

# 绿色技术创新的最优规制区间研究

——基于环境规制与政府研发补助的双重政策组合

王飞航(副教授), 郭笑言

**【摘要】**绿色技术创新是新时期经济高质量发展的关键,政府行为能够有效弥补其在市场经济体制下存在的“双重外部性”缺陷。基于2009~2017年我国30个省级面板数据,选用固定效应模型和面板门槛模型,就环境规制、政府研发补助对绿色技术创新的影响进行研究。进一步地,对绿色专利类型和地区的异质性进行讨论。研究发现:环境规制、政府研发补助与绿色技术创新之间存在显著的正向门槛效应;随着环境规制强度、政府研发补助强度的提高,环境规制和政府研发补助对绿色技术创新的促进作用呈边际效率递减规律;环境规制的最优强度区间不超过1.271,政府研发补助的最优强度区间不超过0.028。

**【关键词】**环境规制;政府研发补助;绿色技术创新;固定效应模型;面板门槛模型

**【中图分类号】**F062.2

**【文献标识码】**A

**【文章编号】**1004-0994(2021)17-0129-9

## 一、引言

当前我国生态环境顶板效应日趋显现,以大规模开发自然资源为基础的生产和消费之路已不可持续。针对日益严峻的环境保护与经济发展之间的矛盾,党的十九大报告强调了“绿色发展”、坚持“创新驱动发展战略”的重要性;随着“十四五”中国经济迈入高质量发展阶段,“推动绿色发展,促进绿色生产方式和生活方式”被列为生态环境保护工作的重点方向。2020年中国在第七十五届联合国大会一般性辩论上提出2030年碳达峰和2060年碳中和的承诺。在当前背景下,坚持绿色发展、加快实现人与自然和谐共生成为新时期发展的必经之路。

绿色技术创新作为实现环境保护与经济发展并行不悖的重要手段,具有“双重外部性”缺陷<sup>[1]</sup>。一是与知识溢出相关的正外部性。创新知识被应用推广时,其部分或全部会变成公共知识<sup>[2]</sup>,原创企业产生收益流失,导致大部分企业处于观望状态,其

绿色技术创新的积极性大受打击。二是与环境污染有关的负外部性。新古典经济学认为,由于环境的公共属性及缺乏污染排放的市场定价机制,排污成本往往不纳入企业成本核算从而被企业低估,由此造成了企业过度排放污染物。上述绿色技术创新的“双重外部性”决定了除市场自身作用外,还需要政府出台政策引导企业进行绿色技术创新。政府干预理论认为,政府研发补助能够提高市场资源配置效率,有效纠正绿色技术创新的正外部性和资金短缺问题<sup>[3]</sup>。环境规制理论认为,环境规制政策可以解决市场失灵问题,采用征税等措施可以约束与环境污染有关的负外部性<sup>[4]</sup>。那么,如何有效规避绿色技术创新所带来的“双重外部性”?本文试图对这一问题进行研究。

## 二、文献综述

“波特假说”认为,合理的环境规制能对企业产生“创新补偿效应”,部分或者完全抵消企业的环境治理成本,提高企业竞争力<sup>[5]</sup>。大量学者围绕“波

**【基金项目】**国家社会科学基金项目“国家级新区科技进步能力培养的‘政企合作’机制研究”(项目编号:17BJL069);甘肃省软科学研究计划项目“甘肃省科技产业园区技术创新能力评价分析”(项目编号:150ZKCA022-2)

**【作者单位】**兰州理工大学经济管理学院,兰州 730050。郭笑言为通讯作者

特假说”的可靠性、适用性进行了验证。早期有学者对“波特假说”提出了质疑,认为环境规制具有“挤出效应”,环境规制政策的实施给企业带来了环境保护投资压力,在一定程度上挤占了企业创新资源,不利于企业绿色技术创新的实施<sup>[6-8]</sup>;之后,部分学者提出了不同看法,认为提高环境规制强度可以倒逼企业进行绿色技术创新、优化资源配置、提高生产效率,从而产生“创新补偿效应”,缓解企业因遵循环境规制政策所产生的治污或购买清洁设备所带来的资金压力。加之,知识产权保护制度日趋完善,企业仅依靠对专利产品的模仿和复制将难以为继。因此,从长远来看,采用适度的环境规制强度倒逼企业进行绿色技术创新,降低企业成本,抢占市场份额,更符合企业追求利益最大化的目标<sup>[9-12]</sup>。另外,还有部分学者认为环境规制对绿色技术创新的影响不确定,两者之间呈非线性关系,随着环境规制强度的变化,环境规制对绿色技术创新呈现促进或抑制作用,只有达到一定的强度区间“波特假说”才能实现<sup>[13-16]</sup>。综上所述,环境规制对绿色技术创新存在促进或抑制两种效果,且作用效果依赖于环境规制的强度。

由于绿色技术创新具有正外部性,参与绿色技术创新的企业承担了创新成本,但是创新成果却被其他企业模仿和复制,从而造成创新企业的收益流失。而且,绿色技术创新是一项高风险、高投入、周期长的活动,导致许多企业呈现一种等待博弈状态<sup>[17]</sup>。根据政府干预理论,企业绿色技术创新活动很难依靠市场经济体制自发开展,这便为政府研发补助政策的实施提供了充足的理由和动力<sup>[3]</sup>。政府所提供的研发补助可在一定程度上带动企业自身研发资金的投入,从而产生“杠杆效应”,提高企业参与绿色创新的积极性<sup>[18,19]</sup>;同时,政府对企业提供研发补助,向外界传递了其对该企业发展肯定和支持的信号,给企业塑造了良好的外部形象,有助于企业通过外部融资解决绿色创新资金不足的问题<sup>[20,21]</sup>。然而,部分学者认为政府研发补助会增加企业自身对创新资源的需求,若资源供给不足则会占用企业其他盈利项目的研发资金,从而对企业创新活动产生不利影响<sup>[22,23]</sup>。此外,在我国经济转型的背景下,政府和企业之间存在一定程度的寻租行为,导致企业交易和运营等非生产性成本上升,对企业研发投入产生“挤出效应”,抑制了企业的创新活动<sup>[18]</sup>。也有学者认为两者之间存在倒

“U”型关系,政府研发补助对绿色技术创新的影响会随着其强度的变化由“杠杆效应”转变为“挤出效应”<sup>[24,25]</sup>。由此可以看出,政府研发补助强度的不同会对绿色技术创新产生促进或抑制两种作用效果。

绿色技术创新的“双重外部性”容易引发“双重市场失灵”现象,会严重影响企业对绿色技术创新的投资。因此,亟需借助环境规制政策和政府研发补助政策激发绿色技术创新的活力,从而消除“双重外部性”带来的危害。那么,当两种政策同时实施时又会产生什么样的效果?何小钢<sup>[1]</sup>研究发现,政府研发补助和环境规制结合使用并形成互补耦合,便能达到提高绿色技术创新水平的目的。李圆圆等<sup>[15]</sup>研究发现,环境规制对技术创新投入有正向的非线性效应,政府研发补助对技术创新投入存在“U”型门槛效应。郭捷等<sup>[26]</sup>基于绿色技术创新的“双重外部性”特征,利用省级面板数据进行的实证研究表明,环境规制政策和政府研发补助政策组合应使用更有利于绿色技术创新的应用和推广方式。

综上所述,从国内外现有文献来看,关于环境规制政策和政府研发补助政策对绿色技术创新存在怎样的影响尚未形成一致结论。多数文献的研究集中于单一政策对绿色技术创新的影响,研究方法多数采用传统计量模型,忽略了政策实施强度的不同可能会对绿色技术创新产生门槛效应。事实上,研究结果的多样性也恰恰反映出变量之间的复杂性。那么,上述两种政策的实施对绿色技术创新究竟有何种影响?对不同类型的绿色专利又有何种影响?这种影响的特征和规律是什么?若存在门槛效应,门槛特征表现如何?本文将从这几个问题着手展开实证研究。

本文可能的创新点在于:第一,从研究内容上,基于绿色技术创新的“双重外部性”特征,采用环境规制政策和政府研发补助政策组合的方式,探究环境规制和政府研发补助对绿色技术创新的影响,并对专利类型及地区异质性进行分析。第二,从技术层面上,首先采用固定效应模型分别单独验证这两种政策对绿色技术创新的影响。进一步地,以绿色技术创新水平为研究对象,采用面板门槛模型,研究环境规制、政府研发补助与绿色技术创新之间存在的门槛效应,并寻求环境规制和政府研发补助的最优强度区间。

### 三、研究设计

本文将首先基于固定效应模型,分别单独验证环境规制和政府研发补助对绿色技术创新的影响。接下来采用 Hansen<sup>[27]</sup>提出的面板门槛模型,分别以环境规制强度和政府研发补助强度为门槛变量,进一步考察环境规制、政府研发补助与绿色技术创新之间的非线性关系。

#### (一)研究方法

1. 固定效应模型。本文根据 Hausman 检验样本数据结果,选择固定效应模型,初步判断环境规制、政府研发补助对绿色技术创新的影响。具体模型如下:

$$GTI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 er_{it} + \alpha_2 ER_{it} + \alpha_3 IS_{it} + \alpha_4 IE_{it} + \alpha_5 Open_{it} + \alpha_6 DN_{it} + \alpha_7 HCL_{it} + C \quad (\text{模型一})$$

$$GTI_{it} = \beta_0 + \beta_1 grd_{it} + \beta_2 GRD_{it} + \beta_3 IS_{it} + \beta_4 IE_{it} + \beta_5 Open_{it} + \beta_6 DN_{it} + \beta_7 HCL_{it} + C \quad (\text{模型二})$$

其中:  $i$  表示地区,  $t$  表示年份,  $\alpha$ 、 $\beta$  为随机干扰项;  $C$  为相应的系数向量;  $GTI_{it}$  表示绿色技术创新水平;  $er_{it}$  表示环境规制强度;  $ER_{it}$  表示环境规制;  $grd_{it}$  表示政府研发补助强度;  $GRD_{it}$  表示政府研发补助;  $IS_{it}$  表示企业规模;  $IE_{it}$  表示创新环境;  $Open_{it}$  表示对外开放水平;  $DN_{it}$  表示国有化程度;  $HCL_{it}$  表示人力资本水平。

2. 面板门槛模型。该模型可根据数据本身特点来内生性地划分区间,基于此,本文关于环境规制、政府研发补助对绿色技术创新的门槛效应进行进一步验证。以单门槛为例构建如下模型:

$$GTI_{it} = \beta_1 IS_{it} + \beta_2 IE_{it} + \beta_3 Open_{it} + \beta_4 DN_{it} + \beta_5 HCL_{it} + \beta_6 ER_{it} \times I(er_{it} \leq \gamma) + \beta_7 ER_{it} \times I(er_{it} > \gamma) + C + \varepsilon_{it} \quad (\text{模型三})$$

$$GTI_{it} = \alpha_1 IS_{it} + \alpha_2 IE_{it} + \alpha_3 Open_{it} + \alpha_4 DN_{it} + \alpha_5 HCL_{it} + \alpha_6 GRD_{it} \times I(grd_{it} \leq \eta) + \alpha_7 GRD_{it} \times I(grd_{it} > \eta) + C + \varepsilon_{it} \quad (\text{模型四})$$

其中:  $i$  表示地区,  $t$  表示年份;  $GTI_{it}$  是被解释变量;  $IS_{it}$ 、 $IE_{it}$ 、 $Open_{it}$ 、 $DN_{it}$ 、 $HCL_{it}$  为控制变量;  $I(\cdot)$  为指示函数,  $\varepsilon_{it} \sim iidN(0, \delta^2)$ 。模型三中的  $ER_{it}$  为受  $er_{it}$  影响的解释变量,  $er_{it}$  表示环境规制强度,  $\beta$  为门槛变量  $er_{it}$  在不同区间时解释变量  $ER_{it}$  对被解释变量  $GTI_{it}$  的影响系数。模型四中的  $GRD_{it}$  为受  $grd_{it}$  影响的解释变量,  $grd_{it}$  表示政府研发补助强度,  $\alpha$  为门槛变量  $grd_{it}$  在不同区间时解释变量  $GRD_{it}$  对被解释变量  $GTI_{it}$  的影响系数。

#### (二)变量选取

1. 绿色技术创新(GTI)。本文按照世界知识产权组织(WIPO)于2010年推出的“国际专利分类绿色清单”中的划分标准(七种类型:交通运输类、废弃物管理类、能源节约类、替代能源类生产类、行政监督与设计类、农林类和核电类),对相关绿色专利数据进行检索。考虑到专利从申请到授权有1~2年的时滞,且绿色专利在申请过程中可能已经投入使用,对企业绩效产生了影响,故选用绿色专利申请量表示绿色技术创新水平更具真实性、可靠性。为了考察绿色专利异质性,进一步将绿色专利区分为绿色发明专利、绿色实用新型专利。同时选用绿色发明专利申请量、绿色实用新型专利申请量作为绿色技术创新的替代变量进行稳健性检验。

2. 环境规制(ER)和环境规制强度(er)。本文以各地区工业污染治理项目本年完成投资表示环境规制,环境规制强度的计算公式为:

$$er = \frac{\text{各地区工业污染治理项目本年完成投资}}{\text{规模以上工业企业的主营业务收入}}$$

3. 政府研发补助(GRD)和政府研发补助强度(grd)。政府研发补助采用规模以上工业企业R&D经费内部支出中的政府资金来衡量。政府研发补助强度计算公式为:

$$grd = \frac{\text{政府资金}}{\text{规模以上工业企业R\&D经费内部支出}}$$

4. 控制变量。绿色技术创新可能还受其他因素的影响,参考现有文献,本文选取产业规模(IS)、创新环境(IE)、对外开放程度(Open)、国有化程度(DN)、人力资本水平(HCL)为控制变量。其中,人力资本水平(HCL)选用我国各地区每年劳动力的平均受教育年限表示,将劳动力受教育程度分为五种,包括:学前教育(0年)、小学教育(6年)、初中教育(9年)、高中教育(12年)和高等教育(16年),采用相关年鉴中每十万人口各级学校平均在校生数百分比作为权重,运用加权平均法计算平均受教育年限,计算公式为:

$$HCL = (\text{学前教育} \times 0 + \text{小学教育} \times 6 + \text{初中教育} \times 9 + \text{高中教育} \times 12 + \text{高等教育} \times 16) / 100000$$

#### (三)数据来源

本文以我国内地30个省份2009~2017年的数据为研究样本,其中西藏因部分数据缺失严重,从31个内地省份中剔除。本文变量的具体指标选取、参考文献、数据来源如表1所示。



表1 变量指标选取、参考文献、数据来源

变量类型	变量名称	符号	指标选取	参考文献	数据来源
被解释变量	绿色技术创新 <sup>a</sup> (绿色专利)	GTI	国际专利分类绿色清单对应的绿色专利申请量	齐绍洲等 <sup>[28]</sup>	WIPO、国家知识产权局专利检索及分析系统
	绿色技术创新 <sup>a</sup> (绿色发明专利)	GTI1	国际专利分类绿色清单对应的绿色发明专利申请量		
	绿色技术创新 <sup>a</sup> (绿色实用新型专利)	GTI2	国际专利分类绿色清单对应的绿色实用新型专利申请量		
解释变量	环境规制 <sup>a</sup>	ER	工业污染治理项目本年完成投资	尤济红等 <sup>[29]</sup>	《中国环境统计年鉴》
	政府研发补助 <sup>a</sup>	GRD	规模以上工业企业R&D经费内部支出中的政府资金	韩先锋等 <sup>[30]</sup>	《中国科技统计年鉴》
门槛变量	环境规制强度 <sup>a</sup>	er	各地区工业污染治理项目本年完成投资/规模以上工业企业的主营业务收入	尤济红等 <sup>[29]</sup>	《中国环境统计年鉴》
	政府研发补助强度	grd	政府资金/规模以上工业企业R&D经费内部支出	韩先锋等 <sup>[30]</sup>	《中国科技统计年鉴》
控制变量	产业规模 <sup>a</sup>	IS	规模以上工业企业数目	郭捷等 <sup>[26]</sup>	《中国统计年鉴》
	创新环境 <sup>a</sup>	IE	技术市场成交额(地区生产总值平减指数)	赵丽娟等 <sup>[13]</sup>	
	对外开放程度	Open	货物进出口总额/地区生产总值	刘津汝等 <sup>[14]</sup>	
	国有化程度	DN	中国有控股工业企业单位数/规模以上工业企业单位数	Rubashkina等 <sup>[16]</sup>	
	人力资本水平	HCL	人均受教育年限	金刚等 <sup>[31]</sup>	

注：表格中“a”表示对变量进行了对数处理。

#### 四、实证分析

##### (一)变量的描述性统计

首先，对样本进行描述性统计分析，结果见表2。可以看出，不同地区的环境规制强度波动较大，对此的解释是：其一，由于不同地区环境问题的差异性，地方政府结合当地实际情况，对环境规制政策的执行程度不同。环境污染较轻的地区，环境规制强度较低；环境污染问题较严重的地区，环境规制强度较高。其二，某些地区为了完成特定年份的经济目标，地方政府调整了经济发展和环境保护之间的关系，也会导致某些年份环境规制强度偏高。同时，绿色技术创新、政府研发补助、产业规模和创新环境的标准差也反映出我国各地区在进行绿色技术创新、实施政府研发补助政策、扩大产业规模和营造创新环境等方面存在不平衡性。

##### (二)固定效应模型

Hausman 检验结果显示，使用固定效应模型更为恰当。因此，本文采用固定效应模型分别初步验证环境规制、政府研发补助对绿色技术创新的影响，结果如表3所示。其中，模型一是关于环境规制对绿色技术创新影响的检验，模型二是关于政府研发补助对绿色技术创新影响的检验。由表3可知，模型一中环境规制对绿色技术创新的影响系数为0.215，模型二中政府研发补助对绿色技术创新的影响系数为0.460，说明我国当前的环境规制和政府研发补助均有利于绿色技术创新的实施，相比之下，政府研发补助政策更能推动绿色技术创新。

##### (三)门槛效应检验

本文分别以环境规制强度、政府研发补助强度为门槛变量，首先从门槛存在性及门槛个数进行检验，检验结果如表4所示。其中，模型三以环境规制强度为门槛变量，模型四以政府研发补助强度为门槛变量。由表4可知，环境规制强度的单重门槛、双重门槛、三重

表2 变量的描述性统计

变量	变量含义	平均值	标准差	最小值	最大值
GTI	绿色技术创新(绿色专利)	7.694	1.396	3.689	10.812
GTI1	绿色技术创新(绿色发明专利)	6.982	1.439	2.708	10.172
GTI2	绿色技术创新(绿色实用新型专利)	6.936	1.411	2.890	10.120
ER	环境规制	11.915	0.939	8.178	14.164
er	环境规制强度	11.179	10.436	0.695	77.404
GRD	政府研发补助	10.976	1.270	6.273	13.068
grd	政府研发补助强度	0.059	0.044	0.013	0.237
IS	企业规模	8.907	1.228	5.820	11.399
IE	创新环境	13.490	1.744	8.623	17.862
Open	对外开放水平	0.284	0.332	0.017	1.548
DN	国有化程度	0.103	0.071	0.011	0.330
HCL	人力资本水平	1.517	0.204	1.017	1.955

**表 3 固定效应模型**

变量	模型一			模型二		
	系数	t	P>t	系数	t	P>t
ER	0.215***	4.490	0.000	—	—	—
GRD	—	—	—	0.460***	6.790	0.000
IS	0.544***	6.370	0.000	0.644***	6.330	0.000
IE	0.510***	13.830	0.000	0.437***	9.640	0.000
Open	-0.064	-0.320	0.751	-0.616**	-2.180	0.031
DN	2.516*	1.930	0.054	2.123	1.370	0.172
HCL	-0.643**	-2.380	0.017	-0.761**	-2.500	0.013
常数项	-5.863***	-5.250	0.000	-7.863***	-5.940	0.000
观测值	270			270		
R <sup>2</sup>	0.7310			0.7559		
F值	105.99***			120.77***		

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

**表 4 门槛效果检验结果**

模型	被解释变量	解释变量	门槛变量	门槛数	临界值					
					F值	P值	BS次数	1%	5%	10%
模型三	绿色技术创新 (GTI)	环境规制 (ER)	环境规制强度 (er)	单一门槛	15.562***	0.000	1000	8.617	4.841	3.281
				双重门槛	12.223***	0.003	1000	10.686	6.456	4.980
				三重门槛	11.222***	0.006	1000	8.186	4.726	3.392
模型四	绿色技术创新 (GTI)	政府研发补助 (GRD)	政府研发补助强度 (grd)	单一门槛	34.040***	0.000	1000	17.722	12.166	8.910
				双重门槛	29.511***	0.000	1000	14.789	8.426	5.874
				三重门槛	20.373***	0.001	1000	12.309	7.124	5.180

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。临界值和 P 值均为 Bootstrap 重复自抽样 1000 次得到,表 5、表 6 同。

门槛均在 1%的水平上通过了显著性检验,政府研发补助强度的单重门槛、双重门槛、三重门槛也均在 1%的水平上通过了显著性检验。可见,环境规制和政府研发补助对绿色技术创新均存在三重门槛效应,这说明环境规制与绿色技术创新之间、政府研发补助与绿色技术创新之间均存在显著的非线性关系,支持了本文的观点。

**(四)门槛值估计及检验**

检验门槛的估计值与真实值是否一致,结果见

**表 5 门槛估计值及置信区间**

模型	门槛值	估计值	95%置信区间
模型三	门槛一	1.271	[1.258, 3.525]
	门槛二	1.843	[1.769, 2.287]
	门槛三	2.584	[2.498, 3.580]
模型四	门槛一	0.028	[0.027, 0.029]
	门槛二	0.053	[0.048, 0.054]
	门槛三	0.117	[0.107, 0.195]

表 5。可以看出,模型三的三个门槛值分别为 1.271、1.843、2.584,处于原假设接受域内,说明门槛估计值与真实值相等,因此环境规制强度划分为四个区间,分别为  $er \leq 1.271$  (第一区间)、 $1.271 < er \leq 1.843$  (第二区间)、 $1.843 < er \leq 2.584$  (第三区间)、 $er > 2.584$  (第四区间);模型四的三个门槛值分别为 0.028、0.053、0.117,且门槛估计值与实际值相等,因此本文也将政府研发补助强度划分为四个区间,分别为  $er \leq 0.028$  (第一区间)、 $0.028 < er \leq 0.053$  (第二区间)、 $0.053 < er \leq 0.117$  (第三区间)、 $er > 0.117$  (第四区间)。

**(五)模型的参数估计及结果**

本文以绿色技术创新为被解释变量,分别以环境规制强度和政府研发补助强度为门槛变量,对解释变量环境规制和政府研发补助的面板门槛模型进行估计,结果如表 6 所示。

**表 6 门槛模型参数估计结果**

模型三				模型四			
变量	系数	t值	P>t	变量	系数	t值	P>t
GRD	0.283**	4.150	0.000	ER	0.098**	2.510	0.013
IS	0.612***	6.470	0.000	IS	0.647***	7.310	0.000
IE	-0.481*	-1.760	0.080	IE	0.302***	7.180	0.000
Open	0.380***	8.690	0.000	Open	-0.493*	-1.960	0.051
DN	2.201	1.520	0.130	DN	0.921	0.690	0.490
HCL	-0.905***	-3.180	0.002	HCL	-0.557**	-2.130	0.034
ER_1	0.485***	6.540	0.000	GRD_1	0.683***	10.030	0.000
ER_2	0.460***	6.500	0.000	GRD_2	0.650***	9.810	0.000
ER_3	0.435***	6.410	0.000	GRD_3	0.614***	9.470	0.000
ER_4	0.411***	6.470	0.000	GRD_4	0.564***	8.880	0.000
常数项	-9.994***	-7.650	0.000	常数项	-9.421***	-7.880	0.000
R <sup>2</sup>	0.7960			R <sup>2</sup>	0.8252		
F值	89.75***			F值	108.55***		

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

1. 模型三的结果分析。由表6可知,环境规制对绿色技术创新存在显著的门槛效应,无论环境规制强度处于哪个区间,环境规制对绿色技术创新均为正向影响,符合“波特假说”所阐述的内容。当环境规制强度位于第一区间时,环境规制对绿色技术创新的影响系数为0.485,且在1%的水平上显著,此时环境规制对绿色技术创新的促进作用最明显;当环境规制强度位于第二区间时,环境规制对绿色技术创新的促进作用有所减弱;当环境规制强度位于第三区间时,环境规制对绿色技术创新的促进作用继续减弱;当环境规制强度处于最强规制区间时,环境规制对绿色技术创新的影响系数降至0.411。分析发现,随着环境规制强度的提高,其对绿色技术创新的促进作用呈边际效率递减效应,说明环境规制对绿色技术创新的影响依赖于环境规制强度的变化。究其原因,环境规制约束由绿色技术创新产生的负外部性,促使企业治理环境污染问题,维持生态平衡,实现社会和谐发展,当环境规制强度处于适度区间时产生“创新补偿效应”,有利于创新活动的开展,而随着环境规制日趋严格,企业用于环境治理的成本也会大幅度提高,挤占了企业原本的生产性投资,造成绿色技术创新缺乏资金,从而使绿色技术创新水平有所降低。

政府研发补助政策同样可以促进绿色技术创新的发展。政府研发补助强度每上升1%,绿色技术创新水平就提高0.283%,这说明政府研发补助对绿色技术创新是有一定促进作用的。因此,政府研发补助是有必要的。

控制变量中,企业规模、对外开放水平对绿色技术创新均产生促进作用,国有化程度对绿色技术创新有正向影响但不显著,创新环境和人力资本水平均抑制绿色技术创新。国有企业相对于民营企业来说,在注重绿色生产、环境治理的同时也更加强调资金的安全性和投资的保值性,因此,会减少其高投入、高风险的创新活动,导致其对绿色技术创新虽然起促进作用但是并不显著。创新环境对绿色技术创新呈负向影响,说明在当前环境规制强度下,市场对绿色技术的投资缺乏热情,投资者对绿色技术的熟悉程度有待提高。由于绿色技术创新增加了产品生产和技术环境的复杂度,激励绿色技术创新需要高质量的人力资本来支撑,模型估计结果显示,人力资本水平对绿色技术创新具有负向影响,说明当前我国高质量人力资本短缺,较低水平

的人力资本很难与之契合,由此对绿色技术创新产生了抑制作用。

2. 模型四的结果分析。政府研发补助与绿色技术创新呈正向的非线性关系。当政府研发补助强度处于第一区间时,其对绿色技术创新的促进作用最大,影响系数为0.683,说明政府研发补助每增加1%,绿色技术创新就提高0.683%;当政府研发补助强度达到第二区间时,这种促进作用有所下降;当政府研发补助强度处于第三区间时,政府研发补助对绿色技术创新的正向影响进一步减弱;当政府研发补助强度处于第四区间时达到最大,影响系数降至0.564,政府研发补助对绿色技术创新的影响显著下降。从上述分析可以看出,政府研发补助强度的提高可使这种正向影响呈现边际效率递减特征,究其原因:一方面,政府为企业提供适当的资金支持,可弥补企业因创新知识溢出造成的收益流失,避免“市场失灵”问题的出现;另一方面,合理的政府研发补助在缓解企业资金压力的同时也能引导企业自有研发资金的投入,从而产生“杠杆效应”。因此,适宜强度的政府研发补助可以提高绿色技术创新水平,但较高强度的政府研发补助会使许多企业产生“搭便车”的行为,将一部分政府资金用于非绿色技术创新,从而降低政府资金利用率,对绿色技术创新的促进作用也随之下降。

环境规制政策也可以对企业绿色技术创新产生显著的促进作用,环境规制程度每上升1%,绿色技术创新水平就提高0.098%,这说明环境规制对绿色技术创新也是很必要的。

控制变量中,创新环境对绿色技术创新存在正向影响,对外开放水平对绿色技术创新则存在显著负向影响。对外开放水平抑制绿色技术创新的结果支持了“污染避难所假说”所阐述的内容,由于在对外开放引进国外先进技术的过程中,一些发达国家倾向于将污染密集型企业迁移到环境规制相对较弱的发展中国家,导致我国部分地区环境污染比较严重<sup>[32]</sup>。

模型三、模型四中其余控制变量对绿色技术创新的影响系数差距不大,影响趋势不变,因此,这里不进行详细说明。

综合分析环境规制、政府研发补助对绿色技术创新的门槛特征,本文认为环境规制的最优强度区间不超过1.271,政府研发补助的最优强度区间不超过0.028,即环境规制和政府研发补助存在最优



强度区间,使环境规制政策和政府研发补助政策达到最优化,实现经济发展和环境保护的双赢。

### (六) 地区异质性分析

由于各地区的经济发展水平、资源禀赋、环境特征等方面存在较大差异,环境规制政策和政府研发补助政策在不同地区的落实程度也不同。

表7展示了2009、2011、2014、2017年几个时间节点在不同环境规制门槛和政府研发补助门槛下各省份的分布情况。从环境规制的角度来看:一是各省份环境规制强度处于第四区间( $er > 2.584$ )的数量最多,说明我国各省份环境规制强度偏高,尚未充分发挥对绿色技术创新的促进作用;二是各个时间节点省级区域多数在临近门槛区间变动,跨门槛波动的现象仅发生在个别省份区域,说明我国各省份环境规制政策延续性较强。从政府研发补助的角度观察:一是各时间节点第一和第四门槛区间内变动的省份区域最多为4个,相对来说,较强和较弱的政府研发补助政策一旦确立,该政策的执行时间就会较长;二是各时间节点第三和第四门槛区间内变动的省份区域数量虽然没有发生明显变化,但部分省份区域的变动十分频繁,政策缺乏稳定性,应该积极引导这部分省份区域的政府,使其研发补助政策更趋合理。

### (七) 专利类型分析及稳健性检验

本文将绿色专利区分为绿色发明专利和绿色实用新型专利对模型三、模型四的稳健性进行检验,并在此基础上对绿色专利异质性进行考察,结果如

表7 不同门槛区间地区分布数量情况

门槛变量	2009年	2011年	2014年	2017年	
模型三	$er \leq 1.271$	4个地区:上海、北京、广东、海南	8个地区:上海、北京、广东、辽宁、江苏、浙江、湖北、江西(增5减1)	3个地区:广东、江苏、重庆(增1减6)	8个地区:广东、江苏、重庆、湖南、四川、江西、广西、福建(增5)
	$1.271 < er \leq 1.843$	6个地区:江苏、江西、浙江、河南、河北、四川	9个地区:河南、河北、四川、安徽、湖南、吉林、重庆、福建、山东(增6减3)	6个地区:四川、安徽、湖南、北京、上海、江西(增3减6)	9个地区:安徽、湖北、吉林、天津、贵州、云南、辽宁、浙江、河南(增8减5)
	$1.843 < er \leq 2.584$	8个地区:辽宁、山东、福建、吉林、安徽、湖南、重庆、黑龙江	3个地区:黑龙江、广西、天津(增2减7)	10个地区:黑龙江、广西、天津、湖北、吉林、辽宁、河南、山东、浙江、福建(增7)	8个地区:黑龙江、山东、青海、陕西、北京、河北、甘肃、上海(增6减8)
	$er > 2.584$	12个地区:天津、内蒙古、广西、湖北、云南、陕西、青海、贵州、宁夏、甘肃、新疆、山西	10个地区:内蒙古、云南、陕西、青海、贵州、宁夏、甘肃、新疆、山西、海南(增1减3)	11个地区:内蒙古、云南、陕西、青海、贵州、宁夏、甘肃、新疆、山西、海南、河北(增1)	5个地区:内蒙古、宁夏、新疆、山西、海南(减6)
模型四	$grd \leq 0.028$	8个地区:天津、河北、内蒙古、海南、新疆、江苏、浙江、山东	7个地区:天津、河北、新疆、江苏、浙江、山东、福建(增1减2)	8个地区:天津、河北、新疆、江苏、浙江、山东、福建、广东(增1)	8个地区:河北、新疆、江苏、浙江、福建、广东、河南、江西(增2减2)
	$0.028 < grd \leq 0.053$	10个地区:上海、广东、青海、福建、湖南、河南、山西、吉林、湖北、甘肃	12个地区:上海、广东、青海、湖南、山西、吉林、湖北、河南、内蒙古、海南、广西、重庆(增5减3)	8个地区:吉林、湖北、河南、内蒙古、广西、重庆、新疆、甘肃(增2减6)	14个地区:吉林、湖北、内蒙古、广西、重庆、新疆、甘肃、山西、天津、海南、辽宁、湖南、安徽、云南(增7减1)
	$0.053 < grd \leq 0.117$	9个地区:广西、重庆、云南、四川、辽宁、江西、安徽、贵州、宁夏	10个地区:云南、四川、辽宁、江西、安徽、贵州、宁夏、甘肃、北京、黑龙江(增3减2)	12个地区:云南、四川、辽宁、江西、安徽、贵州、宁夏、北京、湖南、海南、青海、上海(增4减2)	6个地区:四川、贵州、宁夏、北京、青海、上海(减6)
	$grd > 0.117$	3个地区:北京、黑龙江、陕西	1个地区:陕西(减2)	2个地区:陕西、黑龙江(增1)	2个地区:陕西、黑龙江(不变)

表8、表9所示,各变量相关系数的符号、大小及显著性水平并没有发生明显改变,说明模型三、模型四的结果是稳定的。

由表8、表9可看出,环境规制、政府研发补助对绿色发明专利、绿色实用新型专利均具有显著的三重门槛作用。通过观察影响系数可以发现,在四个强度区间内,环境规制对绿色发明专利的影响系数分别为0.515、0.491、0.463、0.445,环境规制对绿色实用新型专利的影响系数分别为0.346、0.329、

表 8 模型三的稳健性检验

解释变量	绿色发明专利			绿色实用新型专利		
	系数	t值	P>t	系数	t值	P>t
GRD	0.379***	5.530	0.000	0.383***	5.54	0.000
IS	0.671***	6.970	0.000	0.782***	8.04	0.000
IE	0.429***	9.700	0.000	0.326***	7.31	0.000
Open	-0.471**	-1.680	0.093	-0.712**	-2.53	0.012
DN	4.381***	2.990	0.003	3.689**	2.50	0.013
HCL	-0.256	-0.880	0.379	-0.960***	-3.30	0.001
ER_1	0.515***	7.170	0.000	0.346***	4.79	0.000
ER_2	0.491***	7.130	0.000	0.329***	4.75	0.000
ER_3	0.463***	7.080	0.000	0.306***	4.66	0.000
ER_4	0.445***	7.180	0.000	0.290***	4.68	0.000
常数项	0.379***	-10.700	0.000	-11.143***	-8.19	0.000
R <sup>2</sup>	0.8080			0.7829		
F值	96.76***			82.92***		

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

表 9 模型四的稳健性检验

解释变量	绿色发明专利			绿色实用新型专利		
	系数	t值	P>t	系数	t值	P>t
ER	0.150***	3.760	0.000	0.049	1.290	0.197
IS	0.688***	7.630	0.000	0.768***	8.940	0.000
IE	0.342***	7.990	0.000	0.223***	5.460	0.000
Open	-0.498*	-1.940	0.054	-0.861***	-3.540	0.000
DN	3.408**	2.520	0.013	2.494**	1.930	0.054
HCL	0.047	0.180	0.859	-0.678***	-2.670	0.008
GRD_1	0.770***	11.070	0.000	0.769***	11.570	0.000
GRD_2	0.736***	10.890	0.000	0.738***	11.430	0.000
GRD_3	0.699***	10.560	0.000	0.696***	11.010	0.000
GRD_4	0.648***	10.010	0.000	0.641***	10.370	0.000
常数项	-13.761***	-11.300	0.000	-10.414***	-8.990	0.000
R <sup>2</sup>	0.8351			0.8328		
F值	116.51***			114.52***		

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%的水平上显著。

0.306、0.290，说明环境规制对两种类型绿色专利的影响差异不是很大；政府研发补助对绿色发明专利的影响系数分别为 0.770、0.736、0.699、0.648，政府研发补助对绿色实用新型专利的影响系数分别为 0.769、0.738、0.696、0.641，说明政府研发补助对两种类型绿色专利的影响不存在显著差异。相比之下，政府研发补助对两种绿色专利的促进作用明显强于环境规制，这也证实了我国当前环境规

制强度偏高，尚未充分发挥对绿色技术创新的促进作用。

## 五、研究结论与政策建议

### (一)研究结论

绿色技术创新是缓解新时期环境与经济压力的有效工具，本文基于环境规制和政府研发补助的政策组合可以有效约束绿色技术创新的“双重外部性”特征，促进绿色技术创新水平的提升，选取我国 2009~2017 年 30 个省级面板数据，对环境规制、政府研发补助与绿色技术创新之间的非线性关系展开实证研究，先后运用固定效应模型、面板门槛模型和稳健性检验模型，得出以下结论：

第一，环境规制和政府研发补助均有利于绿色技术创新，且随着环境规制强度和政府研发补助强度的提高，对绿色技术创新的促进作用呈边际效率递减规律。

第二，环境规制、政府研发补助对绿色技术创新的影响存在门槛效应，当环境规制和政府研发补助处于最优强度区间内，即环境规制强度不超过 1.271、政府研发补助强度不超过 0.028 时，才能最大限度地促进绿色技术创新，突破经济增长和环境保护矛盾的难题。

第三，环境规制及政府研发补助两种政策的实施存在地区异质性，且缺乏政策的稳定性。

第四，环境规制和政府研发补助对两种类型的绿色专利均起促进作用，但环境规制的正向影响弱于政府研发补助。

### (二)政策建议

本文为国家进一步完善环境规制政策和政府研发补助政策提供了理论参考：

第一，要充分发挥政府研发补助的“杠杆效应”，适当追加社会资本，使政府研发补助强度稳定在最优区间内；加强政府研发补助管控力度，建立基于补贴申请和使用流程的动态监管机制，提高政府研发补助的使用效率，解决政府研发补助低效或无效等问题。

第二，从理论上分析环境规制能够提高绿色技术创新水平，但在现实生活中，一方面企业是环境的消费者，另一方面许多企业对原有生产方式和生产技术存在依赖性，不愿付出更高成本来实施绿色技术创新。因此，除了通过适当降低环境规制强度来充分发挥环境规制对企业绿色技术创新的促进作



用,还要充分发挥市场导向作用,增加市场对绿色技术的需求,让市场需求引导企业参与绿色技术创新。

第三,考虑地区及专利类型的异质性,有针对性地调整政府研发补助及环境规制两种政策的实施强度。

#### 【主要参考文献】

[1] 何小钢.绿色技术创新的最优规制结构研究——基于研发支持与环境规制的双重互动效应[J].经济管理,2014(11):144~153.

[2] Glaeser E. L., Kallal H. D., Scheinkman José A., et al.. Growth in cities [J]. Journal of Political Economy, 1992(6): 1126~1152.

[3] Mamuneas T. P., Nadiri M. I.. Public R&D policies and cost behavior of the US manufacturing industries [J]. Journal of Public Economics, 1996(1):57~81.

[4] Kriechele B., Ziesemer T.. The environmental Porter hypothesis: Theory, evidence, and a model of timing of adoption [J]. Economics of Innovation and New Technology, 2009(3):267~294.

[5] Porter M. E.. America's green strategy [J]. Scientific American, 1991(4):193~246.

[6] 余伟,陈强,陈华.环境规制、技术创新与经营绩效——基于37个工业行业的实证分析[J].科研管理,2017(2):18~25.

[7] 谢荣辉.环境规制、引致创新与中国工业绿色生产率提升[J].产业经济研究,2017(2):38~48.

[8] Petroni G., Bigliardi B., Galati F.. Rethinking the porter hypothesis: The underappreciated importance of value appropriation and pollution intensity [J]. Review of Policy Research, 2019(1):121~140.

[9] 王洪庆,张莹.贸易结构升级、环境规制与我国不同区域绿色技术创新[J].中国软科学,2020(2):174~181.

[10] Grossman G. M., Helpman E.. Growth, trade, and inequality [J]. Econometrica, 2018(86):37~83.

[11] 贾军,张伟.绿色技术创新中路径依赖与环境规制影响分析[J].科学学与科学技术管理,2014(5):44~52.

[12] 彭衡,李扬.知识产权保护与中国绿色全要素生产率[J].经济体制改革,2019(3):18~24.

[13] 赵丽娟,张玉喜,潘方卉.政府R&D投入、环境规制与农业科技创新效率[J].科研管理,2019(2):78~87.

[14] 刘津汝,曾先峰,曾倩.环境规制与政府创新补贴对企业绿色产品创新的影响[J].经济与管理研究,2019(6):106~118.

[15] 李园园,李桂华,邵伟等.政府补助、环境规制对技术创新投入的影响[J].科学学研究,2019(9):1694~1701.

[16] Rubashkina Y., Galeotti M., Verdolini E.. Environmental regulation and competitiveness: Empirical evidence on the Porter hypothesis from European manufacturing sectors [J]. Energy Policy, 2015(8):288~300.

[17] Joseph E. Stiglitz. Leaders and followers: Perspectives on the Nordic model and the economics of innovation [J]. Journal of Public

第四,环境规制和政府研发补助还受人力资本水平、产业规模等因素的影响,因此,只有在合理规划环境规制政策和政府研发补助政策的同时,针对不同地区实施差异化、多样化的政策手段,才能起到事半功倍的效果。

Economics, 2015(9):3~16.

[18] 张璇,刘贝贝,汪婷等.信贷寻租、融资约束与企业创新[J].经济研究,2017(5):163~176.

[19] Wallsten Scott J.. The effects of government-industry R&D programs on private R&D: The case of the small business innovation research program [J]. The RAND Journal of Economics, 2000(1):82~100.

[20] 李广培,李艳歌,全佳敏.环境规制、R&D投入与企业绿色技术创新能力[J].科学学与科学技术管理,2018(11):61~73.

[21] 邢会,王飞,高素英.政府补助促进企业实质性创新了吗——资源和信号传递双重属性协同视角[J].现代经济探讨,2019(3):57~64.

[22] 肖文,林高榜.政府支持、研发管理与技术创新效率——基于中国工业行业的实证分析[J].管理世界,2014(4):71~80.

[23] Grg H., Strobl E.. The effect of R&D subsidies on private R&D [J]. Economica, 2007(294):215~234.

[24] Guellec D., Potterie B. V. P. D. L.. The impact of public R&D expenditure on business R&D [J]. Economic of Innovation and New Technology, 2003(3):225~243.

[25] 潘雄锋,潘仙友,李昌昱.中国政府R&D资助对技术创新的影响效应研究[J].管理工程学报,2020(1):9~16.

[26] 郭捷,杨立成.环境规制、政府研发资助对绿色技术创新的影响——基于中国内地省级层面数据的实证分析[J].科技进步与对策,2020(10):37~44.

[27] Hansen B. E.. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference [J]. Journal of Econometrics, 1999(2):345~368.

[28] 齐绍洲,林岫,崔静波.环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J].经济研究,2018(12):129~143.

[29] 尤济红,王鹏.环境规制能否促进R&D偏向于绿色技术研发?——基于中国工业部门的实证研究[J].经济评论,2016(3):26~38.

[30] 韩先锋,惠宁,宋文飞.政府R&D资助的非线性创新溢出效应——基于环境规制新视角的再考察[J].产业经济研究,2018(3):40~52.

[31] 金刚,沈坤荣.以邻为壑还是以邻为伴?——环境规制执行互动与城市生产率增长[J].管理世界,2018(12):49~61.

[32] Baumol W. J., Oates W. E.. The theory of environmental policy [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1988:1~297.