

官员晋升锦标赛体制下环境规制、 央地分权对环境污染的影响研究

游达明¹, 张杨¹, 袁宝龙²

(1. 中南大学商学院, 湖南长沙, 410083; 2. 中南林业科技大学商学院, 湖南长沙, 410004)

摘要: 利用2000—2015年中国31个省级面板数据,采用空间杜宾计量模型,分析环境规制、央地分权对环境污染的影响,进一步考虑官员晋升锦标赛体制下,官员竞争程度对环境规制、央地分权政策的调节效应。结果发现:在不考虑官员竞争程度的条件下,费用型和投资型环境规制能够显著抑制地区环境污染,但是非正式型环境规制的作用并不明显,表明“波特假说”的成立与否与环境规制工具类型紧密相关,同时,央地分权对地区环境污染控制具有显著的抑制作用;在考虑官员竞争程度的条件下,费用型和投资型环境规制显著促进了地区环境污染,同时,央地分权也使得地区环境污染加剧;在相邻地区的影响下,官员竞争程度与环境规制和央地分权的共同作用使得本地区产生“竞争逐底”效应,加剧了本地区的环境污染程度;不同环境规制类型对东部地区和中西部地区环境污染具有差异化的影响,而且官员竞争程度对其也呈现差异化的调节效应。

关键词: 环境规制; 央地分权; 官员竞争程度; 环境污染; 空间杜宾模型

中图分类号: C939

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2018)03-0066-12

一、引言

自改革开放以来,中国充分利用能源、资源禀赋优势及劳动力低成本优势而获得经济高速发展,创造了世界众所周知的“中国奇迹”。然而,这种经济增长是以巨大的资源消耗和环境污染为代价的,导致中国经济发展正面临巨大的资源与环境压力。根据2017年《BP世界能源统计年鉴》的数据,2015年和2016年中国的碳排放总量呈现连续下降趋势,但仍居世界第一位。2018年美国耶鲁大学发布的《2018年环境绩效指数报告》显示,中国的空气质量排名倒数第四,属于空气污染的重灾区。因此,严格控制环境污染,是当前中国经济转型迫切需要解决的重大问题。

面对当前经济发展所面临的环境约束压力,中国政府提出要依靠环保制度来改善环境质量。从理论上来说,“波特假说”认为,设计完善的环境规制能够激

励企业实施技术创新,进而通过技术创新来提高环境质量^[1]。因此,环境规制是影响地区环境质量的重要制度因素^[2]。同时,地方政府是承担环境治理任务的重要主体,而环境质量改善是一项资金投资量较大的任务,需要地方政府的财政支持。那么,现行的央地财政分权体制能否与环境规制一起抑制环境污染?目前还很少有研究进行深入探讨。更进一步来说,政府能否完全按照公众利益诉求执行环保政策,这在很大程度上取决于地方政府官员的晋升机制。正如潘峰等^[3]的研究指出,地方政府的环境规制策略直接影响整个国家的环境质量状况,而且由于污染的跨区域性,地方政府之间在环境规制执行过程中存在博弈关系。那么,在官员晋升锦标赛体制之下,环境规制政策执行与财政支出是否会被打“折扣”?对于这一问题的深入研究,有助于为优化中国环境政策执行机制、改善环境质量,提供理论依据和决策支持。

本文的学术贡献主要包括三个方面:其一,在“波特假说”理论的基础上,分析了不同类型环境规制工

收稿日期: 2018-03-01; 修回日期: 2018-04-20

基金项目: 国家自然科学基金项目“环境规制与企业生态技术创新激励:基于央地分权视角的理论与实证研究”(7157031434); 国家自然科学基金青年项目“市场型环境规制对制造业生态效率的影响:机制、路径及其效应”(71703171)

作者简介: 游达明(1963—),男,湖南益阳人,中南大学商学院教授,博士生导师,主要研究方向:央地分权、环境规制;张杨(1984—),男,湖南长沙人,中南大学商学院博士研究生,主要研究方向:央地分权、环境规制,联系邮箱:102438626@qq.com;袁宝龙(1986—),男,甘肃庆阳人,中南林业科技大学商学院讲师,博士,主要研究方向:环境规制与创新管理

具对环境污染的影响,有助于为中央及地方政府健全环境保护政策提供决策支持,同时,从政府环境污染治理投资的需求出发,分析了央地分权对环境污染的影响。这一研究是对“波特假说”理论的丰富。其二,本文分析了在中国地方官员晋升体制下,官员竞争程度对环境规制和央地分权影响环境污染的调节效应。由于中国长期以来将地方政府经济发展水平作为官员晋升的主要标准,导致地方官员在晋升锦标赛中经常以牺牲生态环境保护为代价,赢得政治地位的晋升。因此,探讨官员竞争程度的调节效应,对落实环境规制政策,切实提高环境质量具有重要作用。其三,本文使用空间计量模型考察了地方政府之间在制定和执行环境规制政策,控制环境污染过程中的相互作用,并且分区域分析了不同环境规制政策、央地分权对环境污染的直接效应及官员竞争程度对其的调节效应。

二、文献综述与假设提出

环境规制政策是降低污染物排放、改善区域环境质量的重要工具。总体来看,中国已基本形成费用型、投资型及非正式环境规制为一体的环境规制体系。何为等^[4]提出了“环境政策有效性”假说,实证结果表明环境规制显著降低了污染物排放。Zhang 等^[2]研究发现,环境规制能够实现碳减排的目标。黄清煌和高明^[5]研究发现,环境规制促进了节能减排效率的改善。张志强^[6]研究发现,二氧化硫和酸雨“两控区”的城市环境质量得到了改善,污染物的绝对排放量显著降低。

进一步而言,不同类型环境规制对污染物控制呈现差异化的影响。例如,张江雪等^[7]研究发现,在高绿化度地区,行政型、市场型和公众参与型三种环境规制均能促进工业绿色增长指数,也即三种环境规制能够有效降低环境污染。彭星和李斌^[8]研究发现,经济激励型与自愿意识型的环境规制能够促进地区工业绿色转型。Xie 等^[9]研究发现,当前命令控制型与市场型环境规制均能显著促进区域绿色生产率。Taylor 等^[10]研究发现,命令控制型环境规制能够改善环境绩效。申晨等^[11]研究发现,命令控制型环境规制对工业绿色全要素生产率的影响呈 U 型关系,排污费对工业绿色全要素生产率的影响为正。原毅军和谢荣辉^[12]研究发现,费用型规制与工业绿色生产率之间呈“U”型关系,而投资型规制与工业绿色生产率之间具有负向线性关系。

费用型环境规制主要是对企业征收排污费,这实

际上是一种额外的成本负担,会显著地增加企业的生产经营成本,倒逼企业减少污染物排放,从而降低地区的环境污染。投资型环境规制属于环境保护投资,在产生环保收益的同时还具有经济效益和社会效益。征收排污费只是一种短期性的环境政策,从长远来看,环境污染治理投资可以使企业积极研发先进的低碳环保技术,购买最新的环保设备,改进生产工艺流程,提升企业的绿色生产率,进而改善地区的环境质量。非正式型环境规制在地区环境质量的改善中发挥着越来越重要的作用,该类环境规制是以民间环保主义者以及其他社会公众等利益相关者为主体,这些群体积极关注地区的环境质量,拥有环境监督权力,同时也有责任和义务参与地区政府和污染企业的协商谈判。基于此,本文提出假设 1。

假设 1: 不同类型的环境规制对区域环境污染具有差异化的抑制效应。

在中国政治集权和经济分权相结合所形成的晋升激励之下,地方政府之间形成了一种标尺竞争^[13]。在晋升锦标赛模式下^[14],由于信息不对称,中央政府对地方政府的考核往往会选择一些显性的标尺,这其中最主要的指标就是经济增长绩效,因此,这一评价机制使政治业绩转化为经济增长^[15]。

在这一晋升激励机制下,地方政府官员为了获得更多的政治升迁机会,就必须在政绩上有所作为,进而以“GDP 至上”为准则^[16],积极地发展粗放型的基础设施建设项目,扩大招商引资的范围,对环境保护政策采取不完全执行行为,吸引更多高绩效高税收高污染的企业。在这种标尺竞争的晋升压力下,地方政府只看重地方的经济发展水平,对环境质量等社会福利性指标采取选择性的忽视,通过对污染企业提供“绿色通道”,以牺牲社会公共利益为代价来换取官员的政治前途,进而弱化履行环境保护的社会责任。此外,地区之间的晋升环境也存在差异,东部地区经济基础较好,清洁环保型的现代服务行业占比较高,产业结构呈现合理化和高度化的趋势,地方政府对高效益的污染型企业依赖较低。在此情景下,东部地区的地方官员能够切实执行中央政府制定的环保政策,这有利于地区环境质量的改善。中西部地区经济基础较为薄弱,产业结构单一,为了满足中央政绩考核需要,地方政府选择性地降低环保门槛,积极吸引各种污染型企业进驻本地,把“招商”变成“招污”,进而增加了本地区的经济绩效,缓解了晋升考核的压力。基于此,本文提出假设 2。

假设 2: 围绕“GDP 至上”的官员晋升体制会促使地方政府对环境规制的不完全执行,从而加剧了本

地区的环境污染程度,而且地区之间存在差异性的影响。

央地分权是中央政府将公共财政权力向地方政府的下放,以及公共服务职能从中央向地方政府的转移^[17]。央地分权有助于提高地方公共部门满足公共需求的能力,进而通过资源分配来提高公共经济活动的效率。一方面,央地分权使得地方政府拥有更大的财政自主度,能够为地方政府治理环境污染提供充足的资金支持。Yang^[18]研究也发现,适度的财政分权有助于促进地区经济发展。另一方面,央地分权促使地方政府增加外商投资力度,而FDI流入对改善欠发达地区的经济和环境具有重要支持作用。FDI的流入能够带来先进技术扩散效应和示范效应,使得流入地区能够利用先进的技术改进工艺流程,降低污染物的排放,进行清洁化的生产,同时提高资源、能源利用效率。基于此,本文提出假设3。

假设3:央地分权有利于抑制地区环境污染。

中国式财政分权与政治集权体制的核心是中央政府赋予地方政府经济发展与资源分配的自主权,同时又掌握了地方政府官员政治晋升的话语权。因此,地方政府以片面追求经济增长和财政收入来赢得政治晋升的机会,这是导致其忽视环境治理与投入的重要制度性因素^[2]。而且,中央政府只是环境政策的制定者,而地方政府才是环境政策的执行者,因此,这种晋升激励机制使得中央政府保护环境的需求与地方政府只追求经济发展的目标是背道而驰。

当地方官员晋升竞争程度较为激烈时,地方政府由于获得较高的经济发展自主权而放松环境规制,导致地方政府忽视对环境保护的支持和重视,而企业为了迎合政府的公共政策,也只重视经济绩效的提高,忽视污染治理的投入^[2,19]。其一,晋升压力下的地方政府采取依靠固定资产投资、廉价劳动力投入和大量消耗能源、资源等方式加速发展经济,这种粗放式的发展模式使得大量的财政补贴资源应用于经济类项目,忽视对环境污染的控制。其二,地方政府为了促进地区经济繁荣,将放松环境规制力度,导致一批高能耗、高污染型企业进入和发展,在“劣币驱逐良币”的效应下,较弱的环境规制导致地区环境污染程度加剧。在中国式分权下,中央政府对地方政府放权会对环境产生“竞次效应”,这种扭曲性的“竞次效应”促使面临升迁激励的地方政府官员为吸引外部资本而放松环境监管标准。此外,区域之间的晋升激励会使央地分权政策出现差异化的影响。东部地区经济基础较好,财政实力雄厚,产业结构呈现多样化和合理化,地方官员之间的晋升竞争变为“环境优先,经济靠后”

的良性竞争模式,而中西部地区经济发展水平较弱,财政收入不足,只有依靠高收入高绩效的污染型产业带动地区经济发展,为了缓解官员绩效考核的压力,地方官员之间展开了“经济至上,环境次之”的逐底竞争模式。基于此,本文提出假设4。

假设4:地方官员之间激励的政治竞争程度致使央地分权政策出现明显的偏向性,高污染型项目得到地方政府的大力支持,导致本地区环境污染程度加剧,而且区域之间存在差异性影响。

三、研究设计

(一) 模型构建

根据以上研究假设,关于环境规制、官员竞争程度与环境污染之间的关系,本文构建的空间计量回归模型如下:

$$\begin{aligned} pollu_{i,t} = & C + \lambda pollu_{i,t(-1)} + \theta W pollu_{i,t} + \\ & \alpha_1 \times er_{i,t} + \alpha_2 \times W \times er_{i,t} + \alpha_3 \times compe_{i,t} + \\ & \alpha_4 \times W \times compe_{i,t} + \alpha_5 \times er_{i,t} \times compe_{i,t} + \\ & \alpha_6 \times W \times er_{i,t} \times compe_{i,t} \beta_1 \times fd_{i,t} + \\ & \beta_2 \times W \times fd_{i,t} + \delta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

模型(1)引入三种类型的环境规制与官员竞争程度的交乘项,分析不同类型的环境规制工具与官员竞争程度的相互作用对地区环境污染的影响。SDM模型同时包括因变量的空间滞后项和解释变量的空间滞后项, i 和 t 分别表示第 i 年和第 t 个地区, $pollu$ 表示环境污染, λ 表示滞后一期的环境污染变量的系数, α_k 表示第 k 个解释变量的估计系数, β_k 表示第 k 个解释变量的估计系数, ε 为随机扰动项, W 为空间权重矩阵, δ 为控制变量 X 的系数,测量地理相邻和经济距离采用 $NT \times NT$ 矩阵, N 为截面个数(31个省域), T 为时间跨度(2000—2015年), er 分别为代表三种类型的环境规制,其中, $cost_er$ 为费用型环境规制、 $invest_er$ 为投资型环境规制以及 $unofficial_er$ 为非正式型环境规制, fd 为央地分权, $compe$ 为官员竞争程度, θ 为因变量的空间滞后系数,表示相邻地区的环境污染对本地区环境污染的影响程度。

进一步,关于央地分权、官员竞争程度与环境污染之间的关系,本文构建的空间计量回归模型如下:

$$\begin{aligned} pollu_{i,t} = & C + \lambda pollu_{i,t(-1)} + \theta W pollu_{i,t} + \\ & \alpha_1 \times er_{i,t} + \alpha_2 \times W \times er_{i,t} + \alpha_3 \times compe_{i,t} + \\ & \alpha_4 \times W \times compe_{i,t} + \beta_1 \times fd_{i,t} + \\ & \beta_2 \times W \times fd_{i,t} + \beta_3 \times fd_{i,t} \times compe_{i,t} + \\ & \beta_4 \times W \times fd_{i,t} \times compe_{i,t} + \delta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

模型(2)是引入央地分权与官员竞争程度的交乘项, 分析央地分权与官员竞争程度的相互作用对地区环境污染的影响。其它参数含义与模型(1)一致。

对于空间自相关性的判断, 通常是选用 Moran 指数来判断全域相关性, Moran 指数的计算公式为:

$$Moran\ I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n W_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j \neq i}^n W_{ij}} \quad (3)$$

其中, n 为地区数量, y_i 为第 i 个地区的观测值, $\bar{y}$ 为研究变量的平均值, S^2 为方差, W_{ij} 为空间权重矩阵。Moran 指数取值范围为 $(-1, 1)$, >0 表示具有正空间自相关, <0 表示具有负空间自相关, $=0$ 表示不存在空间自相关。由于 Moran 指数近似服从正态分布, 所以用 Z 统计量进行检验显著性较为合适。

一般来看, 空间杜宾模型的权重矩阵有三种形式, 一是以地理邻接作为空间权重矩阵, 表示区域在地理上是否存在相邻关系, 如果相邻选取 1, 不相邻选取 0; 二是以地理距离作为空间权重矩阵, 该方法是以各个省会城市之间的中心距离平方的倒数作为权重, 若两个地区 $m \neq n$, 则 $W_{mn} = 1/d_{mn}^2$, 若 $m=n$, 则 $W_{mn}=0$, 其中, d_{mn}^2 是 m 地区与 n 地区之间省会城市中心距离; 三是以经济距离作为空间权重矩阵, 采用两个地区的人均 GDP 的倒数作为权重因子。设定经济距离的权重矩阵记为 W^e , 借鉴林光平等^[20]的设定方法, 采用两个地区的人均 GDP 的倒数作为权重因子, 公式如下:

$$W_{i,j}^e = \frac{1}{|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|} (i \neq j); \quad W_{i,j}^e = 0 (i=j),$$

其中, $\bar{Y}_i = \sum_{t=T_0}^T Y_{i,t} / (T - T_0)$, T_0 表示初始年份, T 表示

结束年份, $Y_{i,t}$ 表示 i 地区 t 年的人均 GDP, $\bar{Y}_i$ 表示 i 地区 2000—2015 年人均 GDP 的平均值。本文的研究对象既存在地区之间地理位置的相邻又存在地区之间经济发展水平相似, 所以本文采用地理相邻权重矩阵作为主回归分析, 同时采用地理距离权重矩阵和经济距离权重矩阵作为稳健性检验。

(二) 变量选取与数据来源

本文选用 2000—2015 年中国 31 个省级面板数据, 相关原始数据来源于《中国统计年鉴》《中国环境年鉴》、中国领导干部资料库、中国政要资料库和地方领导资料库、各省的统计年鉴和东方财富资讯等相关数据库。为了消除异方差, 本文对相关变量取自然对数。具体变量描述和公式定义如下。

1. 因变量

环境污染综合指数(*pollu*)。考虑到单一的环境污染指标不具有代表性, 本文借鉴谭志雄和张阳阳^[21]的方法, 运用熵值法, 以工业废水排放量、工业二氧化硫排放量、工业废气排放量、工业粉尘排放量、工业烟尘排放量、工业固定废弃物排放量为基础数据, 构建环境污染综合指数。具体步骤如下:

首先, 对上面六种污染排放指数进行标准化处理,

$$\omega_{m,n} = \frac{\alpha_{m,n} - \alpha_{\min(n)}}{\alpha_{\max(n)} - \alpha_{\min(n)}} \quad (4)$$

其中, m 代表年份, n 代表污染物指标, $\alpha_{m,n}$ 代表第 m 年第 n 种污染物, $\alpha_{\max(n)}$ 和 $\alpha_{\min(n)}$ 分别代表第 n 项污染物的最大值和最小值, $\omega_{m,n}$ 为标准化后的赋值。其次, 分别计算 n 项污染物的熵值, 在 q 个样本下, j 个指标个数中, 第 n 项指标的熵值为:

$$g_n = -k \sum_{m=1}^q \varepsilon_{m,n} \ln \varepsilon_{m,n} \quad (5)$$

其中, $\varepsilon_{m,n} = \omega_{m,n} / \sum_{m=1}^q \omega_{m,n}$; $k = \ln q$ 且 $0 \leq g_n \leq 1$ 然后, 计算第 n 项污染物的熵权,

$$\varpi_n = \frac{1 - g_n}{\sum_{n=1}^j 1 - g_n} \quad (0 \leq \varpi_n \leq 1, \sum_{n=1}^j \varpi_n = 1) \quad (6)$$

通过以上计算, 最后得到第 m 年份的环境污染综合指数 $\omega_{m,n}$ 。

2. 解释变量

费用型环境规制(*cost_er*): 费用型环境规制工具主要是以市场激励型措施为主, 通过价格、税收、费用、补贴和信贷等来对排污者的生产经营产生影响。张平等^[22]用剔除了商品零售价格指数的排污费征收额表示。余伟等^[23]用人均排污费来衡量。考虑到人均排污费是剔除了人口规模的效应, 本文也采用人均排污费来衡量费用型环境规制。

投资型环境规制(*invest_er*): 投资型环境规制属于长期的环境治理措施, 考虑到环境污染治理投资的相对量更具有说服力, 借鉴张平等^[22]的用法, 本文用环境污染治理投资^①占 GDP 的比重来表示。

非正式环境规制(*unofficial_er*): 非正式的环境规制主要是以社会公众对环保的责任和意识来衡量, 本文参考原毅军和谢荣辉^[24]的思路, 将收入水平^②、教育程度^③、环境信访参与度^④、年龄结构^⑤等构成综合指标来衡量非正式环境规制。

具体步骤如下:

首先,对上面四种指标进行标准化处理,见式(7):

$$\rho_{i,j} = \frac{\chi_{i,j} - \chi_{\min(j)}}{\chi_{\max(j)} - \chi_{\min(j)}} \quad (7)$$

其中, i 代表年份, j 代表单个指标, $\chi_{i,j}$ 代表第 i 年第 j 种指标, $\chi_{\max(j)}$ 和 $\chi_{\min(j)}$ 分别代表第 j 项指标的最大值和最小值, $\rho_{i,j}$ 为标准化后的赋值。

其次,通过平均权重的方法给予四个标准化之后的指标相等的权重,最后得到综合指标 $Q_{i,j}$, 见式(8):

$$Q_{i,j} = \frac{1}{4} \sum_{j=1}^4 \rho_{i,j} \quad (8)$$

央地分权(fe): 目前央地分权主要用财政分权的指标代替, 本文借鉴周业安和章泉^[25]、范子英和张军^[26]的方法, 用各省人均财政支出占总财政支出的比重, 其中总财政支出是中央人均财政支出和各省人均财政支出之和, 具体公式如下:

$$FE = \frac{PFE_{province}}{PFE_{nation} + PFE_{province}} \quad (9)$$

3. 调节变量

官员竞争程度($compe$): 本文借鉴王贤琳和徐现祥^[27]的做法, 选用外部竞争环境来衡量官员竞争程度。首先, 构建一个中间变量, 以描述地方官员所面临的外部竞争环境, 如果当年本省的党政首长发生了更替, 则该省当年中间变量赋值为其他省的党政首长更替次数减去本身的党政首长更替次数; 如果没有发生更替, 则该省当年的中间变量值为各省其他党政首长的更替次数。其次, 将构建的中间变量标准化。具体地, 记第 n 年全国省区数量为 P_n , 第 n 省区党政首长(书记和省长)更替人次为 $k_{n,m}$, 则第 n 年第 m 省区的官员竞争程度为:

$$compe_{m,n} = \frac{\sum_{m \neq n}^{P_n} k_{m,n}}{2P_n} \quad (10)$$

4. 控制变量

相关控制变量的选取, 本文借鉴刘赢时等^[28]、李静和窦可惠^[29]的选取方法, 用各省第二产业的增加值占各省 GDP 的比重表示产业结构指标(si), 各省人均 GDP 来表示各省的经济发展水平($pgdp$), 采用各地区全社会固定资产投资额(inf_invest)表示全社会固定资产投资, 便于考察环境污染压力带来的投资规模效应。

(三) 变量的描述性统计

由表 1 可知, 三种类型的环境规制最大值与最小值相差较大, 这是由于中国各地区的环境规制力度差

异较大, 有些地区采取了较强的环境规制措施, 有些地区则采取了较弱的环境规制措施。此外, 央地分权、官员竞争程度、全社会固定资产投资、产业结构以及经济发展水平也有不同程度的差异, 这也是与全国各个地区的经济基础、地理位置和自然资源禀赋不同有关。

表 1 变量的描述性统计

变量	平均值	标准差	最小值	最大值
lnpollu	4.270 7	0.104 7	4.094 3	4.489 8
lncost_er	2.011 4	0.820 0	-2.302 6	4.373 5
lninvest_er	1.879 0	0.869 8	-2.302 6	3.840 5
lnunofficial_er	-0.958 2	0.208 2	-1.499 5	-0.253 0
lnfe	-0.249 1	0.133 7	-1.076 1	-0.037 7
compe	0.368 3	0.047 0	0.233 9	0.443 5
lninf_invest	17.347 1	1.302 5	13.370 8	19.995 8
lnsi	-0.787 7	0.210 0	-1.624 6	-0.486 1
lnpgdp	9.893 1	0.818 0	7.886 8	11.589 5

四、实证结果与分析

(一) 单位根检验

单位根检验是为了确保实证结果的有效性, 避免出现伪回归。面板数据的单位根检验分为相同根情况下的单位根检验和不同根情况下的单位根检验。本文分别采用相同根的 LLC 检验和不同根的 IPS 检验对变量进行单位根检验, 当两者结论不一样, 认为存在单位根。由表 2 可知, 两种类型的检验都表明变量是平稳的, 可以进行面板数据的回归分析。

表 2 变量的单位根检验

变量	LLC 检验	IPS 检验	结论
lnpollu	-4.292 0***	-2.547 0***	平稳
lncost_er	-6.534 0***	-1.918 6***	平稳
lninvest_er	-14.772 6***	-2.129 0***	平稳
lnunofficial_er	-4.484 2***	-2.207 2***	平稳
lnfe	-2.024 2**	-1.933 7**	平稳
compe	-21.928 9***	-3.449 8***	平稳
lninf_invest	-7.995 1***	-2.040 5***	平稳
lnsi	-1.676 4**	-2.764 0***	平稳
lnpgdp	-10.065 4***	-1.921 0***	平稳
lncost_er*compe	-4.045 7***	-4.005 0***	平稳
lninvest_er*compe	-11.053 2***	-2.186 3***	平稳
lnunofficial_er*compe	-13.384 1***	-3.145 1***	平稳
lnfe*compe	-7.862 5***	-2.230 2***	平稳

(二) 空间自相关性分析

在计算空间计量面板数据的回归分析之前, 需要判断主要变量是否存在空间相关性。通过计算, 环境污染的 Moran 指数显著为正, 表明环境污染呈现出空间正相关效应, 由于地理位置相邻和经济基础的相似性, 地区之间信息、要素的相互流动, 使得污染产业在地区之间表现出高度的空间聚集效应。

(三) 全样本回归分析

由于环境污染变量的 Moran 指数基本显示空间正相关关系, 可以采用空间计量模型, 为检验空间杜宾模型是否会简化为空间自相关模型和空间误差模型, 一般采用 LR 检验来判定, 检验结果显示, 六个模型的 LR_spatial_lag 值和 LR_spatial_error 的值均在 1% 统计水平下拒绝了杜宾模型可简化为空间自相关模型和空间误差模型的原假设, 所以可以采用杜宾模型来对环境污染进行回归分析, 通过 Hausman 检验得到六个模型均采用固定效应模型。表 3 是基于三种空间权重矩阵的全样本分析。

1. 环境规制与环境污染

首先, 考察三种不同环境规制对环境污染的影响。表 3 中的模型(1)(3)(5)分别是基于地理邻接矩阵、地理距离矩阵和经济距离矩阵的空间面板估计结果。可以看出, 基于三种空间权重矩阵进行空间面板杜宾模型估计中各解释变量除系数大小和显著性略有差异外, 计量回归系数的方向基本一致, 可以认为实证结果具有较强的稳健性。本文主要分析模型(1)的计量回归结果。

在模型(1)中, 环境污染的滞后一期对当期的估计系数为 0.642, 且在 1% 的水平下显著, 表明区域环境污染具有显著的正向累积效应。费用型环境规制的估计系数为-0.009, 且在 10% 的水平下显著, 表明本地区费用型环境规制能够显著抑制环境污染, 主要原因是费用型环境规制增加了污染型企业的生产经营成本, 从而迫使其实行工艺创新或节能减排技术创新来降低污染成本, 进而降低了本地区的环境污染程度。投资型环境规制的估计系数为-0.008, 且在 5% 的水平下显著, 表明本地区的投资型环境规制能够显著减少本地区环境污染程度, 主要原因是投资型环境规制会激励污染型企业安装符合标准的环境治理设施, 同时对一些淘汰落后的严重污染企业实行限期整改或者直接关停, 从而降低了本地区的环境污染程度。事实上, 投资型环境规制也能为企业实施低碳环保技术创新提供支持, 从而通过技术创新这一途径实现本地区环境污染治理目标。非正式型环境规制的估计系数为 0.069, 但是并不显著, 表明非正式型环境规制对污染

减排的作用并不明显, 主要原因是, 该种环境规制的强制性程度较低, 对企业的生产经营尚未构成实质性威胁。因此, 假设 1 在费用型和投资型环境规制中得到了验证, 在非正式环境规制中未得到验证。

其次, 考察官员竞争程度对环境规制与环境污染的调节效应。交乘项 $lncost_er \times compe$ 的估计系数 0.017, 且在 5% 的水平下显著, 表明官员竞争程度对费用型环境规制与环境污染具有显著的正向调节作用, 主要原因在于, 在官员竞争程度的影响下, 本地政府官员为了取得更好的政绩, 并且在政治晋升中抢占优势地位, 会降低费用型环境规制的实际执行力度, 以吸引更多的污染型企业来本地投资, 从而加剧了本地区的环境污染程度。交乘项 $lninvest_er \times compe$ 的估计系数为 0.029, 且在 5% 的水平下显著, 表明官员竞争程度对投资型环境规制与环境污染具有显著的正向调节作用, 主要原因在于, 在官员竞争程度的影响下, 本地区会降低投资型环境规制的实施力度, 意味着本地区可能以牺牲环境治理投资来增加经济类投资, 以吸引可以带来快速经济绩效的污染型企业进驻, 从而加剧了本地区的环境污染程度。交乘项 $lnunofficial_er \times compe$ 的估计系数为-0.108, 且并不显著, 表明官员竞争程度对非正式型环境规制与环境污染的调节作用并不明显, 主要原因在于环境信访等手段可能会影响地方官员的政治晋升, 但是由于中国的环境信访机制尚不健全, 导致政治晋升对非正式型环境规制的负向调节并不显著。因此, 假设 2 在费用型和投资型环境规制中得到了验证, 在非正式环境规制中未得到验证。

此外, 进一步考察与空间地理邻接权重相关的变量。 $W \times lnpollu$ 的系数均在 1% 的水平下显著为正, 表明省域之间环境污染排放量在空间上具有正向溢出效应, 相邻地区的环境污染程度的加剧, 会通过“逐底竞争”效应, 促使本地区实施相似的环保政策, 从而使本地区的环境污染程度有显著的增加。 $W \times lncost_er$ 的系数为-0.076, 且在 1% 的水平下显著, 表明相邻地区增强费用型环境规制能够显著减少本地区环境污染程度。 $W \times (lncost_er \times compe)$ 的系数为 0.200, 且在 1% 的水平下显著, 表明在官员竞争程度的影响下, 相邻地区的费用型环境规制会加剧本地区的环境污染程度。 $W \times lninvest_er$ 的系数为-0.077, 且在 1% 的水平下显著, 表明相邻地区的投资型环境规制也能够显著减少本地区环境污染程度。 $W \times (lninvest_er \times compe)$ 的系数 0.206, 且在 5% 的水平下显著, 表明官员竞争程度的影响下, 相邻地区的投资型环境规制强度增强会加剧本地区的环境污染程度。 $W \times lnunofficial_er$ 的系数

表3 全样本分析

因变量 模型	lnpollu					
	地理相邻权重		地理距离权重		经济距离权重	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$lnpollu_{(-1)}$	0.642*** (17.62)	0.656*** (17.84)	1.091*** (29.41)	1.272*** (34.72)	0.624*** (16.51)	0.623*** (16.46)
$lncost_er$	-0.009* (-1.66)	-0.003* (-1.86)	-0.015** (-2.14)	-0.005* (-1.76)	-0.007** (-2.53)	-0.003** (-2.25)
$lninvest_er$	-0.008** (-2.44)	-0.001** (-2.37)	-0.013* (-1.68)	-0.002** (-2.13)	-0.006** (-2.34)	-0.005* (-1.95)
$lnunofficial_er$	0.069 (1.48)	0.025 (0.02)	0.129 (0.90)	0.045 (0.70)	0.066 (1.41)	0.023 (0.85)
$lnfe$	-0.088** (-2.37)	-0.075* (-1.69)	-0.033* (-1.94)	-0.054** (-2.57)	-0.145*** (-3.95)	-0.137** (-2.32)
$compe$	0.133 (0.67)	0.106 (0.55)	0.207 (1.02)	0.090 (0.46)	0.201 (1.00)	0.259 (1.35)
$lncost_er \times compe$	0.017** (2.45)		0.051* (1.74)		0.009** (2.26)	
$lninvest_er \times compe$	0.029** (2.56)		0.038** (1.97)		0.032* (1.65)	
$lnunofficial_er \times compe$	-0.108 (-0.89)		-0.257 (-1.23)		-0.108 (-0.89)	
$lnfe \times compe$		0.066** (2.22)		0.084* (1.72)		0.007** (2.02)
$lnsi$	-0.017 (-1.27)	-0.020 (-1.46)	-0.018 (-1.38)	-0.008 (-0.60)	-0.005 (-0.41)	-0.009 (-0.64)
$lnpdgp$	-0.003 (-0.25)	-0.003 (-0.19)	0.008 (0.55)	0.004 (0.26)	-0.015 (-1.26)	-0.017 (-1.47)
$lninf_invest$	0.014* (1.70)	0.017** (2.10)	0.007* (1.85)	0.024*** (3.10)	0.023*** (2.94)	0.028*** (3.52)
$_cons$	3.176*** (11.31)	3.096*** (11.32)	3.002*** (5.46)	2.961*** (5.84)	3.738*** (13.36)	3.721*** (13.79)
$W \times lnpollu$	0.270*** (4.80)	0.295*** (5.31)	2.462*** (27.13)	3.501*** (38.51)	0.157*** (2.85)	0.161*** (2.96)
$W \times lncost_er$	-0.076*** (-3.29)	-0.011** (-2.01)	-0.105** (-2.00)	-0.055*** (-5.28)	-0.126*** (-4.44)	-0.006** (-1.98)
$W \times (lncost_er \times compe)$	0.200*** (3.19)		0.426*** (2.90)		0.328*** (4.21)	
$W \times lninvest_er$	-0.077*** (-2.59)	-0.005* (-1.80)	-0.006** (-2.15)	-0.036*** (-9.46)	-0.096*** (-3.32)	-0.014*** (-4.17)
$W \times (compe \times lninvest_er)$	0.206** (2.46)		0.071* (1.67)		0.239*** (2.87)	
$W \times lnunofficial_er$	-0.094 (-1.31)	-0.041** (-2.17)	-0.343 (-1.50)	-0.365 (-1.43)	-0.099 (-0.85)	-0.065* (-1.78)
$W \times (lnunofficial_er \times compe)$	0.139 (0.75)		-0.394 (-0.64)		0.126 (0.40)	
$W \times compe$	-0.151 (-0.59)	-0.389* (-1.84)	0.698 (1.38)	0.137 (0.60)	-0.029 (-0.10)	-0.594*** (-2.83)
$W \times lnfe$	-0.039* (-1.75)	-0.336** (-2.00)	-0.395*** (-5.31)	-0.138* (-1.70)	-0.018** (-2.34)	-0.448*** (-2.92)
$W \times (lnfe \times compe)$		1.059** (2.28)		2.249*** (4.10)		1.354*** (3.23)
LR_lag	39.35***	33.14***	34.60***	33.44***	62.59***	58.17***
LR_error	42.25***	35.63***	32.56***	31.57***	62.48***	57.81***
N	465	465	465	465	465	465
$Hausman$	55.25	41.62	22.52	25.73	16.44	17.31
$(test(prob))$	[0.000]	[0.002]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
R^2	0.898	0.887	0.680	0.640	0.908	0.899

注：小括号中为七位计量，中括号为P值，***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平

为-0.094, 且并不显著, $W \times (\ln \text{unofficial_er} \times \text{compe})$ 的系数为 0.139, 也不显著, 表明在官员竞争程度下, 相邻地区的非正式环境规制对本地区环境污染并没有空间溢出效应。

2. 央地分权与环境污染

表 3 中的模型(2)(4)(6)报告了央地分权对环境污染以及官员竞争程度的调节效应。模型(2)(4)(6)分别是基于地理邻接矩阵、地理距离矩阵和经济距离矩阵的空间面板估计结果。可以看出, 基于三种空间权重矩阵进行空间面板杜宾模型估计中各解释变量除系数大小和显著性略有差异外, 计量回归系数的方向基本一致, 可以认为实证结果具有较强的稳健性。本文主要分析模型(2)的计量回归结果。

央地分权对环境污染的估计系数为-0.075, 且在 10%的水平下显著, 表明财政分权能够显著抑制地区环境污染程度, 这与谭志雄和张阳阳^[20]的结论一致, 主要原因在于, 随着国家对环境问题的日益重视, 地方政府可以将更多的财政支出用于环境治理, 从而有利于本地区环境质量的改善。因此, 假设 3 得到验证。进一步, 考察官员竞争程度对央地分权与环境污染的调节效应。央地分权与官员竞争程度的交乘项 $\ln \text{fe} \times \text{compe}$ 的估计系数为 0.066, 且在 5%的水平下显著, 表明官员竞争程度对央地分权与环境污染具有显著的正向调节作用。主要原因是, 虽然近年来中央政府不断将财政权力下放到地方政府, 地方政府拥有了更多的财政自主权可以用于环境保护领域的投资建设, 但是中央政府对地方官员的考核体制仍然是以单一的 GDP 指标为主, 地方政府官员为实现政治晋升, 不得不将更多财政自主权用于城市建设和招商引资等基础设施建设, 这些项目的经济绩效见效快, 但同时会带来更多的环境污染, 导致本地区环境质量降低。因此, 假设 4 得到验证。

此外, 进一步考察与空间地理权重相关的变量, $W \times \ln \text{fe}$ 的系数显著为负, 表明相邻地区的央地分权能够抑制本地区的环境污染。 $W \times (\text{compe} \times \ln \text{fe})$ 的系数显著为正, 表明相邻地区在政治锦标赛的激励下, 央地分权政策的实施有选择性地向高污染、高排放、高税收的企业倾斜, 本地区的财政政策受到相邻地区的溢出效应, 从而使本地区采取相似的措施, 进而加大了本地区环境污染程度。

(四) 区域分析

中国东部地区和中西部地区在经济发展水平、产业结构以及环境规制政策等方面存在较大差异, 这种差异对区域环境污染带来的影响效应也必然是不同的^[30], 东部地区和中西部地区的计量回归结果见表 4

所示。其中, 模型(1)一(6)是东部地区的回归结果, 模型(7)一(12)是中西部地区的回归结果。可以看出, 基于三种空间权重矩阵进行空间面板杜宾模型估计中各解释变量除系数大小和显著性略有差异外, 计量回归系数的方向完全一致, 这也表明本文的实证结果具有较强的稳健性。本文主要分析模型(1)(2)(7)(8), 具体分析如下:

1. 环境规制对环境污染影响的区域差异性

首先, 东部地区和中西部地区的环境污染滞后一期对当期的估计系数显著为正, 表明地区环境污染具有显著的正向累积效应, 这与全样本回归结果一致。东部地区与中西部地区的费用型环境规制对环境污染的估计系数显著为负, 表明费用型环境规制能够显著抑制地区环境污染, 而且不存在区域差异性, 主要原因在于, 费用型规制工具对企业的成本影响不会因地区而变化, 无论企业地理位置如何, 该种规制总会影响企业的生产成本函数, 从而倒逼企业减少污染物排放。东部地区的投资型环境规制对环境污染的影响并不显著, 可能的原因, 东部地区产业发展的清洁程度相对较高, 环境污染治理投资的边际收益相对较低。相反, 中西部地区的投资型环境规制对环境污染的影响显著为负, 主要原因是, 中西部地区企业普遍缺少节能减排技术和工艺创新资金, 通过政府增加环境污染治理投资能够有效解决企业资金短缺问题。东部地区的非正式型环境规制对环境污染的影响显著为负, 但是, 中西部地区该种环境规制对环境污染的影响并不显著, 主要原因是东部地区环境信访等制度体系建设较为健全, 能够形成对企业环境污染行为的舆论压力, 倒逼企业实施污染减排行动, 而中西部地区的环境信访体系较不健全, 难以规制企业的环境污染行为。

其次, 考察官员竞争程度对环境规制与环境污染的调节效应的区域差异性。东部地区的交乘项 $\ln \text{cost_er} \times \text{compe}$ 估计系数显著为负, 但是, 中西部地区的交乘项 $\ln \text{cost_er} \times \text{compe}$ 估计系数显著为正, 表明东部地区的官员政治竞争已逐步向绿色 GDP 转型, 而中西部地区的官员竞争依然以经济增长为主, 导致该地区政府部门放松对排污费的征收, 没有对污染排放产生抑制作用。东部地区的交乘项 $\ln \text{invest_er} \times \text{compe}$ 估计系数并不显著, 但是, 中西部地区的交乘项 $\ln \text{invest_er} \times \text{compe}$ 估计系数显著为正, 表明在官员竞争程度影响下, 中西部地区会放松投资型环境规制, 使得环境污染加剧, 主要原因在于, GDP 增长率依然是中西部地区政府官员竞争的主要砝码, 因此, 该地

表4 分地区的回归分析

变量	东部地区						中西部地区					
	地理邻接矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵	地理邻接矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵	地理邻接矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵	地理邻接矩阵	地理距离矩阵	经济距离矩阵
模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
$\ln pollu_{(-1)}$	0.285*** (3.86)	0.267*** (3.63)	0.322*** (4.25)	0.287*** (3.69)	0.284*** (3.55)	0.225*** (2.83)	0.640*** (14.61)	0.659*** (14.88)	0.691*** (15.48)	0.690*** (15.56)	0.616*** (13.84)	0.618*** (13.85)
$\ln cost_{er}$	-0.014* (-1.73)	-0.006** (-2.43)	-0.017** (-2.02)	-0.008* (-1.91)	-0.007** (-2.36)	-0.010** (-2.32)	-0.007** (-2.36)	-0.006** (-1.98)	-0.001** (-2.03)	-0.003* (-1.82)	-0.017*** (-2.86)	-0.006* (-1.68)
$\ln invest_{er}$	-0.005 (-0.16)	-0.001 (-0.32)	0.016 (0.54)	0.001 (0.28)	-0.004 (-0.13)	0.004 (1.07)	-0.005* (-1.71)	-0.003* (-1.95)	-0.006** (-2.23)	-0.006* (-1.65)	-0.013* (-1.69)	-0.004** (-2.38)
$\ln unofficial_{er}$	-0.030** (-2.53)	-0.006** (-2.35)	-0.039* (-1.71)	-0.005** (-2.31)	-0.091** (-2.37)	-0.012* (-1.75)	0.108 (1.44)	0.042 (1.43)	0.139 (0.96)	0.051 (1.07)	0.085 (1.18)	0.028* (1.75)
$\ln fe$	-0.178*** (-2.65)	-0.121* (-1.94)	-0.151** (-2.32)	-0.080* (-1.68)	-0.185*** (-2.79)	-0.045** (-2.21)	-0.098** (-2.06)	-0.154* (-1.95)	-0.146*** (-3.21)	-0.204** (-2.49)	-0.147*** (-3.18)	-0.002** (-2.02)
$compe$	0.224* (1.66)	0.006 (0.02)	0.304* (1.90)	-0.080 (-0.28)	0.346** (2.02)	0.077 (0.27)	0.121* (1.70)	0.027 (0.15)	0.193* (1.95)	0.160 (0.81)	0.169* (1.72)	0.067 (0.48)
$\ln cost_{er} \times compe$	-0.059* (-1.72)		-0.078** (-1.98)		-0.046* (-1.91)		0.001** (2.01)		0.013* (1.75)		0.024** (2.47)	
$\ln invest_{er} \times compe$	0.007 (0.08)		-0.047 (-0.56)		0.020 (0.26)		0.029** (2.43)		0.003** (2.05)		0.052* (1.84)	
$\ln unofficial_{er} \times compe$	-0.091* (-1.64)		-0.074** (-2.53)		-0.210** (-2.20)		-0.176 (-0.87)		-0.227 (-1.19)		-0.152 (-0.78)	
$\ln fe \times compe$		-0.164** (-2.49)		-0.219* (-1.64)		-0.437* (-1.73)		0.095** (2.21)		0.124* (1.73)		0.481** (2.50)
$\ln si$	-0.040* (-1.77)	-0.041* (-1.70)	-0.064*** (-2.64)	-0.060** (-2.28)	-0.054** (-2.37)	-0.058** (-2.48)	-0.030 (-1.59)	0.032* (1.70)	0.033* (1.81)	0.043** (2.41)	0.023 (1.24)	0.027 (1.46)
$\ln pdgp$	0.020 (0.94)	0.018 (0.86)	0.022 (0.95)	0.021 (0.89)	-0.023 (-0.95)	-0.029 (-1.19)	0.034* (1.87)	0.032* (1.77)	0.024 (1.29)	0.014 (0.79)	0.028* (1.85)	0.029* (1.84)
$\ln inf_{invest}$	0.016 (1.34)	0.016 (1.35)	0.013 (1.08)	0.016 (1.29)	0.019 (1.49)	0.022* (1.69)	0.024** (2.11)	0.028** (2.50)	0.018 (1.63)	0.021* (1.88)	0.028*** (2.61)	0.034*** (3.11)
$_{cons}$	2.945*** (8.23)	2.686*** (7.80)	3.116*** (5.11)	2.553*** (4.88)	3.642*** (8.78)	3.592*** (9.11)	4.033*** (25.40)	3.935*** (24.34)	4.145*** (19.89)	4.032*** (19.29)	4.075*** (26.08)	4.058*** (26.28)
$W \times \ln pollu$	0.200*** (2.83)	0.214*** (3.09)	0.230* (1.92)	0.301*** (2.63)	0.158* (1.87)	0.154* (1.80)	0.121** (2.42)	0.150* (1.80)	0.707*** (4.25)	0.742*** (4.51)	0.100** (2.40)	0.102* (1.74)
$W \times \ln cost_{er}$	-0.019* (-1.68)	-0.005* (-1.88)	-0.131** (-2.09)	-0.028*** (-2.69)	-0.035* (-1.81)	-0.015* (-1.93)	-0.126*** (-2.84)	-0.005* (-1.73)	-0.332*** (-3.54)	-0.013* (-1.86)	-0.167*** (-3.94)	-0.003** (-2.36)
$W \times (\ln cost_{er} \times compe)$	-0.071* (-1.93)		-0.433** (-2.54)		-0.070*** (-2.59)		0.342*** (2.89)		0.927*** (3.57)		0.440*** (3.81)	
$W \times \ln invest_{er}$	-0.047 (-1.17)	-0.005 (-1.18)	-0.084 (-0.67)	-0.009 (-0.83)	-0.082* (-1.94)	-0.012 (-0.48)	-0.104** (-2.38)	-0.007* (-1.66)	-0.198*** (-2.58)	-0.011** (-2.46)	-0.100** (-2.49)	-0.015*** (-3.16)
$W \times (\ln invest_{er} \times compe)$	0.123 (1.07)		0.221 (1.51)		0.205 (1.62)		0.270** (2.21)		0.530** (2.42)		0.244** (2.11)	
$W \times \ln unofficial_{er}$	-0.119*** (-2.59)	-0.011** (-2.52)	-0.420** (-2.53)	-0.011** (-2.29)	-0.219* (-1.74)	-0.024* (-1.90)	0.154 (0.93)	0.139 (1.24)	0.541 (1.02)	0.151 (0.99)	0.012 (0.04)	0.171 (1.44)
$W \times (\ln unofficial_{er} \times compe)$	-0.301** (-2.54)		-1.198*** (-2.60)		-0.545* (-1.69)		0.096 (0.22)		-1.704 (-1.20)		-0.429 (-0.60)	
$W \times compe$	-0.585 (-1.52)	0.043 (0.16)	-2.132*** (-2.97)	0.003 (0.01)	-0.683 (-1.37)	-0.021 (-0.06)	0.004 (0.01)	-0.369* (-1.69)	1.221 (1.40)	-0.982*** (-2.73)	0.380 (1.00)	-0.528*** (-2.60)
$W \times \ln fe$	-0.224*** (-3.44)	-0.266** (-2.35)	-0.184** (-2.53)	-0.155** (-2.46)	-0.164* (-1.70)	-0.014** (-2.05)	-0.064** (-1.97)	-0.593** (-2.41)	-0.203* (-1.72)	-1.188*** (-3.32)	-0.005** (-2.09)	-0.435** (-2.27)
$W \times (\ln fe \times compe)$		-0.121** (-2.22)		-0.246** (-2.26)		-0.483* (-1.76)		1.465** (2.19)		2.846*** (2.97)		1.182** (2.27)
LR_{lag}	20.52***	18.20***	24.02***	19.40***	26.89***	24.34***	52.44***	49.80***	43.96***	46.04***	61.00***	56.73***
LR_{error}	20.38***	18.49***	21.91***	18.49***	27.20***	24.63***	51.35***	47.62***	35.47***	36.55***	60.74***	55.99***
N	165	165	165	165	165	165	300	300	300	300	300	300
$Hausman$ (test(prob))	17.05 [0.000]	16.90 [0.000]	17.37 [0.000]	17.32 [0.000]	15.94 [0.000]	16.67 [0.000]	22.58 [0.000]	22.37 [0.000]	20.02 [0.000]	20.59 [0.000]	22.56 [0.000]	22.47 [0.000]
R^2	0.919	0.917	0.918	0.913	0.931	0.912	0.494	0.637	0.652	0.627	0.376	0.827

注：小括号中为十位计量，中括号为P值，***、**、*分别表示在1%、5%、10%的显著性水平

区更加倾向于牺牲环境治理投资, 而增加有利于经济增长的固定资产投资, 进而导致环境污染加剧。东部地区的交乘项 $\lnunofficial_er \times compe$ 估计系数显著为负, 表明在官员竞争程度影响下, 东部地区的经济发展水平较高, 公众越发重视环境污染问题, 地方官员也更加重视公众对环境质量改善的利益诉求, 进而促使东部地区的非正式型环境规制能够显著抑制环境污染。相反, 中西部地区的交乘项 $\lnunofficial_er \times compe$ 估计系数并不显著, 表明在官员竞争程度影响下, 中西部地区的非正式型环境规制效用更难以得到有效执行。

2. 央地分权对环境污染影响的区域差异性

首先, 东部地区与中西部地区的央地分权对环境污染的影响显著为负, 表明央地财政分权能够显著抑制地区环境污染, 主要原因在于, 随着国家对环境问题的日益重视, 东部地区和中西部地区都在一定程度上重视环境保护与治理, 财政分权的加大使得地方政府拥有更多的财政资金, 从而有利于本地区环境质量的改善。

其次, 考察官员竞争程度对央地分权与环境污染的调节效应的区域差异性。东部地区央地分权与官员竞争程度的交乘项 $\lnfe \times compe$ 的估计系数为-0.164, 且在 5%的水平下显著, 表明官员竞争程度对央地分权与环境污染具有显著的负向调节作用, 主要原因在于, 东部地区地方官员的政治晋升资本主要取决于对中央政府各项经济改革政策的落实, 该地区在政治晋升激励下, 会利用丰富的财政和税收政策为发展清洁产业提供支持, 从而降低了地区污染物排放。相反, 中西部地区央地分权与官员竞争程度的交乘项 $\lnfe \times compe$ 的估计系数为 0.095, 且在 5%的水平下显著, 表明官员竞争程度对央地分权与环境污染具有显著的正向调节作用, 主要原因在于, 中西部地区在激烈的政治晋升环境下, 为了尽可能谋求较多的晋升资本, 倾向于利用土地、税收、财政等相关优惠政策支持高收益、高污染型行业发展, 甚至通过承接污染型 FDI 来加速本地经济发展, 从而加剧了污染物的排放。

此外, 进一步考察与空间地理邻接权重相关的变量。东部地区和中西部地区 $W \times \lnpollu$ 的估计系数显著为正, 表明相邻地区的环境污染能够显著增加本地区的环境污染, 环境污染具有明显的空间溢出效应。东部地区和中西部地区 $W \times \lncost_er$ 的估计系数显著为负, 表明相邻地区费用型环境规制力度增强能够显著降低本地区的污染排放。东部地区 $W \times \lninvest_er$ 的估计系数并不显著, 但是, 中西部地区 $W \times \lninvest_er$ 的估计系数显著为负, 表明在中西部地区中, 相邻地

区投资型环境规制力度增强能够显著降低本地区的污染排放。东部地区 $W \times \lnunofficial_er$ 的估计系数显著为负, 表明在东部地区中, 相邻地区非正式型环境规制力度增强能够显著降低本地区的污染排放。东部地区和中西部地区 $W \times \lnfe$ 的估计系数显著为负, 表明相邻地区的央地分权程度越高, 会抑制本地区的环境污染。

从调节效应来看, 东部地区的 $W \times (\lncost_er \times compe)$ 估计系数显著为负, 表明在东部地区中, 官员竞争程度使得相邻地区费用型环境规制能够显著降低本地区的污染排放, 表现出“竞争到顶”的行为, 相反, 中西部地区的 $W \times (\lncost_er \times compe)$ 估计系数显著为正, 表明在中西部地区中, 官员竞争程度使得相邻地区费用型环境规制能够显著增加本地区的污染排放, 表现出“竞争到底”的行为。中西部地区的 $W \times (\lninvest_er \times compe)$ 估计系数显著为正, 表明在中西部地区中, 官员竞争程度使得相邻地区投资型环境规制能够显著增加本地区的污染排放, 表现出“竞争到底”的行为。东部地区的 $W \times (\lnunofficial_er \times compe)$ 估计系数显著为负, 表明在东部地区中, 官员竞争程度使得相邻地区非正式型环境规制能够显著降低本地区的污染排放, 表现出“竞争到顶”的行为。东部地区的 $W \times (\lnfe \times compe)$ 估计系数显著为负, 表明在东部地区中, 官员竞争程度使得相邻地区的财政分权能够显著降低本地区污染排放, 相反, 中西部地区呈现“竞争到底”的行为。

五、研究结论与政策启示

(一) 研究结论

①单独来看, 费用型环境规制、投资型环境规制以及央地分权都会对地区环境污染起到显著的抑制作用, 而非正式型环境规制的作用并不明显。②在考虑官员竞争程度的条件下, 费用型和投资型环境规制会显著地加剧了地区的环境污染程度, 追求政治晋升的地方官员, 会对环境规制政策执行表现出非完全执行行为, 导致地区环境污染程度加剧。同时, 央地分权也会显著地加剧了地区环境污染程度, 表明在这种竞争环境下, 地方政府的财政支出政策也更倾向于经济收益较高的项目, 而忽视了环境保护。③在相邻地区的影响下, 官员竞争程度与环境规制、央地分权的共同作用使得相邻地区降低环境管制力度, 减少环保资金的投入, 增加生产性建设的支出, 从而产生空间溢出效应, 本地区在接收到这种溢出效应之后, 会采取

“效仿跟随”作为最佳的博弈策略,从而使地区之间产生“趋劣竞争”,进而加剧了本地区的环境污染程度。④分地区来看,不同类型的环境规制具有差异化的治理效果,费用型环境规制和非正式环境规制在东部地区能够显著降低地区环境污染,而费用型和投资型环境规制在中西部地区治污效果显著,同时,官员竞争程度对其也呈现差异化的调节效应。

(二) 政策启示

①进一步完善以费用型、投资型为主体的环境规制体系,增强非正式型环境规制强度,拓宽公众参与环境保护的渠道,降低公众获取环境信息的成本,提升公众对环境保护的意识,面向公众普及环保类基本知识,引导公众及社会媒体积极参与到监督地区的环境污染状况中来。根据地方政府的环境污染程度和类型,综合运用三种环境规制工具以多样化以及优势互补的方式控制环境污染。②进一步完善央地分权制度,中央政府应进一步调整对地方政府的转移支付机制,适当向中西部地区倾斜,加大对中西部地区环境保护和治理领域的投资,同时,鼓励地方政府增加环保领域的财政预算支出,提高环境保护投入。③加快完善地方政府绩效考核维度和晋升机制。中央政府应当进一步完善地方政府官员绩效考核维度和内容,增加环境保护、生态治理等方面的考核指标,实现短期的“GDP至上”向中长期的“绿色GDP”考核体制的转变。加快建立生态环保责任追究终身制,有效规制地方政府经济发展过程中的环境污染行为。④在制定环境保护政策时应注重地区之间的差异,对东部地区而言,应加强费用型和非正式型环境规制力度,对中西部地区而言,应注重费用型和投资型环境规制工具的建设。同时,进一步增强地区之间环境规制政策的协同性,构建区域之间跨界治理模式,加强联防联控,减少环境污染的空间溢出效应。

注释:

- ① 环境污染治理投资包括城市环境基础设施投资,工业污染源治理投资以及建设项目的“三同时”投资等,其中建设项目的“三同时”环保投资要求新建、改建或扩建的基础设施项目、技术改进项目,自然开发项目,以及可能对环境造成污染和破坏的其他建设项目,其中安装防污设施以及相应的环保设备,必须与主体工程同时设计、施工、投产。这也可认为是除开环境法律法规外,地方政府的一项强制管制型环境政策。
- ② 在岗职工的平均工资来衡量收入水平。
- ③ 教育程度综合指标的计算方法为: $Edu = Km1 \times 6 + Km2 \times 9 + Km3 \times 12 + Km4 \times 16$ 。其中 $Km1$ 、 $Km2$ 、 $Km3$ 、 $Km4$ 分别代表地区 m 受教育程度为小学、初中、高中、大专及以上人口比重,权重为受教育年限。
- ④ 用各地区环境信访的人均件数衡量环境信访参与度。

- ⑤ 用各地区15岁以下人口的比重衡量年龄结构。

参考文献:

- [1] Porter M E, van der Linde, C. Green and comparative: Ending the stalemate[J]. Harvard Business Review, 1995, 73: 120-134.
- [2] Zhang K, Zhang Z Y, Liang Q M. An empirical analysis of the green paradox in China: From the perspective of fiscal decentralization[J]. Energy Policy, 2017, 103: 203-211.
- [3] 潘峰, 西宝, 王琳. 地方政府间环境规制策略的演化博弈分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24(6): 97-102.
- [4] 何为, 刘昌义, 刘杰, 郭树龙. 环境规制、技术进步与大气环境质量——基于天津市面板数据实证分析[J]. 科学学与科学技术管理, 2015, 36(5): 51-61.
- [5] 黄清煌, 高明. 环境规制的节能减排效应研究——基于面板分位数的经验分析[J]. 科学学与科学技术管理, 2017, 38(1): 30-43.
- [6] 张志强. 环境规制提高了中国城市环境质量吗?——基于“拟自然实验”的证据[J]. 产业经济研究, 2017(3): 69-80.
- [7] 张江雪, 蔡宁, 杨陈. 环境规制对中国工业绿色增长指数的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(1): 24-31.
- [8] 彭星, 李斌. 不同类型环境规制下中国工业绿色转型问题研究[J]. 财经研究, 2016, 42(7): 134-144.
- [9] Xie R H, Yuan Y J, Huang J J. Different types of environmental regulations and heterogeneous influence on “Green” productivity: Evidence from China[J]. Ecological Economics, 2017, 132: 104-112.
- [10] Taylor C M, Pollard S J T, Angus A J, Rocks S A. Better by design: Rethinking interventions for better environmental regulation[J]. Science of the Total Environment, 2013, 447: 488-499.
- [11] 申晨, 贾妮莎, 李炫榆. 环境规制与工业绿色全要素生产率——基于命令—控制型与市场激励型规制工具的实证分析[J]. 研究与发展管理, 2017, 29(2): 144-154.
- [12] 原毅军, 谢荣辉. 环境规制与工业绿色生产率增长——对“强波特假说”的再检验[J]. 中国软科学, 2016(7): 144-154.
- [13] Maskin E, Qian Y Y, Xu C G. Incentives, information and organization form[J]. Review of Economic Studies, 2000, 67(2): 359-378.
- [14] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究, 2007(7): 36-50.
- [15] Pu Z N, Fu J S. Economic growth, environmental sustainability and China mayors' promotion[J]. Journal of Cleaner Production, 2018, 172: 454-465.
- [16] 王建华, 郭佳良. 论地方政府融资平台与地方官员经济激励[J]. 中南大学学报(社会科学版), 2012, 18(4): 8-13.
- [17] Vo, D.H. The economics of fiscal decentralization[J]. Journal of Economic Surveys, 2010, 24(4): 657-679.
- [18] Yang Z. Tax reform, fiscal decentralization, and regional economic growth: New evidence from China[J]. Economic

- Modelling, 2016, 59: 520–528.
- [19] Li H, Zhou L. Political turnover and economic performance: The incentive role of personnel control in China[J]. *Journal of Public Economics*, 2005, 89(9–10): 1743–1762.
- [20] 林光平, 龙志和, 吴梅. 中国地区经济 σ -收敛的空间计量实证分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 2006(4): 14–21, 69.
- [21] 谭志雄, 张阳阳. 财政分权与环境污染关系实证研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2015, 25(4): 110–117.
- [22] 张平, 张鹏鹏, 蔡国庆. 不同类型环境规制对企业技术创新影响比较研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2016(4): 8–13.
- [23] 余伟, 陈强, 陈华. 不同环境政策工具对技术创新的影响分析——基于 2004—2011 年我国省级面板数据的实证研究[J]. *管理评论*, 2016(1): 53–61.
- [24] 原毅军, 谢荣辉. 环境规制的产业结构调整效应研究——基于中国省际面板数据的实证检验[J]. *中国工业经济*, 2014(8): 57–69.
- [25] 周业安, 章泉. 财政分权、经济增长和波动[J]. *管理世界*, 2008(3): 6–15, 186.
- [26] 范子英, 张军. 财政分权与中国经济增长的效率——基于非期望产出模型的分析[J]. *管理世界*, 2009(7): 15–25, 187.
- [27] 王贤琳, 徐现祥. 地方官员晋升竞争与经济增长[J]. *经济科学*, 2010(6): 42–58.
- [28] 刘赢时, 田银华, 周定根. 产业结构升级影响污染排放的空间计量分析[J]. *财经理论与实践*, 2017(2): 99–104.
- [29] 李静, 窦可惠. 为何加速经济增长可以弱化环境污染压力[J]. *中国人口·资源与环境*, 2016(1): 105–112.
- [30] 蒋勇. 地方政府竞争、环境规制与就业效应——基于省际空间杜宾模型的分析[J]. *财经论丛*, 2017(11): 104–112.

Research about influence of environmental regulation and central-local decentralization policy on environmental pollution in the championship mechanism of official promotion

YOU Daming¹, ZHANG Yang¹, YUAN Baolong²

(1. School of Business, Central South University, Changsha 410083, China;

2. School of Business, Central South University of Forestry and Technology, Changsha 410004, China)

Abstract: By using China's 31 provincial panel data from 2000 to 2015, and by adopting SDM, the present essay analyzes the influence of environmental regulation and central-local decentralization policy on environmental pollution and explores further into regulatory effects and central-local decentralization policy under the system of official promotion championship. The results show that first, without considering the officer competition, expense-orientated and investment-orientated environmental regulations can effectively control environmental pollution. However, the informal regulation does not play an obvious role, indicating that the establishment of “Porter Hypothesis” is related to the type of regulation instruments. Second, central-local decentralization plays a remarkable role in restraining pollution. When the degree of official competition is concerned, the expense-orientated and investment-orientated environmental regulations facilitate pollution, while central-local decentralization also aggravates environmental pollution. Third, under the influence of adjoining areas, officer competition, environmental regulation and central-local decentralization exert a combined role and give rise to effects of “race to the bottom” in local regions, thereby aggravating local environmental pollution. Four, different types of environmental regulations exert differentiated influences on pollution in eastern and middle-western regions, and official competition adjusts the differentiated effects of regulation. Lastly, specific policies and suggestions were proposed.

Key Words: environmental regulation; central-local decentralization; officer competition; environmental pollution; spacial Dubin model (SDM)

[编辑: 谭晓萍]