연구논문 「환경정책」 제26권 제4호 2018. 12: 123-145
DOI http://dx.doi.org/10.15301/jepa.2018.26.4.123
ISSN 1598-835X

패널공간더빈모형을 통한 환경오염과 한국 지역소득간의 비선형관계분석

Analysis of Nonlinear Relationship between Environmental Pollution and Regional Income in Korea through Panel Spatial Durbin Model

김지욱*
Ji Uk Kim

요약: 본 연구는 공간의존성(spatial dependence)을 고려하는 패널공간계량모형을 이용하여 1988년부터 2014년까지 한국의 16개시도 간 대기오염배출량(일산화탄소, 이산화질소, 아황산가스)과 한국 지역소득간의 비선형관계를 분석하였다. 공간 및 시간고정효과를 동시에 고려한 모형의 검정결과에서 한국지역 배출량 간에 공간의존성이 존재하는 것으로 나타났고 패널공간더빈모형(SDM)이 우수한 분석모형으로 판명되었다. 특정지역의 오염배출로 인한 주변지역들의 피드백효과(feedback effect)와 인접지역 자체의 오염배출로 오는 파급효과(spillover effect)까지 모두를 반영하는 총 효과분석에서 일인당 변수의 일산화탄소, 이산화질소, 아황산가스 모두에 대해 환경쿠즈네츠가설(EKC)이 기각되었다. 즉 경제가 발전할수록 오염수준이 다시 증가하는 N자 형태를 보여주었다. 또한 오염배출량의 확률커널분석에서 일산화탄소나 이산화질소의 경우 시간이 지날수록 지역 간 배출격차가 유지되거나 확대되고 양봉(兩峯)의 형태 중 배출이 증가하는 쪽으로 몰리고 있음을 확인하였다.
핵심주제어: 공간의존성, 대기오염, 패널공간더빈모형, 환경쿠즈네츠곡선가설

Abstract: This paper examines the nonlinear relationship between environmental pollution and regional Incomes in Korea during the period 1988-2014. We allow for spatial dependence in emissions across 16 regions to consider the possibility that a region's emissions are affected by those in neighboring regions. We use the panel spatial Durbin model with both individual and time-period fixed effects, and use three different per capita emission samples: carbon monoxide(*CO*), oxides of nitrogen(NO_2), and sulfur dioxide(SO_2). We find that air pollution is significantly influenced by the emissions of neighboring regions. From the total effect, including feedback and spillover effects, there is strong evidence for the N-shaped relationship between per capita emissions and regional incomes. From stochastic kernel analysis, the per capita *CO* and NO_2 gap indicate a tendency toward divergence in regions over the entire period.
Key Words: Spatial Dependence, Air Pollution, Panel Spatial Durbin Model, Environmental Kuznets Curve Hypothesis

* 중앙대학교 경제학부 교수

I. 서론

경제가 발전함에 따라 경제발전 초기단계에서는 환경파괴와 환경오염이 증가하다가 일정 소득수준을 지나면서 오염수준이 감소하며 환경의 질이 개선된다는 환경쿠즈네츠곡선가설(Environmental Kuznets curve hypothesis, EKC)에 관한 연구가 지속적으로 이루어져 왔다. 소득과 환경오염간의 관계는 역U자 형태나 S자 형태, 또는 N자 형태로 경제 발전단계가 따라 상이하게 나타나고 있다(Stokey, 1998; Kelly, 2003; Pindyck, 2002; Kijima et al., 2010, 2011).

그런데 EKC모형 추정식에서 환경오염배출에 대한 소득의 추정계수를 해석할 때 기존 회귀분석의 추정계수 값을 해석하는 데는 한계가 있다. 왜냐하면 특정지역의 경제활동(제조업 산업생산설비, 운송수단 등)으로 발생하는 환경오염이 주변지역으로 영향을 미치고 그 영향이 다시 원래 지역으로 영향을 미치는 효과(feedback effect)와 인접지역들의 경제활동에서 발생하는 환경오염이 특정지역으로 영향을 미치는 효과(spillover effect)까지 모두를 고려해야 하기 때문이다. 그뿐만 아니라 어떤 특정지역의 경제활동증가(공장 신설 및 증설 등)에 따른 산업 규제정책으로 말미암아 환경오염물질의 배출이 감소하는 반면에 인접(타)지역으로의 공장 이전 및 신설을 촉진하여 그 지역들의 환경오염물질의 배출을 증가시키는 요인이 될 수도 있기 때문이다. 이와 같이 공간적으로 이웃한 지역들 간에는 모든 경제활동들이 서로 영향을 주고받을 수 있는 상호의존 관계에 있다. 즉 특정지역과 인접지역 간에 공간의존성(spatial dependence)이 존재할 수 있고, 공간특성이 종속변수 결정에 미치는 영향이 균일하게 나타나지 않을 수가 있으며 공간자체가 일종의 확률변수 형태로 구성되어 질 수 있다는 공간적 이질성(spatial heterogeneity)이 존재한다는 것이다. 따라서 공간계량분석기법은 공간의존성과 공간적 이질성을 고려하고 해결하는 분석기법이다.

Anselin(1988)이 공간상관관계를 고려하지 않는 전통적인 회귀분석결

과는 편의와 불일치추정량을 갖게 된다는 사실을 증명하였다. 공간적 이질성과 공간적 자기상관(spatial autocorrelation)을 고려하는 공간시차모형(spatial lag model, SAM)과 공간오차모형(spatial error model, SEM) 등의 분석기법을 제시하였다. SAM은 종속변수의 공간시차 자기상관을 고려하여 한 국가(지역)의 환경오염이 주변 국가(지역)의 환경오염에 미치는 영향을 분석한다. SEM은 오차항의 공간자기상관을 고려하고 공간가중치 행렬을 통하여 오차항이 모형에 반영되어 주변지역 환경오염에 영향을 준다는 것이다. 즉 오차항을 통하여 공간의존성으로 외부충격이 전 지역 환경오염에 영향을 미친다. 공간가중행렬은 지역 간 거리가 가까울수록 공간 간의 상호작용의 효과가 크게 나타나고 멀어질수록 감소하는 효과를 반영한다.

최근에는 Elhorst(2010, 2014)가 패널(panel)에 기반을 둔 다양한 패널 공간계량경제모형의 소개와 추정방법을 제공하고 있다. LeSage and Pace(2009)는 한 국가의 환경오염이 이웃한 지역의 환경오염과 소득수준뿐만 아니라 기타 독립변수들에 의해서도 영향을 주고받을 수 있다는 가정 하에서 공간시차 독립변수들을 포함하는 공간시차모형의 일종인 공간더빈모형(spatial Durbin model, SDM)을 소개하였다. 또한 LeSage and Pace(2009)가 제시하는 직접효과(direct effect)추정은 개별공간 단위의 종속변수에 대한 독립변수의 변화충격을 측정하고, 피드백효과(feedback effect) 즉 이웃지역 단위를 거쳐 돌아온 충격까지를 포함한다. 또한 간접효과(indirect effect)추정은 인접지역단위의 종속변수에 대한 독립변수의 변화충격이 특정지역까지 영향을 미치는 공간적 파급효과(spillover effects)까지를 측정한다. 따라서 직접효과와 간접효과를 포함하는 총 효과의 추정결과는 단순 추정계수보다 다르게 나타날 수 있다. 또한 시간이 흐를수록 지역 간 오염배출량의 격차가 확대되는지 아니면 축소되고 있는지를 확률적 커널(stochastic kernel)을 이용하여 분석한다.

본 논문은 1988년부터 2014년까지 한국 16개 시·도 들의 대기오염배출량에 관한 EKC가설검정에 공간의존성을 고려하는 패널 공간계량모형

을 국내 처음으로 도입한다. 본 논문의 특징은 다음과 같다. 첫째, 일반적인 공간계량모형 추정에서는 횡단면 자료를 사용하여 분석하고 있으나 최근에 제시된 분석기법으로 패널자료를 사용하고 있다. 둘째, 패널분석에서도 패널SAM이나 패널SEM분석을 주로 사용하고 있으나 본 연구에서는 패널SDM모형을 사용하고 있다. 셋째, 패널SDM분석에서도 대부분 추정계수로 그 의미를 판단하고 있으나 본 연구에서는 공간모델에서의 추정계수 뿐만 아니라 인접지역을 거쳐 원래 충격이 발생했던 지역으로 돌아오는 피드백효과와 인접지역으로부터의 파급효과 모두를 포함하는 총 효과로 분석한다. 넷째, 공간고정효과(spatial fixed effect)와 시간고정효과(time fixed effect)를 동시에 고려하고 있는 모형이다.[1] 다섯째, 확률적 커널을 이용하여 지역 간 오염배출량의 격차여부를 분석한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 환경오염과 지역소득 관계에 관한 기존의 문헌들을 살펴보고 제III장에서는 패널공간계량모형 추정방법을 소개하며 제IV장에서는 한국 16개 시·도간 환경오염과 소득간의 EKC가설에 관한 실증분석을 시도하고 제V장에서는 결론을 제시한다.

II. 선행연구 검토

환경오염과 성장에 관련 최근 연구들에서 한 국가(지역)의 환경오염은 주변 국가(지역)의 환경오염과 경제성장의 공간 상호작용에 의해 서로 영향을 받는다는 공간적 종속성을 고려하고 있다.[2] Rupasingha et al.(2004)은 미국의 독성오염물질에 관한 지역자료 분석에서 공간효과의 중요성을

1) 구체적인 지역별 산업구조, 인구구성, 도시구조, 오염저감 대책 등의 지역별 특성자료를 포함하지 않더라도 시간대별 및 지역별 등에서 일어나는 경제활동의 특성을 간접적으로 반영한다.

2) 관련 논문으로는 Rupasingha et al.(2004), Goetz et al.(2004), Maddision(2006), Burnett and Bergstrom(2010), Hao et al.(2016), Evans and Kim(2016), Wang Y. et al.(2017), Wang Z. et al.(2017), Yang et al.(2017), Zhou et al.(2017) 등이 공간요소(spatial effect)를 고려하거나 패널공간모형을 구축하여 검정하고 있다.

지적하였다. Maddision(2006)은 136개국의 황산화물과 질소산화물의 EKC 분석에서 주변국가의 오염물질에 영향을 받는다는 것을 밝혔다. Burnett and Bergstrom(2010)은 미국 주(state)간 공간의존성을 고려할 때 이산화탄소의 EKC가 존재함을 발견하였다. Kijima et al.(2010)는 EKC의 단계별 이론적 모델의 전개내용을 개괄하였는데, EKC의 형태변화는 수요측면에서 환경의 질에 관한 소비자행태와 선호변화, 공급측면에서 생산기술 및 제도의 변화를 통하여 이루어지며 S형태를 나타낸다고 주장하였다. Hao et al.(2016)는 패널 공간계량모형을 이용하여 1995년부터 2012년까지 중국 29개 지역을 대상으로 석탄소비에 관한 EKC가설 검정에서 공간의존성을 고려할 때 석탄소비와 일인당 GDP와의 역 U자가 존재함을 보였다. Evans and Kim(2016)은 동태적 공간 패널모형으로 아시아 11개국의 이산화탄소배출량을 일인당 배출량, 상대적 배출량, 배출집중도 등으로 세분하여 수렴가설 설정과정에서 부수적으로 EKC가설을 설명하고 수렴성을 검정하였다. Wang Z. et al.(2017)은 중국의 경우 EKC가설이 거부됨에도 불구하고 대부분의 오염배출량에 에너지집중도가 주요한 역할을 담당하고 있음을 보여주었다.

국내 EKC가설을 검정한 논문들의 요약 자료가 〈표 1〉에 나타나있다. 김지욱(2002)은 확률계수모형을 이용하여 수도권지역의 EKC가설이 부유분진, 일산화탄소, 질소산화물에서는 성립하였으나 아황산가스의 경우 성립하지 않음을 보였다. 김정인·오경희(2005)는 한국의 오염물질(SO, NO, O_3)를 대상으로 EKC검정결과 역U자보다는 N자형으로 나타났다고 분석하였다. 김세완·이기훈(2008)은 부드러운 곡면전환을 하는 평활전이자기회귀모형을 사용하여 CO_2와 경제성장률과의 비선형동태관계를 분석하였다. 정용훈·김수이(2012)는 한국의 CO_2 배출량과 경제성장간에 EKC 존재를 확인하였다. 이광훈(2010)은 1990년에서 2007년까지 한국 5개 광역경제권을 대상으로 SUR(Seemingly Unrelated Regression)모형을 이용하여 이산화탄소 배출량에 대한 EKC가 존재함을 보였다. 배정환·김미숙(2012)은 우리나라 5개 권역별에서 SUR모형에서는 경상권만이 EKC가 존재함을

보였으나 연립방정식 모형의 3단계최소자승법에서는 2차항이 유의함을 보였다. 김수이·정경화(2014)는 패널GLS모델을 사용하여 한국 지역별 CO_2 배출량과 지역소득에 대해서는 EKC 가설이 성립하지 않았으나 총요소생산성과의 분석에서는 EKC가 존재함을 밝혔다. 이러한 한국의 EKC가설검정 논문들에서는 지역 간 공간의존성을 고려하지 않고 있다.

〈표 1〉 국내 기존 문헌연구

연구자	분석대상				
	분석모형	분석지역	오염물질	비선형 관계	공간종속성 고려여부
김지욱(2002)	확률계수모형	수도권	부유분진, 일산화탄소, 질소산화물	EKC형:	no
김정인·오경희(2005)	Gengeralized Least Squared Method	6개 도시 (서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전)	*SO, NO, O_3*	N형:	no
김세완·이기훈(2008)	평활전이자기회귀모형	한국자료	CO_2	N형:	no
김지현·김미숙(2008)	Error Component Regression	경기도	NO_2, PM_{10}	EKC형:	no
정용훈·김수이(2012)	도구변수활용 패널분석	한국자료	CO_2	EKC형:	no
이광훈(2010)	SUR모형	5개 광역권	CO_2	EKC형:	no
배정환·김미숙(2012)	SUR모형, 3단계최소자승	5개 광역권, 156개시군별	온실가스	EKC형 (경상권):	no
김수이·정경화(2014)	패널 GLS	15개 시도별	CO_2와 생산성	EKC형:	no

주: SUR: Seemingly Unrelated Regression, GLS: Generalized Least Square

Ⅲ. 패널공간더빈 분석모형

일반적인 EKC검정을 위한 회귀분석 모형은 2차 항식과 3차 항식으로 다음과 같이 식 (1)로 표현된다.

$\ln z_{it} = c_i + \alpha_t + \beta_1 \ln y_{it} + \beta_2 (\ln y_{it})^2 + x_{it}\eta + u_{it}$, 또는

$$\ln z_{it} = c_i + \alpha_t + \beta_1 \ln y_{it} + \beta_2 (\ln y_{it})^2 + \beta_3 (\ln y_{it})^3 + x_{it}\eta + u_{it} \quad (1)$$

여기서 z_{it}는 t시점에서 지역 i의 대기오염배출량, y는 일인당 실질소득, x는 통제변수벡터, c_i는 i 지역의 개별(횡단면) 효과, α_t는 시간효과, u_{it}는 독립적이며 동일한 분포를 가지는 확률분포($i.i.d$) 전차항이다. 모든 자료들에는 로그 값을 취하여 자료가 가질 수 있는 변동성과 이분산성의 가능성을 줄이고자 노력하였다. 일인당 소득을 3차 항으로 도입한 것은 모형설정의 일반화를 고려했기 때문이다. 식 (1)의 회귀모형에는 앞에서 언급된 지역 간 공간의존성이 고려되고 있지 않아 공간특성을 고려할 필요가 있다. 회귀모형에서 공간의존성은 일반적으로 단순한 형태인 공간시차모형과 공간오차모형을 사용하여 고려할 수 있다. 설명을 단순화하기 위하여 3차 항식만 서술할 때 패널 SAM은 다음의 식 (2)로 표현된다.

$$\ln z_{it} = \lambda \sum_{j=1}^{N} w_{ij} z_{jt} + c_i + \alpha_t + \beta_1 \ln y_{it} + \beta_2 (\ln y_{it})^2 + \beta_3 (\ln y_{it})^3 + x_{it}\eta + u_{it} \quad (2)$$

여기서 λ는 공간자기회귀계수이다. 환경오염모형에서 지역 i의 오염이 어떻게 지역 j의 오염에 영향을 미치고 또한 영향을 받는가를 설명할 때 SAM은 적절하다. w_{ij}는 거리 또는 근접성을 나타내는 함수이고 W로 표시되는 공간가중행렬로 측정된다. W는 $N \times N$행렬이며 N은 지역의 수를 나타낸다. 다음으로 SEM에서 z_{it}는 외부충격이 지역상호간 상관되어질 수 있음을 허용하면서 지역특정요소에 의해 결정되어진다. 패널 SEM의 형태는 다음 식 (3)과 같다.

$$\ln z_{it} = c_i + \alpha_t + \beta_1 \ln y_{it} + \beta_2 (\ln y_{it})^2 + \beta_3 (\ln y_{it})^3 + x_{it}\eta + \mu_{it}$$

$$\mu_{it} = \rho \sum_{j=1}^{N} w_{ij}\mu_{it} + v_{it} \quad (3)$$

여기서 μ_{it}는 공간적으로 자기상관되어 있는 잔차 항이며, ρ는 공간자기회귀변수이다. 환경오염 EKC모형에서 SEM은 공간적으로 상관되어 있는 총계적인 생략변수들의 충격을 감소시키고 공간적으로 상관되어 있는 측정오차를 감소시킨다(LeSage and Pace, 2009). 공간적 상호효과의 존재여부에 대한 검정으로는 Elhorst(2010)가 제시하는 LM(robust LM)검정을 실시한다.[3] LM검정에서 비공간모형을 기각한다면 LeSage and Pace(2009)는 SDM사용을 제안하였다. SDM은 환경오염변수(z_{it})가 인접한 지역의 독립변수들에 의해서도 영향을 받을 수 있다는 가정 하에서 공간시차독립변수들을 포함하는 모형이 SAM이다. 모형의 형태는 다음 식 (4)와 같다.

$$\ln z_{it} = \lambda \sum_{j=1}^{N} w_{ij} \ln z_{jt} + X_{it}\beta + \sum_{j=1}^{N} w_{ij} X_{it}\,\theta + c_i + \alpha_t + v_{it} \quad (4)$$

여기서도 z_{it}, z_{jt}는 t시점에서 각각 i, j 지역별 대기오염배출량을 나타내며 인접지역의 환경오염에 영향을 받는다는 것을 수식으로 나타내고 있다. $X_{it}(\ln y_{it}, (\ln y_{it})^2, (\ln y_{it})^3)$는 실제 추정 식에 포함되는 설명변수들의 벡터 형태이다.

추정모형 선정을 위하여 LR검정이나 Wald검정을 사용하고 귀무가설을 $H_0 : \theta = 0$와 $H_0 : \theta + \lambda\beta = 0$로 설정한다. 첫 번째 가설은 SDM이 SAM

3) LM검정은 공간적인 시차종속변수인가 또는 공간적인 오차자기상관인가를 판단한다. robust LM검정은 국지적으로 공간적 시차오차상관관계가 존재하는 상황에서 공간적 시차종속변수에 대한 검정이나 국지적으로 공간 시차종속변수가 존재하는 경우에 공간오차상관관계를 검정하는 데 사용한다.

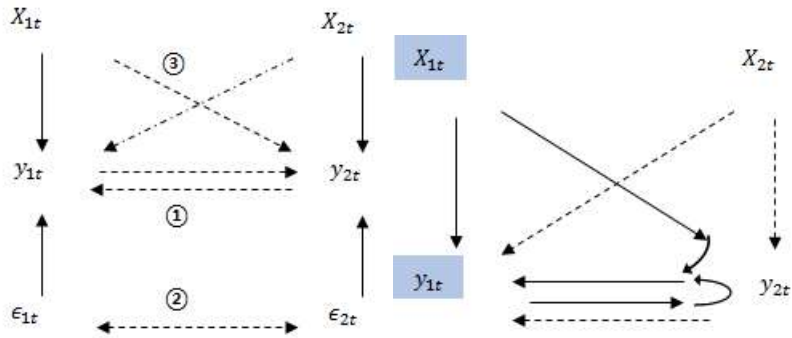
으로 단순화될 수 있는가를 검정하고 두 번째의 가설은 SDM이 SEM으로 단순화될 수 있는가를 검정한다. 만약 두 가설이 기각된다면 SDM을 선정한다. LeSage and Pace(2009)는 횡단면자료에 대하여 설명변수들의 편도함수 도출을 통한 검정기반을 제시하였고 Elhorst(2014)는 패널공간자료에 대해서 설명변수의 한계효과를 도출하였다. 가장 일반적인 SDM모형을 벡터표현으로 기술하면 식 (5)와 같다.

$$Z_t = (I-\lambda W)^{-1}\varphi_N + (I-\lambda W)^{-1}(X_t\beta + WX_t\theta) + (I-\lambda W)^{-1}v_t \quad (5)$$

LeSage and Pace(2009)는 공간회귀모형에서 단순한 회귀추정치만을 구하는 것은 그릇된 결론을 도출하게 되며 설명변수의 공간적 파급효과와 간접효과 등을 고려하지 않기 때문이라고 지적하였다.[4] 2지역만이 존재하는 공간계량모형을 다음 〈그림 1〉에서 살펴보자. t시점에서 1지역과 2지역의 y_1과 y_2는 종속변수, X_1, X_2 설명변수, ϵ_1과 ϵ_2는 잔차항을 각각 나타낸다. 첫 번째 그림(a)에서 실선(→)은 공간종속성을 고려하지 않는 일반적인 추정모형이다. 점선(⇢)①의 경우는 종속변수간의 공간종속성이 존재하는 경우에 추정하는 SAM이다. 점선(⇢)②의 경우는 잔차항간의 공간종속성이 존재하는 경우에 추정하는 SEM이다. 또한 각 지역의 설명변수에 의해서도 공간종속성이 존재하는 경우 점선③과 점선①을 고려하는 경우가 SDM이다. 두 번째 그림(b)는 SDM에서 특징지역(1지역)을 중심으로 설명한다면 실선(→)은 모두 직접효과를 나타낸다. 즉 일반적인 추정모형에서 구하는 설명변수의 추정계수와 종속변수(y_1)와 설명변수(X_1)가 2(인접)지역에 영향을 미치고 되돌아오는 피드백효과를 포함한다. 점선은 2지역으로부터 영향을 받게 되는 간접효과를 나타낸다. 총 효과는 직접효과와 간접효과를 합하여 나타난다.

4) 이 피드백효과는 부분적으로 공간적 시차 종속변수의 효과나 설명변수 자체의 공간적 시차 계수 값의 효과에 의존한다. 또한 간접효과는 인접지역의 시차종속변수 및 설명변수에서 영향을 받는 효과를 나타낸다. 패널자료에 대한 SDM분석은 김지욱(2014)을 참조하기 바람.

〈그림 1〉 공간계량모형(2지역 존재)



(a) SAM, SEM, SDM (b) 직접효과, 간접효과, 총 효과

Ⅳ. 분석결과

1. 분석자료

본 분석에서는 대기오염항목인 일산화탄소(carbon monoxide, *CO*), 이산화질소(oxides of nitrogen, NO_2), 아황산가스(sulfur dioxide, SO_2) 등의 배출량(emissions)자료를 사용하였다.[5] 각 오염배출량은 발전, 산업, 난방시설에서 배출되는 고정오염원과 이동오염원을 합한 총배출량을 고려하였으며 환경부에서 공식적으로 제공하는 환경통계연감자료(환경통계포털)를 이용하였다. 먼지(TSP)나 미세먼지(PM_{10})의 배출량에 대해서는 지면 공간제약으로 분석대상에서 생략하였으며 환경부 홈페이지에서 제공되고 있는 1988년부터 2014년까지의 자료이다.

5) 일산화탄소는 탄소와 산소로 구성된 화합물로써 석탄이나 석유를 다량 연소시키는 공업지대의 대기에 포함되어 있는 경우가 있으며 가정에 공급되고 있는 도시가스에도 포함되어 있다. 이산화질소는 대류권 내에서는 공장이나 배기가스와 같은 화석연료를 기반으로 한 반응의 결과물로 생성되며, 연료의 연소 과정에서 나오는 열에너지에 의해 공기 중의 질소와 산소가 서로 반응하여 생성되기도 한다. 아황산가스는 연료에 함유된 황성분이 연소과정에서 산소와 결합하여 발생하는 오염물질로 석탄이나 석유와 같은 황을 함유한 연료의 연소, 석유정제, 황산제조 등의 산업공정에서 주로 발생한다.

실질 지역내총생산(Gross Regional Domestic Product, GRDP)과 일인당 GRDP, 지역인구수(Population, POP)는 통계청 자료를 사용하였다. 지역별 소득 자료의 사용에는 한계가 있으므로 그 대리변수로 실질 지역내총생산자료를 사용하였다. 시계열자료에서 나타나는 과도한 변동성을 제거하기 위하여 필터링을 사용하기도 하지만 자료의 변동성(조건부 이분산 등)과 불확실성을 제거하기 위하여, 또한 지역별 경제(인구)규모에 따른 bias를 제거하기 위하여 기존연구에서와 같이 인구수로 나눈 일인당 자료로 조정 사용하였다. 뿐만 아니라 모든 자료는 자료의 변동성과 이분산의 영향력을 감소시키기 위하여 자연대수를 취한 값으로 사용하였다. 모형추정 시에는 배출총량을 지역인구수로 나눈 일인당 오염배출량 *PCO* (*CO/POP*), *PNO*$_2$(*NO*$_2$/*POP*), *PSO*$_2$(*SO*$_2$/*POP*)을 사용하였다. 2014년 현재 16개 광역시·도의 자료가 발표되고 있으나 울산의 경우 1998년부터 발표되고 있어 분석시계열 자료의 확장을 위하여 발표되는 시점의 5년 자료를 고려하여 인구수와 제조업 유형별 자산 연말잔액을 가중치로 하여 경남지역 자료로 분리하였다. 자료 확보가 쉽지 않은 한국지역분석의 어려움이며 본 분석의 자료사용에 한계가 있음을 밝힌다. 따라서 자료사용의 순서는 국가통계와 일치시켜 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주 등 16개 지역자료로 구분하였다.

공간가중행렬W는 인접(contiguity)가중 대신 공간좌표(coordinates)를 이용하고 표준화시켜 도출되었다.[6] 공간가중행렬(공간인접행렬)의 기본원리는 지리적으로 인접한 지역은 공간의존성과 공간이질성이 높다고 가정하기 때문에 공간계량분석은 로그우도함수를 기반으로 하고 있다.

〈표 2〉는 본 연구에서 사용한 자료의 기초통계량을 나타내고 있다. 지역별로 평균값, 최댓값, 최솟값, 표준편차를 *CO*, *NO*$_2$, *SO*$_2$ 등의 배출량자료와 일인당 지역내총생산 자료를 각각 보여주고 있다. *CO* 배출량의 표

6) 설명변수의 변동과 상관없이 좌표에 의해 그 크기가 결정되고 비슷한 좌표에 의해 변수 간 선형종속, 다중공선성(mulicollinearity)의 문제발생 가능성을 제거하기 위하여 경도와 위도 좌표의 단위조정을 해 주거나 표준화시킨다.

준편차가 가장 큰 지역은 부산이며 표준편차가 가장 작은 지역은 제주도이다. NO_2 배출량의 표준편차가 가장 큰 지역은 충남이며 그 다음 지역으로 서울로 나타났으며 표준편차가 가장 작은 지역은 제주도이며 다음으로 광주이다. SO_2 배출량의 표준편차가 가장 큰 지역은 전북, 경북 순으로 나타났으며 표준편차가 가장 작은 지역은 제주도이며 다음으로 광주이다. 일인당 지역내총생산의 표준편차가 가장 큰 지역은 충남, 울산 순으로 나

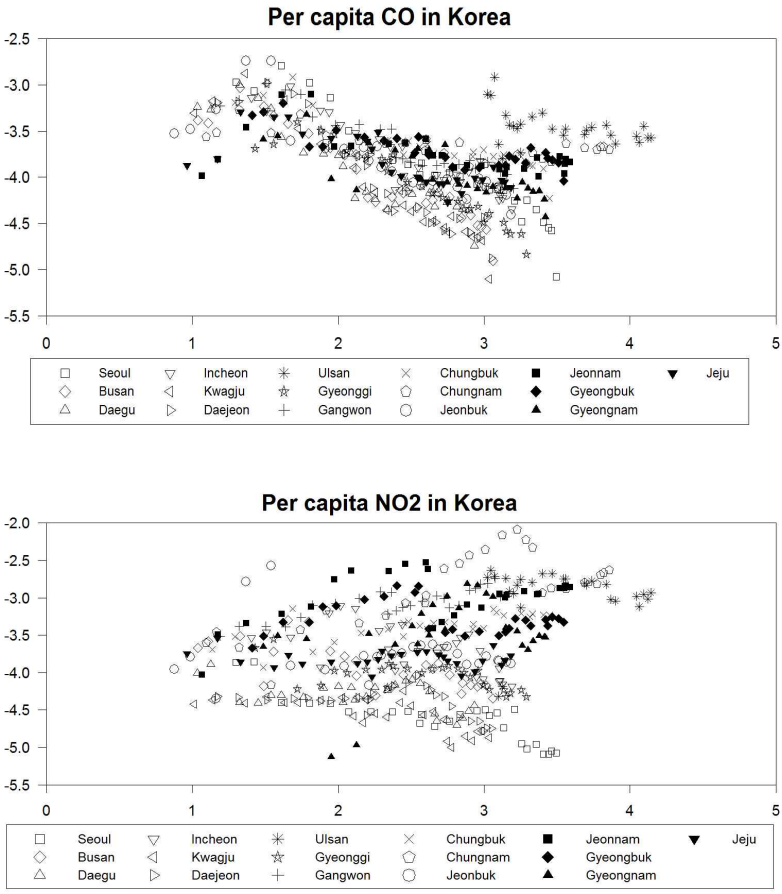
〈표 2〉 분석자료 기초 통계량

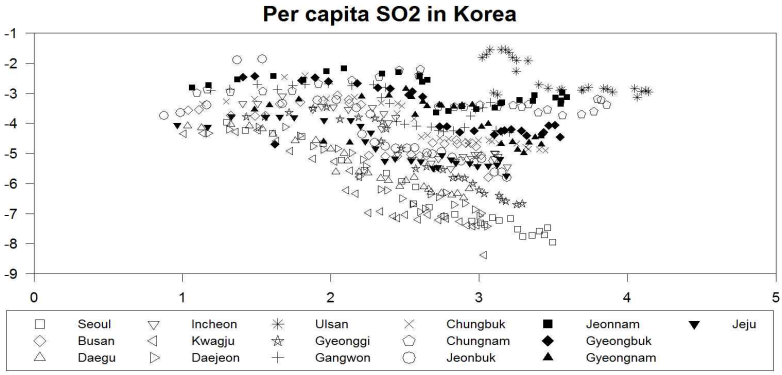
		서울	부산	대구	인천	광주	대전	울산	경기
*CO*배출량 (천톤)	평균	235.0	123.9	51.7	55.4	26.5	25.8	31.6	151.8
	최댓값	639.6	1423.4	113.9	93.2	63.5	52.8	42.9	198.5
	최솟값	62.2	25.5	21.6	37.1	9.14	11.8	19.3	97.5
	표준편차	152.2	262.7	24.3	13.9	14.3	11.7	4.6	25.9
NO_2배출량 (천톤)	평균	105.5	74.2	33.2	62.4	14.3	17.0	55.3	161.7
	최댓값	219.3	141.9	46.4	96.9	20.5	25.5	71.9	207.4
	최솟값	61.7	44.7	22.5	39.0	9.9	12.9	11.0	87.4
	표준편차	38.3	26.6	6.3	16.8	2.4	3.6	14.3	29.9
SO_2배출량 (천톤)	평균	36.3	69.0	15.3	35.1	4.5	5.9	93.8	77.6
	최댓값	192.8	178.6	40.4	86.4	16.6	17.7	197.5	208.5
	최솟값	3.5	10.5	3.8	10.3	0.3	0.9	41.0	14.9
	표준편차	52.7	53.5	12.7	24.6	5.2	5.3	51.7	63.9
인당 지역내총생산 (천원)	평균	17,659	11,355	10,121	13,887	11,083	11,669	36,385	14,522
	최댓값	32,948	21,340	18,798	24,282	20,800	21,124	62,938	26,833
	최솟값	3,666	2,822	2,815	4,075	2,751	3,231	20,506	4,183
	표준편차	9,328	5,853	4,871	6,285	5,437	5,432	14,322	6,779
		강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
*CO*배출량 (천톤)	평균	41.8	39.8	50.4	46.3	49.9	68.1	59.0	11.7
	최댓값	79.2	74.6	75.7	130.9	107.0	111.9	100.2	18.9
	최솟값	24.4	22.9	38.6	22.3	33.0	47.1	39.3	7.5
	표준편차	15.8	11.1	8.5	27.4	18.8	15.9	14.2	3.1
NO_2배출량 (천톤)	평균	71.1	50.8	119.8	48.5	104.0	103.3	102.9	11.6
	최댓값	96.3	63.7	234.9	153.1	164.5	159.9	185.3	14.5
	최솟값	48.9	26.9	30.1	26.5	46.1	72.0	16.5	9.0
	표준편차	12.0	9.9	54.5	26.9	30.1	24.3	41.1	1.3
SO_2배출량 (천톤)	평균	55.2	34.8	91.1	48.3	119.2	95.7	75.6	5.4
	최댓값	104.7	123.5	200.6	312.6	243.6	242.8	172.4	11.7
	최솟값	20.3	11.7	48.2	5.5	44.9	25.1	21.6	1.8
	표준편차	32.9	29.7	43.7	77.7	65.4	77.4	41.5	3.6
1인당 지역내총생산 (천원)	평균	13,150	15,668	21,327	12,298	18,426	17,871	17,161	12,472
	최댓값	24,613	31,417	47,435	24,184	36,268	34,706	30,546	24,149
	최솟값	3,291	3,113	2,991	2,397	2,900	4,101	4,426	2,622
	표준편차	6,498	8,434	14,409	6,752	11,036	9,929	8,188	6,484

타났다.

〈그림 2〉는 일인당 오염배출량을 소득수준과의 산포도를 지역별로 그린 것이다. 일인당 일산화탄소*PCO*의 경우 N자형태의 곡선이 뚜렷하게 나타나고 나머지 변수들에 대해서는 지역별로 증가하거나 감소하는 혼재된 양상을 보인다.

〈그림 2〉 지역별 (일인당)오염배출량과 지역소득





주: 일인당 배출량과 소득수준에 자연대수 취한 값임

2. 패널공간모형 실증분석 결과

16개 시·도 비공간패널모형의 공간의존성 존재여부에 대한 검정결과가 〈표 3〉에 제시되었다. 공간의존성을 고려하지 않는 비공간패널모형의 추정결과에서 공간고정효과를 고려하는 경우 대부분 공간적 시차종속변수나 공간적 자기상관 오차항이 존재하지 않는다는 귀무가설을 유의수준 1% 수준에서 기각하고 있다. 또한 시간고정효과나 두 효과 모두를 포함하는 LM 검정에서도 귀무가설 유의수준 5% 수준 이내에서 기각하고 있다. 따라서 공간의존적 특성을 고려하는 공간패널모형을 분석모형으로 채택하였다.

〈표 3〉 비공간패널모형 공간의존성 추정결과

공간의존성 여부 검정		공간고정효과	시간고정효과	공간 및 시간고정효과
PCO	LM test: no spatial lag	34.58*** (0.00)	2.70 (0.10)	2.75* (0.09)
	LM test: no spatial error	104.07*** (0.00)	7.76*** (0.00)	7.97*** (0.00)
PNO_2	LM test: no spatial lag	383.44*** (0.00)	13.00*** (0.00)	13.71*** (0.00)
	LM test: no spatial error	380.18*** (0.00)	13.15*** (0.00)	13.66*** (0.00)
PSO_2	LM test: no spatial lag	368.81*** (0.00)	4.28** (0.03)	4.71** (0.03)
	LM test: no spatial error	476.73*** (0.00)	7.18*** (0.00)	7.78** (0.01)

주: 1) ***는 1%이내, **는 5% 이내, *10% 이내에서 유의함 2) 괄호안의 값은 p값을 나타냄
3) 일인당 오염량: *PCO*(*CO*/*POP*), PNO_2(NO_2/*POP*), PSO_2(SO_2/*POP*), *POP*는 인구수를 나타냄

LeSage and Pace(2009)와 Elhorst(2010)는 순차적 방법을 통하여 SDM을 우선적으로 사용하고 그 다음 SAM, SEM 등으로 적절한 패널 공간모형을 찾을 것을 제안하였다. 각 오염지표에 대한 Wald검정 및 LR검정 결과가 〈표 4〉에 제시되었다. SDM을 SAM으로 단순화할 수 있는가에 대한 귀무가설이 모두 1% 유의수준에서 기각되었다. 또한 SDM을 SEM으로 단순화할 수 있는가에 대한 귀무가설도 모두 1% 유의수준에서 기각되었다. 즉 Wald검정이나 LR검정 결과 귀무가설을 유의수준 1%이내에서 기각하고 있어 SDM을 분석모형으로 채택하였다.

〈표 4〉 공간더빈모형(SDM)의 LR검정 및 Wald 검정결과

공간 및 시간 고정효과		*PCO*	PNO_2	PSO_2
spatial lag	Wald test	23.93(0.00)***	22.29(0.00)***	32.34(0.00)***
	LR test	26.21(0.00)***	24.28(0.00)***	34.58(0.00)***
spatial error	Wald test	17.64(0.00)***	22.51(0.00)***	32.02(0.00)***
	LR test	17.96(0.00)***	24.70(0.00)***	33.76(0.00)***

주: 1) ***는 1%이내에서 유의함 2) 괄호안의 값은 p값을 나타냄

일인당 오염변수들의 SDM분석결과가 〈표 5〉에 나타나 있다.[7] Hausman 검정결과 귀무가설이 기각되어 확률효과모형이 아닌 고정효과모형을 선택하였다. 일인당 일산화탄소(*PCO*)에 대한 추정결과를 살펴보자. 소득에 대한 추정계수 값(0.348, p=0.49)이 양의 값으로 나타났으나 유의하지 못하였다. 그러나 이 추정 값의 해석에는 한계가 있다. 소득충격의 직접효과에는 피드백효과를 고려해야 하는데 공간적 종속변수($W\times dep.var$)의 효과와 설명변수 자체의 공간적 설명변수 추정 값($W\times \ln y_t$)에 영향을 받기 때문이다. 공간종속변수의 추정 값(-0.437, p값=0.00)이 음으로 유의하게 나타났다. 이것은 인접지역의 오염수준이 높을수록 특정지역의 오염수준

7) 각 오염별로 2차 항식의 추정결과가 유의하지 않아 지면제약 상 수록하지 않았다. 또한 공간고정효과, 시간고정효과, 그리고 공간 및 시간고정효과를 모두 구하였으나 논문의 지면고려 상 공간 및 시간고정효과 모두를 고려한 모형 결과만을 제시하였다.

은 낮아진다는 것을 나타내고 지역 간 공간종속성이 존재하며 음의 파급효과가 있다는 것이다. 이러한 결과는 인접지역 간 산업구조가 상이하여 나타나는 결과로 해석되어 질 수도 있다. 소득수준의 모수추정 값이 3차항의 경우에만 유의하고(0.076, p값=0.00) 나머지 1차 소득과 2차 소득에 대한 추정계수 값이 각각 0.348(p값=0.49), -0.259(p값=0.19)로 유의하지 않게 나타났다. 다른 일인당 오염변수(*PNO*$_2$, *PSO*$_2$)들에서도 공간종속변수의 추정 값이 음의 값으로 나타났으나 유의하지는 않았다. 오염변수별로 1,2,3차 항의 추정 값도 유의하지가 않다. 즉 단순 추정계수 값으로서는 일인당 오염변수들이 소득수준이 증가함에 따라 역U자나 N자 형태 등의 어떠한 형태로 나타나는 가(특정한 비선형관계)를 파악할 수가 없다.

〈표 5〉 패널공간더빈모형(SDM) 추정결과

공간 및 시간 고정효과	*PCO*	*PNO*$_2$	*PSO*$_2$
$\ln y_t$	0.348(0.49)	-0.306(0.67)	1.282(0.23)
$(\ln y_t)^2$	-0.259(0.19)	0.166(0.56)	-0.700(0.10)
$(\ln y_t)^3$	0.076(0.00)***	0.001(0.98)	0.143(0.01)**
$W\times \ln y_t$	4.512(0.00)***	5.69(0.00)***	9.092(0.00)***
$W\times (\ln y_t)^2$	-1.775(0.00)***	-1.94(0.00)***	-4.311(0.00)***
$W\times (\ln y_t)^3$	0.252(0.00)**	0.193(0.02)**	0.584(0.00)***
$W\times dep.var$	-0.437(0.00)***	-0.058(0.43)	-0.103(0.16)
$\overline{R}^2$	0.83	0.83	0.93
σ^2	0.03	0.07	0.15
Log Likelihood	124.77	-24.52	-191.5
Hausman test	124.69(0.00)***	46.77(0.00)***	124.69(0.00)***

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

그러나 〈표 5〉의 추정계수들에 대한 직접효과, 간접효과, 그리고 두 효과를 합한 총 효과의 결과를 〈표 6〉에서 살펴보면, 일인당 일산화탄소(*PCO*)에 대한 추정결과 일차소득(3.380, p값=0.00), 이차소득(-1.415, p값=0.00), 그리고 3차 소득(0.229, p값=0.00)의 총 효과 추정 값이 유의수

준 1% 이내에서 유의한 것으로 나타났다. 즉 소득이 증가할수록(경제가 발전할수록) 오염수준이 증가하다가 일정소득수준을 넘을 때부터 오염이 감소하는 환경쿠즈네츠가설(역 U자)을 지지하는 것이 아니라 3차 소득수준의 총 효과 값이 유의하고 양의 값으로 나타나 다시 오염수준이 증가하는 N자 형태를 보여주고 있다. 다른 일인당 오염변수(PNO_2, PSO_2)들에서도 1차, 2차 그리고 3차 소득의 총 효과 추정 값이 모두 유의하게 나타나 PCO와 마찬가지로 N자형의 형태를 보여주고 있다. 따라서 공간의존성을 고려하지 않거나 또한 피드백효과나 파급효과를 고려하지 않는 단순 추정계수만으로 대기오염 배출특성을 확인한다면 왜곡된 결과를 도출할 수 있음을 보여준다.

〈표 6〉 SDM추정의 직접효과, 간접효과와 총 효과

공간 및 시간 고정효과		PCO	PNO_2	PSO_2
$\ln y_t$	직접효과	−0.037(0.94)	−0.365(0.61)	1.070(0.34)
	간접효과	3.417(0.00)***	5.48(0.00)***	8.234(0.18)
	총효과	3.380(0.00)***	5.11(0.00)***	9.305(0.00)***
$(\ln y_t)^2$	직접효과	−0.111(0.60)	0.187(0.51)	−0.601(0.51)
	간접효과	−1.303(0.00)***	−1.88(0.00)***	−3.905(0.00)***
	총효과	−1.415(0.00)***	−1.69(0.02)**	−4.501(0.00)***
$(\ln y_t)^3$	직접효과	0.057(0.04)**	−0.001(0.96)	0.131(0.02)**
	간접효과	0.171(0.00)***	0.186(0.00)***	0.525(0.00)***
	총효과	0.229(0.00)***	0.185(0.05)*	0.653(0.00)***

3. 저감대책을 위한 배출특성 분포동학분석

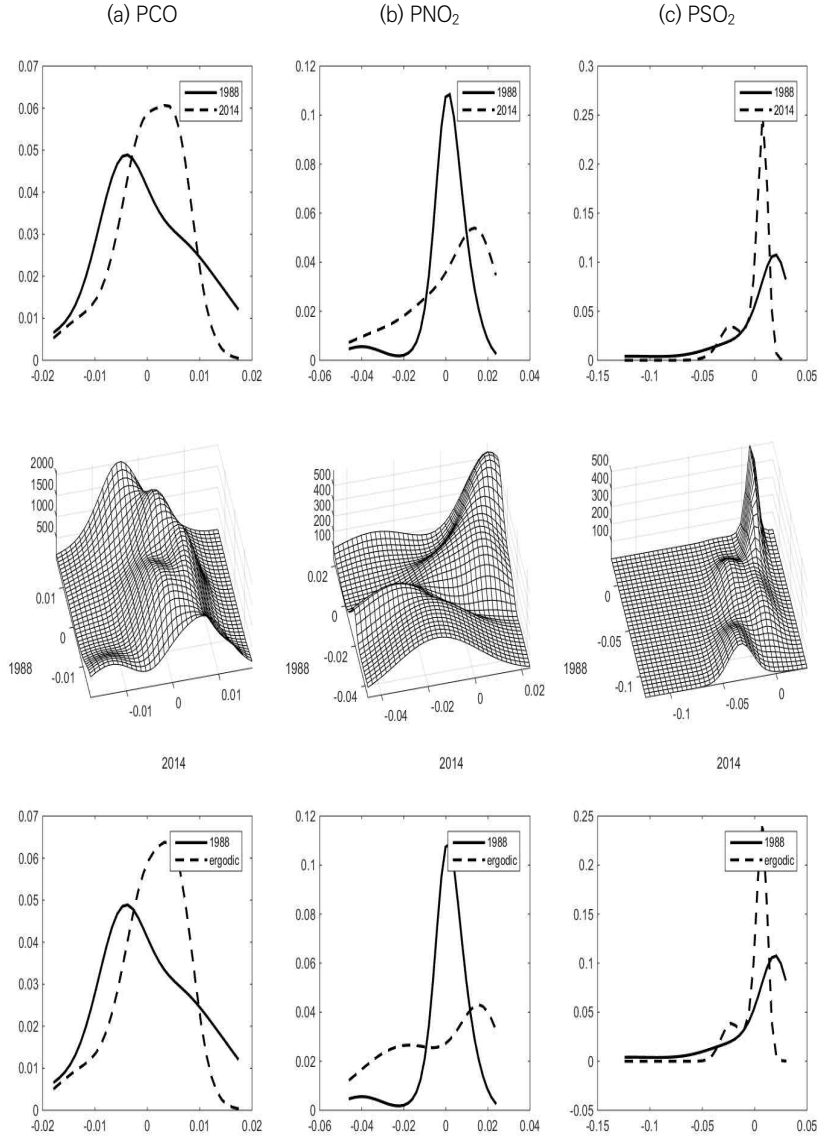
패널 공간더빈모형을 통하여 대기오염 일인당 배출량이 소득이 증가할수록 오염수준이 증가하다가 일정소득수준을 넘을 때 오염이 감소(EKC가설)하는 방향에서 다시 오염수준이 증가하는 N자 형태로 나타나고 있음을 확인하였다. 이 절에서는 시간이 흐를수록 지역 간 오염배출량의 격차가 확대되는지 아니면 축소되고 있는지를 확률적 커널을 이용하여 분석한다. 오염변수들(z_t)의 횡단면 분포의 전개과정인 분포동학을 분석한다. 변수

x_t는 각 시점에서 지역평균을 뺀 상대변수($x_t = z_t - \bar{z}_t$)를 나타낸다. 이제 X와 Y를 t와 $t+s$시점에서 각 시도별 상대변수 벡터로 나타내면 각 관측치는 $\{(x_1, y_1), \cdots, (x_n, y_n)\}$이다. $\{(x_1, y_1), \cdots, (x_n, y_n)\}$는 n개 지역에서 상대변수의 한 쌍을 나타내고 X와 Y는 각각 초기 t시점 수준 값과 s기 이후의 $t+s$시점 수준 값(표준화시킨 값)을 나타낸다. $f_t(x)$와 $f_{t+s}(y)$가 t와 $t+s$시점 각각의 변수분포 밀도함수를 나타낸다면 확률밀도는 다음 식으로 정의된다. $f_{t+s}(y) = \int_0^\infty g_s(y|x) f_t(x) dx$이며 여기서 $g_s(y|x)$는 s기 이후 조건부 분포를 나타낸다. 에고딕(ergodic, 장기)분포는 t가 무한대로 나아갈 때 그 확률밀도를 나타낸다. 만약 $f_{t,\,t+s}(x,y)$가 (X, Y)의 결합밀도이고 $f_t(x)$가 X의 한계밀도이면 주어진 X하에서 Y의 조건부 밀도일 때 $\hat{g}_s(y|x) = \hat{f}_{t,\,t+s}(x,y)/\hat{f}_t(x)$식으로 추정된다. 커널밀도추정량을 사용하여 확률커널을 추정하고 이 확률적 커널을 이용하여 3차원 등고선 그래프도 도출할 수 있다. 주 대각선 상에 확률질량이 집중되어 진다면 초기 격차수준으로 유지되고 있는 것이다. 최종연도의 축에 모여 있고 초기 연도의 축에 평행한다면 오염배출 간에 지역격차가 줄어들고 있다.

16개시도의 1988년과 2014년의 각 오염별 커널분포곡선이 첫 번째 그림에서 실선과 점선으로 나타나있고 두 번째 그림에서는 3차등고선이 그려져 있고, 세 번째 그림에서는 장기곡선이 점선으로 〈그림 3〉에 나타나 있다. PCO의 확률커널 경우 1988년에 비해 2014년도에는 지역별 배출격차가 줄어들고 있으나 장기곡선에서 볼 수 있듯이 격차감소변화가 느리다. 3차등고선에서 보듯이 2014년도에 모이고 1988년도에 평행으로 나타나고 있다. *PNO*$_2$의 경우에는 시간이 지날수록 지역간 배출격차가 벌어지고 있고 양봉(兩峯)의 형태 중 배출이 증가하는 쪽으로 몰리고 있어 지역간 배출저감 대책공조가 신속히 강구되어야 함을 보여준다. 3차등고선에서 보듯이 2014년도와 1988년도 사이에 대각선으로 나타나고 있다.

PNO_2의 경우에는 지역 간 오염배출격차가 확대되지 않고 축소되고 있음을 보인다.

〈그림 3〉 오염물질별 분포동학



Ⅳ. 결론 및 정책제언

본 논문은 공간의존성을 고려하는 패널 공간계량모형을 이용하여 1988년부터 2014년까지 한국 16개시도 간의 대기오염배출량과 한국 지역소득 간의 비선형관계를 분석하였다. Elhorst(2010, 2014)와 LeSage and Pace(2009)가 제시한 공간더빈모형 추정방법으로 한국의 패널자료를 이용하여 EKC가설검정을 최초로 시도한 점에서 연구의 의의를 찾을 수 있다.

실증 분석 결과를 통해 발견한 점은 다음과 같다. 첫째, 대부분의 대기오염변수 배출량에서 공간의존성이 존재하는 것을 발견하였다. 특정지역의 환경오염이 주변지역의 환경오염에 서로 영향을 주고받는 피드백효과와 파급효과가 존재하고 있다. 둘째, 일인당 변수의 일산화탄소, 이산화질소, 아황산가스에 대한 총 효과분석에서 소득이 증가할수록(경제가 발전할수록) 오염수준이 다시 증가하는 N자 형태를 확인하였다. 셋째, 시간이 흐를수록 지역 간 오염배출량의 격차 확대(축소)여부와 변화방향을 파악하는 확률커널분석을 통하여, 아황산가스의 경우 지역 간 오염배출격차가 확대되지 않고 축소되고 있고 일산화탄소의 경우 지역별 배출격차가 줄어들고 있으나 격차감소변화가 느리며 이산화질소의 경우에는 시간이 지날수록 지역간 배출격차가 벌어지고 있고 양봉(兩峯)의 형태 중 배출이 증가하는 쪽으로 몰리고 있음을 확인하였다.

따라서 이와 같은 실증 분석결과로부터 도출할 수 있는 정책적 함의는 다음과 같다. 첫째, 대부분 단순 추정식에서 구한 기존 결과인 EKC가설과는 상반되게 지속적으로 대기오염물질의 배출이 다시 증가되고 있다는 사실에 정부, 기업, 국민들 모두가 경각심을 갖고 대기오염에 대한 인식제고가 필요하다. 정부는 배출규제관련 법령에 따라 강력한 법집행이 이루어져한다. 둘째, 산업활동이나 운송 및 주거활동에서 배출되는 오염물질에 대한 각 시도지역 내의 대책만을 강구하기보다는 인접지역의 산업활동에 대한 오염배출행위까지를 고려하는 광역적(廣域的) 오염방지대책이 필요하다. 셋째, 인접한 자치단체 간의 정책공조성이 절실히 필요하다. 넷째,

지역별 오염배출량에서 격차가 나타나고 있으므로 각 오염원별 및 지역별 배출추세에 따른 산업구조의 조정, 산업정책의 연계 등도 고려되어야 할 것이다. 구체적인 지역별 산업조정 및 오염별 배출저감 정책 제시는 추후 연구과제로 돌린다. 본 연구는 최근에 개발된 공간계량분석 방법론을 사용하여 주민소득과 대기오염 변수들 간에 새로운 국면인 N형 관계와 지역간 배출격차 확대를 확인한 것에 의미를 두고자 한다. 하지만 이 논문의 한계이기도 하다.

▌참고문헌 ▐

김세완·이기훈, 2008, "비선형 STAR 모형을 이용한 이산화탄소 배출량과 경제성장 간의 관계 분석," 『자원·환경경제연구』, 17(1), pp.3-24.

김수이·정경화, 2014, "총요소생산성을 고려한 한국의 CO_2배출량에 대한 EKC가설검증: 지역별 CO_2배출량과 GRDP를 중심으로," 『자원·환경경제연구』, 23(4), pp.667-688.

김정인·오경희, 2005, "한국의 환경쿠즈네츠 곡선에 관한 고찰," 『통계연구』, 10(1), pp.119-144.

김지욱, 2002, "확률계수모형을 이용한 수도권지역의 환경쿠즈네츠가설에 관한 재고찰," 『자원·환경경제연구』, 11(3), pp.377-396.

_____, 2014, "동태적 공간패널 계량모형을 이용한 지역 소득 수렴성 검정과 자본축적," 『한국경제연구』, 32(3), pp.159-182.

김지현·김미숙, 2008, "경기도 지역의 환경쿠즈네츠곡선 가설검증: 대기오염물질을 중심으로," 『환경논총』, 47, pp.141-155.

배정환·김미숙, 2012, "생산함수 접근법을 이용한 온실가스 배출결정요인 분석," 『응용경제』, 14(3), pp.107-132.

이광훈, 2010, "국내 지역별 이산화탄소 배출에 대한 환경 쿠즈네츠곡선 추정 및 비교," 『환경정책연구』, 9(4), pp.53-76.

정용훈·김수이, 2012, "한국의 CO_2 배출, 경제성장 및 에너지믹스와의 관계 분석," 『자원·환경경제연구』, 21(2), pp.271-299.

Anselin, L., 1998, *Spatial econometrics: Methods and models,* The Netherlands: Kluwer Academic.

Burnett, W. and C. Bergstrom, 2010, "U.S. state level carbon dioxide emissions: A spatial-temporal econometric approach of the environmental Kuznets curve,"

University of Georgia, Department of Agricultural and Applied Economics, (Faculty Series 96031), Retrieved from http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/96031/2/Spatiotemporal_EKCr.pdf.

Elhorst, J., 2010, Spatial panel data models, In M. M. Fischer and A. Getis (Eds.), *Handbook of applied spatial analysis*, (pp.377-407), Springer, Berlin.

_____, 2014, "Matlab software for spatial panels," *International Regional Science Review,* 37(3), pp.389-405, DOI:10.1177/0160017612452429.

Evans, P. and J. Kim, 2016, "Convergence analysis as spatial dynamic panel regression and distribution dynamics of CO_2 emissions in Asian countries," *Empirical Economics,* 50(3), pp.729-751, DOI:10.1007/s00181-015-0964-5.

Goetz, S., D. Debertin, and A, Pagoulatos, 2004, "The environmental Kuznets curve for US counties: A spatial econometric analysis with extensions," *Papers in Regional Scienc,* 83(2), pp.407-424.

Hao, Y., Y. Liu, J. Weng, and Y. Gao, 2016, "Does the environmental Kuznets curve for coal consumption in China exist? New evidence from spatial econometric analysis," *Energy,* 114, pp.1214-1223, DOI:10.1016/j.energy.2016.08.075.

Kelly, D., 2003, "On environmental Kuznets curves arising from stock externalities," *Journal of Economic Dynamic Control,* 27, pp.1367-1390.

Kijima, M, K. Nishide, and A. Ohyama, 2010, "Economic models for the environmental Kuznets curve: A survey," *Journal of Economic Dynamic Control,* 34(7), pp.1187-1201.

_____, 2011, "EKC-type transitions and environmental policy under pollutant uncertainty and cost irreversibility," *Journal of Economic Dynamic Control,* 35(5), pp.746-763.

LeSage, J. and K. Pace, 2009, *Introduction to spatial econometrics*, Boca Raton, FL: CRC Press Taylor & Francis Group.

Maddison, D., 2006, "Environmental Kuznets curves: A spatial econometric approach," *Journal of Environmental Economics and Management,* 51, pp.218-230.

Pindyck, R., 2002, "Optimal timing problems in environmental economics," *Journal of Economic Dynamic Control,* 26, pp.1677-1697.

Rupasingha, E., S. Goetz, D. Debertin, and A. Pagoulatos, 2004, "The environmental Kuznets curve for us countries: A spatial econometric analysis with extensions," *Papers in Regional Science,* 83, pp.407-424.

Stokey, N., "Are there limits to growth?," *International Economic Review,* 39, pp.1-31.

Wang, Y., C. Zhang, A. Lu, L. Li, Y. He, and J. ToJo, 2017, "A disaggregated analysis of the environmental Kuznets curve for industrial CO_2 emissions in China," *Applied Energy,* 190, pp.172-180, DOI:10.1016/j.apenergy.2016.12.109.

Wang, Z. and X. Ye, 2017, "Re-examining environmental Kuznets curve for China's city-level carbon dioxide (CO_2) emissions," *Spatial Statistics,* 21, Part B, pp.377-389, DOI:10.1016/j.spasta.2016.09.005.

Yang, X., F. Lou, M. Sun, R. Wang, and Y. Wang, 2017, "Study of the relationship between greenhouse gas emissions and the economic growth of Russia based on the environmental Kuznets curve," *Applied Energy,* 193, pp.162-173, DOI:10.1016/j.apenergy.2017.02.034.

Zhou, Z., Y. Xinyue, and G. Xiangyu, 2017, "The impacts of technical progress on sulfur dioxide Kuznets curve in China: A spatial panel data approach," *Sustainability,* 9, pp.1-27, DOI:10.3390/su9040674.

환경부 환경통계포털, http://stat.me.go.kr.

김지욱: Ohio State University에서 경제학 박사학위를 취득하고 현재 중앙대학교 경제학부 교수로 재직 중이다. 주요 관심분야는 지속가능성장, 폐기물관리, 기술혁신과 경제성장 등이며 주요 논문으로는 "Convergence analysis as spatial dynamic panel regression and distribution dynamics of CO_2 emissions in Asian countries," Empirical Economics (2016) 등이 있다(jiukim@cau.ac.kr).

투 고 일: 2018년 09월 13일
심 사 일: 2018년 09월 28일
게재확정일: 2018년 12월 08일