

동태적 공간패널 계량모형을 이용한 지역 소득 수렴성 검정과 자본축적*

김 지 욱**

본 연구는 Mankiw *et al.*(1992)의 성장모형에 Ertur and Koch(2007)가 고려한 기술수준의 공간 상호 의존성과 기술 파급효과를 도입하는 동태적 공간패널 계량모형을 이용하여 1989년부터 2011년까지 한국의 13개 시도 간 소득 수렴성 여부를 검정하였다. 분석결과 한국 지역 간 공간 종속성이 존재하는 것으로 밝혀졌고, 단순 Solow 모형에 대한 공간시차모형(SAM) 분석에서 공간 고정효과와 공간 및 시간 고정효과를 동시에 고려하는 모형에서 장기 균제상태로 수렴하는 것으로 나타났다. 인적자본을 도입하는 Mankiw *et al.*(1992) 모형을 공간더빈모형(SDM)이나 SAM으로 분석한 결과에서도 모두 수렴현상을 발견할 수 있었다. 공간 의존성의 피드백 효과를 포함하는 직접효과와 인접 지역으로의 파급효과를 고려하는 간접효과까지 합한 총효과의 값이 초기 소득 회귀추정 계수 값보다 크게 나타나 수렴속도가 훨씬 더 빠르게 나타났다. 또한 인적 및 물적자본, 인구증가율 등 설명변수들의 추정 값들이 유의하고 이론적 관계를 뒷받침하였다. 특히, SDM 분석에는 인적자본 축적의 중요성이 SAM 모형에서는 물적자본 축적의 중요성이 제시되었다. 그러나 분석의 한계 유의수준을 강화할 때 선택되는 SAM 분석에서 지역 경제성장과 지역 간 파급효과를 위해서는 인적자본과 물적자본의 동시 축적이 중요하지만 후자가 더 중요한 지역변수임을 발견할 수 있었다.

핵심주제어: 동태적 공간 패널모형, 공간더빈모형, 소득수렴, 지식 파급효과, 공간적 상호 의존성

경제학문헌목록 주제분류: O4, O2

I. 서론

Solow-Swan 신고전과 성장모형의 수렴화 가설에 대하여 이론적 확장뿐만 아니라 실증분석 방법론상에 많은 연구가 이루어져 왔다. 특히, 패널자료의 이용

* 본 논문의 완성에 유익한 논평을 해주신 심사위원들께 감사드립니다.

** 중앙대학교 경영경제대학 경제학부 교수, 전화: (02) 820-5515, E-mail: jiukim@cau.ac.kr
논문투고일: 2014. 4. 15 수정일: 2014. 6. 30 게재확정일: 2014. 7. 14

뿐만 아니라 2차에 걸친 오일 충격, 외환·금융위기, 글로벌 금융·재정위기 등 외부 충격으로 인한 경제시계열상의 구조 변화(structural breaks)까지 고려되고 있다. 또한 각국 상호간 영향을 미치게 되는 횡단면 상호 의존성(cross-sectional dependence)도 고려되고 있다. 이러한 연구방법은 국가 간 분석뿐만 아니라 한 나라 안에서의 지역 간 소득 수렴화 가설에도 적용되고 있다. 최근에 들어와서는 한 국가(지역)의 경제성장은 주변 국가(지역)와의 공간 상호작용에 의해 서로 영향을 받는다는 공간적 종속성(spatial dependence)도 고려되고 있다. 공간효과론은 Anselin(1988)이 공간계량경제학이라는 학문체계를 제시한 이후 많은 분야에서 응용 적용되고 있으며 공간요소를 고려한 경제성장 수렴이론 분석에도 일반화되기 시작하였다. Anselin은 공간 상관관계를 고려하지 않는 전통적인 회귀 분석 결과는 편의와 불일치 추정량을 갖게 된다는 사실을 증명하고 공간시차모형(spatial lag model: SAM)과 공간오차모형(spatial error model: SEM)을 제시하였다. 공간적 자기상관(spatial autocorrelation)과 공간적 이질성(spatial heterogeneity)을 고려한 것이다.

SAM은 종속변수의 공간시차 자기상관을 고려하여 한 국가(지역)의 경제성장이 최초의 소득수준뿐만 아니라 주변 국가(지역)의 성장에 미치는 영향을 분석한다. 즉, 경제성장은 최초의 소득수준뿐만 아니라 간접적으로 국가(지역)시스템에 의하여 다른 모든 국가(지역) 소득수준에도 영향을 미치게 된다는 것이다(Anselin *et al.*, 1998). SEM은 오차항의 공간 자기상관을 고려하고 공간가중치 행렬을 통하여 오차항이 모형에 반영되어 지역경제 성장에 영향을 준다는 점을 고려한다. 즉, 오차항을 통하여 공간 종속성으로 외부 충격이 진 지역 경제성장에 영향을 미친다. 외부 충격으로 인한 균제상태 이동은 해당 국가(지역)뿐만 아니라 공간 파급효과에 의해 주변 국가(지역)에도 영향을 준다는 것이다. 공간 간의 상호작용은 지역 간 거리가 가까울수록 효과가 크고 멀어질수록 감소하는 효과를 반영하고 있다. 기존 공간 의존성 연구가 횡단면이나 시계열 자료 분석에 대부분 이루어졌으나 최근에는 공간 패널(panel)에 기반을 둔 모형설정이나 추정에 관심사가 집중되고 있다. Elhorst(2010, 2012)는 다양한 패널 공간 계량 경제모형의 소개와 추정을 위한 Matlab 프로그램까지 제공하고 있다.

LeSage and Pace(2009)는 한 국가(지역) 소득이 이웃한 지역의 소득수준뿐만 아니라 기타 독립변수들에 의해서도 영향을 받을 수 있다는 가정 하에서 공간시차 독립변수들을 포함하는 공간시차모형인 공간더빈모형(spatial Durbin model: SDM)을 수렴분석 사용하였다. 또한 LeSage and Pace(2009)가 제시하는

직접효과(direct effect) 추정은 개별 공간 단위의 종속변수에 대한 독립변수의 변화 충격을 측정하고, 피드백 효과(feedback effect), 즉 이웃지역 단위를 거쳐 돌아온 충격까지를 포함한다. 설명변수의 공간적 파급효과(spillover effects)와 간접효과(indirect effect)까지 모든 다른 지역단위의 종속변수에 대한 독립변수의 변화 충격을 측정한다. 따라서 직접효과와 간접효과를 포함하는 총효과는 훨씬 크게 나타난다. Elhorst(2010)는 순차적 방법(general to specific method)을 통하여 일반적 모형인 SDM을 우선적으로 검정하고 SAM, SEM 등으로 적절한 공간패널 분석모형을 찾아낼 것을 제안하고 있다.

공간적 의존성을 고려한 국내 연구가 주로 지역 부동산 가격이나 아파트 가격 분석에 주로 적용되고 있으며 한국 지역소득의 수렴 가설검정에 대한 적용은 전무한 실정이다. 따라서 본 연구는 한국 지역소득의 수렴 가설검정에 공간적 상호 의존성을 고려하여 분석하고자 하였다. 기존 연구에 대한 본 연구의 차별성은 다음과 같다. 첫째 국내 소득의 장기 균제상태 수렴연구에 공간적 상호 의존성을 도입하였으며, 둘째 횡단면 자료가 아닌 패널자료를 사용하였고, 셋째 기존의 SEM이나 SAM이 아닌, 특정 지역소득이 인접한 지역의 소득수준 뿐만 아니라 기타 독립변수들에 의해서도 영향을 받을 수 있다는 가정 하에서 공간시차 독립변수들을 포함하는 SDM을 분석에 사용하였다. 넷째, 회귀추정계수 값뿐만 아니라 피드백 효과를 포함하는 직접효과, 그리고 공간 파급효과를 포함하는 간접효과 그리고 모두를 합한 총효과까지 분석하고 있으며, 다섯째 Mankiw, Romer, and Weil(MRW, 1992)의 모형에 적용하여 지역경제 성장과 수렴에 인적자본과 물적자본 축적의 중요성도 확인하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 국내 소득 수렴에 대한 기존 연구를 소개하고, 제Ⅲ절에서는 공간적 상호 의존성을 고려하는 동태적 공간 패널 모형들을 소개하였다. 제Ⅳ절에서는 추정모형을 설정하고 그 실증분석 결과를 제시하였으며, 제Ⅴ절에서 결론을 제시하였다.

Ⅱ. 기존 지역소득 수렴연구

2000년 이후 한국 지역소득 수렴 관련 기존 연구가 <표 1>에 요약되어 있다. 분석기간 대부분이 자료가 발표되는 1985년부터 시작되고 있고, 시도 분리 및 통합 여부에 따라 9개 지역, 11개 지역, 13개 지역 등으로 사용되었다. 또한 인

〈표 1〉 주요 기존 한국 지역소득 수렴연구

연구자	분석모형	분석대상	분석기간	수렴 여부
전상준 (2000)	LPS, 확률적 솔로우 모형	15개 시도	1985~2006	수렴속도 51.4~77.4%
김흥기 (2003)	단위근, 공적분 검정	11개 시도	1970~2000	수렴 없음(인적자본 고려 시 수렴)
김지욱 (2004)	RCM, Pedroni 패널 공적분	13개 시도	1985~2002	수렴속도 8.7~10.0%
유병철·박성익 (2004)	IPS, 동태적 이질적 패널 단위근	11개 시도	1975~2000	수렴 여부 불확실
이근재 외 (2007)	비모수 DEA	57개 도시	1999~2002	격차 확대
김선기·박승규 (2008)	공간시차(오차)모형	16개 시도	1985~2006	격차 상승
김지욱 (2011)	패널 정상성, 분포동학 분석	13개 시도	1985~2009	수렴속도 3.67%, 수렴클럽
박성익·유병철 (2012)	베타(시그마) 수렴	11개 시도	1985~2010	베타수렴, 시그마 확산
이승준·구재운 (2012)	베타(시그마) 수렴	11개 시도	1985~2008	베타 및 시그마 수렴 하지 않음

주: LPS: Lee, Pesaran and Smith(1997), IPS: Im, Pesaran, and Shin(1997), RCM: Randon Coefficient model, DEA: Data Environment Development.

적자본의 포함 여부와 추계방법에 따라 수렴 여부가 상이하고 수렴속도도 많은 차이를 보이고 있다. 기존의 국내 수렴화 검정에서 전상준(2000)은 한국 지역 간 기술성장률의 이질성을 허용하는 확률적 솔로우 모형에서 지역 수렴속도를 기존 연구보다 훨씬 높은 51.4%에서 77.4% 정도로 추정하였다. 이진원(1997)은 1971년부터 1994년까지 한국 11개 지역 자료를 이용하여 지역 수렴이 이루어지고 있음을 보였다. 김지욱(2004)은 패널공적분을 이용하여 지역 간 소득수준이 균제상태 소득으로 수렴하고 있었으며, 그 속도는 8.7%부터 10.0%까지로 분석하였다. 유병철·박성익(2004)은 동태이질적 패널모형을 이용하여 한국의 지역 소득 수렴 여부와 지역 성장요인을 분석하였다. 김선기·박승규(2008)는 지역경제권 통합에 따른 지역성장 격차를 수렴회귀식과 공간시차 및 공간오차모형을 이용하여 분석하고 경제변수별 수렴도를 측정하였다. 김지욱(2011)은 한국 13개 지역 소득에서 내생적 다중 구조변화와 횡단면 주체 간 상호 의존성을 고려하

는 패널정상성 검정을 통하여 확률수렴성을 확인하였다. 또한 외부 형상 변화와 내부 분배동학을 동시에 기술하는 확률적 커널을 사용하여 1997년까지는 한국 지역소득이 장기 균제상태로 수렴하고 있으나 그 이후에는 수렴클럽으로 수렴하고 있음을 밝히고 있다. 박성익·유병철(2012)은 11개 시도 지역에서 베타수렴은 발견하였으나 시그마 수렴은 발견하지 못하였다. 그 밖의 한국 지역소득 수렴 관련 논문으로는 김홍기(2003), 이근재 외(2007) 등이 있다.

동태적 공간패널을 이용한 최근 분석에서 Ertur and Koch(2007)는 계량모델에 공간적 요소를 도입하였을 때 수렴속도가 높게 나타난다는 것을 보였다. Yu and Lee(2012)는 동태적 공간 패널모형을 이용하여 미국 48개주 단위소득에 대한 신고전과 성장모형의 수렴가설을 검정하였다. Seya *et al.*(2012)는 일본 지역소득의 시그마 수렴은 발견하지 못하였으나 베타수렴은 확인하였다. Ho, Wang, and Yu(2013)는 26개 OECD 국가를 대상으로 공간적 자기 항과 공간적 시차항을 도입하였을 때 수렴속도가 더욱 빨라짐을 보였다.

Ⅲ. 동태적 패널공간모형

회귀모형에서 공간 의존성은 일반적으로 단순한 형태인 공간시차모형과 공간오차모형에서 고려되어진다. 공간패널 시차모형은 다음의 식 (1)로 표현된다.

$$y_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij} y_{jt} + \phi + X'_{it} \beta + c_i + \zeta_t + v_{it} \quad (1)$$

y_{it} 는 종속변수, λ 는 공간자기회귀계수, X_{it} 는 통제변수 벡터이며, c_i 는 시간불변 개별 효과, ζ_t 는 시간효과, v_{it} 는 잔차항이다. 경제성장모형에서 지역 i 의 성장이 어떻게 지역 j 의 성장에 영향을 미치고 또한 영향을 받는가를 설명할 때 공간시차모형은 적절하다. $w_{ij}(d_{ij})$ 는 거리 또는 근접성을 나타내는 함수이고 W 로 표시되는 공간가중행렬로 추정되며 다음 식 (2)로 표현된다.

$$W = \begin{bmatrix} 0 & w_i(d_{12}) & \cdots & w_i(d_{1N}) \\ w_i(d_{21}) & 0 & \cdots & w_i(d_{2N}) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_i(d_{N1}) & w_i(d_{N2}) & \cdots & 0 \end{bmatrix} \quad (2)$$

W 는 $N \times N$ 행렬이며 N 은 지역의 수를 나타낸다. 다음으로 공간오차모형에서 y_{it} 는 외부 충격이 지역 상호간 상관되어질 수 있음을 허용하면서 지역 특정 요소에 의해 결정되어진다. 공간패널 오차모형의 형태는 다음 식 (3)과 같다.

$$y_{it} = X'_{it}\beta + c_i + \alpha_t + u_{it}, \quad u_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij}u_{jt} + v_{it} \quad (3)$$

여기서 u_{it} 는 공간적으로 자기상관되어 있는 잔차항이며, ρ 는 공간자기회귀변수이다. 성장모형에서 공간시차모형은 공간적으로 상관되어 있는 총계적인 생략 변수들의 충격을 감소시키고 공간적으로 상관되어 있는 측정오차를 감소시킨다. 공간적 상호효과를 고려하지 않는 모형과 공간에 의존하는 공간시차(오차) 모형 중 어느 모형이 분석자료를 잘 설명하는가를 검정하기 위해 LM 검정이나 robust LM 검정을 실시한다. Elhorst(2010)에서 제시하는 LM 검정은 공간적인 시차종속변수인가 또는 공간적인 오차자기상관인가를 판단한다. robust LM 검정은 국지적으로 공간적 시차오차상관 관계가 존재하는 상황에서 공간적 시차종속변수에 대한 검정이나 국지적으로 공간 시차종속변수가 존재하는 경우에 공간오차상관 관계를 검정하는 데 사용한다.

이러한 (robust)LM 검정에서 공간시차모형이나 공간오차모형을 선호하여 비공간모형을 기각한다면 LeSage and Pace(2009)는 공간더빈모형(SDM) 사용을 제안하였다. y_{it} 가 인접한 지역의 독립변수들에 의해서도 영향을 받을 수 있다는 가정 하에서 공간시차독립변수들을 포함하는 공간시차모형이다. 모형의 형태는 다음 식 (4)와 같다.

$$y_{it} = \lambda \sum_{j=1}^N w_{ij}y_{jt} + \phi + X'_{it}\beta + \sum_{j=1}^N w_{ij}X'_{ijt}\theta + c_i + \zeta_t + v_{it} \quad (4)$$

여기서 귀무가설을 $H_0: \theta = 0$ and $H_0: \theta + \lambda\beta = 0$ 으로 설정하여 검정할 수 있다. 첫 번째 가설은 SDM이 공간시차모형으로 단순화될 수 있는가를 검정할 수 있

고, 두 번째의 가설은 SDM이 공간오차모형으로 단순화될 수 있는가를 검정할 수 있다. 두 모형의 추정 여부에 따라 LR(likelihood ratio) 검정이나 Wald 검정을 사용한다. 만약 두 가설 $H_0:\theta=0$ and $H_0:\theta+\lambda\beta=0$ 이 기각된다면 SDM이 자료를 가장 잘 설명할 수 있다.

고정효과모형의 추정방법은 자료에서 그 평균을 뺀 값(mean deviation)을 대부분 사용하지만(Baltagi, 2005), Lee and Yu(2010)는 이와 같은 직접적인 추정 절차에서 왜곡된 추정치를 구할 수 있음을 보였다. Lee and Yu는 공간 고정효과를 가진 공간시차모형이나 공간오차모형을 추정할 때 N 이 크고 T 가 작을 경우 분산모수의 비일치 모수추정을, 그리고 N, T 가 모두 클 때 공간 및 시간 고정효과를 가진 공간시차나 공간오차모형 추정에서 모든 모수들이 비일치 추정치를 갖는다고 밝혔다. 이를 시정하기 위하여 편의수정 절차(bias correction procedure) 방법을 제시하였다. 평균값을 빼는 방법 대신 공간 고정효과나 시간 고정효과가 존재하는 경우, 자료 수 조정을 통하여 분산을 수정하거나 만약 두 효과가 동시에 존재하는 경우 오차수정 방법을 사용하여 다음과 같이 추정한다.

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\theta} \\ \hat{\lambda} \\ \hat{\sigma}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1_k \\ 1_k \\ 1 \\ T/(T-1) \end{bmatrix} \circ \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\theta} \\ \hat{\lambda} \\ \hat{\sigma}^2 \end{bmatrix} - \frac{1}{N} [-\Sigma(\hat{\beta}, \hat{\theta}, \hat{\lambda}, \hat{\sigma}^2)]^{-1} \begin{bmatrix} 0_k \\ 0_k \\ 1/(1-\lambda) \\ 1/2\hat{\sigma}^2 \end{bmatrix} \quad (5)$$

대부분 공간 회귀분석에서 공간적 과급효과가 존재하는가의 여부는 점 추정으로 이루어진다. LeSage and Pace(2009)는 설명변수들의 편도함수 도출을 통한 검정 기반을 횡단면 자료에 대하여 제시하였고, Elhorst(2012)는 공간패널 자료에 대해서 설명변수의 한계효과를 도출하였다. 가장 일반적인 SDM 모형을 벡터 표현으로 기술하면 식 (6)과 같다.

$$Y_t = (I - \lambda W)^{-1} \varphi_{tN} + (I - \lambda W)^{-1} (X_t \beta + W X_t \theta) + (I - \lambda W)^{-1} v_t^* \quad (6)$$

여기서 v_t^* 는 잔차항뿐만 아니라 공간 및 시간 고정효과 등을 포함한다. k 차 설명변수에 대한 편도함수행렬은 다음 식 (7)과 같다.

$$\begin{aligned} \left[\frac{\partial Y}{\partial x_{it}} \dots \frac{\partial Y}{\partial x_{Nk}} \right]_t &= \begin{bmatrix} \frac{\partial y_1}{\partial x_{ik}} \dots \frac{\partial y_1}{\partial x_{Nk}} \\ \dots \\ \frac{\partial y_N}{\partial x_{1k}} \dots \frac{\partial y_N}{\partial x_{Nk}} \end{bmatrix} \\ &= (1 - \lambda W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12}\theta_k & \dots & w_{1N}\theta_k \\ w_{21}\theta_k & \beta_k & \dots & w_{2N}\theta_k \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ w_{N1}\theta_k & w_{N2}\theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (7)$$

식 (7)의 오른쪽에 있는 행렬의 대각원소들의 평균값을 직접효과(direct effect)로 정의하고 그 행렬의 대각원소 이외의 행의 합이나 열의 합을 간접효과(indirect effect)로 정의한다.

Solow-Swan 신고전파모형에 현실적인 수렴속도를 도출하기 위하여 인적자본을 도입한 MRW(1992) 모형을 일반적인 콥-더글러스 생산함수로 변형한 Ertur and Koch(2007)의 생산함수는 다음과 같다.

$$y_{it} = A_{it} k_{it}^\alpha h_{it}^\tau, \quad 0 < \alpha < 1, \quad 0 < \tau < 1, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (8)$$

여기서 y_{it} 는 i 지역 t 시점의 노동자당 산출물, k_{it} 는 노동자당 실물자본, h_{it} 는 노동자당 인적자본, A_{it} 는 외생적으로 주어진 g 율로 성장하는 기술수준이며, α , τ 는 물적 및 인적자본의 분배율이다. 지역 간 기술의 외부 유출효과로 공간 상관관계가 존재한다고 고려하면 공간 의존성을 포함하는 솔로우 기술진보모형으로 변화시킬 수 있다. 한 지역의 기술진보는 다른 지역으로의 기술유출 효과를 허용한다.¹⁾ Ertur and Koch(2007)가 고려한 기술수준은 식 (9)로 표현된다.

$$A_{it} = A_{i0} e^{g^t} k_{it}^\phi h_{it}^\eta \prod_{j \neq i} \Pi_{jt}^\lambda A_{jt}^{\lambda \phi_{ij}} \quad (9)$$

여기서 λ 는 공간 유출효과 정도를 나타내며 식 (2)의 λ 와 같은 개념이다. 기술수준 A_{it} 는 주어진 g 율로 성장하지만 축적된 생산요소들에 의해서도 좌우되는

1) Yu and Lee(2012)와 Evans and Kim(2014)은 기술수준을 $A_{it} = A_{i0} e^{g^t} \prod_{j \neq i} \Pi_{jt}^\lambda A_{jt}^{\lambda \phi_{ij}}$ 으로 표현하여 Solow-Swan 모형에서의 공간 의존성을 분석한다.

데, 물질 및 인적자본의 축적이 높을수록 경제가 빨리 성장하는 경험에 의한 학습효과(learning by doing)와 같다(Lucas, 1988). ϕ 와 η 는 각각 물질자본과 인적자본의 외생성(externality)의 크기를 나타낸다.

물질자본과 인적자본의 전통적인 축적방정식을 수용하고 식 (8)의 생산함수를 시간미분하여 성장률로 표현한다. 여기서 테일러 근사 및 근제상태를 통하여 우리가 구하고자 하는 전환경제 성장률로 전개할 수 있다.²⁾ 경제성장률이 이웃한 지역의 독립변수들에 의해서도 영향을 받을 수 있다는 가정 하에서 공간시차독립변수들을 포함하는 SDM은 식 (10)과 같이 표현된다.

$$\gamma_y = \beta \ln y_{t-1} + \chi W \ln y_{t-1} + \psi X + \theta W X + \lambda W \gamma_y + \epsilon \quad (10)$$

여기서 γ_y 는 일인당 소득(y)의 경제성장률, y_{t-1} 는 전기 소득, 독립변수 벡터인 $X = [\ln s_k, \ln s_h, \ln(n+g+\delta)]$ 에서 s_k 는 물질자본 축적률, s_h 는 인적자본 축적률, n 은 인구증가율, δ 는 감가상각률이다. 식 (10)을 유도방정식(reduced form)으로 표현하면 식 (11)과 같다.

$$\begin{aligned} \gamma_y = & (I - \lambda W)^{-1} \ln y_{t-1} \beta + (I - \lambda W)^{-1} W \ln y_{t-1} \chi + (I - \lambda W)^{-1} X \psi \\ & + (I - \lambda W)^{-1} W X \theta + (I - \lambda W)^{-1} \epsilon \end{aligned} \quad (11)$$

지역 i 의 소득은 지역의 외생적 기술진보에 의해서 영향을 받을 뿐만 아니라 역행렬 공간전이식인 $(I - \lambda W)^{-1}$ 을 통하여 모든 다른 지역의 기술과급 효과에 의해서도 영향을 받는다. 또한 확률 충격의 공간적 확산과정도 그렇게 나타난다. 한 지역의 경제성장률이 전통적인 MRW(1992)의 경제성장 촉진요인뿐만 아니라 이제는 인접 지역의 물질 및 인적자본 축적, 초기 소득 그리고 인구증가율에 의해서도 영향을 받게 된다. 식 (9)의 기술수준은 횡단면 성장회귀식에서 파라메타의 동질성을 부과하고 있는 식으로 표현된다. 따라서 도출된 식 (11)을 덜 일반적인 전역적 공간더빈모형(global SDM)이라고 부른다. 만약 파라메타의 이질성을 허용하는 경우에는 지역적(local) SDM이라 불리우며 Ertur and Koch (2006)가 사용한 좀 더 일반적인 모형이 된다.

LeSage and Pace(2009)는 공간회귀모형에서 단순한 회귀추정치만을 구하는 것은 그릇된 결론을 도출하게 되는데, 설명변수의 공간적 과급효과(spillover

2) 전환경제 도출방식은 Barro and Sala-i-Martin(2003)을 참조.

effects)와 간접효과(indirect effect) 등을 고려하지 않기 때문이라고 지적하였다. Elhorst(2010)는 과급효과가 유의한지를 추론할 수 없기 때문이라고 주장하였는데, 이는 공간모델에서의 추정계수 값은 독립변수 변화의 한계효과를 전체적으로 나타내지 못하는 데에 있다는 것이다. 직접효과(direct effect)는 어느 한 지역의 종속변수에 대한 독립변수의 변화 충격을 측정한다. 이러한 측정은 피드백 효과(feedback effects), 즉 인접 지역을 거쳐 원래 충격이 발생했던 지역으로 돌아오는 효과까지를 포함한다. 이 피드백 효과는 부분적으로 공간적 시차 종속변수의 효과나 설명변수 자체의 공간적 시차계수 값의 효과에 의존한다. LeSage and Fisher(2008)는 전통적인 베타수렴 검정이 초기 소득(패널자료에서는 전기 값)의 추정계수 값에서 추론되는데 SDM에서는 이러한 추론이 타당하지 못하다고 지적한다. 초기 소득 값의 충격은 지역 위치(location)와 W 로 표시되는 공간가중행렬로 묘사되는 인접 지역들(neighborhoods)에 의해 변하기 때문이다.

LeSage and Pace(2009)에 따르면 SDM에서 특정 지역 i 의 성장률 γ_{iy} 은 다른 지역 j 의 성장률에 영향을 받고 또한 j 지역 성장률은 j 지역 전기 소득의 변화에 영향을 받는다. 그러므로 i 지역의 성장률은 j 지역의 전기 소득의 변화에 간접적으로 영향을 받는다. i 지역 성장률에 대한 i 지역 전기 소득에 의한 편미분은 다음과 같다.

$$\partial\gamma_{iy}/\partial y_{it-1} = S(W)_{ii} \quad (12)$$

여기서 $S(W) = (I - \lambda W)^{-1}(\beta I + \theta W)$ 이며 식 (11)에 표현되어 있다. 지역 위치에 따라 또한 W 에 의한 주변 지역에 따라 γ_{iy} 는 i 지역의 전기 소득에 영향을 받고 또한 j 지역 성장률을 통한 피드백 효과에 영향을 받는다. LeSage and Pace (2009)는 다음과 같이 각 효과를 요약하였다.

$$M_{direct} = n^{-1}tr(S(W)), M_{all} = n^{-1}'S(W)_i, \text{ 그리고} \\ M_{indirect} = M_{all} - M_{direct} \quad (13)$$

여기서 M_{direct} 은 모든 지역을 통하여 i 특정 지역 성장에 대한 i 지역 전기 소득 변화의 충격 평균값인 직접효과를 나타내고, $M_{indirect}$ 은 전 지역을 통하여 i 특정 지역 성장에 대한 j 지역 전기 소득 변화의 충격 평균값인 간접 충격을 나

타내며, 직접 충격 M_{direct} 와 간접 충격 $M_{indirect}$ 을 합한 것이 총충격 M_{all} 이 된다.

IV. 분석결과

1. 분석자료

국가 간 수렴성 분석에 사용되고 있는 일인당 실질 소득(실질 GDP) 자료가 한국의 시도 지역 간 분석에서는 사용이 불가능하므로 그 대용변수로서 2005년도 기준 불변가격으로 통계청에서 발표되고 있는 지역내총생산(Gross Regional Domestic Product: GRDP)을 사용한다. 인구추계 자료를 사용하여 일인당 지표로 변환하여 사용한다.³⁾ 국가 간 분석에서는 물적자본 저축률의 경우 실질 국내총생산 대비 투자액을 대용변수로 사용하고 있으나 한국의 지역 간 분석에는 그 자료 사용이 어려운데, 그 이유는 지역내총생산의 지출 중 총고정자본형성(건설투자 및 설비투자 등) 자료가 1998년부터 집계되고 있기 때문이다. 따라서 본 연구에서는 총생산 대비 시도별 제조업 유형자산 연말 잔액을 대용변수로 사용하였다. 인적자본으로는 지역 경제활동인구 중 대학졸업자 수를 사용하였다.⁴⁾ 지역내총생산 자료가 1985년부터 통계청에서 공식적으로 발표되고 있지만 인적자본의 경우 1989년부터 발표되고 있으므로 분석기간은 1989년부터 2011년까지로 설정하였다. 2011년 현재 16개 광역시·도 지역의 자료가 발표되고 있으나 광주, 대전, 울산은 1987년부터, 대전은 1989년부터, 울산은 1998년부터 각각 전남, 충남, 경남에서 분리되어 추계되고 있다. 따라서 자료의 일관성을 위하여 광주, 대전, 울산지역이 분리되기 전인 전남, 충남, 경남 각 지역에 자료를 통합하여 서울, 부산, 대구, 인천, 경기, 강원, 충북, 충남(대전 포함), 전북, 전남(광주), 경북, 경남(울산), 제주 등 13개 지역 자료로 구분하였다.⁵⁾ 공간가중행렬 W 는 인

3) 국민소득계정에서 발표되는 일인당 국내총생산이 지역단위로는 발표되지 않기 때문이다. 또한 지역에서 생산되는 총생산물의 총계 규모보다 일인당 자료가 주민 소득수준 및 복지수준을 파악하는 대용자료로서 우월하다.

4) 인적자본 대용변수로서 인구 대비 대학 재학생 수의 사용은 부적절한데, 지역 내의 대학정원은 교육부의 정원지침에 의하여 이루어지며 대학졸업 후 그 지역에 취업할 수도 있지만 타 지역으로의 유출입을 감안하면 본 인적자본의 대용변수는 경제성장에 기여하는 바가 미미할 것으로 한 심사자는 지적하였다.

5) 박성익·유병철(2012)은 대구는 경북에, 인천은 경기도에 포함시켜 서울, 부산과 9개 도만을

접(Contiguity) 가중 대신 공간좌표(Coordinates)를 이용하고 표준화시켜 사용하였으며 그 결과에는 큰 차이가 없었다.

2. 실증분석

MRW 함수를 분석하기에 앞서 생산함수 식 (8)에서 $\tau=0$ (또한 기술수준에서 $\eta=0$)일 때 Solow-Swan의 생산함수가 된다.⁶⁾ 먼저 Solow 모형의 공간 의존성 여부에 대한 LM 검정 분석결과가 <표 2>에 제시되어 있다. 공간 의존성을 고려하지 않는 비공간 패널모형의 단순모형 추정결과에서 공간 고정효과를 고려하는 경우 강건(robust)한 LM 검정에서 대부분 공간적 시차종속변수나 공간적 자기상관 오차항이 존재하지 않는다는 귀무가설을 유의수준 1% 수준에서 기각하고 있다. 시간 고정효과를 포함하는 경우 고전적 LM 검정에서 귀무가설을 유의수준 10% 수준 이내에서 기각하고 있다. 따라서 전반적으로 공간 패널모형이 비공간 패널모형보다 우수하다고 판정되어 공간적 특성을 고려하는 모형을 채택하였다.

본 분석에서는 순차적 방법을 이용하여 공간더빈모형을 공간오차모형이나 공간시차모형으로 단순화할 수 있는가에 대한 분석을 먼저 시도한다. 전환경제

<표 2> 비공간 패널모형 공간 의존성 추정결과: Solow 모형

	OLS	공간 고정효과	시간 고정효과	공간 및 시간 고정효과
LM test: no spatial lag	0.74 (0.38)	0.81 (0.36)	3.00* (0.08)	3.15* (0.07)
Robust LM test: no spatial lag	8.71*** (0.00)	8.77*** (0.00)	0.73 (0.39)	0.63 (0.42)
LM test: no spatial error	0.65 (0.79)	0.04 (0.84)	4.58** (0.03)	4.66** (0.03)
Robust LM test: no spatial error	8.03*** (0.00)	7.99*** (0.00)	2.31 (0.21)	2.13 (0.14)

주: ***는 1% 이내, **는 5% 이내, *10% 이내에서 유의함.

대상으로 분석하였다.

6) 물론 Solow 생산함수는 노동부가적 기술진보 생산함수(즉, 해로드 중립적 생산함수)이고 Ertur and Koch(2007)가 고려한 함수는 허스의 중립적 함수이지만 실증분석을 위한 유도 식에는 차이가 없다.

〈표 3〉 공간더빈모형(SDM)의 LR 검정 및 Wald 검정결과: Solow 모형

검정	기본 Solow 모형
Wald test spatial lag	1.46(0.92)
LR test spatial lag	1.24(0.74)
Wald test spatial error	5.81(0.15)
LR test spatial error	5.09(0.16)

주: 괄호 안의 값은 p 값을 나타냄.

성장방정식에 대한 공간더빈모형(식 (11))의 추정결과가 〈표 3〉에 나타나 있다.⁷⁾ 하우스만 검정에서 귀무가설을 기각하여 랜덤효과모형이 아닌 고정효과모형을 선택하였다. 기본 모형에서 공간더빈모형을 공간시차모형으로 단순화할 수 있는가에 대한 검정에서 귀무가설인 $H_0:\theta=0$ 은 Wald 검정(1.46, p 값=0.92)이나 LR 검정(1.24, p 값=0.74)으로 귀무가설을 기각할 수 없었다. 또한 공간더빈모형을 공간오차모형으로 단순화할 수 있는가에 대한 귀무가설인 $H_0:\theta+\lambda\beta=0$ 의 검정에서도 Wald 검정(5.81, p 값=0.15)이나 LR 검정(5.09, p 값=0.16)으로 귀무가설을 기각할 수 없었다. 분석모형 모두 공간더빈모형 사용을 기각하였다.

공간패널 시차모형의 설명력(\bar{R}^2)이 0.67에서 0.81로 공간오차모형의 설명력 0.43~0.52보다 더 높게 나타나 공간시차모형을 분석모형으로 선택하고 그 결과를 〈표 4〉에 나타내었다. 공간 고정효과(spatial fixed effect), 시간 고정효과(time fixed effect), 그리고 두 효과를 동시에 고려하는 모형을 모두 분석하였다. 공간 고정효과를 고려한 모형에서 인접 지역효과를 측정하는 공간 시차중속변수($W*\gamma_y$)의 추정계수가 양의 값(0.657)으로 유의하게 나타나 인접한 지역의 경제성장 가속이 이웃한 지역의 경제성장에 파급효과를 통하여 상호 영향력을 미치고 있음을 보이고 있었다. 이러한 의존성의 영향으로 초기 소득(패널에서는 전기 소득과 같은 의미)의 추정계수 값(-0.036)이 음의 값으로 1% 유의수준에서 유의하게 나타나 소득수준이 지역 간 장기 균제상태로 수렴하고 있음을 보였다. 또한 실물투자 비율이 높을수록, 인구증가율이 낮을수록 경제성장률이 높다는 것을 보여주었고, 이러한 결과는 이론적 관계를 뒷받침하는 것이다. 또한 공간 및 시간 고정효과를 동시에 고려하는 모형에서도 시차독립변수(y_{t-1})의 추

7) Wald 검정을 LR 검정과 비교하기 위하여 Lee and Yu(2010)의 편의수정(bias-corrected)에 의해 구해진 결과 대신 평균편차(mean deviation)로 직접 추정된 결과를 나타내었으며 그 차이는 미미하였다.

〈표 4〉 동태적 공간패널시차모형 추정결과: Solow 모형

	공간 고정효과	시간 고정효과	공간 및 시간 고정효과
$\ln y_{t-1}$	-0.036*** (0.00)	0.004 (0.62)	-0.053** (0.02)
$\ln s_k$	0.023*** (0.00)	0.005*** (0.00)	0.032*** (0.00)
$\ln(n+0.05)$	-0.084*** (0.00)	-0.052*** (0.00)	-0.065*** (0.00)
$W^*\gamma_y$	0.657*** (0.00)	-0.406*** (0.00)	-0.260** (0.02)
\bar{R}^2	0.67	0.77	0.81
σ^2	0.001	0.001	0.001
Log likelihood	591.5	662.1	696.2

주: 1) 괄호 안의 값은 p 값을 나타냄.
 2) ***는 1% 이내, **는 5% 이내, *10% 이내에서 유의함.

정계수 값이 $-0.053(p\text{값}=0.02)$ 으로 나타나 장기 균제상태로 수렴하고 있는 것으로 나타났다. 특히, 공간 시차종속변수($W^*\gamma_y$)의 추정계수가 유의한 음의 값으로 나타났음에도 불구하고 고정효과만을 고려한 모형보다 수렴속도가 더 빨리 나타났다. 이러한 결과는 단순한 추정계수 값을 비교하기 때문이며 피드백 효과나 과급효과를 고려하는 직접효과 및 간접효과를 총괄적으로 살펴보아야 하는 이유이다. 관련 분석을 MRW 모형에서 살펴보았다.

이제 Ertur and Koch(2006)가 사용한 생산함수에 인적자본을 도입한 MRW 모형에 대한 공간 의존성 여부의 LM 검정 분석결과가 〈표 5〉에 제시되어 있다. 공간 고정효과를 고려하는 경우 강건(robust)한 LM 검정에서 비공간 패널을 기각하고 있고 공간 및 시간 고정효과를 고려하는 경우에도 LM 검정에서 비공간 패널모형을 기각하고 있다. 따라서 전반적으로 공간 패널모형이 비공간 패널모형보다 우수하다고 판정되어 공간적 특성을 고려하는 모형을 선호하였다. 또한 Wald 검정(8.51, $p\text{값}=0.07$)이나 LR 검정(8.22, $p\text{값}=0.08$) 결과 귀무가설을 유의수준 10% 이내에서 기각하고 있어 MRW 확장모형에서는 SDM으로 분석하였다.⁸⁾

8) 엄격하게 유의수준 5% 이내에서 분석을 제한할 경우에는 SDM 분석보다 SAM 분석이 먼저 이루어져야 한다.

〈표 5〉 공간더빈모형의 LM 검정, LR 검정 및 Wald 검정결과: MRW 모형

검정	공간 고정효과	공간 및 시간 고정효과	검정	공간 및 시간 고정효과
LM test: no spatial lag	0.76 (0.38)	3.68* (0.05)	Wald test: spatial lag	5.03 (0.28)
Robust LM test: no spatial lag	9.60*** (0.00)	0.46 (0.49)	LR test: spatial lag	4.98 (0.28)
LM test: no spatial error	0.08 (0.77)	5.25** (0.02)	Wald test: spatial error	8.51* (0.07)
Robust LM test: no spatial error	8.92*** (0.00)	2.03 (0.15)	LR test: spatial error	8.22* (0.08)

주: 1) 괄호 안의 값은 p 값을 나타냄.

2) ***는 1% 이내, **는 5% 이내, *10% 이내에서 유의함.

MRW 모형에 대한 SDM의 추정결과가 〈표 6〉에 나타나 있으며 공간 고정효과, 공간 및 시간 고정효과를 고려하는 모형으로 모두 분석하였다. 먼저 공간 고정효과를 고려한 모형을 살펴보자. 앞에서 지적되었듯이 초기 소득에 대한 추정치(-0.081, $p=0.00$)가 음수이고 유의하나 이 값으로 베타수렴 여부를 판정할 수 없다. 초기 소득 충격의 직접효과는 피드백 효과를 포함하고 있는데, 이는 부분적으로 공간적 시차 종속변수($W*\gamma_y$)의 효과와 설명변수 자체의 공간적 시차계수 값($W*\ln y_{t-1}$)의 효과(-0.032, p 값=0.45)에 영향을 받기 때문이다. 공간종속변수($W*\gamma_y$)의 추정 값이 양이고 유의하다는 것은 인접 지역들이 유사하게 발전하고 있음을 의미한다고 할 수 있다. 이것은 인접 지역의 경제성장률이 높을수록 특정 지역의 경제성장률도 높다는 것을 나타내고 지역 간 공간 종속성이 존재한다는 것을 의미한다. 또한 인접 지역을 거쳐 원래 충격이 발생했던 지역으로 돌아오는 피드백 효과까지를 고려해야 한다는 것이다. 따라서 피드백 효과를 고려할 때 직접효과의 값이 -0.105(p 값=0.00)로서 초기 소득 추정계수 값 -0.081보다 크다(즉, 수렴속도가 빠르다).

한 지역의 경제가 부유할수록 또한 부유한 인접한 지역들을 가질수록 성장률이 낮아진다는 것이고 이것은 수렴가설을 지지하는 것이다. 특히, 특정 지역의 소득 증가로 인한 성장률 감소보다 인접한 지역의 소득 증가로 인한 성장률 감소가 더 크게 나타났다는 사실이다. 즉, 직접효과(-0.105)보다 간접효과(-0.270, $p=0.06$)가 더 크게 나타나고 있는데 이것은 공간종속변수의 추정 값이 유의하고 양의 값으로 크게 나타났기 때문이다. 음의 파급효과가 나타났다는 것

이 모순적으로 보일지 모르지만 수렴과정의 자연스런 과정이다.⁹⁾ 즉, 높은 소득을 가진 지역은 성장률을 낮추고 양의 공간 종속성에 의하여 이러한 지역경제들이 인접 지역의 경제성장률에 음의 효과로 작용하는 것이다. 직접효과와 간접효과, 그리고 이를 합한 총효과로 판정한다(Seya *et al.* 2012; Soundararajan, 2013). 그 계수 값이 $-0.376(p=0.03)$ 으로 음의 값으로 유의하게 나타나 한국 지역 간 베타수렴 현상이 나타나고 있음을 보여준다.¹⁰⁾

인적자본의 간접효과는 양의 값으로 유의하게 나타났으나 물적자본의 간접효과는 음의 값으로 유의하지 못하였다. 이것은 한 지역의 인적자본 축적이 인접한 지역의 경제성장을 촉진시키는 파급효과가 나타나고 있다는 것이다. 또한 인적자본의 총효과가 크고 유의한데 반해 물적자본의 총효과는 유의하지 못하였다. 한 지역의 인구 증가가 지역경제 성장에 음의 효과로 나타나 이론적 관계를 잘 설명하고 있지만 간접효과가 유의하지 못하여 인접 지역으로의 공간적 파급효과는 나타나지 않았다.

다음으로 공간 및 시간 고정효과를 고려한 모형에서는 공간종속변수($W*\gamma_y$)의 추정 값(-0.372 , p 값 $=0.00$)이 음으로 유의하게 나타났다. 이것은 인접 지역의 경제성장률이 높을수록 특정 지역의 경제성장률은 낮아진다는 것을 나타내고 지역 간 공간종속성이 존재하며 음의 파급효과가 있는 것이다. 따라서 간접효과가 음의 값으로 유의하지 않게 나타나고 총효과는 직접효과와 동일하게 나타났다. 따라서 공간적 파급효과가 시간이 지남에 따라 사라지고 인접 지역에서의 피드백 효과도 사라져 총효과의 값(-0.067)이 공간모형에서의 추정계수 값과 유사하게 나타났다. 공간 고정효과만을 고려한 모형 값(-0.376)보다는 수렴속도가 빠르지는 않지만 지역 간 수렴하고 있음을 확인하였다.¹¹⁾ 물적자본의

- 9) j 지역의 전기 소득이 증가하게 되면 j 지역 성장률은 하락하게 되고 공간 의존성에 의하여 i 지역의 성장률도 영향을 받아 하락하게 되므로 j 지역의 전기 소득과 i 지역의 성장률과는 음의 관계를 가지게 되고 수렴현상을 설명하는 것이다.
- 10) 경제적 의미로 부연하면, 솔로우 모형에서 소득이 증가할수록(자본축적이 증가할수록) 자본의 한계생산성은 하락하게 되며 따라서 장기적으로 경제성장률이 하락하는 것을 의미한다. 공간더미모형에서 초기 소득의 증가로 공간 시차종속변수($W*\gamma_y$)의 추정 값이 양의 값으로 유의하게 나타난다는 것은 인접 지역들이 유사하게 발전하고 있음(즉, 소득이 증가하고 있음)을 의미한다고 할 수 있다. 따라서 인접 지역들의 소득 증가로 인한 경제 규모가 커질수록(자본축적이 커질수록) 자본한계성 감소로 경제성장률의 하락을 의미하는 것이므로 간접효과가 음의 값으로 나타나는 것이고 수렴의 의미로 해석할 수 있다. 그러나 이러한 간접효과가 캐치업 효과(catch-up effect)를 반영하는 것으로 이해하기에는 어렵다고 Seya *et al.*(2012)는 지적한다.
- 11) 기본 모형의 SAM 분석결과보다는 빠르게 나타나고 있다. 이러한 결과는 LeSage and Pace(2009)와 Elhorst(2010)가 지적하였듯이 설명변수의 피드백 효과, 공간적 파급효과 등

<표 6> 패널 공간더빈모형(SDM) 추정결과: MRW 모형

	공간 고정효과	공간 및 시간 고정효과
$\ln y_{t-1}$	-0.081*** (0.00)	-0.068** (0.02)
$\ln s_k$	0.038*** (0.00)	0.033*** (0.00)
$\ln s_h$	0.020* (0.08)	0.041** (0.03)
$\ln(n+0.05)$	-0.073*** (0.00)	-0.062*** (0.00)
$W*\ln y_{t-1}$	-0.030 (0.45)	-0.026 (0.73)
$W*\ln s_k$	-0.034*** (0.00)	0.007 (0.73)
$W*\ln s_h$	0.044 (0.12)	0.108** (0.02)
$W*\ln(n+0.05)$	0.053*** (0.00)	0.008 (0.69)
$W*\gamma_y$	0.705*** (0.00)	-0.372*** (0.00)
\bar{R}^2	0.70	0.82
σ^2	0.001	0.001
Log likelihood	602.6	698.7
Direct effect $\ln y_{t-1}$	-0.105(0.00)***	-0.067(0.02)**
Indirect effect $\ln y_{t-1}$	-0.270(0.06)*	0.000(0.99)
Total effect $\ln y_{t-1}$	-0.376(0.03)**	-0.067(0.03)**
Direct effect $\ln s_k$	0.035(0.00)***	0.033(0.38)
Indirect effect $\ln s_k$	-0.025(0.38)	-0.003(0.84)
Total effect $\ln s_k$	0.010(0.73)	0.030(0.06)*
Direct effect $\ln s_h$	0.037(0.09)*	0.035(0.07)*
Indirect effect $\ln s_h$	0.181(0.07)*	0.074(0.06)*
Total effect $\ln s_h$	0.218(0.06)*	0.110(0.03)**
Direct effect $\ln(n+0.05)$	-0.073(0.00)***	-0.065(0.00)***
Indirect effect $\ln(n+0.05)$	0.004(0.94)	0.026(0.11)
Total effect $\ln(n+0.05)$	-0.069(0.31)	-0.039(0.04)**

주: 1) 괄호 안의 값은 p값을 나타냄.
 2) ***는 1% 이내, **는 5% 이내, *10% 이내에서 유의함.

을 고려할 때에는 직접 및 간접, 총효과가 크게 나타나고 있다. 둘째, 패널자료 분석에서 시간 고정효과를 고려하는 경우, 즉 한국의 전반적인 연대별(年代別) 충격 등을 고려하는 경우에는 효과추정 값이 작게 나타나 수렴속도가 느리게 나타나는 것으로 판단된다.

간접효과는 음의 값으로 유의하지 못하였으나 인적자본의 경우 간접효과와 총효과가 양의 값으로 유의하게 나타났다. 특정 지역의 인적자본 축적이 인접한 지역의 인적자본 축적에 영향을 미치고 경제성장을 촉진시키는 중요한 설명변수임을 또한 확인하였다.

따라서 한 지역이 경제성장을 촉진하고 인접 지역으로 기술축적의 파급효과를 확산시키기 위해서는 고등교육기관(실례, 대학 유치 등)을 통한 고급 인력(대졸자 이상)을 양성하기보다는 그 지역 안에 얼마나 생산가능인구 중 사업장 내의 고급 인적자본을 확보하고 있는가에 달려 있다는 것이다. 산업체 중에서도 지역 내 첨단기술 혁신 기업이나 연구개발 관련 연구소 등을 유치하여 일자리를 창출하고 고급 인력을 확보함으로써 그 지역경제가 활성화되어 경제가 성장하고 또한 공간 의존성에 의하여 인접 지역으로의 파급과정을 거쳐 지역 간 소득수렴 현상이 일어난다는 것이다.

<표 5>의 Wald 검정(8.51, p 값=0.07)이나 LR 검정(8.22, p 값=0.08)에서 유의수준 5% 이내로 엄격하게 제한한다면 귀무가설을 기각할 수 없다. 따라서 MRW 모형 분석에서 SDM보다는 SAM이 선호되어야 한다. 그 분석결과가 <표 7>에 나타나 있다.

먼저 공간 고정효과를 고려한 모형부터 살펴보자. 전기 소득에 대한 추정계수(수렴속도)가 유의한 음의 값으로 나타나 한국 지역 간 장기 균제상태로 수렴하고 있음을 확인하였다. SDM에서 구한 계수 값보다는 작게 나타났다. 또한 직접 및 간접효과를 모두 포함(피드백 효과, 파급효과 등)한 총효과의 경우 -0.221 로 SDM에서 추정한 -0.376 보다 작다. 당연히 특정 지역의 경제성장률이 인접한 지역의 외생변수들의 공간 파급효과를 SAM에서는 고려하지 않기 때문이다. SAM 모형에서 특히 주목되는 결과는 물적자본의 중요성이다. SDM에서는 물적자본의 총효과가 유의하지 못한 값으로 나타났으나 SAM에서는 회귀식의 추정 값(0.021, $p=0.00$)뿐만 아니라 총효과의 값(0.060, $p=0.00$)도 1% 이내에서 유의하다. 반면 인적자본은 총효과 0.082($p=0.06$)는 10% 이내에서 유의하게 나타났다. 공간 및 시간 고정효과를 동시에 고려한 모형에서는 인적자본의 회귀추정계수(0.021, $p=0.13$)와 총효과(0.018, $p=0.16$)가 작은 값으로 오히려 유의하지 못하게 나타났다. 반면 물적자본은 모두 유의하고 더 높은 값(0.024, $p=0.00$)으로 나타났다. 따라서 지역적인 고정효과, 즉 지역적인 역량, 제도, 풍습, 환경 등을 고려하고 시간 고정효과, 즉 시대적(연도별) 상황의 변동을 고려할 때는 지역의 산업(기업) 유치, 시설투자 등 물적자본의 축적이 그 지

<표 7> 패널 공간시차모형(SAM) 추정결과: MRW 모형

	공간 고정효과	공간 및 시간 고정효과
$\ln y_{t-1}$	-0.075*** (0.00)	-0.054** (0.02)
$\ln s_k$	0.021*** (0.00)	0.030*** (0.00)
$\ln s_h$	0.028** (0.02)	0.021 (0.13)
$\ln(n+0.05)$	-0.076*** (0.00)	-0.064*** (0.00)
$W^*\gamma_y$	0.654*** (0.00)	-0.244*** (0.00)
\bar{R}^2	0.67	0.81
σ^2	0.001	0.001
Log likelihood	594.0	696.7
Direct effect $\ln y_{t-1}$	-0.087(0.00)***	-0.054(0.03)**
Indirect effect $\ln y_{t-1}$	-0.024(0.00)***	0.011(0.08)*
Total effect $\ln y_{t-1}$	-0.221(0.00)**	-0.043(0.03)**
Direct effect $\ln s_k$	0.035(0.00)***	0.031(0.00)***
Indirect effect $\ln s_k$	0.036(0.01)**	-0.006(0.02)**
Total effect $\ln s_k$	0.060(0.00)***	0.024(0.00)***
Direct effect $\ln s_h$	0.032(0.05)*	0.022(0.15)
Indirect effect $\ln s_h$	0.050(0.08)*	-0.004(0.19)
Total effect $\ln s_h$	0.082(0.06)*	0.018(0.16)
Direct effect $\ln(n+0.05)$	-0.089(0.00)***	-0.065(0.00)***
Indirect effect $\ln(n+0.05)$	-0.135(0.00)***	0.013(0.01)**
Total effect $\ln(n+0.05)$	-0.225(0.00)***	-0.052(0.00)**

주: 1) 괄호 안의 값은 p값을 나타냄.

2) ***는 1% 이내, **는 5% 이내, *10% 이내에서 유의함.

역의 경제활동(성장)에 더 중요한 변수임을 보여주고 있다.

IV. 결론

본 연구는 Solow-Swan 및 Mankiw *et al.*(1992)의 성장모형에 지역 공간의 상

호 의존성과 기술(지식) 파급효과를 도입하는 동태적 공간패널 계량모형을 이용하여 1989년부터 2011년까지 한국의 13개 시도 간 소득 수렴성 여부를 검정하였다.

인적자본을 고려하지 않는 Solow-Sawm 모형에 대한 공간시차모형(SAM) 분석에서 공간 고정효과를 고려할 때 한국의 지역 간 소득수렴 현상이 나타났으며, 또한 공간 및 시간 고정효과를 동시에 고려하는 모형에서도 장기 균제상태 수렴현상이 나타났다. 인적자본을 도입한 Mankiw *et al.*(1992) 모형 분석에서 Wald 검정이나 LR 검정의 완화된 수준(10% 내의 유의수준)에서 고려할 수 있었던 공간더빈모형(SDM)이나 엄격한 유의수준에서 고려된 공간시차모형(SAM) 분석 모두에서 수렴현상을 발견할 수 있었다. 공간 의존성을 고려함으로써 피드백 효과를 포함하는 직접효과가 초기 소득 회귀추정 계수 값보다 크게 나타났고, 인접 지역으로의 파급효과를 고려하는 간접효과까지 합한 총효과의 값이 더 크게 나타나 수렴속도가 훨씬 더 빠르게 나타났다.

SDM 분석에서는 모든 설명변수들의 회귀추정 값들은 유의하고 이론적 관계를 뒷받침하는 결과들로 도출되었다. 공간 고정효과모형을 고려할 때 인적자본의 경우 간접효과와 총효과가 양의 값으로 유의하게 나타났지만, 물적자본의 경우 간접효과가 음의 값으로 유의하지 못하였으며 총효과에서도 유의하지 못하였다. 그러나 유의수준 5% 이내에서 분석의 엄격성을 강조한 SAM 분석에서는 공간 고정효과모형을 고려할 때 인적자본이나 물적자본 모두 간접효과나 총효과가 양의 값으로 유의하게 나타났다. 그러나 시간 고정효과를 고려하는 경우에, 즉 연도별 시대적 상황(변동)을 고려하는 경우에는 SAM 분석에서 물적자본의 회귀추정계수와 총효과의 값이 유의하지 않게 나왔다. 분석의 한계 유의수준을 강화할 때 선택되는 SAM 분석을 고려한다면 지역경제 성장발전과 지역 간 파급효과를 위해서는 인적자본과 물적자본의 동시 축적이 중요하지만 후자가 더 중요한 지역변수임을 발견할 수 있었다. 지역 내 기계설비 투자가 이루어지는 기업이나 대단위 사업주체를 유치하는 것이 지역발전에 중요한 요소임을 제시해 주고 있었다. 또한 공간분석에 있어 모형 사용과 해석에 한계가 있음을 보여주고 있었다.

참 고 문 헌

- 김선기·박승규, 『지역간 경제성장격차 변화분석』, 한국지방행정연구원, 2008.
- 김지욱, “한국패널자료를 이용한 지역경제 수렴화 연구,” 『서울도시연구』 제5권 제4호, 2004, 93~103.
- _____, “패널자료를 이용한 한국 지역소득 확률수렴성과 수렴클럽 분석,” 『경제학연구』 제59집 제3호, 2011, 53~80.
- 김홍기, “한국에서 비안정적 패널자료를 활용한 인적자본과 지역간 소득수렴화,” 『한국경제의 분석』 제9권 제2호, 2003, 109~164.
- 박성익·유병철, “비대칭공적분 모형을 이용한 경기변동과 지역간 소득격차의 관계추정,” 『한국경제연구』 제30권 제3호, 2012, 127~154.
- 유병철·박성익, “지역소득수렴여부와 성장요인분석: 동태 이질적 모형의 활용,” 『국제경제연구』 제10권 제2호, 2004, 105~126.
- 이근재·강상목·정종필, “도시지역 생산성 성장 및 수렴 요인분석: 기술적 catch-up, 기술발전 및 자본축적을 중심으로,” 『경제학연구』 제55집 제2권, 2007, 147~176.
- 이승준·구재운, “한국의 지역소득 수렴현상에 대한 재조명,” 『한국경제연구』 제30권 제1호, 2012, 151~169.
- 이진원, “한국 지역경제 성장수렴화와 성장요인에 관한 연구,” 『한국지방자치학회보』 제9권 제4호, 1997, 125~138.
- Anselin, L., *Spatial Econometrics: Methods and Models*, The Netherlands: Kluwer Academic, 1988.
- Anselin, L. and A. Bera, “Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics,” in D. Giles and A. Ullah(eds.), *Handbook of Applied Economic Statistics*, Marcel Dekker, New York, 1998, 237~289.
- Baltagi, B., *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd ed., Chichester, UK: Wiley, 2005.
- Barro, R. and X. Sala-i-Martin, *Economic Growth*, MIT, 2003.
- Elhorst, J., “Spatial Panel Data Models,” in M.M. Fischer and A. Getis(eds.), *Handbook of Applied Spatial Analysis*, Springer, Berlin, 2010, 377~407.

- _____, "Matlab Software for Spatial Panels," *International Regional Science Review* 37(3), 2014, 389~405.
- Ertur, C. and W. Koch, "Growth, Technological Interdependence and Spatial Externalities: Theory and Evidence," *Journal of Applied Econometrics* 22, 2007, 1033~1062.
- Evans P. and J. Kim, "The Spatial Dynamics of Growth and Convergence in Korea Regional Incomes," *Applied Economics Letters*, forthcoming, 2014.
- Ho, C., W. Wang, and J. Yu, "Growth Spillover through Trade: A Spatial Dynamic Panel Data Approach," *Economics Letters*, 120, 2013, 450~453.
- Im, S., M. Pesaran, and S. Shin, "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," mimeo, Cambridge University, 1997.
- Jun, Sangjun, "The Role of Human Capital in Convergence of Korean Regional Economics: A Panel Data Analysis," 10th International Conference of Korean Economics Association, 2000.
- Lee, K., M. Pesaran, and R. Smith, "Growth and Convergence in a Multi-country Empirical Stochastic Solow Model," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 12, 1997, 357~392.
- Lee, L. and J. Yu, "Estimation of Spatial Autoregressive Panel Models with Fixed Effects," *Journal of Econometrics* 154, 2010, 165~185.
- LeSage, J. and K. Pace, *Introduction to Spatial Econometrics*, Boca Raton, FL: CRC Press Taylor & Francis Group, 2009.
- LeSage J. and M. Fisher, "Special Growth Regressions: Model Specification, Estimation and Interpretation," *Special Economic Analysis*, Vol. 3, 2008, 275~304.
- Lucas, R., "On the Mechanics of Economic Development," *Journal of Monetary Economics* 22, 1988, 3~42.
- Mankiw, G., D. Romer, and D. Weil, "A Contribution to the Empirics of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics* 107, 1992, 407~437.
- Seya, H., M. Tsutsumi, and Y. Yamagata, "Income Convergence in Japan: A Bayesian Spatial Durbin Model Approach," *Economic Modelling* 29, 2012, 60~71.
- Soundararajan, P., "Regional Income Convergence in India: A Bayesian Spatial

Durbin Model Approach,” MPRA Paper, 2013.

Yu, J. and L. Lee, “Convergence: A Spatial Dynamic Panel Data Approach,” *Global Journal of Economics* 1, 2012.

[Abstract]

Regional Income Convergence and Capital Accumulation: Evidence from Dynamic Spatial Panel Model

Ji Uk Kim*

In this paper, a spatial dynamic panel data approach including a global spatial Durbin model and spatial lag model is adopted to analyse growth convergence of 13 Korean regions in the period 1989~2011. We introduce technology spillover into the neoclassical framework and Mankiw *et al.*(1992) including spatial interdependence. In simple Solow-Swan model analysis, these results do support convergence hypothesis of regional incomes. Through Mankiw *et al.*(1992)model including human capital, we find that there is a positive spillover effect of growth among regions, and that convergence speed rate would be faster than the model without spatial interdependence. There is evidence that both investment in human capital and physical capital matter not only for growth of the economy itself, but also for the growth of neighboring economies. The results indicate a strong spatial interdependence among Korean regional income.

Keywords: dynamic spatial panel, global spatial Durbin model, regional convergence, knowledge spillover, spatial interdependence

JEL Classification: O4, O2

* Professor, Chung-Ang University School of Economics, College of Business & Economics, Tel: +82-2-5515, E-mail: jiukim@cau.ac.kr