

## 여성의 미취업탈출요인에 대한 연구 : 성별비교를 중심으로

성 효 용\* · 김 민 경\*\*

### 초 록

1997년 말 경제위기 이후 비정규직의 급격한 증가는 우리나라 노동시장의 변화를 보여주는 중요한 특징이다. 특히 여성의 경우 미취업자가 정규직뿐만 아니라 비정규직으로 취업할 확률은 남성에 비해 낮은 것으로 나타난다. 본 논문은 미취업상태로부터 탈출할 확률과 그 결정요인을 기간분석모형(duration analysis model)을 이용하여 분석한다. 또한 이전 직장의 고용형태와 새로운 직장의 고용형태 사이에서 나타나는 상관관계를 분석한다. 분석에 이용된 자료는 한국노동연구원의 노동패널자료이다.

카플란 메이어 방법(Kaplan-Meier method)을 이용하여 여성의 미취업탈출 요인을 추정한 결과, 전체적으로 취업을 시도한 2개월 시점에서 취업할 가능성이 가장 높게 나타났으며, 남성의 경우 여성에 비해 전 기간에 걸쳐 취업할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 콕스 비례적 해azard 모형(Cox proportional hazard model)의 추정 결과, 이전 직장에서 비정규직으로 고용되었던 여성의 재취업가능성이 높게 나타났다. 또한 남성의 경우 학력이 높을수록 취업가능성이 높지만, 여성의 경우는 일정한 관계를 보이지 않았으며, 가구주일수록, 미혼여성일수록 취업할 가능성이 높았다. 다출구 위험 모형(competing risks model)의 추정결과, 남성의 경우 학력이 높을수록 정규직으로 재취업할 가능성이 높고, 비정규직으로 재취업할 가능성은 낮은 것으로 나타났다. 반면 여성의 경우 학력이 높을수록 재취업가능성이 낮은

\* 성신여자대학교 경제학과 교수, \*\* 한국직업능력개발원 인적자원개발지원센터 연구기획팀 연구원

것으로 나타났다. 이전 직장의 고용형태가 비정규직인 경우, 정규직으로 취업할 가능성은 낮은 반면, 비정규직으로 취업할 가능성은 높은 것으로 나타났다. 즉 경제위기 이후 노동시장에서 비정규직이 구조화되어 있다고 볼 수 있다.

주요어 : 여성, 비정규직, 해자드 모형, 다출구 위험 모형

## I. 서 론

한국의 노동시장에 내재하고 있던 비정규직<sup>1)</sup> 노동문제는 1997년 말 경제 위기를 계기로 현실의 문제로 대두되었다. 비정규직이 증가하는 상황에서 ‘재취업할 경우 이전직장의 고용형태가 취업확률에 영향을 미치는가’ 그리고 ‘비정규직 경력이 새로운 직장에서의 고용형태에 영향을 미치는가’를 분석하는 것은 우리나라의 노동시장구조를 분석함에 있어서 매우 중요한 과제이다. 기존의 연구결과에 의하면 일단 비정규직으로 종사하게 되면 정규직으로의 전환이 어렵고(남재량·김태기, 2000; 김태홍, 2002), 특히 여성의 경우 남성에 비해 정규직으로의 전환이 어려운 것으로 나타났다.<sup>2)</sup> 또한 실업기간(미취업기간)을 이용하여 미취업탈출 요인을 분석한 결과, 이전직장이 비정규직이면 정규직보다 비정규직으로 재취업할 가능성이 높다는 연구결과가 제시되었다(안주엽, 2001; 장지연, 2001).

본 연구는 여성이 미취업상태로부터 탈출할 확률과 그 결정요인을 살펴보고, 비정규직 경력이 재취업시 고용형태에 영향을 미치는지를 콕스 비례적 해자드 모형(Cox proportional hazard model)을 통해 분석한다. 기존의 연구는 나이, 성별, 교육수준, 부양가족의 수, 구직자가 속한 지역의 실업률이 실

1) 정규직, 비정규직 용어를 정상적인 혹은 바람직한 고용형태라는 가치판단을 함축하고 있다고 판단하여 정형, 비정형근로자라고 사용하지만(최경수, 2001), 본 연구에서 사용하는 비정규직은 그러한 가치판단까지 고려한 것은 아니다.

2) 금재호(2002)에 따르면 우리나라 노동시장은 고생산성·고임금·고용안정의 직업계층 상층부는 남성이 차지하고 있고, 여성은 저생산성·저임금·고용불안의 하층부에 머물러 있다. 또한 여성 자체도 연령과 경력단절을 중심으로 저연령·고학력·고소득계층과 고연령·저학력·저소득의 두 계층으로 구분된 이중구조가 발생한다. 즉 전문직에 종사하는 여성을 제외하고 대부분 20대 후반 30대 초반 경력단절을 경험한 여성은 그 후로 임시직·일용직으로 하향 취업하는 것으로 나타났다.

업(미취업)탈출확률의 중요한 결정요인이었으며, 남성이 여성보다 재취업할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 본 연구는 기존의 연구방법과는 달리 고용형태(정규직·비정규직) 변수를 추가하여 비정규직 경험이 재취업에 영향을 미치는지 살펴본다. 즉 개인특성, 가구특성 이외에 이전직장의 고용형태가 정규직 또는 비정규직으로의 재취업에 영향을 미치는지 살펴본다. 이와 같은 실증분석을 바탕으로 본 연구는 경제위기 이후 우리나라의 노동시장에서 비정규직의 구조화 여부를 평가한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장은 기존의 연구결과를 검토한다. 제3장은 본 연구에서 사용하는 한국노동패널 직업력 자료(4차년도)의 특성 및 기초통계량, 그리고 실증분석모형을 설명한다. 제4장은 카플란 메이어 방법(Kaplan-Meier method), 콕스 비례적 위험도 모형(Cox proportional hazard model) 분석, 그리고 다출구 위험 모형(competing risks model) 등을 이용한 실증분석 결과를 제시한다. 제5장은 실증분석 결과를 요약하고 본 연구의 의의 및 한계점을 제시한다.

## II. 선행연구고찰

미취업탈출요인에 대한 어수봉(1994)의 연구결과에 따르면 나이가 많을수록, 남성일수록, 교육년수가 길수록, 기혼자일수록, 가구주일수록 탈출확률이 큰 것으로 나타났고, 전직장에서의 근속기간이 길거나 임금근로자일수록 탈출확률이 낮은 것으로 나타났다. 또한 김영옥(1998)은 미취업기간이 길어질수록 인적자본의 손실, 적절한 일자리에 대한 정보의 부족, 그리고 가사일에 대한 선호도의 점증 등으로 인해 탈출확률이 현저히 줄어드는 결과가 나타났다. 이는 미취업기간이 길어질수록 취업하기 어렵다는 기존의 연구결과와 일치한다. 비슷한 결과로 박성준(1998)은 지수분포 해자드 함수 추정결과, 남성일수록, 배우자가 있을수록, 그리고 교육수준이 높을수록 실업으로부터 탈출확률이 높은 것으로 나타났다. 의중임금(reservation wage)의 변수는 탈출확률과 부의 관계를 나타내고 있어, 의중임금이 높을수록 탈출확률이 작

아지며, 연령이 높을수록 탈출확률이 높은 것으로 나타났다.

한편 1997년 하반기 이후 발생한 실직자와 신규노동시장 진입자의 미취업 기간탈출의 경로를 정규직과 비정규직, 비임금근로의 형태로 구분하여 분석한 장지연(2001)의 연구결과에 따르면, 전기간에 걸쳐 남성의 탈출률이 여성의 탈출률보다 대체로 높고, 미취업기간의 초반에는 여성의 탈출률이 낮은 것으로 나타났다.<sup>3)</sup> 또한 남성의 경우 초반에는 정규직의 재취업 가능성이 비정규직의 재취업 가능성보다 높다가 3개월 이후에는 비슷한 수준으로 유지되는데 비해 여성의 경우는 첫 한 달을 제외하고는 전기간에서 대체로 비정규직의 재취업 가능성이 높다는 분석결과를 제시하고 있다. 즉 연령, 학력, 가족배경, 노동시장 경력 등 다양한 변수를 통제한 후 여성은 정규직 임금근로자나 비임금근로자의 형태로 미취업상태를 탈출할 가능성이 남성에 비하여 현저히 낮은 것으로 확인되었다.

여성의 경우 청년층과 장년층의 정규 또는 비정규직의 미취업탈출 가능성의 차이가 크지 않으며, 대졸여성과 고졸여성의 비정규직의 취업 가능성 면에서 차이가 분명하지 않았다. 가족배경 변수의 경우, 기혼여성이 미혼여성에 비해서 임금근로자로 미취업기간을 탈출할 가능성은 낮지만, 가구주일 경우에는 비정규 임금근로로 탈출 가능성이 높아지는 것으로 나타났다. 이전 직장이 비정규직이었던 사람은 남녀를 불문하고 정규직으로 재취업하기 어려우며, 비정규직의 재취업 가능성이 높아지는 것으로 나타났다. 지역의 실업률이 높을수록 여성은 정규직 임금근로로의 탈출률이 낮아지는 추세가 뚜렷함을 알 수 있다.

또한 안주엽(2000)은 경제위기 전후 실직을 경험한 근로자가 재취업하기 까지 소요된 경과기간의 분석을 통하여 실직기간과 임금근로나 자영업을 통한 재취업에 영향을 미치는 요인을 분석하였다. 그 결과, 비정규직에서 실직한 경우, 미취업상태를 유지할 확률이 74%로 정규직에서 실직한 경우의 53%를 크게 상회하는 것으로 나타나, 비정규직 일자리 자체의 낮은 고용안

---

3) 이와 같은 연구결과는 영국의 경험과 대비되는 것으로 Boheim and Taylor(2000)에 따르면 영국 여성의 실업기간이 남성보다 짧은 것으로 나타났다. 즉 남성은 정규직으로 이동하려 하지만 여성은 상대적으로 취업이 용이한 비정규직으로 이동함으로써 실업기간이 짧고 실업으로부터의 탈출확률도 높다는 것이다.

정성 뿐 아니라 실직한 경우 재취업확률도 낮다는 특성을 보여주었다. 보다 구체적으로 여성, 청년층, 고연령층, 저학력자, 건강상 문제가 있는 자 등 근로취약계층과 이전 직장에서 비정규직으로 일한 경우 비정규직을 선택할 확률이 높으며, 다른 요인들을 통제하였을 때, 최근 경제위기 중에 입직한 근로자들이 비정규직을 선택할 확률이 통계적으로 유의미하게 높았다는 연구 결과를 제시하였다. 이처럼 이전 직장이 비정규직인 경우는 다시 비정규직으로 취업할 가능성이 높다는 공통된 연구결과가 제시되었다.

### III. 자료와 분석모형

#### 1. 분석자료

본 연구에서 이용된 분석자료는 『한국노동패널』의 직업력 자료(4차년도)와 개인 및 가구자료를 결합한 것이다. 직업력 자료는 개인이 15세부터 조사시점까지 가졌던 모든 직업과 그 지속기간을 조사한 것으로 최초 조사 시점에서 과거에 가졌던 직업을 기술한 회고적 정보(retrospective data)<sup>4)</sup>와 해당조사에서 얻은 현재의 직업에 관한 정보<sup>5)</sup>를 개인별로 결합한 것이다. 분석대상은 한국노동패널 조사시점인 1998-2001년의 기간에 미취업을 경험한 자로서 미취업기간은 각각의 취업주기 사이의 기간으로 계산된다. 본 연구에서 실업기간을 사용하지 못하고 미취업기간으로 사용한 이유는 직업력 자료로는 실업기간과 비경제활동기간을 구분하는 것이 불가능하기 때문이다.<sup>6)</sup> <표 1>에 제시된 분석표본 도출과정을 살펴보면, 먼저 직업력 자료와 가구

4) 회고적 자료는 크게 두 부분으로 나눌 수 있는데, 15세 이후에 경험한 직업에 대한 회고적 자료는 입직 시기, 퇴직 시기를 비롯해 산업, 직업, 종사상 지위 등 세 가지의 직업정보만을 제공하고 있는 반면, 현 직장 바로 직전에 보유하고 있던 직업에 대해서는 입직 시기, 퇴직 시기, 산업, 직업, 종사상 지위와 더불어 종업원 수, 퇴직사유, 월평균 임금 등의 정보를 제공한다.

5) 현 직장에 대한 정보는 15세 이상의 가구원 개인에 대해 조사한 내용으로 가구원의 경제활동상태에 따라 임금근로자, 비임금근로자, 미취업자에 적합한 내용들로 구성된다.

6) 방하남·장지연(2000), 안주엽(2000)

및 개인 자료를 결합한 후, 취업시점과 퇴직시점이 관찰되지 않은 경우와 65세 이상 근로자를 삭제한다. 또한 정보가 부족하기 때문에 회고년 자료를 삭제하였으며, 조사당시 미취업이 지속된 경우는 조사시점의 면접월을 사용하여 미취업기간을 구하였다. 면접월이 조사되지 않은 경우는 조사시점의 평균 면접월을 사용하였으며, 미취업기간이 120개월 이상인 경우는 120개월로 처리하였다. 미취업기간의 최초 시작시점은 최종학교 졸업시점으로 하며, 최종적으로 분석에 이용된 표본 수(미취업기간)는 6,430개(4,658명)이다.

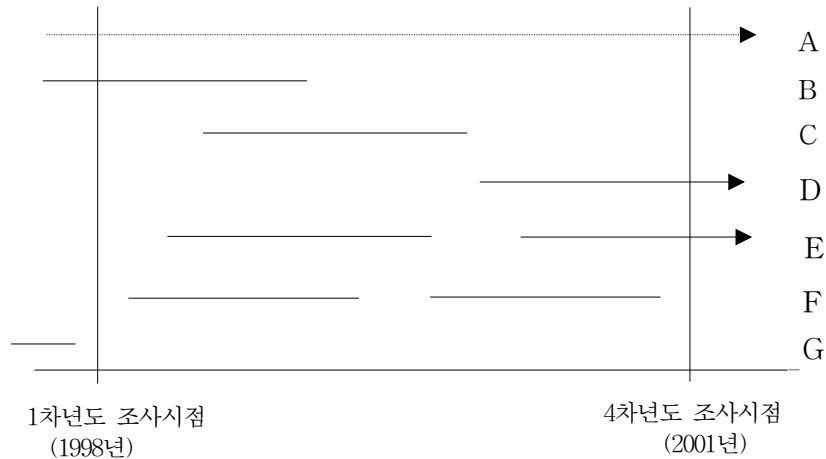
<표 1> 분석표본의 도출과정

직업단위 개수	삭 제 조 건
총 47,267개 관측치	직업력+개인+가구
45,464개	나이 65이상 삭제 (1,803개)
34,521개	취업년,월 · 퇴직년,월 삭제(10,943개)
28,868개	회고년도 삭제(5,653개)
21,621개	기간이 음수 또는 결측치로 나온 경우 삭제(14,374개)
7,247개	고용형태 결측치 삭제
6,430개	최종 분석 표본

<그림 1>에 의하면 두 개의 수직선은 1차년도 조사시점(시작시점)과 4차년도 조사시점(관찰 종료시점)이다. A는 1차년도 조사시점부터 관찰 종료시점까지 취업상태인 경우로, 미취업기간은 처음 취업시점에서 최종학교 졸업시점사이의 기간이다. B는 조사시점 전부터 미취업상태이므로 좌측 절단된 경우(left-censoring)로 처리하지만, 분석대상에서 제외하기로 한다. C는 미취업 상태가 한번으로 완전히 관찰된 경우이다. D는 관찰종료시점까지 미취업상태이므로 관찰종료시점 면접월을 사용하여 미취업기간을 구하며, 우측 절단된 경우(right-censoring)로 처리한다. E는 두 번 미취업상태를 경험하는데, 두 번째 미취업기간은 관찰종료시점까지 미취업상태이므로 우측 절단된 경우로 처리한다. F는 조사기간 내에 두 번 미취업상태를 경험하며 완전

히 관찰된 경우이다. G는 회고년 자료이므로 분석대상에서 제외한다.

<그림 1> 미취업기간(nonemployment spell)의 유형들



<표 2>의 기초통계에 의하면 전체 표본에 있어서 남성의 비중이 높고, 중년층의 비중이 절반이상을 차지하고 있는 것으로 나타났다. 미취업자 표본의 학력은 고졸자가 50%의 비중을 차지하며, 여성의 학력이 남성보다 상대적으로 낮게 나타났다. 이전직장의 산업은 제조업, 도소매업이 절반 이상 차지하며, 남성은 제조업 종사자 비중이 높고, 여성은 도소매업 종사자 비중이 높게 나타났다. 이전직장의 직업은 생산직, 서비스직 종사자가 절반 이상을 차지하며, 남성은 생산직, 여성은 서비스직·생산직 종사자 비중이 높게 나타났다.

<표 2> 미취업기간 분석에 사용된 주요변수 기초통계

변 수 명		정 의	평 균	표준편차
종속변수	미취업기간(6,430개)	미취업기간(월)	15.0	25.6
설명변수	성 더미	여성	0.45	0.49
	연령 더미	15-29세	0.30	0.46
		30-39세 준거집단	0.31	0.46
		40-49세	0.23	0.42
		50세이상	0.14	0.34
	학력 더미	고졸미만 준거집단	0.27	0.44
		고졸	0.50	0.50
		전문대졸	0.08	0.27
		대졸이상	0.14	0.34
	혼인상태 더미	기혼	0.65	0.47
	가구주여부 더미	가구주	0.47	0.49
	월평균 가구총소득 (만원)	연속변수	170.31	191.94
	이전직장 산업 더미	기타서비스 준거집단	0.04	0.20
		농림수산업, 임업	0.006	0.08
		제조업·건설·광업	0.34	0.47
		도소매, 음식·숙박업	0.26	0.43
		통신·금융	0.11	0.31
		공공행정·교육서비스	0.10	0.30
	이전직장 직업 더미	생산직 준거집단	0.32	0.46
		전문관리직	0.14	0.35
		사무직	0.12	0.32
		판매서비스	0.21	0.41
		농업 및 어업 숙련직	0.02	0.14
	이전직장 고용형태 더미	비정규직	0.30	0.45



<표 3> 성별 미취업기간

(단위 : 개월)

		전체	남성	여성
전체		15.0	11.2	19.6
연령	15-29세	11.7	11.0	12.3
	30-39세	17.1	9.2	27.6
	40-49세	16.4	12.0	22.3
	50세이상	15.3	14.6	16.3
학력	고졸미만	16.3	13.3	18.9
	고졸	16.0	11.0	22.1
	전문대졸	11.0	9.2	13.0
	대졸이상	11.6	9.9	15.1
혼인여부	미혼	9.7	10.4	9.1
	기혼	17.9	11.6	26.0
이전직장 고용형태	정규직	18.2	11.6	27.9
	비정규직	12.6	11.7	13.4
이전직장 산업	농림수산업, 임업	7.4	6.0	8.6
	제조업·건설·광업	19.0	13.3	29.0
	도소매, 음식·숙박업	13.5	11.0	15.6
	통신·금융	13.2	10.3	18.0
	공공행정·교육서비스	14.6	10.4	17.0
	기타 서비스	16.3	12.4	19.0
	국제 및 기타외국기관, 분류불가, missing	9.3	6.5	12.8
이전직장 직업	전문관리직	13.0	11.3	15.3
	사무직	23.8	13.3	30.0
	판매서비스	13.2	9.8	15.4
	농업 및 어업 숙련직	23.2	17.2	31.8
	생산직	13.8	11.9	17.6
	분류불가, missing	14.2	9.2	21.8

자료 : 한국노동연구원, 한국노동패널 직업력 자료(4차년도)

<표 3>에 따르면, 분석에 이용된 전체 표본의 미취업기간은 평균 15.0개월이지만, 우측 절단된 불완전한 관찰값(계속 미취업인 경우)으로 인해 실제의 평균 미취업기간은 이보다 길 것으로 판단된다.<sup>7)</sup> 평균적으로 여성의 미취업기간(19.6개월)은 남성의 미취업기간(11.2개월)보다 길게 나타났다. 여성은 일단 일자리를 상실하면 단기간에 재취업할 확률이 남성에 비해 낮고, 장기간 실직할 확률이 크며 실망실업화 내지는 비경제활동인구가 될 가능성이 크다고 할 수 있다. 연령별로 살펴보면, 15-29세 연령층과 50세 이상 연령층의 평균 미취업기간은 성별 간에 차이가 크게 나타나지 않았다. 반면 30-49세 연령층은 여성의 경우 25.3개월로 남성의 평균 미취업기간과 비교했을 때 15개월 이상 차이가 발생하였다. 또한 기혼여성의 평균 미취업기간은 26개월로써 기혼남성과 비교했을 때 15개월 차이가 나타났다. 전반적으로 미취업기간이 길게 나타나는 것은 실업과 비경제활동을 구분할 수 없기 때문이며, 특히 여성의 경우는 결혼과 출산으로 인한 현상이라 볼 수 있다. 최종학력을 살펴보면, 남성의 경우 고학력일수록 평균 미취업기간은 짧게 나타났다지만, 여성의 경우 학력에 따라 기간이 일정하게 나타나지 않았다. 즉 고졸의 평균 미취업기간이 가장 길게 나타나고, 전문대졸이 대졸이상보다 평균 미취업기간이 짧은 것으로 나타났다. 혼인여부를 살펴보면, 미혼의 미취업기간은 남녀 모두 비슷하게 나타나며, 기혼 여성의 평균 미취업기간이 길게 나타났다. 직전 직장의 고용형태를 살펴보면, 정규직 평균 미취업기간(18.2개월)은 비정규직 평균 미취업기간(12.6개월)보다 길게 나타났다. 특히 남성의 경우 정규·비정규직에서의 평균 미취업기간이 비슷하지만, 여성의 경우 정규직 평균 미취업기간이 길게 나타난 것으로 보아, 이전직장에서 정규직으로 고용된 여성의 탈출확률이 비정규직 여성에 비해 낮은 것으로 판단된다. 여성의 경우 남성에 비해 산업별·직업별 미취업기간의 편차가 큰 것으로 나타났다. 제조업·건설·광업과 도소매, 음식·숙박업을 비교하면, 남성의 경우 미취업기간이 각각 13.3개월, 11.0개월로 나타났다지만, 여성의 경우 각각 29.0개월과 15.6개월로 나타났다. 또한 사무직과 생산직을 비교하면,

7) 직업력 자료는 실업과 비경제활동상태를 구분할 수 없으므로, 평균 미취업기간이 길게 나타난다.

남성의 경우 미취업기간이 각각 13.3개월, 11.9개월로 나타났지만, 여성의 경우 각각 30.0개월, 17.6개월로 나타났다.

## 2. 실증분석모형

본 연구는 미취업기간의 경과에 따른 탈출확률의 변화, 미취업탈출요인, 미취업의 탈출경로 등을 분석하기 위해 각각 카플란-메이어 방법(Kaplan-Meier method), 콕스 비례적 해자드모형(Cox proportional hazard model), 다출구 위험모형(Competing risks model)을 이용하였다. 본 연구에서 사용된 설명변수는 미취업상태의 시작시점을 기준으로 하며, 미취업기간 분석에 사용된 주요 변수에 대한 설명은 <부표 1>에 제시되어 있다.

첫째, 카플란-메이어 추정에 있어서 생존함수  $S(t)$ 는  $t$ 가 음수가 아닌 조건에서 사건이  $t$ 보다 큰 확률을 나타낸다. 카플란-메이어 추정량은 다음과 같다.

$$\hat{S}(t) = \prod_{j: t_j \leq t} \left[ 1 - \frac{d_j}{n_j} \right] \quad (1)$$

여기서  $d_j$ 는  $t_j$ 기에 소멸된 표본수를 나타내고,  $n_j$ 는 사건의 위험에 처해 있는 전체 표본수를 나타낸다. 위의 식은 사건시도의 각각에 대해  $t_j$ 기까지 생존해 있는 상태를 조건으로  $t_{j+1}$ 기까지 생존할 확률로 해석할 수 있다.  $t < t_1$ 인 경우(최소의 사건시도)  $\hat{S}(t) = 1$ 로 정의되고,  $t > t_k$ 인 경우(최대의 관측된 사건시도)  $\hat{S}(t)$ 의 정의는 절단된 관측치의 형태에 좌우된다. 이때  $t_k$ 보다 큰 절단된 시도가 없는 경우  $t > t_k$ 에 대해  $\hat{S}(t) = 0$ 로 정의된다.  $t_k$ 보다 큰 절단된 시도가 있는 경우 최대 관측시기보다 큰  $t$ 에 대해  $\hat{S}(t)$ 는 정의되지 않는다.

둘째, 콕스 비례적 해자드 모형(Cox proportional hazard model)은 단일출

구모형으로서 탈출률에 영향을 미치는 설명변수들( $x_i$ )이 시간변화에 독립적이라고 가정한다. 시간의존에 대한 특별한 가정이 없으면 각각의 설명변수 값에 대해 탈출률이 비례적으로 되기 때문에 비례적 해자드 모형(Proportional hazard model)이라고도 불린다. 설명변수 벡터( $x$ )를 가지는 관측치의  $t$ 기에서의 해자드는 다음과 같이 표현된다.

$$h(t) = h_0(t) \exp(\beta_1 x_1 + \cdots \beta_k x_k) \quad (2)$$

여기서  $h_0(t)$ 는 설명변수와는 독립적인 기간  $t$ 에서의 기본해자드(baseline hazard)이다. 따라서 비례적 해자드 모형에서는 매기에 있어서의 해자드 변화는 기본해자드에 의해 결정되며, 설명변수( $x$ )는 그 크기와  $\beta$ 의 값에 따라 단순히 기본 해자드를 증가하거나 감소시키는 역할을 한다. 콕스 비례적 해자드 모형을 통해 기본해자드의 분포에 대한 함수를 가정하지 않고서도 설명변수가 해자드에 미치는 영향력의 크기를 추정할 수 있다. 본 연구의 추정에서는 미취업상태에서 취업으로 순간적인 이행을 하는 경우가 해자드에 해당된다.

셋째, 다출구 위험모형(Competing risks model)은 한 상태에서 둘 이상의 탈출경로가 존재하고 이 복수의 탈출경로를 구분할 수 있을 때 사용된다. 예를 들어, 경제활동상태를 취업, 실업, 비경제활동으로 구분하면 실업에 대해서는 취업 또는 비경제활동의 두 가지 탈출경로가 존재한다. 여기서 실업으로부터의 탈출은 취업과 비경제활동 중 어떤 상태로 탈출하느냐(transition)의 문제와 특정 시점에서 탈출할 확률이 어느 정도인가의 문제를 동시에 내포하고 있다. 일정 시점( $t$ ) 직전까지 한 상태에 지속적으로 머문 개인이 그 상태에서 여러 개의 탈출경로중의 하나( $j$ )를 통해 탈출할 조건부 확률을 나타내는 탈출경로별(type-specific) 위험함수는 다음과 같다(Allison, 1999).

$$h_{ij}(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P_r[t \leq T_i < t + \Delta t, J_i = j | T_i \geq t]}{\Delta t}, \quad j=1, 2, 3. \quad (3)$$

식(3)은  $t$ 시점에서 탈출하지 않았다는 조건하에서  $t$ 와  $t+\Delta t$  사이에  $j$ 타입으로의 탈출이 발생할 확률을 의미한다.

## IV. 분석결과

### 1. 미취업기간에 따른 탈출확률

비모수적 최우추정법인 카플란 메이어 방법을 이용하여 미취업기간의 경과에 따른 탈출확률의 변화를 전체, 성별, 고용형태별로 분석하였다. <표 4>는 미취업기간이 3년 이내 시점까지의 추정결과를 제시한 것이다. 추정된 탈출확률은  $t$ 시점에 이르기까지 취업을 하지 못한 표본 가운데 이 시점에서 취업으로 이행한 표본의 조건부 탈출확률이다.

전체를 대상으로 한 미취업탈출률의 카플란 메이어 추정결과를 보면, 평균 탈출기간은 20.9개월이며, 2개월 시점에서 탈출확률이 20.3%로 높은 수준으로 보이다가 10개월 시점에서 4.0%로 감소한다. 11개월이 경과된 직후부터는 증가와 감소를 반복한다.

성별에 따른 미취업탈출률의 경우 기초통계량에서 성별에 따른 평균 미취업기간이 다르게 나타난 것으로 보아 탈출확률도 성별에 따라 다르게 나타날 것으로 예상된다. 남성의 평균 탈출기간은 14.2개월이며, 여성의 평균 탈출기간은 29.7개월로 나타났다. 여성의 경우 평균 탈출기간이 남성에 비해 긴 이유는 기혼여성과 30-49세 연령층의 미취업기간이 길게 나타난 결과라 볼 수 있다. 남성의 경우 탈출확률의 추이를 보면 1개월 시점에서 10.9%, 2개월 시점에서 25.6%로 탈출확률이 높은 수준을 보이다가 8개월 시점에서 5.0% 수준까지 감소한다. 또한 14개월, 30개월이 경과된 직후에 각각 9.7%, 10.5%까지 증가하는 경향을 보이고 있다. 여성의 경우 1개월 시점에서 6.2%, 2개월 시점에서 14.4%로 탈출확률이 높은 수준을 보이지만, 동일한 시점(2개월)으로 남성과 비교했을 때 낮게 나타난다. 10개월 시점까지는 3.5%로 낮은 수준을 보이다가 이후에는 증가, 감소를 반복하고 있다. 여성은

초기 시점에서 남성보다 탈출확률이 낮고, 그 이후의 기간에도 남성에 비해 낮은 탈출확률을 유지하고 있다. 또한 조사시점까지 남성의 13.0%와 여성의 25.6%가 계속 미취업 상태로 남아있어 여성의 경우 일단 일자리를 떠나게 되면 상당히 장기간 미취업상태에 놓이게 된다는 것을 알 수 있다.

한편 <표 4>에서 보듯이 정규직의 평균 탈출기간은 21.6개월, 비정규직의 평균 탈출기간은 16.9개월로 추정되어 비정규직의 탈출기간이 정규직에 비해 짧은 것으로 나타났다. 정규직의 경우 1개월 시점에서 10.7%, 2개월 시점에서 23.8%로 탈출확률이 높은 수준을 보이다가 11개월 시점까지 낮은 수준을 유지하며, 12개월 시점이 경과된 직후에는 증가, 감소를 반복하고 있다. 비정규직의 경우 2개월 시점에서 16.7%로 탈출확률이 높은 수준을 보이지만 동일한 시점의 정규직(23.8%)에 비해 낮은 것으로 추정되었다. 그러나 비정규직 경우는 14개월, 18개월, 28개월 시점에서 탈출률이 높게 나타나 장기간에 걸쳐서는 상대적으로 비정규직의 탈출확률이 높은 것으로 추정되었다.

<표 4> 미취업탈출률의 카플란 메이어 추정결과 : 전체

(단위 : 개월, %)

미취업기간	전 체	성 별		고용형태별	
		남자	여자	정규직	비정규직
0	0.2	0.3	0.1	0.2	0.4
1	8.8	10.9	6.2	10.7	6.3
2	20.0	25.6	14.4	23.8	16.7
3	8.5	10.6	6.5	9.9	9.2
4	6.5	8.3	4.9	8.3	5.5
5	5.8	7.5	4.3	5.7	6.7
6	5.7	7.7	3.9	5.9	6.0
7	4.8	5.7	4.0	5.7	4.9
8	4.9	5.0	4.8	5.2	3.7
9	4.9	6.7	3.3	4.6	5.8
10	4.0	4.7	3.5	4.0	5.3
11	4.4	4.8	4.0	3.5	4.1
12	5.1	6.7	3.8	4.4	6.0

미취업기간	전 체	성 별		고용형태별	
		남자	여자	정규직	비정규직
13	5.8	6.0	5.6	4.7	6.7
14	6.8	9.7	4.5	6.2	8.3
15	4.1	4.8	3.5	3.6	4.9
16	5.5	7.3	4.0	4.4	5.6
17	4.9	5.3	4.5	3.5	5.8
18	4.8	5.8	4.1	3.8	8.5
19	4.0	5.0	3.2	3.5	4.4
20	2.9	3.0	2.7	1.7	4.2
21	3.4	4.4	2.7	2.0	6.6
22	3.5	3.3	3.6	2.6	7.2
23	3.7	5.5	2.4	3.2	6.3
24	3.1	3.9	2.5	2.8	2.8
26	5.7	6.9	4.8	4.0	9.5
28	5.9	6.7	5.4	5.1	11.8
30	6.7	10.5	4.1	6.1	6.7
32	5.8	7.0	5.1	4.8	8.0
34	5.0	6.5	4.0	4.2	7.8
평균이행기간	20.98(0.457)	14.2(0.427)	29.7(0.857)	21.6(0.633)	16.9(0.735)

주 : ( )안은 표준오차

자료 : 한국노동연구원, 한국노동패널 직업력 자료(4차년도)

## 2. 미취업탈출요인

콕스 비례적 해자드 모형을 이용하여 미취업상태에서 취업으로의 이행에 영향을 미치는 요인을 분석하였다. 모형1은 인구학적 특성과 가구특성을 설명변수로 도입하였으며, 모형2에서는 이전직장의 고용형태 더미(정규·비정규) 변수를 추가하고, 모형 3에서는 산업별, 직업별 더미변수를 추가하였다.

<표 5> 콕스 비례적 해자드 모형 추정결과(전체)

	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
<b>성(남성)</b>				
여성	-0.253*** (0.038)	-0.229*** (0.043)	-0.190*** (0.044)	-0.302*** (0.124)
<b>연령(30-39세)</b>				
15-29세	0.135*** (0.043)	0.110** (0.050)	0.116** (0.050)	-0.221 (0.188)
40-49세	-0.100*** (0.038)	-0.118*** (0.045)	-0.128*** (0.045)	-0.152 (0.191)
50세 이상	-0.325*** (0.049)	-0.248*** (0.059)	-0.249*** (0.059)	-0.924*** (0.215)
<b>학력(고졸미만)</b>				
고졸	-0.039 (0.036)	-0.061 (0.042)	-0.009 (0.043)	-0.107 (0.151)
전문대졸	0.146** (0.059)	0.132** (0.066)	0.180*** (0.069)	0.160 (0.256)
대졸이상	0.122** (0.048)	0.080 (0.054)	0.173*** (0.062)	-0.347 (0.242)
<b>가구주여부(비가구주)</b>				
가구주	0.441*** (0.042)	0.520*** (0.047)	0.517*** (0.047)	0.945*** (0.155)
<b>혼인상태(미혼)</b>				
기혼	-0.029 (0.039)	-0.197*** (0.050)	-0.190*** (0.050)	-0.341** (0.168)
<b>가구소득</b>	-0.00007 (0.00008)	0.00004 (0.0001)	0.00004 (0.0001)	-0.001** (0.0006)
<b>이전직장(정규직)</b>				
비정규직		0.054 (0.037)	0.029 (0.037)	-0.011 (0.117)
<b>이전직장 근속년수*</b>				-0.101*** (0.014)
<b>산업별(기타서비스)</b>				
농림수산업, 임업			0.213 (0.410)	
제조업·건설·광업			-0.424*** (0.044)	
도소매, 음식·숙박			-0.297*** (0.057)	
통신·금융			-0.236*** (0.061)	
공공행정·교육 서비스			-0.322*** (0.067)	
<b>직업별(생산직)</b>				
전문관리직			-0.146*** (0.058)	
사무직			-0.331*** (0.052)	
판매서비스			-0.133** (0.059)	
농업 및 어업 숙련직			-0.803*** (0.302)	
obs	6,289	4,539	4,539	898
-2 Log Likelihood	79203.770	58936.296	58800.060	3545.747

주 : 1) ( )안은 표준오차

2) \*\*\*, \*\*, \* 는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서의 유의수준을 나타냄

3) 모형4의 경우 이전직장 근속년수 결측치가 많아 이후 결과를 제시하지 않음

자료 : 한국노동연구원, 한국노동패널 직업력 자료(4차년도)



전체를 대상으로 한 분석결과 성별, 연령, 학력, 혼인상태, 가구주여부 등이 미취업상태로부터 취업으로 탈출하는데 중요한 요인으로 나타났다. 첫째, 여성더미변수는 탈출확률에 부(-)의 효과를 미치는 것으로 추정되어 여성이 남성에 비해 취업으로의 이행이 늦다는 것을 보이고 있다. 이 많을수록 탈출 확률이 낮은 것으로 추정되었다. 비교집단(30-39세 연령층)에 비하여 15-29세 연령층의 탈출확률이 높고, 40-49세, 50세 이상 연령층의 탈출확률은 낮은 것으로 추정되었으며, 모두 통계적으로 유의미하였다. 셋째, 학력이 높을수록 탈출확률에 양(+)의 효과를 미치는 것으로 추정되어 고학력일수록 취업할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 넷째, 가구주일수록 그리고 미혼일수록 탈출확률에 양(+)의 효과를 미치는 것으로 추정되었다. 특히 가구주여부는 모형 1, 2, 3에서 미취업탈출에 영향을 미치는 중요한 요인임을 보이고 있다. 다섯째, 이전 직장에서의 고용형태가 비정규직인 경우 탈출확률에 양(+)의 효과를 미치지만, 통계적으로는 유의미하지 않았다. 여섯째, 이전직장의 산업은 농림수산업 및 임업을 제외하고는 기타서비스 산업에 비해 탈출 확률에 부(-)의 효과를 미치는 것으로 추정되었다. 이전직장에서의 직업을 보면 여타의 직종은 생산직에 비해 탈출확률이 낮은 것으로 추정되었으며, 모든 직종에서 통계적으로 유의미한 결과를 보이고 있다. 따라서 전체를 대상으로 한 콕스 비례적 해자드 모형의 분석결과 여성일수록, 50세 이상일수록, 기혼일수록 취업할 가능성이 낮고, 학력이 높을수록, 가구주일수록 취업할 가능성이 높은 것으로 판단된다.

<표 6> 콕스 비례적 해자드 모형 추정결과(남성)

	모형 1		모형 2		모형 3	
<b>연령(30-39세)</b>						
15-29세	-0.063	(0.062)	-0.104	(0.070)	-0.100	(0.070)
40-49세	-0.210***	(0.048)	-0.234***	(0.057)	-0.235***	(0.057)
50세 이상	-0.482***	(0.061)	-0.450***	(0.073)	-0.445***	(0.074)
<b>학력(고졸미만)</b>						
고졸	0.089**	(0.049)	0.048	(0.057)	0.060	(0.058)
전문대졸	0.223***	(0.077)	0.157*	(0.088)	0.171**	(0.091)
대졸이상	0.203***	(0.061)	0.128*	(0.069)	0.190**	(0.078)
<b>가구주여부(비가구주)</b>						
가구주	0.172**	(0.067)	0.174**	(0.078)	0.175**	(0.077)
<b>혼인상태(미혼)</b>						
기혼	0.245***	(0.058)	0.137*	(0.076)	0.144*	(0.076)
가구소득	-0.0001	(0.0001)	-0.00002	(0.0001)	-0.00002	(0.0001)
<b>이전직장(정규직)</b>						
비정규직			-0.085	(0.052)	-0.083	(0.053)
<b>산업별(기타 서비스)</b>						
농림수산업, 임업					0.323	(0.583)
제조업·건설·광업					-0.337***	(0.059)
도소매, 음식·숙박					-0.285***	(0.077)
통신·금융					-0.251***	(0.077)
공공행정·교육 서비스					-0.320***	(0.098)
<b>직업별(생산직)</b>						
전문관리직					-0.096	(0.070)
사무직					-0.177**	(0.074)
판매서비스					-0.140	(0.088)
농업 및 어업 숙련직					-0.903**	(0.383)
obs	3,416		2,495		2,495	
-2 Log Likelihood	42640.631		31572.922		31526.337	

주 : 1) ( )안은 표준오차

2) \*\*\*, \*\*, \* 는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서의 유의수준을 나타냄

자료 : 한국노동연구원, 한국노동패널 직업력 자료(4차년도)

<표 7> 콕스 비례적 해자드 모형 추정결과(여성)

	모형 1		모형 2		모형 3	
<b>연령(30-39세)</b>						
15-29세	0.310***	(0.065)	0.307***	(0.082)	0.317***	(0.082)
40-49세	0.042	(0.062)	0.014	(0.074)	-0.032	(0.074)
50세 이상	-0.037	(0.084)	0.069	(0.101)	0.027	(0.102)
<b>학력(고졸미만)</b>						
고졸	-0.230***	(0.056)	-0.273***	(0.065)	-0.180**	(0.070)
전문대졸	-0.073	(0.094)	-0.062	(0.103)	0.009	(0.109)
대졸이상	-0.048	(0.085)	-0.096	(0.096)	-0.025	(0.108)
<b>가구주여부(비가구주)</b>						
가구주	0.369***	(0.067)	0.376***	(0.077)	0.357***	(0.077)
<b>혼인상태(미혼)</b>						
기혼	-0.285***	(0.060)	-0.474***	(0.080)	-0.489***	(0.081)
<b>가구소득</b>	-0.00005	(0.0001)	-0.00005	(0.0001)	-0.00003	(0.0001)
<b>이전직장(정규직)</b>						
비정규직			0.225***	(0.054)	0.154***	(0.056)
<b>산업별(기타 서비스)</b>						
농림수산업, 임업					-0.340	(0.714)
제조업 · 건설 · 광업					-0.573***	(0.071)
도소매, 음식 · 숙박					-0.246***	(0.088)
통신 · 금융					-0.143	(0.104)
공공행정 · 교육 서비스					-0.311***	(0.099)
<b>직업별(생산직)</b>						
전문관리직					-0.273***	(0.105)
사무직					-0.517***	(0.080)
판매서비스					-0.288***	(0.087)
농업 및 어업 숙련직					-0.384	(0.588)
obs	2,873		2,044		2,044	
-2 Log Likelihood	29732.452		22053.086		21945.897	

주 : 1) ( )안은 표준오차

2) \*\*\*, \*\*, \* 는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서의 유의수준을 나타냄

자료 : 한국노동연구원, 한국노동패널 직업력 자료(4차년도)

<표 6>과 <표 7>은 미취업탈출에 영향을 주는 요인에 대한 콕스 비례적 해자드 모형(Cox proportional hazard model)을 성별에 따라 추정한 결과이다. 우선, 이전 직장에서의 고용형태가 비정규직인 경우, 남성은 비정규직 여부가 탈출확률에 영향을 미치지 않는 반면, 여성은 비정규직 여부가 탈출확률에 양(+)의 효과를 미치는 것으로 추정되었다. 즉 남성의 경우는 정규·비정규직의 고용형태가 취업에 영향을 미치지 않는 반면, 여성의 경우는 이전 직장 고용형태가 취업에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 비정규직으로 취업했던 여성은 일단 미취업상태에서 재취업을 하게 되면, 비정규직으로 재취업할 확률이 높다. 다음으로, 연령은 많을수록 탈출확률에 부(-)의 효과를 미친다. 남성의 경우 40-49세 연령층과 50세 이상의 연령층은 30-39세 연령층에 비해 탈출확률이 낮은 것으로 추정되었다. 이와 같은 추정결과는 연령이 많을수록 노동시장에서 정보의 양이 많아져 재취업기회가 높다는 박성준(1998)의 연구결과와 상반되는 것이다. 본 연구의 추정결과에 따르면 정보효과보다는 경제위기 이후 기업의 구조조정으로 인한 고령층의 취업애로효과가 보다 큰 것으로 판단된다. 반면 여성의 경우 15-29세 연령층은 비교집단에 비해 탈출확률이 높고, 40-49세 연령층은 낮은 것으로 추정되었지만, 통계적으로 유의미하지는 않다.

한편 학력수준은 성별에 따라 차이가 나는데, 남성은 학력이 높을수록 전반적으로 탈출확률에 양(+)의 효과를 미치지만, 여성은 전체적으로 부(-)의 효과를 보이고 있다. 취업경험과 직업 등의 변수를 추가했을 경우 학력의 효과를 보면, 고졸여성은 중졸이하 여성에 비해 미취업기간이 길고, 직업을 통제한 경우에도 고졸여성의 미취업기간은 중졸이하 여성에 비해 긴 것으로 추정되었다.<sup>8)</sup> 남성은 학력이 높을수록 취업할 가능성이 높지만, 여성은 중졸이하와 전문대졸 이상을 비교할 때에서 그 차이가 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 또한 가구주일수록 탈출확률에 통계적으로 유의한 양(+)의 효과를 미치는 것으로 추정되었다. 즉 가구주의 재취업을 위한 노력이 가구주가 아닌 가구원보다 강하다는 것을 알 수 있다. 남성의 경우 모형1, 2, 3

8) 방하남·장지연(2000)에 따르면, 교육수준이 여성의 노동시장 이동에 미치는 영향력은 크지 않으며, 성별에 따라 일정한 방향으로 작용하지도 않는다.

에서 기혼일수록 탈출확률에 양(+)의 효과를 미치지만, 모형2, 3에서는 통계적으로 유의미하지 않게 나타났다. 반면 여성의 경우 미혼일수록 탈출확률에 양(+)의 효과를 갖는 것으로 추정되었다. 즉 기혼여성인 경우 결혼과 출산으로 미취업상태에 있는 기간이 길어지게 되므로 취업할 가능성이 낮게 나타나는 것이다.<sup>9)</sup> 가구소득은 성별에 상관없이 탈출확률에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 추정되었다.

산업·직업 더미변수를 추가한 결과, 남성의 경우 기타서비스 산업에 비해 농림수산업·임업을 제외한 여타 산업에서의 취업가능성이 낮고, 생산직에 비해 사무직과 농업 및 어업숙련근로자의 취업가능성이 낮은 것으로 추정되었다. 여성의 경우 기타서비스 산업에 비해 제조업·건설업·광업, 도소매 및 음식·숙박업, 공공행정·교육서비스업에서 취업가능성이 낮은 것으로 추정되었다. 또한 생산직에 비해 농·어업근로자를 제외한 모든 직종에서 취업가능성이 낮은 것으로 추정되었다.

분석결과 미취업탈출에 영향을 미치는 요인은 성별에 따라 상이하게 작용하는 것으로 나타났다. 즉 남성의 경우 학력이 높을수록, 가구주일수록, 기혼일수록, 연령이 낮을수록 취업할 가능성이 높은 것으로 나타났으며, 여성은 15-29세 연령층이 30-39세 연령층에 비해 취업할 가능성이 높았고, 가구주일수록, 비정규직 경험이 있을수록 취업할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이 전직장의 고용형태는 여성의 경우에만 탈출확률에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

### 3. 미취업의 탈출경로

한 상태에서 둘 이상의 탈출경로가 존재하고 이 복수의 탈출경로를 구분할 수 있을 때 탈출경로에 대한 분석은 다출구 위험 모형(competing risks model)을 이용한다. 본 연구에서는 미취업상태로부터 탈출하는 대안으로 정

9) 여성의 경우, 결혼여부 변수 대신 자녀여부 변수를 넣어 분석한 결과, 자녀가 있는 여성인 경우는 미취업기간이 길며, 미취업탈출률이 1%에서 유의미하게 낮게 나타났다. 이는 다른 변수들을 통제했을 때, 자녀여부가 여성의 취업에 중요한 영향을 미치는 것으로 나타난 결과이다.

규직을 통한 취업과 비정규직을 통한 취업을 고려한다. <표 8>에서 모형1은 인구학적 특성과 가구특성, 이전직장 고용형태를 설명변수로 도입하고, 모형 2는 산업별, 직업별 더미변수를 설명변수로 추가한다.

<표 8> 경로별 탈출률에 대한 콕스모형 추정결과(전체)

	정 규 직		비 정 규 직	
	모형 1	모형 2	모형 1	모형 2
<b>성(남성)</b>				
여성	-0.330*** (0.056)	-0.288*** (0.059)	0.015 (0.077)	0.046 (0.081)
<b>연령(30-39세)</b>				
15-29세	0.169** (0.068)	0.182*** (0.067)	0.049 (0.107)	0.080 (0.106)
40-49세	-0.073 (0.066)	-0.079 (0.066)	0.031 (0.090)	0.021 (0.090)
50세 이상	-0.485*** (0.089)	-0.471*** (0.091)	0.041 (0.105)	0.025 (0.108)
<b>학력(고졸미만)</b>				
고졸	0.028 (0.065)	0.068 (0.067)	-0.327*** (0.075)	-0.279*** (0.078)
전문대졸	0.374*** (0.089)	0.391*** (0.093)	-0.649*** (0.161)	-0.613*** (0.166)
대졸이상	0.312*** (0.076)	0.382*** (0.085)	-0.533*** (0.124)	-0.471*** (0.136)
<b>가구주여부(비가구주)</b>				
가구주	0.615*** (0.063)	0.612*** (0.063)	0.303*** (0.087)	0.290*** (0.087)
<b>혼인상태(미혼)</b>				
기혼	-0.313*** (0.066)	-0.307*** (0.066)	-0.022 (0.104)	-0.026 (0.104)
<b>가구소득</b>	0.0005*** (0.0001)	0.0005*** (0.0001)	-0.001*** (0.0003)	-0.001*** (0.0003)
<b>이전직장(정규직)</b>				
비정규직	-0.614*** (0.059)	-0.625*** (0.060)	0.904*** (0.065)	0.873*** (0.067)
<b>산업별(기타 서비스)</b>				
농림수산업, 임업		-0.316 (0.722)		-0.593 (0.814)
제조업·건설·광업		-0.530*** (0.060)		-0.365*** (0.090)
도소매, 음식·숙박		-0.390*** (0.080)		-0.326*** (0.112)
통신·금융		-0.348*** (0.081)		-0.371*** (0.133)
공공행정·교육 서비스		-0.487*** (0.093)		-0.103 (0.121)
<b>직업별(생산직)</b>				
전문관리직		-0.071 (0.076)		-0.201 (0.129)
사무직		-0.241*** (0.069)		-0.376*** (0.111)
판매서비스		-0.217** (0.087)		-0.160 (0.106)
농업 및 어업 숙련직		0.611 (0.723)		-0.795 (0.670)
obs	3,694		3,694	
-2 Log Likelihood	29640.321	29543.397	14763.203	14725.011

주 : 1) ( )안은 표준오차

2) \*\*\*, \*\*, \* 는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서의 유의수준을 나타냄

자료 : 한국노동연구원, 한국노동패널 직업력 자료(4차년도)

<표 8>의 경로별 탈출모형 추정결과를 보면, 첫째, 이전 직장에서의 고용 형태가 비정규직인 경우 정규직으로의 탈출확률에 부(-)의 효과를 미치고, 비정규직으로의 탈출확률에 양(+)의 효과를 미치는 것으로 추정되었다. 성별로 추정한 경우에도 동일한 결과가 추정되었다. 둘째, 전체 모형에서 여성은 남성에게 비해 정규직으로의 탈출확률이 낮지만, 비정규직으로 취업가능성이 높은 것으로 추정되었다. 셋째, 15-29세의 연령층은 정규직으로의 탈출에 양(+)의 효과를 미치지만, 50세 이상 연령층은 정규직으로의 탈출확률에 부(-)의 효과를 미치는 것으로 추정되었다. 그러나 비정규직으로 취업함에 있어 연령변수는 통계적으로 유의미한 결과를 보이지 않고 있다. 넷째, 학력이 높을수록 정규직으로의 취업확률이 높지만, 비정규직으로의 취업확률은 오히려 낮은 것으로 추정되었다. 다섯째, 가구주의 경우 정규직과 비정규직 모두에서 비가구주에 비해 취업할 확률이 높은 것으로 추정되었다. 여섯째, 가구소득의 경우 소득이 높을수록 정규직으로의 취업확률이 높지만, 비정규직으로의 취업확률은 낮은 것으로 나타났다.

한편 성별에 따른 경로별 탈출모형의 분석결과가 <표 9>에 제시되어 있다. 첫째, 남성의 경우 50세 이상 연령층은 30-39세 연령층에 비해 정규직으로 취업할 가능성이 낮게 나타나고, 여성의 경우 15-29세 연령층은 30-39세 연령층에 비해 정규직으로 취업할 가능성이 높은 것으로 추정되었다. 둘째, 남성은 학력수준이 높을수록 정규직으로의 탈출확률에 양(+)의 효과를 미치고, 비정규직으로의 탈출확률에 부(-)의 효과를 미치는 것으로 추정되었다. 반면 여성은 학력수준이 높을수록 비정규직으로의 탈출확률에 부(-)의 효과를 미치며, 고졸학력자는 고졸미만의 학력자에 비해 정규직으로의 취업확률이 낮은 것으로 나타났다. 셋째, 가구주는 비정규직으로 탈출한 남성을 제외하고는 탈출경로를 통한 취업확률에 양(+)의 효과를 갖는 것으로 나타났다. 넷째, 여성의 경우 기혼일수록 정규직으로의 탈출확률이 낮은 것으로 추정되었다. 다섯째, 가구소득이 높을수록 정규직으로의 탈출확률에 양(+)의 효과를 미치고, 비정규직으로의 탈출확률에 부(-)의 효과를 미치는 것으로 추정되었다. 즉 소득이 낮을수록 비정규직으로 취업할 가능성이 높게 나타난다. 일곱째, 산업별로 살펴보면 전반적으로 농림수산업을 제외한 산업들은

기타서비스업에 비해 정규직으로의 취업할 가능성이 낮은 것으로 추정되었다. 성별로 보면, 여성은 제조업·건설업·광업, 남성은 도소매 및 음식·숙박업에서 비정규직으로 취업할 가능성이 낮은 것으로 추정되었다. 직업별로 살펴보면, 여성의 경우 생산직에 비해 전문관리직, 사무직, 판매서비스직 종사자들의 정규직으로의 탈출확률이 낮고, 사무직과 서비스직 종사자의 비정규직으로의 탈출확률이 낮은 것으로 추정되었다.

<표 9> 경로별 탈출률에 대한 콕스모형 추정결과(성별)

	남 성				여 성			
	정규직		비정규직		정규직		비정규직	
연령(30-39세)								
15-29세	-0.042	(0.089)	-0.075	(0.163)	0.493***	(0.123)	0.142	(0.148)
40-49세	-0.125	(0.078)	0.063	(0.137)	-0.019	(0.127)	-0.012	(0.123)
50세 이상	-0.683***	(0.110)	-0.017	(0.150)	-0.0063	(0.171)	0.049	(0.158)
학력(고졸미만)								
고졸	0.237***	(0.086)	-0.266**	(0.110)	-0.281**	(0.112)	-0.332***	(0.113)
전문대졸	0.453***	(0.121)	-0.709***	(0.253)	0.086	(0.152)	-0.605***	(0.224)
대졸이상	0.438***	(0.107)	-0.442**	(0.185)	0.097	(0.152)	-0.506**	(0.201)
가구주여부(비가구주)								
가구주	0.323***	(0.101)	-0.015	(0.165)	0.244**	(0.117)	0.313**	(0.124)
혼인상태(미혼)								
기혼	0.035	(0.100)	0.210	(0.166)	-0.674***	(0.113)	-0.098	(0.148)
가구소득	0.0004**	(0.0001)	-0.002***	(0.0005)	0.0004*	(0.0002)	-0.0009**	(0.0004)
이전직장(정규직)								
비정규직	-0.707***	(0.083)	0.907***	(0.098)	-0.511***	(0.088)	0.799***	(0.093)
산업별(기타 서비스)								
농림수산업, 임업	0.039	(0.755)	-10.618	(222.120)	-0.908	(1.308)	-0.120	(0.875)
제조업·건설·광업	-0.482***	(0.077)	-0.157	(0.136)	-0.554***	(0.103)	-0.615***	(0.126)
도소매, 음식·숙박	-0.279***	(0.101)	-0.436**	(0.181)	-0.446***	(0.136)	-0.175	(0.149)
통신·금융	-0.303***	(0.100)	-0.495**	(0.204)	-0.307**	(0.147)	-0.176	(0.183)



	남 성		여 성	
	정규직	비정규직	정규직	비정규직
공공행정·교육 서비스	-0.450*** (0.130)	-0.116 (0.210)	-0.472*** (0.148)	-0.114 (0.155)
<b>직업별(생산직)</b>				
전문관리직	-0.008 (0.090)	-0.318 (0.198)	-0.250* (0.149)	-0.221 (0.180)
사무직	-0.098 (0.090)	-0.326 (0.203)	-0.428*** (0.114)	-0.526*** (0.145)
판매서비스	-0.311** (0.125)	0.037 (0.179)	-0.261* (0.135)	-0.354** (0.140)
농업 및 어업 숙련직	1.122 (0.921)	-8.988 (396.006)	0.199 (0.937)	-1.096 (0.723)
obs	1,956		1,738	
-2 Log Likelihood	16776.848	6059.577	9986.737	7216.301

주 : 1) ( )안은 표준오차

2) \*\*\*, \*\*, \* 는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서의 유의수준을 나타냄

자료 : 한국노동연구원, 한국노동패널 직업력 자료(4차년도)

## V. 결 론

본 연구는 1997년 경제위기 이후 비정규직의 비중이 증가하는 상황에서 이전직장의 고용형태가 새로운 직장의 고용형태에 영향을 미치는가를 기간 분석모형(Duration analysis model)을 통해 살펴보았다. 분석자료는 한국노동패널 직업력 자료(4차년도)이며, 미취업자를 분석대상으로 하였다.

본 논문의 주요 실증분석결과는 다음과 같다. 분석대상기간 중 총 6,430개의 미취업기간에 대한 미취업탈출률의 카플란 메이어 추정결과, 남성의 평균 미취업 탈출기간은 14.2개월이고, 여성의 평균 미취업 탈출기간은 29.7개월로 남성이 여성보다 짧게 나타났다. 탈출확률의 추이를 보면, 2개월 시점에서 탈출확률이 가장 높게 나타났으며, 남성이 여성에 비해 전 기간에 걸쳐 취업할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 정규직의 평균 미취업 탈출기간은 21.6개월이고, 비정규직의 평균 미취업 탈출기간은 16.9개월로 비정규직 평균 탈출기간이 짧게 나타났다. 탈출확률의 추이를 보면, 2개월 시점에서 탈출확률이 높게 나타났으며, 동일 시점에서 비교하면 비정규직은 정규직에 비해

취업할 가능성이 낮은 것으로 나타났다.

한편 미취업탈출에 영향을 미치는 요인에 대한 콕스 비례적 해자드 모형을 추정한 결과, 첫째, 이전 직장 고용형태의 경우, 남성은 탈출확률에 영향을 미치지 않는 반면, 여성은 비정규직 경험이 탈출확률에 양(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 즉 이전직장이 비정규직이면 여성의 경우에 취업 가능성이 높게 나왔다. 둘째, 남성은 연령이 높을수록 취업할 가능성이 낮으며, 여성의 경우 15-29세 연령층이 30-39세 연령층에 비해 취업가능성이 높은 것으로 나타났다. 셋째, 남성은 학력이 높을수록 취업할 가능성이 높았으나, 여성은 학력수준이 탈출확률에 미치는 영향력이 일정하지 않는 것으로 나타났다. 넷째, 모든 모형에서 가구주는 비가구주에 비해 취업할 가능성이 높게 나타났다. 다섯째, 여성의 경우 미혼일수록 탈출확률이 높은 것으로 나타났다. 즉 기혼여성인 경우 결혼과 출산으로 미취업상태에 있는 기간이 길어져 취업할 가능성이 낮게 나타났다. 여섯째, 산업·직업 더미변수를 추가한 결과, 남성의 경우 농림수산업 및 임업변수를 제외하고 기타서비스 산업에 비해 타산업에서 취업할 가능성이 낮게 나타났고, 생산직에 비해 사무직원과 농업 및 어업숙련근로자의 취업가능성이 낮게 나타났다. 여성의 경우 기타서비스 산업에 비해 제조업·건설업·광업과 도소매 및 음식·숙박업, 공공행정·교육서비스업에서 취업할 가능성이 낮게 나타났고, 생산직에 비해 농업·어업근로자를 제외한 타직종에 취업할 가능성이 낮았다. 결과적으로 미취업탈출에 영향을 미치는 요인은 성별에 따라 다르게 나타났다. 즉 남성은 학력이 높을수록, 가구주일수록, 기혼일수록, 연령이 낮을수록 취업할 가능성이 높은 것으로 나타났으며, 여성은 15-29세 연령층이 30-39세 연령층에 비해 취업할 가능성이 높았고, 가구주일수록, 비정규직 경험이 있을수록 취업할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 즉 이전직장의 고용형태는 여성의 경우에만 탈출확률에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

다출구위험모형의 분석결과, 첫째, 성별 차이가 경로별 탈출확률에 영향을 미치는 변수로 나타났다. 여성의 경우 정규직으로 탈출할 가능성이 낮고, 비정규직으로 탈출할 가능성이 높게 나타났다. 둘째, 이전 직장에서의 고용형태가 비정규직인 경우 정규직으로의 탈출확률에 부(-)의 영향을 미치고, 비

정규직으로의 탈출확률에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 성별로 추정한 결과에서도 동일하게 나타났다. 즉 이전 직장에서의 고용형태가 비정규직인 실직자의 경우, 정규직으로 재취업할 가능성은 낮은 반면, 비정규직으로 재취업할 가능성은 높은 것으로 나타났다. 셋째, 남성의 경우 50세 이상 연령층이 정규직으로의 탈출확률에 부(-)의 효과를 미치지만, 여성의 경우 15-29세 연령층이 정규직으로의 탈출확률에 양(+)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 넷째, 남성의 경우 학력수준이 높을수록 정규직으로 탈출할 가능성은 높지만, 비정규직으로 탈출할 가능성은 낮은 것으로 나타났다. 반면 여성은 학력수준이 높을수록 정규직·비정규직으로의 탈출확률이 낮은 것으로 나타났다. 다섯째, 가구주는 정규직·비정규직으로의 탈출확률에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 혼인상태를 살펴보면, 기혼일수록 정규직으로의 탈출확률에 부(-)의 효과를 미치는 반면, 비정규직으로의 탈출확률에는 혼인상태여부가 통계적으로 유의미하게 나타나지 않았다.

결론적으로 비정규직 내 여성의 비중이 높아지는 상황에서 재취업에 영향을 미치는 요인은 성별에 따라 그 효과가 달리 나타나고, 이전직장의 고용형태가 정규직·비정규직으로의 취업에 중요한 영향을 미친다고 할 수 있다. 이러한 실증분석결과는 비정규직이 우리나라의 노동시장에 구조화되어 있다는 것을 의미하는 것이다.

그러나 본 연구는 다음과 같은 점에서 한계를 갖는다. 첫째, 본 연구에서 사용한 직업력 자료는 실업상태와 비경제활동상태를 구분할 수 없으므로 미취업기간이 장기간일 경우 해석상 주의를 요하게 된다. 둘째, 본 연구의 분석단위는 개인이 아니라 미취업기간(non-employment spell)수이며, 개인의 미취업경험이 많을수록 개인특성이 중복된다. 이를 해결하기 위해서는 개인의 반복된 미취업기간을 적절하게 통제할 필요가 있다. 이와 같은 한계를 극복한 연구는 향후의 과제이다.

## 참고문헌

- 김영옥(1988), 여성취업력의 동태적인 변화분석, 한국여성개발원
- 김유선(2002), “비정규직 결정요인”, 한국노동패널 학술대회 발표문, 한국노동연구원 · 한국노동경제학회
- 김태홍(2002), 기업의 여성 비정규직 관리 현황과 정책과제, 여성 비정규직 정책의 실효성 제고, 한국여성개발원
- 금재호(2002), 여성노동시장의 현상과 과제, 한국노동연구원
- 남재량(2001), “비정규직의 함정성 : 구조적 현상”, 비정규직의 실태와 정책과제, 한국노동연구원
- 남재량 · 김태기(2000), “비정규직 가교인가 함정인가?”, 노동경제논집, 제23권 제2호.
- 노동부(2002), 21세기 근로여성정책의 기본방향에 관한 토론회 4월 2일, 한국노동연구원 · 대한상공회의소
- 박성준(1998), 구직형태의 동태적 분석과 고용대책, 한국경제연구원
- 방하남(2000), 한국 노동시장의 구조와 변화-노동패널자료 분석을 중심으로-, 한국노동연구원 고용보험연구센터
- 방하남 · 장지연(2000), 여성의 취업과 미취업상태간의 전환과정, 한국노동연구원
- 어수봉(1994), 한국의 실업구조와 신인력정책, 한국노동연구원
- 안주엽(1999), “최근의 경제위기와 노동시장의 비정규변화 : IMF 실직자의 재취업형태”, 경제위기와 실업구조 변화, 한국노동연구원
- 안주엽(2000), “경기변동과 일자리 탐색기간 : 임금근로와 자영업의 선택”, 한국노동연구원
- 안주엽 외(2001), 비정규근로의 실태와 정책과제(Ⅰ), 한국노동연구원
- 안주엽 외(2002), 비정규근로의 실태와 정책과제(Ⅱ), 한국노동연구원
- 안주엽 외(2003), 비정규근로의 실태와 정책과제(Ⅲ), 한국노동연구원
- 장지연(2001), “여성실업의 특성과 재취업”, 경제위기와 여성노동, 한국노동연구원

- 장지연·호정화(2001), “여성 미취업자의 취업의사와 실업탈출과정 : 미취업 기간 탈출률의 성별비교를 중심으로”, 한국사회학 제35집 4호, p159-188
- 최경수(2001), “비정형근로자 규모의 국제비교”, 한국노동경제학회 2001년 학술세미나
- 통계청, 경제활동인구조사, 각년도 6월 원자료
- Allison, Paul D.(1999), *Survival Analysis Using The SAS System A Practice Guide*, SAS Institute Inc.
- Amemiya, T(1985), *Advanced Econometrics*, Cambridge : Havard University Press
- Blank, M. Rebecca(1998), Labor Market Dynamics and Part-Time Work, *Labor Economics* 17, pp. 57-93
- Boheim, Rene and Mark P. Taylor(2000), Unemployment Duration and Exit States in Britain, *Institute for Social and Economic Research Working Paper 2000-01*
- Greene, H. William(2002), *Econometric Analysis, Fifth Edition*, Prentice Hall
- Lancaster, T(1990), *The Econometric Analysis of Transition Data*, New York : Cambridge University Press
- Lynch, L(1985), State Dependency in Youth Unemployment - A Lost Generation?, *Journal of Econometrics* 28(1), pp. 71-84
- Kalbfleish, J. D and R. L. Prentice(1980), *Statistical Analysis of Failure Time Data*, Wiley
- Kiefer, N. M. (1988), Economic Duration Data and Hazard Functions, *Journal of Economic Literature* 26(2), pp. 646~679
- Spurr, Stephen J. and Glenn T. Sueyoshi(1994), Turnover and Promotion of Lawyers An Inquiry into Gender Differences, *The Journal of Human Resources* 29(3), pp. 813-842

<부표 1> 미취업기간 분석에 사용된 주요 변수설명

성별	여성은 1, 남성은 0으로 설정한다. 성별더미는 탈출확률의 차이를 설명하는 요인으로 나타난다.
연령	15-29세, 30-39세, 40-49세, 50세 이상으로 연령대를 구분하며 30-49세 연령대를 준거집단으로 한다. 기존문헌에서도 연령과 실업기간사이의 긴밀한 관계가 나타나므로 설명변수로 포함한다.
학력	학력변수와 학력이수여부 변수를 사용한다. 졸업을 제외한 나머지는 한 단계 아래 학력으로 처리한다. 즉 고등학교 중퇴나 휴학중인 학생의 최종학력은 중학교 졸업이 되는 것이다. 기존문헌에서 여성은 학력에 따른 변화가 뚜렷하게 나타나지 않는 것으로 보아, 학력변수는 성별에 따라 다르게 나타날 것으로 예상한다.
가구주	가구주와의 관계에서 본인이 가구주면 1, 나머지는 0으로 처리한다. 가구주는 가계에 대한 경제적 부담이 크므로, 비가구주보다 취업을 빨리 할 것으로 보이며, 탈출확률에 영향을 미치는 중요한 변수로 예상한다.
혼인상태	혼인상태는 조사당시 기혼은 1, 미혼은 0으로 처리한다. 미혼여성은 기혼여성보다 탈출확률이 빠를 것으로 예상한다.
소득	월평균 총 가구 소득으로 연속변수로 사용한다. 단위는 만원이다.
이전직장 산업	한국표준산업분류(2001) 기준으로 구분한다.
이전직장 직업	한국표준직업분류(2001) 기준으로 구분한다.
이전직장 고용형태	직업력 자료에 고용형태 변수(정규직, 비정규직)를 사용하며, 정규/비정규 여부는 '자기 선언적 정의'에 따른 것이다. 즉 응답자 자신이 정규직, 비정규직을 판단하는 것이다. 기존 연구에서 살펴보았듯이 이 변수는 탈출확률 요인에 영향을 미칠것으로 예상한다. 특히 재취업은 이전직장 고용형태(정규직, 비정규직)에 영향을 받을 것으로 예상한다.

## A Study on the Determinants of Leaving Non-Employment Among Women : Focused on the Comparison Between Genders

Hyoyong Sung\* · Minkyung Kim\*\*

This paper analyzes the determinants of the probability of leaving non-employment using Korean Labor and Income Panel Studies data.

Observing the change of the probability of leaving with the Kaplan-Meier method, which uses period of non-employment, it explores the causes which affect leaving from non-employment with the Cox proportional hazard model. In case there are more than two processes of escape depending on whether re-employment is from regular or irregular work, it utilizes analyzed probabilities which affect re-employment with the competing risks model.

Major finding are as follows :

First, estimating the probability of leaving non-employment with the Kaplan-Meier method, the probability of employment is highest at the two month point. Second, with the Cox proportional hazard model, most variables including age, education, householder, marriage and ex-industry · occupation, are generally statistically significant. In particular, females who have been irregularly employed before had a positive effect on re-employment. In the case of males, the householder and education variables have significant positive effects on the probability of employment. But females do not have any regular effect. Householders and unmarried females have a positive effect on re-employment. Third, estimating probability of leaving non-employment, with the competing risks model, reveals the more educated male has the higher probability of

---

\* Assistant Professor, Sungshin University

\*\* Researcher KRIVET

re-employment in a regular occupation and lower probability of re-employment as irregular occupation. On the other hand, the more educated female has the lower probability of re-employment both regularly and irregularly. Also the unemployed person who had been irregularly employed has a lower probability of re-employment in a regular occupation, but higher probability of re-employment in an irregular occupation. That is to say, since the economic crisis, the irregular type at the labor market has been systematized.