

地区间环境规制的策略互动研究

——对环境规制非完全执行普遍性的解释

张 华

[摘要] 当前中国的环境规制“非完全执行”现象是环境保护事务面临的核心问题,本文尝试从策略互动角度对其普遍性给出新的解释。中国式分权下环境规制被地方政府视为争夺流动性资源的博弈工具,导致地区间环境规制的策略互动行为,从而孕育了环境规制非完全执行的普遍现象。以此为突破口,本文借助于广义空间自回归模型实证检验了地方政府在环境规制方面的策略互动行为,并进一步探讨了影响地区间环境规制策略互动的因素。研究发现,地区间环境规制存在显著的互补型策略互动,意味着如果竞争地区降低环境规制强度,那么本地区也会相应降低环境规制强度,体现了环境规制非完全执行的传染性,从而较好地解释了环境规制非完全执行的普遍性。同时,2006年后地区间环境规制的互补型策略互动行为有所减弱,凸显了不断强化的环境绩效考核的作用。此外,财政分权与腐败强化了地区间环境规制的策略互动,而公众环保诉求则有效弱化了地区间环境规制的策略互动。

[关键词] 环境规制; 策略互动; 非完全执行

[中图分类号]F205 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2016)07-0074-17

一、问题提出

当前中国经济迈入以“三期叠加”为特征的经济发展新常态,更加强调由高生态环境为代价的粗放发展模式转向绿色发展模式。从“既要金山银山,也要绿水青山”到“宁要绿水青山,不要金山银山”和“绿水青山就是金山银山”,凸显中央政府保护环境的决心以及环境保护的重要战略地位。然而实际上,环境污染愈发严重,特别是多省份雾霾程度的加深,更加释放了环境问题未实现有效治理的信号。那么,为什么中央政府高度重视环境保护而现实却是环境问题的种种乱象呢?环境治理为什么总是不尽如人意呢?这固然与中国所处的发展阶段有关,但地方政府对中央政府环境规制的非完全执行现象亦不容忽视。实际上,这种所谓的“环境规制执行偏差”被生动地形容为“政令不出中南海”,是困扰中国环境治理的一个核心问题^①,并在全国范围内盛行。

理论上,分析环境规制非完全执行的普遍性需要回归到环境规制的本源。中国环境规制的制定者是中央政府,而实施者则是各个地方政府,这意味着地方政府在环境规制执行上具有很大的自由

[收稿日期] 2016-01-24

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“我国矿产资源跨期优化配置机制研究”(批准号 11&ZD163);国家自然科学基金面上项目“基于价值嵌入的清洁技术创新活动平台效应激发研究”(批准号 71472090)。

[作者简介] 张华(1988—),男,江苏东台人,南京审计大学工商管理学院讲师。电子邮箱:nau_zhanghua@126.com。

裁量空间,从而提升了环境规制执行的弹性,为环境规制非完全执行打开了机会之窗。同时,由于中央政府与地方政府的目標函数不一致,地方政府往往不是以公共福利为目标,而是具有某种自利性动机^[2]。这种自利性动机具体表现为,地方政府为了追逐本级财政收益,对可能导致财政收入减少的环境规制象征性执行,甚至拒绝执行,从而彰显地方政府的“谋利型”特性。因此,谋利型动机辅以足够的自由裁量空间,驱使地方政府非完全执行国家的环境规制政策。现有文献已经注意到地方政府行为对环境规制非完全执行现象具有较强的解释力,并且从地方政府行为角度衍生了一系列描述环境规制非完全执行的概念名词,如选择性执行、象征性执行、消极执行^[3]和政策执行偏差^[4]等。

然而,上述研究视角拘泥于地方政府行为自身的能动性,并将每一个地方政府视为独立的个体,从而忽视了互为竞争对手的地方政府行为以及外在环境因素的影响与制约^[5],无法令人满意地解释环境规制非完全执行的普遍性。事实上,中央政治集权下的“相对绩效考核”使地方政府非常关注竞争对手的行为,许多行为具有“策略性”^[6]。虽然既有文献^[5-11]提供了地区间环境规制策略互动的证据,但分析往往浅尝辄止,缺乏对影响地区间环境规制策略互动背后因素的挖掘,而这一点恰恰是寻找相应政策着力点的重要理论基础。鉴于此,本文突破现有文献的研究视角,立足于地方政府竞争理论,不仅从区域互动的视角考虑地方政府行为的自身能动性,而且将地方政府置于中央政府、企业和社会公众的环境中,从而捕捉后者对前者的影响。本文的贡献体现在,从研究地区间环境规制策略互动着手,尝试从不同的角度对中国环境规制非完全执行的普遍性给出新的解释,认为中国式标尺竞争下,趋利的地方政府为了吸引流动性资源,导致了地区间环境规制相互模仿的策略互动行为,致使某一地区环境规制非完全执行的行为“传染”给相邻地区,这种“传染性”较好地解释了环境规制非完全执行的普遍性。以此为突破口,本文依次回答了环境规制策略互动“是什么”和“为什么”的问题,从而探寻缓解环境规制非完全执行的可行路径,为“怎么做”提供相应的政策落脚点。

二、理论框架

中国环境规制“非完全执行”现象之所以成为困扰环境治理的一个核心问题,在于它的普遍性。为了揭示这种普遍性的原因,本文从地方政府面临的激励与约束出发,构建了地区间环境规制策略互动的理论分析框架(见图1)。图1中蕴含了两条线索:一是从横向(即地方政府A \leftrightarrow 地方政府B)看地方政府之间环境规制的相互作用,目的在于研究地区间环境规制的策略互动行为,这恰恰解释了环境规制非完全执行的普遍性;二是从纵向(即中央政府 \rightarrow 地方政府 \rightarrow 企业)看地方政府与利益相关者之间的相互作用,以及所受到的社会公众的外部监督,旨在研究影响地区间环境规制策略互动的因素,以期探求缓解环境规制非完全执行的有效方案。

具体来说,在以财政分权和政治集权为核心的“中国式分权”下,地方政府受到中央政府的财政激励和政治激励而展开竞争,可以选择的策略手段包括税收竞争、支出竞争和规制竞争等。同时,地方政府还受到来自企业的私人利益激励,从而与企业合谋,衍生腐败现象,进一步刺激了环境规制的策略互动和非完全执行。与此同时,社会公众作为环境公共品的需求方,具有监督中央政府、地方政府和企业的权利与义务,相应地,公众环保诉求将是环境规制策略互动和非完全执行的一个约束因素,促使地方政府加强环境污染治理和提高环境监管力度。概括而言,环境规制作为地方政府竞争的手段之一,地区间地方政府的相互作用将引致环境规制的策略互动行为,从而孕育了环境规制非完全执行的普遍现象(对应于图1中的横向线索)。同时,地方政府面临“三种激励”和“一种约束”,即财政激励、政治激励、私人利益激励和公众环保诉求的约束(对应于图1中的纵向线索)。下文将从这两条线索引出本文的理论假设。

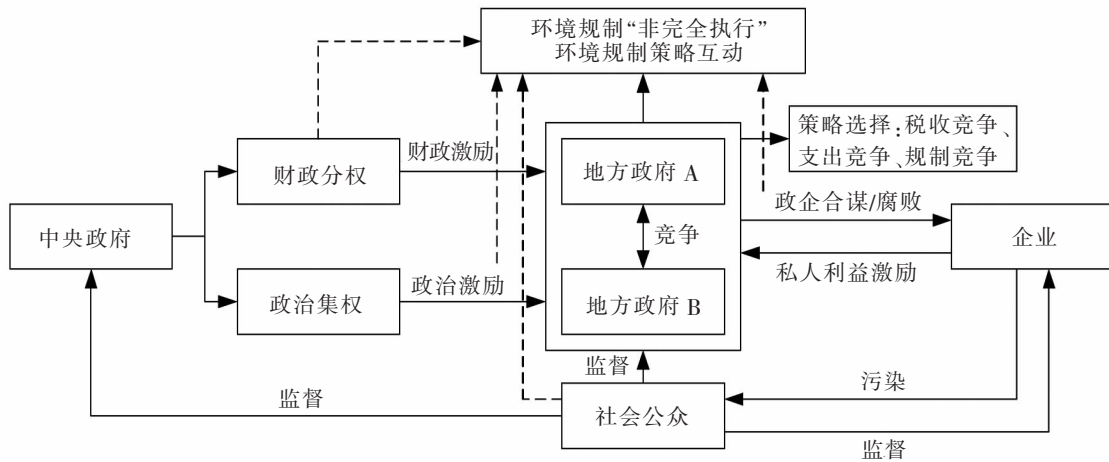


图1 环境规制策略互动的理论分析框架

资料来源:作者绘制。

1. 环境规制策略互动的机理

中国环境规制政策的制定者为全国人民代表大会和中央政府,并且各省级人民政府所在地的市人民代表大会及其常务委员会都可以依据当地的情况和需要制定和颁布地方法规^[2],环境规制的实施者则是各地方政府。因此,探究环境规制的策略互动行为应该追溯到地方政府之间的相互作用,即地方政府竞争理论。尤其重要的是,地方政府非完全执行环境规制的自利性动机源于中国式分权下的地方政府竞争^[3]。相对于国外而言,国内对地方政府竞争的研究起步较晚,并经历了从分权到地区间竞争的逐渐深化过程。周业安和宋紫峰^[4]将这种渐进认知过程总结为:兄弟竞争→经济联邦主义和分权竞争→地方政府竞争→标尺竞争(晋升博弈)→地方政府之间的策略竞争。

就地方政府竞争的形式而言,Revelli^[5]认为地方政府通过三种渠道相互影响:偏好、约束和期望,分别对应于Brueckner^[6]的溢出、资源流和标尺竞争模型,而国内学者周业安和宋紫峰^[4]则分别归纳为溢出效应、财政模仿和标尺竞争。具体地,溢出效应实际上是一种公共品的“免费搭车”现象,而财政模仿则意味着地区间相互模仿竞争对手的税收、支出等财政政策。与西方体制下“自下而上”的竞争机制不同,中国的标尺竞争是基于上级政府评价的“自上而下”的机制。毋庸讳言,虽然中国地方政府的标尺竞争和模仿行为带来经济增长的正面激励,但伴随着损失社会福利的负面激励,如市场分割^[7]、重复建设、腐败^[8]、公共服务供给不足^[9]等。在这种情形下,“中国式标尺竞争”一词应运而生,并得到许多学者^[4]的认同。标尺竞争原意是辖区信息溢出效应的体现,引申到中国语境下,中国式标尺竞争实际上是地方政府为了追求各自的本位利益,运用各种政策手段吸引流动性资源而孕育的一种过度竞争,进而滋生了税收竞争、支出竞争和规制竞争等一系列的具体竞争形式,环境规制作为一种“政策工具”自然是题中之义。因此,中国式标尺竞争下,当竞争地区提高或降低环境规制强度时,本地区将秉承自身利益最大化原则根据竞争对手的环境规制强度选择一个最优的环境规制水平,从而导致了区域间环境规制的策略互动。也就是说,虽然地方政府不能制定环境规制政策,但是其拥有一定的执行环境规制的自由裁量权,即为了吸引流动性资源可以选择执行环境规制的强度水平。在这种情况下,其他地区可以迅速模仿复制该地区的环境规制强度,从而导致相邻地区环境规制强度水平雷同,最终形成环境规制失效的局面,陷入“规制陷阱”的囹圄中,也解释了环境规制非完全执行的普遍现象。从整个国家来讲,环境规制既可以达到“低水平”均衡,也可以达

到“高水平”均衡,分别对应于环境规制的“逐底竞争”(也称为“竞次”)和“逐顶竞争”。20世纪90年代以后,中国参与全球化与经济发展的道路是一种“激进的竞次战略”。而环境规制被地方政府视为争夺流动性资源的博弈工具概莫能外,并且既有文献^[8]提供了环境规制“逐底竞争”的证据。因此,本文认为地区间环境规制的相互模仿行为弱化了环境规制强度,也是“规制陷阱”的罪魁祸首。根据以上分析,提出:

假设1:在中国式分权衍生的“中国式标尺竞争”下,趋利的地方政府为了吸引流动性资源,在环境规制上存在一种策略互动,具体表现为地区间环境规制的相互模仿,从而孕育了环境规制非完全执行的普遍现象。

中国的政绩考核体系本质上具有引导地方政府官员行为选择的“风向标”作用。2006年中央政府首次将能源强度降低20%和主要污染物排放总量减少10%作为国民经济和社会发展的约束性指标,并要求实行严格的环保绩效考核,释放出政绩考核体系由单一的“唯GDP”政绩观向“纳入环境指标考核”的多元化政绩观转变的信号。随后,为了考核“十一五”期间主要污染物总量减排的完成情况,中央政府于2007年出台《主要污染物总量减排考核办法》,并作为对地方政府官员考核的重要依据,严格实行问责制和“一票否决”制。这一考核制度为地方政府官员转变政绩观和塑造科学行为选择注入一针“强心剂”。为了延续这针“强心剂”的作用,中央政府继续在2013年颁布了《“十二五”主要污染物总量减排考核办法》。与此同时,为了解决日益严峻的环境问题,党的十八大以来,中央政府着力构建环境保护制度的总体框架。从十八大的“生态文明建设”,到十八届四中全会的“用严格的法律制度保护生态环境”,再到十八届五中全会的“绿色发展理念”和国务院的《生态文明体制改革总体方案》,特别是2016年的“十三五”规划要求建立环境质量改善和污染物总量控制的双重体系,污染减排思路由“单一总量控制”突破为“质量和总量双控”,无不彰显中央政府推进环境保护制度顶层设计的决心和努力。可以预期,环境保护制度的完善将进一步健全多元化和绿色化的政绩考核体系。进一步,政绩考核特有的“指挥棒”作用将合理化地方政府官员努力配置,促使其更加重视环境治理和环境保护,从而调整环境规制的策略互动行为。基于此,本文提出:

假设1a:随着政绩考核的多元化和绿色化,地区间环境规制相互模仿的策略互动行为将有所减弱,从而有助于缓解环境规制非完全执行的普遍性。

2. 影响环境规制策略互动的因素

(1) 财政分权对环境规制策略互动的影响。财政分权使得地方政府拥有财政上的自主权,获得了财政收入的“剩余索取权”,所以为了争夺流动性资源,地方政府可以相对独立地实施契合自身利益的公共政策。可见,财政分权给予了地方政府必要的资源支配权以保障政治晋升锦标赛激励效应的有效性。所以,财政分权衍生了地方政府竞争,并赋予了地方政府竞争的“生存环境”。实际上,始于1980年的“分灶吃饭”和1989年全面推行的“财政包干”制度就是致力于将竞争机制嵌入公共领域。随后,1994年开始推行的以财政收入集权为特征的分税制改革,显著增加了地方政府的实际支出责任,体现了“财权上收,事权留置”的本质。因此,为了填补巨大的收支缺口,地方政府总是千方百计地增加本地财源,而最直接的手段就是吸引流动性资源,进而酿成地方政府竞争。

理论上,地方政府竞争源于分权,与政体无关,因此地方政府竞争并不是中国独有的现象。事实上,早在1956年,Tiebout就发现只要居民可以自由流动,那么辖区政府为了吸引“居民”这种要素必然展开竞争,从而得出“用足投票”可以给辖区政府带来硬约束的结论。实际上,“Tiebout假说”中的“居民”可以泛指一切流动性资源,具体到现实世界中,“居民”则可以替换成资本、劳动力等流动要素。为了吸引这些流动性资源,地方政府通过财税、土地、规制等政策手段以追求自身利益最大

化。因此,环境规制作为地方政府可以掌控的手段,不可避免地成为竞争流动性资源的工具。总之,财政分权孕育了地方政府竞争,而环境规制竞争又隶属于地方政府竞争的一种,这意味着财政分权能够刺激地区间环境规制的策略互动行为。据此,本文提出:

假设 2: 财政分权强化了地区间环境规制的策略互动行为,形成环境规制非完全执行的激励因素。

(2) 腐败对环境规制策略互动的影响。就提供环境公共品而言,根据周雪光和练宏^[20]的行政发包制理论,中央政府制定特定的政策目标(如污染减排量)并承包给地方政府,要求他们如期交货,即完成契约规定的政策目标,因此,中央政府是委托方,地方政府是代理方,而企业的生产活动产生的污染物会降低环境公共品的质量。在政治集权和财政分权背景下,地方政府同时具备“政治人”和“经济人”的双重特性^[13],所以地方政府本质上是谋求自身政治利益和经济利益最大化的理性政府。根据委托代理理论和寻租理论,地方政府利用中央政府的信息劣势,在市场中通过政府干预寻租租金,实现政府利益或政府一把手的利益最大化^[21]。正如图 1 所示,地方政府受私人利益激励,与企业之间倾向于政企合谋。Treisman^[22]对此更是直言不讳,中央政府很难监督地方政府,地方政府更容易受到利益集团的影响,形成串谋^[23]。与此同时,地方政府与企业之间的合谋会诱发腐败问题^[24],并且两者均是恶化环境质量的重要诱因。大量实证研究^[25,26]提供了经验证据。具体来说,在相对经济绩效为核心的政绩考核体系下,地方政府官员为了在短期内获得政治晋升,往往重经济利益而轻环境利益。这滋生了污染性企业的环境投机主义,即污染性企业通过丰厚的资本“俘获”地方政府从而规避环境规制成本。

以上研究表明,政企合谋衍生了腐败,并且腐败又降低了环境规制的监督和执行力度,两者同时恶化了环境质量。究其原因,在真实世界中,地方政府更趋向于自利^[21]。因此,地方政府为了经济利益和政治利益,偏好与地方企业达成合谋并衍生腐败,从而不完全执行或扭曲执行国家的环境政策,最终降低环境治理效率和加剧环境污染。同时,腐败本身具有策略互动性。汪伟等^[18]使用省级面板数据研究发现,地区间官员腐败存在显著的策略互补行为,意味着如果竞争地区的官员提高腐败水平,那么本地区的官员也会相应提高腐败水平。上述文献说明,一方面,腐败扭曲了环境规制执行质量;另一方面,腐败本身所具有的策略互动性“激励”了地区间环境规制的策略互动行为。基于此,本文提出:

假设 3: 腐败加剧了地区间环境规制的策略互动行为,形成环境规制非完全执行的激励因素。

(3) 公众环保诉求对环境规制策略互动的影响。社会公众对于中央政府、地方政府和企业具有监督的义务和权利,相应地,公众环保诉求对于企业的污染行为、地方政府间环境规制的策略互动具有约束作用。这种约束作用被既有文献^[27]总结为,中央政府的问责激励和“以人为本”的执政理念促使公众环保诉求形成对地方官员的压力和动力,进一步影响地区环境治理。现有研究中,一些学者提供了公众环保诉求提升环境质量的证据^[27,28]。然而,李永友和沈坤荣^[29]却对公众环保诉求的积极作用持怀疑态度,认为公众的环保行为没有被纳入中国环境规制的框架内,因此公众的环境质量诉求还无法在环保执法中得到满足。虽然他们的工作并没有提供公众诉求促进环境治理的证据,但是肯定了公众污染抱怨提升环境质量的作用方向,因此为了强化公众诉求的作用,环保部门必须对公众环保诉求做出积极回应,这也类似于于文超等^[27]的结论。

既有文献均肯定了社会公众在环境治理工作中的重要贡献,但其作用的大小,还取决于公众环保诉求的有效表达和地方政府的积极响应。归根结底,公众环保诉求影响环境质量的途径是“社会公众→地方政府→企业污染行为”,即社会公众通过影响地方政府进而约束企业的污染行为。这种约束传导过程与国外颇有不同,具体而言,国外社会公众直接针对市场与企业的环境污染行为;相

比之下,中国环境抗议则往往指向政府。因此,在地区间环境规制的策略互动弱化环境治理效率的情况下,公众通过对环境保护事务的积极参与,可以迫使地方政府实施更多的环保措施以提升环境质量,从而满足公众的环保需求。基于此,本文提出:

假设 4: 公众环保诉求削弱了地区间环境规制的策略互动行为,形成环境规制非完全执行的约束因素。

三、实证设计

1. 计量模型设定

定义地区 i 环境规制决策行为的影响因素函数: $ER_i = f(ER_{-i}, X_i)$, ER_i 、 ER_{-i} 分别为地区 i 和其他地区的环境规制强度,传统的计量模型并不适用,而空间计量模型则提供了一个很好的工具。空间自回归模型(SAR)是识别地区间空间交互行为的经典模型,然而其自身关于误差项相互独立的假设被广为诟病。为了规避这一弊端,本文允许误差项存在潜在的空间相关,进而将 SAR 模型拓展为广义空间自回归模型(SAC),具体设定如下:

$$ER_i = \alpha + \rho WER_i + \beta X_i + \varepsilon_i, \quad \varepsilon_i = \lambda W\varepsilon_i + u_i \quad (1)$$

其中, X_i 表示影响环境规制强度的协变量; ε_i 和 u_i 为随机误差项; ρ 为空间自回归系数, λ 为空间误差系数; W 是空间权重矩阵,其元素 w_{ij} 刻画了地区 j 对于地区 i 的相对重要程度, WER_i 是环境规制的空间滞后项,且满足 $WER_i = \sum_{j \neq i} w_{ij} ER_j$ 。关于空间权重矩阵 W 的设定,本文为了避免先验空间权重方案的冲击以确保结论的稳健性,分别构造了三类空间权重矩阵:①地理邻接型,是文献中最常见的 0—1 型矩阵,采用 Rook 法则进行赋值,即两地区拥有共同的边界时,设定为 1,否则为 0;②地理距离型,是一种逆距离型矩阵,权重元素的设定方法为 $w_{ij} = (1/d_{ij}) / [\sum_{j=1}^N (1/d_{ij})]$,其中 d_{ij} 为地区 i 和 j 之间的地理距离,本文遵循邓明^[7]的做法,以省会之间的最短铁路里程衡量;③经济距离型,参照张学良^[9]的思路,权重元素的设定方法为 $w_{ij} = (1/|\overline{pgdp}_i - \overline{pgdp}_j|) / [\sum_{j=1}^N (1/|\overline{pgdp}_i - \overline{pgdp}_j|)]$,其中 \overline{pgdp}_i 为地区 i 在样本年度里的实际人均 GDP 的平均值。

本文主要关注参数 ρ 的正负和大小,其刻画了地区间环境规制的策略反应强度。具体地,如果 $\rho \neq 0$,则说明本地区环境规制水平受到其他地区环境规制水平的影响。进一步,如果 $\rho > 0$,则说明地区间环境规制存在相互模仿的策略互动,被称为“策略互补”;如果 $\rho < 0$,则说明地区间环境规制存在差异化的策略互动,被称为“策略替代”。如果 $\rho > 0$,那么假设 1 成立。同时,为了验证假设 1a,本文将全样本期以 2006 年为界分为两个阶段,并比较两个时段的 ρ 值,其理由详见后文相应的实证部分。如果后一阶段 ρ 值相比于前一阶段值变小,或者显著性降低,抑或 ρ 值由正转负,那么意味着绩效考核的绿色化有利于缓解环境规制相互模仿的策略互动行为,假设 1a 得证。

进一步地,为了验证假设 2、3 和 4,本文遵循邓明^[7]的思路,在式(1)中引入财政分权、腐败、公众环保诉求与环境规制空间滞后项的交叉项,空间计量方程如下:

$$ER_i = \alpha + \rho WER_i + \lambda_1 FD_i WER_i + \lambda_2 Corr_i WER_i + \lambda_3 Pub_i WER_i + \beta X_i + \varepsilon_i$$

$$\varepsilon_i = \varphi W\varepsilon_i + u_i \quad (2)$$

其中, FD_i 表示地区财政分权程度, $Corr_i$ 表示地区腐败程度, Pub_i 表示地区公众环保诉求水平。其他变量含义与式(1)一致。如果估计系数满足 $\lambda_1 > 0$ 、 $\lambda_2 > 0$ 和 $\lambda_3 < 0$,那么假设 2、3 和 4 分别得证。

2. 样本与变量

本文采用 2000—2012 年中国大陆 30 个省份(不含西藏)的面板数据,所需数据来自各年度《中国环境年鉴》、《中国统计年鉴》和《中国检察年鉴》,并对涉及价格指数的指标均调整为以 2000 年为基期的不变价格。需要说明的是,由于缺少 2012 年贪污、贿赂和渎职等案件立案数的信息,本文实证分析涉及到腐败指标时均采用 2000—2011 年的面板数据集。

(1)环境规制。众所周知,“环境规制”并不存在直接测度的指标。一般而言,既有文献均使用替代指标衡量环境规制强度,而替代指标主要分为投入型指标和绩效型指标。前者包括污染减排成本、污染治理投资、监督检查次数和政府环保支出;后者则包括排污费/税和主要污染物排放量/处置率。本文从投入型指标和绩效型指标中选取了三类替代指标,分别反映环境规制支出、监管和收益的三个环节。具体指标如下:①环境规制支出指标(ER_1),以单位工业增加值的工业污染治理投资额与单位 GDP 的工业增加值的比值来衡量,这种做法的优势在于考虑了各地区历年工业产业结构的异质性,值越大表示环境规制支出强度越大;②环境规制监管指标(ER_2),遵循杨海生等^[6]和李后建^[26]的做法,以排污费收入总额与缴纳排污费单位数比值来衡量;③环境规制收益指标(ER_3),以工业 SO_2 去除率来衡量。

(2)财政分权(FD)。现有文献对财政分权的度量存在较大争议,主要包括三种指标:支出指标、收入指标和财政自主度指标。支出指标的使用频率最高,并且多数文献通过人均化控制政府支出规模与人口数量之间可能存在的正向关系。同时,支出指标又分为两种,分别以预算内财政支出占全国财政预算内支出的比重、预算内财政支出占中央本级财政支出的比重来测度。本文同时采用这两种支出指标,以前者为主、后者为辅,并使用人口数量进行标准化处理。

(3)腐败($Corr$)。目前,国外学术界对腐败的测度主要包括两种方法:一是主观评价方法,如最常使用的是透明国际组织的“腐败感受指数”指标;二是客观估计方法,最具代表性的是司法指标。由于司法指标客观性和说服力都较强,所以受到国内学者们的青睐,具体数据来源于《中国检察年鉴》报告的各省份人民检察院每年立案侦查的贪污、受贿和渎职等案件数。同时,为了消除规模效应,通常使用人口数量或公务员数量进行标准化处理。然而,张军等^[23]却对上述指标提出质疑,并认为“贪污、受贿和渎职等案件数”不是反映腐败力度,而恰恰是其对立面,即“反腐败”力度。他们的质疑使学者们陷入左右为难的境地,同时也督促后来的学者重新审视这一指标。幸运的是,聂辉华^[11]发现人均司法支出和诉讼成本分别与“贪污、受贿和渎职等案件数”呈负相关和正相关的关系,从而力证“贪污、受贿和渎职等案件数”反映的是“腐败”程度。据此,本文选用每百万人口中的贪污、受贿和渎职等案件数来测度腐败程度,并使用每万人公职人员贪污、贿赂和渎职等案件数进行稳健性检验。

(4)公众环保诉求(Pub)。公众环保诉求是人们的一种主观意识,并不具备直接量化的指标,因此现有文献均是使用替代指标进行衡量。李永友和沈坤荣^[29]从公众抱怨行为出发,以公众就环境问题发生的上访批次进行度量。于文超等^[27]从信访以及人大建议、政协提案等方面构造公众环保诉求指标。选择环保来信总数、来访人数、来访人次以及环境方面的人大建议数、政协提案数五个维度进行衡量,较为全面地反映了公众环保诉求。鉴于此,本文借鉴于文超等^[27]的做法,将上述五个指标通过人口数量进行标准化处理的基础上,使用主成分分析法进行降维,从而得到最终的公众环保诉求指标。

(5)其他变量。参照杨海生等^[6]、张文彬等^[7]、Renard and Xiong^[9]和李胜兰等^[10]的工作,在控制变量集中引入如下变量:人均收入、财政赤字、人口密度、失业率、产业结构和外商直接投资。具体地,人均收入($\ln Y$)以人均实际 GDP 的对数衡量;财政赤字($Deficit$)以财政支出与财政收入的差额

占 GDP 的比重衡量;人口密度($\ln PD$)以各地区年末人口总数与辖区面积比值的对数衡量;失业率(UR)以各省份城镇人口登记失业率衡量;产业结构($Indu$)以工业增加值占 GDP 的比重衡量;外商直接投资(FDI)以实际利用外商直接投资占 GDP 的比重衡量。

四、实证结果与分析

1. 全样本环境规制策略互动的估计结果

表 1 报告了地理邻接、地理距离和经济距离三类空间权重矩阵下环境规制支出、监管和收益三种指标的策略互动行为。就统计检验指标而言, Moran 值绝大部分至少在 5% 的水平上显著, 说明模型中存在明显的空间相关性, 蕴含模型中引入环境规制空间滞后项和空间误差项的必要性; 并且, LM 检验绝大多数至少在 10% 的显著性水平上拒绝原假设, 意味着相应模型选择合理。同时, 大部分空间误差系数通过了显著性水平检验, 说明放松“误差项相互独立”这一假设的必要性, 彰显广义空间自回归模型(SAC)的优势, 从侧面佐证 SAC 比空间自回归模型(SAR)的结果更加稳健。下文将分别阐释三种环境规制指标的估计结果。

表 1 环境规制策略互动的估计结果

解释变量	地理邻接权重			地理距离权重			经济距离权重		
	ER_1	ER_2	ER_3	ER_1	ER_2	ER_3	ER_1	ER_2	ER_3
WER_i	0.3949*** (0.1022)	0.3154*** (0.1154)	0.5607*** (0.0965)	0.7890*** (0.0571)	0.2890** (0.1380)	0.7167*** (0.1109)	0.2713** (0.1096)	0.3293* (0.1881)	0.8362*** (0.0400)
$\ln Y$	-1.7782* (0.9497)	1.4408*** (0.3737)	30.6511*** (4.8928)	0.3284 (0.7387)	1.6566*** (0.3533)	12.2441** (5.3160)	-3.3880*** (0.5273)	2.0659*** (0.4914)	21.8571*** (2.8006)
$Deficit$	-0.0955 (0.0765)	-0.0027 (0.0238)	0.6296*** (0.2252)	-0.0126 (0.0736)	-0.0092 (0.0281)	-0.0836 (0.1962)	-0.0724 (0.0865)	-0.0150 (0.0316)	0.3023** (0.1267)
$\ln PD$	-2.3873*** (0.4880)	-0.3384** (0.1464)	1.6213* (0.9086)	-2.6383*** (0.5066)	-0.4199*** (0.1593)	1.9420** (0.8440)	-2.2932*** (0.5270)	-0.4727*** (0.1616)	1.4180** (0.7233)
UR	-1.4906** (0.6883)	-0.0205 (0.2006)	-1.1307 (1.1915)	-1.0638** (0.5296)	0.0176 (0.2132)	0.9404 (1.2393)	-1.3256* (0.7578)	0.0589 (0.1960)	-2.4837** (1.1064)
$Indu$	-0.3220*** (0.0697)	0.0651*** (0.0202)	-0.1692 (0.1138)	-0.3231*** (0.0623)	0.0581*** (0.0201)	-0.2711*** (0.1033)	-0.3108*** (0.0723)	0.0503*** (0.0191)	-0.1603* (0.0957)
FDI	0.0275 (0.2683)	-0.2290*** (0.0837)	-0.0545 (0.6637)	-0.2590 (0.2647)	-0.2353*** (0.0870)	1.3556*** (0.4617)	0.0527 (0.2758)	-0.1827** (0.0884)	-0.0880 (0.4005)
WU_i	-0.4245*** (0.1541)	-0.3262** (0.1590)	-0.1756 (0.1890)	-1.4281*** (0.2843)	-0.1736 (0.2384)	0.0700 (0.3901)	-0.2730 (0.1868)	-0.5359** (0.2671)	-0.8083*** (0.1419)
Moran test	0.0872***	0.0640**	0.5365***	0.1972***	0.0062	0.6232***	0.1152***	-0.0454	0.6489***
LM test	5.8518	12.8376***	209.0489***	262.1438***	5.7307*	967.9513***	7.2297**	4.4200	243.0260***

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平上显著, 括号内为标准误。

资料来源: 作者计算整理。

(1) 环境规制支出。由表 1 可知, 在三类空间权重矩阵下, WER_1 的估计系数至少在 5% 的水平上显著异于零, 说明地区间环境规制支出的确存在着策略互动行为, 并且系数显著大于零, 进一步说明策略互动属于互补型。这意味着, 对于某一地区的政府官员而言, 如果处于“标杆竞争”中相同

位置对手选择降低污染治理投资,那么,该地区政府官员的最优策略也是降低污染治理投资,达到一种“低水平”的均衡状态。同时,就策略互动强度来看,地理距离权重下的空间滞后因子 WER_1 的估计系数要高于其他两类权重下的估计系数,表明地区间针对污染治理投资进行策略互动时,更关注的是与其地理距离相邻的地区。这可能的解释在于,地理距离越近的地区,越有可能是地理位置邻接和经济发展水平相近的地区,从而在三类空间权重矩阵下,地理距离相近的地区成为竞争对手的可能性更高,更容易导致环保支出的策略互动行为。

为什么环境规制支出存在着互补型策略互动呢?究其根源:一方面,污染治理投资存在“支出外溢”效应,导致其收益与成本并不对称,所以某一特定的地方政府为了避免治理收益被竞争对手分享而成本却独立承担的情形,并不会主动增加污染治理投资,再加上“搭便车”趋利避害心理动机的鞭策,更加缺乏增加环保支出的内在激励;另一方面,污染治理投资作为一项“软性”公共品投资,其周期长、消费性的特征并不能直接进入地方政府官员任期内的生产函数,亦不会增加官员政治晋升的“砝码”,甚至给其带来负面影响。Wu et al.^[32]的研究发现,如果环境治理投资占 GDP 比重每提升 0.36%,则当地市委书记的晋升机会降低 8.5%。因此,在相对经济绩效的晋升考核制度下,地方政府的支出偏好被“为晋升”所支配^[33],而不会对环保资金需求做出相应回应,“支出偏好”下的“软硬失衡”加剧环境规制效力的流失,酿成“为晋升而增长,为增长而污染”的局面。正如韩超等^[34]所指出的,从规制投入看,规制部门实施的环境监督、污染治理等各项措施并没有发挥应有的作用。总之,地方政府之间在环境规制支出上存在着显著的策略互补行为,更为重要的是,污染治理投资的“支出外溢”特性和地方政府的支出偏好驱使策略互动向“低水平”均衡发展。这有力解释了环境公共支出占财政支出比重持续偏低现状。统计数据显示,2007 年环境公共支出占财政总支出的比重为 2.5%,而 2011 年环境公共支出占财政总支出的比重也仅为 2.7%^[19]。

(2)环境规制监管。 WER_2 的估计系数至少在 10%的水平上显著为正,表明地区间环境规制监管亦存在策略互补行为。某种意义上,地区间环境规制监管的策略互补行为恰恰证明了环境规制被地方政府视为竞争流动性资源的博弈工具。究其原因,某一地方政府实施环境监管并不是以本地区的实际监管需求为原则,而是根据互为竞争对手的相邻地方政府的环境监管强度为依据,采取“敌进我进”、“敌退我退”的相机抉择策略,制定滚动修订方案,一旦对手采取行动,那么本地区政府官员随即响应,采取相似行为。这一行为源于本地政府官员为了防止其辖区的流动性资源流入竞争对手辖区,而一旦资源流失,则成为竞争对手晋升锦标赛的筹码,进而对自己政治晋升形成不利影响。正如杨海生等^[9]所言,对环境监管政策影响最大的是可流动资本。为了吸引资本,地方政府之间在环境监管强度上保持高度一致性。同时,这也较好地解释了地方政府总是竞相采用相似的招商引资策略的客观现象^[6,8]。

(3)环境规制收益。 WER_3 的估计系数均在 1%的水平上显著为正,表明地区间环境规制收益的策略互动行为属于互补型,一致于环境规制支出和监管的策略类型。可能的原因在于,环境规制收益指标以工业 SO_2 去除率衡量,而 SO_2 是一种强外溢性的污染物,与污染治理投资的正外部性恰好相反, SO_2 排放存在典型的负外部性,同样会造成收益与成本不对称的情形。因此,地方政府在污染治理中具有相互推诿和“搭便车”的动机,进而导致环境规制收益的策略互补行为。同时,由 WER_3 估计系数的大小可知,策略行为在经济距离权重下的强度反而高于地理邻接权重模型。由此推测到一个重要的结论,上文曾经提到地方政府相互影响的三种渠道:溢出、资源流和标尺竞争,虽然环境污染的负外部特性使得溢出效应表现得较为明显,但是地理邻接权重下的策略互动强度却低于经济距离权重模型,意味着“资源流”效应引发的资本竞争才是环境规制收益策略互动的主因。

总结上述环境规制支出、监管和收益的实证结果可知,在三类空间权重矩阵下,环境规制空间滞后因子的估计系数均显著大于零,表明地区间环境规制存在相互模仿的策略互动行为,而这种模仿性使得某一地区环境规制非完全执行的行为“传染”给相邻地区,孕育了环境规制非完全执行的普遍现象,这正体现为一种“低水平”的均衡状态,验证了假设1。上述观点与 Konisky^[5]、杨海生等^[6]、Renard and Xiong^[9]的结论一致,与他们不同的是,本文从环境规制支出、监管和收益的三个环节出发,视角更为全面。

(4)其他控制变量的估计结果。①人均GDP对环境规制支出呈现制约作用,而对环境规制监管和收益呈现促进作用。这可能的原因在于,一方面,经济发展水平越高的地区,要素禀赋越好,地方政府官员在晋升竞争中胜出的概率越高,促使该地区的政府官员增长激励越强烈,支出偏向越严重,从而更加缺失环保支出的激励;而另一方面,这些地区社会公众的环境诉求和环保技术水平往往越高,从而驱使地方政府强化环境规制的监督力度,并且较高的环保技术水平有助于改善环境规制的收益状况。②财政赤字对环境规制的影响为负,但是在统计上并不显著,表明财政赤字对于增加污染治理投资、解决环境问题显得“心有余而力不足”。究其根源,地方政府财权与事权的不匹配促使地方政府更加注重于“投资回报率周期短”的生产性公共品,软化了环保等服务型公共品的供给激励。③人口密度降低了环境规制的支出力度和监管强度,但却显著提升了环境规制的收益。这可能是由于人口密度越高的地区,社会公众的就业压力越高,地方政府为了缓解这种压力,趋向于“松绑”环境规制,这一结论得到李胜兰等^[10]的支持;同时,人口密度越高意味着社会公众的环境诉求压力越大,迫使地方政府提高环境规制收益。④失业率与环境规制呈显著的负向关系,意味着失业率羁绊了环境规制的增加,是一种“阻力”,这与杨海生等^[6]的结论相吻合。通常来说,当失业率较高时,社会公众更加关注收入和经济增长,从而相对忽视环境问题;反之,随着经济增长,失业率逐渐下降,社会公众的环保诉求也随之上升,地方政府则趋向于提高环境规制。因此,失业率与环境规制呈“此消彼长”的负相关关系。⑤产业结构制约了环境规制支出和收益,但同时提高了监管强度。究其原因:一方面,中国尚处于快速的工业化进程当中,工业是主导产业,而这些产业拥有更强的游说能力和议价能力^[20],能够弱化政府的环境规制,不利于规制支出和收益的提升;另一方面,工业是高耗能、高污染、高排放企业的集中区,而污染企业又是环保部门的重点监督对象,从而提高了监管强度,彰显地方政府既要保证经济发展又要确保环境友好的矛盾状态^[10]。⑥FDI整体上弱化了环境规制,其可能原因在于,地方政府为了吸引FDI而展开恶性竞争,以宽松的环境规制力度为诱饵,进而导致环境规制“逐底竞争”的效应。

2. 分时段环境规制策略互动的估计结果

政绩考核体系的变化能够重塑地方政府官员的行为选择,具有“指挥棒”的作用。由于2006年中央政府首次将能源强度降低和主要污染物排放总量减少作为一种“约束性指标”,逐步弱化政绩考核中的GDP权重,具有里程碑意义,所以本文遵循李胜兰等^[10]和张可等^[11]的思路,将全样本期以2006年为界分为两个阶段,每个子样本各为六年的观察期,旨在考察将节能减排等环境指标纳入政府绩效考核体系前后地区间环境规制策略互动形态的变化。

表2报告了2000—2005年和2007—2012年两个时段的估计结果。两个时段相比较可以发现:①就环境规制支出而言,在三类空间权重矩阵下,空间滞后因子 WER_1 的估计系数分别由0.4930、0.8085、0.7288下降至0.4176、0.7765、0.4511,所有数值至少在1%水平上显著。这表明,虽然两个时段地区间环境规制支出均存在相互模仿的策略行为,但后一阶段的模仿行为明显减弱。②就环境规制监管而言,空间滞后因子 WER_2 的估计系数分别由0.6217、0.5685、0.2283变化为0.2084、0.0769、

-0.6946, 显著性水平或是由正向显著变为不显著, 或是由不显著变为负向显著, 意味着地区间环境规制监管的模仿行为逐渐消失。特别重要的是, 在经济距离权重下, 后一阶段的估计系数显著为负, 说明地区间环境规制监管行为由“策略互补”转变为“策略替代”, 蕴含地方政府能够以本地区的实际监管需求为依据, 独立施行监管强度。③就环境规制收益而言, 空间滞后因子 WER_3 的估计系数分别由 0.2108、-0.1507、0.4336 变化为 -0.0487、-0.2261、-0.4497, 前后两阶段最明显的差异在于系数符号的变化, 即地区间环境规制收益的策略行为由互补型转变为替代型。

总结上述结论, 可以发现, 2006 年后地区间环境规制相互模仿的策略互动行为显著减弱, 甚至由“策略互补”向“策略替代”转变。模仿特征的减弱、消失, 甚至向差异化的策略互动形式转变, 意味着中央政府重视环境保护并将环境指标纳入政绩考核体系的过程中, 逐渐矫正了地方政府官员“唯 GDP”的政绩观。实际上, 2006 年后中国环境保护政策显著趋严, 如 2007 年的环境问责制度、2009 年的省级环保局升级环保厅事件、党的十八大以来中央政府一系列关于环境保护制度的顶层设计和 2015 年的生态环境损害责任终身追究制度, 尤其是 2016 年环保部出台文件要求设定并严守“生态保护红线、排污总量上限和环境准入底线”, 这一连串举措宣告最严环保制度时代来临。与此相应, 环境绩效考核对地方政府官员在环保任务方面的严苛考量构成了晋升硬约束, 特别是中国“层层分包”的行政体制所衍生的“层层加码”^[35], 形成各级地方政府为“及格”而努力的另类“达标竞赛”格局, 从而促使地方政府对环境规制的支出、监管和收益行为发生分化, 策略互动行为趋优, 凸显了不断强化的环境绩效考核的重要作用。这从侧面折射出, 政绩考核的多元化和绿色化有助于塑造地方政府官员科学化的行为选择, 弱化环境规制的策略互动行为, 从而缓解环境规制非完全执行的普遍性, 验证了假设 1a, 并且这一结论得到张可等^[11]的支持。

表 2 分时段环境规制策略互动的估计结果

年份	地理邻接权重			地理距离权重			经济距离权重		
	ER_1	ER_2	ER_3	ER_1	ER_2	ER_3	ER_1	ER_2	ER_3
2000—2005									
WER_i	0.4930*** (0.1141)	0.6217*** (0.1073)	0.2108 (0.1596)	0.8085*** (0.0690)	0.5685*** (0.1147)	-0.1507 (0.4055)	0.7288*** (0.0790)	0.2283 (0.3477)	0.4336** (0.1970)
WU_i	-0.6021*** (0.1774)	-0.6295*** (0.1797)	-0.2979 (0.2101)	-1.6701*** (0.4061)	-0.7625** (0.3811)	0.4302 (0.2732)	-1.1175*** (0.1656)	-0.0970 (0.5000)	-0.2769 (0.2998)
Moran test	0.0959**	0.0691	0.1606***	0.1149***	0.0620***	0.3094***	0.0164	0.0175	0.1357**
LM test	2.4035	2.0700	6.5017**	12.8449***	6.9120**	86.0390***	0.5566	0.8200	3.9319
2007—2012									
WER_i	0.4176*** (0.1322)	0.2084 (0.1899)	-0.0487 (0.3351)	0.7765*** (0.0766)	0.0769 (0.2949)	-0.2261 (0.2828)	0.4511*** (0.1693)	-0.6946** (0.3376)	-0.4497** (0.1910)
WU_i	-0.4965** (0.2036)	-0.3258 (0.2487)	0.6445*** (0.1884)	-1.8726*** (0.3493)	-0.2025 (0.3700)	0.8537*** (0.0555)	-0.4258 (0.2737)	0.4426* (0.2502)	0.8196*** (0.0562)
Moran test	0.0173	-0.0058	0.7033***	0.0829***	-0.0108	0.6639***	-0.0681	0.0008	0.9643***
LM test	1.3407	0.0994	124.8226***	10.0979***	0.1458	395.7886***	1.2202	0.0021	181.2842***

注:①*、**、*** 分别代表在 10%、5%和 1%水平上显著, 括号内为标准误;②限于篇幅, 本文只列出重要解释变量及统计检验指标, 其余变量的结果备案。

资料来源:作者计算整理。

3. 影响环境规制策略互动的因素检验

表3报告了影响环境规制支出、监管和收益的策略互动的因素的估计结果。容易看出,在三类空间权重矩阵下,财政分权与环境规制空间滞后因子的交叉项 $FDWER$ 的估计系数绝大多数在1%的水平上显著为正,意味着财政分权强化了地区间环境规制的策略互动行为,形成环境规制非完全执行的激励因素,验证了假设2。同时,腐败与环境规制空间滞后因子的交叉项 $CorrWER$ 的估计系数为正,并在地理邻接权重和经济距离权重模型中显著,表明腐败与财政分权扮演的角色类似,加剧了地区间环境规制的策略互动行为和非完全执行行为,进而验证了假设3。此外,公众环保诉求与环境规制空间滞后因子的交叉项 $PubWER$ 的估计系数在所有模型中为负,绝大多数至少在10%的水平上显著,说明公众环保诉求能够弱化地区间环境规制的策略互动行为,形成环境规制非完全执行的约束因素,佐证了社会公众在环境保护事务中具有举足轻重的作用,从而验证了假设4。同时,这一估计结果暗含了推动政府单元治理向“政府—市场—社会”多元共治的现代环境治理体系过渡的必要性,也符合新修订的《环境保护法》关于“信息公开和公众参与”独立设章的精神,最终形成“自下而上”的外部问责和监督机制。总之,上述结论表明改革财政分权制度下的地方政府激励机制、遏制地方政府官员的腐败行为和培育社会公众力量能够有效遏制地区间环境规制的策略互动行为,有利于地方政府加大环境保护支出和提高环境监管力度,缓解环境规制非完全执行的普遍性,进而提高环境治理效率和提升环境质量。所以,实证结果表明假设2、3和4在中国省际层面是成立的。最后,值得一提的是,环境规制空间滞后因子 WER_i 的估计系数为正,且绝大多数显著,再次证实了上文关于假设1的验证,即地区间环境规制存在着互补型策略互动行为。

表3 影响环境规制策略互动的因素的估计结果

解释变量	地理邻接权重			地理距离权重			经济距离权重		
	ER_1	ER_2	ER_3	ER_1	ER_2	ER_3	ER_1	ER_2	ER_3
WER_i	0.2100** (0.0963)	0.1032 (0.0980)	0.5908*** (0.0605)	0.2323** (0.1041)	0.2714* (0.1485)	0.7649*** (0.0636)	0.3537*** (0.0887)	0.0973 (0.1234)	0.6877*** (0.0650)
$FDWER_i$	0.0124*** (0.0025)	0.0140*** (0.0035)	0.0068*** (0.0016)	0.0096*** (0.0026)	0.0066 (0.0062)	0.0096*** (0.0022)	0.0076*** (0.0024)	0.0119*** (0.0043)	0.0118*** (0.0019)
$CorrWER_i$	0.0050* (0.0029)	0.0036 (0.0047)	0.0074*** (0.0023)	0.0036 (0.0033)	0.0054 (0.0069)	0.0015 (0.0028)	0.0049 (0.0032)	0.0121* (0.0066)	0.0002 (0.0025)
$PubWER_i$	-0.0373* (0.0222)	-0.0786*** (0.0272)	-0.0109 (0.0117)	-0.0707*** (0.0250)	-0.1062** (0.0436)	-0.0285* (0.0152)	-0.0759*** (0.0246)	-0.0159 (0.0322)	-0.0248* (0.0129)
WU_i	-0.7218*** (0.1076)	-0.8991*** (0.0892)	-0.9196*** (0.0797)	-0.4545*** (0.1282)	-0.5559* (0.2934)	-0.7015** (0.2837)	-0.5148*** (0.1248)	-1.2735*** (0.1084)	-0.9872*** (0.1189)
Moran test	-0.1227***	-0.3752***	0.1094**	-0.0162	-0.0269*	0.4087***	0.0235	-0.2265***	0.2009***
LM test	10.4779***	121.0846***	46.9212***	0.2452	4.8297*	377.5745***	0.5390	29.3718***	20.5336***

注:*, **, *** 分别代表在10%、5%和1%水平上显著,括号内为标准误。

资料来源:作者计算整理。

4. 稳健性检验

(1)使用替代指标。为了减轻财政分权和腐败指标的度量问题对实证结论带来的影响,本文采用“地方本级预算内人均财政支出占中央本级预算内人均财政支出的比重”、“每万人公职人员贪污、贿赂和渎职等案件数”重新度量财政分权和腐败指标,具体结果见表4。可以发现,相关结论依然成立。

表 4 财政分权和腐败指标的稳健性的估计结果

解释变量	地理邻接权重			地理距离权重			经济距离权重		
	ER_1	ER_2	ER_3	ER_1	ER_2	ER_3	ER_1	ER_2	ER_3
WER_i	0.0742 (0.1037)	0.2498** (0.1035)	0.2644*** (0.0909)	0.3076** (0.1527)	0.3672*** (0.1423)	0.4392*** (0.1370)	0.2609** (0.1075)	0.3403** (0.1409)	0.3325*** (0.1094)
$FDWER_i$	0.0124*** (0.0019)	0.0159*** (0.0026)	0.0118*** (0.0015)	0.0113*** (0.0023)	0.0125*** (0.0048)	0.0138*** (0.0024)	0.0136*** (0.0020)	0.0102*** (0.0035)	0.0158*** (0.0019)
$CorrWER_i$	0.0044* (0.0024)	0.0381*** (0.0046)	0.0020 (0.0023)	0.0048* (0.0026)	0.0044 (0.0072)	0.0041 (0.0028)	0.0020 (0.0023)	0.0328*** (0.0048)	0.0039 (0.0025)
$PubWER_i$	-0.0225 (0.0210)	-0.0576** (0.0258)	-0.0045 (0.0113)	-0.0446** (0.0194)	-0.1124*** (0.0430)	-0.0190 (0.0145)	-0.0298 (0.0191)	-0.0932** (0.0372)	-0.0107 (0.0118)
WU_i	-0.8609*** (0.0905)	-0.8633*** (0.0281)	-0.9523*** (0.0742)	-0.4494 (0.2907)	-0.4612 (0.3190)	-0.8633*** (0.2612)	-0.5322*** (0.1570)	-0.8483*** (0.0327)	-0.7575*** (0.1414)
Moran test	-0.2078***	-0.7596***	-0.1864***	-0.0518***	-0.0155	0.0284*	-0.4200***	-0.6018***	-0.0686*
LM test	31.2290***	535.8677***	29.4882***	6.0283**	6.6078**	3.7814	89.3012***	211.0557***	3.3593

注: *、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平上显著, 括号内为标准误。

资料来源: 作者计算整理。

(2) 构建动态空间面板数据模型。为了规避潜在的内生控制变量与因变量的联立偏误导致的内生性问题, 同时考虑环境规制的动态依赖性, 本文借鉴谢贞发和范子英^[9]的思路, 构建动态空间面板数据模型, 并采用系统 GMM 方法重新估计影响环境规制策略互动的因素, 结果见表 5。可以发现, 相关结论依然成立。此外, 因变量时期滞后项 ER_{i-1} 的系数反映了环境规制的动态依赖性。表 5 显示, 环境规制支出和收益模型中 ER_{i-1} 的系数显著为正, 而监管模型中 ER_{i-1} 的估计系数大多数显著为负, 这说明规制支出和收益存在明显的连续性和粘滞性, 即上一年支出和收益的提高引致下一年进一步提升, 形成一个良性的自我强化集聚过程; 与此相反, 上一年规制监管强度的提高 (或降低) 将降低 (或提高) 下一年的规制监管强度, 再次映射出地方政府既要保证经济发展又要确保环境友好的矛盾状态^[10], 将规制监管强度维持在一个“既不高也不低”的区间。

(3) 实证估计策略与空间自回归模型。一方面, 在考察影响环境规制策略互动因素时, 遵循“特殊性”的实证分析策略, 本文采取逐个验证的方法进一步考察结论的稳健性, 即分别考察本文关注的三类交叉项, 结果依然支持本文主要结论。另一方面, 不考虑误差项的空间相关性, 使用空间自回归模型重复前文实证分析, 所得结论依然成立。限于篇幅, 上述估计结果并未列出。

(4) 考虑腐败的空间相关性。现有文献^[18]证明腐败本身具有策略互动性和传染性, 进而导致腐败的空间相关性。为了缓解这种空间相关性带来的潜在联立性偏误问题, 本文在“特殊性”的实证分析策略下进一步考虑腐败的空间滞后项 $WCorr$, 以控制各地区腐败程度的空间相关性, 具体结果见表 6。表 6 中, 腐败与环境规制空间滞后因子的交叉项 $CorrWER$ 的估计系数大多显著为正, 表明腐败加剧了地区间环境规制的策略互动行为, 与前文结论一致。同时, 腐败的空间滞后项 $WCorr$ 的估计系数大多显著为负, 意味着相邻地区的腐败水平降低了本地区的环境规制强度。这可能的原因在于, 地区间腐败程度的空间相关性促使腐败存在“传染性”, 从而相邻地区政府官员的腐败行为带动了本地区政府官员的腐败行为, 进一步弱化了本地区的环境规制强度, 从侧面佐证了汪伟等^[18]的观点。

表5 动态空间面板数据模型的估计结果

解释变量	地理邻接权重			地理距离权重			经济距离权重		
	ER ₁	ER ₂	ER ₃	ER ₁	ER ₂	ER ₃	ER ₁	ER ₂	ER ₃
WER _i	0.9044*** (0.1160)	0.2827*** (0.0898)	0.2789*** (0.0804)	0.9017*** (0.1225)	0.4212** (0.2110)	0.5010*** (0.1191)	0.5815*** (0.0956)	0.4164** (0.2207)	0.3801*** (0.1135)
ER _{i-1}	0.1661*** (0.0193)	-0.0695*** (0.0076)	0.5892*** (0.0877)	0.1106*** (0.0172)	-0.0300 (0.0194)	0.4649*** (0.0658)	0.2060*** (0.0226)	-0.0399** (0.0055)	0.4773*** (0.0510)
FDWER _i	0.0059** (0.0024)	0.0090*** (0.0024)	0.0014 (0.0010)	0.0058*** (0.0022)	0.0006 (0.0034)	0.0001 (0.0013)	0.0054** (0.0023)	0.0026 (0.0039)	0.0011 (0.0011)
CorrWER _i	0.0022 (0.0025)	0.0060* (0.0033)	0.0005 (0.0012)	0.0002 (0.0009)	0.0041** (0.0019)	0.0016 (0.0013)	0.0006 (0.0012)	0.0092* (0.0055)	0.0006 (0.0017)
PubWER _i	-0.0259** (0.0127)	-0.0415*** (0.0067)	-0.0296*** (0.0047)	-0.0318*** (0.0104)	-0.0183** (0.0076)	-0.0132* (0.0079)	-0.0433*** (0.0147)	-0.0326*** (0.0101)	-0.0240*** (0.0059)
AR(1)	[0.0873]	[0.0801]	[0.0514]	[0.0939]	[0.0703]	[0.0633]	[0.0952]	[0.0852]	[0.0690]
AR(2)	[0.2766]	[0.2744]	[0.2339]	[0.3127]	[0.3131]	[0.1404]	[0.2882]	[0.7247]	[0.1644]
Sargan	[0.9668]	[1.0000]	[0.9834]	[0.9993]	[0.9832]	[0.9971]	[0.9969]	[1.0000]	[1.0000]

注:①*、**、*** 分别代表在 10%、5%和 1%水平上显著;②中括号内数值为相应统计检验指标的 p 值。

资料来源:作者计算整理。

表6 控制腐败空间自相关性的估计结果

解释变量	地理邻接权重			地理距离权重			经济距离权重		
	ER ₁	ER ₂	ER ₃	ER ₁	ER ₂	ER ₃	ER ₁	ER ₂	ER ₃
WER _i	0.3457*** (0.0840)	0.2995*** (0.1031)	0.5919*** (0.0588)	0.6032*** (0.0865)	0.1148 (0.1833)	0.5356** (0.2389)	0.4552*** (0.0867)	0.1842* (0.1040)	0.7313*** (0.0542)
CorrWER _i	0.0108*** (0.0027)	0.0294*** (0.0038)	0.0147*** (0.0022)	0.0118*** (0.0026)	0.0096 (0.0073)	0.0087*** (0.0030)	0.0143*** (0.0028)	0.0272*** (0.0044)	0.0145*** (0.0023)
WCorr	-0.2136*** (0.0687)	-0.0660* (0.0384)	-0.4868*** (0.1070)	-0.3093*** (0.0766)	-0.0504 (0.0400)	-1.3880*** (0.4915)	-0.2897*** (0.0782)	-0.0223 (0.0184)	-1.0746*** (0.1246)
WU _i	-0.7056*** (0.1124)	-0.8301*** (0.0362)	-0.9455*** (0.0787)	-1.9384*** (0.2294)	-0.2774 (0.2755)	-0.8946*** (0.0273)	-1.1359*** (0.1108)	-1.2755*** (0.1087)	-1.1063*** (0.1146)
Moran test	-0.1032***	0.7156***	0.0024	-0.0311	-0.0138	0.7643***	-0.3426***	-0.2189***	0.0557
LM test	9.8118***	438.1297***	51.5863***	2.2668	0.7713	1309.3333***	63.3263***	27.8168***	30.2620***

注:*、**、*** 分别代表在 10%、5%和 1%水平上显著,括号内为标准误。

资料来源:作者计算整理。

五、结论与政策启示

法律的生命在于执行。因此,环境规制非完全执行的普遍现象意味着环境规制失去了生命,这成为困扰中国环境治理的一个核心问题。既有文献从单一地方政府的自身能动性角度进行分析,忽视了互为竞争对手的地方政府行为以及外在环境因素的影响,并不能较好地解释环境规制非完全执行的普遍性。鉴于此,本文立足于地方政府竞争理论,从地区间环境规制策略互动的视角给予新的

诠释,认为在以财政分权和政治集权为核心的中国式分权背景下,财政激励、政治激励和私人利益激励诱发的“增长型地方政府”为了争夺流动性资源,往往通过税收、支出和规制等政策工具实现自身经济利益和政治利益的最大化,进而导致了地区间环境规制的策略互动行为,孕育了环境规制非完全执行的普遍现象。在此基础上,本文设定地理邻接、地理距离和经济距离三类空间权重矩阵,构建广义空间自回归模型,着眼于环境规制支出、监管和收益的三个环节,系统剖析了地区间环境规制的策略互动行为,并进一步挖掘了影响地区间环境规制策略互动的因素,以期为走出环境规制执行困境提供政策参考。

本文发现:①地区间环境规制存在着显著的互补型策略互动,意味着互为竞争对手的地区相互模仿彼此的环境规制,使得环境规制非完全执行的行为具有“传染性”,这较好地解释了环境规制非完全执行的普遍性。②2006年之后,地区间环境规制相互模仿的策略互动行为显著减弱,甚至由策略互补向策略替代转变,表明政绩考核的绿色化有助于减弱环境规制的策略互动行为,从而缓解环境规制非完全执行的普遍性。③财政分权与腐败给地方政府官员带来了财政激励和私人利益激励,强化了地区间环境规制的策略互动,从而形成环境规制非完全执行的激励因素;相形之下,公众环保诉求显著弱化了地区间环境规制的策略互动,从而形成环境规制非完全执行的约束因素。基于此,为了有效打破环境规制非完全执行的普遍性和提高中央政府的政策置信度,可以从地区间环境规制策略互动的背后根源入手,从而衍生出以下政策启示:

(1)引导环境规制良性竞争,增强环境管理集权。中国地区间环境规制向“低水平”均衡发展,意味着地区间竞相降低环境规制支出和监管强度,环境规制非完全执行现象肆虐,折射出地方政府在经济发展与环境保护中优先选择了前者,从而不利于环境治理工作。因此,一方面,应引导环境规制良性竞争,将环境规制非完全执行的“污染效应”逆转为环境规制竞争向上的“棘轮效应”,进而促使环境规制由“低水平”均衡向“高水平”均衡转变。归根结底,环境规制的良性竞争源于地方政府的有序竞争,因此重构地方政府的行为选择,鞭策地方政府的“有形之手”更多地体现“援助之手”,销匿“攫取之手”,从而促使标尺竞争的含义重新回归到 Tiebout 时代。同时,政绩考核体系的绿色化有利于缓解地区间环境规制的策略互动,因此应继续降低政绩考核中的增长权重,增加环保权重,构建发展经济和环境规制之间有效的均衡机制,实行环境保护的党政同责和一票否决制。另一方面,中国环境管理还需进一步集权,完善省级以下环境政策执法的垂直管理体系,压缩地方政府执法的自由裁量空间,并扩大中央政府在环境保护事务中的支出范围,进而形成环境管理财权和事权更加匹配的格局。

(2)铲除腐败土壤,弱化腐败对策略互动的加剧效应。研究表明,腐败降低了环境规制的监督和执行力度,并刺激了地区间环境规制的策略互动和非完全执行。因此,反腐倡廉有利于避免地方政府和污染企业的政企合谋,限制地方政府官员的私人利益激励,从而削弱环境规制的“逐底竞争”效应,打破环境规制的“低水平”均衡状态。遏制地方官员腐败,一方面,开展警示教育,从思想上构筑抵御腐败的坚固防线,做到防微杜渐、防患于未然;另一方面,强化权力监督,完善法律、民主、舆论和群众的监督体系,扎紧制度围栏,迫使地方政府官员的行为处于阳光之下,通过将权力关进制度的“笼子”,压缩寻租空间,从而提高环境规制的执行质量。

(3)畅通公众环保诉求渠道,强化其对策略互动的削弱效应。本文结论表明,公众环保诉求有助于弱化区域间环境规制的策略互动行为,形成非完全执行的约束因素。兼之,公民个人距离“环境”最近,对环境的了解和需求最为直接和快速,能够对环境治理提供关键信息和帮助。因此,发挥公众在环境保护事务中的作用尤为重要。然而,当前中国环境治理面临政府一元主导的现状,忽略了强

大的社会公众力量,陷入环境管理单一主体不足的困境。新修订的《环境保护法》明确公民享有环境知情权、参与权和监督权。据此,应尽快建立和畅通公众表达自身环保诉求的渠道,使公众拥有环境管理的决策权,进而有力改善政府监管力量不足的状况。另外,壮大环保 NGO,利用市场力量解决环保问题,将社会组织、市场纳入到环境保护的活动中,构成“政府—社会—市场”的“合唱团”,从而改变以往政府在环境治理中唱“独角戏”的角色设置,最终形成多元共治、社会参与的现代环境治理格局。

[参考文献]

- [1]冉冉. 中国环境政治中的政策框架特征与执行偏差[J]. 教学与研究, 2014,(5):55-63.
- [2]Garzarelli, G. Old and New Theories of Fiscal Federalism, Organizational Design Problems, and Tiebout[J]. *Journal of Public Finance and Public Choice*, 2004,22(1-2):91-104.
- [3]陈家建,张琼文. 政策执行波动与基层治理问题[J]. 社会学研究, 2015,(3):23-45.
- [4]黄亮雄,王贤彬,刘淑琳,韩永辉. 中国产业结构调整的区域互动——横向省际竞争和纵向地方跟进[J]. 中国工业经济, 2015,(8):82-97.
- [5]Konisky, D. M. Regulatory Competition and Environmental Enforcement: Is There a Race to the Bottom[J]. *American Journal of Political Science*, 2007,51(4):853-872.
- [6]杨海生,陈少凌,周永章. 地方政府竞争与环境政策——来自中国省份数据的证据[J]. 南方经济, 2008,(6):15-30.
- [7]张文彬,张理芃,张可云. 中国环境规制强度省际竞争形态及其演变——基于两区制空间 Durbin 固定效应模型的分析[J]. 管理世界, 2010,(12):34-44.
- [8]朱平芳,张征宇,姜国麟. FDI 与环境规制:基于地方分权视角的实证研究[J]. 经济研究, 2011,(6):133-145.
- [9]Renard, M. F., and H. Xiong. Strategic Interactions in Environmental Regulation Enforcement: Evidence from Chinese Provinces[R]. CERDI Working Paper, 2012.
- [10]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[J]. 世界经济, 2014,(4):88-110.
- [11]张可,汪东芳,周海燕. 地区间环保投入与污染排放的内生策略互动[J]. 中国工业经济, 2016,(2):68-82.
- [12]李树,翁卫国. 我国地方环境管制与全要素生产率增长——基于地方立法和行政规章实际效率的实证分析[J]. 财经研究, 2014,(2):19-29.
- [13]文雁兵. 包容型政府行为逻辑、治理模式与经济绩效研究[D]. 浙江大学, 2014.
- [14]周业安,宋紫峰. 中国地方政府竞争 30 年[J]. 教学与研究, 2009,(11):28-36.
- [15]Revelli, F. On Spatial Public Finance Empirics[J]. *International Tax and Public Finance*, 2005,12(4):475-492.
- [16]Brueckner, J. K. Strategic Interaction among Governments: An Overview of Empirical Studies [J]. *International Regional Science Review*, 2003,26(2):175-188.
- [17]邓明. 中国地区间市场分割的策略互动研究[J]. 中国工业经济, 2014,(2):18-30.
- [18]汪伟,胡军,宗庆庆,郭峰. 官员腐败行为的地区间策略互动:理论与实证[J]. 中国工业经济, 2013,(10):31-43.
- [19]陈思霞,卢洪友. 辖区间竞争与策略性环境公共支出[J]. 财贸研究, 2014,(1):85-92.
- [20]周雪光,练宏. 中国政府的治理模式:一个“控制权”理论[J]. 社会学研究, 2012,(5):69-93.
- [21]赵静,陈玲,薛澜. 地方政府的角色原型、利益选择和行为差异——一项基于政策过程研究的地方政府理论[J]. 管理世界, 2013,(2):90-106.
- [22]Treisman, D. The Causes of Corruption: A Cross-national Study[J]. *Journal of Public Economics*, 2000,76(3):399-457.
- [23]张军,高远,傅勇,张弘. 中国为什么拥有了良好的基础设施[J]. 经济研究, 2007,(3):4-19.
- [24]Stigler, G. J. The Theory of Economic Regulation[J]. *The Bell Journal of Economics and Management Science*, 1971,2(1):3-21.

- [25]袁凯华,李后建. 政企合谋下的策略减排困境[J].中国人口·资源与环境, 2015,(1):134-141.
- [26]李后建. 腐败会损害环境政策执行质量吗[J].中南财经政法大学学报, 2013,(6):34-42.
- [27]于文超,高楠,龚强. 公众诉求、官员激励与地区环境治理[J]. 浙江社会科学, 2014,(5):23-35.
- [28]郑思齐,万广华,孙伟增,罗党论. 公众诉求与城市环境治理[J]. 管理世界, 2013,(6):72-84.
- [29]李永友,沈坤荣. 我国污染控制政策的减排效果——基于省际工业污染数据的实证分析[J]. 管理世界, 2008,(7):7-17.
- [30]张学良. 中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应[J]. 中国社会科学, 2012,(3):60-77.
- [31]聂辉华. 腐败对效率的影响:一个文献综述[J]. 金融评论, 2014,(1):13-23.
- [32]Wu, J., Y. Deng, J. Huang, R. Morck, and B. Yeung. Incentives and Outcomes: China's Environmental Policy[R]. NBER Working Paper, 2013.
- [33]何艳玲,汪广龙,陈时国. 中国城市政府支出政治分析[J]. 中国社会科学, 2014,(7):87-106.
- [34]韩超,刘鑫颖,王海. 规制官员激励与行为偏好——独立性缺失下环境规制失效新解[J]. 管理世界, 2016,(2):82-94.
- [35]周黎安,刘冲,厉行,翁翕. “层层加码”与官员激励[J]. 世界经济文汇, 2015,(1):1-15.
- [36]谢贞发,范子英. 中国式分税制、中央税收征管权集中与税收竞争[J]. 经济研究, 2015,(4):92-106.

Strategic Interaction of Regional Environmental Regulation —An Explanation on the Universality of Incomplete Enforcement of Environmental Regulation

ZHANG Hua

(School of Business Administration of Nanjing Audit University)

Abstract: Considering that China's current environmental regulation being not completely implemented is the key problem of environmental protection affairs, this paper attempts to give a new explanation on its universality from the perspective of strategic interaction. Under the background of Chinese style decentralization, environmental regulation is regarded as a tool for local governments to compete for liquidity resources, leading to the inter-regional strategic interaction of environmental regulation which causes the universal phenomenon of incomplete enforcement. Taking this as a chance, this study employs Spatial Autocorrelation Model to identify the specific form of the inter-regional strategic interaction of environmental regulation and explore the influence factors of strategic interaction. Empirical results confirm that adjacent provinces do exist strategic interaction of environmental regulation. Furthermore, the strategic interaction of environmental regulation belongs to complementarities. That is to say, a decrease in stringency of environmental regulation in one province will cause a decrease in its neighbors, which reflects the infectivity of incomplete enforcement. So, it is better to explain the universality of incomplete enforcement of the environmental regulation. Meanwhile, the inter-regional strategic interaction of environmental regulation gradually weakens after 2006, which highlights the role of environmental performance assessment. In addition, fiscal decentralization and corruption stimulate the inter-regional strategic interaction of environmental regulation, and environmental demands of the public on the contrary.

Key Words: environmental regulation; strategic interaction; incomplete enforcement

JEL Classification: C23 L60 Q53

[责任编辑:王燕梅]