

혁신활동의 공간적 결정요인 분석*

정준호**

요약: 본 연구는 여러 유형의 공간적 개념과 상호작용을 함의하는 다양한 공간가중행렬을 사용하는 공간계량모형을 통해 시군구 단위에서 혁신활동의 특정한 공간적 패턴을 야기하는 결정요인들을 분석하였다. 이러한 분석을 통해 혁신활동의 공간적 외부효과의 결정요인이 파악될 수 있으며, 이는 지식 확산효과의 공간적 상호작용과 공간 구조에 대한 이해를 심화시킬 수 있다.

주요어: 혁신, 특허, 공간계량경제, 지식생산함수, 지식확산

1. 서론

지식의 축적과 확산(spillover)을 통한 생산능력의 확대는 내생적인 경제성장론의 핵심 논제이다(Romer, 1986; 1990). 이러한 주장을 지역적인 차원에 대입하여 보면 지역의 성장은 해당지역에서 수행되는 혁신활동의 정도, 지식의 확산효과, 그리고 외부의 혁신성과를 흡수·활용할 수 있는 제도적 역량에 좌우된다고 할 수 있다(Martin and Ottaviano, 2001; Grossman and Helpman, 1991; Coe and Helpman, 1995). 이와 같이 지역차원에서 혁신의 창출과 확산효과에 관한 논의가 활발히 전개되고 있다(David and Rosenbloom, 1990, Krugman, 1991, Glaeser et al., 1992).

이들 연구들은 지식과 혁신의 확산효과는 기업들과 지역들 간의 경제적, 기술적, 그리고 지리적 거리,

즉 상호의존성과 유사성의 정도에 따라 특정한 패턴을 보인다는 것을 밝혀내었다. 이러한 패턴은 지역적인 차원에서는 경제활동의 집적으로 나타난다. 경제활동의 집적은 기업들의 상호 입지가 서로에게 편익을 주기 때문에 발생한다(민경휘·김영수, 2003; 정준호 외, 2004). 즉 서로 가까이에 입지한 기업들 간에는 정(+)의 지식의 확산효과가 존재하고 이것은 집적경제의 편익으로 나타나는 것이다. 어떤 기업이 지식을 창출하는 여타의 기업들 또는 연구기관들에 지리적으로 근접하여 있을 경우에 그 기업은 지식의 확산효과에 따른 집적경제의 편익을 향유할 수 있는 것이다.

특히 지식의 확산효과가 지리적으로 국지화(localized)된다는 경험 연구들(Jaffe, 1989, Audretsch and Feldman, 1996; Anselin et al., 1997)은 집적경제의 편익이 기업이나 지역의 생산성과 고

* 본고는 『혁신활동의 지역간 비교분석』(연구보고서, 산업연구원, 2006)에 실린 제4장 “혁신활동의 결정요인 및 그 지역별 차이에 관한 실증분석”의 일부를 수정·보완한 것입니다.

** 강원대학교 사회과학대학 부동산학과 교수

용증가에 긍정적으로 기여한다는 기존의 논의를 넘어서고 있다. 이들 연구들은 경제주체 간의 상호작용을 함의하는 지식의 확산효과가 집적경제 또는 지역의 특성에 의해 영향을 받는다는 점을 강조한다. 즉 지식의 확산효과는 지역 내의 혁신자원뿐만 아니라 외부 지역과의 상호작용에 의해서도 영향을 받는다는 것이다.

혁신활동이 혁신주체의 조직 네트워크, 혁신 클러스터, 지식 인프라 등에 의해 결정된다고 볼 때, 기술 혁신에 관한 지역차원의 중요한 연구의 초점은 이러한 혁신활동의 메커니즘과 지역적 분포를 분석하는데에 공간적 상호작용과 공간구조의 역할을 이해하는 것이라 할 수 있다. 전자는 지리적 인접성의 정도와 혁신활동 간의 연관관계를, 후자는 중심지와 배후지와 같은 계층적인 공간구조와 지식의 확산효과 간의 연관관계를 밝히는 것이다.

이처럼 혁신활동의 지리적 확산효과에 대한 연구를 수행한 국내의 연구는 거의 전무한 상태이다. 예외적으로 정준호 외(2004)는 지역 간의 상호작용, 즉 공간적 외부효과를 고려하고 있지만, 이 연구는 기존의 집적경제의 추정에 한정되어 있다. 그리고 김태기·장선미(2005)는 한국제조업 기업을 대상으로 지식의 축적과 기술진보가 해당기업뿐만 아니라 타 기업의 생산성 증가에도 기여한다는 기술의 기업간 파급효과를 경험적으로 보여주었다. 이와 같은 상황에서 지역차원에서 지식 확산의 공간적 외부효과를 고려하여 혁신활동의 결정요인을 분석하는 것은 의미 있는 작업이다.

본 연구는 혁신활동의 특정한 공간적 패턴을 야기하는 결정요인들을 전체 지역차원에서 분석하고자 한다. 공간계량모형(Anselin, 1988)을 도입하여 여러 유형의 공간적 개념과 상호작용을 함의하는 다양한 공간가중행렬을 사용함으로써 혁신활동의 공간적 외부효과와 차이와 결정요인을 규명한다. 이는 지식 확산효과의 공간적 상호작용과 공간 구조에 대한 이해를 심화시킬 수 있다.

2. 혁신활동의 공간적 결정요인 분석

1) 분석모형

(1) 지식생산함수에 관한 논의

혁신활동의 주요 결정요인은 무엇이고, 이러한 결정요인은 지역별로 차별적인가? 이에 대한 실증연구를 수행하기 위해서는 기존 연구¹⁾에서 흔히 사용되는 Griliches(1979)와 Pakes and Griliches(1984)의 지식생산함수에 대한 논의를 검토할 필요가 있다. 지식생산함수는 혁신활동의 투입과 성과 간의 관계를 분석하는 데 유용한 개념 틀이다(Griliches, 1979; Pakes and Griliches, 1984; Jaffe, 1989). 이는 기본적으로 발명이나 발견과 같은 혁신활동의 성과가 체계적인 연구개발에서 비롯된다고 가정하고 있다. 지역차원에서든 마찬가지로 연구개발의 투자와 유용한 혁신의 성과 간에는 일정한 관계가 있다고 가정된다.

지식생산함수에 대한 논의를 지역 차원에서 전개할 경우, 이에 대한 일부의 수정을 통해 혁신활동의 성과가 지역 내부의 경제적·제도적 환경 및 외부 지역과의 관계와 연관되어 있다는 점을 부각시킬 수 있다(Jaffe, 1989; Anselin et al., 1997, 2000) 이러한 지식생산함수는 기본적으로 콥-더글라스(Cobb-Douglas) 형태의 생산함수로 <등식 1>와 같이 나타낼 수 있다.

$$K_r = R_r^{\beta_1} \cdot Z_r^{\beta_2} \cdot \varepsilon_r \quad \text{〈등식 1〉}$$

여기서 K_r 는 지역 r 의 혁신활동의 성과로서 주로 특허나 신제품개발건수 등으로 측정된다. R_r 은 지역 r 의 혁신활동을 위한 투입요소로서 연구개발비용 또는 연구인력 등으로 측정가능하다. 이러한 기본적인 변수에 추가하여 지역 내부의 경제적 특성 및 외부 지역 간의 기능적·공간적 관계를 나타내는 일련의 변수들 Z_r 가 포함된다. 그리고 ε_r 는 오차항이다.

Z_r 는 구체적으로 자본과 노동과 같은 생산요소뿐

만 아니라 지식자본, 사회자본, 네트워크 외부효과, 집적경제 등과 관련된 내부 요인들 및 타 지역과의 기능적·공간적 관계를 나타내는 외부 요인 등을 포함한다. 지역 내부의 특성을 나타내는 요인으로서 우선적으로 집적의 외부경제효과를 꼽을 수 있다. 이는 일반적으로 Marshall-Arrow-Romer 유형의 국지화 경제(localization economies)와 Jacobs 유형의 도시화 경제(urbanization economies)로 구분된다. 이러한 집적경제의 효과를 반영하기 위해 특화도, 다양성, 경쟁도 등과 같은 변수들이 부가될 수 있다(민경휘·김영수, 2003; 정준호 외, 2004). 또한 이러한 집적경제 변수 이외에도 혁신활동을 지원하고 때에 따라서는 혁신의 장이 되기도 하는 금융, 법률, 마케팅 등과 같은 지식기반서비스의 존재, 지역의 인적자원의 축적 정도를 보여주는 학력수준, 기업가정신과 경제의 활력을 나타내는 벤처기업의 존재 등과 같은 변수들이 내부 요인에 추가될 수 있다.

집적경제의 효과는 지역 내부에만 한정되는 것이 아니라 지역 외부로도 전파될 수 있다. 이에 따라 지역의 혁신활동과 관련하여 가장 중요한 이슈 중 하나인 집적경제의 공간적 패턴이 형성된다(Anselin et al., 2000; 정준호 외, 2004). 왜냐하면 한 지역의 혁신활동은 그 자체의 노력뿐만 아니라 타 지역이 갖고 있는 지식스톡의 가용성(availability)에 의존하는 경우가 부지기수이기 때문이다. 이는 지역 간의 교역, 외부의 연구개발 투자, 새로운 기계나 장비 도입, 숙련노동과 상품시장의 공유 등을 통해서 이루어진다. 따라서 외부 지역과의 기능적·공간적 관계는 한 지역에서 창출된 혁신이 타 지역으로 확산되어 그 지역에서 혁신을 촉진시키는 정도를 표현한다고 할 수 있다.

(2) 자료 및 변수의 정의

본 연구에서 종속변수는 특허청이 제공하는 2003년 제1발명자 기준의 시군구 특허출원건수이다. 발명자 기준의 특허출원 통계는 실제 연구를 수행하는 발명자의 주소지 기준으로 작성되기 때문에 출원인 기준의 특허출원 통계보다는 해당 지역의 혁신역량을

정확히 파악할 수 있다. 예를 들면, 우리나라 대기업의 경우 본사 중심의 특허출원을 하고 있기 때문에 출원인 기준의 특허통계는 다른 지역에 위치한 그 기업의 지사 또는 사업체에서 수행된 연구개발 성과를 과소평가할 수 있다.

혁신활동의 성과지표가 특허인 경우 혁신활동을 위한 투입요소와 관련하여 시차(時差)를 고려해야 한다. 그 이유는 연구개발 활동이 특허와 같은 혁신성과를 거두기 위해서는 일정한 시간이 소요되기 때문이다. 또한 특허를 신청한 후에도 특허로서의 자격조건에 대한 심사가 필요하기 때문에 일정한 시간이 걸린다. 이에 따라 보통 특허를 성과지표로 사용하는 실증연구의 경우 편차는 있지만 투입요소 및 기타변수와의 약 3년 정도의 시차를 두고 있다.²⁾ 이에 따라 본 연구도 약 3년의 시차를 두었다.

혁신활동을 위한 투입지표로서 2000년 지역의 연구 인력수를 사용한다. 지역의 연구 인력은 한국산업기술진흥협회가 제공한 민간기업 연구소의 연구원수와 한국과학기술기획평가원이 제공한 공공연구기관 및 대학교의 연구원수의 합계이다. 후자는 과기부에서 매년 발간되는 『과학기술연구활동조사보고』의 조사표 작성기관의 주소지를 기준으로 집계되었기 때문에 일부 공공연구기관과 대학교가 각각 분원과 분교를 가지고 있는 경우 지역적 편의가 발생하여 특정 지역의 혁신역량이 과대 또는 과소평가될 수 있다. 하지만 공공연구기관의 분원과 대학교의 분교가 그리 많지 않기 때문에 심각한 지역적 편의가 발생하지는 않을 것으로 생각된다.³⁾

연구개발 지출경비 대신에 고용변수를 사용한 것은 무엇보다 시군구 단위의 연구개발 지출액에 관한 자료를 구득할 수 없다는 현실적인 이유 때문이다. 다른 한편으로, 비용지출 대신 고용 자료를 사용한다는 것은 각 지역별로 노동 강도(labor intensity)와 연구개발의 자본/노동 비율이 고정되어 있다는 것을 가정한다. 하지만 현실은 그렇지 않아 결국에는 이분산성 또는 공간적 자기상관의 형태로 모형설정의 오류를 일으킨다. 이는 본 연구의 관심사이기도 하다. 또

한 비용지출에 관한 변수가 사용되지 않기 때문에 추정된 회귀계수의 값이 실제보다 과대평가될 수도 있다. 하지만 Anselin et al.(1997)에 따르면 고용 자료를 쓰더라도 비용지출을 사용한 연구결과와 큰 차이가 나지 않는 것으로 보고되고 있다.

집적경제는 국지화 경제와 도시화 경제로 대별된다. 국지화 경제는 동종 산업에서의 기업들 간의 집적에 의한 발생하지만, 외부효과의 강도는 산업별로 상이하다. 국지화 경제의 대리변수로 Glaeser et al.(1992)이 제시한 산업별 고용 입지계수(Locational Quotient)를 사용한다. 이 값이 클수록 특정지역 내에 특정산업이 집중되어 있다는 것을 의미한다. 산업을 주력기간제조업, 지식기반제조업, 지식기반서비스업 등으로 나누고 산업별 고용 LQ 값을 구하였으며, 이러한 산업의 구분은 2004년 「산업집적활성화 기본계획」에 의거한다.⁴⁾ 그리고 고용 자료는 2000년 『사업체기초통계조사보고서』의 시군구 종사자수이다. <등식 2>에서 E 는 종사자수, i 는 산업, r 은 지역, N 은 전국을 가리킨다.

$$LQ_{i,r} = (E_{i,r} / \sum_{i=1}^n E_{i,r}) / (E_{i,N} / \sum_{i=1}^n E_{i,N}) \quad \langle \text{등식 2} \rangle$$

Frenken et al.(2005)는 Los(2000)의 산업간 확산효과를 측정하는 기술유사성 지수를 활용하여 산업부문 간의 기술적 연관성과 특정 지역산업의 절대 고용 규모를 동시에 반영하는 지역의 기술유사성 지수를 제안하였다. <등식 3>에서 a_{ij} 는 Los(2000)가 제시한 것으로서, 이는 산업연관표상의 두 산업부문의 투입계수의 유사성을 비교함으로써 산업 간의 기술적 연관성을 측정한 것이다. 그 값은 0과 1 범위에 있으며, 0은 두 부문 간에 기술적으로 매우 상이한 투입 구조를 가지지만, 1은 기술적으로 동일한 투입 구조를 가지고 있다는 것을 의미한다. <등식 3>의 지역 r 의 기술유사성 지수는 각 쌍의 산업별로 대응되는 고용규모와 기술유사성 지수를 곱하고 이를 합계한 수치를 모든 산업부문의 투입구조가 동일한 경우에 얻을 수 있는 기술유사성의 최대값으로 나눈 것이다. 이 값은

$1/n-1$ 사이에서 변화한다.

$$TSI_r = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (E_{i,r} \cdot E_{j,r} \cdot a_{ij})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (E_{i,r} \cdot E_{j,r})},$$

$$a_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^n a_{i,r} \cdot a_{j,r}}{\sqrt{\sum_{k=1}^n a_{i,r}^2 \cdot \sum_{k=1}^n a_{j,r}^2}} \quad \langle \text{등식 3} \rangle$$

지역의 기술유사성 지수는 기술 클러스터의 대리변수로 이해될 수 있다. 지역경제가 기술적으로 관련된 산업으로 얼마만큼 특화되어 있는지, 즉, 그 값이 1에 가까울수록 기술적으로 유사한 산업들로 지역이 특화되어 있음을 보여준다. <등식 3>에서 r 은 지역, E_i 는 i 부문의 고용, E_j 는 j 부문의 고용, a_i 와 a_j 는 투입계수 벡터, n 은 투입부문의 수를 가리킨다.

본고에서는 한국은행이 발간한 『2000년 산업연관표』와 통계청의 2000년 『사업체기초통계조사보고서』를 이용하여 지역의 기술유사성 지수를 계산하였다. 이 지수의 계산은 산업연관표상의 중분류 기준의 43개 산업부문, 즉 제조업, 통신, 금융보험, 사업서비스 등에 한정하였는데, 이는 이러한 산업부문이 특허와 긴밀한 관련성을 가질 거라고 생각하였기 때문이다. 산업연관표상의 43개 산업분류에 대응되는 표준산업분류는 <부표 1>에 제시되어 있다.

도시화 경제는 이중산업에서의 기업 간의 상호입지에 의해 발생한다. 다양한 산업구조는 이중산업 간에 아이디어와 기술을 모방하고, 수정하고 재결합할 수 있는 기회를 증진시킬 수 있다. 보통 혁신은 이중산업 간에 존재하는 지식의 재조합에서 기인하는 바가 크다. 특히 기업들이 유사한 제도적 환경 하에 있다면 이중산업에서의 기업 간의 지리적 근접성은 지식의 재조합, 즉 혁신을 창출할 수 있는 가능성을 높일 수 있다. 이와 같은 집적의 외부경제는 다양성에서 기인하는 바가 크다(Jacobs, 1969; Quigly, 1998).

다양성의 대리 지표로 엔트로피 지수(entropy index)가 사용될 수 있다(Attaran, 1985; Frenken et al., 2005). Jacquemin and Berry(1979)는 엔트로피

지수를 비관련과 관련 다양성 지수로 구분하였다. 지역의 비관련 다양성 지수는 표준산업분류 2단위(digit)에서의 지역산업의 다양성 정도를 측정할 수 있다. 이 지수의 값은 0과 1 사이에서 변동하는데, 그 값이 1에 가까울수록 지역경제가 다각화되어 있다는 것을 의미한다. <등식 4>에서 E_r 는 지역 r 의 전체고용에서 차지하는 i 산업의 고용비율을 가리킨다. 여기서 j 산업은 표준산업분류에 의한 2단위의 전산업을 일컫는다.

$$E_r = \sum_{i=1}^n E_i \ln\left(\frac{1}{E_i}\right) = - \sum_{i=1}^n E_i \ln(E_i) \quad \langle \text{등식 4} \rangle$$

반면에 지역의 관련 다양성 지수는 각 2단위 산업 내에서의 5단위 지역산업의 다양성의 정도를 측정할 수 있다. n 개의 5단위 산업이 m 개의 2단위 산업으로 분류된다면($n \geq m$), 지역의 관련 다양성 지수는 <등식 5>와 같이 정의된다. <등식 5>에서 i 는 5단위 산업, j 는 2단위 산업, E_{ij} 는 각 2단위 산업의 전체고용에서 차지하는 5단위 산업의 고용비중, 그리고 E_j 는 지역의 전체고용에서 차지하는 각 2단위 산업의 비중을 가리킨다. 본 연구에서 통계청의 2000년 『사업체기초통계조사보고서』의 종사자수로 비관련 및 관련 다양성 지수를 계산하였다.

$$E_R = \sum_{j=1}^m E_j(DR_j), \quad DR_j = \sum_{i \in j} E_{ij} \ln\left(\frac{1}{E_{ij}}\right) \quad \langle \text{등식 5} \rangle$$

비관련 다양성 지수는 지역이 다양한 경제활동으로 다각화되어 있는 정도를 나타내는데 반하여 관련 다양성 지수는 관련 경제활동 내에서의 다양성의 정도를 보여주고 있다. 이에 따라 Jacobs 유형의 외부효과는 관련 산업부문의 다각화 정도가 높을 경우에 기대될 수 있다. 왜냐하면 지식과 혁신은 주로 유사한 기술을 사용하는 기업들 간에 확산되는 경향이 강하기 때문이다(Frenken et al., 2005). 한편, 비관련 다양성은 지역의 규모와 연관이 있으며, 외부 수효의 변동에 따른 지

역경제의 안정성의 정도를 나타낼 수 있다.

Glaeser et al.(1992)의 논의에 따라 지역 내 기업 간의 경쟁을 고려한다. 이는 지역 내의 기업 간의 경쟁 심화가 고용과 생산성의 향상에 기여한다는 Porter(1990)의 가설을 검증하는 것이다(민경휘·김영수, 2003; 정준호 외, 2004). 경쟁도는 해당지역 산업의 종사자 1인당 사업체수를 전국 해당산업의 종사자 1인당 사업체수로 나눈 값으로서 측정되며(Glaeser et al., 1992), 이 값이 클수록 해당지역의 특정산업의 기업 간 경쟁이 심하다는 것을 의미한다. 통계청의 2000년 『사업체기초통계조사보고서』의 사업체수와 종사자수를 가지고 경쟁도를 계산하였으며, 여기서 지역 내의 산업은 제조업, 통신업, 금융보험업, 사업서비스업의 합계로 정의된다.

그밖에 지역의 특성을 나타내는 변수로 학력수준, 사업체규모, 기업가정신 등이 포함되었다. 지역의 학력수준은 2000년 인구센서스 총조사상 6세 이상의 인구 중에서 전문대학이상의 졸업자 비율로 정의된다. 설명변수로 학력수준을 포함시킨 것은 지역 내의 인적 자본의 축적 정도와 상이한 학력수준을 소지한 사람들 간의 지식교환과 같은 상호작용이 그 지역의 혁신활동의 성과에 미치는 영향을 검토하기 위해서이다. 사업체규모는 2000년 『사업체기초통계조사보고서』에서 지역의 300인 이상의 사업체 비중으로 정의되며, 지역 내의 대규모 사업체의 경영활동이 그 지역의 혁신활동의 성과에 미치는 효과를 파악하기 위해 이를 설명변수로 선정하였다. 마지막으로 지역 내의 기업가정신과 경제 활력이 그 지역의 혁신활동의 성과에 미치는 영향을 고려하기 위해 벤처기업 포털 사이트 벤처넷(<http://www.venturenet.or.kr>)이 제공하는 2001년 지역별 벤처기업수를 설명변수로 채택하였다. 다른 설명변수와 달리 시군구별 2000년 자료가 구득가능하지 않아서 2001년 자료를 사용하였다.

이상의 논의에 따라 본 연구에서 사용되는 로그선형 회귀방정식의 형태는 <등식 6>과 같다.

$$\ln(P) = \beta_0 + \beta_1 \ln(RDE) + \beta_2 \ln(MMS)$$

$$\begin{aligned}
 & + \beta_3 \ln(KMS) + \beta_4 (KSS) \\
 & + \beta_5 \ln(TSI) + \beta_6 (UD) \\
 & + \beta_7 \ln(RD) + \beta_8 \ln(COMP) \\
 & + \beta_9 \ln(EDU) + \beta_{10} \ln(LARGE) \\
 & + \beta_{11} \ln(VC) + \epsilon \quad \text{〈등식 6〉}
 \end{aligned}$$

*P*는 특허출원건수, *RDE*는 연구인력수, *MMS*는 주력기간제조업의 특화도, *KMS*는 지식기반제조업의 특화도, *KSS*는 지식기반서비스업의 특화도, *TSI*는 지역의 기술유사성 지수, *UD*는 비관련 다양성 지수, *RD*는 관련 다양성 지수, *COMP*는 경쟁도, *EDU*는 지역의 고등 교육수준, *LARGE*는 대규모 사업체의 비중, *VC*는 벤처기업수, 그리고 ϵ 는 추정 오차를 의미한다.

앞서 언급한 바와 같이, 본 연구는 콥-더글라스 유형의 지식생산함수를 토대로 회귀분석을 수행한다.

따라서 실증분석 모형은 로그-선형 회귀방정식의 형태이다. 이는 표본선택편의(sample selection bias) 문제를 야기한다. 이에 따라 종속변수와 설명변수를 포함한 모든 변수의 값이 영(zero)이 되지 않아야 추정이 가능하다. 이러한 모형의 제약성 때문에 176개 시군구만이 추정에 활용되었다. 주로 서남권의 일부지역, 경북 북부의 일부지역, 강원 일부지역 등, 소위 낙후지역들이 추정 대상에서 제외되었다(표 1 참조).

2) 분석방법론: 공간계량모형

지식생산함수에 기초한 혁신활동의 공간적 결정요인을 분석하기 위해 본 연구에서는 공간계량모형을 사용한다. 이는 앞서 논의한 혁신을 창출하는 데 일조하는 지역 내부의 요인뿐만 아니라 타 지역과의 기능적·공간적 관계를 회귀방정식 모형에 포함시킬 수 있다.

표 1. 분석에 사용된 변수들의 기술통계량 및 모집단의 지역분포

변수명	평균	표준편차	최대값	최소값	지역	개
P	498,989	892,597	8,112,000	3,000	서울	25(25)
RDE	985,381	1,888,779	14,837,000	2,000	부산	16(16)
MMS	0.996	0.971	6.186	0.029	대구	8(8)
KMS	0.874	1.169	8.025	0.005	인천	8(10)
KSS	0.822	0.514	3.911	0.220	광주	5(5)
TSI	0.294	0.096	0.718	0.178	대전	5(5)
UD	3.152	0.197	3.507	2.066	울산	5(5)
RD	2,003	0,234	2,422	1,085	경기	30(31)
COMP	1,208	0.495	2,801	0.160	강원	9(18)
EDU	15,090	6,313	40,014	5,173	충북	10(12)
LARGE	0,072	0,062	0,619	0,005	충남	14(16)
VC	65,506	161,454	1,769,000	1,000	전북	7(14)
					전남	10(22)
					경북	11(23)
					경남	12(20)
					제주	1(4)

주: 괄호안의 수치는 광역지자체별 전체 시군구의 수임.

공간계량모형은 일반적으로 공간 종속성(dependence)을 고려하는 모형과 공간 이질성(heterogeneity)을 고려하는 모형으로 구분된다. 공간 종속성은 관측이 가능한 공간적 집중 또는 체계적인 공간적 변이(變異)를 의미하는 반면에, 공간 이질성은 도시와 농촌 또는 도시계층 등과 같이 공간상에서 범주적으로 구분되는 구조적 관계를 일컫는다(Florax and Nijkamp, 2003). 따라서 전자는 공간적 상호작용에 대한 이해와 관련되고, 반면에 후자는 공간구조의 규명과 연관된다고 할 수 있다(Anselin, 1999). 그러나 실제 현실에서는 이 두 가지가 쉽게 구별될 수 있는 것이 아니다.

공간 종속성을 제어할 수 있는 회귀모형에는 크게 공차 모형(spatial lag model)과 공간오차 모형(spatial error model)이 있다(Anselin, 1999). 공차 모형은 <등식 7>과 같이 회귀모형에 공차관계의 종속변수 Wy 를 설명변수로 사용한다. 이러한 형태의 공간적 종속성을 간과할 경우에는 중요한 설명변수를 누락하게 되는 모형설정 오류를 범하게 된다.

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon \quad \text{〈등식 7〉}$$

여기서 Wy 는 지역 i 와 j 간의 상호작용의 강도를 나타내고, ρ 는 공간적 자기회귀계수(spatial autoregressive coefficient)로 공간이 인접함으로써 발생하는 외부효과의 강도를 나타낸다.

다른 한편으로, 공간오차 모형은 오차항(error term)에 공차관계를 적용한다. 이러한 공간 종속성을 무시할 경우에는 일반 회귀모형에서 이분산성을 충분히 제어하지 못한 것과 같은 결과에 이르게 된다. <등식 8>에서 $W\varepsilon$ 는 공차 변수이고, λ 는 잔차의 공간적 자기회귀계수이다.

$$\begin{aligned} y &= X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon &= \lambda W\varepsilon + \mu \end{aligned} \quad \text{〈등식 8〉}$$

실제 연구에서 어느 모형을 선택할 것인가는

LM(Lagrange Multiplier)과 같은 통계적 검정 또는 연구자의 관심사에 따라 이루어진다. 만약에 공간적 상호작용을 규명하는 데 관심이 있다면 공차 모형이 선택될 수 있지만, 공간 자료의 사용에 따른 공간적 자기상관의 잠재적인 편의(bias) 효과를 교정하고자 한다면 공간오차 모형이 적합할 것이다(Anselin, 1999).

공간계량모형은 최소자승법(Ordinary Least Square)으로 추정이 되지 않아 오차항이 정규성 가정을 위배하지 않으면 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation)으로, 그렇지 않을 경우에는 도구변수추정법(Instrumental Variables Estimation)으로 추정이 가능하다(Anselin and Bera, 1998; Anselin, 2002).

공간가중행렬은 공간계량모형에서 논란이 많기는 하지만 공간계량모형의 고유한 특성을 보여주고 있다(Anselin, 1988). 상이한 유형의 공간가중행렬은 종속성의 공간적 구조에 대한 상이한 개념들을 반영하는 것이다. 공간가중행렬은 공간계량모형의 고유한 특성을 부각시키지만 그것은 추정되기보다는 임의적으로 구축될 수 있다는 점에서 논란이 제기될 수 있다. 공간계량경제학의 경우 추정모형이 외생적이 아닐 때 발생하는 식별문제(identification problem)를 회피하기 위하여 주로 기하학적인 공간적 인접성 또는 거리범주에 기초하여 공간가중행렬을 구축·사용한다(Anselin, 2001). 이러한 공간가중행렬은 지식과 혁신의 확산효과, 시장규모 및 전후방 연계효과에 따른 공간적 외부효과를 반영하는 것으로 이해된다.

본 연구에서는 공간적 상호작용의 다양한 측면을 반영하고 분석결과의 신뢰성을 향상시키기 위해 다양한 공간가중행렬을 사용하였다. 우선적으로 중력모형을 반영한 역거리(inverse distance)의 연속적인 변화, 즉 d_{ij}^{-2} 을 나타내는 거리범주의 공간가중행렬을 구축하였다. 거리에 기초한 공간가중행렬에서 임계거리(critical distance)의 설정에 따른 공간적 상호작용의 거리조락현상을 분석하기 위해 여러 가지 공간가중행렬을 구축하였다. 이는 임계거리를 넘어설 경우 공간적 상호작용은 거의 무시해도 된다는 가정

에 기초하며, 따라서 혁신은 일정한 공간적 범위 내에서만 확산된다. 환언하면, 전체거리를 D , 임계거리를 cd 라고 할 경우 행 표준화되기 전에 $d_{ij} \leq D(cd)$ 이면 W 의 원소 $w_{ij}(cd) = d_{ij}^{-2}$ 이고, 그렇지 않은 경우 $w_{ij}(cd) = 0$ 로 정의된다. López-Bazo et al.(2004)를 따라 임계거리를 설정하기 위해 176개 시군구의 지역간 거리분포를 살펴보고 4분위 계수를 추출하였는데, 1분위 거리는 88.2km, 2분위 거리는 168.1km, 3분위 거리는 249.7km이고, 최대 거리는 516.5km이다.⁵⁾ 이에 따라 역거리에 기초한 4개의 공간가중행렬이 구축되었다.

다음으로 경제범주에 기초한 공간가중행렬을 구축하였다. 우선 특정 지역에서 생산된 재화와 서비스의 잠재수요는 그 지역에 대한 소비자의 접근성에 의해 결정된다는 시장잠재력 모형(Harris, 1954; Hanson, 1998)의 아이디어에 착안한 Fingleton(2001)을 따라 시장잠재력모형에 기초한 공간가중행렬을 구축하였다. 행 표준화되기 전에 W 의 원소 w_{ij} 는 $M \cdot VA00_j^2 \cdot d_{ij}^{-2}$ 으로 정의된다. 여기서 $M \cdot VA00_j$ 는 j 지역의 2000년 『광공업통계조사보고서』 기준의 제조업 부가가치이다. 다음으로 Boarnet(1998)을 따라 지역 간 인구 또는 산업구조의 유사성에 기초한 공간가중행렬을 구축하였다. 행 표준화되기 전에 W 의 원소는 $w_{ij} = \frac{1/[x_i - x_j]}{\sum_{j=1}^n 1/[x_i - x_j]}$ 로 정의된다. 이 경우에 w_{ij} 가 클수록 i 와 j 지역이 서로 유사하다는 것을 의미한다. 본 연구에서는 López-Bazo et al.(2004)의 경우처럼 x 를 인구밀도, 제조업과 서비스업의 고용비중으로 정의하고 지역 간 유사성에 기초한 3개의 공간가중행렬을 구축하였다.

다양한 종류의 공간가중행렬의 구축은 연구결과의 신뢰도의 향상뿐만 아니라 공간가중행렬이 가진 특성에 따라 이론적·경험적 연구에 함의하는 바가 크다(Anselin, 1988; López-Bazo et al., 2004). 예를 들면, 거리범주에 기초한 공간가중행렬은 전염 확산(contagious diffusion) 효과를, 반면에 경제범주의 공간가중행렬은 계층 확산(hierarchical diffusion)을 반

영한다고 할 수 있다. 전염 확산은 거리가 확산의 장애물로 작용하여 혁신의 수용과 확산은 거리조각의 패턴을 반영하는 것이다. 그러나 계층 확산의 논리에 따르면 혁신의 확산과 수용은 우선 유사한 특성을 가진 지역에서 발생하고, 일정 시간의 경과 후에 그것은 점진적으로 다른 지역에서 이루어진다. 계층 확산이 도시의 계층구조에 의해 영향을 받을 경우 도시규모가 클수록 혁신의 확산과 수용이 빨리 발생한다.

3) 회귀분석 결과

우선적으로 OLS 추정을 통해 정규성, 이분산성, 공간적 종속성 등에 대한 모형설정의 오류를 제거하기 위한 다양한 통계적 검정들이 수행되었다. 이후 발견된 모형설정 오류들을 교정하는 방식으로 순차적으로 회귀분석이 진행되었다. 본 연구에서 OLS 추정은 본격적으로 공간계량모형으로 회귀분석을 하기 전에 여러 가지 모형설정의 오류를 진단하는 예비적인 분석결과를 제시하고 있다(〈표 2〉 참조).

〈표 2〉에서 나타난 바와 같이, 모형의 적합도 측면에서 조정된 결정계수가 0.835로 나타나 만족스러운 결과를 보여주고 있다. 정규성, 이분산성, 그리고 공간적 종속성에 관한 일련의 모형설정에 관한 통계적 검정의 결과, 이분산성과 공간적 종속성이 존재하는 것으로 나타났다. 환언하면, 오차항의 정규분포를 가진다는 귀무가설은 5% 또는 10% 유의수준에서 기각되지 않는 것으로 나타났지만, 오차항의 동분산성의 귀무가설은 5% 또는 10% 유의수준에서 기각되었다. 그리고 오차항과 종속변수의 공간적 종속성에 관한 모형설정 LM_error(BurrIDGE, 1980)와 LM_lag(Anselin, 1988) 검정결과를 보면, $W_1 \sim W_5$ 등 4개의 거리기반 가중행렬과 1개의 시장잠재력 모형에 기초한 경제기반 가중행렬을 사용할 경우 1% 수준에서 오차항과 종속변수의 공간적 독립성에 관한 귀무가설이 기각되는 것으로 나타났다. 또한 지역 간의 인구밀도 유사성에 기초한 공간가중행렬(W_6)을 사용할 경우에만 1% 수준에서 종속변수의 공간적 독립성 귀무가설이 기각되었다. 이러한 공간 종속성의 존재

가 이분산성에서 기인할 수도 있으므로, 이를 검토하기 위해 수도권과 비수도권의 구분을 통해 이분산성을 제어할 수 있는 집단 이분산 오차모형(Groupwise Heteroskedastic Error Model) (Anselin, 1988)에 입각한 FGLS(Feasible Generalized Least Square) 방법으로 다시 추정한 결과도 이와 다르지 않았다(〈표 2〉 참조). 이에 따라 이분산성과는 무관하게 공간적 효과가 내재하고 것으로 볼 수 있다.

모형설정 오류에 대한 더 이상의 대응은 나중에 살펴보기로 하고, 혁신활동의 공간적 결정요인과 관련하여 통계적으로 유의미한 변수들을 일단 검토해 볼 필요가 있다. 연구개발 활동을 위한 투입지표인 연구인력 변수(RDE)는 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 집적경제 변수들 중에서 주력기간 제조업의 특화 변수(MMS)는 5% 또는 10% 수준에서 통계적으로 유의하고, 지식기반제조업(KMS)의 경우에는 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 드러났다. 그리고 지역의 교육수준과 사람들 간의 지식교환을 나타내는 학력수준(EDU) 변수와 기업가정신과 경제 활력의 대리지표로 볼 수 있는 벤처기업수(VC)도 각각 1%와 5% 수준에서 통계적으로 유의한 결과를

보여주고 있다. 이러한 결과를 종합하여 보면, 연구개발의 투입, 인적자본의 축적, 일부 주력기간제조업 뿐만 아니라 특히 지식기반제조업의 공간적 집중, 그리고 벤처기업의 강력한 기반 등이 맞물려 한 지역의 혁신성장을 제고시키는 것으로 나타났다. 하지만 OLS와 FGLS 추정결과⁶⁾는 공간적 자기상관을 적절히 처리하지 않았기 때문에 적합한 회귀모형이라고 볼 수 없다. 이러한 의미에서 OLS와 FGLS 추정을 통해 드러난 혁신활동의 결정요인에 대한 판단과 해석은 조심스럽게 이루어져야 하고 따라서 그 결과의 수용은 일단 유보될 필요가 있다.

〈표 2〉에서 보는 바와 같이, 오차항의 정규성 가정을 위배하고 있지 않기 때문에 공간적 자기상관을 다루기 위해서는 공차 또는 공간오차 모형을 통한 ML 방법으로 추정이 가능하다. 공간계량모형의 선택은 연구자의 의도에 따라 선택될 수도 있지만 본 연구에서는 LM_error와 LM_lag 통계적 검정 결과를 살펴본 후에 적절한 계량모형을 선택하고자 한다. 두 가지 LM 검정 결과 W_1~W_5의 공간가중행렬을 사용할 경우 공차와 공간오차 모형 어느 것이나 적합한 것으로 나타났다.

표 2. 혁신활동의 결정요인: OLS 및 FGLS(N=176)

독립변수	종속변수 : ln(P)	
	OLS	FGLS
	회귀계수(t 값)	회귀계수(z 값)
Const.	-1.449 (-0.854)	-1.417 (-0.866)
ln(RDE)	0.250 (5.170)***	0.250 (5.366)***
ln(MMS)	0.137 (1.958)*	0.136 (2.025)**
ln(KMS)	0.187 (3.382)***	0.185 (3.481)***
ln(KSS)	0.064 (0.356)	0.067 (0.386)
ln(TSI)	0.479 (1.259)	0.480 (1.306)

(표 2 계속)

독립변수	종속변수 : ln(P)			
	OLS		FGLS	
	회귀계수(t값)		회귀계수(z값)	
ln(UD)	-0.085 (-0.052)		-0.102 (-0.065)	
ln(RD)	0.274 (0.378)		0.318 (0.456)	
ln(COMP)	-0.071 (-0.336)		-0.078 (-0.382)	
ln(EDU)	1.948 (9.120)***		1.937 (9.375)***	
ln(LARGE)	-0.168 (-1.508)		-0.163 (-1.517)	
ln(VC)	0.126 (2.106)**		0.125 (2.171)**	
R ² (R ² -adj)	0.846(0.835)		0.845	
log Likelihood	-163.56		-	
정규성	0.748		-	
이분산성	96.145*		0.053	
거 리	W_1 (1분위)	LM_err	8,515***	8,556***
		LM_lag	15,170***	15,247***
	W_2 (2분위)	LM_err	11,962***	12,037***
		LM_lag	15,275***	15,334***
	W_3 (3분위)	LM_err	11,439***	11,478***
		LM_lag	14,153***	14,178***
	W_4 (4분위)	LM_err	11,832***	11,878***
		LM_lag	13,932***	13,958***
경 제	W_5 (시장 잠재력)	LM_err	10,406***	10,382***
		LM_lag	15,299***	15,054***
	W_6 (인구밀도 유사성)	LM_err	0,034	0,033
		LM_lag	8,946***	8,743***
	W_7 (제조업 유사성)	LM_err	0,088	0,082
		LM_lag	1,281	1,283
	W_8 (서비스 유사성)	LM_err	0,024	0,022
		LM_lag	1,206	1,179

주 : 1) ***, **, *는 각각 유의수준 1, 5, 10%를 나타냄.

2) OLS의 정규성 검정은 Jarque-Bera 통계량을 사용하였으며, OLS와 FGLS의 이분산성 검정은 각각 White와 Wald 통계량을 이용함.

표 3. 공간오차와 공차모형에서의 모형설정에 관한 통계적 검정

모형	통계량	W_1	W_2	W_3	W_4	W_5	W_6
공간오차모형	LM_lag	6,309**	3,351*	2,770*	2,345	2,481	13,118***
	이분산성	20,345**	19,723**	20,351**	20,286**	17,009	16,143
	공통요인가설	20,653**	22,521**	21,694**	21,574**	19,239**	22,346**
공차모형	LM_err	1,1753	1,510	1,351	1,422	0,002	4,719**
	이분산성	19,648**	19,288**	19,557**	19,836**	17,860*	20,060**

주 : 1) W_1, W_2, W_3, W_4는 각각 지역 간 거리분포의 1분위, 2분위, 3분위, 4분위에 기초한 공간가중행렬이고, 반면에 W_5과 W_6은 각각 시장잠재력과 인구밀도 유사성 등 경제 범주에 기초한 공간가중행렬임.

2) 공통요인가설은 Wald 통계량을, 이분산성은 Breusch-Pagan 통계량을 이용함.

이에 따라 공간 종속성을 제거하기 위해 W_1~W_5의 공간가중행렬을 사용하는 공차 모형과 공간오차 모형으로 회귀분석을 하였다⁷⁾. 그 결과 공간오차 모형이 공간 종속성을 완전히 제거하고 있지 않다는 것이 드러났다(〈표 3〉 참조). 이는 공간오차 모형에서의 LM_lag 검정을 통해서 알 수 있는데, W_4와 W_5의 경우를 제외하고는 5% 또는 10% 유의수준에서 잔차항의 공간적 독립성의 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 이는 공간적 효과가 완전히 제거되지 않았으며, 그러한 공간가중행렬의 사용이 적절치 않다는 것을 의미한다.

다른 한편, W_4와 W_5의 공간가중행렬을 사용하는 공간 오차모형의 경우에도 엄밀한 의미에서 공간 오차 모형의 회귀분석 결과를 수용하기 힘들다는 통계적 검증 결과가 나타났다(〈표 3〉 참조). 이는 공간 오차모형의 회귀계수들 간에 비선형 제약조건들을 함의하는 공통인자가설(common factor hypothesis)에 대한 Wald 검정을 통해서 알 수 있는데, 회귀모형이 공간오차 모형으로 제대로 설정되기 위해서는 이 가설이 기각되어서는 안 된다(Anselin, 1988). 하지만 W_4와 W_5의 공간가중행렬을 사용하는 공간오차 모형의 경우에는 이 가설을 기각하고 있다.

따라서 공차모형이 일단 적합한 회귀모형으로 판단될 수 있다. 〈표 3〉에서 보는 바와 같이 회귀모형을 공차모형으로 설정할 경우에는 여전히 남아 있는 이분산성의 문제를 해결해야 한다. 본 연구는 앞서와

마찬가지로 공간적 종속성뿐만 아니라 이분산성의 문제를 동시에 처리하기 위해 수도권과 비수도권의 구분에 의한 집단 이분산 공차모형(Groupwise Heteroskedastic Spatial Lag Model)(Anselin, 1988)을 최종적으로 사용하였다(〈표 4〉 참조).

하지만 W_6의 공간가중행렬을 사용하는 경우 공차모형이나 공간오차 모형 모두 공간적 종속성을 제거하지 못하고 있다. 여기서 종속변수의 공간적 자기상관의 문제가 더욱더 심각하고 경제범주의 공간가중행렬을 사용한 경우 혹시나 나타날 수 있는 추가적인 내생성의 문제를 고려해야하기 때문에 W_6의 공간가중행렬을 사용하는 회귀모형에는 공차항의 설명변수를 도구변수(Instrument Variable)로 사용하는 공차모형에 입각한 Bootstrap 추정법이 적용되었다(Anselin, 1988; Kelejian and Robinson, 1992).

모형 적합도의 측면에서 보면, W_1의 공간가중행렬을 사용하는 경우가 가장 선호되는 모형으로 나타났다. R²과 log Likelihood의 값이 각각 0.857과 -156.3으로 가장 높다. 다른 연구와의 차별성을 나타내는 공차항은 6개의 모형 모두가 1% 또는 5% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 전술한 바와 같이 공차항은 공간적 외부효과의 강도를 나타낸다. 이 값은 0.221~0.297의 범위에 있으며, 추정된 대부분의 외부효과는 서로가 인접한 지역 내에 집중되어 있음을 알 수 있다. 그리고 W_1~W_4의 거리가중행렬을 사용한 경우 그 값이 0.221에서 0.266으로

변화하고, 그 계수의 한계값이 0.040, 0.003, 0.002로 감소하고 있기 때문에 혁신활동의 확산에 거리조락 현상이 나타나고 있음을 알 수 있다. 1분위(W_1)와 2분위(W_2) 거리구간 사이에서 한계값이 변화가 가장 크기 때문에 공간적 외부효과는 주로 이 구간 내에 집중되어 있다. 이 구간은 대략 90km 내외이다. 한국의 공간규모에서 보자면, 이는 인접한 2-3여개의 광역자치단체를 포괄하는 거리규모이다.⁸⁾

상이한 공간가중행렬은 지역 간의 다양한 방식의 상호작용을 반영한다. 경제범주에 입각한 W_5와 W_6의 경우에도 공차항이 통계적으로 유의하기 때문에, 이 경우에는 거리조락현상보다는 경제규모 또는 인구규모에 따라 혁신활동이 전파되는 계층 확산이 확인되고 있다. 이러한 추정결과로부터 일정한 지역에서 수행된 혁신활동(특허)이 인접지역에서 수행된 혁신활동과 밀접한 상관관계가 있다는 것을 알 수 있다.

혁신활동의 공간적 결정요인으로 예상한 대로, RDE(연구인력), KMS(지식기반제조업의 특화도), EDU(지역의 교육수준) 등은 어느 모형에서나 1% 또는 5% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있다. 이는 혁신활동의 투입지표로서 연구인력 규모(RDE)와 지역의 인적자원의 축적정도와 상이한 교육수준의 사람들 간의 지식교환 등을 반영하는 지역의 교육수준 변수(EDU)는 혁신활동의 기본적인 연성 인프라로서 작용한다는 것을 보여주고 있다. 그리고 모든 모형에서의 KMS 변수의 통계적 유의성은 신제품 개발 또는 특허와 같은 혁신활동이 특히 지식기반제조업에서 활발히 전개되고 있다는 세간의 상식과 부합된다. 반면에 모든 경우에서 지식기반서비스업의 특화도(KSS)는 통계적으로 유의한 변수가 아닌데, 이는 이 분야에서 혁신활동이 활발하지만 그 성과가 특허가 아니라 암묵지(tacit knowledge)의 형태로서 나타난다는 사실을 반영하고 있다.

자동차, 조선, 석유화학 등과 같은 주력기간제조업의 특화(MMS) 변수가 10% 이내의 수준에서 통계적으로 유의한 것은 W_2~W_5의 공간가중행렬을 사용

하는 4개의 모형이다. 여기서 주목할 만한 점은 W_1의 공간가중행렬을 사용할 경우에는 그 변수가 통계적으로 유의하지 않다는 것이다. 지식기반제조업의 수도권 입지밀도와 주력기반제조업의 비수도권 입지밀도를 고려할 경우 산업중심지로부터 거리(조락)에 따른 이들 산업의 입지분포의 차이가 이러한 결과를 나타내는 것으로 보인다. 또한 전국단위에서의 거리조락효과와 경제규모의 효과를 동시에 반영하는 W_5의 공간가중행렬을 사용하는 회귀모형에서 MMS 변수가 통계적으로 유의한 것은 주력기간제조업이 규모의 경제를 통해 현재 우리나라의 성장을 주도하고 있다는 점을 시사하고 있다.

기술적으로 연관된 산업들의 집적이 혁신활동에 기여하는 정도를 파악하기 위한 변수 TSI는 오직 W_5의 공간가중행렬을 사용하는 모형에서만 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 기술적으로 유사한 산업들의 결합과 융합에 따른 혁신활동이 전국적 차원에서 경제규모를 반영하면서 전개되고 있음을 함의한다.

반면에 Jacobs 유형의 집적경제와 Porter(1990)의 가설을 반영하기 위한 다양성(UD와 RD)과 경쟁도(COMP) 변수 모두가 6개의 모형에서 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 집적경제의 추정에서 우리나라에서는 Jacobs 유형의 도시화 경제에 비해 MAR 가설에 의한 국지화 경제가 탁월하다는 선행연구의 결과(민경휘·김영수, 2003; 정준호 외, 2004)와 일치하는 것이다. 따라서 우리나라의 지역별 혁신활동은 정부 또는 대기업의 주도에 의한 특정산업의 집중과 그에 따른 최종재의 생산에 의존하고 있다고 유추할 수 있다. 이에 따라 이종 산업 간의 융합에 따른 기술혁신은 많지 않은 것으로 생각된다. 환언하면, 지역단위에서 기술적으로 연관된 산업부문 간의 연관효과뿐만 아니라 산업부문의 다양성도 크지 않아 이로부터 발생하는 집적경제가 혁신활동에 크게 기여하지 않고 있다.

국지화 경제는 점진적인 혁신과 공정혁신을 촉진하고 산업 생산성의 향상에 기여하는 반면에, Jacobs

표 4. 혁신활동의 결정요인: 집단 이분산 공차 모형(N=176)

독립변수	종속변수 : ln(P)					
	ML					IV-Boot
	거리				경제	
	W_1	W_2	W_3	W_4	W_5	W_6
	회귀계수(±값)					
W_ln(P)	0,221 (3,819)***	0,261 (3,642)***	0,264 (3,467)***	0,266 (3,417)***	0,297 (2,294)**	0,270 (3,780)***
Const.	-2,998 (-1,832)*	-2,883 (-1,758)*	-2,722 (-1,657)*	-2,633 (-1,608)	-2,695 (-1,540)	-1,904 (-1,156)
ln(RDE)	0,268 (5,956)0***	0,261 (5,797)0***	0,259 (5,735)***	0,258 (5,706)***	0,236 (5,183)***	0,255 (6,434)***
ln(MMS)	0,081 (1,214)	0,121 (1,862)*	0,135 (2,078)**	0,138 (2,122)**	0,228 (3,414)***	0,030 (0,421)
ln(KMS)	0,109 (2,009)**	0,113 (2,080)**	0,121 (2,237)**	0,124 (2,287)**	0,151 (2,856)***	0,197 (4,025)***
ln(KSS)	-0,088 (-0,515)	-0,050 (-0,292)	-0,025 (-0,145)	-0,014 (-0,080)	0,037 (0,218)	0,019 (0,119)
ln(TSD)	0,522 (1,485)	0,498 (1,411)	0,503 (1,420)	0,483 (1,364)	0,603 (1,686)*	0,391 (1,232)
ln(UD)	0,454 (0,299)	0,222 (0,146)	0,112 (0,074)	0,027 (0,018)	-0,484 (-0,316)	-0,027 (-0,018)
ln(RD)	0,724 (1,075)	0,805 (1,185)	0,808 (1,182)	0,811 (1,184)	0,505 (0,738)	0,031 (0,045)
ln(COMP)	-0,204 (-1,021)	-0,201 (-1,001)	-0,190 (-0,943)	-0,185 (-0,919)	0,011 (0,056)	-0,159 (-0,846)
ln(EDU)	1,777 (8,781)***	1,751 (8,538)***	1,736 (8,374)***	1,732 (8,325)***	1,924 (9,567)***	1,614 (7,059)***
ln(LARGE)	-0,119 (-1,162)	-0,114 (-1,109)	-0,119 (-1,1501)	-0,117 (-1,131)	-0,114 (-1,082)	-0,176 (-1,570)
ln(VC)	0,072 (1,263)	0,069 (1,185)	0,070 (1,207)	0,071 (1,214)	0,119 (2,105)**	0,095 (1,929)**
R ²	0,857	0,856	0,855	0,855	0,853	0,855
log Likelihood	-156,5	-157,0	-157,6	-157,7	-158,6	-
이분산성 (L-R)	0,173	0,119	0,079	0,078	0,026	-

주 : 1) ***, **, *는 각각 유의수준 1, 5, 10%를 나타냄.

2) W_1, W_2, W_3, W_4는 각각 지역 간 거리분포의 1분위, 2분위, 3분위, 4분위에 기초한 공간가중행렬이고, 반면에 W_5와 W_6은 각각 시장잠재력과 인구밀도 유사성 등 경제 범주에 기초한 공간가중행렬임.

유형의 도시화 경제는 급진적 혁신과 제품 혁신을 자극하고 이종 부문 간의 지식과 기술의 재결합을 통해 신제품 또는 신기술의 개발을 촉진한다고 알려져 있다(Saviotti, 1996; Saviotti and Pyka, 2004). 특히 후자는 시장과 고용의 창출에 기여한다. 이러한 점에서 우리나라의 혁신활동은 이종 산업의 융합을 통한 새로운 혁신을 창출하기보다는 기존의 공정기술의 개선을 통한 생산성 향상에 매진하고 있다고 할 수 있다. 따라서 총요소생산성의 향상을 통한 혁신주도형 경제성장의 길은 현재의 한국경제에서 매우 중요한 과제로 부각되고 있으며, 이를 강조하는 것은 지나친 일이 아니다(정준호 외, 2004).

기업규모를 나타내는 변수 LARGE는 모든 모형에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 기업규모가 일정한 수준에 이르렀을 때 조직적인 기술혁신 활동(예: 연구부서의 독립과 운영)이 더욱더 잘 영위될 수 있다는 사실을 기각하는 것이 아니라 기술혁신이 단순히 기업규모에 비례한다는 사고는 지양되어야 하는 것으로 이해될 필요가 있다.

마지막으로, 지역의 기업가정신과 지역경제의 활력을 나타내는 변수 VC는 W_5와 W_6의 공간가중행렬을 사용한 모형에서만 5% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 벤처기업의 창업은 경제 또는 인구규모와 연관되어 혁신활동에 긍정적으로 기여하는 것으로 해석될 수 있다. 이는 지역차원에서 보면 대도시권에 벤처활동이 집중되고 이 지역을 중심으로 경제 활력이 흘러넘친다는 것을 시사한다. 실리콘 밸리의 사례처럼 벤처창업은 새로운 기술을 전파하고 혁신을 상업화하는 매개체로서 매우 높이 평가되고 있다(Saxenian, 1994).

3. 요약 및 결론

본 연구에서 혁신활동의 공간적 결정요인에 관한 분석결과는 공간적 외부효과가 존재한다는 것을 보

여주고 있다. 이는 약 90km 내외에 걸쳐서, 즉 인접한 2-3개의 광역지자체를 포괄하는 공간적 규모와 상응한다. 또한 다양한 공간가중행렬을 사용하여 혁신활동의 공간적 외부효과의 강도와 패턴이 거리조각에 따른 전염 확산 및 경제규모 또는 인구규모 등과 같은 도시 계층구조에 따른 계층 확산을 따르고 있음을 밝혀졌다. 따라서 일정 지역의 혁신활동은 인접지역의 그것과 밀접한 상관관계가 있다는 것이 확인되었다.

혁신활동의 투입요소인 연구인력 규모와 지역의 인적자원의 축적 정도를 대리하는 고등교육수준 변수는 통계적으로 유의한 것으로 드러났다. 내생적인 경제성장론에서 제시하는 바와 같이, 이들 변수는 혁신활동의 가장 기본적인 투입요소와 연성 인프라로서 기능한다는 것을 여실히 보여준다.

혁신활동의 결정요인으로 고려된 집적경제 변수 중에서 특화도로 대리되는 국지화 경제가 혁신활동의 성과에 긍정적으로 기여하고 있는 것으로 나타났다. 지식기반제조업의 특화 변수는 어느 모형에서나 통계적으로 유의한 것으로 나타났으나, 주력기간제조업의 특화 변수는 W_2~W_4 등의 일부 거리가중행렬과 W_5의 공간가중행렬을 사용한 경우에 통계적으로 유의하였다. 이는 시장경쟁에서 특히 획득을 중요한 수단으로 활용하는 지식기반제조업의 산업적 특성을 반영하는 동시에 현재 우리나라 성장동력의 중추를 형성하는 대기업 위주의 주력기반제조업이 중심지에서 떨어져서 입지하여 공정기술 개선 등과 같은 점진적인 기술혁신 활동을 영위하고 있다는 것을 함의한다. 한편, 다양성 지수로 대리되는 도시화 경제는 어느 모형에서나 통계적으로 유의하지 않다. 이는 우리나라 혁신활동이 가진 난점을 표출하고 있다. 즉 이종산업의 융합과 결합에 의한 창조적인 혁신활동이 더디다는 것을 의미한다. 기술적으로 연관된 산업들의 집적에 의한 혁신활동을 대리하는 기술 유사성 지수는 오직 W_5(시장 잠재력 모형)의 공간가중행렬을 사용한 회귀모형에서만 통계적으로 유의하였다. 따라서 이러한 결과는 기술적으로 유사한 산

업들의 결합과 융합에 따른 혁신활동이 지역차원이 아니라 전국차원에서 경제규모를 반영하면서 전개되고 있음을 함의한다. 경쟁도는 어느 모형에서나 통계적으로 유의하지 않아 Porter(1990)의 가설을 지지하지 않는 것으로 나타났다.

기업규모와 벤처기업수와 같은 그 밖의 변수들의 경우 전자는 어느 모형에서나 유의하지 않지만 후자는 경제범주에 입각한 W_5와 W_6의 공간가중행렬을 사용한 회귀모형에서는 통계적으로 유의한 것으로 나타나 도시계층구조와 연관이 있는 것으로 보인다.

주

- 1) Jaffe(1986, 1989), Audretsch and Feldman(1996), Anselin et al.(2000) 등은 지식생산함수에 기초한 이 분야의 대표적인 실증연구이다.
- 2) Fritsch and Slavtchev(2005)와 Ronde and Hussler(2005)는 3년의 시차를 두고 연구를 수행하였다. Acs et al.(2002)는 미국에서 1982년의 혁신성도가 약 4.3년 전의 연구개발 활동에 바탕을 두고 있다는 것을 밝혀내었다. 1993년 오스트리아의 사례에 관한 Fischer and Varga(2003)의 경험연구에서는 2년의 시차를 두었다.
- 3) 분원 또는 분교는 주로 수도권과 충청권 이북에 몰려 있기 때문에 지역적 편의가 심하지 않을 것으로 생각된다.
- 4) 주력기간제조업에는 섬유, 화학 등 9개 업종, 지식기반제조업에는 전자정보기기, 반도체 등 9개 업종, 지식기반서비스업에는 정보서비스, 비즈니스서비스 등의 5개 업종이 포함된다.
- 5) 참고로 평균거리는 170.6km, 최소거리는 2.1km이다. 전국적인 차원에서의 지역 간의 연결도를 고려해야 하기 때문에 1분위 거리구간을 최소 거리구간으로 설정하였다.
- 6) FGLS의 추정결과는 공간적 자기상관을 적절하게 처리하지는 않았으나 이분산성을 제어한 것이다.
- 7) 이에 대한 구체적인 회귀분석 결과는 보고하지 않고, 최종적인 결과만 보고하기로 한다.
- 8) Anselin et al.(2000)는 미국 대학연구의 지식 확산효과에 따른 공간적 외부효과를 추정하기 위해 50mile, 약 80km 내외의 거리구간을 사용하는 공간가중행렬을 사용하였으

며 통계적으로 유의한 결과를 도출하였다. 그러나 그 밖의 거리가중행렬과 다른 유형의 공간가중행렬을 회귀분석에 도입하지는 않았다. 따라서 본 연구의 결과는 임의적인 것이 아니라고 판단할 수 있다.

참고문헌

- 김태기·장선미, 2005, “한국 제조업에서 기업의 특허가 생산성 증가에 미친 영향”, *경제학 연구* 53(3), pp.183-209.
- 민경휘·김영수, 2003, 지역별 산업집적의 구조와 집적경제 분석, 연구보고서, 산업연구원.
- 정준호·김선배·변창욱, 2004, 산업집적의 공간구조와 지역혁신 거버넌스, 연구보고서, 산업연구원.
- Acs, Z., Anselin, L. and Varga, A., 2002, “Patents and innovation counts as measures of regional production of new knowledge”, *Research Policy* 31(7), pp.1069-1085.
- Anselin, L., 1988, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Boston, MA: Kluwer Academic Publishers.
- Anselin, L., 1990, “Some robust approaches to testing and estimation in spatial econometrics”, *Regional Science and Urban Economics* 20, pp.141-163.
- Anselin, L., 1995, “Local indicators of spatial association-LISA”, *Geographical Analysis* 27, pp.93-115.
- Anselin, L., 1996, “The Moran Scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association”, in M. Fisher, H. Scholten and S. Unwin (eds.), *Spatial Analytical Perspectives on GIS*, London: Taylor and Francis, pp.111-126.
- Anselin, L., 1998, “GIS research infrastructure for spatial analysis of real estate markets”, *Journal of Housing Research* 9(1), pp.113-133.
- Anselin, L., 1999, *Spatial Econometrics*, mimeo, Brunton Center, School of Social Sciences, University of Texas at Dallas, Richardson, TX 75083-0688.
- Anselin, L., 2001, “Spatial Econometrics”, in B. Baltagi (ed.), *A Companion to Theoretical Econometrics*, Oxford: Basil Blackwell, pp.310-330.

- Anselin, L., 2002, *Under Hood, Issues in the Specification and Interpretation of Spatial Regression Models*, REAL Technical Paper, No. 02-T-09, Regional Economics Application Laboratory, South Mathews, Urbana, Illinois.
- Anselin, L. and Bera, A., 1998, Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Application to Spatial Econometrics, in A. Ullah and D. Giles (eds.), *Handbook of Applied Economics Statistics*, New York: Marcel Dekker, pp.237-289.
- Anselin, L., Varga, A. and Acs, Z., 1997, "Local geographic spillovers between University Research and High Technology Innovations", *Journal of Urban Economics* 42, pp.422-448.
- Anselin, L., Varga, A. and Acs, Z., 2000, "Geographic and sectoral characteristics of academic knowledge externalities", *Papers in Regional Science* 79, pp.435-443.
- Attaran, M., 1985, "Industrial diversity and economic performance in U.S. areas", *The Annals of Regional Science* 20, pp.44-54.
- Audretsch, D. B. and Feldman, M. P., 1996, "Knowledge spillovers and the geography of innovation and production", *American Economic Review* 86, pp.630-640.
- Boarnet, M. G., 1998, "Spillovers and the locational effects of public infrastructure", *Journal of Regional Science* 38, pp.381-400.
- Burridge, P., 1980, "On the Cliff-Ord test for spatial autocorrelation", *Journal of the Royal Statistical Society B* 42, pp.107-108.
- Coe, D. and Helpman, E., 1995, "International R&D spillovers", *European Economic Review* 39, pp.859-887.
- David, P. and Rosenbloom, J., 1990, "Marshallian factor market externalities and the dynamics of industrial localization", *Journal of Urban Economics* 28, pp.349-370.
- Fingleton, B., 2001, "Equilibrium and economic growth: spatial econometric models and simulations", *Journal of Regional Science* 41, pp.117-147.
- Fischer, M. and Varga, A., 2003, "Spatial knowledge spillovers and university research: evidence from Austria", *Annals of Regional Science* 37, pp.303-322.
- Florax, R. and Nijkamp, P., 2003, *Misspecification in linear spatial regression models*, Tinbergen Institute Discussion Paper, TI 2003-081/3.
- Frenken, K., van Oort, F. G. and Verburg, T., 2005, *Variety and Regional Economic Growth in the Netherlands*, A paper presented for the 4th European Meeting on Applied Evolutionary Economics (EMAE), Utrecht, 19-21, May, 2005.
- Fritsch, M. and Slavtchev, V., 2005, *The Role of Regional Knowledge Sources for Innovation*, Working Paper 15/2005, Faculty of Economics and Business Administration, Technical University of Bergakademie Freiberg.
- Glaeser, E. L., Kallal, H. D., Scheinkman, J. A. and Schleifer, A., 1992, "Growth in cities", *Journal of Political Economy* 100, pp.1126-1152.
- Griliches, Z., 1979, "Issues in assessing the contribution of R&D to productivity growth", *Bell Journal of Economics* 10, pp.92-116.
- Griliches, Z., 1990, "Patent statistics as economic indicator: A survey", *Journal of Economic Literature* 28, pp.1661-1707.
- Grossman, G. and Helpman, H., 1994, "Endogenous innovation in the theory of growth", *Journal of Economic Perspectives* 8, pp.23-44.
- Grossman, G. and Helpman, H., 1991, *Innovation and Growth in the Global Economy*, Cambridge M.A.: MIT Press.
- Hanson, G. H., 1998, *Market Potential, Increasing Returns and Geographic Concentration*, NBER working paper No. 6429, Cambridge, MA.: National Bureau of Economic Research.
- Harris, C. D., 1954, "The market as a factor in the localization of industry in the United States", *Annals of the Association of American Geographers* 44, pp.315-348.

- Jacobs, J., 1969, *The Economy of Cities*, New York: Vintage.
- Jacquemin, A. P. and Berry, C. H., 1979, "Entropy measure of diversification and corporate growth", *Journal of Industrial Economics* 27(4), pp.359-369.
- Jaffe, A., 1986, "Technological opportunity and spillovers of R&D: evidence from firms' profits and market value", *American Economic Review* pp.76, 984-1001
- Jaffe, A., 1989, "Real effects of academic research", *American Economic Review* 79, pp.957-970.
- Kelejian, H. and Robinson, D., 1992, *A suggested method of estimation for spatial interdependent models with autocorrelated errors, and an application to a county expenditure model*, Paper presented at the 39th North American Meetings of the Regional Science Association, Chicago, IL, Nov 12-15.
- Krugman, P., 1991, "Increasing returns and economic geography", *Journal of Political Economy* 99, pp.483-499.
- Lopez-Bazo, E., Vaya, E. and Artis, M., 2004, "Regional externalities and growth: evidence from European regions", *Journal of Regional Science* 44(1), pp.43-73.
- Los, B., 2000, The Empirical Performance of a New Inter-industry Technology Spillover Measure, in P. P. Saviotti and B. Nooteboom (eds.), *Technology and Knowledge*, Cheltenham: Edward Elgar, pp.115-151.
- Martin, P. and Ottaviano, G., 2001, "Growth and agglomeration", *International Economic Review* 42, pp.947-968.
- Pakes, A. and Griliches, Z., 1984, Patents and R&D at the Firm Level: a first look, in Z. Griliches (ed.), *R&D, Patents and Productivity*. Chicago: University Press. pp.55-72
- Pavitt, K., 1982, "R&D, patenting and innovative activities: a statistical exploration", *Research Policy* 11, pp.33-51.
- Porter, M., 1990, *The Competitive Advantage of Nations*, New York: Free Press.
- Quigly, J. M., 1998, "Urban diversity and economic growth", *Journal of Economic Perspectives* 12, pp.127-138.
- Romer, P., 1986, "Increasing returns and long-run growth", *Journal of Political Economy* 94, pp.1002-1037.
- Romer, R. M., 1990, "Endogenous technological change", *Journal of Political Economy* 98, pp.72-102.
- Ronde, P. and Hussler, C., 2005, "Innovation in regions: what does really matter?", *Research Policy* 34, pp.1150-1172.
- Saviotti, P. P., 1996, *Technological Evolution, Variety and The Economy*, Cheltenham and Brookfield: Edward Elgar.
- Saviotti, P. P. and Pyka, A., 2004, "Economic development, variety and employment creation", *Revue Economique* 55(6), pp.1023-1059.
- Saxenian, A., 1994, *Regional Advantage: Culture and Competition in Silicon Valley and Route 128*, MA: Harvard University Press.
- 교신: 정준호, 강원도 춘천시 효자2동 192-1 강원대학교 사회과학대학 부동산학과 (200-701), Tel : 033)250-6838, E-mail : jhj33@kangwon.ac.kr ,
- Correspondence : Jun Ho Jeong, 192-1, Hyoja-2dong, Chuncheon, Kangwon-do Department of Real Estate, Kangwon National University, Tel : 033) 250-6838, E-mail : jhj33@kangwon.ac.kr

최초투고일 2007년 11월 2일

최종접수일 2007년 11월 23일

부표 1. 산업연관표의 분류와 표준산업분류 비교

	산업분류	산업연관표(2000년)	표준산업분류(KSIC)
1	식품	0046-0066, 0068-0078, 0085	1511, 1512, 1513, 1514, 1520, 1531, 1532, 1533, 1541, 1542, 1543, 1544, 1545, 1549
2	음료	0079-0084	1551, 1552, 1553, 1554
3	담배	0086	1600
4	섬유	0087-0104, 0109-01111	710, 1720, 1731, 1732, 1740, 1791, 1792, 1793, 1799
5	의복	0105-0107	1811, 1812, 1813, 1814, 1815
6	가죽 및 모피제품	0108, 0112-0114, 0117	1820, 1910, 1921, 1929
7	신발	0115-0116	1930
8	목재 및 나무제품	0118-0123	2010, 2021, 2022, 2023, 2024, 2029
9	펄프 및 종이	0124-0132	2111, 2112, 2121, 2129
10	인쇄, 출판 및 복제	0133-0136	2211, 2212, 2213, 2219, 2221, 2222, 2230
11	석유 및 석탄제품	0138-0147	2310, 2321, 2322, 2330
12	석유화학	0148-0155, 0158-0160	2411, 2412, 2413, 2414, 2415, 2421, 2431
13	화학섬유	0156-0157	2440
14	의약품 및 화장품	0161-0163	2422, 2423, 2433
15	기타화학제품	0164-0171, 0067	2432, 2434, 2439
16	고무제품	0175-0177	2511, 2519
17	플라스틱제품	0172-0174	2521, 2522, 2523, 2524, 2529
18	유리 및 유리제품	0178-0180	2611, 2612, 2619
19	도기 및 자기제품	0181-0182	2621
20	기타비금속광물제품	0183-0193	2622, 2623, 2631, 2632, 2691, 2692, 2699
21	철강	0194-0203, 0205-0206	2711, 2712, 2713, 2719, 2731
22	비철금속제품	0207-0214	2721, 2722, 2729, 2732
23	금속제품	0215-0225, 0231, 0204	2811, 2812, 2813, 2891, 2892, 2893, 2894, 2899
24	일반산업용기계	0226-0230, 0233-0235	2911, 2912, 2913, 2914, 2915, 2916, 2917, 2919
25	특수산업용기계	0236-0245	2921, 2929, 2931, 2932, 2933, 2934, 2935, 2936, 2939, 2940
26	가정용전기기기	0270-0274, 0232	2951, 2952
27	컴퓨터 및 사무기기	0268-0269	3001, 3002
28	전기기기 및 장치	0246-0253, 0259	3110, 3120, 3130, 3140, 3151, 3152, 3191, 3199
29	반도체 및 전자부품	0254-0258, 0260-0261	3211, 3219
30	통신기기	0266-0267	3220
31	영상 음향기기	0262-0265	3230
32	의료용 정밀기기	0275	3311, 3319
33	기타 정밀기기	0276-0280	3321, 3322, 3331, 3332, 3340

	산업분류	산업연관표(2000년)	표준산업분류(KSIC)
34	자동차	0281-0287	3411, 3412, 3420, 3430
35	조선	0288-0290	3511, 3512
36	철도차량	0291	3520
37	항공기	0292	3531, 3532
38	기타수송기기	0293-0294	3591, 3592, 3599
39	가구	0295-0297	3611, 3612, 3619
40	기타제조업제품	0298-0304	3691, 3692, 3693, 3694, 3695, 3696, 3697, 3699, 3710, 3720
41	통신	0346-0349	6411, 6412, 6421, 6422, 6429
42	금융 및 보험	0352-0357	6511, 6512, 6591, 6592, 6593, 6599, 6601, 6602, 6603, 6604, 6605, 6711, 6712, 6719, 6720
43	사업서비스	0361-0365, 0367-0369, 0370-0371, 0377-0380	0141, 0142, 0143, 0150, 0203, 0522, 7451, 7459, 7210, 7220, 7231, 7232, 7240, 7290, 7310, 7320, 7411, 7412, 7421, 7422, 7423, 7431, 7432, 7441, 7449, 7460, 7491, 7499, 7511, 7512, 7591, 7592, 7593, 7594, 7599

Journal of the Economic Geographical Society of Korea
Vol.10, No.4, 2007(394~413)

An Analysis of Spatial Determinants of Innovative Activities in Korea

Jun Ho Jeong *

Abstract : This paper attempts to analyze spatial determinants of innovative activities at the municipal level in Korea, capitalizing upon spatial econometric techniques. Several spatially weighted matrices will be employed, implying diverse spatial conceptions and interactions. A contribution can be have been made to enhancing an understanding of the spatial interaction and structure of knowledge spillovers in Korea.

Keywords : innovation, patent, spatial econometrics, knowledge production function, knowledge spillovers

* Assistant Professor. Kangwon National University