

## 국내 제조업 집적이 탄소 배출 강도에 미치는 영향: 공간패널회귀모형의 적용\*

오진

중앙대학교 국제물류학과 전문연구원

김현중

중앙대학교 동북아물류유통연구소 연구원

## A Study on Manufacturing Aggregation And Carbon Emission Intensity: Application of Spatial Panel Regression

Zhen Wu<sup>a</sup>, Hyun-Chung Kim<sup>b</sup>

<sup>a</sup>Department of International Logistics, Chung-Ang University, South Korea

<sup>b</sup>Northeast Asia Logistics and Distribution Research Center, Chung-Ang University, South Korea

Received 30 May 2022, Revised 26 June 2022, Accepted 28 June 2022

### Abstract

This study calculates agglomeration indices of manufacturing specialization and diversification in different regions of South Korea. Two types of agglomeration indices are introduced into the spatial durbin model (SDM) to analyzes the effects of manufacturing agglomeration in Korea on  $CO_2$  emission intensity. The subjects of this study are 17 regions of South Korea, and the research period is from 2013 to 2019. This study also uses partial differential to analyze the direct and spillover effect of specialization and diversification agglomeration on  $CO_2$  emission intensity. From the perspective of direct effect, the results reveal that specialization agglomeration is an important factor contributing to Korea's  $CO_2$  emissions. However, diversification agglomeration has an obvious  $CO_2$  emission reduction effect. From the perspective of spillover effect, this study finds that specialization agglomeration in one region can also contribute to  $CO_2$  emissions in nearby regions. However, the development of diversification agglomeration in one region can have  $CO_2$  emission reduction spillover effect on neighboring regions.

**Keywords:** manufacturing agglomeration, Spatial Panel Regression, Spillover effect

**JEL Classifications:** L90, N70, R40

\* This research was supported by the 4th Educational Training Program for the Shipping, Port and Logistics from the Ministry of Oceans and Fisheries.

<sup>a</sup> First Author, E-mail: wuzhen@cau.ac.kr

<sup>b</sup> Corresponding Author, E-mail: anter195@naver.com

© 2022 The Korea Trade Research Institute. All rights reserved.

## I. 서론

우리나라는 정부주도의 강력한 에너지 드라이브 정책을 추진하고 있다. 통상적으로 에너지 정책은 그 공공성에 기인하여 정부 주도의 역할이 강조되는 영역으로 간주되어 왔다. 우리나라의 에너지 정책도 경제성장과 산업진흥 등을 목표로 중앙정부의 주도로 결정되고 실행되어 왔다. 1970년대 정부의 지속적인 중화학공업 육성 정책을 시작으로 1980년대 중반 이후 철강, 시멘트, 석유화학 등 에너지 집약적 제조업의 에너지 소비량이 급격히 증가했으며 2017년 7억 910만 톤의 온실가스를 배출하여 온실가스 배출량 세계 11위, OECD 회원국 중 5위를 기록했다.

전 세계적으로 온실가스에 대한 문제가 국제적 이슈로 부각됨에 따라 탄소 배출 감축에 대한 필요성이 산업·경제적 차원에서 본격화되고 있다. 우리나라 역시 미세 먼지를 비롯한 대기오염 문제에 대한 우려가 커지고 있으며 주요 사회·경제적 이슈로 대두되고 있다. 우리나라는 이산화탄소 배출량 중 제조업 관련 배출량이 가장 큰 비중을 차지하기 때문에 우리나라 제조업의 에너지 강도(energy intensity)는 유엔기후변화협약(UNFCCC : United Nations Framework Convention on Climate Change)의 제정에도 큰 영향을 미친다(Jung and Park, 2000). 2016년 파리 기후변화협정(Paris Climate Agreement)이 체결되면서 우리나라는 2050년까지 7억2,800만톤의 이산화탄소(CO<sub>2</sub>)를 감축하여 탄소 중립(Lee, 2021)으로의 전환을 달성해야 한다. 에너지 다소비형 산업을 기반으로 성장한 우리 경제의 탄소중립 전환은 불가피한 실정이다. 주력 산업의 갑작스러운 탄소 감축은 생산비용의 상승과 산업위축으로 이어져 기업들에게는 심각한 경영부담 요인으로 작용할 것이다. 우리나라 산업의 특성을 고려한다면 탄소중립이라는 목표는 매우 도전적인 과제임이 분명하며 단기적인 여파는 물론이고 중장기적으로 산업·경제적 측면에서 큰 영향을 미칠 수밖에 없을 것이다.

산업의 비중을 무작정 제한하는 것은 효과적인 산업 집적에 도움이 되지 않으며, 이는 지역

경제 성장에 부정적인 영향을 미친다(Zhou and Fan, 2016). 안정적인 경제성장을 보장하면서 탄소배출량 감축 목표를 달성하는 것은 정부의 가장 중요한 정책 과제 중 하나가 되었다. 따라서 여러 관점에서 탄소배출량을 줄이고 탄소배출량 감축 목표를 보다 효과적으로 달성할 수 있는 방안을 모색할 필요가 있다.

에너지 집약적 산업의 확대로, 우리나라의 산업 집적양상은 명백하다. 주요 제조업은 서울을 중심으로 한 경인공업지구와 부산을 중심으로 한 동남해안공업지구와 이들을 연결하는 고속도 이용이 수월한 입지에 집중돼 있다. 국내 산업집적 구조도 전문화 특성을 보여준다. 우리나라는 특정 지역에 특정 산업을 집적시키는 전략 하에 주력 산업을 육성해 왔으며, 이를 통해 특정 산업에 전문화된 산업도시들이 형성되었다. 1970년대 국가 주도의 중화학공업 육성정책으로 등장한 산업도시들은 물론 지방의 중소도시 또한 특정 산업으로 전문화된 산업구조를 보이고 있다. 철강 생산은 주로 포항에 집중되어 있고, 울산은 자동차 산업, 전라도는 비철 금속 산업 등에 집중되어 있다. 도시 규모의 확대로 서울, 부산 그리고 다른 대도시에서도 다양한 산업 집적 현상이 나타났다. 따라서 우리나라의 산업 분포는 지리적 집적(spatial agglomeration)의 특징을 보이고 있다. 각기 다른 특성을 가진 이러한 군집화된 제조 분야는 우리 경제 성장의 중요한 엔진이 되었다. 그러나 이러한 중요성에도 불구하고 제조업 집적과 탄소 배출 사이의 관계를 실증한 연구는 아직 없는 실정이다.

산업집적(industrial agglomeration)은 공간 조직의 한 형태로서 클러스터 내 기업 간의 요소이동과 공유를 가속화하여 클러스터 내 기업 간의 지식창출과 전파를 촉진하고 나아가 클러스터 내 기업에 현저한 외부경제를 창출한다. Marshall(1890)은 산업의 집적에서 비롯된 경제적 이익을 외부성(externalities)으로 개념화하였다. 외부성(externalities)은 노동시장 풀링(labor market pooling), 중간재 생산요소 공유(input share), 지식의 파급(knowledge spillover)의 세 가지 측면에서 비롯됐다고 제시하고 있다. Marshall(1890)에 더해 Hoover(1937)는 집

적경제를 국지화 경제(localization economies), 도시화 경제(urbanization economies) 등 외부성이 집약된 유형을 분류했다. 전자는 동일 산업 내 기업의 전문화 집적에 따른 외부효과를, 후자는 이종 산업 간 기업의 다양화 집적에 따른 외부효과를 강조한다. 그렇다면 우리나라 제조업은 대규모 산업 집적에 의존함과 동시에 탄소 배출 감축이 가능한지에 대한 문제가 제기된다. 상충되는 두 가지 목표의 병존이 가능하다면, 탄소 감축과 지속 성장을 동시에 실현하기 위한 효과적인 전략은 무엇이고, 이를 실현하기 위한 체계적인 전략의 수립이 요구된다. 또한 산업별 집적 모델, 즉 산업 집적의 전문화와 다양화가 제조업의 탄소 배출 강도에 미치는 영향은 각각 어떤 경로를 보이는지 논의가 필요할 것이다. 이를 위해 본 연구에서는 제조업 집적과 탄소 배출 감축간의 관계 및 그 역할기제를 미시적 시각으로 검토하고, 집적모델별 탄소 배출 감축효과를 세부적으로 구분하였다.

탄소 배출 감축에 대한 관련 연구가 활발히 이루어지고 있으나, 기존의 연구는 주로 에너지 소비량 측정, 탄소배출량의 결정요인, 탄소 배출량 예측 모형 구축 등에 개별 산업에 국한된 방향에서 이루어졌다. 제조업 집적이 탄소 배출에 미치는 영향에 대한 논의는 미진한 실정이다. 특히 국내의 제조업 집적은 전문화 또는 다양화의 경향이 뚜렷하며 서로 다른 형태의 제조업 집적이 탄소 배출에 미치는 영향은 논의할 가치가 충분하다. 본 연구는 2013년부터 2019년까지 국내 17개 지역 25개 제조업 분야의 데이터를 바탕으로 국내 지역별 제조업 전문화·다양화 집적지수를 산출하고 공간더빈모형(Spatial Durbin model, SDM)을 이용하여 제조업 집적이 탄소배출 강도에 미치는 영향을 분석함에 그 목적이 있다.

## II. 선행연구

이론적으로는 산업 집적이 탄소 배출 및 기타 오염물질의 규모효과(scale effect)를 발생시키는 것으로 알려져 있으나 심각한 환경오염

문제를 야기할 수 있다(Verhoef and Nijkamp, 2002; Duc, 2007). 그러나 산업 발전의 맹목적인 통제는 집적 경제의 생성과 집적 경제 효과의 발생에 도움이 되지 않는다(Zhou and Fan, 2016). 또한 전통적인 집적 이론과 새로운 경제지리학 이론에 따르면 집적 경제는 기업에 청정 기술의 적용을 촉진하고 자원 이용의 효율성을 향상시켜 산업 탄소 배출의 감소에 기여할 것이다(Crossman, 1991; Enrenfeld, 2003). Grossman and Krueger(1991)는 기술 발전이 탄소 배출 감소에 중요한 역할을 한다는 것을 증명했다. 그들의 연구는 기술 진보와 환경 오염 사이에 역관계가 있다는 것을 보여준다. Shi and Shen(2013)은 산업 집적이 기술 개발 및 육성을 촉진하고 에너지 효율을 향상시킬 수 있음을 보여주었다. Han(2014)은 패널 데이터를 기반으로 중국의 산업 에너지 효율에 미치는 지식 파급 효과, 중간 투입의 규모 효과, 노동 집적 효과 등 세 가지 외부 효과의 영향을 분석했다. 분석 결과, 지식 파급 효과와 중간 투입의 규모 효과가 산업의 에너지 효율을 크게 향상시킨다는 것을 보여준다. 다양한 집적 과정에서 기업 간 공생관계가 존재할 수 있다. 즉, 한 기업의 부산물이나 폐기물은 다른 기업이 생산에 필요한 중간 투입물이나 원자재일 수 있다. 따라서 산업의 다양화된 집적은 지역 내 자원의 재활용을 촉진하고 자원 활용의 효율성을 개선하며 탄소 배출량을 감소시킨다(Enrenfeld, 2003). 산업집적의 탄소배출 저감 효과는 다양한 환경보호 인프라 구축과 환경산업 육성에도 기여할 수 있다. 다양한 연관 산업이 집적될 경우, 이러한 선순환 구조의 효과는 더욱 명백하게 나타난다. 산업의 다양화 집적은 연관 기업에 다양한 저탄소 인프라의 구축과 공유의 기회를 제공할 수 있다(Han et al., 2018). Capello(2007)는 다양한 산업 집적이 전문화된 산업집적보다 인프라를 공유할 가능성이 더 높다는 것을 주장하였다.

집적경제와 탄소배출량 감소효과에 대한 연구가 심화되면서 집적경제가 탄소배출량에 미치는 영향은 비선형적이라는 연구결과가 나타났다. Poumanyong and Kaneko(2010)는 선진국의 도시 집적화는 탄소 배출량을 증가시킬

수 있고, 후진국의 도시 집적화는 탄소 배출량을 줄일 수 있다고 지적했다. Qin(2015)은 도시 집적이 탄소 배출에 역 U자형 영향을 미친다는 것을 밝혔다. Li(2014)는 문턱회귀모형(Threshold Regression)을 사용하여 산업 집적과 환경오염 사이의 역 U자 관계를 연구했다. 시장화 정도가 낮을 때 산업집적도를 개선하면 환경오염으로 이어진다. 다만 시장화 수준이 특정 문턱을 넘으면 산업집적화가 환경을 개선하는 효과로 이어진다. 산업집적과 탄소배출의 비선형 관계는 산업클러스터의 수명주기 관점에서도 설명할 수 있다. 다양한 라이프 사이클 단계에서, 집적은 R&D, 효율성, 자원 할당 효율성, 기업 간 협력 및 기타 측면에서 다른 특성을 보여준다(Jircikova et al., 2013). 따라서 집적도가 일정 문턱을 넘어야 전문화·다양화된 집적경제가 충분히 발전할 수 있기 때문에 기업의 에너지 효율을 높이고 탄소배출 한계저감비용을 절감할 수 있다.

탄소배출은 산업 이전과 같은 경제적 요인이거나 대기 순환과 같은 자연적 요인을 통해 주변 지역으로 전달될 수 있으므로 탄소배출은 단순히 국지적인 문제가 아니다(Han, 2018). 따라서 한 지역에서 배출되는 탄소의 총량은 불가피하게 이웃 지역들에 의해 영향을 받는다. 이것은 내생적인 공간 상호작용에서 비롯되었을 것이다. 예를 들어, 한 지역은 인근 지역의 환경 정책을 모방하거나 인근 지역 탄소 배출량을 줄이기 위한 노력의 직접적인 혜택(free-riders)을 받을 수 있다(Han, 2018). 또한, 한 지역의 탄소 배출 감소는 외부 공간 상호작용에 의해 발생할 수 있다. 한 지역의 탄소 배출 감소는 인근 지역의 산업 집적 발전으로부터 이익을 얻을 수 있다.

현재 탄소 배출의 공간적 상관관계에 대한 여러 연구들이 진행된 바 있다. Chuai(2012)는 공간오차모형(Spatial Error Model, SEM)을 사용하여 탄소 배출과 그 영향 요인 간의 관계를 분석했다. 연구 결과, 에너지 소비로 인한 탄소 배출이 GDP 및 인구와 밀접한 관련이 있음을 보여준다. Cheng (2015)은 정적 공간더빈모형(SDM)을 사용하여 중국의 탄소배출 강도에 영향을 미치는 요인을 분석했다. 연구 결과, 중국

의 탄소배출 강도에 영향을 미치는 주요 요인은 에너지 구조, 산업 구조, 에너지 강도, 도시 화율로 나타났다. Yuan et al.(2020)은 문턱회귀모형(Threshold Regression)과 공간더빈모형(SDM)을 결합하여 금융 집적이 녹색 개발에 미치는 영향에 대한 연구를 수행하였다. 금융 집적은 도시 녹색 개발에 도움이 된다는 결과도 도출됐으며 과급 효과에 대한 추가적인 단계 분석을 수행했다. 분석 결과, 높은 수준의 금융 집적의 과급 효과가 낮은 수준의 금융 집적의 과급 효과보다 더 강하다는 것을 보여준다. Han(2018)은 정적 공간 더빈 모형(SDM)을 사용하여 전문화 및 다양화 제조 집적이 중국의 탄소 배출 감소에 미치는 영향을 분석하였다. 제조업 집적과 탄소 배출 사이의 역 U자 관계를 확인할 수 있었으며 전문화·다양화 집적 모두 집적 경제의 외부성을 통해 탄소 배출 감소를 크게 촉진할 수 있으며, 전문화·다양화 집적 인접 지역의 탄소 배출 감소에도 긍정적인 과급 효과를 가지고 있는 것으로 나타났다. Lei(2017)는 패널오차수정모형(Panel Error Correction Model)으로 산업 집적이 단기적으로 환경오염 감소에 도움이 된다는 것을 발견했다. 그러나 장기적으로 볼 때, 산업 집적과 환경오염 간의 직접적인 상관관계는 아직 밝혀진 바 없다.

우리나라의 제조업 집적과 탄소 배출 강도의 상관관계를 고려한 연구는 아직 실행된 바 없다. 우리나라의 집적경제에 따른 외부성이 지역의 에너지 이용 효율 향상과 탄소감축 효과에 도움이 될지는 아직 충분히 입증되지 않았기 때문이다. 특히 서로 다른 형태의 산업 집적이 탄소배출에 어떻게 영향을 미칠지도 연구해 볼 만한 주제다. 또한 국토 면적이 좁아 한 지역의 산업 집적이 다른 지역에 미치는 과급효과가 불가피한데, 이 과급효과는 인근 지역의 감축 기술 공유나 직접적인 감축 효과로 이어질 수 있다. 따라서 한국의 제조업 집적과 탄소 배출의 상관관계를 분석할 때 가능한 한 공간적 효과를 고려해야 한다. 본 연구는 집적경제 이론에 기초한 공간계량경제 모형을 구축하고자 한다. 본 연구에서는 2013년부터 2019년까지 국내 주요 17개 지역의 패널 데이터를 바탕

으로 제조업 집적이 탄소 배출에 미치는 내부 메커니즘과 공간적 효과를 연구하였다.

본 연구의 독특한 기여는 다음과 같이 요약할 수 있다. 먼저 본 연구에서는 제조업 집적이 탄소 배출량 감소에 미치는 영향을 공간적 관점에서 검토한다. 본 연구에서는 탄소배출량 감소에 대한 제조업 집적의 과급효과가 있는지, 즉 한 지역의 제조업 집적에 따른 탄소 감축 효과는 인접지역에 영향을 미치는지를 검토하였다. 둘째, 방법론적 관점에서 본 연구는 공간더빈모형(SDM)을 사용하여, 한 지역의 산업 집적이 다른 지역의 탄소배출에 미치는 간접적인 영향을 반영할 수 있다. 또한, 본 연구에서는 모형의 신뢰성을 검증하기 위해 서로 다른 공간가중행렬(Spatial Weighted Matrix)를 사용하였다. 특히 본 연구에서는 지리-경제거리행렬(Inverse Economic Distance Spatial Weights)을 사용하여 공간 요소 간의 경제적 상호작용의 불균형을 반영할 수 있다.

### III. 분석방법 및 변수 설명

#### 1. 연구모형

##### 1) 공간패널회귀모형의 도입

Dietz and Rosa(1994)는 도시 탄소 배출에 영향을 미치는 주요 요인으로 인구 규모(population scale), 1인당 도시 부유도(urban per capita affluence), 에너지 활용의 기술 수준(technology level of energy utilization)이 포함된다는 것을 발견했다. 도시 인구규모의 증가와 1인당 도시 부유도는 도시의 총 탄소 배출량을 증가시킬 것이며, 에너지 활용의 기술 수준의 향상은 에너지 절약과 탄소 배출 감축에 도움이 되는 것으로 나타났다. 본 연구는 Dietz and Rosa(1994)에 의해 확립된 STIRPAT(Stochastic estimation of Impacts by Regression on Population, Affluence, and Technology)이론 모형을 기반으로 제조업 집적을 도입하여 STIRPAT 이론 모형을 확장하였다. 기존의 STIRPAT 이론 모형은 다음과 같다.

$$I = CP^{\theta_1} A^{\theta_2} T^{\theta_3} \epsilon \quad (1)$$

여기서  $I$ 는 탄소배출량,  $C$ 는 상수항,  $P$ 는 인구규모,  $A$ 는 1인당 도시 부유도,  $T$ 는 에너지 이용 기술 수준,  $\theta_1, \theta_2, \theta_3$ 는 각각의 탄성 계수를 나타내고,  $\epsilon$ 는 오차항이다. STIRPAT 모형에 따르면  $\theta_1 > 0, \theta_2 > 0, \theta_3 < 0$ . 제조업이 발전함에 따라, 집적 경제가 형성된다. 집적 경제에 의해 발생하는 규모효과와 기술과급 효과는 에너지 활용 효율을 향상시키고 탄소 배출을 줄일 수 있다. 따라서 에너지 이용 수준은 제조업 집적의 증가함수로 볼 수 있다.

$$T^{\theta_3} = T_0^{\theta_3} AGG^{\theta_3\beta} = T_0^{\theta_3} SP^{\theta_3\beta_1} DI^{\theta_3\beta_2} \quad (2)$$

여기서  $AGG$ 는 제조업 집적 수준을 나타낸다.  $T_0$ 은 에너지 사용의 기술 수준에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인을 나타내는 상수항이다.  $\beta$ 는 제조업 집적이 에너지 사용기술 수준에 대한 탄성 계수를 표시한다. 도시개발의 단계가 다르기 때문에 제조업 집적은 전문화 그리고 다양화 두 가지 형태가 있을 수 있으며, 두 집적 형태는 집적 경제의 규모 효과와 기술과급 효과를 가져와 에너지 이용 효율을 향상시킬 수 있다. 따라서 제조업 집적( $AGG$ )은 전문화 집적( $SP$ ) 그리고 다양화 집적( $DI$ )로 표현할 수 있다. 위의 방정식을 기존의 STIRPAT 이론 모형에 대입하면, 제조업 집적과 탄소 배출 사이의 함수 관계를 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$I = CP^{\theta_1} A^{\theta_2} T_0^{\theta_3} SP^{\theta_3\beta_1} DI^{\theta_3\beta_2} X^{\rho} \epsilon \quad (3)$$

본 연구는 탄소 배출에 영향을 미치는 다른 요소들을 ( $X$ )식에 넣어 제어변수로 삼았다. 식 3을 로그 형식으로 채택한 후, 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$\ln I = a + \theta_1 \ln P + \theta_2 \ln A + \lambda_1 \ln SP + \lambda_2 \ln DI + \rho \ln X + u \quad (4)$$

식 3에 따라  $a = \ln C + \theta_3 \ln T_0$ ,  $\lambda_1 = \theta_3 \beta_1$ ,  $\lambda_2 = \theta_3 \beta_2$ .  $u$ 는 오차항을 표시한다. 탄소 배출은 공간적으로 상관되었다. 탄소 배출은 지역 전체로 자연스럽게 확산될 뿐만 아니라 교통 인프라 및 통신 기술의 발달과 함께 공간적으로 확산된다(Han, 2018). 게다가, 한 지역의 집적 경제로 인해 발생하는 외부성은 탄소 배출을 줄이는 데 있어서 이웃 지역에도 도움이 될 수 있다. 이에 본 연구에서는 탄소배출의 공간적 상호작용을 고려하여 일관된 파라미터 추정치를 얻기 위하여 공간 패널 모형을 채택한다. 가장 일반화된 공간 패널 모형 (Elhorst, 2014)을 본 연구에 적용하면 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$\ln I_t = a + \delta W \ln I_t + \gamma \ln Z_t + \eta W \ln Z_t + \mu + \nu + u_t \quad (5)$$

$$u_t = \phi W u_t + e_t$$

여기서  $\ln I_t$ 는 시간  $t(t = 1, \dots, T)$ 에서 각 공간 단위  $i(i = 1, \dots, N)$ 에 대한 종속변수의 관측값으로 구성된  $N \times 1$  벡터이며,  $\ln Z_t$ 는 인구 규모, 1인당 도시 부유도, 제조업 집적 수준(*SP*과 *DI*) 그리고 기타 제어변수를 포함한  $N \times K$  벡터이다.  $\mu$  및  $\nu$ 는 고정 효과 또는 랜덤 효과일 수 있는 지역 및 시간 효과이다.  $\delta$ 는 본 연구에서 서로 다른 지역의 탄소 배출에서 공간 상호 작용의 존재에 직접적인 영향을 미치는 공간 자기 상관 계수이며,  $W$ 는 서로 다른 지역 간의 상호 작용을 나타내는 공간 가중행렬이다.  $\gamma$ 와  $\eta$ 는 종속 변수에 대한 각 독립 변수의 주요 영향과 파급 효과를 설명한다.  $\phi$ 는 오차 항의 공간 자기 상관 계수를 표시한다. 이 계수는 관찰되지 못한 충격이 특정한 공간 패턴을 따르는 것을 반영한다. SDM(Spatial Durbin Model)모형은 종속변수 및 독립변수의 공간시차를 같이 고려하는 모형이다. 특히 SDM모형은 오차 항목의 공간 의존 관계도 반영할 수 있다(LeSage, 2009). 따라서 SDM 모형은 종속변수의 공간시차만 고려한

SAR(Spatial Autoregression Model) 모형, 독립변수의 공간 지연항만 고려한 SLX(Spatial lagged X) 모형 그리고 오차항의 공간 작용만 고려한 SEM(Spatial Error Model)모형보다 더 일반화된 모형이다. 본 연구는 제조업 집적 지표가 탄소 배출에 미치는 공간적 영향을 전면적으로 고려하기 위해 SDM 모형을 사용하는 것을 고려하기로 하였다.

모형에서 독립변수의 공간시차를 포함하는 경우, 독립변수의 계수 추정값을 한계 효과로 볼 수 없다(LeSage, 2009). 이를 해결하기 위해 LeSage(2009)는 계수의 편미분해를 제시하였으며, 직접효과와 간접효과, 총 효과 세 가지로 나눌 수 있다. 직접 효과는 어떤 지역의 독립변수가 그 지역의 종속변수에 미치는 영향을 측정하기 위해 사용된다. 간접효과는 어느 지역의 독립변수가 인접 지역의 종속변수에 미치는 영향으로 간주한다. 총 효과는 직접효과와 간접효과의 합을 의미한다. 직접 효과 및 간접 효과를 계산하기 전에 식 5를 이하의 형식으로 전환할 수 있다.

$$\ln I_t = (I - \delta W)^{-1} (\gamma \ln Z_t + \eta W \ln Z_t) + (I - \delta W)^{-1} (a + \mu + \nu + u_t) \quad (6)$$

식 6에 의해 종속변수  $\ln I_t$ 가  $k$ 번째 독립변수  $x_k(x_k \in Z)$ 에 대하여  $N$ 개 공간 단위의 편도함수(partial derivative)를 다음과 같은 식으로 표시할 수 있다.

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial \ln I_1}{\partial \ln x_{1k}} & \dots & \frac{\partial \ln I_1}{\partial \ln x_{Nk}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial \ln I_N}{\partial \ln x_{1k}} & \dots & \frac{\partial \ln I_N}{\partial \ln x_{Nk}} \end{bmatrix} \quad (7)$$

$$= (I - \delta W)^{-1} \begin{bmatrix} \gamma_k & \dots & \eta_k W_{1N} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \eta_k W_{N1} & \dots & \gamma_k \end{bmatrix}$$

LeSage(2009)의 연구에 따라 식 7에 있는 대각선상 계수의 평균값은 직접 효과이고, 비대

각선계수의 평균값은 간접 효과로 정의한다. 이 중 편도함수(partial derivative)의 각 열의 비대각선 계수의 합은 어느 지역의 독립 변수  $x_k$ 가 다른 지역의 종속변수에 미치는 평균 영향이라고 한다. 전통적인 계량경제 모형은 관측치끼리 서로 독립적이라고 가정한다. 그러나 공간효과가 존재하는 경우, 최소자승법(Ordinary Least Squares: OLS)를 이용하여 공간데이터의 회귀를 추정하는 것은 계수 추정편차를 초래할 수 있다(LeSage, 2009). 이를 위해 본 연구는 Lee(2004)가 제시한 QML(Quasi Maximum Likelihood) 추정을 적용한다. QML 추정은 종속변수의 공간시차에 따른 변수 내생성 문제를 명확히 고려한다.

## 2) 공간가중행렬

식 6에서  $W$ 는 공간 단위 사이의 상관관계를 반영하는 공간가중행렬이다. 공간가중행렬의 대각 원소는 모두 0이다. 왜냐하면 자기 이웃으로 볼 수 있는 공간 단위가 없기 때문이다(Yu, 2008).

연구 필요에 따라 공간가중행렬은 지리적 연관성을 반영한 역거리행렬과 경제적 연관성을 반영한 경제거리행렬로 나눌 수 있다(Zhao, 2018). 공간 효과의 구조에 대해 일반적으로 세 가지 표준으로(인접성, 거리, k-nearest) 지리적 행렬을 만들 수 있다(Anselin, 1988). 공간가중행렬의 구성은 단위가 가까울수록 상호작용이 강해질 가능성을 염두에 두어야 하므로 실제 작업에서는 항상 인접행렬(adjacency matrix) 또는 역거리행렬(inverse distance matrix)를 사용한다(Bottasso, 2014). 본 연구는 역거리행렬, 경제거리행렬 및 두 행렬을 조합하여 모형 결과를 검증한다. 3가지 공간가중행렬은 지역별 지리적 차이 및 경제적 차이를 반영할 수 있다. 3가지 공간가중행렬의 표현식은 다음과 같다.

$$W_1 = 1/d_{ij} \quad (8)$$

$$W_2 = 1/|G_i - G_j| \quad (9)$$

$$W_3 = [1/|G_i - G_j + 1|] \times \exp(-d_{ij}) \quad (10)$$

$W_1$ 는 역거리행렬이다. 여기서  $d_{ij}$ 는 지역  $i$ 와  $j$  사이의 거리를 나타내고,  $1/d_{ij}$ 는  $d_{ij}$ 의 역수이다. 해석의 용이성을 위해 공간가중행렬의 행을 정규화 하는 것이 일반적이며, 이는 가중치 연산을 인접 값의 평균으로 해석할 수 있다(Elhorst, 2014).  $W_2$ 는 경제거리행렬이다. 여기서  $G_i$ 와  $G_j$ 는 표본 기간 동안 지역  $i$ 와  $j$ 의 평균 GDP를 나타낸다.  $W_2$ 에서  $ij$  항목은  $1/|G_i - G_j|$ 이다.  $|G_i - G_j|$ 가 작을수록 지역  $i$ 지역  $j$ 의 경제 발전 수준이 비슷할수록 경제 거리가 가깝고 공간 가중치가 크게 나타난다(Lin, 2005). 행렬  $W_3$ 는 지리-경제거리행렬이다(Inverse Economic Distance Spatial Weights). 이 행렬은 지리적 거리와 경제적 거리를 동시에 고려할 수 있다.

## 2. 변수설명

제조업은 다른 업종보다 에너지 소비량이 더 많은 것으로 알려져 있다(Boyd al., 1987년). 우리나라는 철강, 시멘트, 석유화학 등 에너지 집약적 산업 확대로 제조업의 에너지 강도가 1980년대 중반부터 강해졌다(Korea Energy Economics Institute, 1997). 국내 이산화탄소 배출에서 제조업이 차지하는 비중이 가장 크기 때문에 한국에너지공단에서 발표한 17개 주요 지역(시·도)의 25개 제조업 부문  $CO_2$  배출량을 지역 GDP로 나눈 탄소배출량 강도 지표를 활용한다. 해당 지표는 제조업 부문 탄소배출의 상대적 강도를 반영할 수 있다.

전문화 집적지수는 업종별 고용량으로 지역 엔트로피(location entropy)를 계산한 후에 업종별 고용량의 전국 비중을 가중해 측정한다. 다양한 집적 지수를 측정하는 가장 흔한 방법은 허시만-허핀달 지수(Hirschman-Herfindahl Index, HHI)의 역수이다. 본 연구에서는 지역 간의 비교를 고려하여 Duranton(2001)의 상대적 다양성 지수(relative-diversity index: RDI)를 적용하였다. 구체적인 식은 다음과 같다.

**Table 1. Descriptive Statistics**

Variable	Mean	Std.Dev.	Min	Max
Carbon emission intensity, %	0.2346	0.27123	0.0037	1.1336
Specialized agglomeration index, %	4.9226	7.6453	0.1428	36.0495
Diversified agglomeration index, %	8.2347	2.9512	3.4163	16.7599
Population size in districts, people	3034869	3194480	122153	13239666
GDP per capita, won	3.41e+07	1.10e+07	1.88e+07	6.53e+07
The proportion of Bs, MA and PhD graduates, %	0.0088	0.0043	0.0027	0.0244
Foreign Direct Investment, 106dollar	791.4538	1653.827	0	8339
The proportion of Secondary Industry, %	0.3931	0.0745	0.2221	0.5878

Note: 모든 데이터는 KOSIS 국가통계포털(<https://kosis.kr>)에 근거함.

**Table 2. Manufacturing Specialization Concentration Index**

Reg	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
SEL	3.05669	3.13319	3.23999	3.12467	3.20168	3.1891	3.26907
BUS	2.34408	2.2027	2.09607	2.18995	2.11086	2.05565	1.98275
DAE	1.48464	1.43708	1.41222	1.39603	1.35951	1.36687	1.34024
INC	2.51589	2.25265	2.32725	2.40188	2.24922	2.24779	2.13706
GWJ	0.35226	0.389182	0.329301	0.331018	0.33236	0.318631	0.311478
DAJ	36.0495	34.8938	34.0334	33.5598	34.1924	33.8683	15.3879
USN	11.052	10.6768	10.688	10.88	11.4456	11.877	11.5607
SEJ	0.422774	0.308643	0.306428	0.2776	0.247459	0.219898	0.234674
GYG	10.8899	11.0915	11.1758	11.2437	11.3847	11.2765	11.1963
GAW	0.644732	0.642349	0.702335	0.808436	0.820488	0.782995	0.828497
CCB	2.81907	2.81747	3.05387	2.94054	2.98222	3.17202	3.21947
CCN	3.16732	3.12405	3.22516	3.2979	3.2939	3.34979	3.33804
JLB	1.09399	1.07392	1.04884	1.002	0.98835	0.937574	0.945895
JLN	2.54784	2.52498	2.50636	2.42792	2.38443	2.39963	2.45227
GSB	3.19609	3.16823	3.04797	3.08132	3.01596	3.08572	5.17884
GSN	5.97062	5.89606	6.19579	5.98543	5.89581	5.69767	5.82629
JEU	0.142806	0.167401	0.188083	0.180738	0.199938	0.20051	0.179816

$$SP_j = \sum_{i=1}^n \frac{P_{ij}}{P_i} \frac{P_{ij}/P_j}{P_i/P} \quad (11)$$

$$DI_j = \frac{1}{\sum_{i=1}^n |P_{ij}/P_j - P_i/P|} \quad (12)$$

$i$ 는 업종을,  $j$ 는 지역을 표시한다.  $P, P_i, P_j, P_{ij}$ 은 각각 한국 총고용량,  $i$ 업종

의 전국 고용량,  $j$ 지역의 총고용량,  $j$ 지역  $i$ 업종의 고용량을 표시한다.

5개의 제어 변수가 이 연구에 포함되었다. 첫째, 이 연구는 지역 인구를 사용하여 인구 규모( $P$ )를 측정한다. 둘째, 1인당 도시 부유도( $A$ )는 1인당 지역 GDP로 측정된다. 셋째, 탄소 배출이 지역 인적 자본과 관련이 있다는 것을 보여주었다(Ang, 2009; Han, 2018). 본 연구에서는 인적 자본 ( $EDU$ ) 측정에 학사, 석사, 박사 졸업자의 비율을 사용하였다. 넷째,



**Table 3.** Manufacturing diversification Concentration Index

Reg	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
SEL	5.88734	5.85726	5.96909	6.06002	6.12767	6.29975	6.43045
BUS	14.1754	14.5902	15.01	15.5012	15.9636	16.6626	16.7599
DAE	9.60635	9.63988	9.55219	10.2216	10.5254	10.958	10.9568
INC	9.3605	9.61241	9.72713	9.62173	10.1277	11.0339	11.9392
GWJ	11.3875	11.4433	12.1735	12.6778	12.9988	13.8859	14.2614
DAJ	9.57864	9.62108	9.79889	9.93318	10.2002	10.5841	10.6954
USN	3.41638	3.45621	3.60377	3.78397	3.79282	3.93702	3.98782
SEJ	4.48516	5.95907	6.76387	7.5266	8.32685	9.17517	9.97372
GYG	9.84676	9.82707	9.60767	9.98074	10.0616	10.7072	11.2237
GAW	6.75466	6.7917	6.97147	6.98775	7.10462	7.3761	7.56659
CCB	7.11481	7.05558	7.15026	7.13984	7.10165	6.9245	7.15998
CCN	5.57815	5.69053	5.85873	5.81734	5.99391	5.95147	6.21124
JLB	8.68321	8.5514	8.82802	8.818	8.84492	9.0668	9.2255
JLN	5.82783	5.69638	5.7197	5.97511	6.09281	6.2473	6.52222
GSB	6.54457	6.48547	6.71886	6.88275	7.15894	7.5346	7.92016
GSN	4.9546	5.04628	5.13869	5.39009	5.53698	5.84394	6.0092
JEU	6.1566	6.1511	6.30021	6.47928	6.5626	6.85727	6.99983

해외 직접투자 (*FDI*)의 도입은 일반적으로 지역 경제에 자본 투입과 일자리를 제공한다. 해외 직접투자는 기술이전 및 확산의 효과적인 촉진자로 간주되며, 이는 지방 정부가 탄소 배출 감소를 달성하기 위한 기술 업그레이드를 도울 수 있다(Bwalya, 2006). 따라서 본 연구에서는 해외 직접투자가  $CO_2$  배출 감소에 미치는 영향도 고려하였다. 마지막으로, 본 연구는 산업 구조 요소를 고려한다. 환경오염은 주로 공업생산 과정에서 배출되는 폐기물에서 나오기 때문에 산업구조 (*IND*)는 2차 산업체수의 비중을 사용한다(Poumanyong, 2010; Han, 2018).

본 연구에서 검토된 샘플은 2013년부터 2019년까지 관찰된 국내의 17개 주요 행정구역(특별시 1개, 광역시 7개, 도 9개)을 기반으로 한다. 주요 데이터는 KOSIS 국가통계포털의 통계 데이터를 활용하였다. 모든 변수의 세부 사항은 <Table 1>에 제시되어 있다. 지역별 최소값, 최대값의 차이가 높은 것으로 나타났으며 상대적으로 범위 및 표준 편차가 큰 것으로 나타났다. 각 지역별로 지역 경제와 탄소 배출의 차이가 있는 것을 시사한다.

## IV. 분석결과

### 1. 전문화 및 다양화 집적 지수

본 연구는 국내 17개 주요 행정구역의 제조업 전문화 집적지수와 다양화 집적지수를 도출하기 위해 식(11)과 식(12)를 활용했다. <Table 2>의 17개 지역의 전문화 집적지수를 나열하면 제조업 전문화 집적지수가 높은 지역은 대전, 울산, 경기, 경북 및 경남 지역인 것으로 나타났다. 이들 지역에는 모두 제조업 전문 산업단지가 조성되어 있어 울산의 자동차산업 집결지와 같은 전문화 산업단지가 이미 형성되어 있다. 세종시와 제주도는 제조업 전문화 지수가 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 이들 지역의 제조업 발전 수준이 낮아 대규모 제조업 집적이 형성되지 않은 것을 반영한다. 이는 세종시와 제주도의 역할 및 지역 발전 전략에 부합한다.

<Table 3>은 17개 지역의 다양화 집적지수를 나열해 제조업 다양화 집적지수가 높은 지역이 부산, 광주, 경기, 인천에 집중됐음을 제시한다. 이는 이들 지역의 제조업 다양화 수준이 높고 제조업 종류가 다양하다는 점을 반영한

**Table 4. Correlation Analysis**

	SP	DI	P	A	EDU	FDI	IND
SP	1						
DI	0.017	1					
P	0.115	0.114	1				
A	0.035	-0.646	-0.041	1			
EDU	0.150	0.131	-0.183	0.047	1		
FDI	-0.031	-0.159	0.644	0.169	0.032	1	
IND	-0.155	-0.287	-0.206	0.448	0.182	0.071	1
VIF	1.12	1.97	2.30	2.05	1.25	2.14	1.42

다. 울산의 제조업 다양화 집적 지수가 가장 낮은 것으로 나타났다. 그 이유가 자동차 관련 산업을 중점적으로 지원해서 다른 종류의 제조업이 낮은 비중을 차지할 수밖에 없는 것으로 풀이된다. 울산의 사례를 통해 한 지역에서 전문화 집적 지수와 다양화 집적 지수에 대한 반대관계가 존재할 수 있는 것을 알 수 있다.

## 2. 공간패널회귀분석

### 1) 타당성 분석

모형을 구축하기 전에 주요 변수에 대한 상관관계 분석을 실시하여 변수 간 다중공선성 존재 여부와 타당성을 검증하였다. 타당성 검증 결과, <Table 4>에 제시된 바와 같이 주요 변수 간의 상관계수는 분석에 활용되기에 문제가 없는 수준으로 나타났으며 다중공선성 검증에서도 위배되지 않는 것으로 나타났다.

시계열 데이터 분석에서는 비정상 변수의 랜덤 상관 패턴에서 발생할 수 있는 거짓된 결과를 방지하는 것이 중요하다. 분석결과의 신뢰성을 확인하기 위해 패널 단위근 검정(Panel Unit Root test)를 실시한다. 본 연구에서 사용한 패널 데이터의 경우 T>N이므로 HT 단위근 검정(Harris and Tzavalis, 1999)를 채택한다. 단위근 검증결과 유의확률이 0.05 이하로 나타나 모든 변수의 로그형식에는 단위근이 존재하지 않아 모든 변수가 안정적인 변수인 것을 확인하였다.

### 2) 공간 상관성 검사(Spatial correlation test)

본 연구에서, 탄소 배출의 공간적 상관관계를 탐지하기 위한 예비 진단 테스트로 Moran's I 지수(Moran 1950; Ansel 1988)가 사용되었다. 행을 정규화한 공간가중행렬을 갖는 Moran's I 지수는 다음의 식으로 계산할 수 있다.

$$Moran's I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (\ln I_i - \overline{\ln I})(\ln I_j - \overline{\ln I})}{\sum_{i=1}^n (\ln I_i - \overline{\ln I})^2} \quad (13)$$

여기서  $\ln I_i$ 는 지역  $i$ 의 탄소 배출량 강도를 나타내며,  $\overline{\ln I}$ 는 17개 지역에서의 탄소 배출량 강도의 평균값을 나타내며,  $W_{ij}$ 는 공간가중행렬을 의미한다.

본 연구에서는 공간가중행렬을 기반으로 탄소 배출 지표의 패널 Moran's I 값을 계산한다. <Table 5>는  $W_1$ ,  $W_2$  및  $W_3$ 에 의한 Moran's I 값이 각각 0.447, 0.492 및 0.558이며, 0.0000의 확률을 나타낸다. 따라서 탄소 배출량에 대한 Moran's I 값은 상당한 양의 공간상관성(spatial correlation)을 나타내는데, 즉 제조업 탄소배출량이 높은 지역들이 모여 있는 지리적 형태로 해석할 수 있다.

<Table 5>에 따라  $W_3$ 에 의한 공간적 상관관계가  $W_1$  및  $W_2$ 보다 유의하게 크다는 것을 보여준다. 따라서 탄소 배출의 공간적 상관관

**Table 5.** Panel Moran's I values

2013-2019	$W_1$	$W_2$	$W_3$
Moran's I values	0.447***	0.492***	0.558***
Observations	119	119	119

Note: \*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.001

**Table 6.** Model fit verification

Contents	Methods	Equation 6		
		$W_1$	$W_2$	$W_3$
SAR and SEM	LM-lag test	50.371***	26.506***	25.919***
	R-LM-lag test	1.625	0.545	0.291
	LM-err test	84.930***	41.648***	46.288***
	R-LM-err test	36.184***	15.688***	20.659***
Simplified test of SDM	LR-lag test	149.11***	140.12***	140.08***
	Wald-lag test	352.18***	287.09***	293.65***
	LR-err test	132.40***	140.14***	142.73***
Hausman test	Wald-err test	174.18***	240.19***	274.21***
	Hausman test	1376.70***	1992.50***	394.94***
LR test	Spatial	13.30	10.37	10.06
	Temporal	434.11***	445.45***	442.22***

Note: \*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.001

계는 지리적, 경제적 근접성을 합친 후에 크게 개선된다. 제조업 탄소 배출의 공간적 상호 작용과 공간적 상관관계는 지리적으로 가깝고 경제적으로 긴밀한 지역 간에 발생할 가능성이 높다는 것을 시사한다.

### 3) 모형 적합 검증

공간 패널 모형의 올바른 사용을 위하여, LM(Lagrange Multiplier) 검정과 Robust LM 검정을 사용하여 공간 모형 필요성 유무를 검토해야 한다(Anselin, 2008). <Table 6>에 따라 공간자기회귀모형(Spatial Autoregression: SAR)의 LM 통계가 모든 모형에서 유의성 검정을 통과하지만 Robust LM 통계를 통과하지 못한 것으로 나타났으며, 공간오차모형(Spatial Error Model: SEM)의 LM 및 Robust LM 통계는 모형

에서 모두 유의성 검정을 통과했다. 이는 SEM 모형 사용시 효과성을 확인할 수 있으며, 공간성을 띄는 것으로 확인되었다. 이외 SDM 적용 가능성도 검증할 필요가 있으며(LeSage, 2009), Wald 및 LR(Likelihood Ratio) 검정을 통해 적합한 모형을 선택할 수 있다. 모든 유의수준에서 SDM의 Wald 및 LR 통계정보가 유의한 것으로 나타나 SAR 및 SEM 외에 SDM을 채택하여 본 분석에 사용하였다.

패널 데이터 분석에서 하우스만 검정(Hausman Test)은 고정효과(Fixed Effect) 및 랜덤효과(Random Effect) 중 모형 선택을 위하여 사용된다. 기본 가정으로 귀무가설이 기각되면 고정효과를 선택해야 하며 귀무가설을 채택하게 된다면 랜덤효과 모형을 선택해야 한다(Greene, 2008). 따라서 본 연구에서는 하우스만 검정(Hausman Test)을 사용하여 모형의 형

태를 먼저 파악하였다. 하우스만 검정 결과 0.001 이하의 유의확률로 귀무가설이 기각되었다. 따라서 고정효과 모형을 선택하였다. 또한 LR 검정에 따라 모형에서 시간 고정효과(Time-Fixed Effects)만 포함해야 하는 것으로 나타났다(Elhorst, 2014).

#### 4) 공간 패널 모형 분석

제조업 전문화 집적 및 다양화 집적 분석결과와 제조업 탄소 배출강도, 지역 경제 변수를 활용하여 SDM 분석을 수행하였다. <Table 7>은 공간가중행렬과 함께 제조업 탄소 배출강도에 대한 SDM의 추정 결과를 보여준다. 세 가지 공간가중행렬에 의해 공간자기회귀계수  $\delta$  값이 모두 유의한 수준에서 음수로 나타났다. 음수의  $\delta$  값은 경쟁 효과로 해석할 수 있다. 예를 들어  $W_1$ 에 의한 SDM의  $\delta$  값이 -0.705로 어느 지역의 제조업 탄소 배출 강도가 1% 증가했을 때 주변 지역의 제조업 탄소 배출 평균 강도가 약 0.705% 감소할 수 있음을 나타낸다. 위 결과는 국내 지역의 제조업 발전은 주변 지역에도 영향을 미치며 서로 경쟁하고 있음을 의미한다.  $W_3$ 의 공간자기회귀계수가 가장 큰 점(-1.364)은 지리적으로 가깝고 경제 발전 수준이 비슷한 지역 간 제조업 탄소배출 강도가 서로 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타나 이들 지역이 제조업 발전에서 더 뚜렷한 경쟁을 벌이고 있음을 보여준다.

공간 계량 모형에서 공간가중행렬을 통계적으로 추정할 수 없다(Leenders, 2002). 따라서 공간 계량 경제 모형은 여러 개의 공간가중행렬을 사용하여 추정된 결과와 일치하는지 검증하여 모형의 양부(Elhorst, 2010)를 판단할 수 있다. 본 연구에서 공간 패널 모형은  $W_1$ ,  $W_2$  및  $W_3$ 의 추정 결과에 따라 큰 차이가 나타나지 않은 것으로 나타났다. 일반적으로 공간가중행렬의 선택은 모형의  $R^2$ 와 log-likelihood 값에 따라 결정된다. 모형의  $R^2$ 와 log-likelihood 값에 대해 가장 큰 공간가중행렬을 최적 공간가중행렬이라고 판단할 수 있다(Elhorst, 2010; Stakhovych, 2009). 본 연구에서  $W_3$ 에 근거한

모형  $R^2$ 와 log-likelihood 값이 모두 가장 큰 것으로 나타나  $W_3$ 가 데이터를 보다 잘 부합하고 지역별 공간 관계를 보다 정확하게 반영할 수 있음을 시사한다.

본 연구에서 시간 고정 효과를 갖는 일반 패널 모형도 추정했다. 결과에 따라 전문화 집적이 탄소 배출 강도에 미치는 영향은 양으로(0.035), 다양화 집적이 탄소 배출 강도에 미치는 영향은 음으로(-0.011)로 나타났다. 또한 인구 규모와 1인당 GDP가 탄소배출 강도에 미치는 영향도 모두 양으로 나오는 점에서 STIRPAT 모형의 가설과 일치한다. 인적자본과 FDI는 탄소배출 강도에 음의 영향을 주고, 2차 산업 비중은 탄소배출 강도에 양의 영향을 주고, 모두 예상치와 부합한 것으로 나타났다. 비공간패널모형(Non-Spatial Panel Model)은 추정 결과가 좋으나 개체 간 공간적 관계가 고려되지 않아 추정 결과에 편차가 있을 수 있다. 또한 비 공간패널모형의  $R^2$ 과 log-likelihood 값이 공간패널모형에 비해 매우 낮아 공간패널 모형의 우수성을 반영할 수 있다.

공간 자기 회귀계수  $\delta$  값이 유의수준에서 0이 아니므로 모형 추정치를 직접 사용하여 종속변수에 대한 각 독립변수의 한계 영향을 판단하는 것은 적절하지 않다. Elhorst(2014)의 분석방법을 기반으로 각 변수의 영향을 평가하기 위해 본 연구에서는 편미분을 사용하여 각각의 독립변수가 종속변수에 미치는 영향을 직접효과, 간접효과 및 총 효과로 분해하여 분석하였다. 각 독립변수의 직접, 간접효과 및 총 효과는 다음과 같다.

제조업 전문화 집적 지수의 직접 효과는 세 가지 공간가중행렬의 경우 모두 통계적으로 유의한 양의 방향으로 나타났다. 예를 들어  $W_3$ 에 의한 제조업 전문화 집적 지수의 직접 효과는 0.033로 유의한 것으로 나타났다. 이것은 전문화 집적 지수가 1%로 증가하면 지역 탄소 배출 강도가 약 0.033% 증가하는 것을 의미한다. 지역 탄소 배출 강도에 대한 전문화 집적 지수의 간접효과는 유의한 양의 방향으로 나왔다. 예를 들어  $W_3$ 에 의한 제조업 전문화 집적 지수의 간접 효과는 0.073으로 유의한 것으로 나타났

Table 7. SDM Estimation Result

Variables	Equation 6			
	Non-spatial panel model	$W_1$	$W_2$	$W_3$
lnSP	0.035*** (6.06)	0.044** (2.447)	0.110*** (4.898)	0.070*** (3.540)
lnDI	-0.011*** (-6.68)	-0.053*** (-6.970)	-0.069*** (-7.721)	-0.058*** (-6.824)
lnP	0.024 (1.62)	0.181*** (4.279)	0.136*** (2.804)	0.159*** (3.360)
lnA	0.228*** (4.00)	0.230** (2.044)	0.285** (2.188)	0.339*** (2.615)
lnEDU	-0.140*** (-8.70)	-0.216*** (-6.207)	-0.328*** (-7.467)	-0.256*** (-6.597)
lnFDI	-0.026* (-2.37)	-0.033*** (-3.664)	-0.037*** (-3.491)	-0.031*** (-3.063)
lnIND	0.669*** (23.63)	0.510*** (6.056)	0.433*** (4.348)	0.394*** (3.939)
W*lnSP	-	0.201*** (3.682)	0.250*** (3.799)	0.179*** (2.943)
W*lnDI	-	-0.182*** (-7.213)	-0.198*** (-6.888)	-0.176*** (-6.092)
W*lnP	-	-0.364*** (-4.871)	-0.476*** (-5.384)	-0.505*** (-5.715)
W*lnA	-	-1.482*** (-6.320)	-1.538*** (-5.702)	-1.096*** (-3.675)
W*lnEDU	-	-0.454*** (-7.068)	-0.558*** (-7.354)	-0.481*** (-6.664)
W*lnFDI	-	-0.073*** (-2.667)	-0.058* (-1.861)	-0.052* (-1.735)
W*lnIND	-	1.488*** (3.629)	0.954** (2.058)	0.738 (1.617)
$\delta$	-	-1.364*** (-5.914)	-0.652*** (-4.396)	-0.705*** (-4.334)
R-square	0.41	0.79	0.75	0.83
log-lik	25.0539	96.4309	95.7936	102.6211

Note: \*p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.001

다. 이는 지역에서 제조업 전문화 집적 지수가 1% 증가할 때마다 공간적 상호작용을 통해 인접 지역의 제조업 탄소 배출 평균 강도에 0.073% 정도 증가시킨다는 것을 의미한다. 총 효과도 모두 통계적으로 현저하게 양의 방향으

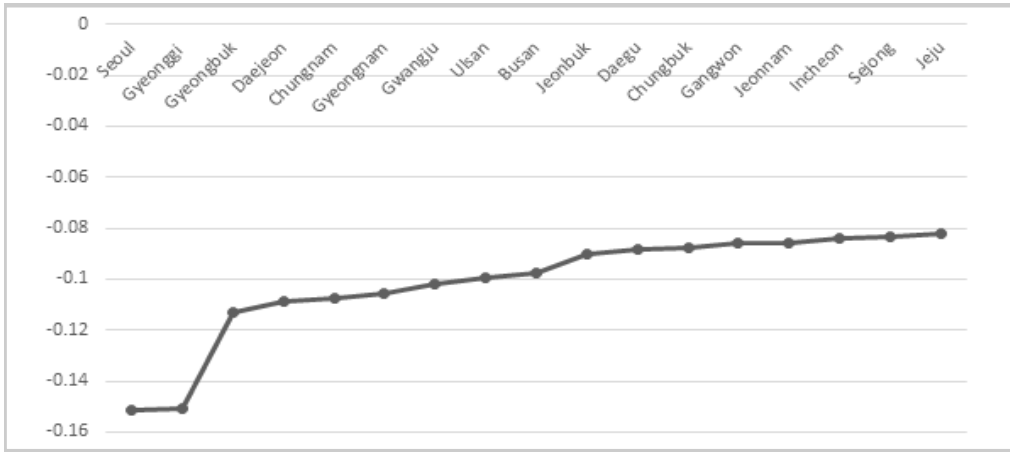
로 나타났다.  $W_3$ 에 의한 총 효과와 관련하여, 특정 지역에서 1%의 전문화 집적 지수가 증가하면 전체 표본의 제조업 탄소 배출 강도가 약 0.106% 증가하는 것을 의미한다.

**Table 8.** Direct Effect, Indirect Effect, Total Effect

Variables	Affect	Equation 6		
		$W_1$	$W_2$	$W_3$
lnSP	Direct	0.033* (1.731)	0.091*** (4.514)	0.048** (2.454)
	Indirect	0.073*** (3.483)	0.127*** (3.415)	0.101*** (2.604)
	Total	0.106*** (3.708)	0.218*** (4.948)	0.149*** (3.423)
lnDI	Direct	-0.045*** (-5.617)	-0.053*** (-6.165)	-0.036*** (-3.738)
	Indirect	-0.056*** (-3.549)	-0.108*** (-4.356)	-0.102*** (-4.194)
	Total	-0.100*** (-5.919)	-0.161*** (-6.504)	-0.138*** (-5.237)
lnP	Direct	0.238*** (4.401)	0.212*** (3.344)	0.272*** (3.320)
	Indirect	-0.318*** (-5.287)	-0.418*** (-5.099)	-0.475*** (-4.967)
	Total	-0.080*** (-2.690)	-0.206*** (-4.779)	-0.204*** (-4.931)
lnA	Direct	0.390*** (3.131)	0.505*** (3.387)	0.568*** (3.571)
	Indirect	-0.925*** (-8.662)	-1.258*** (-7.518)	-1.020*** (-5.753)
	Total	-0.535*** (-3.637)	-0.753*** (-3.193)	-0.453* (-1.804)
lnEDU	Direct	-0.204*** (-5.639)	-0.294*** (-6.926)	-0.206*** (-5.172)
	Indirect	-0.081* (-1.874)	-0.238*** (-3.704)	-0.226*** (-3.874)
	Total	-0.285*** (-6.053)	-0.533*** (-8.086)	-0.432*** (-6.244)
lnFDI	Direct	-0.031*** (-3.246)	-0.034*** (-3.132)	-0.026** (-2.399)
	Indirect	-0.014 (-1.057)	-0.024 (-1.086)	-0.023 (-1.064)
	Total	-0.045*** (-3.449)	-0.058*** (-2.628)	-0.050** (-2.376)
lnIND	Direct	0.443*** (3.850)	0.355** (2.496)	0.311* (1.906)
	Indirect	0.414* (1.826)	0.493 (1.464)	0.371 (1.052)
	Total	0.856*** (5.269)	0.848*** (3.197)	0.683** (2.567)

Note: \*p&lt;0.1, \*\*p&lt;0.05, \*\*\*p&lt;0.001

Fig. 1. Regional indirect effects of manufacturing diversification



제조업 다양화 집적 지수의 직접효과는 모두 음수로 나타나 다양화 집적이 지역의 제조업 탄소배출 강도를 낮추는 효과가 있음을 나타냈다. 제조업 다양화 집적 지수의 간접효과도 모두 음수로서 인접 지역의 제조업 탄소배출 강도를 낮출 수 있는 것으로 나타났다. 제조업 다양화 집적 지수의 직접효과 및 간접효과는 제조업 전문화 집적 지수와는 다르게 나타났다. 국내 제조업 다양화 집적의 경우, 집적경제의 외부성을 충분히 형성하고 지식 유출 및 신기술 개발을 촉진함으로써 에너지의 이용 효율을 높이고 탄소저감 효과를 거둘 수 있다. 또한 다양화 집적의 간접효과는 직접효과보다 크게 나타나 전체 효과의 약 50% 이상을 차지한다. 이 점을 통해 제조업 다양화 집적에 따른 탄소감축 효과는 인근 지역에 상당 부분 영향을 줄 수 있다.

인구규모와 1인당 GDP의 직접 효과가 모두 양수로 나타나 인구규모 및 1인당 GDP의 증가는 해당 지역 제조업의 탄소 배출 강도를 증대시킬 수 있는 것으로 분석되었다. 인구규모와 1인당 GDP은 지역의 탄소 배출 강도를 증대시킬 수 있지만 간접효과는 음수로 나타났다. 인구 규모와 1인당 GDP가 지역 제조업 발전을 지탱하는 중요한 요소라는 점이 원인으로 보인다. 인근 경제발달 지역으로의 인구 이동은 지역 제조업 발전에 안 좋은 영향을 미치고 지역 제조업 탄소 배출 강도를 간접적으로 낮출 수

있다. 따라서 인구 규모나 1인당 GDP는 직접적인 탄소 감축 효과가 없다고 판단된다.

인적자본이 지역 제조업 탄소 배출 강도에 미치는 직접효과가 음수라는 것은 높은 수준의 인적 자본은 현지 에너지 이용 효율 향상에 유리하고, 탄소 감축 효과를 거둘 수 있는 것으로 판단된다. 간접효과도 음수로 나타나 주변 지역의 탄소 감축에도 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 특정 지역 인적자본의 경제적 파급력이 주변 지역에는 긍정적인 탄소 감축 효과를 초래하는 것으로 해석할 수 있다.

FDI는 제조업 탄소 감축에 긍정적인 효과가 있지만 간접효과인 경우, 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타났다. 이는 FDI가 신기술 개발을 위한 자본 지원에 도움이 되고 제조업의 혁신을 촉진하고 에너지 이용 효율을 높일 수 있음을 시사한다. 산업구조는 지역 제조업의 탄소 배출 강도에 현저하게 양성(Positive)의 관계가 나타났다. 이는 2차 산업이 탄소 배출의 주요 원천임을 반영하는 대목이다.

### 5) 제조업 다양화 집적의 지역별 간접효과

제조업 다양화 집적에 따른 탄소 배출 감축 효과는 뚜렷한 것으로 나타났기 때문에 본 연구에서는 다양화 집적의 간접효과를 지역에 따

라 분해하였다.  $W_3$ 에 의한 모형의 추정 결과가 가장 좋기 때문에, 본 연구에서는  $W_3$ 에 의한 지역 분해결과를 제시하였다. 그림 1에서 국내 17개 지역의 제조업 다양화 집적의 간접효과를 보여준다. 여기서 지역의 간접효과는 이 지역의 다양화 집적지수의 한 단위 변화가 다른 지역의 제조업 탄소배출 강도에 미치는 평균적인 영향으로 이해할 수 있다. <Fig. 1>에 따라 서울시의 지역 간접효과가 -0.151로 가장 높게 나타났다. 이는 서울시에서 1%의 다양화 집적 지수가 증가하면 다른 지역의 제조업 탄소 배출 평균 강도가 약 -0.151% 감소하는 것으로 해석할 수 있다. 경기도의 지역별 간접효과가 두 번째로 큰 것으로 나타났다. 이는 서울시와 경기도 지역의 제조업 다양화 집적에 따른 탄소 배출 감축 효과가 가장 뚜렷하다는 것을 보여준다. 서울시와 경기도의 지역 산업이 집적해 형성된 지식/기술 파급 효과는 다른 지역의 제조업에 가장 큰 영향을 미치고, 인접 지역의 제조업 기술 혁신 및 기업의 친환경 생산을 촉진할 수 있다.

## V. 결론

전 세계적으로 저탄소·친환경 산업 전환이 지속가능한 성장을 이끌어낼 성장 동력이라는 공감대가 확산되고 있다. 이제까지의 산업·경제적 활동은 생산량, 부가가치의 증대를 위해 탄소 배출의 확대가 불가피했다. 그러나 기존의 요소투입 주도 성장으로는 환경과 자원의 측면에서 한계에 달하며 이를 대체할 새로운 패러다임으로의 전환을 요구받고 있는 상황이다. 제조업 중심의 국내 산업 구조를 고려하면 탄소 중립은 매우 도전적인 과제임이 분명하다. 타 산업부문과 비교해 감축 수단이 여의치 않은 점에서 제조업의 탄소중립 전환은 산업경쟁력에 부정적인 영향을 미칠 것이다. 이러한 탄소중립으로의 전환이 산업 경쟁력 자체를 제약하지 않고 지속가능한 성장을 담보할 수 있는 기회로 삼을 수 있는 전략적 접근이 필요하다.

본 연구는 현재 국내의 탄소중립 정책 및 관련 연구가 탄소 배출 감축의 한 단면만 강조하

고 있다는 문제인식에서 출발하였다. 탄소 배출 강도는 에너지원별 공급 형태, 소비량 등을 고려하여 국가는 물론 개별 도시 및 기업 차원에서도 측정이 이뤄지고 있다. 생산 활동의 강제적인 축소 없이, 생산 활동과 배출량 간 관계를 고려할 필요가 있다. 따라서 단순히 탄소 배출 강도를 측정하는 것이 아닌, 제조업 집적이란 특수한 산업 형태와 탄소 배출 간의 영향 관계를 파악한다는 점에서 본 연구의 의의를 가질 수 있다.

본 연구는 공간더빈모형(Spatial Durbin model, SDM)을 사용하여 제조업 집적화가 탄소배출에 미치는 영향을 분석하였다. 제조업 집적화를 전문화 집적과 다양화 집적 두 가지 유형으로 구분하고, 각각 다른 제조업 집적 유형이 제조업 탄소 배출에 미치는 영향을 분석하고자 하였다. 국내 17개 지역의 데이터를 바탕으로 제조업 전문화 집적 및 다양화 집적에 대한 집적 지수를 산출하고, 이를 STIRPAT (STochastic estimation of Impacts by Regression on Population, Affluence, and Technology) 이론 모형에 도입하여 SDM 모형을 구축함으로써, 제조업 집적이 제조업 탄소배출 강도에 미치는 직접적인 영향과 간접적인 영향을 추정하였다.

모형의 분석 결과, 제조업의 전문화 집적은 탄소 배출 강도를 증가시키지만 다양화 집적은 신기술 개발에 유리해 탄소 배출 감축 효과를 기대할 수 있는 것으로 나타났다. 제조업의 전문화 집적은 집적지역의 탄소 배출을 증가시키며 공간적 상호작용으로 인해 인접 지역 제조업의 탄소 배출 증가에도 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다양화 집적은 집적경제의 외부성(externalities)을 충분히 형성하여 집적지역 제조업의 탄소 배출을 감축시키는 것은 물론, 인접 지역에 파급 효과를 미치고 인접 지역 제조업의 친환경 생산을 촉진할 수 있는 것으로 나타났다. 다양화 집적에 따른 탄소 배출 감축 효과가 뚜렷하여 이에 대한 간접효과를 지역에 따라 분석한 결과, 국내 17개 지역 중 서울·경기도의 간접효과가 가장 큰 것으로 나타났다. 서울·경기도로부터 형성된 지식/기술의 파급 효과는 인접 지역의 제조업 기술 혁신 및 기업



의 친환경 생산을 촉진할 수 있는 것으로 나타났다. 상호의존관계가 큰 국내 제조업의 구조적 특성상 특정 제조업의 변화만으로는 탄소감축과 지속성장의 동시 실현이 어렵다. 경제성장을 위해서는 여전히 전문화가 효과적이다 할지라도 특정 산업에 의존하는 취약한 구조는 기후 변화와 같은 외부 충격에 민감하게 반응할 수밖에 없다. 이를 위해서는 환경 부하가 높은 전문화 집적지들을 중심으로 제조업별·공정별 특성을 반영하되 혁신공정과 생산구조의 고도화, 제조업의 다양화로 전환해야 한다. 탄소 중립 전환은 개별 산업 차원의 경쟁력 문제가 아니다. 따라서 국내 제조업은 다양화 집적의 측면에서 다양한 산업 분야의 다수의 기업들과 지리적으로 집적하여 긴밀한 연계를 맺음으로써 기술혁신 및 확산 등 다양한 집적경제 효과를 창출하는 것이 탄소감축과 지속성장을 동시에 실현할 수 있는 방법으로 제시할 수 있다. 또한 각 지역은 기간산업, 입지 특성에 따라 특화된 기능을 수행하고 있지만 탄소배출 양상이 상이하기 때문에 지역별로 차별성 있는 탄소감축 전략의 수립이 필요하다.

기존 연구들이 단순히 회귀방정식을 통해 개별 산업 차원의 탄소 배출 강도를 측정했던 것을 고려한다면 본 연구의 결과는 제조업 집적과 지역 발전에 대한 차원으로 논의로 확장할 수 있으며 지역별 제조업의 탄소 감축형 정책 개발을 위한 토대를 제공할 수 있을 것이다.

본 연구에서는 데이터 수집의 한계로 인해 업종별 탄소 배출 강도와 공정의 특성, 입지적 특성 등의 종합적인 고려가 부족하다. 철강업의 경우, 공정의 특성상 제품 생산 과정에서 탄소가 대량 배출되나, 석탄은 연료와 원료의 성격을 동시에 지녔기에 인위적인 감축과 대체가 어려운 측면이 존재한다. 조선, 자동차, 전기전자 등 조립 금속업은 간접배출의 비중이 높기 때문에 화석연료보다는 전력 및 열의 저탄소화를 우선적으로 고려해야 한다. 따라서 향후 제조업 집적의 후속 연구에서는 업종·에너지원별 특성을 반영하여 주요 제조업별로 세부적인 전략을 수립하고 직관적인 결과 해석을 위한 차원에서 탄소 배출 강도를 시각화로 제공할 필요성이 제기된다.

## References

- Ang, J. B. (2009), "CO2 emissions, research and technology transfer in China", *Ecological economics*, 68, 2658-2665.
- Anselin, L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht : Springer.
- Anselin, L., L. G. Julie and J. Hubert (2008), *Spatial Panel Econometrics*, Berlin: Springer.
- Bottasso, A., M. Conti., C. Ferrari and A. Tei (2014), "Ports and Regional Development: A Spatial Analysis on a Panel of European Regions", *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 65, 44-55. doi:10.1016/j.tra.2014.04.006.
- Boyd, G., J. F. McDonald., M. Ross and D. A. Hanson (1987), "Separating the changing composition of U.S. manufacturing production from energy efficiency improvements: a divisia index approach", *The Energy Journal*, 8, 77-96.
- Bwalya, S. M. (2006), "Foreign direct investment and technology spillovers: Evidence from panel data analysis of manufacturing firms in Zambia", *Journal of Development Economics*, 81(2), 514-526.
- Capello, R (2007), *Regional Economics* (2nd ed.), Routledge 2 Park Square, Milton Park, Abingdon, Oxon OX14 4RN.

- Cheng, Y. Q., Z. Y. Wang, X. Y. Ye and Y. D. Wei (2015), "Spatiotemporal dynamics of carbon intensity from energy consumption in China", *Journal of Geographical Sciences*, 24(4), 631-650.
- Chuai, X., X. Huang., W. Wang., J. Wen., Q. Chen and J. Peng (2012), "Spatial econometric analysis of carbon emissions from energy consumption in China", *Journal of Geographical Sciences*, 22(4), 630-642.
- Dietz, T. and E. A. Rosa (1994), "Rethinking the environmental impacts of population, affluence, and technology", *Human Ecology Review*, 1(2), 277-300.
- Duc, T. A. (2007), "Experimental Investigation and Modeling Approach of The Impact of Urban Wastewater on a Tropical River: A Case Study of the Nhue River, Hanoi, Vietnam", *Journal of Hydrology*, 33(4), 347-358.
- Duranton, G. and D. Puga (2001), "Urban Diversity, Process Innovation, and the Life Cycle of Products", *The American Economic Review*, 91(5), 1454-1477.
- Elhorst, J. P. (2010), "Applied spatial econometrics: Raising the bar", *Spatial Economic Analysis*, 5(1), 9-28.
- Elhorst, J. (2014), *Spatial econometrics: From cross-sectional data to spatial panels*, New York: Springer.
- Enrenfeld, J. (2003), "Putting the spotlight on metaphors and analogies in industrial ecology", *Journal of Industrial Ecology*, 7(1), 1-4.
- Greene, W. (2008), *Econometric analysis* (6th Ed.), Pearson.
- Grossman, G. M. and A. B. Krueger (1991), *Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement*(NBER Working Paper, No. 3914), National Bureau of Economic Research, Inc. Available from <https://www.nber.org/papers/w3914>
- Han, F., P. Feng and L. G. Yang (2014), "Spatial agglomeration effects of China's cities and industrial energy efficiency", *China Population, Resources and Environment*, 24(5), 72-79 (In Chinese).
- Han, F., R. Xie., Y. lu., J. Fang and Y. Liu (2018), "The effects of urban agglomeration economies on carbon emissions: Evidence from Chinese cities", *Journal of Cleaner Production*, 172, 1096-1110.
- Harris, R. and E. Tzavalis (1999), "Inference for Unit Roots in Dynamic Panels Where the Time Dimension Is Fixed", *Journal of Econometrics*, 91, 201-226. 10.1016/S0304-4076(98)00076-1.
- Hoover, E. M. (1937), *Location Theory and the Shoe and Leather Industries*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Jircikova, E., D. Pavelkova., M. Bialic-Davendra and L. Homolka (2013), "The age of clusters and its influence on their activity preferences", *Technological and Economic Development of Economy*, 19(4), 621-637.
- Jung, Tae-Yong and Tae-Sik Park (2000), "Structural Change of the Manufacturing Sector in Korea: Measurement of Real Energy Intensity and CO2 Emissions", *Mitigation and Adaptation Strategies for Global Change*, 5, 221-238.
- Korea Energy Economics Institute (1997), *Yearbook of Energy Statistics*.
- Lee, Hyoung-suk (2021), "Is carbon neutrality feasible for Korean manufacturing firms?: The CO2 emissions performance of the Metafrontier Malmquist-Luenberger index", *Journal of Environmental Management*, 297.
- Leenders, R. (2002), "Modeling social influence through network autocorrelation: constructing the weight matrix", *Social Networks*, 24(1), 21-47.
- Lei, H., H. Wang and M. X. Zhu (2017), "Industrial Agglomeration, Energy Consumption and

- Environmental Pollution”, *Journal of Industrial Technological Economics*, 36(9), 58-64.
- LeSage, J. and K. R. Pace (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*, Boca Raton: CRC Press.
- Li, Y. L. (2014), “An Empirical Analysis Based on Marketization, Industrial Agglomeration and Environmental Pollution”, *Statistical Research*, 31(8). 39-45 (In Chinese).
- Lin, G. P., Z. H. Long and M. Wu (2005), “A Spatial Analysis of Regional Economic Convergence in China: 1978-2002”, *China Economic Quarterly*, 4, 67-82.
- Moran, P. (1950), “A Test for the Serial Independence of Residuals”, *Biometrika*, 37, 178-181.
- Poumanyong, P. and S. Kaneko (2010), “Does urbanization lead to less energy use and lower CO2 emissions? A cross-country analysis”, *Ecological economics*, 70, 434-444.
- Qin, B. and J. F. Wu (2015), “Does urban concentration mitigate CO2 emissions? Evidence from China 1998-2008”, *China Economic Review*, 35, 220-231.
- Shi, B. and K. R. Shen (2013), “The government intervention, the economic agglomeration and the energy efficiency”, *Management World*, 10, 6-18(In Chinese).
- Stakhovych, S. and T. Bijmolt (2009), “Specification of spatial models: a simulation study on weight matrices”, *Papers in Regional Science*, 88, 389-408.
- Verhoef, E. T. and P. Nijkamp (2002), “Externalities in Urban Sustainability: Environmental Versus Localization-Type Agglomeration Externalities in a General Spatial Equilibrium Model of a Single-Sector Mono-centric Industrial City”, *Ecological Economics*, 40(2), 157-179.
- Yu, J. H., D. J. Robert and L. F. Lee (2008), “Quasi-maximum likelihood estimators for spatial dynamic panel data with fixed effects when both n and T are large”, *Journal of Econometrics*, 146(1), 118-134.
- Yuan, H., Y. Feng, J. Lee., H. Liu and R. Li (2020), “The spatial threshold effect and its regional boundary of financial agglomeration on green development: A case study in China”, *Journal of Cleaner Production*, 244, 118670.
- Zhao, Y., Wang, L., and X. Guo (2018), “Spatial Spillover Effects of Chinese Transport Infrastructure on Regional Economic Growth”, *Paper presented at 5th International Conference on Industrial Economics System and Industrial Security Engineering*, IEIS 2018, Toronto, August 3-6. doi:10.1109/IEIS.2018.8598125.
- Zhou, X. H. and Q. Q. Fan (2016), “Mechanism of carbon intensity reduction and optimization design of its industrial allocation”, *Japan and World Economy*, 7, 168-192 (In Chinese).