不同类型环境规制工具协同对工业绿色创新的倒逼效应研究

贺灵

(湖南科技大学 商学院, 湖南 湘潭 411201)

摘要:环境保护和技术创新作为促进经济高质量发展的重要战略,两者间的关系是学术界关注的重点。对2009—2020年中国279个地级市工业绿色创新绩效进行测算,并运用系统广义矩估计法考察了命令型环境规制与公众参与型环境规制对地方工业绿色创新的影响。研究发现,命令型环境规制和公众参与型环境规制的协同具有促进地方工业绿色创新发展的长效机制,既增强了命令型环境规制的作用效果,又显著提升了公众参与型环境规制的影响。检验了不同环境规制工具的协同对地方工业绿色创新的重要影响,为协调优化各类环境规制工具,尤其是提升公众参与度,联合发挥不同类型规制工具对绿色创新的组合激励效应提供了有益的参考。

关键词:绿色创新;命令型环境规制;公众参与;协同

中图分类号:F273.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-1807(2023)14-0182-08

环境保护和技术创新作为促进经济社会高质量发展的战略举措,两者间的关系是学术界关注的重点。当前,中国区域工业的发展正面临着资源和环境的双重约束,绿色创新成为解决“经济增长、污染防治”这一两难局面的有效路径。实践表明,借助恰当的环境规制工具可以促使企业在生产决策中充分考虑环境成本进而加快清洁生产技术等绿色技术的研发进程,由此推动企业乃至整个行业的绿色转型与提质增效。然而,环境规制工具具有多样性特征,除了来自政府的命令型规制,公众参与型环境规制本是其应有之义。每种规制工具对工业绿色创新的作用机理存在一定的差别,并且规制效果也各不相同。特别地,各类规制工具并不是独立存在的,彼此间需要协调配合以便发挥更好的协同效应。

总之,如何采用经验数据实证检验不同类型的环境规制工具及其协同对工业绿色创新的差别性影响并探讨协同效应的可持续性,具有重要的理论价值和现实意义。

1 文献综述

关于环境规制的技术创新效应主要有促进效应、倒退效应、不确定性三种不同的观点。第一种观点认为具有促进效应。王艳和于立宏^[1]认为数量型环境

规制工具能诱发绿色技术创新,进而从源头上减少污染物排放。Sen^[2]指出若将企业内部治理和外部规制有机结合起来更有利于调动企业的技术创新积极性,认为公司治理在环境规制对企业技术创新的影响中发挥着显著的正向调节作用。张明和赵映雪^[3]发现大气污染防治政策通过引发技术创新从而减少被管制企业污染物排放规模,并促进企业出口产品质量的提升。第二种观点认为具有抑制效应。Ramanathan等^[4]发现环境规制标准的提高会导致英国工业企业生产成本的增加,企业可用于技术创新的资金被挤占用于污染治理,最终阻碍了企业创新。第三种观点认为两者的关系不确定。郑展鹏和王雅柔^[5]发现环境规制对技术创新存在非线性影响,仅当经济发展跨过一定门槛后,对创新的促进效应才得以体现,而在越过阈值之前积极作用并不明显。

当前学者大多侧重于考察正式的环境规制,而对以公众参与为特征的非正式环境规制的研究重视不够;且就不同类型规制对技术创新的影响差异性至今没有达成一致的看法。张国兴和雷慧敏^[6]发现命令型规制不能完全替代公众参与,公众环保信访可以通过影响人大代表的建议和政协委员的提案而间接对污染物减排产生积极效应。Yang等^[7]

收稿日期:2023-04-02

基金项目:湖南省哲学社会科学基金项目(18JD30)。

作者简介:贺灵(1980—),男,湖南平江人,湖南科技大学商学院,副教授,博士,硕士研究生导师,研究方向为产业创新与金融发展。

调研了台湾的制造业企业,发现命令型环境规制能显著诱导企业的研发投入进而推动其生产率的提高。Wirf^[8]研究了市场激励型环境规制的影响,发现排污许可证制度的设计能有效制约污染物的排放,促进清洁生产新技术的传播。王淑英等^[9]研究发现命令型环境规制对本地企业绿色产品和工艺创新都具有正向影响。征收排污费能促使企业积极开展绿色工艺技术改造及设备更新,因此激励型环境规制对企业的绿色工艺创新有利。总之,不同类型的环境规制对创新的作用效果存在差异,而到目前为止究竟哪种环境规制工具效果更好并没有定论。

国内外学者就环境规制竞争的存在性展开了一系列研究。李治国和杨雅涵^[10]认为地方政府竞争会导致环境规制强度降低,进而增加地区碳排放强度。Albrizio 和 Kozluk^[11]认为地方政府间的环境规制策略互动是客观存在的,且地区间环境规制政策的交互作用对行业和企业生产率产生了显著影响。王宇澄^[12]认为地方政府间主要存在逐底式的环境规制竞争,但随着政绩考核体制中环境权重的逐步加大,逐底竞争效应趋于弱化。Cao 和 Rrakash^[13]也认为环境规制存在趋底竞争现象,并指出相比对水污染的观测,民众更容易觉察到空气污染及其变化,故空气污染方面的环境规制竞争更容易受制于选民因素。一些学者还对环境规制竞争的起源进行了探讨。赵国浩和马明^[14]认为环境规制竞争起源于地方政府竞争,是地方政府竞争的具体表现方式之一。当竞争地区提高或降低环境规制标准时,本地区会设置一个最适合自身利益的规制水平,由此导致环境规制强度的空间关联。在对环境规制竞争的后果研究方面,国内学者主要探讨规制竞争对区域经济增长、区域产业结构升级的影响。郑金铃^[15]发现东部地区省域内往往存在产业转移的定点对接机制,在同一省域内部各地级市间存在的环境规制差异化竞争策略导致相对落后地级市产业结构加速恶化。某些地方政府官员为了获得政治升迁和追求地区短期经济增长,采用竞相降低环境规制标准的逐底竞争模式,这就导致地区经济及环境福利在长期内遭受到巨大的损失^[16]。

已有成果为进一步研究提供了重要的参考和借鉴,然而也存在一些不足:一是大多数研究仅关注某一类环境规制工具或不同类环境规制工具各自对行业或企业技术创新的影响,而忽略了对不同类型规制工具协同的考察。事实上,协同会使得不

同规制工具间相互促进、良性互动从而在发挥协同效应的同时还进一步增强单一规制工具对工业绿色创新的作用效果。二是大多数文献缺乏对源自政府的命令型环境规制与公众自主参与规制进行综合分析。环境保护绝不是政府单方面的工作,它需要强化广大民众的主人翁意识及调动其参与积极性。三是已有的文献对地方政府间的环境规制竞争进行了较多探讨,却对本地内各类环境规制工具的协调优化重视不够,如何联合发挥不同类型规制工具的协同效应本应是学术界和实践工作者关注的重点。

2 研究设计

2.1 模型设定

构建如式(1)所示的计量模型检验环境规制工具协同对工业绿色创新的倒逼效应。需要说明的是,为了便于考察工业绿色创新相对于环境规制等核心解释变量变动的弹性以及消除或减轻模型估计中可能存在的异方差性等问题,特将式(1)设置成双对数模型形式。

$$\ln Gre_{it} = \alpha + \beta \ln X_{it} + u_{it} \quad (1)$$

式中: i 为地区横截面单元($i=1,2,\dots,279$); t 为时间序列单元(2009—2020年); Gre 为工业绿色创新绩效综合指数; X 为对绿色创新绩效可能存在影响的解释变量,即命令型环境规制、公众参与型环境规制等; α 为原始截距项; β 为模型的弹性系数; u 为随机扰动项。

需要指出的是,式(1)的构建存在一个潜在假设,即当期工业绿色创新绩效仅取决于当期相关解释变量的影响而与历史时期绿色创新绩效水平没有关联。但事实上工业绿色创新是一个持续积累、动态演化的过程,创新水平的提升存在路径依赖特征,即历史时期的绩效水平对当期的绩效水平具有影响。

式(2)所示的“局部调整模型”可以用来解释该滞后效应。

$$\ln Gre_{it}^e = \alpha + \beta \ln X_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

式中: $\ln Gre_{it}^e$ 为工业绿色创新绩效的预期水平; ϵ 为随机扰动项。

式(2)表明了环境规制等解释变量的当期表现对绿色创新绩效的预期水平产生影响。然而,预期水平的取得通常在短期内是难以实现的。因此,绿色创新绩效水平的实际改变量($\ln Gre_{it} - \ln Gre_{i,t-1}$)往往小于预期改变量($\ln Gre_{it}^e - \ln Gre_{i,t-1}$),即前者仅相当于后者的一部分。式(3)体现了两者间的关系。

$$\ln \text{Gre}_i - \ln \text{Gre}_{i,t-1} = (1-\lambda)(\ln \text{Gre}_i^e - \ln \text{Gre}_{i,t-1}) \quad (3)$$

进一步地,将式(3)代入式(2)中并将解释变量具体化,获得如式(4)所示的表达式。

$$\ln \text{Gre}_i = \alpha^* + \lambda \ln \text{Gre}_{i,t-1} + \beta_1^* \ln \text{Ord}_i + \beta_2^* \ln \text{Par}_i + \beta_3^* \ln \text{Ord}_i \ln \text{Par}_i + \beta_4^* \ln X_{o,i} + \epsilon_i^* \quad (4)$$

式中: $\alpha^* = (1-\lambda)\alpha$, $\beta^* = (1-\lambda)\beta$, $\epsilon_i^* = (1-\lambda)\epsilon_i$; $X_{o,i}$ 为除了核心解释变量命令型环境规制(Ord)、公众参与型环境规制(Par)及其乘积项的相关控制变量,包括“地方财政支持”(Fin)、“对外开放水平”(Ope)、“工业结构”(Str)、“知识产权保护”(Pro)。式(4)便是构建的旨在检验不同类型环境规制工具协同影响工业绿色创新的基准模型—动态面板数据模型。

2.2 变量说明与数据来源

2.2.1 工业绿色创新绩效

从过程维度考察,绿色创新绩效体现在绿色技术概念的产生与开发、绿色商品的生产及其市场价值的实现等一揽子创新子过程中^[17]。从企业技术创新的动态演化轨迹来看,为了获得企业的长期竞争优势,从“不考虑环境目标的正常创新”到“末端治理技术创新”再到绿色工艺创新和绿色产品创新是大势所趋。借鉴李婉红^[18]的研究成果,从绿色产品创新、绿色工艺创新和末端治理技术创新三个方面来综合测度工业绿色创新。采用新产品单位能耗(即能源消耗量与新产品产值之比)衡量绿色产品创新;采用 R & D 经费内部支出与技术改造经费投入之和衡量绿色工艺创新;采用单位工业产值的废水排放量衡量末端治理技术创新。采用效用值法将原始指标数据实施无量纲化处理,然后采用线性加权求和法获得每个地区在相应考察年份内其工业绿色创新绩效的综合指数值。

2.2.2 命令型与公众参与型环境规制

命令型环境规制属复合型核心解释变量,需进一步通过若干明细指标来综合体现。当前从综合性程度来考察,关于命令型环境规制的度量主要有单一指标法和综合指数法两大类方法。单一指标法虽操作上简单方便但不能从综合角度来衡量评价对象,故具有一定局限性。借鉴原毅军和谢荣辉^[19]的做法,从废水、废气、废渣三个角度五个指标(废水排放达标率、二氧化硫去除率、工业烟尘去除率、工业粉尘去除率和固体废物综合利用率)来测度命令型环境规制强度。同样地,先采用效用值法

将原始指标数据按照一定的数理运算规则统一转化为 $[0, 100]$ 的某个数值,达到无量纲化的目的。然后,在采取德尔菲专家打分法确定指标权重的基础上,将各指标数据的标准化处理值与相应权重相乘再求和汇总进而获得某地区在某年份内其命令型环境规制强度的综合指数值。借鉴王淑英等^[9]的做法,采用“各地区环境信访来信总数”间接衡量每个地区在相应考察年份内公众参与型环境规制的强度。

测度所需指标数据通过查阅《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》《工业企业科技活动统计资料》《中国科技统计年鉴》等渠道获取。以上存在价格因素的指标数据皆依照相应价格指数平减至 2009 年水平。另外,在统计某地区各行业工业企业数据时并非面向所有企业,而是仅对各行业中规模以上工业企业数据进行收集整理。

2.2.3 控制变量

通过考察地区研发资金中来自政府资金所占比例(%)体现地方财政支持力度;采用工业各行业年度实际利用外资规模(万美元)体现地区对外开放水平;采用地区内高载能行业产值占工业增加值比例(%)衡量某地区的工业结构;采用专利管理机构对专利侵权案件的受理情况,即 1 减去专利侵权纠纷累计立案数与该地区累计专利授予量之比值衡量知识产权保护力度。控制变量所需数据来自国家知识产权局统计年报、《中国科技统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国工业经济统计年鉴》及相关省份各年份的统计年鉴。

3 实证检验与结果解析

3.1 基准模型估计的结果分析

在估计式(4)动态面板数据模型时有可能存在内生性问题,如果不采取措施加以克服就会影响到模型估计的有效性,故采用系统广义矩估计法(system-generalized method of moments, SYS-GMM)来解决这一问题。又鉴于两步 SYS-GMM 估计法相比一步法更加有效,最终将两步 SYS-GMM 估计法作为模型估计的主要方法。另外,考虑到样本观察值的有限性,因此以解释变量的一阶滞后项作为工具变量。SYS-GMM 估计法的有效性主要取决于工具变量的有效性;判断工具变量有效与否主要是通过 AB 检验和 Hansen 检验来实现。具体地,如果通过检验显示残差存在一阶自相关但不存在二阶自相关且 Hansen 统计量不显著,那么表明工

具变量的设置是合理的且不存在过度识别问题。

3.1.1 命令型环境规制、公众参与型环境规制的影响

由表1中模型1的估计结果可知,AB检验表明残差存在一阶自相关但不存在二阶自相关,表明所选工具变量是合理的;且Hansen检验表明不存在工具变量的过度识别问题。因此,工具变量的合理设置充分保障了两步SYS-GMM估计法的有效性。

表1模型1展示了当基准模型中未引入命令型环境规制与公众参与型环境规制乘积项($\ln \text{Ord} \times \ln \text{Par}$)时的估计结果。由此可观察到,命令型环境规制(Ord)对绿色创新绩效的影响系数为0.204,且显著性水平为5%;公众参与型环境规制(Par)的系数估计值为0.193,但在10%的水平上仍然不显著。这意味着命令型环境规制在工业绿色创新绩效改善中发挥了明显的正向积极影响,而公众参与型环境规制的影响强度和显著性水平都有待提高。命令型环境规制所发挥的正向倒逼效应是与经济社会实践相符的。企业为了遵守政府所制定的环境

标准,避免受到政府的环境监管处罚,会加强对先进污染治理技术和清洁生产技术的采纳,通过对生产工艺流程实施绿色化改造与完善来有效提高生产效率和污染治理水平,从而减少污染物排放量,实现生产中资源的节约和循环利用。总之,命令型环境规制能倒逼企业加强绿色创新力度,在弥补创新成本后获得超额利润及竞争力的提升。公众参与型环境规制的影响与理论预期存在一定差异,对此可能的解释是,当前公众参与环境规制在具体执行中遇到很多的障碍。就民众基础而言,当下虽然公众的受教育水平、素质和环保意识有了一定的提升,但离公众参与型规制预期效应发挥所需具备的相关条件还有较大的差距。这需要政府有关部门及媒体加大环保宣传力度,致力于提高公众的素质及激发其环保意识,从而为预期效应的发挥奠定良好的民众基础。就组织基础而言,当前国内的民间环保组织体系不够完善,在与排污企业进行谈判协商时势力不够强大,且政府相关部门对其扶持的力度有待加强。总之,以上种种问题的存在成为公众参与型环境规制功效发挥的障碍。

表1 基准模型估计结果

解释变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8
$\ln \text{Gre}(-1)$	0.231** (2.471)	0.261** (2.403)	0.153** (2.367)	0.221** (2.661)	0.252** (2.426)	0.203** (2.584)	0.172* (1.947)	0.192** (2.306)
$\ln \text{Ord}$	0.204** (2.378)	0.228** (2.395)	0.222* (1.947)	0.225** (2.357)	0.242** (2.354)	0.202** (2.437)	0.223* (1.955)	0.211* (1.966)
$\ln \text{Par}$	0.193 (1.642)	0.158 (1.287)	0.168 (1.603)	0.219** (2.322)	0.203* (1.967)	0.206** (2.324)	0.219* (1.927)	0.231** (2.364)
$\ln \text{Ord} \times \ln \text{Par}$	—	—	—	0.143** (2.427)	0.158** (2.361)	0.166** (2.478)	0.149** (2.247)	0.132** (2.421)
$\ln \text{Fin}$	0.183** (2.467)	0.212** (2.395)	0.104** (2.428)	0.109** (2.386)	0.174** (2.427)	0.167** (2.398)	—	0.140** (2.565)
$\ln \text{Ope}$	0.108* (1.946)	0.117 (1.169)	0.085 (1.274)	0.152* (1.984)	0.146 (0.987)	0.092* (1.941)	—	0.147* (1.954)
$\ln \text{Str}$	-0.191* (-1.954)	-0.112** (-2.342)	-0.093* (-1.926)	-0.078** (-2.357)	-0.164** (-2.327)	-0.096* (-1.978)	—	-0.103** (-2.435)
$\ln \text{Pro}$	0.201* (1.987)	0.131** (2.421)	0.151* (1.974)	0.097* (1.989)	0.085* (1.968)	0.136* (1.969)	—	0.104* (1.977)
估计方法	两步系统 GMM	动态 POLS	动态 FE	两步系统 GMM	动态 POLS	动态 FE	两阶段最小二乘法 (第二阶段)	两阶段最小二乘法 (第二阶段)
R^2	—	0.886	0.895	—	0.912	0.903	0.916	0.892
RKF检验	—	—	—	—	—	—	25.306	24.627
样本数	3 069	3 069	3 069	3 069	3 069	3 069	3 069	3 069
AR(2)-test P^b	0.257	—	—	0.238	—	—	—	—
Hansen-test P^c	0.424	—	—	0.369	—	—	—	—

注:表中括号内为t值;*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平;采用GMM估计法时借助软件包STATA/MP14.0中的程序xtabond2。

除了要确保估计方法的有效性,还要考察估计结果是否稳健。具体地,将绿色创新绩效变量的滞后项纳入混合估计模型(pooled ordinary least squares, POLS)和固定效应模型(fixed effect, FE)进行估计,并将估计结果与之前采用两步 SYS-GMM 法的估计结果进行比较。理论上分析,基于动态 POLS 法的被解释变量滞后项系数估计值的绝对值会向上偏倚,而基于动态 FE 法的相应系数估计值的绝对值会向下偏倚。由表 1 可知,模型 1 中的绿色创新绩效变量滞后项其系数估计值(0.231)处于模型 2 和模型 3 的相应估计值(0.261 和 0.153)之间。这表明模型 1 的两步 SYS-GMM 估计结果并未因样本数量和工具变量的选择而导致明显偏差,这就意味着命令型环境规制、公众参与型环境规制对工业绿色创新的倒逼效应是显著且稳健的。

3.1.2 命令型与公众参与型环境规制的协同效应

表 1 模型 4 展示了加入命令型环境规制与公众参与型环境规制乘积项($\ln \text{Ord} \times \ln \text{Par}$)后的估计结果,而模型 5、模型 6 是对应的动态 POLS 和动态 FE 估计结果。从模型 4 的结果可以看出两点基本事实:第一,命令型环境规制与公众参与型环境规制乘积项对工业绿色创新产生了明显的积极影响,系数估计值为 0.143 且显著。这意味着政府相关部门在适当加强命令型环境规制的同时,还应当借助舆论宣传等手段尽可能强化公众参与环境保护的意识,引导公众参与到具体的环境规制工作中来,这样能对工业绿色创新产生更好的倒逼效果。以上检验结果表明,命令型环境规制与公众参与型环境规制对工业绿色创新具有协同效应。第二,对比表 1 中模型 1 与模型 4 可知,加入乘积项($\ln \text{Ord} \times \ln \text{Par}$)后,命令型环境规制的系数由 0.204 增加到 0.225,且仍然显著;公众参与型环境规制的影响系数估计值由 0.193 变为 0.219,且在 5% 的水平上显著。这说明命令型环境规制与公众参与型环境规制两者的协同,既增强了命令型环境规制对工业绿色创新的作用效果,也强化了公众参与型环境规制的影响。在实践中,命令型与公众参与型环境规制的协同意味着两种规制工具产生了相互促进的作用。一方面,在适当加强命令型环境规制强度过程中,政府有关部门必定会加大环保宣传的力度,并且会主动为民间环保组织的健康运行提供协助,这便为公众参与环境规制创造了更加有利的条件。另一方面,当公众的环保意识逐步增强及民间环保

组织日益完善之后,在公众的推动下政府会持续调整其环境规制政策,以便更好地满足公众的预期及产生更佳的规制效果。这无疑会使命令型和公众参与型环境规制工具都得到优化,进而两者各自对工业绿色创新的作用效果会更加明显。

从表 1 模型 4 中对控制变量的估计结果来看,地方财政支持(Fin)、地区开放程度(Ope)、知识产权保护(Pro)三个变量对地方工业绿色创新皆存在不同程度的积极作用,而工业结构(Str)变量的系数估计值为负(-0.078),且在 5% 的水平上显著。这表明地区内高载能行业产值的增加并没有对工业绿色创新产生积极效果。可能的解释是,高载能行业的绿色创新意识并不强,行业对清洁生产技术的研发投入力度不够,故对绿色创新绩效的提升影响有限。由于控制变量并非关注的重点,故在此对其不过多分析。

3.2 命令型与公众参与型环境规制协同的长期效应分析

前文研究了当期命令型与公众参与型环境规制的乘积项对地方工业绿色创新的影响,反映的是两者协同对工业绿色创新的短期作用。然而,命令型与公众参与型环境规制作用于工业绿色创新绩效可能需要一定的时间周期。为了检验两者协同的长期影响效应是否存在,采用命令型与公众参与型环境规制乘积项的滞后 1 期、滞后 2 期、滞后 3 期、滞后 4 期、滞后 5 期替换式(4)的当期变量,控制变量也同样取相应滞后期。

表 2 估计结果显示,乘积项($\ln \text{Ord} \times \ln \text{Par}$)滞后 1 期至滞后 4 期的系数都为正且在 5% 或 10% 的水平上显著,滞后 5 期的系数仍为正但在 10% 的水平上不显著。这表明命令型与公众参与型环境规制的协同对地方工业绿色创新的倒逼作用或促进效果具有一定的滞后效应,且长期效应较为明显。与单纯的命令型环境规制或公众参与型环境规制的滞后效应相比,两者协同的影响效应的时间持续期相对更长久。可能的解释是,两种环境规制工具的协同会产生正的双向反馈效应,推动彼此良性互动、共同改善,进而形成影响工业绿色创新的长效机制,故两者协同相比单独的规制工具对工业绿色创新的影响更深远。此外,地方财政支持(Fin)、知识产权保护(Pro)滞后 1 期至滞后 3 期的系数估计值都显著为正,说明这些控制变量对地方工业绿色创新的短期与长期效应都存在。

表 2 命令型与公众参与型环境规制协同的长期效应估计结果

解释变量	滞后 1 期 模型 1	滞后 2 期 模型 2	滞后 3 期 模型 3	滞后 4 期 模型 4	滞后 5 期 模型 5
ln Ord	0.171** (2.463)	0.151** (2.324)	0.127* (1.974)	0.094 (1.224)	0.076 (0.887)
ln Par	0.161** (2.527)	0.132* (1.966)	0.113 (0.901)	0.074 (1.426)	0.069 (1.417)
ln Ord×ln Par	0.123** (2.368)	0.104** (2.341)	0.093** (2.457)	0.085* (1.968)	0.072 (1.603)
ln Fin	0.991** (2.374)	0.853** (2.445)	0.751* (1.962)	0.612 (1.457)	0.584 (1.268)
ln Ope	0.112* (1.971)	0.092* (1.964)	0.082 (0.988)	0.074 (1.267)	0.061 (0.989)
ln Str	-0.074** (-2.346)	-0.064* (-1.972)	-0.052 (-1.466)	-0.052 (-1.367)	-0.041 (-1.448)
ln Pro	0.092* (1.961)	0.082* (1.952)	0.073* (1.973)	0.071 (1.287)	0.052 (1.366)
城市固定	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	是	是	是
R ²	0.868	0.924	0.876	0.892	0.887
城市数	279	279	279	279	279
AR(2)-test P ^b	0.224	0.196	0.158	0.231	0.175
Hansen-test P ^c	0.287	0.254	0.239	0.151	0.262

注:表中括号内为 t 值;*,**、***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

4 结论与对策

在文献归纳和梳理的基础上,对中国 279 个地级市 2009—2020 年期间的数据进行收集整理,采用相关计量分析方法实证检验了命令型环境规制与公众参与型环境规制对地方工业绿色创新的影响。研究表明,命令型环境规制和公众参与型环境规制对地方工业绿色创新的倒逼作用存在明显的协同效应,而且这种协同效应具有一定的长期性;这一协同联动机制的共同推进既增强了命令型环境规制的作用效果,又显著地强化了公众参与型环境规制的影响。基于所得出的研究结论获得相应的政策启示。

首先,依据地区特点、工业行业或企业的发展阶段灵活实施命令型环境规制措施。在市场化进程相对滞后的地区,适当采用从严格的命令型环境规制措施促使企业合理处理环境问题,倒逼其开展绿色创新活动是比较合适的。地方政府带有较强行政色彩的环境规制手段,能够增加企业的私人成本,使企业在管理决策中将环境成本考虑在内从而改变企业的生产决策行为,促使其将外在的规制压力转化为积极从事清洁生产技术研发的内在动力,进而助推工业绿色转型升级的进程。

另外,政府相关部门要根据工业企业的实际发展阶段来灵活实施命令型环境规制工具。有些地区企业的规模与实力较弱,对环境成本的承受能力有限,如果盲目加大环境规制力度,有可能让企业在付出治污努力仍达不到环境标准后转而采取一些消极抵制措施,甚至干脆退出市场。此时,政府需考虑其他更加合适的措施,比如利用财政资金支持这些企业开展绿色技术研发或引进绿色生产技术、降低生产设备能耗,推动其走向绿色增长的道路。对那些规模实力较强的污染型工业企业,采取适当严格的规制标准将有助于倒逼其在生产过程中积极采取清洁生产技术、提高能源及相关资源的综合利用效率。

其次,在注重彰显各类环境规制工具独立效应的同时,更要关注不同类型环境规制工具协同效应的发挥,尤其要构建起命令型与公众参与型环境规制的协同机制,让两者相互促进、良性发展,最大限度地发挥协同效应。而协同效应发挥的前提条件在于“补齐短板”,具体的就是补齐“公众参与”这块短板。当前,在中国各个地区,大型企业的数量及其占比远不及中小企业,而中小企业在运营过程中对废弃物的排放总量是不容忽视

的。对众多中小企业的环境监督和管理需广大公众的参与。当前公众参与环境规制在具体执行中遇到很多的障碍,需重点从以下两个方面来补短板:在民众基础强化方面,需要有关部门及媒体加大环保宣传力度,致力于提高公众的素质及激发其环保意识,让公众的受教育水平、素质和环保意识成为支撑公众参与型规制效应发挥的坚强基石;在组织基础夯实方面,政府应出台及完善相关政策措施引导民间环保组织的建立和健康发展,有效增强其发动广大民众的号召力和凝聚力,积极支持和维护民间环保组织在面对环境污染时的合理诉求。另外,建立起顺畅的信息传递渠道,当民间组织向政府有关部门举报污染企业的违法排污行为时,政府部门应该及时受理并将事件处理进展等信息及时通报民间组织。

最后,工业企业应该以“创新、协调、绿色、开放、共享”五大新发展理论为引领,将“绿色、创新”内化为企业精神的重要组成部分,持续增强创新驱动和绿色发展意识,增强企业乃至整个工业行业的竞争优势。企业不能单纯从成本的角度看待绿色创新,应该将绿色创新看作新的商机和财富创造的催化剂。企业应该审时度势,瞄准未来与环境相关的需求,通过投资取得良好环境绩效的技术和设备,积极开发和生产节能型新产品以加快绿色产品创新进程;积极引进或开发绿色工艺设备和清洁生产技术,致力于降低生产中对能源、物料及相关资源的消耗及污染物的排放以加快绿色工艺创新进程。同时,企业也应当将积极主动地将源头治理模式与传统的末端治理模式有机结合起来,在关键环节守住末端治理最后一道防线,减少直接排向自然界的污染物。总之,不应该仅依靠环境规制这种外力来影响绿色创新,源自企业的内生驱动力也应成为推动工业行业或企业实现绿色转型及创新发展的重要力量。

参考文献

- [1] 王艳,于立宏.环境规制工具对企业绿色技术创新偏好的影响研究[J].管理评论,2023,35(2):156-170.
- [2] SEN S. Corporate governance, environmental regulations and technological change[J]. European Economic Review, 2015,80(11):36-61.
- [3] 张明,赵映雪.环境规制、技术创新与企业出口产品质量:基于准自然实验的证据[J].国际贸易问题,2023(3):36-52.
- [4] RAMANATHAN R,BLACK A,NATH P. Impact of environmental regulations on innovation and performance in the UK industrial sector[J]. Management Decision,2010,48(10):1493-1513.
- [5] 郑展鹏,王雅柔.环境规制对技术创新影响的门槛效应研究[J].经济经纬,2022,39(6):14-23.
- [6] 张国兴,雷慧敏.公众参与对污染物排放的影响效应[J].中国人口·资源与环境,2021,31(6):29-38.
- [7] YANG C H, TSENG Y H, CHEN C P. Environmental regulations, induced R&D, and productivity: evidence from Taiwan's manufacturing industries[J]. Resource & Energy Economics,2012,34(4):514-532.
- [8] WIRL F. Taxes versus permits as incentive for the intertemporal supply of a clean technology by a monopoly[J]. Resource & Energy Economics,2014,36(1):248-269.
- [9] 王淑英,李博博,张水娟.基于空间计量的环境规制、空间溢出与绿色创新研究[J].地域研究与开发,2018,37(2):138-144.
- [10] 李治国,杨雅涵.地方政府竞争促进了地区碳排放强度吗? [J]. 经济与管理评论,2022,38(2):136-146.
- [11] ALBRIZIO S, KOZLUK T. Environmental policies and productivity growth: evidence across industries and firms [J]. Journal of Environmental Economic & Management,2017,81(1):209-226.
- [12] 王宇澄.基于空间面板模型的我国地方政府环境规制竞争研究[J].管理评论,2015,27(8):23-32.
- [13] CAO X, PRAKASH A. Trade competition and environmental regulations: domestic political constraints and issue visibility[J]. The Journal of Politics,2012,74(1):66-82.
- [14] 赵国浩,马明.地方政府环境规制竞争背景下地区间的企业污染排放行为[J].北京理工大学学报(社会科学版),2018,20(5):1-9.
- [15] 郑金铃.分权视角下的环境规制竞争与产业结构调整[J].当代经济科学,2016,38(1):77-85.
- [16] 沈坤荣,周力.地方政府竞争、垂直型环境规制与污染回流效应[J].经济研究,2020(3):35-49.
- [17] SHU C L, ZHOU K Z, XIAO Y Z. How green management influences product innovation in China: the role of institutional benefits [J]. Journal of Business Ethics, 2016,133(3):471-485.
- [18] 李婉红.中国省域工业绿色技术创新产出的时空演化及影响因素:基于30个省域数据的实证研究[J].管理工程学报,2017,31(2):9-19.
- [19] 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.

Research on the Inverse Effect of Different Types of Environment Regulation Tools Synergy on Industry Green Innovation

HE Ling

(Business School, Hunan University of Science and Technology, Xiangtan 411201, Hunan, China)

Abstract: The environment protection and technology innovation is an important strategy to promote economy high-quality development, and their relationship is the focus of academic attention. The performance of industry green innovation was estimated in 279 prefecture-level cities in China from 2009 to 2020, and the SYS-GMM method to investigate the impact of command-based environment regulation and public participation environment regulation on local industrial green innovation was used. It is found that the synergy between command-based environment regulation and public-participatory environment regulation has a long-term mechanism to promote the local industry green innovation and development, which not only enhances the effect of command-based environment regulation, but also significantly improves the impact of public-participatory environment regulation. The important impact of different environment regulatory tools synergy on local industry green innovation is examined, and a useful reference is put forward for coordinating and optimizing various environment regulatory tools, especially improving public participation, and jointly exerting the combined incentive effect of different types of regulatory tools on green innovation.

Keywords: green innovation; command-based environment regulation; public participation; synergy