

勞 動 經 濟 論 集
 第26卷(1), 2003. 3, pp. 111~151
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

지역별 실업탈출확률 및 요인에 관한 연구*

정인수**

본 논문은 한국노동패널을 자료로, 위험도 모형(hazard model)과 Cox 모형을 이용하여 실업탈출확률 및 요인분석을 시도한 것이다. 실업탈출확률 분석의 결과, 수도권외의 경우 실업률 수준 자체는 높지만 실업기간은 오히려 짧은 것으로 나타났다. 수도권과 비수도권 간의 분절성의 존재가 확인되었으며 경상도가 전라도 및 충청도에 비하여 실업탈출확률이 높게 나타나 경상도가 여타 지방과의 차이가 있다는 점도 확인되었다. 구체적으로는 수도권의 평균 실업기간이 9.29개월인 데 비하여 비수도권은 11.86개월로 수도권에서의 실업기간이 2.5개월(유의수준 0.001) 짧게 나타나 수도권에서의 실업탈출이 훨씬 수월함을 알 수 있었으며, 전라도·경상도 간의 차이를 보면, 평균 실업기간에서 전라도가 10.96개월, 경상도가 6.96개월로 4개월 정도로 전라도가 길게 유의하게 나타난다. 한편, 실업탈출에 영향을 주는 요인분석 결과를 보면, 대도시 이외의 지역, 비수도권 등 노동시장 취약지역에서는 여성일수록, 근속기간이 길수록, 임금근로자일수록, 제조업, 도소매업에 종사했던 근로자일수록 실업으로부터의 탈출확률이 낮아지고 있다. 위의 사실은 지역별·업종별 노동시장정책이 필요하며, 특히 지역별 한계근로자에 대한 특성을 파악하여 새로운 직종이나 산업으로의 이동이 원활히 진행될 수 있도록 노동시장정책이 지역별로 보다 세밀히 수립 집행되어야 함을 시사한다.

— 주제어 : 지역노동시장, 실업탈출확률, 실업요인, 위험도 모형(hazard model), 노동패널

투고일: 2003년 1월 2일, 심사일: 1월 6일, 심사완료일: 3월 3일.

* 한국노동경제학회 추계학술대회(2002. 9.14)에 발표된 논문을 개선한 논문이다. 익명의 두 심사자와 연구 과정에 조언을 아끼지 않은 박명수 박사에게 감사드린다.

** 한국노동연구원 선임연구위원(isjeong@kli.re.kr)

I. 머리말

금융위기 이후 실업대책을 평가하면 전국적 실업대책만으로는 지역노동시장 문제를 풀 수 없는 경우가 많다는 한계를 발견하였다. 예를 들어 안산·시흥 지역의 경우 2001년 초 구직자 4만 명에 구인자 4만 명이 존재하여 그 이유를 연구한 결과 강병구(2001.10)는 지역별 수급 불균형을 지역 차원에서 직접 풀어주어야 한다는 결론을 얻었다. 이 지역의 경우 대부분의 구직측은 공단 지역에의 교통의 접근성과 거주할 곳이 없다는 점을 들어 공단에 근무하기를 꺼리고 있었으며, 회계직의 경우 30대 여성 은행퇴직자들이 그 지역에서 상당수 구직하고 있음에도 불구하고 구인측은 20대 여성 회계직을 찾고 있는 등 지역협의체를 통한 가벼운 조정만으로도 문제를 해결될 수 있는 지역수급 불균형 사항이 많았다고 강병구는 보고하고 있다.

그동안 실업대란 시기의 실업대책은 전국적 단위를 대상으로 주로 실시되었는데 전국적 단위의 노동시장정책은 전국적으로 동질적인 노동시장과 노동이동의 완전성을 가정한 이론에 바탕하여 전개된 것이라 할 수 있다. 그러나 실제로는 지역마다 산업구조가 다르고 주거문제, 교통문제, 사회 및 가족연대 등의 문제와 정보 부족으로 인한 제약이 따르므로, 지역별 노동시장 연구가 필요한 것이다. 또한 경제의 글로벌화에 따른 산업구조의 변화가 최근 들어 급속하게 진행되고 있으며, 지역별 산업 특성에 따라 그 파급효과가 다르게 나타나므로, 산업구조의 변화에 따른 지역별 노동이동, 인력수급 및 직업훈련 등에 있어서 특화된 연구가 있어야만 정확한 노동정책 제시가 가능할 것이다.

이와 같은 문제 의식에 입각하여 본 연구는 지역별 노동시장의 특징과 차이점을 우선 기존에 만들어져 있는 자료를 이용하여 분석해 보고자 하였다. 구체적으로는 실업대란 시기의 실업률을 보면, 수도권과 대도시에서 높게 나타나는데 과연 실업탈출확률도 그 지역에서는 낮게 나타날 것인가? 즉 실업률의 양적 측면과 실업의 질적 측면 지역별로

1) 수학적으로 볼 때, 실업률이란 실업 기간과 실업 빈도와의 곱이므로 실업률이 높다고 실업 기간이 길어질 것으로 판단할 수는 없다. 하지만 현실적으로 실업률을 가장 주요 지표로 사용하는 현실하에서 실업기간과 실업률이 차이가 있다는 사실을 구체적 분석을 통하여 각 지역별 노동시장 정보를 밝혀주는 것은 정책 수립에 중요한 의미를 지닌다고 판단된다.

같은가 다른가가 궁금증을 불러일으켰다.

지역 노동시장에 관한 기존 연구는 일정 지역만을 대상으로 하였거나 전국을 커버하는 지역을 대상으로 연구하였다 하더라도 자료의 제약으로 인하여 분석적인 연구보다는 개괄적 연구에 그쳤다는 한계를 지닌다. 류기철(1998), 임정덕(1998) 강병구(2001), 전병유(2000), 홍성우·이건철(1998) 등의 논문이 본 연구에 참고되었다. 특히, 류기철(1998)은 고용보험 DB를 분석했으나 대구·경북 실업자 특성, 14세로부터 현재 대비 지역이동을 중점적으로 연구하였는데 계량모형을 이용한 분석적 연구는 차후의 과제로 미루고 있다. 강병구(2001, 10.)는 안산·시흥 지역을 대상으로 구인·구직 설문조사 결과와 워크넷(worknet)을 이용하여 안산·시흥 지역 수급 애로요인을 파악하여 현실적 대안을 제시하고 있으나 안산·시흥 지역에 국한하였다. 전병유(2000, 9.)는 고용보험 DB와 구인·구직 관련 데이터를 활용하여 광역시·도 단위의 노동력 수급 분석을 하고 있으나 지역 구분을 너무 광역으로 한 결과 뚜렷한 지역 특징을 찾아내어 정책제시하기에는 한계를 보고 있었다.

본 연구는 위의 연구들이 보여준 연구의 범위나 분석방법 등을 고려하여 좀더 발전적인 연구를 시도하였다. 기본적으로 전국을 몇 개의 지역으로 나누어 연구하되 중요 차이가 있는 부분만을 집중분석 보고함으로써 지역 연구의 초점을 보다 명확히 하고자 하였다. 구체적으로는 한국노동연구원의 노동패널을 이용하여 실업기간, 탈출확률, 탈출요인 분석을 함으로써 기존의 연구보다는 분석적인 연구를 시도하였다.

한편 본 연구는 지역 노동시장 연구라는 전체 연구 중 일부로서 지역별 실업탈출확률 및 요인분석에 초점을 맞추고 있지만, 지역 노동시장 연구라는 전체 연구의 관점에서 볼 때 연구자에게 화두로 작용했던 의문은 “우리나라가 지역 연구를 해야 할 정도인가 아닌가”에 있었다. 즉 한국이란 나라는 국토가 좁아 전국이 단일노동시장일 가능성이 높으므로 지역 연구를 할 필요가 있는가라는 의문이었다. 이에 대해서는 전체 연구하에서 소주제별로 지역별 차이가 확실히 나타나는지를 확인함으로써 종합하여 전체적으로 노동시장의 지역별 분절성 존재 여부를 검증하는 방법으로 진행하고자 하였다. 본 연구에서는 지역간 실업탈출확률 및 요인의 차이가 존재하는지 여부를 본 주제하에서의 분절로 정의하였다.

본 연구는 제Ⅱ장에서 지역 개관을, 제Ⅲ장에서 모형 및 데이터를 설명하고, 제Ⅳ장에서 분석 결과를, 그리고 제Ⅴ장에서 요약 및 결론을 제시한다.

II. 지역 개관

기본적인 지역 현황을 통하여 지역 개관을 알아둘 가치가 있으므로 이에 대한 보고를 본 장에서 다룬다. 지역 자료는 최근 자료로 보고된 것이 2000년까지인 것들이 많아서 주로 금융위기 이전인 1997년과 2000년 사이의 비교를 통하여 개관을 설명하고 있다. 그렇지만 독자에 대한 서비스 측면에서도 가장 최근의 지역 자료가 가능한 것은 보고해 주어야 한다는 당위성 때문에 <표 1>의 경우에는 가장 최근 자료인 2001년 자료까지를 보고하고 있다.

<표 1>을 설명하면, 실업률은 부산이 2001년에도 가장 높게 나타난다. 광역 대도시가 도에 비하여 실업률이 높게 나타나는데 이는 그 지역에서 그만큼 취업기회가 높기도 하지만 산업구조의 변화가 크게 일어나기 때문이기도 할 것이다. 제조업 종사자 비율을 보면 울산은 필두로 인천·대구·부산 등 대도시 지역이 높다. 그러나 서울은 서비스업 종사자 비율이 전국에서 대전 다음으로 높은 곳이다. 대기업 종사자 비율은 보면 울산이 가장 높고 다음으로 경북·경남·서울의 순으로 나타난다. 이는 경북 지역에는 구미공단이 있고, 경남에는 창원공단이 있기 때문으로 풀이되며 서울에는 본사가 많기 때문일 것이다. 대기업 비중이 가장 낮은 도로는 강원·전남·충남 순으로 이어지며, 대도시로서는 대구·부산 순이다. 산업구조 변화지수를 보면 부산이 가장 높은 2.82를 보인다. 어음부도율은 경남·대구·광주·전남·서울·부산 순으로 나타나, 2001년에도 경남·대구·광주의 경기 상황은 좋지 않은 것으로 보이며, 도 단위로는 전남이 높다.

다음으로 금융위기 기간의 지역 실업률 및 경제활동인구 등의 변화를 살펴보면 다음과 같다(표 2). 서울 인구의 수도권으로의 이동으로 인하여 비록 서울 생산가능인구수가 줄어들었으나 서울·인천·경기를 포함하는 수도권 전체로는 취업자 증가율이 증가하는 추세이다.

지역별 실업률²⁾을 대비하여 살펴보면, 수도권과 비수도권 간 그리고 대도시와 대도시

2) 실업률은 통계청의 경제활동인구 자료가 가장 정확하다는 점에서 이를 사용한다. 이 자료는 실업을 포함한 경제활동 상태를 통계화시키겠다는 특별한 목적을 가지고 조사된 것이므로 우리나라에서 실업률 통계로서는 가장 정확한 것으로 판단된다.

〈표 1〉 2001년 경제활동인구

(단위: %)

	경제활동 참가율	실업률	제조업 중사자비율	서비스업 중사자비율	대기업 중사자비율	산업구조 변화지수 σ_i	어음 부도율
서울	61.6	4.5	18.36	73.62	21.59	2.62	0.26
부산	58.4	5.2	22.43	68.38	13.36	2.82	0.25
대구	58.8	4.5	24.64	65.22	11.85	2.42	0.36
인천	60.9	4.2	30.31	60.62	21.7	2.33	0.34
광주	55.9	4.5	12.43	72.21	21.96	1.98	0.26
대전	58.1	3.9	13.65	74.67	18.34	2.05	0.14
울산	59.7	2.9	38.63	51.07	44.84	2.45	0.13
경기	61.3	3.4	23.02	64.40	20.04	2.6	0.23
강원	57.7	2.4	8.81	61.25	10.1	2.74	0.17
충북	59.2	2.8	20.21	52.13	15.47	2.62	0.16
충남	62.9	2.3	14.83	45.48	18.14	2.48	0.20
전북	58.7	2.9	12.60	53.47	19.55	2.69	0.39
전남	64	2.7	8.95	48.99	15.47	2.62	0.28
경북	64.6	2.3	16.53	48.36	30.82	2.27	0.19
경남	60.7	3.4	23.05	54.70	24.44	2.54	0.43

주: 산업구조 변화지수

$$\sigma_i = [\sum_{i=1} (E_i / E) (\Delta \ln E_i - \Delta \ln E)^2]^{1/2}$$

산업구조 변화지수는 Lilien measure 임 (Lilien, JPE, 1982)

E_i : 산업 i의 취업자수

E : 산업 전체 취업자수

$\Delta \ln E_i$: E_i 에 log를 취한 값의 2001년과 1997년의 차이

$\Delta \ln E$: E 에 log를 취한 값의 2001년과 1997년의 차이

어음부도율은 금융위기시인 2000년을 기준으로 함.

자료: 통계청, 『경제활동인구연보』, 2001,

노동부, 『임금구조기초통계조사』, 2001

한국은행, 『보도자료』, 2002.11, 공보 2002, 11-25호

이외의 지역의 실업률에 큰 차이를 보인다. 대도시별로 실업률을 살펴보면 부산·광주·서울 순으로 높게 나타난다(그림 1~그림 3).

지역별 산업변화를 살펴보기 위하여 <표 3>를 마련하였다. 금융위기 기간의 지역내 총생산의 변화를 보면, 제조업의 비중이 전국적으로 9.8% 감소한 반면 서비스업 비중은 10.5% 증가하여 지난 만 3년간 산업구성비 변화가 아주 빠른 속도로 진행되고 있음을 알 수 있다. 총생산의 지역별 변화를 보면, 도 단위 광역단체들과 부산·대구 일부 광역

〈표 2〉 경제활동인구 변화율: 2000년(1997년 대비 증가율)

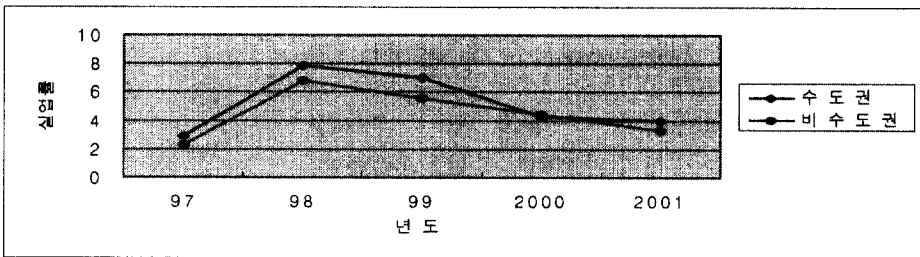
(단위: 천명, %)

	15세이상 생산 가능인구(증가율)		경활인구 (증가율)		참가율(차이)		실업률(차이)		취업자(증가율)	
	인구	증가율	인구	증가율	참가율	차이	실업률	차이	취업자	증가율
전국	36,139	+3.72	21,950	+1.33	60.7	-1.5	4.1	+1.5	21,061	-0.21
서울	7,828	-1.21	4,787	-5.14	61.2	-2.4	4.8	+2.1	4,559	-7.09
부산	2,987	+0.81	1,758	-0.90	58.9	-1	6.4	+2.5	1,645	-3.46
대구	1,951	+2.47	1,129	-1.05	57.9	-2	4.6	+0.7	1,077	-1.82
인천	1,894	+6.82	1,149	+2.04	60.7	-2.8	5.0	+1.5	1,092	+0.45
광주	1,013	+4.54	557	-1.59	55.0	-3.4	5.6	+2.4	526	-4.01
대전	1,068	+7.01	605	+7.84	56.6	+0.4	4.3	+1.4	579	+6.04
경기	6,883	+12.78	4,244	+8.79	61.7	-2.2	3.7	+0.8	4,088	+7.9
경상도	5,269	+3.64	3,273	+5.17	78.0	-2	3.2	+1.5	3,169	3.59
전라도	3,091	+0.36	1,896	-1.15	61.3	-1	3.0	+1.1	1,839	-2.29
충청	2,586	+3.2	1,593	+0.89	61.7	-1	2.6	+1.1	1,522	-2.25
강원	1,165	+1.57	684	+1.49	58.7	-0.1	2.5	+1.8	666	-0.45
제주	405	+3.32	276	+2.99	68.1	-0.3	2.5	+1.4	269	+1.51

주: 2000년 영남에 울산 포함.

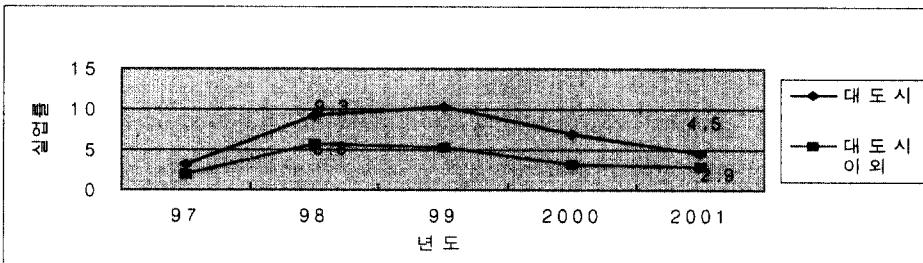
자료: 통계청, 『경제활동인구조사』.

(그림 1) 수도권과 비수도권의 실업률



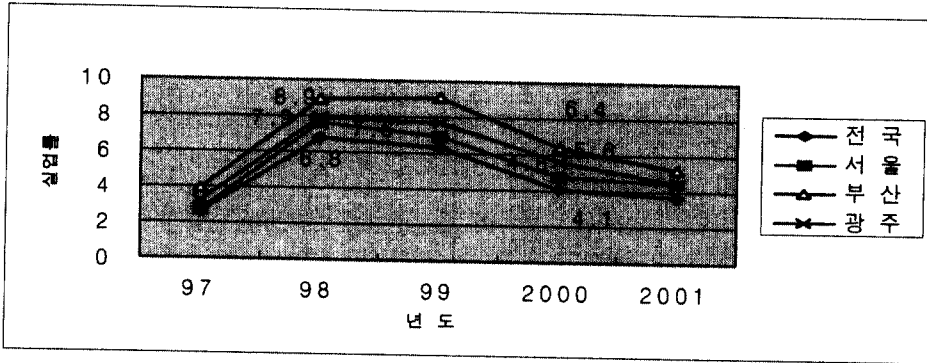
자료: 통계청, 『시도별 경제활동인구 총괄』.

(그림 2) 대도시, 대도시이외의 실업률



자료: 통계청, 『시도별 경제활동인구 총괄』.

[그림 3] 지역별 실업률 비교



자료: 통계청, 『시도별 경제활동인구 총괄』.

<표 3> 지역내 총생산: 2000년(1997년 대비 증가율과 차이)

(단위: 10억원)

	지역내총생산 (증가율)		사업체수(개) (증가율)		종업원수 (1000명)(증가율)		제조업비중(%) (차이)		서비스업비중 (%) (차이)	
	2000년	1997년 대비	2000년	1997년 대비	2000년	1997년 대비	2000년	1997년 대비	2000년	1997년 대비
전국	503,785	+16.56	424,015	50.3	8,001	20.7	24.8	-9.8	74.7	+10.5
서울	109,306	+11.60	123,225	43.8	2,308	14.3	17.5	-7.2	82.4	+7.3
부산	30,305	+9.17	34,103	52.9	581	19.6	27.3	-12.6	72.3	+13.1
대구	17,196	+7.04	20,481	60.3	354	27.4	30.1	-15.6	69.7	+15.7
인천	22,377	+5.81	21,957	48.0	141	15.5	40.9	-9.7	58.9	+10
광주	11,425	+14.4	12,803	69.1	218	38.5	12.0	-6.2	88	+6.6
대전	11,630	+19.48	10,654	67.1	200	30.5	12.6	-6.3	87.2	+6.6
경기	78,471	+35.32	81,356	59	1,513	29.4	37.5	-15.8	62.2	+16.2
경상도	80,922	+15.04	50,556	101.08	1,188	19.16	9.8	-28.8	90.1	29.95
전라도	38,617	+9.94	26,725	51.3	473	23.7	17.1	-20.1	80.4	+24.1
충청	34,700	+21.34	34,886	68.4	497	21.3	15.9	-20.8	82.9	+21.5
강원	12,374	+4.11	11,958	56.4	181	22.1	10.8	-5.5	87.6	+7.6
제주	4,466	+7.68	5,311	62.1	72	29.2	5.7	-2.4	90.5	+9.3

주: 2000년 울산은 영남에 포함.

자료: 지역통계연보.(통계청 경제통계국 통계분석과 지역내 총생산)

사업체 노동실태조사보고서(5인 이상으로 동일)

시 지역에서 서비스업으로의 변화가 급속히 일어나고 있다. 이들 지역에서의 금융위기 기간 동안 서비스업 증가율은 경상도 29.9%, 전라도 24.1%, 충청 21.5%로 20%가 넘어서며, 경기 16.6%, 대구 15.7%, 부산 13.1%로 전국평균 10.5%를 상회하고 있다.

한편 지역별 취업자 구성비 변화를 <표 4>에서 보면, 총생산의 서비스업화와 제조업

〈표 4〉 지역별 취업자 구성비 변화 (2000년, 괄호안은 97년 대비)

(단위: %)

	농업		광공업/제조업		서비스
전 국	10.9 (-0.4)	20.2 (-1.2)	20.2 (-1.0)	68.9 (+1.6)	
서 울	0.2 (-0.2)	19.1 (-1.0)	19.1 (-1.0)	80.6 (+1.0)	
부 산	2.1 (0)	23.6 (-0.1)	23.6 (0)	73.9 (-0.3)	
대 구	2.7 (+1.5)	25.9 (0)	25.9 (+0.1)	71.4 (-1.5)	
인 천	1.6 (+0.9)	31.3 (-1.6)	31.2 (-1.6)	67.1 (+0.8)	
광 주	6.3 (+1.2)	12.4 (+0.5)	12.4 (+0.5)	81.4 (-1.3)	
대 전	2.8 (+0.5)	13.6 (+0.4)	13.6 (+0.4)	83.4 (-1.1)	
경 기	5.1 (+0.4)	24.8 (-3.9)	24.7 (-4.0)	70.1 (+3.6)	
경상도	20.7 (-1.7)	22.0 (-0.6)	22.0 (-0.5)	57.3 (+2.3)	
전라도	32.5 (-1.7)	10.3 (-2.2)	10.2 (-1.9)	57.2 (+3.9)	
충 청	30.3 (-2.2)	16.8 (+1.6)	16.6 (+1.8)	53.0 (+0.8)	
강 원	20.1 (-2.4)	9.9 (-1.6)	8.7 (-2.1)	69.8 (+3.6)	
제 주	27.1 (-2.8)	3.7 (-1.0)	3.7 (-1.0)	69.5 (+4.2)	

주: 2000년 영남에 울산이 포함됨.

자료: 통계청, 『경제활동인구연보』.

감소추세에 비하여 취업자 구성비 변화는 그 수준이 미미하다는 특징을 나타낸다. 산업 변화가 크게 일어나고 있지만 취업자 구성비 변화는 상대적으로 작게 나타난다는 점은 두 가지 가능성을 예상할 수 있다. 즉 노동절약적 산업변화가 일어나고 있다는 점과 함께 산업변화의 결과가 노동시장에서는 그 표현이 물밑으로 진행되고 있어서 앞으로는 차츰 가시적으로 표현될 것으로 판단된다는 점이다.

Ⅲ. 모형 및 데이터

1. 모형

본 논문에서는 위험도 모형(hazard model)을 사용하여 분석한다. 위험도 모형은 어떤 사건이 발생하는 데 소요되는 기간과 각 시점에서의 사건발생확률을 추정하는 모델이며 기간 분석(duration analysis) 모형³⁾이라고도 한다.

3) 위험도 모형을 실업기간 분석에 응용한 상세 내용은 Kiefer(1998)를 참조.

위험도 모형 중 비모수적 방법(non-parametric)의 하나인 Kaplan-Meier(1958) 방법에 의한 위험도의 기간에 따른 변화추이와 Cox(1972)의 비례적 위험함수 모형을 이용하여 위험도의 크기에 영향을 미치는 요인을 분석한다.

먼저 위험함수(hazard function)에 대한 개념 정의하면,

생존기간(duration)을 $T(\geq 0)$ 라 하고, T 가 확률밀도함수 $f(t)$ 와 분포함수 $F(t)$ 를 갖는다고 하자. T 의 분포함수 $F(t)$, 생존함수(survival function) $S(t)$, 그리고 위험함수(hazard function) $\lambda(t)$ 는 각각 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned} F(t) &= \Pr(T < t) \\ S(t) &= P(T \geq t) = 1 - F(t), \\ \lambda(t) &= \lim_{dt \rightarrow 0} P(t < T \leq t + dt \mid T \geq t) / dt \\ &= f(t) / S(t). \end{aligned}$$

위의 수식을 해석하자면, 위험함수란 어떤 실업자(환자)가 t 시점까지는 실업(생존)했다가 t 시점 바로 직후에 탈출(사망)하게 되는 순간위험률을 의미한다. 위험함수를 적분하면,

$$\begin{aligned} \int_0^t \lambda(u) du &= \int_0^t -f(u) / 1 - F(u) du \\ &= -\ln 1 - F(t) = -\ln S(t) \text{ 가 되고,} \end{aligned}$$

이들간에는

$$\begin{aligned} \lambda(t) &= -d \ln S(t) / dt, \\ S(t) &= \exp - \int_0^t \lambda(u) du = \exp [-\Lambda(t)] \end{aligned}$$

라는 관계가 성립된다.

위의 정의를 이용하여 실직후 t 번째 기에 실업으로부터 탈출하는 확률을 비모수적 방법에 의한 추정치를 구하는 Kaplan-Meier 방식은 다음과 같다.

t_j 기 이전까지 실업상태에 있는 전체 실업자수를 n_j 라 하면 n_j 에는 j 시점에 실업으로부터 탈출하는 실업자수 h_j 와 그 시점 j 에 아직 실업상태가 끝난 것인지 아닌

지 알 수 없는 잘려진 관측치(censored observation)수 m_j 가 있다. 이 때 실업탈출확률 $\hat{\lambda}(t_j)$ 와 실업이 계속되는 생존함수 $\hat{S}(t_j)$ 는 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$n_j = \sum_{i \geq j}^K (m_i + h_i)$$

$$\hat{\lambda}(t_j) = h_j / n_j$$

$$\hat{S}(t_j) = \prod_{i=1}^j (n_i - h_i) / n_i = \prod_{i=1}^j (1 - \hat{\lambda}_i)$$

위의 수식을 해석하면, 실업탈출확률 $\hat{\lambda}(t_j)$ 는 대상이 되는 실업자수 중 탈출한 실업자수를 확률적으로 표시한 것이며, 생존함수 $\hat{S}(t_j)$ 는 t_j 기까지 해당 사건을 경험하지 않은 관측치들의 전체 관측치수에 대한 확률을 표시한다.

한편, 실업탈출확률에 영향을 미치는 요인들의 크기를 추정하기 위하여 비례적 위험도(propotional hazard)를 사용하여 준모수적 추정(semi-parametric)하는 Cox 모형을 간단히 설명하면 다음과 같다. 비례적 위험도 모형에서 x 라는 설명변수를 가지는 관측치의 t 기에 있어서의 위험도를 나타내는 $\lambda(t, x, \beta, \lambda_0)$ 는,

$$\lambda(t, x, \beta, \lambda_0) = \phi(x, \beta) \lambda_0(t)$$

여기서 $\lambda_0(t)$ 는 기간 t 에 있어서의 기본위험도(baseline hazard)를 나타낸다. 비례적 위험도 모형⁴⁾에서는 매기에 있어서의 위험도 변화는 기본 위험도에 의해 결정되며, 설명변수는 그 크기와 β 의 값에 따라 단순히 기본 위험도를 비례적으로 증감하는 역할을 하는 것으로 가정하게 된다.

한편, $\phi(x, \beta)$ 를 지수함수로 가정하면,

$$\phi(x, \beta) = \exp(x' \beta) \text{가 되고, 위의 식에 대입하면,}$$

4) Cox 모형의 비례적 위험도라는 기본적 가정이 뜻하는 바를 예를 들어 설명하면, $\lambda_1(t) = \exp(x_1' \beta)$

$\lambda_0(t)$ 로부터 두 실업자 1과 2의 관계는 $\frac{\lambda_1(t)}{\lambda_2(t)} = \frac{\lambda_0(t)}{\lambda_0(t)} \frac{\exp(\beta x_1)}{\exp(\beta x_2)} = \exp[\beta(x_1 - x_2)]$

로 표시가 되어, 두 실업자간 위험함수 관계는 결국 $\lambda_0(t)$ 에 무관하게 되며, 두 비례적 관계가 성립됨을 알 수 있다.

$$\lambda(t, x, \beta, \lambda_0) = \phi(x, \beta) \lambda_0(t) = \exp(x' \beta) \lambda_0(t)$$

위의 식에 로그를 취하여 x 에 대하여 미분하면,

$$d \ln \lambda(t, x, \beta, \lambda_0) / dx = d \ln \phi(x, \beta) / dx \text{ 가 되고, 결국}$$

$$d \ln \lambda(t, x, \beta, \lambda_0) / dx = \beta \text{ 가 된다.}$$

즉, 설명변수 x 의 β 값에 따라 실업탈출확률에 비례적 효과를 줄 수 있다.

실업탈출 위험함수와 생존함수는 각각 다음과 같다.

$$\lambda(t, x, \beta, \lambda_0) = \exp(x' \beta) \lambda_0(t)$$

$$S(t) = \exp[-\lambda_0(t) \exp(x' \beta)]$$

실업탈출 위험함수에 대한 추정은 일반적으로 maximum likelihood 방법에 의한다. 이 때 기본 위험도 $\lambda_0(t)$ 에 대한 모양을 알지 못하는 경우에도 각 설명변수의 위험도에 대한 영향을 추정할 수 있는 방법을 Cox(1972)는 제시하고 있다.

2. 데이터

실업기간과 탈출확률 및 요인에 관한 지역별 분석에는 데이터상의 애로가 따름을 먼저 밝혀 두고자 한다. 본 연구를 수행함에 가장 어려웠던 부분이 데이터 문제였다. 본 연구와 같은 지역별 실업탈출확률 및 요인분석을 위하여는 첫째, 지역별 분할할 수 있는 지역코드가 있어야 하고, 둘째, 실업탈출확률을 분석하기 위하여는 개인의 직업력에 대한 정보가 주어져야 하며, 셋째, 실업인가 비경활인가 취업인가의 여부에 관한 정보가 주어져야 한다. 세 가지를 만족하는 자료는 한국노동연구원의 노동패널 조사인데 문제는 전체 패널 중 실업기간을 계측할 수 있는 관측치수가 충분하지 않다는 한계를 가진다. 통계청의 경제활동인구 자료는 지역코드를 공급하지 않으며,⁵⁾ 노동부에서 제공하는 고용보험데이터는 1995년 7월 이후 시작시 30인 이상 규모를 대상으로 하여 몇 년 경과

5) 통계청에서는 경제활동인구 자료에 지역 샘플이 얼마 되지 않아 지역별로 세분할 경우 통계의 신뢰도가 낮아진다는 이유에서 지역코드를 연구자에게 제공하지 않고 있다.

하지 않았으므로 자료상으로 취업이탈한 것으로 판단된다 하더라도 이들이 실업상태인지 30인 이하 사업장으로 전직한 경우인지, 비경제활동인구로 전환된 것인지 전혀 구분이 되지 않으므로 실업분석에는 사용할 수 없었다.

한국노동패널 조사(Korean Labor and Income Panel Study)는 비농촌 지역에 거주하는 한국의 가구와 가구원을 대표하는 패널표본 구성원(5,000가구)을 대상으로 1년에 1회 가구특성, 경제활동 및 노동시장 이동, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업훈련, 사회생활 등에 관하여 추적조사하는 종단면 조사(longitudinal survey)로서 1998년에 첫 조사가 이루어졌다.⁶⁾

데이터의 구성은 크게 가구자료, 개인자료, 부가조사자료로 나누어져 있으며, 여기에서는 개인의 직업력에 의한 실업기간을 측정하기 위해 개인자료와 직업력자료를 합쳐서 사용하였다.

먼저 개인자료는 1998년 5,000개의 표본가구로부터 13,738명에 대하여 시작하였으며, 4차년도에 이르기까지 3,866가구 10,608명의 유효한 표본을 가지고 있다.

본 연구에서는 개인자료 4개년도와 직업력자료를 결합한 자료를 이용하여 실업기간을 찾아내었다. 직업력자료는 개인별 직업 이력을 순차적으로 파악할 수 있도록 한국노동패널(KLIPS) 4개년도를 한국노동연구원에서 2차 가공한 자료이다.

4개년의 개인자료와 4개년의 직업력자료를 합쳤을 경우 24,438개의 표본이 생성되었다. 이 중 취업 시기와 퇴직 시기가 보고되지 않은 자료를 제외하면 4,433개의 표본이 남는데 이 중 미취업기간이 계산되는 관측치는 985개로 줄어든다. 미취업자 중 모두 실업자는 아니므로 실업과 비경활을 구분하여 실업자의 실업기간을 구할 수 있는 관측치 수는 또 다시 302개로 줄어든다. 본 연구의 분석에는 302개를 사용한다. 그런데 최종적으로 남은 302개의 실업기간 관측치 중 개인별로 다른 사람의 수는 296명이며 이는 전체 개인별 유효표본 10,608명의 2.8%가 된다.

실업과 비경활을 구분하는 과정을 구체적으로 설명하면 다음과 같다. KLIPS 연도별 개인데이터에는 임금근로자인가 비임금근로자인가 미취업자인가를 판별하는 문항이 있

6) 노동패널이라는 하나의 자료로부터 각 지역별 실업률과 실업탈출확률 및 요인분석을 구하여 비교하는 것이 바람직하지만, 노동패널은 자료가 1998년에 시작되어 실업률의 정확도가 충분히 검증되지 않았을 뿐 아니라 자료의 목적이 실업률 통계에 초점을 맞춘 자료가 아닌 만큼 노동패널에서 실업률을 구하는 것은 바람직하지 않다. 따라서 본 연구에서는 각 지역별 실업률은 제II장의 개관에서 살펴본 바와 같이 통계청 경제활동인구 자료에서 구하고 실업탈출확률 및 요인분석은 노동패널을 사용하여 비교하고 있다.

다. 이 문항과 직업력 데이터상에서 구한 개인별 실업기간을 설문 인터뷰 날짜와 비교하여 미취업자인가를 확인한다. 이 중 미취업자인 경우 동 데이터상의 '미취업시 1주일 구직 여부'와 '미취업 1개월 구직 여부'를 이용하여 실업자인가 비경제활동인구인가를 확인하여 실업자를 골랐다.⁷⁾

분석대상 관측치 수를 지역별로 살펴보면 다음과 같다.

먼저, 전국의 경우 302개의 실업기간 관측치 중 남자는 152개, 여자는 150개로 나타났다. 학력별로 살펴볼 경우 고졸은 242개의 관측치를, 대졸 이상은 60개의 관측치를 가지는 것으로 나타났다(표 4).

지역별로는 수도권의 경우 115개의 관측치가, 비수도권은 187개의 관측치가 나타났으

(표 4) 분석대상 관측치수: 지역별·성·학력별

(단위: 개)

	성 별			학 력 별	
	전 체	남 자	여 자	고졸이하	대졸이상 (전문대포함)
전 체	302	152	150	242	60
수도권	115	62	53	85	30
비수도권	187	90	97	157	30
대도시	179	90	89	143	36
대도시 이외	123	62	61	99	24
서울	65	31	34	47	18
부산	32	20	12	28	4
대구	27	13	14	22	5
대전	14	8	6	10	4
인천	14	9	5	14	
광주	11	3	8	8	3
울산	16	6	10	14	2
경기도	36	22	14	24	12
충청도	12	4	8	10	2
전라도	27	10	17	23	4
경상도	47	25	22	41	6

자료: 한국노동연구원, 「노동패널」, 1998-2001.

7) klips가 연별 조사 자료이므로 응답자가 미취업자인 경우 실업상태인가 비경제활동인구상태 인가의 구분이 인터뷰일 그 달에 결정되므로 그 이외의 달에 대한 정확한 판단은 알 수 없다는 한계를 지닌다. 그러나 미취업자가 인터뷰한 달 및 인터뷰 기간 포함 일주일에 구직할 경우라면 인터뷰 달 이외의 달에도 미취업자를 실업자로 판단하는 것은 실망실업자의 경우를 고려할 때 무리가 없다고 판단된다.

며, 대도시의 경우 179개, 비대도시의 경우 123개로 나타났다.

한편, 실업기간에 대한 평균을 지역별로 살펴보면, 전국의 경우 평균 실업기간은 8.8개월로 나타났다. <표 5>에서 보는 바와 같이 수도권은 8.4개월, 비수도권은 9.0개월로 나타나, 수도권이 비수도권에 비해 빠른 시일 내 실업에서 탈출하는 것으로 나타났다. 대도시와 비대都市는 각각 8.76, 8.9개월로 큰 차이를 보이고 있지 않았다. 실업탈출 확률이 다른 지역에 비하여 비교적 짧은 지역은 서울·인천·광주로 각각 7.6, 8.1, 7.4개월로 나타났다.

<표 5> 평균 실업기간: 지역·성·학력별

(단위: 개월)

	성 별				학 력 별	
	전 체	(표준 편차)	남 자	여 자	고졸이하	대졸이상 (전문대 포함)
전 체	8.8	(7.35)	8.1	9.5	9.1	7.8
수도권	8.4	(7.32)	7.9	9.01	8.6	7.9
비수도권	9.0	(7.38)	8.27	9.75	9.3	7.7
대도시	8.76	(7.20)	8.36	9.16	9.2	7.2
대도시이외	8.9	(7.60)	7.8	10.0	8.9	8.7
서울	7.6	(7.25)	7.6	7.5	7.8	6.9
부산	9.2	(5.76)	9.1	9.3	8.5	13.8
대구	10.0	(7.34)	10.5	9.5	11.2	4.8
대전	10.3	(9.33)	4.6	17.8	12.5	4.8
인천	8.1	(5.10)	8.0	8.2	8.1	
광주	7.4	(7.65)	8.0	7.1	7.0	8.3
울산	11.0	(8.52)	10.8	11.1	11.9	5.0
경기도	10.2	(8.00)	8.4	13.0	10.6	9.4
충청도	10.4	(7.17)	11.8	9.8	10.0	12.5
전라도	9.5	(8.13)	7.0	11.0	9.6	9.0
경상도	7.2	(7.04)	7.1	7.3	7.4	6.2

자료: 한국노동연구원, 「노동패널」, 1998-2001.

IV. 지역별 실업탈출확률 및 요인분석

지역 분석의 대상을 전국, 수도권·비수도권, 대도시·대도시 이외,⁸⁾ 서울·부산, 전

라도·경상도로 나누어 분석한다. 이와 같이 선정된 이유는, 분석대상이 되는 실업기간 자료의 수가 302개에 불과하여 지역별로 세분하면 일부 지역의 관측치 수가 30개 이하⁸⁾로 떨어진다는 점과 중점 분석대상 이외의 지역에 대하여는 특별히 보고할 내용이 없다는 점 때문이다. 제1절의 지역별 실업탈출확률 분석에서는 중점 분석대상 이외의 지역도 결론 도출을 위하여 일부 언급하지만, 제2절인 탈출요인 분석에서는 중점 분석대상 지역만을 보고한다.

1. 지역별 실업탈출확률(Kaplan-Meier 위험도 모형 분석)

먼저, 전국의 경우 평균 실업기간은 10.8362로 한 번 실업에 돌입하면 11개월 정도의 실업을 예상해야 한다(표 6). 실업기간별 탈출확률을 보면, 2개월 이내의 탈출확률이 0.252(1-생존확률)로 실업자의 4분의 1이 2개월 이내에 탈출 가능함을 보여주며, 8개월~10개월째에 탈출확률(0.123)의 점프가 있고¹⁰⁾ 그 이후 13개월(0.141)~15개월째(0.158)에 중간 재점프가 있고 그 이후 19개월째와 30개월째에도 또 다시 점프가 한 번씩 있는 것으로 나타난다(표 6). 본 연구에서 실업탈출확률이 0.15를 넘어서는 경우까지를 유효 직장탐색기간의 기준으로 한다면, 본 연구의 경우 유효직장탐색기간은 15개월로 나타나 류기철(1999)에서의 평균 직장탐색기간인 2~4개월보다 길게 나타난다.¹¹⁾ 한편 남재

8) 대도시란 서울·부산·대구·대전·인천·광주·울산의 7대 광역시를, '대도시 이외'란 도 단위 광역지방자치단체이다.

9) 제1절의 Kaplan-Meier 분석에서는 비모수적(non-parametric) 분석이므로 관측치 수에 구애 받을 필요가 없다.

10) 실업기간별 탈출확률의 변화는 존재한다. Kaplan-Meier 위험도 모형은 실업기간별 탈출확률을 통계학적으로 실증적으로 추출해 내는 것이므로 어느 일정기간 동안 확률이 일정하다는 마코프 안정성 가정과 같은 가정은 하지 않는다. 남재량·류근관(2001)에서도 실증분석을 통하여 '마코프 안정성'은 너무 강한 가정임을 밝히고 있으며, 남재량·류근관(2001: 12)의 <그림 1>에서 나타나는 바와 같이 실업지속확률은 실업기간이 길어질수록 상승하지만 확률 자체가 시기별로 변동이 없다는 것은 아님을 그림에서 나타내고 있다.

11) 류기철에서는 실업기간을 주단위로 잘라서 실업탈출확률을 계산하였고 본 연구에서는 월단위로 잘랐다는 차이가 있다. 류기철의 경우 1주에서의 탈출확률이 0.0243, 18주(2.5개월)에서 0.0246으로 나타나며, 38주에는 0.010, 40주에는 0.0153으로서 18주 이후 계속 큰 차이가 없이 진행되므로 류기철에서 보고한 유효탐색기간이 2~4개월에 그치는 것인지 1년간 유효한지는 확실치 않다고 판단된다. 즉, 주 단위가 아니라 월 단위로 잘라서 분석해 보는 것이 차이를 보다 정확히 알 수 있지 않는가라고 반문할 수 있으며, 류기철에서는 48주 이후에는 보고를 하지 않고 있어서 1년(52주) 이후의 양상은 알 수 없다. 결국 유효탐색기

량·류근관(2001)에서도 실업지속확률이 상승하는 추세는 처음 12개월~15개월 동안은 상당히 강하게 나타난다고 밝혀 내어 본 연구에서 주장한 유효직장탐색기간 15개월과도

〈표 6〉 실업탈출확률 및 생존율: 전국

(단위: 개월, 명)

실업기간	실직자수(n)	기간내 취업자 (h)	잘려진관측치수(m) CENSORED	실업탈출확률 (λ)	생존율 (S)
1	302	54	1	0.17881	0.82119
2	247	22	5	0.08907	0.74805
3	220	11	0	0.05000	0.71065
4	209	20	0	0.09569	0.64264
5	189	13	1	0.06878	0.59844
6	175	12	0	0.06857	0.55740
7	163	8	1	0.04908	0.53005
8	154	19	0	0.12338	0.46465
9	135	15	0	0.11111	0.41302
10	120	11	0	0.09167	0.37516
11	109	8	2	0.07339	0.34763
12	99	4	3	0.04040	0.33358
13	92	13	6	0.14130	0.28645
14	73	6	4	0.08219	0.26290
15	63	10	6	0.15873	0.22117
16	47	4	1	0.08511	0.20235
17	42	5	4	0.11905	0.17825
18	33	0	5	0.00000	0.17825
19	28	4	3	0.14286	0.15279
21	21	1	1	0.04762	0.14552
22	19	1	1	0.05263	0.13786
23	17	1	2	0.05882	0.12975
24	14	0	2	0.00000	0.12975
26	12	0	2	0.00000	0.12975
27	10	0	3	0.00000	0.12975
30	7	1	1	0.14286	0.11121
31	5	1	0	0.20000	0.08897
32	4	0	1	0.00000	0.08897
33	3	0	1	0.00000	0.08897
34	2	0	1	0.00000	0.08897
35	1	1	0	1.00000	0.00000

주: 평균 실업기간은 10.8362로 나타났으며, 표준오차는 0.6465임.

평균 탈출확률은 (λ) 0.0923로 나타남.

자료: 한국노동연구원, 「노동패널」, 1998-2000.

간의 정확성을 판단하기 위하여는 차후에 나올 연속된 연구 결과들과 비교 판단해야 할 것이라 본다.

맥을 같이한다.¹²⁾

지역별로 볼 때 수도권과 비수도권은 확연히 구별된다. 우선 수도권의 평균 실업기간이 9.29개월인 데 비하여 비수도권은 11.86개월로 수도권에서의 실업기간이 2.5개월(유의수준 0.001) 짧게 나타나, 수도권에서의 실업탈출이 훨씬 수월함을 알 수 있다(표 7 및 8). 기간별 실업탈출확률을 보면 수도권의 경우 첫 1개월 이내 탈출확률이 0.217로 높게

〈표 7〉 실업탈출확률 및 생존율: 수도권

(단위: 개월, 명)

실업기간	실직자수(n)	기간내 취업자 (h)	잘려진관측치수(m) CENSORED	실업탈출확률 (λ)	생존율 (S)
1	115	25	0	0.21739	0.78261
2	90	7	0	0.07778	0.72174
3	83	4	0	0.04819	0.68696
4	79	8	0	0.10127	0.61739
5	71	7	0	0.09859	0.55652
6	64	6	0	0.09375	0.50435
7	58	2	0	0.03448	0.48696
8	56	6	0	0.10714	0.43478
9	50	7	0	0.14000	0.37391
10	43	5	0	0.11628	0.33043
11	38	2	0	0.05263	0.31304
12	36	4	0	0.11111	0.27826
13	32	7	0	0.21875	0.21739
14	25	1	1	0.04000	0.20870
15	23	7	2	0.30435	0.14518
16	14	1	1	0.07143	0.13481
17	12	0	2	0.00000	0.13481
18	10	0	1	0.00000	0.13481
19	9	1	1	0.11111	0.11983
21	7	1	0	0.14286	0.10271
26	6	0	1	0.00000	0.10271
27	5	0	2	0.00000	0.10271
30	3	1	0	0.33333	0.06847
31	2	1	0	0.50000	0.03424
34	1	0	1	0.00000	0.03424

주: 평균 실업기간은 9.2952로 나타났으며, 표준오차는 0.8431임.

평균 탈출확률은 (λ) 0.1076로 나타남.

자료: 한국노동연구원, 「노동패널」, 1998-2001.

12) 남재량·류근관(2001: 12) <그림 1> 참조.

나타나고 8~10개월째에 중간 점프가 있고 13개월째(0.218), 15개월째(0.304)에도 실업탈출확률이 아주 높게 나타난다. 실업잔존함수를 그림으로 표시한 것을 살펴보면(그림 4 참조) 수도권은 경우 15개월까지 75%의 실업자가 탈출하며, 15개월 이후에는 생존함수가 x 축과 평행선을 긋는다. 즉, 수도권은 경우 15개월까지 실업탈출이 실질적으로 이루어지고 있으며 그 이후에는 탈출이 실질적으로 어려움을 알 수 있다.

〈표 8〉 실업탈출확률 및 생존율: 비수도권

(단위: 개월, 명)

실업기간	실직자수(n)	기간내 취업자(h)	잘려진관측치수(m) CENSORED	실업탈출확률 (λ)	생존율 (S)
1	186	29	1	0.15591	0.84409
2	156	15	5	0.09615	0.76292
3	136	7	0	0.05147	0.72366
4	129	12	0	0.09302	0.65634
5	117	6	1	0.05128	0.62268
6	110	6	0	0.05455	0.58872
7	104	6	1	0.05769	0.55475
8	97	13	0	0.13402	0.48040
9	84	8	0	0.09524	0.43465
10	76	6	0	0.07865	0.40034
11	70	6	2	0.08571	0.36602
12	62	0	3	0.00000	0.36602
13	59	6	6	0.10169	0.32880
14	47	5	3	0.10638	0.29382
15	39	3	4	0.07692	0.27122
16	32	3	0	0.09375	0.24579
17	29	5	2	0.17241	0.20341
18	22	0	4	0.00000	0.20341
19	18	3	2	0.16667	0.16951
21	13	0	1	0.00000	0.16951
22	12	1	1	0.08333	0.15539
23	10	1	2	0.10000	0.13985
24	7	0	2	0.00000	0.13985
26	5	0	1	0.00000	0.13985
27	4	0	1	0.00000	0.13985
30	3	0	1	0.00000	0.13985
32	2	0	1	0.00000	0.13985
33	1	0	1	0.00000	0.13985
35	0	0	0		

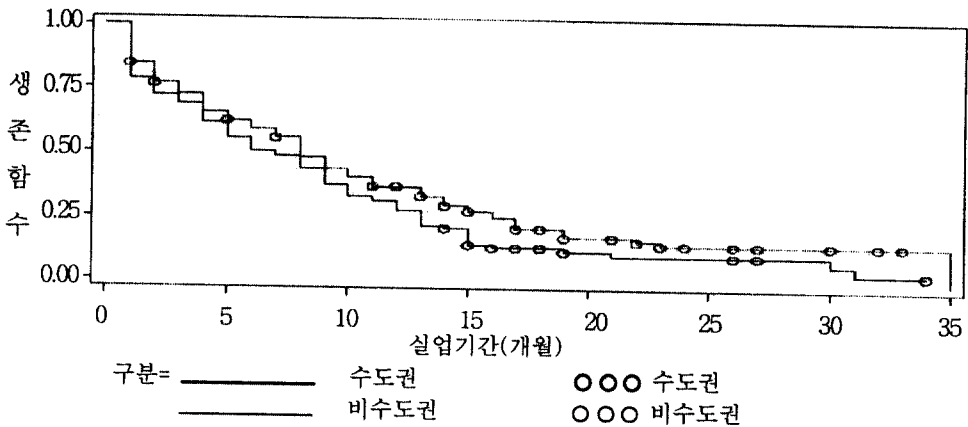
주: 평균 실업기간은 11.8642로 나타났으며, 표준오차는 0.8944임.

평균 탈출확률은 (λ) 0.0843로 나타남.

자료: 한국노동연구원, 「노동패널」, 1998-2001.

비수도권의 경우 실업기간별 실업탈출확률은 첫 2개월간의 탈출확률이 0.237로서 수도권 0.278에 비하여 낮다(표 8). 실업기간 8개월~9개월째에서의 탈출확률이 일시 높아지고 13, 14개월째에 재점프의 패턴은 수도권과 같으나 그 크기가 작아서 전체적 실업탈출확률이 낮게 나타난다. [그림 4]에서 실업잔존함수를 보면, 비수도권의 경우 20개월이 될 때까지 75%의 실업자가 탈출하고 그 이후 탈출은 거의 이루어지지 않는다. 즉 수도권에 비하여 실업자 75%가 탈출하는 데 필요한 기간도 5개월 길게 그 사이의 구간별 탈출확률도 낮게 나타난다.

(그림 4) 실업잔존(생존)함수 : 수도권, 비수도권



자료 : 한국노동연구원, 「노동패널」, 1998-2001.

(표 9) 지역별 실업탈출확률 및 실업기간 (비교지역)

(단위 : 개월, 수)

	평균실업 기간	표준오차	평균탈출확률 (λ)	50% 탈출소요기간	대상 (n)	잘려진 관측치수 censored
전국	10.8362	0.6465	0.0923	7.5	302	57
수도권	9.2952	0.8431	0.1076	6	115	12
비수도권	11.8642	0.8944	0.0843	7.5	187	45
대도시	10.4633	0.7513	0.0956	7.5	179	34
대도시 이외	11.0567	1.0389	0.0905	7.5	123	23
서울	8.6594	1.1841	0.1155	4.5	65	7
부산	10.7526	1.0692	0.0930	10.5	32	10
전라도	10.9524	2.0681	0.0913	7.5	27	4
경상도	6.9663	0.8219	0.1435	5	47	10

자료 : 한국노동연구원, 「노동패널」, 1998-2001.

대도시와 대도시 이외의 지역 사이에는 평균 실업기간이나 탈출확률에는 유의한 차이가 나타나지 않는다. 먼저 평균 실업기간이 대도시 10.463, 비대도시 11.056으로 0.5개월의 차이를 나타내지만 유의 수준이 낮아서 차이를 인정하기 힘들다(표 9). 평균 실업탈출확률도 각각 0.095와 0.090로 차이가 없다. 실업잔존함수를 그림으로 보더라도 대도시와 대도시 이외 간의 차이는 찾아보기 힘들다(그림 5).

다음으로 중요 도시들간의 실업탈출확률 및 평균 실업기간을 살펴보자. 지면 제약상 주요 도시들의 실업탈출확률 결과는 부록에 보고하였는데, 결과에 대한 요약표는 <표 9> 및 <표 10>에 보고하였다.

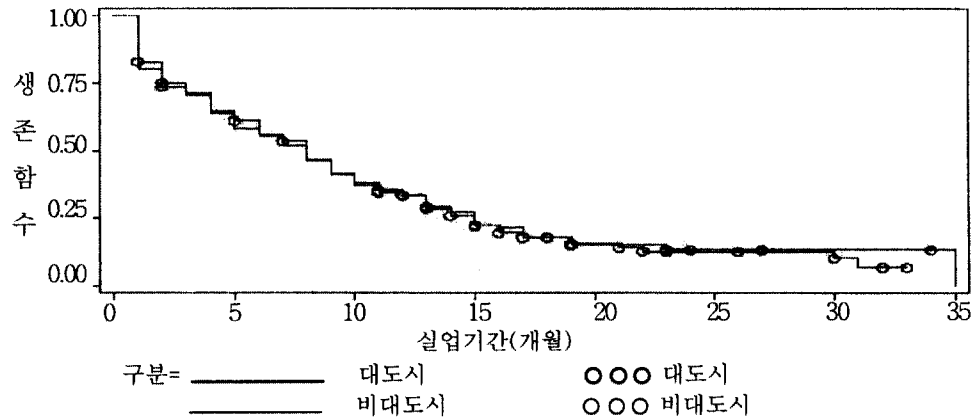
<표 10> 지역별 실업탈출확률 및 실업기간: 그외 지역

(단위: 개월, 수)

	평균실업기간	표준오차	평균탈출확률 (λ)	50% 탈출소요기간	대상(n)	잘려진관측자수 censored
대구	10.1832	1.2884	0.0982	7.5	27	7
대전	10.250	2.2914	0.0976	6	14	3
인천	8.0714	1.3606	0.1239	7.5	14	0
광주	7.7273	2.4321	0.1294	2.5	11	2
울산	8.6875	1.1229	0.1151	9	16	5
경기	9.4861	1.0567	0.1054	9	36	5
충청	10.633	2.0134	0.0940	12.5	12	4

자료: 한국노동연구원, 「노동패널」, 1998-2001.

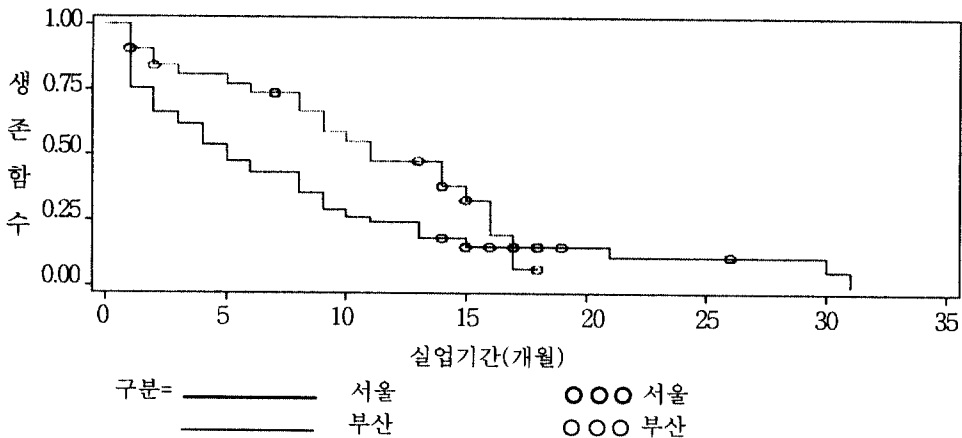
(그림 5) 실업잔존(생존)함수: 대도시, 대도시 이외



자료: 한국노동연구원, 「노동패널」, 1998-2001.

먼저 서울·부산간의 차이를 보면, 평균 실업기간에서 서울이 8.659, 부산이 10.752로 실업기간의 차이가 서울이 2.09개월 짧게 유의하게(0.038) 나타난다. 평균 실업탈출확률은 서울·부산이 각각 0.115, 0.093으로 서울이 높다. 실업잔존함수를 그림에서 보면, 실업자중 25%가 탈출하는 데 걸리는 기간은 서울이 1개월인 데 비하여 부산은 6개월이 걸리고, 50%가 탈출함에는 서울이 4.5개월, 부산이 10.5개월이 소요되며, 75%가 탈출함에는 서울이 10개월, 부산은 16개월이 걸리는 것으로 나타나, 서울과 부산이 순위로는 전국 1, 2위 도시이나 노동시장의 내용 면에서는 너무나 차이가 크다(그림 6).

[그림 6] 실업잔존(생존)함수: 서울·부산

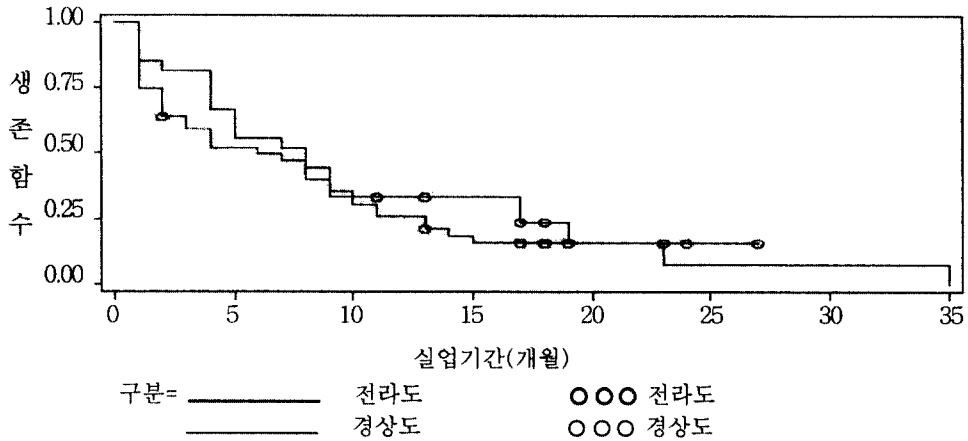


자료: 한국노동연구원, 「노동패널」, 1998-2001.

한편 전라도·경상도 간의 차이를 보면, 평균 실업기간에서 전라도가 10.95개월, 경상도가 6.96개월로 4개월 정도 전라도가 길게 유의하게 나타난다(표 9). 실업탈출확률도 각각 0.143과 0.091로 차이가 크다. 실업잔존함수를 [그림 7]에서 보면 전라도 지역의 실업자 중 50%가 탈출함에는 7.5개월이 걸리는 데 비하여 경상도 지역은 4개월이 걸리는 것으로 나타난다. 전라도¹³⁾ 지방에 광주광역시도 포함되지 않았고, 경상도 지방에는 부산·울산이 포함되지 않았음을 고려할 때, 전라도·경상도 간의 차이는 공업도시의 과

13) 전라도에는 광주, 경상도에는 부산·울산이라는 대도시는 포함시키지 않았다. 이는 예를 들어 광주를 포함한 전라도라는 지역 정의를 할 경우 대도시와 농촌이 혼재되어 실업자의 특성이 다르고 산업구조가 다르기 때문에 정확한 분석이 되지 않는다는 점에서 대도시를 제외한 도 지역으로만 살펴보았다.

(그림 7) 실업잔존(생존)함수: 전라도·경상도



자료: 한국노동연구원, 「노동패널」, 1998-2001.

다에 의한 차이가 아닌가 추측된다. 즉 경상도 지방 내에 창원·구미 등 공업 지역에서의 유효 일자리탐색이 전라도 지방보다 많을 수 있기 때문에 일어나는 현상으로 풀이된다. 자료의 한계로 인하여 창원·구미 등 중소도시 지역에 대한 분석이 불가능하기 때문에 여기서는 파악할 수 없다.

다음으로 '중점 분석대상 이외'의 지역을 <표 10>에서 살펴보면, 대도시 지역으로는 대구·대전이 평균 실업기간 10.2개월 정도로 나타남에 비하여, 인천·광주·울산은 8개월 정도로 짧다. 반면에 도 단위 자치단체인 경기·충청 지역은 평균 실업기간이 각각 9.5개월, 10.6개월로 나타나, 대구·대전과 비슷하다.

위에 나타난 사실들을 종합적으로 살펴보면, 우리나라에서 노동시장 측면에서의 지역 구분은 크게 보아 서울·인천·경기를 포함한 수도권에서의 실업탈출확률이 비수도권에 비하여 확연히 높게 나타나, 노동시장의 수도권·비수도권 지역간 분절성의 존재를 확인할 수 있다.

또한, 부산·대구를 제외한 경상도가 대전을 제외한 충청도 및 광주를 제외한 전라도에 비하여 실업탈출확률이 높게 나타난다. 이 사실은 신발·섬유산업의 퇴조가 강한 부산·대구¹⁴⁾ 지역을 제외한 경상도 지역과 전라도·충청도 등 여타 비수도권과의 노동시

14) 부산과 대구 등의 지역의 실업기간이 길고 탈출확률이 낮은 이유는 신발·섬유업의 부진과 국제적 개방화가 진전되면서 산업간 이동이 원활히 이루어지지 않고 있는 것에 원인을 찾을 수 있겠으나 구체적인 원인에 대한 분석은 다음 기회로 미룬다.

장 분절성의 존재가 비록 수도권·비수도권 차이만큼 강하지는 않지만, 역시 상존함을 알 수 있다.

수도권과 비수도권 간의 노동시장 분절성의 원인은 주지하다시피, 정치·경제·사회·교육·문화 모든 부문에서 중앙주도 정책 수행의 결과로 인한 것이라 판단되며, 전라도와 경상도 간의 차이는 공업화 정도의 차이에 따른 것으로 판단된다. 통계청의 『경제활동인구(2000)』의 지역별 취업자 구성비를 전라도와 경상도 지역간의 비교를 해 보면, 전라도의 제조업 비중이 10.2%임에 비하여 경상도는 22.0%로 나타나 전라도가 경상도보다 공업화가 늦은 지역임을 알 수 있다.

2. 실업탈출 요인분석(Cox 비례모형 분석)

Cox 모형에서의 설명변수로는 성별(sex), 연령(age), 연령의 제곱(age2), 학력(edu), 실직전 직장에서의 근속월수(tenure), 실업급여 수급 여부(ub), 임금근로자/비임금근로자 여부(jobtype), 월 임금수준의 로그값(lnwage), 산업구조 변화지수(sectoral),¹⁵⁾ 실직전 직장의 산업대분류 더미를 사용하고 있다. 이 변수들의 관측치 수, 평균, 표준편차는 <표 11>에 보고되고 있다.¹⁶⁾ 전국 전체를 보면, 연령은 평균 39세, 학력은 고 2년 중퇴, 근속기간은 1년 8개월, 실직전 월급은 66만 원, 남성이 50%, 실업급여 수급자는 302명 중 2명에 불과하고, 임금근로자가 85%, 대졸 이상이 24%, 농업 3%, 제조업 출신이 28.5%, 건설업 1.5%, 도소매음식숙박 26%, 운수업 3.4%, 금융업 3.9%, 기타서비스업 33%로 나타난다. 『임금구조기본통계조사(2000)』상에 나타나는 근로자의 임금, 학력, 근속년수, 연령의 평균이 각각 156만 원, 12.7년, 5년 4개월, 36.3년임을 참고한다면 노동패널상에 나타난 실업기간 분석대상 실업자들은 상대적으로 저학력, 저근속, 저임금, 고연령 계층으로 분류됨을 알 수 있다.

분석대상이 되는 지역을 수도권·비수도권, 대도시·대도시 이외, 서울·부산, 전라도·경상도 등 중점 분석대상으로 한정하였다. 일부는 남녀로 나누어 분석된 것도 보고하고 있다.

Cox 모형에 의한 지역별 실업탈출확률에 미치는 요인들에 대한 분석결과를 <표 12~14>에 제시하였다. 먼저 전국을 보면, 전체의 경우 유의한 변수는 성, 연령, 실업급여 수

15) 지역별 산업구조 변화지수는 <표 1>에 보고되어 있다.

16) 지역별 설명변수 평균값과 빈도수는 <부표 7>을 참고하기 바란다.

〈표 11〉 cox 모형 설명변수 평균값 및 관측치수

변수	전 국								
	전 체			남 자			여 자		
	관측 치수	평균값	표준 편차	관측 치수	평균값	표준 편차	관측 치수	평균값	표준 편차
나이(년)	302	39.0532	11.7049	152	39.8908	11.3586	150	38.2044	12.0241
교육년수(년)	302	10.9569	3.5756	152	11.5164	3.2958	150	10.3900	3.7652
근속기간(월)	298	20.21812	39.29543	150	22.48667	47.38685	148	17.91892	28.8641
임금(만원)	302	65.8780	48.9459	152	80.9833	57.2279	150	50.5713	32.4349
		관측치수	비율	관측치수	비율	관측치수	비율		
성별(남자)		152	50.33	152	100	150	100		
실업급여수급 (ub)		2	0.66	-	-	2	1.33		
임금근로자 (jobtype)		258	85.43	128	84.21	130	86.67		
대졸이상 (edudum)		73	24.17	43	28.29	30	20.00		
농업(ind1)		6	2.96	4	4.17	2	1.87		
제조업(ind3)		58	28.57	30	31.25	28	26.17		
건설업(ind5)		3	1.48	2	2.08	1	0.93		
판매업(ind6)		54	26.60	28	29.17	26	24.30		
운수업(ind7)		7	3.45	5	5.21	2	1.87		
금융보험업 (ind8)		8	3.94	-	-	8	7.48		
기타서비스 (ind9)		67	33.00	27	28.13	40	37.38		

자료 : 한국노동연구원, 「노동패널」, 1998-2001

급 여부와 산업으로서는 제조업과 도소매업으로 나타난다(표 12). 성별로는 남성의 실업 탈출확률이 여성에 비하여 33% 높은 것으로 나타났다. 연령이 높을수록 실업탈출확률이 높아지는 것으로 나타났으나 연령제곱의 추정계수가 음(-)으로서 연령 증가에 따른 실업탈출확률의 증가폭은 감소된다.

실업급여 수급한 자의 경우 실업탈출확률이 높게 나타난다. 우리나라의 실업급여 수급기간은 대부분 3개월 이하로 짧기 때문에 선진외국에서 나타나는 “실업급여가 실업기간을 늘린다”는 일반적으로 알려진 실업급여의 부정적 효과는 우리나라에서는 존재하지 않는 것으로 나타난다. 그러나 이 부분에 대한 해석은 좀더 신중해야 할 것으로 판단된다. 우선 추정계수의 방향이 류기철(1999)에서는 상이하게 나타난다는 것과 함께, 실업

〈표 12〉 Cox모형 추정결과: 전국·성별·학력별·근로자 유형별

변 수	전 국					
	전 체		남 자		여 자	
	추정치	p값	추정치	p값	추정치	p값
성별(sex)	0.3390**	0.0159	-	-	-	-
연령(age)	0.1127***	0.0077	0.0751	0.1624	0.2110***	0.0026
연령승수(age2)	-0.0013***	0.0086	-0.0006	0.2668	-0.0027***	0.0012
학력(edu)	0.0237	0.3518	0.0699**	0.0381	-0.0312	0.4410
근속개월(tenure)	-0.0027	0.1513	-0.0031	0.1166	-0.0059	0.2217
실업급여수급(ub)	1.5488**	0.0352	0.0000	.	1.3863**	0.0712
임금근로자(jobtype)	-0.2758	0.2241	-0.2076	0.5323	-0.4037	0.2302
임금(lnwage)	-0.0378	0.5254	-0.0436	0.6053	-0.0514	0.5906
산업구조변화(sectoral)	-0.1651	0.5990	-0.2967	0.4863	-0.2255	0.6434
제조업(ind3)	-0.3580**	0.0595	-0.2459	0.3152	-0.5585**	0.0722
건설업(ind5)	-13.2645	0.9636	-14.6833	0.9772	-11.7926	0.9835
판매업(ind6)	-0.6714***	0.0007	-0.5348	0.0378	-0.8414**	0.0133
운수업(ind7)	0.1770	0.6891	-0.1158	0.8335	1.5394**	0.0461
금융보험(ind8)	-0.3469	0.4019	0.0000	.	-0.3225	0.4666
기타서비스(ind9)	-0.2511	0.1498	-0.4650**	0.0626	-0.0277	0.9138
관측치수 censored	298 56		150 14		148 42	
-2 log L	2424.805		1149.230		937.669	

변 수	전 국							
	대졸이상		고졸이하		임금근로자		비임금근로자	
	추정치	p값	추정치	p값	추정치	p값	추정치	p값
성별(sex)	-0.0038	0.9920	0.3895**	0.0128	0.3029*	0.0607	0.3648	0.3776
연령(age)	0.4615***	0.0078	0.0468	0.3225	0.1014**	0.0284	-0.0860	0.6030
연령승수(age2)	-0.0054***	0.0177	-0.0007	0.1911	-0.0011**	0.0410	0.0007	0.6931
학력(edu)	-	-	-	-	0.0379	0.1819	-0.1117	0.1572
근속개월(tenure)	0.0029	0.5465	-0.0035	0.1529	-0.0028	0.3158	-0.0031	0.3442
실업급여수급(ub)	1.1577	0.3177	1.3664	0.1908	1.5938**	0.0317	0.0000	.
임금근로자(jobtype)	0.4154	0.4641	-0.4234*	0.0970	-	-	-	-
임금(lnwage)	-0.1094	0.5322	-0.1044	0.1282	0.1389	0.2774	-0.1530*	0.0893
산업구조변화(sectoral)	-0.6674	0.2980	-0.1828	0.6530	-0.1764	0.6148	-0.3434	0.6841
제조업(ind3)	-0.2317	0.6412	-0.4143**	0.0485	-0.2936	0.1374	-1.3676*	0.0926
건설업(ind5)	0.0000	.	-14.1655	0.9767	-14.4626	0.9762	0.0000	.
판매업(ind6)	0.0835	0.8472	-0.9913	<.0001	-0.6846***	0.0023	-1.1474**	0.0226
운수업(ind7)	1.1444	0.1524	0.0408	0.9476	-0.1322	0.8556	0.5795	0.4215
금융보험(ind8)	-2.4852*	0.0628	-0.0140*	0.9747	-0.2133	0.6157	0.0000	.
기타서비스(ind9)	-0.6634*	0.0887	-0.1116	0.5937	-0.1683	0.3916	-0.6737	0.2227
관측치수 censored	71 14		227 42		254 52		44 4	
-2 log L	409.180		1754.569		1959.393		248.530	

*, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함.

급여 수급자의 관측치가 302명 중 2명에 불과하기 때문에, 비록 추정계수가 0.05 수준에서 유의하게 나타나지만 실업급여 수급 여부의 실업탈출확률에 대한 영향에 대한 해석은 좀 더 많은 관측치가 이용될 수 있을 때까지 유보되어야 할 것으로 판단된다.

산업별로는 제조업과 도소매업에서의 실업탈출이 농림어업에 비하여 각각 35% 및 67% 더 어려움을 나타낸다. 전산업 중 제조업 비중이 감소하고 있고 경쟁력이 떨어지는 일부 제조업종에 종사하던 실업자와, 경기 부진으로 인하여 도소매업으로부터 구조조정당한 실업자의 직장탐색이 쉽지 않을 것이라는 점을 반영한 것으로 해석된다.

남자의 경우 학력의 추정계수가 유의하게 양(+)로 나타나 학력이 높은 실직자가 실업탈출이 빠름을 보인다. 학력이 높을수록 직장탐색의 효율성이 높아질 것이라는 점에서 타당하다고 보며 이 같은 결과는 류기철(1999)의 연구에서도 동일하다. 산업별로는 기타서비스업에서의 실업탈출이 늦음을 보인다. 여자의 경우 연령의 효과는 전체의 경우와 동일하게 나타나며, 실업급여 수급자의 실업탈출확률이 138% 더 높다. 전직이 제조업, 도소매업이었던 경우에 실업탈출확률이 각각 56%, 84%만큼 떨어지는 것으로 나타나지만 운수업의 경우에는 153% 높아지는 것으로 나타난다.

전국을 학력별로 나누어 분석하면 차이가 분명하다. 우선 대졸 이상의 경우 유의한 변수는 연령과 금융보험업, 기타서비스업으로 나타나지만, 고졸 이하의 경우 유의한 변수는 성별, 임금근로자 여부, 제조업, 금융보험업으로 나타나서 유의한 변수가 다르다. 대졸 이상의 경우 연령은 실업탈출을 도우는 형태이며, 금융업과 기타서비스업에서의 실업자가 실업탈출이 어려움을 보인다. 고졸 이하의 경우 여성, 임금근로자의 실업탈출이 어렵게 나타나며, 제조업과 금융업에서 실업탈출확률이 낮아지는 것으로 나타난다.

고졸 이하 여성 제조업 및 금융업의 임금근로자의 구조조정에 의한 퇴직은 재취업으로 이어지지 않는다는 점에서 이들 계층을 중심으로 하는 적극적 노동시장정책이 특별히 제공되어야 함을 시사한다.

전국을 임금근로자와 비임금근로자로 유형별로 구분하여 살펴볼 경우, 임금근로자의 경우는 성별, 연령, 실업급여 수급 여부, 도소매업에서 유의하게 나타나지만, 비임금근로자의 경우는 임금수준, 제조업, 도소매업이 유의하여 유의한 변수가 차이가 날 뿐 그다지 뚜렷한 시사점은 나타나지 않는다. 임금근로자의 경우 유의한 변수가 의미하는 바는 전국 전체의 경우와 차이가 없다. 비임금근로의 경우 임금수준이 높으면 실업탈출에 어려운 점만이 전국 전체의 경우와 다르다.

전국 분석 결과를 소결하면, 여성의 실업탈출이 남성보다 어려움을 나타내며, 연령이

높은 실업자가 비록 증가폭은 떨어지지만 실업탈출을 높인다는 결과를 보여 고연령일수록 가족부양 등의 문제로 실업탈출이 빨라진다고 판단된다. 또한 관측대상이 된 실업자들이 근로자 전체 평균에 비하여 저임금, 저근속, 고연령이라는 점과 여성이 실업탈출이 어렵다는 위의 분석 결과를 종합할 때 노동시장에서 이들 한계근로자들에 대한 적극적인 정책이 필요함을 시사한다. 또한 제조업 및 도소매업 출신 실업자들이 취업을 못하는 이유로서는 새로운 산업에 대한 직업훈련이 부족하기 때문일 가능성이 크므로 이들에 대한 훈련과 직업상담이 적극적으로 실시되어야 할 것이다.

한편 실업급여 수급의 효과를 좀더 상론하면 다음과 같다. 앞에서 논함에 있어서 비록 결론이 유보된 상태이기는 하나 본 연구에서 나타난 바로는 실업급여 수급자의 실업탈출확률이 그렇지 않은 자보다 높게 나타나, 우리나라에서는 실업급여 자체의 부정적 효과는 적어도 존재하지 않는다고 판단된다. 그러나 위의 결과를 다른 시각에서 바라볼 필요도 있다고 판단된다. 즉 실업급여가 실업기간을 늘린다는 부정적 효과가 우리나라에는 없다고 하여 이를 우리나라의 장점으로 판단할 것이 아니라, 그보다는 실업급여 수혜기간이 너무 짧기 때문에 실업자가 본인에게 마땅한 직업을 찾을 때까지 충분한 직장 탐색을 하게 하지 못한다는 것을 시사한다는 점에서 실업급여 기간을 늘려야 하는 것이 실질적으로 실업자를 도우는 현실적 정책방향일 것으로 판단된다.

수도권과 비수도권으로 나누어 실업탈출확률 요인을 보면, 수도권의 경우 연령, 제조업, 도소매업이 유의하게 나타나 수도권에서는 제조업, 도소매업 출신의 실업탈출이 어렵다는 사실만 전해 줄 뿐 뚜렷한 영향요인을 찾기 힘들다(표 13). 수도권에서 제조업 및 도소매업 출신의 실업탈출이 농업에 비하여 각각 68%, 77% 낮게 나타나므로 제조업 및 도소매업 출신에 대한 직업훈련이 필요함은 전국에서 시사되는 바와 같다.

비수도권의 경우를 보면 성별, 연령, 근속기간, 실업급여 수급, 임금근로자, 도소매업이 유의하게 나타나, 수도권과 달리 실업탈출에 영향을 주는 변수들에서 차이가 나며 정책적 시사가 분명하다고 판단된다. 여성의 실업탈출이 낮게 나타나고, 연령이 높을수록 실업탈출이 체감적으로 증가하며, 근속기간이 길수록, 임금근로자 출신일수록 탈출확률이 낮아지고, 도소매업에 종사했던 실업자일수록 탈출확률이 낮아지고 있다.

위에서 나타난 사실이 시사하는 바는 비수도권 지역에서는 수도권 지역과는 달리 실업이 장기화할 가능성이 높다는 것도 쉽게 유추된다. 왜냐하면, 임금근로자 출신이면서 근속기간이 긴 실업자가 실업탈출이 어렵다는 사실은, 직장경험이 상당히 있음에도 재취업이 잘 안된다는 것이니, 그대로 방치할 경우 시간이 지나도 취업은 어려울 것이라는

사실이 쉽게 파악될 수 있다. 이와 같은 현상은, 비수도권에서는 수도권과는 달리 일자리 기회가 많지 않아서 재취업이 어렵다는 점이 가장 근본적 원인이 되겠지만, 여성 고연령의 임금근로자가 실업한 경우 그들이 보유한 기능이 새로운 산업에서 필요로 하는 직업능력에 맞지 않기 때문일 것이라는 점, 직업탐색의 비효율성, 유보임금 측면에서의 부적응 등이 복합적으로 나타나는 현상으로 판단되므로, 비수도권 지역의 실업자에 대한 직업훈련, 직업상담, 직업알선이라는 적극적 노동시장정책이 보다 더 필요함을 시사한다.

대도시와 대도시 이외의 지역을 대비하면, 대도시에서는 성과 연령은 전국의 경우와 동일한 효과를 나타낸다. 즉 여성의 실업탈출이 어렵고 연령이 높을수록 실업탈출은 체

〈표 13〉 cox모형 추정결과: 수도권/비수도권, 대도시/대도시 이외

변 수	수도권						비수도권					
	전 체		남 자		여 자		전 체		남 자		여 자	
	추정치	p값	추정치	p값	추정치	p값	추정치	p값	추정치	p값	추정치	p값
성별(sex)	0.1682	0.4265	-	-	-	-	0.5269***	0.0063	-	-	-	-
연령(age)	0.1718**	0.0314	0.1092	0.3768	0.1101	0.3556	0.1147**	0.0351	0.0805	0.2370	0.199**	0.0367
연령승수 (age2)	-0.0021**	0.0356	-0.0010	0.5342	-0.0014	0.3635	-0.0013**	0.0414	-0.0007	0.3540	-0.003**	0.0209
학력(edu)	0.0096	0.8008	0.0483	0.3795	0.0007	0.9915	0.0230	0.4991	0.0637	0.1327	-0.048	0.3828
근속개월 (tenure)	0.0008	0.7682	-0.0033	0.3714	-0.0055	0.5048	-0.0069**	0.0207	-0.0075**	0.0321	-0.010	0.1318
실업급여 수급(ub)	0.0000	-	-	-	-	-	2.0996***	0.0061	0.0000	-	1.6949**	0.0367
임금근로자 (jobtype)	0.1662	0.6294	-0.0091	0.9850	0.1612	0.7866	-1.0342***	0.0044	-1.0896*	0.0964	-0.9806**	0.0433
임금 (lnwage)	-0.1537	0.1494	-0.0701	0.6235	-0.3127	0.2037	0.0848	0.2986	0.0730	0.5967	0.1041	0.4428
제조업 (ind3)	-0.6844**	0.0288	-1.0729**	0.0115	-0.2145	0.6659	-0.0770	0.7555	0.3058	0.3453	-0.6155	0.1331
건설업 (ind5)	-12.6881	0.9807	-	-	-13.6598	0.9892	-14.5871	0.9802	-15.6846	0.9868	-	-
판매업 (ind6)	-0.7770***	0.0061	-0.5652	0.1288	-1.1818**	0.0215	-0.6181**	0.0309	-0.7095*	0.0613	-0.5076	0.3043
운수업 (ind7)	0.8903	0.1825	-0.2154	0.8538	1.5569*	0.0744	-0.0824	0.8947	0.0389	0.9537	-	-
금융보험 (ind8)	-1.5245	0.1420	0.0000	-	-1.0990	0.3195	0.4397	0.3587	-	-	0.2392	0.6523
기타서비스 (ind9)	-0.5650	0.0412	-1.1918***	0.0038	0.0077	0.9855	0.0149	0.9485	-0.0517	0.8730	0.0165	0.9611
관측치수	114		61		53		184		89		95	
censored	12		1		11		44		13		31	
-2 log L	821.656		391.197		289.727		1274.520		573.162		505.339	

주 : *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함.

감적으로 증가한다. 대도시 이외의 경우 제조업, 도소매업에서의 실업탈출이 유의하게 다른 산업에 비하여 낮아진다. 이러한 양상은 전국 분석에서 나타난 바와 비슷하다. 대도시 이외 남자의 경우 학력이 높을수록 실업탈출확률이 높아지는 것은 당연한 사실이지만, 기타서비스업 출신도 실업탈출이 어렵게 나타난다. 여성의 경우 도소매업 출신의 탈출이 어렵게 나타난다(표 14).

소결하면, 비수도권 및 대도시 이외 남자에서 특기할 사항은 근속기간이 길수록 실업탈출확률이 낮아지는 것으로 나타나, 비수도권의 경우에서 나타나는 현상과 동일하게 남자 실업자들의 현실 적응이 어렵고 취업할 업종도 다변화되지 못하여 이러한 결과가

〈표 14〉 Cox모형 추정결과: 대도시/대도시 이외

변수	대도시						대도시 이외					
	전체		남자		여자		전체		남자		여자	
	추정치	p값	추정치	p값	추정치	p값	추정치	p값	추정치	p값	추정치	p값
성별(sex)	0.3080*	0.0892	-	-	-	-	0.3785	0.1048	-	-	-	-
연령(age)	0.1199**	0.0369	0.0896	0.2346	0.2266**	0.0109	0.0950	0.1866	-0.0171	0.8559	0.1922*	0.0972
연령승수 (age2)	-0.0015**	0.0290	-0.0009	0.2798	-0.0031***	0.0050	-0.0009	0.2839	0.0007	0.5080	-0.0022	0.1069
학력(edu)	0.0035	0.9303	0.0498	0.4010	-0.0779	0.1887	0.0533	0.1557	0.1020**	0.0296	0.0412	0.5642
근속개월 (tenure)	-0.0040	0.2154	-0.0009	0.8188	-0.0071	0.2130	-0.0034	0.1779	-0.0065**	0.0277	-0.0041	0.6636
실업급여 수급(ub)	1.6690	0.1068	-	-	1.6574	0.1235	1.4480	0.1692	-	-	1.0604	0.3480
임금근로자 (jobtype)	-0.2402	0.4106	-0.3646	0.4132	-0.2336	0.5893	-0.6056	0.1527	-0.4935	0.4956	-0.7990	0.1984
임금 (lnwage)	-0.0237	0.7567	0.0368	0.7301	-0.0872	0.4797	-0.0159	0.8843	-0.1116	0.5100	-0.0278	0.8796
제조업 (ind3)	-0.2282	0.3881	0.0597	0.8579	-0.7092	0.1062	-0.5086*	0.0731	-0.5973	0.1220	-0.4096	0.3779
건설업 (ind5)	-14.1984	0.9763	-15.7925	0.9853	-12.8963	0.9892	-	-	-	-	-	-
판매업 (ind6)	-0.6658***	0.0061	-0.8247**	0.0126	-0.6060	0.1284	-0.7805**	0.0384	-0.0983	0.8228	-2.0093**	0.0216
운수업 (ind7)	0.2251	0.6614	-0.5313	0.4413	1.8459**	0.0272	0.9712	0.3481	1.2572	0.2426	-	-
금융보험 (ind8)	-0.6298	0.2555	-	-	-0.6235	0.2897	0.2980	0.6341	0.0000	-	0.1983	0.7691
기타서비스 (ind9)	-0.1091	0.6383	-0.4873	0.1584	0.2801	0.4257	-0.4794*	0.0848	-0.9324**	0.0307	-0.3122	0.4541
관측치수	176		88		88		122		62		60	
censored	33		8		25		23		6		17	
-2 log L	1282.411		591.983		491.700		817.876		376.322		303.988	

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함.

발생하는 것으로 판단되므로 대도시 이외 지역에서의 실업자 직업훈련을 강화하여 새로운 직종이나 산업으로의 이동을 원활히 하는 정책적 시사가 가능하다.

다음으로 서울·부산 간의 탈출확률 요인을 비교하면, 서울은 유의한 변수로 도소매업 출신의 실업탈출이 어려운 것으로 나타나지만, 부산의 경우에는 성, 학력, 임금근로자 여부, 임금수준, 금융보험업 등의 변수에서 유의하게 나타난다(표 15). 부산의 경우는 대도시 이외나 비수도권에서 나타나는 현상과 동일하다.

<표 15> cox모형 추정결과: 서울·부산·전라도·경상도

변 수	서 울		부 산		전라도		경상도	
	전 체		전 체		전 체		전 체	
	추정치	p값	추정치	p값	추정치	p값	추정치	p값
성별(sex)	0.1448	0.6463	3.1630**	0.0133	1.5668*	0.0935	0.3055	0.4535
연령(age)	0.1427	0.2627	0.0812	0.5880	0.0711	0.7850	0.2786**	0.0325
연령승수(age2)	-0.0016	0.3224	-0.0010	0.5459	-0.0006	0.8507	-0.0027*	0.0581
학력(edu)	-0.0149	0.8064	-0.3722**	0.0276	0.1067	0.3376	0.0734	0.2399
근속개월(tenure)	0.0032	0.5386	-0.0120	0.5941	0.0163	0.2668	-0.0086	0.1047
실업급여수급(ub)	-	-	-	-	-	-	-	-
임금근로자(jobtype)	0.6667	0.2748	-3.1407*	0.0997	-2.4635*	0.0780	-0.7822	0.3138
임금(lnwage)	-0.1053	0.4264	0.6504*	0.0549	0.1429	0.6369	0.0056	0.9729
제조업(ind3)	-0.3852	0.4584	0.3241	0.6819	0.5336	0.5579	-0.0694	0.8848
건설업(ind5)	-15.8509	0.9915	-	-	-	-	-	-
판매업(ind6)	-1.0266***	0.0099	-1.0957	0.2142	-0.1191	0.9226	-1.6029*	0.0670
운수업(ind7)	0.9578	0.1823	-1.0351	0.8007	-	-	1.2116	0.2767
금융보험(ind8)	-15.9293	0.9908	2.7948**	0.0353	1.7780	0.2703	1.0350	0.3764
기타서비스(ind9)	-0.4641	0.2498	-0.9359	0.3009	1.0095	0.3722	0.2938	0.5306
관측치수	64		31		26		47	
censored	7		10		4		10	
-2 log L	392.044		110.069		110.695		240.766	

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함.

자료: 한국노동연구원, 「노동패널」, 1998-2001.

부산이 우리나라에서 두 번째로 큰 대도시임에도 이와 같은 현상을 보이는 것은 <표 1>에서 나타난 산업구조 변화지수와 관련이 큰 것으로 판단된다. 즉 산업구조 변화 특히 신발산업의 퇴조와 전반적 불경기에 의한 도산이나 구조조정이 학력이 높을수록, 임금근로자이었을수록 새로운 직종이나 산업으로의 이동이 일자리 부족이나 직업훈련 부족으로 일어나고 있음을 강하게 시사한다. 부산 지역에 대한 대책은 대도시 이외 지역에서 시사되는 정책 시사와 동일한 정도로 강하게 추진되어야 할 것으로 판단된다.

전라도·경상도 지역 간의 비교에서도 경상도 지역은 연령만이 유의하나 전라도 지역은 임금근로자이었을 경우 실업탈출에 불리한 것으로 작용하고 있다.

V. 요약 및 결론

실업률과 실업으로부터의 탈출확률의 상관관계는 지역별로 차이가 난다. 일반적 판단으로는 실업률이 높은 지역에서 실업이 장기간 계속되거나 실업으로부터의 탈출확률 또한 낮을 것으로 예측할 수 있으나 실제로는 그렇지 않다는 것이 확인되었다. 즉 통계청에서 조사한 지역별 실업률을 양적인 지표로 보고 본 연구에서 분석한 실업탈출확률을 질적인 지표로 볼 때, 양적인 지표와 질적인 지표는 지역별로 상당히 다르며 따라서 지역별 노동시장정책 또한 달라져야 할 것임을 시사한다.

제IV장에서 노동패널에 나타난 실업자를 대상으로 한 실업기간 및 탈출확률 분석의 결과, 우리나라에서 노동시장에서의 수도권·비수도권 지역 간의 분절성의 존재가 확인되었다. 또한, 부산·대구를 제외한 경상도권이 대전을 포함한 충청권 및 광주를 제외한 전라도권에 비하여 실업탈출확률이 높게 나타나, 경상도권의 여타 지방권과의 차이점도 확인되었다.

구체적으로는 수도권의 평균 실업기간이 9.2 개월인 데 비하여 비수도권은 11.86개월로 수도권에서의 실업기간이 2.5개월(유의수준 0.001) 짧게 나타나, 수도권에서의 실업탈출이 훨씬 수월함을 알 수 있었으며, 전라도·경상도 간의 차이를 보면, 평균 실업기간에서 전라도가 10.96개월, 경상도가 6.96개월로 4개월 정도 전라도가 길게 유의하게 나타난다.

수도권과 비수도권 간의 노동시장 분절성의 원인은 주지하다시피, 정치·경제·사회·교육·문화 모든 부문에서 중앙주도 정책 수행의 결과로 인한 것이라 판단되며, 전라도와 경상도 간의 차이는 공업화 정도의 차이에 따른 것으로 판단된다.

따라서 수도권·비수도권 간의 분절성을 없애고 노동시장의 단일성을 높이기 위하여는 무엇보다 지역 균형발전을 도모함과 함께 노동시장정책의 지역제로의 권한 이양과 지역 차원의 협의체 활성화가 강도 높게 추진되어야 한다고 본다. 구체적으로는 지역 신규 학졸자에 대한 지역 산업체와의 연결을 위한 직업안정망 및 직업훈련에 대한 소프트

웨어의 개발과 예산 배정을 강화할 필요가 있다.

한편, 실업탈출에 영향을 주는 요인분석 결과를 보면, 대도시 이외의 지역, 비수도권 등 노동시장 취약 지역에서의 특징적 현상은 여성의 실업탈출이 낮게 나타나고, 연령이 높을수록 실업탈출이 체감적으로 증가하며, 근속기간이 길수록, 임금근로자 출신일수록 탈출확률이 낮아지고, 제조업 및 도소매업에 종사했던 실업자일수록 탈출확률이 낮아지고 있다. 임금근로자 출신이면서 근속기간이 긴 실업자가 실업탈출이 어렵다는 사실은, 직장경험이 상당히 있음에도 재취업이 잘 안된다는 것이므로 방치할 경우 장기실업으로 이어질 것으로 우려된다. 따라서 위의 사실이 시사하는 바는 이들 지역내의 일자리도 부족하고 실업자들의 기대임금수준에 대한 환상으로 현실 적용도 어려운 상황이므로 정부에서 이들 취약 지역에 대한 직업안정망 및 맞춤형훈련을 강화하여 취업기회를 높이고 새로운 직종이나 산업으로의 이동을 원활히 할 수 있는 지역별 한계근로자에 대한 특성을 파악하고 세밀한 정책이 필요함을 보여준다.

부산에 대한 실업탈출 요인분석에서 나타난 바는 부산이 제2의 거대 도시임에도 불구하고 실업탈출에 미치는 요인들의 영향은 대도시 이어나 비수도권 등 노동시장 취약 지역의 경우와 동일하다는 점에서 부산 지역에 대한 노동시장 대책은 대도시 이외 지역에서 시사되는 정책 시사와 동일한 정도로 강하게 추진되어야 할 것을 시사한다.

마지막으로 실업급여 수혜기간이 너무 짧기 때문에 실업자가 본인에게 마땅한 직업을 찾을 때까지 충분한 직장탐색을 하지 못한다는 분석 결과가 나타난다. 고용보험의 재정도 충분한 상황이므로, 아직 성급한 정책 판단일지 모르지만 실업급여 기간을 늘려서 실질적으로 실업자를 도우는 현실적 정책방향도 고려해 볼 필요가 있다고 판단된다.

참고문헌

- 강병구 외 2인. 「실업대책 실태조사 및 개선방안 연구 - 안산·시흥지역을 중심으로-」, 한국노동연구원, 2001, 10.
- 남재광·류근관. “장기폐널자료를 사용한 실업기간 측정연구”, 경제학공동학술대회 발표 논문, 2001.
- 류기철. 「실업급여수급 실직근로자의 재취업양상」. 한국경제학회, 『경제학연구』 47집 1

호 (1999): 71~96.

_____. 「지역노동시장연구(IV) - 대구·경북지역-」, 한국노동연구원 고용보험연구센터, 1998. 3.

이수영. 「주요공단 신규 구인·훈련조사 결과 보고」, 삶의질기획단 내부자료, 2000.

전병유. 「지역노동시장의 구조와 동향 분석 및 활성화 방안」. 한국노동연구원, 2000.

정인수. 「향후 노동시장 정책연구의 방향과 실천」. mimeo, 2001. 8.22.

정인수 외. 『경기도 지역특성화 실업대책』. 한국노동연구원, 1999.

洪性宇·李建喆. 『지역노동시장연구(III) - 광주·전남지역 -』. 한국노동연구원, 1998. 3.

Cox, David R. "Regression Models and Life-Tables(with discussion)". J. Roy, *Statist. Soc.*, May/Aug. 1972, B 34, pp.187~220.

Kalbfleisch, John D. and Robert L. Prentice. *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. NY: Wiley, 1980.

Kiefer, Nicholas M. "Economic Duration Data and Hazard Functions". *Journal of Economic Literature* 26: 646~679.

OECD, *Decentralising Employment Policy: New Trends and Challenges*. The Venice Conference, 1998.

OECD. *Local Management for More Effective Employment Policy*. 1998.

OECD. *The Local Dimension of Welfare-to-Work*. 1999.

OECD. *Local Development and Job Creation, Policy Brief*. 2000.

〈부표 1〉 실업탈출확률 및 생존율: 대도시

(단위: 개월, 명)

실업기간	실직자수(n)	기간내취업자(h)	잘려진 관측치수(m) CENSORED	실업탈출확률 (λ)	생존율 (S)
1	179	30	1	0.16760	0.83240
2	148	14	2	0.09459	0.75366
3	132	8	0	0.06061	0.70799
4	124	11	0	0.08871	0.64518
5	113	6	1	0.05310	0.61092
6	106	9	0	0.08491	0.55905
7	97	4	1	0.04124	0.53600
8	92	12	0	0.13043	0.46609
9	80	9	0	0.11250	0.41365
10	71	7	0	0.09859	0.37287
11	64	5	1	0.07813	0.34374
12	58	2	1	0.03448	0.33188
13	55	8	4	0.14545	0.28361
14	43	4	4	0.09302	0.25723
15	35	5	4	0.14286	0.22048
16	26	3	1	0.11538	0.19504
17	22	2	1	0.09091	0.17731
18	19	0	3	0.00000	0.17731
19	16	2	2	0.12500	0.15515
21	12	1	1	0.08333	0.14222
22	10	1	1	0.10000	0.12800
23	8	0	1	0.00000	0.12800
26	7	0	2	0.00000	0.12800
30	5	1	1	0.20000	0.10240
31	3	1	0	0.33333	0.06826
32	2	0	1	0.00000	0.06826
33	1	0	1	0.00000	0.06826

주: 평균 실업기간은 10.4633로 나타나며, 표준오차는 0.7513임.

평균 탈출확률(λ)은 0.0956로 나타남.

자료: 한국노동연구원, 「노동패널」, 1998-2001.

〈부표 2〉 실업탈출확률 및 생존율: 대도시 이외

(단위: 개월, 명)

실업기간	실직자수(n)	기간내 취업자 (h)	잘려진 관측치수(m) CENSORED	실업탈출확률 (λ)	생존율 (S)
1	122	24	0	0.19672	0.80328
2	98	8	3	0.08163	0.73770
3	87	3	0	0.03448	0.71227
4	84	9	0	0.10714	0.63595
5	75	7	0	0.09333	0.57660
6	68	3	0	0.04412	0.55116
7	65	4	0	0.06154	0.51724
8	61	7	0	0.11475	0.45789
9	54	6	0	0.11111	0.40701
10	48	4	0	0.08333	0.37309
11	44	3	1	0.06818	0.34765
12	40	2	2	0.05000	0.33027
13	36	5	2	0.13889	0.28440
14	29	2	0	0.06897	0.26479
15	27	5	2	0.18519	0.21575
16	20	1	0	0.05000	0.20496
17	19	3	3	0.15789	0.17260
18	13	0	2	0.00000	0.17260
19	11	2	1	0.18182	0.14122
23	8	1	1	0.12500	0.12357
24	6	0	2	0.00000	0.12357
27	4	0	3	0.00000	0.12357
34	1	0	1	0.00000	0.12357
35	0	1	0		

주: 평균 실업기간은 11.0567로 나타나며, 표준오차는 1.0389임.

평균 탈출확률(λ)은 0.0905로 나타남.

자료: 한국노동연구원, 「노동패널」, 1998-2001.

〈부표 3〉 실업탈출확률 및 생존율: 서울

(단위: 개월, 명)

실업기간	실직자수(n)	기간내 취업자 (h)	잘려진 관측치수(m) CENSORED	실업탈출확률 (λ)	생존율 (S)
1	65	16	0	0.24615	0.75385
2	49	6	0	0.12245	0.66154
3	43	3	0	0.06977	0.61538
4	40	5	0	0.12500	0.53846
5	35	4	0	0.11429	0.47692
6	31	3	0	0.09677	0.43077
8	28	5	0	0.17857	0.35385
9	23	4	0	0.17391	0.29231
10	19	2	0	0.10526	0.26154
11	17	1	0	0.05882	0.18462
13	16	4	0	0.25000	0.18462
14	12	0	1	0.00000	0.15105
15	11	2	1	0.18182	0.15105
16	8	0	1	0.00000	0.15105
17	7	0	1	0.00000	0.15105
18	6	0	1	0.00000	0.15105
19	5	0	1	0.00000	0.15105
21	4	1	0	0.25000	0.11329
26	3	0	1	0.00000	0.11329
30	2	1	0	0.50000	0.05664
31	1	1	0	1.00000	0.00000

주: 평균 실업기간은 8.6594로 나타나며, 표준오차는 1.1841임.

평균 탈출확률(λ)은 0.1155로 나타남.

자료: 한국노동연구원, 「노동패널」, 1998-2001.

〈부표 4〉 실업탈출확률 및 생존율: 부산

(단위: 개월, 명)

실업기간	실직자수(n)	기간내취업자 (h)	잘려진관측치수(m) CENSORED	실업탈출확률 (λ)	생존율 (S)
1	32	3	1	0.09375	0.90625
2	28	2	2	0.07143	0.84152
3	24	1	0	0.04167	0.80645
5	23	1	0	0.04348	0.77139
6	21	1	0	0.04545	0.73633
7	20	0	1	0.00000	0.73633
8	18	2	0	0.10000	0.66270
9	16	2	0	0.11111	0.58906
10	15	1	0	0.06250	0.55225
11	13	2	0	0.13333	0.47861
13	10	0	3	0.00000	0.47861
14	7	2	1	0.20000	0.32829
15	5	1	1	0.14286	0.32819
16	3	2	0	0.40000	0.19692
17	2	2	0	0.66667	0.06564
18	1	0	1	0.00000	0.06564

주: 평균 실업기간은 10.7526로 나타나며, 표준오차는 1.0692임.

평균 탈출확률(λ)은 0.0930로 나타남.

자료: 한국노동연구원, 「노동패널」, 1998-2001.

〈부표 5〉 실업탈출확률 및 생존율: 전라도

(단위: 개월, 명)

실업기간	실직자수(n)	기간내취업자 (h)	잘려진관측치수(m) CENSORED	실업탈출확률 (λ)	생존율 (S)
1	27	4	0	0.14815	0.85185
2	23	1	0	0.04348	0.81481
4	22	4	0	0.18182	0.66667
5	18	3	0	0.16667	0.55556
7	15	1	0	0.06667	0.51852
8	14	2	0	0.14286	0.44444
9	12	3	0	0.25000	0.33333
11	9	0	1	0.00000	0.33333
13	8	0	1	0.00000	0.33333
17	7	2	1	0.28571	0.23810
18	4	0	1	0.00000	0.23810
19	3	1	0	0.33333	0.15873
23	2	1	0	0.50000	0.07937
35	1	1	0	1.00000	0.00000

주: 평균 실업기간은 10.9524 로 나타나며, 표준오차는 2.0681임.

평균 탈출확률(λ)은 0.0913로 나타남.

자료: 한국노동연구원, 「노동패널」, 1998-2001.

〈부표 6〉 실업탈출확률 및 생존율: 경상도

(단위: 개월, 명)

실업기간	실직자수(n)	기간내취업 자 (h)	잘려진 관측치수(m) CENSORED	실업탈출확률 (λ)	생존율 (S)
1	47	12	0	0.25532	0.74468
2	35	5	3	0.14286	0.63830
3	27	2	0	0.07407	0.59102
4	25	3	0	0.12000	0.52009
6	22	1	0	0.04545	0.49645
7	21	1	0	0.04762	0.47281
8	20	3	0	0.15000	0.40189
9	17	2	0	0.11765	0.35461
10	15	2	0	0.13333	0.30733
11	13	2	1	0.15385	0.26005
13	11	2	0	0.18182	0.21277
14	8	1	0	0.12500	0.18617
15	7	1	0	0.14286	0.15957
17	6	0	1	0.00000	0.15957
18	5	0	1	0.00000	0.15957
19	4	0	1	0.00000	0.15957
23	3	0	1	0.00000	0.15957
24	2	0	1	0.00000	0.15957
27	1	0	1	0.00000	0.15957

주: 평균 실업기간은 6.9663로 나타나며, 표준오차는 0.8219임.

평균 탈출확률(λ)은 0.1435으로 나타남.

자료: 한국노동연구원, 「노동패널」, 1998-2001.

<부표 7> Cox 모형 설명변수 평균값 및 관측지수: 지역별

변수	수도권			비수도권			대도시			대도시 이외		
	관측 치수	평균값	표준 편차	관측 치수	평균값	표준 편차	관측 치수	평균값	표준 편차	관측 치수	평균값	표준 편차
나이(년)	115	37.4789	10.5414	187	40.0213	12.2936	179	38.9674	11.8407	123	39.1781	11.5515
교육년수(년)	115	11.7173	3.4925	187	10.4893	3.5548	179	11.2569	3.3121	123	10.5203	3.9006
근속기간(월)	114	19.20175	41.96779	184	20.84783	37.64878	176	18.55682	32.07914	122	22.61475	47.87491
임금(만원)	115	69.8102	48.0429	187	63.4598	49.4654	179	65.2843	52.4652	123	66.7420	43.5128
	관측 치수	비율		관측 치수	비율		관측 치수	비율		관측 치수	비율	
성별(남자)	62	53.91		90	48.13		90	50.28		62	50.41	
실업급여 수급(ub)	-	-		2	1.07		1	0.56		1	0.81	
임금근로자 (jobtype)	98	85.22		160	85.56		153	85.47		105	85.37	
대졸이상 (educum)	32	27.83		41	21.93		46	25.70		27	21.95	
농업(ind1)	-	-		6	4.62		3	2.44		3	3.75	
제조업(ind3)	16	21.92		42	32.31		28	22.76		30	37.50	
건설업(ind5)	1	1.37		1	1.54		3	2.44		-	-	
판매업(ind6)	27	36.99		27	20.77		39	31.71		15	18.75	
운수업(ind7)	3	4.11		4	3.08		6	4.88		1	1.25	
금융보험업 (ind8)	2	2.74		6	4.62		5	4.07		3	3.75	
기타서비스 (ind9)	24	32.88		43	33.08		39	31.71		28	35.00	

변수	서울			부산			전라도			경상도		
	관측 치수	평균값	표준 편차	관측 치수	평균값	표준 편차	관측 치수	평균값	표준편차	관측 치수	평균값	표준편차
나이(년)	65	37.4269	10.9891	32	40.3281	13.5330	27	38.4845	10.8655	47	41.4290	12.2981
교육년수(년)	65	11.9153	3.2746	32	11.0156	3.2539	27	9.8888	3.7244	47	10.2021	3.5334
근속기간(월)	64	17.23438	32.05439	31	24.90323	44.93651	26	15.61538	22.54254	47	28.44681	53.27199
임금(만원)	65	64.4971	50.5816	32	56.0035	44.3293	27	54.5551	37.2977	47	62.4713	45.8976
	관측 치수	비율		관측 치수	비율		관측 치수	비율		관측 치수	비율	
성별(남자)	31	47.69		20	62.50		10	37.04		25	53.19	
실업급여 수급(ub)	-	-		-	-		-	-		-	-	
임금근로자 (jobtype)	54	83.08		27	84.38		22	81.48		39	82.98	
대졸이상 (educum)	20	30.77		6	18.75		4	14.81		8	17.02	
농업(ind1)	-	-		-	-		-	-		2	5.88	
제조업(ind3)	7	16.28		5	23.81		7	41.18		16	47.06	
건설업(ind5)	1	2.33		-	-		-	-		-	-	
판매업(ind6)	17	39.53		7	33.33		3	17.65		4	11.76	
운수업(ind7)	3	6.98		1	4.76		-	-		1	2.94	
금융보험업 (ind8)	1	2.33		2	9.52		1	5.88		1	2.94	
기타서비스 (ind9)	14	32.56		6	28.57		6	35.29		10	29.41	

자료: 한국노동연구원, 「노동패널」, 1998-2001.

〈부표 8〉 Cox모형 추정결과: 각 지역별·성별

변 수	서울				부산			
	남 자		여 자		남 자		여 자 [†]	
	추정치	p값	추정치	p값	추정치	p값	추정치	p값
성별(sex)								
연령(age)	0.0749	0.7287	0.0275	0.8768	0.1861	0.3666	-16.0080	1
연령승수(age2)	-0.0004	0.8828	-0.0004	0.8670	-0.0020	0.3508	0.13681	1
학력(edu)	-0.0177	0.8905	-0.0265	0.7305	-0.2768	0.2057	-11.89882	1
근속개월(tenure)	0.0029	0.6826	0.0067	0.5675	0.0086	0.7993	-0.7529	1
실업급여수급(ub)	0.0000	-	0.0000	-	0.0000	-	-	-
임금근로자(jobtype)	-0.1321	0.9091	1.1646	0.2470	-2.5388	0.2909	-238.3080	1
임금(lnwage)	0.0420	0.8454	-0.0324	0.9191	0.7144	0.1011	-82.6087	1
제조업(ind3)	0.8671	0.3369	-0.5749	0.4385	0.5525	0.5877	217.5622	1
건설업(ind5)	0.0000	-	-16.8034	0.9921	0.0000	-	-	-
판매업(ind6)	-0.7204	0.1472	-1.6496**	0.0229	-1.6031	0.1642	114.2927	1
운수업(ind7)	-0.3891	0.7873	1.6593*	0.0711	-4.9071	0.4323	-	-
금융보험(ind8)	0.0000	-	-16.3083	0.9923	0.0000	-	202.1537	1
기타서비스(ind9)	-1.9420**	0.0303	0.1136	0.8583	-1.0177	0.3732	181.9465	1
관측치수	30		34		19		12	
censored	0		7		2		8	
-2 log L	154.734		162.824		74.722		15.218	
변 수	전라도				경상도			
	남 자		여 자		남 자		여 자	
	추정치	p값	추정치	p값	추정치	p값	추정치	p값
성별(sex)								
연령(age)	0.1805	0.8101	44.6731	0.9980	0.1966	0.2541	1.1253***	0.0037
연령승수(age2)	-0.0009	0.9205	-0.4450	0.9980	-0.0013	0.4379	-0.0121***	0.0049
학력(edu)	0.8305*	0.0971	18.4573	0.9978	0.0952	0.2379	0.2195	0.3401
근속개월(tenure)	0.0318	0.2661	4.7213	0.9981	-0.0121*	0.0790	-0.0333*	0.0632
실업급여수급(ub)	-	-	-	-	-	-	-	-
임금근로자(jobtype)	-0.4792	0.9655	127.2841	0.9979	-1.0070	0.4690	-2.8496**	0.0394
임금(lnwage)	-1.4242	0.5528	-31.9306	0.9978	-0.1677	0.5063	-0.0046	0.9873
제조업(ind3)	1.4423	0.3165	-163.5027	0.9980	-0.4956	0.4587	0.9280	0.3047
건설업(ind5)	-	-	-	-	-	-	-	-
판매업(ind6)	-	-	-454.7889	0.9978	-0.5795	0.5365	-21.9826	0.9935
운수업(ind7)	-	-	0	-	1.7614	0.1651	-	-
금융보험(ind8)	-	-	-160.8394	0.9979	-	-	0.0595	0.9746
기타서비스(ind9)	-	-	-188.4474	0.9979	-0.0144	0.9883	0.5868	0.5439
관측치수	10		16		25		22	
censored	0		4		4		6	
-2 log L	31.312		49.749		109.688		82.438	

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%에서 유의함.

† : 부산 여자의 경우에는 converge가 안되었음.

자료 : 한국노동연구원, 「노동패널」, 1998-2001.

abstract

Regional Analysis of Unemployment Hazard Rate and the Influencing Factors on It

Insoo Jeong

This study attempted to analyze the hazard rate from unemployment and the influencing factors on the rate by regions. The data this study uses is Korea Labor Institute Panel Study(1998-2001) and the models are hazard analysis and Cox model. The results of hazard analysis are as follow. In capital and it's vicinity, the duration of unemployment is shorter than other regions even if the unemployment rate is higher. The labor market segmentation is confirmed between capital and it's vicinity region and other regions. Kyungsang region is higher in the unemployment hazard rate than Chunla or Chungchung regions. The duration of unemployment in capital and it's vicinity is 9.29 months comparing 11.86 months in the other region. The difference is statistically significant by the significance level 0.001. The duration of unemployment in Kyungsang is 6.96 months comparing 10.95 months in Chunla region. The Cox results which indicate the influencing factors on the hazard rate are as follow. In the regions like non-metro cities and non-capital and vicinity, the factors such as female, tenure, wage earners, manufacturing, wholesale and retale decrease the hazard rate. The results indicate that active labor market policies region by region are needed in Korea, especially for the marginal unemployed workes from non flourishing sectors.

Key word : local labor market, unemployment hazard rate, unemployment-influencing factors