

I. 들어가는 글

최근의 경제는 소위 'IMF경제'라고 불리워진다. 1997년 말 금융시장의 파행으로 빚어진 외환위기로 말미암아 한국경제는 IMF에 구제금융을 신청하게 되었고, IMF로부터 외환공급과 함께 다양한 형태의 요구가 수반되었다. 이를 수용할 수밖에 없었던 당시 한국경제의 주체는 경제주권의 일부를 포기한 상태에서 경제를 운용하게 되었으며 이를 두고 이르는 말이다. 금융부문에서 시작된 경제위기는 이내 실물부문으로 전파되어 급속한 경기하락을 초래하였다. 과거 삼십여 년 간 유지되어왔던 고도의 경제성장률을 이내 마이너스 성장으로 급전되었고 경제주체들의 투자의지도 폭락하였다. 이러한 일련의 과정이 노동시장에 미친 영향은 상상을 초월하는 것이었다.

고도성장을 구가하는 한국경제에서의 노동시장은 IMF직전 실업률이 2.1%에 불과한 거의 완전고용을 달성한 상태에 있었다. IMF가 시작되는 1997년 11월 실업률은 2.6%로 소폭 상승하였으며, 동년 12월 3%를 넘어서는 상승추세로 접어들었다. 폭증하는 기업체 부도와 무차별적인 대량해고로 기존 취업자들이 일자리를 상실하고, 학교교육-노동시장의 전환과정을 겪는 신규 노동시장 참가자들이 대거 배출되었으나 이들을 흡수할 기업의 신규채용은 동결된 결과 1998년 3월 실업률은 6.4%로 비등하였다. IMF경제 하에서 생존을 도모하는 잇따른 기업의 구조조정의 회오리는 일자리의 축소로 이어지고 잔존 취업자 중 상당수가 또 일자리를 떠나게 되었고 급기야 실업률은 1999년 2월 8.6%까지 상승하였다.

IMF경제 하에서의 노동시장은 실업률 외에도 경제활동참가율과 취업자 수 등의 거시적 변수로 특성지을 수 있다. 경제위기 직전 62%대까지 상승하였던 경제활동참가율은 1998년 60.7%로 하락하였으며, 실업률이 정점을 통과한 1999년 2월 57.9% (1998년 2월 59.1%)를 기록하였다. 이는 일자리 소멸에 따라 상당수 실직자가 발생하고, 경기회복 가능성이 희박한 상태에서 신규 및 전직 실업자들이 일자리탐색을 포기하고 비경제활동인구로 편입되는 '숨은 실업'(hidden unemployment, 또는 실망실업)의 증가에 기인한 것이다. 1997년 비경제활동인구의 전년대비 증가율은 1.1%로 15세 이상 인구의 증가율 1.6%를 하회하였으나, 1998년에는 5.5%를 기록하여 인구증가율을 크게 상회하였다. 취업자수 또한

1997년 21.1백만 명에서 1998년 20.0백만으로 감소하고, 감소추세가 지속되어 1999년 2월에는 18.8백만 명으로 하락하였다.

실업자수 178만 명의 정점에 도달한 1999년 2월 이후, 소극적·적극적 노동시장대책을 포함하는 다방면에 걸친 정부의 실업대책과 'V자형'의 경기회복으로 실업률이 하락추세(1999년 9월 4.8%, 107만 명)를 유지하는 등 노동시장의 상황이 최소한 거시적 의미에서 반전되는 기미가 나타나고 있다. 경제활동인구는 4월 이후 전년대비 증가추세로 전환하여 9월에는 경제위기 이전 수준을 회복하였다. 취업자수는 5월 이후 전년대비 증가추세로 전환되었으나 9월 현재 경제위기 이전 수준을 밑돌고 있다. 경제활동참가율은 8월 이후 전년 동월 수준을 상회하기 시작하여 9월 61.6%에 이르렀으나 아직 경제위기 이전 수준인 62.5%에는 미치지 못하고 있다.

경제위기에 따른 약 2년 간에 걸친 노동시장의 지각변동은 거시적 시각에서 볼 때 어느 정도 위기 이전 수준을 회복하여 위기가 일과성을 띠는 듯한 반면, 미시적 시각에서 볼 때 노동시장의 공급·수요 측면에 상당한 변모를 가져 왔다. 그 중 하나가 '노동시장의 비정규직화'일 것이다. 비정규직 일자리(nontraditional employment 또는 contingent work)와 전통적 의미의 정규직 일자리(traditional employment 또는 regular work)를 구분짓기 위한 구체적이고 일치된 기준은 존재하지 않는다.

「근로기준법 (23조)」 상에는 고용계약기간을 정하지 않거나 일정한 사업에 참여되는 기간을 정한 것을 제외하고는 근로계약기간을 1년 미만으로 할 것으로 규정되며, 이에 속하는 근로자를 임시직으로 분류할 수 있다. 또한 임시직 일자리 중 계약기간이 일 단위 또는 1월 미만인 경우는 일용직으로 분류하게 된다. '통계청'에서 매월 표본의 경제활동상태를 조사하는 『경제활동인구조사』 상의 종사상 위치에 관한 설문은 일자리를 상용직, 임시직, 일용직, 일용직, 고용주, 자영자, 그리고 무급가족 종사자로 분류하고 있어 비정규직 일자리의 구분은 연구자에게 남겨져 있다.

Polivka (1996, p. 4)에 따르면, 미국 통계청(Bureau of Labor Statistics)은 비정규직 일자리를 규정하고자 1995년부터 『경제활동인구조사(Current Population Survey)』의 설문을 개선하였다. 이 조사에서는 먼저 '일정 기간 또는 사업완료

시기가 정해져 있는가?’라는 고용계약기간에 관한 설문에 긍정하면, ‘경제의 변동이 없거나 일자리에서 업무수행이 적절히 진행될 경우 본인이 원하는 한 현재의 사용자와의 관계를 지속할 수 있는가?’의 일자의 지속성 여부를 재차 설문하고, 이를 부정할 경우 비정규직 일자리 대상으로 삼아 몇 가지의 설문을 시행한 후 최종적으로 비정규직 일자를 정의하는 신중한 자세를 취하고 있다.

일자의 정규직/비정규직 여부의 구분과는 상이하나 상당한 연관관계를 갖는 것으로 일자의 파트타임(part-time work)과 풀타임(full-time work) 여부를 구분할 수 있다. 비정규직 일자리와 파트타임 일자의 기준은 상이한 반면 사후적인 특성에서는 상당한 공통점을 발견할 수 있다. 즉, 비정규직이나 파트타임 일자는 상대적으로 낮은 임금률, 저조한 의료보험이나 국민연금 등 부가급부 혜택, 그리고 미비한 고용안정성 등 근로자에게 부정적으로 작용하는 특성으로 규정지어질 수 있다.

이러한 특성은 사용자 측면에서 고용비용을 감소시키는 이점으로 작용하여 경제위기 하에서 정규직을 비정규직으로, 풀타임을 파트타임 일자로 노동수요를 대체하는 현상이 본격화되고 있으며, 삶에 대한 위협에 시달리던 미취업자에게는 일자의 정규직/풀타임 일자리 여부보다는 취업 자체가 우선되어 경제가 급격한 회복세를 보임에도 불구하고 이러한 추세는 지속되고 있다.

『경제활동인구조사』에 따르면 1997년 33.9%인 총취업자 중 상용직의 비중이 1998년 32.3%, 1999년 2월 31.9%로 하락하였으며, 그 이후 실업률 감소에도 불구하고 계속 하락하여 1999년 9월 현재 28.9%에 불과하다. 반면 임시·일용직의 비중은 1997년 28.8%에서 1999년 9월 32.7%까지 상승하였다. 임시직, 일용직, 무급가족종사자 등 비정규직 비중은 남성보다는 여성근로자의 경우 그 상승폭이 컸던 것으로 나타나고 있다.

파트타임 일자가 차지하는 비중은 1997년 총취업자의 7.3%에서 경제위기가 한창인 1998년 9.3%, 1999년 2월 12.4%까지 상승하였으나, 급속한 경기회복과 더불어 감소하기 시작하여 1999년 9월 현재 9.6%를 보이고 있다. 비정규직의 경우와 비교할 때 그 추세가 반전된 양상을 보이나, 파트타임 일자에 종사하는 총 근로자 수가 1999년 9월 현재 200만 명을 상회하는 점을 감안할 때 노동시장 유연화와 관련하여 근로자와 사용자를 동시에 만족시키는 노동시장정책의 대두가 필요한 시점이다.

본 연구는 'IMF경제'기간 중 실직을 경험한 근로자가 재취업하기까지 소요된 경과기간(duration)의 분석을 통하여 실직기간과 파트타임취업에 영향을 미치는 요인을 발견하고, 파트타임 일자리와 관련된 노동시장정책을 설정하기 위한 기초적 원칙을 제공하고자 한다. 첫째 목적은 실직 후 실업(또는 미취업)상태에서 탈출할 확률이 기간의 경과에 따라 변모하는 양상을 연구한다. 기존 연구들이 의존하는 노동력이동의 전환행렬(transition matrix)의 분석은 그 자체가 가진 한계로 말미암아 실업대책의 설정이나 평가에 중요한 도움을 주지 못한다. 일정한 표본을 추적하여 기간에 따른 재취업확률을 분석하여야만 실업대책의 적기를 설정할 수 있으며 이는 곧 실업대책의 효율성과 직결된다. 이를 위하여 1998년 1월 이후의 매월 『경제활동인구조사』의 자료를 패널화하는 작업이 우선되어진다.

둘째, 복수 탈출대안을 상정한 상태에서 실직자의 재취업확률에 영향을 미치는 요인들을 분석하는 것이다. 전형적인 경과기간모형이 하나의 탈출대안(destination, cause, 또는 exit)을 고려하는 반면, 본 연구는 실직경험자들이 실업상태를 탈출하는 복수의 대안으로 파트타임과 풀타임 일자리를 통한 재취업을 고려한다. 복수의 대안이 존재하고 이들이 상이한 특성을 가질 때 단순한 경과기간모형(single risk model)보다는 다출구위험모형(competing risks model)이 더 적합하다. 재취업확률에 영향을 미치는 요인으로는 노동시장의 공급과 수요에 영향을 미치는 인적자본요소, 공급에 영향을 미치는 인구통계학적 요소, 그리고 수요에 영향을 미치는 (지역)실업률 등이 있다.

셋째, 급속한 경제위기와 경기회복, 그리고 '노동시장 비정규직화'로 이어지는 노동시장 환경 속에서 재취업확률과 파트타임 일자리 여부에서 나타나는 성별격차를 분석하는 것이다. 일자리탐색과정에서 파트타임 일자리를 선택하는 남성과 여성 요인을 비교분석하고, 이러한 요인들을 통제한 이후 잔존하는 (기준선위험으로 표현되는) 파트타임화 확률의 격차를 분석한다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제 2장에서는 본 연구에서 사용되는 자료인 매월 『경제활동인구조사』의 패널화과정 및 표본의 선정, 그리고 분석에 필요한 정의를 소개한다. 제 3장에서는 실증분석에 사용되는 다출구위험모형을 소개한 후 실증분석의 결과를 제시한다. 제 4장에서는 연구결과를 요약하고 정책시사점을 언급한 후 자료상의 문제와 해결 방안 및 연구개선방향을 제시한다.

II. 실증자료

1. 『경제활동인구조사』

본 연구에 사용된 자료는 1998년 1월에서 1999년 6월까지의 매월 『경제활동인구조사』이다. 본 조사는 1998년 1월 약 3만 새로운 표본가구를 조사가구로 추출하여 표본가구에 속하는 조사대상기간 (매월 15일이 포함된 1 주간)을 기준으로 현역군인 및 공익근무요원, 전투경찰 또는 형이 확정된 교도소 수감자나 외국인을 조사대상에서 제외한 만 15세 이상의 대한민국에 상주하는 자를 조사대상(7만 명 내외)으로 하여 매월 실시되고 있다. 조사항목으로는 인적사항과 1주간의 경제활동상태, 취업여부, 1주간 (1개월)간 구직여부 등의 확인 항목, 그리고 취업시간, 전직유무, 향후 1년간 구직의사 등의 세부항목이 포함된다.

2. 자료의 패널화 및 표본의 선정

월별자료를 패널화하는 과정의 성패는 개인식별을 위한 일련번호의 존재에 있다. 『경제활동인구조사』 원자료는 개인식별을 위하여 ‘조사구 번호’, ‘구역/거처번호’, ‘가구번호’, ‘가구원번호’를 포함하고 있으나 통계청은 개인의 비밀보호를 목적으로 이 중 세 항목을 제공하지 않는 것을 원칙으로 하며, 단 연구목적에 위한 자료제공의 경우 국지적으로 1998년 6월 이후 개인의 식별이 가능한 범위 내에서 가공된 자료를 제공하고 있다.

따라서 1998년 1월에서 1999년 6월까지의 자료를 패널화 하는 과정은 세 개의 과정으로 나뉜다. 먼저 1998년 1월부터 1998년 5월까지의 자료를 연계시키고(패널자료 1), 둘째 패널자료 1을 1998년 6월 자료와 연계시킨(패널자료 2) 후, 마지막으로 패널자료 2를 1998년 7월 이후의 자료와 연계시키는 과정을 거쳐 전체 자료의 패널화가 가능하다.

첫째 과정의 경우 기존 연구에서 사용되었던 개인식별 일련번호가 부재하는 자료를 사용한 패널화 기법을 적용하였다. 이러한 방법은 자료가 식별을 위한 일

련번호들을 포함하고 있지는 않지만 개인자료의 위치가 가구순서대로 제공되어 한 개인이 속한 가구를 식별할 수 있으며 개인의 가구주와의 관계에 관한 정보도 포함되어 있기 때문에 가능한 것이다. 즉, 각 월별로 가구를 식별할 수 있으므로 가구주와 배우자의 생년월일을 일련번호로 조합할 경우 가구의 식별이 가능해진다. 개인의 식별은 가구식별 일련번호에 개인의 생년월일과 남성/여성의 정보를 추가하면 가능해진다.

조사상의 특성으로 인한 주거지 이동에 따른 가구 및 개인의 식별불가능으로 인한 표본의 탈락에 따르는 오류에 추가하여, 식별 일련번호의 조합에 따르는 표본유실의 오류의 가능성이 존재한다. 즉, 가구주와 배우자의 생년월일이 동일할 경우, 가구주나 배우자의 가구주와의 관계가 변화할 경우, 그리고 가구주나 배우자의 생년월일에 오기가 있는 경우 가구의 식별이 불가능해지며, 가구원 번호가 변하거나, 생년월일이 동일한 가구원(예를 들면 쌍둥이)이 존재하거나 조사상의 오류 등이 존재할 경우 개인의 식별이 불가능해지며 이러한 경우에 해당되는 가구나 가구원은 표본에서 탈락하게 된다.

둘째 과정은 1998년 6월의 자료를 식별 일련번호가 없는 것으로 상정하고 첫째 과정을 적용하여 가구식별 일련번호를 조합한 후 기존의 패널자료 1과 연계시키는 것이다. 셋째 과정은 1998년 6월까지의 패널자료 2에 개인식별 일련번호가 포함되므로 이를 이 이후 자료에 제공된 일련번호를 사용하는 비교적 단순하고 정확한 연계과정이다.

자료의 패널화과정을 통하여 1998년 1월에서 1999년 6월 사이에 연 113,571명의 개인이 포함된 것으로 나타났으며, 이 중 분석기간의 시점인 1998년 1월에 조사대상이었던 개인은 64,990명이다. 본 연구는 분석기간의 시점에 취업 중인 자(34,935명) 표본에서 탈락하기 이전에 실직을 경험한 표본(9,227명)을 분석대상으로 한다.

3. 미취업기간 및 탈출경로

본 연구는 실직 후 재취업까지 소요되는 미취업상태의 경과기간(spell length of nonemployment duration)을 최초의 실직개시월과 이후 최초의 재취업시점 사

이에 경과된 기간으로 정의한다. 분석기간 중 반복되는 실직-재취업의 가능성이 존재하나 본 연구에서는 최초의 실직만을 분석대상으로 삼는다.

본 연구는 미취업상태에서 파트타임 일자리와 풀타임 일자리를 통해 재취업이 가능한 복수의 탈출경로를 고려한다. 풀타임 일자리 일자리와 상대적으로 낮은 임금률, 저조한 의료보험이나 고용보험, 국민연금 등 부가급부혜택, 그리고 미비한 고용안정성 등으로 특성지어지는 파트타임 일자리를 구분하는 구체적이고 일치된 기준은 존재하지 않는다. 본 연구에서는 미취업상태를 탈출한 당시의 조사시점에서 재취업한 일자리에서 주당 30시간 이상 일하였다고 응답한 경우 풀타임 일자리를 통한 재취업, 30시간 미만 일하였다고 할 경우 파트타임을 통한 재취업으로 정의하였다.

「근로기준법 (21조)」는 1주간의 소정근로시간이 당해 사업장의 동종업무에 종사하는 통상근로자의 것보다 짧은 경우를 ‘단시간근로’로 규정하고 있어 파트타임과 풀타임 일자리를 구분하는 기준을 제시하고 있다. 그러나 통계청의 경우 36시간 미만을 통계적 기준으로 사용하고 있으며 이러한 기준은 국가별로 상이하다. 또한 근로시간을 정의할 때, 평상근로시간(usual work hours), 실제근로시간(actual work hours), 자기선언적 근로시간(self-reported work hours) 중 무엇을 사용할 것인가 하는 문제가 잔존한다. 통계청의 경우 ‘지난 일 주간 주로 무엇을 하였습니까?’라는 설문에 ‘일하였음’이라고 대답하거나 ‘지난 일 주간 조금이라도 수입을 목적으로 본인 또는 가구원의 일을 한 적이 있습니까?’라는 설문에 ‘있었음’ 또는 ‘무급가족종사자’라고 대답한 응답자에게 ‘지난 주에 통틀어 몇 시간 일을 했습니까?’를 물어 1~35시간인 경우 ‘평소 36시간 일하십니까?’의 보조 질문을 한 후 긍정 또는 부정인 경우 각각에 대하여 이유를 묻고 있다.

4. 자료의 기초분석

가. 구조조정: 누구를 대상으로 하였나?

IMF경제 하에서 실직을 경험한 표본 9,227명의 실직개시일의 분포가 <표 1>에 성별·이전직장에서의 풀타임/파트타임 일자리 여부별로 제시되어 있다.

9,227명 중 남성이 4,924명, 여성이 4,303명으로 취업자 성별비중이 낮은 여성이 실직을 경험한 절대수가 표본에서 차지하는 비중이 거의 반에 이르는 점은 IMF 경제와 구조조정에 따른 대량실업이 여성을 주대상으로 하고 있었음을 알 수 있다.

IMF경제의 초기인 1998년 2월과 3월에 남성 실직경험자의 34%, 여성 실직경험자의 27%가 실직을 개시하여 경제위기에 따른 실업사태의 촉발이 상당히 초기에 집중되어 있었음을 알 수 있으며, 여성의 경우 남성에 비해 상대적으로 오랜 기간에 걸쳐 대량해고 및 구조조정의 대상이 되고 있었음을 알 수 있다.

또한 표본 중 이전 직장의 고용형태가 파트타임 일자리인 경우가 19.4%인 1,695명으로 전체 취업자 중 파트타임 일자리가 차지하는 비중이 10%안팎임을 감안할 때 상대적으로 파트타임 일자리 근로자에 대한 구조조정이 우선되었음을 알 수 있다. 파트타임·풀타임 일자리별 실직개시월의 분포가 유사한 것으로 나타나 상시적으로 파트타임 일자리에 대한 구조조정이 풀타임 일자리에 대한 구조조정에 우선하였음을 알 수 있으며, 이는 파트타임 일자리의 고용안정성이 상대적으로 저조하다는 사실을 반증해 주는 것이다.

나. 실직사유

개인이 실직하게 된 이유의 분포가 <표 2>에 제시되어 있다. 전체 표본의 8.2%가 '직장의 휴업 또는 폐업'으로, 13.3%가 구조조정으로, 26.8%가 경영악화 등의 자발적 실직을 경험하였다. 이러한 자발적 사유에 의한 실직경험의 비중은 여성보다는 남성에 집중되고 있는 것으로 보인다. '작업여건의 불만족'에 따른 자발적 이직의 경우 표본 중 차지하는 비중은 5.6%이다. 건강상의 이유로 이직한 경우는 9.1%이며, 여자의 경우 10.2%로 남자의 경우 8.1%보다 높은 것으로 나타난다. 개인·가족적 이유에 의한 이직은 여성이 20.7%로 압도적으로 남자의 8.1%를 능가하였다. 결론적으로 남성의 경우 자발적 실직이나 불만족에 따른 자발적 이직이 차지하는 비중이 높은 반면, 여성의 경우 자발적인 이직이 차지하는 비중이 차지하는 비중이 상대적으로 높다.

다. 탈출경로별 미취업기간

성별 탈출경로별 미취업기간의 분포가 <표 3>에 제시되어 있다. 풀타임 일자리를 통해 재취업한 실직경험자 4,804명 중 70%의 미취업기간이 3개월 이하인 한편, 7개월 이상의 장기 미취업기간을 겪은 실직자도 12%에 달하였다. 미취업기간의 분포는 2개월까지는 남성과 여성 간에 차이가 존재하지 않으나 3개월째에서 각각 14%와 11%로 차이를 보이기 시작하여 장기 미취업기간을 경험할 확률은 각각 13와 15%의 격차를 보여 주고 있다.

파트타임 일자리를 통해 재취업한 816명 중 70%의 미취업기간이 3개월 이하인 한편 7개월 이상의 장기 미취업기간을 겪은 실직자도 11%에 달하였다. 미취업기간은 남성과 여성 간에 상당히 유사한 분포를 보이나 장기 미취업기간을 경험할 확률은 남성이 12%, 여성이 10%로 나타난다. 즉, 풀타임 일자리를 통한 재취업과는 달리 파트타임 일자리를 통한 재취업의 경우 성별격차가 상대적으로 거의 부재한다 할 수 있다.

분석기간 중 재취업되지 않은 (censored) 실직경험자 중 35%가 7개월 이상의 장기 미취업기간을 겪고 있는 것으로 나타나 경제위기 중 실직자의 장기실업화가 진행되고 있음을 알 수 있다. 남성의 경우 그 비중은 27%인 반면 여성의 경우 46%로 엄청난 비중을 보여, 여성이 경제위기 때 따른 구조조정 주대상이 될 뿐만 아니라, 일단 일자리에서 유리되면 미취업기간이 상당히 장기화할 확률이 높음을 시사해 준다.

라. 근로형태의 전환과정

이전 직장의 풀타임 일자리 여부와 재취업한 일자리의 풀타임 일자리 여부의 근로형태 전환행렬(transition matrix)이 <표 4>에 제시되어 있다. 풀타임-풀타임 일자리의 전환이 53%인 반면 파트타임-파트타임 일자리 전환은 20%로 파트타임 일자리의 상태안정성(stability of state)이 상당히 낮은 것으로 나타난다. 파트타임 일자리를 실직하였을 경우 풀타임 일자리에 재취업할 확률은 47%로 풀타임 일자리를 실직하였을 경우보다 낮으며, 풀타임 일자리를 실직하였을 경우 파트타임 일자리에 재취업할 확률은 8%로 파트타임 일자리를 실직하였을 경우보다 낮다.

남성의 경우 풀타임 실직자의 41%가 파트타임 실직자의 34%가 미취업상태로 잔존하고 여성의 경우 각각 36%와 33%가 잔존하여 풀타임 일자리에 실직하였을 경우 재취업확률이 낮음을 알 수 있다. 또한 남성의 미취업상태 잔존확률이 40%로 여성의 36%보다 높게 나타나 IMF기간 중 실직한 남성이 여성보다 일자리를 찾는 데 어려움을 겪고 있는 것으로 나타난다. 파트타임과 풀타임 일자리의 상태안정성은 여성이 22%와 55%로 남성의 18%와 51%보다 다소 높은 것으로 나타난다.

Ⅲ. 다출구위험모형을 이용한 재취업기간의 실증분석

1. 미취업기간 분석을 위한 실증모형: 다출구위험모형

한 상태에서 복수의 탈출경로가 존재하고 복수의 탈출경로가 서로 구분되어질 때 다출구위험모형이 사용되어진다. 예를 들면, 경제활동상태를 미취업상태, 풀타임취업상태, 그리고 파트타임취업상태로 구분하면, 미취업상태에 존재하는 개인에게는 다른 두 상태인 풀타임 일자리와 파트타임 일자리 취업으로의 복수 탈출경로가 존재한다. 이 절에서는 다출구위험모형을 소개한다.

일반적으로 J 개의 탈출경로가 존재하고 미완료상태 (Type-I censoring)를 고려할 때, 실직에서 재취업까지의 경과기간은

$$T = \text{Min}(T_1^*, T_2^*, \dots, T_J^*, c)$$

로 정의되며, T 는 관찰된 경과기간, T_j^* 는 미관찰되는 완료된 탈출경로별 경과기간(uncensored destination-specific durations), c 는 미완료상태의 경과기간(censoring time)이다. 탈출경로 j 를 통해 한 상태에서 탈출하였음을 나타내는 탈출경로 지표함수(destination-specific indicator function)는

$$d_j = 1 \text{ (탈출경로 } j \text{를 통해 탈출)}$$

$$0 \text{ (그렇지 않은 경우)}$$

로 정의된다.

Kalbfleisch와 Prentice (1980)에 따르면 일정 시간 t 직전까지 한 상태에 지속적으로 머문 개인이 그 상태에서 탈출경로 j 를 통해 탈출할 조건부확률인 탈출경로별 위험함수(hazard function)는

$$h_j(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \text{Prob}[t \leq T < t + \Delta t, J = j \mid T_j \geq t, j=1,2,\dots,J] / \Delta t$$

로 정의된다. $\text{Prob}[A]$ 는 사상(event) A 가 일어날 확률을 의미한다. 이 위험함수의 적분함수인 탈출경로별 누적위험함수 (integrated hazards)는

$$H_j(t) = \text{Int}_{[0,T]} h_j(u)$$

로 표현되며, $\text{Int}_{[0,T]} f(x) = \int_0^T f(x) dx$ 로 함수 $f(x)$ 의 0에서 T 사이의 적분을 의미한다. 따라서 조건부 탈출경로별 잔존함수(survival function)는

$$S_j(t) = \exp[-H_j(t)]$$

로 표현되며 일정시점 t 에서의 탈출확률함수 (destination-specific failure time subdensity function)는

$$f_j(t) = h_j(t)S_j(t)$$

로 정의된다.

탈출경로별 위험함수는 혼합비례위험모형(mixed proportional hazard model)에서 일반적으로 쓰이듯 기준선위험(baseline hazard), 관찰된 이질성(observed heterogeneity), 비관찰된 이질성(Unobserved heterogeneity)의 세 요소로 구성된다고 상정,

$$h_j(t) = h_{0j}(t) \exp(X_j \beta_j) v_j$$

의 형태를 취하는 것으로 상정한다. 첫 항인 탈출경로별 기준선위험 $h_{0j}(t)$ 는 0 또는 양의 값을 가지는 함수로 경과기간의존성(duration dependence)을 나타내며, 둘째 항 $\exp(X_j \beta_j)$ 는 관찰된 이질성을 나타내는 것으로 X_j 는 탈출경로 j 에서의 개인의 관찰된 이질성을 통제하기 위한 설명변수의 벡터이며 β_j 는 그에 상응하는 추정되어질 파라미터벡터이고, 셋째 항 $v = (v_1, v_2, \dots, v_j)$ 는 비관찰된 이질성을 통제하기 위한 음이 아닌 값을 갖는 확률변수의 벡터로 관찰된 이질성의 효과를 통제한 후에도 잔존하는 분포상의 이질성을 의미한다. 비관찰된 이질성을 표현하는 v_j 의 값이 높다는 것은 기준선위험과 관찰된 이질성을 통제하였을 때 탈출경로 j 를 통하여 미취업상태를 탈출할 확률이 높다는 것을 의미한다. 비관찰된 이질성 v 가 음이 아닌 값을 가져야 한다는 제약조건을 피하고자 $v = \exp(v)$ 로 전

환할 수 있으며 이 경우 위험함수는

$$h_j(t) = h_{0j}(t) \exp(X_j\beta_j) \exp(v_j)$$

로 변화하며 v 의 값에 대한 제약은 부재한다.

기준 위험선은 집단경과기간자료(grouped duration data method)의 방식을 따라

$$h_{0j}(t) = \exp(\delta_{kj}) \quad k-1 < t/w \leq k, \quad k=1, 2, \dots, K$$

로 표현할 수 있다. 이 표현에 따르면 기준선위험은 층계함수(step function)의 형태를 취하며, w 는 각 층계의 크기(step length)를 K 는 층계의 수(the number of steps)를 나타낸다. 실증연구에서 $w=1$ 달에 해당하며 $K=13$ 이어서 실직 후 약 13개월 동안의 미취업경과기간을 분석한다.

따라서 탈출경로별 위험함수는

$$h_j(t) = \exp(\delta_{kj}) \exp(X_j\beta_j) \exp(v_j), \quad j = 1, 2, \quad k = 0, 1, \dots, K$$

로 표현되고, 기준선위험을 층계함수로 표현하고 설명변수의 시간불변성(time-invariance)를 가정할 경우 탈출경로별 누적위험함수는

$$H_j(t) = \sum_u h_j(u)$$

가 된다.

탈출경로별 위험함수 $h(t)$ 는 관측가능한 설명변수 X 뿐만 아니라 관찰불가능한 비관찰된 이질성 v 을 동시에 포함하고 있다. 따라서 탈출경로별 위험함수는 비관찰된 이질성에 의존함에 따라 각 탈출경로별 경과기간의 분포는 비관찰된 이질성에 의존하는 조건부 경과기간이 된다. 만약 비관찰된 이질성에 대한 분포가 주어지면 이의 확률적 특성에 대하여 기대값(expectation)을 취함으로써(조건부 확률분포가 아닌) 경과기간의 분포를 구할 수 있을 것이다. 즉, 조건부 잔존확률 $S_j(t; X_j, v_j)$ 의 v_j 에 대한 기대값을 취하면, 비관찰된 이질성에 의존하지 않는 잔존 확률은

$$S_j(t; X_j) = E_v S_j(t; X_j, v_j) = \int_{-\infty, +\infty} S_j(t; X_j, v_j) p(v) dv$$

가 된다.

그러나, Kiefer (1988, 675쪽)가 지적하였듯, 전형적으로 비관찰된 이질성 v 의 분포는 알 수 없으며, 어떤 경제 이론도 이의 분포의 형태에 대한 단서나 지침을 제공하지 않고 있다. 미취업상태로부터 두 개의 탈출경로 ($J = 2$)가 존재하는 것

을 상징하는 본 연구는 Heckman과 Singer(1984)의 방법을 따라 비관찰된 이질성이 이변량이산분포(Bivariate discrete distribution)에 따른다고 가정한다. 즉 비관찰된 이질성의 벡터 $v = (v_1, v_2) = ((v_{11}, v_{12}, \dots, v_{1q}, \dots, v_{1Q}), (v_{21}, v_{22}, \dots, v_{2r}, \dots, v_{2Q}))$ 가 가질 수 있는 값과 이와 관련된 확률은

$$\text{Prob}[v_{1q}, v_{2r}] = p_{qr} \quad q, r = 1, 2, \dots, Q$$

로 표현되어진다. 여기에서 Q 는 각 비관찰된 이질성의 이산분포에서의 지지점(support points)의 수효를 나타낸다. 본연구는 다출구위험의 독립성(independent competing risks)을 가정하는 대부분의 기존연구와는 달리 다출구위험의 의존성(dependent competing risks)을 상징하며, 이는 비관찰된 이질성의 두 벡터 $v_1 = (v_{11}, v_{12}, \dots, v_{1q}, \dots, v_{1Q})$ 과 $v_2 = (v_{21}, v_{22}, \dots, v_{2r}, \dots, v_{2Q})$ 의 상관관계(correlation)의 가능성을 배제하지 않는 것과 일치한다.

두 개의 다출구위험을 상징하는 실증분석에서 표본은 상호 배타적(mutually exclusive)이고 전체를 포괄(exhaustive)하는 세 집단으로 나뉘어진다. 첫째는 미취업상태에서 풀타임 일자리취업을 통해 탈출한 표본의 집단이고, 둘째는 미취업상태에서 파트타임 일자리취업을 통해 탈출한 표본의 집단이고, 그리고 셋째는 분석기간 중에 미취업상태를 탈출하지 못한 미완료된 경과기간을 갖는 표본의 집단이다. 각 집단에 속하는 표본들은 소속되는 집단의 형태에 따라 우도함수(likelihood function) L_j 에 기여하게 되며(첫집단의 경우 $j = 1$, 둘째집단의 경우 $j = 2$, 셋째집단의 경우 $j = 0$), 목적함수로서의 로그우도함수(log likelihood function)는

$$\log L = \sum_i [d_{i1} \log L_{i1} + d_{i2} \log L_{i2} + (1 - d_{i1} - d_{i2}) \log L_{i0}]$$

가 된다(각 집단별 우도함수 L_j 의 구체적 형태에 관해서는 Anne(1997)을 참조).

본 연구의 실증분석에서는 탈출경로별 위험함수의 세 형태(specification)에 대하여 추정을 실시하였다. 첫째는 관찰된 이질성과 비관찰된 이질성을 배제하고 기준선위험만 고려한 것으로

$$\text{(모형식 1)} \quad h_j(t) = \exp(\delta_{kj}), j=1, 2, k=1, \dots, K$$

로 표현되며 이는 Kaplan-Meijer의 비모수잔존함수추정의 반모수판에 해당된다. 둘째는 비관찰된 이질성을 제외한 것으로

$$\text{(모형식 2)} \quad h_j(t) = \exp(\delta_{kj}) \exp(X_j \beta_j), j=1, 2, k=1, \dots, K$$

로 표현되며, 셋째는 모두를 포함한 것으로

$$(모형식 3) \quad h_j(t) = \exp(\delta_{kj}) \exp(X_j\beta_j)\exp(v_j), j=1, 2, k=1, \dots, K$$

이다. 세 형태에 관한 추정을 통해 기준선위험의 추정치가 형태별로 변화하는 양상을 고찰함으로써 기존연구에서와 같이 비관찰된 이질성을 제외한 모형의 추정치가 가질 수 있는 편기(bias)에 대해 언급할 수 있다.

2. 실증모형의 추정을 위한 설명변수

미취업기간의 실증분석을 위한 실증모형식 (1), (2), 그리고 (3)의 추정과정에서 관찰된 이질성을 통제하기 위해 사용되는 설명변수(covariates)는 노동시장의 공급과 수요에 영향을 미치는 요인으로 대별된다. 첫째는 유보임금(reservation wage)에 영향을 미치고 따라서 노동시장의 노동공급조건을 반영하는 요인들로 연령, 학력수준 등 인적자본요소와 가구주와의 관계가 포함된다. 가구주의 일자리탐색강도가 비가구주보다 강할 것이며, 또한 여성의 경우 배우자의 탐색강도가 여성가구주보다는 약한 반면 기타 여성가구원보다는 강할 것으로 기대된다. 둘째, 제의임금(offered wage rate)에 영향을 미치고 노동시장의 수요조건을 반영하는 요인들로 이에는 인적자본요소들과 지역실업률 등이 포함된다. 셋째, 실직원인, 그리고 실직기간 중 일자리탐색 여부 등 미취업기간과 탈출경로에 영향을 미치는 요소들이다. 실직원인으로는 ‘작업여건(시간·보수 등) 불만족’, ‘직장의 폐업 휴업’, 그리고 ‘명예·조기퇴직, 정리해고’등을 다른 원인들과 비교한다. 실직기간 중 일자리탐색 여부는 미취업기간을 단축시킬 것으로 예측되어지나, 실직기간의 장기화 이후 일자리 탐색활동을 개시하는 경우 전반적인 탈출확률에는 부의 효과를 지닐 것으로 보인다.

3. 탈출경로별 위험함수의 반모수 추정

모형식 (1)은 어떠한 이질성도 통제하지 않은 상태에서의 탈출경로별 탈출위험률의 집단경과기간별 표현이다. <표 4>는 총계함수 형태를 갖는 탈출경로별 탈출위험률(이 경우 기준선위험과 동일)의 반모수 추정치를 제시하고 있으며 모든

추정치가 유의수준 0.001에서 유의한 것으로 나타난다. 기준선위험에 해당하는 δ_{kj} 의 반모수 추정치에 먹지수를 취하면, 각 구간에 속하는 한 시점에서 그 직전까지 미취업상태를 탈출하지 못한 개인이 그 시점에서 풀타임 일자리취업이나 파트타임 일자리취업을 통해 미취업상태를 탈출할 확률을 구할 수 있으며, [그림 1]과 [그림 2]는 남성실직자와 여성실직자의 미취업상태로부터의 탈출확률을 도시하고 있다.

그림에서 나타나는 특징은 첫째, 남성과 여성의 경우 모두 전체 분석기간에 걸쳐 풀타임 일자리를 통한 조건부 재취업확률이 파트타임 일자리를 통한 경우보다 높다는 점이다. 이는 파트타임 일자리를 구하기는 것이 풀타임 일자리를 구하는 것보다 쉬울 것이라는 경제학적 이론에 근거한 추측에 반하는 사실로, 노동시장에서 파트타임 일자리가 보편화되지 않았다는 점과 파트타임 일자리가 갖는 부정적 특성으로 인한 근로자의 파트타임 일자리 탐색의 기피가 동시에 작용하고 있는 것으로 보인다.

둘째, 실직기간 전반에 걸쳐 남성과 여성의 파트타임 일자리를 통한 조건부 재취업확률은 유사한 양상을 보이는 반면, 남성의 풀타임 일자리를 통한 조건부 재취업확률은 초기 2개월을 제외한 전체 기간에 걸쳐 여성의 경우보다 높다는 점이다. 즉, 상대적인 노동시장의 파트타임 일자리화가 상대적으로 여성을 중심으로 진행되고 있고, 여성의 전체적인 재취업확률이 남성의 경우보다 상당히 낮음을 입증하고 있다.

셋째, 각 탈출경로별 탈출확률이 실직초기 일정기간 동안 감소추세를 보이다가 그 이후 일정 수준을 중심으로 다소 변동하는 양상을 보인다는 점이다. 즉, 초기에 부의 경과기간 의존성을 보이고 이후 경과기간 의존성이 부재한다는 의미로 초기에 탈출확률이 높으나 기간이 경과함에 따라 일자리탐색에서 얻어지는 정보의 보충에도 불구하고 미취업이 갖는 '오점(Scar)효과'로 탈출확률이 감소하며 전환점(turning point)을 경과한 후에는 일정 낮은 수준에 머문다는 것이다.

4. 미취업기간 다출구위험모형의 추정

<표 6>은 기준선위험과 관찰된 이질성 고려하는 모형식 (2)의 추정치를 제시 하며 [그림 3]과 [그림 4]는 기준선위험을 보여 주고 있다. 한편 <표 7>에 기준 선위험과 관찰된 이질성 및 비관찰된 이질성을 두 개의 지지점을 이용하여 고려 하는 모형식 (3)의 추정치가 제시되어 있다. [그림 5]와 [그림 6]은 이 경우의 기 준선위험을 보여 준다.

가. 기준선위험의 추정치

<표 7>의 첫 단은 관찰된 이질성과 비관찰된 이질성을 모두 통제한 상태에서 의 기준선위험에 대한 추정치를 보여 준다. 모든 추정치가 유의수준 0.001에서 유의한 것으로 나타났다. [그림 5]과 [그림 6]는 기준선위험 추정치에 멱지수를 취한 각 탈출경로를 통해 재취업하게 되는 기준선위험확률을 도시하고 있다. [그림 1], [그림 2]와 비교할 때 전반적인 추세는 비슷한 반면 다소의 변화가 나 타남을 알 수 있다. 이질성을 모두 통제하였을 때, 풀타임 일자리의 기준선 위험 은 (남성의 첫 달을 제외하면) 78개월까지 감소하다가 10개월 이후 증가하는 양 상을 보인다. 반면 파트타임 일자리의 기준선위험은 거의 전기간에 걸쳐 완만하 게 감소하거나 일정한 양상을 보여 준다.

나. 관찰된 이질성이 미취업기간에 미치는 효과

<표 7>의 둘째 단은 모든 이질성을 통제하였을 때, 관찰된 이질성이 실직상태 의 탈출확률에 미치는 효과의 추정치를 제시한다.

가구주의 경우 여성의 풀타임 일자리 재취업을 제외한 모든 탈출경로를 통한 재취업확률이 큰 것으로 나타난다. 즉, 가구주의 재취업을 위한 일자리탐색 노력 의 강도가 가구주나 배우자가 아닌 가구원보다 강하다는 통념과 일치하는 것이 며, 여성 가구주의 경우 풀타임 일자리를 통한 재취업보다는 파트타임 일자리를 통한 재취업에 탐색노력을 경주하고 있음을 시사한다. 여성 배우자의 경우 가구 주나 배우자가 아닌 가구원과 비교할 때 풀타임 일자리로 재취업할 확률은 유의

하지 않게 나타났으나 파트타임 일자지로 재취업할 확률은 낮은 것으로 나타난다. 즉, 여성 배우자가 실직할 경우 남성가구주의 존재로 상대적으로 일자리 탐색노력이 약하고 전반적으로 재취업할 확률이 낮다는 것을 의미한다.

연령은 남성의 재취업확률에 부(-)의 효과를 미치는 반면 여성의 재취업확률에는 양(+)의 효과를 미치고 있다. 연령별 취업률은 중장년까지 증가하다가 고령층에 진입하면서 감소하는 것이 통상적인 인식이다. 그러나, 본 연구에 사용되는 IMF실직경험 남성 표본의 경우 연령이 증가할수록 유보임금(reservation wage)이 높아 시장에서 제공되는 임금(offered wage)과의 격차를 해소할 가능성이 적고, 이에 따라 미취업기간이 장기화되는 것으로 해석된다. 여성의 경우 저연령층일수록 시장에서 제공되는 임금이 유보임금을 하회할 가능성이 크며 따라서 재취업할 확률이 낮다는 것을 의미한다.

학력수준은 풀타임 일자리를 통한 재취업확률과는 양(+)의 관계를 가지고 파트타임 일자리를 통한 경우와는 부(-)의 관계를 가질 것으로 예측된다. 그러나 결과는 상당히 다른 방향으로 나타나 IMF경제가 노동시장에 미친 영향을 간접적으로 살펴볼 수 있다. 즉, 학력이 높을수록 여성의 파트타임 일자리 재취업을 제외한 모든 경로의 재취업확률이 낮은 것으로 나타났다. 이는 학력이 증가할수록 시장제공임금이 유보임금을 하회할 확률이 높다는 것을 의미하는 것으로 IMF를 겪으면서 시장이 제공하는 임금이 하락되는 폭이 실직기간 경과에 따르는 유보임금의 하락을 앞질러 갔으며 고학력자에 대한 노동시장에서의 수요감소가 동시에 진행되었던 것을 시사한다.

지역(시도단위)의 실업률은 노동시장의 수요측면을 반영하는 요인으로 예상대로 재취업확률에 부정적인 효과를 보여 준다. 실직자가 속한 지역의 실업률이 높을수록 일자리 소멸이 빠르게 진행되는 반면 일자리 창출은 더디게 진행되고, 이에 따라 이들의 미취업기간을 장기화시키는 데 기여하는 것으로 나타난다.

실직기간 중의 일자리탐색은 미취업기간을 단축시키는 역할을 할 것이며 따라서 일자리탐색 여부는 양(+)의 효과를 가질 것으로 기대된다. 그러나 분석 결과, 일자리탐색 여부는 풀타임 일자리로의 재취업확률에는 긍정적(+)으로 작용하는 반면 파트타임 일자리로의 재취업확률에는 부정적(-)으로 작용하는 것으로 나타났다. 즉, 파트타임 일자리의 부정적 특성으로 풀타임 일자리탐색에 모든 노력을

경주하며, 이러한 현상이 일단 시작되면 파트타임 일자리로의 재취업에 애로로 작용한다는 점을 시사한다.

실직원인의 가변수들은 성별 그리고 원인별로 탈출경로에 상이한 효과를 미치고 있다. '작업여건 불만족'으로 인한 자발적 실직의 경우 남성의 파트타임 일자리를 통한 탈출확률에만 유의하게 부(-)의 효과를 갖는 반면 여타의 경우에는 양(+)의 효과를 갖는다. '직장폐쇄 및 폐업'으로 인한 비자발적 실직의 경우 남성의 파트타임 일자리와 여성의 풀타임 일자리를 통한 탈출확률에는 유의하게 양(+)의 효과를 갖는다. '명예·조기퇴직, 정리해고'으로 인한 비자발적 실직의 경우 모든 경로를 통한 재취업확률에 부정적(-)인 효과를 갖는 것으로 나타난다.

다. 비관찰된 이질성의 추정치

<표 7>의 셋째 단과 넷째 단은 비관찰된 이질성의 수준과 이들이 갖는 확률행렬의 요소의 추정치를 제시하고 있다. 모두 통계적으로 유의하며, 확률요소행렬의 추정치를 계산한 확률행렬의 비대각요소(off-diagonal elements)의 값이 영으로 나타나 탈출경로별 비관찰된 이질성 간에 상관관계가 존재하지 않음을 알 수 있다. 즉, 비관찰된 이질성의 독립성을 가정하여도 무방함을 의미한다. 비관찰된 이질성이 갖는 두 지지점의 확률은 남성의 경우 0.225와 0.775 ($= \exp(1.238)/[\exp(0)+\exp(1.238)]$)이며 여성의 경우 0.000과 1.000($= \exp(60.884)/[\exp(0)+\exp(60.884)]$)로 나타난다.

IV. 맺는 글

거의 완전고용상태를 달성하였던 한국의 노동시장은 소위 IMF경제라 불리는 최근의 경제위기 속에서 기업의 파업과 구조조정에 따른 대량해고 및 신규채용의 동결 등 일자리 소멸과정이 급진전되고 고실업의 위협에 직면하였다. 급속한 경기침체로부터의 회복과 각종 실업대책으로 실업률이 하락 내지는 진정되는 국면으로 반전되었다. 거시적 시각에서는 거시변수들의 대부분이 경제위기 이전의

수준으로 복귀하고 있는 반면, 미시적 시각에서 볼 때 위기과정을 통과하고 있는 노동시장은 상당한 구조적 변화를 산물로 남겨 놓았다. 그 중 하나가 ‘노동시장의 비정규직화’라 할 수 있겠다.

현재 비정규직이나 파트타임 일자리를 정의함에 일치된 견해는 없다. 이들 일자리는 상대적으로 낮은 임금율, 저조한 부가급부, 미비한 고용안정성 등으로 특성지을 수 있다. 본 연구는 경제위기에 따른 대량해고가 시작된 1998년 1월부터 1999년 6월까지의 매월 『경제활동인구조사』의 자료를 패널화하고, 분석기간 중 실직을 경험한 표본을 분석대상으로 한다. 본 연구에서는 단순한 경과기간모형보다는 실직상태로부터 탈출하는 대안으로 풀타임 일자리를 통한 재취업과 파트타임 일자리를 통한 재취업의 가능성을 고려한 다출구위험모형을 분석방법으로 사용하였다. 실증분석에서 발견된 특징을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 구조조정과 대량해고가 파트타임근로자와 여성근로자를 중심으로 실시되었으며 경제위기의 진행과 함께 풀타임 일자리와 남성근로자도 본격적으로 그 대상이 되었고, 실직경험자의, 특히 여성이나 파트타임 일자리에서 이직한 근로자의, 상당수가 파트타임 일자리를 통하여 재취업한 것으로 나타났다.

둘째, 직접적인 구조조정으로 인한 실직과 간접적인 구조조정으로 인한 실직이 반 가까이 차지하였으며 자발적인 이직의 경우는 28% 정도에 불과하여 IMF경제기간 동안 비자발적인 실업이 상당하였음을 알 수 있다.

셋째, 풀타임 일자리를 통해 재취업한 실직경험자의 12%, 파트타임 일자리를 통한 재취업의 경우 11%, 재취업하지 않은 실직경험자의 35%가 7개월 이상의 장기 미취업상태를 경험하여 실업 또는 미취업기간이 장기화하는 성향을 보인다.

넷째, 미취업기간이 장기화할수록 미취업상태에서 탈출할 확률이 낮아지는 부의 경과기간의존성을 보여 hysteresis 현상이 진행되고 있으며, 거의 전체 분석기간에 걸쳐 풀타임 일자리를 통한 재취업확률이 파트타임 일자리를 통한 재취업확률보다 높은 것으로 나타나 파트타임 일자리의 부정적 특성이 일자리탐색 노력의 향방을 좌우하고 있으며 노동시장 수요의 측면에서도 파트타임 일자리에 대한 수요가 미미함을 보여 준다.

다섯째, 경제위기가 진행된 기간 중 고학력자 실직자나 고연령 실직남성의 재취업확률이 상대적으로 낮은 것으로 나타났으며 실직 당시의 지역실업률이 높을수록 재취업할 가능성이 낮아진다.

여섯째, 자발적 사유로 인한 이직이 재취업확률에 긍정적 효과를 미치는 반면, 직접적인 구조조정에 의한 비자발적 실직은 재취업확률에 부정적 효과를 미치는 것으로 나타난다.

본 연구는 실직자의 재취업과정에서 발생가능한 불필요한 미취업기간의 장기화를 막기 위한 정책이 시급함을 정책시사점으로 제시한다. 상대적으로 낮은 임금을, 저조한 부가급부, 그리고 미비한 고용안정성 등 파트타임 일자리의 부정적 특성들로 인하여 실직자는 파트타임 일자리를 미취업으로부터의 탈출대안으로 고려하지 않고 풀타임 일자리만을 고려할 것이다. 이 경우 미취업 또는 실업기간이 장기화할 확률이 높아지고 노동력의 방치로 인한 중·장기적인 총생산가능곡선의 위축과 국민경제 잠재성장률의 저하가 수반될 것이며, 미취업자의 빈민화와 실업대책을 위한 중앙·지방정부의 재정부담이 증가할 것이다. 그러므로 보다 장기적인 안목에서 볼 때 노동시장 파트타임 일자리화를 포함한 노동시장 유연화가 추세이고 이의 혜택이 전반적인 경제주체에게 돌아간다는 견지에서 파트타임 일자리의 부정적인 특성들을 완화시키는 데 정책의 초점이 주어져야 할 것이다.

부정적인 특성들을 완화하는 데 단기적 비용이 발생함은 당연하다. 특히 현격하게 상대적으로 낮은 임금률을 개선하거나 부가급부의 수혜범위를 확대하고, 현장훈련(on-the-job training)과 근로경험축적에 따른 파트타임 일자리근로자의 풀타임 일자리 전환 등 파트타임 일자리의 고용안정성을 제고하는 수단이 사용가능하나, 이는 단기적 측면에서 사용자에게 돌아갈 혜택 중 일부를 손실토록 하여 사용주의 파트타임 일자리 채용기피현상을 유도함으로써 실직자의 미취업기간을 증가시킬 가능성도 존재한다.

그러나 장기적으로 보았을 때, 이러한 체제 하에서 사용자에게 돌아갈 혜택도 무시할 수 없음을 지적한다. 파트타임 일자리 근로자를 일정 기간 사용한 후 선별(screening)하여 풀타임 일자리로 전환시킬 경우 부차적인 비임금 고용비용을

발생시키지 않으며, 신규 풀타임 일자리 근로자의 오선발(mismatch)에 따르는 비용을 방지할 수 있을 것이며, 또한 잦은 노동력의 유출입에 따르는 근로자 전체의 사기(morale)저하를 최소화함으로써 노사화합에 따르는 효율성과 생산성의 제고는 측정불가능한 혜택을 돌려 줄 것이다.

이러한 시나리오에서 정부가 맡을 역할도 중요하다. 파트타임 일자리의 부정적 특성을 완화시키는 정책을 면밀히 검토 입안하여야 하며 이에 따르는 사용자 파트타임 일자리 채용기피현상을 완화하고자 사용주의 단기적 손실을 합리적으로 보전하는 방안을 강구하여야 할 것이다. 정부가 부담하는 비용의 일부는 단기적으로는 현재 실업대책에 소요되는 비용의 일부를 전환함으로써 추가비용의 발생을 최대한 억제할 수 있을 것이며, 잔존하는 추가비용은 고용증가에 따르는 소득세원의 확대와 사회안전망에 소요되는 비용의 감소 등 장기적 혜택으로 보전 가능할 것이다.

본 연구가 가지는 한계와 이를 극복하기 위한 개선방향은 분석자료와 연구방법론 두 측면에서 찾을 수 있다.

첫째, 본 연구는 IMF경제가 진행된 18개월을 분석기간으로 설정하였다. 이는 1998년 1월 『경제활동인구조사』의 표본이 새로 추출되어 그 이전 기간을 포함하는 분석기간의 확장을 불가능하게 하고 있다. 확장된 기간을 통한 실증분석은 경제위기를 통한 실직자의 미취업기간의 구조적 변화의 여부를 규명할 수 있게 한다. 1998년 이전의 상이한 표본을 사용한 미취업기간의 분석결과를 본 연구의 결과와 비교함으로써 구조적 변화 여부를 탐지할 수는 있을 것이다. 허나, 『경제활동인구조사』 자료의 패널화를 위한 개인식별변수가 함께 제공되지 않을 경우 분석 자체에 상당한 애로가 존재할 것이다. 본 연구의 경우 1998년 6월 이후의 자료에는 개인식별변수가 포함되어 1998년 5월까지의 자료의 패널화과정에서 나타나는 식별불가능으로 표본의 일부를 파기하는 표본선택편기(selectivity bias)의 비표본오류를 범할 가능성이 적었다. 연구목적을 위하여 기존자료를 사용할 때 지나친 제약은 가하지 않는 것이 '원래' 통계조사의 목적달성에 도움을 줄 것이며 보다 정확한 분석을 통한 정확한 정책시사점을 모색할 수 있을 것으로 기대된다.

둘째, 각종 실업대책이 미취업기간에 미치는 효과가 분석과제로 남는다. 실업대책이 효과를 갖는 경우 이의 수혜자와 비수혜자의 미취업기간이 각각 상이한 구조를 가질 것이다. 본 연구에 사용된 『경제활동인구조사』에는 실업대책 수혜에 관한 설문이 존재하지 않으므로 이를 이용한 분석은 원천적으로 불가능하다. 실업대책의 효과를 분석하기 위한 자료의 채취가 시급한 과제로 남아 있다. 자료가 존재한다고 상정할 때, 수혜자 표본의 경우 수혜 이전과 수혜 이후에 일자리를 탐색과정이 변화하므로 시간변동설명변수(time-varying covariates)를 도입하는 분석방법을 사용하여야 할 것이다.

셋째, 반복되는 실직상태의 가능성과 관련된 한계를 지적할 수 있다. 본 연구는 분석기간 중 최초 실직 이후의 미취업기간을 분석하였다. 특히 경제가 불안정하고 노동시장이 비정규직화할 경우 일자리의 불안정성이 커지며, 이는 미취업-재취업이 짧은 기간 내에 반복될 확률이 높아짐을 의미한다. 따라서 한 차례의 실직으로 인한 미취업기간의 분석보다는 수차례(multi-spell)의 실직에 따른 미취업기간들을 고려하는 분석이 필요하다.

넷째, 상태(state)의 정의상의 문제이다. 본 연구는 미취업상태, 풀타임 일자리를 통한 재취업상태, 그리고 파트타임 일자리를 통한 재취업상태의 세 상태를 고려하였다. 본 연구에서는 주당 30시간 미만 일할 경우 파트타임 일자리, 30시간 이상 일할 경우 풀타임 일자리로 정의하였다. 이의 구분 기준에 관한 연구가 선행되어야 하며, 또한 미취업상태를 실업상태와 비경제활동상태로 구분하는 등 다양한 기준으로 구별되어지는 상태들을 고려하는 복수상태(multi-state) 미취업기간 분석도 적용가능할 것이다.

참고문헌

- Anne, Z. (1997), *Part-time Work and the Structure of Youth Labor Market Entry*, Unpublished Pd.D. Dissertation, Ohio State University.
- Galloway, L. (1995), "Public Policy and Part-Time Employment," *Journal of Labor Research* 16(3), 305-314.
- Heckman, J.J. and B. Singer (1984), "A Method for Minimizing the Impacts of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data," *Econometrica* 52(2), 271-320.
- Houseman, S.N. (1995), "Part-time Employment in Europe and Japan," *Journal of Labor Research* 16(3), 249-262.
- Kalbfleish, J.D. and R. L. Prentice (1980) *The Statistical Analysis of Failure Time Data* (New York: John Wiley and Sons).
- Kiefer, N.M. (1988), "Economic Duration Data and Hazard Functions," *Journal of Economic Literature* 26(2), 646-679.

〈표 1〉 미취업 개시월 분포

단위: 명(%)

년도	월	전체	남성	여성	파트타임	풀타임
전체		9227	4924 (59.4)	4303 (40.6)	1695 (19.4)	7532 (80.6)
1998	2	1678 (18.7)	996 (20.8)	682 (16.3)	342 (20.7)	1336 (18.2)
	3	1100 (12.1)	644 (13.5)	456 (10.5)	170 (10.7)	930 (12.4)
	4	733 (8.1)	385 (7.9)	348 (8.3)	112 (6.8)	621 (8.4)
	5	551 (6.2)	306 (6.4)	245 (6.1)	99 (6.3)	452 (6.2)
	6	540 (6.0)	274 (5.7)	266 (6.5)	90 (5.6)	450 (6.1)
	7	561 (6.3)	259 (5.4)	302 (7.4)	82 (5.6)	479 (6.5)
	8	517 (5.7)	262 (5.3)	255 (6.1)	96 (5.9)	421 (5.6)
	9	429 (4.4)	210 (4.2)	219 (4.8)	66 (3.8)	363 (4.6)
	10	330 (3.6)	188 (3.8)	142 (3.4)	53 (3.6)	277 (3.6)
	11	439 (4.6)	224 (4.4)	215 (4.8)	58 (3.1)	381 (5.0)
	12	482 (4.9)	213 (4.1)	269 (5.7)	103 (5.4)	379 (4.7)
	1999	1	597 (5.8)	312 (5.6)	285 (6.2)	162 (7.7)
2		341 (3.6)	188 (3.9)	153 (3.3)	98 (5.4)	243 (3.2)
3		320 (3.4)	159 (3.2)	161 (3.6)	43 (2.3)	277 (3.7)
4		234 (2.6)	114 (2.4)	120 (2.9)	52 (3.2)	182 (2.5)
5		174 (1.7)	94 (1.7)	80 (1.7)	38 (2.2)	136 (1.6)
6		201 (2.1)	96 (1.9)	105 (2.5)	31 (1.7)	170 (2.2)

「경제활동인구조사」 매월 자료(1998년 1월~1999년 6월)를 패널화하고, 1998년 1월 일자리가 있었으나 표본기간 중 실직을 경험한 9227명을 실직경험자 표본으로 함.

〈표 2〉 실직사유 분포

단위: 명(%)

	전체	남성	여성
실직경험자표본	9,227	4,294 (59.4)	4,303 (40.6)
개인·가족적 이유	1,280 (13.9)	399 (8.1)	881 (20.7)
건강상의 이유	900 (9.1)	429 (8.1)	471 (10.2)
정년퇴직, 연로	162 (1.7)	138 (2.6)	24 (0.6)
작업여건 불만족	487 (5.6)	280 (6.1)	207 (5.1)
직장의 휴업, 폐업	723 (8.2)	454 (9.7)	269 (6.5)
명예·조기퇴직, 정리해고	1,140 (13.3)	728 (15.7)	412 (10.5)
임시적 또는 계절적 일의 완료	730 (7.0)	373 (7.2)	357 (6.7)
일거리가 없어서 혹은 경영악화	2,485 (26.8)	1,517 (30.6)	968 (22.3)

『경제활동인구조사』 매월 자료(1998년 1월~1999년 6월)를 페널화하고, 1998년 1월 일자리가 있었으나 표본기간 중 실직을 경험한 9227명을 실직경험자 표본으로 함.

〈표 3〉 탈출경로별 미취업기간

단위: 명(%)

	1개월	2개월	3개월	4개월	5개월	6개월	7~11개월	12개월 이상	전체
전체									
실직경험자	2774 (30.8)	1619 (17.7)	1142 (11.9)	740 (7.9)	609 (6.5)	400 (4.3)	1220 (13.0)	723 (7.8)	9227
미취업	793 (22.2)	455 (12.7)	402 (11.3)	268 (7.7)	257 (7.0)	146 (4.1)	698 (18.9)	588 (16.0)	3607
파트타임	279 (34.5)	183 (23.7)	106 (12.1)	62 (6.9)	65 (8.3)	31 (3.7)	72 (8.6)	18 (2.4)	816
풀타임	1702 (36.7)	981 (20.5)	634 (12.4)	410 (8.2)	287 (5.8)	223 (4.6)	450 (9.2)	117 (2.6)	4804
남성									
실직경험자	1595 (32.6)	917 (19.1)	645 (12.9)	389 (8.1)	314 (6.2)	200 (4.1)	582 (11.4)	282 (5.7)	4924
미취업	524 (26.4)	313 (16.0)	249 (13.0)	151 (8.0)	138 (6.6)	72 (3.7)	327 (15.7)	220 (10.8)	1994
파트타임	156 (35.8)	97 (24.6)	46 (9.8)	30 (6.1)	32 (7.6)	19 (4.2)	39 (9.2)	11 (2.6)	430
풀타임	915 (37.2)	507 (20.6)	350 (13.5)	208 (8.5)	144 (5.6)	109 (4.4)	216 (8.2)	51 (2.1)	2500
여성									
실직경험자	1179 (28.7)	702 (16.2)	497 (10.7)	351 (7.7)	295 (6.9)	200 (4.6)	638 (14.8)	441 (10.3)	4303
미취업	269 (17.0)	142 (8.7)	153 (9.1)	117 (7.3)	119 (7.6)	74 (4.8)	371 (23.0)	368 (22.6)	1613
파트타임	123 (33.0)	86 (22.6)	60 (14.6)	32 (7.7)	33 (9.0)	12 (3.1)	33 (7.9)	7 (2.2)	386
풀타임	787 (36.2)	474 (20.4)	284 (11.2)	202 (8.0)	143 (6.0)	114 (4.8)	234 (10.3)	66 (3.1)	2304

『경제활동인구조사』 매월 자료(1998년 1월-1999년 6월)를 패널화하고, 1998년 1월 일자리가 있었으나 표본기간 중 실직을 경험한 9227명을 실직경험자 표본으로 함.

〈표 4〉 근로형태 전환과정

단위: 명(%)

	미취업	재취업		전체
		파트타임	풀타임	
전체				
실직경험자	3499 (37.8)	924 (10.4)	4804 (51.8)	9227
전직 파트타임	567 (33.6)	325 (19.6)	803 (46.8)	1695 (19.4)
전직 풀타임	2932 (38.8)	599 (8.2)	4001 (52.9)	7532 (80.6)
남성				
실직경험자	1938 (39.7)	486 (10.0)	2500 (50.3)	4924
전직 파트타임	307 (34.3)	159 (17.7)	440 (48.0)	906 (19.4)
전직 풀타임	1631 (41.0)	327 (8.2)	2060 (50.8)	4018 (80.6)
여성				
실직경험자	1561 (35.6)	438 (10.9)	2304 (53.5)	4303
전직 파트타임	260 (32.8)	166 (21.8)	363 (45.4)	789 (19.4)
전직 풀타임	1301 (36.3)	272 (8.3)	1941 (55.4)	3514 (80.6)

『경제활동인구조사』 매월 자료(1998년 1월~1999년 6월)를 패널화하고, 1998년 1월 일자리가 있었으나 표본기간 중 실직을 경험한 9227명을 실직경험자 표본으로 함.

〈표 5〉 탈출경로별 탈출위험함수의 추정치: 모형식 (1)

(괄호 안의 수치는 표준오차)

	남 성		여 성	
	풀타임 일자리	파트타임 일자리	풀타임 일자리	파트타임 일자리
기준선위험				
1	-1.538 (0.027)	-3.030 (0.038)	-1.561 (0.029)	-3.153 (0.042)
2	-1.765 (0.032)	-3.263 (0.041)	-1.771 (0.033)	-3.300 (0.044)
3	-1.827 (0.034)	-3.592 (0.043)	-2.054 (0.037)	-3.509 (0.045)
4	-2.059 (0.038)	-3.942 (0.044)	-2.180 (0.040)	-3.885 (0.046)
5	-2.177 (0.040)	-3.548 (0.044)	-2.327 (0.042)	-3.671 (0.046)
6	-2.206 (0.041)	-3.910 (0.044)	-2.361 (0.043)	-4.489 (0.047)
7	-2.413 (0.042)	-4.178 (0.045)	-2.722 (0.045)	-4.613 (0.048)
8	-2.607 (0.043)	-4.171 (0.045)	-2.754 (0.045)	-4.031 (0.047)
9	-2.516 (0.043)	-3.851 (0.045)	-2.584 (0.045)	-4.961 (0.048)
10	-2.729 (0.044)	-4.943 (0.045)	-3.059 (0.047)	-5.707 (0.048)
11	-2.691 (0.044)	-4.707 (0.045)	-2.994 (0.047)	-4.439 (0.048)
12	-2.754 (0.044)	-3.771 (0.045)	-2.878 (0.047)	-5.333 (0.048)
13	-2.427 (0.044)	-4.573 (0.045)	-2.647 (0.047)	-4.707 (0.048)
표본갯수		4924		4303
풀타임재취업		2484 (50.4)		2286 (53.1)
파트타임재취업		482 (9.8)		433 (10.1)
실직유지		1958 (39.8)		1584 (36.8)
$-(\log L)/N$		3.8615		4.0259

「경제활동인구조사」 매월 자료(1998년 1월~1999년 6월)를 패널화하고, 1998년 1월 일자리가 있었으나 표본기간 중 실직을 경험한 9227명의 실직경험자를 표본으로 함.
 기준선위험의 추정치는 모두 통계적으로 유의함

〈표 6〉 탈출경로별 탈출위험함수의 추정치: 모형식 (2)

(괄호 안의 수치는 표준오차)

	남성		여성	
	풀타임 일자리	파트타임 일자리	풀타임 일자리	파트타임 일자리
기준선위험				
1	2.162 (0.031)	1.877 (0.039)	2.233 (0.033)	1.664 (0.042)
2	1.993 (0.034)	1.723 (0.041)	2.042 (0.035)	1.545 (0.043)
3	1.974 (0.035)	1.455 (0.042)	1.773 (0.038)	1.348 (0.044)
4	1.781 (0.038)	1.143 (0.043)	1.659 (0.040)	0.991 (0.045)
5	1.695 (0.039)	1.580 (0.042)	1.524 (0.041)	1.231 (0.045)
6	1.697 (0.040)	1.245 (0.043)	1.504 (0.042)	0.419 (0.046)
7	1.514 (0.041)	1.000 (0.043)	1.155 (0.044)	0.306 (0.046)
8	1.344 (0.042)	1.052 (0.043)	1.116 (0.044)	0.872 (0.046)
9	1.467 (0.042)	1.410 (0.043)	1.293 (0.044)	-0.038 (0.047)
10	1.278 (0.043)	0.325 (0.044)	0.820 (0.045)	-0.833 (0.047)
11	1.363 (0.043)	0.627 (0.044)	0.889 (0.046)	0.477 (0.047)
12	1.285 (0.043)	1.489 (0.043)	1.017 (0.046)	-0.424 (0.047)
13	1.632 (0.043)	0.613 (0.044)	1.243 (0.046)	0.265 (0.047)
관찰된 이질성				
가구주	0.848 (0.033)***	0.881 (0.040)***	0.277 (0.038)***	0.126 (0.044)***
배우자			0.183 (0.033)***	-0.026 (0.042)
log(연령)	-1.618 (0.031)***	-1.850 (0.038)***	-1.418 (0.031)***	-1.767 (0.040)***
교육기간	-0.121 (0.005)***	-0.163 (0.009)***	-0.134 (0.005)***	-0.181 (0.009)***
건강상 문제	-1.184 (0.041)***	-0.882 (0.042)***	-1.179 (0.045)***	-1.715 (0.047)***
실직중 실업률	-0.111 (0.009)***	-0.148 (0.016)***	-0.124 (0.009)***	-0.098 (0.016)***
일자리탐색	-0.231 (0.030)***	-0.545 (0.039)***	0.076 (0.033)*	-0.326 (0.044)***
여건불만족이직	0.032 (0.039)	-0.473 (0.043)***	0.026 (0.042)	-0.874 (0.046)***
직장폐쇄	0.137 (0.037)***	-0.618 (0.043)***	0.097 (0.041)*	-0.412 (0.046)***
명조퇴	-0.048 (0.035)	-0.690 (0.042)***	-0.058 (0.039)	-0.418 (0.046)***
표본갯수		4924		4303
-(log L)/N		1.8948		2.0878

『경제활동인구조사』 매월 자료(1998년 1월~1999년 6월)를 패널화하고, 1998년 1월 일자리가 있으나 표본기간 중 실적을 경험한 9227명의 실직경험자를 표본으로 함.

***, **, * 유의수준 0.01, 0.05, 0.10에서 통계적으로 유의함.

기준선위험의 추정치는 모두 통계적으로 유의함

<표 7> 탈출경로별 탈출위험함수의 추정치: 모형식 (3)

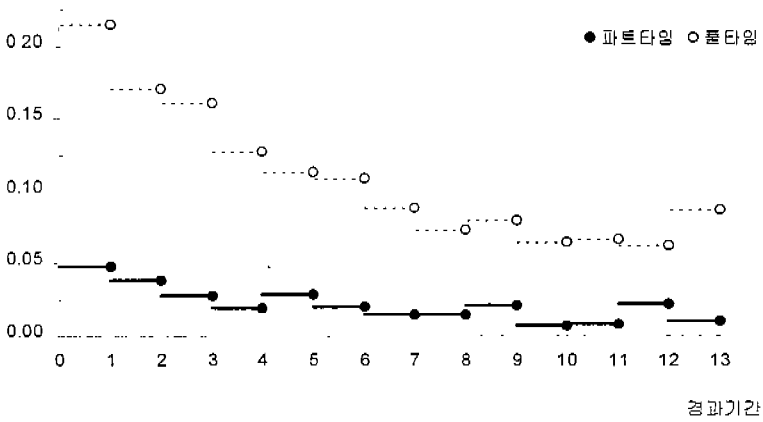
	남성		여성	
	풀타임 일자리	파트타임 일자리	풀타임 일자리	파트타임 일자리
기준선위험				
1	5.852 (0.044)	6.086 (0.044)	37.564 (0.034)	22.698 (0.042)
2	32.633 (0.036)	25.970 (0.038)	37.430 (0.037)	22.322 (0.044)
3	32.529 (0.038)	25.980 (0.039)	37.242 (0.039)	21.706 (0.046)
4	32.295 (0.040)	25.787 (0.041)	37.018 (0.041)	21.918 (0.046)
5	32.227 (0.041)	25.852 (0.041)	36.957 (0.042)	21.784 (0.047)
6	32.254 (0.041)	25.690 (0.042)	36.794 (0.044)	21.773 (0.047)
7	32.140 (0.042)	25.361 (0.043)	36.477 (0.045)	21.410 (0.047)
8	32.045 (0.043)	25.142 (0.043)	36.548 (0.045)	21.458 (0.047)
9	32.340 (0.042)	24.951 (0.044)	36.635 (0.046)	21.176 (0.048)
10	31.899 (0.043)	24.992 (0.044)	36.049 (0.047)	21.102 (0.048)
11	32.136 (0.043)	24.775 (0.044)	36.176 (0.047)	21.534 (0.048)
12	32.309 (0.043)	24.588 (0.044)	36.373 (0.047)	20.635 (0.048)
13	32.380 (0.043)	25.097 (0.044)	36.470 (0.047)	21.730 (0.048)
관찰된 이질성				
가구주	0.564 (0.037) ***	1.215 (0.040) ***	-0.109 (0.040) **	0.495 (0.043) ***
배우자			0.051 (0.034)	-0.425 (0.042) ***
log(연령)	-1.487 (0.036) ***	-1.399 (0.037) ***	0.160 (0.034) **	0.588 (0.041) ***
교육기간	-0.137 (0.007) ***	-0.110 (0.008) ***	-0.044 (0.005) **	0.020 (0.009) *
건강상 문제	-1.129 (0.042) ***	-1.189 (0.042) ***	-1.261 (0.047) **	-1.009 (0.047) ***
실직중	-0.070 (0.012) ***	-0.149 (0.014) ***	-0.033 (0.010) **	-0.107 (0.016) ***
실업률				
일자리탐색	0.272 (0.036) ***	-0.588 (0.038) ***	0.191 (0.034) **	-0.151 (0.043) ***
여건불만족이	0.156 (0.041) ***	-0.182 (0.043) ***	0.066 (0.044)	0.149 (0.047) **
직				
직장폐쇄	-0.028 (0.040)	0.251 (0.041) ***	0.180 (0.042) **	-0.060 (0.047)
명조퇴	-0.003 (0.039)	-0.240 (0.041) ***	-0.049 (0.040)	-0.306 (0.046) ***
비관찰된 이질성				
이질성의수준				
v1	0.000	0.000	0.000	0.000
v2	-31.330 (0.041)	-24.909 (0.041)	-38.867 (0.045)	-25.461 (0.047)
확률요소행렬				
p11	0.000		0.000	
p12	-32.410 (0.044)		-29.270 (0.048)	
p21	-31.851 (0.044)		-21.870 (0.048)	
p22	1.238 (0.027)		60.884 (0.048)	
표본갯수		4924		4303
-(log L)/N		1.8436		2.0336

「경제활동인구조사」 매월 자료(1998년 1월~1999년 6월)를 패널화하고, 1998년 1월 일자리가 있었으나 표본기간 중 실직을 경험한 9227명의 실직경험자를 표본으로 함.

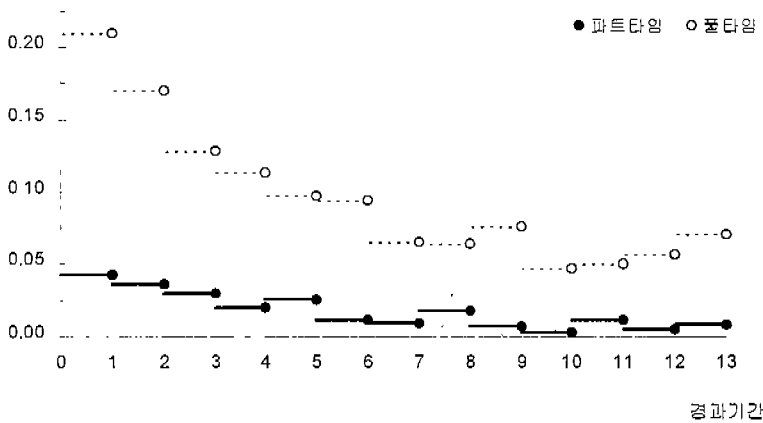
***, **, * 유의수준 0.01, 0.05, 0.10에서 통계적으로 유의함.

기준선위험, 비관찰된 이질성의 수준 및 확률요소의 추정치는 유의수준 0.001에서 유의함.

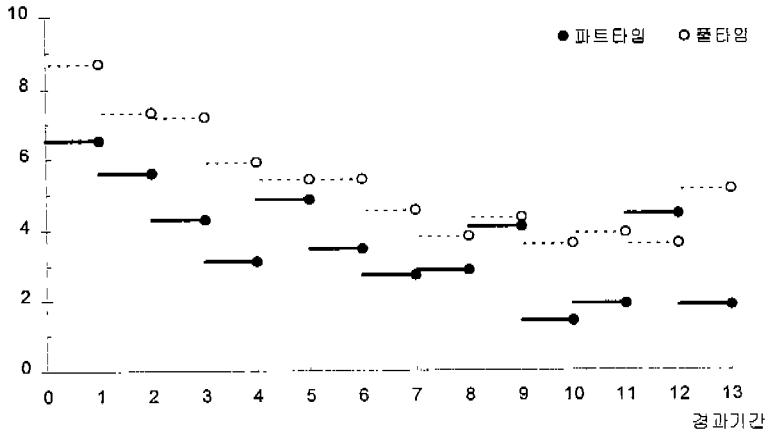
[그림 1] 반모수 기준선위험 추정결과: 남성



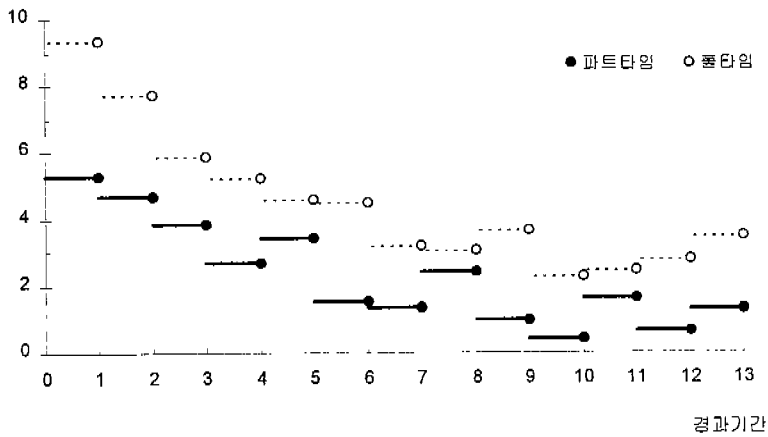
[그림 2] 반모수 기준선위험 추정결과: 여성



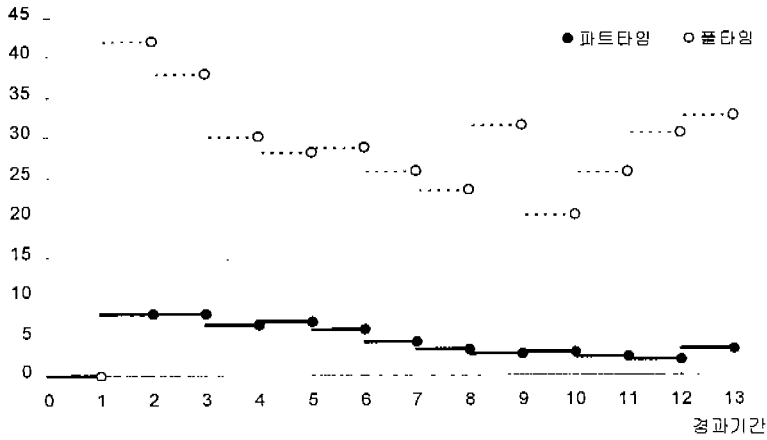
[그림 3] 남성의 기준선위험: 모형식(2)의 추정



[그림 4] 여성의 기준선위험: 모형식(2)의 추정



[그림 5] 남성의 기준선위험: 모형식(3)의 추정



[그림 6] 여성의 기준선위험: 모형식(3)의 추정

