

环境规制对环境污染空间演变的影响

任小静, 屈小娥, 张蕾蕾

(西安交通大学 经济与金融学院, 陕西 西安 710061)

摘要: 通过构建环境规制强度综合指数和环境污染综合指数,运用全域自相关检验、局域空间自相关检验、局域空间自相关分布及显著性检验,实证研究2004—2014年中国各省份环境污染的空间格局与空间演变;基于空间杜宾模型实证检验环境规制对环境污染空间影响的作用机理。结果显示:(1)中国各省份的环境污染存在显著空间正自相关性,在区域空间分布上形成了高低两个集聚区域,低污染物排放集聚区正在由东部向东南部扩展,高污染物排放集聚区正在由西北部向东北部扩展;(2)环境规制强度、技术创新对环境的改善起阻碍作用,表明中国目前的环境规制确实存在“绿色悖论”,技术创新并未激发波特假说的“创新补偿”效应。对外开放程度的提高可以显著改善环境质量,中国并不存在“污染天堂”;(3)环境规制强度和对外开放程度的直接效应远大于间接效应,产业结构和技术创新的间接效应大于其直接效应,也就是说,本地环境污染受本地环境规制和对外开放程度的影响大于受相邻地区的环境规制强度和对外开放程度的影响,本地环境污染受相邻地区的产业结构和技术创新的影响大于本地的工业化水平和技术创新的影响。

关键词: 环境规制; 环境污染; 空间杜宾模型

中图分类号: X2; F061.3

文献标识码: A

文章编号: 1009-3370(2018)01-0001-08

环境问题的重要性日益引起人们的关注,统计数据显示,2004—2014年,除工业废水排放量稳定在205~207亿吨之间外,生活废水排放量每年大约以6.78%的速度递增,工业SO₂排放量每年大约以0.95%的速度递增,烟(粉)尘排放量每年大约以4.74%速度递增。污染物排放量已远高于环境容量,大部分地区环境承载力已达到或超过上限(付云鹏等,2015)^[1]。理论和实践都已证明,环境问题的解决已不能仅依靠市场这只看不见的手,而需要政府这只看得见的手发挥作用,这为环境规制提供了充足的依据。一般意义上,政府制定规制政策的目的在于保护环境,然而,实践中环境规制失灵的现象时有发生。由于污染物排放具有显著的负外部性特征,污染物可通过介质在不同区域之间扩散和传播,跨区域污染问题在所难免。因此,环境污染具有显著的空间关联特征,如果忽视空间因素的作用,研究结果可能会出现偏误。基于此,本文运用空间统计分析方法,实证检验了省域之间环境污染的空间效应;通过建立空间计量模型,研究了环境规制影响环境污染的直接效应及通过技术创新、经济发展水平、对外开放等因素影响环境污染的间接效应,期望能够为制定有针对性的污染物减排政策措施提供借鉴。

一、文献综述

环境对人类的生存和发展具有重要意义。由于污染的负外部性导致市场失灵,需要环境规制的限制,这为政府制定环境规制政策提供了依据。国外研究起步较早。Porter(1995)^[2]认为,严格的环境规制将促进企业进行技术和组织创新,产生“创新补偿”效应和“先动优势”效应,从而提高企业生产效率和市场竞争力,最终实现环境保护和经济增长的双赢。Shadbegian和Gary(2006)^[3]检验了美国造纸行业环境规制与空气和水污染的关系,发现减污支出会减少污染排放。Osborne和Gambler(1996)^[4]认为,以市场为导向的政府环境规制是治理污染产业空间演变的有效途径。张华和魏晓平(2014)^[5]、刘玉博和汪恒(2016)^[6]等学者的研究发现,现阶段中国的环境规制显著减少了污染物排放,达到了预期的减污效果^①。钟茂初等(2015)^[7]通过分析环境规

收稿日期: 2017-04-18

基金项目: 国家社会科学基金资助项目“深化垄断行业改革中利益主体的博弈模式与激励性规制改革的路径研究”(14BJL002);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));陕西省软科学项目资助“基于陕西省碳排放特征的陕西省减排潜力与减排路径研究”(2016KRM063)

作者简介: 任小静(1980—),女,博士研究生,E-mail:jingrenx@163.com;屈小娥(1964—),女,副教授,博士生导师,E-mail:quxiaoe1227@163.com

^①根据《中国统计年鉴》2004—2014年数据计算所得。

制导致污染型生产的要素价格上升所带来企业行为的调整,发现当环境规制达到门槛值时会驱动污染产业的转移和结构的本地升级,有效倒逼产业结构朝着低碳化方向调整,从而达到预期减污效果。夏勇和钟茂初(2016)^[8]认为,适度递增的环境规制会倒逼企业转变生产方式,进而促进经济增长与环境污染脱钩;张志强(2017)^[9]认为,环境规制不仅通过直接效应影响自身污染物排放,而且存在显著的空间扩散效应;宋爽(2017)^[10]经过实证检验发现,不同环境规制工具的作用各异,费用型规制、投资型规制和公众参与型规制在东部具有显著的创新效应,建设项目“三同时”投资和公众参与能够有效抑制西部产业集聚地区污染产业的流入;惠炜和赵国庆(2017)^[11]以环境规制强度为门槛变量,实证检验发现,提高环境规制强度能够显著地降低环境污染。

然而,一些学者对环境规制是否能够有效减少环境污染提出质疑。Sinn(2008)^[12]认为,在一些情形下严厉的环境规制并不一定如设想中的能减少污染物排放,并提出了“绿色悖论”。Jorgenson(1990)^[13]对美国1973—1985年环境规制对经济增长的影响进行了分析,得出环境规制导致GNP水平下降2.59%的结论。Sancho(2000)^[14]分析了环境规制对西班牙木制品和家具制造业产出和生产效率的影响,发现环境规制对产出和生产效率都产生了负向影响。Rassier和Eamhart(2010)^[15]对1995—2001年美国73家化学公司的数据进行了分析,结论显示,环境规制越严格,企业利润降低的就越明显。Jorge等(2015)^[16]以西班牙中小企业为例,研究了环境规制与经济绩效的关系,发现环境规制对中小企业竞争力具有直接且显著的正向影响。周肖肖等(2015)^[17]认为,环境规制节能的直接效应是绿色悖论和成本效应博弈的结果,间接效应则主要来自技术溢出和结构效应两个方面,只有超越一定门槛,环境规制的作用才能凸显。余长林和高宏建(2015)^[18]认为,环境管制对环境污染存在两种相反的效应,环境管制既可以降低环境污染,也可以通过扩大隐性经济规模提高环境污染,实证研究结果表明,环境管制强度对环境污染具有显著的负向作用;王旭辉(2016)^[19]认为,政府规制强度越大,全要素生产率越低,外部经济负效应越明显;柴泽阳和孙建(2016)^[20]基于省级层面的研究认为,区域环境规制存在显著的“绿色悖论”;甘家武等(2017)^[21]的研究表明,中国环境规制政策没有实现“绿色红利”,即环境规制并没有缓解环境污染问题,但在一定程度上有利于产业结构的优化;黄清煌等(2017)^[22]学者的研究表明,环境规制工具对经济增长均存在双重门槛效应,只有越过特定的门槛值时才能引致正向的增长效应,进而改善环境质量;史丹和马丽梅(2017)^[23]基于京津冀地区的研究发现,本地环境规制的提高并没有起到改善环境质量的作用,但邻近地区整体环境规制的提升却能使本地区环境质量得到改善。

可以看出,国内外学者对此问题进行了大量的理论及实证研究,为本研究提供了良好的借鉴。由于环境规制及环境污染具有极强的空间扩散效应,一个地区的环境污染可能会对周边地区环境质量改善产生负向影响,一个地区的环境规制也可能使周边地区环境质量得到改善,因此,忽视空间效应有可能使研究结论出现偏误。本文拟在以下方面有所推进:一是运用空间统计学研究方法,通过计算全域和局域空间自相关指数,运用空间Moran散点图、LISA集聚图等,对环境污染与环境规制强度的空间自相关性进行检验;二是通过建立杜宾空间面板模型,研究环境规制影响环境污染的作用机理,据此提出相应的对策建议。

二、变量选取与模型设定

(一)变量选取及数据来源

1.环境污染(E)。包括各省废水排放量、化学需氧量排放量、氨氮排放量、二氧化硫排放量、烟(粉)尘排放量和固体废物排放量共六类环境污染指标,并采用熵值法将其合并成为环境污染综合指数。

2.环境规制强度(ER)。环境规制的衡量可以从投入和产出两方面进行,本文从环境规制实施的成本与实施后的收益两方面构造环境规制强度。从规制实施成本看,选择环境污染治理投资占GDP比重和环境基础设施建设投资占GDP比重来衡量环境规制强度;从环境规制实施后的收益来看,选取各省工业废水排放强度、工业废气排放强度、工业固体废物排放强度进行衡量。以上指标运用熵值法合并为环境规制强度指数。

3.产业结构(IND)。用各省工业增加值占生产总值的比重来衡量。

4.对外开放度(OPE)。用进出口贸易总额占地区生产总值的比重来表示。

5.技术创新(TEC)。用研发经费支出占地区生产总值的比重表示。

6.经济发展水平(Y)。采用各省人均实际GDP来衡量,并将其平减为2000年不变价。

7.人均人力资本(H)。用人均受教育年限表示,具体将小学、初中、中专、高中和大学及以上分别设定为6年、9年、12年和16年。计算出各省6岁及6岁以上人口受教育年限总和,再除以6岁及6岁以上人口总数得到人均人力资本。

8.禀赋结构(K/L)。本文用资本劳动比表示。

9.城镇化水平(URB)。以城镇人口占总人口的比重表示。

以上变量所用数据来源于《中国统计年鉴》《中国环境年鉴》《中国科技统计年鉴》和各省份相应年份的统计年鉴。

(二)空间计量模型设定

空间计量经济学主要致力于识别变量间的空间相互作用和空间结构模式。由于环境污染具有较强的空间效应,故本文选取空间计量模型。空间计量模型主要包括空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM),综合各种模型的特点及研究目的,本文选用空间杜宾模型,表示为

$$\ln E_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln ER_{it} + \beta_2 \ln IND_{it} + \beta_3 \ln OPE_{it} + \beta_4 \ln TEC_{it} + \beta_5 \ln Y_{it} + \beta_6 \ln H_{it} + \beta_7 \ln K_{it}/L_{it} + \beta_8 \ln URB_{it} + \delta W \ln E_{it} + \theta_1 W \ln ER_{it} + \theta_2 W \ln IND_{it} + \theta_3 W \ln OPE_{it} + \theta_4 W \ln TEC_{it} + \theta_5 W \ln Y_{it} + \theta_6 W \ln H_{it} + \theta_7 W \ln K_{it}/L_{it} + \theta_8 W \ln URB_{it} + u_{it} \quad (1)$$

其中, i 为省份; t 为时期; \ln 为自然对数; E_{it} 为污染物排放密度; ER_{it} 为环境规制强度; IND_{it} 为各省工业化水平; OPE_{it} 为对外开放程度; TEC_{it} 为技术创新变量; Y_{it} 、 H_{it} 、 K_{it}/L_{it} 和 URB_{it} 分别为经济发展水平、人力资本、禀赋结构和城镇化水平; W 为空间权重矩阵; $W \ln E_{it}$ 为被解释变量(环境污染)的滞后项; $W \ln ER_{it}$ 、 $W \ln IND_{it}$ 、 $W \ln OPE_{it}$ 、 $W \ln TEC_{it}$ 、 $W \ln Y_{it}$ 、 $W \ln H_{it}$ 、 $W \ln K_{it}/L_{it}$ 、 $W \ln URB_{it}$ 分别为解释变量的空间滞后项; δ 为空间自回归系数; β 和 θ 分别为线性系数向量和空间滞后系数向量。

三、实证结果与分析

(一)全域空间自相关检验

全域空间自相关检验是从区域总体上检验环境污染和环境规制强度是否存在空间依赖性,检验指标为Moran's I 指数,可定义为

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda_{ij} (X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \lambda_{ij}} \quad (2)$$

其中, $S^2 = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$; \bar{X} 为均值; n 为地区总数; X_i 为第*i*个地区的观察值; $(X_i - \bar{X})(X_j - \bar{X})$ 为*i*地区和*j*地区的属性相似性; λ_{ij} 为空间权重矩阵,定义两个地区相邻为1,不相邻为0。Moran's I 的取值介于 $[-1, +1]$ 之间,Moran's I 值大于1、小于1、等于0,分别表示空间正相关、负相关、不相关。本文运用GeoDa软件对中国31个省市区的环境污染指数和环境规制强度进行空间自相关性检验。选择Rook(车相邻)相邻生成空间权重矩阵。由于海南没有边界相邻,故本文将海南省设定为与距离最近的广东相邻。2004—2014年的Moran's I 指数计算结果如表1所示。

由表1可知,2004—2014年中国环境污染的Moran's I 值均为正且在1%的水平上显著,表明中国各省市区环境污染在地理空间上存在显著的的空间自相关性,即环境污染存在显著的空间关联与集聚特征,一个地区

表1 环境污染与环境规制强度的Moran's I 指数

年份	环境污染(E)			环境规制强度(ER)		
	Moran's I	方差	p 值	Moran's I	方差	p 值
2004	0.306 9	0.013 8	0.001 9	0.180 5	0.013 7	0.033 6
2005	0.255 5	0.013 4	0.006 3	0.033 2	0.013 4	0.282 5
2006	0.259 5	0.013 4	0.005 7	0.101 4	0.012 4	0.113 5
2007	0.266 3	0.013 4	0.004 8	0.031 5	0.009 6	0.253 7
2008	0.273 0	0.013 2	0.003 8	-0.042 0	0.012 5	0.530 9
2009	0.316 9	0.013 3	0.001 2	0.030 3	0.014 0	0.295 6
2010	0.306 1	0.012 0	0.001 0	0.017 4	0.011 6	0.318 7
2011	0.361 4	0.013 7	0.000 4	0.012 8	0.014 3	0.350 1
2012	0.387 6	0.013 7	0.000 2	0.054 3	0.014 0	0.229 5
2013	0.385 9	0.013 8	0.000 2	0.157 7	0.013 9	0.042 3
2014	0.392 8	0.013 8	0.000 1	0.179 1	0.013 6	0.034 5

的环境污染有可能会扩散到周边其他区域,影响周边区域环境质量的改善。从环境规制强度检验结果看,环境规制强度的 Moran's *I* 值除了在 2008 年为负数外,其他年份均为正数,这说明环境规制强度存在正的空间自相关,即一个地区环境质量的改善可能会对临界区域改善环境质量产生正向效应。Moran's *I* 值检验结果进一步说明,选用空间杜宾模型进行回归更加合适。

(二)局域空间自相关检验

局域空间自相关用来识别随空间位置不同而可能存在的不同的空间关联模式。本文采用局域 Moran's *I* 值来检验局域空间自相关。局域 Moran's *I* 指数定义如下

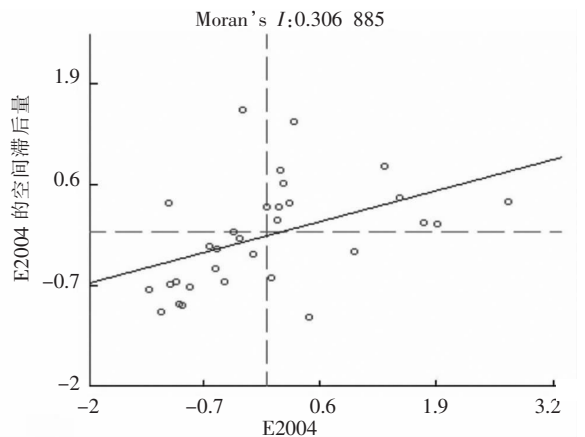
$$I_i = w_i \sum_{j=1}^n \lambda_{ij} w_j \tag{3}$$

其中, $w_i = (X_i - \bar{X})$ 和 $w_j = (X_j - \bar{X})$ 表示观测值与均值的偏差,为便于解释结果,本文使用行标准化的空间权重矩阵。

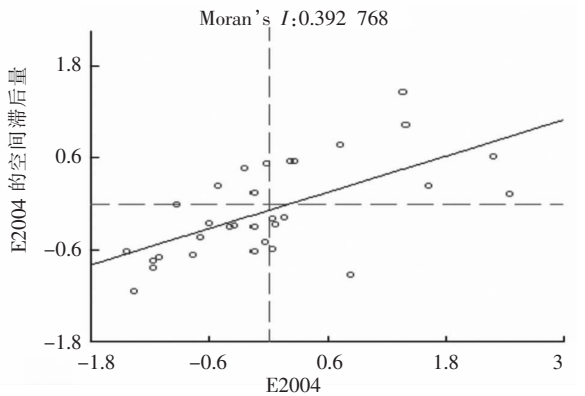
本文通过 Moran 散点图来探究各省域之间污染物排放的空间关联模式。若 Moran 散点图位于第 I 象限,表明污染物排放高的地区被同样是高污染物排放的地区所包围,属于高一高(H—H)集聚区;若位于第 II 象限,表示污染物排放低的地区被污染物排放高的地区所包围,属于低—高(L—H)集聚区;若位于第 III 象限,表示污染物排放低的地区被同是低污染物排放的地区所包围,属于低—低(L—L)集聚区;若位于第 IV 象限,则表示污染物排放高的地区被污染物排放低的地区所包围,属于高一低(H—L)集聚区。第 I 象限和第 III 象限表现出正的空间自相关,第 II 象限和第 IV 象限表现出负的空间自相关。结果如图 1 所示。

图 1a 和图 1b 分别是 2004 年和 2014 年污染物排放密度的 Moran 散点图。Moran 散点图显示,2004 年和 2014 年中国大部分省域位于第 I 象限和第 III 象限,表现出正的空间自相关性。2004 年有 11 个省份位于第 I 象限,有 13 个省份位于第 III 象限;2014 年有 8 个省份位于第 I 象限,有 13 个省份位于第 III 象限。2004 年和 2014 年环境污染的 Moran 散点位于第 I 象限和第 III 象限的省份分别占样本总数的 77.42%和 67.74%,进一步说明中国各省域污染物排放存在着极强的空间正相关性,即大部分省份与其邻接省份表现出相似的集聚特征,高污染地区被邻近的高污染地区所包围,低污染地区被临近的低污染地区所包围。进一步观察发现,属于 H—H 集聚区的省份均位于经济发达的东部沿海地区,这些省份经济基础较好,技术先进,为环境治理提供了良好的资金和技术支撑,随着经济结构的不断调整与优化,新能源的不断开发与使用,使环境保护始终处于领先地位。属于 L—L 集聚区的省份均位于经济落后的中西部地区,这些省份发展方式粗放,同时中西部地区又是中国重要的能源重化工业基地,工业重型化趋势明显。虽然“西部大开发”和“中部崛起”战略的实施,在一定程度上推动了中、西部地区的发展,但与此相伴的污染产业转移和生态环境恶化等问题,也使中、西部地区在发展中付出了较大的环境代价。

通过进一步观察污染排放的跃迁可以发现,在样本观察期内,有 21 个省份表现出空间上的稳定性,占样本总数的 67.74%,仅有 10 个省市发生了跃迁,这说明中国各省份污染物排放存在较强的空间稳定性。就跃迁的类型来看,属于相邻象限之间跃迁的有 3 个省份:辽宁省由 L—L 跃迁到 L—H,辽宁和生态效率较高的北京、天津相毗邻,其“被带动”作用明显;广西由 H—H 跃迁到 H—L,这和广西发展方式粗放、环境治理



a 2004 年污染物排放密度 Moran 散点图



b 2014 年污染物排放密度 Moran 散点图

图 1 2004 年和 2014 年污染物排放密度 Moran 散点图

投资不足有关;四川由 H—H 跃迁到 L—H,说明四川在发展经济的同时也付出了较大的资源环境代价。属于非相邻象限之间的跃迁也有 3 个省市,吉林由 L—L 跃迁到 H—H,近年来,吉林环境污染治理投资逐年增加,2000 年环境污染治理投资 33 524 万元,到 2014 年已增加至 232 452 万元,对提高环境质量起到了积极的作用;湖南和重庆由 H—H 跃迁到 L—L,这两个省市区位优势不明显,缺乏有效的区域合作机制,现代服务业发展缓慢,产业结构层次不高,影响了环境质量的改善。属于象限边界跃迁的有 4 个省市:黑龙江由 L—H 和 L—L 的边界跃迁到 H—H,环境质量改善趋势明显;广东由 L—H 跃迁到 L—H 和 L—L 的边界,说明广东在经济发展中也付出了较大的环境代价;贵州由 H—H 跃迁到 L—L 和 H—L 的边界,贵州经济落后,发展方式粗放和治污投资不足影响了环境质量的改善;陕西则由 H—H 与 L—H 的边界跃迁到 L—H。就跃迁省份的分布来看,发生跃迁的省份多数位于中国的东北部(辽宁、吉林、黑龙江),东南部(湖南、广东、广西)和中部(陕西、四川、重庆、贵州)。

表 2 和表 3 给出了 2004 年和 2014 年局域空间自相关分布情况及显著性检验结果。2004 年,在 0.05 的显著性水平下,新疆、青海、四川显著为 H—H,天津、上海、安徽、浙江显著为 L—L;在 0.01 的显著性水平下,江苏显著为 L—L,云南显著为 L—H。到 2014 年,在 0.05 的显著性水平下,新疆、青海、甘肃、内蒙古显著为 H—H,安徽、江苏、浙江、上海显著为 L—L,其他处于 H—L、L—H 的地区并不显著。另外,由表 2 可知,2004 年中国的污染物排在区域空间分布形成了两个不同的集聚区域:第一个是以新疆、青海为中心,与周边的四川、内蒙古等省份组成的高污染物排放集聚区;第二个是以安徽、江苏、浙江、上海为中心的低污染物排放集聚区,周围的北京、天津、河北、福建等地区也处于低污染物排放密度集聚区。2014 年,中国的污染物排在区域空间分布上依然形成两个不同的集聚区域,相比于 2004 年的集聚区域并未有显著变化。结合图 1a 和图 1b 进一步分析发现,由 H—H 状态发生跃迁的省份大多数位于中国的中南部省市(广西、湖南、重庆、四川),而由其他状态跃迁为 H—H 状态的省市位于中国的东北部(吉林、黑龙江)。

从目前的变化趋势可以推断,中国的低污染物排放集聚区正在由东部向东南部扩展,高污染物排放密度集聚区正在由西北部向东北部扩展。

(三) 空间杜宾模型的回归结果

本文考察环境规制对环境污染的空间效应,首先,检验模型的形式,根据 Hausman 检验结果,双固定效应模型优于随机模型,故本文选择双固定空间杜宾模型。将空间权重矩阵导入 Matlab7.0 软件中,并利用双固定空间杜宾模型针对环境规制对环境污染的空间效应进行实证检验,结果如表 4 所示。本文同时也给出了用 OLS 方法估计的传统面板数据模型回归结果,以便于互相验证。

从面板数据的回归结果看,环境

表 2 2004 年和 2014 年局域空间自相关分布

年份	H—H	L—H	L—L	H—L
2004	新疆、青海、四川	云南	天津、上海、安徽、江苏、浙江	无
2014	新疆、青海、甘肃、内蒙古	无	安徽、江苏、浙江、上海	无

表 3 2004 和 2014 年局域空间自相关显著性检验结果

年份	$p=0.05$	$p=0.01$	$p=0.001$	$p=0.0001$
2004	新疆、青海、四川、天津、上海、安徽、浙江	江苏、云南	无	无
2014	新疆、青海、甘肃、内蒙古、安徽、江苏、浙江、上海	无	无	无

表 4 面板数据模型回归结果和空间杜宾模型回归结果

变量	面板数据模型回归结果			空间杜宾模型回归结果		
	系数	t 统计值	p 值	系数	渐近 t 统计值	p 值
lnER	1.547***	6.650	0.000	1.443***	6.010	0.000
lnIND	-2.229	-0.768	0.443	-0.260	-0.083	0.934
lnOPE	-3.668***	-3.977	0.000	-3.921***	-3.880	0.000
lnTEC	2.238***	4.572	0.000	1.373**	2.355	0.018
lnY	-8.671***	-6.053	0.000	-8.042***	-5.343	0.000
lnH	2.453	0.908	0.364	3.353	1.191	0.234
ln(K/L)	3.541***	5.304	0.000	2.746***	3.816	0.000
lnURB	0.013	0.968	0.334	0.024	1.421	0.155
WlnE				0.146**	2.048	0.041
WlnER				-0.609	-1.345	0.179
WlnIND				-2.646	-0.357	0.721
WlnOPE				0.083	0.046	0.964
WlnTEC				2.412**	2.476	0.013
WlnY				-2.328	-0.724	0.469
WlnH				-2.134	-0.360	0.718
Wln(K/L)				4.652**	3.191	0.001
WlnURB				-0.032	-0.980	0.327
R^2		0.419			0.914	
\bar{R}^2		0.407				
Durbin-Watson		1.876				
corr ²					0.470	
log-likelihood		-535.772			-550.378	

注:***、**、* 分别表示系数检验 1%、5%、10% 显著。

规制强度、经济发展水平、资本/劳动比、对外开放程度和技术创新均为1%水平显著。人均人力资本、工业化水平和城镇化水平系数检验并不显著,说明人均人力资本、工业化水平和城镇化水平对环境质量的影响不明显。从回归系数的符号来看,环境规制强度、资本/劳动比和技术创新对环境污染存在正向影响,而产出水平和对外开放程度对环境污染存在负向影响。从回归系数绝对值来看,产出水平、对外开放程度和资本/劳动比对环境污染的影响高于环境规制强度和技术创新,而技术创新对环境污染的影响又高于环境规制强度。从模型的拟合效果来看,空间杜宾模型的 $R^2=0.914$,相比面板数据模型的 $R^2=0.419$,拟合结果较好。而且资本劳动比、技术创新和环境质量的空间滞后项显著,所以空间杜宾模型的回归结果更加可信。

表5给出了空间杜宾模型的直接效应、间接效应和总效应的回归结果。

1.从直接效应来看,环境规制强度对环境质量的回归系数为正,且在1%水平下显著,说明本地区的环境规制强度对本地区环境质量的改善起阻碍作用,这与政府实施环境规制政策的本意相违背,说明中国目前的环境规制确实存在“绿色悖论”,这与Sinn(2008)^[128]、柴泽阳和孙建(2017)^[20]等学者的研究结论基本一致。其原因可能在于,虽然政府制定了严格的环境规制,但可能由于规制力度不足,市场机制不健全,环境规制高成本、低效率的现象依然存在;同时,受经济发展的导向作用和技术进步水平的限制,大多数省份立即改变原有的“高排放”生产模式还存在一定的难度。产业结构对环境质量的直接效应回归系数为负但并不显著,其原因可能在于,污染产业会在规制强度不同的省份之间转移,且趋于向环境规制较弱的省份和地区转移影响了当地环境质量的提高。对外开放程度对环境质量的直接效应回归系数为-3.965,且在1%水平下显著,说明外资进入在促进当地经济发展的同时,其结构效应和技术效应也会对当地环境质量改善起到积极的作用,“污染天堂”假说在中国可能并不存在。技术创新回归系数为1.473,且在5%水平下显著,说明技术创新的提高并未有效减少环境污染。“波特假说”认为,合理的环境规制能激发企业的“创新补偿”效应,从而不仅能弥补企业的“遵循成本”,还能提高企业的生产率和竞争力,本文实证结果显示,在目前阶段,“波特假说”在中国并不成立。

2.从间接效应来看,环境规制强度对环境质量存在不显著的负向影响,说明本地区的环境规制强度对其他地区的环境污染状况没有显著影响,环境规制的空间扩散效应并不显著。产业结构和对外开放回归系数为负但均不显著,说明污染产业的区域转移在一定程度上影响了被转移地环境质量的改善,对外开放不仅会对本地区的环境质量产生影响,也会影响邻近地区环境质量的改善。技术创新对环境质量的间接效应回归系数为3.002,且在1%水平下显著,说明本地区技术创新力度的增大不仅会影响本地区环境质量,而且还会影响相邻地区环境质量,也表明目前的研发支出未能有效用在治污减排方面,企业的治污技术并未有效减少环境污染。

3.从总效用来看,环境规制强度对环境质量的影响为正,但系数检验并不显著。产业结构变动对环境质量改善存在不显著的负向影响;对外开放程度对环境质量的影响为负,且在10%水平下显著,说明本地区对外开放程度每增加1%,将会使所有空间单元的污染物密度下降4.547%;技术创新对环境质量的总效应的回归系数为正且在1%水平下显著,说明从总体上来看,现有的技术创新未能减少污染物排放密度。总体来看,环境规制强度和对外开放度对环境质量的直接效应远大于间接效应,说明当地环境规制强度和对外开放程度对本地区的环境质量影响远大于相邻地区的环境规制强度和对外开放程度。产业结构和技术创新的间接效应大于其直接效应,说明本地区的环境质量受相邻地区的产业结构和技术创新的影响大于当地的工业化水平和技术创新。

4.其他控制变量回归结果显示,人均人力资本和城镇化水平的直接效应、间接效应和总效应均不显著。产出水平的直接效应和总效应均在1%水平下显著,说明中国的环境状况随经济的进一步增长而有所改善,

表5 空间杜宾模型的直接效应、间接效应和总效应

变量	直接效应	间接效应	总效应
lnER	1.426*** (5.745)	-0.435 (-0.875)	0.991 (1.633)
lnIND	-0.432 (-0.130)	-2.871 (-0.329)	-3.303 (-0.309)
lnOPE	-3.965*** (-3.952)	-0.582 (-0.286)	-4.547* (-1.858)
lnTEC	1.473** (2.589)	3.002*** (2.763)	4.475*** (4.257)
lnY	-8.153*** (-5.441)	-4.026 (-1.128)	-12.179*** (-3.041)
lnH	3.106 (1.142)	-2.001 (-0.300)	1.105 (0.148)
ln(K/L)	2.909*** (3.938)	5.780*** (3.719)	8.690*** (4.947)
lnURB	0.023 (1.427)	-0.031 (-0.820)	-0.008 (-0.232)
R^2		0.914	
$corr^2$		0.470	
log-likelihood		-550.378	

注:***、**、*分别表示系数检验1%、5%、10%显著。

经济发展水平每增加1%,污染物排放密度将减少12.179%。环境污染是伴随经济发展而产生的,根据EKC假说,随着经济发展水平的提高,环境质量将得到改善。本文的结论与林伯强等(2009)^[24]、王立平等(2010)^[25]学者的研究结果基本一致,即中国近年来的经济发展和环境污染排放符合EKC“倒U形”曲线,环境污染状况将随着经济发展水平的进一步提高而有所改善。资本/劳动比的直接效应、间接效应和总效应在1%水平下均显著为正,说明资本/劳动比对环境污染具有正向的促进作用,其主要原因在于资本是推动污染型产业增长的重要因素。资本/劳动的间接效应远大于直接效应,说明本地区的环境质量受相邻地区的劳动物质资本的影响远大于当地的劳动物质资本。

四、结论及启示

本文运用全局空间自相关指数、局域空间自相关指数及局域空间自相关分布图,刻画了环境污染的空间分布状况;运用空间杜宾模型检验了环境规制强度对环境污染的作用。结果显示:(1)中国各省份污染物排放存在显著的正的空间相关和集聚特征,即高污染地区被邻近的高污染地区所包围,低污染地区被临近的低污染地区所包围,并且这种空间集聚特征较为稳定。(2)污染物排放在区域空间分布上形成了两个不同的集聚区域,一个是以新疆、青海为中心,与周边的四川、内蒙古等省份组成的高污染物排放集聚区;另一个是以安徽、江苏、浙江、上海为中心的低污染物排放集聚区;低污染物排放集聚区正在由东部向东南部扩展,高污染物排放集聚区正在由西北部向东北部扩展。(3)环境规制强度对环境质量改善并没有起到积极的作用,说明中国目前的环境规制确实存在“绿色悖论”,并且环境规制强度的直接效应远大于间接效应。以上结论的重要启示在于:

1. 中国区域污染排放差异较大且空间相关性显著,因此,环境规制政策的制定及规制工具的选择要有针对性。对于污染物排放密集度高的地区,应适度提高环境规制强度,充分发挥环境规制的技术创新效应、结构调整效应和竞争效应;建立健全环境规制体制,使政府、环保部门、产业主体和居民个人等协同合作,走出“囚徒困境”,促使个人利益服从社会整体利益,以达到环境规制有效性和污染密集产业空间布局合理化的双赢。同时,要优化环境规制结构,建立政府环境规制和非政府环境规制相结合的新型规制体制,使得强制性环境规制、市场激励型环境规制和公众自愿参与型环境规制能够在节能减排中共同发挥作用;要创新环境规制改革思路,完善规制方式,以有效遏制工业化进程中生态环境不断恶化的趋势。

2. 调整经济结构,实现结构减排。首先,要调整与优化产业结构:一是大力发展现代服务业、旅游业为主的第三产业,协调产业发展与环境保护的关系,逐步推动区域产业结构向资源节约型和环境友好型方向转变;二是要调整与优化工业内部结构,大力发展高新技术产业、先进制造业和电子信息产业等低能耗、低排放产业,走“资源消耗低、环境污染少”的新型工业化道路。其次,要调整与优化贸易结构:一是实施绿色贸易战略,重视贸易政策的环境影响评价,警惕高能耗、高污染产业转移的“锁定效应”;二是完善绿色贸易政策,降低出口产品中资源密集型 and 污染密集型产品的比重,提高贸易节能减排的贡献力度。再次,优化禀赋结构,适度控制资本深化:资本深化意味着资本对劳动的替代,而资本密集型企业大多为资本和资源密集型企业,能耗大而排放多,在现阶段工业领域节能环保技术难以取得突破性进展的情况下,过多过快的资本深化加剧了提高环境质量的难度。

3. 加大研发投入,鼓励各地区加大节能减排关键技术的研发。东部地区资金雄厚,因此应着重致力于节能环保先进技术的研发与推广使用;中、西部地区经济发展水平落后,科研投入不足,可考虑邻接地区技术外溢的作用,通过加大地区之间的技术交流与协作,引进先进技术与设备,提高环境质量。重视人力资本水平提高对改善环境质量的贡献,加大人力资本投入,提高人力资本水平与素质。同时,人力资本水平提高可以加快技术研发及应用的速度,进而提高全要素生产率,在促进发展经济的同时达到改善环境质量的目。在加快城镇化进程中注意保护环境,坚持走“绿色城镇化”道路,注重城市社会经济发展与资源环境的协调,城市产业布局要重点关注绿色低碳环保产业,走内涵式城市发展道路。

参考文献:

- [1] 付云鹏,马树才. 中国区域资源环境承载力的时空特征研究[J]. 经济问题探索, 2015 (9):96-103.
- [2] PORTER M E, CLAAS V D L. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4):97-118.

- [3] SHADBEGIAN R J, GRAY W B. Assessing multi-dimensional performance: environmental and economic outcomes[J]. *Journal of Productivity Analysis*, 2006, 6(3): 213-234.
- [4] OSBORNE D, GAMBLER T. Reinventing government[M]. Shanghai: Shanghai Translation Publishing House, 1996.
- [5] 张华, 魏晓平. 绿色悖论抑或倒逼减排——环境规制对碳排放影响的双重效应[J]. *中国人口·资源与环境*, 2014, 24(9): 21-29.
- [6] 刘玉博, 汪恒. 内生环境规制、FDI与中国城市环境质量[J]. *财经研究*, 2016, 42(12): 119-130.
- [7] 钟茂初, 李梦洁, 杜威剑. 环境规制能否倒逼产业结构调整——基于中国省际面板数据的实证检验[J]. *中国人口·资源与环境*, 2015, 25(8): 107-115.
- [8] 夏勇, 钟茂初. 环境规制能促进经济增长与环境污染脱钩吗? [J]. *商业经济与管理*, 2016(11): 70-78.
- [9] 张志强. 环境规制提高了中国城市环境质量吗? [J]. *产业经济研究*, 2017(3): 69-80.
- [10] 宋爽. 不同环境规制工具影响污染产业投资的区域差异研究[J]. *西部论坛*, 2017, 27(2): 90-99.
- [11] 惠炜, 赵国庆. 环境规制与污染避难所效应[J]. *经济理论与经济管理*, 2017(2): 23-33.
- [12] SINN H W. Public policies against global warming: a supply side approach[J]. *Cesifo Working Paper*, 2008, 15(4): 360-394.
- [13] JORGENSON D W, WILCOXEN P J. Environmental regulation and U.S. economic growth[J]. *Rand Journal of Economics*, 1990, 21(2): 314-340.
- [14] SANCHO F H, TADEO A P, MARTINEZ E. Efficiency and environmental regulation: an application to Spanish wooden goods and furnishings industry [J]. *Environmental and Resource Economics*, 2000, 15(4): 365-378.
- [15] RASSIER D G, EARNHART D. The Effect of clean water regulation on profitability: testing the porter hypothesis[J]. *Land Economics*, 2010, 86(2): 329-344.
- [16] JORGE M L, MADUENO J H, MARTINEZ-MARTINEZ D, et al. Competitiveness and environmental performance in Spanish small and medium enterprises: is there a direct link? [J]. *Journal of Cleaner Production*, 2015, 101(1): 26-37.
- [17] 周肖肖, 丰超, 胡莹. 环境规制与化石能源消耗——技术进步和结构变迁视角[J]. *中国人口·资源与环境*, 2015, 25(12): 35-44.
- [18] 余长林, 高宏建. 环境管制对中国环境污染的影响——基于隐性经济的视角[J]. *中国工业经济*, 2015(7): 21-35.
- [19] 王旭辉. 地方政府过度规制的外部经济效应检验: 1980-2011——基于珠海市工业企业政府投资规制的实证研究[J]. *暨南学报(社会科学版)*, 2016(9): 40-49.
- [20] 柴泽阳, 孙建. 中国区域环境规制“绿色悖论”研究[J]. *重庆工商大学学报(社会科学版)*, 2016, 33(6): 33-41.
- [21] 甘家武, 龚旻, 冯坤媛. 中国环境规制对经济发展方式的影响研究[J]. *生态经济*, 2017, 33(1): 14-27.
- [22] 黄清煌, 高明, 吴玉. 环境规制工具对中国经济增长的影响[J]. *北京理工大学学报(社会科学版)*, 2017, 19(3): 33-42.
- [23] 史丹, 马丽梅. 京津冀协同发展的空间演进历程: 基于环境规制视角[J]. *当代财经*, 2017(4): 3-13.
- [24] 林伯强, 蔺竺均. 中国二氧化碳的环境库兹涅茨曲线预测及影响因素分析[J]. *管理世界*, 2009(4): 27-36.
- [25] 王立平, 管杰, 张纪东. 中国环境污染与经济增长: 基于空间动态面板数据模型的实证分析[J]. *地理科学*, 2010(6): 818-825.

The Influence of Environmental Regulation on the Spatial Evolution of Environmental Pollution

REN Xiaojing, QU Xiao'e, ZHANG Leilei

(School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Xi'an Shanxi 710061, China)

Abstract: In this paper, a comprehensive evaluation of the environmental regulation intensity and environmental pollution was made. Global autocorrelation test and local space autocorrelation test were conducted and the results of autocorrelation distribution and significance test of local space were analyzed. Besides, the spatial pattern and spatial evolution of environmental pollution in provinces in China from 2004 to 2014 were studied empirically, and the effect mechanism of environmental regulation on environmental pollution was tested using Spatial Dubin Model. The results show that: (1) the environmental pollution in provinces of China shows significant spatial autocorrelation, forming one cluster of areas of heavy pollution expanding from northwest to northeast and one cluster district of low pollution expanding from east to southeast; (2) environmental regulation intensity and technological innovation hinder the improvement of environment, implying that there is a “green paradox” in China’s environmental regulation and technological innovation does not stimulate the “innovation compensation” effect of the Porter hypothesis; (3) the direct effect of environmental regulation intensity is greater than its indirect effect, as well as the level of opening-up. However, the indirect effect of industrial structure and technological innovation are greater than their direct effect. In other words, local environmental pollution is more affected by local environmental regulation intensity and the level of opening-up than that in adjacent provinces. The influence of industrial structure and technological innovation in adjacent provinces is great than that affected by local level of industrialization and technological innovation.

Key words: environmental regulation; environmental pollution; space dubin model

[责任编辑:孟青]