

勞 動 經 濟 論 集
第39卷 第1號, 2016. 3. pp.1~31
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

한국의 구직급여 수급률 결정요인 분석*

이 대 창**

고용노동부 「고용보험DB」의 상실자 종합통계와 실업급여 지급통계를 이용하여 구직급여 수급자격자의 수급과 재취업에 따른 수급자격 상실을 경합적 위험(competing risks)모형으로 분석하였다. 아울러 구직급여 수급률과 경기지수 간의 교차상관관계 분석을 하였다. 분석결과 구직급여 수급률이 실업률과 정(+)의 상관관계를 보이고, 6개월가량 실업률과 경기동행지수를 선행한다. 아울러 수급률이 연령, 학력, 급여지급기간, 소득대체율과 정(+)의 상관관계를 보이고 있다.

주제어: 고용보험, 구직급여 수급률, 경합적 위험모형, 교차상관관계

I. 서 론

구직급여 수급률(take-up rate)은 구직급여 수급자격이 있는 이직자 중에서 실제로 구직급여를 청구하여 지급받은 그룹의 비율을 나타낸다. Hernanz et al.(2004)의 연구 결과에 따르면, 구직급여 수급률이 80%에 미달하고, 완전 수급이 이루어지지 않는 현상이

논문 접수일: 2016년 1월 13일, 논문 수정일: 2016년 3월 8일, 논문 게재확정일: 2016년 3월 16일

* 본 논문에 대해 유익한 논평을 해주신 익명의 두 심사자와 한국노동연구원 황덕순 선임연구원, 충북대학교 류기철 교수, 한국보건사회연구원 남상호 선임연구위원 그리고 연구수행에 많은 도움을 준 한국고용정보원 권태희 부연구위원과 박지연 대리께 감사드린다. 여타의 오류는 필자의 책임이다. 본고 내용은 필자의 개인 의견이며 한국고용정보원의 공식 견해와는 무관하다.

** 한국고용정보원 선임연구위원(dale@keis.or.kr)

〈표 1-1〉 OECD 주요국 구직급여 수급률

국가	수급률 추정치	자료(연구자)	분석기간
미국	76~46%	Anderson and Meyer(1997)	1979~1982
	73%	Blank and Card(1991)	1977~1987
	65%	McCall(1995)	1982~1991
영국	62~71%	Department of Work and Pension	2000~2001
캐나다	77%	Storer and Van Audenrode(1995)	1981~1986
	49~73%	Kuhn(1995)	1990~1993

자료: Hernanz, Malherbet and Pellizzari(2004).

전형적인 사실이다. 우리나라에서도 황덕순(2015)에 따르면, 구직급여 수급률과 유사한 개념의 구직급여 신청률이 50%를 밑돌고 있다.

6개월 이내 재취업하여 구직급여 필요성이 상대적으로 적은 경우를 제외하고도 구직급여 수급자격자 중 구직급여 수급률이 1보다 적다는 것은 각국의 구직급여 제도가 비자발적 실업자의 구직활동을 지원한다는 본래의 기능을 충분히 효과적으로 수행하지 못하고 있다는 것을 의미할 수 있기 때문에 그 원인에 대해 해외에서는 많은 연구가 진행되었다. 구직급여 수급률 결정요인을 분석하는 것은 구직급여 제도의 개선을 위해 필요한 정책방향 등 여러 가지 유용한 시사점을 제공할 수 있기 때문이다.

Anderson and Meyer(1997)는 간단한 직업탐색이론 모형을 이용해 기대되는 구직급여액의 크기와 과세기준 등이 수급률에 미치는 영향을 분석하고, 구직급여 수준이 매우 중요하다는 점과 미국에서의 수급률 하락의 주요 요인으로 구직급여에 대한 과세를 지목하였다. 해외의 많은 연구에서 소득대체율이 수급률을 결정하는 주요 변수로 판명하였다. 그리고 수급률은 실업 예상기간이 긴 이직자들과 저소득자 군에서 더 높게 나타난다는 점도 규명하였다.

이 밖에 해외에서 이루어진 기존의 연구에 따르면 구직급여 수급률의 결정요인으로 노동조합 역할, 수급요건, 그리고 수급과 관련된 행정비용과 사회적 비용을 지적하고 있다. Currie(2004) 등 많은 연구자들이 구직급여 소득대체율이 수급의 매우 중요한 결정요인인 것을 발견하였다. 나아가 Petrongolo(2009)는 영국의 구직급여 수급요건 강화가 수급률을 낮추는 데에 기여하고 있다고 분석하였으며, Kroft(2008)은 실업급여 수급의 낙인효과와는 정반대 개념의 사회적 파급효과에 주목하고, 구직급여 수급에 대한 긍정적인 인식이 존재할 때는 수급률이 높아지고 반대의 경우 낮아진다고 한다. 나아

가 Budd and McCall(1997)은 노동조합이 실직자의 구직급여 수급절차를 지원하여 신청 비용을 낮추고 수급률을 높이는 것으로 설명하고 있다.

거시변수가 구직급여 수급률에 미치는 영향과 관련해 Kettmann(2015)는 미국, 영국, 오스트리아의 구직급여 수급률이 실업률과 유의한 정(+)의 상관관계를 보임에 따라 구직급여 수급률이 경기와 역행하여 경기가 좋으면 수급률이 떨어지고 불경기 시에는 수급률이 올라가는 것으로 설명하고 있다.

우리나라에서는 최근의 구직급여 수급률의 추이와 결정요인에 대한 실증연구는 찾아보기 쉽지 않다. 유길상(2003)은 실업보험 제도 도입 초기에 해당하는 1998년과 2000년의 이직자 중 구직급여 비수급자와 수급자를 각각 1천 명씩 다음 해에 추적 조사한 자료를 바탕으로 수급자 특성을 분석하여 구직급여 수급확률은 남성에 비해 여성이, 연령계층별로는 고령층일수록, 이직 전 고용형태가 정규직, 장기근속자, 고임금계층에서 높다는 것을 밝혔다. 이병희·김복순(2008)은 2002년에 비해 2006년 수급자수는 2.3배, 지원금액은 2.5배 증가하였는데 그 원인으로 비자발적 실업 비중의 증가와 구직급여 신청률의 증가를 주요 요인으로 삼고 있으나 무엇이 구직급여 신청률이나 수급률을 높이는지에 대해서는 규명하지 않았다. 반복수급의 결정요인으로 이병희(2015)는 소정급여일수가 짧을수록 재취업 후 3년 내 구직급여 반복수급 비율이 높다고 하면서 일자리 매칭의 질을 높이기 위해 소정급여일수를 늘리는 것이 필요하다는 제안을 하였다. 이에 따르면 소정급여일수를 늘리면 비자발적 실업과 반복수급이 줄어들 것으로 예상되지만 신청률이나 수급률에 어떠한 영향을 미칠지는 분명치 않다.

최근 노동법 개정 논의에는 구직급여 수급요건을 강화하고 구직급여액 인상과 급여 지급기간을 30일 연장하는 것이 포함되어 있다. 따라서 이러한 정책방향이 수급률을 실질적으로 늘릴 수 있을지에 대한 연구의 필요성이 제기된다.

본고에서는 고용노동부의 고용보험 DB를 이용하여 그동안 우리나라 구직급여 수급률 추이를 살펴보고 이를 결정하는 요인을 실증 분석하여 구직급여 수급률 제고를 위한 정책적 시사점을 도출하고자 한다. 본고의 구성은 다음과 같다. 본론에서는 먼저 구직급여 수급률을 정의하고 고용보험 DB를 이용해 연도별 및 월별 구직급여 수급률 추이를 도출한다. 다음에 먼저 실업률 등 거시지표와 구직급여 수급률 추세들이 어떠한 관계를 보이는지를 살핀다. 아울러 미시자료 분석을 통해 이직자의 수급결정이 근로자 속성, 사업체 속성, 구직급여 제도 특성들과 어떠한 관계를 보이는지를 분석한다. 결론에서는 이를 바탕으로 향후 구직급여 수급률 제고를 위한 정책적 제언과 시사점을 살펴본다.

Ⅱ. 본 론

1. 구직급여 수급률

구직급여 수급률(take-up rate)은 구직급여 수급자격이 있는 이직자 중에서 실제로 구직급여를 청구하여 지급받은 그룹의 비율을 나타낸다. 우리나라 고용보험법에 의하면 구직급여 수급자격 조건은 보험료 기여의 충족 여부, 이직사유의 정당성, 그리고 재취업을 위한 구직노력 여부를 기본으로 하고 있다. 아울러 이러한 수급요건을 갖추어도 신청을 이직일 다음일로부터 12개월 이내에 완료해야 수급 받을 수 있도록 하고 있다. 이는 실업 이후 구직노력을 태만히 하는 도덕적 해이를 방지하기 위해 설계된 것이다. 구체적으로 보험료 기여의 충족 여부는 고용보험 적용사업장에서 이직 전 18개월간 피보험단위기간이 180일 이상이어야 한다. 이직사유의 정당성은 근로의 의사와 능력이 있음에도 불구하고 취업하지 못한 상태이어야 한다. 따라서 자발적인 이직이나 중대한 귀책사유로 해고된 경우는 제외된다.

〈표 1〉 구직급여 지원요건

요 건	내 용
보험료 기여	고용보험 적용사업장에서 이직 전 18개월간 피보험단위기간이 180일 이상 ※ 이직 시 퇴직금·퇴직위로금 등 1억 원 이상을 지급받은 자는 실업 신고일로부터 3개월 실업급여 지급유예
이직사유 정당성	근로의 의사와 능력이 있음에도 불구하고 취업하지 못한 상태 ※ 자발적 이직, 중대한 귀책사유로 해고된 경우는 제외
재취업 활동	적극적으로 재취업 활동을 할 것

자료: 고용노동부, 『2014년판 고용보험백서』, 2014.12.

본고에서 보험료 기여와 이직사유의 정당성을 갖춘 이직자의 경우 구직급여 수급자격을 지닌 것으로 간주 한다.¹⁾ 따라서 구직급여 수급률(take-up rate)은 세 가지 핵심 지급요건을 갖춘 자 중에서 실제로 이직 후 12개월 내에 구직급여 신청을 하여 소정의 구직급여를 지급받은 그룹의 비율로 정의한다.²⁾

$$\text{구직급여 수급률 (take-up rate)} = \frac{\text{수급자격자중 실제 구직급여를 지급받은자}}{\text{구직급여 수급자격자 전체}}$$

2. 고용보험 DB 표본추출과 자료생성과정

본고에서 구직급여 수급률(take-up rate) 도출과 수급률 추이 및 수급률에 영향을 주는 요인분석을 위해 고용노동부 고용보험 DB의 상실자 종합통계와 실업급여 지급 종합통계를 활용하였다. 이 자료들은 기본적으로 실직자 및 실업급여 수급자 개인과 이직 전 근무하였던 사업장 정보가 포함된 미시자료(micro data)이다. 상실자 종합통계에는 성, 연령 등 근로자 속성, 채용일자, 피보험자격취득일자, 상실일자, 상실사유, 피보험단위기간 등 피보험고용보험 가입경력, 사업장 지역, 규모, 산업 등 가입 사업장 속성이 수록되어 있다. 실업급여지급 종합통계에는 실업급여 지급금액, 수급자격 신청일자, 피보험단위기간, 소정급여일수, 급여기초임금일액, 이직일자 등의 정보를 포함하고 있다.

1998년 1월부터 매월 상실자 종합통계에서 이직사유가 ‘비자발적 이직’에 해당하고 이직 전 18개월의 기준기간 동안 피보험단위기간이 180일 이상인 상실자 전수를 추출하였다.³⁾ 고용보험법 제41조에 따르면 피보험단위기간은 “피보험기간 중 보수지급의 기초가 된 날”을 합하여 계산된다. 본고에서는 상용직을 중심으로 분석을 하고자 한다. 상용직의 경우 주5일제 도입을 고려하여 피보험자격취득일자로부터 상실일자까지의 일수에 6/7을 곱하여 피보험단위기간을 산출하였다.⁴⁾

-
- 1) 구직급여 신청자의 99% 이상이 재취업 활동을 인정받고 구직급여를 지급받는 현실을 고려하여 가정하였다.
 - 2) 구직급여 수급률(take-up rate)은 구직급여 신청자의 99% 이상이 실제 구직급여를 지급받게 되므로 구직급여 신청률(신청자/수급자격자)과 개념이나 실제 크기에 있어서 매우 유사하다.
 - 3) 1998년 3월부터 보험료 기여조건이 180일(6개월)로 하향 조정되었다.
 - 4) 제도 도입 이후 주5일 근무 사업장의 경우 유급휴일 1일을 포함하여 6일이 보수지급의 기초가 된 날로 상정하였다.

이렇게 추출된 이직자에 대해 이직월 이후 12개월 동안 구직급여 수급여부와 고용보험가입 사업장으로서의 재취업여부를 추적하였다. 본고에서 이용하는 자료는 전체 이직자의 일부만을 표본으로 다시 추출한 것이다. 우선 고용보험 상실자 중에서 위에서 언급한 수급요건을 갖춘 자를 고용보험 DB 상실자 종합통계에서 전수 추출한 결과 3억 840만 건이었다. 이는 상실자 1인당 12개월을 추적한 결과이고, 상실자 기준으로 하면 모두 1,275만 명에 해당한다. 여기에는 동일 근로자가 복수로 서로 다른 시기에 고용보험을 상실한 경우까지 포함된다. 이를 전수 조사하는 통계분석 작업이 방대하여 본고에서는 1백분의 1(1%) 무작위 샘플(random sample)인 12만 7,475명을 추출하여 활용하였다. 즉, 3억 840만 건을 가입자 기준으로 무작위로 1%를 추출한 결과 모두 308만 7,624건이 선정되고 이 중에서 상용직이 252만 3,696건이어서 이 샘플을 활용하여 상용직 이직자 수급률 추이 및 결정요인을 분석하였다.

여기서 결정요인이 될 수 있는 변수로는 다음과 같이 것들이 있다. 먼저 구직급여 산정의 기초가 되는 임금일액을 급여기초임금일액이라 하며 이는 고용보험법 제45조에 따라 평균임금, 통상임금 또는 기준임금에 의해 산정된다. 또한, 구직급여일액은 급여기초임금일액의 50%로 하되 상한액과 하한액이 있다. 상한액은 현재 4만 3,000원이고 최저한도는 최저임금의 90%이다.⁵⁾ 한편, 구직급여를 수급 받는 기간을 지칭하는 소정급여일수(benefit duration)는 이직자의 이직 당시 연령과 장애인 여부 그리고 피보험기간에 따라 90일에서 240일까지로 정해진다.⁶⁾

본고에서 사용된 자료는 1998년 이후 고용보험 피보험자 중에서 비자발적 사유로 이직하고 이직 전 18개월 기준기간 동안 피보험단위기간이 180일 이상인 상용직 근로자들을 대상으로 한 1% 무작위 샘플이다. 이는 모두 127,475명이다. 그런데 이들이 2회 이상 이직하고 급여자격을 갖출 수도 있으므로 이 조건을 충족시키는 이직건수는 <표 2>에서와 같이 모두 236,545건에 달한다.

먼저 이직자를 고용보험 상실시점부터 12개월 관측하여 구직급여 수급여부와 재취업되거나 수급신청기간 12개월이 경과하여 수급자격이 없어지는 경우를 status변수로 기록하였다. 즉, 이직 후 12개월 이내에 재취업에 앞서 구직급여를 받았으면 이 값은 1,

5) 구직급여일액의 상한액은 2014년 12월31일까지 4만원, 2005년 12월31일까지 3만5천 원이었다. 단, 1999년 7월부터 2000년 12월까지 상한액은 일시적으로 3만 원이었다. 아울러 하한액도 1999년 12월 31일 이전 이직자는 최저임금의 70%이었다.

6) 소정급여일수는 최초 30~210일, 1998년 3월1일부터 60~210일에서, 2000년 1월부터는 현재와 같은 90~240일이다.

〈표 2〉 구직급여 수급률 관련자료 기초통계치

변수	내용	관측수	평균	표준편차	최소	최대
status	상태(1=구직급여, 2=재취업, 0=우측단절)	236,545	1.112	0.751	0	2
time	구직급여 수급자격 유지기간(개월)	236,545	4.982	4.337	1	12
takeup	수급 더미(수급=1)	236,545	0.425	0.494	0	1
jsamon	구직급여 수급 소요월수	100,587	2.898	2.331	1	78
reemployed	재취업 더미(재취업=1)	236,545	0.555	0.497	0	1
reempmon	재취업 소요월수	131,180	3.923	3.108	1	53
t	시간(이직년도-1994)	236,545	15.17	4.184	2	21
male	남성 더미	236,545	0.597	0.491	0	1
age	연령	236,545	42.78	12.86	16	92
tenure	근속연수	236,539	1.908	2.735	0	20.2
college	전문대졸 이상 더미	236,545	0.221	0.415	0	1
small	300인 미만 중소기업 더미	235,957	0.828	0.377	0	1
metro	광역시 더미	236,545	0.524	0.499	0	1
pdays120	소정급여일수 120일 더미	236,545	0.273	0.445	0	1
pdays150	소정급여일수 150일 더미	236,545	0.201	0.401	0	1
pdays180	소정급여일수 180일 더미	236,545	0.056	0.230	0	1
pdays210	소정급여일수 210일 더미	236,545	0.029	0.168	0	1
pdays240	소정급여일수 240일 더미	236,545	0.011	0.106	0	1
lowincome	기초임금일액 3만 원 이하 더미	236,545	0.062	0.241	0	1
ulimit	구직급여 상한 더미	236,011	0.133	0.340	0	1
rr*	소득대체율	235,996	0.615	0.454	0.005	72.1
manufacturing	제조업 더미	236,545	0.183	0.387	0	1
construction	건설업 더미	236,545	0.194	0.396	0	1
finance	금융·보험업 더미	236,545	0.018	0.132	0	1
bizsupport	사업지원 서비스업 더미	236,545	0.109	0.312	0	1
sales	운수업 더미	236,545	0.086	0.280	0	1
transportation	도매 및 소매업 더미	236,545	0.033	0.179	0	1
publish	출판·영상·방송·정보서비스업 더미	236,545	0.036	0.187	0	1
professional	전문·과학 및 기술서비스업 더미	236,545	0.037	0.190	0	1
realtor	부동산업·임대업 더미	236,545	0.033	0.179	0	1
public	공공행정·국방 및 사회보장 더미	236,545	0.051	0.219	0	1
education	교육서비스업 더미	236,545	0.056	0.229	0	1
health	보건업·사회복지 서비스업 더미	236,545	0.064	0.245	0	1

주: 이 표의 소득대체율 평균 0.615는 개별 이직자 대체율의 단순평균이며, 국가 전체 수급자의 연도별 구직급여액 합을 임금보수총액의 합으로 나눌 경우 소득대체율은 0.49임.

먼저 재취업되어 구직급여 수급자격이 없어진 경우 2, 수급신청기간 12개월이 초과하여 우측단절(right-censored)된 경우 0이다. 아울러 time은 각각의 상태까지 도달하기까지 구직급여 수급자격 유지기간(월)을 나타낸다.

구직급여 수급여부를 나타내는 더미변수 *takeup*은 고용보험 상실 후 12개월 이내에 지급받았으면 1, 아니면 0의 값을 지닌다. 1995년 이후 평균 수급률이 42.5%에 달한다. 이직 시기를 나타내는 변수 *t*는 이직년도에서 1994를 제한 수치이다. *jsamon*은 이직 후 구직급여 수급시점까지 소요월수이다. *reemployed*는 재취업여부를 나타내는 더미이고, *reemprmon*은 재취업까지 소요월수이다. 고용보험 DB의 실업급여지급 종합통계에는 소정급여일수 자료가 제공되지만, 비수급자는 별도로 추정해야 한다. 따라서 본고에는 연령과 기준기간 및 피보험단위기간을 감안해 비수급자의 예상 소정급여일수를 산출하여 이용하였다.

마찬가지로 수급자에 대해서는 급여기초임금일액과 구직급여일액이 관측되지만, 비수급자에 대해서는 고용보험 DB에 제공되지 않는다. 따라서 수급자의 급여기초임금일액(*bw*)을 수급자의 성별, 나이, 학력 등 근로자 속성 그리고 사업장 규모, 업종, 소재지 등 사업장 속성을 이용해 회귀분석한 후 이 추정식을 바탕으로 비수급자의 급여기초임금일액 추정치(\hat{bw})와 구직급여일액 추정치로 도출하여 사용하였다⁷⁾.

다음으로 소득대체율(*rr*: replacement rate)는 구직급여일액을 급여기초임금일액으로 나눈 수치이다. 급여기초임금일액이 3만 원 이하인 경우 *lowincome* 더미변수가 1을 갖는다. 구직급여일액이 급여 상한에 해당할 경우의 더미변수는 *ulimit*이다.

3. 구직급여 수급률 추이분석

위에서 정의한 구직급여 수급률을 1998년 이후 연도별로 정리하면 [그림 1] 과 같다. 연간 수급률(A: 상실시점 기준)은 연도별 전체 고용보험 상실자로 수급자격을 갖춘 사람들 중에 실제 12개월 이내에 구직급여를 지급받은 자들의 비율을 나타낸다.⁸⁾

7) 수급자 기초임금일액(*bw*)의 로그값에 대한 회귀분석결과는 다음과 같다. $\ln(bw) = 10.499 - 0.037 * t + 0.002 * t^2 + 0.384 * \text{male} + 0.015 * \text{age} - 0.00022 * \text{age}^2 + 0.030 * \text{tenure} + 0.001 * \text{tenure}^2 + 0.193 * \text{college} - 0.186 * \text{small} + 0.049 * \text{metro} + 0.062 * \text{manufacturing} + 0.092 * \text{construction} + 0.006 * \text{sales} - 0.202 * \text{bizsupport} - 0.243 * \text{public} + 0.015 * \text{education}$, $R^2 = 0.3159$ $N = 101,235$

8) 위에서 정의한 구직급여 수급률을 다시 풀어쓰면 다음과 같다. 분자와 분모의 측정단위는 머리 수(headcount)이다.

1998년 이후 연평균 구직급여 수급률 (A)는 46.3%로 실제 수급자는 수급자격자의 절반에 약간 못 미친다. 우리나라 고용보험제도 정착 초기인 1998년의 IMF 위기 시에 45.6%로 높았다가 안정화되어 2000년 37.6%로 가장 낮은 수준을 기록한 후 2003년 카드대란 여파로 점차 상승하여 글로벌 금융위기 중이었던 2009년 54.3%로 정점을 기록한 후 현재까지 하향 추세에 있다

경기와 수급률 간의 관계를 보다 정확히 규명하기 위해서는 상실일 기준 수급률보다는 수급일 기준 수급률이 보다 적절하다. 수급시점 수급률(B: 자격유지기간 기준)의 정의는 측정시점 t기의 수급자격자별 수급자격 유지 단위기간(월) 기준 수급률이다.⁹⁾ 예를 들어 2014년 모든 수급자격자가 재취업되기 전 6개월 동안 수급자격이 있었는데 이 중 3개월만 구직급여를 받았다면 수급률 (B)는 50%이지만, 상실시점 기준으로는 전체 수급자격자 모두 구직급여를 받았으므로 급여수급기간에 상관없이 2014년 수급률 (A)는 100%이다. 측정시점 수급자격 유지기간 기준 수급률 (B)는 1998년과 2000년 20% 미만으로 낮다가 2001년 이후 점차 증가하여 국제금융위기 여파로 2010년 43.8% 정점에 달했다가 감소세를 보인 후 2013년 이후 다시 증가하고 있다. 자격유지기간 단위 수급률(B)는 1998년 이후 연평균 35.8%로 자격자 기준 수급률(A)보다 10%포인트 가량 낮다.¹⁰⁾

$$\text{구직급여수급률 (B)}_t = \frac{\text{구직급여 수급자수}_t}{\text{구직급여 수급자격 유지자수}_t}$$

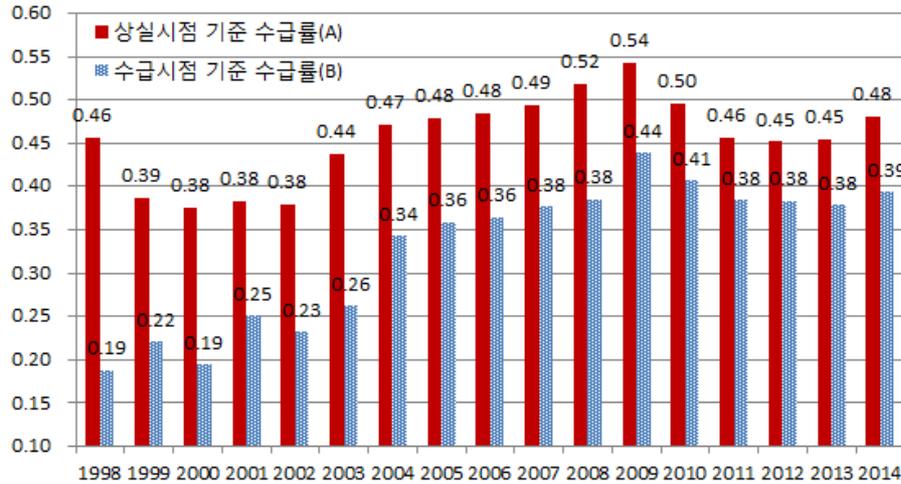
다음의 그림에서 보듯이 구직급여 수급률 (B)는 경기와 밀접한 관련성이 있다. 경기 불황으로 비자발적 실업이 증가하면 수급자격자가 많아지지만, 이것보다 더 큰 폭으로 수급자수가 늘어나는 것을 알 수 있다.

이러한 현상은 [그림 2] 에서 월별 경기동행지수와 월별 구직급여 수급률을 그림

$$\text{구직급여수급률 (A)}_t = \frac{(\text{상실일 이후 12개월내}) \text{ 구직급여 수급자수}_t}{(\text{고용보험 상실시점 기준}) \text{ 수급자격자수}_t}$$

- 9) 분자와 분모의 측정단위는 인월(man month)이다. 따라서 월간 단위 수급률은 해당월 수급자격자중 수급자 비율을 나타내지만, 연간 단위 수급률은 연간 수급자격자 인월(man months) 중 연간 수급자 인월(man months) 비율이다.
- 10) 구직급여 수급률 (A)는 고용보험상실시점(일, 월, 년) 기준이므로 급여신청 가능기간인 12개월 후에 완전히 관측된다. 반면, 구직급여 수급률 (B)는 상실일과 상관없이 수급시점 기준이다. 수급자별 수급인월(man months)이 수급자격 유지기간보다 적기 때문에 수급률 (B)는 수급률 (A)보다 항상 낮게 된다.

[그림 1] 우리나라 연간 구직급여 수급률 추이

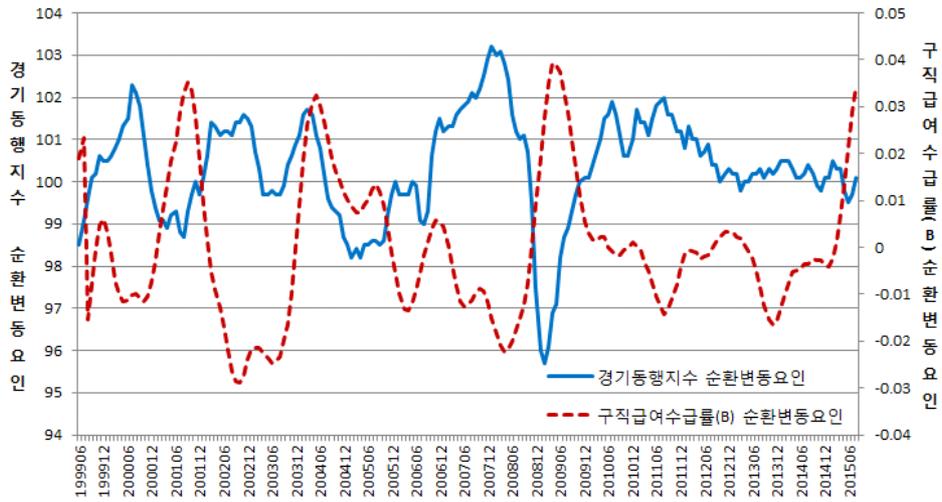


으로 그려보면 두 변수 사이에 부(-)의 상관관계를 지니는 것으로 육안으로 확인할 수 있다.¹¹⁾ 아울러 [그림 3]에서 월별 실업률과 월별 구직급여 수급률도 정(+)의 상관관계를 지니는 것을 알 수 있다. 원계열 그래프를 이용할 경우 육안으로 정(+)의 상관관계를 확인하기는 쉽지 않으나 구직급여 수급률과 실업률 원계열을 각각 X-12-ARIMA로 계절요인과 불규칙요인을 제거한 후 HP필터로 순환변동요인을 추출하여 보면 두 변수 간의 정(+)의 상관관계를 보다 확연하게 확인할 수 있다.

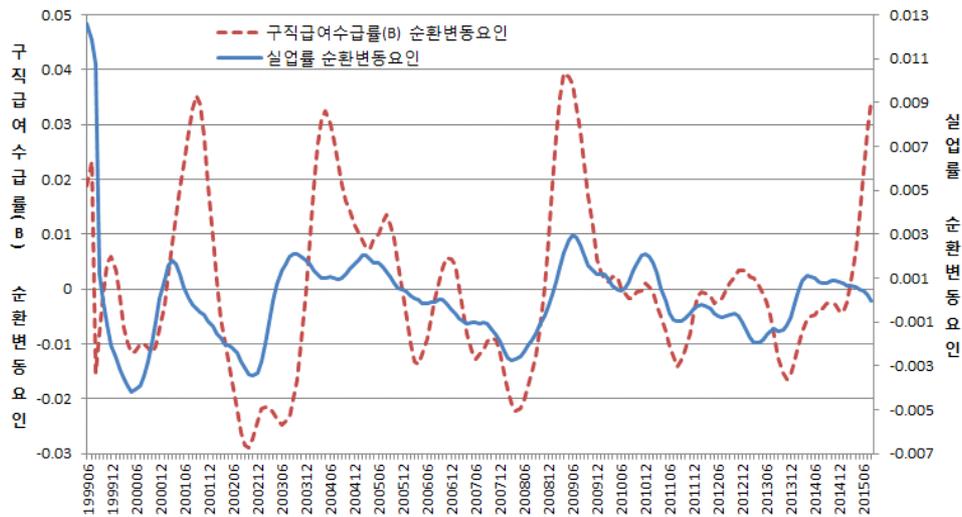
[그림 2]는 구직급여 수급률(B) 순환변동치와 경기동행지수 순환변동치 추이다. 먼저 X-12-ARIMA 분석에 의하면 구직급여 수급률은 계절성을 보인다. 12월~1월 2개월 간의 수급률(B)이 낮아 계절조정 폭이 크다. 2008~2009년 국제금융위기로 인한 불황 시 구직급여 수급률이 치솟은 현상을 확인할 수 있다. 실업률과 구직급여 수급률은 회귀분석 결과 정(+)의 상관관계를 보여 구직급여 수급률이 경기역행적(counter-cyclical)인 변수임을 확인할 수 있다. 따라서 경기침체 시 구직급여 지급이 더 많이 이루어져 고용보험제도 구직급여사업이 경기조절 기능을 제도 취지대로 수행하고 있음을 알 수 있다.

11) 구직급여 수급률(B)를 X-12-ARIMA로 계절변동요인과 불규칙요인을 제거한 후 Hodrick-Prescott 필터로 순환변동 요인을 추출하여 경기동행지수 순환변동 요인과 비교한 것이다.

[그림 2] 월별 경기동행지수와 구직급여 수급률 추이



[그림 3] 월별 실업률과 구직급여 수급률 추이



〈표 3〉 구직급여 수급률 관련 경기지표 기초 통계치

(관측수: 195)

변수명	내용	평균	표준오차	최소	최대
takeuprate	월별 구직급여 수급률(B) 원계열	0.342	0.078	0.173	0.481
t	월별 시간추세	98	56.436	1	195
year	연도	2007.041	4.719	1999	2015
ur	월별 실업률 원계열	0.036	0.007	0.027	0.067
cci	경기동행종합지수(2010=100)	86.593	22.090	49.5	126.8
cci_cycle	경기동행종합지수 순환변동요인	100.340	1.257	95.7	103.2
er	고용률(%) 원계열	59.366	1.147	56.1	61.1
crisis	경제위기(2008, 2009) 더미	0.123	0.329	0	1
december	9월 더미	0.082	0.275	0	1
january	10월 더미	0.082	0.275	0	1
february	11월 더미	0.082	0.275	0	1

자료: 통계청, 국가통계포털(www.kosis.kr)

구직급여 수급률과 경기지표 간의 관계를 보다 자세히 살펴보기 위해 <표 3>의 1999년 6월부터 2015년 8월까지 자료를 이용해 회귀분석을 실시하였다. 그 결과 <표 4>에서 보듯이 위에서 언급한 구직급여 수급률이 실업률과 정(+)의 관계, 경기동행지수 및 경기동행지수 순환치¹²⁾와 부(-)의 상관관계를 지니고 경제위기 시에 높고 계절적으로 12월~1월 동절기에 수급률이 낮은 현상이 확인된다.

한편 월별 구직급여 수급률이 지니는 특성을 보다 자세히 분석하기 위해 단위근(unit root) 검증을 한 결과 단위근 존재가 기각되지 아니한다. 아울러 경기동행지수도 단위근 존재가 기각되지 않지만 실업률과 고용률은 단위근 귀무가설이 기각된다. 나아가 구직급여수급률이 종속변수이고 경기동행지수, 실업률, 고용률이 설명변수로 포함된 <표 4>의 회귀분석에 대해 공적분(cointegration) 검증을 한 결과 변수 간 공적분이 확인된다.

12) 경기동행지수 대신 경기동행지수 순환치를 설명변수로 사용해도 <표 4>와 유사하나 설명력이 다소 떨어져 수락을 생략하였다.

〈표 4〉 구직급여 수급률 회귀분석

(관측수: 195)

변수명	모형 1			모형 2			모형 3		
	상관계수	t값		상관계수	t값		상관계수	t값	
상수항	0.5558	5.84 ***		0.380	4.6 ***		-0.874	-4.95 ***	
t	0.0072	12.2 ***		0.007	12.4 ***		0.007	15.11 ***	
t2	-0.00001	-6.78 ***		-0.00001	-9.7 ***		-0.00001	-11.97 ***	
cci	-0.0110	-5.76 ***		-0.008	-4.9 ***		-0.009	-6.11 ***	
ur	0.8006	2.03 **		1.945	5.3 ***		3.910	9.57 ***	
december				-0.040	-6.6 ***		-0.017	-2.75 ***	
january				-0.043	-6.8 ***		-0.009	-1.35	
february				-0.034	-5.0 ***		-0.006	-0.81	
crisis				0.013	2.3 **		0.021	4.07 ***	
er							2.012	7.79 ***	
R ²	0.8738			0.9175			0.9378		
ADF 검증값	-4.242			-4.995			-5.951		
MacKinnon p값	0.0006			0.000			0.000		

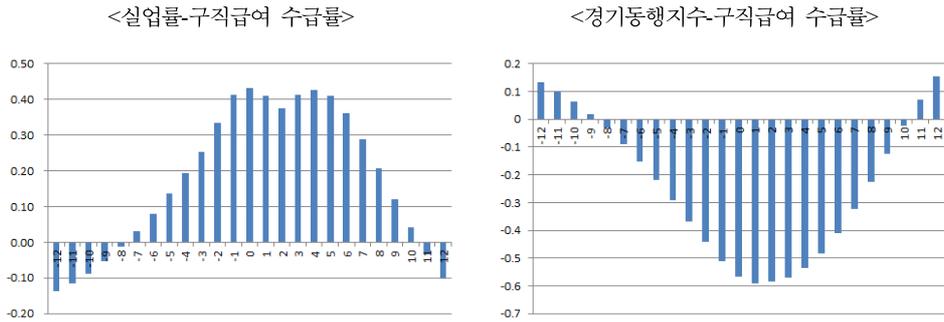
주: * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01 수준에서 통계적으로 유의함

다음으로 경기변동과 구직급여 수급 간에 시차관계를 규명하기 위해 교차상관관계 (cross correlation) 분석을 시도하였다.¹³⁾ [그림 4] 에서 먼저 실업률과 구직급여 수급률 (B)과의 교차상관관계를 보면 구직급여 수급률 시차변수(lagged variable)들이 실업률과 높은 상관관계를 보여 구직급여 수급률이 실업률에 대체적으로 선행하여 변동하고 있음을 나타내고 있다. 여러 시차변수 중 4개월 시차변수가 가장 높은 상관관계를 보이며 6개월 시차변수부터 유의한 정(+)의 관계를 나타내고 있다.

다음으로 경기동행지수와 구직급여 수급률(B) 간의 교차상관관계를 보면 대체적으로 구직급여 수급률의 시차변수가 경기동행지수와도 비교적 높은 부(-)의 상관관계를 보이는 것으로 나타난다. 즉, 수급률이 떨어지면 경기가 좋아진다는 신호인 것이다. 구직급여 수급률 7개월 시차변수부터 경기동행지수와 유의한 부(-)의 교차상관관계를 보이

13) 앞에서 이용한 실업률 순환변동요인-구직급여수급률(B) 순환변동요인 그리고 경기동행지수 순환요인-구직급여 수급률(B) 순환변동요인 사이의 교차분석을 하였다.

[그림 4] 구직급여 수급률의 경기변수와의 교차상관관계



고 있다.

구직급여 수급률(B)이 왜 실업률이나 경기동행지수에 선행하여 소위 압력 또는 환경 영향(pressure or environmental influence)변수로 작용하는지는 다음 절에서 보다 자세히 살펴보고자 한다¹⁴⁾.

4. 구직급여 수급률 결정요인 분석

1) 이론적 배경

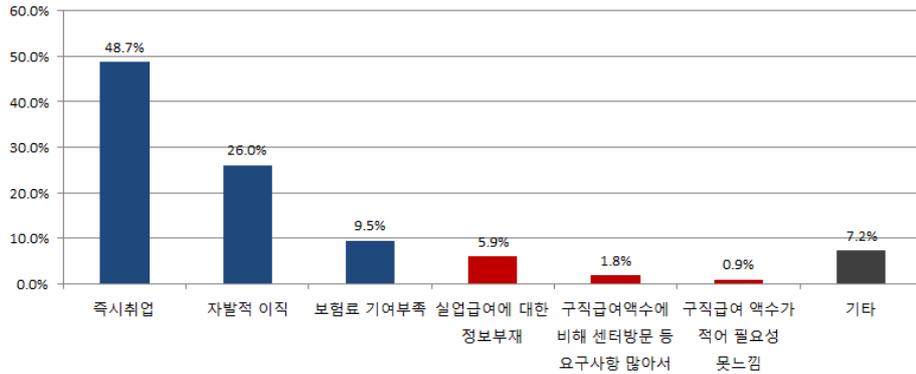
구직급여 수급률을 결정하는 요인으로 Hernanz et al.(2004)는 네 가지 범주로 구분하고 있다. 그것은 1) 금전적 결정요인, 2) 정보비용, 3) 행정비용, 4) 사회 및 심리적 비용이다. 금전적 비용으로 가장 중요한 것은 구직급여액과 수급기간인 소정급여일수이다. Anderson and Meyer(1997)는 기대되는 구직급여의 크기와 과세 기준을 들고 있다.

Blank and Card(1991), McCall(1995), Anderson and Meyer(1997) 그리고 Burtless(1983) 모두 구직급여의 상대적 크기를 의미하는 소득대체율(replacement rate)이 수급률의 중요한 결정요인으로 설명하면서 수급률의 추이를 실증 분석하였다. McCall(1995)은 고소득자가 더 높은 구직급여액을 받을 수 있지만, 실제로 수급률은 저소득자 중에서 예상 실직기간이 긴 사람들이 높다는 것을 발견하였다.

다음으로 중요한 결정요인은 정보비용이다. 정보비용은 수급신청을 하는 데 있어서

14) 참고로 미국의 Conference Board(2016)의 선행지수 구성 10개 지표중 하나로 주평균 실업급여 신규신청자수(weekly average initial claims for unemployment insurance)가 포함된다.

[그림 5] 우리나라 실업급여 미신청 이유 (n=887)



자료: 고용노동부, 실업급여관련 설문조사, 2015.4.

어려움이나 복잡함이 야기하는 비용이다. Warlick(1982)는 대도시보다 소도시 주민들의 수급률이 낮은 것은 직업안정기관으로부터 거주지가 멀리 떨어져 신청비용을 증가시키기 때문이라고 분석하였다.

고용노동부가 2015년 4월 조사한 ‘실업급여 관련 설문조사’ 결과에 따르면 실업급여에 대해 알지 못하거나 실업급여액수에 비해 센터 방문 등 요구사항이 많다는 것이 미신청 사유에 들어가 있어 우리나라에서도 정보비용이 수급자격자에 부담이 되고 있음을 알 수 있다.

Budd and McCall(1997)은 수급자의 수급결정에 있어서 노동조합의 역할을 분석하면서 생산직 조합원이 해고될 경우 비조합원에 비해 구직급여를 수급할 확률이 23% 높은 경향을 발견하였다. 그들은 조합이 근로자가 수급권을 잘 행사하도록 도와줌으로써 거래비용에 해당되는 청구비용을 낮추는 역할을 한다고 해석하였다.

다음으로 행정지연이나 신청결과에 대한 불확실성 등 행정비용을 들 수 있다. Storer and Audenrode(1995)는 캐나다의 실업급여신청 처리가 시간이 소요될 경우 특히 수급기간이 짧은 사람들은 신청을 안 하는 경향이 있음을 발견하였다. 1981~1986년 기간 중 수급자격권자 중 실직 후 1개월 내 구직급여를 신청한 비율은 50% 미만이었다고 한다.

마지막으로 구직급여 수급자에 대한 공동체의 문화적 태도 또는 사회적 낙인을 들 수 있다. 독일의 사회부조제도는 사회적으로 활동적인 계층에서 수급률이 낮게 나타나고 있으며, 미국의 Food Stamp Program의 혜택을 보는 사람들이 매번 상점에 가서 Stamp를 사용할 때마다 낙인 부담을 느끼는 점을 지적한 연구 결과들이 있다. 구직급

〈표 5〉 미국의 구직급여 미신청 사유

구직급여 신청하지 않은 사유	인원수 (천명)	비중
본인이 수급자격이 없다고 믿음	2,269	51.9
고용보험 가입사업장이 아닌데서 이직	303	6.9
과거 일 경력이 일천	1,207	27.6
이직사유(사직 또는 본인 과실)	601	13.8
기타(수급자격 소진 이외의 자격관련사항)	35	0.8
이미 수급한도를 소진함	123	2.8
구직급여에 대한 태도/이해도/장벽	778	17.8
돈이 필요하지 않거나 따지는 것이 성가심	229	5.2
구직급여에 대한 부정적 태도	78	1.8
구직급여 자체 또는 신청방식을 모름	212	4.9
신청 장벽과 비용(언어 또는 교통)	52	1.2
수급자격이 없다고 이야기 들음	175	4.0
조만간 신청할 예정	42	1.0
취업 압박 또는 이미 취업함	594	13.6
일자리를 찾고 있지 않음(은퇴, 질병, 장애)	231	5.3
기타 사유	496	11.4
그냥 모른다	107	2.4
기타	389	8.9
전체	4,368	100.0

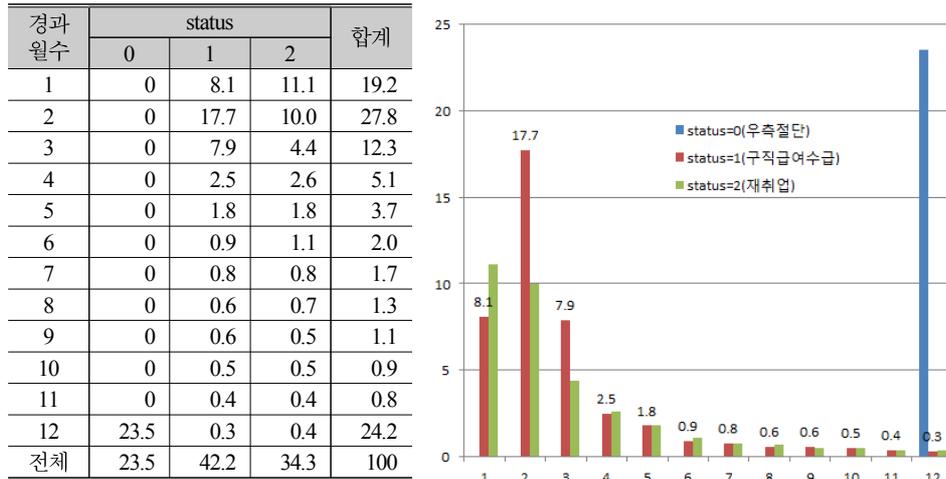
주: 실업자로서 구직급여 신청을 하지 않은 자 1,832명 설문조사를 바탕으로 가중치 적용.
자료: Vroman(2009).

여 수급자격자도 유사한 부담을 느껴 신청을 안 할 수도 있을 것이다.

Vroman(2009)은 미국의 2005년도 CPS 부가조사를 통해 실업급여를 신청하지 않은 이유를 1) 자격이 없다고 생각(맞는 경우와 맞지 않은 경우 병존), 2) 실업급여 장벽 및 실업급여에 태도와 이해도, 3) 일자리 압박 또는 취업됨, 4) 일자리를 구하지 않음(은퇴, 질병, 장애) 등 네 가지 주요 범주로 나누고 있다.

우리나라나 미국의 경우 재취업이 미신청의 매우 중요한 사유로 꼽히고 있는 것을 알 수 있다. 이 점은 고용보험 DB 자료에서 수급자격자의 이직 후 12개월 동안의 상태 변화를 추적한 결과에서도 확인된다.

〈표 6〉 구직급여 수급자격자 이직 후 상태변화 구성비(%)



본고에서는 수급권자가 전략적으로 수급신청여부를 결정하는 모형을 Anderson and Meyer(1997)의 경우와 유사하게 다음과 같이 상정한다. 대표 수급권자의 소득이 y 일 때 미신청자가 누리는 효용을 $U(y)$ 라 하고 신청자의 효용은 신청비용 c 를 감안해 $U(y) - c$ 라 하자. 분석의 단순화를 위해 전체 기간을 1로 한다. 대표 수급권자의 실직기간은 λ 이며 이 실직기간의 분포함수는 $F(\lambda)$, 그리고 소정급여일수는 d 라 한다. 아울러 세후 임금소득은 w , 세후 구직급여는 b 라고 상정한다. 한편, 신청관련 비용 확률변수 $c = C + \epsilon$ 에서 ϵ 의 분포함수는 $G(\epsilon)$ 라 한다. 이때 수급권자가 수급신청을 하지 않을 경우 기대효용은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\int_0^1 U(w(1-\lambda))dF(\lambda) \tag{1}$$

다음으로 신청을 할 경우 기대효용은 다음과 같다.

$$\int_0^d U(w(1-\lambda) + \lambda b)dF(\lambda) + \int_d^1 U(w(1-\lambda) + db)dF(\lambda) - C - \epsilon$$

$$= \int_0^1 U(w(1-\lambda) + b\min(d, \lambda))dF(\lambda) - C - \epsilon \quad (2)$$

따라서 개별 수급권자는 (2)의 값이 (1)보다 클 때 신청을 할 것이며, 이 조건은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\int_0^1 [U(w(1-\lambda) + b\min(d, \lambda)) - U(w(1-\lambda))]dF(\lambda) > C + \epsilon$$

이에 따라 개별 수급권자가 구직급여 신청을 할 확률은 다음과 같다.

$$P = G\left(\int_0^1 [U(w(1-\lambda) + b\min(d, \lambda)) - U(w(1-\lambda))]dF(\lambda) - C\right)$$

수급권자의 특성이나 구직급여제도의 요소들이 변화할 때 신청확률에 미치는 영향은 위의 신청확률은 해당 특성이나 요소로 미분함으로써 쉽게 도출될 수 있다. 즉, 높은 구직급여 수준(b)이나 구직급여에 대한 낮은 과세율은 수급률을 높인다. 아울러 청구비용이 낮을수록 수급률은 높아지며, 수급기간 d 가 길수록 수급률은 높아진다. 구직급여 b 가 클수록 수급률이 높아지고, 재취업 시 받을 임금소득 w 가 높을수록 수급률은 낮아질 것이다. 재취업확률은 구직급여 미신청확률($1 - P$)에 비례하므로 위의 각 요소들이 신청확률에 미치는 영향과는 반대의 방향으로 재취업확률에 미칠 것이다.

여기서 경기변동과 수급률과의 관계도 추론할 수 있다. 경기가 좋을 경우 재취업 시 받을 임금소득 w 가 높아지거나 실업기간 λ 이 짧아져 수급률은 낮아지고 따라서 수급률과 경기변동은 부(-)의 관계가 형성되어 수급률이 경기역행적(counter-cyclical) 특성을 보일 것을 추론할 수 있다. 앞서의 회귀분석에서 우리는 우리나라에서 수급률과 실업률 간의 정(+)의 상관관계를 확인하였다.

앞서 구직급여 수급률이 실업률이나 경기동행지수의 변동을 선행하여 움직인다는 실증분석 결과는 위의 이론모형에 따르면 비자발적 이직으로 실직상태에 있는 수급자격자가 불경기 도래가 예상될 때에는 향후 임금소득 w 가 낮아지고 실업기간 λ 이 길어

질 것을 감안 구직급여 수급에 적극적으로 대응하기 때문인 것으로 해석할 수 있을 것이다. 반면 호경기가 예상될 때에는 w 가 높아지거나 실업기간 λ 이 짧아질 것을 감안 구직급여 신청보다는 재취업을 택하는 전략적 선택을 하기 때문으로 풀이할 수 있다. 또는 사용자가 경기에 선제적으로 고용조정을 하여 불황 시 비자발적 이직자가 늘어나든지, 호황이 예상될 때 사용자와 수급자격자 모두 재취업에 적극적이기 때문일 것으로 해석할 수도 있을 것이다.

2) 월별 구직급여 수급률 경합적 위험분석(competing risk analysis)

앞의 이론모형에서 언급된 수급률 결정요인들의 영향을 추정하기 전에 수급자격자가 이직 후 12개월 동안 비자발적 실직상태에서 옮겨갈 수 있는 경우의 수를 생각하면 1) 구직급여 수급, 2) 재취업,¹⁵⁾ 3) 수급자격 소멸 등 세 가지이다. 우리가 관측하는 시간 변수 $time$ 은 수급자격 유지기간이다. 이 수급자격 유지기간($time$)이 종결되는 것은 세 가지 이유로 가능하다. 첫째는 구직급여 수급, 둘째는 재취업, 마지막으로 신청기간(12개월) 도과로 인한 자격 소멸이다. 이 중에서 구직급여 수급에 의한 자격유지 종료확률에 해당하는 구직급여 수급률을 추정하기 위해 본고에서는 Fine and Gray(1999)의 경합적 위험(competing risks)의 부분분포(subdistribution) 추정을 위한 비레해저드모형을 이용하고자 한다. 구직급여 수급을 수급신청자격 상실 위험 제1유형(event type I)이라고 하면 그 위험은 다음과 같이 정의된다.

$$h_1(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \left\{ \frac{P(t < T \leq t + dt \text{ and event type I} | T > t \text{ and event type I})}{dt} \right\}$$

여기서 $T = time$ 이다. 이를 달리 풀어 설명하면 수급자격을 상실할 수 있는 또 다른 위험요인인 재취업이 발생하지 않은 상태에서 구직급여 수급으로 인한 수급자격 상실 확률을 측정하는 것이다. 이러한 부분위험(subhazard) 모형의 장점은 유형 I의 누적 발생확률분포(Cumulative Incidence Function)를 다음처럼 쉽게 도출할 수 있다는 점이다.

$$CIF_1(t) = 1 - \exp\{-H_1(t)\}$$

15) 고용보험 미가입 사업장으로서의 재취업은 고용보험 DB에서는 관측이 안 되어 수급신청자격 유지 또는 수급자격 소멸로 취급된다.

여기서 $H_1(t) = \int_0^t h_1(t)dt$ 이고 이는 누적부분위험(cumulative subhazard)이다. 이 방식에 의한 경합적 위험 회귀분석은 콕스비례해저드분석(Cox proportional hazard analysis) 모형과 매우 유사하다. 즉, 모든 설명변수를 0으로 설정할 때 기본 부분위험(baseline subhazard)을 $h_{1,0}(t)$ 라고 하고 특별히 함수형태를 규정하지 않고 설명변수의 효과에 비례하는 것으로 가정하는 준모수적(semiparametric)모형이다.

$$h_1(t|x) = h_{1,0}(t)\exp(x'\beta)$$

우리는 앞서 구직급여 수급확률과 여러 변수 간의 상관관계를 살펴보았다. 여기서는 고용보험 DB 자료를 이용하여 구축한 <표 2>의 통계자료를 바탕으로 수급여부(takeup)을 종속변수로 프로빗 분석을 하여 여러 설명변수가 수급확률에 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 아울러 구직급여 수급까지 소요기간(time)과 변화상태변수(status) 자료를 바탕으로 콕스비례해저드 모형 회귀분석과 경합적 위험분석모형에 따른 회귀분석을 한다. 기본(baseline) 해저드가 다르기 때문에 두 분석 결과의 계수추정치를 직접 비교할 수는 없지만 상관관계 방향에 대해서는 일치 여부를 가늠할 수 있다.

앞서 지적한 바대로 경합적 위험분석모형은 재취업이 수급률에 미치는 영향을 감안한 순수하게 구직급여 수급에 의한 수급자격 상실확률을 추정할 수 있다는 장점이 있다. 나아가 경합적 위험분석모형은 무엇보다 설명변수별로 기간별 누적수급확률에 미치는 영향을 도출할 수 있다는 장점이 있다. 다음의 경합적 위험모형분석을 통해 구직급여 12개월 누적수급확률을 월별로 도출하면 [그림 6]에서 보듯이 대부분의 그룹과 업종에서 40%를 밑돌고 있는 것으로 분석된다.

<표 7>의 분석 결과에 따르면 경합적 위험모형의 추정 결과는 대체적으로 프로빗 분석이나 콕스비례해저드모형 분석의 결과와 유사하다. 그러나 몇몇 설명변수의 경우, 특히 업종 더미의 경우 상관관계 부호 방향이 바뀌는 현상이 나타나고 있다.

각 설명변수의 상관관계를 살펴보면, 먼저 고용보험제도 발전과 더불어 시간이 흐를수록 수급률은 상승하지만 그 증가세는 둔화된다. 이러한 현상은 연령과 근속연수에서도 같다. 따라서 고령자일수록 그리고 장기근속 후 이직자의 수급률이 높다.

여성이 남성보다 수급률이 높다. 그리고 300인 미만 사업장의 이직자가 대기업 출신보다 수급률이 높다. 이는 여성과 중소기업 이직자의 예상 실업기간이 길어 나타

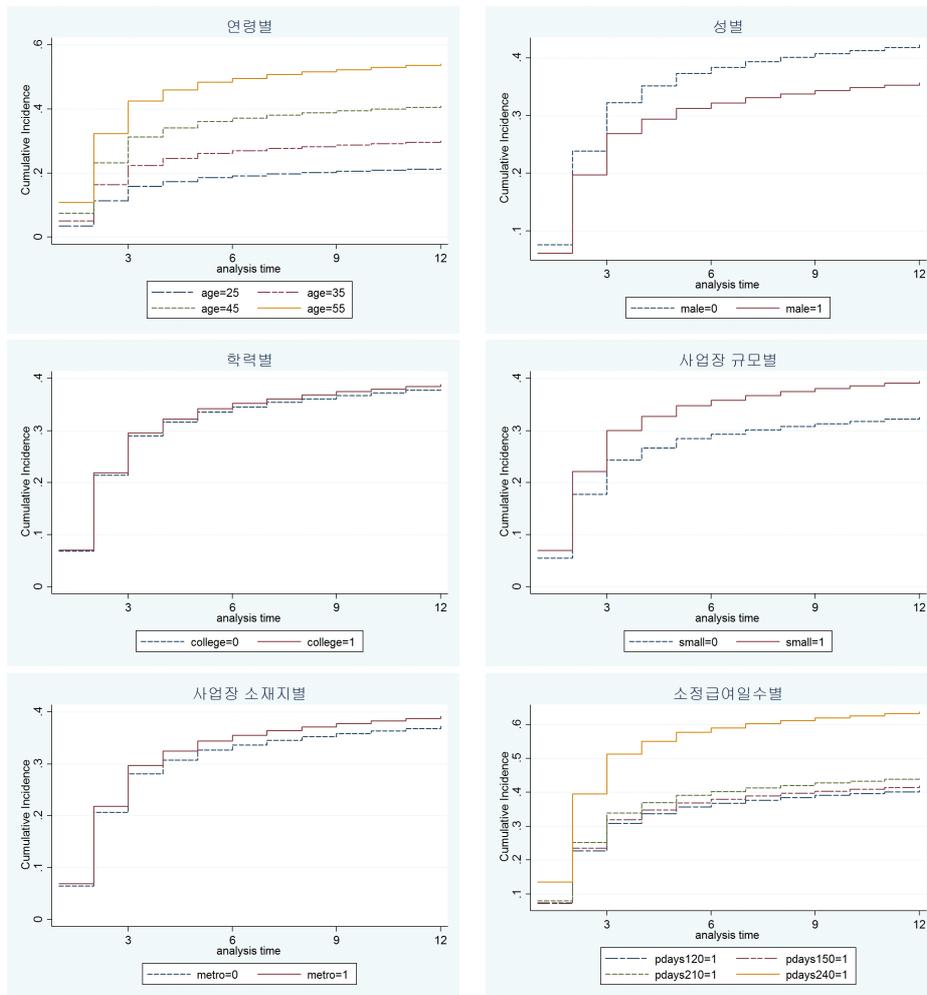
〈표 7〉 구직급여 수급확률 분석

변수명	프로빗 모형			콕스비례헤저드모형			경합적 위험모형		
	계수	z값		계수	z값		계수	z값	
상수항	-3.280	-68.87	***	-5.872	-106.59	***			
t	0.197	42.13	***	0.321	56.62	***	0.239	46.92	***
t2	-0.007	-44.07	***	-0.010	-51.50	***	-0.008	-43.82	***
male	-0.096	-14.14	***	-0.248	-33.09	***	-0.241	-35.24	***
age	0.047	27.98	***	0.045	23.40	***	0.039	23.17	***
age2	-0.001	-34.79	***	-0.001	-31.79	***	-0.001	-29.14	***
tenure	0.126	35.02	***	0.132	31.92	***	0.127	32.9	***
tenure2	-0.009	-38	***	-0.011	-36.80	***	-0.010	-33.73	***
college	0.067	8.9	***	-0.005	-0.61		0.024	3.14	***
small	0.172	21.3	***	0.217	23.10	***	0.246	27.63	***
metro	0.077	13.24	***	0.076	11.31	***	0.071	11.63	***
pdays120	0.017	2.15	**	0.186	20.66	***	0.053	6.61	***
pdays150	0.129	12.86	***	0.315	25.96	***	0.120	10.75	***
pdays180	-0.090	-4.65	***	0.098	4.50	***	-0.092	-4.55	***
pdays210	0.207	7.41	***	0.382	12.73	***	0.191	6.88	***
pdays240	0.886	18.33	***	1.011	21.32	***	0.762	16.39	***
lowincome	0.726	49.27	***	0.972	83.23	***	0.930	104.17	***
rr	1.176	51.91	***	0.032	12.12	***	0.035	6.9	***
ulimit	1.118	110.36	***	0.976	101.70	***	0.910	109.06	***
manufacturing	0.131	11.94	***	0.177	14.34	***	0.113	10.17	***
construction	-0.213	-18.26	***	-0.728	-51.04	***	-0.383	-30.17	***
finance	0.077	3.44	***	0.047	1.95	*	0.001	0.04	
bizsupport	-0.223	-17.49	***	0.108	7.12	***	-0.205	-14.49	***
sales	0.060	4.65	***	-0.008	-0.58		0.035	2.72	***
transportation	0.127	7.23	***	0.207	10.84	***	0.128	7.56	***
publish	0.066	3.89	***	0.101	5.47	***	0.028	1.71	*
professional	0.041	2.46	**	0.077	4.20	***	0.025	1.51	
realtor	0.161	9.22	***	0.351	17.94	***	0.204	11.22	***
public	-0.222	-14.18	***	-0.067	-3.69	***	-0.151	-9.02	***
education	-0.377	-24.81	***	-0.420	-22.43	***	-0.429	-25.22	***
health	-0.062	-4.39	***	0.085	5.34	***	-0.026	-1.83	**
로그우도 값	-140,827.48			-234,076.24			-1,205,282.4		
관측수	전체	235,936		전체	235,936		전체	235,936	
	takeup=1	100,206		takeup=1	100,206		status=1	100,206	
				time at risk	1,172,256		status=2	81,282	
							status=3	54,448	

주: 통계적으로 각각 * p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01 수준에서 유의하다. 프로빗모형에서는 takeup이 종속변수, 콕스비례헤저드모형에서는 takeup=1이 위험요인, 경합위험모형에서는 status=1이 주 위험요인이고 status=2가 경합 위험요인임.

나는 현상으로 보인다. 한국노동패널을 이용한 김교성(2005)과 한국복지패널을 이용한 채구목(2013)은 남성의 재취업확률이 여성보다 높다고 분석하였다. 또 장지연·호정화(2001)는 정규직 여성의 미취업상태로부터의 탈출률이 낮다고 지적하였다¹⁶⁾.

[그림 6] 수급자격자 속성별 구직급여 누적수급확률(cumulative incidence rate)



16) 남재량(2005)에 따르면, 실업상태에서 재취업확률은 오히려 여성이 높으나 통계적으로 유의하지 않다고 한다.

또 광역시 사업장 여부는 수급확률과 정(+)의 관계를 지닌다. 이는 구직급여를 신청하는 직업안정기관으로의 접근성이 광역시가 더 용이하기 때문인 것으로 판단된다. 김희연·최영기·김정훈·이소연(2013)은 실업급여 업무를 수행하는 고용노동부 고용센터가 전국적으로 82개밖에 없어서 시군구 단위에서 접근성이 떨어진다고 주장하였다. 학력별로 전문대졸 이상 이직자의 수급확률이 높은 것으로 나타나고 있다.

다음으로 구직급여제도와 관련된 (예상)소정급여일수(pdays120-pdays240)는 앞의 직업탐색모형에서 유추된 것과 같이 수급확률과 정(+)의 관계를 보인다. 한편 (추정)기초임금일액을 기준으로 저임금층(lowincome)과 고임금층(ulimit) 모두 중간 임금소득층에 비해 수급확률이 높은 것으로 추정되었다. 이 결과는 유길상(2003)에서 일률적으로 고임금 이직자의 수급확률이 높았던 것과 다소 차이가 있다. 한편 소득대체율이 높을수록 수급률이 높게 나타나 이 역시 이론모형의 예측이나 해외사례 연구 결과와 같다.

다음으로 업종별로 수급확률 격차를 보면, 제조업, 금융보험업, 운수업, 부동산업·임대업, 출판·영상·방송·정보서비스업은 높고, 건설업, 공공행정·국방·사회보장행정서비스업, 교육서비스업, 보건업 및 사회복지서비스업은 낮은 편이다.

단계별(stepwise) 회귀분석 결과, 소득대체율과 구직급여 상한여부 등 주로 소득관련 변수와 소정급여일수의 영향력이 크게 나타나 우리나라에서도 금전적 요인이 수급률 결정에 매우 중요한 역할을 하고 있음을 나타내고 있다.

다음으로 재취업으로 인해 수급자격이 상실될 확률을 분석하여 본다. 재취업을 수급자격 상실위험 2유형(type II event)라 하면 그 확률은 위의 I유형의 경우와 유사하게 도출된다. 2유형 위험의 기간별 누적발생확률(cumulative incidence function)도 구직급여 제도 설계 및 조정에 유용한 정보로 참고할 수 있다.

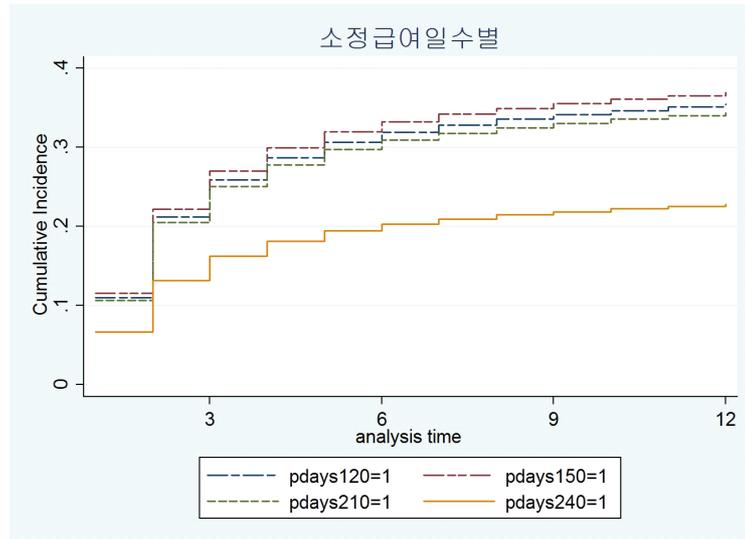
<표 8>의 분석 결과에 따르면, 근로자 속성이나 사업장 속성이 재취업에 의한 수급자격 상실확률에 미치는 영향은 앞의 <표 7>의 구직급여 수급에 의한 경우의 정반대 방향이다. 그러나 몇 가지 요인은 구직급여 수급과 재취업확률에 공히 같은 방향으로 영향을 주는 것으로 판명된다. 대표적으로 소정급여일수의 경우 90일 급여대상자에 비해 120일~210일 대상자는 수급확률 뿐만 아니라 재취업확률도 높다. 아울러 업종별로는 건설업과 금융·보험업 이직자의 경우 수급확률뿐만 아니라 재취업확률도 타 산업에 비해 낮은 것으로 나타난다. 따라서 이들 그룹에 대한 구직급여 수급률 제고로 재취업을 위한 구직활동을 지원할 필요가 크다고 볼 수 있다.

〈표 8〉 재취업으로 인한 구직급여 수급자격 상실확률 분석

변수명	프로빗 모형			콕스비례해저드모형			경험적 위험모형	
	계수	z값	***	계수	z값	***	계수	z값
상수항	-0.551	-12.53	***	-3.207	-54.76	***		
t	0.161	36.13	***	0.139	23.31	***	0.012	2.24 **
t2	-0.005	-34.14	***	-0.004	-18.06	***	0.000	1.04
male	0.112	17.53	***	0.064	7.15	***	0.071	9.03 ***
age	-0.008	-4.76	***	-0.005	-2.48	**	-0.029	-15.15 ***
age2	0.000	-2.54	***	0.000	-3.89	***	0.000	13.14 ***
tenure	-0.068	-19.11	***	-0.066	-14.2	***	-0.125	-27.08 ***
tenure2	0.003	11.22	***	0.005	13.26	***	0.009	25.26 ***
college	0.069	9.32	***	-0.024	-2.42	**	-0.056	-6.08 ***
small	-0.036	-4.6	***	-0.141	-14.32	***	-0.166	-17.94 ***
metro	0.007	1.22		-0.013	-1.66	*	-0.047	-6.64 ***
pdays120	0.224	29.6	***	0.338	34.8	***	0.248	27.02 ***
pdays150	0.265	26.94	***	0.462	36.08	***	0.288	24.19 ***
pdays180	0.190	10.04	***	0.465	18.22	***	0.390	15.87 ***
pdays210	0.112	4.14	***	0.297	7.69	***	0.144	3.79 ***
pdays240	0.048	1.03		0.189	2.7	***	-0.349	-4.56 ***
lowincome	-0.213	-16.9	***	-0.549	-24.25	***	-0.690	-32.79 ***
rr	-0.021	-2.1	**	-0.283	-9.28	***	-0.750	-30.22 ***
ulimit	0.013	1.37		-0.450	-28.65	***	-0.876	-57.6 ***
manufacturing	0.015	1.42		0.064	4.47	***	-0.053	-3.93 ***
construction	-0.946	-84.17	***	-1.372	-80.51	***	-1.014	-59.8 ***
finance	-0.160	-7.31	***	0.037	1.24		-0.021	-0.71
bizsupport	0.467	37.02	***	0.708	46.94	***	0.542	38.23 ***
sales	-0.188	-15.07	***	-0.161	-9.41	***	-0.155	-9.62 ***
transportation	0.164	9.56	***	0.172	7.72	***	0.056	2.68 ***
publish	0.022	1.31		0.150	6.96	***	0.064	3.16 ***
professional	0.062	3.8	***	0.155	7.28	***	0.065	3.26 ***
realtor	0.275	15.91	***	0.327	15.07	***	0.127	6.16 ***
public	0.513	32.92	***	0.442	23.48	***	0.412	24 ***
education	0.190	13.11	***	0.295	17.23	***	0.378	24.66 ***
health	0.223	15.94	***	0.341	19.51	***	0.237	14.42 ***
로그우도 값	146,111.26			-234,076.24			-982,201.79	
관측수	전체	235,936		전체	235,936		전체	235,936
	<u>reemployed=1</u>	81,282		<u>reemployed=1</u>	81,282		status=1	100,206
				time at risk	1,172,256		status=2	81,282
							status=3	54,448

주: 통계적으로 각각 * p<0.1 ** p<0.05 *** p<0.01 수준에서 유의하다. 프로빗모형에서는 reemployed가 종속변수, 콕스비례해저드모형에서는 reemployed=1이 위험요인, 경험위험모형에서는 status=2가 주위험요인이고 status=1이 경험위험인.

[그림 6] 재취업에 의한 수급자격 누적상실확률(cumulative incidence rate)



Ⅲ. 결 론

고용보험 DB 자료를 이용하여 1998년 이후 한국의 구직급여 수급률 추이와 그 결정 요인을 분석하였다. 1998년 이후 한국의 수급률은 평균 47.5%로 선진국에 비해 낮은 편이다. 그리고 2009년 글로벌 금융위기 시 54.3%를 정점으로 하락추세에 있다. 구직 수급률 결정요인과 아울러 수급자격 상실 요인분석을 위해 본고에서는 경쟁적 위험 (competing risks) 모형을 활용하였다. 이직 후 12개월 이내 재취업에 의한 누적 구직급여 수급자격 상실률은 약 35% 정도로 파악된다. 이직 후 6개월 이내 재취업에 의한 누적 구직급여 수급자격 상실률도 31%에 달한다. 6개월 이상 장기실업자를 적극적 노동 시장 정책의 중점 목표 대상 군이라 할 때 한국의 경우 구직급여 수급률의 상한은 약 70% 정도인 것으로 파악된다. 따라서 현재 이직기준 수급률 48%보다 약 20%포인트 수급률을 제고시킬 수 있는 여지가 있다.

나아가 연간 구직급여 수급률에 대한 회귀분석 결과 수급률이 경기동행지수와는 부

(-)의 관계, 실업률과는 정(+)의 상관관계를 보이고 있다. 이는 구직급여 수급률이 경기 역행적(counter-cyclical) 특성을 지녀 실업보험제도의 취지인 경기조정기능을 제대로 수행하고 있음을 보여주고 있다. 또한 수급자격자의 전략적 선택으로 인해 수급률은 6개월 전부터 경기에 선행하여 변동하여 경기변동에 대한 노동시장 신호기능을 수행하는 것으로 분석되었다.

아울러 본 연구에서는 기존 연구에서 밝혀지지 않았던 2001년 이후 이직자의 구직급여 수급자격자의 수급률 추이와 그 결정요인이 분석되었다. 유길상(2003)에서 1998~2001년 자료로 밝힌 것과 같이 본고에서도 여성, 고령층과 같은 취업취약계층의 구직급여 수급확률이 높아 실업보험제도가 실직자 소득유지기능을 2001년 이후에도 수행하고 있다는 것이 확인된다. 본 연구에서는 직업탐색모형에 의한 실증분석 결과를 토대로 여성의 경우 이직 후 실업예상기간이 길어 수급률이 남성보다 높은 것으로 해석하였다. 전문대졸 이상, 광역시 소재 사업장 이직자, 예상급여기간 긴 경우에 구직급여 수급확률이 높다는 것이 새롭게 확인되었다. 다른 조건이 같을 때 광역시 소재사업장 이직자의 수급률이 상대적으로 높은 것은 구직급여 관련 서비스 전달체계상 광역시에 비해 시도단위 사업장 이직자의 고용센터 접근용이성이 낮기 때문으로 해석할 수 있다.

그리고 구직급여 수급에 영향을 주는 요인 중 예상실업기간, 구직급여액 수준 및 상한 여부, 소정급여일수, 이직 전 임금, 소득대체율 등 금전적 요인이 매우 중요한 영향을 끼치는 것을 규명하였다. 이는 해외 선진국의 경험과 매우 유사하다. 따라서 수급률을 높이기 위해 필요한 조치로 직접적으로 대체율을 높이거나 간접적으로 구직급여액을 높여 대체율을 높이는 방안을 들 수 있다. 즉, 구직급여 상한을 높이는 것도 대체율을 높여 수급률을 높일 것이다. 소정급여일수를 연장하는 것도 수급률을 높일 수 있을 것이다.

선진국과의 구직급여 수급률 격차는 일차적으로 소득대체율 격차에 기인하는 것으로 볼 수 있다. 우리나라의 경우 수급자의 소득대체율은 평균 49%로 노르딕 국가(노르웨이 62%, 스웨덴 80%, 덴마크 90%)는 물론 대륙계(독일 60%, 프랑스 57~75%) 국가군과 영미계(캐나다 55%)에 비해 낮기 때문이다(Ozkan, 2014). 한편 한국의 비자발적 이직자의 1년 이내 재취업률은 선진국에 비해 낮은 편이어서 재취업률이 수급률 격차의 주요 요인은 아닌 것으로 볼 수 있다.¹⁷⁾

17) 재취업률이 수급률 격차의 주된 요인이 될 수 있으므로 외국과의 비교검토를 제한한 익명의 심사자에게 감사드린다.

본 연구 결과의 한계와 추후 연구방향은 다음과 같다. 먼저, 본 연구는 상용직만을 대상으로 하였으므로 일용직의 수급률에 대해서는 연구결과를 적용할 수 없다. 수급률과 실업률 및 경기지수와의 관계에 대해서도 추가 연구가 필요하다. 미국처럼 구직급여 신규신청자수가 다른 선행지수 구성지표와 정합성이 있는지 비교분석도 해봄직하다. 나아가 신규신청자수비수급자의 이직 전 임금정보가 관측되지 않고 추정치에 의존한 것이 어느 정도 제약요인으로 작용할 수 있는지 추가 연구가 필요하다. 아울러 고용보험 DB로는 파악이 안 되는 이직자의 고용보험 비가입사업장에서의 취업, 수급률에 영향을 주는 이직자의 예상실업기간, 예상재취업임금, 정보취득 및 행정비용과 관련된 고용서비스 전달체계와 노동조합의 역할 등에 대해서도 보다 심층적인 분석이 필요한 것으로 사료된다.

OECD 주요국가 비자발적 이직자 재취업률

자료수집방식	국가	1년 이내 재취업률 (2000-08)	2년 이내 재취업률 (2000-08)	1년 이내 재취업률 (2009-10)
이직자 자체식 이직 Self-defined displacement	France	27.54		25.42
	Korea	47.81	71.48	34.09
	Canada	48.90	63.20	45.50
	Japan	49.02		43.36
	Russian Federation	51.27	60.29	
	United States	57.67		40.71
	New Zealand	61.54	70.00	
	Australia	72.74	81.47	63.10
회사확인 이직 Firm-identified displacement	Portugal	35.74	41.97	23.40
	United Kingdom	41.80	49.64	36.25
	Germany	57.04	63.82	
	Denmark	68.29	74.00	45.01
	United States	72.24	74.80	
	Finland	81.94	83.41	68.45
	Sweden	88.79	87.19	82.80

자료: OECD(2015), "Back to Work: Sweden, Improving the Re-employment Prospects of Displaced Workers." OECD Publishing, Paris. DOI: <http://dx.doi.org/10.1787/9789254246812-en>

참고문헌

- 고용노동부. 『2014년판 고용보험백서』. 2014. 12.
- 고용노동부. 『실업급여 설문조사 결과』. 2015. 10.
- 김교성. 「실업자의 재취업형태에 관한 연구」. 『한국사회복지학』 57권 2호(2005.5.): 253-275.
- 김희연·최영기·김정훈·이소연. 『중앙정부와 지방정부의 고용서비스 전달체계 연계방안』. 경기연구원, 2013.12.
- 남재량. 「고용불안과 그 원인에 관한 연구」. 『노동경제논집』 28권 3호(2005. 12.): 111~139.
- 유길상. 「한국 고용보험제도 정책효과 분석」. 『한국정책학회보』 12권 4호(2003.12.): 175-199.
- 이병희. 「실업급여 지급기간의 일자리 매칭 효과」. 『산업노동연구』 21권 1호(2015.3.): 163-189.
- 이병희·김복순. 「최근 실업급여 증가의 원인분석」. 『노동리뷰』 통권 38호(2008. 2): 35~45.
- 장지연·호정화. 「여성 미취업자의 취업의사와 실업탈출과정」. 『한국사회학』 35집 4호(2001. 8): 159~188.
- 채구묵. 「실업자의 재취업 영향요인 연구」. 『비판사회정책』 40 (2013. 8): 251-293.
- 황덕순. 「실업급여사업의 성과와 발전방향」. 『고용보험 20주년 기념 심포지엄 자료집』, 2015. pp 61-97.
- Anderson, Patricia M. and Bruce D. Meyer. “Unemployment Insurance Take-up Rates and the After-Tax Value of Benefits.” *The Quarterly Journal of Economics*. 112 (3) (August 1997): 913-937.
- Blank, Rebecca and David, Card. “Recent trends in Insured and Uninsured Unemployment: Is There an Explanation?.” *Quarterly Journal of Economics* 106 (November 1991): 1157-1190.

- Budd, J. W. and B. McCall. "The Effect of Unions on the Receipt of Unemployment Insurance Benefits." *Industrial and Labor Relations Review* 50 (3) (April 1997): 478-492.
- Burtless, G. "Why Is Insured Unemployment So Low?" *Brookings Papers on Economic Activity* 14 (1) (1983): 225-254.
- Conference Board. "The Conference Board Leading Economic Index(LEI) for the United States and related Composite Economic Indexes for February 2016," The Conference Board(March 2016)
- Currie, Janet. "The Take Up of Social Benefits." National Bureau of Economic Research, Working Paper 10488(May 2004).
- Fine, J. P. and R. J. Gray. "A Proportional Hazards Model for the Subdistribution of a Competing Risk." *Journal of the American Statistical Association* 94 (June 1999): 496-509.
- Hernanz Virginia, Franck Malherbet and Michele Pellizzari. "Take-up of Welfare Benefits in OECD Countries: A Review of the Evidence." OECD Social, Employment and Migration Working Papers 17(March 2004).
- Kettemann, Andreas. "The Macroeconomics of Incomplete Unemployment Insurance Take-up." mimeo, University of Zurich(November 2015).
- Kroft, Kroy. "Takeup, social multipliers and optimal social insurance." *Journal of Public Economics* 92 (2008): 722-737.
- McCall, B. P. "The Impact of Unemployment Insurance Benefit Levels on Reciprocity." *Journal of Business & Economic Statistics* 13 (2) (April 1995): 189-198.
- OECD. "Back to Work: Sweden, Improving the Re-employment Prospects of Displaced Workers." OECD Publishing(Dec. 2015), Paris. DOI: <http://dx.doi.org/10.1787/9789254246812-en>
- Ozkan, Umut Riza, "Comparing Formal Unemployment Compensation System in 15 OECD Countries." *Social Policy & Administration* 48 (1) (February 2014): 44-66.
- Petrongolo, Barbara. "The Long-term Effects of Job Search Requirements: Evidence from the UK JSA reform." *Journal of Public Economics* 93 (April 2009): 1234-1253.

- Storer, Paul and Van Audenrode, A. Marc. "Unemployment Insurance Take-up Rates in Canada : Facts, Determinants, and Implications." *The Canadian Journal of Economics* 28 (4a) (Nov. 1995): 822-835.
- Vroman, W. "Unemployment Insurance Recipients and Nonrecipients in the CPS." *Monthly Labor Review* 132(10) (October 2009): 44-53.
- Warlick, J. L. "Participation of the Aged in SSI." *Journal of Human Resources* 17 (2) (October 1982): 236-260.

abstract

Unemployment Insurance Take-up Rates in Korea

Daechang Lee

This paper investigates the cyclical behavior of UI benefit take-up rate, the share of unemployed persons who are eligible for job seekers' allowances(JSA) and actually receive them. Using Korea's Employment Insurance DB, it also identifies the factors linked to the decision to take up job seekers' allowances. The results show that the take-up rate is countercyclical and leads both unemployment rate and Coincident Composite Index cyclical component by 6 months and is positively correlated with replacement rate and benefit duration, suggesting that extending benefit duration and raising benefit level can boost benefit claims to increase take-up rates in Korea.

Keywords: UI benefit, unemployment, take-up rate, X-12-ARIMA, competing risks