

# 흡수능력과 공간 의존성을 고려한 슈페터 기술확산모형에서의 아시아 국가들의 소득수렴 검정\*

김 지 욱\*\*

본 연구에서는 Ertur and Koch(2011)의 슈페터 성장모형과 Ertur and Koch(2007) 등의 신고전파 성장모형을 확장하여 1970년부터 2014년까지 아시아 11개 국가들의 경제성장 설명력과 소득수렴가설을 공간적 종속성과 과급효과를 고려하는 패널 공간계량모형으로 분석하였다. 분석 결과 국가 간 경제성장률에 공간 의존성이 존재하며 상호 영향력을 미치고 있음을 발견하였다. 경제성장률에 대한 기술수준(R&D)의 대용변수들, 총요소생산성, FDI, 인적 자본 등의 추정계수 값이 유의하고 양의 부호로 나타나 슈페터 모형을 지지하고 있는 것으로 나타났다. 또한 기술흡수 능력을 고려하는 슈페터 기술확산모형 분석에서 인적 자본과 결합된 기술생산성과 무역비중이 중요한 기술흡수 능력 변수로 나타났고, 이 경우 아시아 국가 간 소득수렴 속도도 빠르게 나타났다. 확장된 MRW 모형에서도 인적 자본뿐만 아니라 총요소생산성이나 무역비중 등도 모두 유의한 값으로 나타나 유용한 모형을 보여주었으며 수렴속도는 슈페터 기술확산모형보다 더 빠르게 나타났다. 선진국인 일본을 포함한 모형에서도 아시아 경제성장을 설명하는 데 있어 두 모형 사이에는 큰 차이가 없었으며 소득수준의 장기균제상태로 수렴하고 있음을 확인하였다.

핵심주제어: 슈페터 기술확산모형, 기술흡수 능력, 공간적 상호 의존성, 소득수렴  
경제학문헌목록 주제분류: O4, O2

## I. 서론

단기간의 압축 성장, 후발자로서의 이익, 추격자의 지위, 첨단기술 변경으로의 접근과 추월 등의 표현으로 대표되는 아시아 국가들에 대한 경제성장 관련 이론적 실증적 분석들이 지속적으로 이루어져 왔다. 신고전파의 외생적 성장모형

\* 이 논문은 2016년도 중앙대학교 연구년 결과물로 제출됨. 본 논문의 완성에 유익한 논평을 해주신 심사위원들께 감사드립니다.

\*\* 중앙대학교 경영경제대학 경제학부 교수, 전화: (02) 820-5515, E-mail: jiukim@cau.ac.kr  
논문투고일: 2018. 9. 11 수정일: 2018. 10. 1 게재확정일: 2018. 10. 24

(neoclassical growth model)이나 슈페터(Schumpeterian) 내생적 성장모형 등으로 여러 경제발전 단계에 있는 아시아 국가들에 대한 국가경제의 설명력을 높이고자 하는 논의들이다. 내생적 성장모형에서 한 국가의 연구개발투자(research and development investment, 이하 R&D)는 경제성장(소득수준 향상)에 지대한 영향을 미친다. 자본재에 대한 기술의 체화, 기술혁신 등으로 나타나는 생산성 향상을 통하여 총산출물(소득) 수준을 높일 뿐 아니라 경제성장률의 증가에도 영향을 미칠 수 있다.<sup>1)</sup>

슈페터 모형 중 기술확산모형에서 기술 선도국에서 개발된 혁신기술이 후발자 이익을 누리는 기술후발국에 전파될 때에 선도국 소득수준으로의 따라잡기가 이루어진다. 즉, 혁신비용보다 모방비용이 낮을수록, 선도국과의 기술격차가 클수록, 최신기술을 받아들일 수 있는 흡수능력(absorptive capacity)이 클수록 기술 선도국으로의 소득수렴이 일어날 수 있다.<sup>2)</sup> 또한 기술혁신이나 경제성장이 특정 국가에만 영향을 미칠 뿐만 아니라 인접한 국가에도 서로 영향을 미치는 공간 상호의존성(spatial interdependence)을 고려할 때, 그룹 국가 간 수렴속도는 더 빨라진다. 즉, 한 국가의 연구개발투자에 의한 기술혁신 축적이 한 나라에만 머무는 것이 아니라 타 국가들에게도 확산되어 그 기술수준을 받아들일 수 있는 역량에 따라 기술수준을 향상시켜 나가면서, 궁극적으로는 그룹 국가들 간에 장기균제상태 소득수준으로 수렴해 간다.<sup>3)</sup>

본 연구에서는 Aghion and Howitt(1992, 1998), Howitt(2000), Ertur and Koch(2011)에 의해 구축된 슈페터 성장모형이 아시아 국가들의 경제성장을 잘 설명할 수 있는지, 이러한 내생적 모형 안에서도 국가 간 소득발산이 아니라 소

1) 신고전파모형에서 일인당 소득의 지속적인 증가를 위해서는 기술혁신(진보)이 필수적인 성장의 근원이다. 그러나 국가(기업)의 연구개발투자가 소득수준에는 영향을 미치지만 장기적으로 경제성장률에는 영향을 미치지 않으며 외생적으로 결정된다는 것이 신고전파의 성장모형의 핵심이다.

2) 본 연구에서 슈페터 모형 중 흡수능력을 고려하는 모형을 다국가 슈페터 기술확산모형(multi-country, 이하 m-c Schumpeterian technology diffusion model)으로 설정하였고, 솔로우 모형에서 인적 자본을 고려하는 MRW 신고전파모형에다가 추가로 외국인 직접투자나 총요소생산성 등의 변수를 고려하는 모형을 확장된 다국가 MRW 모형(m-c MRW)으로 설정한다.

3) 외생적 모형에서 자본축적이 낮은 저소득국가는 자본의 한계생산성이 높아 빠른 성장을 하여 고소득국가로 수렴한다는 것이다. 초기 소득만을 가지고 경제성장률과의 음의 관계를 밝힐 때 우리는 국가 간 절대적 수렴이라 부른다. 또한 성장률도 수렴해 나가면서 소득수준까지 수렴해 갈 때에도 우리는 절대적 수렴이라고 부른다. 국가 간 상이한 균제상태를 가질 때 조건부 수렴이라 부른다.

득수렴 현상이 발생하는지, Mankiw, Romer, and Weil(1992, 이하 MRW), Ertur and Koch(2007)와 Fischer(2011, 2018) 등이 고려한 솔로우 신고전과 성장모형에서도 아시아경제를 잘 설명할 수 있는지를 살펴보고자 하였다.

가까이 교제하는 개인들 간에도 서로 영향력을 주고받듯이 국가 간에도 근접하는 경우 서로 미치는 영향력을 무시할 수 없을 것이다. 그것이 움직일 수 없는 지리적·공간적인 근접성의 성격일 경우 더욱 그러할 것이다. 한 국가(지역)의 경제성장은 주변 국가(지역)와의 공간 상호작용에 의해 서로 영향을 받는다는 공간적 종속성을 고려하는 공간 계량경제학적 방법론이 최근 주목받으며 많은 분야에서 적용되고 있다. 본 분석을 위하여 LeSage and Pace(2009)와 Elhorst(2010, 2014) 등이 제시한 공간더빈모형(spatial Durbin model, 이하 SDM)을 사용하였다. SDM은 한 국가 소득(성장)이 이웃한 지역의 소득수준(성장)뿐만 아니라 기타 독립변수들에 의해서도 공간 상호간에 영향을 받을 수 있다는 가정 하에서 공간 시차 독립변수들을 포함하는 공간시차모형의 일종이다.<sup>4)</sup>

아시아 국가들의 소득 수렴성 연구에서는 대부분 솔로우의 신고전과모형에서 이루어져 왔다. Kim(2001)은 동아시아 17개국을 대상으로 패널 단위근  $t$ 값의 임계치를 몬테카를로 시뮬레이션을 통하여 구한 후 소득수준의 수렴 여부를 분석하고 있다. 분석 결과 국가 그룹 평균에는 수렴하고 있으나 상이한 소득수준으로 수렴하고 있어 조건부 수렴을 지지하였다. Seya *et al.*(2012)은 일본의 지역소득에서 시그마 수렴은 발견하지 못하였으나 베타 수렴은 확인하였다. Kim(2008)은 아시아 국가를 포함한 개발도상국 대상으로 system-GMM 추정 기법으로 기술확산모형을 이용하여 수렴 여부를 분석하였다. 특히, 개도국의 인적 자본 축적이 높을수록 외국인 직접투자를 통하여 선진국의 기술이전이 빠르게 일어나고 있음을 보였다. Sun, Chen, and Hewings(2017)는 확장된 MRW(1992) 모형을 이용하여 공간적 기술확산 효과가 중국의 지역소득 수렴성과 변동성을 크게 하는 것으로 분석하였다. Evans and Kim(2011)은 다중구조 변화와 횡단면 주체 간 의존성을 허용하고 장기분산에 이질성을 고려한 패널정상성 검정(panel stationarity test) 분석에서 패널정상성 귀무가설을 기각하지 못하였다. 이러한 분석 결과는 아시아 국가들의 추격률이 추세 안정성 성질을 만족함으로써 장기균제상태 수준으로 수

4) Anselin(1988)은 공간 상관관계를 고려하지 않는 전통적인 회귀분석 결과는 편의와 불일치 추정량을 갖게 된다는 사실을 증명하고 공간적 자기상관(spatial autocorrelation)과 공간적 이질성(spatial heterogeneity) 등을 고려하였다. 최근에는 패널 자료를 이용한 계량경제모형이 개발되어 공간시차모형(spatial lag model, 이하 SAM)과 공간오차모형(spatial error model, 이하 SEM) 등에 적용되고 있다.

렴하고 있음을 나타내었다.

동태적 공간 패널을 이용한 소득수렴성 연구에서는 Ertur and Koch(2007)는 계량모델에 공간적 요소를 고려할 경우 소득수렴 속도가 높게 나타난다는 것을 보였다. Yu and Lee(2012)도 동태적 공간패널모형을 이용하여 미국 48개 주 단위소득에 대한 신고전과 성장모형의 수렴가설을 검정하였다. Ho, Wang, and Yu(2013)는 공간적 자기 시차항을 도입하여 26개 OECD 국가 분석에서 수렴속도가 더욱 빨라짐을 보였다. Fischer(2018)는 MRW 모형 기반의 수렴성 분석에서 22개 유럽 국가의 198개 지역대상 분석에서 인적 자본보다는 물적 자본의 공간 외부성의 중요성을 지적하였다. Gallo and Fingleton(2014)은 베타 수렴에 공간적 요인을 고려한 모형을 제시하였다. 김지욱(2014)은 한국의 13개 시·도 간 소득수렴성 여부를 공간패널모형을 이용하여 분석하였다. Ciccarelli and Fachin(2017)은 공간 의존성을 고려하여 이탈리아 제조업의 노동생산성의 조건부 수렴 여부를 분석하였다. Ditzen(2018)은 공간 시차로 공간적 의존성을 고려하고 공통요인으로 횡단적 상호 의존성을 통제할 때 93개국 대상 분석에서 조건부 수렴현상을 발견하였다.

따라서 본 연구에서는 한 국가의 연구개발투자가 본인 국가뿐만 아니라 인접 국가들에게도 영향을 미쳐 경제성장률에 영향을 미치고 있는지, 또한 그 기술을 받아들일 수 있는 기술흡수 능력을 고려하였을 때 더 크게 성장률에 미쳐 빠른 성장률 수렴이 이루어지는지를 Ertur and Koch(2011) 부류의 슈페터 성장모형을 이용하여 실증분석하였다. 또한 물적 자본만 고려하는 솔로우 모형을 확장하여 인적 자본까지 고려하는 MRW(1992)을 이용하여도 아시아 국가 간 성장률 수렴을 확인하고 또한 연구개발투자나 무역변수까지 고려하는 확장된 MRW 모형을 사용하여 아시아경제의 설명력을 슈페터 모형과 비교하여 보았다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 슈페터 성장모형과 공간 상호 의존성을 고려하는 동태적 공간 패널 분석 방법론을 소개하고, 제Ⅲ절에서는 추정모형을 설정하여 그 분석한 결과를 제시하였으며, 제Ⅳ절에서 결론을 도출하였다.

## Ⅱ. 분석모형

먼저 Aghion and Howitt(1998), Howitt(2000), Ertur and Koch(2011)에 의해 구축된 슈페터 성장모형을 고려하자. 생산자 중간재 생산물의 다양성 모형 중에

서 한 국가의 최종재 생산함수를 다음 식으로 표현한다.

$$Y_{it} = Q_{it}^{\alpha-1} \int_0^{Q_{it}} A_{it}(v) x_{it}(v)^\alpha L_{it}^{1-\alpha} dv, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (1)$$

여기서  $Y_{it}$ 는 국가  $i$ 의  $t$ 시점 최종재 생산물이며,  $L_{it} = L_{i0}e^{nt}$ 은  $n$ 의 성장률을 가진 노동력이며,  $x_{it}(v)$ 는  $v \in [0, Q_{it}]$  범위 내에서  $t$ 시점에서 사용되는 중간재, 그리고  $Q_{it}$ 는 중간재의 수,  $A_{it}(v)$ 는 최종  $v$ 단계인 중간재의 기술수준(생산성) 파라메타(모수)이다.<sup>5)</sup> 중간재의 품질향상은 연구개발투자와 행위에서 나온다면 어떤 섹터에서의 수직 혁신은 다음의  $\phi_{it} = \lambda_i \kappa_{it}^\phi$  Poisson 접근율로 표현된다. 여기서  $0 \leq \phi \leq 1$ 은 혁신접근율에 대한 연구개발투자의 충격모수이며,  $\lambda_i$ 는 수직 혁신의 연구개발 생산성을 나타내는 모수,  $\kappa_{it} = S_{i,A(t)}/(Q_{it}A_{it}^{\max})$ 는 각 섹터에서 수직 연구개발에 대한 생산성 조정 지출이다. 각 섹터에서의 연구개발투자 ( $S_{i,A(t)}/Q_{it}$ )를 선도기술 생산성( $A_{it}^{\max}$ )으로 나누어 폭발적 성장을 통제한다. 우리는 신고전과모형처럼 물적 자본의 동태축적방정식을 다음 식으로 표현할 수 있다.

$$\dot{\hat{k}}_{it} = s_{K,i} \hat{k}_{it}^\alpha - (n_i + g_{it} + \delta) \hat{k}_{it} \quad (2)$$

여기서  $\hat{k}_{it} = K_{it}/(A_{it}L_{it})$ 의 유효노동당 자본,  $s_K$ 는 물적 자본의 투자율,  $\delta$ 는 감가상각률이다. 또한 생산성 조정 연구개발투자의 미분방정식  $\dot{\kappa}_{it}$ 에 대한 동태축적방정식을 도출하여 연립방정식으로 풀면  $i$ 국가의 경제변수 동태과정을 전개할 수 있다.<sup>6)</sup> 물론  $g_{it} = \sigma \lambda_i \kappa_{it}^\phi$ 의 수식을 대입하여 전개한다. 균제상태에서  $\dot{\hat{k}}_{it} = \dot{\kappa}_{it} = 0$ 과  $g_i^* = \sigma \lambda_i \kappa_i^{*\phi}$ 을 구하게 된다. 이 수식들을 풀면 균제상태에서 일

5) 슈페터 성장모델은 생산물 다양성 모델(product variety model)에서 중간재 수가 확장되는 수평적 혁신(horizontal innovation)을 이루는 모형과, 중간재 수는 고정되어 있지만 각 중간재마다 기술혁신 성장으로 품질이 향상되는 모델(quality ladder model)인 수직적 혁신(vertical innovation)모형 등으로 전개되고 있다. 본 모형에서는 수직적 혁신도 이루어지고 있다.

6) 논문의 전개상 복잡성을 피하고 핵심 관련 수식을 도출하기 위해  $\dot{\kappa}_{it}$ 의 동태축적방정식의 전개식을 생략하였다. Ertur and Koch(2011) 참조할 것.

인당 소득이나 증가율의 방정식으로 표현할 수 있다.

이제 우리는 m-c 슈퍼터 성장모델로 확장할 수 있다. 특정 국가의 연구개발 투자가 특정 국가뿐만 아니라 인접(주변) 국가들에게도 영향을 미쳐 경제성장에서도 상호간에 영향을 미친다고 가정한다. 즉, 특정 국가의 경제성장은 주변 국가와의 공간 상호작용에 의해 서로 영향을 받는다는 공간적 종속성을 고려한다. Ertur and Koch(2011)는 슈퍼터적 기술확산모형을 전개하는 데 있어 다음의 생산성 모수( $\lambda_i$ )를 가정한다.

$$\lambda_i = \lambda \prod_{j=1}^n \left( \frac{A_{jt}}{A_{it}} \right)^{\gamma_i v_{ij}} \quad (3)$$

여기서  $v_{ij}$ 는 모든 국가들에 의해 축적되어진 지식에 접근하는 특정 국가  $i$ 의 모수이며 모든 국가들에 의해  $\sum_{j=1}^n v_{ij} = 1$ 이라고 가정한다. 생산성은 그 자신의 기술변경에 대한 국가  $i$ 의 기술격차  $\left( \frac{A_{jt}}{A_{it}} \right)$ 의 함수로 표현되고  $A_{jt}$ 는 국가  $j$ 의 기술수준이다. 이 생산성 모수를 국가  $i$ 의 지식축적의 성장률에 대입하여 전개하면 다음과 같은 식을 갖는다.

$$g_i \equiv \frac{\dot{A}_{it}}{A_{it}} = \lambda \sigma \kappa_{it}^{\phi} \prod_{j=1}^n \left( \frac{A_{jt}}{A_{it}} \right)^{\gamma_i v_{ij}} \quad (4)$$

이러한 가정은 국가 간 스페일오버 효과(spillover effect)나 공간적 외생성으로 간주된다. 또한 모수  $\gamma_i > 1$ 는 국가  $i$ 의 흡수능력을 나타내며 인적자본스톡( $H_i$ )의 함수,  $\gamma_i = \gamma H_i$ 로 표현된다.

물적 자본과 연구개발투자의 동태축적방정식을 각각 전개하고 균제상태 값을 도출한다. 균제상태 값 주변으로 생산함수의 로그선형화를 사용한 후에 전이동태 방정식을 도출할 수 있다. 또한 각국 소득성장의 공간 상호 의존성을 고려하여 도출한 축적방정식을 Ertur and Koch(2011)와 같이 공간 계량방정식으로 나타낼 수 있다.<sup>7)</sup>

7) 이러한 동태적 공간패널모형(dynamic spatial panel model, 이하 DSPM)으로 수렴성을 검정한 논문으로는 Elhorst *et al.*(2010), Debarsy *et al.*(2012), Segura(2017), Ciccarelli and Elhorst(2017), Silva(2017) 등이 있다.

$$\begin{aligned} \ln y_{it} - \ln y_{it-1} = & \beta_0 + \beta_1 \ln y_{it-1} + \beta_2 \ln \frac{S_{K,it}}{n_{it} + 0.05} + \beta_3 \ln s_{Ait} + \beta_4 \ln n_{it} \\ & + \theta H_{it} \sum_{j \neq i}^n v_{ij} \ln \frac{S_{K,jt}}{n_{jt} + 0.05} + \gamma H_i \sum_{j \neq i}^n v_{ij} (\ln y_{jt} - \ln y_{jt-1}) + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

여기서  $\beta_0$ 는 각 국가에 동일한 상수항,  $\beta_1$ 은 전기소득의 계수,  $\beta_2$ 은 물적 자본의 투자율 계수,  $\beta_3, \beta_4$ 는 각각 연구개발투자와 인구증가율의 계수를 나타내고,  $\theta$ 는 주변 국가  $j(j=1, \dots, n, j \neq i)$ 의 물적 자본에 대한 투자율 계수이며,  $\gamma$ 는 공간 자기상관 계수이다. 잔차항  $\epsilon_i$ 는 동일하게 독립적으로 분포되어 있다고 가정한다.<sup>8)</sup> 우리는 행렬식의 형태로 공간계량모형인 공간더빈모형으로 나타낼 수 있다.

$$Y = X\beta + \theta WZ + \gamma WY + \epsilon \quad (6)$$

여기서  $Y$ 는 노동자당 소득증가율의  $n \times 1$ 의 벡터 표현,  $X$ 는 외생변수들(상수항, 전기소득, 물적 자본의 투자율, 인구증가율, 연구개발투자액)의  $n \times 5$ 행렬,  $W$ 는  $n \times n$ 의 공간가중행렬,  $WZ$ 는 물적 자본의 공간 시차  $n \times 1$ 벡터,  $WY$ 는 종속변수의 공간시차변수를 나타낸다.  $\gamma$ 는 공간 자기상관 모수이며,  $\epsilon \sim iidN(0, \sigma_\epsilon^2)$ 의 분포를 가정하고  $n \times 1$  크기의 잔차항 벡터를 각각 나타낸다. 우리는 SDM 모형을 SAM 모형으로 다음과 같이 변형시킬 수 있다.  $Y = \tilde{X}b + \gamma WY + \epsilon$ , 여기서  $\tilde{X} = [X \ WZ]$ 이고  $b = (\beta', \theta)'$ 를 나타낸다. SAM축약형 형태로 표현하면 다음과 같다.

$$Y = (1 - \gamma W)^{-1} \tilde{X}b + (1 - \gamma W)^{-1} \epsilon \quad (7)$$

축약형 식에서 공간시차변수  $WY$ 는 잔차항과 상관되어 있으므로 최소자승추정법(ordinary least square, 이하 OLS)을 사용하면 불일치추정량을 갖는다 [ $E(WY\epsilon') = \sigma^2 W(1 - \gamma W)^{-1} \neq 0$ ]. Lee(2004)는 잔차항의 정규분포 가정 하에

8) 이 잔차항에서 불확실하고 관찰할 수 없는 구조충격을 고려해야만 하나 현 시점에서의 이론전개 범위를 벗어난다고 Ertur and Koch는 밝히고 있다.

최대우도추정량의 점근적 성질을 갖는 SAM 모형의 우도함수를 다음과 같이 제시하였다.

$$\begin{aligned} \ln L(b', \gamma, \sigma^2) = & -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2) + \ln |I - \gamma W| \\ & - \frac{1}{2\sigma^2} [(I - \gamma W) Y - \tilde{X}b]' [(I - \gamma W) Y - \tilde{X}b] \end{aligned} \quad (8)$$

공간계량모형의 모수추정에 관한 내용은 LeSage(1999)를 참조하고 그가 제공하는 Matlab 프로그램을 통하여 값들을 구할 수 있다. 식 (5)에서 연구개발투자가 새로운 지식에 접근하는데 영향을 미치지 않는다면, 즉  $\phi = 0$  ( $\beta_3 = \beta_4 = 0$ ) 이라면 우리는 Solow 모형으로 단순화시킬 수 있다. 이 수식은 Ertur and Koch(2007)의 모형과 유사하다.

$$\begin{aligned} \ln y_{it} - \ln y_{it-1} = & \beta_0 + \beta_1 \ln y_{it-1} + \beta_2 \ln \frac{s_{K,i}}{n_i + 0.05} + \theta H_i \sum_{j \neq i}^n v_{ij} \ln \frac{s_{K,j}}{n_j + 0.05} \\ & + \gamma H_i \sum_{j \neq i}^n v_{ij} (\ln y_{jt} - \ln y_{jt-1}) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

또한 연구개발 지출이 총요소생산성에도 직접적으로 영향을 미치고 국가 간 성장과 발전 가운데 기술 분출효과가 나타나는가를 슈퍼터적 성장모형에서 살펴 보았다. Ertur and Koch(2011)와 같이 균제상태에서 다음의 총요소생산성 추정식 (10)을 도출하였다.

$$\begin{aligned} \ln TFP_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln \frac{s_{K,i}}{n_i + 0.05} + \beta_2 \ln s_{A_i} + \beta_3 \ln n_i \\ & + \gamma H_i \sum_{j \neq i}^n v_{ij} \ln TFP_{jt} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (10)$$



### Ⅲ. 실증분석 결과

#### 1. 분석자료

본 연구는 1970년부터 2014년까지 아시아 11개 국가, 즉 중국, 홍콩, 인도네시아, 인도, 한국, 말레이시아, 필리핀, 싱가포르, 스리랑카, 대만, 태국 등을 대상으로 경제성장과 수렴 여부를 분석하였다.<sup>9)</sup> 일인당 실질소득, GDP 대비 물적 자본의 투자비율, 인적 자본, 인구증가율, 총요소생산성 증가율 등의 자료는 Feenstra *et al.*(2015)의 Penn World Table(이하 PWT) 9.0에서 구하였다. 상대소득은 기술선도 국가인 미국 소득 대비 값으로 구하였고 인적 자본은 PWT에서 제공되어 있는 평균교육연수 값으로 사용하였다. 총요소생산성은 미국 대비 아시아 국가들의 자료를 사용하였다. 주요 국가들의 (GDP 대비) R&D투자액은 United Nations Conference on Trade and Development(UNCTAD)의 World Investment Report에서 연차적으로 발표되고 있다. 이 자료를 사용하고자 하였으나 1996년부터 아시아 몇몇 국가들만의 자료가 발표되고 나머지 국가들은 훨씬 그 이후 시점부터 발표되고 있는 상황이다. R&D투자액 자료의 성격이 그 나라의 기술혁신 수준(능력)변수로 간주될 때, 그 대응변수로 그 나라의 총요소생산성이나 인적 자본 수준, 그리고 미국의 해외직접투자(filed형, 이하 FDI)도 고려할 수 있다. 미국 FDI 진출의 경우 그 나라의 기술수준 능력을 확신할 때 FDI투자가 이루어진다는 점을 고려하였다. 또한 개도국으로 흘러들어오는 선도국의 기술혁신의 원천(근원)이 미국의 FDI를 통하여 아시아 국가들로 전파된다고 간주할 수 있다. 이 기술수준이 공간 가중치 행렬을 통하여 각국 간에 확산된다. 또한 기술혁신의 확산효과를 밝히기 위하여 GDP 대비 무역자료와 아시아 지역 간 무역비중 자료도 사용하였다. III절 2항 (2)에서는 기술선도국인 일본의 일방적인 기술이전모형이 아니라 아시아 상호간에 영향을 미치는 것으로 간주하여 일본을 포함한 12개국으로도 분석하여 보았다. 선진국 일본이 포함될 때 아시아 개도국 간의 수렴속도가 느려지는지, 아니면 기술전파로 인해 수렴속도가 빨라지는지를 확인하였다. 공간가중치 행렬  $W$ 는 공간 좌표(coordinates)를 이용했으며 표준화시켜 사용하였다.

9) 미국 경제분석국(the Bureau of Economic Analysis)에서 제공하는 1970년부터 2014년까지 미국 직접투자 아시아 국가 자료 중에서 방글라데시와 파키스탄 등이 제외되어 있어 자료 확보가 가능한 11개 국가로 제한되었다.

## 2. 분석 결과

### (1) 11개국 분석

이제 Ertur and Koch(2011)가 사용한 생산함수들, (1) 솔로우(Solow) 모형, (2) m-c Solow 모형, (3) m-c 스펙터 모형에 대한 추정 결과가 <표 1>과 <표 2>에 나타나 있다. 각 모형에 대해 공간 의존성 여부에 대한 LM 검정 분석과 패널공간모형 선택을 위한 Wald 검정 및 LR 검정의 분석 결과가 <표 1>에 제시되어 있다.

Solow 모형에 대한 공간 의존성 여부의 강건(robust)한 LM 검정(no spatial lag)에서만 비공간 패널을 기각하지 못하고 나머지 LM 검정 모두에서는 비공간 패널모형을 기각하고 있다. 따라서 이후 분석에서는 공간적 특성을 고려하는 공간패널모형을 선호하였다.<sup>10)</sup>

또한 m-c Solow 모형에서 Wald 검정(3.37,  $p$ 값=0.26; 4.18,  $p$ =0.24)이나 LR 검정(4.18,  $p$ 값=0.24; 4.16,  $p$ =0.24) 결과, 모두 귀무가설을 유의수준 10% 이내에서 기각하지 못하고 있어 SDM 모형을 기각하고 SAM을 선택하였다.

반면 m-c 스펙터 모형에서 R&D의 대응변수  $Fdi$ 의 경우 Wald 검정(26.97,  $p$ 값=0.00; 25.41,  $p$ =0.0)이나 LR 검정(26.07,  $p$ 값=0.00; 24.84,  $p$ =0.00) 결과, 모두 귀무가설을 유의수준 1% 이내에서 기각하고 있어 SDM 모형을 선택하였다. 인적 자본( $HC$ )이나 생산성( $Tfp$ )의 경우 귀무가설을 기각하지 못하여 SAM 모형을 선택하였으며 그 결과가 <표 2>에 나타나 있다.

10) 공간고정효과(spatial fixed effect), 시간고정효과(time fixed effect), 그리고 두 효과를 동시에 고려하는 모형으로 모두 분석하였으나 본 논문에서는 공간고정효과를 고려한 모형의 결과만을 제시하였다. 대부분의 공간 계량분석에서도 공간고정효과만을 사용한다. 특히, 아시아 국가들 분석에 시간고정효과를 고려하는 경우에 한계가 있음을 지적한다. 그러한 이유로는 1990년대 말의 외환위기, 2000년대 말의 금융위기 등 구조변화가 발생하여 경제의 변동성(variability)이 나타났다는 점이다. 이를 해결하기 위해 5년이나 10년 단위의 평균값으로 분석이 이루어지는지 또는 향후 패널자료 공간계량모형 분석에 구조변화가 반영되는 계량기법의 개발이 이루어져야 할 것이다.

<표 1> 공간모형의 LM 검정, LR 검정 및 Wald 검정 결과

검정	(1) Solow 모형	검정	(2) m-c Solow 모형	(3) m-c Schumpeterian 모형		
				R&D 대응변수		
				<i>Fdi</i>	<i>HC</i>	<i>Tfp</i>
LM test: no spatial lag	12.68 (0.00)***	Wald test: spatial lag	3.37 (0.26)	26.97 (0.00)***	3.37 (0.26)	3.37 (0.26)
Robust LM test: no spatial lag	2.05 (0.15)	LR test: spatial lag	3.91 (0.27)	26.07 (0.00)***	3.91 (0.27)	3.91 (0.27)
LM test: no spatial error	14.59 (0.00)***	Wald test: spatial error	4.18 (0.24)	25.41 (0.00)***	4.18 (0.24)	4.18 (0.24)
Robust LM test: no spatial error	3.96 (0.04)**	LR test: spatial error	4.16 (0.24)	24.84 (0.00)***	4.16 (0.24)	4.16 (0.24)

- 주: 1) 괄호 안의 값은 *p* 값을 나타냄.  
 2) \*\*\*는 1% 이내, \*\*는 5% 이내, \*는 10% 이내에서 유의함.  
 3) LM 검정은 공간 의존성에 대한 검정이며 Wald 검정 및 LR 검정은 분석모형의 선택에 관한 검정임. 모형(2)와 모형(3)의 LM 검정에서 귀무가설을 모두 기각하여 그 결과를 표시하지 않았음.  
 4) *Fdi*: foreign direct investment, *HC*: human capital, *Tfp*: total factor productivity.  
 5) 모형설명은 <표 2> 참조.

<표 2>에서 각 모형에 대한 추정 결과가 나타나 있다. 하우스만 검정(52.85,  $p=0.00$ )에서 확률효과모형보다는 고정효과모형이 선택되었다. Solow 모형의 추정 결과 초기 소득의 추정계수 값이  $-0.011(p=0.00)$ 로 유의하고 음의 부호로 나타나 이론과 부합하고 있고, 아시아 국가 간 균제상태 소득수준으로 수렴하고 있음을 보여준다. 기존의 실증분석에서 보여주고 있는 2% 수렴속도 수준보다는 느리게 나타나고 있다. 물질 자본에 대한 추정계수도 양의 값으로 유의하고, 인구증가율에 대한 추정계수 값도 이론적으로 부합하고 유의하다.

m-c Solow 모형에 대한 추정 결과에서 SAM 모형으로 선택되었으며 인접지역 효과를 측정하는 공간 시차 종속변수(*WY*)의 추정계수가 양의 값  $0.380(p=0.00)$ 으로 유의하게 나타났다. 특정 국가의 경제성장이 인접한 국가의 경제성장에 파급효과를 통하여 영향을 미치고 있고 서로 상호간에 영향력을 미치고 있음을 알 수 있다. 따라서 국가 간 상호 영향력을 고려할 때 그 수렴속도가 더 빠르게 나타났다( $-0.026, p=0.00$ ).

&lt;표 2&gt; m-c Solow 모형과 m-c Schumpeterian 모형의 추정 결과

	(1) Solow 모형 OLS	(2) m-c Solow 모형, ML	(3) m-c Schumpeterian 모형, ML		
			R&D( $\ln s_A$ ) 대응변수		
			$Fdi$	$HC$	$Tfp$
$\ln y_{t-1}$	-0.011*** (0.00)	-0.026*** (0.00)	-0.051*** (0.00)	-0.051*** (0.00)	-0.028*** (0.00)
$\ln s_k$	0.039*** (0.00)	0.042*** (0.00)	0.087*** (0.00)	0.109*** (0.00)	0.096*** (0.00)
$\ln(n+0.05)$	-0.057*** (0.00)	-0.091** (0.00)	-0.061** (0.01)	-0.082*** (0.00)	-0.095*** (0.00)
$\ln s_A$	-	-	0.016*** (0.00)	0.019*** (0.00)	0.096*** (0.00)
$WY$	-	0.380*** (0.00)	0.429*** (0.00)	0.394*** (0.00)	0.360*** (0.00)
$W \ln y_{t-1}$	-	-	0.029** (0.00)	-	-
$W \ln s_k$	-	-	-0.001 (0.49)	-	-
$W \ln(n+0.05)$	-	-	0.032 (0.56)	-	-
$W \ln s_A$	-	-	0.014 (0.11)	-	-
$R^2$	0.10	0.31	0.37	0.37	0.34
$\sigma^2$	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001
Log likelihood	-	999.9	495.6	1006.3	1010.0
Hausman test	-	38.52 (0.00)***	54.09 (0.00)***	38.83 (0.00)***	39.03 (0.00)***
Number obs. (var.)	495 (3)	495 (4)	495 (9)	495 (5)	495 (5)

주: 1) 괄호 안은  $p$  값을 나타냄.

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

3) OLS: Ordinary least square, ML: Maximum likelihood.

4) m-c: multi-countries.

5)  $Fdi$ : foreign direct investment,  $HC$ : human capital,  $Tfp$ : total factor productivity.

6) Number obs.(var.): number of observations(variables).

이제 연구개발투자 지출이 성장률에 영향을 미칠 수 있다는 m-c 스펀더 모형을 공간 의존성을 고려하는 다국가모형으로 분석하여 본다. 모형에는 독립변수들의 공간 상호 의존성을 고려하는 결과들도 표시되어 있다. 성장률에 대한 연구개발투자( $s_A$ )의 대응변수  $Fdi$ ,  $HC$  그리고  $Tfp$ 의 추정계수 값이 각각 0.016( $p=0.00$ ), 0.019( $p=0.00$ ), 0.096( $p=0.00$ )으로 유의하게 나타나 스펀더 모형을 지지하고 있는 것으로 나타났다. 또한 초기 소득에 대한 추정 값이 -0.051에서 -0.028까지 유의하고 음으로 나타났고 수렴속도도 더 크게 나타났다.<sup>11)</sup>

주어진 자료의 한계에서, R&D투자액의 대응변수 중 가장 상관성이 높은 자료를 찾기 위하여 확보 가능한 미국의 FDI, 중요소생산성, 인적 자본 수준 변수들 간의 상관계수를 도출하였다.<sup>12)</sup> 분석 결과 각각 0.785, 0.368, 0.776으로 나타나 FDI를 대응변수로 사용하게 되었다(부록 <부표 1> 참조).

스퍸터적 성장모형에서 연구개발 지출이 중요소생산성(TFP)에도 직접적으로 영향을 미치고 국가 간 성장과 발전 가운데 기술 분출효과가 나타나는가를 <표 3>에서 살펴보았다. Ertur and Koch(2011)와 같이 물적 자본 분배율을  $\alpha = 1/3$ 의 값으로 가정하여 균제상태에서 구한 중요소생산성(TFP)에 대한 추정식 (10)을 고려하였다. 하우스만 검정(52.85,  $p=0.00$ )에서 확률효과모형보다는 고정효과모형이 선택되었다. 모형 선택 LR 검정 및 Wald 검정에 있어서 귀무가설을 모두 기각하여 SDM이 우수함을 보였다. SDM 모형에서 중요소생산성에 대한 물적 자본과 인구증가의 추정계수 값이 음의 부호로 모두 유의하지 못하다. 이는 Ertur and Koch(2011)의 결과와 동일하다. 연구개발투자( $s_A$ )의 중요소생산성 효과는 양의 값(0.028,  $p=0.00$ )으로 유의하게 나타나 m-c 스펀더 모형을 지지하고 있다. 다국가모형의 국가 간 생산성 확산효과를 보여주는 상호 의존성( $WTfp$ )에서도 크게 나타났다.

11) 스펀더의 기술확산모형에서 기술 선도국의 기술혁신은 그것을 채택하거나 적용하는데 소요되는 후발국에서의 모방비용이 혁신비용보다 낮아 후발국의 경제성장률이 빠르게 나타난다. 모방비용이 혁신비용보다 낮은 상태에서 후발국의 후발자 이익이 크고 높은 생산성을 보인다면 후발국의 일인당 소득이 선도국 수준에 수렴할 수 있다. 뿐만 아니라 기술 선도국과 후발국의 상호 발명과 상호 모방을 가정하는 모델로 확장하여 후발국의 R&D 혁신투자가 이루어져 성공함으로써 장기적으로 두 국가의 역할이 바뀌는 모델도 Barro and Sal-i-Martin(2003)은 제시하고 있다.

12) 확보 가능한 1992년부터 2011년까지 중국, 홍콩, 인도, 한국, 싱가포르, 태국 등의 R&D투자액과 대응변수들 간의 상관계수이다.

<표 3> 중요소생산성( $Tfp$ )의 추정 결과

		종속변수: 중요소생산성( $Tfp$ )	
		SAM	SDM
$\ln s_k$		-0.001(0.96)	-0.010(0.42)
$\ln(n+0.05)$		-0.048(0.16)	-0.019(0.67)
$\ln s_A$		0.004(0.61)	0.028(0.00)***
$W\ln s_k$		-	0.1187(0.00)***
$W\ln(n+0.05)$		-	0.385(0.00)***
$W\ln s_A$		-	0.088(0.00)***
$WTfp$		0.297(0.00)***	0.327(0.00)***
$R^2$		0.87	0.88
$\sigma^2$		0.004	0.001
Log likelihood		645.0	669.6
Hausman test		52.85(70.00)***	
Number obs.(var.)		495(4)	495(7)
spatial lag	Wald test	168.5(0.00)***	
	LR test	143.2(0.00)***	
spatial error	Wald test	167.6(0.00)***	
	LR test	145.5(0.00)***	

주: 1) 괄호 안은 p값을 나타냄.

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

다음으로 m-c 스페터 모형에서 국가 간 공간 의존성에 의하여 특정 국가의 기술혁신이 인접한 국가로 분출되고 파급(spillover)되어 인접 국가들에게 기술이 확산될 때, 그 기술을 흡수할 수 있는 흡수능력을 고려하는 모형을 m-c Schumpeterian 기술확산모형으로 설정하여 분석하고자 한다. Ertur and Koch (2011)와 같이 인적 자본을 흡수능력 변수로 선정하고 기술파급 수단으로 외국인 직접투자( $Fdi$ ), 무역비중( $Trd2$ ), 중요소생산성( $Tfp$ ) 등의 변수를 고려하여 분석한 결과가 <표 4>에 나타나 있다.

&lt;표 4&gt; m-c Schumpeterian 기술확산모형 추정 결과: 11개국

Absorptive capacity: Human capital( $H$ )	Means of technology diffusion		
	$Fdi$	$Trd2$	$Tfp$
$\ln y_{t-1}$	-0.049*** (0.00)	-0.076*** (0.00)	-0.073*** (0.00)
$\ln s_k$	0.035*** (0.00)	0.030** (0.00)	0.052*** (0.00)
$\ln(n+0.05)$	-0.060** (0.02)	-0.029 (0.20)	-0.072*** (0.00)
$\ln s_A$	0.024*** (0.00)	0.035*** (0.00)	0.015*** (0.00)
$\ln(H \times s_A)$	-0.035 (0.14)	-	-
$\ln(H \times Trd2)$	-	0.294*** (0.00)	-
$\ln(H \times Tfp)$	-	-	0.430*** (0.00)
$W \ln y_{t-1}$	0.004 (0.77)	0.007 (0.79)	0.055*** (0.00)
$W \ln s_k$	-0.005 (0.63)	0.002 (0.87)	-0.023 (0.48)
$W \ln(n+0.05)$	0.009 (0.87)	0.137** (0.02)	0.049 (0.37)
$W \ln s_A$	0.016 (0.14)	0.081*** (0.00)	0.008 (0.34)
$W \ln(H \times s_A)$	-0.032 (0.40)	-	-
$W \ln(H \times Trd2)$	-	0.680*** (0.00)	-
$W \ln(H \times Tfp)$	-	-	-0.377*** (0.00)
$WY$	0.415*** (0.00)	0.016 (0.79)	0.451*** (0.00)
$R^2$	0.37	0.50	0.42
$\sigma^2$	0.001	0.001	0.001
Log likelihood	1,018.9	1,093.6	1,036.7
Hausman test	56.2 (0.00)***	60.09 (0.00)***	50.3 (0.00)***
Number obs. (var.)	495 (11)	495 (11)	495 (11)

주: 1) 괄호 안은 p값을 나타냄.

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

3) 기술과급 수단으로 무역자유도( $Trd$ ), 외국인 직접투자( $Fdi$ ), 총요소생산성( $Tfp$ ) 변수임.

아시아 국가들의 경제성장을 위해서는 인적 자본과 결합된 무역비중 ( $\ln(H \times Trd2)$ )과 기술생산성( $H \times Tfp$ )이 중요한 기술흡수 능력의 변수로 각각 0.430( $p=0.00$ ), 0.294( $p=0.00$ )로 유의하게 나타났다. 또한 초기 소득의 추정계수가  $-0.073(p=0.00)$ ,  $-0.076(p=0.00)$ 으로 크고 음의 값으로 유의하게 나타나 아시아 국가 간 소득수렴 속도도 가장 빠르게 나타났다. 그런데 거리가중 인접 국가들의 설명변수 ( $W \times$  설명변수)가 대부분 유의하지 않아 다음의 <표 5>와 같은 분석을 시도하였다.

아시아 국가들 경제성장 사이에 기술 상호 의존성을 고려할 필요가 있음을 살펴보았다. R&D지출 추정계수가 양의 유의한 값으로 나타났고 공간 자기상관 추정 값 또한 유의한 것으로 나타나 경제성장 가운데 국가 간 기술 분출효과의 중요성을 보여주었다. 그런데 소득변수(노동 1인당 소득증가율과 전기의 소득)들 이외의 변수들, 특히 인접 국가들의 물적 자본 투자( $W \ln s_k$ )나 연구투자의 변수 ( $W \ln s_A$ )들의 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다. 따라서 LaSage and Pace (2009)는 직접효과 분석(direct effect), 간접효과(indirect effect) 및 총효과(total effect)까지 분석하기를 제시하였다.<sup>13)</sup> 직접효과 분석은 개별 공간단위의 종속변수에 대한 독립변수의 변화충격을 측정하고 또한 인접 국가를 거쳐 돌아온 피드백 효과(feedback effect)까지를 측정한다. 인접 지역에서 발생하는 충격이 특정 국가에 미치는 영향을 측정하는 간접효과, 그리고 이 두 효과를 포함하는 총효과로 공간적 파급효과를 분석하게 된다. 물적 자본 투자나 연구개발투자의 추정계수 값이 총효과뿐만 아니라 간접효과 분석에서도 유의하고 양의 값으로 나타나 스펙터 모형을 지지하고 있다.

각 국가의 독립변수들(R&D 대용변수들, 기술흡수 능력 변수들)이 자국의 경제성장률에 영향을 미치고, 공간 가중치를 통하여 인접 국가로 파급되어 영향을 미치며 또한 그 충격이 다시 자국으로 돌아온 피드백 효과까지를 측정된 직접효과가 크게 나타나고, 인접 지역에서 발생하는 충격이 특정 국가에 미치는 영향을 측정하는 간접효과는 작거나 유의하지 않게 나왔다. 따라서 결론적으로 각국 자체의 경제성장 능력이 중요함을 보여주고 있는 것이다.

13) 지금까지 Ertur and Koch(2007, 2011)의 실증분석 방법과 비교하기 위하여 각 설명변수들의 직접효과, 간접효과, 총효과의 분석 결과들을 제시하지 않았으나 본 연구인 핵심인 흡수능력을 고려한 확산모형에서는 그 결과를 제시하였다.



&lt;표 5&gt; 기술확산모형의 직접 및 간접효과, 총효과 분석 결과: 11개국

Absorptive capacity: Human capital( $H$ )		Means of technology diffusion( $TD$ )		
		$Fdi$	$Trd2$	$Tfp$
Direct effect	$\ln y_{t-1}$	-0.051*** (0.00)	-0.076*** (0.00)	-0.073*** (0.00)
	$\ln s_k$	0.037*** (0.00)	0.030*** (0.00)	0.052*** (0.00)
	$\ln(n+0.05)$	-0.063** (0.04)	-0.029 (0.20)	-0.069*** (0.00)
	$\ln s_A$	0.027*** (0.00)	0.035*** (0.00)	0.017*** (0.00)
	$\ln(H \times TD)$	-0.041 (0.11)	0.297** (0.01)	0.409*** (0.00)
Indirect effect	$\ln y_{t-1}$	-0.025 (0.32)	0.007 (0.79)	0.038* (0.05)
	$\ln s_k$	0.014 (0.47)	0.002 (0.88)	-0.001 (0.95)
	$\ln(n+0.05)$	-0.025 (0.79)	0.138** (0.04)	0.031 (0.74)
	$\ln s_A$	0.023** (0.03)	0.083*** (0.00)	0.025* (0.09)
	$\ln(H \times TD)$	-0.077 (0.20)	0.694** (0.02)	-0.306 (0.12)
Total effect	$\ln y_{t-1}$	-0.076** (0.01)	-0.068* (0.05)	-0.031 (0.12)
	$\ln s_k$	0.051** (0.04)	0.033** (0.02)	0.051* (0.06)
	$\ln(n+0.05)$	-0.089 (0.43)	0.108 (0.13)	-0.038 (0.73)
	$\ln s_A$	0.070*** (0.00)	0.118*** (0.00)	0.043* (0.06)
	$\ln(H \times TD)$	-0.119* (0.09)	0.099** (0.01)	0.103* (0.06)

지금까지는 슈페터 기술확산모형을 공간 상호 의존성을 고려하여 아시아 국가들의 경제성장과 수렴에 관하여 논의하였다. 다음 분석에서는 Ertur and Koch (2007)와 Fischer(2011, 2018)가 고려한 확장된 Solow 모형, 즉 m-c MRW의 신고전과 성장모형을 이용하여 아시아경제를 설명할 수 있는가를 살펴보고자 한다. 솔로우 모형에 인적 자본을 도입한 MRW(1992) 모형의 콥-더글러스 생산함수는 다음과 같다.

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} H_{it}^{\beta} L_{it}^{1-\alpha-\beta} \quad (11)$$

여기서 각 변수는 일반적인 표현으로서  $Y$ 는 총생산(소득),  $K, H$ 는 물적 및 인적 자본,  $L$ 은 총노동자 수,  $A$ 는 기술수준을 나타낸다. 먼저 특정 국가  $i$ 의 기술수준  $A_{it}$ 는 그 국가에 축적된 물적 자본이나 인적 자본뿐만 아니라 인접 국가들  $j$ 의 기술수준  $A_{jt}$  ( $i \neq j$ )의 외부성에 의해서도 의존한다고 가정한다. 그러면 국가  $i$ 의 기술수준  $A_{it}$ 는 다음 식으로 표현할 수 있다.

$$A_{it} = \Omega_i k_{it}^{\phi_k} h_{it}^{\phi_h} \prod_{j \neq i}^n (A_{jt})^{\gamma W_{ij}} \quad (12)$$

여기서  $\Omega_i$ 는 기술지식의 양을 나타내고 일정한 성장률  $\mu$ 로 증가한다 ( $\Omega_i = \Omega_0 e^{\mu t}$ ).  $k_{it}, h_{it}$ 는 노동자당 물적 자본과 인적 자본을 나타내며, 기술모수,  $\phi_k, \phi_h$  ( $0 \leq \phi_k < 1, 0 \leq \phi_h < 1$ )는 특정 국가  $k_{it}, h_{it}$ 의 공간적인 연결성을 나타낸다. 따라서 각 국가는 공간 가중치  $W_{ij}$ 에 의해 인접 국가들의 기술수준과 연결되어 있다. 물적 및 인적 자본 각각의 축적방정식을 전개하고 균제상태 값을 도출한 후 균제상태 주변으로 생산함수의 로그선형화를 사용한 후에 전이동태방정식을 도출할 수 있다. 또한 각국 소득성장의 공간 상호 의존성을 고려하여 도출한 축약방정식을 다음과 같이 SDM식으로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \ln y_{it} - \ln y_{it-1} &= \beta_0 + \beta_1 \ln y_{it-1} + \beta_2 \ln s_{K,it} + \beta_3 \ln (n_i + \delta + g) + \beta_4 \ln s_{h,it} \\ &+ \theta_1 \sum_{j \neq i}^n w_{ij} \ln y_{jt-1} + \theta_2 \sum_{j \neq i}^n w_{ij} \ln s_{k,jt} \\ &+ \theta_3 \sum_{j \neq i}^n w_{ij} \ln (n_j + \delta + g) + \theta_4 \sum_{j \neq i}^n w_{ij} \ln s_{h,jt} \\ &+ \gamma \sum_{j \neq i}^n w_{ij} (\ln y_{jt} - \ln y_{jt-1}) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (13)$$

각 모수의 예상부호는  $\beta_1 < 0, \beta_3 < 0$ 이며  $\beta_2 > 0, \beta_4 > 0$ 이다. 이제 MRW 모형에 슈페터 모형에서 고려한 연구개발투자 지출 등을 고려한다. 따라서 설명변수로 연구개발투자, 생산성, 무역자유도를 추가로 고려하는 확장된 m-c MRW

신고전파모형을 분석한다.<sup>14)</sup>

우리는 행렬식의 형태로 공간계량모형인 공간더빈모형을 나타낼 때 설명변수가  $X = [y_{-1}, s_k, n, s_h]$ 이면 m-c MRW 모형 ML(1),  $X = [y_{-1}, s_k, n, s_h, Fdi]$ 이면 ML(2),  $X = [y_{-1}, s_k, n, s_h, Tfp]$ 이면 ML(3),  $X = [y_{-1}, s_k, n, s_h, Trd]$ 이면 ML(4),  $X = [y_{-1}, s_k, n, s_h, Fdi, Tfp, Trd]$ 이면 ML(5) 모형으로 설정하였다. 이제 각 모형에 대한 추정모형 선택을 위한 LR 검정 및 Wald 검정 결과 ML(5)만이 SDM이 선택되고 나머지 모형들은 SAM이 선택되었으며 각 모형에 대한 추정 결과가 <표 6>에 나타나 있다.

전체적으로 모든 m-c MRW의 ML 모형 모두에서 설명변수들의 추정 값들이 유의하고 이론적인 부호(양, 음)들로서 나타나 있다. 특히, 인적 자본의 추정 값들이 모두 유의하게 나타났으며, 물적 자본의 추정 값들보다 더 크게 나타나 아시아 국가들의 경제성장에 인적 자본 축적의 중요성을 보여준다. 개별적으로 포함된 설명변수들이 최소한 10% 이내에서 유의하게 나타나고 있지만 모두를 고려한 ML(5) 모형에서는 생산성변수( $Tfp$ )만이 1% 유의수준 이내에서 유의하게 나타났다. 나머지 변수들( $Fdi$ ,  $Trd$ )은 유의하지 않든지, 아니면 10% 이내에서 유의하였다.

ML(1) 모형에서처럼 공간 시차종속변수( $WY$ )의 추정계수가 양의 값(0.394,  $p=0.00$ )으로 유의하게 나타나 있듯이 모든 ML 모형에서 추정계수 값이 유의하여 인접한 국가 간 경제성장의 과급효과에 의해 서로 영향을 주고받고 있음을 알 수 있다. 또한 초기 소득에 대한 추정 값들이 모두 음의 값으로 유의하여 아시아 국가 간에서는 장기 균계상태로 수렴하고 있음을 보여주었다. 특히, 모형 ML(3)과 ML(5)의 추정 값이 -0.083에서 -0.089로 나타나 m-c 슈페터 모형의 수렴속도와 비슷하게 나타났다. 따라서 확장된 m-c MRW 모형으로서도 아시아경제의 경제성장을 설명할 수 있음을 확인할 수 있었다.

14) 설명변수 추가 도입의 근거는 기술과급식의  $\Omega_t$ 에 있으며 각 국가의 지식이나 기술수준뿐만 아니라 그 나라의 제도, 문화, 사회적 자본 등을 포함하기 때문이다.

&lt;표 6&gt; m-c MRW의 신고전파 성장모형: 11개국

	m-c MRW ML(1)	m-c MRW ML(2)	m-c MRW ML(3)	m-c MRW ML(4)	m-c MRW ML(5)	
$\ln y_{t-1}$	-0.051*** (0.00)	-0.050*** (0.00)	-0.083*** (0.00)	-0.054*** (0.00)	-0.089*** (0.00)	
$\ln s_k$	0.047*** (0.00)	0.041*** (0.00)	0.050*** (0.00)	0.044*** (0.00)	0.046*** (0.00)	
$\ln(n+0.05)$	-0.080*** (0.00)	-0.087*** (0.00)	-0.077** (0.01)	-0.074** (0.01)	-0.055** (0.02)	
$\ln s_h$	0.193*** (0.00)	0.158*** (0.00)	0.421*** (0.00)	0.191*** (0.00)	0.273*** (0.00)	
$\ln Fdi$	-	0.016*** (0.00)	-	-	0.006 (0.17)	
$\ln Tfp$	-	-	0.178*** (0.00)	-	0.208*** (0.00)	
$\ln Trd1$	-	-	-	0.017* (0.07)	0.022* (0.07)	
$W \ln y_{t-1}$	-	-	-	-	0.001 (0.95)	
$W \ln s_k$	-	-	-	-	-0.030** (0.01)	
$W \ln(n+0.05)$	-	-	-	-	0.010 (0.85)	
$W \ln s_h$	-	-	-	-	0.215* (0.09)	
$W \ln Fdi$	-	-	-	-	0.003 (0.76)	
$W \ln Tfp$	-	-	-	-	-0.018 (0.72)	
$W \ln Trd1$	-	-	-	-	-0.005 (0.80)	
$WY$	0.394*** (0.00)	0.380*** (0.00)	0.377*** (0.00)	0.388*** (0.00)	0.419*** (0.00)	
$R^2$	0.33	0.36	0.40	0.34	0.44	
$\sigma^2$	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	
Log likelihood	1,006.3	1,014.5	1,035.3	1,008.0	1,050.8	
Hausman test	38.82*** (0.00)	38.52*** (0.00)	35.09*** (0.00)	28.68*** (0.00)	58.17*** (0.00)	
spatial lag	Wald test	4.91 (0.29)	4.0 (0.53)	4.17 (0.52)	7.74 (0.17)	36.72*** (0.00)
	LR test	4.82 (0.30)	4.14 (0.52)	4.14 (0.52)	9.22 (0.10)	43.33*** (0.00)
spatial error	Wald test	4.45 (0.34)	3.73 (0.58)	4.25 (0.51)	7.65 (0.17)	37.12*** (0.00)
	LR test	5.0 (0.27)	4.12 (0.51)	4.21 (0.51)	9.15 (0.10)	42.11*** (0.00)

주: 괄호 안의 값은 p값을 나타냄. \*\*\*는 1% 이내에서 유의함.

추정된 두 모형의 결과를 비교하여 보자. 모형 적합도 및 설명력( $R^2$ , Log likelihood)으로는 m-c MRW Model이 약간 우수한 것으로 나타났다. 성장률의 공간분출효과(WY)와 연구개발 투자효과는 m-c Schumpeterian Model이 더 크게 나타났다. 아시아 국가 간 수렴속도는 m-c MRW Model이 m-c Schumpeterian Model보다 더 빠르게 나타났다. 전반적으로 아시아경제를 설명하는 데 있어 m-c Schumpeterian Model이나 m-c MRW Model 사이에는 크게 차이가 없는 것으로 판단된다.

## (2) 12개국(일본 포함) 분석

기술선도국인 일본의 기술혁신이 일방적으로 아시아 국가들에게 기술영향력을 미치는 것이 아니라 아시아국 상호간에 영향을 미치는 것으로 간주하여 12개국 모형으로 분석해 보았다. 먼저 인접국의 흡수능력을 고려하는 모형인 스펀더 기술확산모형으로 분석하였다. <표 4>와 같이 인적 자본을 흡수능력 변수로 선정하고 기술과급 수단으로 무역비중( $Trd2$ ), 외국인 직접투자( $Fdi$ ), 총요소생산성( $Tfp$ ) 등의 변수를 고려하여 분석한 결과가 <표 7>에 나타나 있다.

아시아 국가들의 경제성장을 위해서는 인적 자본과 결합된 무역비중( $\ln(H \times Trd2)$ )과 기술생산성( $H \times Tfp$ )이 중요한 기술흡수 능력의 변수로 유의하게 나타났다. 초기 소득의 추정계수는 음의 값으로 유의하게 나타났으나 개발도상국 11개국의 경우보다는 아시아 국가 간 소득수렴 속도가 늦게 나타났다.

확장된 MRW 모형의 모든 분석에서 설명변수들의 추정 값들이 유의하고 이론적인 부호(양, 음)들이 나타나 있다. 공간 시차종속변수(WY)의 추정계수 값이 모두 유의하여 인접한 국가 간 경제성장의 과급효과에 의해 서로 영향을 주고받고 있음을 알 수 있다. 12개국 모형에서도 인적 자본의 추정 값들의 크기가 물적 자본보다 크게 나타나 아시아 국가들의 경제성장에 인적 자본 축적의 중요성을 보여준다. 단, 11개국보다는 물적 자본의 계수 값(0.081~0.120)이 크게 나타나고 있다. 또한 초기 소득에 대한 추정 값들이 모두 음의 값으로 유의하여 소득격차에도 불구하고 장기 균제상태로 수렴하고 있음을 보여주었다. 신고전파모형의 수렴속도가 스펀더 모형보다 빠르게 나타났고 11개국의 신고전파모형보다도 빠르게 나타났다.

<표 7> m-c Schumpeterian 기술확산모형 추정 결과: 12개국

Absorptive capacity: Human capital( $H$ )	Means of technology diffusion		
	$Fdi$	$Trd2$	$Tfp$
$\ln y_{t-1}$	-0.062*** (0.00)	-0.059*** (0.00)	-0.056*** (0.00)
$\ln s_k$	0.045*** (0.00)	0.044*** (0.00)	0.057*** (0.00)
$\ln(n+0.05)$	-0.069** (0.02)	-0.068*** (0.00)	-0.073*** (0.00)
$\ln s_A$	0.023*** (0.00)	0.013*** (0.00)	0.011*** (0.00)
$\ln(H \times Fdi)$	-0.030*** (0.00)	-	-
$\ln(H \times Trd2)$	-	0.193*** (0.00)	-
$\ln(H \times Tfp)$	-	-	0.311*** (0.00)
$WY$	0.433*** (0.00)	0.429*** (0.00)	0.454*** (0.00)
$R^2$	0.39	0.38	0.40
$\sigma^2$	0.001	0.001	0.001
Log likelihood	1,123.6	1,122.3	1,130.7
Hausman test	55.1 (0.00)***	49.98 (0.00)***	50.3 (0.00)***
Number obs. (var.)	540 (6)	540 (6)	540 (6)

주: 1) 괄호 안은 p값을 나타냄.  
 2) \*\*\*는 1% 이내, \*\*는 5% 이내, \*는 10% 이내에서 유의함.  
 3) 기술과급 수단: 무역비중( $Trd2$ ), 외국인 직접투자( $Fdi$ ), 총요소생산성( $Tfp$ ) 변수임.  
 4) Number obs.(var.): number of observations(variables).

&lt;표 8&gt; m-c MRW의 신고전파 성장모형: 12개국

	m-c MRW ML(1)	m-c MRW ML(2)	m-c MRW ML(3)	m-c MRW ML(4)	
$\ln y_{t-1}$	-0.055*** (0.00)	-0.081*** (0.00)	-0.065*** (0.00)	-0.092*** (0.00)	
$\ln s_k$	0.104*** (0.00)	0.120** (0.00)	0.081*** (0.00)	0.102*** (0.00)	
$\ln(n+0.05)$	-0.067*** (0.00)	-0.081** (0.01)	-0.057*** (0.01)	-0.063*** (0.02)	
$\ln s_h$	0.157*** (0.00)	0.410*** (0.00)	0.126* (0.06)	0.297*** (0.00)	
$\ln Fdi$	0.013*** (0.00)	-	-	0.005 (0.27)	
$\ln Tfp$	-	0.174*** (0.00)	-	0.195*** (0.00)	
$\ln Trd2$	-	-	0.552*** (0.00)	0.398*** (0.00)	
$W \ln y_{t-1}$	0.017 (0.36)	-	0.025 (0.17)	0.003 (0.84)	
$W \ln s_k$	-0.027** (0.33)	-	0.017 (0.36)	-0.061** (0.03)	
$W \ln(n+0.05)$	0.028 (0.85)	-	0.017 (0.75)	0.015 (0.78)	
$W \ln s_h$	-0.051 (0.63)	-	0.068 (0.54)	0.211* (0.08)	
$W \ln Fdi$	0.010 (0.26)	-	-	0.005 (0.54)	
$W \ln Tfp$	-	-	-	-0.036 (0.47)	
$W \ln Trd2$	-	-	0.149 (0.60)	-0.319 (0.30)	
$WY$	0.432*** (0.00)	0.395*** (0.00)	0.424*** (0.00)	0.438*** (0.00)	
$R^2$	0.38	0.42	0.34	0.46	
$\sigma^2$	0.001	0.001	0.001	0.001	
Log likelihood	1014.5	1142.6	1008.0	1050.8	
Hausman test	48.13*** (0.00)	47.74*** (0.00)	49.11*** (0.00)	40.87*** (0.00)	
Number obs. (var.)	540(11)	540(6)	540(11)	540(15)	
spatial lag	Wald test	36.80*** (0.00)	3.27(0.65)	15.48*** (0.00)	36.16*** (0.00)
	LR test	34.29*** (0.00)	3.25(0.66)	14.73** (0.01)	34.16*** (0.00)
spatial error	Wald test	35.33*** (0.00)	3.39(0.64)	14.27** (0.01)	34.88*** (0.00)
	LR test	33.5711*** (0.00)	3.36(0.64)	13.87** (0.01)	33.62*** (0.00)

주: 1) 괄호 안의 값은 p값을 나타냄. \*\*\*는 1% 이내에서 유의함.

2) Number obs.(var.): number of observations(variables).

## IV. 결론

본 연구는 1970년부터 2014년까지 아시아 11개 국가들을 대상으로 Aghion and Howitt(1992, 1998), Howitt(2000), Ertur and Koch(2011)에 의해 구축된 스펙터 성장모형 안에서도 국가 간 소득발산이 아니라 소득수렴 현상이 나타나는지, Mankiw, Romer, and Weil(1992, MRW), Ertur and Koch(2007)와 Fischer(2011, 2018) 등이 고려한 확장된 MRW 신고전파 성장모형에서도 아시아경제를 잘 설명할 수 있는지를 살펴보고자 하였다. 또한 본 분석을 위해 한 국가(지역)의 경제성장은 주변 국가(지역)와의 공간 상호작용에 의해 서로 영향을 받는다는 공간적 종속성을 고려하는 공간 계량경제학적 분석(SDM, SAM) 방법론을 사용하였다.

실증분석 결과 모든 모형에서 공간 상호 의존성이 존재하는 것으로 밝혀졌다. 공간 시차종속변수의 추정계수가 유의하게 양의 값으로 나타나 특정 국가의 경제성장이 인접한 국가의 경제성장에 파급효과를 통하여 서로 상호간에 영향력을 미치고 있음을 알 수 있었다. 경제성장률에 대한 기술혁신(R&D)의 대응변수들, 총요소생산성, FDI, 인적 자본 등의 추정계수 값이 유의하고 양의 부호로 나타나 스펙터 모형을 지지하고 있는 것으로 나타났다. 기술흡수 능력을 고려하는 다국가 스펙터 기술확산모형 분석에서 아시아 국가들의 경제성장을 위해서는 인적 자본과 결합된 기술생산성과 무역비중이 중요한 기술흡수 능력 변수로 나타났고, 이 경우 아시아 국가 간 소득수렴 속도도 가장 빠르게 나타났다. 확장된 다국가 MRW 모델에서도 인적 자본뿐만 아니라 총요소생산성이나 무역자유도 등도 모두 유의한 값으로 나타나 아시아경제를 설명할 수 있는 모형임을 보여주었다. 일본을 포함한 12개국 모형 분석에서도 유사한 결과가 도출되었다. 전반적으로 두 모형 사이에 아시아경제를 설명하는데 있어 크게 차이가 없는 것으로 판단되고 소득수준의 장기균제상태로 수렴하고 있음을 확인하였다.

각 국가의 독립변수들(R&D 대응변수들, 기술흡수 능력 변수들)이 자국의 경제성장률에 영향을 미치고, 공간 가중치를 통하여 인접 국가로 파급되어 영향을 미치며 또한 그 충격이 다시 자국으로 돌아온 피드백 효과까지를 측정할 직접효과가 크게 나타나고, 인접 지역에서 발생하는 충격이 특정 국가에 미치는 영향을 측정하는 간접효과는 작거나 유의하지 않게 나왔다. 따라서 결론적으로 각국 자체의 경제성장 능력이 중요함을 보여주고 있는 것이다. R&D의 대응변수의 선정



문제나 물적 자본 추정계수의 크기, 그리고 시간변동성을 고려한 기간평균 값으로 추정하지 못한 점이 본 논문의 한계로 지적될 것이다.

## 부 록

<부표 1> R&D변수와의 상관계수

	<i>Fdi</i>	<i>Tfp</i>	<i>HC</i>	<i>Trd1</i>
China	0.954	0.964	0.986	0.911
Hong Kong	0.832	-0.169	0.961	0.341
India	0.870	0.897	0.869	0.910
Korea, Rep.	0.889	-0.002	0.964	0.945
Singapore	0.750	0.264	0.399	0.105
Thailand	0.417	0.257	0.477	0.510
평균	0.785	0.368	0.776	0.620

주: 1) 기간: 1998~2011년.

2) *Fdi*: foreign direct investment, *Tfp*: total factor productivity, *HC*: human capital, *Trd1*: trade freedom index.

자료: PWT 9.0 and World Investment Report(2017).

## 참 고 문 헌

- 김지욱, “동태적 공간패널 계량모형을 이용한 지역 소득 수렴성 검정과 자본축적,” 『한국경제연구』 제32권 제3호, 2014, 159~182.
- Aghion P. and P. Howitt, “A Model of Growth through Creative Destruction,” *Econometrica*, 60(2), 1992, 323~351.
- \_\_\_\_\_, *Endogenous Growth Theory*, Cambridge, MA: MIT Press, 1998.
- Anselin, L., *Spatial Econometrics: Methods and Models*, The Netherlands: Kluwer Academic, 1988.
- Barro, R. and X. Sala-i-Martin, *Economic Growth*, MIT 2003.
- Ciccarelli, C. and S. Fachin, “Regional Growth with Spatial Dependence: A Case Study on early Italian Industrialization,” *Papers in Regional Science*, 96(4), 2017, 675~695.
- Ciccarelli, C. and J. Elhorst, “A Dynamic Spatial Econometric Diffusion Model with Common Factors: The Rise and Spread of Cigarette Consumption in Italy,” *Regional Science Urban Economics*, 2017, <http://dx.doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2017.07.003>.
- Debarys N., C. Ertur, and J. Lesage, “Interpreting Dynamic Space-time Panel Data Models,” *Statistics Methodology*, 9, 2012, 158~171.
- Ditzen J., “Cross-country Convergence in a General Lotka-Volterra Model,” *Spatial Economic Analysis*, 13(2), 2018, 191~211.
- Elhorst, J., “Spatial Panel Data Models,” In: M. Fischer and A. Getis, (Eds.), *Handbook of Applied Spatial Analysis*, Berlin: Springer, 2010, 377~407.
- \_\_\_\_\_, “Matlab Software for Spatial Panels,” *International Regional Science Review*, 37, 2014, 389~405.
- Elhorst J., G. Piras, and G. Arbia, “Growth and Convergence in a Multi-regional model with Space-time Dynamics,” *Geography Analysis*, 42, 2010, 338~355.
- Ertur, C. and W. Koch, “Growth, Technological Interdependence and Spatial Externalities: Theory and Evidence,” *Journal of Applied Econometrics*, 22, 2007, 1033~1062.

- \_\_\_\_\_, "A Contribution to the Theory and Empirics of Schumpeterian Growth with Worldwide Interactions," *Journal of Economic Growth*, 16(3), 2011, 215~255.
- Evans, P. and J. Kim, "Stochastic Convergence of the Catch-up rate and Multiple Structural Breaks in Asian Countries," *Economics Letters*, 111(3), 2011, 260~263.
- Feenstra, R., R. Inklaar, and M. Timmer, "The Next Generation of the Penn World Table," *American Economic Review*, 105, 2015, 3150~3182.
- Fischer, M., "A spatial Mankiw-Romer-Weil model: Theory and Evidence," *Annual Regional Science*, 47, 2011, 419~453.
- \_\_\_\_\_, "Spatial Externalities and Growth in a Mankiw-Romer-Weil World: Theory and Evidence," *International Regional Science Review*, 41(1), 2018, 45~61.
- Gallo, J. and B. Fingleton, "Regional Growth and Convergence Empirics," M. Fischer and P. Nijkamp, (Eds.), *Handbook of Regional Science*, 2014, 291~315.
- Ho, C., W. Wang, and J. Yu, "Growth Spillover through Trade: a Spatial Dynamic Panel Data Approach," *Economics Letters*, 120, 2013, 450~453.
- Howitt, P., "Endogenous Growth and Cross-Country Income Differences," *American Economic Review*, 90(4), 2000, 829~846.
- Kim, J., "Empirics for Economic Growth and Convergence in Asian Economies: A Panel Data Approach," *Journal of Economic Development*, 26, 2001, 49~59.
- \_\_\_\_\_, "Economic Growth and Technology Diffusion in Developing Countries," *The Korean Economic Review*, 24, 2008, 413~424.
- Lee L., "Asymptotic Distributions of Quasi-maximum Likelihood Estimators for Spatial Autoregressive Models," *Econometrica*, 72, 2004, 1899~1925.
- 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*, 3, 2008, 275~304.
- Mankiw, G., D. Romer, and D. Weil, “A Contribution to the Empirics of Economic Growth,” *Quarterly Journal of Economics*, 107, 1992, 407~437.
- Segura, J., “The Effect of State and Local Taxes on Economic Growth: A Spatial Dynamic Panel Approach,” *Papers in Regional Science*, 96(3), 2017, 627~645.
- Seya, H., M. Tsutsumi, and Y. Yamagata, “Income Convergence in Japan: a Bayesian Spatial Durbin Model Approach,” *Economic Modelling*, 29, 2012, 60~71.
- Silva, D., J. Elhorst, and R. Neto, “Urban and Rural Population Growth in a Spatial Panel of Municipalities,” *Regional Studies*, 51(6), 2017, 894~908.
- Sun, X., F. Chen, and D. Hewings, “Spatial Perspective on Regional Growth in China: Evidence from an Extended Neoclassic Growth Model,” *Emerging Markets Finance and Trade*, 53(9), 2017, 2063~2081.
- Yu, J. and L. Lee, “Convergence: A Spatial Dynamic Panel Data Approach,” *Global Journal of Economics*, 1, 2012, 1~36.

[Abstract]

## Income Convergence Test for Asian Countries in the Schumpeterian Technology Diffusion Model\*

Ji Uk Kim\*\*

In this study, we tested the income convergence hypothesis using the extended growth model of Ertur and Koch(2011) and Ertur and Koch(2007) of 11 Asian countries in the period 1970~2014. We use a panel spatial Durbin approach considering technology spillover and spatial interdependence. We found that there was a spatial dependence and income convergence among Asian economies. The estimated R&D coefficients on total economic growth rate and total factor productivity were significant, supporting the Schumpeter technology diffusion model. Total factor productivity combined with human capital was the most important absorptive capacity variable, and the rate of convergence between countries was also faster in this case. In the expanded MRW model, not only the human capital but also the total factor productivity and trade freedom degree were all significant factors and showed a useful model to explain Asian economic growth and development. The convergence rate in MRW model was faster than the Schumpeter technology diffusion model. There was no significant difference between the two models in explaining the economic growth of Asia and it was confirmed that it converged to the long-term steady-state.

Keywords: Schumpeterian technology diffusion model, absorptive capacity, income convergence, spatial interdependence

JEL Classification: O4, O2

---

\* This research was supported by the Chung-Ang University research grant in 2016.

\*\* Professor, School of Economics, College of Business & Economics, Chung-Ang University, Tel: +82-2-820-5515, E-mail: jiukim@cau.ac.kr