

勞 動 經 濟 論 集  
 第38卷 第1號, 2015. 3, pp.1~30  
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

## 한국의 구인·구직 매칭함수 추정\*

이 대 창\*\*

한국의 구인·구직 매칭함수를 추정하였다. 「사업체노동력조사」와 워크넷의 빈 일자리 수 과소 측정 문제를 극복하기 위해 채용동학모형을 통해 빈 일자리 잠재변수를 도출하고 이를 위한 도구변수를 매칭함수 추정에 활용하였다. 매칭 효율에 영향을 주는 구직자 속성과 공공고용서비스의 효과도 검증하였다. 구인·구직 매칭함수의 규모에 대한 수익불변(constant returns to scale)을 확인하였고, 매칭 효율은 구직자 중 전문대졸 학력자 비중과 정(+)의 상관관계를, 실업급여 수혜 비율과는 부(-)의 관계를 보였다.

주제어: 매칭함수, 구인, 구직, 도구변수, 사업체노동력조사, 워크넷

### I. 서론

노동경제학에 있어서 매칭함수는 구직과 구인 사이에 발생하는 정보 불완전이나 숙련 불일치(mismatch) 등 각종 마찰(frictions) 현상이 채용에 미치는 영향을 모형화하고 있다. 즉, 탐색실업(search unemployment) 이론을 모형으로 설명할 때 매칭함수는 매우 중요한 도구이다. 관련 문헌을 보면, 매칭함수는 일종의 총생산함수(aggregate production

논문 접수일: 2015년 1월 8일, 논문 수정일: 2015년 3월 9일, 논문 게재확정일: 2015년 3월 12일

\* 본 논문에 대해 유익한 논평을 해주신 두 분의 검토자와 2014년 한국노동경제학회 하계학술대회 발표 시의 토론자와 참석자 분들께 감사를 드린다. 여타의 오류는 필자의 책임이다. 본고 내용은 필자의 개인 의견이며 한국고용정보원의 공식 견해와는 무관하다.

\*\* 한국고용정보원 선임연구위원(dale@keis.or.kr)

function)이다. 단지 생산요소가 자본이나 노동이 아니라 구인(vacancy)과 구직(실업: unemployment) 스톡이다. 따라서 매칭함수는 구인과 구직이 성공적으로 신규채용으로 연결되는 비율을 나타낸다.

해외에서는 Layard, Nickell and Jackman(1991)나 Mortensen and Pissarides(1994)처럼 균형실업률을 설명하는 데 이 매칭함수를 이용하였다. 한국에서는 거시 매칭함수 추정 관련 연구는 드물다. Moon(2008)은 Mortensen and Pissarides(1994)의 기본 탐색-매칭 모형을 변형하여 한국 경기변동과 노동시장 동학(dynamics)을 설명하였고, 문외술(2010)도 이와 유사한 모형을 이용해 실업급여 지급기간 연장의 효과를 추정하였다. 한편 Kim and Lee(2014)는 한국 경제활동인구조사를 패널자료화하여 탐색-매칭 구조 모형을 통해 취업확률(job finding rate) 및 이직확률(job separation rate) 그리고 이를 바탕으로 실업률 변동요인의 분해(decomposition)를 시도하였다. 아울러 이철인(2011)의 경우도 Mortensen and Pissarides(1994) 탐색-매칭 모형을 이용하여 한국 청년실업률 변동을 분석하고, 모형 캘리브레이션을 통해 공공고용서비스의 효과, 이직률 축소정책, 소득대체를 축소정책들의 효과를 추정하였다. 그러나 이들의 연구들은 매칭함수를 직접 추정하는 것이 주목적이 아니었다. 그리고 캘리브레이션에 사용된 모수 설정 값은 일부 한국 노동시장 현실을 반영한 것도 있지만 상당 부분 해외 사례를 준용한다거나 한국의 제한된 자료에 바탕을 둔 것이었다. 따라서 한국에서 매칭함수가 현실을 직접 설명할 수 있는지, 매칭함수의 특성은 어떠한지, 그리고 매칭함수 틀에서 구인·구직의 특성 및 고용서비스 정책효과는 어떻게 나타나는지에 대한 연구는 의의가 있다. 그동안 이에 대한 연구가 수행되지 않은 것은 대표적으로 구인자료 수집의 한계에 기인하거나 기존의 구인, 구직, 채용 자료로는 유의한 매칭함수 추정 결과를 얻을 수 없었던 것으로 추측된다.

매칭함수를 직접 추정한 해외 사례를 조사한 Petrongolo and Pissarides(2001)에 따르면 1980년대 중반 이후 많은 연구가 수행되었다. 추정에 사용한 자료를 살펴보면, 먼저 종속변수에 해당되는 매칭성공의 측정은 일반적으로 신규채용(new hires)이나 실업으로부터 유출(unemployment outflow) 자료를 사용한다. 구직은 실업자 수로 측정하고, 구인에 관한 자료는 유럽에서는 고용센터 같은 공공고용서비스 기관에 등록된 구인 수를, 미국에서는 신문에 게재된 구인 광고를 바탕으로 작성된 구인광고지수(help-wanted index)를 활용하고 있다. 본고에서는 고용노동부의 「사업체노동력조사」와 워크넷 구인, 구직 및 채용 자료를 사용해 한국 매칭함수를 직접 추정하고자 한다. 「사업체노동력조사」는 현원, 빈 일자리, 채용, 입직, 이직 등 자료를 월별로 종사자 1인 이상 25,000개 표본

사업체를 대상으로 조사하고 있다. 그리고 워크넷(Worknet) 자료에는 고용노동부 고용노동센터 또는 온라인 워크넷에 구직, 구인을 등록한 실적이 포함되어 있다.

해외 연구 사례에 실증적으로 잘 작동되는 매칭함수가 존재하는 이유와 매칭성공률에 영향을 미치는 다른 변수들에 대한 설명을 볼 수 있다. 매칭함수 존재와 관련해서는 개념상 취업확률(job finding rate)과 구인확률(worker finding rate)이 연관되어 있으므로 여러 형태의 탐색이론으로 설명된다. 그러나 매칭함수가 규모에 대해 수익불변(constant returns to scale) 성향을 보이는 것에 대해서는 아직 광범위하게 지지받는 이론은 제시되지 않고 있다. 다음으로 매칭성공률에 영향을 미치는 요인에 대해서도 다양한 설명이 제시되고 있다. 대표적으로 탐색이론에서는 구직자의 탐색강도(search intensity)나 의증임금(reservation wage)에 영향을 미치는 구직자의 여러 가지 특성이나 정부의 여러 가지 노동시장정책을 요인으로 간주하고 있다.

본고에서는 사업체노동력조사와 워크넷의 빈 일자리, 채용, 이직 등의 자료를 중심으로 한국 구인·구직 함수를 추정하고자 한다. 이 과정에서 다른 나라 사례에서 관찰되는 매칭함수의 규모에 대한 수익불변 특성이 한국 매칭함수에 존재하는지를 검증한다. 나아가, 매칭 효율성에 영향을 미치는 구직자 속성, 사업체 속성, 그리고 정부의 노동시장정책의 영향에 대해서도 검증하고자 한다. 본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 매칭함수의 기본 사항을 설명한다. 아울러 매칭 효율성에 영향을 미치는 여러 가지 변수와 이에 대한 자료에 대하여 설명하고, 각 변수가 매칭성공률에 갖는 상관관계에 대한 이론적 배경에 대해 기술한다. 특히 한국의 빈 일자리 자료가 지니는 측정상의 문제점을 설명하고 이를 대리할 잠재변수를 간단한 월별 채용동학모형(monthly model of hiring dynamics)을 통해 도출한다. 제Ⅲ장에서는 도구변수(instrumental variables)를 이용한 추정 작업과 그 결과를 제시하고 해석한다. 제Ⅳ장에서는 시사점과 결론을 제시한다.

## Ⅱ. 본 론

### 1. 매칭함수

구인·구직 매칭함수는 일종의 생산함수로 빈 일자리 수와 구직자 수를 생산요소로

하고 매칭이 성공하여 신규채용이 발생하는 것을 산출물로 표현한다. 즉  $s$ 를 구직자(job seekers),  $v$ 를 빈 일자리(vacancies)라 할 때 매칭기술이  $\mu$ 로 고정되어 있다면 산출물  $M$ 은 매칭성공에 따른 신규채용(new hires)에 해당된다. 가장 기본적인 형태의 매칭함수는 다음과 같이 표현된다.

$$M = m(\mu, s, v) \quad (1)$$

이 함수의 특성이나 제한조건과 관련하여 언급할 만한 것은 우선 1차 동차함수(homogeneous of degree one) 또는 규모에 대한 수익불변을 가정하여 종종 이를 검증대상으로 한다는 것과  $0 = m(\mu, 0, v) = m(\mu, s, 0)$ , 즉 구직자나 빈 일자리가 존재하지 않을 경우 신규채용도 당연히 0에 해당된다는 점이다. 또한 이산시간(discrete time)모형에서  $s$ 와  $v$ 가 시작 시점의 구직자와 빈 일자리 수를 나타내고  $M$ 이 해당기간 신규채용유량(flow)를 나타낸다면  $m(\mu, s, v) \leq \min(s, v)$ , 즉 신규채용 수가 구직자나 빈 일자리 수보다 클 수 없다는 것이다. 연속시간 모형에서  $s$ 와  $v$ 는 특정시점에서 구직자 수와 빈 일자리 수를 나타내며  $M$ 은 해당 시점에 매칭성공률을 나타낸다. 전체 구직자 중에서 채용자수를 나타내는 취업확률(job finding rate)은  $m/s$ 이고 반대로 전체 구인 일자리 중에서 충원된 일자리 수를 나타내는 일자리충원율(job filling rate)은  $m/v$ 이다. 한편 노동시장의 일자리 구하기의 난이도(tightness)를 나타내는 구인배율은  $v/s$ 로 표현된다. 식 (2)는 보다 구체적으로 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$M = \mu s^\alpha v^\beta \quad (2)$$

$$\ln M = \ln \mu + \alpha \ln s + \beta \ln v \quad (2)'$$

(2)'에서  $\alpha$ 와  $\beta$ 는 각각 채용에 대한 구직과 구인의 탄력성을 나타낸다.  $\alpha + \beta = 1$ 이 성립되면 규모에 대한 수익불변이다. 두 값의 합이 1보다 크면 규모에 대한 수익체증이다. 해외 사례에서 보면 상당부분 규모에 대한 수익불변의 귀무가설이 기각되지 아니한다.

$\mu$ 는 매칭효율성을 나타내는데 이에 영향을 미칠 수 있는 요인은 다양하다. 먼저 구직자 측면에서 볼 때, 의중임금(reservation wage)과 관련된 여러 속성을 들 수 있다.

학력이 높아 기대하는 임금수준이 높다면 매칭성공률은 감소할 것이다. 재산소득 등 비근로소득이 있어 당장 일을 안 해도 생활이 가능한 경우도 의중임금이 높고, 따라서 채용제의(job offer)가 있더라도 거절할 가능성이 상대적으로 높고, 따라서 매칭성공률은 낮아진다. 해외 연구에서 구직자 속성으로 실업자 중 6개월 이상 장기실업자 비중을 사용하는 경우도 관찰된다. 구인 속성에서도 예를 들어 대기업 구인비중이 높다면 대기업의 임금수준이 상대적으로 높기 때문에 매칭성공률이 올라간다. 수도권 취업을 선호하는 경향이 있으므로 수도권 구인 비중이 높으면 역시 매칭성공률도 올라간다. 다음으로 공공고용서비스의 예를 들어보면 실업급여 수혜자가 많을수록 보다 오랜 기간 구직활동이 가능하므로 매칭성공률은 낮아질 것이다. 적극적 노동시장정책으로 공공취업알선이나 직업훈련에 대한 지원혜택을 받은 구직자가 많아지면 매칭성공률이 더 올라갈 것이다.

본 연구에 사용된 효율성 관련 통제변수는 실업급여 수혜율과 공공고용서비스 적용 범위 등 고용서비스 정책과 관련된 변수와 구직자의 학력 등이다. 6개월 이상 장기 실업자 비중은 한국에서 월별 자료 수집이 용이하지 않아 고려하지 못하였다. 빈 일자리 속성 역시 한국 빈 일자리 자료가 지닌 과소 측정의 한계성을 감안하여 추정에 고려하지 않았다.

매칭함수 추정을 위해 어떠한 구직자 자료를 쓸 것인가는 중요한 이슈이다. Broersma and van Ours(1999)는 네덜란드 자료를 이용한 추정에서 종속변수인 채용에 실업상태에서 유출된 자(UO: outflow of unemployed)나 실업상태에서 취업된 자(HU: hired from unemployed) 자료를 쓸 경우  $\alpha$  추정치가 0.5보다 크며 채용(H: total hires), 충원된 공석(filled vacancies)이나 취업상태에서 채용된 자(HE: hires from employment) 자료를 사용할 경우  $\alpha$ 가 0.5보다 적은 것으로 보고하고 있다. 즉, 직접 구직상태에서 채용으로 전환된 경우를 자료가 반영하지 못한다면 매칭효율은 과소추정된다는 것이다.

## 2. 조사 자료 및 자료 생성과정

본고에서는 크게 사업체노동력조사, 워크넷(Worknet) 구인·구직 자료, 경제활동인구 조사의 실업자, 그리고 마지막으로 고용보험 자료 등 네 가지 자료를 사용한다. 먼저 고용노동부의 「사업체노동력조사」이다. 이 자료는 2011년 1월부터 월단위로 종사자 1인 이상 민간사업체 및 공공기관 중 총화계층 추출방법으로 추출된 25,000개 표본사업

체를 대상으로 1) 사업체 현황(소재지, 사업내용), 2) 종사자수 및 빈 일자리, 입직, 이직에 관한 사항, 3) 임금 및 근로시간에 관한 사항을 조사하고 있다. 월고용 시계열 통계는 2009년 6월 이후 한국표준산업대분류별, 기업규모별(300인 미만, 300인 이상), 고용형태별(상용, 임시·일용), 이직사유별(자발적, 비자발적)로 활용 가능하다).

이 자료를 이용해 매칭함수 추정 시 몇 가지 주의할 점이 있다. 먼저 빈 일자리 수(vacancies)에 관한 것이다. 사업체노동력조사에서 빈 일자리 측정기준은 “매월 마지막 영업일 현재 비어 있거나 비어 있지 않더라도 구인활동을 하고 있으며, 한 달 이내에 일이 시작될 수 있는 빈 일자리”를 대상으로 한다. 그러나 문제는 이 빈 일자리 수가 항상 채용자 수(hires)보다 현격하게 적다는 것이다. 우리는 위에서 매칭함수 추정과 관련된 기본 조건에서 채용자 수는 빈 일자리 수나 구직자 수 중 적은 것보다 클 수 없다는 것을 언급하였다. 이는 실질적인 구인이 없다면 채용도 불가능하기 때문이다. 그런데 사업체노동력조사에서처럼 빈 일자리 수보다 채용자 수가 많다는 것은 조사된 빈 일자리 수가 현실보다 체계적으로 적게 보고되고 있는 과소추정의 문제이다. 과소추정의 원인은 여러 가지로 추측할 수 있다. 전달의 마지막 영업일까지 파악되지 않았지만, 월 초반 또는 월 중반에 빈 일자리가 발생되어 채용된 경우도 있을 수 있을 것이다. 또한 사업체 인사부서에서 정식 구인활동을 하지 않았는데 비공식적으로 사업체 소속 직원이 외부의 구직자를 소개해 이를 통해 채용이 발생하는 경우도 있을 수 있다<sup>2)</sup>. 실제로 경제활동인구조사를 이용해 구직경로를 분석해 보면 전체 실직자의 35% 정도는 친척·친구·동료를 통해 취업하고 있는 것으로 나타난다.

변종석·이규용(2012)은 사업체노동력조사에서의 “빈 일자리 수(job opening)”에 대한 개념은 미국의 개념과 동일하게 사용하고 있지만, 채용관행의 차이로 인하여 응답자가 개념을 제대로 이해하지 못해 응답을 누락하는 사업체가 다수 발생하고 있으며 실사과정에서 사업체 및 조사원이 “빈 일자리”에 대한 개념과 용어를 이해 못해 자료수집이 어려운 상황이라고 지적하고 있다. 변종석·이규용(2012)은 현재 사업체노동력조사의 ‘빈 일자리 수’ 통계가 지닌 문제점을 다음과 같이 다섯 가지로 정리하고 있다. 첫째 입직, 이직 등 고용지표와의 상관관계가 약하다. 둘째, 빈 일자리에 대한 무응답의 규모가 크고 응답을 기피하는 경향이 뚜렷하다. 셋째, 공석(empty seats)뿐만 아니라 사업 확장에

1) 고용노동부, 『사업체노동력조사 보고서』, 2009~2014년판 각 월호에서 전제하였다.

2) 사업체노동력조사에서 구인활동은 “해당 기간 중 채용인원이 아닌 일할 사람을 구하기 위해 공고, 고용센터에 요청, 주위 사람(친구, 친척 등)에게 부탁 등을 하는 행위”로 정의하고 있다.

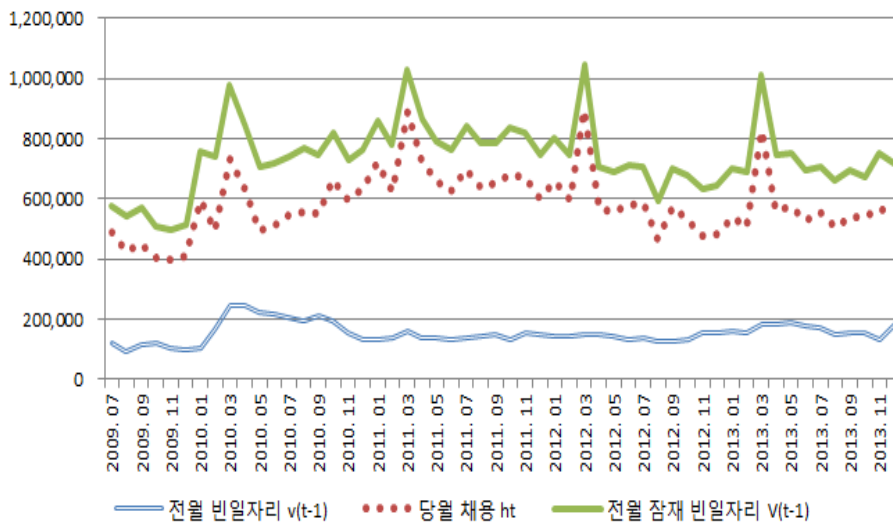
따른 신규 일자리를 반영해야 하는 데 그러하지 못하다. 넷째, 저장(stock) 기준인 ‘마지막 영업일 기준’이 지나치게 강하게 작용하여 ‘다음 달 시작될 일자리’가 지닌 유량 기준을 적절히 반영하지 못한다. 다섯째, 구인활동 기준 역시 지나치게 엄격하여 실질적인 빈 일자리를 누락시키는 요인으로 작용한다는 것이다.

〔그림 1〕에 나타나듯이, 사업체노동력조사의 월말의 빈 일자리 스톡( $v_t$ )은 평균적으로 약 20만개 일자리인 반면, 1인 종사자 이상 사업체의 월평균 신규채용( $h_t$ )은 약 60만 명 정도이다. 따라서 사업체노동력조사의 빈 일자리 수는 현실보다 매우 과소 보고되고 있는 것이다. 본고에서는 빈 일자리에 측정오류(‘measurement error’ or ‘errors in variable’)가 있는 것으로 간주한다. 측정오류가 매칭함수 추정에 초래하는 문제점을 교정하기 위해 보다 정확하고 실질적인 빈 일자리를 반영할 수 있는 잠재변수(latent variable)를 발굴하여 추정에 사용하고자 한다.

잠재변수를 발굴하기 위해 먼저 유량 개념의 채용과 저장 개념의 빈 일자리 간의 관계 즉, 다시 말해 빈 일자리의 자료 생성과정을 살펴보자. 이를 위해 한국 사업체노동력조사의 빈 일자리와 같은 개념을 사용하고 있는 미국 노동성의 JOLTS<sup>3)</sup>의 빈 일

〔그림 1〕 「사업체 노동력조사」의 월간 빈 일자리 수와 채용 추이

(단위: 명)



3) 미국 노동성 노동통계국 BLS의 Job Openings and Labor Turnover Survey의 약자이다.

자리를 대상으로 실증분석을 시도한 Davis, Faberman and Haltiwanger(2010)가 사용한 채용동학모형을 사용하고자 한다<sup>4)</sup>.

t월 한 달 동안의 월간 채용자 수가  $h_t$ 이고 전 월말에 정확하게 측정된 빈 일자리 수가  $v_{t-1}$ 이며, 거시경제 전체에 월간 고정된 것으로 가정하는 일자리 충원율(job filling rate)이  $f_t$ 로 표현되는 간단한 월별 동학모형(monthly model of hiring dynamics)을 상정한다. 다음 달 추가되는 빈 일자리가 없다고 하면 월간 채용자 수는 전 월말 빈 일자리 수 스톡에 일자리 충원율을 곱한 것으로 산출될 것이다.

$$h_t = f_t v_{t-1} \quad (3)$$

그러나 일반적으로 빈 일자리 스톡은 다음 달에 세 가지 방향으로 변화되면서 움직일 것이다. 먼저 다음 한 달 동안에 신규로 새로운 빈 일자리가  $\theta_t$ 만큼 발생하여 빈 일자리 스톡에 추가될 것이다. 두 번째로, 채용이 발생하여 빈 일자리 스톡의 일부 또는 전부를 소진시킬 것이다. 세 번째로, 채워지지 않은 채로 소멸되어 없어지는 빈 일자리도  $\delta_t$ 만큼 발생할 것이다. 따라서 이러한 가정들이 적용되면 다음 달의 빈 일자리는 다음과 같이 표현될 수 있을 것이다.

$$\begin{aligned} v_t &= (1 - f_t)(1 - \delta_t)(v_{t-1} + \theta_t) \\ &= v_{t-1} - f_t(v_{t-1} + \theta_t) + \theta_t - (1 - f_t)\delta_t(v_{t-1} + \theta_t) \\ &= v_{t-1} - h_t + \xi_t \end{aligned} \quad (4)$$

여기서  $h_t$ 는 전 월말의 빈 일자리 스톡  $v_{t-1}$ 뿐만 아니라 당월에 새롭게 발생한 빈 일자리  $\theta_t$ 의 일부를 채우는 채용을 포함하고 있다. 다음으로  $\xi_t = \theta_t - (1 - f_t)\delta_t(v_{t-1} + \theta_t)$ 는 t월 한 달간 신규로 발생한 빈 일자리와 채워지지 않은 채 소멸되어

4) Davis, Faberman and Haltiwanger(2010)은 일별 채용동학모형을 이용하였으나 본고에서는 월별 자료에 사용하고 있으므로 이를 월별 채용동학모형으로 변경하였다.



없어지는 빈 일자리 간의 차이 즉, 다음 달로 넘겨지는 순증 빈 일자리 수를 의미한다.

본고에서 한국 사업체노동력조사가 원래 의도대로 ‘한 달 이내에 일이 시작될 수 있는 빈 일자리’의 정확히 현실을 반영한다면 전 월말 빈 일자리 스톡으로  $v_{t-1} + \xi_t$  이 관측되었어야 하는데 변종석·이규용(2012)이 지적한 여러 가지 문제점으로 제한된 정보만이 반영된  $v_{t-1}$  이 통계로 조사되어 있다고 가정한다. 즉, 전월의 정확한 빈 일자리 수 잠재변수(latent variable)를  $V_{t-1}$  라고 한다면 이는 다음과 같이 당월의 빈 일자리 수와 채용자 수의 합으로 정의될 것이다.

$$V_{t-1} \equiv v_{t-1} + \xi_t = v_t + h_t \quad (4)'$$

여기서  $V_{t-1}$ 은 [그림 1]에서 보는 바와 같이 정의상 당연히 앞의 식 (1)의  $m(\mu, s, v) \leq \min(s, v)$  조건을 충족시키고 있다. 또한  $V_{t-1}$ 이 종속변수인  $h_t$  직접적인 상관관계를 지니고 있어 내생성(endogeneity)을 지닌 설명변수이므로 회귀분석을 통해 매칭함수 탄력성을 추정할 때 도구변수(instrumental variable) 등을 통해 이를 적절히 통제하여야 할 것이다.

빈 일자리와 채용과 함께 사업체노동력조사의 자료 중에 본 연구에 사용되는 자료는 월간 이직자 수이다. 이 자료는 고용보험 구직급여를 받고 있는 자와의 상대비율을 도출할 때 사용된다. 이직자 규모에 비해 구직급여자 규모가 크다면 그만큼 이직 후 장기실업에 빠질 가능성이 높은 사람이 많은 노동시장 환경을 반영할 수 있다.

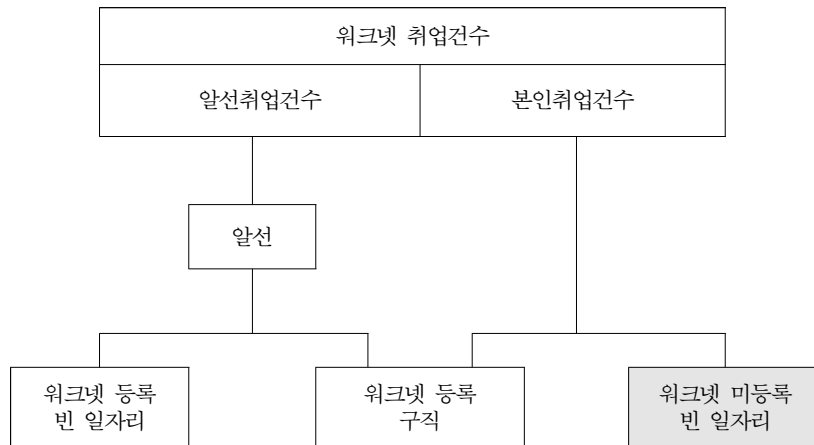
두 번째로 본고에서 사용하는 자료 중 구직자 자료로 우선적으로 고려하고 있는 것은 경제활동인구조사의 실업자(4주 구직기준)이다. 이 변수는 아울러 매칭 효율성에 영향을 줄 수 있는 학력별 실업자 비중변수, 그리고 공공취업알선서비스 수혜자와의 상대비율을 구하는 데 사용된다.

세 번째로, 이용하고자 하는 것은 한국고용정보원의 워크넷의 구인, 구직, 취업 자료다<sup>5)</sup>. 이는 전국 고용센터에 등록된 구직, 구인, 취업 자료를 워크넷 DB로 집계한 것이다. 본고에서 매칭함수 추정에 쓰고자 하는 것은 월별 신규구인, 신규구직자 수, 알선건수 그리고 취업건수 및 알선취업건수이다. 워크넷 구인·구직 통계는 워크넷에 구인 및 구직을 신청한 구인업체 및 구직자로서, 매월 1일과 말일 사이에 등록이 마감된

5) 한국고용정보원, 『2013년 워크넷 통계연보』, 2014.

자를 기준으로 한다. 구인업체 및 구직자는 취업지원 관련 기관(고용센터, 지방자치단체, 일일취업센터 등)에 직접 방문하거나 워크넷 홈페이지를 통해 구인 및 구직 신청을 할 수 있다. 신청된 자료는 각 지역의 상담원이 상담을 통해 내용을 보완하여 인증을 받게 되며, 이 후 해당 자료는 고용안정 전산망에 적재되며, 매월 단위로 구인·구직 통계 자료를 추출하여 집계한다. 취업건수도 해당 월에 워크넷에 취업 등록된 수를 나타낸다. 단, [그림 2]에서 보는 바와 같이 취업건수 중 상당수가 워크넷에 구인 등록된 빈 일자리 이외의 곳에 취업한 경우인 본인취업으로 등록하고 있다<sup>6)</sup>. 따라서 앞서 사업체노동력조사와 마찬가지로 잠재 빈 일자리 수를 적절히 반영하지 않을 경우 매칭성공률 추정은 측정오류(measurement error)를 염두에 두어야 한다<sup>7)</sup>. 즉, 식 (2)의 추정식에서  $\alpha$ 와  $\beta$  모두 과소 또는 과대 추정될 수 있다.

[그림 2] 워크넷 구인-구직 매칭 개념



- 6) 분석기간인 2009년 7월부터 2013년 12월까지 전체 워크넷 취업(채용)에서 알선취업이 차지하는 비중은 21%이고, 나머지 79%가 본인취업으로 보고되고 있다.
- 7) 구직자가 취업에 성공을 했지만 고용센터에 그 사실을 보고하지 않았을 경우 매칭성공에서 누락될 수 있고 이 역시 측정 오류를 야기할 수 있다. 그러나 모든 유효구직자에 대해 고용센터 및 지자체 일자리센터에서 정기적으로 구직자 개인에게 연락을 하여 취업성공 여부와 빈 일자리 수에 대해 확인하고 있는 것을 감안하면 누락은 장기간 통화 연결이 안 되는 매우 예외적인 경우에 해당되어 추정에 큰 영향이 없는 수준이다.

워크넷 구인, 구직, 채용 자료로 구직자의 취업률(job finding rate)을 구해보면 0.3257 정도이며, 평균구직기간은 3.07개월로 추정된다. 이는 남재량(2006, 2008)이 한국 청년계층에 대한 자료 분석에서 월평균 입직률이 37%에 달하는 것으로 조사한 것과 유사한 수준이다. 그러나 이는 전체 워크넷 취업(채용)을 대상으로 한 것으로 본인취업의 경우 취업률이 0.2580으로 평균구직기간이 3.88개월, 알선취업의 경우 취업률이 0.0678로 평균구직기간은 14.75개월로 크게 증가한다. 즉, 구직통로별로 큰 차이를 보이고 있다.

더 큰 문제는 일자리 충원율(job filling rate)에는 상당한 오차가 발생할 수 있으므로 앞서 식 (3), (4), (4)'와 같은 형태로 현실을 잘 반영할 수 있는 빈 일자리 잠재변수를 사용하여야 할 것이다. 다만 식 (4)의  $\theta_t$ 는 사업체노동력조사의 경우  $t$ 기 당월에 신규로 발생하여 당월 채용에 반영될 수 있는 빈 일자리로 정의하였지만 워크넷 채용동학 모형에서는 당월에 신규로 발생하는 빈 일자리와 함께 전기에 워크넷에 등록되지 아니한 일반 빈 일자리 중에서 워크넷 구직등록자가 인지하고 취업지원 후보로 고려하는 빈 일자리가 포함되는 것으로 해석하고 적용해야 할 것이다<sup>8)</sup>.

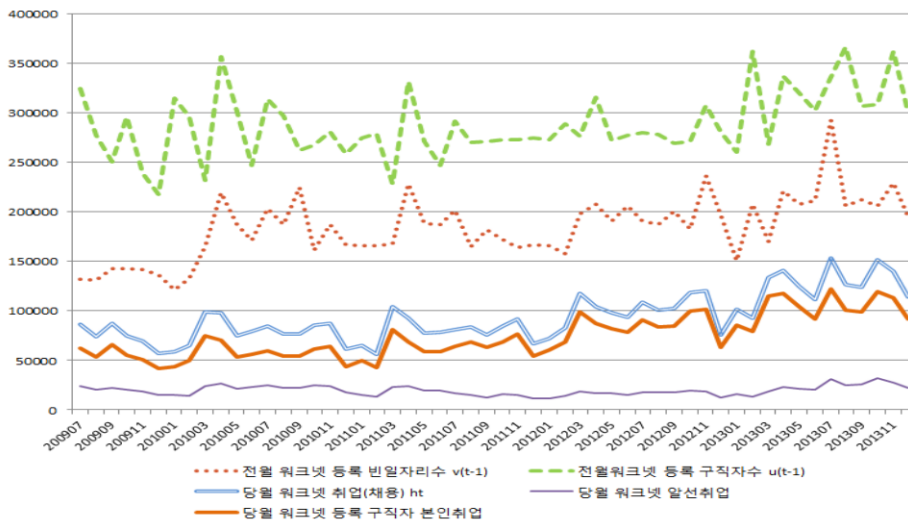
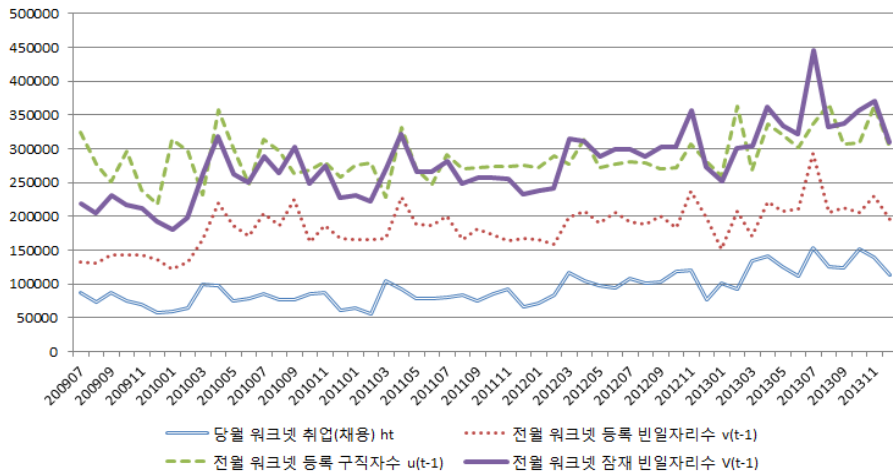
즉, 우리가 워크넷 취업건수 전체에 대해서 구인-구직 매칭효율성을 추정한다면 워크넷 등록 빈 일자리 수는 측정오류(errors in variable)를 지니게 되므로 워크넷 미등록 빈 일자리까지 반영하는 전월의 잠재 빈 일자리 수는 식 (4)'에 따라 당월 빈 일자리 수와 당월 채용자 수의 합이 될 것이다. 물론 이때도 잠재 빈 일자리 수의 내생성을 통제하기 위해 적절한 도구변수의 사용이 불가피하다.

워크넷 구직은 성, 학력, 연령, 고용형태, 희망 직종, 거주지역, 희망지역별로 가능하다. 구인도 모집 학력, 산업, 규모, 모집 고용형태, 모집 직종, 소재 지역, 근무지역별로 구분이 가능하다. 구인-구직은 또한 신규와 유효 개념으로 구분된다. 워크넷 신규구인과 신규구직은 매월 새로 등록된 구인과 구직 인원을 나타낸다. 반면 유효 구인은 최근 2개월 이내에 신규로 등록된 구인 인원 중 매월 말일에 빈 일자리로 유효한 구인 인원을 의미한다. 이와 유사하게 유효 구직은 최근 3개월 이내에 신규로 등록된 구직 인원 중에서 매월 말일에 취업이 보고되지 않아 여전히 구직중인 구직 인원수를 의미한다.

8) 즉, (4)식의  $\theta_t$ 를 당기의 워크넷 미등록 빈일자리를 나타내는  $\phi_t$ 와 당기에 워크넷에 새롭게 등록되는 빈일자리  $\eta_t$ 의 합으로 구성된다고 가정하는 것이다. 이때  $\phi_t$ 는 당기에만 워크넷 구직자의 관심을 끌고 이내 소멸되어 차기의 워크넷 등록 빈일자리로는 연결되지 않는 것으로 가정한다.

[그림 3] 워크넷 구인, 구직 및 취업(채용) 실적 월별 추이

(단위: 명)

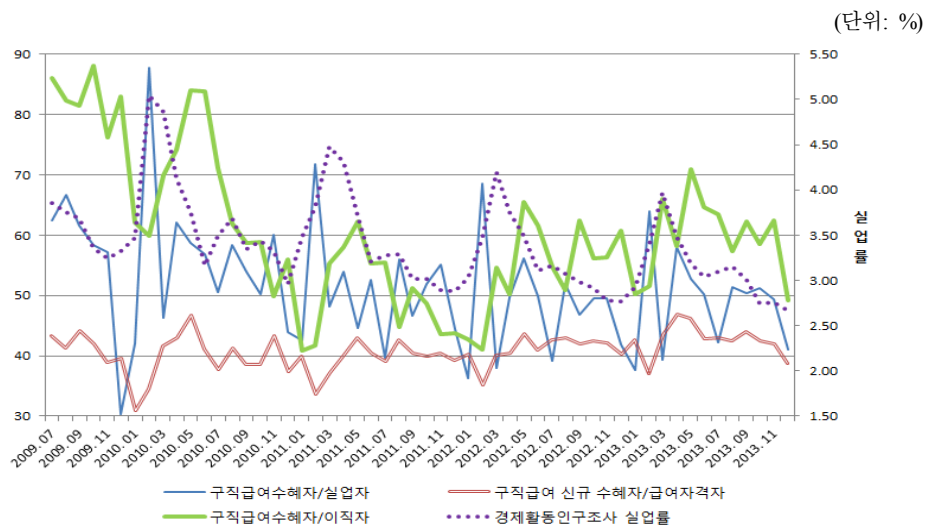


마지막 네 번째로 한국고용정보원의 고용보험DB에서 월별 실업급여 수혜자 수와 실업보험 상실자로 종전 180일 이상 실업보험에 가입하였고 비자발적 사유로 이직해 실업급여 수급자격을 지닌 자 중 신규수혜자 비율(take-up rate) 등을 활용하고자 한다. 고

용보협DB 자료는 매칭함수 추정에 있어 매칭효율성을 통제하는 변수로 활용하기 위함이다<sup>9)</sup>. 이를 위해 특히 구직급여 신규수급자 수와 총 구직급여 수급자 수를 활용한다. 월별 실업자 중에서 실업급여 수혜자를 나타내는 실업급여 수혜비율(job-seekers' allowance rate)이 높을수록 일반적으로 구직자들이 여유를 가지고 구직활동을 할 수 있으므로 구직기간이 길어지고 매칭성공률은 상대적으로 떨어지는 것으로 알려져 있다. 신규수혜자비율도 마찬가지로 매칭성공률과는 부(-)의 상관관계를 지닐 것으로 예측된다.

[그림 4]에 따르면 한국 실업자 규모대비 약 51.5% 정도가 실업급여를 수령하고 있으며, 실업급여 신청자격이 있는 자 중에서 약 40.8%가 신규실업급여 대상자가 되는 것으로 파악된다<sup>10)</sup>. 아울러 구직급여 수혜자와 사업체노동력조사 이직자 간의 비율은 59.6%에 달한다. [그림 4>] 따르면 두 가지 구직급여 수혜비율은 실업률과 정(+)의 관계를 갖는 것으로 보이며, 신규수혜자 비율(take-up rate)은 부(-)의 관계를 갖는 것으로 나타난다.

[그림 4] 실업률, 구직급여 수혜자비율 및 신규 수혜자비율 월별 추이



9) 해외 연구에 의하면 매칭효율성을 통제하는 변수로 6개월 이상 장기실업자 비중을 종종 사용하고 있으나 한국에서 월별 자료로 이를 확보하기 힘들어 구직급여 수혜자 비율을 이에 대신하고자 한다.

10) Auray, Fuller and Lkhagvasuren(2013)에 따르면 미국의 1989-2012 평균 take-up rate는 77%임.

### Ⅲ. 매칭함수 추정

#### 1. 사업체노동력조사를 이용한 추정

본 장에서 우리는 사업체노동력조사 자료에 바탕을 둔 구인·구직 매칭함수 추정에서 우리는 빈 일자리(job openings) 자료로 위에서 밝힌 「사업체 노동력조사」에서의 전월의 빈 일자리  $v_{t-1}$ 이 여러 가지 과소추정의 한계가 있어 이를 대신할 잠재변수(latent variable)  $V_{t-1}$ 을 사용하고자 한다. 이 잠재변수는 당월의 빈 일자리와 채용의 합계이다. 아울러 구직자 자료는 경제활동인구조사의 구직기간 4주 기준 실업상태의 구직자를 사용한다.

이에 따라 식 (2)의 추정식은 다음과 같이 재정리된다.

$$\ln M_t = \ln \mu_t + \alpha \ln s_{t-1} + \beta \ln v_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)$$

$$\ln M_t = \ln \mu_t + \alpha \ln s_{t-1} + \beta \ln V_{t-1} + \epsilon_t \quad (5)'$$

매칭함수 설명변수로 시차변수(lagged variables)를 사용하는 것은 동기 변수를 쓸 경우 발생할 수 있는 변수 간 내생성을 방지하기 위한 조치이다. 그런데 위에서 밝힌 바와 같이 여기서  $V_{t-1} = v_t + M_t$ 이므로 일반적인 회귀분석에서 요구되는  $\text{Cov}(V_{t-1}, \epsilon_t) = 0$ 의 조건이 성립하지 않는 것을 알 수 있다. 따라서 우리는  $\text{Cov}(\widehat{V}_{t-1}, \epsilon_t) = 0$ 을 만족시킬 수 있도록 적절한 도구변수(instrumental variables)를 이용하여야 할 것이다.

$$\ln V_{t-1} = \ln \mu_t + \gamma \ln s_{t-1} + \pi_1 \ln v_{t-1} + \pi_2 \ln wv_{t-1} + \psi_t \quad (6)$$

식 (6)에는  $V_{t-1}$ 의 도구변수로 식 (5)'에 포함된 설명변수 이외에 특히 전기의 빈 일자리 수( $v_{t-1}$ )와 전기의 워크넷 구인건수( $wv_{t-1}$ )를 사용한다. 전기의 빈 일자리 수는 이미 논의된 대로 당월의 채용을 충분히 설명하기에는 미흡한 점이 많다. 하지만 잠재일자리 수( $V_{t-1}$ )의 일부로 이에 대한 어느 정도의 설명력은 충분하다. 마찬가지로 워크넷 구인건수( $wv_{t-1}$ )도 사업체노동력조사의 채용에 대한 설명력은 거의 없을 것이지만, 빈 일자리 수와는 어느 정도 상관관계를 지닐 것이다. 따라서 이들 두 변수는  $V_{t-1}$ 의 좋은 도구변수가 될 수 있을 것이다.

〈표 1〉 「사업체노동력조사」이용 매칭함수 추정 자료 기초통계치(2009.07 ~ 2013.12)

(관측수: 54개월)

변수명	내 용	평균	표준편차	최솟값	최댓값
<i>hires</i>	사업체노동력조사의 채용	583,546	107,519.20	398,509	896,354
$s_1$	경제활동인구조사 실업지수 시차변수	851	114.2768	700	1,216
$v_1$	사업체노동력조사 빈일자리수 시차변수	154,164	34,107	91,032	245,800
$V_1$	$v_1$ 잠재변수로 당월 빈일자리와 채용의 합	738,649	117,134	499,153	1,044,421
$wv_1$	도구변수 워크넷 구인건수의 시차변수	184,171.1	32,085.2	121,182	292,608
<i>lhires</i>	<i>hires</i> 의 로그값	13.261	0.178	12.895	13.706
$ls_1$	$s_1$ 의 로그값	6.742	0.127	6.551	7.103
$lv_1$	$v_1$ 의 로그값	11.923	0.215	11.419	12.412
$lV_1$	$V_1$ 의 로그값	13.500	0.160	13.121	13.859
<i>crisis</i>	국제금융위기 더미(=1, 2009-2011년)	0.556	0.502	0	1
<i>march</i>	매년 3월 더미	0.074	0.264	0	1
<i>jsarate</i>	이직자와 실업급여 수혜자간 상대 비율	0.596	0.120	0.409	0.881
<i>takeuprate</i>	신규급여자격자 실업급여 수혜비율(%)	51.478	10.025	30.415	87.687
$pes\_s_1$	실업자 공공취업알선 수혜비율 시차변수	0.343	0.057	0.198	0.501
$pes\_v_1$	구인자 공공취업알선 수혜비율 시차변수	0.410	0.065	0.315	0.633
<i>ucollege2r</i>	실업자중 전문대졸 비율 시차변수	0.156	0.016	0.117	0.197
<i>ucollege4pr</i>	실업자중 4년대졸 이상비율 시차변수	0.241	0.032	0.175	0.310

위의 <표 1>에서 crisis는 국제금융위기 더미변수로 「사업체노동력조사」 자료 입수가 가능한 2009년 6월부터 2011년 12월까지 기간을 나타낸다. 이 시기는 금융위기로 실업률이 높아진 상황에서 구인·구직 미스매치가 평상시보다 크게 발생하고 이에 따라 매칭효율성이 떨어질 것으로 예상된다. march는 매년 3월을 나타내는 더미변수로, 매년 3월에 기업의 상반기 채용이 가장 활발하게 벌어져 역시 매칭성공률이 상대적으로 높을 것으로 예측된다. jsarate는 당월 「사업체노동력조사」의 이직자 수 규모와 구직급여를 받고 있는 수혜자 규모의 상대비율을 나타낸다. 이는 한국고용정보원에서 발표하는 매월 고용보험통계 현황 자료에서 구직급여 수급자를 사업체노동력조사 이직자로 나눈 비율이다. takeuprate는 고용보험 상실자 중 비자발적 사유로 인한 상실자로 구직급여 수급자격을 지닌 자 중에서 신청을 거쳐 실제로 구직급여 신규수급자로 승인된 비율을 나타낸다. 이 변수와 함께 takeuprate도 협의로는 실업급여가 의중임금을 높여 탐색실업기간을 연장시키고 이에 따라 매칭효율성을 낮출 것으로 예상된다.

한편 pes\_s1는 경찰 실업자 중에서 워크넷을 통해 구직신청을 한 구직자 비율을 나타낸다. 이들 변수와 매칭성공률과 정(+)의 관계를 지닌다면 공공고용서비스가 매칭성공에 긍정적인 역할을 하는 것으로 해석할 수 있을 것이다. ucollege2r은 실업자 중에서 전문대졸 비중을, ucollege4pr은 실업자 중 4년제 대졸 이상 학력 소지자의 비중을 나타낸다. 이들 변수들은 모두 매칭효율성과 관련해 구직자 특성과 공공고용서비스가 어떠한 영향을 주고 있는지 그 상관관계를 살펴보고자 분석에 포함되었다.

탐색이론에 따르면 실업급여는 구직자의 의중임금을 크게 하여 채용제의 수락률을 낮추고 이에 따라 매칭성공률을 낮출 것으로 예측된다. 한편, 적극적 노동시장정책에 해당되는 취업알선서비스는 매칭성공률과 정(+)의 상관관계를 보일 것으로 예측된다. 나아가 실업자 중 고학력자가 많을수록 역시 의중임금을 높이거나, 고학력화로 인한 미스매치 심화와 제한된 일자리를 둘러싼 입직경쟁 격화로 매칭성공률과 부(-)의 관계를 보일 것으로 관측된다.

구인·구직 매칭함수 추정을 위한 <표 2>의 2SLS 방식의 도구변수 회귀분석 결과를 보면 채용의 구직자 탄력성이 0.237~0.390까지 큰 차이를 보이고 있다. 매칭성공의 빈 일자리 탄력성도 어떤 도구변수를 포함시키느냐에 따라 0.482~0.667로 큰 차이를 보이고 있다. 매칭효율성에 영향을 미칠 수 있는 여러 가지 설명변수를 추가함에 따라 채용의 구직탄력성이 커지고 반대로 채용의 구인탄력성은 적어지는 것으로 추정된다. 그러나 탄력성의 절댓값은 구인탄력성이 더 크게 나타나고 있다. 이는 매칭 증대를



<표 2> 「사업체노동력조사」 구인·구직 매칭함수 2SLS 추정 (종속변수 = *lhires*)

(관측 수: 54개월)

변수\모형	1	2	3	4	5
상수항	3.313* (1.70)	10.325** (2.09)	3.993** (2.67)	2.775** (2.15)	4.232 (2.48)
<i>t</i>	0.002 (1.26)	0.011* (1.90)	0.002 (1.30)	0.002 (1.03)	0.001 (0.61)
<i>ls</i> <sub>1</sub>	0.237 (1.30)	0.262 (0.97)	0.335** (2.28)	0.262 (1.66)	0.390* (1.79)
<i>lV</i> <sub>1</sub>	0.615*** (2.93)	0.051 (0.11)	0.539*** (3.58)	0.667*** (4.86)	0.482** (2.36)
<i>crisis</i>		0.295* (1.99)	0.069* (1.69)	0.051 (1.36)	0.053 (1.30)
<i>march</i>		0.340** (2.29)	0.121** (2.35)	0.086 (1.63)	0.158** (2.13)
<i>jsarate</i>			-0.515*** (-3.62)	-0.399*** (-2.92)	-0.589** (-2.53)
<i>takeuprate</i>			-0.001 (-1.18)	-0.002 (-1.54)	-0.001 (-0.69)
<i>pes</i> <sub>v1</sub>				-0.148 (-0.83)	-0.253 (-1.17)
<i>pes</i> <sub>s1</sub>				0.060 (0.22)	0.308 (0.86)
<i>ucollege2r</i>					1.501* (1.85)
<i>ucollege4pr</i>					-0.078 (-0.16)
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.515	0.599	0.911	0.927	0.921
<i>CRS</i>	F(1,50)=1.45, Pr>F=0.2347	F(1,48)=4.47, Pr>F=0.0396	F(1,48)=1.3, Pr>F=0.2593	F(1,44)=0.43, Pr>F=0.5133	F(1,42)=1.02, Pr>F=0.3186
<i>DW</i>	1.158	1.204	1.646	1.370	1.761

주: ( )은 t-값이며, \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01, CRS는 규모에 대한 수익불변 귀무가설에 대한 F-통계량, DW는 Durbin-Watson 통계량을 의미함.

위해서는 구직활성화보다 구인활성화가 더 중요하다는 것을 시사하는 것이다<sup>11)</sup>.

금융위기 기간을 나타내는 변수 *crisis*의 추정치는 다른 설명변수가 없을 때는 양(+)의 관계를 보여 이 기간중에 집중적으로 실시된 고용활성화 조치의 영향으로 추측되었

11) 사업체노동력조사 빈 일자리수 도구변수들 외생성에 대한 Wu-Hausman 검증과 Over-identification의 적절성에 대한 Sargan 검증 결과 모두 기각되어 내생성 교정 필요성은 인정되나 제외 도구변수(excluded variables) 적절성에 대해서는 신중한 해석을 필요로 한다. 그러나 본 연구의 샘플수가 60개 미만인 소규모 샘플이라 점근해석(asymptotic analysis)에 무리가 있어 수록하지 아니하였다.

지만 기타 설명변수가 추가되면서 통계적 유의성을 잃었다. 고용활성화 조치의 양(+)의 영향과 불경기 나타나는 수요부족 및 구조적 미스매치의 부(-)의 효과가 서로 상쇄된 것으로 볼 수도 있지만 해석상 주의를 요한다.

또 한 가지 유념할 것은, *jsarate*처럼 구직급여 수혜자 비율을 나타내는 변수와 구직자 중 전문대졸 비중을 나타내는 변수가 설명변수로 추가되면서 전체적으로 매칭 효율 설명력이 크게 향상되고 이에 따라 설명변수의 추정계수의 변화폭이 크게 일어난다는 점이다. 따라서 <표 2>의 모형 1~2처럼 여타 설명변수가 추가되지 않은 상태에서 매칭의 구인탄력성과 구직탄력성을 논하는 것은 위험할 수 있다.

규모에 대한 수익불변(constant returns to scale), 즉  $\alpha + \beta = 1$ 의 귀무가설도 모형2의 경우를 제외하고는 기각될 확률이 낮았다. 아울러 Durbin-Watson 통계량도 1.158~1.761으로 여타 설명변수가 추가되면서 시계열의 자기상관(autocorrelation) 확률이 낮아지는 것을 알 수 있다.

다음으로 실업급여의 매칭성공률에 대한 상관관계를 살펴보면 대체적으로 사업체노동력조사 전체 이직자 대비 실업급여 수혜자 비중(*jsarate*)이 높을수록 매칭성공률이 낮은 것으로 추정된다. 이는 실업급여가 실업자의 의존임금을 높여 채용제의(job offer) 수락을 낮춘다는 탐색이론의 주장과 일맥상통한 추정결과다. 실업급여 수급자격자 중 실제 실업급여를 신청해 수락된 자의 비중(*take-up rate*)도 마찬가지로 실업급여 수혜율과 유사하게 매칭성공률과 부(-)의 상관관계를 보이는 것으로 추정되었다. 한편 적극적 노동시장정책(active labor market policy)과 관련해 실업자 중에서 고용센터에 구직 등록을 한 비중이 높을수록 매칭성공률도 높은 것으로 추정되었지만 통계적으로 유의한 수준에 이르지 못하는 못하였다. 또한 구인의 경우 고용센터 등록 구인 비중(*pes\_v1*)과 매칭성공 간의 상관관계가 예상과는 다르게 부(-)로 나타났고, 통계적으로 유의하지도 않았다.

한편 구직자의 특성과 관련, 실업자 중 2~3년제 전문대졸 비중이 클수록 매칭성공률과 통계적으로 유의한 정(+)의 상관관계를 보이는 것으로 추정되었다. 반면, 4년제 대졸 이상의 비중이 커지는 것은 매칭성공률과 유의한 상관관계를 보이고 있지 않다.

## 2. 워크넷 구인·구직 자료를 이용한 매칭함수 추정

본 소절에서 추정하고자 하는 워크넷 구인·구직 매칭함수는 두 가지 다른 취업건수

를 대상으로 한다. 먼저 우리는 알선취업을 다루고자 한다. [그림 2]에서 보는 바와 같이 알선취업( $whr_t$ )은 워크넷에 등록된 신규구직( $ws_{t-1}$ )과 워크넷 등록 신규구인( $wv_{t-1}$ )만을 대상으로 하므로 다음의 식 (7)과 같은 정상적인 회귀분석을 적용하여 매칭함수를 추정하여도 큰 무리가 없다. 추정결과는 <표 4>에 수록하였다.

$$\ln whr_t = \ln \mu_t + \alpha \ln ws_{t-1} + \beta \ln wv_{t-1} + \epsilon_t \quad (7)$$

두 번째로 우리가 추정하고자 하는 워크넷 매칭함수는 [그림 2]에서 언급한 알선취업과 본인취업을 합한 전체 워크넷 취업건수( $wh_t$ )를 대상으로 한다. 이 경우 워크넷 등록 신규구인( $wv_{t-1}$ )만으로는 전체 취업 매칭을 설명하는데 미흡하므로 우리는 앞의 식 (4)와 (4)'를 유사하게 워크넷 채용동학모형을 이용해 (t-1)기 워크넷 신규구인 잠재변수로 t기의 워크넷 신규구인과 전체 취업건수의 합인  $WV_{t-1}$ 를 다음과 같이 정의한다.

$$WV_{t-1} \equiv wv_{t-1} + \xi_t = wv_t + wh_t \quad (8)$$

이에 따라 우리는 전체 워크넷 취업취업건수( $wh_t$ )는 다음과 같이 워크넷 신규구직( $ws_{t-1}$ )과 신규구인 잠재변수( $WV_{t-1}$ )를 이용한 매칭 결과에 해당된다.

$$\ln wh_t = \ln \mu_t + \alpha \ln ws_{t-1} + \beta \ln WV_{t-1} + \epsilon_t \quad (9)$$

식 (8)과 식 (9)를 동시에 살펴보면,  $WV_{t-1}$ 가  $wh_t$ 가 직접적으로 연결되어  $Cov(WV_{t-1}, \epsilon_t) \neq 0$ 인 것이 명백하다. 따라서 통상의 회귀분석은  $\beta$ 의 추정에 편의(bias)를 발생시키거나 효율성을 잃게 된다. 이에 따라 다음과 같이 적절한 도구변수를 통해  $Cov(\epsilon_t, \psi_t) = 0$  조건이 가능하도록 해야 할 것이다.

$$\ln WV_{t-1} = \ln \mu_t + \gamma \ln ws_{t-1} + \pi_1 \ln wv_{t-1} + \pi_2 \ln v_{t-1} + \psi_t \quad (10)$$

식 (10)에 보는 바와 같이, 본고에서  $WV_{t-1}$ 를 위한 적절한 도구변수로 워크넷 신규구인  $wv_{t-1}$ 과 사업체노동력조사의 빈 일자리  $v_{t-1}$ 를 사용하고자 한다. 그 이유는  $wv_{t-1}$ 은  $wh_t$ 에 대해 직접적인 설명력이 매우 낮으나  $WV_{t-1}$ 와는 상관관계가 높고 사업체노동력조사의 (t-1)기 빈 일자리  $v_{t-1}$ 역시 t기의 워크넷 취업  $wh_t$ 과의 관련성이 희박하지만, 같은 구인지표에 해당되는  $WV_{t-1}$ 과는 훨씬 높은 상관관계를 지니기 때문이다. 따라서 우리는 이 둘을 포함한 도구변수로 식 (9)와 식 (10)을 2SLS(2 Stage Least Square) 방식으로 추정하고자 한다. 추정결과는 <표 5>에 수록하였다.

<표 4-1>에서 워크넷 신규 구인·구직의 알선취업에 대한 회귀분석 결과를 보면, 설명변수가 추가됨에 따라 매칭성공의 신규 구인과 구직 탄력성이 큰 폭으로 변하는 것을 관찰할 수 있다<sup>12)</sup>. 신규 구인과 신규 구직으로 알선취업 매칭성공을 추정한 <표 4-1>의 모형 1~5를 보면 구직의 탄력성은 0.199~0.590로 변하고 있으며, 통계적 유의성이 비교적 높은 편이다. 한편 신규구인 탄력성은 0.482~0.752의 변화폭을 보이며 설명변수가 추가됨에 따라 신규구직 탄력성과는 반대로 감소하는 양상을 보이고 있다. 그리고 신규구직 탄력성은 통계적으로 유의하지 않으나 신규구인 탄력성은 모든 모형에서 통계적으로 유의하나 유의성은 다소 약화되는 것으로 추정된다.

규모에 대한 수익불변(CRS) 특성과 관련해 대체적으로 CRS를 기각하기 어려웠다. 하지만 Durbin-Watson 통계량은 자기상관 가능성에 대해 결정하기 어려운(inconclusive) 상태를 나타내고 있다.

한편 앞의 사업체노동력조사의 회귀분석과 가장 큰 차이를 보이고 있는 현상은 실업급여 수혜자 비중과 매칭효율성과의 관계이다. 전체 실업자 중에서 실업급여를 받고 있는 비율을 나타내는 수혜율(jsarate)이 높을수록 워크넷 알선취업건수는 정(+)의 상관관계를 보이고 있어 사업체노동력조사 자료를 이용할 때와는 상반된 방향을 나타낸다. 이는 실업급여 수혜자는 모두 고용센터의 취업알선 서비스를 통해 정기적으로 구직활동이 점검되고 있어 비급여 구직자보다는 활발하게 구직활동을 하기 때문에 나타나는 현상으로 보인다. 일반적으로 실업급여 수혜자는 의중임금이 높아져 매칭효율성이 떨어지는 것으로 파악되나 알선취업의 경우는 다른 양상을 보이고 있음을 시사하는 결과이다. 즉, 일반취업이나 본인취업의 경우와는 달리 알선취업의 경우 실업급여 수혜자

12) 워크넷 신규구인과 신규구직은 매월 1개월간 새롭게 등록된 구인과 구직을 의미한다.

〈표 3〉 「워크넷 구인·구직」 매칭함수 추정 자료 기초통계치(2009.07 ~ 2013.12)

(관측수: 54개월)

변수명	내용	평균	표준편차	최소값	최대값
$wh_t$	워크넷 취업건수	93,805.7	24,359.5	56,327	153,517
$whr_t$	워크넷 알선 취업건수	19,517.3	4,766.7	11,762.0	31,774.0
$ws_1$	워크넷 신규구직 인원 시차변수	287,975.0	33,824.7	217,685	366,773
$ws_2$	워크넷 유효구직 인원 시차변수	808,433.7	167,686.2	600,138	1,167,446
$wv_1$	워크넷 신규구인 인원 시차변수	184,171.1	32,085.2	121,182	292,608
$WV_1$	워크넷 신규구인 잠재변수 시차변수	279,045.5	50,668.2	178,260.0	404,101.0
$wv_2$	워크넷 유효구인 인원	236,309.0	41,061.4	132,778	339,124
$WV_2$	워크넷 유효구인 잠재변수 시차변수	331,627.5	48,393.2	230,842.0	450,617.0
$crisis$	금융위기 더미	0.556	0.502	0.0	1.0
$march$	매년 3월 더미	0.074	0.264	0.0	1.0
$jsarate$	실업자중 실업급여 수혜자 비율(%)	40.825	3.058	30.924	46.868
$takeuprate$	신규 실업급여자격자 수혜비율	51.888	10.046	30.415	87.687
$pes_s$	실업자 공공취업알선 수혜비율 시차변수	0.343	0.057	0.198	0.501
$pes_v$	구인자 공공취업알선 수혜비율 시차변수	0.410	0.065	0.315	0.633
$lhires$	$wh_t$ 의 로그값	11.417	0.253	10.939	11.942
$lhirer$	$whr_t$ 의 로그값	9.850	0.246	9.373	10.366
$lws_1$	$ws_1$ 의 로그값	12.564	0.116	12.291	12.813
$lws_2$	$ws_2$ 의 로그값	13.584	0.194	13.305	13.970
$lvv_1$	$wv_1$ 의 로그값	12.109	0.175	11.705	12.587
$lWV_1$	$WV_1$ 의 로그값	12.523	0.183	12.091	12.909
$lvv_2$	$wv_2$ 의 로그값	12.357	0.187	11.796	12.734
$lWV_2$	$WV_2$ 의 로그값	12.701	0.154	12.349	13.018
$wsfemale_1$	$ws_1$ 중 여성비	0.511	0.023	0.469	0.587
$wsfemale_2$	$ws_2$ 중 여성비	0.514	0.018	0.479	0.555
$wscollege2_1$	$ws_1$ 중 전문대졸 비율	0.169	0.010	0.139	0.186
$wscollege2_2$	$ws_2$ 중 전문대졸 비율	0.168	0.008	0.152	0.184
$wscollege4_1$	$ws_1$ 중 4년제 대졸이상 비율	0.385	0.025	0.310	0.442
$wscollege4_2$	$ws_2$ 중 4년제 대졸이상 비율	0.219	0.018	0.191	0.255
$wsyoung_1$	$ws_1$ 중 29세이하 비율	0.265	0.025	0.220	0.337
$wsyoung_2$	$ws_2$ 중 29세이하 비율	0.260	0.020	0.227	0.306

〈표 4-1〉 워크넷 신규 구인·구직 알선취업 매칭함수 OLS 회귀분석 (종속변수 =  $lwhr$ )  
(관측수: 54개월)

변수\모형	1	2	3	4	5
상수항	-4.019 (-1.04)	-6.155 (-1.53)	-3.084 (-0.81)	-1.614 (-0.33)	-1.385 (-0.24)
t	-0.006** (-2.39)	-0.006 (-1.34)	0.006 (1.25)	0.004 (0.73)	0.008 (1.20)
lws1	0.393 (1.3)	0.590 (1.83)	0.465 (1.45)	0.199 (0.44)	0.254 (0.49)
lwv1	0.752*** (3.12)	0.720*** (2.95)	0.482** (2.18)	0.626* (1.94)	0.574* (1.75)
crisis		0.020 (0.17)	0.194 (1.66)	0.179 (1.45)	0.209 (1.64)
march		0.208* (1.71)	0.003 (0.02)	0.093 (0.50)	0.095 (0.51)
jsarate			0.922*** (2.97)	1.009*** (3.05)	1.067*** (2.78)
takeuprate			0.008** (2.08)	0.007 (1.58)	0.006 (1.23)
pes_v				-0.381 (-0.43)	-0.464 (-0.52)
pes_s				1.042 (0.85)	0.954 (0.74)
wscollege21					6.597 (0.86)
wscollege41					-3.837 (-1.10)
R2	0.245	0.2882	0.501	0.5091	0.523
CRS	F(1,50)=0.2 Prob>F=0.6	F(1,48)= 0.91 Prob>F=0.346	F(1,46)=0.03 Prob>F=0.867	F(1,44)=0.18 Prob>F=0.68	F(1,42)=0.13 Prob>F=0.719
DW	1.1329	1.0054	1.4559	1.434	1.363417

주: ( )은 t-값이며 \*  $p<0.1$ , \*\*  $p<0.05$ , \*\*\*  $p<0.01$ , CRS는 규모에 대한 수익불변 귀무가설에 대한 F-통계량, DW는 Durbin-Watson 통계량을 의미함

가 많아지면 증가하는 것은 고용센터에서 실업급여 대상자에게 지속적인 구직검증(work test)을 실시하여 구직을 독려했던 결과로 해석될 수 있을 것이다.

전체 구직자 중의 실업급여 수혜비율은 분석기간 동안 큰 변동이 없으나, 공공고용 서비스로 취업알선을 받는 구직자 중의 실업급여 수혜자 비중은 분석기간 동안 큰 폭

〈표 4-2〉 워크넷 유효 구인·구직 알선취업 매칭함수 OLS 회귀분석 (종속변수 =  $lwhr$ )  
(관측수: 54개월)

변수\모형	1	2	3	4	5
상수항	-17.938*** (-4.2)	-18.317*** (-4.27)	-11.899** (-2.57)	-11.0** (-2.25)	-10.957** (-2.21)
t	-0.019*** (-5.54)	-0.018*** (-3.94)	-0.007 (-1.11)	-0.01 (-1.37)	-0.004 (-0.48)
lws2	1.680*** (6.18)	1.724*** (6.27)	1.136*** (3.39)	0.975*** (2.76)	1.069*** (2.98)
lww2	0.445*** (3.08)	0.422** (2.5)	0.461*** (2.91)	0.532*** (2.88)	0.472** (2.48)
crisis		0.043 (0.36)	0.102 (0.86)	0.066 (0.53)	0.115 (0.89)
march		0.148 (1.53)	-0.007 (-0.06)	0.126 (0.83)	0.122 (0.77)
jsarate			0.710** (2.18)	0.794** (2.39)	0.825** (2.44)
takeuprate			0.006* (1.89)	0.006 (1.77)	0.005 (1.2)
pes_v				-0.13 (-0.19)	-0.255 (-0.38)
pes_s				1.258 (1.45)	1.135 (1.29)
wscollege22					7.147 (1.1)
wscollege42					-4.619 (-1.45)
R <sup>2</sup>	0.4605	0.486	0.5747	0.596	0.6151
CRS	F(1,50)=11.76 Prob>F=0.0012	F(1,48)=12.01 Prob>F=0.0011	F(1,46)=2.67 Prob>F=0.1091	F(1,44)=1.70 Prob>F=0.1991	F(1,42)=1.91 Prob>F=0.1748
DW	1.193106	1.055154	1.369155	1.338	1.29776

주: ( )은 t-값이며, \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01. CRS는 규모에 대한 수익불변 귀무가설에 대한 F-통계량. DW는 Durbin-Watson 통계량을 의미함.

으로 감소하였다. 따라서 다른 공공취업알선을 받는 구직자에 비해 실업급여 받는 구직자가 보다 집중적인 서비스 대상이 되기 때문에 나타나는 현상으로 보여진다. 이는 pes\_v1과 pes\_s1 등 공공서비스 수혜비율이 알선취업 매칭성공에 미치는 상관계수가 통계적으로 유의하지 못한 점에서도 확인된다. 아울러 워크넷 구직자의 학력수준도 매칭

성공률과는 거의 무관한 것으로 추정되었다.

다음으로 통상적인 회귀분석(OLS)에 의한 워크넷 유효 구인·구직의 알선취업 매칭함수 추정결과에 <표 4-2>에 있다.<sup>13)</sup> 이를 보면 유효 구인·구직이 앞서 살펴본 신규 구인·구직보다 알선 취업을 훨씬 더 잘 설명하고 있는 것으로 분석된다. 유효구직과 유효 구인 탄력성 추정치들이 모두 통계적으로 유의성이 높았다. 특히 <표 4-1>에서 신규 구인의 탄력성이 신규 구직의 탄력성보다 절댓값이나 통계적 유의성이 높았던 것과 대조적으로 유효 구직의 탄력성이 유효 구인의 탄력성보다 절댓값과 통계적 유의성이 높았다. 이는 매칭효율성 측면에서 살펴볼 때 등록 후 1개월 기간에서는 구인의 중요성이 크나 시간이 경과할수록 구인보다 구직의 중요성이 커진다는 것으로 해석이 가능하다.

아울러 유효 구인·구직의 경우 <표 4-2> 1~2모형에서 CRS 귀무가설이 기각되는 양상을 보이고 있으며, DW 통계치를 보면 자기상관 가능성에 대해 명확한 판단을 내릴 수 없는 상태이다.

즉 유효구인·유효구직의 탄력성의 합이 1보다 커서 ( $\alpha + \beta > 1$ ) 매칭은 규모에 대해 수익체증 양상을 보이고 있다.

한편 워크넷 전체 취업(채용) 분석을 위해 도구변수를 이용한 2SLS 추정결과를 수록한 <표 5>에서도 설명변수가 추가됨에 따라 매칭성공의 구인과 구직 탄력성이 큰 폭으로 변하는 것을 관찰할 수 있다. 신규 구인과 신규 구직 간의 매칭을 추정한 <표 5>의 모형 1~5를 보면 구직의 탄력성은 0.082~0.431로 변하고 있으며 설명변수가 추가되면서 절댓값이 증가하는 추세이고 통계적 유의성이 비교적 높은 편이다. 한편 신규구인 탄력성은 0.518~1.030의 변화폭을 보이며 설명변수가 추가됨에 따라 신규구직 탄력성과는 반대로 감소하는 양상을 보이고 있다. 그리고 통계적 유의성도 다소 감소되지만 비교적 높은 편인 것으로 추정된다. 모형 6은 모형 5를 OLS방식으로 추정한 결과이며 구직탄력성은 2SLS보다 적게 추정되는 반면 구인탄력성은 크게 추정되고 있다.<sup>14)</sup>

13) 워크넷 유효구인은 최근 2개월 이내에 등록된 구인 중에서 월말까지 충원되지 않은 구인을, 유효구직은 최근 3개월 이내에 등록된 구직자 중에서 월말까지 채용되지 않은 구직자를 의미한다.

14) 1~5식 모형에서 도구변수 필요성에 관한 Wu-Hausman검증과 제외변수(excluded variables)들의 도구변수 사용 적절성에 대한 Sargan검증 결과 모두 기각되지 않았다. 전자의 경우 IWV1의 외생성을 기각하지 못하고 따라서 도구변수의 필요성을 부정하는 결과로 해석할 수 있으나 분석 대상이 소규모 샘플이라 점근해석(asymptotic analysis)에 주의를 요한다.



<표 5> 워크넷 신규 구인·구직 매칭함수 2SLS 분석 (종속변수 =  $lwhr$ )

(관측수: 54개월)

변수\모형	1	2	3	4	5	6 (OLS)
Intercept	-4.075 (-1.35)	-5.889** (-2.09)	-2.275 (-0.7)	-1.133 (-0.38)	-1.759 (-0.52)	-3.431 (-1.25)
t	0.003 (1.63)	-0.001 (-0.28)	0.006 (1.63)	0.002 (0.48)	0.009 (1.61)	0.005 (1.48)
lws1	0.318 ** (2.26)	0.357** (2.27)	0.355** (2.39)	0.082 (0.38)	0.431* (1.87)	0.359* (1.72)
IWV1	0.911 *** (4.35)	1.030*** (4.3)	0.688*** (2.74)	0.855*** (3.32)	0.548** (2.03)	0.755*** (5.89)
crisis		-0.107* (-1.89)	-0.042 (-0.67)	-0.051 (-0.82)	-0.006 (-0.1)	-0.029 (-0.53)
march		0.065 (0.77)	0.039 (0.47)	0.131 (1.47)	0.175** (2.05)	0.162* (1.99)
jsarate			0.399* (1.98)	0.392** (2.07)	0.424 (1.04)	0.321* (1.80)
takeuprate			0.004** (2.34)	0.002 (1.05)	0.000 (0.05)	0.0004 (-0.20)
pes_v				0.283 (0.91)	0.040 (0.13)	0.071 (0.24)
pes_s				0.891 (1.44)	0.229 (0.38)	0.479 (0.92)
wscollege21					11.576*** (3.23)	10.712*** (3.20)
wscollege41					-4.338** (-2.47)	-3.702** (-2.38)
R <sup>2</sup>	0.78418	0.82823	0.87635	0.88587	0.90341	0.9142
CRS	F(1,50)=0.87 Pr>F =0.354	F(1,48)=2.87 Pr>F=0.0968	F(1,46)=0.02 Pr>F=0.878	F(1,44)=0.06 Pr>F =0.801	F(1,42)=0.01 Pr>F=0.938	F(1,42)=0.27 Pr>F=0.609
DW	1.537214	1.484896	2.05683	1.934232	2.386684	2.266049

주: ( )은 t-값이며, \* p<0.1, \*\* p<0.05, \*\*\* p<0.01. CRS는 규모에 대한 수익불변 귀무가설에 대한 F-통계량. DW는 Durbin-Watson 통계량을 의미함.

규모에 대한 수익불변(CRS) 특성과 관련해 <표 5>의 모형 2를 제외하고는 대체적으로 CRS를 기각하기 어려웠다. 아울러 Durbin-Watson통계량도 모형 1~2를 제외하고는 2에 가까워 자기상관 가능성이 적은 것으로 추정된다.

한편 앞의 알선취업 매칭 추정에서와 마찬가지로 워크넷 전체 취업의 매칭 추정에서도 사업체노동력조사의 회귀분석과 가장 큰 차이를 보이고 있는 현상은 실업급여 수혜

자 비중이 매칭 효율성에 미치는 영향이다. 「사업체 노동력조사」의 이직자 수와 실업급여 수혜자와의 비율을 나타내는 실업급여 수혜율(jsarate)이 높을수록 워크넷 전체 취업건수는 정(+)의 상관관계를 보이고 있어 「사업체노동력조사」의 채용 자료를 이용할 때와는 상반된 방향을 나타낸다. 또한 이러한 정(+)의 관계는 구인·구직 자료로 신규 또는 유효 개념을 쓸 때 모두 공동적으로 나타나고 있다<sup>15)</sup>. 이는 앞서서도 설명한 것처럼 실업급여 수혜자는 모두 고용센터의 취업알선서비스와 정기적으로 구직활동이 점검되고 있어 비급여 구직자보다는 활발하게 구직활동을 하기 때문에 나타나는 현상으로 보인다.

마지막으로 공공고용서비스를 이용하는 구직자 중 전문대졸 비중이 높아질 때 매칭 성공률이 높아지는 것을 확인할 수 있었다. 4년제 대졸 이상의 비중이 높아지면 매칭 성공과는 부(-)의 상관관계를 보이고 통계적으로도 매우 유의한 수준이다. 이는 최근의 4년제 대졸의 인력수급 미스매치를 실증적으로 대변하는 결과로 해석된다.

## IV. 결 론

사업체노동력조사와 워크넷 구인(빈 일자리)·구직 자료를 이용해 한국 매칭함수의 직접 추정을 시도하였다. 사업체노동력조사의 월별 빈 일자리 수가 채용인원보다 체계적으로 과소 측정되는 문제와 워크넷 구인의 과소 등록 문제를 해결하기 위해 월별채용동학모형(monthly model of hiring dynamics)을 이용해 실질적인 빈 일자리 수를 반영할 수 있는 잠재변수를 도출하였다. 즉, 전기의 빈 일자리 수 스톡을 측정함에 있어서의 오류(measurement error 또는 errors in variable)를 교정할 수 있는 잠재변수는 당기의 채용 유량과 월말의 빈 일자리 스톡의 합이다. 이때 빈 일자리 잠재변수가 매칭함수에서 설명변수로서 내생성을 지닐 가능성이 높아 이를 적절한 도구변수를 이용하여 교정

15) 잠재변수와 도구변수를 활용한 유효구인·구직 매칭함수 추정은 본고에 수록하지 아니하였다. 대체적으로 설명변수가 없을 때는 유효구인 잠재변수의 상관계수가 통계적으로 유의하지 않았고, 설명변수가 많아지면서 역으로 유효구직의 상관계수가 통계적 유의성을 잃어갔다. 구인, 구직을 제외한 9개 설명변수가 모두 사용되었을 때는 유효구직, 유효구인의 상관계수가 통계적 유의성을 잃었다. 다만, crisis 등 9개 매칭효율성 관련 설명변수의 상관계수는 <표 5>의 결과와 유사하였다.

하였다. 도구변수로는 사업체노동력조사와 워크넷의 전기 빈 일자리 수를 동시에 이용하였다.

사업체노동력조사의 구인·구직 매칭함수를 빈 일자리 도구변수를 이용해 추정할 경우 한국의 구인·구직 매칭함수의 특징이 다음과 같이 요약된다. 먼저, 매칭함수가 구인과 구직의 일차동차함수이라는 귀무가설이 기각되지 아니한다. 자료의 제약성에도 불구하고 여러 변형 모형에서 대체적으로 한국 매칭함수도 해외 사례와 유사하게 규모에 대한 수익불변(CRS) 특성을 보이고 있다는 점은 흥미로운 발견이다. 이때 구인탄력성이 구직탄력성보다 절댓값과 통계적 유의성이 높아 구직자 입직률(job finding rate)을 제고시키는 과정에서 구직활성화 정책과 함께 구인발굴 노력이 유사한 속도로 전개되는 것이 매우 중요함을 시사하고 있다. 월별 채용동학모형을 통해 도출된 빈 일자리 잠재변수가 도구변수로 조정될 경우 매칭함수 추정에 있어 훌륭한 대리변수가 될 수 있음을 보여주고 있다. 빈 일자리 잠재변수의 상관계수는 통계적으로 유의하였다.

사업체노동력조사의 구인구직 매칭 효율성을 통제하는 변수 중 구직급여 수혜율이 일반적인 매칭성공과 부(-)의 상관관계를 보이는 것도 확인되었다. 이는 구직급여가 재취업소요기간을 길게 한다는 기존의 미시자료를 이용한 방하남(1998), 류기철(1999), 황덕순(2000), 유길상(2004) 등의 연구결과와 일맥상통한 결과이다. 반면, 워크넷 구인·구직 매칭이 구직급여 수혜율과 정(+)의 상관관계를 보이는 현상은 일단 공공취업알선을 받는 다른 구직자에 비해 구직급여 수혜자에 대해 집중적인 취업지원이 제공되기 때문으로 해석할 수 있으나 이에 대해서는 보다 심층적으로 분석할 필요가 있는 것으로 판단된다. 특히 워크넷 구직자 중 구직급여 수혜자 비중 같은 자료를 활용할 수 있다면 보다 정확한 해석이 가능해질 것이다. 아울러 사업체노동력조사를 이용하든 워크넷 자료를 이용하든지 공공취업알선과 같은 적극적 노동시장정책이 매칭성공과 대체적으로 정(+)의 상관관계를 보이지만 통계적으로 유의성이 없는 편으로 확인되었다. 이는 일자리 정보제공, 취업알선이나 직업훈련 같은 적극적 노동시장정책을 직접일자리사업보다 중시하는 선진국 경험사례를 따르는 것이 적어도 한국의 단기적인 매칭효율성 제고에는 한계가 있을 수 있음을 시사한다.

매칭함수 추정과 관련해 몇 가지 향후에 계속되어야 할 연구는 먼저, 사업체인력조사나 워크넷 구인·구직 자료를 보다 세부적으로 분석하는 작업이다. 산업, 직업별, 지역별 매칭함수 추정, 그리고 이를 학력별, 연령별, 성별, 고용형태별로 보다 세분화하여 이루어진다면 한국 노동시장에서의 매칭을 보다 자세히 이해하는 데 도움이 될 것

이다. 이 작업을 추진하는 데 있어 시계열 관측수가 100개월 이상 축적된다면 본고에서 시도한 잠재변수와 도구변수들을 보다 적극적으로 활용할 수 있을 것이다. 이와 함께 매칭함수 추정에 적합한 빈 일자리 정보를 위해 수집과정을 보완하고 아울러 새롭게 개발하는 노력도 계속되어야 할 것이다.

## 참고문헌

- 고용노동부. 『사업체노동력조사 보고서』. 2009~2014년 각 월호, 2014.
- 남재량. 「청년 니트(NEET)의 실태와 결정요인 및 탈출요인 연구」. 『제7회 한국노동패널 학술대회 논문집』 (2006, 6), pp140-157. 서울: 한국노동연구원.
- \_\_\_\_\_. 『노동시장의 동태적 특성에 관한 연구』. 서울: 한국노동연구원, 2008.
- 류기철. 「실업급여수급 실직근로자의 재취업양상」. 『경제학연구』 47권 1호(1999. 3): 71-97.
- 문외솔. 「실업급여 지급기간 변화의 효과분석」. 『한국개발연구』 32권 12호(2010. 6): 131-169.
- 방하남. 「한국 실업구조의 특징과 정책방향」. 『한국사회정책학회 춘계학술대회 자료집』 (1998. 6): 5-36.
- 변종석·이규용. 『한국 현실에 맞는 빈 일자리(Job Opening) 개념 정립방안 연구』. 서울: (사)한국조사연구학회, 2012.
- 유길상. 「실업급여가 재취업에 미치는 효과」. 『한국경제연구』 12권 6호(2004. 6): 89-111.
- 이철인. 「탐색-매칭모형을 이용한 청년실업률 접근」. 『경제논집』 50권 1호(2011. 3): 31-51.
- 한국고용정보원. 『2013 워크넷 통계연도』. 음성: 한국고용정보원, 2014.
- 황덕순. 「실업급여에 대한 평가와 발전방향」. 『고용보험 제도의 평가와 발전 방향』 (2000, 12), 한국노동연구원 고용보험연구센터.
- Auray, Stephane, David Fuller, and Damba Lkhagvasuren. “Unemployment Insurance Take-up Rates in an Equilibrium Search Model.” *Department of*

- Economics Working Paper Series* 12-001(October 2013), Montreal, Concordia University.
- Broersma, Lourens and Ian C. van Ours. “Job Searchers, Job Matches and the Elasticity of Matching.” *Labor Economics* 6 (1) (March, 1999): 77-93.
- Davis, Steven J., R. Jason Faberman and John C. Haltiwanger. “The Establishment-level Behavior of Vacancies and Hiring.” NBER Working Paper 16265(August 2010), National Bureau of Economic Research
- Kim, Seongtae and Junsang Lee. “Accounting for Ins and Outs of Unemployment in Korea,.” *Korea and the World Economy* 15 (1) (April 2014): 17-44.
- Layard, Richard, Stephen J Nickell, and Richard A. Jackman. *Unemployment Macroeconomic Performance and the Labor Market*. 1991, Oxford: Oxford University Press.
- Moon, Weh-Sol. *Explaining the Cyclical Behavior of the Korean Labor Market*. Annual Academic Conference Proceedings(June 2008), Korea Money and Finance Association.
- Mortensen, Dale, and Christopher A. Pissarides. “Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment.” *Review of Economic Studies* 61 (July 1994): 397-415.
- Petrongolo, Barbara and Chirstopher A. Pissarides. “Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function.” *Journal of Economic Literature* 39 (2) June 2001): 390-431.

abstract

---

## Estimation of Aggregate Matching Function in Korea

Daechang Lee

The aggregate matching function is estimated to explain dynamics among job seekers, vacancies and new hires in Korea. Due to measurement errors inherent in vacancies data, I introduce a latent variable for job openings and use the instrumental variables to correct its endogeneity. Matching efficiency is also estimated using some explanatory variables like job seekers' characteristics and public employment services. The result shows that Korea's matching function also exhibits a constant returns to scale.

Keywords: matching, job openings, instrumental variable, public employment service