

우리나라의 지역별 일자리결합함수의 추정

양준석* · 김호연**

요약: 본 연구에서는 2004년 1월부터 2007년 12월까지의 기간을 대상으로 우리나라 지역 노동시장의 일자리결합함수를 추정해보았다. 일자리 결합에 영향을 미치는 지역효과를 통제하기 위한 LSDV 기법과 지역 자료를 사용할 경우 발생하는 공간적 자기상관의 문제를 해결하기 위한 공간오차모형을 활용하였다. 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 지역 노동시장을 대상으로 일자리결합함수를 추정한 결과 이론과 합치하는 일자리 결합구조를 확인할 수 있었고, 구인기업의 채용이 구직자의 취업보다 상대적으로 용이하다는 결과를 얻었다. 둘째, 구직자 수와 일자리 수가 동일한 조건에서 수도권이 다른 지역에 비해 일자리 결합이 원활한 것으로 나타났다. 셋째, 인근 지역의 구직자 수가 적을수록, 그리고 공석의 일자리 수가 많을수록 당해 지역내에 거주하는 구직자의 취업건수가 증가하는 결과를 보여 일자리 결합과정에서 발생하는 지역간 파급효과를 포착할 수 있었다.

주요어: 일자리결합함수, 지역노동시장, 공간적 자기상관

1. 서론

일자리결합함수(job-matching function)는 취업 또는 채용 과정에서 형성되는 구직자와 기업간의 마찰을 설명하는 데 있어 매우 유용한 도구이다. 일자리결합함수에 대한 기존의 연구들은 시계열자료를 이용한 함수의 추정이나 규모에 대한 수확불변 여부의 검증이 주를 이루었다.¹⁾ 그러나 Gorter and Van Ours (1994)와 Coles and Smith (1996)의 연구를 필두로 지역 통계를 이용한 횡단면 분석과 패널 분석을 통해 일자리결합함수를 추정하려는 시도가 증가하였고, Burda and Profit (1996), Burgess and Profit (2001) 및 Fahr and Sunde (2006)의 연구에서는 지

역간 노동이동 및 지역 노동시장들 사이의 상호의존성과 외부효과의 분석을 위해 일자리결합함수를 활용하고 있다. 지역 차원의 노동시장을 다루지는 않았으나, 국내에서도 최창곤(2007)이 우리나라 노동시장의 일자리결합함수를 분석한 바 있다.

Coles and Smith (1996)가 영국내 262개 지역의 구인·구직자 및 취업자 통계자료를 이용하여 횡단면 분석을 수행한 결과 일자리결합함수는 규모에 대한 수확불변의 형태로 나타났고, 구직자와 일자리의 규모가 일정하다면 산업의 밀집은 일자리 결합률을 높인다는 결과를 얻었다. 그러나 지역노동시장을 고립된 경제로 다루었기 때문에 지역 노동시장간 상호작용의 설명에는 한계가 있다.

Burda and Profit (1996)은 일자리 결합과정에서

* 한국직업능력개발원 연구원

** 성균관대학교 경제학부 부교수

발생하는 인접 지역간의 상호작용을 고려하여 일자리결합함수를 추정하였다. 구직자들이 자신이 거주하고 있는 지역뿐만 아니라 경제내 모든 지역으로 구직활동을 할 수 있다고 가정하면 개별 지역의 일자리결합은 다른 지역의 경제여건과 무관하지 않으며, 인접한 지역들간의 파급효과를 야기하게 된다. 이러한 가설하에 1990년부터 1994년까지 체코의 76개 지역 노동시장 통계를 이용하여 일자리결합함수를 추정한 결과 인근 지역의 실업자는 지역내 일자리 결합에 통계적으로 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다.

Burgess and Profit (2001)은 1985년부터 1995년까지 영국내 303개 지역의 통계자료와 패널분석을 이용하여 일자리 결합과정에서 발생하는 지역간 상호의존효과를 추정하였다. 인근 지역의 높은 실업수준은 지역내 공석 총원건수를 높여주는 반면 지역내 실업자의 취업건수를 낮추는 것으로 나타났으며, 이러한 지역간 상호의존 관계는 거리가 증가할수록 작아진다는 사실이 확인되었다.

한편으로 Fahr and Sunde (2006)는 Burgess and Profit (2001)의 연구에서 설정한 변수에 내재된 한계점을 지적하고, 지역내의 전체 채용건수가 거주자와 비거주자로 구분되는 자료를 사용했다.²⁾ 또한 실업상태에서의 취업과 이직의 경우로 구분한 후 서로 다른 지역에 거주하고 있는 구직자들간의 경쟁, 그리고 경력직 구직자와 실업상태의 구직자 간의 경쟁이라는 두 가지 측면의 구직경쟁이 노동이동에 미치는 영향을 분석했다. 1980년부터 1997년까지 독일의 117개 지역의 구인·구직자 및 취업자 통계 자료를 이용하여 패널분석을 수행한 결과, 지역 노동시장의 일자리와 취업률의 증가는 노동 유입량을 증가시키지만, 지역내에 경력직 구직자가 많이 거주할수록 노동 유입의 효과는 희석되는 것으로 나타났다. 이는 구직경쟁에 우위가 있는 경력직 구직자로 인해 타 지역의 실업자가 지역내로 취업될 확률이 낮아지기 때문이다.

위에서 살펴본 연구들은 인접한 노동시장이 특정 지역내 일자리 결합에 영향을 미칠 수 있음을 보여준

다. 그러나 지역 자료를 분석에 사용할 경우 발생하는 공간적 자기상관의 문제와 이의 보완책에 대한 고려가 결여되어 있다. 본 연구의 목적은 다음과 같다. 첫째, 우리나라의 지역 노동시장을 대상으로 일자리결합함수를 추정하고 규모에 대한 수확불변의 가설을 검증한다. 둘째, 공간적 의존성과 자기상관의 발생 여부를 확인하고 공간계량모형을 사용해 이를 보완한다. 셋째, 인접한 지역의 구직자와 공석의 일자리가 해당 지역내 일자리결합에 미치는 파급효과에 대한 분석을 시도한다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 연구방법을, 3장에서는 실증분석에서 사용하는 자료와 기초통계량을, 4장에서는 분석결과를 각각 제시하며, 5장의 결론으로 끝을 맺는다.

2. 연구방법

1) 일자리결합함수의 추정

특정 지역의 노동시장에 구직자와 공석의 일자리가 존재한다고 하자. 구직활동과 채용활동을 통해 구직자와 구인기업의 접촉이 발생할 것이고, 상호 조건이 일치한다면 고용계약이 체결되어 비로소 구직자와 기업의 결합이 이루어질 것이다. 이 과정에서 불가피하게 발생하는 불완전 정보, 이질성, 구직비용 등이 구인·구직 과정에 장애요인으로 작용하게 된다. 이러한 마찰이 작은 노동시장은 구직자와 기업의 접촉이 쉽게 이루어져 취업이 용이한 반면, 마찰이 큰 시장은 구직자와 기업의 접촉이 그리 쉽지 않을 것이다. 일자리결합함수는 생산함수의 개념을 빌어 구직자와 구인기업의 결합을 설명한다.

$$M=m(U, V) \quad (1)$$

식 (1)의 M 은 구인·구직 과정의 결과로 형성된 일자리 결합건수, U 는 구직자의 수, V 는 공석의 일자리

수를 각각 나타낸다. 이 함수는 일반적으로 각 변수에 대해 증가하며 오목하다고 가정된다. 기존의 여러 연구에서는 콥-더글라스 생산함수를 가정하여 일자리결합함수의 추정식을 설정하였다. 이에 따라 식 (1)을 로그형태로 변환하면 식 (2)와 같다.

$$\ln m = \beta_0 + \beta_1 \ln U + \beta_2 \ln V + u \quad (2)$$

여기서 β_1 과 β_2 는 각각 일자리 결합에 대한 구직자 수와 일자리 수의 계수로서 탄력성을 나타낸다. 즉, β_1 이 큰 경제는 구직자의 취업이 용이한 반면 β_2 가 큰 경제는 기업의 채용이 용이하다는 해석이 가능하다. 또 이러한 탄력성을 외부효과의 측면에서 해석하면, β_1 은 구직자가 기업에 미치는 정(+)의 외부효과가, β_2 는 기업이 구직자에게 미치는 정의 외부효과가 된다. 반대로 β_1-1 은 구직자가 다른 구직자에게 미치는 부(-)의 외부효과 또는 혼잡효과를 의미하고, β_2-1 은 구인중인 기업이 다른 구인 기업에게 미치는 부의 외부효과를 나타낸다(Petrongolo and Pissarides, 2001; 최창근, 2007).

지역 자료에 의존해 일자리결합함수를 추정한 기존 연구들의 공통된 함의는 관측되지 않는 지역의 고유한 효과가 일자리 결합에 영향을 줄 수 있다는 것이다 (Coles and Smith, 1996; Fahr and Sunde, 2006; Burgess and Profit, 2001). 예컨대, 지역의 지리적 위치, 산업구조와 남녀비율, 평균연령 등의 인구학적 특징들이 일자리 결합에 영향을 미칠 수 있다. 그러나 이들 변수들은 관측이 어려울뿐더러, 관측할 수 있다고 해도 모형에 모두 반영하기가 까다롭다. 만약 이들 변수들이 시간에 따라 안정적이고 패널자료의 구축이 가능하다면, 개별 지역의 터미변수들을 추가적인 설명변수로 포함하는 LSDV(least square dummy variable)로써 이러한 지역효과를 통제할 수 있다.³⁾

$$\ln m_{it} = A_i + \eta_i + \beta_1 \ln U_{it} + \beta_2 \ln V_{it} + u_{it} \quad (3)$$

여기서 i 와 t 는 각각 지역과 시간을 나타내고, $i=(1, \dots, N)$, $t=(1, \dots, T)$ 이다. A_i 는 시간의 변화와 무관하며 관측되지 않는 지역고정효과로서, 독립변수에 포함되지 않는으나 일자리 결합에 영향을 미치는 효과를 대표한다. 이러한 지역효과는 일자리 결합을 촉진시키거나 구직자와 구인기업간 마찰을 가중시켜 일자리 결합을 방해한다. 그리고 η_i 는 시간을 통제하기 위한 시간고정효과를 나타내는데, 같은 시점에 존재하는 지역들의 동일한 효과를 제어하는 역할을 수행한다.⁴⁾

한편, 지역 자료와 같이 공간 차원에서 구성된 자료를 사용하면 공간자기상관의 문제에 직면하게 될 가능성이 있다. 인근 지역의 오차항간에 상관관계가 존재하는 경우 오차항인 u_{it} 를 식 (4)와 같은 형태로 나타낼 수 있다.

$$u_{it} = \lambda \cdot W \cdot u_{it} + \varepsilon_{it}, E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{jt}) = 0 \text{ for } i \neq j \quad (4)$$

여기서 λ 는 오차의 공간자기상관을 나타내는 계수이고 $W \cdot u_{it}$ 는 인근 지역의 오차항을 나타낸다. W 는 후술하는 바와 같이 인근 지역을 정의하는 공간가중행렬을 나타내며, ε_{it} 는 지역과 시간에 따라 변화하는 통상의 오차항이다.

시계열자료에서 발생하는 자기상관과 마찬가지로 오차항의 공간적 자기상관이 존재하는 경우, 일반적인 OLS 형태의 모형으로 추정시 표준오차가 편향되는 문제에 직면하게 된다. 공간오차모형(Spatial Error Model)은 이러한 문제를 해결함으로써 효율적인 추정을 가능케 한다. 오차에 공간자기상관을 적용한 일자리결합함수는 다음과 같이 나타낼 수 있다.⁵⁾

$$\ln m_{it} = A_i + \eta_i + \beta_1 \ln U_{it} + \beta_2 \ln V_{it} + \lambda \cdot W \cdot u_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

공간오차모형의 추정은 그 특성상 최소자승법 대신 최대우도추정법(Maximum Likelihood Estimation)을 사용하여 시행한다.⁶⁾

2) 공간가중행렬

공간적 의존성은 특정 지역의 변수가 인접 지역의 동일 변수와 관련이 있음을 의미한다. 따라서 공간계량모형을 구축하는 경우 인접 지역을 어떻게 정의하느냐가 중요한 문제로 대두된다. 일반적으로 공간가중행렬의 구성은 지리적 인접 여부, 또는 지역간 거리에 따라 결정된다. 대표적인 공간가중행렬의 구성 방법은 두 지역이 한 면이나 모서리를 조금이라도 공유하면 인접지역으로 취급하는 것이나, 이 외에도 다양한 방법이 시도된 바 있다. Anselin (1980)은 지역간 거리의 역수, 또는 그것의 제곱을 취하는 형태를 채택했고, Doreian (1980)은 사회적 네트워크의 구조, Case et al. (1993)은 경제적 거리, 그리고 Murdoch et al. (1997)의 연구에서는 오염배출에 대한 실증적 자료를 토대로 공간가중행렬을 구성했다. 또한 Fahr and Sunde (2006)는 물리적 인접을, Burgess and Profit (2001)의 연구에서는 물리적 인접 여부 및 지역간 거리를 기준으로 공간가중행렬을 구성해 지역내 일자리결합에 미치는 인근 지역의 효과를 추정했다.

지역의 인접 여부에 따라 각 원소에 1과 0의 숫자를 부여해 공간가중행렬을 구성하는 것이 일반적인 방법이나, 우리나라 지역 노동시장의 특성상 이같은 방법은 적절하지 않다.⁷⁾ 따라서 본 연구에서는 15개 시·도청간 거리의 역수를 토대로 공간가중행렬을 구성한다. 각 원소는 $\phi_{i,j}=1/d_{i,j}$ 로 정의되며, $d_{i,j}$ 는 지역간 거리를 나타낸다. 행표준화(row standardized) 과정을 거친 t 기의 공간가중행렬 W_t 는 다음과 같이 구축된다.

$$W_t = \begin{bmatrix} 0 & w_{ij} & w_{ik} \\ w_{ji} & 0 & w_{jk} \\ w_{ki} & w_{kj} & 0 \end{bmatrix}, w_{i,j} = \phi_{i,j} / \sum_j w_{i,j} \quad (6)$$

지역간 거리는 시간에 대해 불변이므로 패널자료에 사용하는 공간가중행렬은 다음과 같이 표시할 수 있다.⁸⁾

$$W = \begin{bmatrix} W_{2004} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & W_{2005} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & W_{2006} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W_{2007} \end{bmatrix} \quad (7)$$

이렇게 정의된 공간가중행렬은 공간적 자기상관의 검정과 공간오차모형을 사용하는 이후의 분석에 활용될 것이다.

3. 자료 및 기초통계량

본 연구에서는 표본의 대상을 우리나라 15개 시·도, 표본 추출기간을 2004년 1월부터 2007년 12월까지로 하는 패널자료를 구축하여 분석을 시도하였다.⁹⁾ 지역별 구인·구직 및 취업자의 수는 노동부에서 제공하는 워크넷 통계자료를 이용하였다. 여기서 구직자 수는 거주지를, 공석의 일자리 수는 구인을 등록한 고용서비스 기관의 소재지를 기준으로 각각 작성되며, 취업자 수는 구직자의 취업건수가 기준이 된다.¹⁰⁾

워크넷에 수록된 통계는 전국의 고용지원센터, 한국산업인력공단, 시·군·구, 여성인력개발센터 등의 기관을 이용한 구직자와 기업만을 대상으로 하기 때문에 전체 노동시장의 수급상황과 일치하지 않을 수도 있다.¹¹⁾ 그러나 특정 기간의 구인·구직 및 취업건수가 지역별로 구분되어 있고, 월별 또는 분기별로 시계열 자료의 구축이 가능할뿐만 아니라, 지역 노동시장에 존재하는 공석의 일자리 수를 파악할 수 있으므로 본 연구에 가장 적합한 자료라고 판단된다. 지역별 일자리 수, 구직자 수, 취업자 수, 그리고 그로부터 도출된 취업률과 구인배수가 표 1에 정리되어 있다.

표 1. 지역별 일자리 · 구직자 및 취업자 수

(단위: 명, 건수)

지역	일자리 수(V)	구직자 수(U)	취업자 수(m)	취업률(m/U)	구인배수(V/U)
서울	15,378 (3114.30)	32,717 (5061.13)	9,642 (2227.59)	0.30 (0.06)	0.48 (0.10)
부산	6,427 (1281.84)	15,092 (3186.39)	3,338 (836.62)	0.23 (0.06)	0.44 (0.09)
대구	5,841 (1732.88)	10,752 (2603.84)	3,121 (659.17)	0.30 (0.07)	0.55 (0.12)
인천	5,718 (1241.64)	10,060 (2392.55)	2,634 (706.20)	0.27 (0.06)	0.58 (0.12)
광주	2,131 (568.91)	5,103 (1342.00)	854 (278.49)	0.17 (0.05)	0.44 (0.13)
대전	2,274 (660.17)	6,048 (1869.81)	1,861 (550.64)	0.32 (0.07)	0.38 (0.07)
울산	1,965 (411.31)	2,926 (505.37)	906 (188.75)	0.31 (0.07)	0.68 (0.13)
경기	20,507 (3547.89)	30,069 (6360.96)	8,057 (1593.99)	0.27 (0.05)	0.71 (0.17)
강원	875 (278.63)	3,059 (856.07)	616 (301.27)	0.20 (0.08)	0.30 (0.08)
충북	2,228 (850.03)	4,845 (1966.96)	1,069 (408.71)	0.23 (0.06)	0.47 (0.11)
충남	2,885 (719.64)	4,869 (2198.43)	1,126 (358.02)	0.25 (0.07)	0.65 (0.20)
전북	2,514 (761.28)	7,169 (1993.30)	1,685 (581.68)	0.24 (0.06)	0.36 (0.07)
전남	1,021 (406.97)	3,213 (799.39)	572 (279.67)	0.18 (0.07)	0.32 (0.09)
경북	3,065 (890.86)	6,630 (1615.42)	1,502 (407.01)	0.23 (0.05)	0.47 (0.09)
경남	5,360 (1677.66)	8,515 (2277.32)	2,022 (684.77)	0.24 (0.06)	0.64 (0.12)

자료: 노동부, 『워크넷 구인 · 구직 통계』, 2004.1.~2007.12.

주: 각 지역의 수치는 분석기간 중 평균값이며, 괄호안은 표준편차를 나타냄.

4. 분석결과

1) 일자리결합함수의 추정

표 2는 지역 자료를 바탕으로 구성된 패널 자료를

OLS 모형 및 지역효과와 시간효과가 제어된 LSDV를 이용하여 추정한 결과를 보여준다.¹²⁾

먼저 식 (1)의 경우 구직자 수와 일자리 수가 취업 건수와 통계적으로 유의한 양의 관계를 가지고 있는 것으로 나타나, 이론과 합치하는 일자리 결합구조를 확인할 수 있다. 또한 일자리 수의 탄력성(0.572)이

구직자 수의 탄력성(0.452)을 증가하고 있다. LSDV 모형에서는 일자리 수와 구직자 수의 탄력성간 격차가 0.44로서 더욱 커지는 결과를 보이는데, 이러한 차이는 관측되지 않는 지역효과의 존재를 시사한다.¹³⁾ 또한 일자리 수의 탄력성이 구직자 수의 탄력성보다 크다는 사실은 우리나라의 노동시장에서 구직자의 취업보다 기업의 채용이 상대적으로 용이함을 의미한다.

지역별 지역효과(A)는 모든 지역에서 통계적으로 유의하며, 구직자 수와 일자리 수가 주어진 상태에서 지역효과의 값이 큰 지역일수록 일자리 결합이 용이하거나 구직자와 채용기업 간의 마찰이 작다고 할 수 있다.¹⁴⁾ 지역간 크기를 비교하면 서울, 대전, 경기, 대구, 부산, 전북, 인천, 경북, 강원, 경남, 울산, 충북, 충남, 전남, 광주 순으로 나타나, 전체적으로 수도권이 크고 호남 지역이 다른 광역권에 비해 낮은 결과를 보였다. 또한 도(道)보다는 시(市) 지역에서 크게 나타나는 경향을 보였다.

RTS는 $H_0: \beta_1 + \beta_2 = 1$ 에 대한 F-test의 결과로서, OLS와 LSDV에서 p 값이 각각 0.053과 0.000으로 나타나 귀무가설, 즉 규모에 대한 수확불변을 기각하였다. 우리나라의 노동시장을 대상으로 일자리결합함수를 추정한 최창근(2007) 역시 규모에 대한 수확불변의 가설을 검정한 바 있는데, 직종별, 학력별, 임금별로 그 결과는 상이했으나 가설을 기각하지 못하는 경우가 더 많은 것으로 나타났다.¹⁵⁾

LM_E 는 오차항에 있어 공간적 자기상관이 발생하지 않는다는 귀무가설에 대한 검증결과로서, 다음과 같이 도출된다.

$$LM_E = \frac{[e'(I_T \times W_N)e / (e'e / NT)]^2}{tr[(I_T \times W_N)' + (I_T \times W_N)W_N]} \quad (8)$$

식 (8)은 패널모형으로 확장된 LM_E 검증방법으로서, e 는 오차항을 나타내며 W 는 공간가중행렬을, I 는 항등행렬을, 그리고 tr 은 trace matrix를 나타낸다. 귀무가설하에서 χ^2 의 분포를 따르게 되는데, 검증 결

표 2. 일자리결합함수의 추정

$y=ln m$	OLS	LSDV
상수항	-1.232*** (0.123)	-
$ln U$	0.452*** (0.033)	0.159*** (0.048)
$ln V$	0.572*** (0.028)	0.599*** (0.045)
A (지역효과)		
서울	-	1.760*** (0.566)
부산	-	1.339*** (0.52)
대구	-	1.403*** (0.507)
인천	-	1.239** (0.504)
광주	-	0.800* (0.459)
대전	-	1.529*** (0.466)
울산	-	1.016** (0.440)
경기	-	1.430** (0.57)
강원	-	1.050** (0.422)
충북	-	1.007** (0.457)
충남	-	0.911** (0.463)
전북	-	1.316*** (0.473)
전남	-	0.875** (0.427)
경북	-	1.127** (0.476)
경남	-	1.030** (0.497)
R^2	0.923	0.967
Adj. R^2	0.923	0.964
RTS (p-value)	3.75* (0.053)	18.89*** (0.000)
LM_E (p-value)	67.626*** (0.000)	35.651*** (0.000)
obs.	720	720

주: 계수의 괄호안은 표준오차이며, *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄. RTS와 LM_E 는 각각 규모에 대한 수확불변의 가설 검증결과와 오차의 공간적 자기상관에 대한 Lagrange Multiplier의 검증결과이며 여기서의 괄호안 수치는 p 값을 의미함. LSDV는 시간고정효과를 통제한 결과임.

과 OLS와 LSDV 모두에서 오차항에 공간적 자기상관이 존재하는 것으로 나타났다.¹⁶⁾ 이러한 결과는 공간적 자기상관의 문제를 해결하고 분석의 효율성을 제고하기 위한 공간오차모형의 사용을 촉구하는 것이다.

표 3은 오차항의 공간적 자기상관을 반영해 공간오차모형으로 일자리결합함수를 추정한 결과를 나타낸다.¹⁷⁾ 일자리 수와 구직자 수의 탄력성이 각각 0.150과 0.584, 표준오차도 각각 0.044와 0.042로 나타나 LSDV에 비해 약간 하락하는 결과를 보였다. 또한 λ 가 유의수준 1% 이내에서 통계적으로 유의한 결과를 보여 오차항에 공간적 자기상관이 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 공간오차모형 사용의 타당성을 지지한다. 한편 RTS는 규모에 대한 수확불변의 가설을 χ^2 test로 검증한 결과로서, p 값이 0.000으로 나타나 OLS 및 LSDV와 마찬가지로 동 가설을 기각하였다.

표 3. 공간오차모형을 적용한 일자리결합함수의 추정

$y=\ln m$	SER
$\ln U$	0.150*** (0.044)
$\ln V$	0.584*** (0.042)
λ	0.363*** (0.056)
R^2	0.967
Log likelihood	325,267
RTS (p -value)	24.58*** (0.000)
obs.	720

주: 계수의 괄호안은 표준오차이며, *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄. RTS는 규모에 대한 수확불변의 가설 검증결과를 의미하고 여기서의 괄호안 수치는 p 값을 의미함. 지역고정효과와 시간고정효과를 통제한 결과임.

2) 지역간 외부효과

일자리결합함수에서 공간적 의존성이 나타나는 것은 개인의 구직활동이 거주지에 한정되지 않기 때문이다. 특히 현대사회에서는 인터넷과 같은 정보매체의 발달로 개별지역의 채용광고는 전국 어디에서나 쉽게 접할 수 있으며, 교통수단의 발달로 비교적 장거리도 출퇴근이 가능하기 때문에 이러한 구직활동은 보편적인 현상이다. 따라서 개별지역의 전체 취업건수는 인근 노동시장의 구직자와 일자리 규모에도 영향을 받게 된다.

지역 노동시장에서 실업률이 상승해 구직자 수가 증가하는 상황을 가정하자. 거주지역에서 일자리를 찾지 못한 구직자들이 인근 지역으로 구직활동을 하는 경향이 나타날 것이고, 이러한 현상은 인근의 구직경쟁을 더욱 과열시켜 그 지역에 거주하는 구직자들의 취업률을 하락시키게 된다. 마찬가지로, 일자리가 많이 창출되는 지역 노동시장에는 인근 지역의 구직자들이 몰리게 될 것이고 그 지역의 취업건수 역시 증가하게 될 것이다. 그렇다면 인근 지역의 일자리는 지역내 구직자의 취업에 긍정적인 외부효과를, 그리고 인근 지역의 구직자는 지역내 구직자의 취업에 부정적인 외부효과를 미친다고 할 수 있다. 이러한 가설을 증명하기 위해 인접 지역의 일자리 수와 구직자 수를 추가적인 설명변수로 설정한 분석모형은 다음과 같다.¹⁸⁾

$$\ln m_{it} = A_i + \eta_i + \beta_1 \ln U_{it} + \beta_2 \ln V_{it} + \beta_3 \ln W_{it} + \beta_4 \ln W_{it} + \beta_5 \ln V_{it} + u_{it} \quad (9)$$

변수들은 위에서 이미 정의된 바와 같으며, $W \cdot U$ 와 $W \cdot V$ 는 각각 행렬곱에 의해 도출된 인근 지역의 구직자 수와 일자리 수로 정의된다. 여기서 유념해야 할 부분은 개별 지역에서 관측된 취업건수(m)에 지역내 구직자가 인근 지역의 일자리와 결합한 취업건수가 포함되어 있다는 것이다. 인근 지역의 구직자가 감소할수록, 또 인근 지역의 일자리가 증가할수록 지역내

취업건수가 증가하기 쉬우므로 β_3 와 β_4 는 각각 음(-)과 양(+)
의 부호를 가질 것으로 예상할 수 있다. 또한 오차의 자기상관을 고려한 공간오차모형을 적용하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\ln m_{it} = \alpha_i + \eta_i + \beta_1 \ln U_{it} + \beta_2 \ln V_{it} + \beta_3 \ln W \cdot U_{it} + \beta_4 \ln W \cdot V_{it} + \lambda W \cdot u_{it} + \varepsilon_{it}, E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{jt}) = 0 \text{ for } i \neq j \quad (10)$$

식 (5)와 마찬가지로, λ 는 오차의 공간자기상관을 나타내는 계수이며 ε_{it} 는 지역 i 와 시간 t 에 따라 변화하는 통상의 오차항을 나타낸다.

분석결과는 표 4에 제시되어 있다. 구직자 수, 일자리 수, 지역효과의 결과와 규모에 대한 수확불변의 검정은 앞서의 분석과 큰 차이가 없으므로 새롭게 추가된 설명변수를 중심으로 살펴본다. 우선 OLS의 경우 인근 지역의 구직자 수와 일자리 수가 통계적으로 유의하게 나타났다. 이러한 결과는 인근 지역의 구직자 수가 감소할수록, 또 일자리 수가 증가할수록 당해 지역내 취업건수가 증가한다는 가설을 지지하며, 근본적으로 거주지에 국한되지 않는 구직활동으로 인해 발생하는 지역내 공석의 일자리와 인근 지역의 구직자의 결합, 그리고 지역내 구직자와 인근 지역 일자리의 결합에 따른 결과이다. 탄력성을 살펴보면 인근 지역의 구직자 수와 일자리 수가 각각 -0.137과 0.102로 나타나, 인근 지역이 미치는 부(-)의 외부효과가 정(+)의 외부효과보다 큰 것으로 보인다. 그리고 LM_E의 검증 결과 공간적 자기상관이 존재하는 것으로 나타났다.

다음으로 지역효과와 시간효과를 고려한 LSDV로 추정한 결과를 보면, 지역내 취업건수에 대한 인근 지역 구직자 수와 일자리 수의 탄력성이 각각 -0.040과 0.076으로 나타나 OLS에 비해 하락하였고 그 표준오차도 상대적으로 감소하였다. 따라서 인근 지역 구직자 수가 유의한 결과를 보이지 못하는 것은 계수의 절대적 크기의 하락에 기인함을 알 수 있다. 또한 OLS의 결과와는 반대로 인근 지역의 일자리가 지역

내 취업건수에 미치는 정의 효과가 구직자 수가 미치는 부의 효과에 비해 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 오차항의 공간적 자기상관을 검증하는 LM_E 검정을 살펴보면 p 값이 0.000으로 나타나, 지역효과와 시간효과뿐만 아니라 지역 노동시장간 의존성을 고려한 후에도 여전히 공간적 자기상관에 노출되는 것으로 나타났다.

이러한 문제점을 해소하기 위해 공간오차모형으로써 추정한 결과, 인근 지역 구직자 수가 1% 증가하면 지역내 취업건수는 0.06% 감소하는 반면 인근 지역 일자리 수가 1% 증가하면 지역내 취업건수는 0.09% 증가하는 것으로 나타났다. LSDV 모형의 결과와 비교하면 인근 지역의 구직자 수와 일자리 수가 지역내 취업건수에 미치는 파급효과가 상대적으로 크게 나타났다. 인근 지역의 구직자 수는 여전히 유의한 결과를 보이지 못했다. 또한 LSDV의 추정과 마찬가지로 인근 지역 일자리의 정의 효과가 구직자의 부의 효과보다 큼을 보여주고 있다.

본 연구의 일자리결합함수 추정은 구직자와 일자리가 동질적이라는 암묵적 가정하에 이루어졌기 때문에 이러한 결과의 해석은 그리 용이하지 않다. 그러나 이러한 가정을 완화하고 이질적인 일자리와 구직자의 존재를 허용하면 위의 결과는 매우 흥미로운 구직 패턴을 시사한다. 만약 경쟁력이 약한 구직자일수록 타 지역으로 구직활동을 하는 경향이 있고 경쟁력이 낮은 일자리일수록 타 지역 구직자의 취업이 많다면 이러한 결과는 명확히 설명된다. 즉, 경쟁력이 낮은 구직자가 타 지역의 경쟁력이 낮은 일자리와 결합을 하는 경향이 두드러진다면, 인근 지역의 구직자가 지역내 구직자의 취업에 미치는 음(-)의 효과는 작게 나타날 것이고 인근 지역의 일자리가 미치는 정(+)
의 효과는 상대적으로 크게 나타날 것이다. 그러나 인근의 구직자가 미치는 음의 효과가 유의한 결과를 보이지 못한 것이 타 지역으로 구직활동을 하는 경향이 작아 지역간 의존성이 약해서 나타난 현상이라면 인근 지역의 일자리가 지역내 취업건수에 미치는 정의 효과도 유의한 결과를 보이지 못했을 것이

표 4. 지역간 외부효과

$y=ln m$	OLS	LSDV	SER
상수항	-0.842*** (0.303)	-	-
$ln U$	0.454*** (0.033)	0.156*** (0.047)	0.149*** (0.044)
$ln V$	0.570*** (0.028)	0.603*** (0.045)	0.583*** (0.042)
$ln W \cdot U$	-0.137*** (0.053)	-0.040 (0.041)	-0.060 (0.045)
$ln W \cdot V$	0.102** (0.051)	0.076** (0.038)	0.093** (0.041)
λ	-	-	0.363*** (0.055)
R^2	0.906	0.968	0.968
Adj. R^2	0.909	0.965	-
Log likelihood	-	-	328.677
RTS (p -value)	3.40* (0.065)	18.91*** (0.000)	25.08*** (0.000)
LM_E (p -value)	281.602*** (0.000)	36.264* (0.000)	-
obs.	720	720	720

주: 계수의 괄호안은 표준오차이며, *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄. RTS와 LM_E 는 각각 규모에 대한 수확불변의 가설 검증결과와 오차의 공간적 자기상관에 대한 Lagrange Multiplier의 검증결과로서, 여기서의 괄호안은 p 값을 의미함. LSDV와 SER은 지역고정효과와 시간고정효과를 통제한 결과임.

다. 마지막으로 오차의 공간자기상관을 나타내는 계수인 λ 는 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다.

5. 결론

본 연구에서는 2004년 1월부터 2007년 12월까지의 기간을 대상으로 우리나라 15개 시·도의 노동시장의 일자리결합함수를 추정해보았다. 일자리 결합에

영향을 미치는 지역효과를 통제하기 위한 LSDV 기법과 지역 자료를 사용할 경우 발생하는 공간적 자기상관의 문제를 해결하기 위한 SER 기법을 활용하였으며, 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 지역 노동시장을 대상으로 일자리결합함수를 추정한 결과, 이론과 부합하는 일자리 결합구조를 확인할 수 있었으며 구인기업의 채용이 구직자의 취업보다 상대적으로 수월한 것으로 나타났다. 다만 규모에 대한 수확불변에 대한 증거는 찾을 수 없었다. 둘째, 구직자 수와 일자리 수가 동일한 조건에서 수도권이 다른 지역에 비해, 특히 도(道)보다는 시(市) 단위에서 일자리 결합이 용이한 것으로 나타났다. 셋째, 인근 지역의 구직자 수가 적을수록, 그리고 공식의 일자리가 풍부할수록 지역내 구직자의 취업건수가 증가하는 결과를 보임으로써 일자리 결합과정에서 발생하는 지역간 파급효과를 포착할 수 있었다.

자료와 모형의 설정이 적절했다면 이상의 결과들은 어느 정도 타당성을 확보할 수 있을 것이다. 그러나 본 연구는 몇 가지의 한계점을 지니고 있다. 첫째, 자료의 불완전성에서 오는 문제이다. 본 연구에서 사용한 워크넷 자료는 고용지원센터 등의 기관을 이용한 구직자와 구인기업만을 대상으로 작성되기 때문에 우리나라의 전체 노동시장을 대변한다고 단정하기 어렵다. 둘째, 본 연구에서 사용한 공간가중행렬이 적절하게 설정되었는지의 문제이다. 지방 노동시장의 경우 구직자의 노력이 인근 지역보다 서울 등 수도권으로 집중되는 것이 일반화된 현상이다. 따라서 인접 여부를 단순히 물리적인 형태로 정의했을 경우 현실과 부합하지 않는 결과가 초래될 가능성이 있다. 이러한 한계를 극복하기 위해 전체 노동시장을 대변할 수 있는 지역 차원의 구인·구직 자료 구축과 더불어 각 지역의 상호의존성을 보다 잘 반영하는 공간가중행렬의 구성 방법에 대한 검토가 요구된다. 이러한 자료와 연구가 축적된다면 지역 노동시장에 대한 보다 다양하고도 정밀한 분석이 가능해질 것이며, 이는 향후 연구과제로 남겨두기로 한다.

주

- 1) Petrongolo and Pissarides (2001)의 연구에 일자리결합함수를 이용한 기존의 연구들에 대해 정리되어 있다.
- 2) Fahr and Sunde (2006)는 Burgess and Profit (2001)의 분석에서 설정된 변수로는 비거주자 취업의 크기를 정확히 알 수 없기 때문에 거주자와 비거주자의 구직경쟁의 크기, 노동시장의 변화에 따른 노동이동 등에 대해 명확히 설명할 수 없다고 주장했다.
- 3) LSDV를 사용해 고정효과를 통제하는 방법에는 상수항을 억제하고 N 개의 지역 더미변수를 설정하여 추정하는 방법과 상수항을 유지하면서 $N-1$ 개의 지역더미를 추가하는 방법이 있다. 본 연구에서는 전자의 방법을 사용했다.
- 4) $\eta_t(t=1, \dots, T)$ 이며 각각 t 번째 기간의 더미변수를 의미한다.
- 5) 공간계량모형으로는 공간라그변수를 설명변수로 추가하는 공간자기회귀모형과 래그를 오차항의 구조에 반영하는 공간오차모형이 대표적이다. 전자는 주로 공간적 의존성의 존재 여부와 크기를 설명하는 경우에 적합하고, 후자는 공간자료를 사용함으로써 발생할 수 있는 공간자기상관의 편향 문제의 정정에 알맞다. 본 연구에서는 지역간 공간적 의존관계는 인근 지역의 일자리 수와 구직자 수를 설명변수로 추가해 확인하므로, 공간자기회귀모형을 적용하지 않고 오차항의 자기상관을 고려한 공간오차모형을 사용한다.
- 6) 공간오차모형을 최소자승법으로 추정할 경우 발생하는 문제에 대한 논의는 Anselin (1988)을 참조.
- 7) 익명의 심사자가 지적한 바와 같이, 서울의 경우 다른 지역에 미치는 큰 영향력에도 불구하고 행렬의 구성상 단지 경기도와 인천에만 인접하게 되고 그 외의 지역과는 어떠한 의존관계도 없다고 정의된다. 반면 충북의 경우 많은 지역과 접하기 때문에 현실을 적절하게 반영하지 못할 가능성이 크다.
- 8) 공간계량분석과 공간가중행렬은 주로 횡단면 분석에 사용되었으나, 최근 여러 연구에서 패널자료에도 적용하고 있다. Elhorst (2003)는 공간패널모형의 일치성과 효율성에 대해 설명하고 있으며, Blonigen et al. (2007), Case and Rosen (1992), 송영일 외 (2008)의 연구에서는 패널 자료를 접목시킨 공간계량모형을 실증분석에 사용했다. 또한 Burgess and Profit (2001), Fahr and Sunde (2006)

- 의 연구에서도 공간가중행렬을 패널자료로 확장하여 인근 지역을 정의했다.
- 9) 제주도는 섬이라는 특수성으로 인해 여타 지역과의 거리가 무차별하게 인식될 수 있으며 인접의 의미 또한 상당히 다를 것이므로 본 연구에서는 제주도를 분석에서 제외한다.
 - 10) 지역내 취업건수와 채용건수를 동일시하기 쉬우나, 지역 자료를 이용하여 일자리결합함수를 추정하는 경우 동일한 변수로 다루지 않는다. 이는 두 변수들이 각기 다른 기준에 의해 측정되기 때문이다. 지역내 취업건수는 지역내 구직자가 다른 지역으로 취업된 건수를 포함하기 때문에 노동 유출량이 취업건수에 포함된다. 그러나 채용건수의 경우 기업의 관점에서 측정되므로, 지역내에 거주하지 않는 구직자의 취업건수, 즉 노동 유입량을 포함하게 된다.
 - 11) 최창곤 (2007)이 지적했듯이, 특히 고소득 전문직 구직자의 수와 일자리의 수를 반영하지 못할 가능성이 매우 크다.
 - 12) 시간효과는 지면 제약상 보고를 생략한다.
 - 13) 독일의 노동시장을 분석한 Fahr and Sunde (2006)와 영국의 노동시장을 대상으로 한 Burgess and Profit (2001)의 연구에서도 LSDV와 OLS의 결과가 큰 차이를 보여, 지역효과를 고려하지 않을 경우 추정에 있어 편향이 발생함을 보였다.
 - 14) Kano and Ohta (2005)의 연구에서는 추정된 지역효과의 값을 이용하여 지역경제 규모와 일자리 결합에서 발생하는 마찰의 관계에 대해 분석하였다.
 - 15) 최창곤 (2007)의 연구에서도 워크넷 통계자료가 활용되었다.
 - 16) 패널모형으로 확장된 LM 검정법의 구체적 내용은 Anselin (2008)을 참조.
 - 17) 지역효과는 LSDV 모형과 거의 유사한 결과를 보였으므로 중복을 피하기 위해 보고를 생략하기로 한다.
 - 18) 이러한 형태의 모형을 ‘공간구직경쟁모형’이라 칭하며, Burda and Profit (1996)을 시작으로 Burgess and Profit (2001)과 Fahr and Sunde (2006)의 연구에서도 사용된 바 있다.
 - 19) 물론 이러한 구직 행태를 확인하기 위해서는 구직자와 일자리의 이질성을 반영한 일자리결합함수의 추정과 미시자료를 기반으로 하는 분석이 병행되어야 할 것이다.

참고문헌

- 송영일, 강명구, 정창무, 2008, “시도 간 공동연구 네트워크에 의한 연구개발 누출효과 분석,” *국토계획* 43(1), pp.197-206.
- 최창근, 2007, “구인 · 구직자료를 이용한 일자리결합함수 추정,” *경제연구*, 25(4), pp.31-51.
- Anselin, L., 1988, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Boston: Kluwer Academic Publishers.
- Anselin L., Le Gallo J. and Jayet H. 2008, “Spatial panel econometrics”, in Matyas L. and Sevestre P. (eds.), *The Econometrics of Panel Data*, Berlin: Kluwer Academic Publishers.
- Blonigen, B., Davies, R., Waddell, G. and Naughton, H., 2007, “FDI in space: Spatial autoregressive relationships in foreign direct investment,” *European Economic Review*, 51(5), pp.1303-1325.
- Burda, M. C. and Profit, S., 1996, “Matching across space: Evidence on mobility in the Czech Republic,” *Labour Economics*, 3(3), pp.255-278.
- Burgess, S. and Profit, S., 2001, “Externalities in the matching of workers and firms in Britain,” *Labour Economics*, 8(3), pp.313-333.
- Case, A. C., Rosen, H. S. and Hines, J. R., 1993, “Budget spillovers and fiscal policy interdependence: Evidence from the states,” *Journal of Public Economics*, 52(3), pp.285-307.
- Coles, M., and Smith, E., 1996, “Cross-section estimation of the matching function: Evidence from England and Wales,” *Economica*, 63(252), pp.589-597.
- Doreian, P., 1980, “Linear models with spatially distributed data: Spatial disturbances or spatial effects?” *Sociological Methods and Research*, 9(1), pp.29-60.
- Elhorst, J. P., 2003, “Specification and estimation of spatial panel data models,” *International Regional Science Review*, 26(3), pp.244-268.
- Fahr, R. and Sunde, U., 2006, “Spatial mobility and competition for jobs: Some theory and evidence for Western Germany,” *Regional Science and Urban Economics*, 36(6), pp.803-825.
- Gorter, C. and Van Ours, J., 1994, “Matching unemployment and vacancies in regional labor markets: An empirical analysis for the Netherlands,” *Papers in Regional Science*, 73(2), pp.153-167.
- Kano, S. and Ohta, M., 2005, “Estimating a matching function and regional matching efficiencies: Japanese panel data for 1973-1999,” *Japan and the World Economy*, 17(1), pp.25-41.
- Murdoch, J., Sandler, T., Sargent, K., 1997, “A tale of two collectives: Sulphur versus nitrogen oxides emission reduction in Europe,” *Economica*, 64(254), pp.281-301.
- Petrongolo, B. and Pissarides, C., 2001, “Looking into the black box: A survey of the matching function,” *Journal of Economic Literature*, 39(2), pp.390-431.
- 교신: 김호연, 서울시 종로구 명륜동 3가 53, 성균관대학교 경제학부, Tel: (02) 760-0436, Fax: (02) 744-5717, E-mail: hykim@skku.edu
- Correspondence: Ho Yeon Kim, Department of Economics, Sungkyunkwan University, Seoul 110-745, Korea, Tel: +82 2 760 0436, Fax: +82 2 744 5717, E-mail: hykim@skku.edu

최초투고일 2009년 4월 20일

최종접수일 2009년 9월 21일

On the Estimation of Regional Job-matching Functions of Korea

Jun Seok Yang* · Ho Yeon Kim**

Abstract : This paper analyzes the interactions among regional labor markets in Korea. Specifically, we focus on the job market externality between neighboring regions. To estimate the job matching functions, we construct panel data on unemployment, vacancies and hires for the period of January 2004 through December 2007 for 15 cities and provinces in Korea. We employ various spatial econometric techniques to avoid the problem of spatial autocorrelation which frequently arises when dealing with regional data. Main findings are as follows. First, estimation results are consistent with conventional job matching theory. That is, as the number of job searchers and vacancies increase, the number of hires also rises. And it is relatively easier for firms to hire workers than for job seekers to find jobs. Second, it is found that, other things equal, the possibility of job matching is higher in large metropolitan areas than rural areas. Finally, the findings show that the number of job searchers in neighboring areas is negatively correlated with the number of hires in the area. Likewise, the number of vacancies in neighboring areas is positively correlated with number of hires in the area. These provide clear evidence on the existence of regional spillover effects.

Keywords : job-matching function, regional labor market, spatial autocorrelation

* Researcher, Korea Research Institute for Vocational Education and Training

** Associate Professor, Dept. of Economics, Sungkyunkwan University