

公众参与如何影响企业绿色技术创新

——基于中介效应和空间效应的分析

秦炳涛^{1,2}, 郭援国¹, 葛力铭³

(1上海理工大学 管理学院, 上海 200093; 2. 复旦大学 区域与城市发展研究中心, 上海 200433;

3. 上海财经大学 城市与区域科学学院, 上海 200433)

摘要:绿色技术创新是破解资源环境约束的根本之计, 公众参与作为一种“软约束”对绿色技术创新的作用日益凸显。本文基于公众弥补“政府失灵”和“市场失灵”的独特优势, 系统探讨了公众参与对绿色技术创新的影响及传导机制, 并立足于创新对象的不同, 利用固定效应模型、中介效应模型及空间计量模型对其进行了实证检验。结果表明: ①公众参与能够显著地提升绿色工艺创新, 而对绿色产品创新的作用并不明显; ②公众参与依赖于政府环境规制迫使企业污染成本内部化, 进而间接影响绿色工艺创新; ③区域异质性方面, 经济较发达地区公众参与对绿色工艺创新的作用更为明显; 政府环境规制在公众参与度较高的地区对绿色工艺创新或产品创新的正向促进效果更为明显; ④空间效应方面, 本地公众参与不仅会提升本地绿色工艺创新, 同时这种正向效应也会辐射到经济差距较小的周边地区。本文的研究有利于厘清公众参与对绿色技术创新的影响效应, 明确其作用路径, 为“三方共治”治理体系的有效实施提供参考。

关键词: 公众参与; 环境规制; 绿色工艺创新; 绿色产品创新; 空间计量

中图分类号: F205 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2022)2—0050—12

一、引言

当前, 环境问题已然成为制约中国经济高质量发展的“瓶颈”。面对日益严峻的环境问题, 绿色技术创新必将成为环境污染防治和企业绿色发展的有效手段, 《中国制造 2025》和《“十四五”规划纲要》等国家重大发展战略明确指出把创新放在企业发展的核心位置, 并通过合理的环境政策推动企业绿色发展。

然而, 尽管环境规制是实现环境和经济协调可持续, 推动企业绿色发展的重要手段, 但是最优的环境规制往往难以选择, 以往“政府规制, 企业治理”自上而下的二元协作体系对于环境治理及促进绿色创新的能力有限: 政企之间信息不对称导致政府难以根据企业的污染行为实施最优的环境规制; 同时政企因为利益相投, 可能会出现寻租行为而发生政企合谋导致政府失灵, 不利于企业提升绿色技术创新能力(Zheng 和 Kahn, 2017; Harmon, 1995)。仅靠政府约束企业行为难以满足中国高质量发展的需求, 近年来, 大量研究表明公众参与作为一种“软手段”具有弥补政府失灵和市场失灵的独特优势(Jiang 和 Zhang, 2018; 郭进和徐盈之, 2020; 张艳纯和陈安琪, 2018)。党的十九大也明确指出要构建“政府为主导, 企业为主体, 社会组织和公众共同参与”的三方共治体系, 公众参与在实现绿色可持续发展中的作用愈发明显。因此, 探讨公众参与对绿色技术创新的影响、作用机制及实现方式对于政府完善公众参与政策, 最大化公众参与效用, 以及提升绿色创新积极性, 实现绿色可持续发展具有重要的现实意义。

诚然, 学界关于公众参与的研究由来已久。通过梳理已有研究和文献, 可归纳为两种观点: 一是公众参与的多重优势。随着信息化社会的到来和公众法治权利意识的勃兴, 政府与公众协作已经成为解决环境危机的重要手段, 通过公众参与限制政府权力滥用也已经成为常识(王柱国, 2014)。公众作为环境污染的切身

收稿日期: 2021-07-17

基金项目: 教育部人文社科青年基金项目“中国地级市层面的能效提高与节能技术进步: 基于前沿理论与空间计量方法的研究”(16YJC790083); 上海理工大学人文社科培育项目“影子经济视角下环境规制对我国城市污染治理的影响研究”(20SKPY05); 上海市哲学社会科学规划项目“基于大数据综合指数测度法的‘一体化示范区建设’指标体系构建、评价及优化研究”(2020BGL012)

作者简介: 秦炳涛, 博士后, 上海理工大学管理学院副教授, 研究方向: 环境经济与区域可持续发展; 郭援国, 上海理工大学管理学院硕士研究生, 研究方向: 公众环境参与与绿色转型; (通讯作者) 葛力铭, 上海财经大学城市与区域科学学院博士研究生, 研究方向: 环境与区域可持续发展。

感受者,会特别留意企业的污染行为,加之公众对生活质量的要求愈来愈高,环保意识也不断增强,公众就污染问题会向政府施压,政府在受到地区内公众的压力后加大环境规制,提高环境服务(Wang和Di,2002)。公众参与有利于加深地方政府关注环境的程度,通过环境治理投资,改善产业结构来改善环境污染状况,公众的积极参与和环保行为也是进行污染治理政策成本效益分析、提升环境规制效果的重要方式。与仅考虑政府环境规制政策的情形相对比,政府征收环境税和社会组织参与的共同作用可以使得社会福利提高(赵黎明和陈妍庆,2018),公众参与对于政府环境规制的影响逐渐体现,较高的公众举报概率可以促进企业生态技术创新,节省政府的监管成本(张同斌等,2017;游达明和杨金辉,2017);二是公众参与发挥有效性的过程中面临着诸多挑战。首先,由于环境监管需要消耗大量的资源,公众无法得到资源消耗带来的全部收益导致公众参与的积极性较弱。其次,公众参与的机制不够健全,政府对企业的治理手段较为单一,效率低,成本高,同时公众参与行为多基于自愿,不具有强制性,以致这类规制工具发挥效力的时滞较长,容易流于形式,公众环境利益诉求无法得到满足(Yang和Zhang,2011),会导致公众的参与热情降低。最后,公众缺乏财政资源和专业知识和技能,难免会造成无效参与(Kahila-Tani et al,2019)。激发公众参与热情,健全公众参与机制,提高公众参与技能至关重要。

同样地,政府实行环境规制管制企业的污染行为倒逼企业技术创新也是屡见不鲜的话题。学术界对环境规制与绿色创新之间的关系一般持有三种观点,一是基于“波特假说”的促进论,严格的环境规制将激励企业的技术创新和管理创新(Porter和Van der Linde,1995);二是传统经济学认为,环境规制降低污染的同时会带来“遵循成本”,挤出了技术研究和生产要素投入,不利于绿色创新(Gray,1987);三是二者关系的不确定,不同的环境规制会对绿色技术创新产生不同的效果,公众参与型环境规制在短期时间内对企业技术创新具有积极作用,市场激励型环境规制具有激励企业技术创新的持续作用,而命令控制型环境规制在中长期不利于企业技术创新,推动绿色创新的关键在于环境规制工具的选择(郭进,2019;张国兴等,2021)。

综上所述,理论研究方面,大多文献基于公众参与环境治理的合理性、基本途径及面临的问题展开研究,鲜有文献关注到公众参与对绿色技术创新的影响,也未能揭示政府环境规制在其中的中介机制。实证研究方面,大多把公众参与作为非正式规制研究其对绿色创新的研究,忽略了其与政府环境规制这一正式规制的内在联系;针对绿色技术创新对象不同探究公众参与对其影响的文献不多,且大多忽略了公众参与的空间溢出效应,同时未细分区域深入研究,有待进一步细化。本文可能的创新之处在于:①基于绿色技术创新的不同,分别探讨了公众参与对绿色产品创新和绿色工艺创新的直接影响。同时鉴于公众缺乏行政权力,无法直接干预企业创新行为,提出了公众参与依赖政府环境管制间接影响绿色产品创新和绿色工艺创新的路径;②发现了公众参与在不同地区发展水平及不同公众参与度下对绿色技术创新的异质性效果;③为了使结论更有说服力,引入空间计量模型,研究了公众参与的空间溢出效应。

二、理论分析与研究假设

(一)公众参与与绿色技术创新

根据公共物品理论,生态资源属于广义公共物品范畴,在使用过程中难免会产生“搭便车”行为。对于企业而言,通常只考虑自身的利润最大化,享受到环境资源带来的种种权利,却很少对环境应尽的义务,这就导致种种环境污染问题的产生。同时,环境污染具有负外部性,社会成本大于企业成本,这就需要政府制定一系列严格的环境政策与法规来约束企业的行为,调节企业的经济活动,让其履行自己的义务,承担环境污染成本(KriecheI和Ziesemer,2009)。由于信息不对称,政府不能根据企业产生负面作用的程度实施最优的环境规制,只能利用现有的信息资源实现“次优”的结果。同时,尽管我国环境监测督察机构及环保人员配置已相对完善,但是由于地方政府追求GDP和税收的现实需求及地方“官员竞升”,政府往往会放松管制(潘峰等,2014),滋生了为完成绩效而出现的环保腐败和政企合谋等种种问题,公众对于政府、企业的监督迫切需要。环境权理论指出每个人都有在良好环境下生存的权利,也有保护环境的义务。公众是环境保护利益的切身相关者,环境污染威胁到人们的生命健康,公众会密切关注企业的行为(刘帅和孔明,2020)。公民有权依法行使监督权通过环境信访、环境维权、环境诉讼、媒体曝光等方式表达自己的利益诉求,对污染企业进行道德谴责。再就是公众更容易接受负面信息,企业一旦产生负面信息不仅会使公众对企业声誉和价值产生质疑,引发舆论压力,而且引致而来的是政府更为严苛的环境规制。因此企业会选择提前考虑公众的利益,

先于政府通过改进工艺或产品创新减少污染行为,迎合消费者需求,树立公众形象,以规避舆论压力带来的负面效应,维持企业的长期利益与竞争力。另外,公众参与通过直接或间接对企业施加压力,将环境责任意识内化在企业经营决策中也可以提高创新积极性(宁金辉,2020)。随着绿色消费观念的提升,公众对绿色产品的需求提高会促使企业进行绿色产品创新。由此可见,公众参与对污染企业的道德谴责、舆论压力等隐性约束及绿色观念的提升对企业的工艺和产品创新产生一定的诱导作用,如图1所示。基于此,本文提出假设1:

公众参与对绿色工艺或产品创新具有正向影响(H1)。

(二)环境规制与绿色技术创新

企业迫于政府环境规制的施压,考虑自身长期发展与利益,倾向于通过绿色技术创新,通过生产工艺、设备改造及新产品的研发和制造来形成自身先发优势,提高企业的竞争力,以期获得更多的收益来弥补自身所要承担的污染成本。即用绿色工艺或产品创新带来的创新“补偿效应”弥补企业因“遵循成本”产生的负面影响(图1)。另外,国家制定和实施环境管制政策,也旨在围绕原料投入、生产包装和废弃物处置等全过程活动,引导和激励企业积极开展生产工艺流程的改造和升级,通过源头控制、清洁生产和末端治理等手段,减少废弃物的产生和排放(王锋正和郭晓川,2016)。基于以上分析,本文提出假设2:

环境规制对绿色工艺创新或绿色产品创新具有正向影响(H2)。

(三)公众参与依赖于环境规制间接影响绿色技术创新

作为第三方力量,公众参与能够补充信息、约束权力,完善社会舆论监督,解决政府与企业之间的信息和权力不对称问题,能够在一定程度上弥补由于信息不对称和“搭便车”带来的“政府失灵”和“市场失灵”(涂正革等,2018)。公众的舆论压力和绿色观念能够对企业的创新产生积极影响,然而目前公众虽有获取环境信息,参与环境决策及环境监督的权力但不具备执法能力,从而无法直接制约企业的生产行为(张辉,2015)。再就是公众主要是通过投诉上访或是建言献策来反馈企业的污染行为,政府部门以这些污染活动为依据进行规制,刺激企业进行绿色产品或工艺创新。因此,在公众-政府-企业多元共治的情况下,政府一方面引导公众参与事前政策制定,事后反馈监督,另一方面规制污染企业,刺激污染企业进行绿色创新,政府在此过程中起到了承上启下的作用(Innes和Booher,2004)。即公众通过环保诉求为地方政府提供依据,政府根据公众需要调整环境规制政策约束企业的排污行为,迫使企业污染成本内部化,刺激企业创新(图1)。基于此,本文提出了公众参与绿色技术创新间接路径:

公众参与依赖于政府环境规制迫使企业污染成本内部化,进而间接影响企业绿色工艺或产品创新(H3)。

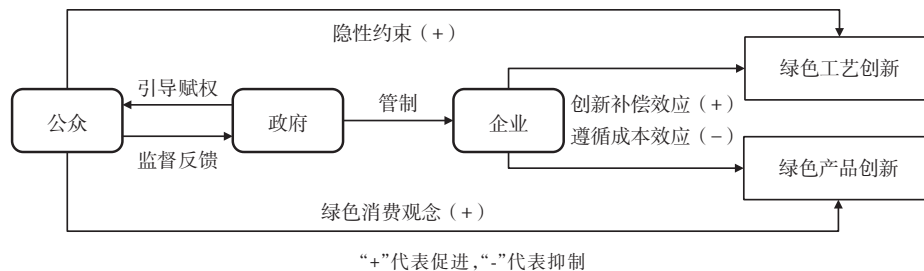


图1 研究机制路径图

三、研究方法

(一)模型构建

1. 公众参与对企业绿色技术创新的基准回归

针对H1、H2,为了验证公众参与与环境规制对绿色工艺创新和绿色产品创新的总效应,构建以下基准模型:

$$\ln GTI_{it} = \beta_0 + \beta_1 pub_{it} + \beta_i \ln control_{it} + \nu_i + \eta_t + \mu_{it} \quad (1)$$

$$\ln GTI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln er_{it} + \alpha_i \ln control_{it} + \nu_i + \eta_t + \mu_{it} \quad (2)$$

其中: i 代表地区; t 代表年份; GTI 代表绿色技术创新,包括绿色工艺创新($GTIS$)和绿色产品创新($GTIP$); er 代表环境规制强度; pub 代表公众参与; $control$ 代表一系列控制变量; ν_i 代表不随地区变化的地区效应; η_t 代表不随时间变化的时间效应; μ_{it} 代表随机扰动项。

2. 政府环境规制中介效应检验

为验证 H3, 即政府环境规制在公众参与与绿色产品创新或绿色产品创新之间中介作用。本文在 Baron 和 Kenny (1986) 等提出的逐步法的基础上, 借鉴温忠麟和叶宝娟 (2014) 等的做法进行中介检验, 检验的步骤如下: 第一步, 计算公众参与 (pub) 对绿色技术创新 (GTI) 的总效应, 如果模型 (1) 回归系数 β_1 显著, 则进行下一步, 否则中介检验停止; 第二步, 依次检验方程 (3) 和方程 (4) 中的回归系数 λ_1 和 γ_2 , 如果二者都显著, 则表明中介效应检验通过, 进行第三步; 如果有一个不显著则转到第四步; 第三步, 检验方程 (4) 回归系数 γ_1 , 如果该系数显著且与 $\gamma_2\lambda_1$ 同号, 则存在部分中介效应, 中介效应占总效应的比例为 $\frac{\gamma_2\lambda_1}{\beta_1}$, 如果 γ_1 不显著, 则属于完全中介。第四步, 进行 bootstrap 检验, 检验通过则说明中介检验通过, 否则中介检验不通过。模型设置如下, 其中 ξ_{it} 代表随机扰动项, 其余变量同上。

$$\ln er_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 pub_{it} + \lambda_i \ln control_{it} + \nu_i + \eta_t + \xi_{it} \quad (3)$$

$$\ln GTI_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 pub_{it} + \gamma_2 \ln er_{it} + \gamma_i \ln control_{it} + \nu_i + \eta_t + \xi_{it} \quad (4)$$

(二) 变量选取

被解释变量——绿色产品创新 ($GTIP$) 和绿色工艺创新 ($GTIS$)。绿色产品创新 ($GTIP$) 旨在开发节能环保产品以减少污染排放, 是节能减排的终端技术创新, 旨在获得最小的单位产出能耗或最大的单位能耗产出。因此, 本文参照张倩 (2016)、王锋正等 (2018) 的做法, 用新产品销售收入与能源消耗的比值来衡量绿色产品创新, 该比值越大, 代表绿色产品创新能力越强; 绿色工艺创新 ($GTIS$) 专注于新技术的研发, 主要是指采用更新的生产工艺和设备改造以减少污染的新技术开发, 是投入创新和生产过程创新的反应, 参照毕克新等 (2011) 的设定, 用技术改造经费投入与 R&D 经费内部支出来衡量绿色工艺创新, 该指标越大越有利于绿色工艺创新。

核心解释变量——公众参与 (pub)。目前对公众参与的衡量没有确定的指标。张志彬 (2021)、黄永源和朱晟君 (2020) 等用百度指数来衡量公众参与。虽然随着互联网和智能手机的高速发展, 人们倾向于通过网络表达自己的诉求, 但是网络信息具有虚假填报, 恶意投诉, 重复收集等种种弊端。相比而言, 我国拥有相对完善的环境信访的法律和制度, 还有真实有效的环保投诉平台, 公众可以通过上访写信, 电话网络平台表达自己的诉求, 信访较网上举报信息更正式, 更具普遍性。因此, 本文在占佳和李秀香 (2015)、王怀明和王辉 (2018) 研究的基础上, 构建了一种衡量地区间相对公众参与的方法 $pub_{it} = \frac{public_{it}}{E(public_{it})}$, 其中 $public_{it}$ 代表 i 地区 t 年环境来信与电话投诉之和, $E(public_{it})$ 代表 t 年全国各省环境信访与电话投诉之和的均值, 该指标可以反应公众参与的动态变化, 该指标越大, 说明其公众参与度越高, 反之公众参与度越低。

中介变量——环境规制 (er)。关于环境规制的衡量, 梳理现有文献可以分以下几类: 一是采用单一指标, 以排污费, 污染治理投资额, 颁布的环境法规数为代表, 此外还有部分学者以人均收入作为环境规制的间接指标; 二是采用综合指标法, 主流即是用 SO_2 去除率, 工业粉尘去除率等多项指标采用熵值法或线性加权法构建指数来反应环境规制强度。但是, 单一指标或从成本面衡量, 或从效果层面衡量, 不能全面衡量环境规制强度。综合指标虽然比较全面, 但由于统计口径或归一计算的过程中存在较大误差。因此本文借鉴 Ben Kheder 和 Zugravu-Soilita (2008) 的方法, 用 $\frac{GDP}{energy}$ 来衡量环境规制强度, 他认为该指标可以度量一系列环境法规和规章的真实效果, 该指标越大, 其地区环境规制越强, 其中 GDP 代表地区生产总值, $energy$ 代表地区能源消耗。

为了提高结果的可信度, 结合已有研究, 本文选取了以下控制变量: 人力资本 (rd), 用 R&D 人员全时当量与地区就业人数的比值表示; 外商直接投资 (fdi), 用实际利用外资占地区 GDP 的比重表示; 对外贸易水平 (eo), 用地区进出口总额占 GDP 的比重表示; 经济发展水平 ($pgdp$), 用地区人均 GDP 表示; 固定资产投资 (fa), 用地区固定资产投资占地区 GDP 比值表示; 产业结构 (ind), 参照郭然和原毅军 (2020) 等的研究, 用产业结构层次系数来衡量, 具体计算方法为 $ind = \sum_{n=1}^3 M_{ijn} \times n$, 其中 M_{ijn} 表示 i 省份 j 时期 n ($n=1, 2, 3$) 产业生产总值占该省 GDP 的比重。

(三)数据来源

本文选择 2006—2017 年中国 30 个省(市,自治区)的面板数据进行实证研究(由于西藏、港澳台地区部分数据缺失严重,不予考察)。数据来源于《中国环境年鉴》《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国工业统计年鉴》及国家统计局、各省统计年鉴和各省环境统计公报,并以 2006 年为基期对各价格指标进行平减,整理计算可得。同时为消除异方差带来的影响,对部分变量进行取对数处理。各变量的描述性统计见表 1。

表 1 变量描述性统计

变量	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
绿色工艺创新	lnGTIS	360	5.503	1.242	0.934	7.912
绿色产品创新	lnGTIP	360	-2.110	1.195	-6.144	0.075
公众参与	pub	360	1.000	0.998	0.002	5.374
环境规制强度	ln _{er}	360	0.121	0.499	-1.361	1.368
人力资本	lnrd	360	-5.913	0.810	-8.076	-3.833
外商直接投资	lnfdi	360	-4.126	1.005	-7.860	-2.502
对外贸易水平	lneo	360	-1.665	0.970	-4.086	0.568
经济发展水平	lnpgdp	360	1.212	0.601	-0.456	2.535
固定资产投资	lnfa	360	-0.411	0.364	-1.442	0.392
产业结构	lnind	360	0.829	0.055	0.693	1.030

四、实证结果

为避免计量模型可能出现的“伪回归”问题,对各个变量进行面板单位根检验,结果表明各变量均为平稳序列;同时为避免多重共线性,用方差膨胀因子对模型进行检验,结果发现最大的 VIF 为 5.64,远小于 10。因此不存在多重共线性问题。Hausman 检验表明应选用固定效应模型。表 2 报告了基准回归与中介检验结果。

表 2 基准回归与中介检验结果

变量	绿色工艺创新				绿色产品创新			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	lnGTIS	lnGTIS	ln _{er}	lnGTIS	lnGTIP	lnGTIP	ln _{er}	lnGTIP
ln _{er}	0.289** (0.124)			0.278** (0.120)	0.599* (0.275)			0.599** (0.270)
pub		0.027*** (0.008)	0.006* (0.003)	0.025*** (0.007)		0.003 (0.017)	0.006* (0.003)	-0.001 (0.016)
lnrd	0.630*** (0.058)	0.644*** (0.061)	0.061 (0.046)	0.627*** (0.058)	0.554*** (0.138)	0.591*** (0.146)	0.061 (0.046)	0.554*** (0.139)
lnfdi	-0.085** (0.033)	-0.073** (0.031)	0.043*** (0.0101)	-0.085** (0.034)	0.188* (0.087)	0.214** (0.093)	0.043*** (0.010)	0.188* (0.087)
lneo	0.038 (0.025)	0.031 (0.026)	-0.034*** (0.010)	0.040 (0.026)	-0.046 (0.065)	-0.067 (0.063)	-0.034*** (0.010)	-0.046 (0.065)
lnpgdp	-0.279* (0.147)	-0.129 (0.096)	0.536*** (0.062)	-0.277* (0.140)	-0.239 (0.250)	0.082 (0.216)	0.536*** (0.062)	-0.239 (0.251)
lnfa	0.173*** (0.047)	0.137** (0.049)	-0.168*** (0.026)	0.184*** (0.048)	-0.018 (0.133)	-0.119 (0.148)	-0.168*** (0.026)	-0.019 (0.129)
lnind	1.370** (0.556)	1.222* (0.586)	0.014 (0.125)	1.218* (0.563)	-0.420 (1.204)	-0.408 (1.233)	0.014 (0.125)	-0.416 (1.267)
C	7.797*** (0.430)	7.814*** (0.541)	-0.227 (0.374)	7.877*** (0.462)	2.137** (0.930)	1.999** (0.857)	-0.227 (0.374)	2.135** (0.955)
Year	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Prov	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.845	0.844	0.946	0.846	0.580	0.573	0.946	0.580
F 检验	267.99***	237.31***	150.55***	234.41***	22.59***	32.66***	150.55***	21.22***
Hausman 检验	11.62**	20.89***	34.91***	18.03**	12.87**	24.06***	34.91***	14.80**
N	360	360	360	360	360	360	360	360

注:表中括号里的数值为标准误;*表示在 0.10 水平上显著,**表示在 0.05 水平上显著,***表示在 0.01 水平上显著。

(一) 公众参与对企业绿色创新的总效应分析

表2列(2)和列(6)结果显示,公众参与与绿色工艺创新呈显著正相关,而对绿色产品创新正向影响并不显著。这可能是由我国公众参与的形式决定的,面对环境问题我国公众主要是通过上信上访、网络、电话等形式进行参与,这些大多是污染事后上诉反馈,投诉问题主要集中于末端治理和清洁技术过程中发生的环境问题,投诉渠道及群众多集中于后端治理。绿色产品创新作为终端创新,短时间完成创新需要花费大量的人力、物力和财力,伴随的引致成本较工艺创新更高,同时,公众绿色消费观念虽有所加深,但覆盖面较窄,对绿色产品的认知和接受度不高,难以对企业绿色产品创新形成驱动力。因此企业倾向于运用绿色工艺创新来解决公众投诉反馈的环境问题。

表2列(1)和列(5)显示无论是绿色工艺创新还是绿色产品创新,政府环境规制对其都呈显著正相关,支持了本文的H2。说明政府的环境规制越强,越能够激发企业绿色创新的积极性。强有力的环境规制会向企业发出环境保护的信号,企业为了弥补环境规制所带来的遵循成本,会遏制污染物的产生。通过增加技术改造经费来改造或研发自身的工艺设备,以期达到政府环境规制的要求,同时企业会通过减少单位产品的能耗来降低对环境的负外部性,进而增加了企业绿色产品创新的活力。

对于控制变量而言,人力资本,固定资产投资和产业结构调整对绿色工艺创新均产生了显著的正向作用。外商直接投资,经济发展水平对绿色工艺创新产生了负面影响。外商直接投资的增加,会使传统工艺被新工艺取代,再加上国内创新能力较弱,使得企业只能被迫接受或面临淘汰,这导致企业再加大经费投入工艺技术改造的积极性也可能不会提高。人力资本对于绿色产品创新也具有显著的促进作用,而外商直接投资对绿色产品创新的影响呈现与绿色工艺创新相反的效果,呈显著正相关。由于外商直接投资为我国企业带来新的设备、技术、制度和管理经验,为产品创新提供了条件和方向,同时外商先进的产品会刺激国内厂商,进而通过产品创新提高自身竞争力。再就是外商直接投资会挤占国内企业的市场份额而加剧竞争,为此企业会加快产品创新效率。

(二) 政府环境规制的中介作用检验

表2同时报告了以政府环境规制为路径的中介效应的检验结果。列(2)结果显示,公众参与可以显著促进企业进行绿色工艺创新;列(3)结果显示公众参与与政府环境规制的回归系数在10%的水平下显著为正;列(4)在同时加入环境规制和公众参与的情况下,公众参与和环境规制显著促进绿色工艺创新。依据上文叙述的中介效应检验机制说明:政府环境规制在公众参与与绿色工艺创新之间发挥了部分中介的作用。这验证了公众参与绿色工艺创新的间接路径,公众参与可以通过引致更强的环境规制来间接达到促进绿色工艺创新的目的。

但是,表2列(6)显示公众参与对绿色产品创新的作用并不显著,据上文叙述的中介效应检验机制说明:政府环境规制在公众参与与绿色产品创新之间并没有起到中介作用。原因可能是:公众参与提高政府环境规制的效果有限,由列(7)所示,公众参与对环境规制的影响系数仅为0.006。绿色产品创新会导致新的消费和投资热点,较绿色工艺创新更难实现,同时绿色新产品与现行其他产品的非兼容性,需要较高的成本来磨合,公众参与强化的环境规制难以对绿色产品创新形成较强的驱动作用。

(三) 异质性分析

我国地区经济发展水平存在明显差异,2017年北京的人均GDP为128994元,而甘肃仅为28496元。同样地公众参与度也存在较大差异,如图2所示,2006年、2012年和2017年我国公众参与高的地区主要分布在东部沿海及部分中部地区,总体而言大都位于“胡焕庸线”右侧区域,地区间公众参与度呈现出显著差异。对比2006年,2012年、2017年的公众参与度分布更加均匀,中部地区山西、河南上升较快。

基于此,不同经济发展水平下公众参与对绿色技术创新的影响是否存在

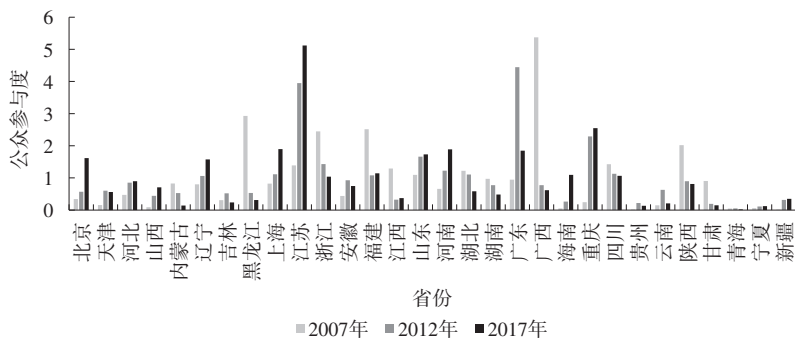


图2 不同省份公众参与度

异质性? 公众参与的度高低会不会对绿色技术创新有着不同的影响,不同公众参与度下“波特效应”是否存在差异? 解答这些问题可以进一步研究和把握变量之间的作用关系。因此,文章首先按照经济发展水平差异进行样本分组,以地区人均国内生产总值的平均值 35766 元为界,将研究区域划分为经济较发达地区和经济欠发达地区^①深入探讨公众参与对企业绿色技术创新的异质性影响,其次本文将公众参与强度均值大于 1 的划为高公众参与的地区,均值小于 1 的划为低公众参与的地区进行分组回归^②,以此来探讨不同公众参与强度对企业绿色技术创新的影响差异及不同公众参与度下环境规制对绿色技术创新的影响差异。根据划分结果显示,高公众参与地区与经济较发达地区高度重合,原因可能是经济较发达地区受教育水平和人均收入引致而来对环境质量的需求较经济欠发达地区更多。因此其公众参与的程度也较高。表 3 报告了异质性分析的结果。

表 3 异质性分析

变量	较发达地区		欠发达地区		高公众参与		低公众参与	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	lnGTIS	lnGTIP	lnGTIS	lnGTIP	lnGTIS	lnGTIP	lnGTIS	lnGTIP
lner	0.806** (0.265)	0.142 (0.442)	-0.314 (0.238)	0.924** (0.318)	0.696*** (0.200)	0.752** (0.255)	-0.160 (0.152)	0.646* (0.350)
pub	0.030** (0.010)	0.001 (0.016)	-0.006 (0.020)	-0.015 (0.023)	0.026** (0.010)	-0.003 (0.010)	0.004 (0.032)	-0.020 (0.064)
lnrd	0.499*** (0.116)	0.708*** (0.061)	0.725*** (0.065)	0.339 (0.232)	0.303*** (0.057)	0.759*** (0.131)	0.773*** (0.091)	0.279 (0.262)
lnfdi	-0.065 (0.061)	0.073 (0.051)	-0.073** (0.032)	0.231* (0.122)	-0.091* (0.048)	0.028 (0.079)	-0.097** (0.036)	0.276* (0.129)
lneo	0.053 (0.042)	0.121 (0.127)	0.001 (0.027)	-0.074 (0.099)	0.035 (0.041)	-0.151 (0.088)	-0.027 (0.045)	0.006 (0.111)
lnpgdp	-0.826*** (0.202)	-0.257 (0.319)	0.363 (0.209)	-0.360 (0.363)	-0.701*** (0.189)	-0.148 (0.275)	0.090 (0.307)	0.245 (0.372)
lnfa	0.358*** (0.084)	0.243 (0.171)	0.257** (0.109)	-0.096 (0.162)	0.467*** (0.113)	0.088 (0.198)	0.213** (0.090)	0.074 (0.132)
lnind	1.223* (0.611)	-0.511 (1.504)	1.468 (0.850)	-1.156 (1.742)	0.804 (0.584)	0.950 (0.702)	1.331* (0.668)	-0.754 (1.600)
C	8.309*** (1.048)	3.313** (1.483)	7.671*** (0.491)	1.286 (1.337)	7.299*** (0.705)	1.881* (1.013)	7.914*** (0.512)	0.790 (1.390)
R ²	0.893	0.814	0.849	0.494	0.926	0.899	0.825	0.454
N	156	156	204	204	156	156	204	204

注:表中括号里的数值为标准误;*表示在 0.10 水平上显著,**表示在 0.05 水平上显著,***表示在 0.01 水平上显著。

地区经济发展水平异质性。受地区经济发展水平的影响,公众参与对绿色技术创新的影响呈现出显著的区域异质性。经济较发达的地区,其公众参与与绿色工艺创新呈显著正相关,而经济欠发达的地区,公众参与对于绿色工艺创新的作用并不显著。原因可能在于经济较发达地区由于经济高强度的发展会带来更多的人企矛盾,公众的舆论压力,以及对于环境质量的诉求也会高于欠发达地区,其公众对企业的压力程度较欠发达地区更大,更容易迫使企业进行绿色工艺创新;经济欠发达地区的公众参与机制与渠道不够健全,导致公众参与程度普遍偏低,难以对绿色工艺创新形成“驱动效应”;无论经济较发达地区还是欠发达地区,其公众参与对于企业产品创新都没有明显的作用,此结论与基准回归保持一致。

公众参与程度异质性。由于地区公众参与程度的不同,公众参与对企业绿色工艺创新的影响也呈现出显著差异。公众参与越高,其对企业绿色工艺创新的作用越明显。同样地无论是高公众参与度地区还是低公众参与度地区,其公众参与对企业绿色产品创新都没有显著的作用。此外,表 3 的列(5)和列(6)的结果表明,在高公众参与的地区,环境规制对绿色工艺创新和绿色产品创新均有着显著的正向影响。而列(7)和列(8)结果表明,在低公众参与的地区,环境规制对绿色工艺创新影响不显著。虽然低公众参与度的地区环境规制对绿色产品创新有一定的促进作用,但是相较于高公众参与度的地区,其促进程度要小($0.646 < 0.752$)。因此,公众参与度越高的地区,其波特效应就越强。公众参与度越高,环境规制政策的制定和执行被监督的

① 较发达地区:上海、北京、天津、江苏、浙江、广东、内蒙古、福建、山东、辽宁、吉林、重庆;其余地区为欠发达地区。

② 高公众参与度地区:北京、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、河南、广东、广西、重庆、四川、陕西;其余地区为低公众参与度地区。

越多,企业在严苛的环境规制下更容易加大对创新的投入,同样,企业在严苛的环境规制下也会减少单位产品能耗,加强绿色产品创新效率。

(四)内生性与稳健性检验

1. 内生性检验

解释变量与被解释变量之间双向因果关系是造成计量模型内生性的一个重要原因。内生性的存在会导致结果有偏且不一致。公众环境参与和政府环境规制影响绿色技术创新的同时,绿色技术创新水平的提高在一定程度上降低了区域污染程度,从而影响公众的参与强度和政府环境规制,即公众参与和环境规制与绿色技术创新之间可能具有双向因果关系,同样地,公众参与与环境规制之间可能会存在双向因果关系。虽然文章采用了控制时间和省份的双向固定效应模型,在一定程度上克服了遗漏变量的问题,我们也尽可能控制了其他影响绿色技术创新的因素,但仍可能忽略了一些其他影响因素,变量的测量误差也可能导致内生性的存在。对此本文用二阶段最小二乘法(2SLS)来控制可能出现的内生性问题,将公众参与、环境规制看作内生变量,使用滞后一期值或二期值作为工具变量对模型进行估计。滞后期的公众参与、环境规制是前定的,当期绿色技术创新不与其存在反向因果关系。模型估计结果见表4,工具变量内生性检验K-P rk LM统计量及相关性检验C-D Wald F 统计量均显著拒绝原假设,说明本文所选择的工具变量在统计上满足工具变量选择要求。公众参与仍可以显著促进绿色工艺创新,对绿色产品创新的效果不显著。这与前的研究结论保持一致,排除了内生性问题对实证结果的干扰。

2. 稳健性检验

排除奇异值。为减轻异常值对研究结果的干扰,本文对主要解释变量进行了1%分位数以下99%分位数以上缩尾处理,再次进行回归,回归结果见表5中列(1)~列(4),结果显示经缩尾处理后主要解释变量的系数均有提高。因此上文的结果是可靠的。

替换核心解释变量。本文用环境来信与规模以上工业企业数的比值($rpub$)作为公众参与(pub)的替代指标进行稳健性检验,该指标既可以反应公众参与的绝对量,同时也剔除由于企业规模导致的参与程度偏误。表5中列(5)~列(8)报告了该结果,可以看出结果与上文研究结果基本保持一致,再次验证了上文研究结果的可靠性。

表4 2SLS估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lnGTIS	lner	lnGTIS	lnGTIP
pub	0.109** (0.054)	0.143*** (0.026)	0.107** (0.052)	-0.043 (0.095)
lner			0.386*** (0.138)	0.722*** (0.252)
控制变量	控制	控制	控制	控制
C	7.833*** (0.509)	0.268 (0.397)	7.878*** (0.503)	1.628* (0.918)
K-P rk LM	36.271	44.928	36.258	36.258
P -Value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
C-D Wald F	20.407	38.347	20.321	20.321
10% max IV size	19.93	19.93	19.93	19.93
R^2	0.701	0.587	0.711	0.502
N	300	300	300	300

注:表中括号里的数值为标准误;*表示在0.10水平上显著,**表示在0.05水平上显著,***表示在0.01水平上显著。

表5 稳健性检验

变量	排除奇异值				替换核心解释变量			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	lnGTIS	lner	lnGTIS	lnGTIP	lnGTIS	lner	lnGTIS	lnGTIP
pub	0.027*** (0.008)	0.006* (0.003)	0.026*** (0.007)	-0.001 (0.017)				
$rpub$					0.007*** (0.002)	0.094*** (0.028)	0.007** (0.002)	-0.009 (0.007)
lner			0.278** (0.120)	0.599** (0.270)			0.294* (0.137)	0.594* (0.284)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
C	7.814*** (0.542)	-0.228 (0.374)	7.877*** (0.463)	2.135** (0.955)	7.812*** (0.534)	-1.176 (0.697)	7.885*** (0.460)	2.031** (0.870)
R^2	0.844	0.945	0.846	0.580	0.848	0.614	0.850	0.585
N	360	360	360	360	360	360	360	360

注:表中括号里的数值为标准误;*表示在0.10水平上显著,**表示在0.05水平上显著,***表示在0.01水平上显著。

五、基于空间效应的进一步讨论

基于上述分析可以发现,公众参与一方面可以通过舆论道德压力等隐性约束迫使企业进行绿色工艺创新;另一方面依赖政府对企业进行规制迫使其污染成本内部化间接影响绿色工艺创新。在区域间经济活动日益频繁的情况下,公众参与对一个地区企业形成的隐性约束可能会通过人员流动、信息溢出等传播到其他地区,对其他地区产生“警示效应”,其他地区通过模仿该地区企业预先进行绿色技术创新,以此来规避隐性

约束带来的负面影响。本文进一步构建空间计量模型进行验证。

(一)空间计量模型设定

本文重点关注公众参与对绿色技术创新的空间溢出效应,不仅考虑本地区公众参与对绿色技术创新的影响,同时还要考察邻近区域公众参与对本区域绿色技术创新的影响。空间杜宾模型(SDM)相较于空间误差模型(SEM)和空间滞后模型(SLM)更能捕捉各类溢出效应,更具一般性。通过 Moran's I 检验发现绿色工艺和产品创新的主要变量在 1% 的水平上显著。通过 LM 检验发现绿色工艺创新选用 SDM 模型较为合适而绿色产品创新选用 SLM 较为合适。绿色工艺创新的 Wald 检验和 LR 检验均拒绝原假设。因此用 SDM 模型对绿色工艺创新进行回归。同样地,绿色产品创新的 Wald 检验和 LR 检验也拒绝了原假设。因此选用 SDM 模型对绿色产品创新进行回归比较合适。综上,本文选择采用固定效应空间杜宾模型对绿色工艺或产品创新进行回归。

空间杜宾模型设置如下:

$$\ln GTI_{it} = \rho W \ln GTI_{it} + \alpha_0 + \alpha_1 pub_{it} + \alpha_2 lner_{it} + \sum_{j=1}^6 \alpha_{j+2} \ln control_{it} + \theta_1 W pub_{it} + \theta_2 W lner_{it} + \sum_{j=1}^6 \theta_{j+2} W \ln control_{it} + \nu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中: W 为空间权重矩阵;其余变量同上; $W pub_{it}$ 为公众参与的空间滞后项; $W lner_{it}$ 为政府环境规制的空间滞后项; $W \ln control_{it}$ 为一系列控制变量的空间滞后项; ε_{it} 为随机扰动项。

由于公众参与和绿色技术创新水平受经济发展水平的影响较大,而经济距离矩阵正好刻画了两个地区的经济差异大小。因此本文使用空间经济距离矩阵进行回归分析,矩阵具体设定如下:

$$W = \begin{cases} \frac{1}{|G_i - G_j|}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (6)$$

其中: G_i 表示*i*地区 2006—2017 年人均 GDP 的均值; G_j 表示*j*地区 2006—2017 年人均 GDP 的均值。在矩阵中,人均 GDP 均值差距越小,该元素就越大,两地区在经济上越“接近”。

(二)回归结果分析

表 6 列(1)和列(2)报告了公众参与对绿色工艺创新和绿色产品创新的 SDM 回归结果。

表 6 结果显示绿色工艺创新的空间相关系数 ρ 在 5% 的水平下显著为正(0.215),表明存在绿色工艺创新正向溢出;而绿色产品创新的空间相关系数 ρ 在 10% 的水平下显著为负(-0.197),表明存在绿色产品创新负向溢出。根据经济距离矩阵定义表述,工艺创新溢出仅存在经济差距较小的区域。这可能是由于经济差距较小的区间具有相似的产业结构和技术结构,其地区间的技术工艺交流更加频繁;绿色产品创新对经济差距较小的周边地区产生负向溢出的原因可能是一个地区的产品创新带来的潜在优势会产生“虹吸效应”,吸引经济差距较小区域的人力资本,同时会压缩其地区的产品市场,从而不利于其他经济差异较小地区的产品创新。同样经济相似区域通过引进产品的模式也不利于企业绿色产品创新。

表 6 列(1)公众参与的空间交互效应显著为正,表明区域内企业绿色工艺创新受经济差距较小的其他地区公众参与的正向影响。此外与表 2 列(4)和列(8)结果相比,表 6 中核心解释变量公众参与和环境规制对绿色工艺创新和产品创新的效果没有发生变化。进一步表明基准回归结果是稳健的。

当存在空间溢出效应时某个影响因素的变化不仅会使本地绿色技术创新变化,同时也会对邻近地区的绿色技术创新产生影响,并通过循环反馈作用引起一系列的变化调整。因此,本文利用 Lesage 和 Pace(2009)提出的方法将存在空间效应的各因素对绿色技术创新的影响分解为直接效应和间接效应,直接效应表示本

表 6 SDM 回归结果

变量	(1)	(2)
	$\ln GTIS$	$\ln GTIP$
<i>pub</i>	0.029*(0.015)	-0.001(0.030)
<i>lner</i>	0.291**(0.126)	0.716*** (0.248)
控制变量	控制	控制
<i>Wpub</i>	0.096** (0.048)	0.006(0.094)
<i>Wlner</i>	0.129(0.264)	0.565(0.521)
<i>Wcontrol</i>	控制	控制
ρ	0.215** (0.091)	-0.197* (0.113)
Sigma ²	0.024*** (0.002)	0.085*** (0.006)
R^2	0.843	0.719
Hausman	113.01***	34.57***

注:表中括号里的数值为标准误;*表示在 0.10 水平上显著,**表示在 0.05 水平上显著,***表示在 0.01 水平上显著。

地公众参与对本地区绿色技术创新的影响,其包含了空间反馈效应,即本地区公众参与通过影响邻近地区绿色技术创新,邻近地区绿色技术创新反过来影响本地创新这一循环往复过程:间接效应表示本地公众参与对邻近地区绿色技术创新的影响,总效应在数值上等于直接效应和间接效应之和。空间分解结果见表7。

从直接效应来看,公众参与对绿色工艺创新的系数在5%的水平下显著为正,说明公众参与显著提升了本地区的绿色工艺创新能力。且与固定效应模型回归结果相比,SDM模型中公众参与对绿色工艺创新的直接效应更大,说明固定效应模型由于没有考虑空间效应而低估了公众参与的直接效应。公众参与对绿色产品创新的直接效应不显著,这与上文的研究一致。

从溢出效应(间接效应)来看,公众参与对企业的绿色工艺创新的系数在5%的水平下显著为正,说明公众参与对经济差距较小的其他区域产生显著的空间溢出效应。由于经济差距较小的区域之间产业结构及技术结构的相似,公众的道德谴责与舆论压力对本地区企业产生震慑作用的同时,容易通过信息溢出对其他具有相似结构的区域产生引致作用,促使其他地区企业预先通过绿色工艺创新减少舆论压力带来的负面效果。公众参与对企业绿色产品创新的间接效应为正但不显著,说明公众参与的提高对经济差异较小的其他区域绿色产品创新的作用效果并不明显。这可能是由于通过目前主要的公众参与形式不能很好地表达公众的绿色消费观念来引导企业通过终端技术创新来弥补企业的“遵循成本”。同时由于绿色产品创新兼顾经济与环境,高成本的特性,企业难以用绿色产品创新来弥补环境污染成本。

六、结论与政策建议

绿色技术创新依然是实现环境与经济双赢的最强有力手段,政府失灵和市场失灵问题依然亟待解决。本文基于公众参与具有解决政府失灵与市场失灵的独特优势,分析了公众参与影响绿色技术创新的理论基础和实现途径,把公众-政府-企业三方纳入同一框架,利用中介模型和空间计量模型对2006—2017年的省级面板数据进行分析,得到以下主要结论:①公众参与能够显著提升企业绿色工艺创新能力,而对绿色产品创新的效果不太明显。说明通过信访、网络电话形式的公众参与主要对费用较低的,通过技术更新和设备改造减少污染的绿色工艺创新有提升效果,对成本较高的终端技术创新绿色产品创新的效果不太明显;②公众参与依赖于政府环境规制迫使企业污染成本内部化,进而间接影响企业绿色工艺创新;③经济较发达地区的公众参与能够显著提升企业绿色工艺创新,而经济欠发达的地区公众参与对绿色工艺创新的效果并不显著。此外,无论经济较发达地区还是欠发达地区,公众参与对企业绿色产品创新都没有显著的影响;④公众参与度越高的地区,其政府环境规制对绿色工艺创新或产品创新的正向促进效果越明显,即“波特效应”越强;⑤在经济距离矩阵下,绿色工艺创新具有显著的正向空间相关性,绿色产品创新却呈现出负向空间溢出。本地公众参与对本地绿色工艺创新具有显著的促进作用,同时对周边经济差距较小的地区也具有显著的正向空间溢出效应。

根据主要结论,本文提出以下建议:

第一,加强企业信息披露,扩大公众参与途径。研究表明,以环境信访,电话投诉为代表的公众参与有助于提升聚焦于生产工艺的设备改造与升级的绿色工艺创新。因此政府应完善公众参与机制,缩减参与成本,约束企业建立更加透明、公开的信息披露机制,以便公众可以第一时间把握企业的环境行为及时监督,反应问题。同时鉴于我国公众参与渠道较为单一,须通过依托互联网大数据的优势开拓更多的公众参与渠道,建立多种事前事后的监督渠道,与此同时优化网络参与环境,制定网络参与的相关规定,减少虚假恶意参与的产生,充分发挥公众的优势。

表7 各自变量的直接效应、间接效应与总效应

变量	绿色工艺创新			绿色产品创新		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
<i>pub</i>	0.033** (0.016)	0.133** (0.064)	0.166** (0.071)	0.001 (0.030)	0.012 (0.081)	0.013 (0.088)
<i>lner</i>	0.292** (0.121)	0.247 (0.306)	0.539 (0.330)	0.692*** (0.244)	0.398 (0.438)	1.090** (0.428)
<i>lnrd</i>	0.592*** (0.052)	0.218 (0.177)	0.810*** (0.198)	0.501*** (0.110)	-0.106 (0.224)	0.395* (0.235)
<i>lnfdi</i>	-0.059** (0.023)	0.149 (0.097)	0.090 (0.109)	0.191*** (0.042)	-0.002 (0.130)	0.189 (0.148)
<i>lneo</i>	0.073** (0.033)	-0.251** (0.100)	-0.178* (0.104)	-0.059 (0.066)	0.005 (0.165)	-0.054 (0.151)
<i>lnpgdp</i>	-0.111 (0.135)	0.329 (0.249)	0.218 (0.252)	0.005 (0.266)	-0.153 (0.374)	-0.147 (0.333)
<i>lnfa</i>	0.154** (0.068)	-0.578*** (0.146)	-0.424*** (0.163)	-0.073 (0.124)	-0.075 (0.216)	-0.148 (0.219)
<i>lnind</i>	0.764* (0.440)	-1.114 (0.929)	-0.350 (0.842)	-0.368 (0.909)	3.520** (1.374)	3.152*** (1.059)

注:表中括号里的数值为标准误;*表示在0.10水平上显著,**表示在0.05水平上显著,***表示在0.01水平上显著。

第二,政府作为连接公众和企业桥梁,一方面应根据公众反应做出及时的调整,设置最优的环境政策;另一方面应对企业秉公执法,设置适合区域长远利益和可持续发展的官员考核机制。同时加大政府间信息公开,杜绝环保腐败,政企合谋等情况的发生。

第三,缩小地区间经济差距。研究表明经济差异阻碍了公众参与的有效性和正向溢出性。实行差异化的公众参与政策,较发达地区进一步下放公众参与的权力,充分发挥其经济优势,技术优势及人才优势,提高公众参与效率,最大化公众参与的作用,经济欠发达地区政府应加大政策支持,健全公众参与机制,同时加大经济薄弱地区的固定资产投资和基础设施投资,促进其资本积累,缩小与经济发达地区的差距。经济薄弱的地区应依托优势产业,重构自身贸易定位,充分利用一带一路带来的便利条件,缩小经济差距,充分发挥公众参与对绿色创新的助推作用。鉴于公众参与本身的外溢性,应推动跨区域交流合作,推出公众参与“标杆城市”,充分发挥区域之间的联动性和示范性,加强公众参与政策间的相互沟通与协调,进一步提高公众参与的效力。

参考文献

- [1] 毕克新,杨朝均,黄平,2011. FDI对我国制造业绿色工艺创新的影响研究——基于行业面板数据的实证分析[J]. 中国软科学, (9): 172-180.
- [2] 郭进,2019. 环境规制对绿色技术创新的影响——“波特效应”的中国证据[J]. 财贸经济, 40(3): 147-160.
- [3] 郭进,徐盈之,2020. 公众参与环境治理的逻辑、路径与效应[J]. 资源科学, 42(7): 1372-1383.
- [4] 郭然,原毅军,2020. 环境规制、研发补贴与产业结构升级[J]. 科学学研究, 38(12): 2140-2149.
- [5] 黄永源,朱晟君,2020. 公众环境关注、环境规制与中国能源密集型产业动态[J]. 自然资源学报, 35(11): 2744-2758.
- [6] 刘帅,孔明,2020. 经济增长目标、公众参与及环境质量治理[J]. 技术经济, 39(4): 66-75.
- [7] 宁金辉,2020. 公众环境诉求促进了企业创新吗[J]. 现代经济探讨, (4): 75-83.
- [8] 潘峰,西宝,王琳,2014. 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, 24(6): 97-102.
- [9] 舒丽慧,陈工,2020. 政府规制、绿色创新意愿与绿色技术创新能力——基于中国能源企业的证据[J]. 广西财经学院学报, 33(4): 115-124.
- [10] 涂正革,邓辉,甘天琦,2018. 公众参与中国环境治理的逻辑: 理论、实践和模式[J]. 华中师范大学学报(人文社会科学版), 57(3): 49-61.
- [11] 王锋正,郭晓川,2016. 政府治理、环境管制与绿色工艺创新[J]. 财经研究, 42(9): 30-40.
- [12] 王锋正,姜涛,郭晓川,2018. 政府质量、环境规制与企业绿色技术创新[J]. 科研管理, 39(1): 26-33.
- [13] 王怀明,王辉,2018. 公众参与、环境规制政策与企业技术创新[J]. 生态经济, 34(7): 88-93.
- [14] 王柱国,2014. 论环境规制中的公众参与[J]. 行政论坛, 21(6): 69-74.
- [15] 温忠麟,叶宝娟,2014. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. 心理科学进展, 22(5): 731-745.
- [16] 游达明,杨金辉,2017. 公众参与下政府环境规制与企业生态技术创新行为的演化博弈分析[J]. 科技管理研究, 37(12): 1-8.
- [17] 占佳,李秀香,2015. 环境规制工具对技术创新的差异化影响[J]. 广东财经大学学报, 30(6): 16-26.
- [18] 张国兴,冯祎琛,王爱玲,2021. 不同类型环境规制对工业企业技术创新的异质性作用研究[J]. 管理评论, 33(1): 92-102.
- [19] 张辉,2015. 美国环境公众参与理论及其对中国的启示[J]. 现代法学, 37(4): 148-156.
- [20] 张倩,2016. 环境规制对企业技术创新的影响机理及实证研究[D]. 哈尔滨: 哈尔滨工业大学.
- [21] 张同斌,张琦,范庆泉,2017. 政府环境规制下的企业治理动机与公众参与外部性研究[J]. 中国人口·资源与环境, 27(2): 36-43.
- [22] 张艳纯,陈安琪,2018. 公众参与和环境规制对环境治理的影响——基于省级面板数据的分析[J]. 城市问题, (1): 74-80.
- [23] 张志彬,2021. 公众参与、监管信息公开与城市环境治理——基于35个重点城市的面板数据分析[J]. 财经理论与实践, 42(1): 109-116.
- [24] 赵黎明,陈妍庆,2018. 环境规制、公众参与和企业环境行为——基于演化博弈和省级面板数据的实证分析[J]. 系统工程, 36(7): 55-65.
- [25] BARON R M, KENNY D A, 1986. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 51(6): 1173.
- [26] BEN KHEDER S, ZUGRAVU-SOILITA N, 2008. The pollution haven hypothesis: A geographic economy model in a comparative study[R]. Italy: Climate Change Modelling and Policy working paper.
- [27] GRAY W B, 1987. The cost of regulation: OSHA, EPA and the productivity slowdown[J]. The American Economic

- Review, 77(5): 998-1006.
- [28] HARMON M M, 1995. Responsibility as paradox: A critique of rational discourse on government [M]. London: Sage Publications.
- [29] INNES J E, BOOHER D E, 2004. Reframing public participation: Strategies for the 21st century [J]. Planning theory & practice, 5(4): 419-436.
- [30] JIANG D, ZHANG J, 2018. Competition and collusion between government and businesses in pollution management: Analysis based on stochastic differential game [M]. Berlin: Policy Analytics, Modelling, and Informatics. Springer, Cham, 407-427.
- [31] KAHILA-TANI M, KYTTA M, GEERTMAN S, 2019. Does mapping improve public participation? Exploring the pros and cons of using public participation GIS in urban planning practices [J]. Landscape and Urban Planning, 186: 45-55.
- [32] KRIEHEL B, ZIESEMER T, 2009. The environmental Porter hypothesis: Theory, evidence, and a model of timing of adoption [J]. Economics of Innovation and New Technology, 18(3): 267-294.
- [33] LESAGE J, PACE R K, 2009. Introduction to spatial econometrics [M]. New York: Chapman and Hall/CRC.
- [34] PORTER M E, VAN DER LINDE C, 1995. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship [J]. Journal of Economic Perspectives, 9(4): 97-118.
- [35] WANG H, DI W, 2002. The determinants of government environmental performance: An empirical analysis of Chinese townships [M]. America: The World Bank, 704-708.
- [36] YANG T, ZHANG X, 2011. Public participation in environmental enforcement with Chinese characteristics: A comparative assessment of China's environmental complaint mechanism [J]. Geo. Int'l Env'tl. L. Rev., 24: 325.
- [37] ZHENG S, KAHN M E, 2017. A new era of pollution progress in urban China? [J]. Journal of Economic Perspectives, 31(1): 71-92.

How Public Participation Affects Corporate Green Technology Innovation? Analysis Based on Intermediary Effect and Spatial Effect

Qin Bingtao^{1,2}, Guo Yuanguo¹, Ge Liming³

(1. Business School, University of Shanghai for Science and Technology, Shanghai 200093, China;

2. School of Social Development and Public Policy, Fudan University, Shanghai 200433, China;

3. School of Urban and Regional Sciences, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract: Green technology innovation is the fundamental way to break the constraints of resources and environment. As a “soft constraint”, public participation plays an increasingly prominent role in green technology innovation. Based on the unique advantages of the public to make up for “government failure” and “market failure”, the impact and transmission mechanism of public participation were systematically discussed on green technology innovation, and an empirical test was made by using fixed effect model, intermediary effect model and spatial econometric model. The results show that: public participation can significantly improve green process innovation, but has no obvious effect on green product innovation; Public participation depends on government environmental regulation, which forces enterprises to internalize pollution costs, and then indirectly affects green process innovation; In terms of regional heterogeneity, the effect of public participation on green process innovation is more obvious in economically developed areas; The positive effect of government environmental regulation on green process innovation or product innovation is more obvious in areas with high public participation; In terms of spatial effect, local public participation will not only improve local green process innovation, but also radiate this positive effect to the surrounding areas with small economic gap. The research is conducive to clarify the impact of public participation on green technology innovation, clarify its action path, and provide reference for the effective implementation of the “tripartite governance” governance system.

Keywords: public participation; environmental regulation; green process innovation; green product innovation; spatial econometrics