

# 环境规制工具、政府支持对绿色技术创新的影响研究

董景荣<sup>1 2</sup> 张文卿<sup>1</sup> 陈宇科<sup>2</sup>

(1. 重庆大学 经济与工商管理学院, 重庆 400044; 2. 重庆师范大学 经济与管理学院, 重庆 401331)

**摘要:** 政府通常会搭配使用规制政策与支持政策以激励绿色技术创新, 而合理选择政策工具是确保政策搭配有效的关键。选取命令型、费用型、投资型三类环境规制工具与研发补助、低碳补贴两种政府支持行为, 以 2008—2018 年中国工业省级面板数据为样本, 实证研究了不同环境规制工具、政府支持行为对绿色技术创新的直接影响与耦合影响。实证结果显示: 在当前政策强度下, 命令型规制、投资型规制、研发补助促进绿色技术创新, 低碳补贴抑制绿色技术创新, 费用型规制对绿色技术创新的影响效果不显著; 研发补助和低碳补贴分别正向和负向调节费用型规制和投资型规制的绿色创新激励效果。对样本内生分组后, 拓展分析结果显示: 由于绿色创新水平的地区差异, 上述政策工具的效果呈现出明显的地区异质性特征; 东部沿海与长江中下游地区应当充分利用“研发补助—市场型规制”间的正向耦合效应推动绿色技术创新, 而中西部非长江中下游地区应当构建以“研发补助+命令型规制”为主体的创新激励政策体系。最后, 结合对地方政府政策工具选择过程中存在问题的讨论, 为不同政策主体提供了相应的对策建议。

**关键词:** 环境规制工具; 政府支持; 研发补助; 低碳补贴; 绿色技术创新

中图分类号: F426 文献标志码: A 文章编号: 1671-9301(2021)03-0001-16

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2021.03.001

## 一、引言

为解决过去几十年粗放式发展所积累的资源浪费与生态破坏问题, 加速实现高质量发展, 我国一直在积极探索经济与环境协调发展的道路。同时, 近几年全球技术封锁与贸易保护主义呈抬头趋势, 我国高技术领域关键产品供应能力不足的弊端被无限放大, 产业创新能力相对薄弱已成为我国经济安全的主要威胁之一。在此背景下, 2020 年 12 月中央经济工作会议将“加速构建新发展格局”“做好碳达峰、碳中和工作”“增强产业链供应链自主可控能力”列为重点任务。该系列会议首次将经济增长、环境保护、自主创新能力培育置于同等优先位置, 表达了国家在保障科技主权基础上实现“经济—环境”共赢的决心。绿色技术创新能带来技术进步和节能减排双重收益, 是实现经济发展与环境保护并行不悖的有效手段; 同时, 相比于强化末端治理或引进低碳技术, 绿色技术创新更有利于

收稿日期: 2021-02-18; 修回日期: 2021-04-19

**作者简介:** 董景荣(1966—), 男, 重庆巫溪人, 管理学博士, 重庆大学经济与工商管理学院博士生导师, 重庆师范大学经济与管理学院教授, 研究方向为技术创新管理; 张文卿(1994—), 男, 山东东营人, 通讯作者, 重庆大学经济与工商管理学院博士研究生, 研究方向为技术创新管理; 陈宇科(1978—), 男, 四川泸州人, 管理学博士, 重庆师范大学经济与管理学院教授、硕士生导师, 研究方向为产业组织理论。

**基金项目:** 国家社会科学基金一般项目(18BJY093); 重庆市社科联重大项目(2020ZDJJ01); 重庆市教育委员会人文社会科学研究项目(18SKGH031)

培养企业的自主创新能力。因此,大力推进绿色技术创新应当是同步缓解当前中国经济社会高质量发展“三重约束”的关键,如何加速提升绿色技术创新水平已成为学术界与决策层关注的焦点问题。

政府通常会搭配使用环境规制政策与政府支持政策,以最大程度激励企业绿色创新意愿、提高绿色创新效率。原因在于:一方面,绿色技术创新同时具有污染物排放负外部性和知识溢出正外部性特征,需要同时利用限制措施与鼓励措施最大程度削弱其“双重外部性”<sup>[1]</sup>;另一方面,大量研究表明规制政策与支持政策会产生“耦合效应”,搭配使用将产生额外的创新激励作用<sup>[2]</sup>。如今,随着我国市场经济改革的持续推进,政府在经济发展中的角色及其与企业的关系进一步明确,可供政府选择的环境规制工具和政策支持手段也日趋丰富并成熟。但由于不同政策工具的应用条件、作用机理存在差异,部分政策工具未必与地区或产业特征相匹配,政策工具组合也未必都能产生正向的“耦合效应”,这意味着合理选择政策工具是确保政策搭配有效的关键。那么,不同环境规制工具、政府支持行为分别对绿色技术创新产生了怎样的直接影响?各类环境规制工具、政府支持行为对绿色技术创新的影响是否存在以及存在怎样的“耦合效应”?进一步地,如何制定合理的绿色创新激励政策体系?这些正是本文要回答的问题。

理论界关于环境规制对绿色技术创新影响的研究由来已久,但研究结论并不一致,不同研究分别得出二者间呈正相关<sup>[3]</sup>、负相关<sup>[4]</sup>、“U”型<sup>[5]</sup>、倒“U”型<sup>[6]</sup>、多门槛<sup>[7]</sup>关系的结论。鉴于此,近年来部分研究将环境规制划分为命令型、市场型、信息型、自愿型等类型,对比研究不同环境规制工具的绿色创新激励效果,并在部分领域达成共识:从短期来看,命令型、市场型、自愿型规制的创新激励效果依次下降<sup>[8]</sup>;随着信息获取成本的降低,自愿型规制对绿色创新的影响变得愈发明显<sup>[9]</sup>。然而,相关研究在诸多方面仍无法得到统一的结论,尤其是对市场型规制的绿色创新激励效果的评价有较大差异。例如:部分研究发现经济激励型环境规制对中国内陆、产业结构层次偏低地区的绿色技术创新具有显著的促进作用<sup>[10-12]</sup>;而另有相当一部分研究得到了相反的结论<sup>[13-14]</sup>。不难看出,相关研究对环境规制工具分类的合理性有待提高,应当对诸如市场型规制等含义宽泛、所包含具体规制措施种类较多的环境规制工具进行进一步细分,以提高实证研究精度。

关于政府支持与技术新闻关系的研究数量较多,研究视角丰富,理论体系也较完备。相关研究通过考察科研经费补助、技术补贴、产品价格补贴、税收优惠等不同政府支持行为<sup>[15-17]</sup>,发现支持政策的“挤入效应”与“挤出效应”相对强度决定了其对技术创新的直接影响,而这两种效应的相对强度会受政企关系、企业规模、企业研发能力与意愿、行业特征等外部条件影响<sup>[18-19]</sup>。近年来,关于政策耦合效应的研究逐渐成为学术界关注的热点。部分研究基于“丁伯根法则”(政策工具数量至少要等于政策目标数量)提出政府支持、环境规制会对绿色技术创新产生正向耦合影响的假设,并进行了实证检验<sup>[2,10,20-21]</sup>。然而梳理相关文献发现,现有研究大多只考虑某一种政府支持行为对绿色技术创新的直接影响或耦合影响,或仅将其他政府支持手段设为工具变量用以强化或检验实证结果的稳健性,少有文献将不同类型政府支持行为纳入统一研究框架进行对比分析。由于不同类型支持政策的适用环境、执行成本、影响时滞有较大差异,对比分析的缺失大幅削弱了相关研究结论的现实指导意义。

本文运用中国工业省级面板数据,实证研究了不同环境规制工具、政府支持行为对绿色技术创新的直接影响与耦合影响,并在地区异质性分析的基础上为不同政策主体提供了相应的对策建议。本文的边际贡献主要体现在以下方面:(1)不同于传统的环境规制分类方式,本文将市场型规制进一步分为费用型规制与投资型规制,详细探讨二者对绿色技术创新的影响。环保成本的费用化与资本化倾向已被证明会直接影响企业的创新投入强度,而本文在梳理相关理论、建立研究假设的基础上,进一步检验了二者对绿色创新产出的影响。(2)不同于现有文献只考虑了某一种政府支持行为的影响,本文将研发补助与低碳补贴两种政府支持行为一并纳入分析框架。在探讨与不同环境规制工具间的耦合影响时,这一做法的价值得到了充分体现。实证结果表明,在与特定环境规制工具搭配使

用时,不同类型的政府支持行为对创新产生了截然相反的效果。(3)在探讨地区异质性时,本文没有机械地套用“东中西”三大经济区域或“东部、中部、西部、东北”四大经济区域划分进行研究,而是通过寻找主导环境规制、政府支持绿色创新激励效果空间差异的关键变量,将全国各区域板块重新分组,进而更精准地为各地区政策工具选择提供对策建议。

## 二、理论分析与研究假设

### (一) 环境规制工具对绿色技术创新的直接作用

本文将环境规制分为命令型规制、费用型规制、投资型规制三类,其中费用型规制、投资型规制均属于市场型规制。命令型规制体现为制定环保法规、分配排放限额等刚性的环保管制措施;费用型规制指促使企业增加具有短期环保效果的资金投入(通常计入当期费用)的手段,如征收环保税、排污费等;投资型规制指促使企业增加具有长期环保效果的资金投入(通常形成长期资产)的手段,如环境友好型投资、治理设施投资、“三同时”建设投资等。

环境规制对绿色技术创新的直接作用机制包括环境规制的“创新补偿”效应和“遵循成本”效应,具体如下:

1. 环境规制通过“创新补偿”效应促进绿色技术创新。“创新补偿”效应是指在环境规制下,企业为维持生产成本与盈利能力,积极增加绿色创新投入,提高研发效率,以实现技术升级的现象。就具体环境规制工具而言:当要素市场粘性较大、企业经营缺乏活力时,靠强制力保证实施的命令型规制对绿色技术创新的倒逼作用最稳定,“创新补偿”效应最明显<sup>[22]</sup>;当要素市场完善且有效、企业间竞争激烈时,市场型规制对企业生产经营活动影响更小,更有利于形成企业“创新决策—技术升级—创新补偿”的良性循环<sup>[23]</sup>。

2. 环境规制通过“遵循成本”效应抑制绿色技术创新。其主要体现为环境规制加重了企业的减排成本,使原本计划的创新投入被非创新性投入所挤占。就具体环境规制工具而言:命令型规制的政策影响时滞最短,在短期内对企业生产经营活动的冲击最强,可能产生较高的遵循成本<sup>[24]</sup>;费用型规制下,企业可通过每期缴纳税费以跨期承担环保义务,具有跨期分摊环境成本的能力,其遵循成本较低<sup>[25]</sup>;投资型规制给予企业更大的自主选择权和决策时间,分摊环境成本能力最强,但占用企业的流动性总量较大,因而难以确定其在短期内产生的遵循成本。

由上述分析可知:首先,三类规制的绿色创新激励效应在作用机理、前提、路径等方面有明显差别,每一类环境规制都对绿色技术创新同时具有正向影响机制与负向影响机制;其次,各类环境规制的“创新补偿”效应与“遵循成本”效应的相对强度会随规制强度、时间、外部环境的变化而变化。基于以上分析,本文提出如下假设:

**H1:** 环境规制对绿色技术创新产生非线性影响,不同环境规制工具对绿色技术创新的影响存在差异。

### (二) 政府支持行为对绿色技术创新的直接作用

本文主要对研发补助、低碳补贴两类政府支持行为进行考察。研发补助指企业因自身研究与开发活动需要而从政府无偿取得的货币性或非货币性资产,其形式主要包含无偿拨款和税收返还;低碳补贴指政府为发展低碳经济而向企业提供的财政捐助以及对价格或收入的支持,其形式不仅包括技术补贴,还包括产品价格补贴、高碳产业转型补贴等,其具体手段除财产直接转移外,还涉及税收减免、财政贴息、供应链配套支持、产品渠道支持等。总体上,二者的主要区别在于:研发补助政策的目标是保障企业 R&D 活动顺利进行;而实施低碳补贴的直接目的是加速低碳产业发展,其目标除帮助企业获取先进的低碳技术外,还包含帮助企业解决融资、投资、生产经营规划、销售等多方面问题。

政府支持对技术创新的影响存在“挤入效应”和“挤出效应”。当前者占主导地位时,政府支持能够在一定程度上削弱研发活动的外部性与成本不确定性,激励企业将资源投向高水平研发项目;当后者占主导地位时,政府支持会挤出私人投资,使创新活动缺乏效率<sup>[18-19]</sup>。下面具体讨论研发补

助、低碳补贴两种政府支持行为对绿色技术创新的直接作用:

1. 相比于其他政府支持行为, 研发补助的“挤入效应”更强。首先, 不同于减税、贴息等手段, 研发补助能直接使企业在短期内获得流动性较强的资产, 且其无偿性、金额稳定、政策持续性强等特点能使企业对研发活动的前景保持乐观, 有效提高企业创新意愿。其次, 研发补助可被视为政府部门支持企业创新的承诺。获得政府部门的认可一方面可直接缓解企业融资约束<sup>[26]</sup>, 另一方面会促使企业提高创新效率以维系这种“隐性政治关联”<sup>[27]</sup>。近年来, 我国立法、执法监督部门为保证研发补助政策的有效性做了诸多努力(如近年的会计准则修改要求单独列报“研发费用”项目, 并更新了“政府补助”的列报与披露方式), 诸多研究认为我国研发补助“挤入效应”的主导地位不断得到巩固。

2. 相比于其他类型的政府支持行为, 低碳补贴的“挤出效应”更强。由于多数低碳补贴政策在扶持绿色产业发展壮大时并没有明确鼓励自主创新, 这可能会加强企业绿色技术获取渠道的“外源化”程度, 即在低碳补贴下, 相比于风险大、周期长的技术创新活动, 企业更倾向于采用技术引进、接受投资、对外投资等方式在短期内提升技术水平以获得政府补贴。一方面, 这变相增加了企业自主研发的成本, 使产业集群面临研发活动“外在经济”的趋势; 另一方面, 对于部分研发投入倾向本就比较低的企业, 技术外源化可能使他们彻底丧失自主创新能力, 并对补贴政策产生强依赖性, 进而形成研发活动“越补贴、越低效”的恶性循环<sup>[28]</sup>。

图1展示了2006—2018年中国能源强度与引进技术消化吸收经费占比情况<sup>①</sup>。消化吸收所引进的技术是企业实现技术积累、进行二次创新的重要步骤, 消化吸收经费占技术引进及购买经费总额的比重越大, 通常意味着企业创新的积极性越高。图1显示, 近十年来我国能源强度持续下降, 而引进技术消化吸收经费占比则围绕20%至25%的水平上下波动, 未显现出明显的上升趋势。这意味着自主创新并非实现绿色发展的唯一途径, 在一定程度上印证了低碳补贴强“挤出效应”存在的可能性。基于以上分析, 本文提出如下假设:

**H2:** 研发补助正向影响绿色技术创新。

**H3:** 低碳补贴负向影响绿色技术创新。

### (三) 环境规制、政府支持对绿色技术创新的耦合影响

基于前文对环境规制的直接效应和政府支持的直接效应机理的分析, 二者的耦合效应可整理为以下两方面:

1. 研发补助削弱了环境规制的“遵循成本”效应。命令型规制的“遵循成本”效应主要源于其在短期内对企业生产经营活动所带来的冲击, 而研发补助能在短期内提供大量低风险流动性资产, 补偿企业的环保开支。费用型、投资型规制的“遵循成本”效应主要源于其施加给企业的中长期成本压力。对此, 企业可凭借基于补助关系形成的隐性政企关联关系, 强化自身在补助收益存续期内的“引资”和“引智”能力, 在受补助期间持续获得研发资源和决策信息支持, 进而保持绿色创新意愿<sup>[29]</sup>。

2. 低碳补贴削弱了环境规制的“创新补偿”效应。命令型规制的本质是凭借其政策刚性, 让企业在缴纳罚款和绿色创新投入间做出选择, 而低碳补贴为企业提供了第三种选择——引进环保技术或设备。选择技术引进使企业在免受处罚的同时回避了研发风险, 这对于绿色技术创新能力薄弱的传统行业而言极具诱惑力。进而, 绿色创新投入被进一步挤出, 呈现出环保命令越严厉, 绿色创新投入越低



图1 2006—2018年中国能源强度与引进技术消化吸收经费占比

的现象。费用型规制、投资型规制通过征税、收费、建立环保储备等手段维持企业创新动力,与减税、免税、降费、低碳补贴手段直接冲突。搭配使用两种手段相同但方向相反的政策,通常会导致政策失灵甚至无效。

基于以上分析,本文提出如下假设:

**H4:** 研发补助正向调节环境规制对绿色技术创新的影响。

**H5:** 低碳补贴负向调节环境规制对绿色技术创新的影响。

### 三、研究设计

#### (一) 实证模型构建

基于前文分析,本文从以下方面入手,利用实证方法探讨环境规制工具、政府支持对绿色技术创新的影响:首先,分析环境规制工具对绿色技术创新影响的平均弹性与自门槛效应,以检验 H1;其次,分析政府支持对绿色技术创新影响的平均弹性,以检验 H2、H3;最后,分析环境规制工具对绿色技术创新影响的政府支持门槛效应,以检验 H4、H5。本文拟采用面板数据模型描述环境规制工具的平均弹性、环境规制工具的自门槛效应、政府支持的平均弹性,采用面板门槛模型描述环境规制工具的政府支持门槛效应。模型具体设定方式如下:

#### 1. 面板数据模型

本文建立了绿色技术创新影响因素方程,具体形式如方程(1)所示:

$$\ln GI_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GR_{it} + \alpha_2 \ln FER_{it} + \alpha_3 \ln IER_{it} + \alpha_4 \ln GS_{it} + \lambda \sum \ln Control_{it} + region_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

方程(1)中,被解释变量是绿色技术创新  $GI$ ;自变量中  $GR$  代表命令型规制、 $FER$  代表费用型规制、 $IER$  代表投资型规制;  $GS$  为政府支持,包含研发补助  $GS_1$ 、低碳补贴  $GS_2$ ;  $Control$  为控制变量集,  $region$ 、 $year$  分别代表地区效应、年份效应,  $\varepsilon$  为随机扰动项。考虑到创新成果出现的滞后性,因变量取后一期数值。

进一步地,为分析环境规制工具与绿色技术创新的非线性关系,本文引入环境规制工具变量二次项,具体形式如方程(2)所示。本文拟采用双向固定效应模型对方程(1)、方程(2)进行估计。

$$\ln GI_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GR_{it} + \alpha_2 \ln FER_{it} + \alpha_3 \ln IER_{it} + \alpha_4 \ln GS_{it} + \alpha_5 (\ln GR_{it})^2 + \alpha_6 (\ln FER_{it})^2 + \alpha_7 (\ln IER_{it})^2 + \lambda \sum \ln Control_{it} + region_i + year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

#### 2. 面板门槛模型

参考 Hansen<sup>[30]</sup>提出的面板门槛回归模型,本文以政府支持为门槛变量,以双门槛为例将方程(1)改造为以下门槛模型:

分析命令型规制对绿色技术创新的政府支持门槛效应时,考虑如下门槛模型:

$$\ln GI_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_2 \ln FER_{it} + \beta_3 \ln IER_{it} + \beta_4 \ln GS_{it} + \beta_5 \ln GR_{it} \times I(\ln GS_{it} < \eta_1) + \beta_6 \ln GR_{it} \times I(\eta_1 \leq \ln GS_{it} < \eta_2) + \beta_7 \ln GR_{it} \times I(\eta_2 \leq \ln GS_{it}) + \lambda \sum \ln Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

分析费用型规制对绿色技术创新的政府支持门槛效应时,考虑如下门槛模型:

$$\ln GI_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \ln GR_{it} + \beta_3 \ln IER_{it} + \beta_4 \ln GS_{it} + \beta_5 \ln FER_{it} \times I(\ln GS_{it} < \eta_1) + \beta_6 \ln FER_{it} \times I(\eta_1 \leq \ln GS_{it} < \eta_2) + \beta_7 \ln FER_{it} \times I(\eta_2 \leq \ln GS_{it}) + \lambda \sum \ln Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

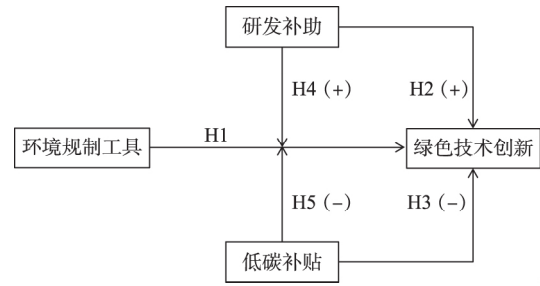


图2 理论框架与研究假设

分析投资型规制对绿色技术创新的政府支持门槛效应时,考虑如下门槛模型:

$$\begin{aligned} \ln GI_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1 \ln GR_{it} + \beta_2 \ln FER_{it} + \beta_4 \ln GS_{it} + \beta_5 \ln IER_{it} \times I(\ln GS_{it} < \eta_1) \\ & + \beta_6 \ln IER_{it} \times I(\eta_1 \leq \ln GS_{it} < \eta_2) + \beta_7 \ln IER_{it} \times I(\eta_2 \leq \ln GS_{it}) \\ & + \lambda \sum \ln Control_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

其中  $\eta_1, \eta_2$  为门槛值  $I(\cdot)$  为指示函数。在利用面板门槛模型进行回归分析前,需进行门槛效应检验并对门槛值进行估计。

## (二) 数据来源与变量说明

本文以 2008—2018 年中国工业省级(不含西藏)面板数据为样本进行分析,样本数据来源于《中国统计年鉴》《中国环境年鉴》《中国工业经济统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国能源统计年鉴》以及国家统计局网站,个别年份部分缺失数据通过做差分得到。各变量具体构造方式如下:

### 1. 被解释变量

本文用环境技术领域专利申请量与能源消费总量之比衡量绿色技术创新( $GI$ )。关于“环境技术领域专利”的界定,本文参考贾军<sup>[31]</sup>的方法,依据 OECD 公布的《技术领域与 IPC 分类号对照表》建立环境技术领域与 IPC 分类的对应关系。

### 2. 解释变量

参考徐建中和王曼曼<sup>[32]</sup>的处理方法,本文用各地区工业废水、废气和固体废物排放量来综合测算污染物排放强度,并在此基础上构建命令型规制( $GR$ )强度衡量指标。首先,取得地区  $i$  第  $t$  期第  $m$  种污染物的排放量  $P_{itm}$ ,并计算  $P_{itm}$  与地区工业总产出之比,得到该污染物的排放强度  $P'_{itm}$ 。将地区排污水平标准化,计算地区  $i$  第  $t$  期第  $m$  种污染物的相对排放强度  $sP'_{itm}$ :

$$sP'_{itm} = \frac{P'_{itm}}{(1/n) \sum_{j=1}^n \sum P'_{jtm}} \quad (6)$$

其次,假设单位强度的废水、废气、固体废物排放将带来相同的环境成本,对三种污染物相对排放强度进行简单算术平均,得到综合排放强度  $sP'_i$ :

$$sP'_i = \frac{(sP'_{i1} + sP'_{i2} + sP'_{i3})}{3} \quad (7)$$

最后,对各地区综合排放强度取倒数,以此代表命令型规制强度。

用排污费解缴入库金额与解缴入库户数之比衡量费用型环境规制( $FER$ );用建设项目“三同时”环保投资额衡量投资型环境规制( $IER$ );用工业企业 R&D 经费内部支出总额中的政府资金额衡量研发补助( $GS_1$ );用政府节能环保支出占财政总支出的比重衡量低碳补贴( $GS_2$ )。

### 3. 控制变量

本文对以下影响绿色创新投入的因素进行控制:用工业企业能源消费总量与规模以上工业企业数之比衡量能源消费( $Energy$ );用从业人员年平均人数衡量劳动力规模( $Labor$ );用实收资本总额衡量产业规模( $Size$ );用当期主营业务收入衡量营运能力( $Rev$ );用净资产收益率衡量盈利能力( $Roe$ )。

## (三) 模型设定与变量共线性检验

首先,用 Pearson 相关系数对模型的合理性和变量间共线性程度进行初步判定<sup>②</sup>。结果显示:各解释变量与被解释变量间的相关性较高,说明模型设定存在过度拟合问题的可能性较小;除被解释变量外,各变量两两间的相关性较强,说明有必要对模型进行共线性检验。

其次,综合利用 RESET、AIC 准则、BIC 准则检验面板数据模型设定的合理性<sup>③</sup>。结果显示:方程(1)可能遗漏了自变量高次项,方程(2)遗漏自变量高次项的可能性很低。这说明加入环境工具变量二次项使模型更加合理。

最后,对方程(2)中所有参与回归的自变量(包括环境规制工具变量二次项)进行辅助回归后计算方差膨胀因子VIF<sup>④</sup>。结果显示变量 $GS_1$ 和 $IER$ 的VIF值高于临界值10,这说明直接对方程(2)进行回归将引发较严重的多重共线性。而Pearson相关系数矩阵显示 $GS_1$ 、 $GS_2$ 、 $IER$ 三者间两两相关,因此本文先后尝试将 $GS_1$ 与 $GS_2$ 从方程(2)中剔除,结果显示所有变量的VIF值均小于10。这意味着,只要分别在不同模型中对研发补助与低碳补贴进行参数估计,便可将变量间共线性程度降至可接受范围。本文的实证分析遵从了这一结果。

#### 四、实证分析

##### (一) 面板数据模型的估计与检验

本文利用双向固定效应模型估计方程(1)、方程(2)中各变量的参数,结果见表1。F检验、时间效应检验、Hausman检验结果显示,应当使用双向固定效应模型进行参数估计。本文根据表1所报告的结果,分析环境规制工具的直接效应和政府支持的直接效应。

##### 1. 环境规制工具的直接效应

首先,考察环境规制工具的线性影响。方程(1)回归结果显示,命令型规制、投资型规制对绿色技术创新具有显著的正向影响,费用型规制的弹性系数不显著。其次,考察环境规制工具的非线性影响。方程(2)回归结果显示:命令型规制二次项系数显著为负,说明命令型规制对绿色技术创新的影响呈倒“U”型曲线;投资型规制二次项系数显著为正,说明投资型规制对绿色技术创新的影响呈“U”型曲线。从整体上看,H1得到验证。

环境规制工具与绿色技术创新间的关系究竟是线性的还是非线性的?方程(1)与方程(2)回归结果间是否存在矛盾?可通过描绘非线性关系的具体形式详细探讨这些问题。以表1第(3)列结果为例,计算出命令型规制倒“U”型曲线的对称轴为 $\ln GR = 2.044$ 。将 $GR$ 变量原始数据进行整理后分析发现,330个样本中有306个样本观测值位于对称轴左边,24个样本观测值位于对称轴右边,近两年内落在对称轴右边的样本数为3个。这说明对于绝大多数样本而言,命令型规制强度的提升促进了绿色创新活动的开展,与方程(1)平均弹性系数估计结果相一致。采用同样的步骤,计算出投资型规制“U”型曲线的对称轴为 $\ln IER = 2.038$ 。330个样本中有317个样本观测值位于对称轴右边,13个样本观测值位于对称轴左边,没有近三年内的样本落在对称轴左边。这说明当前全国所有地区均已跨过投资型规制的“U型陷阱”,绿色创新投入强度随投资型规制的增强而提高,与方程(1)平均弹性系数估计结果相一致。

表1 面板数据模型估计结果

	方程(1)		方程(2)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln GS_1$	0.271 *** (0.032 5)		0.256 *** (0.032 4)	
$\ln GS_2$		-0.695 *** (0.133 4)		-0.703 *** (0.136 7)
$\ln GR$	0.118 *** (0.035 8)	0.078 * (0.040 0)	0.274 ** (0.119 9)	0.411 *** (0.129 1)
$\ln FER$	0.053 (0.032 6)	0.055 (0.035 4)	0.072 (0.081 5)	0.064 (0.087 3)
$\ln IER$	0.039 *** (0.013 1)	0.032 ** (0.014 2)	-0.053 (0.038 6)	-0.067 (0.039 1)
$(\ln GR)^2$			-0.067 * (0.039 7)	-0.131 *** (0.047 8)
$(\ln FER)^2$			-0.005 (0.023 9)	-0.003 (0.025 6)
$(\ln IER)^2$			0.013 *** (0.004 7)	0.012 *** (0.005 1)
$\ln Energy$	-1.021 *** (0.109 2)	-0.945 *** (0.117 2)	-1.027 *** (0.109 0)	-0.939 *** (0.115 9)
$\ln Labor$	-0.045 (0.052 1)	-0.038 (0.051 9)	-0.052 (0.051 9)	-0.054 (0.055 5)
$\ln Size$	0.237 *** (0.044 4)	0.181 *** (0.052 3)	0.220 *** (0.045 8)	0.149 *** (0.053 8)
$\ln Rev$	0.512 *** (0.067 6)	0.814 *** (0.070 7)	0.527 *** (0.070 3)	0.807 *** (0.072 0)
$\ln Roe$	0.038 (0.038 5)	0.137 *** (0.046 5)	0.028 (0.038 5)	0.120 *** (0.045 8)
常数项	4.204 ***	3.629 ***	4.472 ***	3.882 ***
F 检验	21.20 ***	29.77 ***	21.15 ***	31.35 ***
时间效应检验	8.62 ***	8.63 ***	7.89 ***	7.71 ***
Prob. Hausman	0.000	0.000	0.000	0.000
Adj-R <sup>2</sup>	0.845	0.820	0.851	0.831
地区/年份效应	双向固定	双向固定	双向固定	双向固定

注:括号内数值为标准差,\*表示 $p < 0.1$ ,\*\*表示 $p < 0.05$ ,\*\*\*表示 $p < 0.01$ 。

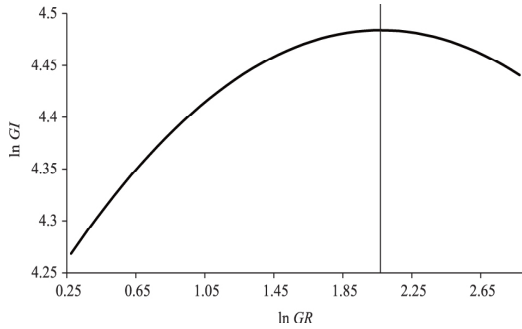


图3 命令型规制对绿色技术创新影响的倒“U”型曲线

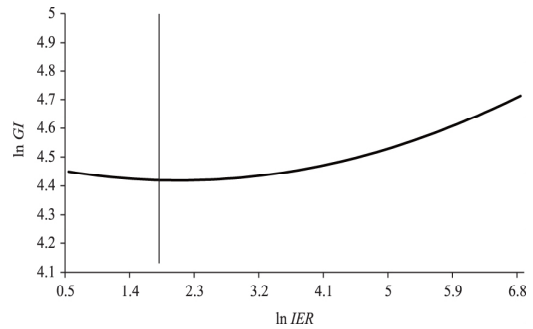


图4 投资型规制对绿色技术创新影响的“U”型曲线

## 2. 政府支持的直接效应

表1中方程(1)、方程(2)回归结果均显示,研发补助对绿色技术创新具有显著的正向影响,低碳补贴对绿色技术创新具有显著的负向影响。本文在提出H2、H3的过程中,以绿色技术获取外源化程度为中介,对政府支持对绿色技术创新的直接影响机理进行解释。下面构建中介效应模型,进一步检验H2、H3的成立条件。模型具体形式如方程组(8)所示,其中 $TR$ 为内源技术获取,用自主研发内部经费支出与技术引进及购买经费支出的比值衡量,该变量数值越大说明企业越倾向于通过自主创新手段获取新技术, $GI$ 、 $GS$ 含义同前文。回归结果见表2。

$$\begin{cases} \ln GI_{i,t+1} = a_0 + a_1 \ln GS_{it} + \lambda_1 \sum \ln Control_{it} + \varepsilon_{it} \\ \ln TR_{it} = b_0 + b_1 \ln GS_{it} + \lambda_2 \sum \ln Control_{it} + \varepsilon_{it} \\ \ln GI_{i,t+1} = c_0 + c_1 \ln GS_{it} + c_2 \ln TR_{it} + \lambda_3 \sum \ln Control_{it} + \varepsilon_{it} \end{cases} \quad (8)$$

表2 中介效应模型回归结果

	(1) lnGI	(2) lnTR	(3) lnGI	(4) lnGI	(5) lnTR	(6) lnGI
lnGS <sub>1</sub>	0.271 *** (0.032 5)	0.731 *** (0.146 9)	0.253 *** (0.030 3)			
lnTR			0.078 *** (0.015 0)			0.118 *** (0.017 5)
lnGS <sub>2</sub>				-0.695 *** (0.133 4)	-2.108 *** (0.621 5)	-0.406 ** (0.179 5)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	4.204 ***	-5.243 ***	7.978 ***	3.629 ***	-3.324 ***	9.184 ***
F 检验	21.20 ***	14.84 ***	16.02 ***	29.77 ***	13.45 ***	16.46 ***
Prob. Hausman	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Adj-R <sup>2</sup>	0.845	0.347	0.853	0.820	0.315	0.809
地区/年份	双向固定	双向固定	双向固定	双向固定	双向固定	双向固定

注:括号内数值为标准差,\*表示 $p < 0.1$ ,\*\*表示 $p < 0.05$ ,\*\*\*表示 $p < 0.01$ 。

表2列(1)至列(3)探讨了研发补助对绿色技术创新的影响渠道:列(1)和列(2)显示,研发补助对绿色技术创新、内源技术获取均产生显著的正向影响;第(3)列在同时纳入解释变量 $\ln GS_1$ 与中介变量 $\ln TR$ 后,解释变量系数减小且中介变量系数保持显著。这说明在研发补助促进绿色技术创新的过程中,技术获取渠道的内源化现象起到了中介作用。采用同样的步骤考察列(4)至列(6)可知,低碳补贴通过强化技术获取的外源化趋势,抑制了绿色技术创新。综上,H2、H3得到验证。

## 3. 稳健性检验

为确保模型不存在严重的指标选择偏差问题,本文在替换方程(1)、方程(2)变量指标的基础上进行稳健性检验。首先,以各省份历年工业污染源治理投资与工业企业生产总值的比值作为投资型



规制的替代指标参与回归;其次,以我国八大综合经济区<sup>[33]</sup>排污费解缴入库金额作为费用型规制的替代指标参与回归(因此回归不控制地区效应);最后,利用全面FGLS法进行参数估计。指标选择偏差检验结果显示<sup>⑤</sup>,各主要解释变量符号与原回归相一致。

经验判断,在本文设计的计量模型中,被解释变量与解释变量间可能存在反向因果关系:随着绿色技术创新效率的提高,地方政府可能会进一步提升其所惯用的环境规制工具的强度,企业也更有可能会获得更高额度的研发补助和相关补贴。因此,为确保模型不存在严重的内生性问题,本文利用两阶段最小二乘法重新估计方程(1)<sup>⑥</sup>,结果见表3。结果显示,各主要解释变量系数符号没有变化,说明内生性问题没有影响基准回归结果。

## (二) 面板门槛模型的估计与检验

本文利用面板门槛模型分析环境规制工具、政府支持的耦合效应。在进行参数估计前,本文利用Hansen<sup>[30]</sup>的方法检验各环境规制工具变量的政府支持单门槛效应和双门槛效应,并在此基础上进行门槛值估计。表4显示:(1)命令型规制的门槛效应检验结果不显著,这意味着并没有证据显示现阶段我国政府支持政策影响了命令型直接管制对企业经营活动所造成的冲击,即在绿色创新激励方面政府支持与命令型规制间的耦合效应不显著。(2)研发补助为门槛变量时,费用型规制存在显著的双门槛效应,投资型规制存在显著的单门槛效应;低碳补贴为门槛变量时,费用型规制、投资型规制均存在显著的单门槛效应。这说明政府支持与费用型规制、投资型规制间可能存在耦合效应。

根据表4提供的信息,本文利用面板门槛模型估计方程(4)和方程(5),回归结果见表5。综合考察表4、表5可知:

当以研发补助为门槛变量时,费用型规制的研发补助门槛值为8.872和11.760。当研发补助变量值( $\ln GS$ )低于8.872时,费用型规制的系数为负但不显著;当研发补助高于8.872且低于11.760时,费用型规制系数为-0.073;当研发补助强度高于11.760时,费用型规制系数为0.089。同理,研发补助低于门槛值时,投资型规制系数为0.034;研发补助高于门槛值时,投资型规制系数为0.065。这说明随着研发补助强度的增大,费用型规制、投资型规制的绿色创新激励效果得到增强。

当以低碳补贴为门槛变量时:若低碳补贴强度低于门槛值,费用型规制系数为0.091;若低碳补贴强度高于门槛值,费用型规制系数不显著。低碳补贴强度低于门槛值时,投资型规制系数为0.036;低碳补贴强度高于门槛值时,投资型规制系数不显著。这说明随着低碳补贴强度的增大,费用型规制、投资型规制的绿色创新激励效果被削弱。

表3 内生性检验结果

	(1)	(2)
$\ln GS_1$	0.471 *** (0.082 0)	
$\ln GS_2$		-0.405 ** (0.184 9)
$\ln GR$	0.209 *** (0.050 6)	0.100 * (0.058 1)
$\ln FER$	0.036 (0.049 7)	0.042 (0.035 4)
$\ln IER$	0.050 *** (0.017 6)	0.036 ** (0.015 9)
控制变量	YES	YES
Adj-R <sup>2</sup>	0.742	0.819
地区效应	YES	YES
年份效应	YES	YES
估计方法	iv2SLS	iv2SLS

注:括号内数值为标准差,\*表示 $p < 0.1$ ,\*\*表示 $p < 0.05$ ,\*\*\*表示 $p < 0.01$ 。

表4 门槛效应检验结果

门槛变量	估计门槛数	门槛估计值		
		命令型规制 GR	费用型规制 FER	投资型规制 IER
研发补助 $GS_1$	单门槛	—	11.760 * (0.095 0)	10.313 * (0.071 7)
	双门槛	—	8.872 ** (0.023 0)	—
低碳补贴 $GS_2$	单门槛	—	10.246 ** (0.035 3)	11.680 ** (0.033 0)
	双门槛	—	—	—
BS 次数		1 000	1 000	1 000

注:括号内为P值,\*表示 $p < 0.1$ ,\*\*表示 $p < 0.05$ ,\*\*\*表示 $p < 0.01$ ;Trimming Proportion为0.05。

按照本文的研究假设,上述结果中政府支持实际上扮演了调节变量的角色。参考温忠麟等<sup>[34]</sup>的处理方法,本文设计了层次回归方程组,以进一步验证政府支持的调节作用,并检验门槛回归结果的稳健性。层次回归结果见表6。

当以研发补助为调节变量时,层次回归结果见表6列(1)至列(3)。第(1)列为方程(1)的回归结果;第(2)列显示,将费用型规制与研发补助的交互项纳入方程(1)后进行估计,其系数为0.031,在1%的水平上显著;第(3)列显示,将投资型规制与研发补助的交互项纳入方程(1)后进行估计,其系数为0.013,在10%的水平上显著。表6第(2)列和第(3)列的拟合优度较第(1)列有较为明显的提高,说明研发补助正向调节了费用型规制、投资型规制的绿色创新激励效果。采用同样的步骤考察列(4)至列(6)可知,低碳补贴负向调节了费用型规制、投资型规制的绿色创新激励效果。综上,H4、H5得到验证。

#### 五、关于地区异质性的拓展分析

前文利用全样本,从全国层面出发分析了不同环境规制工具、政府支持行为对绿色技术创新的影响,但尚未分析上述影响的地区异质性,因而无法为各地方政府提供有针对性的政策建议。本部分将起到衔接“实证分析”与“结论与启示”两部分的作用:首先,梳理相关理论,尝试找出主导环境规制、政府支持绿色创新激励效果空间差异的关键变量;其次,对全国各区域板块进行合理分组,实证探讨相关政策工具的地区异质性,以促进绿色技术创新为目标找出各地区最优政策组合;最后,分析当前地方政府在选择政策工具过程中亟待解决的问题,为构建最优政策组合指明方向。

表5 面板门槛模型估计结果

	研发补助		低碳补贴	
	方程(4)	方程(5)	方程(4)	方程(5)
lnGS	0.436*** (0.0349)	0.405*** (0.0366)	-0.403*** (0.1648)	-0.468*** (0.1937)
lnGR	0.276*** (0.0322)	0.284*** (0.0329)	0.367*** (0.0383)	0.457*** (0.0399)
lnFER		0.044 (0.0345)		-0.007 (0.0423)
lnIER	0.042*** (0.0151)		0.036** (0.0166)	
lnFER(lnGS < $\gamma_1$ )	-0.010 (0.0407)		0.091** (0.0436)	
lnFER( $\gamma_1$ < lnGS < $\gamma_2$ )	-0.073* (0.0465)		0.039 (0.0427)	
lnFER( $\gamma_2$ < lnGS)	0.089*** (0.0344)			
lnIER(lnGS < $\gamma$ )		0.034** (0.0174)		0.036* (0.0220)
lnIER( $\gamma$ < lnGS)		0.065*** (0.0162)		0.009 (0.0199)
控制变量	YES	YES	YES	YES
常数项	7.031***	7.639***	2.522***	4.154***
F检验	25.56***	22.88***	19.61***	24.73***
Prob. Hausman	0.000	0.000	0.000	0.000
Adj-R <sup>2</sup>	0.7007	0.6847	0.6565	0.6193
地区/年份	双向固定	双向固定	双向固定	双向固定

注:括号内数值为标准差,\*表示 $p < 0.1$ ,\*\*表示 $p < 0.05$ ,\*\*\*表示 $p < 0.01$ 。

表6 层次回归结果

	研发补助			低碳补贴		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnGS	0.271*** (0.0325)	0.258*** (0.0366)	0.221*** (0.0431)	-0.695*** (0.1334)	-0.949*** (0.2013)	-0.726*** (0.1709)
lnGR	0.118*** (0.0358)	0.112*** (0.0366)	0.111*** (0.0359)	0.078* (0.0400)	0.185** (0.0850)	0.079* (0.0404)
lnFER	0.055 (0.0326)	-0.061 (0.1559)	0.064* (0.0329)	0.055 (0.0354)	0.119* (0.0708)	0.054 (0.0357)
lnIER	0.039*** (0.0131)	0.037*** (0.0133)	0.178** (0.0864)	0.032** (0.0142)	0.032** (0.0142)	0.033 (0.0437)
lnFER × lnGS		0.031*** (0.0148)			-0.119* (0.0708)	
lnIER × lnGS			0.013* (0.0078)			-0.010 (0.0346)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	4.204***	4.154***	4.483***	3.629***	3.430***	3.621***
F检验	21.20***	20.66***	21.22***	29.77***	30.10***	29.02***
Prob. Hausman	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
Adj-R <sup>2</sup>	0.845	0.849	0.855	0.820	0.832	0.821
地区/年份	双向固定	双向固定	双向固定	双向固定	双向固定	双向固定

注:括号内数值为标准差,\*表示 $p < 0.1$ ,\*\*表示 $p < 0.05$ ,\*\*\*表示 $p < 0.01$ 。

## (一) 对空间差异主导因素的探讨

环境规制、政府支持对绿色技术创新的作用受哪些区域性因素影响? 哪些是主要影响因素? 影响机理又是什么? “技术积累论”认为: 对于低研发投入、低创新效率、低新产品产出的“三低”产业, 严格的规制政策能有效激励其进行技术创新; 由于拥有更丰富的技术资本、更强的技术能力, 高创新效率企业的创新计划较为周密, 硬性的命令型规制往往会打乱企业原先的研发计划, 而市场型规制、补助与补贴政策给予企业更高的自主性, 有利于其开展创新活动<sup>[35]</sup>。“成本粘性论”认为, 企业的成本粘性与其创新投入强度正相关, 高研发投入企业的创新战略具有“刚性”, 反映为研发投入的长期相对稳定<sup>[36]</sup>。命令型规制使企业的经营活动受到强力冲击, 使其更有可能打破创新战略刚性, 增加创新投入。因而命令型规制政策对高研发投入企业的创新激励效果更好<sup>[37]</sup>。

不难看出, 两种假说的理论推演结论相反, 但二者均认为研发投入、创新效率、创新成果转化能力是决定相关激励政策效果的重要因素, 即存在技术创新通过环境规制和政府支持实现自我反馈、自我积累的动态过程。因此, 我们以绿色技术创新水平本身作为主导政策激励效果空间差异的关键因素, 构建分位数回归模型进行空间差异检验: 分位数回归能反映不同因变量水平下自变量对因变量影响力度的差异。本文以方程(1)为基础构建分位数模型, 如方程(9)所示:

$$\begin{aligned} Quant_{\tau}(\ln GI_{i,t+1}) = & \gamma_0 + \gamma_1 \ln GR_{it} + \gamma_2 \ln FER_{it} + \gamma_3 \ln IER_{it} + \gamma_4 \ln GS_{it} \\ & + \lambda \sum \ln Control_{it} + region_i + year_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

方程(9)中,  $\tau$ 为分位点,  $Quant_{\tau}(\ln GI)$ 表示与分位数点对应的被解释变量。本文选取10%、25%、50%、75%、90%五个分位点对方程(9)进行分位数回归分析, 回归结果见表7。

表7显示, 在50%分位点及以下, 命令型规制系数显著为正; 在50%分位点及以上, 投资型规制系数显著为正。这说明: 当绿色技术创新水平较低时, 命令型规制的绿色创新激励效果较好; 当绿色技术创新水平较高时, 投资型规制的绿色创新激励效果较好。在各分位点上, 研发补助系数均显著为正, 但其数值随着分位点的上升而下降; 在

50%分位点以下低碳补贴系数显著为正, 在50%分位点及以上低碳补贴系数不显著。这说明当绿色技术创新水平较低时, 政府支持政策的绿色创新激励效果较好。分位数回归结果证明, 研发投入、创新效率、创新成果转化能力等反映绿色创新水平的变量是决定政策效果空间差异的关键。

## (二) 地区异质性分析

本文拟根据研发投入、创新效率、创新成果转化能力三项指标对我国省级单位进行分组, 以进行地区异质性分析。用绿色创新投入额<sup>⑦</sup>、近三年绿色创新投入年均增长额反映研发投入; 用地区近三年绿色全要素生产率<sup>⑧</sup>均值反映创新效率; 用地区生产总值与消费总量之比<sup>⑨</sup>衡量创新成果转化能力。图5、图6对比展示了全国各省级单位三类指标情况(剔除我国的西藏、香港、澳门、台湾地区)。综合考察图5、图6发现, 按上述指标可将全国各省级单位分为两组。东部沿海地区与长江中下游地区绿色创新投入强度大、增长快, 绿色创新效率较高、创新成果转化能力较强; 中西部非长江中下游地区绿色创新投入强度低、增长较慢, 绿色创新效率偏低、创新成果转化能力较弱。

表7 分位数回归结果

	q10 (1)	q25 (2)	q50 (3)	q75 (4)	q90 (5)
$\ln GS_1$	0.305*** (0.0716)	0.285*** (0.0359)	0.263*** (0.0290)	0.264*** (0.0260)	0.253*** (0.0207)
$\ln GS_2$	0.377* (0.1988)	0.235* (0.1519)	-0.165 (0.1494)	-0.091 (0.1948)	-0.119 (0.1769)
$\ln GR$	0.155** (0.0641)	0.143*** (0.0438)	0.124** (0.0526)	0.030 (0.1008)	0.012 (0.0441)
$\ln FER$	0.067 (0.0559)	0.026 (0.0351)	-0.006 (0.0555)	-0.108 (0.0672)	0.098*** (0.0364)
$\ln IER$	-0.036 (0.0767)	0.027 (0.0249)	0.048** (0.0277)	0.096*** (0.0367)	0.048* (0.0262)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	4.204***	4.154***	4.483***	3.629***	3.430***
Adj-R <sup>2</sup>	0.6578	0.7095	0.7212	0.7188	0.7337

注: 括号内数值为标准差, \*表示  $p < 0.1$ , \*\*表示  $p < 0.05$ , \*\*\*表示  $p < 0.01$ 。

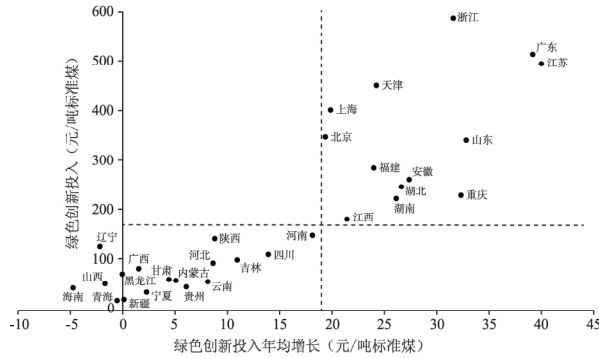


图5 绿色创新投入及其增长额的地区分布

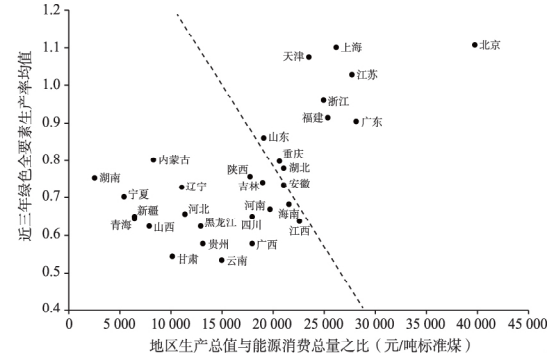


图6 绿色创新效率及绿色创新成果转化能力的地区分布

本文通过对样本数据内生分组, 分别对东部沿海与长江中下游地区、中西部非长江中下游地区做回归分析, 结果见表8。表8显示: 在东部沿海与长江中下游地区, 投资型规制、研发补助对绿色技术创新有显著正向影响, 低碳补贴对绿色技术创新有显著负向影响; 在中西部非长江中下游地区, 命令型规制、研发补助对绿色技术创新有显著正向影响, 且研发补助系数高于东部沿海与长江中下游地区, 低碳补贴对绿色技术创新无显著影响。该结果为各地方政府选择环境规制工具、政府支持行为提供了具体政策导向: 东部沿海与长江中下游地区应充分利用“研发补助—市场型规制”间的正向耦合效应, 搭配使用研发补助、投资型规制、费用型规制三类政策工具, 以推动地区绿色技术创新; 中西部非长江中下游地区应当利用研发补助与命令型规制较强的正向直接效应, 构建以“研发补助+命令型规制”为主体的创新激励政策体系。

### (三) 政策强度及其变化趋势分析

在地区异质性分析的基础上, 通过分析近年来各地区对各类政策工具的使用强度, 可更充分地了解政策激励体系构建工作中的重点与难点, 进而提出更有针对性的对策建议。政策工具强度指标沿用了实证变量的衡量方法, 但投资型规制、研发补助指标改为计量研究指标值与地区工业总产值之比, 结果如图7所示。基于对图7的考察, 本文认为当前地方政府的政策工具选择存在以下问题, 并反映为三项工作重点:

1. 近十年内两地区命令型规制、投资型规制强度均呈整体上升趋势。总体上, 东部沿海与长江中下游地区命令型规制强度的提升速度高于中西部非长江中下游地区, 这使得前者在2013年后超过后者, 且二者间差距呈扩大趋势; 中西部非长江中下游地区投资型规制强度的提升速度高于东部沿海与长江中下游地区, 自2017年以来前者数值已经远大于后者。可以看出, 两地区政策资源的分配方向与最优方向明显不匹配(可参考表8, 例如对东部沿海与长江中下游地区而言, 选择投资型规制更有利于绿色技术创新, 而地方政府却更倾向于使用命令型规制)。至少在近十年内, 两地区都没有选择最优路径来促进绿色创新, 且这一趋势还在持续并不断深化。这意味着在政府与企业形成更

表8 分地区回归结果

	东部沿海与长江中下游地区		中西部非长江中下游地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln GS_1$	0.152 <sup>***</sup> (0.0437)		0.368 <sup>***</sup> (0.0477)	
$\ln GS_2$		-1.065 <sup>***</sup> (0.1789)		0.214 (0.1695)
$\ln GR$	0.048 (0.0479)	0.028 (0.0571)	0.146 <sup>**</sup> (0.0580)	0.075 <sup>*</sup> (0.0448)
$\ln FER$	0.053 (0.0522)	0.047 (0.0518)	-0.050 (0.0425)	-0.087 <sup>**</sup> (0.0375)
$\ln IER$	0.062 <sup>***</sup> (0.0182)	0.059 <sup>***</sup> (0.0182)	0.022 (0.0180)	0.008 (0.0165)
常数项	2.408 <sup>***</sup>	1.299 <sup>***</sup>	5.335 <sup>***</sup>	5.308 <sup>***</sup>
N	143	143	187	187
F 检验	20.01 <sup>***</sup>	25.07 <sup>***</sup>	4.71 <sup>***</sup>	10.76 <sup>***</sup>
Prob. Hausman	0.000	0.000	0.000	0.000
Adj-R <sup>2</sup>	0.919	0.934	0.804	0.731
地区/年份	双向固定	双向固定	双向固定	双向固定

注: 括号内数值为标准差, \* 表示  $p < 0.1$ , \*\* 表示  $p < 0.05$ , \*\*\* 表示  $p < 0.01$ 。

严重的“路径依赖”前,应尽快解决政策资源在命令型、投资型两种环境规制工具间的错配问题,最大程度激励地区工业企业绿色技术创新。

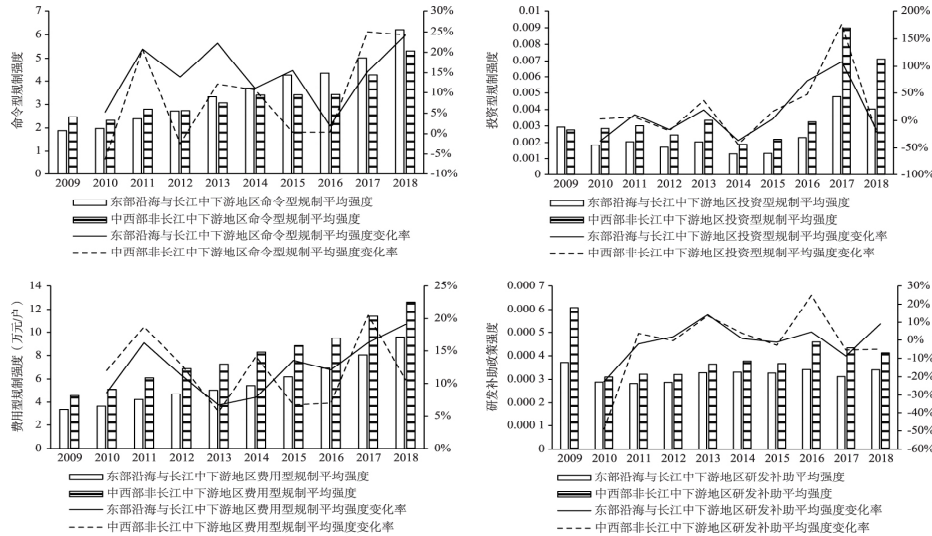


图7 政策工具强度及其演变情况

2. 近十年内两地区费用型规制强度稳步提升,年几何增长率达到12%以上,这说明地方政府对费用型规制的依赖程度不断增强。虽然全样本回归与分地区回归结果均显示费用型规制对绿色技术创新并不存在显著的直接影响,但不可否认的是环境税、排污费、排污权交易、碳交易等制度是我国环保体系有效运作的关键,也是产业清洁化转型升级的持久动力。因此应当加速改造、完善费用型规制的形式与执行手段,努力使其对绿色技术创新产生显著的正向影响。

3. 近十年内两地区研发补助强度均表现出震荡平稳态势,没有表现出明显的上升走势,2010年后增长率始终徘徊在0至5%附近。这或许说明在地方政府的政策工具选择逻辑中,研发补助强度的稳步提升对实现环境保护、创新激励等政策目标的意义不大。但全样本回归与分地区回归结果均显示研发补助能够正向影响绿色技术创新。因此,落实强度稳步增长的研发补助政策对于各地区工业绿色技术创新水平的边际提高将具有重大影响。

## 六、结论与启示

### (一) 研究结论

本文选取命令型、费用型、投资型三类环境规制工具与研发补助、低碳补贴两种政府支持行为,以2008—2018年中国工业省级面板数据为样本,实证研究了不同环境规制工具、政府支持行为对绿色技术创新的直接影响与耦合影响。研究发现:(1)命令型规制与绿色技术创新间呈倒“U”型关系,投资型规制与绿色技术创新间呈“U”型关系,但在当前政策强度下二者均正向影响绿色创新投入;费用型规制对绿色技术创新的影响效果不显著。(2)研发补助促进绿色技术创新,低碳补贴抑制绿色技术创新。(3)费用型规制、投资型规制对绿色技术创新的影响存在研发补助和低碳补贴门槛,其中研发补助正向调节费用型、投资型规制的绿色创新激励效果,低碳补贴负向调节费用型、投资型规制的绿色创新激励效果。对样本内生分组后,拓展分析结果显示:(1)由于绿色创新水平的地区差异,上述政策工具的效果呈现出明显的地区异质性特征。(2)东部沿海与长江中下游地区应当充分利用“研发补助—市场型规制”间的正向耦合效应,搭配使用研发补助、投资型规制、费用型规制三类政策工具推动地区绿色技术创新;而中西部非长江中下游地区应当构建以“研发补助+命令型规制”为主体的创新激励政策体系,以充分利用二者的正向直接效应。(3)缓解政策资源在命令型与投资

型规制间的错配、改造并完善费用型规制的形式与执行手段、落实强度稳步增长的研发补助政策是加速建立高效绿色创新激励政策体系的工作重点。

## (二) 政策启示

1. 国家层面。国家应持续优化有利于绿色创新水平提升的各项规制政策与支持政策,为地方政府选择相关政策工具提供便利。工作重点在于优化环保收费和征税项目的形式、执行方式、监管方式,如推进环保税改革、开放碳排放权交易试点、统一全国排污权交易市场定价方式等。

2. 地区层面。地方政府应相机选择最优的绿色创新激励政策组合,工作重点在于解决政策资源错配问题。具体而言:(1)东部沿海与长江中下游地区地方政府应通过强化“三同时”制度管理、提高监督执法效率、丰富污染源治理投资渠道多样性等手段,鼓励企业进行环境投资;同时,用征收环境税、排污费等手段逐步取代命令管制。(2)中西部非长江中下游地区地方政府应秉持谨慎、适时适度、渐进式原则,建立并完善环保指令执行与反馈机制,逐步增强命令型规制强度;同时在短期内,政府可利用低碳补贴政策“挤出效应”较弱的优势,以适当强度的低碳补贴增强企业绿色转型动力,加速实现绿色技术资本积累。

3. 中央与地方政府应相互配合,在保障效率的前提下实现研发补助强度的稳步提升。一方面,国家应从制度设计着手,提高研发补助金的利用效率,如增设会计准则条目控制专用性补助金流向,定期发布补助金申报指南与重点监控目录等;另一方面,地方政府应基于国家所颁布的研发补助原则、指南、目录,建立高效的补助金申请、发放、监督、反馈整套机制,从而做到对研发需求精准识别、动态评价、大力补贴。

## 注释:

- ①相关数据来源于《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》与国家统计局网站。能源强度用每万元国内生产总值能源消费量来衡量,其中国内生产总值按2005年可比价格计算;引进技术消化吸收经费占比 = 消化吸收经费支出 / (引进技术经费支出 + 购买国内技术经费支出)。
- ②限于篇幅,正文未列出 Pearson 相关系数矩阵,但已留存备索。
- ③限于篇幅,正文未列出模型设定检验结果,但已留存备索。
- ④限于篇幅,正文未列出 VIF 计算结果,但已留存备索。
- ⑤限于篇幅,正文未列出指标选择偏差检验结果,但已留存备索。
- ⑥限于篇幅,正文未列出工具变量选择方法及检验结果,但已留存备索。
- ⑦绿色创新投入额 = 地区工业企业 R&D 内部经费支出总额 / 工业企业能源消费总量。
- ⑧利用 Global Malmquist-Luenberger 指数测度各省绿色全要素生产率。投入指标包括资本(借鉴陈诗一<sup>[38]</sup>的方法,采用永续盘存法计算资本存量来衡量)、劳动(用地区年均用工人数来衡量)、能源(用能源消费总量来衡量),产出指标包括经济产出(地区生产总值)和环境产出( $PM_{2.5}$ 浓度)。如对测算结果及过程感兴趣,可向作者索取。
- ⑨详细计算公式为指标值 = 次年地区生产总值 / 当年地区能源消费总量,其中地区生产总值按2005年可比价格计算。

## 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]王林辉, 王辉, 董直庆. 经济增长和环境质量相容性政策条件——环境技术进步方向视角下的政策偏向效应检验[J]. 管理世界, 2020(3): 39 - 60.
- [3]RUBASHKINA Y, GALEOTTI M, VERDOLINI E. Environmental regulation and competitiveness: empirical evidence on the Porter Hypothesis from European manufacturing sectors[J]. Energy policy, 2015, 83: 288 - 300.
- [4]BLIND K. The influence of regulations on innovation: a quantitative assessment for OECD countries[J]. Research policy, 2012, 41(2): 391 - 400.

- [5] LANOIE P, PATRY M, LAJEUNESSE R. Environmental regulation and productivity: testing the Porter Hypothesis [J]. *Journal of productivity analysis* 2008, 30(2): 121 – 128.
- [6] 刘伟, 童健, 薛景. 行业异质性、环境规制与工业技术创新[J]. *科研管理* 2017(5): 1 – 11.
- [7] 陶长琪, 琚泽霞. 金融发展、环境规制与技术创新关系的实证分析——基于面板门槛回归模型[J]. *江西师范大学学报(自然科学版)* 2015(1): 27 – 33.
- [8] 任胜钢, 项秋莲, 何朵军. 自愿型环境规制会促进企业绿色创新吗? ——以 ISO14001 标准为例[J]. *研究与发展管理* 2018(6): 1 – 11.
- [9] 余伟, 陈强, 陈华. 不同环境政策工具对技术创新的影响分析——基于 2004—2011 年我国省级面板数据的实证研究[J]. *管理评论* 2016(1): 53 – 61.
- [10] 郭进. 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* 2019(3): 147 – 160.
- [11] 闫莹, 孙亚蓉, 俞立平, 等. 环境规制对工业绿色发展的影响及调节效应——来自差异化环境规制工具视角的解释[J]. *科技管理研究* 2020(12): 239 – 247.
- [12] 任小静, 屈小娥. 我国区域生态效率与环境规制工具的选择——基于省际面板数据实证分析[J]. *大连理工大学学报(社会科学版)* 2020(1): 28 – 36.
- [13] 叶琴, 曾刚, 戴劲勍, 等. 不同环境规制工具对中国节能减排技术创新的影响——基于 285 个地级市面板数据[J]. *中国人口·资源与环境* 2018(2): 115 – 122.
- [14] 彭星, 李斌. 不同类型环境规制下中国工业绿色转型问题研究[J]. *财经研究* 2016(7): 134 – 144.
- [15] LACH S. Do R&D subsidies stimulate or displace private R&D? Evidence from Israel [J]. *The journal of industrial economics* 2002, 50(4): 369 – 390.
- [16] LEE E Y, CIN B C. The effect of risk-sharing government subsidy on corporate R&D investment: empirical evidence from Korea [J]. *Technological forecasting and social change* 2010, 77(6): 881 – 890.
- [17] 陈子韬, 孟凡蓉, 王焕. 政府支持对高技术产业创新效率影响研究[J]. *科学学研究* 2020(10): 1782 – 1790.
- [18] 郑烨, 吴建南. 政府支持行为何以促进中小企业创新绩效? ——一项基于扎根理论的多案例研究[J]. *科学学与科学技术管理* 2017(10): 41 – 54.
- [19] 李振洋, 白雪洁. 产业政策如何促进制造业绿色全要素生产率提升? ——基于鼓励型政策和限制型政策协同的视角[J]. *产业经济研究* 2020(6): 28 – 42.
- [20] 于克信, 胡勇强, 宋哲. 环境规制、政府支持与绿色技术创新——基于资源型企业的实证研究[J]. *云南财经大学学报* 2019(4): 100 – 112.
- [21] 熊爱华, 丁友强, 胡玉凤. 低碳门槛下绿色创新补贴对全要素生产率的影响[J]. *资源科学* 2020(11): 2184 – 2195.
- [22] KNELLER R, MANDERSON E. Environmental regulations and innovation activity in UK manufacturing industries [J]. *Resource and energy economics* 2012, 34(2): 211 – 235.
- [23] 韩国高, 王昱博. 环境税对 OECD 国家制造业产能利用率的效应研究——兼议对中国制造业高质量发展的启示[J]. *产业经济研究* 2020(2): 87 – 101.
- [24] 李青原, 肖泽华. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J]. *经济研究*, 2020(9): 192 – 208.
- [25] 汪海凤, 白雪洁, 李爽. 环境规制、不确定性与企业的短期化投资偏向——基于环境规制工具异质性的比较分析[J]. *财贸研究* 2018(12): 80 – 93.
- [26] 姜宁, 黄万. 政府补贴对企业 R&D 投入的影响——基于我国高技术产业的实证研究[J]. *科学学与科学技术管理* 2010(7): 28 – 33.
- [27] 张志昌, 任淮秀. 政府补贴、寻租与企业研发人力资本投入[J]. *云南财经大学学报* 2020(3): 92 – 103.
- [28] 吴武清, 赵越, 田雅婧, 等. 研发补助的“挤入效应”与“挤出效应”并存吗? ——基于重构研发投入数据的分位数回归分析[J]. *会计研究* 2020(8): 18 – 37.
- [29] 王营, 张光利. 董事网络和企业创新: 引资与引智[J]. *金融研究* 2018(6): 189 – 206.
- [30] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing and inference [J]. *Journal of econometrics*, 1999, 93(2): 345 – 368.

- [31] 贾军. 基于东道国环境技术创新的 FDI 绿色溢出效应研究——制度环境的调节效应[J]. 软科学 2015(3): 28-32.
- [32] 徐建中, 王曼曼. 绿色技术创新、环境规制与能源强度——基于中国制造业的实证分析[J]. 科学学研究 2018(4): 744-753.
- [33] 杨明海, 张红霞, 孙亚男, 等. 中国八大综合经济区科技创新能力的区域差距及其影响因素研究[J]. 数量经济技术经济研究 2018(4): 3-19.
- [34] 温忠麟, 侯杰泰, 张雷. 调节效应与中介效应的比较和应用[J]. 心理学报 2005(2): 268-274.
- [35] 任优生, 任保全. 环境规制、规模差异与战略性新兴产业研发创新[J]. 山西财经大学学报 2016(1): 67-77.
- [36] 何熙琼, 杨昌安. 中国企业的创新持续性及其作用机制研究——基于成本性态视角[J]. 科学学与科学技术管理 2019(5): 105-121.
- [37] COBO-BENITA J R, RODRÍGUEZ-SEGURA E, ORTIZ-MARCOS I, et al. Innovation projects performance: analyzing the impact of organizational characteristics[J]. Journal of business research 2016 69(4): 1357-1360.
- [38] 陈诗一. 中国工业分行业统计数据估算: 1980—2008[J]. 经济学(季刊) 2011(3): 735-776.

(责任编辑: 李 敏)

## The impact of environmental regulation tools and government support on green technological innovation

DONG Jingrong<sup>1, 2</sup>, ZHANG Wenqing<sup>1</sup>, CHEN Yuke<sup>2</sup>

(1. School of Economics and Business Administration, Chongqing University, Chongqing 400044, China;

2. School of Economics and Management, Chongqing Normal University, Chongqing 401331, China)

**Abstract:** The government usually uses a combination of regulatory policies and support policies to stimulate green technological innovation, and having a reasonable selection of policy tools available is the key to ensuring effective policy collocation. This paper selects three types of environmental regulations: command-based, cost-based and investment-based; and two types of government support: R&D subsidies and low-carbon grants. Taking the provincial panel data of China's industry from 2008 to 2018 as a sample, this paper empirically studies the direct and coupled effects of different environmental regulatory tools and government support behaviors on green technological innovation. The results show that under the current policy intensity, command-based regulations, investment-based regulations and R&D subsidies promote green technological innovation, low-carbon grants inhibit green technological innovation, and cost-based regulations have little effect on green technological innovation. R&D subsidies are shown to positively adjust the green innovation incentive effects of cost-based regulations and investment-based regulations, while low-carbon grants negatively adjust the green innovation incentive effects of cost-based regulations and investment-based regulations. Further analysis finds that due to differences in the level of green innovation between regions, the effects of the above policy tools show obvious regional heterogeneity. The eastern coastal areas and the middle and lower reaches of the Yangtze River should make full use of the positive coupling effect of "R&D subsidies—market-based regulations" to promote green technological innovation, while the non middle and lower reaches of the Yangtze River in the central and western regions should establish a "R&D subsidy + command-based regulation" as the main body of innovation incentive policy system. Finally, the paper, by discussing the empirical results of its survey and the main shortcomings of the current policy tool selection methods in each region, provides corresponding countermeasures and suggestions for different policy subjects.

**Key words:** environmental regulation tools; government support; R&D subsidies; low-carbon grants; green technological innovation