

规制治理、公众诉求与环境污染

——基于地区间环境治理策略互动的经验分析^{*}

韩 超 张伟广 单 双

内容提要:本文将环境规制实施影响区分为主效应、邻里效应、直接效应与间接效应,并在此基础上研究了当前中国地区间环境治理行为模式,证实了地区间在规制治理投资等方面存在显著的策略互动,且其对环境治理产生显著的负面影响。研究表明:考虑城市间策略互动性后,公众诉求并不会带来环境规制投入增加,进而无法降低环境污染;环境规制投入也不能显著降低污染与达标水平。此外,本研究还发现,财政自主度提高并不会显著提高环境规制投入,也不能降低环境污染,但邻近城市的财政自主度提高将会通过外商直接投资的引入等提高本城市的环境达标水平;同时,市场化发展以及人均地区生产总值的提高可以有效降低环境污染,并提高环境达标水平。本文认为,未来中国需要在创新公众诉求路径等方面进一步加强有关工作以提高规制效果,但其根本路径则是需要创造独立的环境规制实施环境。

关键词:环境规制 策略性规制 公众诉求

作者简介:韩 超,东北财经大学产业组织与企业组织研究中心、博士,116025;

张伟广,东北财经大学产业组织与企业组织研究中心博士生,116025;

单 双,东北财经大学财政与税务学院博士生,116025;大连市地方税务局,116033。

中图分类号:F205 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2016)09-0144-18

一、问题的提出

据环保部历年《全国环境统计公报》统计,化学需氧量排放量、二氧化硫排放量已经有所下降,但废水与工业固体废弃物排放总量等大部分指标依然居高不下。从历史来看,无论是发展中国家还是发达国家,环境污染与经济矛盾的矛盾都曾经存在(郑思齐等,2013)。2001—2012年,中国环境治理投资在稳步提高,但环境污染物并未显著降低(见图1和图2)。环境污染与污染治理之间

^{*} 基金项目:国家自然科学基金项目“地区竞争对环境规制影响的理论解释与非线性效应研究”(71303034);东北财经大学博士后科研项目资助“硬核、保护带视野下规制经济学的逻辑和历史研究”(BSH201514);辽宁省社科规划项目“资源误置视角下辽宁产能过剩研究:政策评价、影响机制与化解路径”(编号:L15BJY013)。作者感谢匿名审稿专家的建设性建议,文责自负。

的矛盾已经成为中国发展中不能忽视的巨大而现实的问题。环境治理过程包含企业、公众与政府规制等主体的多重互动,规制实施效果则与规制所嵌入的制度环境紧密相关(韩超,2014),因而探析制度约束下的环境治理问题则是进一步提高规制实施效果的重要前提。

具体来说,中国环境规制问题与诸多制度安排密切相关。为增长而竞争的事实在中国已经不是新闻,中央为此已经在多个方面出台系列规定,要求地方在发展经济的同时,重视民生建设,并将环境保护、安全生产、食品安全、计划生育等事项纳入“一票否决”范畴。然而,由于缺乏有效的制度配套与激励,实施效果并不明显。就环境规制而言,环境规制机构实质上处于以短期经济发展而非长期可持续发展为目标的地方政府的领导之下(Lieberthal,1997;冉冉,2013),结果使环境规制进入“选择性政策执行”的范畴(Brien 和 Li,1999)。产生这个现象的一个主要原因是中国环境规制采取的是**自上而下的压力型治理方式**,地方政府将环境保护与规制作为一项任务完成,缺乏长期有效的环境规制激励(齐晔,2013;郑思齐等,2013),根本原因则是**中国环境规制存在先验的独立性缺失问题**。

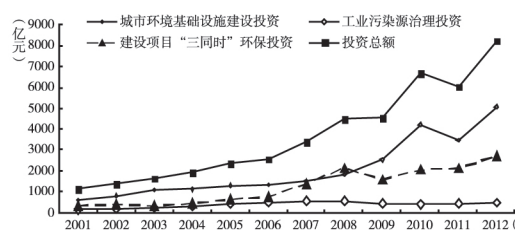


图1 全国环境污染治理投资

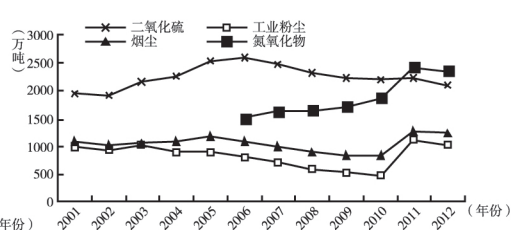


图2 全国主要废气污染物排放量

资料来源:根据《环境统计年报》整理,《环境统计年报》对2001—2005年氮氧化物排放量未作统计。

依据以上逻辑,本文不禁思考,进入“选择性政策执行”的环境规制是否存在区域间策略互动性?如果存在,这一行为是否对规制实施效果产生影响?本文尝试将规制治理、公众诉求等纳入一个研究框架以探析当前中国城市间地方政府的环境规制行为及其可能存在的策略性行为,以此不仅可以解释地区间环境规制治理实施的内在影响,还可以进一步厘清环境规制屡屡失效背后的经济学逻辑。研究结论可以为政府调整环境政策,构建长效环境规制模式提供经验依据,以此来推动地方政府在发展经济的同时,更加注重环境保护问题。现有环境规制的策略性行为研究中,大多以省级政府为样本进行研究(杨海生等,2008),以城市作为样本进行研究的极为罕见。仅有的对城市进行环境规制研究的文献中,孙伟增等(2014)、郑思齐等(2013)仅从地区内环境规制以及发展变量进行研究,并没有考虑环境规制实施中的策略行为。本文可能的创新在于,其一,通过空间杜宾模型综合识别地区环境治理的互动特征,以此可以避免以往研究中对具体空间计量模型选择的缺陷;其二,在地区间环境治理策略互动的前提下研究规制、公众诉求等治理工具的实施效果,能够更为客观实际地揭示环境污染的制度动因。

二、内在逻辑与文献回顾

(一)地区间存在策略互动的基本前提

作为一项制度安排,规制制度与法律法规、风俗习惯等制度之间的相互作用过程及其均衡结

果将深刻影响规制实施效果。环境规制的实施效果一方面受具体“点”上的制度安排的影响,另一方面也受到历史维度规制制度变迁以及由此产生的制度路径依赖的干扰(韩超,2014)。1998年初步确立的以《党政领导干部考核工作暂行规定》为核心的政绩考核与晋升制度,逐渐形成了地区间以GDP为核心的晋升竞争,为晋升展开的辖区竞争使得地方政府动机明显发生扭曲,地方官员为了晋升而发展经济在系列研究中得到证实(Maskin, Qian 和 Xu, 2000; 周黎安, 2007; Li 和 Zhou, 2005)。作为地方政府组成部门,环境规制部门与地方政府呈现一种委托代理关系,地方政府委托规制部门管理环境,政府主要负责审核环境领域投资方向、资金安排意见与拨付资金,人员工资福利的发放以及主管人员的任免等;规制部门则是地方政府的代理人,主要负责建立健全环境保护基本制度,重大环境问题的统筹协调和监督管理,污染物排放许可证发放,排污费的征收,环境监督管理等具体环境管理工作。在以上机构设置与职能划分下,规制部门在人事、经费等方面均受制于地方政府。地方政府对环境规制部门的约束主要体现在官员任免和财政资金限制上,其中财政资金控制尤为明显。2013年的28个省、自治区、直辖市(不包含江苏、宁夏、西藏)的环保厅的部门决算报告显示,绝大部分环保厅财政拨款占本年收入的比重均超过50%,该指标超过80%的环保厅有15个,可见地方政府对环境规制部门存在显著的控制力。地方政府将整合各种资源,以推动辖区的经济发展,环境规制会成为系列政策工具的一项选择(杨海生等, 2008; 韩超、王海, 2014),以上论述表明中国的环境规制存在显著的独立性缺失。

(二)地区间策略互动的可能路径

独立性一直是规制体系构建的一个重要原则。独立性意味着,规制体系不仅与被规制企业、消费者等利益相关者保持距离,同时也要同行政管理部门隔断联系,独立行使规制权利。规制的独立性可以发挥其专业性、灵活性、权威性,并可以降低决策成本,有利于降低规制中的长期承诺问题(马英娟, 2007)。独立的规制体系是我们长期的目标,但就当下而言,深刻理解当前的规制现状,除了确保规制机构的独立性外,规制的实施机制构建仍然具有重要意义。就环境问题而言,规制对于环境治理的作用已经有很多研究进行了论述(Afsah, Laplante 和 Wheeler, 1997; Badrinath 和 Bolster, 1996; Berman 和 Bui, 2001; 等)。但是,以上研究大多忽视了在独立性缺失背景下可能存在的规制实施的策略性行为。如果存在环境规制实施策略性行为,那么其可以体现在多个层面:一是规制结果的策略互动性,即指环境污染的产物,包括二氧化硫、固体废弃物等;二是规制投入的策略互动性,指规制治理投资;三是策略互动性还体现在公众诉求、环保事件等其他方面,这是由于临近的环保事件、公众参与行为等因素将显著地警醒本地政府对环境规制方面进行部分调整。此外,地区间对GDP的竞争将会直接指向对投资的竞争,资本的竞争可能进而导致规制竞争。以上所述的策略互动行为是否存在,以及其内在作用机制如何仍然是有待检验的实证问题。目前有关研究主要针对省级政府行为展开,而对于城市层面的地方政府行为考虑较少。本文认为,由于受晋升渠道狭窄、官员年龄偏大等因素制约,省级官员更可能怀有“安度晚年”的心态。相比而言,城市层面地方政府无论是从个人理想、职业前途以及实际工作内容等方面均比省级政府更有“干事业”的劲头,^①即有更充足的竞争激励。因此,相比省级政府,城市层级政府是考察中国地方政府行为的更好的载体。

(三)现有研究缺陷

已有很多研究表明,区域间政策决策实施可能会受到其他地区相关政策的影响(Yu, Zhang, Li

^① 已有研究表明,任职年龄与工作业绩具有明显的相关关系(王贤彬等, 2009)。

和 Zheng, 2013; Ermini 和 Santolini, 2010)。正如上文所述, 如果规制机构具有完全的独立性, 那么环境规制问题将会相对容易解决。然而, 在系列制度约束下, 中国的环境规制机构置于政府机构序列, 难免受到政府相关偏好以及其他政策的影响, 难以实现独立性。不少研究表明, 财政分权制度安排下, 环境规制的责任往往由地方政府承担, 中国的环境规制也不例外 (Deng, Zheng, Huang 和 Li, 2012)。本文认为, 环境规制的实施不仅不能体现规制的独立性, 且其在实施过程中可能还会受到其他地区行为的影响, 即环境规制的决策与实施还可能存地区间规制实施的独立性缺失, 即可能存在策略行为。Deng 等 (2012) 在现有文献的基础上总结了三种规制实施可能受其他地区影响的作用路径: 其一, 为竞争居民与企业, 地区间的规制政策可能会产生相互影响; 其二, 如果规制政策将会影响地区经济发展 (官员绩效评价与晋升的核心指标), 那么由此产生的标尺竞争也会影响规制政策的实施; 其三, 抛开制度因素, 规制具有的明显外部性也会导致政策实施在地区间的相互影响。在目前研究中, 已有张征宇和朱平芳 (2010)、张利风 (2013)、李胜兰等 (2014)、张文彬和李国平 (2014)、赵霄伟 (2014) 等学者考虑了环境规制实施中这一互动作用, 但其关注点或者只关注环境治理投资的区域互动, 或者只研究治理投资对经济增长以及生态效率的影响, 并未分析其对污染治理实施效果的影响。分析地区间规制实施行为对污染治理的影响则是反思环境规制实施中的首要命题, 本文将弥补这一研究空白。

三、变量选择、数据说明与模型设定

(一) 变量与数据说明

为了验证环境规制过程中可能存在的策略互动问题, 本文选取 2002—2007 年 287 家地级市样本进行分析, 样本选择始于 2002 年是由于从该年开始才有环境治理投资统计。选择 2007 年作为样本截止年份出于两个方面考虑。其一, 是受数据指标统计口径变化的限制, 从 2008 年开始, 大部分城市的环境治理投资指标的统计口径发生大的变化, 2008 年前所能获得的城市的“环境治理投资额”由“污染源治理本年投资总额”、“城市环境设施投资额”与“三废综合利用产品产值”构成, 2008 年及之后环境治理投资额只披露“三废综合利用产品产值”, 与 2008 年前截然不同。这一统计口径变化, 使得本文不得不选择 2008 年前的有关数据样本进行分析, 以此才能得到一致稳健的结论, 这是将 2007 年作为样本截止年份的最根本的缘由。其二, 截至 2007 年可以规避 2008 年奥运会的影响, 发现更为一般的内在规律。Wu, Deng, Huang, Morck 和 Yeung (2013) 指出, 2008 年及之后空气达标的城市数量才有了明显的增加, 而在 2008 年之前环境并没有大幅度的改善。为了更合理稳健地获得常态下环境治理的策略互动及其影响, 剔除 2008 年政策影响, 也可以客观上剔除非常规政策影响, 提高研究结论稳健性。在研究内容方面, 本文首先分析环境规制及其他治理方式实施的策略互动问题, 在此基础上研究策略互动约束下环境规制作用机制及其实施效果。

首先, 本文选择单位环境治理投资作为规制实施指标变量 ($regu$)。郑思齐等 (2013) 使用城市建设年鉴中地区/城市的环境治理投资额, 包括用于污水排放处理、城市园林绿化、市容环境卫生改善等方面的费用支出总额, 但该数据是城镇公用事业中排水与市容治理的固定资产投资。作为环境规制一部分的工业污染治理却不能很好地体现。本文认为, “三废综合利用产品产值”不是直接的污染治理投资, 因而将环境治理投资定义为“污染源治理本年投资总额”与“城市环境设施投资额”之和, 并通过地区实际生产总值单位化得到环境治理投资指标 ($regu$), 由于规制治理投资与

治理效果之间可能存在内生问题,因此将 *regu* 滞后一期处理,以减弱内生性影响。相应指标来自于历年《中国城市统计年鉴》。当然,还有其他指标可以作为环境规制实施代理变量,比如出台的环保有关法规(于文超等,2014)等。相对于其他指标,由于环境治理投资是地方政府支出的一部分,对于地方政府而言其机会成本更高。在有限财政预算约束下,地方政府可以将财力投入到基础设施建设中,也可以投入到环境规制中,地方政府在环境治理与基础设施建设中的相机抉择行为可以很好地显示地方政府行为偏好(Wu等,2013)。

表 1 相关变量定义

变量名	定义
环境治理投资	污染源治理本年投资总额+城市环境设施投资额(2002年直接等于环境污染治理投资额)(万元)
单位环境治理投资	环境治理投资/地区实际生产总值
单位 GRP 工业废水排放量	工业废水排放量/地区实际生产总值(吨/元)
单位 GRP 工业二氧化硫排放量	工业二氧化硫排放量/地区实际生产总值(吨/万元)
单位 GRP 工业烟尘排放量	工业烟尘排放量/地区实际生产总值(吨/万元)
污染综合指数	以上 3 个变量主成分分析结果
工业烟尘去除率	$\text{工业烟尘去除量} \times 100 / (\text{工业烟尘排放量} + \text{工业烟尘去除量})$
工业二氧化硫去除率	$\text{工业二氧化硫去除量} \times 100 / (\text{工业二氧化硫排放量} + \text{工业二氧化硫去除量})$
生活污水处理率	直接来自《中国城市统计年鉴》
工业固体废物综合利用率	直接来自《中国城市统计年鉴》
生活垃圾无害化处理率	直接来自《中国城市统计年鉴》
环境达标指数	以上 6 个变量主成分分析结果
市场化指数	樊纲等(2011)地区市场化指数
公众诉求	所在省信访工作情况来信总数(封)
环保事故	所在省环境污染与破坏事故总数(件)
行政惩罚案件数	所在省当年实施行政处罚案件数(起)
财政自主度	$\text{地方财政一般预算内收入} \times 100 / \text{地方财政一般预算内支出}$
FDI 竞争	$\text{地区利用外资金额} \times 100 / \text{年度所有地区利用外资金额之和}$
第二产业比重	$\text{第二产业产值} \times 100 / \text{地区生产总值}$
人口密度	总人口/土地面积(人/平方公里)
人均地区实际生产总值	地区实际生产总值/年末总人口(元/人)

除了分析环境规制实施的策略互动外,本文还将分析策略互动约束下环境规制及其他治理方式的实施效果,为此需要构造反映环境污染水平的指标。环境污染结果有多种类型,如工业废水排放量、工业二氧化硫排放量、工业烟尘排放量等,单一的污染排放量并不能综合反映地区环境污

染水平,本文通过提取相应变量的主成分^①获得环境污染指数(*env_danwei*)。具体地,本文先是通过地区实际生产总值对工业废水排放量、工业二氧化硫排放量、工业烟尘排放量进行单位化处理,消除地区经济规模的内生影响,在此基础上进行主成分分析(对于任何一个原始指标缺失的情况,本文均将这一样本删除,环境达标指数计算时的处理也采取这一方式),以此获得综合的环境污染指数,^②构造该指标的原始数据主要来自于相应年份的《中国城市统计年鉴》。

最后,为了稳健性考虑,本文还构造了环境达标指数(*env_dabiao*)作为环境污染水平的另一个代理变量。同环境污染指数类似,环境达标指数也是对工业烟尘去除率、工业二氧化硫去除率、生活污水处理率、工业固体废物综合利用率以及生活垃圾无害化处理率进行主成分分析得到,构造该指标的原始数据也是来自历年《中国城市统计年鉴》。从源数据看,环境污染指数和环境达标指数具有一定联系,但两者有明显的差别。环境污染指数直接体现污染物排放水平,并不会把政策、标准等要求考虑在内,而环境达标指数是经过政府政策标准校正后的污染物排放水平,通过对这两个变量相互验证的分析,可以提高结论的稳健性,同时还可以得到其他有意思的结论。

表 2 主要变量的描述性统计

变量名	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
环境治理投资	1722	3. 37E+04	7. 65E+04	0. 00	1. 31E+06
单位 GRP 环境治理投资	1669	1. 86	1. 75	1. 23E-03	41. 39
单位 GRP 工业废水排放量	1423	0. 57	0. 63	0. 01	13. 70
单位 GRP 工业二氧化硫排放量	1421	15. 16	39. 60	0. 00	632. 78
单位 GRP 工业烟尘排放量	1423	2. 29	3. 22	0. 00	28. 83
环境污染指数	1421	4. 05E-16	0. 99	-0. 91	20. 84
工业固体废物综合利用率	1397	76. 86	34. 21	0. 97	995. 00
工业烟尘去除率	1422	90	17	5	100
工业二氧化硫去除率	1385	26	22	1. 96E-04	100
生活污水处理率	1337	55. 88	27. 72	1	100
生活垃圾无害化处理率	1285	69. 26	28. 96	1	100
环境达标指数	925	4. 32E-17	0. 99	-1. 24	3. 389
公众诉求	1722	1. 84E+04	2. 02E+04	50. 00	1. 05E+05
市场化指数	1722	6. 59	1. 89	0. 63	11. 71
环保事故	1722	56. 65	76. 64	0	406
行政惩罚案件数	1721	4093. 48	4715. 15	3	3. 10E+04

① 从现有研究看,仍然没有更好的办法对相关变量进行降维处理,主成分分析可能仍然是进行指标降维的重要选择(何可等,2015;限于版面,更多文献未列出)。当然,由于主成分分析方法本身的问题,其得到的指标会损失一些信息。笔者目前还无法获得更好的处理多变量降维且不损失信息的方法,希望读者以科学的态度来看待有关问题以及研究结论。感谢审稿专家的建设性建议。

② 主成分分析表明,污染物排放具有单一主成分,可将其作为环境污染指数,环境达标指数类同,受版面限制详细结果未列出。

续表 2

变量名	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
财政自主度	1707	52	22	7	174
FDI 竞争	1633	0.37	0.89	2.9E-05	9.77
第二产业比重	1705	46.51	11.75	9	89.72
人口密度	1707	409.62	313.73	4.70	2707.00
人均地区实际生产总值	1702	3779.17	2982.93	647.90	2.79E+04

注:统计年鉴显示,2004 年湖北荆门市工业固体废物综合利用率显示为 99.5,而其前后几年的数值均是 90 多,2006 年广西百色该指标显示为 135,前后几年该地区该指标在 10 到 20 之间。基于以上对比分析,作者认为该指数是统计录入笔误,其真实指标应该分别为 99.5 和 13.5。

资料来源:通过 Stata12 测算。

此外,本文还引入公众诉求(*public*,以环保来访信件总数代表)、环保事故(*accident*,地区突发环境事件次数代表)、行政惩罚案件数(*punish*,以当年实施的行政处罚案件数代表)环境有关变量分析其在环境规制实施过程中可能的影响。其中公众诉求是本文重点分析的内容之一,其他变量作为控制地区其他环境治理工具的变量。相关数据来源于《中国环境年鉴》。值得说明的是,以上三个变量只有省级层面的统计,因而其对跨省的环境治理影响过程具有一定研究价值,但对省内城市间策略性互动研究则无法发挥作用。以上三个变量体现了地方政府为应对环境问题所采取的行动,具有一定滞后性,同时为了减弱内生性的影响,^①本文采取以上三个变量的滞后一期进行分析(于文超等,2014)。

为了体现城市发展特征,本文还引入市场化指数(*marktindex*)、财政自主度(*fiscal_self*)、FDI 竞争(*fdi_compt*)、第二产业比重(*inds*)、人口密度(*densy*)、人均地区实际生产总值(*pgdp*)等指标进行分析。中国制度环境存在显著的区域差异,不同的治理环境也会对环境规制及其他治理方式产生影响,引入市场化指数可以部分控制制度环境差异,该指数来自樊纲等(2011)。财政自主度采用地方财政预算收入与预算支出之比获得,以此可以反映由于财政限制对环境规制及其实施效果的影响,该指标来自相应年份的《中国城市统计年鉴》。通过控制第二产业比重、人口密度、人均地区实际生产总值等变量可以减弱遗漏变量的影响,相关数据来自相应年份的《中国城市统计年鉴》。以货币形式体现的指标,本文均将使用地区生产总值指数进行价格平减,以消除价格因素影响。相关变量详细定义见表 1。表 2 列出了变量的描述性统计结果。从环境治理投资、环境污染指数以及环境达标指数的离散系数(标准差/均值)可以发现,地区间环境治理行为存在明显差异,为以下分析奠定了数据分析基础。

(二)模型设定

为了探析城市间环境规制实施过程中策略互动问题,需要在模型中引入空间相关性。为此,本文采用一般的 Durbin 模型作为问题研究的基准模型,该模型既包含被解释变量的空间滞后项,也包含解释变量的空间固定效应。一般的 Durbin 模型可以写作以下方式。

^① 较多的环境治理投资可能会带来较多的环保事故、惩罚案件和环保信访,这是一种典型的双向因果关系导致的内生性问题。

$$Y = \rho WY + X\beta + WZ\theta + \alpha + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, Y 是 $NT \times 1$ 向量, X 是 $NT \times k$ 向量。 X 包含解释变量与控制变量。 Z 是系列变量可能具有空间相关性(Z 包含于 X)。 μ 和 ν 分别代表地区和时期的固定效应, ε 则是残差项。 ρ 代表空间自相关系数, 度量城市间 Y 变量相互依存度。 β 和 θ 是 $k \times 1$ 向量的待估系数。 空间权重矩阵是进行本文分析的一个基础。 基本的空间矩阵是相邻矩阵, 但基本空间权重矩阵只考虑空间的圆周特征, 未考虑空间距离的外延性。 为了体现这一空间上联系特征, 本文采取城市间距离的倒数作为空间权重系数。 即 W 空间权重矩阵是一个 $N \times N$ 对称矩阵, 且其中每一个要素 m_{ij} 度量城市间距离的倒数, 并进行标准化($i \neq j$)。 在距离空间矩阵的假设下, i 地区与 j 地区距离越近, 则两者之间被赋予越大的权重矩阵(Yu 等, 2013)。

按照分类, 空间模型可以分成空间滞后模型、空间误差模型以及空间 Durbin 模型, 在很多论文中都有论述, 本文不多赘述。 LeSage 和 Pace(2010)指出, 相对于其他空间模型, 空间 Durbin 模型更具综合性, 其可以通过检验退化成空间滞后或者空间误差模型。 实践中, 有很多方法可以检验空间 Durbin 模型是否退化为其他空间模型。 其一, 通过 LR 检验 $\theta = -\rho\beta$ 可以检验空间 Durbin 模型是否退化为空间误差模型; 其二, 通过 LR 检验 $\theta = 0$ 可以检验空间 Durbin 模型是否退化为空间滞后模型。 Elhorst(2014)建议以空间 Durbin 模型为基准模型, 然后通过系列检验看其是否退化为其他模型形式。 为此, 本文采取的研究策略是尽量将解释变量与控制变量均纳入 WX 进行分析, 这样可以最大程度控制可能存在策略互动行为或者空间溢出行为的变量, 增加估计有效与稳健性(Yu 等, 2013)。

此外, 从变量的作用机制看, 大多控制变量具有策略互动或者空间相关的理论与现实基础。 环保事故与行政处罚案件数是环境治理的工具手段, 其与环境规制投入具有类似的作用, 应该具有显著的空间相关性。 财政自主度、FDI 竞争、第二产业比重、人均地区实际生产总值等均是地区的特征变量, 由于政治晋升约束的地区竞争机制影响(周黎安, 2007; 等), 这些变量也可能具有空间相关性。 人口密度与市场化指数虽然不属于环境治理工具, 也不属于地区竞争的要素, 但是由于可能受未知因素的影响, 本文也将其纳入 WX 进行分析。 从理论的视角看, 如果忽视解释变量(以及控制变量)或者被解释变量的空间相关性, 估计结果将会有偏且不具有一致性。 即使控制变量的空间相关性不存在, 那么其对估计结果稳健性的影响显著小于由于遗漏变量空间相关性而产生的问题。 因此, 无论是从模型设定还是从作用机制看, 均应当考虑解释变量与控制变量的空间相关性, 以提高估计结果有效与稳健性。

方程(2)给出了环境规制实施中策略互动过程的经验分析具体模型:

$$\begin{aligned} regu = & a + m_i + n_t + \ln Lpublic + \ln Laccident + \ln Lpunish + markrtindex \\ & + \ln fiscal_self + \ln fdi_compt + inds + \ln density + \ln pgdp + rWregu + WXq + e_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

其中变量名中“L”表示变量取滞后一期, “ln”表示该变量取自然对数。 为了篇幅考虑, 解释变量的空间解释部分以“X”表示, X 中包含所有解释变量, 在方程中本文重点关注的变量为公众诉求 $\ln Lpublic$ 的系数及其显著性。 为了尽可能地消除异方差的影响, 对于内涵为绝对数且显著大于 1 的变量, 本文对其取自然对数。

将环境治理投资($Lregu$)作为解释变量纳入, 给出了环境规制效果的经验分析模型, 重点关注公众诉求 $\ln Lpublic$ 以及环境治理投资 $Lregu$ 的系数及其显著性, 见方程(3):

$$\begin{aligned} env_danwei = & a + m_i + n_i + Lregu + lnLpublic + lnLaccident \\ & + lnLpunish + markrtindex + lnfiscal_self + lnfdi_compt \\ & + inds + lndensy + lnpgdp + rWenv_danwei + WXq + e_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

出于稳健性考虑,方程(4)给出了空间相关性约束下环境规制效果的达标分析模型,该模型重点关注变量公众诉求 $lnLpublic$ 以及环境治理投资 $Lregu$ 的系数及其显著性:

$$\begin{aligned} env_dabiao = & a + m_i + n_i + Lregu + lnLpublic + lnLaccident \\ & + lnLpunish + markrtindex + lnfiscal_self + lnfdi_compt \\ & + inds + lndensy + lnpgdp + rWenv_dabiao + WXq + e_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

具体估计时,由于缺失数据以及面板数据分析的要求,三个方程采用的样本量并不一致。因而方程(2)、方程(3)和方程(4)虽然使用相同的权重矩阵符号 W ,但根据具体分析的样本,相应方程的权重矩阵也会进行适应性调整。以上模型仅考虑变量的即时效应,并没有考虑变量冲击后对其他地区又形成的反馈效应(feedback loop),因此以上变量的系数可以视为主效应(本地变量对本地变量的影响)和邻里效应(邻里变量对本地变量的影响)。对于一般的空间 Durbin 模型(1),LeSage 和 Pace(2010)将其重新构造为:

$$\begin{aligned} Y = & (I - \rho W)^{-1}(X\beta + WX\theta) + (I - \rho W)^{-1}\mu_i + (I - \rho W)^{-1}\alpha \\ & + (I - \rho W)^{-1}\nu_i + (I - \rho W)^{-1}\epsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

被解释变量 Y 对第 k 个解释变量 X_k 从地区 1 到地区 N 的偏导数可以表示为式(6)。根据 LeSage 和 Pace(2010)定义,考虑空间相关影响的直接效应为式(6)中矩阵对角线的均值,间接效应则为除对角线为其他位置数值的均值。后续经验分析中,本文除了给出具体的主效应与邻里效应外,还将根据 LeSage 和 Pace(2010)的定义分析其直接效应与间接效应。^①

$$\left(\frac{\partial y}{\partial X_{ik}} \cdots \frac{\partial y}{\partial X_{Nk}} \right) = \begin{bmatrix} \frac{\partial y_1}{\partial X_{1k}} & \cdots & \frac{\partial y_1}{\partial X_{Nk}} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \frac{\partial y_N}{\partial X_{1k}} & \cdots & \frac{\partial y_N}{\partial X_{Nk}} \end{bmatrix} = (I - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & \cdots & w_{1N}\theta_k \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{N1}\theta_k & \cdots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (6)$$

综合以上分析,本文所要研究的地区策略性互动主要体现在 WX 以及 WY 估计系数及其显著性上。 WX 体现的是空间矩阵决定的其他地区解释变量(也包含其他控制变量)对本地被解释变量的影响。 WY 则是空间自相关性,是判断模型是否存在空间相关性的重要依据,同时也是判断被解释变量是否存在地区依存性的重要依据。综合 WX 和 WY 的系数,本文可以对中国地区间环境治理策略性互动的存在性及其作用机制进行综合分析。进一步,根据式(5)和(6),还可得到策略互动且考虑反馈作用后相关变量影响的直接效应与间接效应。

四、规制实施的策略互动

环境治理过程是政府规制、公众诉求以企业遵守等多方参与的过程,本文将研究视角集中于

^① 详细的关于直接效应和间接效应的论述可以参考 LeSage 和 Pace(2010)第 34—41 页的论述。

地方政府行为,观察他们在规制实施过程中需要考虑的综合因素及其作用机制,特别地,重点研究可能存在区域间政策依存约束下的有关行为表现。表 3 汇报了控制时期与地区固定效应后的空间 Durbin 模型的估计结果(以模型(2)为基础)。为了检验空间 Durbin 模型是否可能会退化为空间滞后模型或者空间误差模型,本文进行了系列 LR 检验。首先,空间效应系数 ρ 通过显著性检验,说明空间模型有效。然后对 $\theta = -\rho\beta$ 和 $\theta = 0$ 是否成立进行检验。结果显示,两者的卡方统计量分别是 12.01 和 12.18,均通过 0.01 的显著性检验,统计上表明空间 Durbin 模型适于分析本文区域互动约束下环境规制实施机制。最后,本文还进行了固定效应与随机效应选择的检验。Hausman 检验值为 128.52,在 0.01 的显著性水平上通过检验,结果拒绝随机效应而支持固定效应模型。

表 3 空间 Durbin 固定效应模型中的空间相关系数是 -0.816 且通过 0.01 的显著性检验,表明在本样本地区内,一个城市将减少其单位环境治理投资(*regu*)作为对邻近城市增加环境治理投资的回应,这个结果揭示了当前中国城市环境治理过程中显著的策略性竞争行为。观察表 3 正文中主效应一列,可以发现公众诉求(*lnLpublic*)、行政惩罚案件数(*lnLpunish*)以及政府竞争(*lnfdi_compt*)通过显著性检验。公众诉求的系数为 -0.203 说明来访信件增加 1% 单位环境治理投资(*regu*)降低 0.2 个单位。主效应表示的仅是本地(此处是本省)的公众诉求对单位治理投资的影响。如果考虑空间依存互动性带来的反馈效应,其数值有所变小为 -0.202,仍然具有显著性(通过 0.01 的显著性检验)。综合的结果表明,本地公众诉求降低 1%,那么长期来看单位环境治理投资将会增加约 0.202 个单位。从邻里效应看,其他城市的公众诉求将会增加本地的单位环境治理投资,考虑长期反馈效应结果与此一致,但两者均未通过显著性检验。这一结论将结合下文的论述综合分析。

表 3 环境规制决策的空间 Durbin 固定效应模型

	主效应	邻里效应	直接效应	间接效应
<i>lnLpublic</i>	-0.203** (0.0913)	0.347 (0.59)	-0.202*** (0.0755)	0.335 (0.509)
<i>lnLaccident</i>	0.0804 (0.075)	-0.331 (0.35)	0.0844 (0.0812)	-0.29 (0.299)
<i>lnLpunish</i>	0.675*** (0.119)	-2.414*** (0.551)	0.671*** (0.125)	-2.124*** (0.564)
<i>marktindex</i>	0.0591 (0.24)	2.983** (1.343)	0.0745 (0.225)	2.334** (1.173)
<i>lnfiscal</i>	-0.0352 (0.285)	-0.468 (2.034)	0.0164 (0.273)	-0.87 (1.752)
<i>lnfdi_compt</i>	-0.132** (0.0542)	-1.559*** (0.589)	-0.128** (0.0553)	-1.167** (0.478)
<i>inds</i>	-0.0166 (0.0134)	-0.124 (0.108)	-0.0168 (0.0139)	-0.0944 (0.0976)

续表 3

	主效应	邻里效应	直接效应	间接效应
$lndensity$	-1.13 (1.325)	14.13 (16.37)	-1.104 (1.307)	12 (13.12)
$lnpgdp$	-0.327 (0.407)	2.193 (2.427)	-0.37 (0.378)	1.733 (1.885)
ρ	-0.816**			
控制时期	是			
控制地区	是			
$\theta=0$	12.18***			
$\theta=-\rho\beta$	12.01***			
Hausman test	128.518***			
样本量	1070			
截面数	214			

注：*、**和***分别表示在 0.1、0.05 和 0.01 的水平上显著；标准误在括号内显示；以上测算结果基于 Stata12 的极大似然方法估计。下同。

对于其他控制变量,可以发现,行政惩罚案件数主效应与间接效应显著为正值,本地行政惩罚案件数的增加将提高单位环境治理投资。其邻里效应与间接效应显著为负,其他地区行政处罚案件降低则会提高本次单位环境治理投资。政府竞争的所有效应均通过显著性检验,且都是负值,这表明,相对吸引 FDI 越多则单位环境治理投资越少,但是其他地区吸引 FDI 能力对本地单位环境治理投资影响更大,这个结果可以从侧面说明,地区间策略性行为对 FDI 竞争更加敏感。市场化指数的主效应与直接效应未通过显著性检验,但其邻里效应和间接效应通过 0.05 的显著性检验,且为正值,说明邻近城市的市场化程度越高,则会降低本地城市的单位环境治理投资,其他地区市场化指数提高则带来本地城市单位环境治理投资短期提高(注:不能说明一个省内城市的情况)。对于环保事故、财政自主度、第二产业比重、人口密度、人均地区实际生产总值变量而言,由于未通过显著性检验,本文便不做详细分析。

五、规制实施影响的策略互动

以上分析了环境规制实施过程中的决定因素以及这些因素对环境规制实施的内在影响。那么接下来一个很自然的问题则是环境规制以及其他治理方式在治污方面的政策效果如何?本部分将集中分析该问题。

(一)污染结果的政策效果

表 4 左侧部分汇报了考虑政策空间互动性后的环境规制实施效果的检验模型估计结果。在研究设计中,本文仍然以 Durbin 模型(3)为基础进行分析,然后通过系列检验选择具体的空间模型。空间效应系数 ρ 通过显著性检验,说明空间模型有效。然后对 $\theta=-\rho\beta$ 和 $\theta=0$ 进行检验,LR 检

验卡方统计量分别是 11.32 和 11.47,但均未通过显著性检验。为了稳健性考虑(LeSage 和 Pace, 2010),本文采用空间滞后模型进行检验。固定效应与随机效应检验 Hausman 检验值为 -17.70。从理论角度看,相对于随机效应,固定效应的一致性更为有效,本文选择固定效应进行此分析。

表 4 的空间滞后变量系数是 0.21,通过显著性检验,说明在单位污染排放这一指标上,城市间也存在互动特征,再次印证了环境规制问题的空间相关性,同时所有变量的间接效应都不显著,说明经过长期反馈后,其他地区环境规制行为不能显著改变本地环境污染状况。两个本文重点关注的变量是单位环境治理投资与公众诉求。本文研究发现这两个变量的估计结果与常识相悖。从系数本身看,单位污染治理投资提高 1%则会降低环境污染指数约 0.005 个单位,但该变量并未通过显著性检验。郑思齐等(2013)的研究证明,地区环境治理投资的增加,代表当地政府对环境问题的关注提高,进而则会带来大气污染转好的结论。然而本文使用综合的环境污染指数表明,单位环境治理投资并没有显著改善城市环境污染现状的证据。公众诉求通过 0.01 的显著性检验,公众诉求增加 1%短期内则会带来 0.054 个单位环境污染指数的增加,长期内稍高为 0.056 个单位,这一结论与郑思齐等(2013)、于文超等(2014)有所差异。郑思齐等(2013)使用 Google 趋势指数构造公众关注指数,其研究结论支持公众重视会增加治理投资改善环境现状。^① 于文超等(2014)研究结论也是支持公众重视将会带来环境治理的更多投入。不过,以上研究并没有直接研究表明,公众诉求将会带来环境状况的改善。结合表 3,本文研究表明考虑城市间互动性后,公众诉求并不能带来环境治理投资的增加,同时也不能带来环境污染指数的降低。由于本文的公众诉求指数通过“环保信访数量”来构造,因此,本文研究可以间接说明有关部门并没有将公众诉求充分反映,并落到实际中去。另外也可以说明,传统的环保信访渠道并不能真正发挥公众监督的作用,需要重新创新公众诉求渠道,切实发挥公众诉求在环境治理体系中的作用。

表 4 环境规制实施效果检验

	污染结果的空间滞后固定效应模型			达标结果的空间 Durbin 固定效应模型			
	主效应	直接效应	间接效应	主效应	邻里效应	直接效应	间接效应
<i>Lregu</i>	-0.00471 (0.00477)	-0.00479 (0.00405)	-0.00076 (0.00216)	0.0101 (0.035)	0.278 (0.342)	0.008 (0.0299)	0.249 (0.303)
<i>lnLpublic</i>	0.0543*** (0.0161)	0.0556*** (0.0178)	0.0084 (0.0203)	0.0154 (0.104)	0.0811 (0.597)	0.0238 (0.119)	0.0149 (0.534)
<i>lnLaccident</i>	0.000428 (0.0122)	0.00119 (0.0132)	-0.00027 (0.00449)	-0.152* (0.0772)	1.043* (0.418)	-0.121* (0.0851)	0.849 (0.421)
<i>lnLpunish</i>	-0.00889 (0.0222)	-0.00926 (0.0213)	-0.00208 (0.00637)	0.227 (0.156)	0.269 (0.727)	0.224 (0.155)	0.0422 (0.591)
<i>markrtindex</i>	-0.0325* (0.0194)	-0.0694* (0.0379)	-0.0486 (0.0733)	0.584** (0.282)	-1.617 (1.396)	0.652** (0.276)	-1.417 (1.189)

① Google 趋势指数可以一定程度代表公众关注程度,但在中国大陆地区中文搜索领域,百度无疑处于领头羊位置,而且对于非专业人士而言,百度依然是大陆市民的首选搜索工具。Google 退出中国市场前,百度约占 6 成市场份额,Google 仅占不到三成。因此,基于 Google 趋势指数作为公众关注指数可能存在不足。

续表 4

	污染结果的空间滞后固定效应模型			达标结果的空间 Durbin 固定效应模型			
	主效应	直接效应	间接效应	主效应	邻里效应	直接效应	间接效应
<i>lnfiscal</i>	-0.0843 (0.0707)	-0.0722 (0.0718)	-0.00998 (0.0364)	0.148 (0.426)	5.825*** (2.192)	0.213 (0.436)	4.344** (2.151)
<i>lnfdi_compt</i>	-0.00932 (0.014)	-0.00955 (0.0145)	-0.00193 (0.00577)	-0.141* (0.0746)	1.787*** (0.588)	-0.156** (0.0775)	1.440** (0.599)
<i>inds</i>	0.00594* (0.0035)	0.00576 (0.00354)	0.000631 (0.00171)	-0.0302** (0.0153)	-0.309*** (0.0937)	-0.0298* (0.0159)	-0.241*** (0.0896)
<i>lndensy</i>	0.0971 (0.431)	0.0604 (0.405)	0.000749 (0.124)	-1.154 (1.705)	20.09 (20.85)	-1.462 (1.651)	21.76 (19.69)
<i>lnpgdp</i>	-0.563*** (0.101)	-0.563*** (0.105)	-0.0787 (0.172)	0.795* (0.446)	6.872*** (2.298)	0.766* (0.441)	5.744** (2.467)
ρ	0.21**			-0.22***			
控制时期	是			是			
控制地区	是			是			
$\theta=0$	11.47			29.60***			
$\theta=-\rho\beta$	11.32			29.39***			
Hausman test	-17.70			114.85***			
样本量	892			352			
截面数	223			88			

注：(1)检验表明 Durbin 模型失效，应当在空间滞后和空间误差模型间选择。为了和稳健分析方法一致，本文采用空间滞后模型进行分析。运算过程中发现，空间滞后和空间误差模型估计结果并没有明显差异，如对空间误差模型结果感兴趣，可向作者索取。(2)Hausman 检验值为负值，由于固定效应可以满足一致性，而随机效应不能，本文采用固定效应进行分析。下同。

对于其他控制变量，本文发现，人均地区生产总值与第二产业所占比重通过显著性检验：*lnpgdp* 的主效应与直接效应通过 0.01 的显著性水平检验，*inds* 通过 0.01 的显著性水平检验。从主效应看，表明当经济发展水平达到一定程度，人均地区生产总值增加则会降低环境污染指数，这一结论间接佐证了环境库兹涅兹曲线的合理性。*inds* 提高带来环境污染指数上升，说明工业依然是环境污染的重要部分。市场化指数通过 0.1 的显著性水平检验，其主效应系数为 -0.033，直接效应系数为 -0.069，市场化指数提升，短期与长期均会降低环境污染指数，且其长期效果更佳，验证了市场化水平越高，环境状况越好的结论。其他控制变量并没有通过显著性检验，并没有清晰的结论。

(二)环境达标结果的政策效果

环境污染指数代表环境污染的现实结果，但其并不能反映污染结果与规制要求的契合程度。为了更好地实现污染结果与规制要求的结合，本文将进一步分析有关因素对环境达标指数的影响，估计结果见表 4 右侧部分。从计量的视角看，空间滞后系数为 -0.22 且通过显著性检验，验证

了空间模型的有效性,也表明城市间达标指数具有空间负相关关系。对 $\theta = -\rho\beta$ 和 $\theta = 0$ 进行检验,LR 检验卡方统计量分别是 29.39 和 29.60,都通过 0.01 的显著性水平检验,固定效应与随机效应检验 Hausman 检验值为 114.85 且通过显著性检验。综合以上检验结果,本文确定使用空间 Durbin 固定效应模型分析达标结果的政策效果。对比政策对达标结果与污染结果的影响差异可以发现很多有意思的结论,两者的内在影响机制有相似也有不同的地方。单位环境治理投资与公众诉求的系数都为正值,符合规制与公众诉求推进环境达标水平提高的政策预期,但两者均未通过显著性检验。在环境污染结果的分析中 $Lregu$ 和 $lnLpublic$ 均与常识相悖,由此可以推断出:目前环境治理投资并没有有效发挥作用,而且以环保信访来信代表的公众诉求并没有有效推进环境治理投资增加,其结果也没有提高环境达标水平。

对于控制变量,可以发现一些有意思的结论,一方面可以佐证有关研究结论,另一方面也丰富了本文的有关结论。 $lnLaccident$ 均通过显著检验表明,环保事件增加降低环境达标水平,但邻近城市(不同省的城市)环保事故增加则会增加本城市环境达标水平,但 $lnLpunish$ 并没有呈现显著性,由此可以推断,相对行政处罚案,地方政府的行为偏好对环保事故更加敏感。 $lnfiscal$ 的邻里效应与间接效应通过显著性检验,邻近城市的财政自主度提高,在短期提高本地环境达标指数,但在长期会受主效应的抑制,与现有研究结论类似(周亚虹等,2013)。 $lnfdi_compt$ 的所有效应均通过显著性检验,本地政府竞争越强,则环境达标水平越低,邻近城市的政府竞争越强,通过区域互动则会提高本地的环境达标水平。将此结果与财政自主度相结合,可以发现财政自主度高的城市对 FDI 的依赖性较小,而两个效应的叠加将会影响城市环境达标指数,与其他研究结论一致(邓玉萍、许和连,2013;周亚虹等,2013)。其他变量的估计结果与环境污染水平估计结果类似,侧面佐证了估计结果的稳健性,对其不再赘述。

六、稳健性检验

上文结论是否稳健,是否在其他模型中也成立,是否有必要引入其他因素?为了打消以上疑虑,本部分将对以上分析进行稳健性检验。虽然本文通过使有关变量滞后一期,以期尽量减弱内生性的影响^①,但是规制、公众诉求等治理指标与污染结果有关变量间可能存在双向因果等内生性问题,而这些问题可能仍会影响模型结果的可靠性。为此可以采用 GS2SLS(Generalized Spatial Panel Two Stage Least Squares)处理解释变量的内生性问题(Arraiz, Kker, Kelejian 和 Prucha, 2010; Yu 等, 2013)。^② GS2SLS 将非线性 2SLS(Two Stage Least Squares)应用到空间模型中,具体估计中需要通过三步来完成:第一步得到空间自回归残差的一致估计量;第二步利用第一步估计结果对自回归系数进行广义矩估计;第三步将模型进行调整并利用第二步的结果重新进行 2SLS 估计最终得到一致估计系数。Shehata(2012)提供了面板数据进行 GS2SLS 的程序可以参考,本文以其为工具进行分析。此外,空间滞后变量在时期维度的滞后性是否会影响模型的结果,对于该疑问 Yu 等(2013)在其研究中作了系列讨论,本文沿着 Yu 等(2013)的思路分析该问题,本

① Anselin(1988)提出的极大似然法本身就可以减弱空间滞后变量的内生性问题。

② GS2SLS 与 ML(极大似然估计法)是两种截然不同的估计方法。通过两种方法的对比,也可以增强论文结论的稳健性。由于 GS2SLS 从理论上看已经是较为成熟的理论体系,本文在此不做过多的论述。关于 GS2SLS 的详细分析可见 Arraiz 等(2010)文献,中文版可以参阅孙洋(2009)的综述介绍。

文尝试进行动态空间面板(Spatial Panel Arellano-Bond Linear Dynamic Regression)的有关分析。表 5 汇报了以上检验的估计结果。通过表 5 可以发现,环境规制决策的 GS2SLS 与动态面板空间模型结果与表 3 中关于 $\ln L_{public}$ 、 $\ln L_{punish}$ 以及 $\ln fdi_compt$ 的分析结果基本一致,显著性检验结果以及有关系数符号也基本一致。对于环境污染结果和环境达标结果方程而言,表 5 中通过显著性水平检验的有关变量也与表 4 保持一致。但是在模型假设方面,GS2SLS 需要使用系列工具变量,模型中将 X 、 WX 、 W^2X 、 W^3X 作为工具变量进行分析,因此可能会产生弱工具变量特性,因此对表 5 中基于 GS2SLS 的分析,需要谨慎对待。动态空间面板模型估计结果中通过显著性检验的变量与表 3 和表 4 的分析并没有大的差异。而且,本文选择的样本只有 5 年数据(由于部分变量滞后一期),属于典型的短面板数据结构,因而由于时间因素导致的变量自相关并不能产生重要影响。目前,有关中国问题的空间计量应用研究,如王贺嘉等(2013)、李世刚和尹恒(2012)、Yu 等(2013)等研究均表明,基于 ML(采用命令“XSMLE”)的研究结论更加适合解释中国问题。综合以上考虑,本文认为,表 3 与表 4 的分析结果是稳健的。

表 5 稳健性检验

	基于 GS2SLS 的分析			基于 Han-Philips 的动态空间面板分析				
	规制决策 (SDM)	污染结果 (SAR)	达标结果 (SDM)	规制决策 (SDM)		污染结果 SAR	达标结果 (SDM)	
				主效应	邻里效应		主效应	邻里效应
L_{regu}	—	-0.005	0.011***	0.279**	2.863	-0.003	0.0291	0.399
L_{env_danwei}	—	—	—	—	-0.243	0.575	—	—
L_{env_dabiao}	—	—	—	—	-11.05	—	2.624***	—
$\ln L_{public}$	-0.103	0.051***	0.072	-0.299***	13.03	0.023	-0.186	4.605
$\ln L_{accident}$	0.0678	0.001	-0.093	0.061	-3.63	-0.01	-0.006	7.472
$\ln L_{punish}$	0.259***	-0.009	0.236*	0.894***	-0.53***	-0.046	0.167	-0.197
$marktindex$	0.174*	0.024	0.005	-0.195	119.2	0.063	0.813**	-6.433
$\ln fiscal$	0.043	-0.081	-0.009	0.388	11.25	-0.125	-0.22	9.779
$\ln fdi_compt$	-0.126**	-0.008	-0.098	-0.204**	2.863	0.006	-0.046	17.36**
$inds$	-0.0199	0.005	-0.002	0.018	-0.244	-0.002	0.012	-1.607*
$\ln density$	-1.931	0.014	-1.972	-0.42	-11.05*	0.006	2.271	110.85
$\ln pgdp$	-0.485	-0.543***	0.105	-1.271**	0.663	-0.686	1.154*	2.231
ρ	-2.386**	1.433	-5.61***	—	—	0.012	—	—

七、结论与启示

依靠传统发展方式,中国已经难以持续保持高速的经济增长。转变经济发展方式已经成为未来中国改革与发展过程中必须选择,而环境污染则是实现这一转变过程中亟待解决的问题之一,

这也是十八届三中全会提出生态文明建设的基本要求。当前,环境污染治理以及生态成本已经成为中国经济社会健康发展过程中的一个巨大成本。调整完善环境规制,有效管控环境问题是实现转型、推进经济社会进一步发展的重要保证。环境治理不仅是环境规制的单一问题,其涉及地方政府、企业以及公众诉求等多方利益主体的参与行为。目前的环境规制体系中,受制度因素的约束,规制独立性难以保证,环境规制同其他规制政策一起沦为地方政府为实现目标相机抉择的政策工具,并由此产生“选择性政策执行”问题。本文集中分析可能存在的地区互动性约束下地方政府环境政策决定与实施过程中的行为偏好及其政策效果。研究表明,地区间环境规制实施的互动性可以体现环境污染结果、规制政策以及公众诉求等其他治理政策,甚至也会出现在其他地区经济发展变量方面,因此相关政策制定不能忽视地区间政策实施的依存效应。研究结论进一步说明,地区间政策实施的依存关系,以及由此导致的规制实施的“选择性政策执行”则是环境规制屡屡失效的重要动因,如何引导这一依存关系使之发挥积极作用,或者切断这一依存关系则是未来环境治理过程中需要关注的重要问题。

本文以 2002—2007 年 287 个地级以上城市为样本,探析环境规制过程中地区间规制作用机制。本文选择以城市作为研究对象,这是因为城市政府管辖的区域较小更能直接体现政府行为,而且其官员无论在任职年龄、职业前途等方面均会督促其提高积极性,是探究地区政策互动影响的良好载体。通过对环境规制决策、环境污染结果以及环境达标效果的系列检验,本文表明当前中国城市环境治理过程中存在显著的策略性行为,这一结论不仅验证了中国环境规制非独立性的判断,更说明了规制实施的非独立性问题,即规制实施过程存在策略性依存问题,同时本文研究为后续分析类似规制问题提供了经验基础。研究还表明,考虑城市间策略性互动后,公众诉求并不能带来环境治理投资的增加,同时也不能带来环境污染指数的降低以及环境达标指数的提高。由于本文的公众诉求指数通过“环保信访数量”来构造,因此,本文的研究可以间接说明有关部门并没有将公众诉求充分反映,并落到实际中去。另外也可以说明,传统的环保信访渠道并不能真正发挥公众监督的作用,需要重新创新公众诉求渠道,切实发挥公众诉求在环境治理体系中的作用。同时,研究发现地方政府的行为偏好对环保事故更加敏感,可能也与环保事故“一票否决”有一定关系,有待进一步深入分析。

如果考虑地区经济发展变量,尤其是结合 FDI 竞争和地区财政收支现状,本文发现财政自主度提高并不会显著提高单位环境治理投资、降低环境污染指数以及提高环境达标结果,但是考虑城市间策略互动后,邻近城市的财政自主度提高将会通过 FDI 引入等提高本城市的环境达标水平。同其他治理方式相比,人均地区生产总值越高则环境污染指数越小、环境达标指数越大,该结论也间接验证了环境库兹涅茨曲线假设。具体到产业发展,本文发现样本期内中国工业依然是环境污染的重要部分,在节能工业、绿色工业发展的道路上中国依然任务艰巨。此外,本文一个重要发现是,城市所在省的市场化程度越高,邻近地区城市市场化程度越低,则本地城市单位环境治理投资越高。市场化改革是一个综合系统,将会对经济与社会产生深远的影响,其对环境治理也会发生积极作用,市场化改革方向应当是中国长期坚持的道路。

综合本文的有关背景与研究结论,本文认为中国的环境规制体系中,规制机构乃至规制实施均不具有独立性,规制的积极作用也未有效发挥,此外,公众诉求等其他环境治理方式也并未得到实质的推进,其对环境治理的作用也尚未体现。从本项研究看,市场化改革、整体的经济发展在环境治理中发挥积极作用,但其并非直接的环境规制行为,而是符合库兹涅茨曲线的内在规律,其对短期的环境问题作用有限。因此,未来中国仍然需要在规制治理、公众参与(直接投诉、第三方参

与)等方面推动更加深入的改革,只有这样才能实质地构建长期、健康、有效的环境治理体系。当然,本文仍然需要呼吁的是,构建独立有效的规制体制是提高规制效果、进行环境治理的必经之路。

参考文献:

1. 邓玉萍、许和连:《外商直接投资、地方政府竞争与环境污染》,《中国人口·资源与环境》2013年第7期。
2. 樊纲、王小鲁、朱恒鹏:《中国市场化指数——各地区市场化相对进程2011年报告》,经济科学出版社2011年版。
3. 韩超:《制度影响、规制竞争与中国启示——兼析规制失效的形式动因》,《经济动态》2014年第4期。
4. 韩超、王海:《地区竞争、资本禀赋与环境规制——门槛识别与非结性影响》,《财经问题研究》2014年第2期。
5. 何可、张俊飏、张露、吴雪莲:《人际信任、制度信任与农民环境治理参与意愿——以农业废弃物资源化为例》,《管理世界》2015年第5期。
6. 李胜兰、初善冰、申晨:《地方政府竞争、环境规制和区域生态效率》,《世界经济》2014年第4期。
7. 李世刚、尹恒:《县级基础教育财政支出的外部性分析》,《中国社会科学》2012年第11期。
8. 马英娟:《政府监管机构研究》,北京大学出版社2007年版。
9. 齐晔:《中国低碳发展报告(2013)——政策执行与制度创新》,社会科学文献出版社2013年版。
10. 冉冉:《压力型体制下的政治激励与地方环境治理》,《经济社会体制比较》2013年第3期。
11. 孙伟增、罗党论、郑思齐、万广华:《环保考核、地方官员晋升与环境治理——基于2004—2009年中国86个重点城市的经验证据》,《清华大学学报(哲学社会科学版)》2014年第4期。
12. 孙洋:《空间计量经济学模型的非嵌套检验方法及其应用》,清华大学博士学位论文2009年。
13. 王贺嘉、宗庆庆、陶佑:《竞次到底:地市级政府工业用地出让策略研究》,《南方经济》2013年第9期。
14. 王贤彬、徐现祥、李郁:《地方官员更替与经济增长》,《经济学(季刊)》2009年第8辑第4期。
15. 杨海生、陈少凌、周永章:《地方政府竞争与环境政策》,《南方经济》2008年第6期。
16. 于文超、高楠、龚强:《公众诉求、官员激励与地区环境治理》,《浙江社会科学》2014年第5期。
17. 赵雷伟:《地方政府间环境规制竞争策略及其地区增长效应——来自地级市以上城市面板的经验数据》,《财贸经济》2014年第10期。
18. 郑思齐、万广华、孙伟增、罗党论:《公众诉求与城市环境治理》,《管理世界》2013年第6期。
19. 周黎安:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》2007年第7期。
20. 周亚虹、宗庆庆、陈曦明:《财政分权体制下地市级政府教育支出的标尺竞争》,《经济研究》2013年第11期。
21. 张利风:《财政分权下地区间环境管制的相互影响》,《技术经济与管理研究》2013年第4期。
22. 张文彬、李国平:《环境保护与经济发展的利益冲突分析——基于各级政府博弈视角》,《中国经济问题》2014年第6期。
23. 张征宇、朱平芳:《地方环境支出的实证研究》,《经济研究》,2010年第5期。
24. Afsah, S., Laplante, B., & Wheeler, D., Regulation in the Information Age: Indonesian Public Information Program for Environmental Management Research Paper, Washington, DC: World Bank, 1997.
25. Anselin, L., *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Springer, 1988.
26. Arraiz, I., Kker, D. M., Kelejian, H. H., & Prucha, I. R., A spatial Clifford Type Model with Heteroskedastic Innovations: Small and Large Sample Results. *Journal of Regional Science*, Vol 50, No 2, 2010, pp 592—614.
27. Badrinath, S. G., & Bolster, P. J., The Role of Market Forces in EPA Enforcement Activity. *Journal of Regulatory Economic*, Vol 10, No 2, 1996, pp 165—181.
28. Berman, E., & Bui, L. T. M., Environmental Regulation and Productivity: Evidence from Oil Refineries. *Review of Economics and Statistics*, Vol 83, No 3, 2001, pp 498—510.
29. Brien, K. J., & Li, L., Selective Policy Implementation in Rural China. *Comparative Politics*, Vol 31, No 2, 1999, pp 167—186.
30. Deng, H., Zheng, X., Huang, N., & Li, F., Strategic Interaction in Spending on Environmental Protection: Spatial Evidence from Chinese Cities. *China & World Economy*, Vol 20, No 5, 2012, pp 103—120.
31. Elhorst, J. P., *Spatial Panel Data Models*, *Spatial Econometrics*. Springer Berlin Heidelberg, 2014, pp 37—93.

32. Ermini, B. , & Santolini, R. , Local Expenditure Interaction in Italian Municipalities; Do Local Council Partnerships Make a Difference ? *Local Government Studies* , Vol 36, No 5, 2010, pp 655—677.
33. LeSage, J. , & Pace, R. K. , *Introduction to Spatial Econometrics*, CRC press, 2010.
34. Li, H. , & Zhou, L. A. , Political Turnover and Economic Performance, the Incentive Role of Personnel Control in China. *Journal of Public Economics* , Vol 89, No 9, 2005, pp 1743—1762.
35. Lieberthal, K. , China's Governing System and Its Impact on Environmental Policy Implementation. *China Environment Series* , No 1, 1997, pp 3—8.
36. Maskin, E. , Qian, Y. , & Xu, C. , Incentives, Information, and Organizational Form. *The Review of Economic Studies* , Vol 67, No 2, 2000, pp 359—378.
37. Shehata, E. A. E. , GS2SLSXT: Generalized Spatial Panel Two Stage Least Squares(GS2SLS) , 2012.
38. Wu, J. , Deng, Y. , Huang, J. , Morck, R. K. , & Yeung, B. Y. , *Incentives and Outcomes: China's Environmental Policy*. National Bureau of Economic Research, 2013.
39. Yu, Y. , Zhang, L. , Li, F. , & Zheng, X. , Strategic Interaction and the Determinants of Public Health Expenditures in China: a Spatial Panel Perspective. *The Annals of Regional Science* , Vol 50, No 1, 2013, pp 203—221.

Regulatory Governance, Public Appeal and Environmental Pollution: Based on Strategic Interaction of Environmental Governance

HAN Chao, ZHANG Weiguang & SHAN Shuang

(Dongbei University of Finance and Economics, 116025)

Abstract: Based on the regulation effect being divided into the main effect, neighborhood effect, direct effect and indirect effect, the paper studied the regional environmental regulation behavior patterns in China, confirmed the strategy interaction in the governance investment between regions are significant, resulted in negative impact on environmental governance significantly. The paper found that: (1) Public appeals have not led to environmental investment increased; (2) Environmental regulation inputs significantly did not reduce pollution and compliance index. In addition, the study also found that, An improve of financial autonomy did not significantly improve environmental regulation while the improvements of financial autonomy of neighboring cities would enhance environmental compliance level of the city by FDI introduction constrained of interaction between cities; (3) Market-oriented development and per capita GDP effectively reduced the environmental pollution, and improved the environmental compliance index. The paper suggests that further strengthen is needed to explore for paths of public appeal in China to enhance regulation effect. But the independent environmental regulation is fundamentally needed to enhance regulation effect.

Keywords: Environmental Regulation, Strategic Interaction, Public Appeal

JEL: L51, P28, H73

责任编辑:原 宏