

# 환경오염 시설이 환경보호 지출에 미치는 영향분석 : 공간회귀모형의 활용

Effects of Pollutant Release Inventories on Environmental Expenditure  
: An Application of Spatial Regression Models

최 유 진\* · 임 태 경\*\*

Choi, Eugene · Lim, Tae-Kyong

## ■ 목 차 ■

- I. 서 론
- II. 이론적 배경 및 선행연구의 검토
- III. 연구의 분석 방법론
- IV. 분석의 결과
- V. 요약 및 정책적 함의

본 연구의 목적은 우리나라 지방자치단체의 오염물질 배출시설이 자치단체 내 환경보존 지출에 미치는 영향을 공간회귀모형을 활용하여 실증적으로 분석하는데 있다. 오염물질 배출시설은 각각 대기오염물질 배출시설, 수질오염물질 배출시설, 소음발생 시설 등으로 구분되어 공간회귀모형에서 환경보존 지출에 대한 영향이 분석되었다. 또한 환경보존 지출에 영향을 미칠 수 있는 요인의 통제를 위하여 본 연구는 경제적 요인, 환경적 요인, 지방자치단체의 내부적 요인을 연구의 모형에 포함하여 분석하였다. 공간회귀모형을 활용한 회귀식의 추정은 두 단계에 걸쳐 이루어졌는데 첫째 단계에서는 시, 군, 구 지역을 구분하지 않은 전 지역을 대상으로 회귀식의 추정이 이루어졌으며 다음 단계에서는 시, 군, 구 지역이 분리되어 세 개의 각기 다른 회귀모형을 활용한 추정이 이루어졌다. 추정의 결과, 전 지역과 시 지역은 환경보존 지출의 증감이 수질오염물질 배출 시설의 증감에 민감하게 반

\* 한국행정연구원 수석연구원(주저자)

\*\* 중앙대학교 행정학과 박사과정(공동저자)

논문 접수일: 2011. 8. 10, 심사기간(1,2차): 2011. 8. 11 ~ 2011. 9. 29, 게재확정일: 2011. 9. 29

응하는 것으로 분석되었으나 군 지역과 구 지역의 경우에는 환경보존 지출의 증감은 배출 시설의 증감에 큰 영향을 받지 않는 것으로 분석되었다.

□ 주제어: 환경오염, 환경보존 지출, 공간회귀 모형

The purpose of this study is to empirically test effects of pollutant release inventories on environmental expenditures in local governments of Korea. Three types of pollutant release inventories are included in the statistical model: toxic release inventory, water pollutant release inventory and noise release inventory. The main dependent variable in this study is the ratio of environmental expenditure of local governments as to the total expenditure. This study uses spatial regression models to enumerate effects of pollutant release inventories on environmental expenditures because spatial dependency is found among units. This study finds that water pollutant release inventory has strong impact on environmental expenditure while other types of pollutant release inventory has no impact.

□ Keywords: Environmental Contamination, Pollutant Release Inventory, Environmental Expenditure, Spatial Regression Model

## I. 서론

지역경제의 활성화를 위한 새로운 산업의 유치 및 기업의 입지는 1991년 지방자치체의 재시행 이후 우리나라 지역발전의 가장 중요한 요인이 되어 왔다. 새로운 발전 전략을 위한 지역의 자산이 많지 않은 우리나라의 대다수 지방자치단체의 사정 상 새로운 기업 및 생산 시설의 입지는 지역 발전을 위한 큰 기회가 되는 것이 사실이다. 그 이유는 새로운 생산 시설의 입지는 고용의 확대, 인프라의 조성 등에 기인한 연관효과(spillover effects)를 발생시켜 지역의 재생(revitalization) 및 경제 활성화에 긍정적인 영향을 주기 때문이다.

하지만 생산시설의 입지가 모든 측면에서 지방자치단체에 긍정적인 영향을 주는 것은 아니다. 우선 환경에 미치는 악영향은 가장 부정적인 요인 중 하나라고 할 수 있다. 어떠한 시설이든지 새로운 시설의 입지는 외부효과(externality)를 발생시킨다. 외부효과는 긍정의 외부효과(positive externality) 또는 부정의 외부효과(negative externality) 등으로 나

뉘는데 생산시설의 입지가 지역경제의 지표인 인구 및 고용의 증가에는 긍정적인 영향을 줄 수 있지만 또 다른 환경적 지표인 수질오염 혹은 대기오염 등에는 부정적인 영향을 줄 수 있다. 이러한 오염물질 발생시설은 보이는 경제지표에는 긍정적일 수 있지만 궁극적으로는 지역경제에 악영향을 미칠 수 있다(Field and Field, 2009). 예를 들어, 오염물질을 발생시키는 생산 시설의 입지로 인하여 주변 토지 가격 혹은 주택가격이 하락하게 되면 지방자치단체 세수 중 가장 큰 비율을 차지하고 있는 재산세의 수입에 타격을 입을 수가 있다. 이럴 경우, 지방자치단체의 지역투자는 위축되고 결국 지역경제에 악영향을 미치게 된다. 따라서 생산시설의 오염물질 배출에 대한 적절한 정책적 대응이 요구되는 것이다.

오염물질 배출 시설에 대한 정책적 대응은 크게 두 가지가 있을 수 있다. 첫째는 직접적인 규제를 하는 것이다. 가장 효과적인 방법이지만 생산의 위축 등의 부작용을 야기할 수 있다. 둘째는 오염물질 배출 시설에 의한 환경 파괴를 적절한 예산을 투입하여 미리 방지하거나 복구시키는 것이다. 이는 지방자치단체의 재정 건전성의 악화를 야기할 수 있다. 하지만 복구된 환경은 지역의 재산 가치의 하락을 방지함으로써 오히려 재산세 등의 세수에 긍정적으로 작용할 수 있는 것이다(Simons, 2005).

본 연구의 목적은 우리나라 지방자치단체의 환경보존 지출 수준의 설정에 환경오염물질 배출 시설의 입지가 미치는 영향을 공간회귀모형을 활용하여 실증적으로 분석하는데 있다. 이와 같은 환경과 경제의 상관성에 관한 연구는 국내에서 많이 다루어지지 않은 주제일 뿐만 아니라 본 연구와 같이 시설의 입지에 초점을 맞추어 양적인 분석을 시도한 연구는 거의 없었다.<sup>1)</sup> 이에 본 연구의 의의가 있다고 할 수 있다.

환경보존 지출은 총 세출 대비 환경보존 예산의 지출 비율로 계산되었으며 환경오염물질 배출 시설은 대기오염물질 배출시설, 수질오염물질 배출시설, 소음발생시설 등으로 구분하여 그 영향을 측정하였다. 소음의 경우, 직접적인 환경의 파괴에는 큰 영향을 미치지 않지만 생산 시설 주변의 정주여건을 악화시켜 삶의 질을 떨어뜨리게 된다. 따르는 이는 직접적인 대기오염이나 수질오염 등과 같은 결과를 발생시키는 것으로 환경오염물질을 배출하는 시설이라고 간주되어도 무방하기 때문에 본 연구에서는 주요 독립변수 중 하나로 포함시켜 영향을 측정하였다(Simons, 2005).

1) 해외의 경우, 지역경제에 부정적인 영향을 미치는 오염물질 시설 등에 대한 연구가 매우 활발하다. 주로 헤도닉 모형을 활용하여 주택 가격에 미치는 부정적인 영향을 분석한 것으로 이와 같은 연구는 현재까지도 매우 활발하게 진행되고 있다(예를 들어, Ho and Hite, 2008; Decker, Decker, Nielsen and Sindt, 2005; Bui and Mayer, 2003).

## II. 이론적 배경 및 선행연구의 검토

### 1. 이론적 배경: 정부 개입의 정당성

외부효과란 외부의 행위에 개입하지 않은 개인 혹은 기업이 외부의 특정 행위로 인하여 다양한 가치의 변화를 경험하는 것이다. 가치의 변화가 양(+)으로 나타나면 긍정의 외부효과(positive externality)라 하며 음(-)으로 나타나면 부정의 외부효과(negative externality)라 하는데 외부효과로 인하여 변화하게 되는 가치는 경제적인 가치의 하락뿐만 아니라 비경제적인 가치도 포함한다(Weimer and Vining, 2010).

〈표 1〉은 Weimer and Vining(2010)의 외부효과의 구분과 외부효과의 각 종류에 따른 대표적인 예를 보여주고 있다. Weimer and Vining(2010)은 외부효과를 생산자와 소비자의 관계를 중심으로 구분하였다. 우선 생산자가 생산자(producer-to-producer)에게 영향을 미치는 긍정의 외부효과의 대표적인 예는 놀이공원으로 인하여 놀이공원 시설 인근의 식당의 매상이 오르는 것과 같은 현상이며 부정의 외부효과의 대표적인 예는 공장의 독성화학 물질의 배출로 인하여 과수 농가의 생산량이 줄어드는 것과 같은 현상이다. 생산자가 소비자(producer-to-consumer)에게 영향을 미치는 긍정의 외부효과의 대표적인 예는 과수농가의 과수원이 지나가는 개인에게 심미적 만족을 주는 것과 같은 현상이며 부정의 외부효과의 예는 공장으로부터 발생하는 대기오염물질이 주변 지역의 개인의 건강에 악영향을 끼치는 것과 같은 현상이다. 이상의 '생산자 → 생산자'와 '생산자 → 소비자'의 관계에서 발생하는 부정의 외부효과가 지역의 경제에 가장 직접적인 영향을 미치며 그 영향은 단기간에 발생하기도 한다(Weimer and Vining, 2010).

〈표 1〉 외부효과의 구분과 예

외부효과의 구분	긍정의 외부효과	부정의 외부효과
생산자 → 생산자	놀이공원으로 인하여 놀이공원 시설 인근의 식당의 매상이 오름	공장의 독성화학 물질의 배출로 인하여 과수 농가의 생산량이 줄어듦
생산자 → 소비자	과수농가의 과수원이 지나가는 개인에게 심미적 만족을 줌	공장으로부터 발생하는 대기오염물질이 주변 지역의 개인의 건강에 악영향을 끼침
소비자 → 소비자	간접에 대한 예방접종은 다른 사람의 간접 발생의 가능성을 줄임	한 개인의 담배연기가 다른 개인의 건강에 악영향을 끼침
소비자 → 생산자	소비자로부터의 의도치 않은 편지가 기업의 상품의 질 개선에 긍정적 역할을 함	개인적 만족을 위한 사냥이 주변 축산농가의 가축의 스트레스를 상승시켜 우유의 질이 나빠짐

출처: Weimer and Vining(2010), 저자에 의하여 재구성

오염물질을 배출하는 시설의 상품인 경우 사회적 한계비용(marginal social cost)이 한계비용(marginal private cost) 보다 많게 된다. 그 이유는 이 시설을 운영하는 기업은 오염물질 배출을 정화할 수 있는 비용을 지불하지 않기 때문에 오염물질 배출에 따른 비용이 사회에 귀속되기 때문이다(Simons, 2005). 오염물질의 발생으로 인하여 부정의 외부효과가 발생되면 전통적으로 세 가지 정책적 개입을 통하여 정부는 부정의 외부효과를 치유한다. 즉 지역이 부담해야 하는 비용(사회적 한계비용)이 기업의 생산비용(한계비용)보다 높기 때문에 부정의 외부효과가 발생하게 되는데 이 경우 지방자치단체는 정책을 통하여 오염물질을 배출하는 시설을 규제(regulation)하거나 적절한 재정적 투입을 통하여 사회적 한계비용을 충당하여야 한다. 따라서 부정의 외부효과는 지방자치단체의 정책적 개입을 필연적으로 불러오게 되기 때문에 오염물질 배출 시설의 부정의 외부효과는 정부의 재정 투입을 정당화하는 이론이 된다(Field and Field, 2009).

## 2. 선행연구의 검토

본 연구의 목적은 환경오염시설이 환경보존을 위해 집행된 예산의 결정 수준에 미치는 영향을 실증적으로 분석하는데 있다. 이는 곧 환경보존을 위한 정부의 정책적 개입의 영향요인을 경험적으로 분석하는 것이라 할 수 있는데 국내의 가장 비슷한 연구로는 김진열·박성호(2010)의 연구가 있다. 김진열·박성호(2010)는 지역의 경제적 성장, 소득수준 증대가 환경개선 노력에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보기 위하여, 시 단위 지방자치단체를 분석대상으로 GRDP(Gross Regional Domestic Product)와 1인당 주민세를 독립변수로 설정하고, 종속변수인 정부차원의 환경정책 및 노력변수를 각 시의회 회의록상의 환경 개선을 위한 의안발의 건수로 측정하여 지역의 경제 및 소득 수준이 지방자치단체의 환경노력에 어떠한 영향을 미치는지를 다중회귀모형을 통하여 분석하였다. 분석결과, 경제성장 및 지역 소득수준의 증대가 지방자치단체의 환경에 대한 개선의지로 이어진다는 결론을 도출하였고, 이를 통하여 환경 쿠즈네츠 곡선<sup>2)</sup>과 바그너의 법칙<sup>3)</sup>이 국내의 시 단위 지방자치단체에 적용됨을 주장하였다. 이 연구는 환경정책을 의지와 역량차원에서 접근하여 이를 객관적으로 측정하기

2) '쿠즈네츠 곡선'은 경제성장과 소득 불평등 사이의 관계를 설명하기 위해 Kuznets(1955)에 의해 제시된 이론으로서, 경제성장 및 소득증대에 따라 계층 간 소득불평등의 정도가 '역 U자' 형태로 나타나며, 초기의 경제성장 및 소득증대가 소득의 불평등 심화를 야기하나, 일정 시점을 지나면서부터 불평등의 정도가 감소할 수 있음을 의미하는 것이다.

3) 산업경제의 발전과 함께 공공부문의 지출 또한 팽창한다는 논리이다. 즉, 경제성장과 공공부문의 규모가 정(+의) 관계에 있고, 이러한 바그너 법칙은 국가차원의 지출뿐만 아니라 지방자치단체 차원의 지출현상을 설명하는데도 유효함을 의미한다(Wagner, 1958).

위해 노력하였고, 기존연구들과는 달리 지방자치단체의 환경개선 노력 차원을 변수로 상정하여 분석을 실시하였다는 점에 그 의의가 있다.

조성은·최성락(2010)은 반대로 대기오염지수와 수질오염지수에 영향을 미치는 영향요인을 분석하였는데 조직의 단위, 행정의 예산, 공무원 수, 환경 정책법령 등이 주요 독립변수(환경행정 변수)로서 사용되었다. 또한 외적 독립변수로서 국민 총 생산액을 모형에 포함시켰다. 분석결과, 예산과 소득은 대기오염수지의 개선에 긍정적인 영향을 미쳤으나 공무원 수의 경우 수질오염수지의 개선에 부정적인 영향을 미친 것으로 드러났다. 이 연구는 실제로 환경행정이 환경오염 개선에 어떤 영향을 미치고 있는지를 실증분석 했다는 점에 연구의 의의를 찾아볼 수 있을 것이다.

김승완(2007)은 지방자치단체들의 환경성과를 좌우하는 환경의지와 환경역량이 지방자치단체에 따라 얼마나 불균형하게 나타나는지 밝히고 불균등한 환경성과를 극복하기 위해서, 지방자치단체들은 어떠한 환경정책전략을 세워야 하는지를 질적인 분석(내용분석)을 통하여 연구하였다. 환경의지는 지방자치단체장의 환경 리더십으로 설정하고, 이는 word counting 기법을 활용하여 환경관련 키워드를 범주화 시켜 지자체장 연설문 및 시의회 회의록을 통하여 측정하였다. 환경역량은 인적역량과 물적 역량으로 나누었는데 자치단체 환경국의 인력현황을 인적역량으로, 예산 현황과 법규현황을 물적 역량으로 설정하여 빈도측정을 실시하였다. 분석결과, 지방자치단체들은 불균등하게 나타나는 환경성과에 큰 관심이 없을 뿐만 아니라 환경정책을 획일적으로 적용하고 있으며 또한 환경보호 보다는 개발이익 추구에 더 큰 관심을 가지고 있다는 것이 드러났다. 이 연구는 환경오염 감시에 대한 통제를 강화해야 하고 지자체의 환경의지에 따라서 환경정책을 수립해야 한다는 정책방향을 제시하였다는 점에서 연구의 의의를 찾아볼 수 있다.

김동환 외(1998)는 경제개발과 환경보호를 긴밀히 연결된 시스템으로 파악하여 경제개발과 환경보호의 딜레마가 환경보존 예산의 책정에 어떠한 영향을 미치는 지를 시스템 다이내믹스 모델을 구성하여 분석하였다. 분석결과, 경제개발과 환경보호간의 상충성은 전형적인 딜레마에 해당되고, 이러한 딜레마가 정책적 관심도에 영향을 미치고, 이는 다시금 예산배정에 영향을 미친다는 결론을 도출하였다. 정책이슈에 대한 공공의 관심이 사이클을 이루어 변화됨에 따라 정책의 일관적인 집행에 어려움이 발생할 가능성이 클 수 있다고 제시하면서 정책적 변수의 관리를 거듭 강조하였다. 이 연구는 환경투자와 지역개발투자 간의 정책딜레마는 해소되는 것이 아니라 공공의 태도에 따라서, 정책이슈의 사이클을 제공하고 이러한 사이클은 정책방향이나 예산투자 및 예산배정에 영향을 미친다는 연구결과를 제시하였고 또한 이를 안정화시키기 위한 실질적인 방안을 제시했다는 점에서 의의를 찾아볼 수 있을 것이다.

이처럼 기존의 선행연구 검토를 통해서, 환경정책에 관련된 정부의 집행, 규제기능, 그리

고 기능배분을 강조하면서 지방정부의 기능을 강화시켜야 한다는 도출이 일반적임을 살펴볼 수 있었다. 그러나 본 연구는 오염물질 배출시설의 비경제성을 치유하기위해 다양한 정책적 개입이 시도되고 있는 요즘, 오염물질을 배출하는 시설과 환경보존을 위해 지출되어지는 지방자치단체의 예산의 관계를 실증적으로 분석해 봄으로써, 오염시설에 대한 정부의 개입정책에 관련된 정책적 대안을 제공하고, 또한 분석방법으로 공간회귀모형을 사용해 각 지자체의 환경보존 지출예산의 관계에 대해 분석함으로써, 기존연구와의 차별성을 제공할 수 있을 것이다.

### Ⅲ. 연구의 분석 방법론

#### 1. 분석의 모형: 공간회귀 모형의 활용

본 연구는 전술하였듯이 공간회귀 모형을 활용하여 환경오염 시설과 지방자치단체의 환경보존예산 지출의 관계를 분석하고자 한다. 사회과학에서 분석의 대상(unit of analysis)은 많은 경우에 서로 영향을 주고받게 되는데 이는 곧 기본적인 통계모형에서 분석의 대상간의 독립성의 가정(the assumption of independence)<sup>4)</sup>을 위배하는 것이다. 만약 독립성의 가정이 현저하게 위배되면 종속변수의 변화량이 독립변수의 영향에 의한 것인지 분석의 단위간의 상호작용(interaction)에 의한 것인지 연구자는 판단할 수 없게 된다. 따라서 독립성의 가정은 통계적 모형 설계의 기초가 된다. 분석의 단위가 지역(도시)일 경우, 독립성의 가정에 위배될 가능성이 매우 크다. 전통적인 도시 성장의 전통적인 이론(예: 중력모형, 경제기반이론)에 따르면 도시 사이의 물자교환과 같은 상호작용이 가장 기본적인 성장 동력임을 지적하고 있다(Klosterman, 1990). 특히 인접할수록 영향을 주고받을 가능성이 크다. 예를 들어 평택시의 인구 증가는 인접한 안성시의 인구증가에 일정부분 기여할 가능성이 존재한다. 따라서 도시를 분석의 단위로 하는 본 연구의 경우, 공간적 의존성은 반드시 발생하게 된다.

공간적 의존성(spatial dependence)은 두 가지의 측면에서 발생하게 되는데 첫째, OLS 회귀모형에서 종속변수 간의 공간적 의존성이 발생하게 되며 둘째, 오차항의 공간적 의존성

4) 독립성의 가정이란 회귀모형의 추정에서 독립변수들 간 상관관계가 최소화되어야 모형의 오류가 없다는 선형 회귀분석의 기본 가정이다. 주로 Durbin-Watson 검정을 활용하여 확인하게 되는데 검정 결과가 2에 가까우면 독립성의 가정에 만족하게 된다.

이 발생하게 된다(Anselin, 1999). 본 연구에서 종속변수 간의 공간적 의존성이란 예를 들어 평택시의 환경보존 예산의 지출은 다양한 경제·사회적 요인뿐만 아니라 인접한 안성시의 환경보존 예산의 지출에도 영향을 받는다는 의미이다. 또한 오차항의 공간적 의존성이란 이론적으로 OLS 회귀모형의 활용 시 측정오차가 발생하게 되며 이러한 오차역시 인접지역의 오차와의 의존성이 발생하게 된다는 의미이다(Anselin, 1999). 따라서 종속변수의 공간적 의존성뿐만 아니라 오차의 공간적 의존성도 모형에서 통제되어야 한다. 종속변수의 공간적 의존성을 통제하기 위하여 제시된 모형은 공간적 자기상관 모형(spatial autoregressive model: SAR 혹은 spatial lag model)이며 오차의 공간적 의존성을 통제하기 위하여 제시된 모형은 공간적 오차 모형(spatial error model: SEM)이다. 먼저 본 연구에서 사용되는 OLS 회귀모형은 다음과 같다.

$$y = a + c\beta_1 + X\beta_2 + \epsilon \quad (1)$$

(1)에서 종속 변수인  $y$ 는 시군구 지방자치단체의 환경보존 예산의 지출이며,  $c$ 는 오염물질 배출 시설의 벡터이며,  $X$ 는 기타 경제·환경적 통제변수의 벡터이다. 하지만 전술하였듯이와 같은 기본적인 OLS 회귀모형은 종속 변수인 환경보존 예산의 공간적 의존성을 통제하지 못한다. 즉 특정 지방자치단체의 환경보존 예산의 지출은 그 지방자치단체 구역 안에 있는 오염물질 배출 시설에도 영향을 받지만 인접 지역의 예산의 지출에도 영향을 받는다. 따라서 이와 같은 종속 변수의 공간적 상관성을 통제하는 SAR 모형의 활용 필요성이 제기된다. 본 연구에 있어서 SAR 모형은 다음과 같다.

$$y = a + \rho W_y + c\beta_1 + X\beta_2 + \epsilon \quad (2)$$

(2)에서  $W$ 는 공간적 가중치 행렬(Spatial Weighted Matrix)로서 종속 변수인  $y$ 의 지방자치단체 간 공간적 의존 관계를 정의하는 것이다. 주로 표준화된 1st-Order Rook Contiguity Matrix가 사용되는데 인접성 여부에 따라 행렬이 구성된다.  $\rho$ (Rho)는 종속변수인  $y$ 의 Spatially Lagged Term, 즉  $W_y$ 의 회귀계수가 되게 된다. (2)의 추정결과,  $W_y$  항 즉 종속변수의 공간적 상관성을 정의하는 항( $W_y$ )이 통계적으로 유의하면( $t$  값이 통계적으로 유의하면) OLS 회귀모형인 (1)은 공간적 변수를 모형 안에 포함시키지 않은 오류(omitted variable bias)를 범하게 된다. 반대로  $W_y$ 이 통계적으로 유의하지 않으면( $t$  값이 0에 가까우면) (1)을 그대로 사용해도 통계적 오류가 발생하지 않게 된다. 이와 같은 SAR 모형의 추정을 통하여 종속 변수의 공간적 상관성을 통제할 수 있지만, 공간적인 특징

을 가지는 분석의 단위는 종속 변수 뿐만 아니라 오차 항에서도 공간적인 의존성을 발생시킬 수 있다. 따라서 오차 항의 상관성을 통제할 수 있는 SEM의 필요성이 제기된다. 본 연구에 있어서 SEM은 다음과 같다.

$$y = a + c\beta_1 + X\beta_2 + v \quad (3)$$

$$v = \lambda Wu + \epsilon \quad (4)$$

$$y = a + c\beta_1 + X\beta_2 + (\lambda Wu + \epsilon) \quad (5)$$

(3)은 기본적인 OLS 회귀모형을 나타내고 있으며 (4)는 (3)식의 오차항의 의존성을 통제하는 공간적 가중치 행렬을 삽입한 형태이다. (3)과 (4)를 다시 쓰면 (5)가 되는데 (5)에서  $\lambda$ (LAMBDA)는 오차항의 Spatially Lagged Term, 즉  $Wu$ 의 회귀계수가 된다. (5)서 오차의 공간적 의존성을 측정하는 항 즉,  $Wu$ 이 통계적으로 유의하면(t 값이 통계적으로 유의하면) (3)의 식은 오차 항의 공간성을 반영하지 못한 오류를 범하게 된다. 하지만 통계적으로 유의하지 않으면(t 값이 0에 가까우면) OLS 회귀모형인 (3)을 사용할 수 있게 된다.

## 2. 변수의 선정

### 1) 종속변수

본 연구의 종속변수는 지방자치단체 총 세출 중 환경보존 예산의 지출이 차지하는 비율이다. 이와 같은 자료는 한국 도시연감을 통하여 얻어졌으며 2009년 자료가 사용되어졌다. 환경보존을 위한 지방자치단체의 정책적 개입 중 재정적 개입의 측면은 여러 각도에서 계산될 수 있다. 우선 환경보존 예산의 절대적 크기를 종속변수로 측정할 수 있다. 하지만 환경보존 예산 지출의 절대 액수는 지방자치단체의 규모를 감안하지 않기 때문에 적절한 변수가 되지 못한다. 또한 환경보존 지출예산을 전체 인구규모로 표준화시킨 1인당 환경보존 지출예산을 종속변수로 사용할 수 있을 것이다. 하지만 이 또한 지방자치단체의 환경보존에 대한 노력, 정책적 관심을 적절히 측정하는 변수가 되지 못한다. 그 이유는 지출된 총 예산의 크기가 클수록 환경보존을 위해 지출된 예산의 크기가 커질 수 있기 때문이다. 따라서 본 연구는 총 지출 중 환경보존 지출이 차지하는 비율을 변수로 사용한다. 비율이 커질수록 지방자치단체의 정책적 개입의 정도가 커진다고 해석할 수 있을 것이다. 이 변수는 총 재정지출 규모가 커진다고 해서 커지는 것이 아니며 또한 지방자치단체의 규모가 크다고 해서 커지는 변수가 아니기 때문에 가장 적합한 변수라고 판단된다.

## 2) 독립변수: 환경오염 물질 배출 시설

본 연구의 주요 변수는 환경오염물질 배출 시설이다. 환경오염물질 배출 시설은 수질오염 물질 배출시설, 대기오염물질 배출시설, 소음 시설 등으로 구분이 되어 각 지방자치단체에서 조사되고 있다. 환경오염물질 배출시설은 대기환경보존법 시행령을 통하여 오염물질 배출량에 따라 총 5종으로 구분되어 있으며 수질오염물질 배출시설 역시 수질 및 수생태계 보전에 관한 법률 시행령에 따라 오염물질 배출량에 따라 총 5종으로 구분되어 있다. 1종이 가장 많은 양을 배출하는 반면 5종이 가장 적은 양을 배출한다. 따라서 본 연구는 가중치를 적절히 사용하여 오염물질 배출 시설을 1종부터 5종까지 통합하여 각각 수질오염의 정도를 나타내는 수질 오염 지표와 대기오염 정도를 나타내는 대기오염 지표를 구한다.

〈표 2〉는 대기환경보존법 시행령 상의 배출규모 및 본 연구에서의 1일 평균 배출량에 대한 각 종별 가정을 보여주고 있다. 즉 변수를 통합하기 위하여 제 1종에 속한 사업장은 평균적으로 1일 3000m<sup>3</sup>의 폐수를 배출한다고 가정한 것이다. 2종부터 5종까지는 중간 값(mode)을 1일 평균값으로 가정하였다. 예를 들어 4종에 속한 사업장의 1일 평균 배출량은 20과 200의 중간 값인 125m<sup>3</sup>로 가정한 것이다. 이와 같은 가정을 근거로 다음의 (7)과 같이 대기오염 지표를 계산하였다.

$$\begin{aligned} \text{의정부시 대기오염지표: } & \text{LN}\{((120 \times 0) + (50 \times 0) + (15 \times 1) + (6 \times 11) + (1 \times 12))\} \\ & \div \text{도시의 면적(제곱 평방킬로미터)} \end{aligned} \quad (7)$$

먼저 각 종별 사업장의 수는 각 종별 평균 연간 배출량과 곱하여졌고 이의 합은 대기오염의 정도가 표준화되어야 하기 때문에 도시의 면적으로 나누어졌다. 이렇게 구해진 값은 다시 자연로그를 취했는데 그 가장 큰 이유는 지방자치단체 별 결과 값의 편차가 크기 때문이다.

〈표 2〉 대기환경보존법 시행령 상의 사업장의 구분

종류	배출규모	평균 연간 배출량(가정)
제 1종 사업장	대기오염물질 발생량의 합계가 연간 80톤 이상인 사업장	120톤
제 2종 사업장	대기오염물질 발생량의 합계가 연간 20톤 이상 80톤 미만	50톤
제 3종 사업장	대기오염물질 발생량의 합계가 연간 10톤 이상 20톤 미만	15톤
제 4종 사업장	대기오염물질 발생량의 합계가 연간 2톤 이상 10톤 미만	6톤
제 5종 사업장	대기오염물질 발생량의 합계가 연간 2톤 미만인 사업장	1톤

출처: 법제처

〈표 3〉는 수질 및 수생태계 보전에 관한 법률 시행령 상의 사업장 구분 기준과 본 연구의 1일 평균 배출량을 가정한 것이다. 본 연구는 제 1종에 속한 사업장의 경우 평균적으로 1일 3,000m<sup>3</sup>의 폐수를 배출한다고 가정하였고 2종부터 5종까지는 중간 값을 취하여 1일 평균 값으로 가정하였다. 예를 들어 4종에 속한 사업장의 1일 평균 배출량은 20과 200의 중간 값인 125m<sup>3</sup>로 가정한 것이다. 각 지방자치단체별 수질오염 지표의 계산은 대기오염지표이 계산과 동일하다.

〈표 3〉 수질 및 수생태계 보전에 관한 법률 시행령 상의 사업장의 구분

종류	배출규모	1일 평균 배출량(가정)
제 1종 사업장	1일 폐수량이 2,000m <sup>3</sup> 이상인 사업장	3,000m <sup>3</sup>
제 2종 사업장	1일 폐수량이 700m <sup>3</sup> 이상, 2,000m <sup>3</sup> 미만인 사업장	1,350m <sup>3</sup>
제 3종 사업장	1일 폐수량이 200m <sup>3</sup> 이상, 700m <sup>3</sup> 미만인 사업장	450m <sup>3</sup>
제 4종 사업장	1일 폐수량이 50m <sup>3</sup> 이상, 200m <sup>3</sup> 미만인 사업장	125m <sup>3</sup>
제 5종 사업장	위 제 1종부터 제 4종까지의 사업장에 해당하지 아니하는 배출시설	25m <sup>3</sup>

출처: 법제처

이 외에도 소음시설에 관한 규정이 존재하는데 소음 정도별 사업장의 구분은 법률 상 규정 되어 있지 않다. 따라서 본 연구는 소음발생 사업장을 도시의 규모로 표준화한 다음 자연 로그 값을 취하여 지방자치단체의 소음 오염 정도로 나타내었다.

### 3) 통제변수

환경보전 지출예산도 하나의 예산항목으로 본다면 선행연구에서 지적하고 있는 예산 결정 요인을 통제해줄 필요가 있다. 남궁근(1994)은 사회경제적, 인구통계학적, 정치적 환경의 영향을 받아 예산의 수준이 결정된다고 보았으며 장문선·윤성식(2002) 역시 경제적, 정치적, 사회적 요인이 예산 심의 액의 증감을 결정하는 결정요인이라 지적하였다. 따라서 본 연구는 선행연구의 연구결과를 고려하여 환경오염배출에 관한 지표 이외에도 지방자치단체의 환경보전 예산의 지출에 미칠 수 있는 경제적 요인, 환경적 요인, 지방자치단체의 내부적 요인 등을 통제한다. 먼저 경제적 요인으로는 대표적인 경제 측정 지표인 제조업의 부가가치의 총액(1인당)을 통제하였으며, 종사자 수의 비율도 모형에서 통제되었다. 본 연구는 환경보전 지출예산을 다루기 때문에 환경적 요인의 통제 역시 중요하다고 판단된다. 환경적 요인으

로는 녹지공간의 면적이 통제되었고 해안을 경계하고 있는지의 여부가 더미변수로 통제되었으며 국립공원을 소유하고 있는지의 여부도 통제되었다. 지방자치단체의 내부적 요인으로는 지방세 수입(자연로그, 1인당), 재정자립도, 시 더미변수, 군 더미변수 등이 모형에서 통제함으로써 선행연구(예: 장문선·윤성식, 2002 ; 강운호, 2000)의 지적사항인 제도적 요인을 최대한 통제하려 하였다. 다음의 <표 4>는 통제변수를 포함하여 본 연구에서 사용된 모든 변수를 보여주고 있다.

<표 4> 변수의 설명

변수의 구분	변수의 이름	변수의 설명	출처
종속변수	환경보존 지출의 비율	환경보존 지출/총 지출(2009년)	한국도시연감 (2009)
주요변수	대기오염시설	본문 참조	
	수질오염시설		
	소음오염시설		
통제변수	부가가치	부가가치/총 인구(2009년)	광업·제조업조사보고서 (2009)
	산업체 수	산업체 수/총인구(2009년)	전국사업체조사보고서 (2009)
	지방세수입	지방세수입의 총액/총인구(2009년)	지방재정연감 (2010)
	재정자립도	재정자립도(2009년)	행정안전부 지방자치단체 예산개요(2009)
	시 더미변수	시 단위 자치단체=1, 기타=0	
	군 더미변수	군 단위 자치단체=1, 기타=0	
	녹지공간	녹지공간의 자연로그(2009년)	도시계획현황 (2009)
	해안 더미변수	해안을 경계하고 있으면=1, 아니면=0	
	국립공원 더미변수	국립공원을 소유하고 있으면=1, 아니면=0	

## IV. 분석의 결과

### 1. 기술통계 및 상관관계 분석

본 연구는 시·군·구로 구성된 229개의 지방정부를 대상으로 자료를 수집하여, 환경오염 배출시설이 환경보호 예산의 지출에 미치는 영향을 실증분석 하였다. 또한 지방자치단체의 환경보존 예산 지출에 영향을 미칠 수 있는 요인으로 총 10개의 변수를 설정하였는데, 그 중 제조업의 부가가치의 총액(1인당)과 1인당 사업체수를 경제적 요인변수로 설정하고, 녹지공간의 면적 및 해안을 경계하고 있는지의 여부에 따른 더미변수와 국립공원을 소유하고 있는지의 여부에 따른 더미변수를 환경적 요인변수로 설정하였다. 또한 지방세수입(자연로그, 1인당), 재정자립도, 시 더미변수, 군 더미변수, 구 더미변수를 지방자치단체의 내부적 요인변수로 설정하여, 변수 간의 관계를 분석해보았다. 실증분석결과를 제시하기에 앞서, 앞에서 설명한 각 변수에 대한 평균과 표준편차 등의 기술통계 분석결과를 살펴보면 아래와 같다.

첫째, 환경보존 예산지출에 영향을 미치는 요인 중 경제적 요인변수에 해당하는, 1인당 부가가치의 경우 시군구 단위 지방자치단체의 평균은 약 7백4십 만원 이었으며, 표준편차는 약 1천2백3십 만원으로 나타났다. 또한 시군구 단위 1인당 사업체수 비율은 평균적으로 7.3% 임을 알 수 있었다.

둘째, 환경보존 예산지출에 영향을 미치는 환경요인 변수인 녹지공간의 경우, 시군구 단위 지방자치단체의 평균은 약 2천 1백만 제곱미터였으며, 표준편차는 약 2천5백만 제곱미터로 나타났다. 또한 해안을 경계하고 있는 지역과 국립공원을 소유하고 있는 지역의 수는 평균적으로 약 0.2개 정도였다.

끝으로, 환경보존 예산지출에 영향을 미치는 지방자치단체의 내부적 요인 변수인 1인당 지방세 수입은 평균적으로 약 8십3만3천원 이었으며, 표준편차는 약 7십5만6천원으로 나타났다. 또한 재정자립도는 평균적으로 약 65%를 유지하고 있었으며, 이에 따른 표준편차는 약11%정도였다. 이와 같은 결과를 요약하여 제시하면 <표 5>와 같다.

〈표 5〉 변수의 기술통계량

	최소값	최대값	평균	표준편차	빈도
환경보호 예산의 비율(단위: %)	2.014%	21.105%	7.034%	3.134%	NA
1인당 부가가치(단위: 백만원)	.020	79.786	7.405	12.252	NA
1인당 사업체수	0.035	0.457	0.073	0.040	NA
1인당 지방세수입(단위: 천원)	65.299	7,299.814	833.485	756.108	NA
재정자립도(단위: %)	33.700%	91.400%	65.090%	10.847%	NA
시 더미변수	.000	1.000	.323	.469	74
군 더미변수	.000	1.000	.376	.485	86
구 더미변수	.000	1.000	.293	.456	69
녹지공간(단위: 1,000m <sup>2</sup> )	.070	294.720	21.160	25.961	NA
해안 더미변수	.000	1.000	.197	.398	74
국립공원 더미변수	.000	1.000	.227	.420	52

- 총 샘플 수 : 229개

또한 〈표 6〉은 본 연구의 독립변수간의 상관관계 분석의 결과를 보여주고 있다. 독립변수간의 상관관계 분석은 회귀모형의 기본가정인 다중공선성의 회피를 위하여 반드시 필요한 절차이다. 상관관계분석의 결과, 수질오염시설과 소음발생시설의 상관계수는 0.4로서 비교적 크지 않았으며 대기오염시설과 소음발생시설의 상관계수 역시 0.4이하로서 크지 않았다. 따라서 본 연구의 주요 독립변수인 세 종류의 오염물질배출시설을 한 모형에서 분석할 수 있는 것으로 판단된다. 또한 지방자치단체의 내부적 요인변수인 지방세수입과 재정자립도의 상관계수는 0.394로 0.4를 넘지 않았기 때문에 지방세수입과 재정자립도 역시 한 모형에서 분석이 가능한 것으로 판단된다. 기타 독립변수간의 상관관계 역시 다중공선성에 의한 회귀모형의 오류를 발생시킬 만큼 크지 않았다. 요약하면, 독립변수간의 상관관계 분석결과, 전반적으로 변수들의 상관관계의 정도가 회귀분석에서 용인될 수 있는 수준이라 판단된다.

〈표 6〉 변수 간 상관관계 분석결과

변수	부가가치	산업체	지방세수입	재정자립도	녹지공간	대기오염시설	수질오염시설	소음발생시설
부가가치	1							
산업체	.017	1						
지방세수입	.228**	-.088	1					

변수	부가가치	산업체	지방세 수입	재정 자립도	녹지 공간	대기 오염시설	수질 오염시설	소음 발생시설
재정자립도	.100	-.062	.394**	1				
녹지공간	.035	.051	.344**	.245**	1			
대기오염시설	.260**	-.026	-.001	-.128	-.158*	1		
수질오염시설	.052	-.032	.189**	-.059	-.315**	.300**	1	
소음발생시설	.220**	-.054	.111	-.011	-.191**	.384**	.400**	1

- 총 샘플 수 : 229개
- 부가가치, 산업체, 지방세 수입은 1인당 값으로 계산되었음
- 녹지공간은 자연로그를 취한 값임

## 2. 전 지역에 대한 회귀 모형 추정결과

〈표 7〉은 시와 군 그리고 구를 포함하고 있는 전 지역을 대상으로 실시한 공간적 의존성에 대한 결과 값이다. 전술하였듯이 Moran's *I*는 분석의 단위 간 공간성의 유무를 검증하는 것으로서 본 연구에서 이 값이 통계적으로 유의하면 분석의 단위 간 환경보존 예산에 대한 공간적인 의존성이 발생하고 있음을 의미하는 것이다. 다시 말해 인접한 지방자치단체의 환경보존 예산에 영향을 받아 예산 수준이 결정됨을 의미하는 것이다. 〈표 7〉에서 보는 바와 같이, 전 지역에 대한 Moran's *I*의 추정 결과, Moran's *I* 추정 값이  $p < 0.1$ 에서 유의하였다. 이는 공간적 의존성이 존재함을 의미한다. 하지만 전술하였듯이 이와 같은 Moran's *I*의 추정 값만으로 SAR 모형을 선택해야 하는지 혹은 SEM 모형을 선택해야 하는지에 대하여 판단할 수 없다. 따라서 Lagrange Multiplier(LM) Lag 추정 값과 Lagrange Multiplier(LM) Error 추정 값을 도출하였다. LM Lag 값이 유의하면 SAR 모형을 사용할 수 있으며 반대로 LM Error 값이 유의하면 SEM 모형을 사용할 수 있다.<sup>5)</sup> 본 연구의 경우, 〈표 7〉에서 보는 바와 같이, LM Lag 값은 유의하였으나 LM Error 값은 유의하지 않았다. 따라서 본 연구의 전 지역의 분석을 위한 모형으로는 SAR 모형이 가장 적합한 것으로 판단된다.

5) 자세한 수식은 Anselin(1999)을 참조

〈표 7〉 전 지역에 대한 공간적 의존성 검증 결과

회귀식의 진단	전 지역 통계량
Moran's <i>I</i>	1.866*
Lagrange Multiplier(LM) Lag	4.675**
Lagrange Multiplier(LM) Error	0.849
Robust LM Lag	1.906
Robust LM Error	0.080

- \*:  $p < 0.1$ , \*\*:  $p < 0.05$ 에서 통계적으로 유의함을 의미

〈표 8〉은 전 지역에 대한 회귀 모형의 추정 결과 값을 OLS, SAR, SEM 모형 별로 각각 보여주고 있다. 하지만 본 연구의 공간적 의존성 추정 결과, SAR 모형이 가장 적합한 모형으로 판단됨에 따라 SAR 모형을 중심으로 추정 결과를 해석한다. 먼저 세 모형의 전반적인  $R^2$  값은 대체적으로 0.62를 상회하였다. 이는 곧 본 연구에서 선택된 독립변수는 총 변량의 약 62%를 설명하는 것을 의미하는 것이다. 특히 SAR 모형의 경우는 0.63의  $R^2$  값을 나타내고 있는데 이는 0.621의 OLS 회귀 모형과 0.628의 SEM 모형에 비교하여 높은 값이다. 다중공선성을 검증하는 다중공선성 지표의 추정결과는 약 30.23이었는데 이 지표의 값이 80이하면 변수 간 다중공선성이 큰 문제가 되지 않는 것으로 판단할 수 있다(Anselin, 1999).

본 연구의 주요 목적은 환경오염물질 발생 시설이 지방자치단체의 환경보존 집행 예산에 미치는 영향을 실증적으로 분석하는 것이다. 환경오염물질 발생 시설은 본 연구에서 세 가지의 시설로 나뉘어 졌는데 대기오염물질 발생 시설, 수질오염물질 발생 시설, 소음발생 시설 등이 그것이다. 본 연구는 법률 상 1종부터 5종까지 나뉘어져 있는 대기오염물질 배출 시설의 종과 수질오염물질 배출 시설의 종을 각각 지방자치단체별로 배출량을 기준으로 통합하여 지표로 만들었다.

먼저 SAR 모형의 추정결과, 대기오염시설지표는 통계적으로 유의하지 않았으나 수질오염시설지표는  $p < 0.01$  수준에서 양(+)의 방향으로 유의하였으며 소음발생시설지표는  $p < 0.05$  수준에서 음(-)의 방향으로 유의하였다. 수질오염물질지표의 경우, 추정된  $t$  값이 약 3.54이었다. 이는 곧 수질오염물질지표가 1의 단위로 상승하게 되면 집행된 환경예산의 비율이 3.54%만큼 상승하게 됨을 의미한다. 이와 같은 결과는 수질오염물질배출 시설의 집적도에 따라 파괴된 환경을 복구하기 위한 환경 보존비용은 매우 민감하게 반응함을 의미하는 것이다. 반면에 소음발생시설지표의 경우, 추정된  $t$  값이 약 -2.07이었다. 이는 곧 소음발생시설

지표가 1의 단위로 상승하게 되면 집행된 환경예산의 비율이 2.07만큼 감소하게 됨을 의미한다. 이와 같은 결과는 소음발생시설과 환경예산의 관계가 인과적으로 움직이기 보다는 오히려 큰 관련이 없음을 의미한다고 볼 수 있다. 그 이유는 이론적으로 소음발생시설은 지역에서 부정의 외부효과를 발생시켜 재산권의 하락 등을 가져오기 때문에 환경 오염원 중 하나로 판단하여 관리하여야 하나 우리나라의 경우 반대로 집행 예산의 감소를 발생시키기 때문이다(Simons, 2005). SAR 모형의 추정결과, 대기오염시설지표의 경우 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 곧 지역의 대기오염 정도는 대기오염물질 시설뿐만 아니라 자동차의 배기가스 등에 더 큰 영향을 받게 된다. 따라서 대기오염물질 배출시설은 정부의 정책 수단의 집행에 큰 영향을 주지 않게 되는 것이다.

SAR 모형의 추정결과, 통계 변수 중 부가가치(1인당)는  $p < 0.1$  수준에서 통계적으로 유의하였으며 t 값은 약 1.96이었다. 이는 곧 1인당 부가가치가 1만큼 상승하게 되면 총 세출 대비 환경보존 지출의 비율은 1.96%만큼 상승한다는 것을 의미한다. 지방세 수입은  $p < 0.1$  수준에서 통계적으로 유의하였으며 t 값은 약 -1.94이었다. 이는 곧 1인당 지방세 수입이 1만큼 상승하게 되면 총 세출대비 환경보존 지출의 비율은 1.94%만큼 감소한다는 의미이다. 시 더미변수는  $p < 0.01$  수준에서 통계적으로 유의하였으며 t 값은 약 9.39이었다. 시 더미변수의 t 값은 구 단위 지방자치단체와 비교된 값으로 시 단위 지방자치단체의 총 세출대비 환경보존 지출이 구 단위 지방자치단체 보다 약 9.39% 더 높음을 의미하는 것이다. 또한 군 더미변수는  $p < 0.01$  수준에서 통계적으로 유의하였으며 t 값은 약 8.32이었다. 군 더미변수의 t 값 역시 구 단위 지방자치단체와 비교된 값으로 군 단위 지방자치단체의 총 세출대비 환경보존 지출이 구 단위 지방자치단체보다 약 8.32% 더 높음을 의미하는 것이다. SAR 모형의 추정결과, 해안더미변수 역시  $p < 0.01$  수준에서 유의하였으며 t 값은 약 2.95이었다. 이는 곧 해안에 인접한 지방자치단체는 그렇지 않은 지방자치단체에 비하여 약 2.95% 더 많이 환경보존 지출을 하고 있는 것을 의미한다.

<표 8> 전 지역에 대한 회귀식의 추정결과

변수	OLS		SAR		SEM	
	회귀계수	t 값	회귀계수	t 값	회귀계수	t 값
Rho			0.166	2.332**		
부가가치(1인당)	0.001	1.863*	0.002	1.964*	0.002	1.948*
산업체(1인당)	0.225	0.857	0.246	0.976	0.280	1.090
지방세수입(1인당)	0.000	-1.911*	0.000	-1.939*	0.000	-1.965**
재정자립도	0.000	-0.341	0.000	-0.402	0.000	-0.393

변수	OLS		SAR		SEM	
	회귀계수	t 값	회귀계수	t 값	회귀계수	t 값
시 더미변수	0.404	9.907***	0.380	9.389***	0.399	9.861***
군 더미변수	0.374	8.645***	0.354	8.316***	0.375	8.765***
녹지공간(log)	0.010	0.923	0.006	0.638	0.006	0.609
해안 더미변수	0.064	2.732***	0.066	2.945***	0.065	2.730***
국립공원 더미변수	-0.005	-0.203	-0.004	-0.167	-0.003	-0.149
대기오염시설지표	-0.003	-0.803	-0.004	-1.034	-0.002	-0.577
수질오염시설지표	0.040	3.255***	0.042	3.543***	0.037	3.022***
소음발생시설지표	-0.017	-1.986**	-0.017	-2.067**	-0.016	-1.913*
Lambda					0.169	1.053
$R^2$	0.621		0.632		0.628	

- \*:  $p < 0.1$ , \*\*:  $p < 0.05$ , \*\*\*:  $p < 0.01$

- 다중공선성 지표(multicollinearity number): 30.225

- 총 샘플 수: 229

- Rho는 환경예산 비율(종속변수)의 공간적 상관성에 관한 지표이며 Lambda는 오차항의 공간적 상관성에 관한 지표임

### 3. 시, 군, 구 지방정부의 개별 회귀 모형 추정결과

전 지역에 대한 회귀모형의 결과는 우리나라의 지방자치단체에서 환경오염시설의 오염물질 배출에 따른 전반적인 정책적 개입을 추정해 볼 수 있다는 측면에서 의의가 있다. 하지만 시와 군 그리고 구는 인구구성 및 토지의 활용적인 측면, 또는 지방자치단체의 정치적 환경 등에서 큰 차이가 난다. 따라서 환경오염물질 배출 시설에 대한 정책적 개입의 정도 역시 차이가 날 수 있다. 이에 본 연구에서는 전 지역에 대한 회귀모형을 시, 군, 구로 나누어 세 차례 더 실시함으로써 이와 같은 차이를 규명해 보고자 한다.

〈표 9〉는 시, 군, 구 각 지역에 대한 공간적 의존성을 검증한 결과를 보여주고 있다. Moran's  $I$ 의 추정결과, 시, 군, 구 지역 모두 공간적 의존성은 존재하지 않는 것으로 드러났다. 이는 곧 시, 군, 구 지역을 각각 분리함으로써 인접 지역이 줄어든 결과로 해석될 수 있다. 따라서 시, 군, 구 지역의 추정을 위하여 전형적인 OLS 회귀모형을 활용하여 추정결과 값을 도출하기로 한다.

〈표 9〉 시, 군, 구 각 지역에 대한 공간적 의존성 검증 결과

회귀식의 진단	시 지역 통계량	군 지역 통계량	구 지역 통계량
Moran's <i>I</i>	0.700	0.011	0.265
Lagrange Multiplier(LM) Lag	0.771	0.061	0.112
Lagrange Multiplier(LM) Error	0.750	0.516	1.523
Robust LM Lag	0.132	0.121	0.122
Robust LM Error	0.111	0.576	1.533

〈표 10〉은 시, 군, 구 각 지역에 대한 OLS 회귀식의 추정결과를 보여주고 있다. 먼저 시 지역의  $R^2$ 는 0.355였으며, 군 지역의  $R^2$ 는 0.269, 구 지역의  $R^2$ 는 0.453이었다. 다중공선성 지표의 추정결과는 모든 지역에서 80 이하로 변수 간 다중공선성에는 큰 문제가 없는 것으로 판단된다.

먼저 제주도에 위치한 시를 제외한 시 지역의 OLS 회귀식의 추정결과, 수질오염시설지표는  $p < 0.01$  수준에서 통계적으로 유의하였으며  $t$  값은 4.17이었다. 이는 곧 수질오염시설지표가 1 만큼 상승하게 되면 총 세출 대비 환경보존 지출의 비율이 4.17% 만큼 상승하게 된다는 의미이다. 다시 말해 도시화가 상당히 진행된 시 단위 지방자치단체에서는 환경보존을 위한 지방정부의 지출이 수질오염시설의 변동에 상당히 민감하게 반응한다는 의미이다. 또한 시 지역의 OLS 회귀식의 추정결과, 소음발생시설지표는  $p < 0.1$  수준에서 통계적으로 유의하였으며  $t$  값은 약 -1.71이었다. 이는 곧 소음시설지표가 1 만큼 상승하게 되면 총 세출 대비 환경보존 지출의 비율이 1.71% 만큼 감소함을 의미한다.

군 지역의 OLS 회귀식의 추정결과, 대기오염시설지표 등의 오염발생 시설지표는 통계적으로 유의하지 않았다. 대신 군 지역의 경우, 지방자치단체의 환경보존 지출에 가장 큰 영향을 미치는 요인으로는 해안의 인접성 여부인 것으로 드러났다. 이와 같은 결과는 군 지역의 경우, 오염물질 발생 시설의 입지로 인한 환경의 파괴에 적절한 정책적 대응이 이루어지지 않고 있음을 의미한다.

구 지역의 OLS 회귀식의 추정결과, 대기오염시설지표와 수질오염시설지표는 통계적으로 유의하지 않았으나 소음발생시설지표는  $p < 0.1$  수준에서 통계적으로 유의하였으며  $t$  값은 약 -1.95이었다. 이는 곧 소음시설지표가 1 만큼 상승하게 되면 총 세출 대비 환경보존 지출의 비율이 1.95% 만큼 감소함을 의미한다. 구 지역의 도시화 진행 상태는 시 지역과 비슷한 것으로 판단되나 지방자치단체의 속성상 자치권은 시 지역의 지방자치단체의 장에 비교하여 약하다. 따라서 이와 같은 결과는 수질오염시설의 입지 등에 기인한 환경파괴의 복구비용에 대한 정책적 개입이 구 지역은 시의 지역에 비교하여 상대적으로 약했던 것으로 볼 수 있다.

〈표 10〉 시, 군, 구 각 지역에 대한 OLS 회귀식의 추정결과

변수	시 지역 OLS		군 지역 OLS		구 지역 OLS	
	회귀계수	t 값	회귀계수	t 값	회귀계수	t 값
부가가치(1인당)	0.004	3.036***	-0.001	-0.340	-0.001	-2.408**
산업체(1인당)	0.608	1.050	-1.500	-1.024	-0.159	-1.781*
지방세수입(1인당)	0.000	0.015	0.000	-2.445**	0.000	3.694***
재정자립도	-0.003	-0.895	-0.004	-1.034	0.000	-0.154
녹지공간(log)	-0.039	-1.276	0.044	1.692*	0.002	0.622
해안 더미변수	0.041	0.817	0.101	2.712***	-0.013	-1.145
국립공원 더미변수	-0.029	-0.606	0.003	0.084	0.000	0.010
대기오염시설지표	-0.006	-0.526	0.011	1.446	-0.001	-0.688
수질오염시설지표	0.096	4.170***	-0.006	-0.226	0.002	0.505
소음발생시설지표	-0.037	-1.712*	-0.003	-0.144	-0.005	-1.951*
$R^2$	0.355		0.269		0.453	
표본 수	74		86		69	
다중공선성 지표	54.712		60.292		23.369	

- \*:  $p < 0.1$ , \*\*:  $p < 0.05$ , \*\*\*:  $p < 0.01$ 에서 통계적으로 유의함을 의미

## V. 요약 및 정책적 함의

본 연구의 목적은 우리나라 지방자치단체의 오염물질 배출시설이 자치단체 내 환경보존 지출에 미치는 영향을 공간회귀모형을 활용하여 실증적으로 분석하는데 있었다. 오염물질 배출시설은 각각 대기오염물질 배출시설, 수질오염물질 배출시설, 소음발생 시설 등으로 구분되어 공간회귀모형에서 환경보존 지출에 대한 영향이 분석되었다. 환경보존 지출은 총 세출 중 환경보존을 위하여 지방자치단체가 사용하는 세출 항목의 비율로 계산되었다. 공간회귀모형을 활용한 회귀식의 추정은 두 단계에 걸쳐 이루어졌는데 첫째 단계에서는 시, 군, 구 지역을 구분하지 않은 전 지역을 대상으로 회귀식의 추정이 이루어졌으며 다음 단계에서는 시, 군, 구 지역이 분리되어 세 개의 각기 다른 회귀모형을 활용한 추정이 이루어졌다. 공간회귀식의 판별 방법에 따른 공간적 의존성 검증 결과, 전 지역을 대상으로 분석에서는 SAR 모형이 가장 적합한 것으로 판별되었으나 시와 군 그리고 구 지역을 분리하여 진행된 분석에서는

전형적인 OLS 회귀모형의 사용에 아무런 공간적 제약이 없는 것으로 판별되었다.

전 지역을 대상으로 진행된 회귀모형의 추정결과, 수질오염물질 배출시설의 증가는 환경보존 지출 증가의 요인으로 작용하는 것으로 드러났으며, 소음발생 시설의 증가는 환경보존 지출 감소의 요인으로 작용하는 것으로 드러났다. 그러나 대기오염물질 배출시설의 증가는 환경보존 지출의 변동과 통계적으로 관련이 없는 것으로 드러났다. 또한 시 지역을 대상으로 진행된 회귀모형의 추정결과 역시 수질오염물질 배출시설의 증가는 전 지역을 대상으로 한 분석과 마찬가지로 환경보존 지출 증가의 요인으로 작용하는 것으로 드러났으며, 소음발생 시설의 증가는 환경보존 지출 감소의 요인으로 작용하는 것으로 분석되었다. 구 지역을 대상으로 한 회귀모형의 추정결과에서는 소음발생시설의 증가는 환경보존 지출의 감소의 요인으로 작용하였으나 대기오염물질 배출시설과 수질오염물질 배출시설은 환경보존 지출과 통계적으로 관련이 없는 것으로 드러났다. 마지막 군 지역을 대상으로 한 회귀모형의 추정결과에서는 오염물질 배출시설은 환경보존 지출의 변동에 아무런 영향을 주지 못하는 것으로 분석되었다. 실증적 분석의 결과를 요약하면, 수질오염물질 배출시설의 증가는 환경보존 지출의 증가 요인인 것으로 분석되었으나 대기오염물질 배출시설은 환경보존 지출에 영향을 미치지 못하는 것으로 분석되었다. 또한 소음발생 시설의 경우, 환경보존 지출의 감소 요인인 것으로 분석의 결과 나타났다. 이와 같은 배출시설의 종류별 결과의 상이성은 배출 물질의 환경영향성이 다르기 때문인 것으로 판단된다. 즉, 수질오염물질은 오염물질배출시설을 특정하기가 훨씬 용이할 뿐 아니라 단기간의 배출에 의한 수질에 대한 영향도 큰 반면에 대기오염물질 배출시설은 지역 내 대기오염의 정도가 오염물질 배출시설에 의한 것인지 차량 등의 배기가스 배출에 의한 것인지 특정하기가 어렵고 단기간의 배출로 대기오염 정도에 영향을 미치기 어렵기 때문에 지방자치단체의 대응성에 차이가 발생한 것으로 풀이할 수 있다. 이상의 분석 결과는 본 연구에서 제시한 한계비용이론이 수질오염물질 배출시설에만 적용된다는 것을 의미한다. 이를 토대로 몇 가지 정책적 함의를 도출할 수 있다.

첫째, 환경오염물질 배출시설에 의한 환경파괴는 지역 내 지속가능한 성장에 부정적인 영향을 미치므로 다양한 정책수단(policy instrument)이 개발되어야 한다. 본 연구는 수질오염물질 배출시설의 경우는 지방자치단체가 예산의 투입을 정책수단으로 채택하여 개입하고 있음을 실증적 모형을 통하여 밝혀냈다. 하지만 대기오염물질 배출시설이나 소음발생 시설은 환경에 부정적인 영향을 미침으로써 지역 주민의 삶의 질을 저해하지만 이에 대응하기 위한 예산의 투입은 적절하게 이루어지고 있지 못하다. 따라서 지방자치단체는 지역주민의 삶의 질과 직결되는 대기오염이나 소음 등에 대응하기 위하여 적절한 정책수단의 개발이 필요하다. 정책수단은 예산의 투입 외에도 벌금(fee)과 같이 오염물질 배출 결과에 바탕을 둔 규제(outcome-based regulation)뿐만 아니라 오염물질 배출시설을 소유하고 있는 기업의 경

영과정에 개입하여 오염물질이 배출되기 전에 규제함으로써 효과를 정책(management-based regulation) 등 지역 내 사정을 고려한 다양한 정책수단의 개발이 필요한 것이다.

둘째, 군 단위 지방자치단체의 경우, 보다 적극적인 중앙정부의 정책적 관심이 필요하다. 군 지역을 대상으로 한 회귀모형의 추정결과, 어떠한 종류의 오염물질 배출시설도 환경보존 지출에 영향을 미치지 못하고 있는 것으로 드러났다. 이러한 결과는 두 가지 가능성에 의한 것으로 볼 수 있다. 첫째, 군 단위 지방자치단체의 경우 재정 건전성의 악화로 인하여 환경오염에 대한 적절하고 효율적인 예산 투입이 어려울 가능성이 있으며 둘째, 군 단위 지방자치단체는 상대적으로 깨끗한 자연환경으로 인하여 오염물질 배출시설이 배출하는 오염물질이 자연적으로 충분히 정화되기 때문에 예산의 투입 필요성을 인식하지 못하고 있을 가능성이 있는 것이다. 두 번째의 이유로 인하여 적절한 예산의 투입이 이루어지고 있지 않더라도 가까운 시일 내 군 지역 역시 환경오염에 의한 부정적인 영향을 받을 가능성이 여전히 존재한다. 이는 상대적으로 열악한 군 지역의 재정 상태를 더욱 압박할 가능성이 크기 때문에 중앙정부의 관리가 필요할 것이다.

셋째, 구 단위 지방자치단체의 경우도 보다 상위 지방정부, 특히 광역시 단위 지방정부의 정책적 관심이 필요하다. 구 지역을 대상으로 한 분석의 결과, 대기오염물질 배출시설 뿐만 아니라 수질오염물질 배출시설 역시 환경보존의 지출에 영향을 미치지 못했다. 구 지역 역시 재정적인 상황이 예산안의 효율적인 투입에 악영향을 미칠 수 있으며 특히 시 단위 지방자치단체에 비교하여 권한이 약한 구청의 정치적 지위가 이와 같은 결과를 도출시켰을 가능성이 존재한다. 따라서 지방자치법상 구의 지위가 변화지 않는 이상, 보다 상위 지방자치단체, 즉 광역시의 환경오염물질 배출시설에 의한 환경파괴를 복구하기 위한 정책적 개입과 관심이 필요할 것이다.

본 연구에는 적절한 통제변수를 활용하여 지방자치단체의 환경보존 지출에 미치는 영향을 통제하였음에도 불구하고 다음과 같은 방법론적 한계가 있다. 우선, 본 연구의 모형을 통하여 환경오염물질 배출시설과 환경보존 지출의 인과관계를 규명하기에는 한계가 있다. 인과관계는 반드시 시간적 선후관계가 있어야 한다. 즉, 환경오염물질 배출시설의 입지 전과 입지 후를 포함하는 시계열적 분석이 있어야만 인과관계를 규명할 수 있는 것이다. 하지만 본 연구는 국내의 통계수집 여건상 시계열 자료의 구성이 불가능하였다. 그 다음의 한계는 선행연구에서 지적하고 있듯이 지역 내 정치적 성향이 지방정부의 지출에 영향을 미칠 수 있음에도 불구하고 본 연구에서는 정치를 측정하는 통제변수를 모형에 포함시키지 않았다는 것이다. 시계열적 자료를 구성하지 않는 한 국내의 정치 여건상 변동이 잦은 정치적 성향을 모형에 포함시키는 것은 적절치 않다는 판단에서 비롯되었으나 선행연구의 연구 결과를 충실히 반영하지 못한 한계라 할 수 있다.

## 【참고문헌】

- 강운호.(2000). 지방자치의 실시가 지방정부의 사회복지지출에 미친 영향. 『한국행정학회 2000년도 하계학술대회 발표논문집』: 229-313.
- 김동환·이문희·최영출·홍민기.(1998). 지역개발과 환경보전의 균형을 위한 동태적 모델링. 『한국정책학회보』, 7(1): 149-171.
- 김승완.(2007). 지방자치단체의 환경정책의지와 역량에 관한 연구 : 서울특별시와 6대광역시를 중심으로. 『한국행정학회 2007년도 동계학술대회 발표논문집』: 999-1025.
- 김진열·박성호.(2010). 지역경제성장과 환경정책의 영향관계 분석 : 환경 쿠즈네츠 곡선과 바그너 법칙을 중심으로. 『한국행정학회 2010년도 춘계학술대회 발표논문집』.
- 남궁근.(1994). 우리나라 지방정부의 지출수준의 결정요인 분석 : 시 군 자치구의 기초자치단체 중심으로. 『한국행정학회보』, 28(3): 991-1014.
- 박광국.(2001). 지속가능한 발전을 위한 협력방안 : 한국의 지속가능한 발전을 위한 중앙-지방정부간 협력체계 구축 : 현행 환경예산의 적정배분에 관한 지방정부의 시각. 『한국행정학회 2001년도 추계학술대회 발표논문집』: 103-117.
- 이성복.(2005). 지방자치단체의 환경행정 강화방안. 『한국정책과학학회보』, 9(1) : 117-147.
- 장문선·윤성식.(2002). 국회 예산심의액 증감의 영향요인에 관한 실증적 분석 : 예산결산특별위원회를 중심으로. 『한국행정학회보』, 11(2): 99-121.
- 조성은·최성락.(2009). 환경부의 성장과 환경오염 변화 : 대기분야를 중심으로. 『정부학연구』, 15(3): 147-176.
- Anselin, L.(1999). Spatial Econometrics. Bruton Center, School of Social Science, University of Texas at Dallas(on-line: www.csiss.org).
- Bui, L. T. M. and Mayer, C. J.(2003). Regulation and capitalization of environmental amenities: Evidence from the toxic release inventory in Massachusetts. *Review of Economics & Statistics*, 85(3): 693-708.
- Decker, C. S., Nielsen, D. A. and Sindt, R. P.(2005). Residential Property Values and Community Right-to-Know Laws: Has the Toxics Release Inventory Had an Impact? *Growth & Change*, 36(1): 113-133.
- Field, B. C. and Field, M. K.(2009). *Environmental Economics: An Introduction*. Singapore: McGraw-Hill.
- Ho, C and Hite, D.(2008). The benefit of environmental improvement in the southeastern United States: Evidence from a simultaneous model of cancer mortality, toxic chemical releases and house values. *Papers in Regional*

*Science*, 87(4): 589-604.

Klosterman, R. E.(1990). *Community Analysis and Planning Techniques*. UK: Rowman & Littlefield Publishers, Inc.

Kuznets, S.(1955). Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, 45(1): 1-28.

Simons, R. A.(2005). *When bad things happen to good property*. Washington D.C.: Environmental Law Institute

Wagner, A.(1958). *three Extracts on Public Finance*. in R. A. Musgrave and A. Peacock, T.(1994). *Classics in the Theory of Public Finance*, NY: Macmillan.1-16.

Weimer, D. L. and Vining, A. R.(2010). *Policy Analysis*. NY: Longman.