

실업자의
노동시장이행과정분석과
실업대책

김 우 영

한국노총 중앙연구원

이 연구는 한국노총중앙연구원 프로젝트로서 수행된 것이다. 실업자의 노동시장이동과정 실태조사자료를 이용할 수 있게 해 주신 한국노동연구원의 방하남박사님과 연구조교로서 일한 경제학과 황민오군에게 감사한다. 아울러 초고에 대하여 건설적인 비판을 해주신 한국기술교육대학의 어수봉교수님과 노총연구원의 세미나 참석자들에게도 감사드린다.

• • •
발 간 사

지금 우리 사회와 국민의 삶을 무겁게 짓누르고 있는 가장 큰 고통 중 하나가 실업문제임은 새삼 재론할 필요가 없을 것입니다. 공식실업자만 200만에 육박하는 사상초유의 실업사태는 많은 이들의 생존권을 위협하며 사회경제적 불안을 증폭시키고 있습니다. 실업문제에 대한 적극적이고 효과적인 대책마련이 시급한 상황입니다.

정부 역시 현 실업사태의 심각성을 인식하고 나름대로 많은 대책을 수립하고 있습니다. 그러나 이미 많은 이들이 지적하고 있는 것처럼, 남발되는 정책발표에 비해 그 정책의 실효성은 별로 높지 않은 상황입니다. 이것은 정책의 수립·집행과정에서 이에 필요한 기초조사 및 통계, 이론적 연구 및 사례분석 등이 무시되거나 간과되었기 때문입니다. 올바른 실업대책이 수립되기 위해서는 먼저 현재의 실업구조 및 실업자에 대한 면밀한 기초분석이 필요합니다.

이 점에서 금번 김우영 박사의 연구는 효과적인 실업대책을 수립하기 위한 전제조건으로서 실업자의 노동시장 이행과정을 분석한 매우 의미 있는 작업이라고 생각합니다. 이 연구는 실업자의 유형은 어떠한가, 실업자가 어떤 경로로 취업으로 이행하는가, 평균적인 실업기간은 얼마인가, 실업자의 취업으로의 탈출률은 어떤 특성을 갖는가, 실업급여는 탈출률에 어떤 영향을 미치는가, 민간/공공취업알선기관은 취업을 어느 정도 돕고 있는가 등에 대한 분석을 통해 우리에게 실업자의 노동시장 이행과정에 대한 중요한 정보를 제공해주고 있습니다.

아무쪼록 이번 연구가 한국의 실업구조를 심층적으로 이해하고 보다 효과적인 실업대책을 수립하는데 도움이 되기를 바랍니다. 바쁘신 가운데도 열심히 연구과제를 수행해 주신 김우영 박사에게 깊은 감사를 드립니다. 마지막으로 이 연구에 실린 내용은 필자의 개인적인 견해이며 한국노총의 공식적인 입장과 다를 수 있음을 밝힙니다.

1999년 4월

한 국 노 동 조 합 총 연 맹
위 원 장 박 인 상

<제 목 차 례>

I. 서론	1
II. 최근의 노동시장 현황 및 분석	5
1. 노동시장 전반	5
2. 성별현황	11
3. 농가 / 비농가 현황	14
4. 소결	20
III. 실업자의 이동 현황 및 분석	21
1. 실업자 이행과정의 기존연구	21
2. 실업자 이행과정의 결정요인	31
2.1 실업자의 속성별 이행확률	31
2.2 실업자의 지역별 이행확률	37
2.3 실업자의 이행확률의 결정요인	40
3. 소결	45
IV. 실업탈출률과 기간중속성	48
1. 탐색이론	49
2. 실증적 모형	53
2.1. 비모수적 추정방법	53
2.2. 모수적 추정방법	55
2.3. 준모수적 추정방법	58
3. 실업탈출률과 실업기간의 추정	61

3.1. 자료구축 및 기초통계	6
3.2. 경험적 탈출률 및 생존함수	6
3.3. 탈출률, 평균실업기간, 기간종속성의 추정	7
3.4. 일반 F-H 위험모형의 추정	9
4. 소결	8
V. 실업대책에 대한 정책제언	83
1. 정부의 실업대책	83
1.1. 일자리 창출	8
1.2. 공공근로사업	8
1.3. 직업훈련	8
1.4. 취업알선	9
1.5. 고용보험의 확대	9
2. 노동조합의 실업대책	92
3. 소결	94
VI. 결론	96
참고문헌	99
부록	104

<표차례>

<표 2-1> 최근의 노동시장활동 지표	6
<표 2-2> 실업률변화의 요인별 분해	9
<표 2-3> 성별 노동시장활동 지표	12
<표 2-4> 남자와 여자의 실업률 추이 변화의 요인별 분해	14
<표 2-5> 농가/비농가 노동시장활동 지표	16
<표 2-6> 농가비농가부문의 실업률 추이 변화의 요인별 분해	17
<표 3-1> 대우패널을 이용한 실업자의 이행형태 및 이행확률	23
<표 3-2> 성별 실업자의 취업형태별 이행형태 및 이행확률 비교	25
<표 3-3> 경활인구조사를 이용한 실업자의 이행형태 및 이행확률	27
<표 3-4> '98. 1.~7월간 실업자의 이행형태 및 이행확률	29
<표 3-5> 실업자의 이행형태 및 이행확률, 97년과 '98년의 비교 · B	31
<표 3-6> 실업자 속성별 이행확률	33
<표 3-7> 실업자의 지역별 이행과정	38
<표 3-8> 실업자의 노동시장내 지위 변화의 결정요인	43
<표 4-1> 취업자 / 미취업자 분포	63
<표 4-2> 탈출률, 평균실업기간, 기간종속성 추정치	77
<표 4-3> 일반적 F-H 위험함수의 추정결과	80
<부록 표 1> 변수의 기본 통계량	104

<부록 표 2> 변수의 설명	105
<부록 표 3> 변수의 기초통계	106
<부록 표 4> 탈출률, 평균실업기간, 기간종속성 추정치	111

〈그림차례〉

[그림 2-1] 최근 노동시장 지표의 추이	7
[그림 2-2] 농가/비농가 실업률 추이	6
[그림 4- 1] 해자드를 전체	6
[그림 4- 2] 생존함수 전체	6
[그림 4- 3] 해자드를 남자 vs 여자	7
[그림 4- 4] 생존함수 남자 vs 여자	6
[그림 4- 5] 해자드를 고졸이하 vs 전문대졸 이상	6
[그림 4- 6] 생존함수 고졸이하 vs 전문대졸 이상	6
[그림 4- 7] 해자드를 실업급여수급 vs 비수급	7
[그림 4- 8] 생존함수 실업급여수급 vs 비수급	7
[그림 4- 9] 해자드를 공식적 vs 비공식적 취업경로	2
[그림 4-10] 생존함수 공식적 vs 비공식적 취업경로	3
[그림 5- 1] 공공근로사업과 사회복지정책	8
[부록 그림 1] 탈출률과 생존함수(해자드를 - 자녀유 vs 자녀무)	107
[부록 그림 2] 탈출률과 생존함수(생존함수 - 자녀유 vs 자녀무)	107
[부록 그림 3] 탈출률과 생존함수(해자드를 - 미혼 vs 기혼)	108
[부록 그림 4] 탈출률과 생존함수(생존함수 - 미혼 vs 기혼)	108
[부록 그림 5] 탈출률과 생존함수(해자드를 - 전문직vs사무직vs생산직) ·	109
[부록 그림 6] 탈출률과 생존함수(생존함수 - 전문직vs사무직vs생산직) ·	109
[부록 그림 7] 탈출률과 생존함수(해자드를 - 자발적vs비자발적 실업) ·	110
[부록 그림 8] 탈출률과 생존함수(생존함수 - 자발적vs비자발적 실업) ·	110

I. 서론

실업은 사회적 자원분배의 효율성을 저하시키고 실업자의 인적자본의 감소(depreciation)를 통하여 잠재적 성장률에도 악영향을 미친다. 또한, 실업은 사회 구성원간의 구조적 갈등을 야기 시킬 수 있다. 실업의 영향은 사회적 약자인 노년층, 여성, 저 학력자, 미숙련자, 노동시장 신규진입자 들에게 가장 크게 나타나고 이는 이들의 소득분배상의 상대적, 절대적 위치를 악화시킨다는 점에서 사회 형평에 있어서도 큰 문제를 야기 시킨다. 따라서 실업의 해결은 경제적 효율성을 제고한다는 측면과 분배적 정의를 실현한다는 측면 모두에 있어서 중요한 문제이다.

이러한 실업문제의 중요성에도 불구하고 우리 나라는 지난 70년, 80년의 고도성장을 경험하면서 실업문제에 대해 상대적으로 적은 관심을 보여온 것이 사실이다. 하지만 1997년 말 이후 총체적인 경기불황과 급속한 구조조정을 겪고 있으면서 실업자 수는 급속히 증가하고 있으며 이러한 증가 추세가 언제까지 계속될 것인가는 노·사·정 모두에게 초미의 관심사가 되고 있다. 또한, 앞으로 구조조정이 성공적으로 이루어진다고 해도 전과 같은 2%대의 실업률을 향유할 수는 없을 것이라는 것이 많은 전문가들의 생각이다

소비에 있어서와 마찬가지로 실업에 있어서도 톱니효과(ratchet effect)가 작용한다는 견해가 있는데 그 이유로 시장개방의 확대와 경쟁의 심화를 들고 있다. 즉, 시장의 개방속도가 빨라지면서 외부로부터의 경쟁압력이 증가하는 만큼, 일단 증가된 실업률은 그 이전 수준으로 하락하지 않는다는 것이다. 이러한 톱니효과의 예는 호주

에서 석유과동 이전에 실업률이 2%대였던 것이 그 후 점진적으로 증가해 1980년대에 들어서서 12%까지 증가한 것에서 볼 수 있다.¹⁾ 우리 나라에서도 이러한 틱니효과가 나타날 것인가에 대해서 현재로서는 단순히 예측에 의존할 수밖에 없지만 앞으로 고 실업시대가 계속된다면 우리 나라의 경제성장률은 예전과 같을 수 없으며 또한 국제시장에서 비교우위를 가능한 빨리 회복하지 않으면 성장률도 둔화될 수밖에 없다는 점과 앞으로 자동화, 정보화가 보다 더 심해질 것이고 기술 집약적인 생산체제로의 이행도 빨라지게 되면 고용 관행도 바뀔 것이라는 점을 고려한다면 전과 같은 2%대의 저 실업률 시대로 회귀하는 것은 거의 불가능하다고 생각된다.

정부는 현 실업난을 경감하기 위하여 많은 대책을 발표하고 또 일부 실행하고 있다. 현재 정부의 실업대책은 일자리 창출, 고용보험의 확대, 공공근로사업의 확대, 직업훈련, 직업안정사업 등으로 구분되는데 이러한 정책에도 불구하고 실업률은 하락하고 있지 않다. 정부의 실업정책들의 실효성에 대하여 벌써부터 많은 비판이 있어 왔는데 이러한 비판은 너무나 당연한 것처럼 보인다. 이는 정책의 수립·집행과정에서 이에 필요한 기초조사, 이론적 연구, 사례연구 등이 무시됐기 때문이다. 물론, 갑작스런 실업의 증가에 신속히 대응하기 위해서 정부로서도 무리하게 정책을 수립·집행할 수밖에 없는 상황이었을 것이라는 것은 일면 이해하면서도 결과적으로 정부는 귀중한 국민의 세금만 낭비하고 있다는 비판을 피할 수 없을 것이다.

노동조합 역시 실업문제를 해결하기 위해서 기업차원의 교섭을 통하여 혹은 노·사정 기구를 통하여 노력하고 있지만 대부분의

1) 이 예는 1998년 7월에 한국노동연구원 주최로 열린 「구조조정기의 고용정책에 관한 국제 워크숍」에서 Dr. Alan Abrahart가 발표한 호주의 경험에서 나타나고 있다.

경우 큰 효과를 보지 못하고 있다. 예를 들면 노동조합은 근로시간 단축을 주장하고 있으나 기업은 이에 반대하고 있고 정부는 아무런 답변도 하고 있지 않다. 근로시간 단축이 과연 고용을 창출할 수 있는지, 창출한다면 얼마나 할 수 있는지, 근로시간 단축이 장기적인 실업대책인지 아니면 단기적인 실업대책인지에 대한 진지한 토론은 이루어지고 있지 않으며 서로 각자의 주장을 굽히지 않는 수준에 머물고 있다. 이러한 가운데 실업자는 계속 증가하고 있다.

본 연구는 우리 나라의 실업문제를 극복하기 위해서는 구체적인 실업대책을 마련하는 것이 필요하며 이를 위해서는 실업자에 대한 기초적인 연구가 반드시 있어야 한다는 인식에서 출발하였다. 실업 문제가 중요한 사회적 이슈가 된 1997년 말부터 우리 나라의 일부 경제학자들은 실업문제에 대하여 심도 있는 연구를 하기 시작하였다. 또한 아직 일천하나마 몇몇 중요한 결과들을 도출하고 있다. 하지만 방법론이나 연구방향에 있어서 많은 한계를 보이고 있으며 우리 나라의 실업문제를 총체적으로 이해하기에는 부족한 감이 있는 것이 사실이다. 본 연구는 기존 연구결과를 정리, 종합하였으며 동시에 기존 연구들이 간과했던 부분에 대해서도 가능한 세밀하게 검토, 분석하려 노력하였다. 또한, 본 연구는 우리 나라의 실업문제를 종합적으로 이해하기 위하여 실업을 다양한 측면에서 바라보려 노력하였다.

특히, 본 연구는 실업자의 유형, 실업자가 어떠한 경로로 취업으로 이행하는가, 평균적인 실업기간은 얼마인가, 실업자의 취업으로의 탈출률은 어떠한 특성을 가지는가, 실업급여는 탈출률에 어떠한 영향을 미치는가, 민간/공공취업알선기관은 과연 취업을 어느 정도 돕고 있는가에 대한 분석에 초점을 맞추고 있다.

또한, 본 연구는 거시적 측면에서의 실업과 미시적 측면에서의 실업을 구분하여 실업문제를 분석하였으며, 다양한 방법론을 사용하여

실업자의 노동시장 이행과정을 살펴보았다. 특히, 실업자를 성별, 학력별, 연령별, 결혼유무별, 직종별, 취업경로별(공식적 취업경로를 사용한 경우와 비공식적 취업경로를 사용한 경우), 이직사유별(자발적 혹은 비자발적 이직), 실업급여수급여부별로 구분하여 가능한 실업자의 이질성을 분석에 고려하였다. 또한, 정부의 실업대책에 대한 비판 및 제언과 노동조합의 실업대책에 대한 제언도 미약하나마 연구에 포함시키고 있다.

구체적으로 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 거시적 측면의 실업률을 분석하고 있는데 우리 나라의 최근 노동시장 현황(1997~1998)을 노동시장 전반과 성별, 농가/비농가로 구분하여 소개, 분석하고 있다. 제3장에서는 미시적 측면에서 실업을 분석하고 있는데 실업자의 노동시장 이행행태에 초점을 두고 있다. 여기서는 기존연구를 검토하고, 실업자의 이행과정을 인적속성별, 취업경로별, 실업급여수급여부별 등으로 구분하여 분석하고 있으며 지역별 분석도 포함하고 있다. 제4장은 실업자의 취업으로의 탈출률과 기간종속성에 대하여 분석하고 있다. 기간종속성이란 실업기간이 경과함에 따라 탈출률의 변화를 말하는 것으로 실업대책을 세우는데 중요한 개념이 된다. 이 장에서는 탐색이론과 탈출률 추정을 위한 실증적 모형을 소개하고, 노동시장 이동과정 실태조사자료를 통하여 경험적 탈출률과 생존함수를 추정하고 평균실업기간, 기간종속성 등에 대하여도 알아본다. 제5장에서는 정부의 실업대책의 문제점을 지적하고 이에 대한 제언을 하며 노동조합이 실업해결을 위하여 참여할 수 있는 방법에 대하여도 알아본다. 마지막으로 제6장은 실업의 사회적 비용에 대한 Sen(1997)의 견해를 소개하며 이 연구를 맺는다.

II. 최근의 노동시장 현황 및 분석

1. 노동시장 전반

1997년 말의 외환위기를 시작으로 1998년에는 성장률이 크게 감소하였고 기업의 도산, 임금동결 및 삭감, 정리해고 등으로 노동시장이 극도로 침체되었다. 노동시장의 일반적 지표인 실업률을 보면 '98년의 고용상황이 어느 정도였는지를 알 수 있는데 이는 아래 <표 2-1>에 잘 나타나 있다. 1997년에 실업률이 2.6%이었던 것이 1998년 1/4분기에는 5.7%로 2배 이상 증가하였고 그 이후 실업률은 계속적으로 증가하다가 3/4분기에 들어서면서 7.4%로 안정되는 것처럼 보인다. '98년의 평균 실업률은 6.8%로 '97년의 평균실업률의 2.5배에 이르고 있다. 실업률이 7.4%에서 안정된다는 것은 우리나라의 노동시장이 구조적 변화를 경험했음을 의미하는 것이며 또한 고 실업 경제로 진입한 것으로 볼 수 있을 것이다. 이러한 고 실업 상태는 당분간 계속될 것으로 전망되고 경기가 호전되더라도 IMF 체제이전 수준으로는 하락하지 않을 것이라는 것이 일반적인 전망이다.²⁾

2) 이러한 견해는 자연실업률이 증가할 것이라는 논리에 근거하고 있다. 자연실업률은 노동시장이 정상적일 경우의 실업률을 말하는 데 주로 마찰적 실업에 의한 실업이라 할 수 있다. 자연실업률이 증가할 것이라는 전망은 고용보험의 확대적용으로 노동시장구조가 바뀔 것이라는 근거를 가지고 있다. 우리나라의 자연실업률이 어떻게 변할 것인지에 대한 연구가 현재 일부 진행되고 있으나 아직 학자들간에 의견이 일치한 것으로 보이지는 않는다. 최근의 연구로 조우현·조준모(1998)의 연

<표 2-1> 최근의 노동시장활동 지표 (단위 : 천명)

	1997	1998				
	전체	1/4분기	2/4분기	3/4분기	4/4분기	전체
15세 이상 인구	34,736	35,070	35,187	35,303	35,410	35,243
경제활동인구	21,604	20,892	21,663	21,571	21,432	21,390
비경제활동인구	13,132	14,179	13,524	13,731	13,978	13,853
경제활동참가율	62.2	59.6	61.6	61.1	60.5	60.7
취업자	21,048	19,710	20,178	19,971	19,846	19,926
실업자	556	1,182	1,485	1,600	1,586	1,463
실업률	2.6	5.7	6.9	7.4	7.4	6.8
비취업률*	39.4	43.8	42.7	43.4	44.0	43.5
실업자/비취업자*	4.1	7.7	9.9	10.4	10.2	9.6

주 : 비취업률=(실업자+ 비경제활동인구)/(15세 이상 인구)

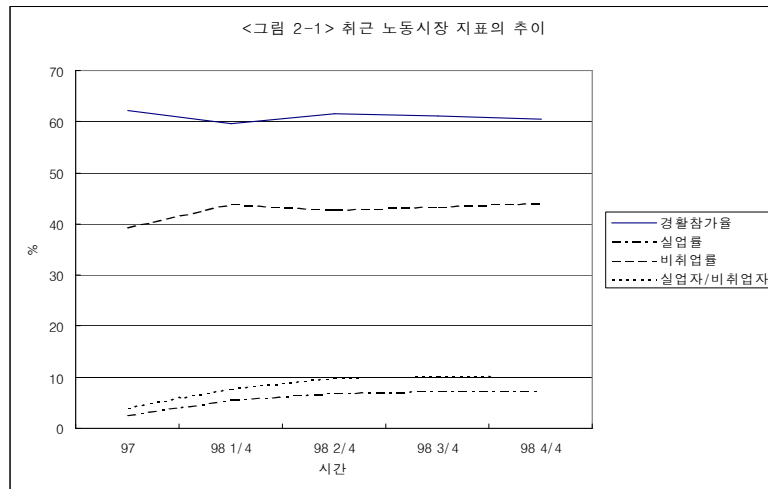
실업자/비취업자=(실업자)/(실업자+ 비경제활동인구)

자료 : 통계청, 『경제활동인구월보』 각 호.

실업률의 증가는 취업률의 감소를 의미하는데 15세 이상 인구증가에도 불구하고 1998년의 절대적 취업자 수는 1997년 수준에도 미치지 못하는 것으로 나타나고 있다. 또한, 1998년의 경제활동참가율도 1997년 수준보다 낮아 경기불황이후 많은 사람들이 자발적 또는 비자발적으로 경제활동을 단념하고 비경제활동인구가 되고 있다는 것을 증명하고 있다. 경제활동인구의 크기는 경제의 생산요소로서의 노동력의 크기를 말하는 것이므로 노동력이 감소하고 있다는 것으로부터 앞으로의 경제성장률도 감소할 것이라고 예측할 수 있을 것이다.

구가 있다.

II. 최근의 노동시장 현황 및 분석 7



[그림 2-1] 최근 노동시장 지표의 추이

실업률의 증감은 실업자 수의 증감, 취업자 수의 증감, 비경제활동인구 수의 증감에 영향을 받으며 이들 증감의 상대적 크기에 따라 결정된다. 실업률의 증감이 이들 요소의 증감과 어떠한 관계를 가지는지를 보기 위해서 다음과 같은 분해를 고려하여 보자.³⁾

우선, 경제활동을 하고 있는 한 사람이 실업자가 될 확률을 $P(U/LF)$ 이라고 하자. 여기서 U (Unemployment)는 실업을 나타내고 LF (Labour Force)는 노동력 즉 경제활동인구를 나타낸다. 따라서 $P(U/LF)$ 는 우리가 일반적으로 말하는 실업률이다. $P(LF)$ 를 경제활동에 참가할 확률, $P(N)$ 을 비취업자일 확률 즉 비경제활동인구이거나 실업자일 확률이라고 하면,

$$P(U/LF) = \frac{P(N) \cdot P(U/N)}{P(LF)} \quad \text{----- (2-1)}$$

3) 이하의 분해방법은 미국과 캐나다의 실업률을 분해하기 위해서 Card and Riddell (1993)이 사용한 방법이다.

로 나타낼 수 있다. 즉, 실업률은 비취업자일 확률과 비취업자이면서 실업자일 확률의 곱을 경제활동참가율로 나눈 것이다. 식(2-1)에 자연로그를 취하면

$$\ln F(U/LF) = \ln F(N) + \ln F(U/N) - \ln F(LF) \quad (2-2)$$

가 된다. 식(2-2)에 <표 2-1>의 하단에 나타난 1997년의 실업률, 비취업률, 비취업자중 실업자의 비율, 경제활동참가율을 대입하면 식(2-2)의 관계가 쉽게 확인된다. 실업률의 증감은 결국

$$\Delta \ln F(U/LF) = \Delta \ln F(N) + \Delta \ln F(U/N) - \Delta \ln F(LF) \quad (2-3)$$

로 표시됨을 알 수 있다. 식(2-3)을 보면 실업률은 비취업률이 증가할수록, 비취업자중 실업자의 비중이 증가할수록 증가하며 경제활동참가율이 증가할수록 감소함을 알 수 있다. 식(2-3)을 이용하여 1997년의 실업률과 1998년 이후의 실업률 증가를 분해해 보면 <표 2-2>와 같이 요약된다.

우선, IMF구제금융직후인 '98년 1/4분기와 1997년 평균을 비교하여 보면 모든 요소 면에서 실업률이 증가한 것을 알 수 있다. 실업률 증가의 14%가 비취업률의 증가에 기인하며, 81%가 비취업자중 실업자의 비중의 증가로, 5%가 경제활동참가율의 감소로 설명되고 있다. 이 중 비취업자중 실업자의 증가로 인한 실업률 증가가 가장 큰 요인인데 이는 구조조정으로 인한 전직실업자의 증가와 비경제활동인구가 구직활동을 시작하면서 증가하는 신규실업자의 증가 즉 추가구직자효과(added worker effect)의 두 가지 요인 때문인 것으로 볼 수 있다. 반면에 경제활동인구의 축소로 실업률이 증가하는데

<표 2-2> 실업률변화의 요인별 분해

	실업률 차이 [(1)+(2)-(3)]	비취업률의 차이(1)	비취업자중 실업자 비중의 차이(2)	경제활동참가율 의 차이 (3)
'98 1/4분기 ~ 1997년	0.78 (100%)	0.11 (14%)	0.63 (81%)	-0.04 (5%)
'98년 2/4분기 ~ '98년 1/4분기	0.19 (100%)	-0.03 (16%)	0.25 (132%)	0.03 (16%)
'98년 3/4분기 ~ '98년 2/4분기	0.07 (100%)	0.01 (14%)	0.05 (72%)	-0.01 (14%)
'98년 4/4분기 ~ '98년 3/4분기	0.00	0.01	-0.02	-0.01
'98년 ~ '97년	0.97 (100%)	0.10 (10%)	0.85 (88%)	-0.02 (2%)

주 : 실업률의 분해는 식(2-3)에 근거하며 모든 차이는 로그차이를 나타냄.
'98년 4/4분기 ~ '98년 3/4분기에 대하여는 실업률의 차이가 0인 관계로 % 표시를 하지 않았음.

이는 IMF구제금융직후 실망실업자가 증가한 현상으로 해석될 수 있다.

'98년 2/4분기에는 1/4분기와는 상이한 현상을 보이는데 이는 재미있는 발견이라 할 수 있다. 2/4분기의 실업률 증가는 비취업자 중 실업자 비중의 증가에 기인한다. 반면에 비취업률은 감소하고 경제활동참가율은 증가하여 이들 두 요소는 실업률을 감소시키는 역할을 하고 있다. 경제활동참가율이 증가한다는 것은 비경제활동인구가 감소한다는 것을 의미하고 또한 실업자의 수가 늘고 있는 가운데 비취업률이 감소하고 있다는 것 역시 비경제활동인구의 감소하고 해석할 수 있으므로 이는 추가구직자효과가 강하게 나타나는 것으로 해석할 수 있다.

'98년 3/4분기는 2/4분기보다는 1/4분기와 유사한 양상을 보이고 있는데 비취업률의 증가가 실업률 증가의 14%를 설명하고, 비취업

자 중 실업자의 비중의 증가가 실업률 증가의 72%를 설명하며, 경제활동참가율의 감소는 실업률 증가의 14%를 설명하고 있다. 이 기간에는 실직한 취업자가 일부는 실업자로 남고 일부는 경제활동을 포기하는 현상이 다시 나타나고 있다. 경제활동참가자의 감소를 모두 실망실업자의 증가로 해석하면 3/4분기에 나타나는 실망실업자의 크기는 IMF구제금융직후보다 오히려 크게 나타나고 있다. 이는 구조조정, 도산 등으로 인한 해고가 지속적으로 나타남에 따라 많은 실직자가 구직활동의 단념했기 때문으로 해석된다.

끝으로 '98년 3/4분기와 4/4분기를 비교하면 실업률은 변동이 없는 것으로 나타나는데 이러한 현상은 한편으로는 실업자 수가 감소함에 따라 비취업자 중 실업자의 비중이 감소하여 실업률을 낮추고 있으나 다른 한편으로는 비취업자의 증가 즉 이 경우 비경제활동인구의 증가로 실업률을 증가시키는 효과가 서로 상쇄하는데 기인한다. 이 기간에도 실망실업자의 비중은 계속 증가하고 있는 것으로 해석할 수 있겠다.

IMF체제이후 실업률의 증가를 실망실업자와 추가구직자효과 면에서 보면 재미있는 양상을 나타내는데 IMF체제 초기에는 실망실업자효과가 추가구직자효과보다 강하게 나타나고 있고, '98년 2/4분기에 들어서서는 추가구직자효과가 실망실업자효과보다 강하게 나타나고 있고, '98년 3/4분기와 4/4분기에는 다시 실망실업자효과가 추가구직자효과보다 강하게 나타나고 있다고 볼 수 있다.⁴⁾ 신동균(1998)은 '98년 1월에서 7월 사이의 노동력상태를 분석한 결과 실업에서 비경제활동인구로 빠져나간 사람의 수(실망실업자)보다 비경제활동인구에서 실업으로 진입한 사람의 수(추가구직자)가 더 많다는

4) 이러한 효과는 총 효과라기보다 순 효과로 해석되어야 할 것이다. 즉 실망실업자효과와 추가구직자효과가 서로 상쇄된 결과라 보는 것이 타당하다.

것을 보여주고 있는데 이는 본문에서 1/4분기와 2/4분기를 비교한 것에 해당한다. 따라서 본문에서 1/4분기와 2/4분기를 비교할 때 추가구직자효과가 실망실업자효과보다 크게 나타난다는 결과는 신동균의 결과와 서로 일치하고 있다. 이와 비슷한 결과는 남성일·이화영(1998)에서도 나타나고 있다. 하지만 2/4분기와 3/4분기, 3/4분기와 4/4분기를 비교하면 다시 실망실업자의 크기가 증가하는 현상을 보이고 있고 '97년과 '98년 사이에 경제활동인구의 감소가 실업률 상승의 2%를 차지하는 것으로 나타나고 있어 전반적으로는 실망실업자효과가 추가구직자효과보다 크게 나타나는 것으로 평가된다. 실망실업자효과와 추가구직자효과 중 어느 것이 더 노동시장정책을 수립하는데 있어 중요한지에 대한 판단은 앞으로 좀 더 추이를 지켜보아야 할 것 같다.

2. 성별현황

노동시장의 구조적 변화 특히 실업률의 변화가 성별로 어떻게 다르게 나타나는지를 알아보는 것은 효과적인 실업정책을 세우기 위해서 필수적이며 전체실업률을 성별로 분해하는 의미 또한 가지고 있다. <표 2-3>은 <표 2-1>을 남녀별로 구분하여 본 것이다.

<표 2-3>을 보면 남녀에 있어 여러 가지 차이가 있는 것을 알 수 있는데, '97년과 '98년의 평균 실업률을 비교하면 경기불황의 영향이 여자보다는 남자에 있어 좀 더 크데 나타나고 있다는 것을 알 수 있다. IMF체제이전과 이후를 비교할 때 남자의 실업률은 2.5배 이상 증가하였음에 비하여 여자의 실업률은 그 증가폭이 상대적으로 작게 나타난다. 특히 비취업자 중 실업자의 비중은 남자가 여자

보다 크며 또한 더 급속하게 증가하는 현상을 보이고 있어 남자가 여자보다 노동시장에 대한 귀착이 더 강하다는 것을 증명하고 있다. 반면에 IMF구제금융직후인 '98년 1/4분기에 있어서 경제활동참가율을 보면 남자에 있어서 보다 여자에 있어서 더 크게 감소하고 있는데 이는 경기불황으로 상대적으로 많은 여성이 구직활동을 포기하고 비경제활동인구로 전환하였다는 것을 의미한다. 비취업률의 증가는 앞서 지적한대로 경제전체의 생산요소로서의 노동력의 상실을 의미하는데 비취업률은 '98년 말에 접근하면서 남자에 있어서는 30%를 넘고 여자의 경우는 55%를 넘는 것으로 나타나고 있다.

<표 2-3> 성별 노동시장활동 지표

(단위 : 천명)

	1997		1998									
	전체		1/4분기		2/4분기		3/4분기		4/4분기		전체	
	남자	여자	남자	여자	남자	여자	남자	여자	남자	여자	남자	여자
15세이상 인구	16,870	17,866	17,047	18,024	17,102	18,086	17,161	18,142	17,218	18,192	17,132	18,111
경제활동인구	12,761	8,843	12,677	8,215	12,988	8,675	12,975	8,596	12,890	8,542	12,883	8,507
비경제활동인구	4,109	9,023	4,370	9,809	4,113	9,411	4,186	9,545	4,328	9,650	4,249	9,604
경제참가율	75.6	49.5	74.4	45.6	75.9	48.0	75.6	47.4	74.9	47.0	75.2	47.0
취업자	12,409	8,639	11,885	7,824	11,982	8,196	11,887	8,084	11,832	8,014	11,897	8,030
실업자	352	204	792	390	1,006	478	1,088	512	1,058	528	986	477
실업률	2.8	2.3	6.2	4.7	7.7	5.5	8.4	6.0	8.2	6.2	7.7	5.6
비취업률*	26.4	51.6	30.3	56.6	29.9	54.7	30.7	55.4	31.3	55.9	30.6	55.7
실업자/비취업자*	7.9	2.2	15.3	3.8	19.7	4.8	20.6	5.1	19.6	5.2	18.8	4.7

주 : 비취업률과 실업자/비취업자의 정의는 <표 2-1>과 동일함.

자료 : 통계청, 『경제활동인구월보』 각 호.

여기서도 식(3)을 이용하여 남녀 각각에 있어 실업률의 증가요인이 무엇인지를 밝힐 수 있다. 하지만 남녀 각각의 실업률 추이를 살펴보는 것보다 남녀간의 실업률 추이의 차이를 비교하는 것이 더 의미 있는 일이라 생각한다. 따라서 남자에 해당하는 식(3)에서 여자에 해당하는 식(3)을 뺀 결과를 <표 2-4>에 보고하기로 한다⁵⁾.

아래 표를 보면 '97년과 '98년 사이에 남자의 실업률이 여자의 실업률보다 약 12% 더 증가한 것으로 나타나는데 그 원인을 보면 남자에 있어 비취업자 중 실업자 비중의 증가율이 여자보다 높고, 비취업률의 증가율도 남자가 여자보다 높기 때문이다. 반면에 경제활동인구의 증가율은 남자가 여자보다 높아 사실상 남자의 실업률을 낮추는 역할을 하고 있다.

'98년의 1년간의 남녀별 실업률의 추이를 살펴보면 '3/4분기를 기점으로 남자의 실업 증가율이 여자의 실업률 증가율을 하회하는 특징을 나타내고 있다. '98년 상반기에는 남자의 실업률 증가가 여자의 실업률 증가를 웃돌았는데 그 주된 원인은 남자 실업자의 증가율이 여자 실업자의 증가율보다 높았던 것과 남녀간 경제활동참가율의 차이 때문으로 보인다. 하지만 '98년 하반기에는 여성 실업자의 증가율이 남성 실업자의 증가율을 상회하여 남녀간 실업률 증가에 있어서도 역전되는 현상을 보이고 있다. 동시에 하반기에는 경제활동인구증감의 차이에 의한 남녀간 실업률 차이가 거의 없다는 것이 흥미 있는 발견이라 할 수 있다. 만일 앞으로 '98년 하반기의 추세가 계속된다면 남정보다는 여성실업에 대한 대책이 좀 더 중요해져야 할 것이다.

5) 이러한 방법을 차이의 차이(difference in differences)를 이용한 방법이라 한다.

<표 2-4> 남자와 여자의 실업률 추이 변화의 요인별 분해

	실업률 차이 [(1)+(2)-(3)]	비취업률의 차이(1)	비취업자중 실업자 비중의 차이(2)	경제활동참가 율의 차이 (3)
'98 1/4분기 ~ 1997년	0.08 (100%)	0.04 (50%)	0.11 (138%)	0.07 (88%)
'98년 2/4분기 ~ '98년 1/4분기	0.06 (100%)	0.02 (33%)	0.01 (17%)	-0.03 (50%)
'98년 3/4분기 ~ '98년 2/4분기	0.00	0.01	-0.01	0.00
'98년 4/4분기 ~ '98년 3/4분기	-0.05 (100%)	0.01 (20%)	-0.06 (120%)	0.00 (0%)
'98년 ~ '97년	0.12 (100%)	0.07 (58%)	0.10 (83%)	0.05 (41%)

주: 실업률의 분해는 식(2-3)에 근거하며 모든 차이는 남자-여자의 로그 차이를 나타냄.

'98년 3/4분기 ~ '98년 2/4분기에 대하여는 실업률의 차이가 0인 관계로 % 표시를 하지 않았음.

3. 농가 / 비농가 현황

IMF 구제금융이후 나타난 현상 중 하나는 귀농인구의 증가라 할 수 있다. 기업의 연쇄적 부도와 고용축소로 인하여 일자리를 잃은 노동자들은 자의적 혹은 타의적으로 농촌으로 이동하였으며 이는 비정규부문(informal sector)의 증가를 가져왔다. 농가부문은 전통적으로 무급가족종사자⁶⁾의 비중이 높는데 이러한 특성 때문에 도시실업자가 농촌으로 이동하면서 실업자로 남기보다는 취업자로 분류되

6) 무급가족종사자는 자기에게 직접수입이 오지 않더라도 자기가구에서 경영하는 농장이나 사업체의 수입을 높이는 데 도운 자로 주 18시간 이상을 노동한 경우 취업자로 분류된다.

는 경향이 있다. 이러한 경향으로 인하여 농촌의 실업률은 상대적으로 증가폭이 높지 않게 나타난다. 아래 <표 2-5>는 농가부문과 비농가부문의 노동시장동향을 나타내고 있다.

아래 표에 나타난 노동시장현황을 보면 농가부문과 비농가부문 사이에 현저한 차이가 있다는 것을 알 수 있다. 우선 경제활동인구를 보면 비농부문에서는 1998년 1/4분기부터 감소하여 계속해서 1997년 수준으로 회복되지 못하고 있고 '98년 전체 경제활동참가율이 '97년 수준에 미치지 못하는 것으로 나타나는 반면 농가부문에서는 1998년 1/4분기에는 감소하였으나 2/4분기, 3/4분기에는 '97년 수준을 넘고 있어 '98년 전체 경제활동참가율은 '97년 수준보다 높은 것으로 나타나고 있다.

취업자를 보면 농가/비농가의 차이가 분명히 나타나는데 비농부문에서는 '98년 이후 취업자의 절대적 수가 감소하는데 농가부문에서는 2/4분기와 3/4분기에는 취업자의 수가 '97년 수준을 넘고 있다. 이는 농가부문에 있어서 실제적 취업자의 인구가 증가하기보다는 무급가족종사자의 증가에 기인한 것으로 추측된다.⁷⁾

실업률과 비취업률의 증가폭도 농가부문보다는 비농가부문에서 더욱 크게 나타난다. 특히 아래의 <그림 2-2>에서 볼 수 있듯이 '98년 동안 두 부문간의 실업률 증가추이는 정 반대의 양상을 나타내고 있는데 이러한 현상은 두 부문의 노동시장이 상호보완적인 관계에 있다는 것을 보여주고 있다. 비농가부문의 실업률은 '98년 3/4분기를 기점으로 하락하는 추이를 보이는데 비해 농가부문의 실업률은 '98년 1/4분기에 급격히 상승하다가 그 후 하락하고 4/4분기에

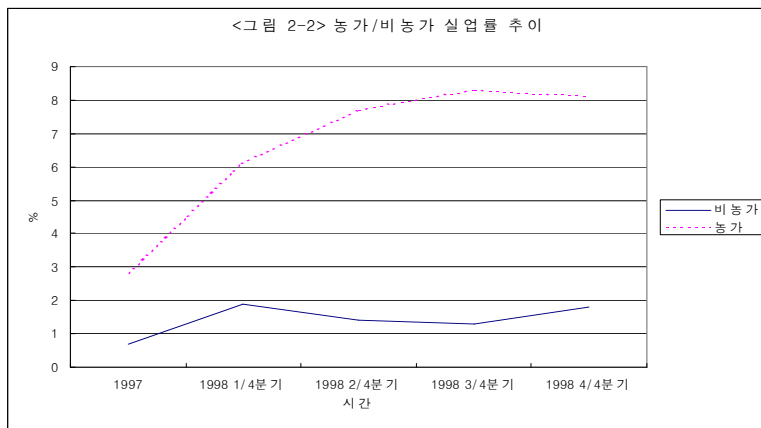
7) IMF체제 이후 취업자 중 무급가족종사자의 증가는 현저하게 나타나고 있는데 예를 들면 1997년 8월과 1998년 8월을 비교할 때 자영업자는 1.8%, 임금근로자는 9.3% 감소하고, 무급가족종사자는 오히려 8.3% 증가하고 있다.

다시 증가하는 현상을 보이고 있다. 농가부문의 실업률이 '98년 말부터 증가하는 현상은 비농부문에서 농가부문으로 이동하는 실업자를 흡수할 수 있었던 능력이 점차 떨어지고 있는 것으로 판단된다.

<표 2-5> 농가/비농가 노동시장활동 지표 (단위 : 천명)

	1997		1998									
	전체		1/4분기		2/4분기		3/4분기		4/4분기		전체	
	농가	비농	농가	비농	농가	비농	농가	비농	농가	비농	농가	비농
15세 이상 인구	3,537	31,200	3,620	31,450	3,615	31,573	3,503	31,799	3,460	31,949	3,550	31,693
경제활동인구	2,581	19,024	2,344	18,548	2,867	18,796	2,788	18,783	2,505	18,927	2,626	18,764
비경제활동인구	956	12,176	1,276	12,902	748	12,776	715	13,016	955	13,022	924	12,920
경제활동참가율	73.0	61.0	64.8	59.0	79.3	59.5	79.6	59.1	72.4	59.2	74.0	59.2
취업자	2,564	18,484	2,300	17,410	2,827	17,351	2,751	17,220	2,461	17,385	2,585	17,342
실업자	17	540	44	1,138	40	1,445	37	1,563	44	1,542	41	1,422
실업률	0.7	2.8	1.9	6.1	1.4	7.7	1.3	8.3	1.8	8.1	1.6	7.6
비취업률*	27.5	40.8	36.5	44.6	21.8	45.0	21.5	45.8	28.9	45.6	27.2	45.3
실업자/비취업자*	1.7	4.2	3.3	8.1	5.1	10.2	4.9	10.7	4.4	10.6	4.2	9.9

주 : 비취업률과 실업자/비취업자의 정의는 <표 2-1>과 동일함.
 자료 : 통계청, 『경제활동인구월보』 각 호.



[그림 2-2] 농가/비농가 실업률 추이

농가와 비농가부문의 실업률 추이의 차이를 분해한 결과는 <표 2-6>에 나타나 있다(비농-농가).

<표 2-6> 농가비농가부문의 실업률 추이 변화의 요인별 분해

	실업률 차이 [(1)+(2)-(3)]	비취업률의 차이(1)	비취업자중 실업자 비중의 차이(2)	경제활동참가 율의 차이(3)
'98 1/4분기 ~ 1997년	-0.22 (100%)	-0.15 (68%)	0.02 (9%)	0.09 (41%)
'98년 2/4분기 ~ '98년 1/4분기	0.53 (100%)	0.53 (100%)	-0.19 (36%)	-0.19 (36%)
'98년 3/4분기 ~ '98년 2/4분기	0.15 (100%)	0.04 (27%)	0.09 (60%)	-0.02 (13%)
'98년 4/4분기 ~ '98년 3/4분기	-0.34 (100%)	-0.33 (97%)	0.09 (26%)	0.10 (29%)
'98년-'97년	0.16 (100%)	0.12 (75%)	-0.01 (6%)	-0.05 (31%)

주 : 실업률의 분해는 식(2-3)에 근거하며 모든 차이는 비농-농가의 로그 차이를 나타냄.

<표 2-6>을 보면 흥미로운 점을 발견할 수 있다. '97년과 '98년 사이에 비농가부문의 실업증가율이 농가부문의 실업증가율보다 약 16% 높은 것으로 나타나는데 그 원인을 보면 비취업자 중 실업자 비중의 증가율 차이는 거의 영향을 미치지 못하며 비취업률 증가의 차이와 경제활동참가율의 증가차이가 비농가부문의 실업률이 농가부문의 실업률보다 더 높게 하는 이유가 되고 있음을 알 수 있다. 즉 비농부문의 실업률 증가폭이 농가부문의 실업률 증가폭보다 높은 이유는 비농부문의 비경제활동인구가 증가하여 경제활동참가율이 하락하였기 때문으로 판단할 수 있다. 이는 '97년과 '98년 사이에 비농가 부문에서의 실망실업자효과가 크게 나타났음을 시사하고 있다.

'98년 동안 비농부문의 실업증가율이 농가부문의 실업증가율보다

높았던 기간(2/4분기와 3/4분기)과 그 반대였던 기간(1/4분기와 4/4분기)을 비교하여 보면 두 부문간의 경제활동참가율 변화의 차이가 결정적인 역할을 하고 있다는 것을 다시 한번 확인할 수 있다. 전자의 경우에는 비농부문의 경제활동참가율의 증가폭이 농가부문의 경제활동참가율의 증가폭 보다 작게 나타나 비농부문의 실업률 증가를 상대적으로 크게 하며 후자의 경우는 그 반대의 현상이 나타나 비농부문의 실업률 상승을 상대적으로 작게 하고 있다.

이상으로 최근의 노동시장현황에 대하여 살펴보았다. 여기서는 실업의 성별차이, 농가/비농가의 차이에 대해서만 주로 분석하였는데 이외에도 종사상 지위, 정규직/임시직, full-time과 part-time, 산업/직종에 따른 취업 구조의 변화를 알아보는 것도 최근의 노동시장을 이해하는데 도움이 될 것이다. 이하에서는 '97년과 '98년 사이에 나타나는 특징적인 사항에 대해서만 간략히 설명하고자 한다.

우선 전체 취업자 수를 보면 '97년과 '98년 사이에 약 5.3% 감소하였고 이를 종사상 지위로 구분하면 모든 부문에서 취업자의 수가 감소한 반면 무급가족종사자 부문은 오히려 6.7% 증가한 것으로 나타나고 있다. 이러한 현상은 농림어업부문의 취업자 수가 '97년과 '98년 사이에 4.3% 증가한 것과 무관하지 않다.⁸⁾

연령별 취업자를 보면 지난 1년 동안 모든 연령계층에서 감소하는 것으로 나타나는데 특히 청년층의 취업자 수 감소가 두드러지고 있다⁹⁾. '97년과 '98년 사이에 15~19세의 취업자 수는 14.9%, 20~29세의 취업자 수는 14.1% 감소하였고 30~39세의 경우는 1.1%, 40~49세는 0.7%, 50~59세의 경우는 6.4% 감소한 것으로 나타나고 있다. 따라서 앞으로의 실업대책은 청년층의 고용을 증대하는데 좀 더

8) 이와는 대조적으로 광공업 부문의 취업자 수는 '97년과 '98년 사이에 13.3% 감소하였다.

9) 어수봉교수는 이를 비경제활동인구의 증가 때문으로 지적하고 있다.

많은 관심을 두어야 할 것이다.

직업별 취업자의 동향을 살펴보면 지난 1년간 전문직의 경우 1.3%, 농림어업직의 경우 4.2% 증가한 것으로 나타나고 있으나 사무직, 서비스직, 기능직의 경우 각각 6.1%, 2.8%, 12.7% 감소한 것으로 나타나고 있다. 전문직 취업자 수의 증가는 노동시장의 구조조정기간에도 전문기술의 수요는 계속 증가했다는 것을 증명하며 농림어업직의 증가는 앞서 지적한 데로 무급가족종사자의 증가와 관련이 있는 것으로 판단된다.

마지막으로 full-time과 part-time의 취업자 추이를 보면¹⁰⁾ '97년과 '98년 사이에 full-time의 수는 7.7% 감소한데 반하여 part-time의 수는 20.1% 증가한 것으로 나타나고 있다. 또한 평균 취업시간도 1.2% 감소한 것으로 나타나고 있어 취업자들의 총 노동시간도 감소하고 있음을 알 수 있다. 고용구조가 full-time에서 part-time으로 변화하는 것은 한편으로는 작업공유를 통하여 실업을 줄이는 효과와 노동시장이 더 유연화 된다는 측면이 있으나 다른 면으로는 사회보험 적용 및 혜택의 문제, 기업 내 복지혜택의 문제가 있어 근로자간의 소득 뿐 아니라 복지의 불평등을 증가시킬 수 있음에 유의하여야 할 것이다.¹¹⁾

10) 여기서 full-time은 주 36시간이상 근로자, part-time은 주 36시간미만 근로자를 나타냄. full-time과 part-time의 구분은 나라마다 다른데 대부분의 선진국에서는 주 30시간을 기준으로 하고 있다. ILO 조약 175 조에서는 part-time에 대한 정의를 다음과 같이 하고 있다: “파트타임 근로자란 비슷한 일을 하고 있는 정규직 근로자가 정상적으로 일하는 시간보다 적은 시간을 정상적으로 일하는 자를 말한다. (the term part-time worker means an employed person whose normal hours of work are less than those of comparable full-time workers.)”

11) 파트타임의 확산은 장점과 단점을 가지는 것으로 알려져 있는데 장점으로서는 (1) 근로자가 일과 여가, 직업훈련, 가사활동 사이에 균형을

4. 소결

이상으로 최근의 노동시장 동향에 대하여 살펴보았다. '98년 후반부터 실업률은 7.5%대로 안정을 보이고 있어 고 실업시대가 정착화 되는 것이 아닌가 우려된다. 또한 실업률 증가와 더불어 경제활동참가율의 감소현상이 나타나고 있어 장기적 성장률에 악영향을 미칠 가능성이 크며 이는 다시 실업률 증가로 이어질 가능성이 있다. 경제상황이 악화됨에 따라 추가구직자효과와 실망실업자 효과가 동시에 발생하고 있으나 '97년과 '98년 전반을 비교하면 실망실업자 효과가 추가구직자 효과보다 크게 나타나고 있다.

실업률은 여성보다는 남성에게 더 큰 폭으로 증가하고 있고 이는 여성에 있어서 경제활동을 포기하는 사람이 많기 때문으로 판단된다. 하지만 '98년 하반기부터는 남성의 실업률은 감소하는 반면 여성의 실업률이 증가하여 앞으로 여성실업문제에도 더 많은 관심을 가져야 할 것이다. 실업은 농가부문보다는 비농가부문에서 더욱 심각하다. 이는 농가부문이 실업자를 흡수할 수 있는 능력이 더 크기 때문일 수도 있지만 실업자가 무급가족종사자로 전환하기 때문일 가능성이 더 높다. 실업은 청년층, 사무직, 서비스직, 기능직 근로자에게 더 큰 문제가 되며 노동시장의 악화는 full-time 근로자를 줄이고 part-time 근로자를 증가시키는 결과를 초래하고 있다.

이를 수 있다는 점, (2) 근로자의 노동시장 진입이나 퇴출을 용이하게 한다는 점, (3) 기업이 노동시간을 좀 더 유연적으로 사용할 수 있다는 점, (4) 실업의 해결방법으로 사용할 수 있다는 점 등이 지적되며 단점으로는 (1) 임금차별이 존재할 수 있다는 점, (2) 사회복지의 혜택이 제한된다는 점, (3) 기업의 고정비용을 높인다는 점 등이 지적되고 있다. 이에 대한 자세한 논의는 International Labour Review (1997/4)를 참조할 것.

Ⅲ. 실업자의 이동 현황 및 분석

실업자가 어떻게 취업자로 전환하는가, 어떤 종류의 취업자가 되는가, 취업으로 이동하는데 걸리는 기간은 얼마나 걸리는가하는 등의 문제는 실업자의 속성을 파악하고 올바른 실업대책을 세우는데 필수적이다. 이 장에서는 여러 종류의 통계자료를 기초로 실업자의 노동시장이행과정에 대하여 파악하기로 한다. 특히 이 장에서는 실업자의 노동이행 형태를 중점적으로 살펴볼 것이다.

1. 실업자 이행과정의 기존연구

만일 우리가 시간상의 두 점을 비교한다면 실업자의 노동이동은 크게 3가지의 형태로 나타난다. 즉 실업자가 계속 실업자로 남는 경우, 실업자가 취업자로 전환하는 경우, 실업자가 비경제활동인구로 전환하는 경우로 구분할 수 있다. 물론, 이러한 구분이 실업자의 노동이동을 파악하는데 충분한 것은 아니다. 실업자의 유형을 자발적 실업과 비자발적 실업, 혹은 적극적 구직활동을 하는 실업과 소극적 구직활동을 하는 실업으로 좀 더 세분되게 구분할 수 있으며, 취업자의 유형도 정규직과 비정규직, full-time과 part-time으로 또는 직종별, 산업별로도 구분할 수 있을 것이다. 하지만 이러한 구분은 때로는 자료상의 한계 때문에 혹은 구분의 의미가 명확하지 않게 때문에 중요시 취급되지 않는 경우가 종종 있다.¹²⁾ 따라서 여기서는

12) 예를 들면 실업자에서 서비스 업종으로 이동하는 경우와 제조업으로

앞서 말한 세 경우를 기초로 분석을 전개하고 좀 더 세분된 구분이 의미가 있을 경우 추가적으로 언급하기로 하겠다.

우선 서로 다른 종류의 자료를 사용하여 이러한 이행과정을 살펴본 기존 연구의 결과를 살펴보기로 한다. 여기에 사용되는 자료들은 모두 패널자료들로서 실업자의 이동경로를 알 수 있는 자료들이다.

먼저 권혜자(1997)는 대우패널자료(1994, 1995)를 통하여 노동력간의 이행확률을 살펴보았는데 특히 정규직에서 비정규직으로 혹은 비정규직에서 정규직으로 이동하는 확률에 초점을 맞추고 있다. 권혜자(1997)는 추가적으로 실업자의 노동시장이동경로도 살펴보았는데 실업자가 선택할 수 있는 경제활동형태를 정규직, 비정규직, 비임금근로자, 실업자, 비경제활동인구로 구분하여 취업자를 세분화하고 있다.¹³⁾ 또한 이러한 이동형태는 성별, 학력별, 연령별로 세분화되어 분석되고 있다. 여기서는 실업자의 이행확률에 대해서만 언급하기로 한다.

아래 <표 3-1>을 보면 '94년과 '95년 사이에 실업자가 다른 노동력 상태로 이행할 확률은 취업자, 비경제활동인구, 실업자 순서로 높게 나타나고 있다. 하지만 성별로 보면 이러한 패턴은 변하는데 남성 실업자의 경우 실업자가 취업할 확률이 여성실업자 보다 20% 포인트 이상 높은데 반해 여성실업자가 비경제활동인구로 전환할 확률은 남성보다 20% 포인트 이상 높게 나타나고 있다. 따라서 전체 실업자의 경우 실업자가 비경제활동인구로 전환하는 확률이 계속 실업자로 남는 확률보다 높은 이유는 여성의 영향 때문이라고 볼 수 있다.

이동하는 경우의 차이가 어떤 의미를 가지는 지는 명확하지 않다.

13) 이러한 구분에서 정규직은 봉급생활자, 비정규직은 계약, 임시, 일용직 근로자, 비임금근로자는 자영업자, 농림수산업자, 무급가족종사자를 의미한다 (권혜자, 1997).

Ⅲ. 실업자의 이동 현황 및 분석 23

<표 3-1> 대우패널을 이용한 실업자의 이행형태 및 이행확률

(단위 : %)

이행경로		구 분	실업자→실업자	실업자→취업자	실업자→비경제활동인구
전 체			18.45	52.42	29.13
성 별	남자		18.18	65.91	15.91
	여자		18.64	41.38	39.98
학 력 별	중졸		5.88	52.94	41.18
	고졸		15.22	43.48	41.30
	대졸		27.78	61.11	11.11
연 령 별	18세~34세		21.05	55.27	23.68
	35세~49세		23.08	46.15	30.77
	50세 이상		0.00	42.86	57.14

출처 : 권혜자(1997), 『비정규노동자의 실태와 노동운동』, pp.21~27.

주 : 위의 확률들은 조건확률(conditional probabilities)이며 실업자→취업자의 확률은 실업자→정규직, 비정규직, 비임금근로의 확률을 합한 것임.

실업에서 다른 노동력 상태로의 이행확률을 학력별로 보면 대졸인 경우 취업확률이 가장 높게 나타나고 동시에 비경제활동인구로 전환할 확률은 가장 낮게 나타난다. 중졸과 대졸을 비교하면 중졸이 고졸보다 오히려 취업확률이 높고 결과적으로 실업에서 탈출할 확률도 높은 것으로 나타나고 있다. 하지만 취업을 정규직, 비정규직, 비임금근로로 세분화할 경우 중졸의 경우에는 정규직보다는 비정규직과 특히 비임금근로로 이행하는 가능성이 더 높게 나타나고 있어 직업을 질을 고려할 경우 중졸과 고졸의 차이는 일부분 상쇄된다고 볼 수 있다.¹⁴⁾

다음으로 연령별 차이를 보면 18세에서 34세 사이의 실업자가 취업할 확률은 55%, 35세에서 49세 사이의 실업자가 취업할 확률은 46%, 50세 이상의 실업자가 취업할 확률은 43%로 연령이 많아질수록 취업확률이 하락하는 것으로 보인다.¹⁴⁾ 또한, 실업자가 비경제활동인구로 이행하는 확률도 연령이 증가함에 따라 증가하는 현상을 보이고 있다. 이러한 현상들은 우리가 일반적으로 예상하는 결과라 할 수 있다.

마지막으로 전체 실업자의 노동력 이행확률을 취업형태를 구분하여 좀 더 세분하게 살펴보기로 하자. 최근 McCall(1997)은 실업자가 full-time으로 이행할 확률과 part-time으로 이행할 확률을 캐나다의 Survey of Displaced Workers(1986)를 이용하여 분석하였는데 남녀 모두에 있어 part-time보다는 full-time으로 이행할 확률이 높지만 여자가 남자보다 part-time으로 전환할 확률이 더 높다는 것을 밝혀냈다. 권혜자(1997)의 연구에서는 part-time과 full-time의 구분 대신 정규직과 비정규직으로 구분하여 두 연구간 직접적인 비교는 되지 않으나 정규직의 경우 full-time일 확률이, 비정규직의 경우 part-time일 확률이 각각 높다고 가정하면 두 연구 결과의 간접비교는 가능할 것이다. 이를 요약한 것은 <표 3-2>에 제시되고 있다.

14) 자세한 수치는 권혜자(1997)의 『비정규노동자의 실태와 노동운동』을 참조할 것. 정규직이 비정규직보다는 일반적으로 근로조건이 좋다고 할 수 있으나 자영업을 포함한 비임금근로보다도 근로조건이 좋은지는 명확하지 않다. 이러한 의미에서 중졸의 취업형태가 고졸의 취업형태보다 더 나쁘다고 단언할 수는 없을 것이다.

15) 물론 이러한 현상은 연령구간의 설정에 따라 변할 수 있다. 이 부분에 대한 자세한 검토는 다음 장에서 논하기로 한다.

Ⅲ. 실업자의 이동 현황 및 분석 25

<표 3-2> 성별 실업자의 취업형태별 이행형태 및 이행확률 비교

(단위 : %)

		실업자→실업자 혹은 실업자→비경활 인구	실업자→ 정규직	실업자→ 비정규직	실업자→ 비임금근로자
권혜자	남자	34.09	45.45	9.09	11.36
	여자	57.62	27.12	13.56	1.69
McCall	남자	37.00	54.00	9.00	-
	여자	47.00	35.00	18.00	-

출처 : 권혜자(1997), 『비정규노동자의 실태와 노동운동』, pp.21 ~ 27.

McCall(1997), "The Determinants of Full-Time vs. Part-Time Reemployment following Job Displacement", 15(4), Journal of Labor Economics, pp.714 ~ 734.

주 : 두 연구의 비교를 위해서 실업자→실업자와 실업자→비경활인구를 합한 것임.

위의 표를 보면 우선 실업자에서 비취업자(non-employment)로 갈 확률이 한국이나 캐나다 모두 여성이 남성보다 높게 나타나는 공통점을 보이나 남성의 경우는 한국이 캐나다보다 취업률이 높고 여성의 경우는 캐나다가 한국보다 취업률이 더 높은 곳으로 나타나고 있어 우리 나라 여성이 상대적으로 노동력 상실 가능성이 더 높게 나타나고 있다.

앞서 지적한대로 정규직과 비정규직, full-time과 part-time을 비교하는데는 한계가 있으나 정규직을 full-time, 비정규직을 part-time 이라고 가정하면 비임금근로자가 full-time일 경우와 part-time 일 경우의 두 가지의 시나리오를 생각해 볼 수 있다. 우선 비임금근로자가 full-time이라고 가정하면 한국의 남성실업자가 캐나다의 남성실업자보다 full-time으로 이행할 확률이 높으나 한국의 여성실업자는

캐나다의 여성실업자보다 그 확률이 더 낮게 나타난다. 만일 비임금 근로자가 part-time이라고 가정하면 한국의 실업자는 남성, 여성 모두에 있어 캐나다의 실업자보다 full-time으로 이행할 확률이 낮게 나타나고 있다. 어떠한 경우에도 한국의 여성실업자는 캐나다의 여성실업자보다 full-time으로 이행할 확률이 낮게 나타나는데 이는 앞으로 우리 나라의 실업정책이 좀 더 여성실업에 대하여 관심을 가질 필요성이 있음을 의미한다.

여성실업문제의 중요성과 여성실업의 구조와 행태에 대하여 초점을 맞춘 최근의 연구로는 김장호(1998)가 있다. 김장호(1998)는 경제활동인구조사자료를 이용하여 월별 이행확률을 계산하였는데 이 연구의 결과는 권혜자(1997)의 결과와 약간의 차이를 나타내고 있다. 즉, 여성이 남성보다 비경제활동인구로 전환할 확률이 높다는 점에서는 두 연구가 같으나 여성이 남성보다 오히려 취업자로 이행할 확률이 약간 높게 나타난다는 점에서 두 연구가 차이를 보이고 있다. 이러한 차이는 대우패널자료와 경제활동인구조사자료의 구성, 샘플 상의 차이와 권혜자(1997)의 연구는 1년 사이의 노동력상태를 비교한 것인데 반하여 김장호(1998)의 연구는 1개월 사이의 노동력을 비교하여 이를 월간 평균한 것이기 때문으로 판단된다.¹⁶⁾

16) 김장호(1998)는 경제활동인구조사(1993, 1995, 1997)를 이용하여 실업자의 이행과정을 분석하였는데 자료의 크기에 있어서는 권혜자(1997)보다 우위에 있으나 자료의 한계로 인하여 취업자에 대한 세부적인 구분을 하지 못했다.

Ⅲ. 실업자의 이동 현황 및 분석 27

<표 3-3> 경활인구조사를 이용한 실업자의 이행형태 및 이행확률

(단위 : %)

이행경로 \ 구 분		실업자→실업자	실업자→취업자	실업자→비경활인구
전 체	1993	71.93	23.05	5.02
	1995	67.15	26.81	6.03
	1997	64.19	27.61	8.21
남 자	1993	73.60	22.48	3.92
	1995	69.00	26.45	4.55
	1997	66.96	26.80	6.24
여 자	1993	66.53	26.26	7.20
	1995	63.48	28.53	8.98
	1997	59.58	28.94	11.49

출처 : 김장호(1998), 여성실업의 구조와 행태, 한국노동연구원, p.25.

주 : 위의 자료는 원 표에서 실업자의 이행확률만을 추출한 것이며 또한 이들은 월 평균확률을 나타냄.

김장호(1998)는 실업자의 이행 뿐 아니라 모든 노동력간의 이동을 살펴보았는데, 여성의 기대취업기간이 남성보다 짧고, 취업자에서 실업자로 이행할 확률은 여성보다 남성이 높으나 취업자에서 비경제활동인구로 이행할 확률은 남성보다 여성이 높다는 것, 실망실업자효과 역시 남성보다 여성이 높다는 것 등을 구체적 수치를 통하여 보여주고 있다.

마지막으로 IMF체제 이후인 1998년도 실업자의 노동시장이행확률을 살펴보자. 신동균(1998)은 경제활동인구월보를 이용하여 1998년 1월부터 7월까지의 월별 노동력이동상태를 분석하였는데 특히 실업자의 탈출률, 실업기간, 성별·학력별 분포 등을 계산하였다. 여기서는 우선 이 장에 관계되는 실업자의 탈출률에 대해서만 소개하

기로 한다. 신동균(1988)은 실업으로부터의 탈출률이 전반적으로 높은 것으로 평가하는데 실업에서 취업자로 혹은 실업에서 비경활인구로 탈출할 확률이 월 평균 약 25.5%임을 밝히고 있다. 이러한 수치는 상당히 높다고 평가할 수 있으나 김장호(1998)가 1997년 자료를 사용하였을 때보다는 낮은 수치이다. 즉, IMF 이전인 1997년에는 탈출률이 35.8%이었으나 IMF 이후에는 25.5%로 하락한 것이다. 다시 말하면 IMF 이전에는 평균실업기간이 2.8개월에서 IMF 이후에는 3.9개월로 실업기간이 약 1개월 정도 늘어난 것으로 볼 수 있다. 또한 실업탈출률은 시간이 지남에 따라 감소하는 경향을 보이고 있는데 이는 우리 나라 실업자의 기간중속성¹⁷⁾을 간접적으로 증명하고 있다.¹⁸⁾

실업에서 취업으로의 평균탈출률은 약 17%를 보이고 있는데 이는 김장호(1998)가 1997년을 대상으로 계산한 27.6%와 대조되는 수치이다. 여기서도 마찬가지로 IMF 이후 실업자의 탈출률은 하락하고 따라서 평균실업기간을 증가하고 있다는 것을 알 수 있다. 실업에서 취업으로의 탈출률은 단조 감소하는 추세는 보이고 있지 않지만 실직 후 6, 7개월 후에는 탈출률이 현저히 하락하는 현상을 나타내고 있다.

신동균(1998)이 월별로 산출한 탈출률을 근거로 1998년 1월에 실직한 사람이 1998년 7월에는 어떻게 변했는지를 계산하면 아래 <표 3-4>와 같다.

17) 기간중속성에 대한 자세한 설명은 다음 장으로 미루기로 하고 여기서는 간략히 기간중속성이란 실업기간이 길어지면 질수록 실업으로부터 탈출할 확률이 낮아지는 현상임을 밝혀 둔다.

18) 좀 더 정확한 판단을 위해서는 개인의 비관찰적(unobserved heterogeneity) 속성을 고려하여야 함.

Ⅲ. 실업자의 이동 현황 및 분석 29

<표 3-4> '98. 1. ~ 7월간 실업자의 이행형태 및 이행확률

(단위 : %)

이행경로 구분	실업자→실업자	실업자→취업자	실업자→비경활인구
전체	17.22	55.50	27.27

출처 : 신동균(1998), 「최근의 실업구조분석」, 『고실업시대의 실업대책』, 한국노동연구원

주 : 위의 수치는 원 자료에 나타나는 월 수치의 누적치 임.

불행하게도 신동균(1998)은 실업자의 탈출률을 남녀로 구분하지 않아 성별 탈출률 현황은 알 수 없지만 <표 3-4>에 나타난 수치는 대우패널을 이용하여 얻어진 <표 3-1>의 수치와 매우 근접해 있음을 알 수 있다. 따라서 단기적으로 보면 IMF 이전과 이후에 노동력의 이행확률에 상당한 차이가 있지만 장기적으로 보면 큰 차이가 나타나지 않는 것으로 판단된다. 이러한 결과를 1998년에 시행된 공공근로 등의 실업대책이 효과가 있었던 것으로 해석할 수도 있으나 고용보험의 확대로 실업탈출률을 더 낮추었을 가능성도 있다. 따라서 실업정책의 성공여부에 대해서는 앞으로 좀 더 연구가 되어야 할 것이다.

IMF체제 이후인 1998년의 자료를 이용하여 실업문제를 다룬 또 다른 연구로는 남성일·이화영(1998)이 있다. 남성일·이화영(1998)은 신동균(1998)과 같이 경제활동인구조사를 기초로 실업자의 실업기간, 탈출률 등을 분석하였는데 분석기간은 '98년 1월부터 5월로 신동균(1998)이 다룬 기간보다는 짧으나 실업자의 인적속성, 실업급여수급여부 등을 실업기간, 탈출률 분석에서 통제하고 있는 점이 특징이다. 또한, 남성일·이화영(1998)은 1998년과 1997년을 비교하여 IMF 체제가 우리 나라의 실업에 어떤 영향을 미쳤는지를 간접적으로 확인하고 있다.

남성일·이화영(1998)이 계산한 실업자의 노동력 이행확률은 아래의 <표 3-5>와 같다. '98년 1월에 실직한 사람이 4개월 후인 5월 현재 취업할 확률은 53.8%로 '97년 동기간보다는 약 3% 포인트 낮은 것으로 나타나고 있다. 또한, 실업자가 계속 실업자로 남아 있을 확률은 '98년에 들어 약 5% 포인트 증가한 것으로 나타나고 있다. 하지만 실업에서 비경제활동인구로 이행할 확률은 '98년이 '97년보다 낮게 나타나는데 남성일·이화영(1998)은 이를 “실망실업자의 비중이 외환위기 이전에 비하여 일반통념과 달리 오히려 줄었다”고 해석하고 있다. 하지만 실업자가 비경제활동인구로 전환하는 경우는 실망실업효과 뿐 아니라 자발적일 경우도 포함하므로 <표 3-5>의 수치를 실망실업효과가 '98년에 오히려 크지 않다고 단언할 수는 없다. 김장호(1998)는 실망실업효과를 실업자가 비경제활동인구로 이행한 확률에서 취업자가 비경제활동인구로 전환한 확률을 빼서 계산하고 있는데 이러한 방법이 단순히 실업자가 비경제활동인구로 전환한 확률에만 의존하는 것보다 좀 더 정확한 방법이라 할 수 있다.

남성일·이화영(1998) 역시 신동균(1998)과 마찬가지로 실업자의 이행확률을 남녀로 구분하지 않고 있다. 따라서 이들의 연구들 통해서도 IMF 이전과 이후의 성별 실업이행확률이 어떻게 변했는지를 아는 것은 불가능하다. 다만 '97년과 '98년의 실업기간의 분포를 비교해 볼 때 '98년에 들어 남자의 장기실업비중이 여성보다 상대적으로 더 증가하고 있다는 것을 밝히고 있다. 앞으로 IMF 이후 실업자의 이행확률을 좀 더 세부적으로 분석하는 연구가 필요할 것이다.

Ⅲ. 실업자의 이동 현황 및 분석 31

<표 3-5> 실업자의 이행형태 및 이행확률, 97년과 '98년의 비교

(단위 : %)

이행경로		구분	실업자→실업자	실업자→취업자	실업자→비경활인구
전체	1997. 1~5월		15.8	58.5	25.7
	1998, 1~5월		21.3	53.8	24.7

출처 : 남성일·이화영(1998), “외환위기 이후 우리나라 실업의 특성분석”, 한국노동경제학회 동계학술세미나 발표논문.

주 : 위의 수치는 원 자료에 나타나는 월 수치의 누적치 임.

2. 실업자 이행과정의 결정요인

2.1 실업자의 속성별 이행확률

지금까지 실업자의 노동시장이행확률에 대하여 기존연구의 결과를 살펴보고 IMF 이전과 이후에 어떠한 변화를 겪었는지에 대해서도 알아보았다. 여기서는 위의 기존연구에서 다루어지지 않은 자료를 가지고 실업자의 노동시장이행확률에 대하여 좀 더 구체적으로 분석하고자 한다. 위의 연구를 통하여 실업자가 시간이 지남에 따라 평균적으로 어떠한 노동력 상태로 이전하는가는 알 수 있지만 어떠한 사람들이 어떠한 노동력 상태로 이전하는가 하는 것은 나타나고 있지 않다. 따라서 여기서는 실업자의 속성에 따른 노동시장 이행상태를 분석하고자 한다.

이 장에서 사용할 자료는 한국노동연구원 산하 고용보험센터에서 수집한 노동시장 이동과정 실태조사자료로서 고용보험에 등록된 30

인 이상 사업장에서 1996년 8월에서 10월 사이에 이직한 사람에 대하여 1997년 5월에 3,020명을 무작위 추출하여 이들의 노동시장경험과 재취업여부를 조사한 자료이다. 따라서 이 자료는 미국이나 캐나다에 존재하는 Survey of Displaced Workers의 성격을 갖는다.

1996년 8월에서 10월 사이에 이직한 3,020명의 1997년 5월 현재 노동력 상태를 보면 <표 3-6>과 같다.

우선 전체 실업자 중 약 33%가 실직 7~9개월 후에도 실업자로 남아 있는 것으로 나타나는데 이는 기존의 연구결과보다 높은 비중이다. 이러한 이유는 실직자가 30인 이상의 사업장에서 실직한 사람이고, 자발적 이직이 전체 실직자의 55%를 차지하고 있으며¹⁹⁾, 실직 후 실업급여를 수급한 사람들의 비중도 31%에 달하고 있어 이들의 직장 탐색기간이 상대적으로 높기 때문으로 판단된다.²⁰⁾

실업자에서 취업자로 이행할 확률은 47.2%로 나타나는데 이중 약 8% 포인트만이 자영업자로 전환하고 있다. 거시적 차원에서 자영업자의 증가는 이들이 중소기업의 창업을 통하여 고용창출의 잠재성과 경제성장에 큰 영향을 미친다는 점에서 중요하다.

19) 이러한 경향은 1998년에 들어서면서 반전되는데 비자발적 실업자의 비중이 전체 실업자의 84%를 차지하는 것으로 나타나고 있다 (어수봉, 1998).

20) 실직자들의 속성에 대한 기본 통계량은 <부록 표 1>에 수록되어 있음.

Ⅲ. 실업자의 이동 현황 및 분석 33

<표 3-6> 실업자 속성별 이행확률 (단위 : %)

	임금근로자	실업자	자영업자	비경활인구
전 체	39.07	32.93	8.13	19.87
여 자	37.57	26.69	5.39	30.35
남 자	40.02	36.89	9.86	13.23
미 혼	48.79	23.71	5.75	21.75
기 혼	34.47	37.24	9.27	19.02
15~29세	45.28	21.15	6.85	25.71
30~54세	36.93	37.89	10.16	15.03
55세이상	30.23	46.05	3.39	20.34
고졸이하	38.15	33.45	8.00	20.40
전문·대졸이상	42.91	30.76	8.66	17.68
생 산 직	39.04	33.56	7.75	19.65
전 문 직	36.63	39.76	8.43	15.18
사무·서비스직	40.37	28.22	8.71	22.70
실업급여수급	29.39	55.63	4.73	10.25
실업급여비수급	43.52	22.49	9.69	24.30
자발적 실업	42.56	22.04	10.14	25.26
비자발적 실업	33.72	49.64	5.04	11.60

주 : 취업종사상의 지위, 학력, 직종 등에 대하여 응답하지 않은 자와 응답결과에 이상이 있는 자를 제외한 2,818을 최종분석에 사용하였음.
직종은 이직전 직장의 직종임.

자영업은 또한 실업대책으로서 많은 선진국들의 정부에서 장려하여 왔고 현재에도 장려되고 있다. 실직자에 대한 창업보조금 지급 등의 정책은 미국, 영국, 프랑스 등에서 일찍부터 실시하여 왔고 (Bendick and Egan 1987) 우리 나라에서도 최근 실직자가 창업할 수 있도록 돕는 실직자 대부 사업과 중소기업 혹은 벤처기업창업을 위해 보조금을 지급하는 정책을 사용하고 있다. 이러한 정책은 앞으로 실업문제가 더 중요해지는 시기에 더욱 큰 비중을 가지게 될 것이다.

Evans and Leighton (1989)과 Bogenhold and Staber (1991)는 임금근로자가 자영업자가 되는 확률보다 실업자가 자영업자가 되는 확률이 더 높으며 따라서 자영업과 실업사이에는 정의 관계가 있음을 밝히고 있으나 Taylor (1996)는 그 반대의 경우 즉 임금근로자가 자영업자가 되는 확률이 더 높음을 밝히고 있다. 앞으로 이 부분에 대한 연구도 우리 나라에서 필요할 것이다.

실업자에서 비경제활동인구로 이행할 확률은 오히려 기존 연구결과보다 낮게 나타나는데 이는 앞서 설명한대로 이 자료에 나타나는 실업자들은 노동시장에 더 강한 귀착력을 갖고 있기 때문으로 사료된다.

실업자의 이행확률을 속성별로 보면 먼저 남자가 비경제활동인구로 빠져나갈 확률은 13%로 여자의 30%보다 월등히 낮으며 이것은 기존 연구와 일관된 결과라 할 수 있다. 실업자로 남을 확률은 남성이 여성보다 높고 취업자로 이행할 확률 역시 남성이 여성보다 높은 것으로 나타나 권혜자(1997)와 유사한 패턴을 보이고 있다. 남성은 여성과 비교할 때 임금근로자와 자영업자 모두에서 높은 이행확률을 보이고 있다.

결혼한 실업자는 미혼인 실업자보다 실업상태로 남을 확률이 높고 비경제활동인구로 이행할 확률은 낮게 나타나는데 이는 부양가족에 대한 책임 때문인 것으로 추측된다. 결혼한 사람은 한편으로는 자녀 양육 때문에 비경제활동인구로 전환할 확률이 높을 것이지만 다른 측면으로 보면 부양가족에 대한 책임 때문에 노동시장에 대한 귀착력이 더 높을 수 있다.²¹⁾ 위의 결과는 이러한 두 효과가 서로 상쇄되어 나타난 결과라 할 수 있다. 미혼의 경우 임금근로자로서의

21) 이러한 해석은 실망실업자효과와 부가구직자효과의 구분과 유사하다 할 수 있다.

취업이 기혼보다 높지만 자영업자로 이행할 확률은 그 반대인 것은 흥미 있는 발견이라 할 수 있다.

자영업자가 금융제약(liquidity constraints)을 받고 있다는 것은 여러 연구에서 나타나고 있는데 Evans and Jovanovic (1989)은 집안에 자산(family assets)이 많을수록 자영업으로 전환할 확률이 높다는 것을 밝히고 있다. 이와 비슷한 맥락에서 Blanchflower and Oswald (1998)는 유산이 많은 사람이 자영업자가 될 확률이 높음을 보이고 있다.²²⁾ 기혼이 미혼보다 가족의 재산이 더 많다고 볼 때 기혼이 미혼보다 자영업자로 이행할 확률이 높다는 결과는 간접적으로 자영업자의 금융제약을 확인하고 있다.

연령이 실업자의 이행확률에 미치는 영향을 살펴보면 권혜자 (1997)의 연구와 약간의 차이를 보이지만 연령이 증가할수록 취업률이 단조적으로 하락하고 있다는 점에서는 공통점을 가지고 있다. 특히 실업자가 임금근로자가 될 확률은 연령과 반비례하고 있음을 다시 한번 확인하고 있다. 이러한 결과는 우리 나라에서 연령이 증가할수록 재취업의 기회가 감소한다는 즉 노동시장의 진입이 유연하지 않다는 기존의 생각이 옳다는 것을 증명하는 것이라 할 수 있다. 실업에서 비경제활동인구로의 진입은 장년층보다 청년층에서 더 높게 나타나는데 이는 진학, 혹은 실망실업 때문이 아닌가 생각된다. 자영업은 중년층에서 가장 활발하게 이루어지는 것으로 나타나고 있다.

전문대 이상의 학력을 가진 실업자와 고등학교 이하의 학력을 가진 실업자를 비교할 때 전자가 후자보다 실업에서 탈출할 확률이 높으며, 비경제활동인구로 이행할 확률이 낮다는 것을 알 수 있다.

22) 자영업자의 금융제약에 대한 연구로는 이외에도 Holtz-Eakin, Joulfaian and Rosen (1994), Bernhardt (1994) 등이 있으며 이들의 연구 역시 자영업자의 금융제약을 확인하고 있다.

특히, 학력이 높을수록 임금근로자나 자영업자가 될 확률이 높은 것으로 나타나고 있다.

직종을 비교하여 보면 전문직, 생산직, 사무직 순으로 실업상태로 계속 남아 있을 확률이 높은 것으로 나타나고 있다. 전문직 실업자는 임금근로자로 이행할 확률이 이 그룹에서 가장 낮게 나타나는데 반해 자영업으로 이행할 확률은 중간으로 나타나고 있다. 반면에 전문직은 비경제활동인구로 이행할 확률이 가장 낮게 나타나 노동시장에의 귀착력이 가장 높은 것으로 나타난다. 전문직 실업자가 상대적으로 취업으로의 이행확률이 낮게 나타나는 이 결과는 현재로는 기존의 연구와 비교하는 것이 불가능하기 때문에 앞으로 이 부문에 대한 연구가 좀 더 있어야 할 것이라 생각한다. 다만, 이러한 결과가 사실이라면 앞으로 전문직 실업자에 대한 취업기회를 확장하여야 할 것이며 특히 이들이 자영업으로 전환할 수 있는 제도적 장치를 마련하고 이러한 장치를 계속 보완해 나가야 할 것이다.

<표 3-6>에 나타난 재미있는 결과는 실업급여 수급이 실업자의 이행확률에 미치는 영향이다. 실업급여가 실업기간을 증가시킬 수 있다는 것을 경험적으로 밝힌 연구는 최근에 박성준(1998), 류기철(1998) 등이 있다.²³⁾ 위 표에서도 이러한 결론은 입증되는 것처럼 보인다. 즉, 실업급여를 받은 사람은 그렇지 않은 사람보다 실업상태로 남아 있을 확률이 두 배 이상이 되며 취업확률도 현저히 떨어지고 있다. 반면에 비경제활동인구로 전환할 확률은 전자가 후자보다 낮는데 이는 실업급여를 받기 위해서는 적극적으로 구직활동을

23) 박성준(1998)도 이 연구에서 사용한 자료를 통하여 실업급여가 실업기간을 늘린다는 결론을 내리고 있는데 직접적으로 이를 검증하지는 못하고 있다. 즉 박성준(1998)은 실업급여가 의증임금을 증가시키고 의증임금의 증가는 탈출률을 감소시킨다는 결과를 가지고 실업급여가 실업기간을 증가시킨다고 결론 내리고 있다.

해야하기 때문으로 판단된다. 과연 실업급여의 수급이 다른 요인들을 통제된 후에도 실업으로부터의 탈출률을 낮추는가에 대해서는 이후 분석으로 미루기로 한다.

마지막으로 자발적 실업자가 비자발적 실업자보다 직업이 있는 상태에서의 구직활동(on the job search)의 가능성이 높다는 것을 감안할 때 취업률이 높게 나타나는 것은 예상할 수 있는 결과이며, 자발적 실업이 공급자의 결정에 의한 것이라고 볼 때 비경제활동인구로 이행할 확률이 더 높게 나타나는 위의 결과도 예상과 크게 다르지 않다.

2.2 실업자의 지역별 이행확률

실업대책이 보다 효과적이고 구체적으로 세워지기 위해서는 지역 노동시장의 특성을 아는 것이 필요하다. 만일 우리나라의 노동시장이 지역적으로 동질적(homogeneous)이라면 또한 지역간의 분단현상이 약하다면 지역을 구분하는 것이 실업대책에 큰 의미를 가지지 않을 수도 있으나 만일 지역간 노동시장이 이질적(heterogeneous)이라면 따라서 지역간 노동력이동이 적다면 실업대책도 이러한 특성을 반영하여야 할 것이다.

우리나라 노동시장이 어느 정도 분단되어 있는가 하는 것에 대해서는 아직 충분히 알려져 있지 않으나 서울지역에의 산업 및 인구의 편중, 지역간 소득격차, 영남과 호남간의 갈등 등을 미루어 지역노동시장간의 이동은 활발하지 않을 것이라고 추측할 수 있다.

최근 통계청에서는 인구이동특별조사(1997)를 실시하였는데 그 결과를 보면 지난 5년간 이동을 한 인구는 전체의 71.6%로 발표하고 있다. 하지만 이들 이동인구를 이동거리별로 보면 전체이동인구의

77.2%는 시군 내의 이동이며 나머지 22.8%만이 시군 간 이동으로 나타나 이동인구의 대부분이 지역노동시장의 경계를 벗어나지 않는 것으로 볼 수 있다. 즉, 경기도에서 실직한 사람이 설령 부산에 취업 기회가 있더라도 그 쪽으로 이동할 확률은 약 23%에 불과하다고 할 수 있다.²⁴⁾ 이러한 점을 감안하면 지역노동시장의 특성을 파악하고 이를 고려한 실업대책을 마련하는 것은 매우 중요한 일이다.²⁵⁾

다음 표는 실직자의 노동력 이행과정을 지역별로 살펴본 것이다.

<표 3-7> 실업자의 지역별 이행과정 (단위 : %)

	임금근로자	실업자	자영업자	비경활인구
전 체	39.07	32.93	8.13	19.87
서 울	45.55	28.08	7.88	18.49
인천·경기	44.93	30.85	7.85	16.37
강 원	34.09	31.82	9.09	25.00
대구·경북	33.33	45.11	6.90	14.66
부산·경남·제주	35.60	32.46	7.33	24.61
광주·전라	34.60	36.49	8.06	20.85
대전·충청	29.78	31.97	11.91	26.33

주 : 총 2,818을 분석에 사용하였음.

지역구분은 이직전의 지역에 따른 것임.

24) 노동이동은 취업자와 실업자 사이에 다르게 나타난다고 할 때 이러한 결론은 너무 강하다. 추후 이 부분에 대한 자료가 구축되면 좀 더 면밀한 연구가 필요할 것이다.

25) 물론 지역간의 노동이동을 원활히 하는 제도적 장치도 중요할 것이다. 고용보험에서는 지역을 달리하여 구직활동을 할 경우 이를 보조하는 광역구직활동비, 이주비 등을 지급하고 있다 (김진수·유길상, 1997). 하지만 이 제도는 아직 활성화되지 못하여 1997년 동안 이용 실적이 단 한 번도 없는 것으로 나타나고 있다 (노동연구원 고용보험 센터, 1998).

전체 실업자를 기준으로 볼 때 실업자가 취업자로 이행할 확률이 평균보다 높은 지역은 서울과 인천·경기지역 두 곳만으로 나타나고 나머지 지역은 평균보다 낮은 이행확률을 보이고 있어 수도권 지역과 비수도권간의 노동시장의 이질성을 분명히 보이고 있다. 또한 이러한 경향은 실업자가 계속 실업상태로 남아 있을 확률에서도 나타나고 있다.

실업자가 취업으로 이행할 확률을 임금근로자와 자영업자로 구분하면 수도권에서는 임금근로자로 이행할 확률이 상대적으로 높은 반면에 비수도권에서는 자영업으로 이행할 확률이 상대적으로 높은 특징을 가지고 있다. 현재 한국의 상황을 볼 때 이러한 현상은 지방이 창업을 하기에 더 적합한 환경을 가졌기 때문으로 해석하기는 힘들며 이 보다는 지방에 농림, 수산업의 비중이 크므로 이러한 2차 부문으로 실직자들이 많이 흡수되고 있다고 해석하는 것이 더 타당할 것 같다.²⁶⁾

실업자가 비경제활동인구로 이행할 확률은 서울, 인천·경기, 대구·경북이 전체 평균보다 낮으며 나머지 지역은 더 높게 나타나고 있다. 실업에서 비경제활동인구로 빠져나갈 확률이 높다는 것은 장기적으로 지역내의 노동력이 감소할 수 있다는 것을 의미하며 성장률에도 악 영향을 미칠 수 있음을 뜻한다. 특히, 강원과 대전·충청 지역은 높은 비경제활동인구율을 보이고 있는데 이로 인해 실업률이 상대적으로 낮게 나타나는 것은 결코 바람직한 현상으로 받아들여져서는 안될 것이다.

이상의 내용을 간략히 정리하면, 수도권(서울, 인천, 경기)과 비수도권간에 노동시장 구조가 다르다는 것을 알 수 있으며 특히, 수도

26) 사실 이들 지역의 취업자 중 농림, 수산업 종사자의 비중은 약 30%에 달하고 있다.

권의 취업은 상대적으로 임금근로자를 통하여 이루어지는데 반해 비수도권의 취업은 상대적으로 자영업자로 이행하면서 나타난다는 것을 알 수 있다. 이러한 현상은 비수도권의 취업구조가 비정규적 혹은 이차적 취업일 수 있음을 의미한다. 비수도권의 실업은 예상 밖으로 낮게 나타날 수 있는데 이는 이들 지역의 실업자가 비경제활동인구로 이행할 확률이 상대적으로 높기 때문이다. 이러한 현상은 장기적으로 이들 지역의 성장률을 저해하는 요인이 될 수 있다는 점에서 노동시장인프라 구축을 위한 고용정책이 좀 더 비중 있게 실행되어야 할 것이다.

2.3 실업자의 이행확률의 결정요인

지금까지는 실업자의 평균적 이행확률에 대하여 알아보았다. 즉, 실업자 개인의 연령, 학력, 직업 등의 속성을 고려하지 않고 평균적인 실업자가 취업자로 이행할 확률, 비경제활동인구로 이행할 확률 등을 살펴보았다. 이제 개인, 직업의 속성을 통제한 후에 이행확률은 어떻게 변하는지 그리고 어떠한 요인들이 이행확률에 영향을 미치는 지를 살펴보기로 한다.

우리가 살펴볼 실업자는 크게 4가지의 선택권을 가지고 있다. 즉, 실업자로 계속 남아있는 것, 임금근로자가 되는 것, 자영업자가 되는 것, 경제활동을 포기하는 것이다. 이러한 선택은 사실은 개인의 결정에 의한 것만은 아니며 기업의 선택도 동시에 작용하는 것이다. 다시 말하면 개인의 의지와 기업의 의지가 일치할 경우에만 앞의 4가지 노동력 상태가 결정된다고 말할 수 있다. 하지만 여기서 분석할 모형은 구조적 모형(structural model)이 아니라 축약형 모형(reduced model)을 사용할 것이다.²⁷⁾

축약형 모형 아래서는 추정된 계수가 개인과 기업의 상호작용에 의하여 결정되는 것으로 해석된다. 예를 들면 여자일수록 취업률이 낮게 나타났다고 하자. 이 경우 여자들이 취업에 대한 의지가 약해서 일 수도 있지만 기업에서 여성의 고용을 기피해서 일수도 있다. 즉, 여성의 취업률이 낮게 나타나는 것은 이 두 가지 효과가 복합적으로 작용한 결과라고 해석되는 것이다. 개인의 효과와 기업의 효과는 서로 같은 방향으로 작용할 수도 있고, 역방향으로 작용할 수도 있다. 축약형 모형 아래서는 이러한 효과들을 분리시키지 못하는 단점을 가지고 있다.

이하의 분석에서는 실업자가 세 가지의 노동력 상태, 즉 실업, 취업, 비경제활동을 직면하고 있다고 가정한다. 여기서 임금근로자와 자영업자를 취업자로 통합한 이유는 모형의 추정을 단순화하기 위한 것이다. 하지만 임금근로자와 자영업자의 구분은 실업정책과도 많은 관계가 있으므로 앞으로 이 부분에 대한 연구가 계속 이루어져야 할 것이다.

추정에 사용할 모형은 다선택 로짓모형(Multinomial Logit Model)이다. 다선택 로짓모형은 여러 형태를 나타내는데 여기서 사용할 모형은 Schmidt and Strauss (1975)가 직업선택을 설명할 때 사용한 모형과 동일하다.

다선택 로짓모형에서는 3개의 선택 중 하나를 기준으로 선정할 수 있는데 여기서는 실업자가 계속 실업으로 남는 상태를 기준으로 삼았다. 따라서 이하에 제시할 변수들의 추정치는 실업상태로 남아 있는 것과 비교하여 얼마나 취업으로 이행할 확률을 높이는가 또는

27) 구조적 모형을 사용할 경우 추정이 매우 어려우며 연립함수를 추정하여야 하기 때문에 모수의 결정을 위하여 특정 변수가 함수에서 제외되어야 하는 단점을 가지고 있다. 다선택 구조적 모형(multinomial structural model)을 추정한 논문으로는 Gupta(1993) 등이 있다.

비경제활동으로 이행할 확률을 높이는가를 나타내는 것이다. 즉,

$$\ln \frac{P_{ij}}{P_{j0}} = \beta_j x_i \quad \text{-----} \quad (3-1)$$

식(3-1)에서 i 는 개인을, j 는 선택 안을 말하며 P_{j0} 는 실업자가 실업상태로 계속 남아있을 확률, P_{ij} 는 실업자가 j 의 노동력 상태 즉 취업 혹은 비경제활동으로 이행할 확률을 말한다. 따라서 변수 x_i 의 계수 β_j 는 실업자가 계속 실업으로 남는 상태를 기준으로 할 때 변수 x_i 가 취업으로 이행할 확률 또는 비경제활동으로 이행할 확률에 미치는 영향을 나타낸다.

<표 3-8>은 다변수 로짓모형의 추정치를 보여주고 있다.²⁸⁾

위의 0결과를 보면 여성일수록 취업으로 이동할 확률이 낮으며 경제활동을 포기할 확률은 높은 것으로 나타나고 있다. 앞서 잠깐 설명한대로 이에 대한 해석은 여성의 취업에 대한 선호와 기업의 선택이 복합적으로 나타난 결과라 할 수 있다. 한편 경제활동을 포기하는 것은 순수하게 개인의 선호에 의해 결정된다고 볼 수 있으므로 여성의 경제활동에 대한 집착력은 남성보다 상대적으로 약하다고 볼 수 있을 것이다.

28) 지면상 여기에는 보고하지 않았지만 다선택 로짓을 이용한 경우와 단순한 로짓 즉 실업자와 비실업자(취업자+비경제활동인구)를 구분하는 경우를 비교하면 추정치에 상당한 차이를 나타내고 있다. 따라서 세 종류의 노동력 상태를 분석할 경우는 다선택 로짓을 사용하는 것이 더 바람직하다고 하겠다.

<표 3-8> 실업자의 노동시장내 지위 변화의 결정요인

	취업으로 이행	비경제활동인구로 이행
여성	-0.251 (0.104)*	0.881 (0.126)*
미혼	-0.492 (0.165)*	-0.689 (0.197)*
자녀수	-0.016 (0.031)	0.093 (0.032)*
연령	-0.025 (0.005)*	-0.045 (0.007)*
교육년수	0.019 (0.021)	-0.016 (0.026)
근속년수	-0.034 (0.008)*	0.032 (0.010)*
전문직	-0.169 (0.139)	-0.166 (0.186)
서비스직	-0.052 (0.117)	-0.044 (0.142)
비자발적직	-0.168 (0.123)	-0.117 (0.146)
실업급여수급	-0.919 (0.137)*	-1.554 (0.178)*
상수	2.004 (0.392)*	1.496 (0.501)*
N	1,329	560
Log-Likelihood	-404.79	

주 : 근속년수, 직종은 이직전 근무지에 관한 사항임.

괄호안의 수치는 표준오차를 나타내며 *표시는 95%수준에서의 유의성을 나타냄

미혼인 경우 취업의 확률이 낮고 경제활동을 포기할 확률도 낮게 나타나고 있다. 취업확률이 낮은 것은 노동시장에 대한 경험부족을 의미할 수도 있고 혹은 미혼들의 의중임금이 높거나 기대취업기간이 길기 때문일 수도 있다. 즉, 미혼일 경우 첫 직장을 구할 때 좀 더 신중할 수 있다.

자녀수의 증가는 취업확률에는 큰 영향을 미치지 않으나 비경제활동인구로 전환할 확률은 높이고 있다. 이러한 결과는 여성의 노동공급을 추정할 많은 연구에서 나타나는 결과이기도 하다.

연령은 취업확률을 낮추고 있다는 위의 결과는 앞서 평균이행확률을 분석할 때도 나타난 결과와 일치한다. 연령은 일반적 노동시장 경험을 나타낼 수 있다. 이 경우 연령의 효과는 플러스로 나타날 것이다. 반면에 우리 사회에서 연령은 취업의 장애가 되는 요인

으로 작용할 수 있다. 이 경우 연령의 효과는 마이너스로 나타나야 할 것이다. 위의 결과는 후자가 전자보다 더 강하다는 것을 의미한다. 즉, 연령이 취업의 큰 장애가 되고 있다는 하나의 실증적 증거가 될 수 있다.

교육은 취업확률을 높이거나 비경제활동으로 이행할 확률은 낮추고 있어 우리가 기대하는 효과를 보이고 있다. 하지만 위의 결과에서는 유의성을 보이고 있지 않아 다른 요소에 비하여 상대적으로 중요성이 약하다고 생각할 수 있다. 이 부분에 대해서는 좀 더 검토가 필요할 것이다.

이직 전 직장에서의 근속년수는 취업확률을 낮추고 비경제활동인구로 이행할 확률은 높이는 것으로 나타나는데 이는 예상과 다른 결과처럼 보인다. 우선 취업확률이 낮은 것은 결국 실업으로 남아있을 가능성이 더 높다는 것인데 이는 근속년수가 많을수록 의중임금이 높다면 가능할 수 있다. 즉 기업은 근속년수가 많은 사람 다시 말하면 인적자본이 많은 사람을 선호할 수 있으나 만약 실업자가 아주 높은 임금을 요구하면 취업확률은 근속년수와 반비례할 수도 있을 것이다. 근속년수가 높을수록 경제활동을 포기할 확률이 높은 것은 이들이 상대적으로 높은 자산을 가질 경우 가능하며 자발적 이직자일 경우도 가능성이 높다. 현재로서는 이러한 가능성을 단정할 수는 없고 차후 검토가 필요한 부분이다.

직종은 취업확률이나 비경제활동으로 이행할 확률에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과를 토대로 보면 실업자의 이행확률은 직업에 대한 속성보다는 개인적 속성이 더 중요한 것처럼 보인다.

자발적 실업에 비하여 비자발적 실업인 경우 취업으로 이행할 확률이 낮으며 비경제활동인구로 이행할 확률도 낮게 나타나고 있다. 이는 자발적 실업자가 비자발적 실업자보다 직업이 있는 상태에서의 구

직활동의 가능성이 높다는 것과 비자발적 실업자일 경우 기업에 대한 나쁜 시그널을 준다는 점을 감안하면 예상할 수 있는 결과이다.²⁹⁾

마지막으로 인적, 직업적 속성을 통제한 후에도 실업급여의 수급은 취업률을 낮추는 것으로 나타나고 있으며 비경활인구로 이행할 확률도 현저히 낮추는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 이론적 예측과도 일치하는 것이다. 실업급여의 수급은 취업의지를 약화시켜 구직활동의 강도를 낮추고 실업기간을 증가시키는 효과를 나타낸다. 하지만 실업급여는 실직자의 기본적인 생계를 유지하도록 하는 수단의 역할이 강하기 때문에 실업급여의 존재가 취업확률을 낮춘다고 하여 무조건 이를 폐지하거나 축소하자고 주장할 수는 없다. 우리나라의 복지제도가 매우 미약한 현실에서 실업급여 조차 없다면 이는 사회적, 경제적 혼란을 야기 시킬 것이다. 실업급여의 부의 효과(negative effect)를 해소시키기 위해서라도 직업훈련, 취업알선 등의 제도를 시급히 강화시키는 것이 필요할 것이다.

3. 소결

실업자의 이행과정을 보면 분석기간에 따라 다소 다르게 나타나는데 월간이행확률을 계산하면 여성이 남성보다 취업할 확률이 높게 나타나고 연간이행확률을 계산하면 그 반대로 나타나고 있다. 즉 이직 후 짧은 기간 동안의 취업률은 여성이 남성보다 높으나 장기적으로 보면 남성의 취업률이 여성의 취업률보다 높게 나타나고 있

29) 이에 대한 연구로는 Gibbons and Katz (1992)와 Doiron (1993) 등이 있다.

다. 이러한 특성을 인정한다면 단기적 실업대책은 남성위주로 장기적 실업대책은 여성위주로 이루어져야 할 것이다. 비경제활동인구의 이행확률은 여성이 남성보다 일관되게 높게 나타나고 이는 취업으로의 이행확률에도 영향을 미친다고 할 수 있다.

기존연구 뿐 아니라 본 연구에서도 연령이 증가할수록 취업으로의 이행확률이 낮은 것으로 나타나고 있다. 이는 해고가 고용을 창출한다는 미국의 경험이 우리 나라에서는 적용되지 않을 가능성이 있다는 것을 암시하고 있다. 노동시장의 유연화가 본 취지대로 이루어지려면 해고의 유연성 뿐 아니라 취업의 유연성도 중요한데 연령이 취업의 걸림돌이 되는 우리 나라의 상황에서 해고만을 유연화시키는 노동시장 유연화는 자칫 대량실업만 유발시킬 수 있는 위험이 있다.

학력이 취업으로의 이행확률에 미치는 영향은 명확한 패턴을 가지는 것으로 보이지 않는다. 분석 결과 학력이 높을수록 취업으로 이행할 확률이 높고 비경제활동인구로 이행할 확률은 낮은 것으로 나타나나 통계적 유의성은 보이지 않고 있다.

여성이 남성에 비해 part-time으로 이행할 확률이 높은 것으로 나타나고 있다. 또한, 캐나다의 자료를 이용하여 분석한 결과와 비교하여도 우리 나라 여성이 part-time으로 이행할 확률이 더 높은 것으로 나타나고 있으며 이는 우리 나라에서 여성의 노동시장 내 위치가 상대적으로 열악하다는 것을 보여주고 있다.

실업자가 취업으로 이행할 확률을 임금근로자와 자영업자로 구분하여 보면 임금근로자로의 이행이 압도적으로 높게 나타나고 있다. 자영업자의 증가는 이들이 중소기업의 창업을 통하여 고용창출의 잠재성과 경제성장에 큰 영향을 미친다는 점에서 중요하다. 자영업은 또한 실업대책으로서 많은 선진국들의 정부에서 장려하여 왔고 현재에도 장려되고 있다. 실직자에 대한 창업보조금 지급 등의 정책

Ⅲ. 실업자의 이동 현황 및 분석 47

은 미국, 영국, 프랑스 등에서 일찍부터 실시하여 왔고 우리 나라에서도 최근 실직자가 창업할 수 있도록 돕는 실직자 대부 사업과 중소기업 혹은 벤처기업창업을 위해 보조금을 지급하는 정책을 사용하고 있다. 이러한 정책은 앞으로 실업문제가 더 중요해지는 시기에 더욱 큰 비중을 가지게 될 것이다.

지역별로 보면 수도권에서는 임금근로자로 이행할 확률이 상대적으로 높은 반면에 비수도권에서는 자영업으로 이행할 확률이 상대적으로 높은 특징을 가지고 있다. 현재 한국의 상황을 볼 때 이러한 현상은 지방이 창업을 하기에 더 적합한 환경을 가졌기 때문으로 해석하기보다는 지방에 농림, 수산업의 비중이 크므로 이러한 2차 부문으로 실직자들이 많이 흡수되고 있다고 해석하는 것이 더 타당할 것 같다.

IV. 실업탈출률과 기간 종속성

지금까지 실업자의 이행확률에 대하여 살펴보았다. 즉 서로 다른 두 시점의 노동력 상태를 비교함으로써 실업자의 노동시장에서의 지위가 어떻게 바뀌었는지를 살펴보았다. 실업자의 이행확률에 대한 분석은 어떤 두 시점을 비교하느냐에 따라 이행확률도 달라질 수 있다는 한계가 있다. 또한, 두 시점만을 비교하기 때문에 한 실업자가 실업에서 탈출하는데 얼마가 걸리는지 따라서 실업기간이 얼마나 되는지에 대해서는 자세히 알 수 없는 단점을 가지고 있다. 이러한 부분을 보완하기 위해서 이 장에서는 실업탈출률과 실업기간에 대하여 분석하기로 한다.

한 시점에서 실업의 규모는 경제활동인구 중 몇 명이 실업상태에 있는가(unemployment incidence)와 이들이 얼마동안 실업상태에 있는가(unemployment duration)에 의해 영향을 받는다. 즉, 연간 실업률이 5%라 할 때 경제활동인구의 5%가 1년간 계속적으로 실업상태에 있을 수도 있고, 전 경제활동인구가 1년 중 2.6주간 실업상태에 있을 수도 있다.

한편 실업기간은 실업으로부터 탈출할 확률에 영향을 받는다. 다시 말하면 실업자가 얼마나 빨리 실업에서 탈출하는가, 시간이 지남에 따라 실업에서부터 탈출할 확률은 증가하는가 혹은 감소하는가 하는 문제는 실업자의 평균실업기간과 실업률의 변화를 이해하고 예측하는데 있어 매우 중요하다.

또한 실업으로부터의 탈출률과 실업의 기간종속성은 개인의 특성에 따라 달리 나타나는데 이러한 상관관계를 이해하는 것 역시 실

업정책의 목표집단(target group)을 올바르게 정하는데 있어 필수적이라 할 수 있다. 이하에서는 탈출률과 기간종속성에 대한 기본개념을 설명하고 이들을 추정하는 방법을 소개한다. 또한, 노동시장 이동과정 실태조사자료(1997)를 이용하여 탈출률과 기간종속성을 실제로 추정하고 이들이 개인의 특성에 따라 어떻게 변하는 가를 알아보기로 한다.

1. 탐색이론

실업으로부터의 탈출률(hazard rates), 기간종속성(duration dependence)에 대한 이론적 기초를 제공하는 대표적인 이론으로 탐색이론(search theory)을 들 수 있다. 탐색이론은 한 개인이 실업상태에 있으면서 기업으로부터 임금제시(wage offer)를 받을 경우 제공된 임금을 취해 취업을 할 것인지 아니면 제시된 임금을 거부하고 계속 구직활동을 할 것인지에 대한 선택이론이며 이러한 결정은 그 사람의 여가에 대한 가치, 탐색비용, 기대임금수준 등을 고려한 소득극대화 혹은 효용극대화의 결과로 나타난다.³⁰⁾

만일 기업으로부터 제시받는 임금을 w , w 에 대한 확률누적분포를 $F(w)$, 의중임금을 w^* , 임금제시의 순간적 도착율(instantaneous arrival rate)을 λ 라하고 또한 도착률과 임금제시가 독립적이라 가정하면, 실업자가 실업상태에서 벗어나 취업으로 탈출할 확률은 실

30) 탐색이론은 반드시 실업에서 실업으로 혹은 실업에서 취업으로 이전하는 가능성만을 고려하지는 않는다. 많은 직업이전은 실업기간을 거치지 않고 이루어지며 따라서 취업 중 탐색도 중요한 부분으로 다루고 있다. 자세한 내용은 Burdett(1978)를 참조하기 바란다.

업자가 임금제의를 받을 확률과 도착된 임금제이가 의중임금보다 클 확률을 곱한 것이 된다. 즉 특정한 시점에서 실업으로부터 탈출할 확률은

$$h(t) = \lambda [1 - F(w^*(t))] \quad (4-1)$$

으로 표시될 수 있다. 식(4-1)에서 $h(t)$ 는 실업기간이 t 일 때의 탈출률, $w^*(t)$ 은 실업기간이 t 일 때의 의중임금(reservation wage)을 각각 나타낸다. 따라서 위 식은 기업에서 제시하는 임금이 의중임금보다 높을 확률($1 - F(w^*)$)과 그러한 임금제이가 도착할 확률(λ)의 곱이다.

한편 탈출률은 시간이 지남에 따라 증가, 감소 혹은 변하지 않을 수 있는데 만약 $\frac{\partial h(t)}{\partial t} \neq 0$ 이면 기간종속성을 갖는다고 말한다. 또한 $\frac{\partial h(t)}{\partial t} |_{t=t_0} > 0$ 이면 $t=t_0$ 에서 양의 기간종속성(positive duration dependence)을 가진다고 말하며 $\frac{\partial h(t)}{\partial t} |_{t=t_0} < 0$ 이면 $t=t_0$ 에서 음의 기간종속성(negative duration dependence)을 가진다고 말한다. $\frac{\partial h(t)}{\partial t}$ 이 거의 모든 t 에서 0인 경우는 실업기간이 지수분포일 때이다.³¹⁾

대부분의 실증적 연구에서 임금제의(wage offer)의 도착률(λ)은 경제의 거시변수에 영향을 받는다고 가정하며 특히 도착률은 실업률(u_t), 구인률(v_t), 계절적 변동(s_t)의 함수로 즉 $\lambda = \lambda(u_t, v_t, s_t)$ 로 표시된다. 한편 의중임금은 시간에 따라 변하는 것으로 나타나는데

31) 자세한 내용은 Heckman and Singer (1984)를 참조하기 바란다.

의중임금에 영향을 미치는 변수로는 개인의 선호(x_t), 여가에 대한 가치 혹은 실업급여 (b_t), 탐색비용(c_t), 임금제의 분포의 기대치 (μ_t), 임금제의 분포의 분산(σ_t) 등이 고려된다. 하지만 임금제의 분포의 기대치와 분산이 의중임금에 미치는 영향은 이론적으로는 밝혀질 수 있으나 대부분의 자료에서는 기대치와 분산에 대한 정보가 나타나지 않으므로 주로 $w^*(t) = w^*(x(t), b(t), c(t))$ 로 나타난다. 결국 실업으로부터의 탈출률은 거시적 변수인 실업률, 구인률, 계절적 변동과 개인적 변수인 연령, 혼인여부, 학력, 실업급여수급여부, 탐색비용 등의 함수로 나타난다.

실업으로부터의 탈출률과 실업급여와의 관계는 외국의 많은 연구에서 실증적으로 검토되고 있는 중요한 사항이다. 이론적으로는 실업급여의 존재 혹은 실업급여수준의 증가가 실업자의 의중임금을 증가시키고 따라서 실업기간을 장기화시킬 수 있는 것으로 알려져 있으나 실증적으로는 나라마다 기간마다 실업급여의 효과는 상당한 차이를 나타내고 있다. 미국에서는 이미 오래 전부터 실업급여가 탈출률, 실업기간에 미치는 영향에 대하여 연구되어 왔는데 Feldstein(1976, 1978)와 많은 학자들은 실업급여가 실업률 상승 특히 단기적 해고증가에 미치는 영향이 매우 크다고 주장하고 있다. 이들은 이러한 이유로 실업급여의 도입이 실업자의 의중임금의 증가 뿐 아니라 기업의 해고비용을 줄이기 때문으로 설명하고 있다.

미국 외의 국가에 대해서는 비교적 최근에야 이러한 연구가 이루어졌는데 캐나다의 자료를 분석한 Kaliski(1985)는 1978~79년 법개정을 통하여 실업급여수준이 하락하고 수급자격을 까다롭게 한 결과 실직상태의 구직보다 취업상태의 구직의 비율이 증가하였다는 것을 보이고 있다. Ham and Rea(1987)도 실업급여수급자격을 가진 자의 실업기간이 그렇지 못한 자보다 상당히 길다는 것을 보여주고 있다.

최근 독일과 오스트리아를 대상으로 한 연구가 발표되었는데 독일자료를 이용한 Hunt(1995)는 자녀가 없는 실직자의 실업급여수준을 낮춘 결과 실업기간에는 큰 영향을 미치지 못하고 있으나 44세와 48세 사이의 근로자를 대상으로 실업부조(unemployment assistance)의 수혜기간을 늘린 결과 이들의 실업기간은 증가되고 취업으로나 비경제활동인구로 탈출할 확률도 크게 낮아졌음을 밝히고 있다. 하지만 Burtless(1987), Katz and Meyer(1990)와 같이 Hunt(1995)도 보다 관대한 독일을 실업급여제도는 미국과 독일의 실업률 차이의 일부만을 설명한다고 결론 내고 있다.

Winter-Ebmer(1998)는 오스트리아의 자료를 통하여 실업급여가 실업기간에 미치는 영향을 살펴보았는데 실업급여지급기간의 증가에도 불구하고 실업기간은 남자에 있어서는 약간의 증가를 보였는데 여자의 경우는 통계적으로 유의한 증가를 보이지 않는다는 것을 발견하였다.³²⁾ Winter-Ebmer(1998)도 역시 미국과 유럽의 실업보험제도 특히 실업급여지급기간의 차이가 두 대륙간의 실업률 차이를 설명하는데 큰 역할을 하지 못한다고 주장하고 있다.

실업으로부터의 탈출률, 실업기간에 영향을 미치는 정책적 변수는 취업알선 등을 포함하는 고용안정사업이 있다. 취업정보의 제공은 실업자의 탐색비용을 낮추어 탐색기간 즉 실업기간을 연장시키는 역효과도 있으나 실업자의 탐색강도를 높이고 탐색을 효과적으로 하여 실업기간을 단축시키는 효과도 있다. 일반적으로 후자가 전자보다 더 크다는 견해가 지배적이다. 따라서 실업자에 대한 취업정보의 제공은 실업탈출률을 높이며 실업기간을 단축시킨다고 예상할 수 있다.

32) 실업급여지급기간이 157주 증가하였을 때 남성실업자의 실업기간은 약 5주 증가하였고 여성실업자의 경우는 통계적으로 유의하지 않은 증가를 보이고 있음.

2. 실증적 모형

개인들의 실업기간에 대한 정보가 있는 경우 탈출률(hazard rates)과 기간종속성(duration dependence)을 추정할 수 있는데 그 추정방법에는 크게 비모수적 추정방법(nonparametric estimation method), 준모수적 추정방법(semi-parametric estimation method), 모수적 추정방법(parametric estimation method)이 있다. 여기서는 그 추정방법에 대하여 간략히 설명하고자 한다.

2.1. 비모수적 추정방법

비모수적 추정방법은 실업기간(t)에 대하여 어떤 분포도 가정하지 않고 탈출률과 기간종속성을 추정하는 방법으로 경험적 추정방법(empirical estimation method) 또는 Kaplan-Meier 추정방법이라 불린다. 탈출률과 기간종속성을 비모수적 방법으로 추정하는 장점은 데이터에 아무런 제약을 가하지 않는다는 것이지만 만일 개인간 관측되지 않는 이질성(unobservable heterogeneity)이 존재하거나 샘플의 수가 충분치 못할 경우에는 비모수 추정방법으로 추정한 탈출률과 기간종속성은 편의를 갖는 한계를 가지고 있다. 비모수적 추정방법은 Kalbfleisch and Prentice (1980), Elbers and Ridder (1982), Heckman and Singer (1984), Kiefer (1988) 등에 자세히 설명되어 있다. 여기서는 Kiefer (1988)의 모형을 빌어 비모수 추정방법을 간략히 설명하고자 한다.

일반적으로 실업기간은 관찰치의 잘림에 따라 완전한 기간(complete spell)과 불완전한 기간(incomplete spell)으로 구분되며

불완전한 기간은 왼쪽 잘림기간(left censoring spell)과 오른쪽 잘림기간(right censored spell)으로 구분된다. 만약 조사시점이전에 실업이 발생한 경우에는 왼쪽 잘림이 발생하는데 이를 무시하고 실업기간을 추정할 경우 추정실업기간은 실제실업기간보다 짧게 나타날 것이다. 또한, 조사시점이후로 실업이 계속 진행될 경우에도 이를 무시하고 관측된 실업기간만을 실제실업기간으로 간주하면 실제실업기간에 대한 편의가 발생할 것이다. 하지만 최근의 대부분 조사에서는 실업의 시작시점에 대한 정보를 제공하며 따라서 일반적으로 왼쪽 잘림의 문제는 해소되고 오른쪽 잘림의 문제만 고려하면 된다.³³⁾

비모수적으로 추정되는 실업으로부터의 탈출률은 다음과 같이 정의된다.

$$h(t) = \frac{t\text{시점에서 실업으로부터 실제로 탈출한 실업기간의 수}}{t\text{시점에서 실업으로부터 탈출할 위험이 있는 실업기간의 수}}$$

..... (4-2)

식(4-2)에서 분명히 나타나는 것은 탈출률의 분석단위가 사람이 아니라 실업기간(spell)이라는 것이다. 또한, t 시점에서 실업으로부터 실제로 탈출한 실업기간의 수는 t 시점에서 잘린 실업기간은 포함되지 않음을 뜻한다. 반대로 t 시점에서 실업으로부터 탈출할 위험이 있는 실업기간의 수는 t 시점에서 실업상태가 아직 끝나지 않은 혹은 잘림이 발생하지 않은 실업기간의 수를 의미한다.

탈출률을 알면 생존함수(survival function)를 추정할 수 있는데

33) 이러한 경우라도 문제가 완전히 해소되는 것은 아니다. 사람들의 실업시점이 다른데서 오는 편의가 발생할 수 있기 때문이다. 가장 바람직한 상태는 모든 사람의 실업시점이 같은 상태일 것이다.

Kaplan-Meier방법에 의하면 비모수적 생존함수를 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\ln S(t) = \sum_{j=1}^t \ln[1-h(j)] \quad (4-3)$$

위와 같이 탈출률과 생존함수를 추정하면 기간종속성에 대한 판단이 가능하다. 가장 직관적인 방법은 탈출률을 그래프로 나타낸 후 만약 실업기간이 지남에 따라 탈출률이 증가하는 추이를 보이면 양의 기간종속성, 그 반대이면 음의 기간종속성, 변화가 없으면 기간종속이 존재하지 않는 것으로 판단하며 이러한 방법은 비모수 추정 방법을 사용할 경우 많이 사용되고 있다. 다른 방법은 탈출률 자체를 그래프로 그리는 대신 탈출률의 합(integrated hazard)을 그래프로 나타낸 후 만일 탈출률의 합이 볼록함수를 나타내면 양의 기간종속성, 오목함수를 나타내면 음의 기간종속성, 직선을 나타내면 기간종속이 존재하지 않는 것으로 판단할 수 있다 (Kiefer, 1988). 마지막으로 총 시간 테스트 통계(Barlow et al, 1972)를 이용하여 기간종속성을 판단할 수 있으나 이 방법은 통계치를 구하는 절차가 복잡한 이유로 많이 통용되지는 못하고 있는 것으로 보인다.³⁴⁾

2.2. 모수적 추정방법

모수적 추정방법(parametric estimation method)은 실업기간 혹은 탈출률이 특정한 분포를 가진다는 가정 하에 이들 분포의 모수를 추정함으로써 탈출률과 기간종속성을 판단하는 방법이다. 예를 들면

³⁴⁾ 총 시간 테스트 통계(total time on test statistic)의 구축에 대해서는 Heckman and Singer (1984)를 참조하기 바란다.

실업기간이 지수분포(exponential distribution) 혹은 와이블 분포(weibull distribution) 등을 가졌다고 가정하고 데이터를 통하여 이들 분포의 모수를 추정함으로써 기대실업기간, 탈출률, 기간중속성 등을 판단하게 된다.

실업기간을 t , 오른쪽 잘림을 나타내는 지표를 d (즉 오른쪽 잘림이 존재하면 $d=1$, 그렇지 않으면 $d=0$), 관측되는 변수를 x , 관측되지 않는 변수를 θ 라 하자. 또한, 모수 Γ 를 지닌 t 의 조건확률분포를 $f(t | x, \Gamma, \theta)$, 조건누적분포를 $F(t | x, \Gamma, \theta)$ 라 하면 t 와 d 의 조건 공동확률분포(conditional joint density)는 다음과 같다.

$$f(t, d | x, \Gamma) = \int h(t | x, \Gamma, \theta)^{1-d} S(t | x, \Gamma, \theta) d\mu(\theta | \Delta) \quad (4-4)$$

위에서 탈출률 $h(t | x, \Gamma, \theta) = \frac{f(t | x, \Gamma, \theta)}{S(t | x, \Gamma, \theta)}$, 생존함수 $S(t | x, \Gamma, \theta) = 1 - F(t | x, \Gamma, \theta)$ 이며 $\mu(\theta | \Delta)$ 는 모수 Δ 를 지닌 θ 의 누적확률분포이다. 탈출률과 기간중속성을 계산하기 위해서는 결국 Γ 와 Δ 를 알아야 하는데 이는 식(4-4)로부터 얻어지는 우도함수를 Γ 와 Δ 로 극대화하면서 구해진다.

이해를 돕기 위해서 t 의 조건확률분포가 와이블인 경우를 예로 설명해 보겠다. 조건확률분포가 와이블이고 $\theta > 0$ 인 경우, 탈출률은

$$h(t | x, \alpha, \beta, \theta) = \theta \alpha t^{\alpha-1} \exp(-x\beta) \quad (4-5)$$

으로 나타낼 수 있으며 $\alpha t^{\alpha-1}$ 를 기준 해자드(baseline hazard)라 한다. 이 경우 생존함수는

$$S(t | x, \alpha, \beta, \theta) = \exp \left[- \int_0^t h(u | x, \alpha, \beta, \theta) du \right] = \exp \left[- \theta \exp(x\beta) t^\alpha \right] \quad \text{-----}$$

----- (4-6)

이 된다. θ 의 확률분포는 기대치(mean)가 존재하는 즉 기대치가 무한대가 아닌 어떤 분포도 가능하다. 만일 θ 의 확률분포가 기대치가 1이며 분산이 σ^2 인 gamma분포를 갖는다고 가정하면³⁵⁾

$$f(t, d | x, \Gamma) = [\alpha t^{\alpha-1} \exp(x\beta) (1 + \sigma^2 t^\alpha \exp(x\beta))^{-(\sigma^2+1)}]^{1-d} [(1 + \sigma^2 t^\alpha \exp(x\beta))^{-\sigma^2}]^d$$

----- (4-7)

이 되며 따라서 로그 우도함수는 아래와 같다.

$$L(\Gamma) = \sum_{i=0}^n (1-d_i) \ln [\alpha t_i^{\alpha-1} \exp(x_i \beta) (1 + \sigma^2 t_i^\alpha \exp(x_i \beta))^{-(\sigma^2+1)}] \\ + \sum_{i=0}^n d_i \ln [(1 + \sigma^2 t_i^\alpha \exp(x_i \beta))^{-\sigma^2}]$$

----- (4-8)

결국, 식(4-8)을 극대화하는 α, β, σ^2 의 값을 구하고 이를 통해 탈출률과 기간종속성을 추정하는 것이 모수적 추정방법의 핵심이다. 식(5)에서 $\theta > 0$ 이므로 만일 $\alpha = 1$ 이면 탈출률이 일정하게 되어³⁶⁾ 기간종속성이 존재하지 않고, $\alpha > 1$ 이면 양의 기간종속성이, $\alpha < 1$ 이면 음의 기간종속성이 있는 것으로 판단한다.

35) θ 가 gamma 분포를 갖는다고 가정하는 이유는 t 의 조건확률분포가 닫힌 형태(closed form)로 나타나 계산이 간편하기 때문이다. 이러한 가정은 Meyer (1990)에서도 사용되었다.

36) 이 경우는 t 의 분포가 지수함수를 가지는 것과 같다.

2.3. 준모수적 추정방법

준모수적 추정방법은 기준 해자드(baseline)에 어떠한 분포도 가정하지 않고 탈출률과 기간중속성을 추정하는 방법이다. 준모수적 추정방법에는 여러 가지가 있으나³⁷⁾ 여기서는 Cox(1975)가 제시하는 부분우도함수방법(partial likelihood)을 소개한다.³⁸⁾

우선 실업기간이 잘림이 없고 중복이 없는 경우를 고려해 보자. 이 경우 실업기간을 짧은 것에서부터 긴 것으로 정렬한다면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$t_1 < t_2 < \dots < t_{n_c} \quad \text{-----} \quad (4-9)$$

위에서 n_c 는 잘림이 없는 실업기간의 수를 나타낸다. 또한, 탈출률이 x 에 대해 비례적이고 $h_0(t)$ 를 기준 해자드라 하면 탈출률을 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$h(t, x\beta) = h_0(t) \exp(x\beta) \quad \text{-----} \quad (4-10)$$

하나의 관찰치가 t_j 의 실업기간을 가질 조건확률(conditional probability)은 실업기간이 t_j 에서 종료될 수 있는 n_c 의 관찰치 중 특정한 관찰치가 t_j 에서 종료될 확률을 말하며 이는 다음과 같이

37) 준모수적 추정방법에 대한 다양한 모형은 Flinn and Heckman (1982), Heckman and Singer (1984), Meyer (1990)에 나타난다.

38) 아직까지 Cox의 부분우도함수에 의한 추정방법에 관찰되지 않은 변수(θ)를 명시적으로 고려한 모형은 보이지 않고 있다. 따라서 여기서는 개인의 비관찰적 성향을 무시한 모형을 제시하고자 한다.

나타난다.

$$\frac{h(t_j, x_j \beta)}{\sum_{i=j}^{n_c} h(t_i, x_i \beta)} = \frac{h_0(t_j) \exp(x_j \beta)}{\sum_{i=j}^{n_c} h_0(t_i) \exp(x_i \beta)} = \frac{\exp(x_j \beta)}{\sum_{i=j}^{n_c} \exp(x_i \beta)} \quad (4-11)$$

식(4-9)에서 우리는 실업기간을 짧은 것에서부터 긴 것으로 정렬하였기 때문에 식(4-11)의 분모는 실업기간이 t_j 이상인 관찰치에 해당하는 탈출률의 합을 의미한다.

이제 실업기간이 잘린 경우는 있으나 중복이 없는 경우를 고려해 보자. 이 경우 잘린 실업기간은 식(4-11)의 분자에는 나타나지 않으나 분모에는 포함된다. 즉, 식(4-11)의 분모는 t_j 시점에서 실업으로부터 탈출할 위험이 있는 실업기간에 해당하는 탈출률의 합이 되며 이는 t_j 시점에서 실업상태가 아직 끝나지 않은 혹은 잘림이 발생하지 않은 실업기간의 탈출률의 합을 의미한다. 따라서 식(4-11)은 다음과 같이 변형된다.

$$\frac{h(t_j, x_j \beta)}{\sum_{i=j}^n h(t_i, x_i \beta)} = \frac{\exp(x_j \beta)}{\sum_{i=j}^n \exp(x_i \beta)} \quad \dots\dots\dots (4-12)$$

위에서 n 은 전체 실업기간의 수로서 잘림이 없는 실업기간의 수 (n_c)와 잘림이 있는 실업기간의 수의 합이다. 마지막으로 중복적인 실업기간이 있는 경우를 고려해 보자. 만일 t_j 에서 중복적인 실업기간이 존재한다고 하면 이들 각각이 식(4-11)의 형태로 나타나며 이때 이들 관찰치에 대한 식(4-11)의 분모는 동일하게 나타난다. 따라서 t_j 에서 m 개의 중복 관찰치가 있는 경우 조건확률은 다음과 같이 나타난다.

$$\frac{\prod_{i=1}^m h(t_j, x_{ji}\beta)}{[\sum_{i=j}^n h(t_j, x_{ji}\beta)]^m} = \frac{\exp(\sum_{i=0}^m x_{ji}\beta)}{[\sum_{i=j}^n \exp(x_{ji}\beta)]^m} \dots\dots(4-13)$$

결국, 탈출률이 x 에 대해 비례적이며 잘림과 중복이 존재하는 실험기간의 로그부분우도함수(log-partial likelihood)는 아래와 같이 표현될 수 있다.

$$\ln L(\beta) = \sum_{j=1}^{n_c} \{ \ln \exp(\sum_{i=1}^{m_j} x_{ji}\beta) - m_j \ln [\sum_{i=j}^n \exp(x_{ji}\beta)] \} \cdot \dots\dots\dots (4-14)$$

모수 β 는 위의 식(4-14)를 극대화시킴으로써 구해질 수 있다. 모수 β 를 구하는 것으로 x 가 탈출률에 어떤 영향을 미치는 지는 알 수 있지만 탈출률의 기간중속성은 알 수 없다. 따라서 기준해자드(baseline hazard)를 추정하는 것이 필요하다. Cox and Oakes (1985)는 이 경우 기준해자드를 비모수적으로 추정하는 다음의 방법을 제시한다.

$$h_0(t_j) = \frac{m_j}{[\sum_{i=j}^n \exp(x_{ji}\hat{\beta})]^m} \dots\dots\dots (4-15)$$

따라서 식(4-15)에서 구해진 $h_0(t_j)$ 의 그래프를 통하여 탈출률의 기간중속성을 판단할 수 있다. 또한, 식(4-15)를 이용하여 기준생존함수(baseline survival function)를 구할 수 있는데 이는

$$S(t_j) = \exp\left[-\sum_{k=1}^j h_0(t_k)\right] \dots\dots\dots (4-16)$$

이 된다. 마지막으로 기준기대실업기간(baseline expected durations)은 기준생존함수를 0에서 무한대까지 적분함으로써 구해질 수 있다 (Lancaster, 1990).³⁹⁾

3. 실업탈출률과 실업기간의 추정

3.1. 자료구축 및 기초통계

실업탈출률과 실업기간을 추정하기 위하여 사용한 자료는 한국노동연구원 산하 고용보험센터에서 수집한 노동시장 이동과정 실태조사자료이다. 노동시장 이동과정 실태조사자료는 고용보험에 등록된 30인 이상 사업장에서 1996년 8월에서 10월 사이에 이직한 사람에 대하여 1997년 5월에 3,020명을 무작위 추출하여 이들의 노동시장경험과 재취업여부를 역추적 조사한 자료이다. 이 자료는 이직일자, 재취업일자 등 실업기간을 계산할 수 있는 정보 뿐 아니라 인적사항을 포함한 실업급여수급여부, 취업경로 등 다양한 정보를 제공하고 있다. 다만, 이 자료의 단점은 실업자가 비경제활동인구로 전환하였을 경우나 실업자가 자영업자로 전환하였을 경우 그 시기가 언

39) 생존함수를 적분하면 기대실업기간이 된다는 사실은 모든 확률분포에 해당되는 것은 아니다. 하지만 확률구간이 0에서 무한대인 지수분포, 와이블, 로그 로지스틱 등의 분포에서 나타난다. 예를들면 실업기간이 지수분포를 가질 경우 생존함수는 $\exp(-\lambda t)$ 가 되며 $t=0$ 에서부터 $t=\infty$ 까지 적분하면 $1/\lambda$ 즉 t 의 기대치가 된다는 것을 알 수 있다.

제인지를 알 수 없다는 것이다. 즉, 이 자료는 실업자가 임금근로자로 이행하는 경우에만 초점을 맞추고 있다.⁴⁰⁾

실업자에서 비경제활동인구로 혹은 자영업자로 전환한 경우 실업기간을 알 수 없으므로 이하의 분석에서는 실업자에서 임금근로자로 탈출한 경우만을 분석하기로 한다. 인터뷰 시점에서 실업자에서 비경제활동인구로 전환한 사람과 실업자에서 자영업자로 전환한 사람은 전체 3,020명 중 897명이고 따라서 이들을 분석대상에서 제외시켰다. 또한, 노동시장에서 적극적으로 구직활동을 하는 자로 초점을 맞추기 위하여 분석대상자의 나이를 20세에서 60세로 한정시켰다. 또한, 인적사항을 포함하여 실업급여 수급여부, 취업경로, 이직이유 등의 정보가 없는 실직자들도 대상자료에서 제외시켰다. 그 결과 이하의 분석에서는 1,092명을 최종 분석 대상으로 하였다. 최종 샘플 1,092명의 분포를 보면 <표 4-1>과 같다.

인터뷰 시점(1997년 5월)에 실업자에서 취업자로 이행한 사람은 801명, 실업상태로 계속 남아있는 사람은 291명으로 분석대상자의 73.4%가 실업에서 탈출한 것으로 나타나고 있다. 남자의 경우 72.4%가 취업자로 이행한 반면 여자의 경우는 75.2%가 취업자로 이행하여 여자가 남자보다 실업으로부터의 탈출률이 약간 높게 나타나는데 그 차이는 크지 않다. 또한, 미혼이 기혼보다 탈출률이 높으며 학력의 차이는 탈출률에 큰 차이를 보이고 있지 않다.

자발적 이직자는 비자발적 이직자보다 실업에서 탈출할 확률이 높게 나타나고 실업급여수급자는 실업급여비수급자보다 탈출률이 낮게 나타나는 것은 어느 정도 이론적 예측과 일치하고 있다고 할 수 있다. 마지막으로 공식적 취업경로를 이용한 실업자는 전체의

40) 하지만 대부분의 외국연구에서도 실업자가 임금근로자로 이행하는 경우를 연구초점으로 삼고 있어 본 연구결과의 의미를 크게 손상시키지는 않는다.

IV. 실업탈출률과 기간 종속성 63

6.0%에 불과하며 공식적 취업경로를 통하는 것보다 비공식적 취업 경로를 통하는 것이 취업성공률이 높은 것으로 나타나고 있다. 이와 같이 공식적 취업기관의 사용이 낮게 나타나는 결과는 금재호(1997)에서도 나타나고 있다. 공식적 취업경로를 통하는 것이 상대적으로 취업률이 낮다는 것은 우리 나라의 공공/민간직업알성기관의 비효율성의 한 증거가 될 수 있을 것이다.⁴¹⁾

<표 4-1> 취업자 / 미취업자 분포

	취업자	미취업자	합계
전체	801	291	1,092
남자	519	198	717
여자	282	93	375
미혼	274	59	333
기혼	505	225	730
자녀유	492	225	717
자녀무	309	66	375
고졸이하	612	231	843
전문대졸이상	189	60	249
전문직종	115	35	150
사무직종	236	78	314
생산·사무직종	450	178	628
자발적 실업	521	130	651
비자발적 실업	280	161	441
공식적 취업경로	33	32	65
비공식적 취업경로	768	259	1,027
실업급여 수급	206	154	360
실업급여 비수급	595	137	732

주: 결혼유무 중 사별이나 이혼인 경우는 위 표에서 생략시켰음.

41) 공식적 취업경로와 비공식적 취업경로의 정의에 대해서는 <부록 표 2>를 참조할 것.

샘플의 인적속성별, 직업별, 지역별 평균 및 표준편차는 <부록 표 3>에 나타나 있다. 실업자의 평균 실업기간은 약 138일로 4개월 반 정도가 되고 있으며 최소값과 최대값을 보면 개인에 따라 상당히 큰 편차를 보이고 있는 것을 알 수 있다. 실업기간이 매우 짧은 경우는 직업을 가진 상태에서 구직활동을 한 결과라고 보여지며 이들은 자발적 실업일 가능성이 높을 것이다. 반대로 실업기간이 긴 경우는 비자발적 실업이면서 기간중속성이 작용할 가능성이 크다. 즉, 시간이 지남에 따라 취업하기 어려운 사람들만 남게되고 따라서 이들의 실업기간을 상대적으로 길게 나타낼 것이기 때문이다.

샘플 중 여성의 비중은 약 34%이며 기혼자가 67%를 차지하고 있다. 평균연령은 37세이고 반 이상이 자녀를 가진 것으로 나타나고 있다. 평균학력은 고졸이며 전 직장에서의 평균근속년수는 4.5년으로 우리 나라 평균근로자의 근속년수와 큰 차이를 보이고 있지 않다.⁴²⁾ 직종을 보면 전문직이 14%, 서비스직이 29%, 생산직이 57%로 생산직 실직자의 비중이 가장 높게 나타나고 있다. 실직자의 지역별 분포를 보면 서울이 가장 많고 인천·경기, 부산·경남 순으로 나타나고 있다.

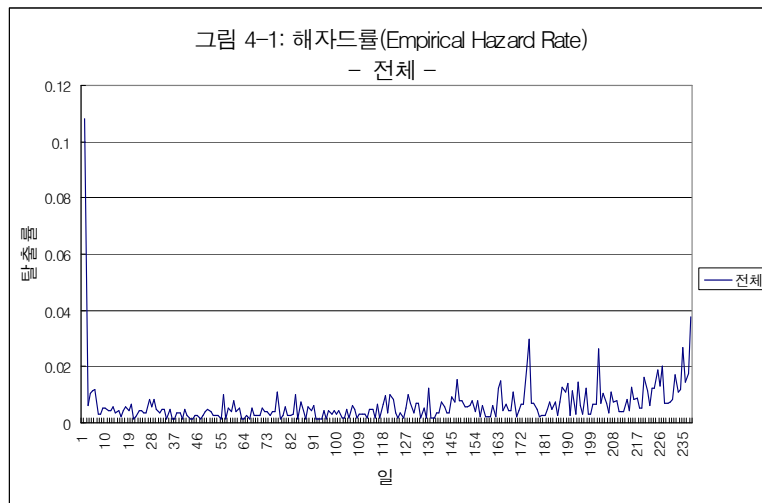
실업급여를 받은 실직자들은 전체 실직자의 33%를 차지하고 있다. 분석 대상자들은 실업급여수급자격이 있음에도 불구하고 33%만이 실업급여를 받은 이유는 이하에서 좀 더 자세히 설명될 것이지만 대부분의 실업자가 이직 직후 취업이 되었기 때문이다. 즉 이들은 자발적 실업자이며 직업을 가진 상태에서 구직활동을 한 자일 가능성이 높다. 이는 자발적 실업의 비중이 전체 실업자의 60%를 차지하고 있는 것과도 일치하고 있다.

42) 1996년 6월 현재 우리 나라의 10인 이상 사업장 근로자의 평균근속년수는 5.3년 (남자 : 6년, 여자 : 3.7년)임.

3.2. 경험적 탈출률(Hazard Rate) 및 생존함수(Survivor Function)

경험적 탈출률은 위의 식(4-2)로 계산되는데 그 정의는 t 시점의 실업자 중에서 취업으로 탈출한 사람의 비율을 의미한다. 또한, 경험적 생존함수는 식 (4-3)으로 계산되는데 그 정의는 t 시점에서 계속 실업으로 남아있을 확률을 말한다. 여기서는 전체 실업자의 탈출률과 생존함수, 주요그룹의 탈출률과 생존함수에 대해서만 설명하고 나머지는 부록으로 넘기기로 한다.

우선 전체 실업자의 탈출률을 보면 다음과 같다.

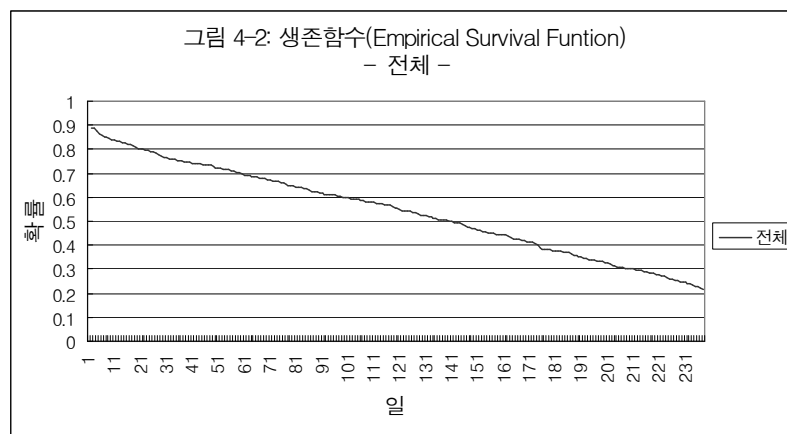


[그림 4-1] 해자드률(Empirical Hazard Rate) 전체

<그림 4-1>을 보면 실업으로부터의 탈출률이 10일 이내에 매우 높고 그 이후 크게 감소하여 일정한 수준을 유지하다가 약 145일 이후 즉 5개월 이후 점차 증가하는 현상을 알 수 있다. 즉, 상당수의 실업자는 이직 직후 취업으로 탈출하며 나머지는 약 5개월간 일

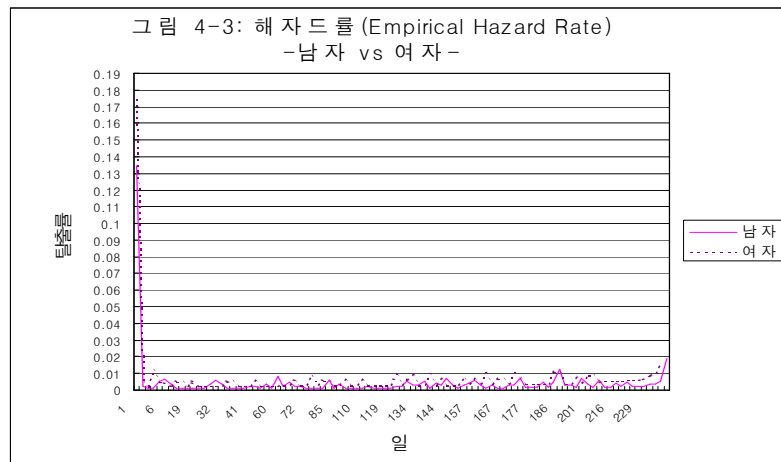
정한 비율로 취업으로 탈출하며 그 이후는 다시 취업으로의 탈출률이 증가하고 있다. 이러한 현상은 여러 가지로 설명될 수 있으나 초기 탈출률이 높은 것은 직업이 있는 상태에서의 구직활동자가 많다는 것을 의미하며 일정시간이 지난 후에 다시 탈출률이 증가하는 것은 시간이 지남에 따라 실업자의 취업에 대한 기대 즉 의중임금을 상당수준 낮추기 때문으로 해석할 수 있다. 결과적으로 위의 그림은 실업자의 탈출률이 일정하지 않는 것을 암시하고 있다. 이 부분에 대해서는 다시 논의하기로 한다.

다음으로 생존함수를 보면 <그림 4-2>와 같은데 이직 후 20일 동안 실업자의 20%가 취업으로 탈출하며 140일이 지나면 전체 실업자의 50%가 탈출하며 230일 이후에도 전체 실업자의 20%가 계속 실업으로 남아있음을 나타내고 있다. 생존함수가 직선이면 기간중속성이 없는 것이고 원점에 블록하면 음의 기간중속성, 원점에 오목하면 양의 기간중속성이 있다고 판단할 수 있는데 <그림 4-2>에서는 어떤 현저한 특징도 볼 수 없다. 따라서 기간 중속성에 대해서는 좀 더 세밀한 분석을 필요로 하고 있다.



[그림 4-2] 생존함수(Empirical Survival Funtion) 전체

다음으로 남성실업자와 여성실업자의 탈출률과 생존함수를 살펴보기로 한다.

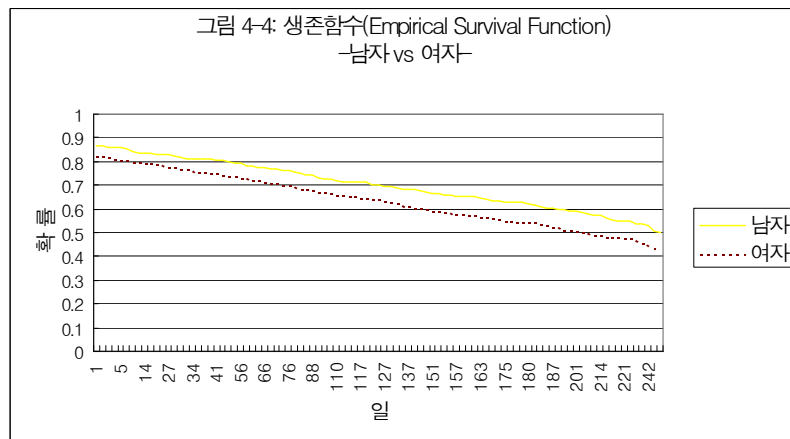


[그림 4-3] 해자드률(Empirical Hazard Rate) 남자 vs 여자

<그림 4-3>을 보면 전체실업자의 경우와 크게 다르지 않음을 알 수 있다. 즉, 상당수의 실업자는 이직 직후 취업으로 탈출하며 나머지는 매우 낮으면서 일정한 비율로 취업으로 탈출하다가 오랜 기간 후에는 다시 취업으로의 탈출률이 다소 증가하고 있다. 탈출률은 여성이 남성보다 높는데 이러한 현상은 김장호(1998)의 결과와 유사하다. 이는 앞서 이 자료를 가지고 이행확률을 계산하였을 때는 남자가 여자보다 임금근로자로 이행할 확률이 높다고 한 것과 상반되는 것같이 보일 수 있으나 그렇지 않다. 남자가 여자보다 임금근로자로 이행할 확률이 높은 것은 사실이나 동시에 실업자로 남을 확률도 높기 때문에 한 시점에서 실업자 중 취업으로 탈출할 확률은 여성이 남성보다 높게 나타날 수 있다.

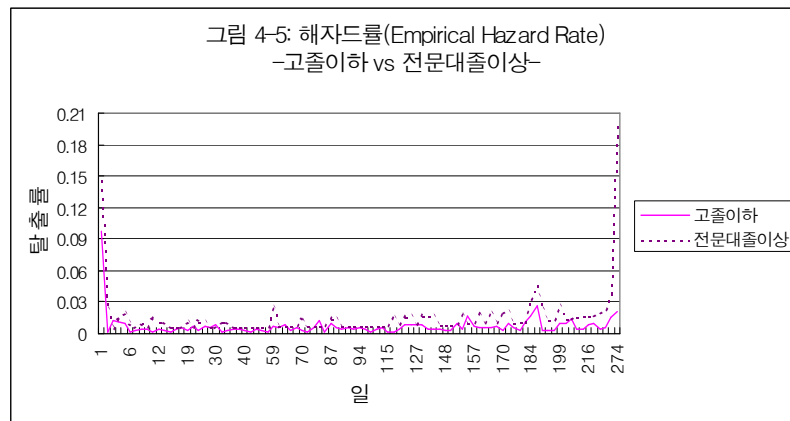
생존함수를 보면 남녀의 차이가 좀 더 명확하게 나타나는데 매

시점에서 남자가 여자보다 실업으로 남아있을 확률이 더 높게 나타나고 있다. 그 차이는 약 5%로 크지는 않으나 일관된 차이를 보이는 것과 시간이 지남에 따라 그 차이가 좀 더 커지는 것은 유의할 사항이라 할 수 있을 것이다.



[그림 4-4] 생존함수(Empirical Survival Function) 남자 vs 여자

다음으로 학력별 탈출률과 생존함수를 보면 아래와 같다

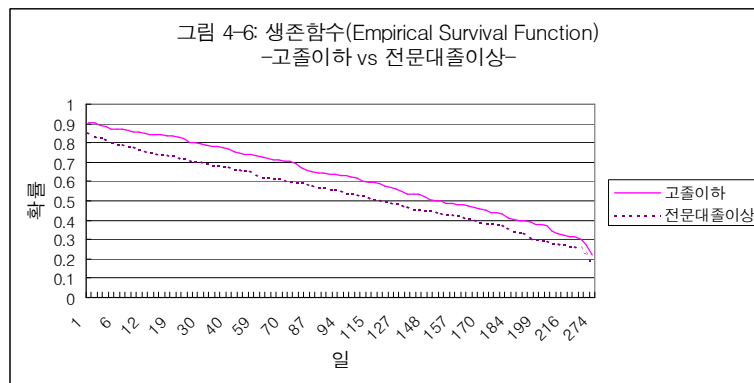


[그림 4-5] 해자드률(Empirical Hazard Rate) 고졸이하 vs 전문대졸 이상

IV. 실업탈출률과 기간 종속성 69

위의 그림에 나타나는 탈출률의 기본 패턴은 전체실업자의 패턴과 큰 차이를 보이고 있지 않다. 하지만 고졸이하의 학력을 가진 실업자와 전문대이상의 학력을 가진 실업자의 탈출률은 차이를 보이고 있는데 전문대이상의 학력을 가진 실업자가 비교 대상 집단보다 전반적으로 탈출률이 높게 나타나고 특히 이직 직후 실업에서 탈출할 확률이 높게 나타나고 있어 직업을 가진 상태에서의 탐색활동이 활발하거나 노동시장의 적응력이 더 큰 것으로 보여진다.⁴³⁾ 전문대이상의 학력을 가진 실업자는 실업기간이 장기화될 경우도 탈출률이 하락하지 않는데 이는 이들의 실업이 노동수요 측의 제약보다는 공급 측의 결정 때문인 것으로 해석된다. 즉, 이들의 실업이 효율적 실업(efficient unemployment)일 가능성이 높다.

전문대이상의 학력을 가진 실업자가 고졸이하의 학력을 가진 실업자보다 탈출률이 높다는 것은 실업상태에 남아 있을 확률이 작다는 것을 말하며 이는 <그림 4-6>에 명백히 나타나고 있다.

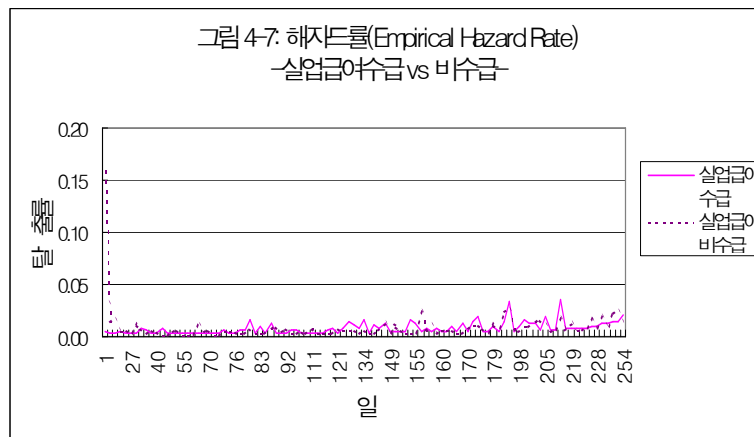


[그림 4-6] 생존함수(Empirical Survival Function) 고졸이하 vs 전문대졸 이상

43) 노동시장에 대한 적응력이 높다는 것은 기업에서 원하는 기술이나 기능을 가지고 있어 취업 가능성이 높다는 것과 보다 적극적으로 탐색 활동을 하여 취업가능성이 높다는 두 가지 측면을 가지고 있다.

<그림 4-6>을 보면 전문대이상의 학력을 가진 실업자의 생존함수가 고졸이하의 학력을 가진 실업자의 생존함수보다 아래에 위치하고 있으며 또한 두 생존함수는 서로 교차하지 않고 있다. 이는 매 시점마다 전문대이상의 학력을 가진 실업자가 계속 실업상태로 남아있을 확률이 고졸이하의 학력을 가진 실업자가 계속 실업상태로 남아있을 확률보다 작음을 뜻한다. 실직 후 약 9개월이 지날 경우 전체 실업자의 20%정도가 계속 실업상태에 남아있으며 여기서는 학력간 차이를 거의 보이지 않고 있다.

다음으로 실업급여 수급자와 비수급자간의 탈출률과 생존함수를 살펴보자. 아래 <그림 4-7>과 <그림 4-8>은 실업급여 수급자와 비수급자의 탈출률과 생존함수를 각각 나타내고 있다.

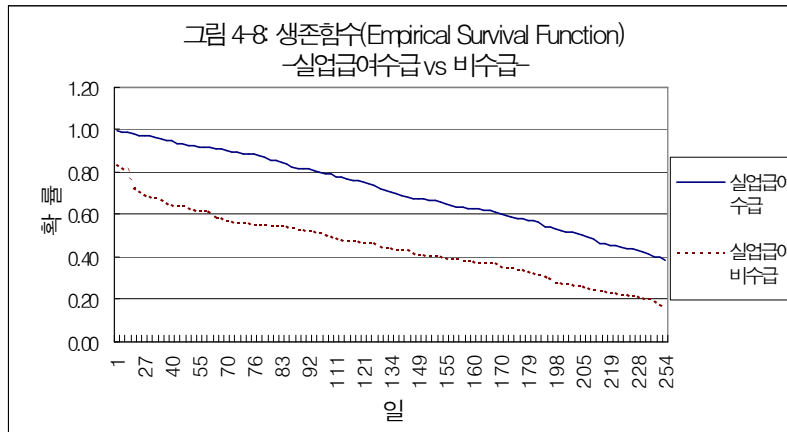


[그림 4-7] 해자드률(Empirical Hazard Rate) 실업급여수급 vs 비수급

위의 그림을 보면 실업급여 수급자와 비수급자 사이에 취업으로의 탈출률의 가장 큰 차이는 초기 탈출률임을 알 수 있다. 실업급여 비수급자는 이직 직후에 전체실업자의 15% 이상이 취업으로 탈출

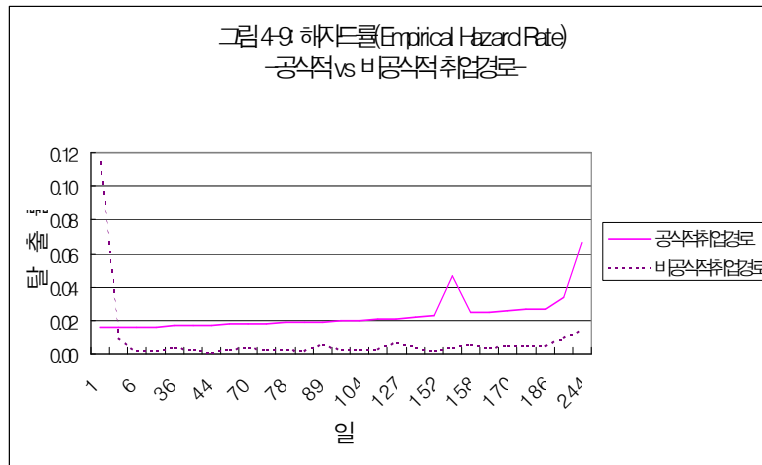
IV. 실업탈출률과 기간 종속성 71

하는 반면 실업급여 수급자는 약 1% 정도만이 취업으로 탈출하고 있다. 이러한 초기 탈출률의 큰 차이 때문에 실업급여 수급자가 실업상태로 남아있을 확률도 비수급자보다 크게 나타나는데 <그림 4-8>에서 보듯이 초기 생존률에 큰 차이를 보이고 있다. 실업급여 비수급자의 경우 실직 후 약 60일이 지나면 실직자의 40%가 실업에서 빠져나가는데 비해 실업급여 수급자의 경우는 약 170일이 지나야 실직자의 40%가 실업에서 빠져나가고 있다. 이는 실직자의 평균실업기간을 비교할 때 후자가 전자보다 길다는 것을 의미한다.



[그림 4-8] 생존함수(Empirical Survival Function) 실업급여수급 vs 비수급

마지막으로 취업경로가 실업자의 탈출률과 생존함수에 미치는 영향을 살펴보기로 한다. 취업경로는 전과 마찬가지로 공식적 취업경로와 비공식적 취업경로로 구분하고 이에 따라 탈출률과 생존함수를 계산한 결과는 <그림 4-9>와 <그림 4-10>에 각각 나타나 있다.



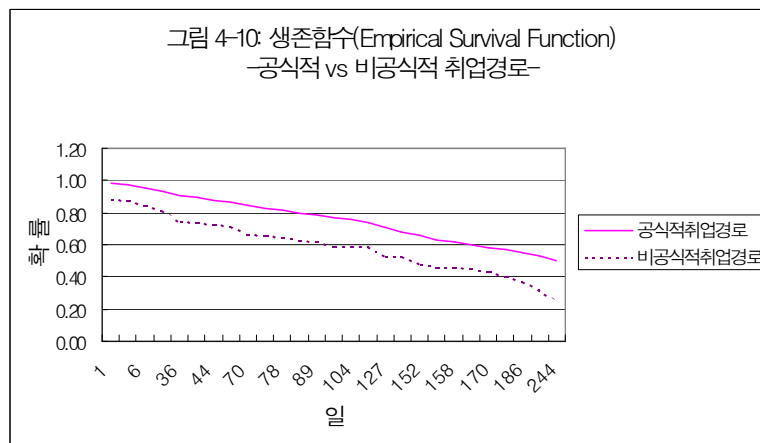
[그림 4-9] 해자드률(Empirical Hazard Rate) 공식적 vs 비공식적 취업경로

공식적 취업경로를 이용한 실업자가 전체의 6%에 지나지 않아 경험적 탈출률에 대한 신뢰성이 떨어진다는 것을 감안하더라도 비공식적 취업경로를 이용한 실업자의 이직초기 취업률이 공식적 취업경로를 이용한 실업자보다 월등히 높다는 것을 알 수 있다.⁴⁴⁾ 이는 가까운 사람들을 통해 새로운 직장에 대한 사전 정보를 입수한 후에 이직 후 곧바로 취업하는 경우로 해석될 수 있을 것이다. 이에 비해 공식적 취업경로를 사용하는 실업자는 새로운 직장에 대한 사전 정보가 없고 따라서 취업알선기관을 통하여 점진적으로 정보를 수집함으로써 이직초기의 탈출률이 낮은 것으로 보인다. 하지만 실업기간이 길어지면서 공식적 취업경로를 이용한 실업자들의 탈출률이 높게 나타나는 것은 흥미있는 일이다. 공식적 취업알선기관이 장

44) <그림 4-9>에서 공식적 취업경로를 이용한 실업자의 탈출률 곡선이 90일과 110일 사이에서 불연속적인 이유는 이 기간에 탈출한 사람이 없기 때문이다. 이는 공식적 취업경로를 이용한 실업자의 수가 적은 것에 기인한다.

기적으로는 효과적인지에 대한 판단은 샘플수의 한계로 여기서는 유보하기로 한다. 이 부분에 대한 좀 더 깊은 연구가 필요할 것으로 보인다.

초기 탈출률의 큰 차이의 영향으로 공식적 취업경로를 이용한 실업자의 생존함수가 비공식적 취업경로를 이용한 실업자의 생존함수의 위쪽에 위치하는 것으로 나타난다. 실직 후 약 100일이 지나면 비공식적 취업경로를 이용한 실업자의 약 40%가 실업에서 탈출하고, 공식적 취업경로를 이용한 실업자의 약 20%가 실업에서 탈출하는 것으로 나타나고 있으며 이러한 차이는 계속 지속되고 있다.



[그림 4-10] 생존함수(Empirical Survival Function) 공식적 vs 비공식적 취업경로

지금까지 경험적 탈출률과 생존함수를 전체, 성별, 교육수준별, 실업급여수급여부별, 취업경로별로 살펴보았다. 이러한 구분 외에 혼인여부, 직업 등에 따라 경험적 탈출률과 생존함수를 계산할 수 있는데 그 결과는 부록에 제시한다.

탈출률과 생존함수를 경험적 방법 즉 비모수적 방법으로 추정하

는 장점은 데이터에 아무런 제약을 가하지 않는다는 것이지만 만일 개인간 관측되는 또는 관측되지 않는 이질성(unobservable heterogeneity)이 존재하거나 샘플의 수가 충분치 못할 경우에는 비모수 추정방법으로 추정한 탈출률과 기간종속성은 편의를 갖는 한계를 가지고 있다. 따라서 다음 장에서는 실업기간이 일정한 분포를 가진다는 가정 하에서 탈출률과 생존함수, 실업기간을 측정하기로 한다.

3.3. 탈출률, 평균실업기간, 기간종속성의 추정

실업기간이 일정한 분포를 가진다고 가정하면 그 분포의 모수(parameter)를 추정함으로써 실업탈출률, 생존함수, 평균실업기간, 기간종속성 등을 알아낼 수 있다.⁴⁵⁾ 일반적으로 가장 흔히 가정하는 분포는 지수함수인데 이는 탈출률이나 평균실업기간을 계산하기 쉽기 때문이다. 하지만 지수분포를 가정하면 이론적 탈출률이 상수이기 때문에 실업의 기간종속성이 없다는 것을 자료에 강제하는 것이 된다. 따라서 특히 기간종속성을 알아보는 데는 지수분포는 적당하지 않다. 이러한 이유로 여기서는 좀 더 일반적인 위험함수(hazard function)를 사용하기로 한다.

여기서 사용할 위험함수는 3가지이다. 첫째, 실업기간이 지수함수일 때 나타나는 고정위험함수, 둘째, 단조적인(monotonic) 기간종속성을 조사할 수 있는 와이블 위험함수, 셋째, 탈출률이 비단조적인

45) 앞서 지적한 데로 최소의 분포만 가정하고 준모수적 방법으로 탈출률을 추정할 수 있으나 이 장에서는 모수적 추정방법만을 사용하기로 한다.

(non-monotonic) 가능성을 확인할 수 있는 F-H 위험함수이다. F-H 위험함수는 Flin and Heckman(1983)이 사용한 위험함수로서 음의 기간종속성과 양의 기간종속성을 다 포함할 수 있는 위험함수이다. 즉, 와이블 함수는 시간이 지남에 따라 탈출률이 단조적으로 감소하거나 단조적으로 증가하는 경우만을 허용하는데 F-H 위험함수는 시간이 지남에 따라 탈출률이 감소하다가 일정시간이 경과한 후에는 탈출률이 증가할 수 있는 경우 혹은 그 반대의 경우를 허락하고 있다. 이론적으로 탈출률은 비단조적인 경우가 많기 때문에 F-H 위험함수가 더 적합한 함수형태라 할 수 있다.⁴⁶⁾

이상의 3가지 위험함수를 기호로 표시하면 다음과 같다.

$$\text{고정위험함수 : } h(t) = \lambda \quad \text{----- (4-17)}$$

$$\text{와이블 위험함수 : } h(t) = \gamma \alpha t^{\alpha-1} \quad \text{----- (4-18)}$$

$$\text{F-H 위험함수 : } h(t) = \exp(\phi_0 + \phi_1 t + \phi_2 t^2) \quad \text{----- (4-19)}$$

고정위험함수일 경우 평균실업기간은 $1/\lambda$ 가 되며, 와이블 위험함수일 경우 평균실업기간은 $\gamma^{-1/\alpha} \Gamma(\frac{\alpha+1}{\alpha})$ 가 되며, F-H 위험함수일 경우 평균실업기간은 위험함수의 적분을 통하여 구할 수 있다.⁴⁷⁾

고정위험함수일 경우 기간종속성은 존재하지 않는 것으로 강제하고 있어 파악이 어려우나 와이블 위험함수일 경우 $\alpha=0$ 이면 기간종속성이 없다는 것을, $\alpha>1$ 이면 양의 기간종속성 즉 시간이 지남에

46) 탈출률이 비단조적일 수 있다는 것을 이론적으로 보인 연구로는 Jovanovic (1979)이 있다.

47) $E[t] = \int_0^{\infty} t f(t) dt$ 이고 $f(t) = h(t) s(t)$, $s(t) = \exp[-\int_0^t h(t) dt]$ 이므로

$$E[t] = \int_0^{\infty} t h(t) \exp[-\int_0^t h(t) dt] dt \text{이 된다.}$$

따라 탈출률이 증가한다는 것을, $\alpha < 1$ 이면 음의 기간 종속성 즉 시간이 지남에 따라 탈출률이 감소한다는 것을 각각 의미한다. 따라서 와이블 위험함수는 탈출률이 단조적으로 증가 혹은 감소하는 경우만 허락한다. F-H 위험함수일 경우는 $\phi_1 = \phi_2 = 0$ 일 경우 기간종속성이 존재하지 않는다는 것을, $\phi_1 > 0, \phi_2 = 0$ 일 경우 양의 기간종속성을, $\phi_1 < 0, \phi_2 = 0$ 일 경우 음의 기간종속성을 각각 의미하며 $\phi_2 \neq 0$ 일 경우는 탈출률이 단조적이지 않다는 것을 의미한다. 즉 탈출률이 증가했다가 감소할 수도 또는 그 반대일 수도 있는 것이다. 따라서 F-H 위험함수는 와이블 위험함수보다 더 유연적 함수라 할 수 있다.

<표 4-2>는 위와 같은 3가지 위험함수를 사용하여 탈출률, 평균 실업기간을 계산한 결과를 나타내고 있다.⁴⁸⁾ 먼저 기간종속성에 대해서 살펴보기로 하자. 와이블 위험함수를 사용하였을 경우 전체 실업자에 대한 α 값은 0.701로 음의 기간종속성을 나타내고 있다. 즉 실업기간이 길어지면 길어질수록 실업에서 탈출할 확률은 감소하는 것으로 나타나고 있다. 하지만 F-H 위험함수를 보면 ϕ_2 가 크지는 않지만 0이라는 귀무가설을 기각하고 있다. 즉, F-H 위험함수에 따르면 단조적인 기간종속성은 존재하지 않는 것으로 나타난다. F-H 위험함수의 계수를 가지고 탈출률을 살펴보면 초기에는 탈출률이 감소하다가 나중에는 증가하는 현상을 나타내는 U자형 곡선을 보이는데 이는 앞장에서 구한 경험적 탈출률과 흡사하다.

<표 4-2> 탈출률, 평균실업기간, 기간종속성 추정치

48) 지면 상 전체실업자, 성별, 학력별, 취업경로별, 실업급여수급별 구분만을 여기에 제시하고 나머지 구분에 대해서는 <부록 표 4>에 제시한다.

IV. 실업탈출률과 기간 종속성 77

	고정위험함수	와이블 위험함수	F-H 위험함수
전체	$\lambda=0.0054$ (0.00019) Loglike=-4983.48 E[t]=6.17	$\gamma=0.0254$ (0.0031) $\alpha=0.701$ (0.0225) Loglike=-4913.60 E[t]=7.97	$\psi_0=-4.655$ (0.0754) $\psi_1=-0.0153$ (0.00161) $\psi_2=0.624 \times 10^{-4}$ (0.539 $\times 10^{-5}$) Loglike=-4939.11 E[t]=4.93
남자	$\lambda=0.0052$ (0.00023) Loglike=-3248.74 E[t]=6.41	$\gamma=0.0247$ (0.0037) $\alpha=0.700$ (0.0279) Loglike=3203.22 E[t]=8.34	$\psi_0=-4.669$ (0.0754) $\psi_1=-0.0153$ (0.00199) $\psi_2=0.641 \times 10^{-4}$ (0.781 $\times 10^{-5}$) Loglike=-3217.49 E[t]=5.04
여자	$\lambda=0.0058$ (0.00035) Loglike=-1733.61 E[t]=5.73	$\gamma=0.0265$ (0.0054) $\alpha=0.704$ (0.0380) Loglike=-1709.59 E[t]=7.26	$\psi_0=-4.626$ (0.127) $\psi_1=-0.0144$ (0.0027) $\psi_2=0.604 \times 10^{-4}$ (0.111 $\times 10^{-4}$) Loglike=-1720.03 E[t]=4.67
고졸이하	$\lambda=0.0052$ (0.00021) Loglike=-3832.82 E[t]=6.43	$\gamma=0.0196$ (0.0029) $\alpha=0.743$ (0.0274) Loglike=-3796.61 E[t]=7.91	$\psi_0=-4.816$ (0.0896) $\psi_1=-0.0127$ (0.00185) $\psi_2=0.537 \times 10^{-4}$ (0.726 $\times 10^{-5}$) Loglike=-3807.57 E[t]=5.11
전문대졸이상	$\lambda=0.0063$ (0.00045) Loglike=-1148.20 E[t]=5.33	$\gamma=0.0487$ (0.0101) $\alpha=0.598$ (0.0388) Loglike=-1110.49 E[t]=7.84	$\psi_0=-4.166$ (0.1397) $\psi_1=-0.0237$ (0.00335) $\psi_2=0.922 \times 10^{-4}$ (0.137 $\times 10^{-4}$) Loglike=-1124.17 E[t]=4.28
공식적 취업 경로	$\lambda=0.0029$ (0.00051) Loglike=-225.33 E[t]=11.32	$\gamma=0.0029$ (0.0025) $\alpha=1.0037$ (0.1626) Loglike=-225.33 E[t]=11.28	$\psi_0=-5.861$ (0.4653) $\psi_1=-0.0020$ (0.00164) $\psi_2=0.638 \times 10^{-4}$ (0.647 $\times 10^{-5}$) Loglike=-225.04 E[t]=7.71
비공식 적 취업 경로	$\lambda=0.0056$ (0.00020) Loglike=-4750.15 E[t]=5.95	$\gamma=0.0272$ (0.0033) $\alpha=0.6944$ (0.0227) Loglike=-4678.86 E[t]=7.65	$\psi_0=-4.604$ (0.0764) $\psi_1=-0.0157$ (0.00164) $\psi_2=0.638 \times 10^{-4}$ (0.647 $\times 10^{-5}$) Loglike=-4705.15 E[t]=4.80
실업 급여 수급자	$\lambda=0.0032$ (0.00023) Loglike=-1386.60 E[t]=10.28	$\gamma=0.0002$ (0.0001) $\alpha=1.509$ (0.0954) Loglike=-1368.47 E[t]=8.04	$\psi_0=-4.088$ (0.0780) $\psi_1=-0.0229$ (0.00184) $\psi_2=0.881 \times 10^{-4}$ (0.729 $\times 10^{-5}$) Loglike=-3471.39 E[t]=4.0
실업 급여 비수 급자	$\lambda=0.0070$ (0.00029) Loglike=-3546.30 E[t]=4.75	$\gamma=0.0520$ (0.0059) $\alpha=0.614$ (0.0222) Loglike=-3437.30 E[t]=6.38	$\psi_0=-7.0163$ (0.2628) $\psi_1=0.01869$ (0.00431) $\psi_2=-0.500 \times 10^{-4}$ (0.161 $\times 10^{-4}$) Loglike=-1365.02 E[t]=3.83

최근 동일한 자료를 가지고 기간종속성을 검토한 박성준(1998)은

와이블 위험함수를 사용하여 우리 나라 실업은 음의 기간중속성을 가진다고 판단하였는데⁴⁹⁾ 여기에 제시된 F-H 위험함수의 추정치로 볼 때 이는 경직된 위험함수를 사용한 결과라고 해석할 수 있다. 또한 대구, 경북지역의 실업자를 대상으로 연구한 류기철(1998)은 경험적 탈출률의 형태가 역 U자형을 보인다는 것을 발견하였는데 이는 실업의 기간중속성이 단조적이지 않다는 점에서는 본 연구의 결과와 일치하나 형태에 있어서는 정 반대의 결과라 할 수 있다. 따라서 본 연구나 기존의 다른 연구로는 우리 나라 실업의 기간중속에 대하여 단정할 수 없으며 다른 자료와 다른 기간에 대한 추가적인 연구가 필요하리라 본다.

평균실업기간을 보면 3가지 모형에서 큰 차이를 보이는데 F-H 모형에서 가장 짧게 나타나고 있다. 김장호(1998)는 실업기간의 잘림을 고려하지 않고 평균탈출률을 사용하여 기대실업기간을 추정하였는데 1997년의 기대실업기간을 3.03개월로 추정하고 있다. 어수봉(1998)은 비슷한 방법으로 1998년 3월 현재 기대실업기간을 3.5개월로 추정하고 있다. 위의 기대실업기간은 이들 추정치보다는 상당히 높게 나타나는데 이는 여기서 고려한 실업자는 30인 이상 사업장의 실업자라는 점, 또한 실업에서 자영업자, 비경활인구로 이행한 경우를 제외시켰다는 점에서 차이가 있다 하겠다. 기간중속성에 대한 검토와 기존 연구결과를 고려할 때 F-H 모형에서 제시한 4.93개월이 가장 근접한 기대실업기간으로 판단된다.

탈출률과 평균실업기간을 집단별로 비교해 보면 여성이 남성보다 탈출률이 높으며 따라서 평균실업기간도 짧게 나타나고, 고학력일수록 탈출률이 높으며 평균실업기간도 짧게 나타나고 있다. 또한, 공식적 보다는 비공식적 취업경로를 이용한 실업자의 탈출률이 높고

49) 박성준(1998)은 와이블 계수 $\alpha=0.761$ 을 추정하고 있다.

실업기간도 짧으며 실업급여 수급자가 비수급자보다 탈출률이 낮고 실업기간은 긴 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 경험적 탈출률을 계산했을 때와 큰 차이를 보이고 있지 않다.

3.4. 일반 F-H 위험모형의 추정

지금까지는 전체 실업자와 실업자 집단별 탈출률을 추정하고 이를 상호 비교하였다. 하지만 여성과 남성을 비교할 때 이들의 교육, 직업, 연령, 실업급여수급여부 등이 서로 다를 수 있기 때문에 여성이 남성보다 탈출률이 높다는 해석은 일정한 한계를 가진다. 따라서 여기서는 이러한 요인들이 탈출률에 미치는 영향에 대하여 F-H 위험모형을 토대로 살펴보기로 한다.

기본 F-H 위험모형에 탈출률에 영향을 미칠 수 있는 변수를 포함시키면 다음과 같은 일반적 F-H 위험함수가 된다.

$$h(t) = \exp(\phi_0 + \phi_1 t + \phi_2 t^2 + X\beta) \dots\dots\dots (4-20)$$

위에서 X 는 통제변수의 벡터이며 β 는 변수에 대응하는 모수의 벡터이다. 식 (4-20)을 이용하여 우도함수를 계산하고 Newton-Raphson 과정을 이용하여 $(\phi_0, \phi_1, \phi_2, \beta)$ 를 추정한 결과가 <표 4-3>에 제시되어 있다.⁵⁰⁾

<표 4-3> 일반적 F-H 위험함수의 추정결과

50) 가능한 많은 통제변수를 포함시키는 것이 바람직하겠으나 계산의 복잡성으로 인하여 기본적인 인적속성과 우리가 관심 있는 실업급여수급여부, 공식/비공식적 취업경로만을 변수로 포함시켰다. 이외에 다양한 시도를 하였으나 추정결과에는 큰 차이를 보이지 않음을 밝혀둔다.

변수	추정계수	표준오차
여 성	0.027	0.078
연 령	-0.004	0.004
교 육	0.025	0.015
기 혼	0.018	0.104
비자발적실업	0.036	0.103
실업급여수급	-0.707	0.111#
공식적취업경로	-0.601	0.234#
지역실업률	-0.133	0.132
Φ_0	-4.342	0.387#
Φ_1	-0.015	0.002#
Φ_2	0.607×10^{-4}	0.637×10^{-5} #
Log-Likelihood		-4,884.773

주 : 지역실업률을 지역통계연보(1997)년에서 1996년 하반기의 지역별 실업률을 사용하였음.

#는 95%수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

<표 4-3>을 보면 다른 요소를 통제하였을 때 여성일수록, 교육이 높을수록, 연령이 작을수록, 기혼일수록 취업으로의 탈출률이 높은 것으로 나타나나 통계적 유의성은 없게 보이고 있다. 하지만 기준 위험함수의 계수 즉 Φ_0, Φ_1, Φ_2 는 모두 통계적으로 유의하게 나타나 개인의 특성에 상관없이 비단조적인 기간중속성은 존재하는 것으로 볼 수 있다. 지역실업률이 높을수록 탈출률이 낮게 나타나는 것은 이론적으로 예측되는 결과이나 역시 통계적 유의성은 낮다. 위에서 탈출률에 가장 큰 영향을 보이는 요인으로는 실업급여의 수급여부와 취업경로로 나타나고 있다. 즉, 실업급여의 수급은 상대적으로 탈출률을 낮추며 공식적 취업경로를 이용하는 것은 그 반대의 경우 보다 탈출률을 낮추고 있다.

4. 소결

실업자가 취업으로 탈출할 확률은 실업기간의 매 시점마다 변할 수 있다. 즉 실업기간이 증가하면서 탈출할 확률이 감소, 증가 또는 변하지 않을 수 있다. 위의 결과를 보면 우리 나라 실업자의 탈출률은 비단조적 형태를 나타내고 있는 것을 알 수 있다. 즉 실직 초기에는 탈출률이 매우 높다가 그 후 한 동안 감소하고 일정기간이 경과한 후 다시 증가하는 U자형 패턴을 보이고 있다. 초기 탈출률이 높은 이유는 취업이 유리한 사람들이 먼저 취업이 되기 때문일 수도 있고 직업을 가진 상태에서 탐색한 결과일 수도 있을 것이다. 하지만 인적특성이 탈출률에 큰 영향을 미치지 않는다는 결과로 볼 때 후자가 더 중요한 요인으로 보인다.

인적속성에 따른 탈출률의 차이를 보면 여성이 남성보다 탈출률이 높고, 미혼이 기혼보다 탈출률이 높으며, 학력이 높을수록 탈출률이 높고, 연령이 많을수록 탈출률이 낮은 것으로 나타나고 있다. 하지만 실업급여의 수급여부, 취업경로, 자발적/비자발적 이직, 지역간의 실업률 차이를 통제할 경우 인적속성의 차이에 따른 탈출률 차이는 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다.

실업급여의 수급은 탈출률을 현저히 낮추는 것으로 나타나고 있다. 실업급여 비수급자는 이직 직후에 전체실업자의 15% 이상이 취업으로 탈출하는 반면 실업급여 수급자는 약 1% 정도만이 취업으로 탈출하고 있다. 또한 실업급여 비수급자의 경우 실직 후 약 60일이 지나면 실직자의 40%가 실업에서 빠져나가는데 비해 실업급여 수급자의 경우는 약 170일이 지나야 실직자의 40%가 실업에서 빠

저나가고 있다.⁵¹⁾

취업경로를 비교하면 공식적 취업경로를 이용한 실업자가 비공식적 경로를 이용한 실업자보다 탈출률이 현저히 낮은 것으로 나타나고 있다. 특히 실직 초기의 탈출률에서 현저한 차이를 보이고 있다. 반면에 실직 후기에는 공식적 취업경로를 이용한 실업자의 탈출률이 상대적으로 높게 나타나는데 이는 공식적 취업경로를 이용하는 것이 실업이 장기화 될 경우에는 효과가 있음을 보여주는 것으로 해석할 수 있다. 하지만 실업대책은 실업기간을 단축하는 것이 중요한 목표가 될 때 실업초기의 탈출률을 높이는 쪽으로 개선되어야 할 것이다.

51) 실업급여가 탈출률에 미치는 효과에 대한 본 연구의 결과는 실업자의 보이지 않는 이질성을 통제하지 않고 나타난 결과이므로 단정적으로 받아들여져서는 안된다. 다만, 만일 실업자들 사이에 이러한 이질성이 존재하지 않는다면 본 연구결과의 해석은 타당하다.

V. 실업대책에 대한 정책제언

1. 정부의 실업대책

지금까지 진행되어 온 정부의 실업대책은 일자리 창출, 공공근로 사업, 직업훈련, 취업알선, 고용보험의 확대 등으로 구분될 수 있는데 여기서는 이들 정책에 대한 개선점들에 대하여 생각해 보기로 한다.

1.1. 일자리 창출

일자리 창출은 실업문제를 근본적으로 해결하는 수단이며 목적이기도 하다. 일자리 창출은 다양한 형태로 나타나는데 중소기업지원을 통한 일자리 창출, 벤처기업 육성이나 창업지원을 통한 일자리 창출, 자영업 지원을 통한 일자리 창출, 정부의 SOC 투자를 통한 일자리 창출, 공공근로사업을 통한 일자리 창출 등이 있다.

중소기업지원, 창업지원을 통한 일자리 창출정책의 가장 큰 문제점은 정부의 행정력 부재와 전문성 결여 그리고 대출조건이 매우 까다롭다는 것으로 압축될 수 있다. 중소기업의 지원이 효과적이기 위해서는 어느 직종의 기업이 유망한지 아닌지에 대한 판단이 있어야 하는데 중소기업청이나 정보통신부의 관리들의 현실경제에 대한 이해 부족, 전문적 지식 결여 등으로 사업성이 없는 회사나 심지어는 유명회사에 막대한 재원을 지원하는 사례가 빈번하다. 이러한 사태를 방지하기 위해서 정부는 정책의 수립에만 급급할 것이 아니라

정책이 올바르게 집행되도록 사후 관리에 좀 더 관심을 가져야 할 것이다. 또한, 민간전문가의 활용을 통하여 공무원의 전문성 결여를 보완하는 방법을 적극적으로 사용하여야 할 것이다.

창업지원의 또 다른 문제는 대출조건이 신용에 근거하기보다는 담보에 근거하기 때문에 사실상 유망업종의 중소기업이나 능력 있는 실직자의 창업을 어렵게 한다는 것이다. 창업하려는 사람은 일반적으로 금융제약(financial constraint)을 가진다고 볼 때 대출이 어렵다는 것은 결국 창업을 막는 것이고 따라서 고용창출도 될 수 없는 것이다. 이러한 문제를 해결하기 위해서는 정부는 신용보증제도의 확대, 연대보증제도의 개선을 위해 적극적으로 나서야 할 것이다.

정부는 SOC 투자 또는 관급공사발주 등을 통하여 일자리 창출을 계획하여 왔고 실적도 쌓이고 있다. 여기서 문제가 되는 것은 정부공사의 지역적 배분이다. 도로, 다리, 항만 건설 및 개·보수, 하천 정비, 사망사업, 저수지 준설 등의 중앙·지방정부의 각종 사업이 과연 그 사업을 수행하는 지역의 실업정도와 어느 정도 관계가 있는가 하는데는 상당히 회의적이다 (김우영·김만규, 1998).⁵²⁾ 앞으로 정부사업의 지역적 배분은 그 지역의 실업을 줄이는데 실질적으로 도움이 되도록 이루어져야 할 것이다.

정부나 재계에서는 또한 노동시장의 유연화를 통한 일자리 창출을 주장하고 있다. 최근 OECD보고서(1996) 등을 통하여 실업으로의 이행률과 실업에서부터의 탈출률이 높은 즉 노동시장의 유연성이 높은 미국에서는 실업률이 낮고 그렇지 못한 유럽에서는 실업률이 높다는 것이 일반적인 것처럼 받아들여지고 있다. 즉 직업의 파

52) 김우영·김만규(1998)는 충남지역의 관급공사에 따르는 고용창출비중과 지역의 인구비중 사이에 낮은 상관관계를 밝히면서 고용창출계획의 지역별 안배가 문제가 되고 있음을 지적하고 있다.

괴를 통하여 직업이 창출된다는 해고의 역설이 정부, 재계 심지어는 일부 학계에서도 기정사실로 받아들여지고 있는 것처럼 보인다.

해고의 역설에는 최소한 세 가지 문제점이 있다. 우선, 실업률만 보더라도 해고율(실업으로의 이행률)이 높고 취업률(실업에서부터의 탈출률)이 높으면 실업기간은 짧다는 것을 의미하지만 반대로 실업 빈도는 높아질 수 있어 그 자체로 실업률이 낮다는 것을 증명하지는 않는다.⁵³⁾ Hogan and Ragan(1995)은 노동시간의 단축을 통하여 노동량을 조정할 경우와 고용을 통하여 노동량을 조정할 경우가 사회적 실업률에 미치는 영향을 이론적으로 설명하여 했으나 높은 해고율이 높은 취업률을 보장하기 위해서는 해고로 발생하는 실업률 상승이 취업률보다 낮아야 한다는 동의반복의 오류에 빠지고 있다. 따라서 적어도 이론적으로는 해고의 역설이 증명되지 못하고 있다.

다음으로 국가간 노동유연성과 실업률의 관계를 비교할 때는 그 자체만을 볼 것이 아니라 경제, 사회, 관습, 문화적 차이도 동시에 고려하여야 할 것이다. 본 연구에서도 반복적으로 나타나는 결과는 우리 나라에서는 연령이 취업에 큰 걸림돌이 된다는 것이다. 이러한 사회적 관습 하에서 해고가 취업으로 연결되지 않는다는 것은 분명하다. 또한, 파트타임, 임시직, 계약직 등이 정착되지 않고 또 이들에 대한 사회적 보장도 미약한 우리 나라의 고용구조 하에서 실업자의 취업은 제한적일 수밖에 없다. 직업안정기관, 직업훈련기관의 수나 질에서 미국과 큰 차이를 보이고 있는 우리 나라에서 실업자가 재취업하기 또한 쉽지 않을 것이다.

마지막으로 실업문제는 결국에 가서는 생산성 증가 즉 성장과 관계가 있는데 해고의 증가가 생산성 증가라고 보기는 어렵다. 미국이

53) $\text{실업률} = \text{실업빈도} \times \text{실업기간}$ 임을 상기하자.

90년대 후반에 실업률이 낮은 것은 생산성 증가 때문이지 해고를 많이 해서라고 볼 수는 없다. 생산성 증가의 요인은 크게 세 가지로 구분할 수 있는데 첫째는 기술발전, 둘째는 인적자본의 향상, 셋째는 경제제도 특히 조세제도, 행정규제의 개선을 지적하고 있다. 해고의 증가가 이들 요소에 영향을 미친다고는 보기 어렵다.

노동시장의 유연화를 우리 나라에 적극적으로 도입하기 전에 이론적, 실증적 검토가 필요하며 외국의 사례에 대해서도 좀 더 면밀한 연구가 필요하다고 본다. 이러한 과정이 없다면 정책을 위한 정책에 그칠 수밖에 없을 것이다.

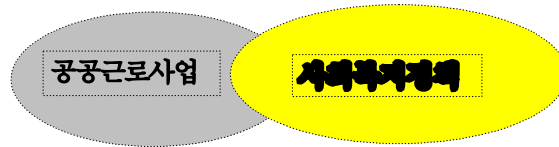
1.2. 공공근로사업

현재 공공근로사업은 많은 비판을 받고 있는데 참여율이 저조할 뿐 아니라 생산성이 있는 사업에 인력을 투입하고 있는지 아니면 그렇지 않아도 부족한 농촌인력이 공공근로사업으로 몰리면서 인력 사용의 불균형을 야기시키는 것은 아닌지에 대한 우려가 있다. 또한, 공공근로와 사회복지와의 구분이 불분명하다는 비판도 나오고 있다.

공공근로사업은 정부가 일시적으로 실직자에게 일자리를 제공해주는 노동시장정책이라 할 수 있다. 이러한 노동시장정책은 그 본질상 사회복지의 성격을 띠고 있는데 그 이유는 공공근로의 목적 중 하나가 실직자의 최소의 생계를 보존해 주는 것이기 때문이다.⁵⁴⁾ 공공근로와 사회복지와의 구분이 불분명한 것은 이러한 이유 때문이

54) Kesselman(1978)은 공공근로사업은 ① 생계지원, ② 자체 고용 증대, ③ 경제파급효과를 통한 유효수요 창출, ④ 사회에 유익한 재화, 서비스 생산의 4가지 목적을 가지는 것으로 구분하고 있다.

라고 보면 된다. 또한, 한국과 같이 사회안전망구축이 미흡한 상태에서는 공공근로의 복지적 성격은 오히려 강해져야 할지도 모른다.



[그림 5-1] 공공근로사업과 사회복지정책

공공근로의 참여율을 높이기 위해서는 사업을 다각화하여 참여인력의 특성에 맞는 사업으로 공공근로사업을 재편해야 할 것이다. 또한, 사업에 따라 차별, 분리 모집하는 것도 공공근로사업의 목적을 달성하는 하나의 수단이 될 수 있다. 여성 및 비경제활동인구의 참여를 억제하기 위해서 일률적으로 임금을 낮추는 것은 해결방법이 될 수 없다. 이는 일률적인 임금저하가 목표집단의 근로의욕을 상실케 할 수도 있기 때문이다.⁵⁵⁾

다음은 공공근로의 생산성에 대하여 생각해 보자. 우리가 흔히 생산적인 일에 실업자를 투입하여야 한다고 말하고 있는데 이 때의 생산성은 사업이 사회적으로 필요한 것이라는 것과 산출/투입 비율의 극대화를 말한다. 하지만 더 중요한 것은 실업자들 자신의 생산성을 높이는 것이라 생각한다. 예를 들어 자동차 기술을 가지고 있는 실직자가 산림정리에 투입되었다고 하자. 산림정리라는 사업만을 볼 때 생산적인 사업일수도 있고 생산성을 높일 수도 있다. 하지만 자동차기술을 가진 실업자 자신의 인적자본의 유지나 증가에는 아무런 도움이 되지 못한다. 이것은 분명한 사회적 손실이다. 따라서 정부의 공공근로사업은 이 두 가지 생산성을 동시에 고려하여야

55) 좀 더 자세한 내용은 고실업시대의 실업정책(1998)를 참조할 것.

할 것이다.

1.3. 직업훈련

직업훈련이 성공하기 위해서는 어떠한 직업훈련이 필요한가 또한 현재의 직업훈련이 미래에도 필요한가에 대한 답이 선행되어야 한다. 많은 학자들은 직업훈련의 내용을 정하는데 앞서 미래직업연구(future job study)가 필요하다고 강조한다. 미래에 어떠한 직업이 유망하며 어떠한 직업은 사라질 것인 가에 대한 예측이 반드시 필요하다. 이에 대한 연구는 기업을 대상으로 하는 설문조사가 그 출발점이 될 것이다. 이러한 기초 위에서만이 정부의 직업훈련계획이 장기적으로 성공할 수 있을 것이다.

다음은 직업훈련기관의 선정문제이다. 여기에는 공공직업훈련을 민간에 이양하는 것이 바람직하다는 의견도 있고 그 반대의 의견도 만만치 않다. OECD보고서(1996)는 전자를 피력하고 있다. 여기에 첨가되어 직업훈련바우처(Job Training Voucher) 제도의 도입도 준비중에 있다.

하지만 현재까지 진행되어 온 직업훈련프로그램의 가장 큰 문제는 취업과의 연계이다. 직업훈련의 성공은 취업에 있다. 따라서 직업훈련과 취업알선의 연계는 반드시 필요하다. 직업훈련과 취업알선의 연계는 Job Training Partnership Act(1983. 10)에 근거하고 있는 미국의 재취업훈련제도에서 잘 나타나고 있는데 미국의 실업자재취업훈련에 관한 법령을 보면 인구 20만명 이상 단위의 각 지방자치단체에 취업과 훈련서비스를 제공하는 독자적인 사무소를 두고 직업훈련 및 취업알선과 관련된 종합적인 서비스를 지역내 각 개인과

기업에게 제공하도록 하고 있다 (이영휘·홍성호, 1998. 4).

신규실업자(대졸자, 고졸자, 주부 등)에 대한 직업훈련은 실직자 재취업훈련에서 별도로 구분하는 것이 필요하다. 직업훈련 대상자의 구분은 크게 고용보험 적용대상자인지 아닌지가 기준이 되고 있다. 하지만 신규실업자에 대한 직업훈련은 기초기능훈련(Basic Skills Training) 혹은 인턴쉽(Internship)이 강조되어야 하기 때문에 일정한 기술을 가진 고용보험 적용사업장의 실직자에 대한 직업훈련과는 달라야 한다.

정책의 우선 순위는 현장중심의 직업훈련에 두어야 한다. 직업훈련은 크게 교실내 훈련(Classroom Training Programs)과 현장중심 훈련(On The Job Training Programs)으로 구분되는데 정부에서 추진하려는 직업훈련의 대부분은 전자에 속한다. 이러한 직업훈련은 훈련이 끝나도 취업으로 연결되지 못하는 단점을 가지고 있다.

끝으로 직업훈련프로그램이 제대로 실행되고 있는지에 대한 사후 관리가 절실하다. 언론에 보도되는 것처럼 많은 직업훈련기관들이 훈련생 수를 조작하여 정부로부터 훈련비를 보조받고 있다. 이러한 문제를 해결하기 위해서는 비 상시적인 감독이 필요하며 아울러 훈련바우처제도의 도입이 가능한 조속히 이루어져야 할 것이다.

1.4. 취업알선

본 연구의 실증분석에서도 지적되듯이 우리 나라의 공식적 취업알선제도는 사용자가 극히 적을 뿐 아니라 취업알선실적도 매우 낮다. 교육훈련이 구조적 실업을 줄이는 방편이라면 취업알선은 마찰적 실업을 줄이는 방편이다. 취업알선이 성공하기 위해서는 무엇보다

다도 먼저 정보전산망 구축이 시급하다. 이러한 정보전산망을 노동 시장 인프라(infrastructure)라고 하는데 이러한 인프라의 구축 없이는 적극적 노동시장 정책도 실패할 가능성이 매우 높다.

지금까지 지적되는 우리 나라의 취업알선제도의 문제점들을 정리하면

- (1) 취업알선기관의 절대적 수 부족
- (2) 정보처리제도, Database, 자동전산입력방식 등의 미약
- (3) 취업알선상당자의 전문성 결여

가 있다. 이러한 문제를 해결하기 위해서 정부는 인력은행 및 공공취업알선기관의 수를 확대하고 있다.

취업알선의 궁극적인 목표는 구직자와 구인자에게 보다 많은 정보를 제공하여 마찰적 실업을 줄이는 것이다. 하지만 정보의 제공은 직장탐색비용(Search Cost)을 낮추어 실업기간을 늘리는 역효과도 가져온다. 따라서, 취업알선기관에서는 무조건 정보만을 제공할 것이 아니라 구직자에게 올바른 선택을 할 수 있도록 조언(consulting)을 해 주는 것이 필요하다.⁵⁶⁾ 이러한 문제는 단 시일 내 해결될 수 있는 것이 아니기 때문에 지금부터라도 취업정보에 대한 data base 구축, 전산화, 취업알선담당자의 자질제고 등에 노력을 투입하여야 할 것이다.

1.5. 고용보험의 확대

정부는 1998년 10월 1일부터 근로자 1인 이상 고용하는 모든 사업장 및 임시, 시간제 근로자까지 고용보험적용을 실시하였다.⁵⁷⁾ 하

56) 취업상당자의 심층적 상담(consulting)은 어수봉(1998)에서도 중요한 사항으로 지적되고 있다.

57) 하지만 예외가 없는 것은 아니다. 농림, 어업, 수렵부문의 4인 이하

지만 최근에 보험료 부과 및 징수과정에서 4인 이하 사업자의 소재 지나 매출액, 근로자 수 등이 제대로 파악되지 않아 운영에 차질을 빚고 있는데 이는 국민연금의 자영업 확대 실시문제와 유사하다. 또한, 영세사업장의 사회보험료 부담 증가로 고용보험가입에 대한 반발도 생기고 있어 우리 사회의 사회보험에 대한 철학적 빈곤과 정부의 행정력 부재가 심각하다.

고용보험의 확대는 실업부조(unemployment assistance)가 없는 우리 나라에서는 매우 중요한 문제이다. 물론 고용보험 중 실업급여의 문제는 실업기간을 장기화시킬 수 있다는 단점을 가지고 있다. 하지만 장기적인 정책도 필요하지만 단기적 정책도 반드시 있어야 한다는 관점에서 볼 때 또한 실업부조가 전무한 우리 나라 상황 아래서 단기정책인 실업급여는 그 역효과에도 불구하고 필수적이라 아니할 수 없다. 다만 전적으로 실업급여에만 의존하는 것은 잘못이며 실업급여와 더불어 적극적 노동시장정책들을 복합적으로 운영할 필요가 있는 것은 분명하다.

실업급여에 있어 문제가 되는 것은 실업급여의 수준 즉 대체율(replacement ration)과 실업급여의 지급기간을 어느 정도로 할 것인가이다. 또한, 이와 아울러 미국과 같은 경험료율의 도입도 연구의 대상이 된다.⁵⁸⁾ 현재 우리 나라에는 실업자, 실업급여 수급자에 대한 자세한 자료가 없어 우리 나라 고용보험제도의 효율성을 판단하기가 어렵다. 앞으로 실업이 장기화 될 것이라고 볼 때 실업문제와 고용보험제도에 대한 심도 있는 연구를 할 수 있도록 실업자에 대한 data base의 구축과 공개가 절실하다.

사업장의 근로자, 고용기간 1개월 미만의 일용, 임시직 근로자, 주 18시간 이하의 시간제 근로자는 적용에서 제외되었다.

58) 경험료율에 대한 외국제도의 소개는 김원식(1998)을 참조할 것.

2. 노동조합의 실업대책

노동조합의 실업대책은 크게 작업장(기업) 수준에서의 대책과 초 기업 수준에서의 대책으로 구분할 수 있을 것이다.

우선 기업수준에서의 대책으로는 근로시간 단축을 통한 작업공유, 고용협약, 이직자에 대한 퇴직금 확보, 부당정리해고의 억제, 사내 교육훈련 등이 있을 수 있으며 일부 내용은 단체협약을 통하여 실현될 수 있을 것이다. 하지만 기업차원의 대책이라 하더라도 고용을 규율하는 법, 제도, 사회적 인식과 무관하지 않기 때문에 초 기업수준의 실업대책과 병행하여야만 성공 가능성이 높을 것이다.

초 기업수준의 실업대책 즉 노동조합총연맹수준의 실업대책으로는 법정노동시간의 단축, 고용보험의 확대, 실업자의 교육훈련, 공공 직업안정기관의 확충, 실업부조의 도입, 사회보장제도의 확장 등이 있을 수 있으나 이러한 대책은 노동조합이 단독으로 수행하기는 현실적으로 어려우며 노동조합은 정부, 기업에 대한 압력단체로서의 역할을 강화시키는 것이 한 전략이 될 것이다. ICFTU-APRO(1998)는 실업문제를 해결하기 위하여 노동조합이 정부, 기업과 협력하여 다음과 같은 사항에 대하여 노력할 것을 제안하고 있다.

- ① 고용창출 (job creation)
- ② 주요 직업의 보호 (preventing the loss of viable jobs)
- ③ 정당한 임금과 퇴직금 지불
(payment of due wages and severance pay)
- ④ 실업자와 저소득층을 위한 사회보장프로그램의 실행
(implementation of national level social programmes for the unemployed and the poor)
- ⑤ 노동집약적 공공근로사업의 실행
(implementation of labour intensive public works)

실업대책에 있어서 압력단체로서의 역할 뿐 아니라 노동조합이 실업대책에 직접 참여하는 것도 불가능한 것은 아니다. 우선 직업훈련 부문에 있어서 노동조합의 직접적 참여가 가능한데 사내 직업훈련에의 참여와 노·사·정 기구를 통한 초 기업적 직업훈련에의 참여가 있을 수 있다. 이러한 예는 미국과 노르웨이에서 찾아 볼 수 있다 (OECD, 1993).⁵⁹⁾

59) 참고로 OECD가 1993년에 출판한 Partners : The Key to Job Creation 에 보고된 실업대책에 있어서 노·사·정 참여의 예를 소개한다.

(1) 포드와 미국자동차노조연맹(UAW)의 교육개발훈련프로그램(미국) 1973~74년 1차 오일과동을 겪고 난 미국자동차산업은 고객이 연료절약형인 일본자동차를 선호하게 됨에 따라 큰 타격을 받게 되었고 결국에는 급격한 생산감소와 이에 따른 공장폐쇄를 결정하게 되었다. 공장폐쇄로 인해 약 2,400명이 실직하게 되었고 노동조합과 회사는 이에 대한 대책마련이 필요하다는 것을 느꼈으며 결국 이들이 재취업하는 것을 돕기 위해 교육개발훈련프로그램을 만들었다. 회사와 노동조합은 이 프로그램에 소요되는 대부분의 재정을 제공하였고 캘리포니아 주 정부와 연방정부로부터 재정의 일부를 보조받았다.

포드사와 노동조합은 또한 이 프로그램의 실행을 위하여 전국능력개발 및 훈련센터(NDTC)를 설립하여 지역차원에서의 여러 가지 활동을 조정하는 역할을 수행하도록 하였다. 교육개발훈련프로그램은 해고자의 교육훈련, 구직기술교육, 노동시장에 관한 정보제공, 인터뷰기술 등을 포함하고 있으며 이러한 활동을 구체적으로 실행하기 위하여 사업장내에 인력배치센터(Job Placement Center)를 설치하였다. 노동조합은 전국능력개발 및 훈련센터(NDTC)와 인력배치센터(Job Placement Center) 등을 통하여 사용자와 공동으로 인적자원개발에 참여했으며 현재에도 직원 및 해고자의 능력개발을 위한 프로그램을 계속 개발하고 있다.

(2) 고학력 실업자를 위한 기업훈련프로그램 (노르웨이)

노르웨이는 고학력 실업자가 증가하는 문제로 고심하고 있는데 그 원인을 이들이 기업에서 필요로 하는 기술, 기능을 갖지 못하고 있다는 것으로 파악하고 있다. 이러한 문제를 해결하기 위하여 노동부, 노르웨이 사용자 연맹, 노르웨이 노동조합 연맹 등이 공동 파트너가 되어

노동조합은 실직자를 공공근로사업과 연결하는 역할도 수행할 수 있다고 본다. 현재 실직자는 직접 지방노동관서에 신고하고 공공근로사업에 할당되고 있다. 하지만 홍보부족으로 공공근로사업에 대한 참여율이 낮으며 따라서 노동조합이 자기 회사에서 실직된 근로자나 소속 지역에서 실직된 근로자에 대하여 신고를 받고 이를 지방노동관서에 연결시켜주는 역할을 수행할 수 있을 것이다. 또한, 실직자를 대상으로 공공근로의 업무 내용에 대해서도 조언할 수 있을 것이다. 이는 공공근로의 민간이양이라는 측면에서도 바람직할 것이다.

3. 소결

실업해결을 위하여 정부는 다양한 대책을 수립하고 있는데 이러한 대책이 실질적으로 실업문제를 해결하는데는 많은 문제점을 가지고 있다. 정부는 일자리를 창출하기 위하여 중소기업지원 및 실직자 대부사업을 시행하고 있는데 공무원의 전문성 부족과 담보위주의 대출관행으로 인하여 정작 창업에 효과가 있을 사업에 대하여 혜택이 돌아가고 있지 못하다. 이러한 문제를 해결하기 위하여 공무원의 전문성 제고, 신용보증제도의 확대, 연대보증제도의 개선 등이 이루어져야 할 것이다.

훈련생 제도의 도입을 시도하였으며 정부는 이 제도를 통하여 고학력 실업자에게 취업기회를 제공하고, 기업이 새로운 아이디어에 접할 수 있게 하며, 노·사·정이 공동으로 인적자원개발에 참여할 수 있는 모델을 구축하려 하였다. 기업훈련프로그램은 노·사·정 3자의 협조로 진행되었는데 특히 노·사의 참여가 중요시 된 이유는 기업이 기존의 근로자를 훈련생으로 대체하는 것을 방지하기 위해서였다. 이 프로그램에 참석한 훈련생은 정규임금의 75%를 받고 차후 취직에 필요한 컴퓨터 기술 등에 관한 교육을 받았다.

공공근로사업도 참여율이 낮으며 대상선정에 문제가 있어 본래의 취지에 어긋나게 운영되고 있다. 또한, 사업의 생산성만을 강조하고 있지, 실직자의 인적자본의 유지나 향상에는 관심이 없어 사회적 손실이 발생할 수 있는 위험성도 가지고 있다. 앞으로 정부는 실직자의 능력과 적성에 맞는 공공근로사업을 개발하고 이에 따라 실직자를 배분하는 방향으로 공공근로사업을 개선하여야 할 것이다.

직업훈련과 취업알선 부문에서도 사후관리의 문제점이 발생하고 있다. 직업훈련은 취업과 연계가 되지 않고 있으며 직업훈련기관의 난발과 형식적인 훈련, 심지어는 훈련생이 없으면서도 있는 것처럼 속여 정부로부터 훈련비를 받는 사태까지 벌어지고 있다. 취업알선 역시 취업정보에 대한 data base의 미비와 낡은 기업자료에 의존하고 있어 취업 성공률이 낮으며 취업알선자의 전문성 결여로 심층적 조언이 불가능하다. 앞으로 직업훈련에 대한 사후관리, 훈련마우처 제도의 조기실시, 고용정보인프라 구축, 취업알선 상담자의 전문성 제고가 하루 빨리 이루어져야 할 것이다.

노동조합이 실업문제해결을 위하여 할 수 있는 일은 기업수준에서는 근로시간 단축을 통한 작업공유, 고용협약, 이직자에 대한 퇴직금 확보, 부당정리해고의 억제, 사내 교육훈련 등이 있으며 일부 내용은 단체협약을 통하여 실현될 수 있을 것이다.

초 기업수준의 실업대책으로는 법정노동시간의 단축, 고용보험의 확대, 실업자의 교육훈련, 공공직업안정기관의 확충, 실업부조의 도입, 사회보장제도의 확장 등이 있을 수 있으나 이러한 대책은 노동조합이 단독으로 수행하기는 현실적으로 어려우며 노·사·정 협력을 통하여 이루어질 수 있을 것이다.

또한, 노동조합은 직업훈련과 공공근로사업에 있어서의 참여를 통하여 실업대책에 직접 참여하는 것도 가능할 것이다. 이는 공공부문의 민간이양이라는 측면에서도 바람직하다.

VI. 결론

선진국을 보면 1, 2차 석유파동을 겪은 후 실업률이 급등하였으며 그 이후 실업률이 하락하지 않는 현상을 보여왔다. 현재 우리 나라에서도 IMF관리체제 아래서 높아진 실업률이 계속 고 실업상태를 유지할 가능성이 있으며 이러한 현실을 직시할 때 앞으로의 실업정책은 임시방편적이거나 행정 편의적이기보다 장기적이며 기초를 튼튼히 하는 정책이 되어야 할 것이다.

이러한 실업정책이 되기 위해서는 실업의 성격을 파악하고 노동시장의 구조를 이해하는 선행작업이 반드시 필요하며 실업정책수립에 도움이 될 수 있는 기초자료를 수집하고 이를 연구자에게 공개하여 외국과 같이 실업에 대한 많은 연구가 이루어질 수 있도록 하여야 할 것이다. 또한, 정책의 계획, 집행, 평가가 연계되는 total system의 개념이 도입되어야 할 것이며 실업자의 수 뿐 아니라 실업기간, 18시간이하 취업자의 비중, 비정규직 근로자의 비중, 경제활동참가율 등 다양한 지표를 이용하여 실업정책을 세우는 것이 필요하다.

이 연구를 통해서도 나타나듯이 우리 나라에서는 연령이 취업에 걸림돌이 되고 있다. 따라서 해고만을 유연화시키는 노동시장의 유연화는 자칫 대량실업만을 유발시킬 수 있다. 지금의 우리 나라 상황에서는 취업관행의 개선이 전제가 되지 않고서는 노동시장의 유연화가 고용을 증대시키리라고 보기는 어려울 것으로 판단된다.

자료의 한계와 분석의 한계로 인하여 단정하기는 어렵지만 이 연구에서 실업급여수급자는 비수급자에 비하여 실업기간이 긴 것으로

나타나고 있다. 이는 실업급여가 실직자의 최소 생계를 유지시키는 순기능을 가지고 있음에도 불구하고 실업기간은 장기화시킬 수 있는 역기능을 가질 수 있음을 의미한다. 앞으로 이 부분에 대한 개선책도 신중히 고려되어야 할 것으로 생각된다. 이 연구에서 얻어진 또 하나의 중요한 결과는 실직자의 공식적인 직업알선기관의 이용률이 매우 낮으며 취업률을 높이는 데도 효과가 없다는 것이다. 앞으로 공공직업알선기관이 제 효과를 내기 위해서 정부는 고용정보인프라의 확대 및 상담자의 전문성 제고에 노력하여야 할 것이다.

노사참여를 통한 고용안정부분도 실업대책에 있어 매우 중요하다. 실업의 증가를 억제하는 방법이 노동시간단축을 통한 작업공유이건 아니면 직업훈련의 내실화나 취업알선망의 확대이건 간에 노사의 적극적 협력 없이는 이러한 정책이 성공할 수 없다. 따라서 정부는 기업차원이나 초 기업차원에서 노사협력을 유도하는 역할을 수행하여야 할 것이다.

마지막으로 실업의 사회적 비용에 대한 Sen(1997)의 견해를 소개하면서 이 글을 끝맺기로 한다. Sen(1997)은 실업이 자원의 효율적 분배를 해치고 취업자와 실업자 사이의 소득분배를 악화시키는 것 외에도 많은 사회적 비용을 야기 시킨다고 주장하고 있는데 그 내용을 보면 (1) 잠재적 국민생산의 감소 및 정부예산의 소모(loss of current output and fiscal burden), (2) 자유의 상실과 사회적 소외(loss of freedom and social exclusion), (3) 인적자본의 상실 및 장기적 무능력(skill loss and long-run damage), (4) 심리적 고통(psychological harm), (5) 건강상실 및 사망(ill health and mortality), (6) 근로의욕 상실 및 장기적 취업능력의 상실(motivational loss and future work), (7) 가족관계 및 사회관계의 상실(loss of human relations and family life), (8) 인종 및 성별 차별(racial and gender inequality), (9) 사회적 가치 및 책임감의 상실(loss of social values

and responsibility), (10) 조직의 경직성 및 기술진보의 저하 (organizational inflexibility and technical conservatism) 등이 포함되어 있다.

Sen(1997)이 제시하는 실업의 경제적 손실 그리고 비경제적 손실을 모두 고려한다면 실업문제야말로 가장 중요한 사회적 문제라 할 수 있다. 실업률이 8%를 넘어선 현 시점에서 노·사·정 모두 실업 문제 해결에 총력을 기울여야 할 것이며 사회적 후생을 증대시키는 실업정책을 만들어내는데 협력하여야 할 것이다. Sen(1997)이 제시하는 실업의 사회적 비용의 내용은 어떤 정책이 사회적 후생을 증대시킬 수 있는지에 대한 길잡이 역할을 수행할 수 있을 것으로 생각한다.

참고문헌

- 권혜자, 『비정규노동자의 실태와 노동운동』, 한국노총중앙연구원, 1997.
- 금재호, 『고시근로자의 실업실태와 정책과제』, 한국노동연구원, 1997.
- 김우영·김만규, “충남지역의 인력구조와 실업대책”, 지역개발연구
논총, 공주대학교 지역개발연구소, 1998.
- 김원식, 『고용보험의 경험보험료제도 도입연구』, 한국노동연구원, 1998.
- 김장호, 『여성실업의 구조와 행태』, Working Paper 9801, 한국노동
연구원, 1998.
- 김진수·유길상, 『사회보험과 노동운동』, 한국노총중앙연구원, 1997.
- 남성일·이화영, “외환위기 이후 우리 나라 실업의 특성 분석-외환
위기 이전과의 비교”, 한국노동경제학회 동계학술대회, 한양
대학교, 1998
- 류기철, “실업급여 수급 실직근로자의 재취업 양상”, 한국경제학회
제8차 국제학술대회, 1998.
- 박성준, 『구직형태의 동태적 분석과 고용대책』, 한국경제연구원, 1998.
- 신동균, 「최근의 실업구조 분석」, 『고실업시대의 실업대책』, 한국
노동연구원, 1998.
- 어수봉, 『'99년도 실업대책방향』, 정책토론회, 한국노동연구원, 1998.
- 어수봉, 『고실업시대 직업안정서비스 제고 방안』, 한국노총중앙연
구원, 1998.
- 이영휘·홍성호, 『실업자 재취업훈련 활성화 방안 연구』, 한국노동
연구원, 1998.
- 조우현·조준모, “신정부 노동시장정책-분석적 정책제안”, 한국노동
경제논집, 21, 1998

- Abraham, A., "The Australian Experience with Employment Policies", International Workshop on Employment Policies for Economic Adjustment : International Experience and Korean Prospects, Seoul, July, 1998.
- Barlow, R., D. Bartholomew, J. Bremner, and H. Brunk, *Statistical Inference under Order Restrictions*, London : Wiley, 1972.
- Bendick, M and L. Egan, "Transfer Payment Diversion for Small Business Development : British and French Experience", *Industrial and Labor Relations Review*, 40, 1987, 528 ~ 542.
- Bernhardt, I., "Comparative Advantage in Self-Employment and Paid Work", *Canadian Journal of Economics*, May, 1994, 273 ~ 289.
- Blanchflower, G. and A. Oswald, "What makes an Entrepreneur? Evidence on Inheritances and Capital Constraints", *Journal of Labor Economics*, January, 16(1), 1998, 26 ~ 60.
- Bogenhold, D. and U. Staber, "The Decline and Rise of Self-Employment", *Employment and Society*, 5, 1991, 223 ~ 239.
- Burdett, K., "Employee Search and Quits", *American Economic Review*, 68, 1978, 212 ~ 220.
- Burtless, G., "Jobless Pay and High European Unemployment" in *Barriers to Economic Growth* edited by R. Lawrence and C. Schultze, Brookings Institution, 1987.
- Card, D. and W. C. Riddell, "A Comparative Analysis of Unemployment in Canada and the U.S.", in *Small Differences That Matter* edited by David Card and Richard Freeman, The University of Chicago Press, 1993.
- ICFTU-APRO, "Resolution on Asian Economic Crisis",

- ICFTU-APRO 3rd Regional Steering Committee Meeting,
Singapore, May, 1998.
- Cox, D., "Partial Likelihood", *Biometrika*, 62, 269 ~ 276.
- Doiron, D., "Layoffs as Signals : The Canadian Evidence", UBC
Economics Discussion Paper No. 93 ~ 40, 1993.
- Elbers, C. and G. Ridder, "True and Spurious Duration Dependence : The Identifiability of the Proportional Hazard Model", *Review of Economic Studies*, 49, 1982, 403 ~ 409.
- Evans, D. and B. Jovanovic, "An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints", *Journal of Political Economy*, 97, 1989, 808 ~ 827.
- Evans, D. and L. Leighton, "Some Empirical Aspects of Entrepreneurship", *American Economic Review*, 79, 1989, 519 ~ 535.
- Feldstein, M., "Temporary Layoffs in the Theory of Unemployment", *Journal of Political Economy*, 84, 1976, 937 ~ 957.
- Feldstein, M., "The Effect of Unemployment Insurance on Temporary Layoff Unemployment", *American Economic Review*, 68, 1978, 834 ~ 846.
- Flinn, C. and J. Heckman, "Are Unemployment and Out of the Labor Force Behaviorally Distinct Labor Force States?", *Journal of Labor Economics*, 1983, 1, 28 ~ 42.
- Gibbons, R. and L. Katz, "Layoffs and Lemons", *Journal of Labor Economics*, 9, 1991, 351 ~ 380.
- Gupta, N., "Probabilities of Job Choice and Employer Selection and Male-Female Occupational Differences", *AEA Papers and Proceedings*, May, 1993, 57 ~ 61.

- Ham, J. and S. Rea, "Unemployment Insurance and Male Unemployment Duration in Canada", *Journal of Labor Economics*, 5, 1987, 325 ~ 353.
- Heckman, J. and B. Singer, *Longitudinal Analysis of Labor Market Data*, Cambridge University Press, 1984.
- Hogan, S. and C. Ragan, "Employment Adjustment vs Hours Adjustment : Is Job Security Desirable?", *Economica*, 62, 1995, 495 ~ 505.
- Holtz-Eakin, D., D. Joulfaian, and S. Rosen, "Entrepreneurial Decisions and Liquidity Constraints", *Journal of Political Economy*, 102, 1994, 53 ~ 75.
- Hunt, J., "The Effects of Unemployment Compensation on Unemployment Duration in Germany", *Journal of Labor Economics*, 13, 1995, 88 ~ 120.
- Kalbfleisch, J. and R. Prentice, *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, New York : Wiley, 1980.
- Kaliski, S., "Trends, Changes and Imbalances : A survey of the Canadian labour market" in *Work and Pay : The Canadian Labour Market* edited by Craig Riddell, University of Toronto Press, 1985.
- Katz, L. and B. Meyer, "The Impact of the Potential Duration of Unemployment Benefits on the Duration of Unemployment", *Journal of Public Economics*, Feb., 45 ~ 72.
- Kesselman, J., "Work Relief Programs in the Great Depression" in *Creating Jobs* edited by John Palmer, Brookings Studies in Social Economics, 1978.
- Kiefer, N., "Economic Duration Data and Hazard Functions",

- Journal of Economic Literature*, 26, 1988, 646 ~ 679.
- Lancaster, T., *The Economic Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press, 1990.
- ILO, "Perspectives, Part-time work : Solution or trap?", *International Labour Review*, 135, 1997.
- McCall, B., "The Determinants of Full-Time vs Part-Time Reemployment following Job Displacement", *Journal of Labor Economics*, 1997, 15, 714 ~ 734.
- Meyer, B., "Unemployment Insurance and Unemployment Spells", *Econometrica*, 58, 1990, 757 ~ 782.
- OECD, *Partners : The Key to Job Creation*, 1993.
- OECD, *The OECD Jobs Strategy*, 1996.
- OECD, *The OECD Jobs Study*, 1996.
- Jovanovic, D., "Job Matching and the Theory of Turnover", *Journal of Political Economy*, 87, 1979, 972 ~ 990.
- Schmidt, P. and R. Strauss, "The Prediction of Occupation using Multiple Logit Models", *International Economic Review*, 16, 1975, 471 ~ 486.
- Sen, A., "Inequality, unemployment and contemporary Europe", *International Labour Review*, 136, 1997, 155 ~ 171.
- Taylor, M. P., "Earnings, Independence or Unemployment: why become self-employed?", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(2), 1996, 253 ~ 265.
- Winter-Ebmer, R., "Potential Unemployment Benefit Duration and Spell Length : Lessons from a Quasi-Experiment in Austria", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 60, 1998, 33 ~ 45.

<부록 표 1> 변수의 기본 통계량

	변수명	평균	표준편차	최소값	최대값
전체	여성	0.402	0.490	0.000	1.000
	미혼	0.288	0.453	0.000	1.000
	자녀수	2.048	2.177	0.000	9.000
	연령	37.62	12.87	15.12	76.57
	교육년수	11.47	2.731	6.000	18.00
	근속년수	5.135	6.778	0.003	35.69
	전문직	0.145	0.352	0.000	1.000
	사무직	0.303	0.460	0.000	1.000
	생산직	0.552	0.497	0.000	1.000
	비자발적 이직	0.450	0.498	0.000	1.000
	실업급여 수급	0.307	0.461	0.000	1.000
남자	미혼	0.242	0.429	0.000	1.000
	자녀수	2.013	1.87	0.000	9.000
	연령	40.31	12.55	15.12	76.57
	교육년수	11.80	2.647	6.000	18.00
	근속년수	6.512	7.924	0.003	35.68
	전문직	0.197	0.398	0.000	1.000
	사무직	0.240	0.427	0.000	1.000
	생산직	0.563	0.496	0.000	1.000
	비자발적 이직	0.494	0.500	0.000	1.000
	실업급여 수급	0.386	0.487	0.000	1.000
여자	미혼	0.357	0.479	0.000	1.000
	자녀수	2.099	2.572	0.000	9.000
	연령	33.61	12.27	16.60	74.39
	교육년수	10.98	2.782	6.000	18.00
	근속년수	3.082	3.719	0.003	26.63
	전문직	0.068	0.252	0.000	1.000
	사무직	0.398	0.490	0.000	1.000
	생산직	0.534	0.499	0.000	1.000
	비자발적 이직	0.385	0.487	0.000	1.000
	실업급여 수급	0.190	0.392	0.000	1.000

주 : 표본수는 2,818명임. 자녀수의 단위는 명, 연령, 교육년수, 근속년수의 단위는 년, 나머지 변수들의 단위는 %임.

<부록 표 2> 변수의 설명

변 수	구 분
UNDUR(실업기간)	단위 : 일
FEMALE(성별)	여자=1, 남자=0
MARRIED(결혼유무)	결혼=1, 기타=0
OTHMAR(사별이혼)	사별·이혼=1, 기타=0
CHILD(자녀유무)	자녀 유=1, 자녀 무=0
AGE(연령)	단위 : 년
EDUC(교육년수)	6=국졸, 9=중졸, 12=고졸, 14=전문대졸, 16=대졸, 18=대학원이상
TENURE(근속년수)	단위 : 년
PROF(전문직종)	1=전문직, 0=기타
SERVICE (사무직&서비스직종)	1=사무직, 서비스, 0=기타
ICKK(인천·경기)	1=인천, 경기, 0=기타
KW(강원)	1=강원, 0=기타
DGKB(대구·경북)	1=대구, 경북, 0=기타
PSKNCJ (부산·경남·제주)	1=부산, 경남, 제주, 0=기타
KJCL(광주·전라)	1=광주, 전라, 0=기타
DJCC(대전·충청)	1=대전, 충청, 0=기타
UIBENF(실업급부)	1=수급, 0=비수급
LAYOFF (이직사유)	1=비자발적 : 사업주의 징계해고·정리해고, 직장 의 폐업휴업, 계약기간의 만료, 명예·조기·정 년 퇴직 0=자발적 : 전직·결혼·질병 등의 임의퇴직, 개인 사업이나 공부하기위해
PUJOBS (공식적 취업경로)	1=사설 혹은 공공직업소개소를 통해 0=신문광고, 친구, 친지 등을 통해
EMPSTAT (취업상태)	1=재취업, 0=실업

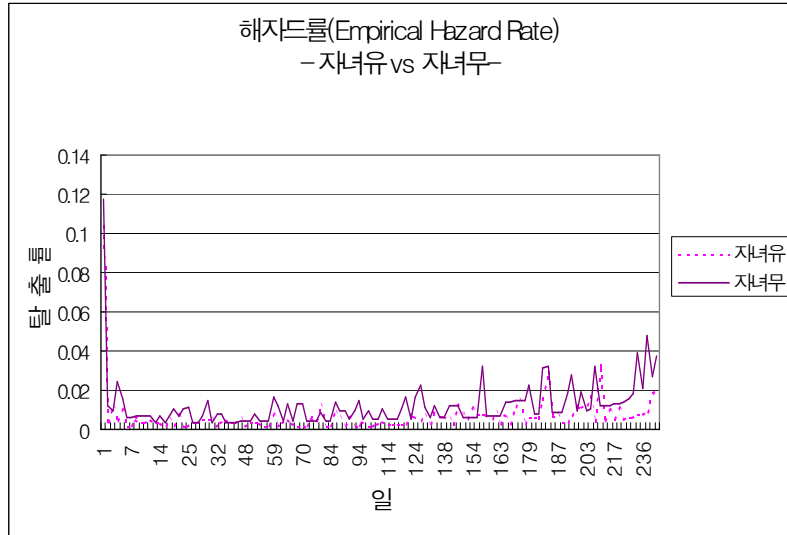
* 위에서 생략된 변수는 미혼, 생산직, 서울임.

<부록 표 3> 변수의 기초통계

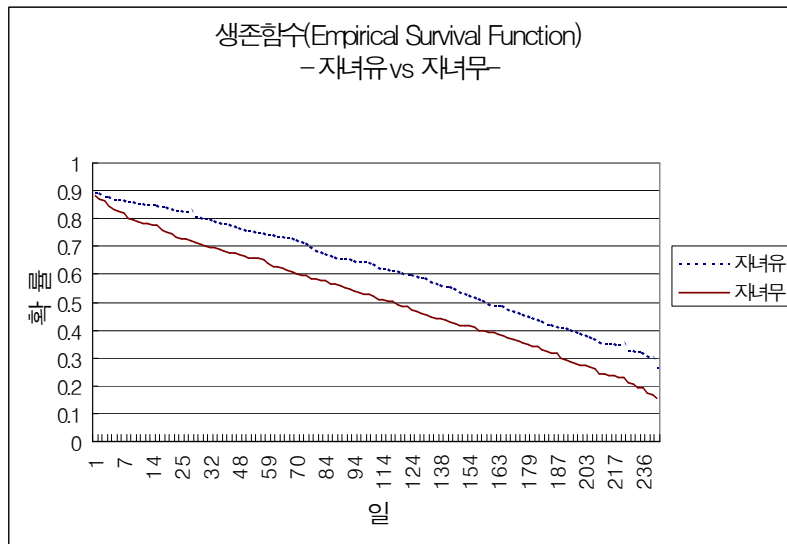
변수	평균	표준편차	최소값	최대값
UNDUR	135.87	94.014	1.0000	289.00
FEMALE	0.34341	0.47506	0.0000	1.0000
MARRIED	0.66850	0.47097	0.0000	1.0000
OTHMAR	0.026557	0.16086	0.0000	1.0000
CHILD	0.65659	0.47506	0.0000	1.0000
AGE	37.176	11.368	20.060	59.950
EDUC	11.609	2.8040	6.0000	18.000
TENURE	4.5149	6.4634	0.1000	33.830
PROF	0.13736	0.34439	0.0000	1.0000
SERVICE	0.28755	0.45283	0.0000	1.0000
ICKK	0.23443	0.42384	0.0000	1.0000
KW	0.012821	0.11255	0.0000	1.0000
DGKB	0.10165	0.30232	0.0000	1.0000
PSKNCJ	0.23352	0.42326	0.0000	1.0000
KJCL	0.098901	0.29867	0.0000	1.0000
DJCC	0.11905	0.32399	0.0000	1.0000
UIBENF	0.32967	0.47031	0.0000	1.0000
LAYOFF	0.40385	0.49089	0.0000	1.0000
PUJOBS	0.05952	0.18794	0.0000	1.0000
EMPSTAT	0.73352	0.44232	0.0000	1.0000

* 샘플 수는 1,092명이고 평균, 표준편차 중 인적 사항과 지역은 이직 당시의 상황임.

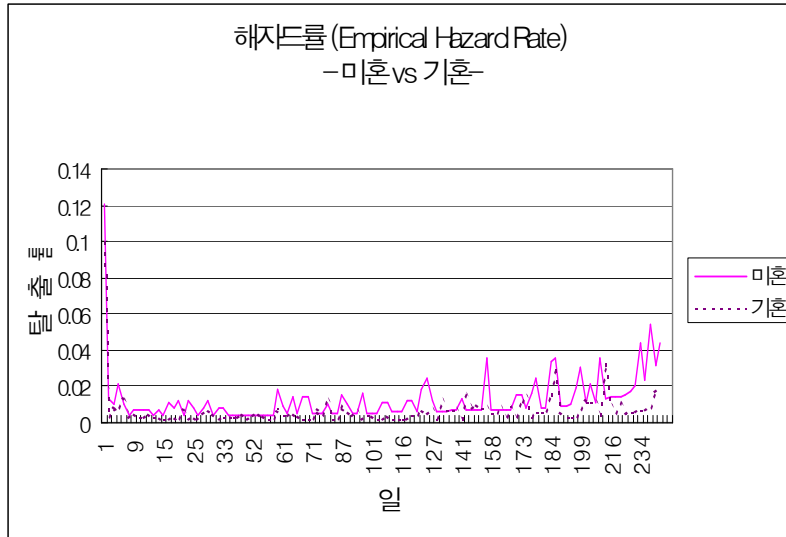
* 위에서 생략된 변수는 미혼, 생산직, 서울임.



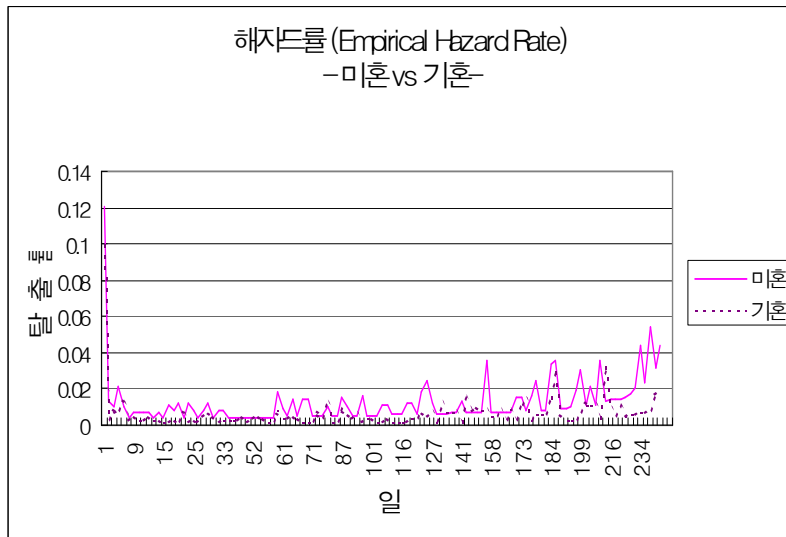
[부록 그림 1] 경험적 탈출률과 생존함수(해자드률 - 자녀유 vs 자녀무)



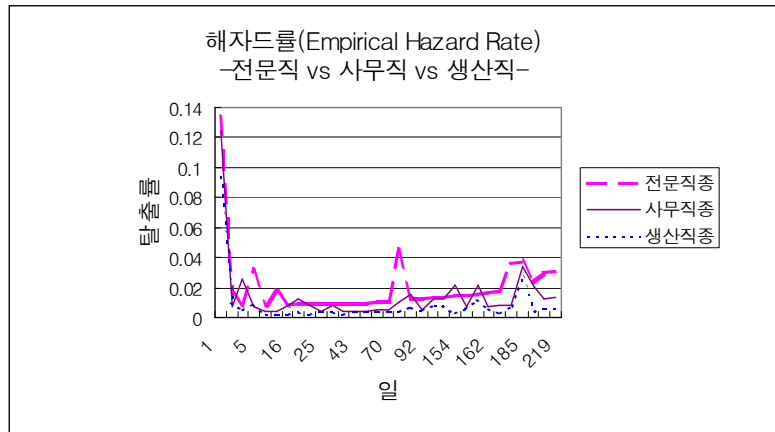
[부록 그림 2] 경험적 탈출률과 생존함수(생존함수 - 자녀유 vs 자녀무)



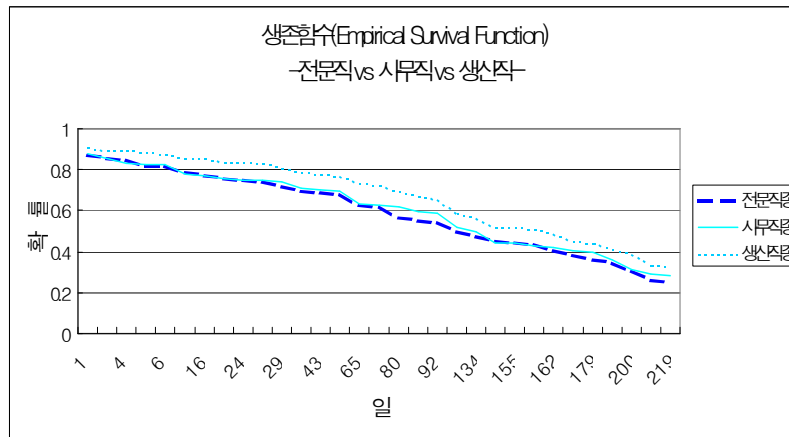
[부록 그림 3] 경험적 탈출률과 생존함수(해지드률 - 미혼 vs 기혼)



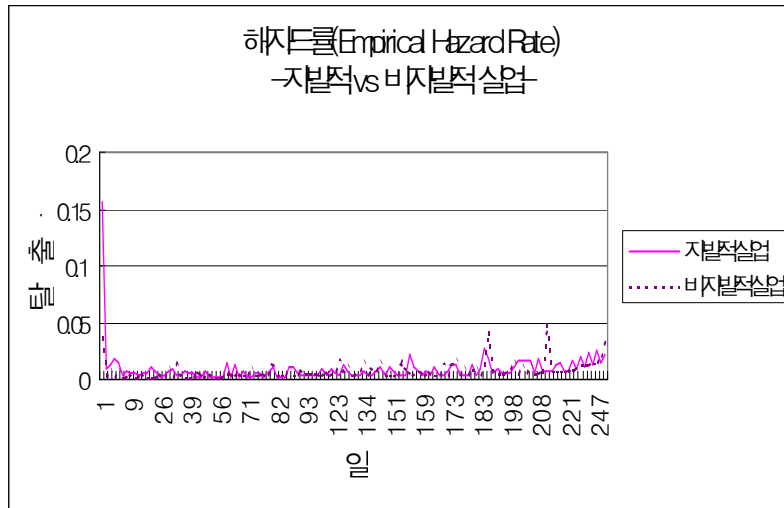
[부록 그림 4] 경험적 탈출률과 생존함수(생존함수 - 미혼 vs 기혼)



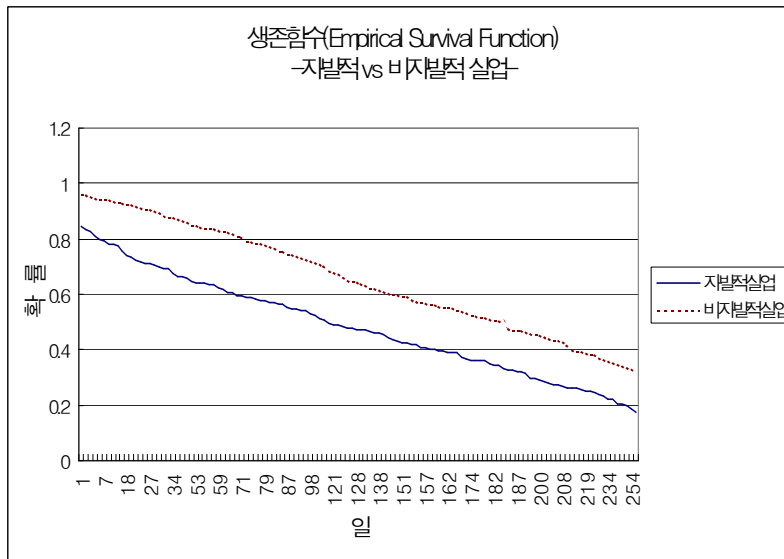
[부록 그림 5] 경험적 탈출률과 생존함수(해자율 - 전문직 vs 사무직 vs 생산직)



[부록 그림 6] 경험적 탈출률과 생존함수(생존함수 - 전문직 vs 사무직 vs 생산직)



[부록 그림 7] 경험적 탈출률과 생존함수(해azard률 - 자발적 vs 비자발적 실업)



[부록 그림 8] 경험적 탈출률과 생존함수(생존함수 - 자발적 vs 비자발적 실업)

<부록 표 4> 탈출률, 평균실업기간, 기간종속성 추정치

	고정위험함수	와이블 위험함수	F-H 위험함수
미혼	$\lambda=0.0068(0.00041)$ Loglike=-1641.25 E[t]=4.09	$\gamma=0.0324(0.0064)$ $\alpha=0.695(0.0373)$ Loglike=-1614.86 E[t]=5.92	$\psi_0=-4.318(0.127)$ $\psi_1=-0.0144(0.0027)$ $\psi_2=0.604 \times 10^{-4}(0.111 \times 10^{-4})$ Loglike=-1720.03 E[t]=4.67
기혼	$\lambda=0.0048(0.00021)$ Loglike=-3199.71 E[t]=6.92	$\gamma=0.0203(0.0032)$ $\alpha=0.723(0.0295)$ Loglike=-3164.21 E[t]=8.94	$\psi_0=-4.878(0.0991)$ $\psi_1=-0.0124(0.00206)$ $\psi_2=0.512 \times 10^{-4}(0.815 \times 10^{-5})$ Loglike=-3105.69 E[t]=5.31
자녀 유	$\lambda=0.0048(0.00021)$ Loglike=-3123.72 E[t]=7.01	$\gamma=0.0209(0.0033)$ $\alpha=0.716(0.0296)$ Loglike=-3086.91 E[t]=9.20	$\psi_0=-4.887(0.1006)$ $\psi_1=-0.0125(0.00209)$ $\psi_2=0.517 \times 10^{-4}(0.829 \times 10^{-5})$ Loglike=-3105.69 E[t]=5.39
자녀 무	$\lambda=0.0069(0.00039)$ Loglike=-1847.11 E[t]=4.84	$\gamma=0.0338(0.0062)$ $\alpha=0.689(0.0347)$ Loglike=-1815.65 E[t]=5.87	$\psi_0=-4.293(0.1140)$ $\psi_1=-0.0191(0.00254)$ $\psi_2=0.773 \times 10^{-4}(0.726 \times 10^{-5})$ Loglike=-1819.49 E[t]=4.38
전문 직종	$\lambda=0.0063(0.00059)$ Loglike=-697.15 E[t]=5.26	$\gamma=0.0386(0.0110)$ $\alpha=0.649(0.0538)$ Loglike=-680.96 E[t]=7.09	$\psi_0=-4.254(0.1835)$ $\psi_1=-0.0220(0.00439)$ $\psi_2=0.891 \times 10^{-4}(0.182 \times 10^{-4})$ Loglike=-685.154 E[t]=4.28
사무 직· 서비스 직종	$\lambda=0.0059(0.00039)$ Loglike=-1446.66 E[t]=5.63	$\gamma=0.0381(0.0076)$ $\alpha=0.638(0.0373)$ Loglike=-1411.75 E[t]=7.82	$\psi_0=-4.349(0.1298)$ $\psi_1=-0.0204(0.00296)$ $\psi_2=0.802 \times 10^{-4}(0.119 \times 10^{-4})$ Loglike=-1424.21 E[t]=4.87
생산 직종	$\lambda=0.0050(0.00023)$ Loglike=-2835.84 E[t]=6.69	$\gamma=0.0171(0.0030)$ $\alpha=0.763(0.0329)$ Loglike=-2814.00 E[t]=8.09	$\psi_0=-4.931(0.1073)$ $\psi_1=-0.0111(0.00217)$ $\psi_2=0.479 \times 10^{-4}(0.842 \times 10^{-5})$ Loglike=-2820.52 E[t]=5.28
자발 적 실업	$\lambda=0.0067(0.00029)$ Loglike=-3129.91 E[t]=4.98	$\gamma=0.0450(0.0061)$ $\alpha=0.6149(0.0239)$ Loglike=-3036.32 E[t]=6.79	$\psi_0=-4.149(0.0847)$ $\psi_1=-0.0225(0.00195)$ $\psi_2=0.867 \times 10^{-4}(0.772 \times 10^{-5})$ Loglike=-3066.47 E[t]=4.15
비자 발적 실업	$\lambda=0.0040(0.00024)$ Loglike=-1827.84 E[t]=8.39	$\gamma=0.0036(0.0011)$ $\alpha=1.0180(0.0559)$ Loglike=-1827.79 E[t]=8.29	$\psi_0=-5.777(0.166)$ $\psi_1=0.00148(0.0031)$ $\psi_2=0.537 \times 10^{-5}(0.119 \times 10^{-4})$ Loglike=-1822.46 E[t]=6.61

[저자 약력]

• 주요약력

- 국민대학교 경영학과
- 캐나다 University of British Columbia 경제학 박사
- 한국노총 중앙연구원 부원장
- 현 공주대학교 경제학과 교수

• 주요저서 및 논문

- 「The Effects of Unionization on Wages, Employment and Hours of Work」 노동경제논집, 한국노동경제학회, 1998. 12
- 「민영화와 노사관계」 한국노총 중앙연구원, 1997. 1
- 「공공부문 단체협약 국제비교」 산업관계연구, 한국노사관계학회, 1996. 6

실업자의 노동시장이행과정 분석과 실업대책

1999년 4월 28일 인쇄

1999년 5월 1일 발행

발행인 朴 仁 相

발행처 **한국노동조합총연맹**

주 소 서울시 영등포구 여의도동 35번지
 (代) 02-782 -3884

등 록 81. 8. 21 (13-31호)

인 쇄 레인보기획인쇄사
 (代) 02-2268-9254

가격 : 7,000원