

DOI:10.15918/j.jbitss1009-3370.2018.5179

# 环境规制、空间溢出与区域生态效率 ——基于空间杜宾面板模型的实证分析

屈文波

(西安交通大学 经济与金融学院, 陕西 西安 710061)

**摘要:** 为考察环境规制与生态效率的空间关联特征, 通过构建空间杜宾面板模型, 以 2005—2015 年中国 30 个省级经济单元的面板数据为依据, 基于地理权重矩阵和经济权重矩阵, 研究环境规制影响生态效率的直接效应和间接效应。结果表明: 两种空间权重矩阵下环境规制的总效应回归系数分别为 0.039 4 和 0.045 5, 间接效应回归系数分别为 0.004 7 和 0.028 7, 且系数检验显著, 对提升区域生态效率具有积极的作用, 但直接效应回归系数均不显著; 近地缘和经济发展水平相近的地区之间环境规制彼此有着深刻的相互影响, 忽略环境规制的空间溢出作用, 有可能会得出有偏的结论。第三产业比率、国有比率、外资比率和研发强度提高对提升生态效率均能够起到积极的作用; 资本劳动比率、贸易开放度比率提高则不利于生态效率水平的提高。

**关键词:** 环境规制; 空间溢出; 生态效率; 直接效应和间接效应

中图分类号: F062.2

文献标识码: A

文章编号: 1009-3370(2018)06-0027-07

20 世纪 80 年代以来, 改革开放使中国经济在短短 30 年内取得了西方国家历经近上百年才完成的工业化进程, 经济建设成就举世瞩目, 但也集中遇到了发达国家在工业化进程中所面临的种种环境问题。《中国环境经济核算研究报告 2013》显示, 2013 年中国环境退化成本和生态破坏损失成本合计 20 547.9 亿元, 比 2012 年增加了 13.5%, 约占当年 GDP 的 3.3%。在 2016 年世界环境绩效指数(Environmental Performance Index, EPI)报告中, 中国 PM<sub>2.5</sub> 排放依然严重超标, 在所有参评的 180 个国家和地区中排名倒数第二, 环境形势异常严峻。为扭转生态环境持续恶化的趋势, 十七大报告首次提出“生态文明”的概念, 十八大报告进一步强调要大力推进生态文明建设, 十九大报告将建设生态文明提升为千年大计, 指出必须树立和践行“绿水青山就是金山银山”的科学论断, 牢固树立保护生态环境就是保护生产力, 改善生态环境就是发展生产力的理念; 构筑尊崇自然、绿色发展的生态体系。“生态效率”作为能够同时度量经济绩效和环境绩效的指标, 其核心是“多产出、低投入、少排放”, 体现了“保增长、高效率、绿色化”的可持续发展理念, 符合生态文明建设的要求。本文以环境规制与区域生态效率为研究重点, 从地理统计学和空间计量经济学相结合的角度, 基于不同空间权重矩阵(地理距离权重矩阵和经济距离权重矩阵), 通过构建空间面板杜宾模型, 实证检验环境规制对区域生态效率影响的直接效应、间接效应和总效应, 突破已有研究仅从静态角度研究的局限性, 拓展了生态效率问题的研究视角, 其结果既能体现政府环境规制的效果, 也为制定有针对性地提高区域生态效率对策措施提供科学依据。

## 一、文献综述

有关环境规制的规制效应研究, 学术界主要有两种观点: 一是“遵循成本说”, 认为由于环境规制会使企业额外支付一定的费用用于污染治理, 这会增加企业成本, 导致产业绩效和竞争力下降(Jorgenson 等, 1990<sup>[1]</sup>; Gray 等, 2003<sup>[2]</sup>; Greenstone 等 2012<sup>[3]</sup>; 罗云辉, 2017<sup>[4]</sup>)。二是“创新补偿说”, 认为设计合理的环境政策能够刺激企业的技术创新, 由创新带来的收入能够抵消甚至超过环境规制和创新投入的成本, 促进产出增长(Porter 和 Linde, 1995<sup>[5]</sup>; Tanaka 等, 2014<sup>[6]</sup>; Zhang 等 2017<sup>[7]</sup>)。还有一些学者运用计量经济分析方法, 通过建立计量模型对此问题进行研究, 得出环境规制与经济效率呈“U 形”关系(沈能, 2012<sup>[8]</sup>; 蒋伏心等, 2013<sup>[9]</sup>)、

收稿日期: 2018-01-18

基金项目: 国家社会科学基金资助项目“基于能源和环境约束的中国工业全要素生产率研究”(13BJY073); 西安市软科学项目资助“西安市水环境承载力及修复对策研究”(SF1505(7))

作者简介: 屈文波(1978—), 男, 博士研究生, E-mail: qwb1400@163.com

“倒 U 形”关系(刘和旺等,2016)<sup>[10]</sup>、“倒 N 形”关系(王杰等,2014<sup>[11]</sup>;靳亚阁等,2016<sup>[12]</sup>),以及环境规制类型不同对生产率增长的影响效果不同等(Bocher,2012<sup>[13]</sup>;Ren 等,2018<sup>[14]</sup>;蔡乌赶和周小亮,2017)<sup>[15]</sup>。到目前为止,学术界对于环境规制与生产率或产业绩效关系的研究尚未得出一致结论(Gray 等 2014)<sup>[16]</sup>。随着中国经济发展中生态环境问题的日益突出,许多文献关注了环境规制对资源效率、环境效率和生态效率的影响,但多数文献把环境因素作为投入要素或“非期望”产出纳入分析框架,估算环境约束下的生产率增长问题,文献将其称为环境(或生态)全要素生产率,没有深入考察环境规制与效率(如环境效率、生态效率)变动的关系及影响机制(Salmi 等,2012)<sup>[17]</sup>。近年来,少数文献探讨了环境规制对资源效率的影响(陈德敏等,2012<sup>[18]</sup>;尤济红等,2013<sup>[19]</sup>),或者对绿色增长效率的影响(王鹏等,2016)<sup>[20]25-42</sup>,但缺乏对环境规制与生态效率关系的探讨。随着空间计量经济学的发展,空间溢出效应逐渐引起了学者们的广泛关注,如王文普(2013)<sup>[21]</sup>、赵霄伟(2014)<sup>[22]105-113</sup> 分别研究了环境规制、空间溢出与产业竞争力的关系。但从空间角度研究环境规制与生态效率关系的文献极为少见,Anselin 和 Bera(1998)<sup>[23]</sup>指出,忽视空间因素会使估计结果出现偏误。

可以看出,在研究内容上,已有文献重点考察环境规制与资源效率、绿色增长效率或环境效率的关系,而对环境规制是否影响以及如何影响区域生态效率却鲜有提及;从研究方法看,已有文献多从静态角度展开研究,基于空间视角针对环境规制的研究文献极为少见。本文在已有研究的基础上,首先选取能够全面表征环境规制执行效果的“三废”排放达标率来综合衡量环境规制强度,基于地理距离权重矩阵和经济距离权重矩阵,通过构建空间杜宾面板模型,实证检验环境规制作用于生态效率的直接效应、间接效应和总效应,探究环境规制如何影响生态效率的方向、程度及作用机理,为制定有针对性的环境规制政策措施提供参考。

## 二、生态效率的测算与分析

### (一) 研究方法

本文基于非参数的数据包络分析法(DEA)构建区域生态效率评价模型,该方法可用于多投入、多产出或者多投入、单产出的复杂系统的有效性评价,也可以解决生态效率评价中多种资源消耗和多种污染物排放单位不一致的问题,能够得到客观的评价结果。为解决 DEA 效率评价中多个决策单元效率都等于 1,从而不能按效率值的高低对决策单元进行排序的情况,本文根据 Andersen 和 Detersen(1993)<sup>[24]</sup>提出的超效率 DEA 模型测度区域生态效率。设定超效率 DEA 模型如下

$$\begin{aligned} & \min \theta \\ \text{s.t. } & \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n \lambda_j X_j + s^- = \theta X_i \\ & \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n \lambda_j Y_j - s^+ = Y_i \\ & \lambda_i \geq 0 \quad s^- \geq 0 \quad s^+ = 0 \quad i=1, 2, \dots, k-1, k, \dots, n \end{aligned} \quad (1)$$

其中,  $\theta$  为被评价的决策单元的生态效率值;  $n$  为决策单元数(本文指 30 个省份);  $X_i$  为决策单元投入要素的集合;  $Y_i$  为决策单元产出要素的集合;  $\lambda_i$  为有效决策单元组合中第  $i$  个决策单元的组合比例;  $s^-$  和  $s^+$  分别表示投入和产出的松弛变量;  $\sum \lambda > 1$ ,  $\sum \lambda < 1$  和  $\sum \lambda = 1$  分别表示规模报酬递增、递减和不变。若  $\theta < 1$ , 且  $s^- \neq 0$  或  $s^+ \neq 0$ , 表明决策单元为非 DEA 有效; 若  $\theta \geq 1$ , 且  $s^- = 0, s^+ = 0$ , 表明决策单元为 DEA 有效;  $\theta$  的值越小, 其相对有效性越低, 据此就可以对决策单元的评价结果进行比较排序。

由于污染物排放为非期望产出, 文献中的处理方法有两种: 一是把污染作为未支付的生产要素(因为污染代表了生产者对环境资本的使用), 和资源投入一起纳入评价模型, 如 Ramanathan (2005)<sup>[25]</sup> 和 Lu 等(2006)<sup>[26]</sup>; 二是把污染作为非期望产出, 和期望产出(如 GDP)一起纳入评价模型, 如 Chung 等(1997)<sup>[27]</sup> 和陈诗一(2009)<sup>[28]</sup>。本文借鉴第二种处理方法, 把污染排放作为非期望产出纳入评价模型。

### (二) 指标选取及数据来源

生态效率的概念由德国学者 Schaltegger 和 Sturm(1990)<sup>[29]</sup>首次提出。Claude Fussler(1995)<sup>[30]</sup>将生态效率的概念引入中国。世界可持续发展工商理事会(WBCSD)将生态效率测度指标定义为: 生态效率等于产品和服务价值与生态环境负荷的比值。“产品和服务价值”可用一个地区在一定时期内的总产值衡

量,生态环境负荷包括资源消耗和环境污染,资源消耗可用各种资源投入量表示,环境污染用各种污染物排放量表示。各指标说明如下:(1)产出指标,即“产品和服务价值”,用地区生产总值(GDP)表示,单位为亿元。(2)资源消耗指标,包括能源资源、水资源和土地资源。

其中,能源消耗用各地区能源消费总量表示,单位为万吨标准煤;土地消耗用各地区建设用地面积表示,单位为平方米;水资源消耗用各地区用水总量表示,单位为万吨。(3)污染排放指标,包括SO<sub>2</sub>排放量、烟尘排放量、粉尘排放量、废水排放量和固体废弃物产生量,单位为万吨。以上指标所用数据来源于《中国统计年鉴》《中国环境年鉴》《中国能源统计年鉴》和各省份相应年份的统计年鉴,对所有以货币表示的指标均以2005年为基期进行平减。

### (三)研究结果及分析

以2005—2015年中国30个省级经济单元的面板数据为依据(西藏、港、澳、台不包括在研究范围内),基于EMS软件计算得到各省份的生态效率。考虑到区域异质性差异,本文按照传统的区域划分方法,将30个省份划归为东、中、西、东北四大经济区域,结果如图1所示。

由图1可知,中国生态效率区域差异显著。分省份看,样本考察期内,生态效率排名前10位的省份均位于东部沿海经济发达地区,生态效率排名后10位的省份除辽宁外,以中、西部落后地区为主,生态效率存在明显的区域集聚特征。分地区看,东、中、西三大地区生态效率均值分别为1.2689、0.8103、0.7571,地区生态效率呈现“东—中—西—东北”的梯度递减格局(本文的地区划分按照传统的经济区域划分方法)。从动态演变趋势看,2004年生态效率δ系数和峰度系数分别为0.4268、3.6811,到2014年已分别增加至0.5065和20.4761,区域生态效率差距随时间推移扩大趋势明显。这一结果表明,中国目前实行的环境管制政策措施并没能有效缩小落后地区与发达地区生态效率的差距,环境规制政策执行效果有待于进一步提高(汪克亮,2015)<sup>[31]</sup>。

## 三、环境规制、空间溢出与生态效率

### (一)研究方法

空间杜宾模型(Spatial Durbin Model,SDM)是空间滞后模型(Spatial Lag Model,SLM)和空间误差模型(Spatial Error Model,SEM)的一般形式,综合了被解释变量和解释变量的空间滞后因素对被解释变量的影响,能够从时间和空间两个维度有效捕捉环境规制的外溢性。根据Lesage和Pace(2010)<sup>[32]</sup>提出的方法,建立中国环境规制对生态效率影响的空间杜宾面板模型

$$\theta_u = \lambda_1 + \kappa RUG_u + \alpha X_u + \delta \sum_{j=1}^N W_{ij} \theta_{ji} + \gamma \sum_{j=1}^N W_{ij} RUG_{ji} + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} Z_{ji} + A_t + B_t + \varepsilon_u \quad (2)$$

其中,θ<sub>u</sub>为i地区t时期的生态效率;W<sub>ij</sub>为标准化后非负的空间权重矩阵,表示省域之间的空间联系;δ为被解释变量的空间溢出效应,表示本地区生态效率变动对其他地区的影响程度;RUG<sub>u</sub>为本文的关键变量即环境规制强度;Z为控制变量,包括:产业结构(Stru)、禀赋结构(K/L)、产权结构(Own)、投资开放度(FDI)、贸易开放度(Exp)和研发强度(R&D);ρ为控制变量的空间影响系数;A<sub>t</sub>和B<sub>t</sub>分别为截面效应和时间效应;ε<sub>u</sub>为不可观测的随机误差项;κ为衡量地方政府环境规制对本地区生态效率水平变动的影响(直接效应),γ为衡量地方环境规制对其他地区的空间外溢效应(间接效应),两者综合反映了环境规制政策的执行效果,即总效应。

### (二)指标选取

1.环境规制强度指标(RUG)。为从整体上反映环境规制的执行效果,本文选取各地区工业SO<sub>2</sub>去除率、

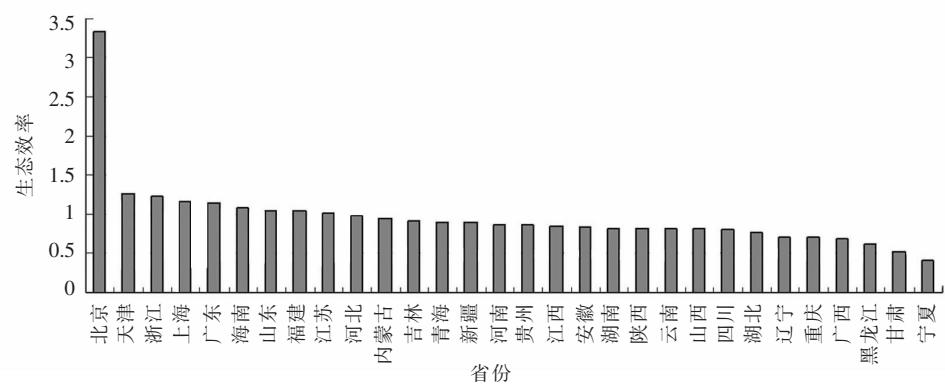


图1 2005—2015年各省生态效率平均水平

烟尘去除率、粉尘去除率、废水排放达标率和固体废弃物综合利用率 5 个指标构建环境规制强度综合指标，并运用熵值法将其合并为环境规制强度指数，该指数越大，表明环境规制强度越大。由于这 5 个指标能够全面表征一个地区对“三废”排放的控制力度，具有良好的代表性，克服了单一指标（如环境污染治理投资）难以全面表达环境规制的缺陷。

2. 其他控制变量。为得到稳健的估计结果，除核心解释变量外，本文选取以下 6 个可能影响生态效率的控制变量：(1) 产业结构(Stru)，用第三产业增加值占地区生产总值的比率表示；(2) 粮赋结构(K/L)，用各省固定资本形成额与从业人员数之比表示；(3) 产权结构(Own)，用国有及国有控股工业增加值占地区生产总值的比率表示。(4) 投资开放度(FDI)，用人民币表示的实际外商直接投资占地区生产总值的比率表示；(5) 贸易开放度(Exp)，用出口贸易总额占地区生产总值的比率表示。(6) 研发强度(R&D)，用各地区大中型工业企业研发投入占生产总值的比率表示。

### (三) 空间权重矩阵的构建

空间权重矩阵反映了地区之间环境规制的空间联系，这种空间联系一方面与空间距离有关，另一方面也与地区经济发展水平等因素有关，经济发展水平越接近的地区，越有更多的模仿和借鉴作用。基于此，本文从地理邻接和经济相似性两个方面构建空间权重矩阵。

1. 地理邻接权重矩阵( $W_{ij}^G$ )。若两个地区  $i$  和  $j$  拥有共同的地理边界，视为相邻，赋权为 1，即  $W_{ij}=1$ ；若不相邻，赋权为 0，即  $W_{ij}=0$ 。由于海南省不与任何省份有共同边界，本文在生成空间权重矩阵时，设定海南与广东相邻。

2. 经济权重矩阵( $W_{ij}^E$ )。即两个地区经济发展水平差距越小，赋权越大；否则，赋权越小。借鉴相关研究（林光平和尤志和，2006）<sup>[39]</sup>，采用两个省份经济发展水平差距的倒数作为空间权重矩阵，定义为： $W_{ij}^E=1/|\bar{Q}_i-\bar{Q}_j|, i \neq j$ ；当  $i=j$  时， $W_{ii}^E=0$ ； $Q_i$  和  $Q_j$  分别为地区  $i$  和  $j$  在研究时段人均 GDP（2005 年为基期平减）的均值。

### (四) 研究结果及分析

首先，对不含空间因素的传统面板模型进行 OLS 估计，发现均存在显著的地区效应和时间效应；其次通过 Hausman 检验判断应该选择固定效应模型还是随机效应模型，Hausman 检验统计值为 38.064 1,  $p$  值为 0.000 0，显著拒绝了估计系数存在非系统性差异的原假设，表明应该选择空间固定效应模型；再次，采用极大似然法对空间固定效应杜宾模型进行估计，再利用 Wald 检验判断模型是否可以简化为空间滞后模型或者空间误差模型，Wald 检验值的伴随概率  $p$  值均在 1% 显著性水平下拒绝了可以简化的原假设。在两种空间权重矩阵下，双固定效应空间杜宾面板模型估计结果如表 2 所示。

1. 从本文的关键变量即环境规制强度的回归结果看，在两种空间权重下环境规制总效应的回归系数均显著为正，表明环境规制整体上对提高生态效率具有积极的作用。两种空间权重下直接效应回归系数均不显著，但间接效应回归系数均 1% 显著为正，也就是说，地方政府环境规制对本

表 1 空间杜宾面板模型估计结果

变量	$W^G$			$W^E$		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
RUG	0.012 9 (1.341 6)	0.004 7 *** (5.810 3)	0.039 4 *** (8.451 1)	0.026 4 (0.867 3)	0.028 7 *** (9.301 2)	0.045 5 ** (2.864 3)
Stru	0.145 7 ** (2.436 6)	0.103 3 * (1.890 7)	0.087 7 ** (2.637 4)	0.091 2 * (1.674 3)	0.072 4 ** (2.801 2)	0.804 3 ** (2.056 4)
K/L	-0.072 4 *** (-6.214 9)	0.048 9 ** (2.615 8)	-0.654 5 *** (-7.218 3)	-0.034 8 (-1.246 1)	0.021 5 (0.902 7)	-0.063 7 * (-1.931 6)
Own	0.034 6 ** (2.137 1)	-0.017 8 * (-1.772 3)	0.013 5 (0.893 7)	0.056 4 * (1.903 3)	-0.140 7 *** (3.815 6)	0.240 8 *** (4.632 7)
FDI	0.032 8 ** (2.410 8)	-0.025 7 (-1.314 2)	0.013 3 (0.140 8)	0.021 9 *** (8.362 2)	-0.016 5 (-0.119 4)	0.002 9 * (1.812 6)
Exp	-0.054 1 *** (-11.204 3)	0.043 2 ** (2.677 1)	-0.051 8 *** (-7.680 1)	-0.034 9 ** (-6.584 7)	-0.045 5 * (-1.903 1)	-0.069 4 ** (2.612 5)
R&D	0.038 8 * (1.742 4)	-0.028 8 (-1.426 3)	0.019 6 * (1.674 1)	0.035 1 ** (2.546 7)	0.012 7 (1.230 1)	0.041 2 (1.084 9)
$\delta$		-0.057 9 * (-1.796 2)			-0.308 2 ** (-2.0465 )	
Wald 时间滞后检验	34.182 7 ***				38.216 9 ***	
Wald 空间误差检验	41.319 7 ***				43.643 8 ***	
地区效应	是				是	
时间效应	是				是	
$R^2$	0.672 9				0.748 3	
样本数	330				330	

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示系数检验 1%、5%、10% 显著；() 中为系数检验的  $t$  统计值。

地区生态效率水平提升没有起到积极的作用,但却对邻近地区或经济发展水平相近的地区产生了积极影响;或者说,本地区环境规制的效果不显著,但却得到了邻近地区良好环境管制带来的“搭便车”效应。本文的这一回归结果与王鹏等(2016)<sup>[20]25-42</sup>、赵霄伟(2014)<sup>[22]105-113</sup>的研究结论相似,他们经过实证研究分别发现,地方政府环境规制对本地区工业绿色增长效率和产业竞争力不具有积极作用,但却对相邻地区产生了正向扩散作用,并且总效应也为正向显著。

进一步分析发现,环境规制之所以对本地区没有实现积极的直接效应,一方面是因为地方政府迫于经济增长压力,明知污染产业进入会破坏本地区的生态环境,也知道这些产业能够成为地区经济增长的引擎和税收大户,如果实施严厉的环境规制,这些产业必然会迁移到规制标准较低的其他地区,这既不利于本地区的经济增长和税收收入,也不利于地方官员的升迁。在政绩考核和发展经济的双重压力下,日趋激烈的环境规制竞争使地方政府的环境政策失灵。另一方面,可能是由于环境规制“倒逼”技术创新的效应还未发挥出来。环境规制尽管对本地区不是直接有效的,但却对周边地区产生了积极的正向空间溢出效应,环境经济学称为“搭便车”效应。由于污染排放具有跨区域的扩散特征,如果一个地区增加环保投资,降低污染排放,尤其是降低流动性强的大气污染和水污染的排放,周边地区也会从中获益,这对提升该地区的生态效率具有积极的作用。同时也表明,邻近地区环境规制对本地区生态效率的影响开始变为竞争效应。当一个地区增大环境管制力度时,与之竞争的其他地区即会制定更加完善的环境规制措施,防止污染产业转入本地区;也会制定本地区更加有效的绿色发展措施,环境管制引致的“向上竞争”压力反而会倒逼本地区经济向更加绿色化方向发展,有利于生态环境保护和生态效率水平的提升。

2.控制变量中,以第三产业增加值所占比率表示的产业结构回归系数显著为正,意味着产业结构越趋于合理,越有利于生态效率水平的提高。资本劳动比回归系数显著为负,说明资本密集度越高,消耗的资源环境越多,越不利于生态效率水平的提升。产权结构直接效应、总效应回归系数为正,说明国有比率增加总体上能够显著提高生态效率。外商直接投资总效应和直接效应为正,表明总体上国际资本进入带来的技术外溢效应、人力资本效应和先进的管理经验对流入地生态效率提高能够起到积极的作用;贸易开放度回归系数显著为负,意味着出口贸易比率越大,越不利于生态效率水平的提升,这和目前中国出口贸易的粗放式特征有关。研发强度和生态效率正相关,但系数检验显著性不强,说明加大研发投入能够有效提高生态效率水平,但这一作用还需要进一步加强。

3.生态效率空间溢出系数( $\delta$ )回归系数显著为负,表明本地区生态效率水平提升对周边地区生态效率没有产生积极作用,这可能是由于本地区在改善生态环境质量、提高生态效率水平的同时,将污染产业转移到了周边地区,使污染产业转移的负向影响大于技术溢出的正向影响,从而对周边地区产生负外部性所致。

以上结论表明,第一,空间因素在环境规制研究中起着重要作用,忽视空间溢出,既与现实不符,也可能会得出有偏的结论。第二,空间溢出在研究环境规制与生态效率关系中起着重要作用,近地缘和经济发展水平相近的地区之间环境规制彼此有着深刻的相互影响,不考虑环境规制的空间溢出效应,将会低估环境规制对生态效率的影响。两种空间权重估计结果相互验证,也证明了本文估计结果的稳健性与可靠性。

#### 四、结论及启示

本文通过构建空间杜宾面板模型,对环境规制中可能存在的空间效应进行了实证检验。结果表明,地方环境规制对当地生态效率的直接影响不显著,但却对邻近地区生态效率水平提升具有显著的空间溢出作用,稳健性检验结果也支持这一结论。第三产业比率、国有比率、外资比率和研发强度提高均能够有效提高生态效率水平,资本劳动比率、贸易开放度比率提高则会产生不利影响。以上结论的重要启示在于:

1.空间因素在环境规制研究中起着重要作用,因此环境规制政策措施的制定及环境资源的配置,应充分考虑政策的空间联系与外溢效应。在中国,生态保护与环境治理主要以行政手段为主,且实行自上而下的管制方式,实际执行中不仅成本高昂,而且效率较低。一个思路是可以考虑制定发达省域与落后省域生态环境保护的连坐责任制度,如对东部发达省市与一些排放强度大的中、西部省区实行环保治理一体化,一方面促进发达省域生态环境保护技术及治污减排技术的加速扩散,另一方面也可以有效防止污染的跨区域转移。另一个思路是制定跨越不同行政区的联防联控环境管制模式,在京津冀、长三角、珠三角及城市群,制定排放约束与协同治理政策,可以有效激发省域之间生态环境治理技术的扩散,从整体上降低排放强度,有

利于减少生态破坏,提高生态效率水平。

2.各地区应根据自身生态环境承载力及生态效率现状,设计差异化的环境规制目标及政策工具。各地区应以生态文明和可持续发展理念为指导,以提高生态效率为核心,根据本地区实际,制定有针对性的规制目标及政策措施。对于生态效率不高、发展水平落后的大部分中、西部地区而言,在未来发展中应更加注重环境规制的力度与方式,逐步淡化唯 GDP 的增长意识,强化绿色 GDP 发展理念,经济发展应该高起点,尤其需要防止东部发达地区污染产业西迁造成的生态破坏与环境损害。东部发达地区经济、资金、技术实力雄厚,可考虑进一步提高环境规制强度,以刺激企业加强生态环境领域新技术的研发与应用。各地区在制定环境规制政策措施时,都应考虑在环境政策中加入提升生态效率的要求。

3.将生态建设目标纳入地方政府政绩考评体系之中。如果能在地方官员的升迁考核中纳入生态建设、环境保护和清洁绿色发展等方面的考核指标,建立完善的生态环境考评体系,形成地方政府、企业和公众共同参与的环保考核机制,从而客观、全面地评价地方政府的环境行为,那么就容易形成地方政府之间环境规制的“向上竞争”效应,这有利于从整体上改善生态环境质量,提高生态效率。另外,调整与优化产业结构、贸易结构,强化国有企业的节能减排约束,提高外资准入的环境门槛,加大能源环境领域的研发创新力度,对于提升区域生态效率水平也具有重要作用。

#### 参考文献:

- [1] JORGENSEN D J,WILCOXEN P J. Environmental regulation and U S economic growth[J]. The RAND Journal of Economics,1990,21(2):314–340.
- [2] GRAY W B,SHADBEGIAN R J. Plant vintage,technology and environmental regulation[J]. Journal of Environmental Economics and Management,2003,46(4):384–402.
- [3] GREENSTONE M,LIS J A,SYVERSON C. The effects of environmental regulation on the competitiveness of US. manufacturing [C]. NBER Working Paper, No.18392,2012.
- [4] 罗云辉. 地区环境管制对产业转移的影响[J]. 经济学家,2017(4):67–73.
- [5] PORTER M E,LINDE C V D. Toward a new conception of the environment competitiveness relationship [J]. Journal of Economic Perspectives,1995,9(4):97–118.
- [6] TANAKA S,WESLEY Y,JEFFERSON G H. Environmental regulation and industrial performance:evidence from China[R]. Mimeo,2014.
- [7] ZHANG J,LIU Y,CHANG Y,Industrial eco-efficiency in China:a provincial quantification using three-stage date envelopment analysis[J]. Journal of Cleaner Production,2017,143(2):238–249.
- [8] 沈能. 环境规制对区域技术创新影响的门槛效应[J]. 中国人口·资源与环境,2012,22(6):12–16.
- [9] 蒋伏心,王竹君,白俊红. 环境规制对技术创新影响的双重效应[J]. 中国工业经济,2013(7):44–55.
- [10] 刘和旺,郑世林,左文婷. 环境规制对企业全要素生产率的影响机制研究[J]. 科研管理,2016,37(5):33–41.
- [11] 王杰,刘斌. 环境规制与企业全要素生产率——基于中国工业企业数据的经验分析[J]. 中国工业经济,2014(3):44–56.
- [12] 靳亚阁,常蕊. 环境规制与工业全要素生产率——基于 280 个地级市的动态面板数据实证研究[J]. 经济问题,2016(11):18–23.
- [13] BOCHER M A.Theoretical framework for explaining the choice of instruments in environmental policy[J]. Forest Policy and Economics,2012,38(5):16–22.
- [14] REN S G, LI X L,YUAN B L,et al. The effects of three types of environmental regulation on eco-efficiency:a cross-region analysis in China[J]. Tournal of Cleaner Production,2018,173(2):245–255.
- [15] 蔡乌赶,周小亮. 中国环境规制对绿色全要素生产率的双重效应[J]. 经济学家,2017(9):27–35.
- [16] GRAY W B,SHADBEGIAN R J,WANG C,et al. Do EPA regulations affect labor demand? evidence from the pulp and paper industry[J]. Journal of Environmental Economics and Management,2014,68(1):188–202.
- [17] SALMI O,HUKKINEN J,HEINO J,et al. Governing the interplay between industrial ecosystems and environmental regulation[J]. Journal of Industrial Ecology,2012,16(1):119–128.
- [18] 陈德敏,张瑞. 环境规制对中国全要素能源效率的影响——基于省际面板数据的实证检验[J]. 经济科学,2012(4):49–65.
- [19] 尤济红,高志刚. 政府环境规制对能源效率影响的实证研究——以新疆为例[J]. 资源科学,2013(6):1211–1219.
- [20] 王鹏,尤济红. 中国环境管制效果的评价研究[J]. 经济社会体制比较,2016(5):25–42.
- [21] 王文普. 环境规制、空间溢出与地区产业竞争力[J]. 中国人口·资源与环境,2013,23(8):123–130.

- [22] 赵宵伟.地方政府间环境规制竞争策略及其地区增长效应——来自地级以上城市面板数据的经验数据[J].财贸经济,2014(10):105-113.
- [23] ANSELIN L,BERA A K. Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics[M]. Handbook of Applied Econometric Statistics, Basel Switzerland:Marcel Dekker,1998:237-290.
- [24] ANDERSEN P,DETERSEN N G. A procedure for ranking efficient units in data envelopment analysis[J]. Management Science,1993,39(10):1261-1264.
- [25] RAMANATHAN R. An analysis of energy consumption and carbon dioxide emissions in countries of the middle east and north Africa[J]. Energy,2005,30(15),2831-2842.
- [26] LU X D,PAN J H,CHEN Y. Sustaining economic growth in China under energy and climate security constraints[J]. China and World Economy,2006,14(6):85-97.
- [27] CHUNG Y H,FARE R GROSSKOPF S. Productivity and undesirable outputs:a directional distance function approach[J]. Journal of Environmental Management,1997,51(3):229-240.
- [28] 陈诗一.能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展[J].经济研究,2009(4):41-55.
- [29] SCHALTEGGER S,STURM A. Okologische rationalitat[J]. Die Unternehmung,1990,44(4):273-290.
- [30] CLAUDE F. 工业生态效率的发展[J].产业与环境(中文版),1995,17(4):71-74.
- [31] 汪克亮,孟祥瑞,杨宝臣.环境压力视角下中国省级生态效率的分解及收敛性[J].北京理工大学学报(社会科学版),2015,17(6):1-11.
- [32] LESAGE J,PACE R K. Introduction to spatial econometrics[M]. Boca Raton :CRC Press,2010.

## Environmental Regulation, Spatial Spillover and Regional Ecological Efficiency —An Empirical Analysis of Douban Panel Model based on Space

QU Wenbo

(Economy and Financial Institute, Xi'an Jiaotong University, Xi'an Shaanxi 710061, China)

**Abstract:** The spatial DUBIN panel model was built based on the panel data from 2005 to 2015 of 30 provincial-level economic units in China. Based on the geographic weight matrix and economic weight matrix, the direct and indirect effects of environmental regulation on eco-efficiency were studied. The results showed that the total effect regression coefficients of environmental regulation under the two spatial weight matrixes were 0.039 4 and 0.045 5 respectively, and the indirect effect regression coefficients were 0.004 7 and 0.028 7 respectively. The coefficient test was significant and had a positive effect on improving regional ecological efficiency, but the direct effect regression coefficients were not significant; the environmental regulations of regions with similar geography and economic development level had profound mutual influence. Ignoring the spillover effects of environmental regulation might lead to biased conclusions. The proportion of the tertiary industry, the proportion of state-owned enterprises, the proportion of foreign investment and the improvement of R&D intensity all play an active role in enhancing ecological efficiency. Increasing the proportion of capital labor and trade openness is not conducive to raising the level of ecological efficiency.

**Key words:** environmental regulation; spatial spill; ecological efficiency; direct effect and indirect effect

[责任编辑:孟青]