로 Diebold *et al.*(1997)은 직장유지율에 의해 노동시장 불안정성을 측정하였다.

II. 노동시장 불안정성(Instability)에 관한 기존 연구

1990년대에 들어 미국의 언론과 노동계에서는 미국 노동시장의 불안정성이 증가하였다는 많은 사례들을 제공하여 왔으나 이에 대한 체계적이고 실증적인 연구는 1990년대 후반에 들어서야 비로소 이루어지게 된다. 하지만 1990년대 후반 들어 본격화된 미국 노동시장의 불안정성에 관한 연구들도 명쾌한 변화방향을 제시하지는 못한다. 이는 연구자가 사용하는 자료와 방법에 따라 그 분석결과가 상이했기 때문이다. 가령 CPS⁶⁾ (Current Population Survey) 부가조사(supplements)⁷⁾를 이용한 연구들은(Diebold *et al.* 1997a, 1997b; Jaeger and Stevens, 1999) 1990년대 초반까지 미국 노동시장의 이직률(separation rate)에는 변화가 거의 없었다는 결과를 보고한다.

반면 Swinerton and Wial(1995)은 CPS 자료를 이용하였으면서도 미국노동시장에서 이직률이 증가하여 불안정성이 커졌다고 주장한다. 그러나, 이들도 기존 연구들과 동일한 방법으로 재분석한(Swinerton and Wial, 1996) 결과 이직률의 증가가 매우 미미하였던 것으로 연구의 결론을 수정하게 된다.⁸⁾

이처럼 CPS 데이터를 사용한 연구들이 1990년대 중반까지 미국 노동시장의 불안정성에는 전반적으로 큰 변화가 없었던 것으로 보고하고 있지만 계층별 분석에서는 일부 계층의 이직률이 증가한 것으로 나타난다. 가령 Diebold *et al.*(1997a)과 Jaeger and Stevens(1999)는 저학력층의 고용불안정성이 증가하였음을 발견하였고, Farber(1997a, 1997b)는 남성 장기근속자와 고학력자의 고용불안정성 상승을, 그리고 Newmark *et al.*(1999)도 고학력자의 직장유지율이 1990년대에 들어 하락하였음을 보고한다. 또한 Marcotte(1995)는 OECD국가들에서 전반적으로 청년층과 저숙련층의 불안정성이 커졌다고 보고한다.(<표 II-1> 참조)⁹⁾ CPS를 이용한 연구들과 마찬가지로 PSID(Panel Study of Income Dynamics)를¹⁰⁾ 이용한 연구들도 명쾌한 변화방향을 제시하지는 못하였다.

6) CPS는 미국 노동시장에 대한 대표적 가구조사로 전국적으로 선출된 50,000가구에(미응답율 6.5%) 속하는 16세 이상의 남녀 94,000명에 대해 매월 단위로 개인의 경제활동상태를 조사하고 있다. 그러나 근속기간에 대한 조사는 부가조사(supplements)의 형태로 일정년도에 한해서만 취업자를 대상으로 이루어지고 있으며, 질문도 '현 직장에 언제 취업하였는가?'가 아니라 '현 직장에 얼마동안 근무하고 있는가?'하는 형식으로 묻고 있다. 이런 연유로 CPS데이터는 근속기간의 분포에서 통상 5년마다 응답빈도가 급증하는 '도약효과(heaping effect)'와 근속년수 1년에서 2년사이의 응답자가 급격히 감소하는 '호상효과(弧狀效果, rounding effect)'의 문제가 발생한다. 본 논문에서 사용하고 있는 한국노동패널은 1998년과 1999년의 2년에 걸친 패널자료이다. 그러나 1998년의 1차년도에서 '일주일에 평균 15시간 이상씩 2개월 이상 근무한' 과거의 모든 직장경험에 대해 회고적(retrospective) 조사를 실시하여 경제위기 이전의 근속년수에 관한 정보를 구할 수 있다. 질문형식도 직장을 시작한 시기(년, 월)와 직장을 그만 둔 시기(년, 월)를 질문하여 CPS의 '도약효과(heaping effect)'와 '호상효과(rounding effect)' 문제는 발생시키지 않는다. 그러나 한국노동패널은 전국의 도시지역을 대상으로 5,000가구를 선정하고 이에 속하는 15세 이상의 남녀 13,321명(1차년도 기준)의 응답자만을 확보하여 표본규모가 미국 CPS의 1/7 정도에 불과하고, 도시지역의 가구조사로 전국을 대표하지 못한다는 한계를 안고 있다.

7) CPS는 보완적으로 이직자 부가조사(DWS: Displaced Worker Supplement), 근속기간 부가조사(Job Tenure Supplement), 임시직 부가조사(Contingent Work Supplement) 및 연금 및 보조금 부가조사(Pension and Benefit Supplements) 등을 실시하였다.

8) Swinerton and Wial의 1995년 연구는 분석자료에 농업종사자를 포함시키고 자영업자는 제외하였다. 또한 응답자의 자의적인 반올림으로 응답자수가 5년 단위로 급증하는 도약문제(heaping problem)를 해결하기 위해 근속년수가 8·13·23·28·33인 표본을 제외하였다. 반면 1996년 연구에서는 표본의 제외없이 기존연구와 같은 방법으로 재추정한 결과 이직율에 큰 변화가 없었던 것으로 연구결과가 수정되었다.

9) Farber(1997b)와 Diebold *et al.*(1997)의 연구에 의하면, 1990년대 전반기에 고학력 근로자의 이직률이 증가하였어도 불구하고 고학력자의 상대임금은 오히려 증가한 것으로 나타나 소득이 증가하면 이직율이 감소할 것이라는 기존연구의 추론을 기각하고 있다.

10) 1968년도에 시작된 PSID(Panel Study of Income Dynamics)는 표본가구의 가구주를 대상으로 1년 동안의 경제활동상태 및 변화를 조사하고 있다. 초기에는 직접 면담을 통해 정보를 획득하였으나 1973년부터는 불가피한 경우를 제외하고는 전화조사를 원칙으로 하며 표본의 크기는 1992년의 경우 7,190가구에 달한다. 취업자의 근속년수에 대한 정보는 가구주와 배우자

<표 II-1> 미국 노동시장의 불안정성에 관한 연구결과의 요약

CPS 이용한 연구	
Farber(1997a)	1993~1996년의 기간 동안 35~64세의 성인남녀 중 10년 이상 남성근속자 비율이 감소; 1979~1996년 사이에는 여성의 20년 이상 장기고용이 증가
Farber(1997b)	1984~1996년의 기간 사이에 20~64세 성인남녀 중 남성고학력자의 해고율이 증가, 그러나 동기간 공장폐쇄로 인한 해고율은 변화가 없음
Swinnerton and Wial(1995)	단기 근속자의 4년간 직장유지율(4 year job retention rate)이 1983~87년 사이에 증가하다가 1987~1991년 사이에 다시 감소
Diebold, Newmark and Polsky(1996)	Swinnerton and Wial(1995)이 노동시장 불안정성을 과다추정하였음을 지적
Diebold, Newmark and Polsky(1997)	1983~1991년 동안 전반적인 노동시장 불안정성은 변화가 없었으나 저학력 근로자의 불안정성은 다소 감소
Newmark, Polsky and Hansen(1999)	1991~1995년 사이에 고학력층의 4년간 직장유지율이 하락
Jaeger and Stevens(1999)	1973년에서 1991년의 기간 동안 20~59세 남성 중 흑인과 저학력층의 불안정성이 증가
PSID를 이용한 연구	
Polsky(1999)	1976~1981년과 1986~1991년의 두 기간을 비교하여 25~54세 남성가구주의 전반적 이직률(separation rate)에는 별다른 변화가 없었으나 비자발적 이직율의 증가, 이직자의 재취업률 하락 및 전직(轉職)에 따른 임금하락폭의 증가를 보고
Jaeger and Stevens(1999)	1976~1992년의 기간 동안 20~59세 남성가구주의 근속기간(job tenure)은 안정적이었으나 흑인과 저학력층의 고용 불안정성은 증가
Boisjoly, Duncan, and Smeeding (1998)	1968-1992년 기간 동안 25~59세 남성가구주의 비자발적 해고가 증가
Rose(1995)	24~48세 사이 남성가구주가 경험한 직업의 수가 증가
Marcotte(1995)	14~44세 남성가구주의 직장이직확률(job turnover probability)이 전반적으로 증가 하였고, 특히 흑인과 저학력자에서 직장이직확률의 증가가 두드러짐
NLSY를 사용한 연구	
Monks and Pizer (1998)	19~36세 남성 전일제(full-time) 근로자의 자발적·비자발적 이직율 상승이 발견됨. 특히 저학력자의 이직률 증가가 뚜렷함
Berhardt et. al. (1999)	14~37세 백인남성(non-Hispanic)의 이직율이 증가

Rose(1995), Boisjoly *et. al.*(1998)과 Marcotte(1995)는 노동시장의 불안정성이 증가하였다고 보고한 반면, Polsky(1999)와 Jaeger and Stevens(1999)는 부분적 변화를 제외하면 전반적으로 노동시장 불안정성의 변동이 없었다고 주장한다. CPS와 PSID를 이용한 연구결과의 차이는 두 자료의 표본구성이 상이하다는 점에 크게 기인한다. CPS가 16세 이상의 모든 성인남녀를 표본으로 하고 있으나 PSID는 조사대상 가구의 남성가구주 혹은 배우자

에 대해서만 얻어지기 때문에 조사결과가 미국 전체의 모집단을 반영하지 못할 가능성이 지적된다.

만을 대상으로 조사한다. 만약 남성이거나 혹은 배우자의 이직률이 전체 인구의 이직률을 대표할 수 없다면 PSID를 이용한 분석이 미국 노동시장 전체의 흐름을 대변하는데 한계를 지닐 수 밖에 없을 것이다. 또한, 인구구조의 변화에 따라 PSID 표본구성에도 체계적인 편향(bias)이 발생할 가능성도 존재한다. 반면 CPS의 자료에도 근속년수에 관한 완벽한 정보가 제공되지 못한다. 즉 조사시점 당시의 취업자 근속년수에 대한 정보가 CPS에서는 제공되지 못하며 몇 년의 간격을 두고 실시되는 부가조사(supplement)에서만 근속년수정보가 주어지고 있다는 한계가 존재한다. 이러한 CPS와 PSID의 자료상 한계들이 두 자료를 이용한 연구결과의 차이를 초래하는 주요한 원인이 된다.

CPS와 PSID 이외에도 NLSY(National Longitudinal Survey of Youth)도 노동시장 불안정성의 변화를 계측할 수 있는 자료를 제공한다. <표 II-1>와 같이 NLSY 데이터를 이용한 Monks and Pizer(1998)의 연구는 19~36세 전일제(full-time) 남성근로자의 이직률이 증가하였음을 보고하였고, Berhardt *et. al.*(1999)도 14~37세 백인남성의 이직률이 증가하였음을 발견하였다. CPS나 PSID에 비해 NLSY는 직장이동의 경로와 근속년수, 이직사유 등 노동시장의 변화에 대한 정확하고 방대한 자료를 제공한다는 장점이 있으나 표본대상이 젊은 청년층으로 제한되어 미국 노동시장 전체를 대표하지 못한다는 근본적인 한계를 지닌다.

요약하면, 1990년대 중반 이후 미국에서는 미국 노동시장의 불안정성에 대한 관심이 높아지고 이에 따라 CPS, PSID 및 NLSY를 활용한 여러 연구결과들이 발표되었으나 근로자 전체의 고용불안정성이 높아졌다는 일관된 증거를 확보하는데는 실패하였다. 그러나, 부분적으로는 청소년, 저학력자 및 흑인들을 중심으로 고용불안정성의 악화와 이직률 상승이 발견되고 있다.

III. 근속기간의 변화

1. 평균 근속기간의 변화

외환위기 들어 노동시장이 불안정화 되었다는 증거로서 평균근속년수가 줄었거나 단기근속자의 비중이 늘었다는 점을 든다. 그러나 평균근속년수의 감소나 단기근속자 비중의 증가와 같은 지표가 노동시장 불안정성의 척도로서 일정한 한계를 가진다는 점은 전술된 바 있다. 본 장에서는 그러한 문제점에도 불구하고 보편적으로 인용되는 단기근속자 비중의 변화를 살펴보고 다음 장에서 직장유지율의 계산을 통하여 노동시장 불안정성을 측정하고자 한다.

한국노동패널자료¹¹⁾를 이용하여 취업자들의 근속기간을 살펴보면 1990년대 중반 이후 근속기간의 평균값이 하락하는 추세가 발견된다.¹²⁾ [그림 III-1]에서 전체 취업자의 근속기간은 1994년의 7.08년에서 지속적으로 감소하여 1999년에는 6.00년의 수준으로 15.3%가 줄어들었다.¹³⁾ 이러한 현상은 임금근로자로 분석대상을 제한하였을 때 더

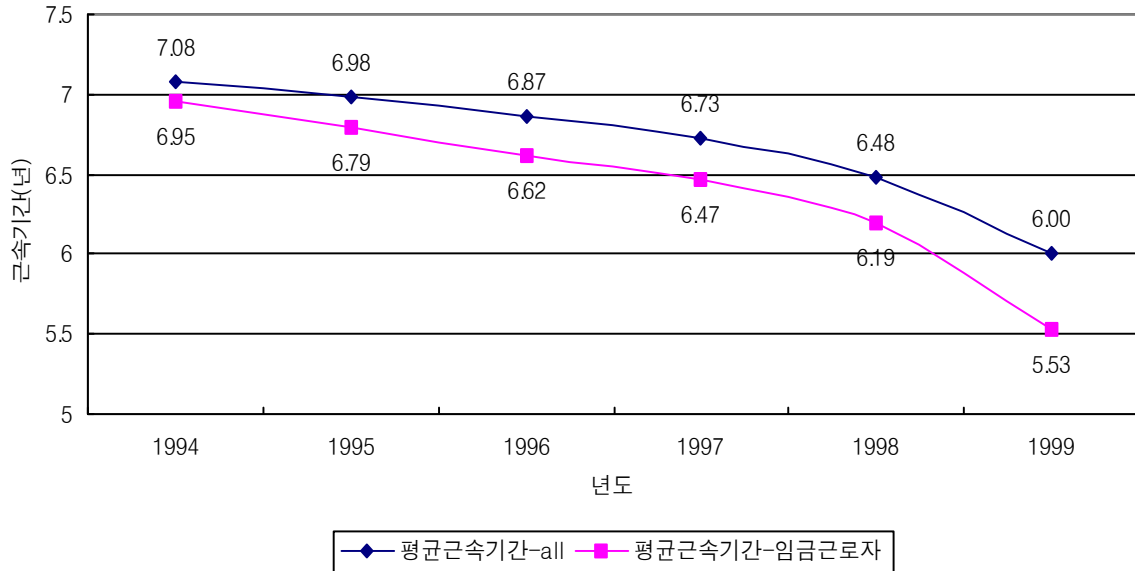
11) 한국노동패널조사의 제 1차년도에서는 15세 이상의 모든 응답자들에 대해 과거의 취업경험을 질문하였다. 구체적으로 「만 15세부터 일주일에 평균 15시간 이상씩 2개월 이상 근무」한 모든 일거리(직장)에 대해 「시작한 시기」, 「그만둔 시기」, 「산업」, 「직종」 및 「종사상의 지위」를 묻고 있다.

12) 20세 미만 청소년 및 65세 이상 고령자는 노동시장에의 결속(attachment) 정도가 낮고 보통의 근로자와 여러 부문에서 차이가 있어 평균근속년수의 계산시 연령을 20세에서 65세 미만으로 제한하였다. 또한, 대부분의 취업자들이 자영농으로 평생 동안 농업에 종사하고 있는 농림어업분야가 평균근속년수에 미치는 왜곡현상을 배제하기 위해 분석대상에서 제외하였다.

13) 한국노동패널연구의 제1차 조사는 1998년 6월에서 10월까지, 제2차 조사는 1999년 7월에서 11월까지 수행되었다. 4~5개월에 걸친 조사기간으로 인해 취업상태, 근속기간 등의 변수값이 동일 시점에 바탕을 두지 못하고 있다. 조사시점의 불일치는 평균근속기간, 직장유지율(job retention rate) 등의 연도별 추이에 대한 정확한 비교 분석을 저해한다. 본 고에서는 비교시점의 통일을 위해 제1차년도 조사가 시작된 달인 6월을 기준시점으로 삼고 근속년수, 연령, 결혼여부 등 각종 데이터를 구

욱 명확하게 드러나고 있는데 임금근로자의 근속기간은 같은 기간에 19.6%나 하락하였다.¹⁴⁾ 외환위기 이후 평균 근속기간의 하락세가 더욱 뚜렷해지며 전체근로자와 임금근로자 사이의 평균근속기간 격차도 시간에 따라 확대되어 임금근로자의 노동시장이동과 고용불안정성이 비임금근로자보다 더욱 심각해진 것으로 나타난다.

[그림 III-1] 평균근속년수의 추이



성별로는 남녀 임금근로자 모두에 대해 평균근속기간의 하락현상을 발견할 수 있으나 1998~1999년에는 남성의 평균근속기간 하락이 두드러졌다. 고용형태별로는 정규직보다 비정규직 임금근로자에서 하락현상이 현저하게 나타난다.¹⁵⁾([부도 1]과 [부도 2] 참조) 특히, 1997년 이후 정규직과 비정규직 사이의 평균근속기간 차이가 급속도로 확대되었다. 이는 외환위기로 인한 고용조정이 비정규직을 중심으로 이루어졌을 뿐만 아니라 비정규직 위주로 신규 채용이 이루어졌다는 사실을 반영한다.

임금근로자의 평균근속기간은 근속기간의 분포형태에 따라 크게 영향을 받는다.¹⁶⁾ 이러한 영향을 배제하는 방

축하였다. 더불어 1994년 이전에 대해서도 근속기간의 계산이 가능하지만 조사시점에서 지나치게 멀리 떨어진 과거의 근속기간을 계산할 경우에 발생하게 되는 응답의 부정확성 문제와 함께 인구구조 및 거주지역분포의 변화를 반영하지 못함에 따른 대표성의 한계로 인해 여기에서는 1994년까지로 분석기간을 제한한다.

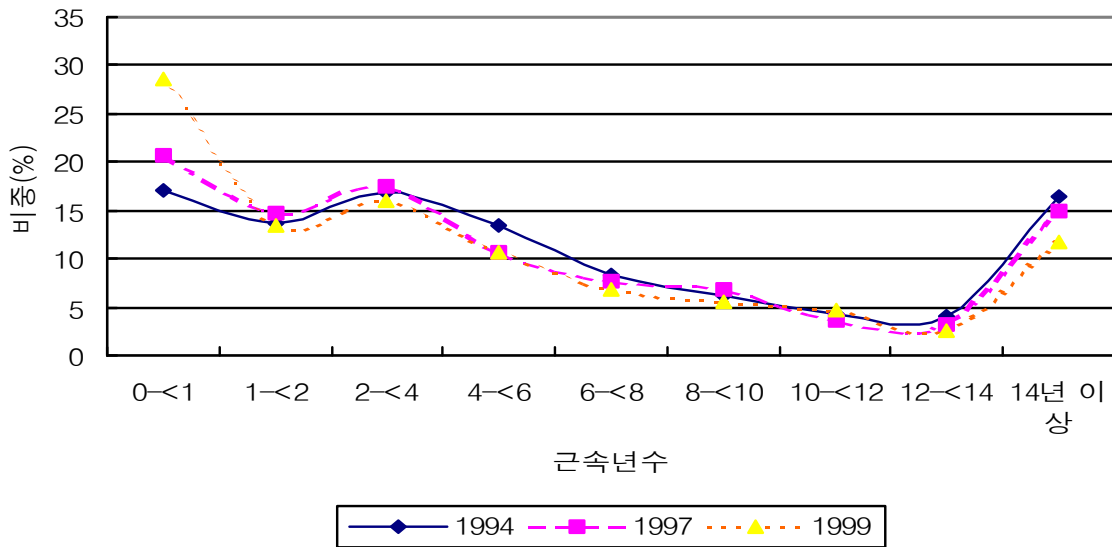
14) 외환위기 이전에도 평균근속년수가 하락한 원인의 하나는 취업자수의 지속적인 증가이다. 한국노동패널자료에서 6,074명이었던 1994년의 취업자수는 1995년 6,273명, 1996년 6,581명, 1997년 6,797명으로 증가하였다. 1998년에는 외환위기로 인해 취업자수가 6,555명으로 하락하였다. 1999년의 취업자수는 5,983명으로 나타나고 있으나 제2차 조사시 상당수의 표본이 탈락하였기 때문에 1999년의 취업자수를 이전과 직접적으로 비교할 수 없는 한계가 있다. 이러한 취업자수의 증가는 평균근속년수 뿐만아니라 근속년수의 분포에도 영향을 미친다. 이러한 문제를 보완하기 위해 후술되는 종적직장 유지확률(historical retention rate)의 개념이 사용된다.

15) 고용형태에 따른 근속기간의 변화를 파악할 때에는 건설업을 제외하였다. 미국 등 선진국과 달리, 우리나라의 건설업 종사자의 대부분은 일용직이고 일거리에 따라 수시로 근무장소를 이동하는 특성을 가진다. 고용계약을 맺은 모든 일거리를 독립적인 직장경험으로 간주하고 직장경험의 개인이력을 일일이 조사하는 것은 사실상 불가능하다. 따라서, 건설업 종사자와 같이 근무장소 또는 회사만을 옮겨다니면서 동일한 업무에 종사하는 경우에는 이를 하나의 직장경험으로 간주하였다. 이러한 조사방법으로 인하여 건설업 종사자 및 이와 유사한 비정규직 임금근로자의 근속기간은 상당히 장기인 것으로 나타나고 있다. 이런 연유에서 후술되는 분석에서는 건설업을 포함할 경우와 포함하지 않을 경우로 나누어 노동시장 불안정성 변화를 살펴볼 것이다.

16) 근속기간의 평균치만으로는 어느 근속기간 계층(cohort)에서 이직 및 전직이 활발하였는지 판단할 수 없다. 극단적인 예로

법의 하나는 평균값 대신 중간값(median)의 변화를 살펴보는 것이다. 1994년 4.42년이었던 전체 취업자 근속기간의 중간값은 1999년 3.25년으로 1.17년이나 낮아졌다. 임금근로자의 경우에도 같은 기간 4.29년에서 2.83년으로 1.46년이 줄어들었으며 동일 직장에 3년 이상 근무하고 있는 임금근로자는 42.0%에 불과하였다. 근속기간의 평균치 하락폭보다 중간값의 하락폭이 상대적으로 크게 나타나고 있는데 이는 장기근속자의 이직·전직이 상대적으로 심했음을 알 수 있다.

[그림 III-2] 임금근로자의 근속년수 분포와 추이



이러한 점은 근속기간 분포의 변화를 살펴볼 때 더욱 명확해진다. [그림 III-2]는 1994년, 1997년 및 1999년의 임금근로자의 근속기간 분포를 나타내고 있는데 1994년 이후 1년 미만 근속자의 비중이 급격히 증가한 반면 14년 이상 장기근속자의 비중은 현저하게 감소하였다. 또한 10년에서 12년 미만의 범위를 제외한 대부분의 2년 이상 근속기간대의 비중이 줄어들어 그 동안 이직 및 전직이 시계열상에 점증되었음을 간접적으로 입증하고 있다. 성별로는 남녀 모두 1년 미만 근속자의 비중이 큰 폭으로 증가하였다. 그러나 남성은 14년 이상 장기근속자 비중의 감소가 두드러지게 나타난 반면 여성은 1년에서 4년 미만 근속자의 비중 감소가 두드러진 것으로 나타난다. 고용형태 별로도 정규직과 비정규직 모두 1년 미만 근속자의 비중이 증가하였으나 특히 비정규직에서 1년 미만의 비중이 1994년에서 1999년까지의 5년 동안 2배 이상 늘어났다. 1994년 이후 한국의 노동시장에서 발견되는 근속기간 분포의 급격한 변화와 고용불안정성의 증대는 다음에서 비교분석될 미국의 경우와는 극명하게 대비된다.

2. 1년 이하 근속자 비중의 변화추이

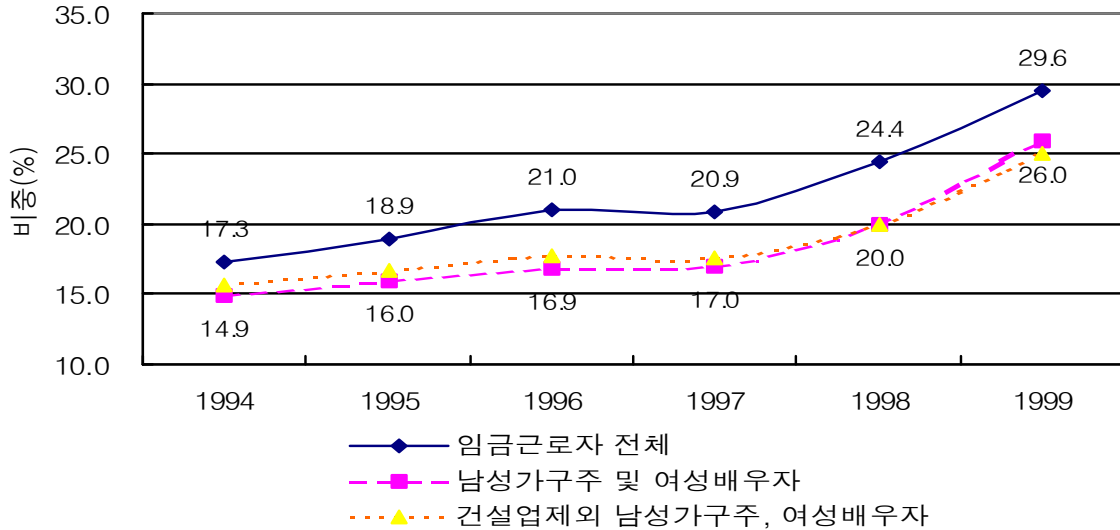
Jaeger and Stevens(1999)¹⁷⁾는 PSID와의 비교분석을 위해 미국의 CPS 데이터에서 남성가구주와 배우자(이하

만약 근속년수의 중간값 아래의 단기근속자들만 이직하여 재취업하였다면 근속기간의 평균값은 낮아지지만 중간값에는 변화가 없을 것이다.

17) Jaeger and Stevens(1999)는 1973~1996년의 CPS자료와 1976~1996년의 PSID자료를 사용하여 미국 노동시장에서 1년 이하 근속자와 10년 이하 근속자의 비중이 어떻게 변화하였지를 살펴보았다. 또한 이들은 근속자 비중의 장기추세를 파악하기 위해 1단계의 로짓분석과 더불어 2단계에서 계층별로 근속기간 분포의 추정치를 계산하고 이들 추정치의 시간에 따른

가구주로 부른다)의 표본만을 추출하고 이 표본 가운데 자영업자를 제외한 임금근로자를 대상으로 1년 이하와 10년 미만 근속자의 비중이 시계열상에 어떻게 변화하였는지를 살펴봄으로써 노동시장의 불안정성을 계측하였다.

[그림 III-3] 근속기간 1년 이하의 비중과 추이



본 고에서는 미국과의 비교분석을 위해 Jaeger and Stevens와 동일한 방법으로 한국노동패널자료를 재구성하고 한국 노동시장에서 근속기간(년)별 분포의 변화추이를 분석한다. 한편 미국과 달리 한국에서는 건설업 종사자의 대부분이 일용직 형태로 고용계약을 반복적으로 체결하고 있다는 제도상의 차이를 감안, 건설업을 포함할 경우와 포함하지 않을 경우로 구분하여 근속기간별 분포의 변화추이를 살펴봄과 동시에 Jaeger and Steven의 연구결과와 비교할 것이다. 더불어 전체 근로자를 대상으로 근속기간 분포의 변동추이를 분석하여 노동시장의 전반적인 불안정성(instability) 변화를 살펴보고자 한다.

[그림 III-3]은 한국노동패널의 표본을 PSID과 동일하게 구성하였을 때 1년 이하 근속자 비중의 연도별 변화를 보여준다.¹⁸⁾ 1년 이하 근속자의 비중은 1994년의 14.9%를 시작으로 외환위기 이전인 1997년의 17.0%에 이르기까지 다소 증가하는 양상으로 보였다가 외환위기 이후 급격히 증가하여 1998년의 20.0%, 1999년의 26.0%로 급증하였다. 이러한 사실은 이미 1990년대 중반부터 1년 이하 단기근속자의 비중이 늘어났으며 외환위기를 통해 이러한 추세가 심화되었음을 시사한다. 특히 외환위기 직후인 1998년보다 1999년에 단기근속자의 비중 증가가 현저히 나타난다. 이는 실물시장의 불황이 노동시장에 시차를 두고 영향을 미쳤거나 1998년의 실직자들이 1999년도에 재취업하였기 때문일 가능성이 있다.

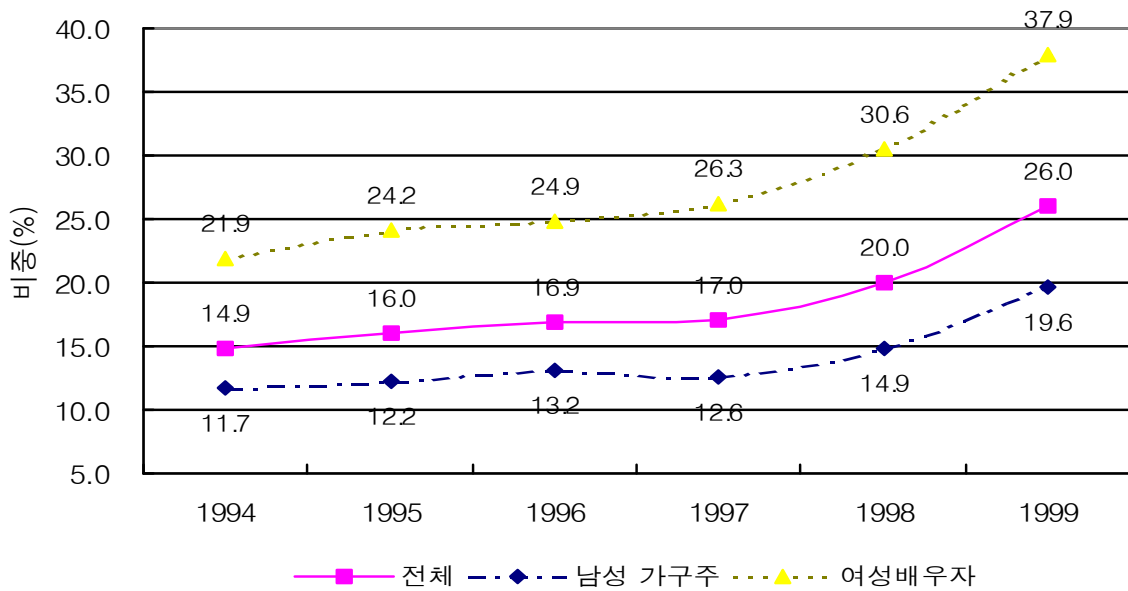
건설업을 분석대상에서 제외하였을 경우 외환위기 이전에 1년 이하 근속자 비중이 다소 높아진다. 그 이유는 앞서 논의된 바와 같이 건설업 종사자들의 대부분이 장기근속 비정규직으로 간주되기 때문이다. 또한, 가구주(Head)

변동추이를 단순회귀분석을 통해 살펴보았으나 실제 비중과 큰 차이가 없다는 결과를 제시하고 있다. 이들의 연구결과는 1980년대와 1990년대에 미국노동시장 불안정성에는 큰 변화가 없었다는 Diebold *et. al.*(1997)의 연구결과와 일치한다. 그러나 1990대 초반에 들어서는 10년 이하 근속자의 비중이 증가하는 것으로 나타나 Neumark *et. al.*(1999)의 연구와 비슷한 결과를 얻었다.

18) 20세 미만의 청소년과 60세 이상의 고령자 및 농림수산업 종사자는 본고의 분석대상에서 제외하였으며, 20세 이상 60세 미만의 임금근로자만을 대상으로 하였다.

가 아닌 가구원까지 포함한 전체표본에서는 1년 이하 근속자의 비중이 상대적으로 높다. 1994년 17.3%이었던 비중은 1997년의 20.9%까지 증가하였고 외환위기 이후 급증하여 1998년 24.4%, 1999년 29.6%로 상승하였다. 여기에는 가구주가 아닌(Non-head) 가구원의 평균근속년수 및 1년 이하 근속자의 비중은 연령대와 상관없이 항상 가구주보다 높다는 사실이 반영된다. 구체적으로 1998년의 경우 가구주(Head) 중 근속기간 1년 이하가 차지하는 비중은 [그림 III-3]과 같이 20.0%이나 비가구주는 그 비중이 37.3%로 상당한 차이가 있다. 특히 근속기간이 일반적으로 짧고 가구주가 아닌 20대 계층(cohort)의 대부분이 전체표본에는 포함되지만 PSID형식의 표본구성에서는 제외되는 점이 1년 이하 근속자의 비중이 증가한 원인으로 작용한다.¹⁹⁾

[그림 III-4] 1년 이하 근속자 비중의 성별 분포와 추이



1990년대 중반 이후 근속기간 1년 이하의 비중이 증가하는 추세는 남녀 모두에서 잘 나타난다.([그림 III-4] 참조) 남성의 경우 모든 기간에 걸쳐 1년 이하 근속자의 비중이 여성보다 낮은 것으로 나타나 일반적인 추론에 부합된다. 가구주인 남성은 그 비중이 1994년의 11.7%에서 1997년의 12.6%로 완만한 증가세를 보이다가 1999년 19.6%로 급증하였다. 여성의 경우도 같은 기간 동안 21.9%에서 1999년의 37.9%로 급증하여 전체적인 경향과 부합된다.

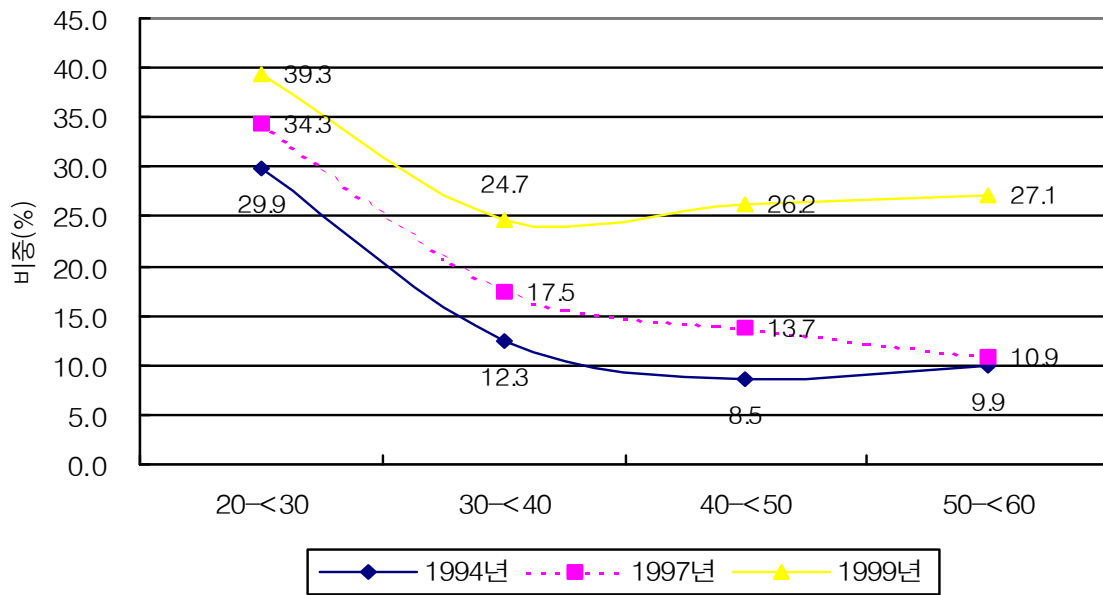
1년 이하 근속자비중의 변화가 보여주는 현상은 미국의 경험과 상당히 차이가 난다. Jaeger and Stevens(1999)에 의하면 미국 CPS의 가구주 표본에서 1980년대와 1990년대 초반에 걸쳐 남성가구주 중 1년 이하의 근속자 비중은 20~25% 범위에서 완만하게 하락하다가 재차 상승하나 그다지 큰 변화는 없는 것으로 나타났다. 여성도 25~30%사이를 유지하여 상당히 안정적인 기조를 유지하였다. 반면 한국은 분석기간이 1994년 이후로 제한되어 있어 미국과의 직접적 비교는 불가능하나 상승과 하락의 순환적 기조보다는 단조증가(monotonic increase) 추세가 완연하다. 특히 외환위기의 영향권 아래에 있었던 1999년에 여성 가구주 또는 배우자의 39.7%가 근속기간 1년 이하로 미국의 25~30% 구간을 벗어났다. 결론적으로 1년 이하 단기근속자 비중은 미국의 노동시장과는 달리 상대

19) 비가구주의 포함여부에 따라 1년 이하 근속자 비중의 격차가 가장 큰 1998년의 경우 20대 응답자(cohort)의 69.4%가 비가구주이며 이들의 40.0%가 근속기간 1년 이하이다. 이러한 수치는 30대의 24.3%, 40대의 23.5%, 50대의 31.3%가 근속기간 1년 이하인 점과 대비된다. 또한, 응답자 중 비가구주의 비중도 30대 11.1%, 40대 1.8%, 50대 3.6%로 낮아진다.

적으로 단기에 급격한 변화가 있었으며 이러한 변화는 외환위기 이후 가속화되었음을 알 수 있다.²⁰⁾

외환위기를 전후로 한 단기근속자 비중의 변화는 연령 계층별(cohort) 분석을 통해 보다 심층적으로 살펴볼 수 있다. <부표 2>에서 횡단면적으로 20대 계층의 근속기간 1년 이하 비중은 다른 연령대에 비해 상당히 높아 일반적인 직관에 부합된다. [그림 III-5]를 살펴보면 전반적으로 연령대가 높아질수록 1년 이하의 근속자비중은 감소하나 40대와 50대에서는 그 비중의 차이가 크지 않을 뿐만 아니라 관찰년도에 따라서 50대의 비중이 40대보다 높은 역전현상도 발견된다. 특히 1999년의 경우 30대보다 40·50대에서 1년 이하의 근속자비중이 높아지는 U자 형태의 연령대별 분포를 보인다. 이는 외환위기가 중고령층에 상대적으로 커다란 영향을 미쳤던 점을 시사하는데 후술되는 분석에서 이러한 점은 보다 명확히 논의될 것이다.²¹⁾

[그림 III-5] 1년 이하 근속자 비중의 연령대별 분포와 추이



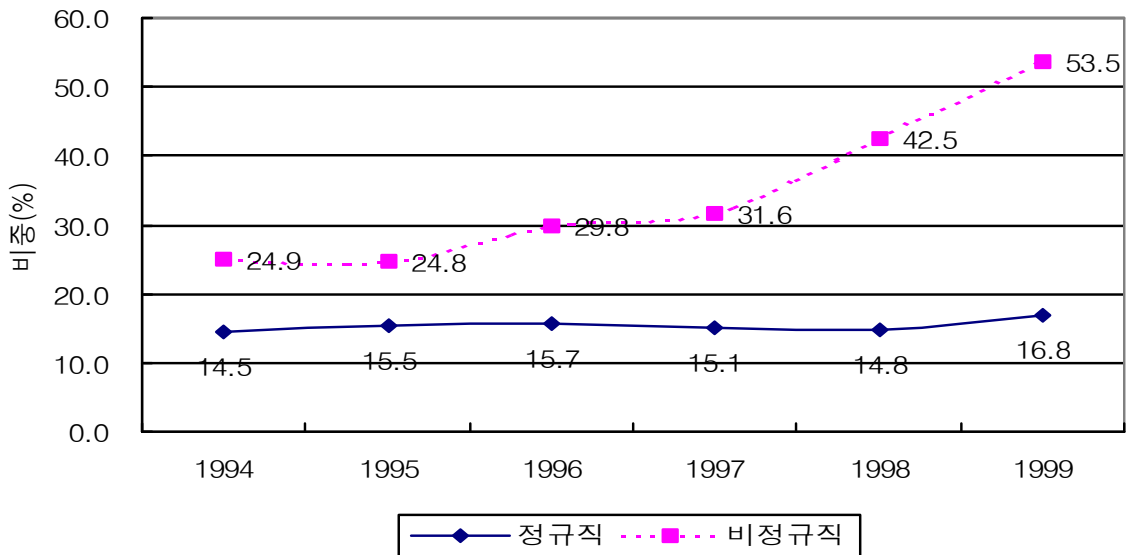
성·연령계층별 비중의 추이를 살펴보면 연령이 높을수록 외환위기로 인하여 급격한 변화를 경험한다.²²⁾ 이리

- 20) OECD의 고용전망보고서(Employment Outlook, 1995)에 따르면 1980년 초반 미국의 월평균 직장이직률(job turnover rate: $\frac{\text{이직자수} + \text{이직자수}}{\text{취업자수}} \times 100$)은 10% 정도로 보고되는 반면 1990년대 초반 한국의 월평균 이직률은 5% 정도 나타나 네덜란드와 일본을 제외하고는 OECD 국가 중 최하위를 기록하였다. 그러나 이직률을 통한 노동시장의 질적 평가는 계층(cohort)별 이직률에 대한 정확한 분석을 통하여 이루어져야 할 것이다. 미국의 근로자는 청년기에 상대적으로 높은 수준의 이직률을 경험하다가 중·장년층이 되면 장기근속을 향유하는 것으로 여겨진다. 이러한 연구결과를 뒷받침해 주는 연구결과들도 1980년대 이미 제시된바 있다. 가령 Hall(1982)은 중·장년층의 낮은 이직률을 제시하고 미국 노동시장에서 장기근속의 중요성 및 가치에 대하여 논의하였으며, Kazuo Koike(1978)도 15년 이상의 장기근속자의 비중이 일본보다 미국에서 더욱 높다는 결과를 발표한 바 있다. 이는 일본의 종신고용관행과 미국의 유연한 노동시장에 관련된 단순한 직관과 배치되는 실증 분석 결과이다.
- 21) 가구주(Head) 표본과 전체표본을 비교하면 30대 이상의 계층에서는 큰 차이를 나타내지 않지만 20대에서는 1년 이하 근속자 비중이 상대적으로 크게 나타난다. 이는 전술한 바와 같이 30대 이상 응답자의 대부분이 가구주(또는 배우자)여서 양쪽 표본 모두에 포함되기 때문이다.
- 22) 본고에 대한 논평에서 방송통신대학교의 박덕제교수께서는 한국에서 중년층의 불안정성(instability)이 높은 것은 고용조정 방식이 미국과 다른 것에 있다는 점을 지적한다. 즉 미국에서는 노동조합이 기업의 고용조정 원칙을 받아들이는 대신, 방법론에 있어서 '연장자 규칙(seniority rule)'에 따라 연장자를 보호하지만, 한국은 고용조정제에 대한 노동조합의 반발이 크기 때

한 현상은 남녀 모두에 적용되는데 가구주 표본에서 20대 남성가구주 중 1년 이하 근속자 비중은 1994년의 24.7%에서 1999년의 26.2%로 커다란 변화를 보이지 않는다. 미국의 CPS 표본에서 근속기간이 1년 이하인 20대 남성가구주의 비중은 35~45% 수준으로 한국의 20대 남성가구주에 비해 그 비중이 상당히 높다. 반면 30대 이상의 계층(cohort)에서는 외환위기 이후 1년 이하 근속자가 차지하는 비중은 매우 급격한 변화를 겪었다. 특히 50대 남성가구의 경우 근속기간 1년 이하의 비중은 1994년의 8.6%에서 1999년에는 22.7%로 약 2.64배 늘어났을 뿐만 아니라 40대 남성가구의 비중을 초과하게 된다.²³⁾

여성가구주(또는 배우자) 가운데 근속기간이 1년 이하인 비중은 남성가구주에 비해 상대적으로 높게 나타난다. 연령별로 20대에서는 남녀간의 격차가 두드러지지 않으나 연령이 30대 이상으로 넘어가면서 남녀간 비중 차이가 완연하게 나타나고 있다.<부표 1>, <부표 2>) 1년 이하 근속자 비중이 1994년에서 1997년까지 완만하게 증가하다가 외환위기 이후 급증하는 현상은 남성보다 여성에서 더욱 분명히 나타난다. 특히 50대 여성의 경우 1년 이하 근속자의 비중이 1994년의 10.2%에서 1999년에는 37.8%로 크게 증가하였다.

[그림 III-6] 1년 이하 근속자 비중의 고용형태별 분포와 추이; 건설업 제외



외환위기 이전에는 미국과 비교할 때 20·30대에서는 1년 이하의 근속자비중이 미국보다 상당히 낮은 반면 40·50대에서는 미국보다 그 비중이 약간 높거나 비슷하였다.²⁴⁾ 그러나, 외환위기 이후 1년 이하 근속자 비중의 급

문에 기업은 명예퇴직 형식의 고용조정을 하면서 대상자로 연장자를 우선적으로 선정하는 점이 중년층 노동시장의 불안정성이 기여할 수 있다는 점을 지적하고 있다. 직장상실자만을 대상으로 하는 노동시장 불안정성(insecurity) 분석에서 이러한 측면이 보다 선명히 나타날 것이다.

23) 미국 PSID 표본의 분석결과에 의하면 1980~90년대에 1년 이하 남성근로자의 비중은 20대에서 35~40%, 30대에서 20~25%, 40대에서 10~15%, 50대에서 5~10%로 나타났다. 한국과 비교할 때 미국의 1년 이하 근속자 비중은 외환위기 이전의 한국보다 높다.

24) 미국의 경우 1980~90년대에 여성가구주 또는 배우자들 중 1년 이하 근속자의 비중은 20대에서 40~45%, 30대 25~30%, 40대 20~25%, 50대에서 10~15%로 나타나 남성보다 전 연령대에 걸쳐 비중이 높았으며 그 추이도 상당히 안정적이었다. 특히 연령의 증가에 따라 1년 이하 단기근속자의 비중이 현저하게 감소하는 것으로 나타나 외환위기 이후 40·50대 여성가구주 중 근속기간 1년 이하의 비중이 35%대를 상회하고 연령대별 비중의 차이가 크지 않는 한국과 대조적인 양상을 띠고 있다.

속한 상승에 따라 30대 이상의 연령대에서 근속기간이 1년 이하인 여성가구주 또는 배우자의 비중은 미국보다 현저하게 높아진다. 더불어 남녀 모두 연령이 증가하면서 1년 이하 근속자의 비중이 감소하다가 30·40대를 기준으로 U자 형태를 그리거나 또는 비슷한 수준에 머무르는 현상은 미국에서 발견할 수 없는 차별적 현상이다. 이와 같은 사실은 30대 이상 남녀 임금근로자들이 외환위기 영향을 크게 받았다는 점을 시사한다. 그러나 1990년대 중반 이후 1년 이하 근속자 비중의 증가가 실직자들의 재취업이 증가하였기 때문인지 아니면 노동시장 신규진입자들의 증가에 의한 것인지는 보다 정밀한 분석을 필요로 한다.²⁵⁾

고용형태별로 정규직과 비정규직에서 1년 이하의 근속자가 차지하는 비중 및 그 추이는 [그림 III-6]에 나타나 있다.²⁶⁾ [그림 III-6]에 의하면 외환위기 이전에는 정규직에서 1년 이하 근속자가 차지하는 비중은 거의 변화가 없다가 외환위기 직후인 1998년 14.0% 수준으로 다소 하락하였다. 그러나, 1999년에는 그 비중이 16.8%로 반전하였다. 한편 비정규직은 1994년 이래 지속적으로 증가하는 추세를 나타내었으며 특히 외환위기 이후 급격한 증가세를 보이고 있다. 1999년의 경우 비정규직 근로자의 53.5%가 근속기간 1년 이하로 절반 이상을 차지하고 있는데 이러한 현상은 임시·일용직 등 비정규직의 형태로 (재)취업하는 실직자 및 노동시장 신규참여자들의 비중이 상대적으로 높기 때문으로 추측된다.²⁷⁾ 비정규직 근로자들 중 1년 이하 근속자 비중이 외환위기 이전에도 증가한 원인도 비정규직 비중의 증가와 관련된다. 즉, 1994년 이후 1997년까지 한국노동패널데이터의 취업자수는 단조증가하여 왔다. 이에 따라 취업에서 미취업으로 이동하는 숫자보다 미취업에서 취업으로 이동하는 숫자가 훨씬 많으며 신규취업자 중 비정규직의 비중이 상대적으로 높은 점이 1년 이하의 단기근속자 비중의 증가에 대한 주요 원인이 될 수 있을 것이다.

결론적으로 근속기간의 측면에서 살펴보았을 때 한국 임금근로자들의 고용불안정성은 외환위기를 통해 심화되었으며, 40대 이상의 중·장년층과 여성의 경우 미국보다 고용불안정성이 심하다는 사실을 발견할 수 있었다. 그러나, 이러한 90년대 중반이후 근속기간의 변화가 인구구조의 변화 및 경제활동참가율, 취업자수의 증가에 기인한 것인지 아니면 고용불안정성의 증대로 인한 것인지를 정확하게 식별하기 어려운 문제점을 안고 있다. 본고에서는 이러한 문제점을 보완하기 위하여 후술되는 직장유지율(job retention rate)의 분석을 통하여 과연 우리나라 노동시장에서 고용불안정성 변화가 있었는지 여부를 살펴보려고 한다.

IV. 직장유지율(Job Retention Rate)의 변화

1. 노동시장 불안정성 지표로서의 직장유지율

직장유지율(job retention rate)은 노동시장의 불안정성을 측정하는 대표적인 지표로서 근속기간이 지나는 한계를 극복할 수 있는 장점이 있다.²⁸⁾ 어떤 근로자가 추가적으로 t 년간 직장에 계속 근무할 비율을 $R(t)$ 라고 하

25) 90년대 외환위기 이전 여성의 경제활동참가율은 지속적으로 증가하여 왔다. 특히, 연령대별로 25~29세 여성들의 경제활동 증가가 두드러지는데 이러한 현상이 외환위기 이전 1년 이하 근속자 비중의 증가를 주도하였을 가능성이 있다. 또한, 외환위기 이후에는 부가노동자효과(added worker's effect)에 의해 여성취업자 중 1년 이하 근속자의 비중이 증대되었을 가능성도 고려되어야 할 것이다.

26) 앞에서 논의한 것처럼 건설업 종사자들이 미치는 영향을 배제하기 위해 분석대상에서 건설업을 제외하였다. <부표 2>와 같이 건설업을 포함시켜도 유사한 결과를 가져온다.

27) 본 고의 분석결과에 의하면 비정규직 비중의 증가도 큰 문제이지만 비정규직 근로자의 근속기간의 단기화 또한 문제임을 알 수 있다. 이전의 비정규직은, 근속기간에 있어, 정규직과 큰 차이를 보이지 않았다. 그러나 외환위기 이후 대부분의 신규취업자들이 비정규직으로 취업함에 따라 근속기간 1년 이하의 비정규직이 늘어나고 정규직과 비정규직의 격차는 확대된다.

28) 직장유지율(job retention rate)은 계산방법에 따라 종적 직장유지율(historical retention rate)과 횡적 직장유지율

자. 이 경우 $R(t)$ 는 초기 근속년수를 포함하여 근로자의 특성에 따라 계층(cohort)별로 계산될 수 있다. 현재의 근속년수를 c 로 다른 특성을 x 로 정의하면 기준 조사시점(0년도)에서 해당 계층의 직장유지율은 $R_{xc}^0(t)$ 로 정의된다. 이 때 $\{R_{xc}^0(t); t=1,2,\dots\}$ 는 최종 근속기간의 확률분포를 나타내는 생존함수(survival function)로 정의될 수 있다.

Hall(1982)은 생존함수와 입직률이 시간에 따라 일정하다는 가정하에 ‘횡적 직장유지율(contemporary retention rate)’을 계산하고 이에 상응하는 생존함수를 추정하였다. 구체적으로, Hall은 미국의 1978년도 CPS 자료를 이용하여 $t+c$ 년의 근속년수를 가진 근로자 계층의 비율을 c 년의 근속년수를 가진 근로자 계층의 비율로 나누는 방법으로 ‘횡적 직장유지율(contemporary retention rate)’ $R_{xc}(t)$ 를 계산하였다. 그러나 시간의 흐름에 따라 여성의 경제활동참가율 증가와 같이 인구 또는 고용구조가 변화하였다면 ‘동시점 유지율’은 실제 ‘직장유지율’을 정확하게 반영하지 못한다.

이에 대해 횡단면 자료가 아니라 패널데이터를 이용한 ‘종적 직장유지율(historical retention rate)’의 계산은 이러한 횡적 직장유지율의 문제점을 해결할 수 있다. 이 장에서는 한국노동패널자료를 사용하여 종적 직장유지율(historical retention rate)을 계산하고 이의 연도별·계층별 구조와 그 변화과정을 살펴봄으로써 외환위기 전후의 불안정성 변화를 파악하고자 한다.

N_{xc}^0 를 기준년도(0년도)의 패널에서 c 의 근속년수를 가지고 x 의 특징을 가진 근로자의 수로 $N_{x,t+c}^{0+t}$ 를 t 년 후의 패널에서 $t+c$ 의 근속년수를 가지고 x 의 특징을 가진 근로자의 수로서 정의하자. 이 때 ‘종적 직장유지율’ $R_{xc}^0(t)$ 는 다음과 같이 정의된다²⁹⁾:

$$R_{xc}^0(t) = \frac{N_{x,t+c}^{0+t}}{N_{xc}^0} \quad (1)$$

<표 IV-1>과 <표 IV-2>는 한국노동패널데이터를 이용하여 계산한 직장유지율의 연령·계층별 분포와 그 변화를 보여주고 있다. 미국의 CPS가 근속기간에 대한 자료를 매년 제공하고 있지 못하기 때문에 미국에서는 1983-1987년 혹은 1987-1991년과 같이 4년 직장유지율 계산하고 이를 상호 비교하는 방법이 보편적으로 사용된다(e.g. Neumark *et al.*, 1999; Diebold *et al.*, 1997). 예를 들어, Neumark *et al.*(1999)은 1983~1987년, 1987~1991년 및 1991~1995년의 4년 직장유지율과 1983~1991년, 1987~1995년의 8년 직장유지율을 계산하고 이를 비교함으로써 미국 노동시장 불안정성의 변화추이를 파악하려고 노력하였다.

한국노동패널데이터는 미국 CPS 데이터처럼 ‘도약효과(heaping effect)’와 ‘호상효과(rounding effect)’의 문제를 가지고 있지 않으며, 엄격한 의미의 패널자료라는 장점을 지니고 있다. 그러나 근속년수와 관련된 정보를 구할

(contemporary retention rate)의 둘로 구분된다.

29) CPS 자료는 가구 또는 개인이 표본에서 이탈·진입할 가능성이 존재하기 때문에 엄격한 의미에서 패널데이터로 볼 수 없다. 따라서 CPS 자료를 통해 ‘종적 직장유지율’을 계산할 경우 계층별 응답률의 차이가 직장유지율에 끼칠 편(bias)을 최소화하기 위해 응답율에 대한 가중치를 계층비중에 곱하여 직장유지율(job retention rate)을 계산하여야 한다. 가령 CPS상 t 년 후의 패널에서 $t+c$ 의 근속년수를 가지고 x 의 특징을 가진 근로자의 수를 $N_{x,t+c}^{0,t} (\neq N_{x,t+c}^{0+t})$ 라고 하면 편의를 조정하지 않고 계산된 직장유지율 $R_{xc}^0(t) (= \frac{N_{x,t+c}^{0,t}}{N_{xc}^0})$ 은 $\frac{N_{x,t+c}^{0,t} - N_{x,t+c}^{0+t}}{N_{xc}^0}$ 만큼의 편차를 가지게 되고 이 편차가 일정한 분포를 지니고 있다는 가정 하에 직장유지율을 계산하게 된다.

수 있는 기간이 짧아 Neumark *et al.*(1999)처럼 상이한 두 기간의 4년 직장유지율을 비교분석할 수 없다는 한계를 지니고 있다. 이에 따라, 본 고에서는 1995~1999년의 4년 직장유지율을 계산하여 Newmark *et al.*(1999)이 제시한 미국의 1983~1987년, 1987~1991년의 4년 직장유지율과 비교해 본다. 또한, 1995~1997년, 1997~1999년의 2년 직장유지율의 비교분석을 통하여 외환위기 전후 한국 노동시장의 불안정성 변화를 살펴보고자 한다.³⁰⁾

2. 직장유지율의 계층별 구조와 추이

가. 4년 직장유지율

<표 IV-1>에 의하면 1995~1999년의 4년 직장유지율은 42.6%로 미국의 1983~1987년 기간 중의 56.6%, 1987~1991년의 54.5%, 1991~1995년의 57.1%에 비하여³¹⁾ 상대적으로 낮아 한국 노동시장의 불안정성이 상대적으로 심각함을 알 수 있다. 미국의 최근 4년 직장유지율(1991~1995년)과 비교하여도 한국의 4년 직장유지율은 상대적으로 낮은 수준이다. 성별로도 Neumark *et al.*(1999)에 의하면 남성의 경우 4년 직장유지율은 1983~1987년에 60.1%, 1987~1991년 56.6%, 1991~1995년에는 56.8%를 나타낸다. 이러한 수치는 1995~1999년 사이 한국남성의 4년 직장유지율 47.4%에 비하여 크게 높은 수준이다. 여성의 경우에도 미국여성의 4년 직장유지율은 1983~1987년의 51.4%, 1987~1991년의 50.9%, 1991~1995년의 53.2%로서 한국여성의 33.6%보다 상대적으로 높은 수준을 나타낸다. 특히, 한·미간 4년 직장유지율의 격차는 남성보다 여성이 더욱 큰 것으로 나타난다.

근속기간별로는 근속기간의 증가에 따라 4년 직장유지율이 점차로 증가하다가 근속기간 9년 이상 15년 미만의 계층에서 정점을 이룬 후 감소하는 역U자 모양을 그리는데, 이러한 추이는 한국뿐 아니라 미국에서도 나타나는 현상이다. 성별로는 남성의 직장유지율이 여성보다 높게 나타난다. 그러나, 여성의 경우 근속기간별 직장유지율이 남성처럼 9년 이상 15년 미만의 계층을 중심으로 역U자의 형태를 그리는 것이 아니라 계속 증가하는 것으로 나타난다. 성별·근속기간별 4년 직장유지율을 미국의 1991~1995년 시기와 비교한 결과는 <부도 5>와 <부도 6>에 나타나 있다. 여성의 경우 근속기간이 증가할수록 미국 여성과의 격차가 확대되었다가 근속기간 15년 이상에서 다시 축소되는 현상이 목격된다. 이는, 미국과 비교되어, 한국 여성근로자들의 취약한 지위를 간접적으로 대변하고 있다.

연령대별 직장유지율의 분포는 [그림 IV-1]에 나타나 있다. 직장유지율이 40세 이상 55세 미만 계층을 중심으로 역U자 형태를 보이는 것은 한국과 미국 모두에서 동일하게 나타난다. 그러나 연령의 증가함에 따라 한·미간 직장유지율의 격차는 확대되는 것을 알 수 있다. 또한, 한국은 연령이 상승해감에 따라 직장유지율이 큰 폭으로 증가하지 못하고 완만한 증가에 그치고 있다. 반면 미국은 1991~1995년 동안의 4년 직장유지율이 16세 이상 25세 미만 계층 29.6%, 25세 이상 40세 미만의 58.0%, 40세 이상 54세 미만의 68.3%로 크게 증가하여 한국의 임금근로자보다 장기근속을 향유하는 것으로 나타났다.³²⁾

30) 미국과의 비교를 위해 분석대상을 비농임금근로자로 제한하였다. 그러나, 제Ⅲ장과는 달리 연령의 범주를 16세 이상의 모든 근로자로 확대하였다.

31) Polsky *et al.*(1997)은 도약효과 문제를 해결하기 위해 응답자가 근속년수를 정확히 보고할 확률에 시간추세를 제거(detrend)함으로써 수정 계산된 직장유지율을 별도로 보고하였다. 그들이 보고한 수정된 직장유지율을 1983~1987의 기간에는 55.4%, 1987~1991에는 53.0%으로 나타나 수정 전에 비해 큰 차이를 보이지 않았다. 또한 Neumark *et al.*(1999)은 1983~1987과 1987~1991의 두 기간 이외에도 1991~1995의 4년 직장유지율을 제시하였다. 미국과의 일관된 비교를 위하여 본 고에서는 Neumark *et al.*의 결과를 중심으로 비교분석하기로 한다. 그러나 본질적으로 Polsky *et al.*과 Neumark *et al.*의 추정치 사이에는 큰 차이를 발견할 수 없었다.

32) 이처럼 한국 근로자들의 직장유지율이 미국보다 낮은 이유는 명확하지 않으며 향후 심층적인 분석을 필요로 한다. 즉, 이직의 원인이 직장의 도산·폐업, 정리해고 등과 같은 비자발적인 사유인지 아니면 자발적 이직인지가 이해되어야 한다. 40세 이상의 높은 이직률이 경력향상 및 임금상승을 위한 자발적 이직이며 합리적 의사결정의 결과라면 경제 효율성의 차원에서

<표 IV-1> 직장유지율(Job Retention Rate)의 변화 - 성별, 고용형태별, 연령대별

(단위: %)

근속기간	4년 직장유지율 (1995~1999)	2년 직장유지율	
		1995~1997	1997~1999
전체			
0~<2	30.6	55.9	41.9
2~<9	47.2	70.9	61.1
9~<15	51.3	80.1	65.9
15+	49.1	82.8	59.5
합 계	42.6	68.8	54.5
성별			
여성			
0~<2	28.2	50.2	34.9
2~<9	35.0	60.6	55.9
9~<15	43.5	75.9	57.7
15+	52.5	79.5	62.5
합 계	33.6	58.2	46.2
남성			
0~<2	32.6	61.0	48.7
2~<9	54.4	76.9	64.2
9~<15	53.6	81.3	68.6
15+	48.7	83.3	59.0
합 계	47.4	74.5	59.3
고용형태			
정규직 임금근로			
0~<2	31.8	56.9	45.3
2~<9	49.3	69.8	63.6
9~<15	53.4	79.0	69.7
15+	53.3	82.9	64.7
합 계	44.6	68.4	58.2
비정규직 임금근로			
0~<2	25.5	52.0	31.3
2~<9	37.7	76.1	49.6
9~<15	41.9	85.2	51.2
15+	37.1	82.6	43.3
합 계	34.1	70.3	41.3
연령대			
16~<25	27.1	44.6	41.7
25~<40	47.7	71.8	59.4
40~<55	48.0	78.3	57.9
55+	23.5	68.9	36.9
합 계	42.6	68.8	54.5

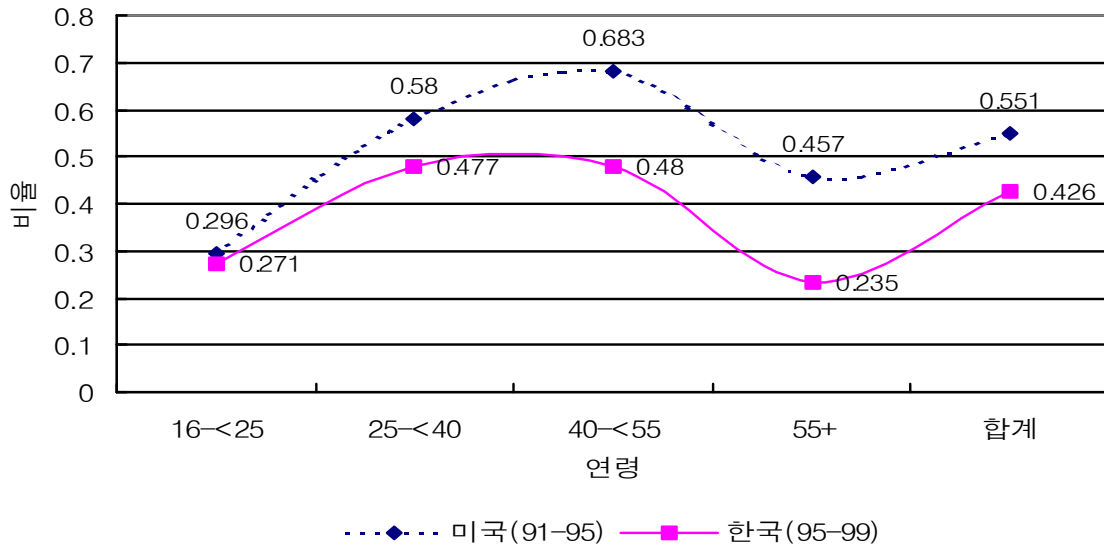
<표 IV-2> 직장유지율(Job Retention Rate)의 변화 - 산업별, 직업별

중·장년층의 높은 불안정성은 큰 문제가 아닐 것이다. 특히, 한국의 경우 자영업 비중이 상대적으로 크고 상당수의 임금근로자들이 능력발휘와 생애기대소득의 극대화를 위해 자영업으로 이동하는 현상은 '자발적 이직'의 가설을 지원한다. 그러나, 한국의 현실은 비자발적인 사유에 의한 이직이 일반적인 것으로 가정된다. 특히, 외환위기에 따른 경제불황의 결과 대량실직이 발생하였고, 이러한 대량실직이 모든 계층에 걸쳐 광범위하게 발생하였다는 점은 '비자발적 이직'에 의한 노동시장 불안정성의 가설을 뒷받침한다.

(단위: %)

근속기간	4년 직장유지율 (1995~1999)	2년 직장유지율	
		1995~1997	1997~1999
산 업			
제조업			
0~<2	27.7	55.6	43.9
2~<9	44.8	68.9	57.6
9~<15	45.6	73.1	62.4
15+	33.9	77.2	47.7
합 계	38.1	65.9	52.5
비제조업			
0~<2	31.8	56.2	41.3
2~<9	48.6	72.2	62.7
9~<15	54.7	83.3	68.2
15+	53.5	84.8	62.5
합 계	44.8	70.3	55.5
직 업			
생산직(단순근로 포함)			
0~<2	29.3	60.3	40.3
2~<9	42.6	70.6	56.5
9~<15	44.1	77.5	55.8
15+	36.1	79.3	46.9
합 계	37.8	69.5	49.6
전문·관리직			
0~<2	37.9	59.6	50.2
2~<9	60.2	76.9	71.8
9~<15	70.5	90.8	83.5
15+	66.7	88.0	74.4
합 계	56.3	76.1	67.1
사무직			
0~<2	31.2	50.4	42.9
2~<9	53.8	71.5	67.1
9~<15	64.6	85.0	80.8
15+	57.7	84.6	70.4
합 계	47.8	67.1	60.5
서비스·판매직			
0~<2	22.4	46.1	35.2
2~<9	28.9	58.4	47.1
9~<15	23.1	58.5	44.8
15+	52.0	83.9	51.9
합 계	26.7	54.3	41.3

[그림 IV-1] 연령대별 4년 직장유지율



상대적으로 경직된 한국노동시장에서 이러한 실증적 사실은 장기근속 계약이 취약하다는 점을 시사하고 있으며 노동시장 유연화 문제와 연관되어 이에 대한 심층적 논의가 계속되어야 한다고 필자들은 생각해 본다.

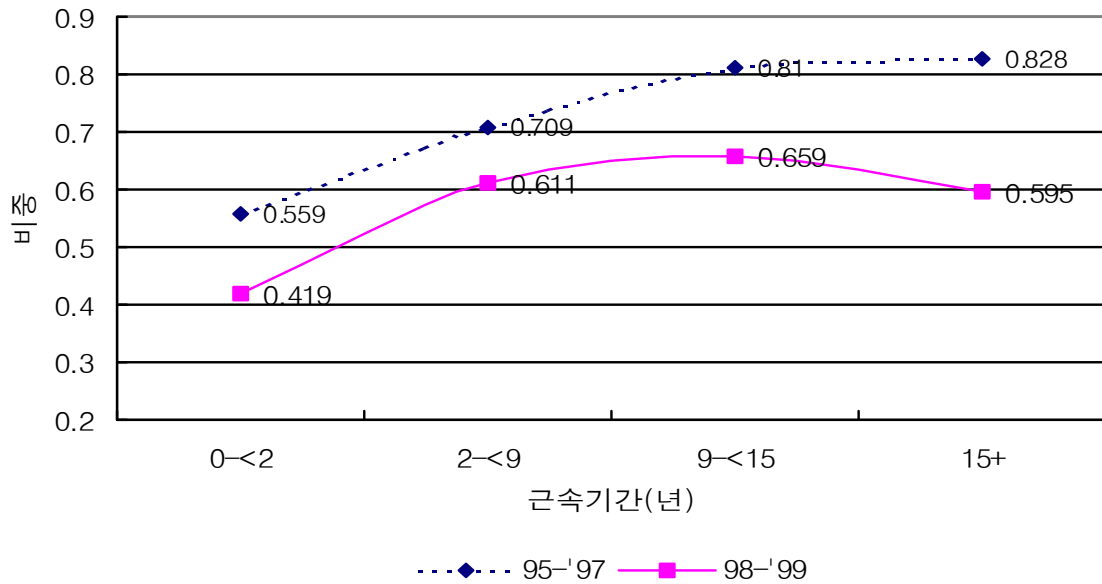
더불어, Neumark *et al.*(1999)의 연구결과에 의하면 1991~1995년 동안 미국의 4년 직장유지율은 생산직 53.1%, 전문관리직 70.1%, 사무직 50.9%, 서비스업 38.8%로 전 직종에서 한국의 4년 직장유지율을 상회하였다. 한국에서 사무직보다 생산직의 노동시장 불안정성이 상대적으로 크다는 점과 제조업이 비제조업보다 낮은 점은 미국노동시장에서는 보이지 않은 현상이다. 직업별로는 한국과 미국 공통적으로 전문·관리직의 직장유지율이 높으며, 서비스·판매직이 가장 낮게 나타난다.

나. 2년 직장유지율

외환위기에 따른 불안정성의 변화를 이해하기 위해 외환위기 이전인 1995~1997년의 2년간과 이후인 1998~1999년의 2년간 직장유지율을 비교하였다. <표 IV-1>과 <표 IV-2>에서 보면 외환위기의 여파로 인해 2년 직장유지율이 모든 계층, 연령대 및 근속기간에 대해 하락하여 외환위기가 노동시장에 미친 충격의 정도를 가늠하게 하여 준다. 1995~1997년과 비교하여 1997~1999년의 2년 직장유지율은 68.8%에서 54.5%로 14.3%나 감소한 것으로 나타나고 있다.

근속년수의 분포에 따른 2년 직장유지율의 하락폭을 살펴보면 [그림 IV-2]와 같이 9년 이상 장기근속자에서 직장유지율이 큰 폭으로 감소하였다. 외환위기 이전인 1995~1997년의 경우 근속기간의 증가에 따라 직장유지율도 단조증가하는 형태를 보였으나 외환위기 이후인 1997~1999년 사이에는 직장유지율이 근속기간 9년 이상 15년 미만 계층의 65.9%를 정점으로 역U자를 그리고 있다. 이는 경제위기 기간동안 근속기간이 2년 이상 9년 미만의 근속자 계층에 비해 2년 미만의 단기근속자와 9년 이상의 장기근속자 계층에서 불안정성이 더욱 심화되었음을 의미한다. 특히 근속기간 15년 이상의 계층에서 직장유지율이 가장 큰 폭으로 하락한 것은 주목되어야 한다.

[그림 IV-2] 외환위기와 근속기간별 2년 직장유지율의 변화



이처럼 장기근속자의 직장유지율이 더욱 큰 폭으로 하락한 현상은 연령대별 직장유지율의 변화에도 똑같이 적용된다. [부도 7]과 같이 연령대별 직장유지율은 연령에 따라 증가하였다가 40세 이상 55세 미만의 계층을 정점으로 다시 줄어드는 역U자 형태를 보이는데, 외환위기로 인해 고연령층일수록 직장유지율의 감소폭이 크게 나타나서 외환위기가 55세 이상 고령자의 고용에 미치는 충격이 매우 컸음을 보여준다.

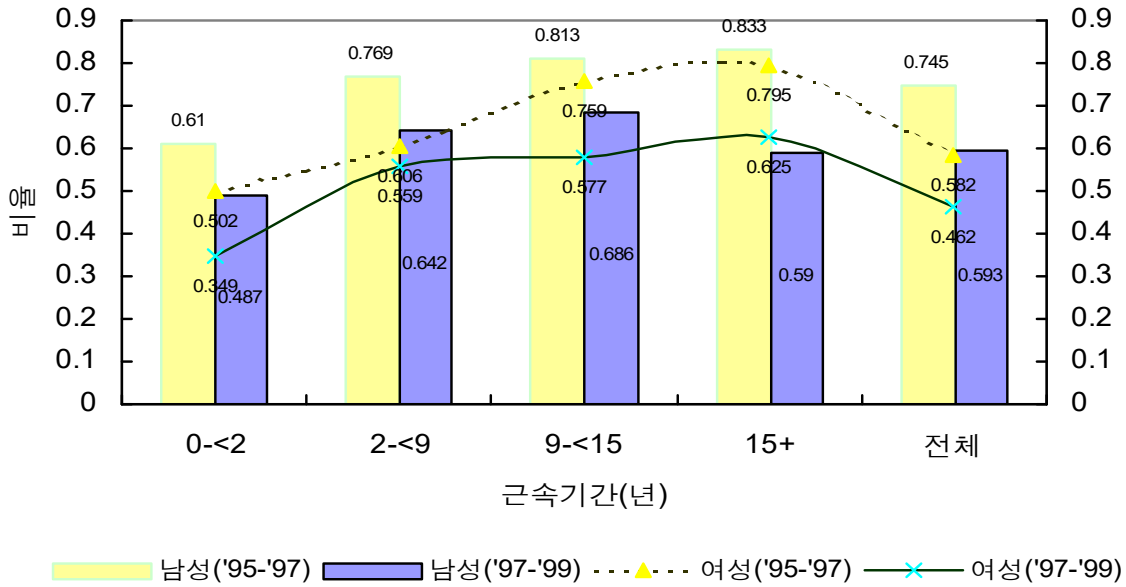
성별 2년 직장유지율의 변화를 살펴보면 여성은 1995~1997년의 58.2%에서 1997~1999년에는 46.2%로 하락하였고 남성은 같은 기간 74.5%에서 59.3%로 낮아졌다. 남성·여성간 직장유지율의 격차를 근속년수별로 살펴보면 [그림 IV-3]과 같이 1995~1997년 동안에는 남성의 직장유지율이 모든 근속기간계층에서 여성보다 더 높게 나타났다. 그러나 이러한 성별 격차는 1997~1999년에 달라지게 된다. 즉 15년 이상 장기근속자의 경우 남성의 2년 직장유지율은 59.0%로 여성의 62.5%를 하회하여 외환위기 이후 남성 장기근속자의 이직규모가 상대적으로 컸다.

또한, 고용형태별로 정규직과 비정규직의 직장유지율을 검토해보면, 일반적으로 인식되는 바와 같이, 외환위기가 비정규직 노동시장의 불안정성에 큰 영향을 미쳤음을 발견할 수 있다. 1995~1997년 사이 정규직과 비정규직의 2년 직장유지율에는 큰 차이를 보이지 않으나 1997~1999년 사이에는 정규직 58.2%, 비정규직 41.3%로 비정규직의 직장유지율 감소폭이 매우 크게 나타났다. 이는 외환위기 전후에 비정규직의 불안정성이 크게 악화되었음을 재차 확인하여준다. 근속기간별로는 근속기간이 증가할수록 직장유지율의 감소폭이 확대되어 비정규직 근로자 중에서도 장기근속자들이 더욱 커다란 충격을 받은 것으로 여겨진다.([부도 8]과 <표 IV-1> 참조)

직종별로는 생산직에서의 2년 직장유지율의 하락폭이 19.9%로 가장 컸었고 그 다음으로 서비스·판매직의 13.0%로 나타났다. 이에 비해 전문·관리직(-9.0%)나 사무직(-6.6%)에서는 하락폭이 상대적으로 낮았다. 생산직과 서비스·판매직에서도 특히 9년 이상 근속자의 불안정성이 크게 악화되어 외환위기로 인한 경제불황의 충격을 크게 받았다. 또한, 서비스·판매 직종을 제외한 전 직종에서 2년 직장유지율의 감소폭은 근속기간에 따라 2년 이상 9년 미만의 근속기간을 중심으로 U자 형태를 취한 것처럼 보인다. 이는 근속기간 2년 미만의 단기근속자나 9년 이상 장기근속자의 노동시장 불안정성이 악화되었음을 알 수 있다. 모든 계층이 외환위기의 악영향을 받았지만 근속기간별로 9년 혹은 15년 이상 근무한 장기 근속한 계층의 직장유지율 감소폭이 컸었고 고용형태별로는 비정규직일수록, 연령대별로는 고연령층일수록, 직종별로는 생산직과 서비스·판매직일수록 노동시장 불안정성이 악화되

었다는 실증분석 결과는 외환위기의 노동시장 불안정성의 계층별로 어떻게 전가되었는가를 보여준다.

[그림 IV-3] 성별, 근속기간별 2년 직장유지율의 변화; 1995-97, 1997-99



V. 노동시장 불안정성의 추정

여기에서는 로짓모형을 이용하여 연령, 성별, 교육기간, 배우자여부 등 사회·경제적 변수들이 이직률에 미치는 영향을 분석함으로써 제IV장에서 발견된 결과들을 보다 체계적으로 정리하도록 한다. 특히, 1995-97년과 1997-99년의 두 기간에 대한 비교분석을 통해 설명변수들의 설명력이 외환위기를 전후로 어떻게 달라졌는지를 살펴보고자 한다.

Y_{ijt} 는 t 년도에 직업 j 에 종사하는 개인 i 가 $t+2$ 년도에도 같은 직업에 종사하는지의 여부를 나타내는 가변수(dummy variable)이다. 이 경우 단순로짓분석의 회귀식은 다음과 같이 설정된다

$$\text{logit}(P[Y_{ijt} = 1 \mid X_{ijt}, J_{ijt}, \Phi_i]) = \Theta_0 X_{ijt} + \Theta_1 J_{ijt} + \Phi_i \quad (1)$$

식(1)에서 X_{ijt} 는 시간에 따라 변화하는(time-varying) 근로자의 특성을, 그리고 J_{ijt} 는 시간에 따라 변화하는 직업의 특성을 의미한다. 또한, Φ_i 는 표본기간 동안에 변화하지 않는 근로자의 특성을 뜻하고 있다. 이 때, $P[Y_{ijt} = 1 \mid X_{ijt}, J_{ijt}, \Phi_i]$ 는 t 년도에 직업 j 에서 종사하는 개인 i 가 $t+2$ 연도이내에 이직할 확률을 나타내고 있으며 $\text{logit}(P)$ 는 $\log[P/(1-P)]$ 을 의미한다.³³⁾

2년 이내 이직률을 추정하기 위해 여기에서는 <표 V-1>에 나타난 바와 같이 설명변수로 연령(age), 연령의 제

33) 본 고에서 사용하는 회귀분석방법은 Bernhardt *et al.*(1999)의 방법을 따른다. 설명변수의 차이는 후술된다.

급(age2), 교육기간(educl), 배우자 유무(spouse), 성별(sex), 총취업기간(GK), 고용형태(jobtype) 및 근속기간 더미(dummy)를 사용하였다.³⁴⁾ 설명변수의 평균값들이 1995년과 1997년의 2년 동안 어떻게 변화하였는가를 살펴보면, 평균연령은 1995년의 36.52세에 비해 1997년에는 37.38세로 다소 증가하였다. 근속기간별로는 2년 이상의 모든 연령대에서 해당 근속자의 비중이 약간 감소하였으며 생애 총취업기간도 1997년에 감소한 것으로 나타나고 있다. 또한, 평균교육기간의 상승과 비정규직 비중의 증가가 보이기는 하지만 명확한 결론을 내릴 수 있을 만큼 유의적인 차이를 내고 있지않다.

<표 V-1> 주요 변수들의 평균과 표준편차

변 수	1995년 기준	1997년 기준
연령	36.52(11.43)	37.38(11.45)
연령의 제곱	1471.88(924.65)	1528.15(937.59)
교육기간(년)	11.72(3.73)	11.86(3.62)
배우자 유무(1: 유 0: 무)	0.66(0.47)	0.68(0.47)
성별(1: 남성 2: 여성)	1.35(0.48)	1.37(0.48)
근속기간(년)		
2-<9년	0.41(0.49)	0.39(0.49)
9-<15년	0.12(0.33)	0.11(0.32)
15년 이상	0.14(0.35)	0.13(0.34)
총취업기간(GK)	13.48(10.11)	12.23(9.96)
고용형태(1: 정규직 0:비정규직)	0.81(0.40)	0.78(0.41)

주 : 괄호 안은 표준편차 값이다

로짓추정의 결과는 <표 V-2>와 같다.³⁵⁾ 1995-1997년과 1997-1999년의 회귀분석결과를 비교해 보면 외환위기로 인한 변화의 규모를 살펴볼 수 있다. 먼저 각 설명변수의 평균치와 추정결과를 이용하여 2년이내 이직률(job seperation rate)을 의태(simulation)분석하면 1995-1997년에는 이직확률이 28.5%이었으나 1997-1999년에는 44.3%로 크게 증가하고 있다.³⁶⁾

34) Bernhardt *et al.*(1999)은 회귀변수로 연령, 연령의 제곱, 교육정도(고등학교 이하, 전문대, 대졸 이상), 근속년수, 전체 취업기간, 지역실업률, 결혼여부, 거주지역 등을 설명변수로 활용하였다. 이외에도 NLS(National Longitudinal Survey)와 NLSY(Natinal Longitudinal Survey of Youth)의 표본을 구분하기 위한 표본더미를 추가하였다. Bernhardt *et al.*은 근속기간을 '0-<1', '1-<3', '3+' 셋으로 구분하고 1년 이상 3년 이하와 3년 이상의 경우에 각각 가변수를 부여하였다. 그러나, 본 고에서는 제IV장과의 일관성 유지를 위해 근속기간을 '0-<2', '2-<9', '9-<15', '15+'의 넷으로 구분하고 '2-<9', '9-<15', '15+'의 세 경우에 대해 각각 가변수를 부여하는 방법을 채택하였다. 근속기간을 Bernhardt *et al.*(1999)과 동일한 방법으로 나누어도 추정결과는 거의 변화가 없음을 밝혀둔다. 또한, 한국의 경우 지역적 편차가 미치는 영향은 일반적으로 미미하기 때문에 본 고에서는 거주지역과 지역 실업률 변수를 제외하였다. 대신 정규직 여부를 나타내는 가변수를 추가하여 추정하였다.

35) 추정시 비임금근로자는 제외하였으며 농림수산업 종사자도 제외하였다. 또한, Bernhardt *et el.*(1999)은 직업 및 산업에 대한 가변수의 포함여부 등에 따라 여러 모형을 설정하고 추정결과를 동시에 보고하고 있다. 본 고에서는 직업 및 산업이 직장유지확률에 미치는 영향이 크지 않을 뿐만아니라 이들 변수의 포함여부가 다른 회귀계수의 추정값에 미치는 영향이 미미한 수준에 그쳐 한 가지 모형에 대한 추정결과만을 보고한다.

36) 이직(separation)을 비자발적 이직과 해고로 나누어 이직의 결정요인을 분석한 연구로 금재호·조준모(1998)를 들 수 있다. 이 연구에서는 외환위기 이전인 1997년도의 고용보험 수급자자료를 이용한 프로빗 분석을 통하여, 연령이 높고 근속기간이 오래될수록 자발적 이직의 가능성은 낮아지지만 반대로 해고 가능성은 증가하는 경향을 보고하였다. 본 고에서는 이직발생의 원인규명에 초점을 맞추기보다 패널자료의 장점을 최대한 활용하여 직장유지율(job retention rate)에 대한 분석결과를 제시하고 있다. 전술된 바와 같이, 직장상실과 자발적 이직의 결정요인 및 이직 후 노동시장 경로에 대한 분석은 계속 연구되어야할 매우 중요한 과제일 것이다.

연령과 연령제곱의 회귀계수 부호는 1995~1997년과 1997~1999년 모두에서 각각 (-)와 (+)로 추정되었으며 1%의 유의수준에서 유의적인 것으로 나타났다. 이직률은 연령이 높아져감에 따라 일정한 연령(1995-1997년 41세, 1997-1999년 39세)까지는 이직율이 하락하다가 그 이후에는 다시 증가하는 U자 패턴을 보인다.³⁷⁾ 연령에 따른 이직률의 변화는 [그림 V-1]에 나타나고 있는데 1995~1997년에 비하여 1997~1999년의 경우에는 연령에 따른 이직률의 변화가 둔화되며 전 연령대에서 높은 수준의 이직율을 경험한 것으로 나타난다.

<표 V-2> 2년 이내 이직률(job seperation rate)의 로짓추정

설명변수	1995~1997년	1997~1999년
상수항	4.3982(0.000)	3.8667(0.000)
연령	-0.2135(0.000)	-0.1184(0.000)
연령의 제곱	0.0026(0.000)	0.0015(0.000)
교육기간(년)	-0.0656(0.000)	-0.0998(0.000)
배우자 유무(1: 유 0: 무)	-0.0318(0.753)	-0.1448(0.148)
성별(1: 남성 2: 여성)	0.1835(0.026)	0.1366(0.096)
근속기간(년) - dummy		
2-<9년	-0.3173(0.000)	-0.6272(0.000)
9-<15년	-0.2321(0.114)	-0.6979(0.000)
15년 이상	-0.0511(0.764)	-0.4081(0.004)
총취업경험(GK)	-0.0556(0.000)	-0.0127(0.038)
고용형태(1: 정규직 0:비정규직)	0.1334(0.186)	-0.4316(0.000)

주 : 괄호 안은 P(>|t|)값이다

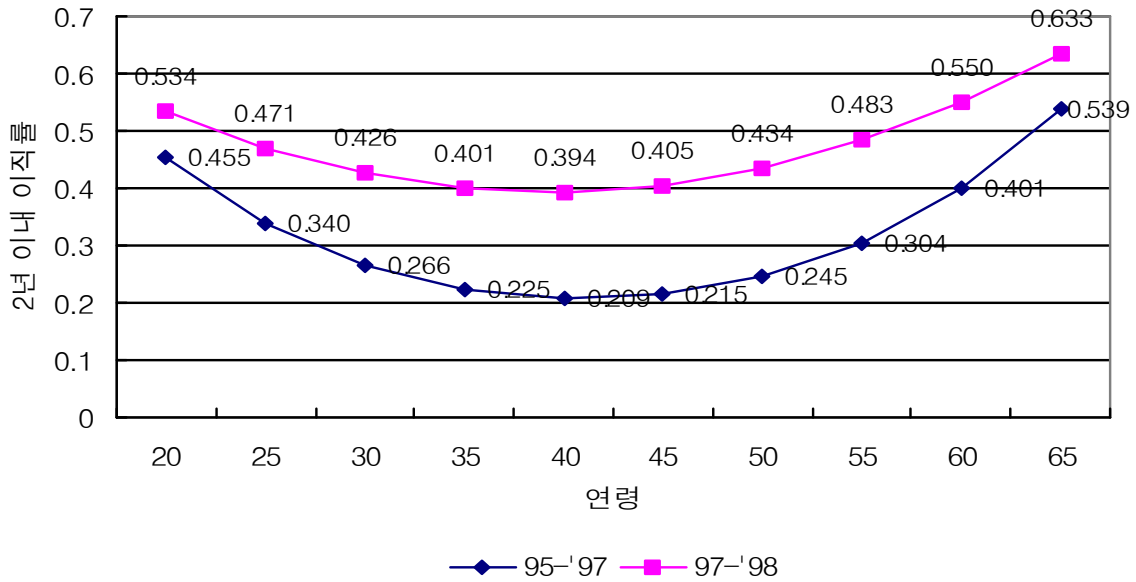
근속기간에 대해서도 근속기간이 증가함에 따라 이직율이 일정한 근속년수까지는 감소하다, 방향을 선회하여, 증가하는 U자의 형태를 취한다. <표 V-3>에서 1995~1997년의 경우 근속기간별 이직확률은 0-<2년이 32.0%, 2-<9년 25.5%, 9-<15년 27.1%, 15년 이상 30.9%로 2-<9년을 저점으로 하고 있다. 이에 대해 1997~1999년에는 근속기간 9-<15년의 범위에서 저점을 이루는 U자 형태를 보인다.³⁸⁾

또한, 교육기간에 대해서는 1995~1997년과 1997~1999년 모두에서 (-)로 나타나서 학력이 낮을수록 이직율이 높아진 것으로 나타난다. 1995~1997년에 비해 1997~1999년의 교육기간 추정치의 절대값은 증가하여 외환위기로 인해 저학력자의 이직률이 큰 폭으로 증가함을 알 수 있었다. 이러한 결과는 저학력 노동시장에서 불안정성이 상대적으로 심화되었다는 점을 의미하고 있다. 총취업경험에 대한 추정치는 1995~1997년과 1997~1999년 모두 (-) 값을 보이고 있으며, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의했다. 이는 노동시장에서의 취업경험이 길수록 이직확률이 감소함을 의미한다. 1995~1997년에 비하여 1997~1999년에는 취업기간에 대한 추정치의 절대값이 감소하여 외환위기 이후 총취업경험이 이직율에 미치는 영향력이 감소하였다.

37) 연령에 따른 이직률의 U자 형태는 미국에서 발견할 수 없는 현상이다. Bernhardt *et al*(1999)에 의하면 연령이 증가함에 따라 이직률은 단조(monotonic) 감소하는 것으로 나타난다. 이는 앞서의 분석결과와 마찬가지로 한국의 고연령층이 장기근속을 향유하지 못하고 있음을 의미한다.

38) 연령의 U자 패턴과 마찬가지로, 근속기간에 따른 이직률의 U자 패턴도 미국에서는 보이지 않는 현상이다. Bernhardt *et al*(1999)에 따르면 미국의 경우 근속기간이 증가해 감에 따라 이직률은 단조감소하는 것으로 나타난다. 이는, 전술된 바와 같이, 한국 노동시장에서 근로자가 상대적으로 장기근속을 향유하지 못함을 의미한다. 특히, 외환위기 이후 이러한 U자 패턴이 더욱 유의적으로 나타난 것은 장기근속자의 노동시장 불안정성이 상대적으로 심화되었음을 시사한다.

[그림 V-1] 연령별 2년 이내 이직확률; 1995-97, 1997-99



<표 V-3> 2년내 이직률의 의태분석 결과

구 분	2년 이내 이직할 확률	
	1995-97	1997-99
전 체	0.285	0.443
성 별		
남 성	0.272	0.431
여 성	0.310	0.465
고용형태		
정규직	0.290	0.420
비정규직	0.263	0.527
교육수준		
중학교 졸업(9년)	0.323	0.514
고등학교 졸업(12년)	0.281	0.440
대학 졸업(16년)	0.231	0.345
근속년수		
0-<2년	0.320	0.536
2-<9년	0.255	0.382
9-<15년	0.271	0.365
15년 이상	0.309	0.435

성별 계수를 살펴보면 1995~1997년과 1997~1999년 모두에서 (-)로 나타나서 여성일수록 이직율이 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 또한, 1995~1997년에 비하여 1997~1999년에서 성별계수 추정치의 절대값이 감소하고 유의수준도 감소하였다. 이는 외환위기 이후에 남성과 여성간 이직율 격차가 감소했음을 의미한다. 배우자여부는 1995~1997년과 1997~1999년 모두에서 비유의적인 것으로 추정되었다. 그러나 1997~1999년의 경우 배우자여부에 대한 추정계수값과 유의수준 모두 증가하여 외환위기 이후의 고용조정과정에서 결혼 및 배우자 여부가 비자발적

이직에 영향을 미쳤을 가능성이 간접적으로 제기된다.³⁹⁾

정규직 더미(dummy)의 계수는 1997~1999년에 들어 매우 급격하게 변화한다. 1995~1997년동안 정규직더미는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 추정되었으며, 추정계수의 부호도 (+)로 나타나 비정규직일수록 이직률이 오히려 감소한다는 결과를 가져왔다. 따라서, 1995~1997년에는 정규직·비정규직 여부가 이직률에 영향을 미치지 않았음을 알 수 있다. 그러나, 1997~1999년에는 이직률이 정규직·비정규직 여부에 의해 상당한 영향을 받게 된다. 정규직의 경우 2년 이내 이직률은 42.0%로 추정되나 비정규직은 52.7%로 비정규직의 절반 이상이 2년 이내에 이직하는 것으로 나타났다.(<표 V-3> 참조) 따라서 제IV장의 결과처럼 비정규직이 외환위기의 충격을 더 받았으며 이들의 근속기간이 단기화되었다는 점을 시사한다. 이러한 추정결과는 외환위기로 인해 노동시장 불안정성이 모든 계층에 대해 증가하였다는 앞 장의 직장유지율 분석결과와 일치한다. 계층별로 고용형태에 따라서는 비정규직일수록, 연령별로는 40세 이상일수록, 그리고 교육수준별로는 저학력일수록 2년 이내 이직할 확률의 증가폭이 높았던 것으로 나타났다.

VI. 결론

한국 노동시장의 불안정성의 규모와 변화를 파악하기 위해 본고에서는, 1999년 Journal of Labor Economics(17, no.4)에 기고된 논문들과 가능한 동일한 방법으로 한국노동패널자료를 재구성하여 비교분석을 시도하였다. 실증분석결과 외환위기 이후 한국 노동시장의 불안정성 정도는 1980~1990년대에 걸쳐 미국 노동시장에 나타났던 불안정성에 비하여 매우 급격한 증가추세를 보이는 것은 우리의 예상과 일치한다. 그러나 과연 이러한 증가추세가 외환위기 이후에도 지속될 것인가의 문제와 노동시장 불안정성의 요인이 제도적 요인인지, 단순히 경기적인 요인인지는 향후 한국노동패널의 자료가 더 구축된 이후에나 검증가능할 것이다.

한국노동패널의 1차·2차 자료를 사용하여 한국노동시장의 불안정성을 분석한 결과는 다음과 같이 정리된다. 첫째, 1년 이하 단기근속자의 비중을 살펴보면 외환위기 이후 단기근속자의 급속한 증가에 따라 30대 이상 연령대에서 단기근속 여성의 비중은 미국의 1980~1990년대에 나타나지 않는 수준까지 현저하게 높아진다. 더불어 남·여 모두 연령이 증가하면서 단기근속자의 비중이 감소하다가 30·40대를 기준으로 다시 증가하는 U자 형태를 그리거나 또는 비슷한 수준에서 횡보하는 현상은 미국에서 발견되지 않는다.

둘째, 외환위기 이전에는 정규직의 경우 1년 이하 단기근속자가 점유하는 비중은 거의 변화가 없다가 외환위기 직후인 1998년 14.0% 수준으로 다소 하락한 후 1999년 들어 그 비중이 16.8%로 반전하였다. 한편 비정규직은 1994년 이래 지속적으로 증가하는 추세를 나타내다가 외환위기 이후 급격한 증가세를 보이고 있다.

셋째, 1995~1999년의 4년 직장유지율은 42.6%로 미국의 1983~1987년 기간 중의 56.6%, 1987~1991년의 54.5%, 1991~1995년의 57.1%에 비하여 상대적으로 낮아 한국 노동시장의 불안정성이 상대적으로 심각했음을 알 수 있다. 미국의 최근 4년 직장유지율(1991~1995)과 비교하여도 한국의 4년 직장유지율은 상대적으로 낮은 수준이다. 성별로도 남성·여성 모두 미국의 직장유지율은 한국보다 훨씬 높은 수준이며, 특히 여성의 경우 직장유지확률의 한·미간 차이가 남성보다 더욱 크게 나타났다.

넷째, 근속기간의 증가에 따라 4년 직장유지율은 점차로 증가하다가 근속기간 9년 이상 15년 미만의 계층에서 정점을 이룬 후 감소하는 역U자 모양을 그리고 있었다. 연령대별로도 4년 직장유지율은 40세 이상 55세 미만 계

39) Bernhardt *et al.*(1999)의 연구에서도 결혼한 근로자가 낮은 이직율을 경험하는 것으로 나타나고 있다.

층을 중심으로 역U자 형태를 보인다. 이러한 현상은 한국과 미국 모두에서 동일하게 나타나지만 한·미간 직장유지율 격차는 연령의 증가에 따라 확대되어감을 알 수 있었다.

다섯째, 1995~1997년과 1997~1999년의 두 시기를 대상으로 2년 직장유지율의 변화를 살펴본 결과 모든 계층이 외환위기의 악영향을 받았지만 근속기간별로는 9년 혹은 15년 이상 근무한 장기근속자의 직장유지율 감소폭이 컸었고 고용형태별로는 비정규직일수록, 연령대별로는 고연령층일수록, 직종별로는 생산직과 서비스·판매직일수록 노동시장 불안정성이 악화되었다

여섯째, 2년 이내 이직확률을 로짓분석한 회귀계수 추정치와 설명변수의 평균치를 이용하여 의태분석(simulation)한 결과 1995-97년 사이에는 이직할 확률이 28.5%이었으나 외환위기 이후인 1997~1999년에는 그 확률이 44.3%로 크게 증가하고 있다.

노동시장 불안정성의 실체를 정확하게 이해하기 위해서는 1990년대 중반 이후에 늘어난 이직(job separation)의 원인을 실증적으로 규명할 필요가 있을 것이다. 구체적으로 노동시장 불안정성의 증가가 자발적 이직의 증가로 인한 것인지 아니면 비자발적 해고의 증가로 인한 것인지를 규명하는 작업은 한국 노동시장의 불안정성에 관한 이해를 높일 수 있을 것으로 판단된다. 그러나 이러한 문제점들이 충분히 고려되지 못한 것이 본 연구의 한계로 남겨지며 이에 대한 연구는 추후의 과제로 남겨둔다.

참고문헌

- 금재호, 「비정규직 함정은 존재하는가?」 노동동향분석, 제13권 3호, 한국노동연구원 (2000)
- 금재호·조준모, 「이직의 원인과 행태에 관한 연구:기업규모별 분석」 노동경제논집, 제21집, 2호 (1998): 163-194
- 류기철, 「취업형태의 지속성에 관한 연구」 제2차노동패널학술대회 발표집 (2000): 135-153.
- 류재우·김재홍, 「근래의 상용직 비중 변화의 양상과 요인」 제2차노동패널학술대회 발표집 (2000): 113-134.
- 이병희, 「반복실업과 실업의 장기화」 노동경제논집, 제23집 1호 (2000): 1-25.
- Beck, Matthias, "The Law and Economics of Dismissal Regulation: a Comparative Analysis of the US and UK System," In: De Geest, Gerrit, Jacques Siegers, and Roger Van den Bergh (Eds.), *Law and Economics and the Labor Market* (1999), London: Edward Elgar Publishing
- Bernhardt, Annette; Morris, Martina; Handcock, Mark S.; and Scott, Marc A., "Trends in Job Instability and Wages for Young Adult Men," *Journal of Labor Economics* 17, no. 4 (1999)
- Boisjoly, Johanne; Duncan Greg J.; and Smeeding, Timothy, "The Shifting Incidence of Involuntary Job Losses from 1968 to 1992." *Industrial Relations* 37, no. 2 (1998): 207-31.
- Collins, Hugh, "The Meaning of Job Security," *Industrial Law Journal*, 20 (1991): 227-239
- Diebold, Francis X.; Neumark, David; and Polsky, Daniel, "Comment on Kenneth A. Swinnerton and Howard Wial, "Is Job Stability Declining in the U.S. Economy?" *Industrial and Labor Relations Review* 49, no. 2 (1996): 348-52 (a)
- _____, "Job Stability in the United States." *Journal of Labor Economics* 15, no. 2 (1997): 348-52 (b)
- Farber, Henry S., "The Changing Face of Job Loss in the United States, 1981-1995." *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics* (1997) (a)
- _____, "Trends in Long Term Employment in the United States, 1979-1996." *Working Paper* no. 384 (1997), Princeton, NJ: Princeton University (b)
- _____, "Are Lifetime Jobs Disappearing? Job Duration in the United States: 1973-1993," *Working Paper*, no. 5014, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research (1995)
- Gottschalk, Peter, and Moffit, Robert, "Changes in Job Instability and Insecurity Using Monthly Survey Data," *Journal of Labor Economics* 17, no. 4 (1999)
- Hall, Robert, "The Importance of Lifetime Jobs in the U.S. Economy," *American Economic Review*, 72, no. 4 (1982): 716-724.
- Jaeger, David A., and Stevens, Ann Huff, "Is Job Stability in the United States Falling? Reconciling Trends in the Current Population Survey and Panel Study of Income Dynamics." *Journal of Labor Economics* 17, no. 4 (1999): 1-28
- Koike, Kazuo, "Japan's Industrial Relations: Characteristics and Problems," *Japanese Economic Studies*, 7, no.

3 (1978): 42-90

Marcotte, Dave E., "Declining Job Stability: What We Know and What It Means." *Journal of Policy Analysis and Management* 14, no. 4 (1995): 590-98.

Monks, James, and Pizer, Steven, "Trends in Voluntary and Involuntary Job Turnover." *Industrial Relations* 37, no. 4 (1998): 440-59.

Neumark, David; Polsky, Daniel; and Hansen, Daniel, "Has Job Stability Declined Yet? New Evidence for the 1990s." *Journal of Labor Economics* 17, no. 4 (1999)

OECD, *Employment Outlook* (1999), Paris: OECD Publication, 129-132

Polksy, Daniel, "Changing Consequences of Job Separation in the United States." *Industrial and Labor Relations Review* 52 (1999): 562-76.

Rose, Stephen, "Declining Job Security and the Professionalization of Opportunity." National Commission for Employment Policy. *Research Report* no. 95-04 (1995)

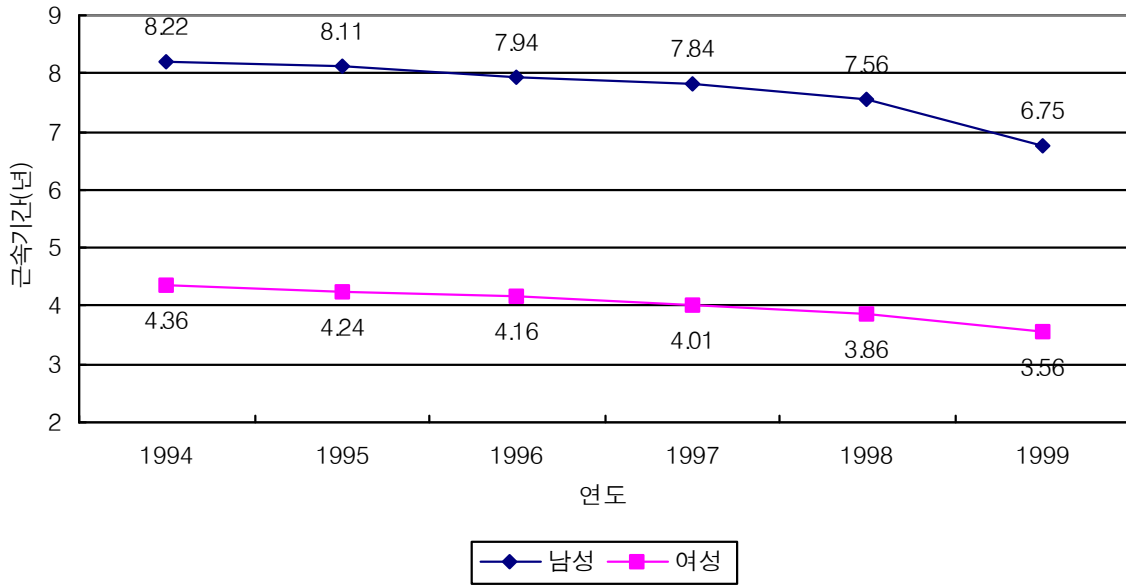
Swinnerton, Kenneth A., and Wial, Howard, "Is Job Stability Declining in the U.S. Economy?" *Industrial and Labor Relations Review* 48, no. 2 (1995): 293-304.

_____, "Is Job Stability Declining in the U.S. Economy? Reply to Diebold, Neumark, and Polsky." *Industrial and Labor Relations Review* 49, no. 2 (1996): 352-55.

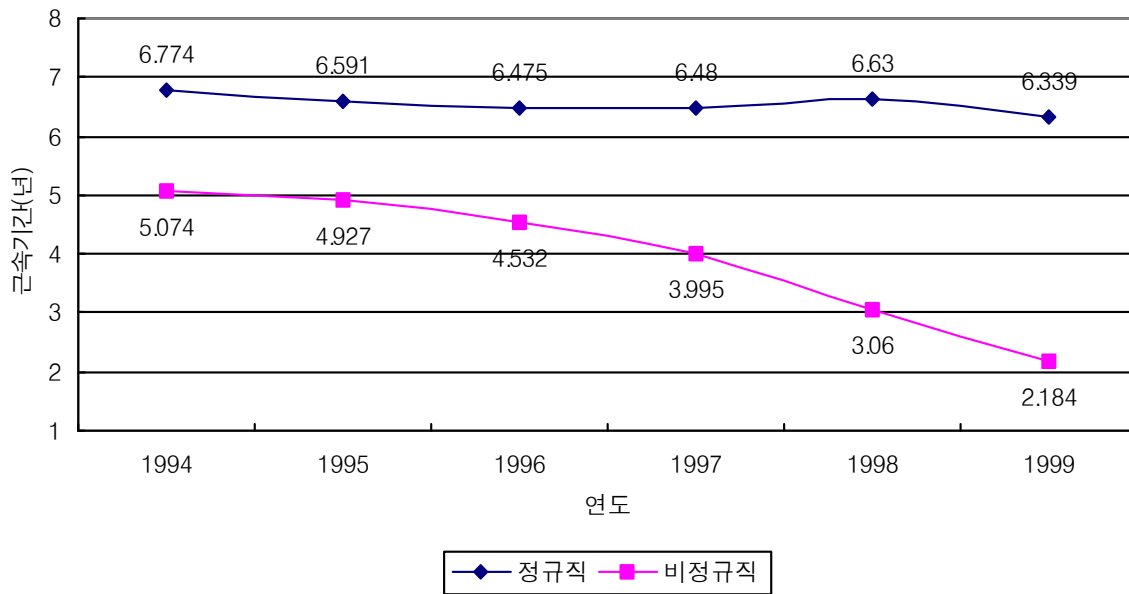
Ureta, Manuelita, "The Importance of Lifetime Jobs in the U.S. Economy Revisited," *American Economic Review*, 82, no. 1 (1992): 322-334

부도(附圖)

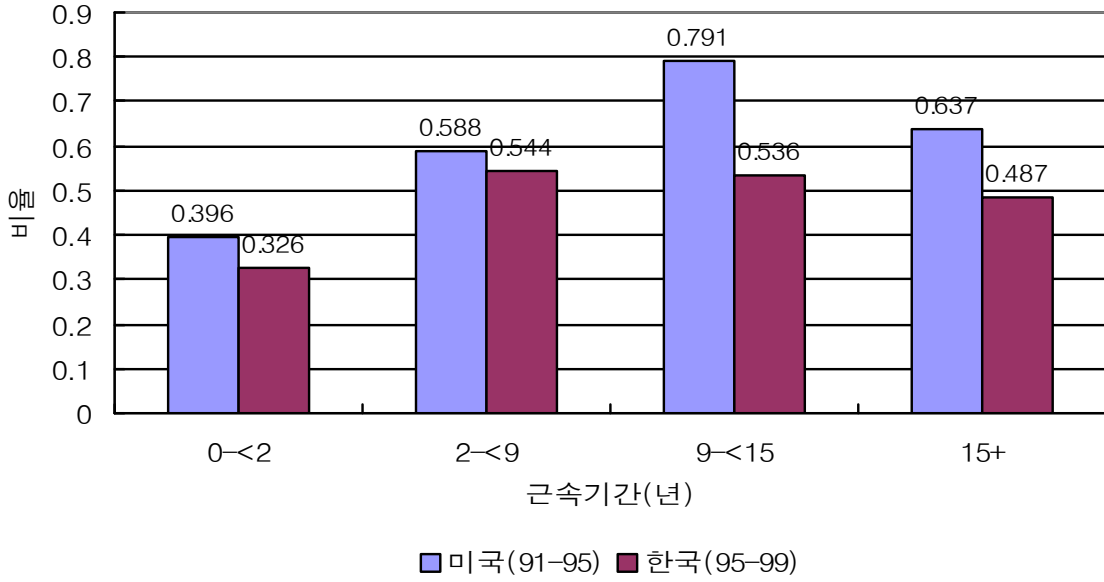
[부도 1] 성별 평균근속년수의 추이



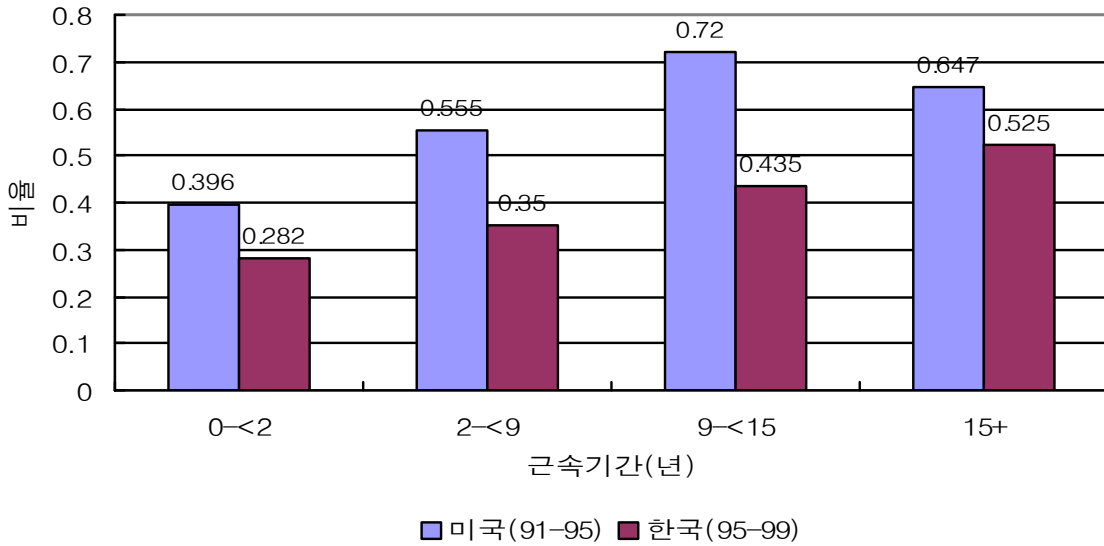
[부도 2] 고용형태별 평균근속년수의 추이 - 건설업 제외



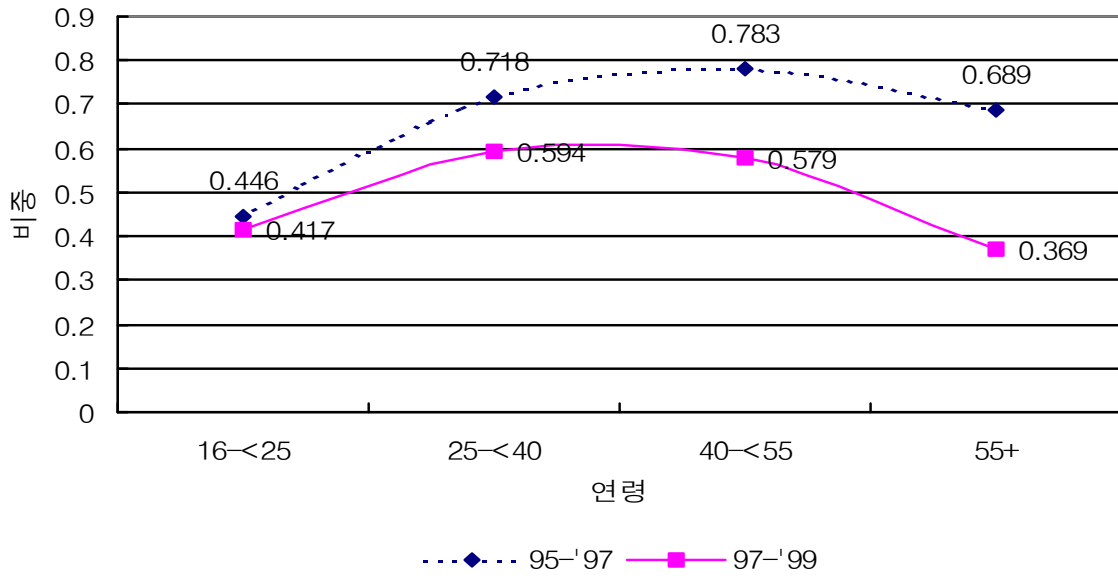
[부도 3] 근속기간별 4년 직장유지율 - 남성 임금근로자



[부도 4] 근속기간별 4년 직장유지율 - 여성 임금근로자



[부도 5] 연령대별 2년 직장유지율의 변화; 1995-97, 1997-99



부표(附表)

<부표 1> 1년 이하 근속자 비중의 분포와 추이; 전체 임금근로자

구 분	1994년	1995년	1996년	1997년	1998년	1999년
1년 이하 근속자 비중						
합 계	17.31	18.91	21.04	20.92	24.39	29.55
20~30세 미만	29.93	29.86	34.51	34.32	35.16	39.32
30~40세 미만	12.33	15.29	16.35	17.45	21.10	24.70
40~50세 미만	8.52	12.54	12.38	13.69	18.54	26.23
50~60세 미만	9.87	9.24	14.29	10.87	18.83	27.07
남 성	14.32	15.71	17.55	16.40	19.46	24.21
20~30세 미만	30.33	32.58	36.39	33.43	34.97	40.33
30~40세 미만	9.51	11.69	13.07	13.28	16.25	19.28
40~50세 미만	5.27	7.02	7.12	8.55	12.52	18.18
50~60세 미만	8.68	6.03	10.9	7.84	14.47	22.22
여 성	23.39	25.06	27.50	28.92	32.68	38.15
20~30세 미만	29.44	26.66	27.5	35.28	35.33	38.34
30~40세 미만	20.72	25.31	32.35	28.12	33.15	37.97
40~50세 미만	16.36	24.54	24.86	23.31	28.93	37.91
50~60세 미만	13.39	17.97	23.10	18.12	29.69	38.64
정규직 임금근로자	17.07	18.76	20.56	19.29	19.69	21.50
비정규직 임금근로자	18.41	19.58	23.10	27.23	40.53	52.47
10년 미만 근속자 비중						
합 계	75.25	76.03	76.94	78.21	79.26	81.09
20~30세 미만	97.62	97.95	98.55	98.51	98.52	98.90
30~40세 미만	77.65	78.76	80.68	82.70	83.46	83.25
40~50세 미만	49.53	52.05	54.51	58.55	60.97	65.70
50~60세 미만	48.65	51.47	52.45	54.74	57.17	66.44
남 성	68.92	69.53	70.44	71.72	72.87	74.63
20~30세 미만	97.39	98.03	98.42	98.49	98.42	98.78
30~40세 미만	76.00	77.42	79.14	81.12	82.12	81.20
40~50세 미만	38.61	40.07	43.04	46.78	47.97	52.08
50~60세 미만	39.22	40.52	40.87	43.14	48.43	57.46
여 성	88.10	88.49	88.96	89.71	90.06	91.51
20~30세 미만	97.91	97.85	98.69	98.54	98.63	99.01
30~40세 미만	82.57	82.50	84.70	86.74	86.79	88.24
40~50세 미만	75.91	78.07	77.89	80.62	83.43	85.44
50~60세 미만	76.79	81.25	81.94	82.55	78.91	87.88
정규직 임금근로자	75.83	76.63	77.58	78.25	77.84	78.30
비정규직 임금근로자	72.60	73.38	74.19	78.05	84.16	89.02

<부표 2> 1년 이하 근속자 비중의 분포와 추이; 남성가구주와 여성가구주(또는 배우자)

구 분	1994년	1995년	1996년	1997년	1998년	1999년
1년 이하 근속자 비중						
합 계	14.86	15.99	16.85	17.01	20.03	25.98
20~30세 미만	26.44	25.89	27.11	29.12	24.15	29.83
30~40세 미만	12.60	11.34	16.12	17.58	20.70	24.34
40~50세 미만	8.66	6.77	12.31	13.49	18.45	26.06
50~60세 미만	8.96	5.62	13.88	10.37	18.37	27.06
남 성	11.74	12.23	13.16	12.56	14.90	19.57
20~30세 미만	24.74	25.89	27.54	26.69	22.90	26.19
30~40세 미만	9.61	11.34	12.3	12.90	15.13	17.61
40~50세 미만	5.34	6.77	6.92	8.28	12.25	18.27
50~60세 미만	8.59	5.62	10.83	7.74	13.92	22.65
여 성	21.93	24.22	24.85	26.28	30.55	37.85
20~30세 미만	28.69	25.08	26.48	32.67	26.09	34.65
30~40세 미만	21.38	25.67	25.88	29.39	34.12	39.62
40~50세 미만	16.74	24.43	23.39	23.21	29.14	37.46
50~60세 미만	10.20	17.54	22.31	17.29	29.75	37.80
정규직 임금근로자	14.51	15.7	15.76	15.28	14.97	17.16
비정규직 임금근로자	16.41	17.22	21.09	23.21	36.42	49.72
10년 미만 근속자 비중						
합 계	72.22	72.10	72.00	72.82	73.18	75.69
20~30세 미만	97.37	97.80	98.56	98.19	97.44	97.63
30~40세 미만	77.52	78.21	79.83	82.09	82.52	82.31
40~50세 미만	49.53	51.91	54.32	58.34	60.80	65.49
50~60세 미만	47.88	50.44	51.22	52.11	55.81	65.83
남 성	65.96	65.63	65.63	66.45	66.96	68.78
20~30세 미만	97.27	97.77	98.40	98.65	97.66	97.62
30~40세 미만	75.62	76.48	77.93	79.91	80.57	79.30
40~50세 미만	38.55	39.93	42.67	46.47	47.85	52.12
50~60세 미만	38.96	40.24	40.56	42.69	47.25	56.96
여 성	86.38	86.29	85.85	86.23	85.94	88.50
20~30세 미만	97.49	97.83	98.81	97.52	97.10	97.64
30~40세 미만	83.10	83.00	84.71	87.61	87.24	89.14
40~50세 미만	76.28	78.24	78.31	80.52	83.14	85.07
50~60세 미만	77.55	80.70	80.77	80.45	77.69	87.40
정규직 임금근로자	72.62	72.58	72.30	72.35	70.88	71.62
비정규직 임금근로자	70.43	70.03	70.86	74.50	80.62	86.66