

# 环境规制对绿色技术扩散的影响

许东彦<sup>1</sup> 林 婷<sup>2</sup> 张国建<sup>3</sup>

(1.江西师范大学 财政金融学院,江西 南昌 330000;2.东北财经大学 会计学院,辽宁 大连 116000;  
3.南京审计大学 经济学院,江苏 南京 211815)

**摘要:**绿色技术作为中国经济高质量发展的主要推动力,在协调环境保护和经济增长的过程中发挥着重要作用,如何促进绿色技术的广泛传播是中国面临的主要问题之一。本文从技术扩散视角切入,利用地区和企业专利被引数据探究环境规制促进绿色技术在地区间的传播。研究发现,中国环境规制能够有效地促进地区绿色技术扩散,经内生性处理和稳健性分析后结论依然成立。机制分析发现,企业环保压力提升、绿色研发环境改善引致绿色技术使用成本降低和地方环保产业发展是推动绿色技术扩散的主要渠道。进一步分析表明,环境规制对绿色技术扩散的激励存在短期作用,对利于降低生产成本的绿色技术激励明显,且仅存在于环保政策能够有效产生约束的地区。本文研究推进了绿色创新传播的相关研究,为“波特效应”在宏观层面的实现提供中国证据,对地方如何协调经济发展和环境保护实现高质量发展有借鉴意义。

**关键词:**环境规制;绿色技术;技术扩散;双碳目标;高质量发展

**中图分类号:**F273.1;X322 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2022)05-0147-14

## 一、引言

2020年9月22日,国家主席习近平在第七十五届联合国大会上提出中国力争在2030年之前实现“碳达峰”、2060年之前实现“碳中和”的宏伟目标。然而,现阶段中国经济发展还面临下行压力大、质量不高、发展不均衡等问题,尤其是当前中国发展环境面临深刻复杂的变化,经济发展面临巨大挑战。西方国家发展的历史经验告诉我们,经济发展会以生态环境恶化为代价,而环境保护短期内必然会掣肘经济的发展。因此,兼顾生态环保和经济发展,推进经济向高质量发展阶段转变,实现社会主义现代化建设任重道远。

如何协调环境保护和经济发展,不仅是国家需要解决的难题,也是学界研究的焦点。古典经济学理论认为企业生产存在负外部性,因此经济的发展伴随着环境的破坏。而Porter和Linde则指出适

**收稿日期:**2022-04-27

**基金项目:**国家自然科学基金青年项目“中国区域产业政策推动制造业高质量发展的机制与路径研究”(72203100);  
江西师范大学教育专项研究课题“产学研绿色协同创新网络分析、效率评估与提升机制研究”

**作者简介:**许东彦(1991—),男,安徽亳州人,江西师范大学财政金融学院讲师;

林 婷(1992—),女,江西新余人,东北财经大学会计学院博士生,本文通讯作者;

张国建(1990—),男,安徽黄山人,南京审计大学经济学院讲师。

当的环境规制政策可以推动企业绿色创新,技术上的领先会给企业带来超额利润,进而补偿环境遵循成本和前期创新投入(即存在“创新补偿”效应),从而实现企业发展与环境保护双赢<sup>[1]</sup>。但是,绿色创新仅仅是实现“波特效应”的必要条件,若要成为协调经济增长和环境保护的主要推动力,必须能够在行业或地区间扩散开来并被广泛应用。若非如此,技术创新将会成为“缄默”知识,并不会促进经济的发展。为此,《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》中要求“加快推动绿色低碳发展”“支持绿色技术创新”“发展环保产业,推进重点行业和重要领域绿色化改造”,以期推动绿色创新成果在产业内的传播和转化。因此,环境规制能否促进绿色技术的扩散是现阶段实现经济与环境双赢的根本问题。

关于环境规制与绿色技术扩散问题,国外众多学者利用专利引用数据或者调查数据进行了深入分析,大多认为环境法规的强化能促进环境友好型技术的跨区域扩散<sup>[2]</sup>。但并非所有的文献都表明更严格的环境法规会促进无害环境技术的国际传播<sup>[3]</sup>,并且不同环境规制工具对绿色技术扩散影响的结果及其异质性方面也存在争论<sup>[4][5]</sup>。与上述情形不同,囿于绿色技术扩散数据难以准确度量等,国内关于环境规制与绿色技术扩散的研究较少。早期的研究多数以问卷调查<sup>[6]</sup>或演化博弈模型<sup>[7]</sup>等方式分析环境规制对绿色技术扩散的影响。此类方法使用的数据一般通过调研等方式获取,获取成本较高,而且抽样不科学容易导致研究结果的代表性不足,不便于做更为广泛的研究。部分研究采用地区间创新与全要素生产率的关系、贸易流向以及对外投资等方式解释知识溢出过程,并将其等同于技术扩散<sup>[8][9]</sup>。但是知识溢出与技术扩散有着明显的区别,知识溢出效应主要来源于劳动力和一般资本的流动,通过影响竞争环境、改变资源配置等方式提高企业生产率水平。而技术扩散效应则主要来源于研发所形成的前沿技术,通过改变企业生产函数来提高企业生产率,两者存在本质不同<sup>[10]</sup>。因此,严格区分知识溢出效应与技术扩散效应,并准确衡量技术扩散过程,在中国情境下从实证角度探讨环境规制能否促进地区绿色技术扩散具有重要的现实和理论意义。

近些年中国大数据技术的发展和普及使得专利数据开放性和可获得性逐渐增强,国内学者逐渐使用绿色专利申请数和授权数表征绿色技术扩散<sup>[10]</sup>。然而,绿色专利申请数和授权数体现的是绿色创新增量问题,绿色技术扩散则体现的是绿色创新成果传播问题。专利引用分析指标可以揭示有关技术创新中技术传播信息<sup>[11]</sup>。因此,本文采用地区和上市公司绿色专利被引数据度量技术扩散,实证分析政府环境规制对绿色技术扩散的影响及其作用机制。

相较于以往研究,本文可能存在以下边际贡献:一是在明晰技术扩散内涵的基础上,采用专利引用数据表征技术扩散过程,精确了变量的衡量。以往研究用知识溢出指标衡量技术扩散,模糊了两者的区别。本文借鉴张勋和乔坤元的观点<sup>[10]</sup>,将绿色技术扩散定义为由研发所形成的前沿技术的传播,还参考 Lee 等的做法<sup>[12]</sup>,使用绿色专利被引数据表征绿色技术扩散水平,以区别于由人才和资本等因素引发的知识溢出效应,为后续优化绿色技术扩散指标提供借鉴。二是研究内容和视角的创新。本文研究聚焦于环境规制能否推动绿色创新成果的传播,为环境规制与技术扩散问题的探讨提供了中国证据,拓展和丰富了相关研究。国内以往研究更多地关注于环境规制能否促进企业创新,而对于绿色创新成果如何在地区和行业间传播却鲜有研究,缺乏相应的经验证据。本文则实证分析了绿色技术扩散问题,证明了环境规制对绿色技术的扩散有着促进作用,为如何促进绿色创新成果的传播提供了中国经验。

## 二、理论分析与研究假设

### (一)环境规制能否促进绿色技术扩散

政府为了缓解经济发展与环境保护之间的矛盾,会采取一系列规制措施将企业的环境负外部性行为内部化,而其中的规制措施主要分为政策约束和政策扶持。政策约束指地方或中央政府通过设立一定的环境标准对目标单位的环境行为实施约束。例如:2002年颁布的《排污费征收管理条例》,开始根据企业的污染排放量征收排污费;2003年开始陆续实施的清洁生产标准政策对企业的生产技

术、设备、资源回收、污染排放以及产品等做了详细的要求；在“十一五”规划中各地政府首次制定硬性的减排目标，而这部分减排任务大多需要企业完成，环保压力则落到了企业身上。企业合规成本的增加，严重影响企业的生产经营，轻则减少利润，重则影响企业存续。诸多企业由于污染排放不达标被限产停业，龙小宁和万威的研究表明，清洁生产标准的实施使中国工业企业处在营业状态的数量显著降低了11%<sup>[13]</sup>。因此，企业在面对政府的环境约束，为了持续经营且在未来的竞争中保持一定的优势，必然会加大对清洁技术的研发和引进，从而促进绿色技术的扩散。

政策扶持则是对环境表现良好的企业予以褒奖以引导其绿色发展，主要措施包括财政补贴、税收减免等。环境规制政策改变了原有市场的竞争环境，也改变了企业环境行为的成本和收益，即绿色技术的应用会降低环境合规成本，绿色发明将会带来更高的收益。因此，无论是政策约束还是政策激励，均会增加市场对绿色技术的需求和供给，促进绿色技术的传播。伴随绿色技术供求市场的形成以及相关政策支持，作为技术引进和传播中介平台的环保产业会得到较大发展，从而进一步促进绿色技术的扩散和传播。根据以上分析，本文提出研究假设 H1：

H1：环境规制力度的增加能有效地促进绿色技术扩散。

(二)环境规制影响绿色技术扩散的机制

以上分析表明，环境规制在促进绿色技术扩散方面发挥着重要作用。但是，环境规制对绿色技术扩散的促进作用是否真实体现在影响绿色技术的供需主体以及传播渠道这三个维度上？本部分将从两个主体(技术需求主体和技术供给主体)和一个连接渠道(环保产业)出发，探讨环境规制影响绿色技术扩散的作用机理。环境规制对绿色技术扩散的影响路径如图1所示。

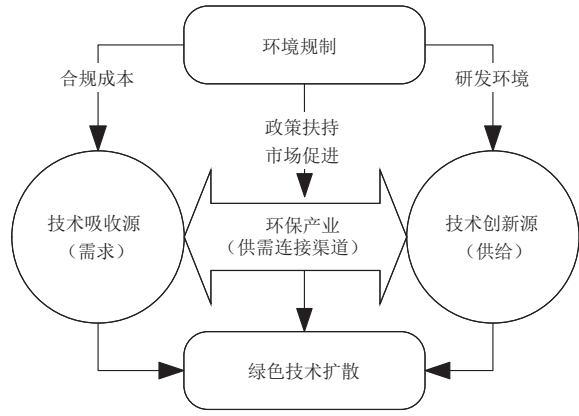


图1 环境规制与绿色技术扩散的分析框架

1.从需求端看，环境规制通过增加企业环保压力推动市场对绿色技术的需求(技术吸收源)，进而促进地区绿色技术扩散。具体来说，政府的诸多环境规制政策以企业为目标群体，对其排污以及生产技术标准设定了严格的目标进行约束，对未满足目标的企业给予一定的处罚。面对政府的环境约束，企业若保持原有生产技术不变，则有以下三种选择：一是将企业迁移至环境约束较宽松的地区，以减少合规成本<sup>[14]</sup>；二是通过减少产量满足约束目标<sup>[15]</sup>；三是保持原有产量，并将政府处罚所造成的生产成本转嫁至消费者<sup>[16]</sup>。对于大多数企业而言，环境规制的合规成本并不是企业的主要成本<sup>[17]</sup>，企业所节省的合规成本远少于其迁移成本<sup>[18]</sup>。因此，即便面临苛刻的环境管制，企业也难以做出迁出的决定<sup>[19]</sup>。而企业减产必将导致利润的损失，与企业追求利润最大化的目标不符<sup>[20]</sup>，且不利于企业长期发展<sup>[15]</sup>。合规成本转嫁也存在市场风险，较高的产品定价可能导致消费转移至替代品，进而降低企业的市场竞争力，有损长期效益<sup>[21]</sup>。因此，企业在保持原有生产技术的条件下，由于合规成本的存在，无论做何种选择都将损失利润、降低市场竞争力。随着国内环境规制趋严，环境合规成本还将进一步增加，绿色环保将会是市场竞争的焦点。企业为了保持利润和竞争力，将加大对绿色技术的引进和应用。而企业对绿色技术的搜寻、引进和推广必将促进绿色技术在企业内部、行业和地区间

的扩散。综上,本文提出如下研究假设:

H2a:环境规制通过提高企业合规成本来促进绿色技术扩散。

2.从供给端看,环境规制通过改善研发环境,增加绿色技术供给(技术创新源),降低技术使用成本,进而促进绿色技术扩散。环境规制能够有效地提高绿色研发的预期收益、降低研发风险。首先,环境规制改变了市场竞争环境,使得绿色技术和产品将受到越来越多合作企业的青睐。其次,环境规制力度的不断加大体现了政府环境治理决心和未来绿色发展趋势,通过合规成本压力增加绿色技术需求,从而降低市场需求的不确定性。最后,绿色研发补贴、减税和专利研发绿色通道等优惠政策在降低了科研单位绿色研发成本的同时,也会向外界传递积极信号,为目标单位争取到更多资源<sup>[22]</sup>,有利于优化科研资源配置,缓解研发资源约束,引导社会人才和资金流入,提高研发效率<sup>[23]</sup>,降低研发风险。

绿色研发环境的改善会促进绿色技术供给的增加。伴随着市场上绿色技术和产品竞争的不断加剧,传统环保技术治理对象将不断扩充、环保技术和产品更加多样化、治理效率逐步提升,呈现出技术装备化、装备模块化和模块标准化的趋势,环保技术和产品的搜寻和使用成本也会逐渐降低,更容易被企业引进和采纳。据《2021 中国环保产业发展状况报告》披露,提供环保技术和产品的企业(简称环保企业)在“十三五”期间的利润率总体呈现下滑趋势,由 2016 年的近 14% 降至 2020 年的 9.6%。而近年来,我国不断实施积极的财政政策与稳健的货币政策,有效降低了环保企业成本。2020 年环境保护专项债的平均债务年限大幅延长至 13 年,较 2019 年的平均年限增加了 32%。环保企业绿色技术研发成本和环保业务利润率的降低,预示着清洁技术使用成本也在不断下降,绿色技术扩散得到进一步促进。综上所述,本文提出研究假设 H2b:

H2b:环境规制通过改善绿色研发环境来促进绿色技术扩散。

3.从供需连接渠道看,环境规制通过促进环保产业<sup>①</sup>的发展来推动绿色技术扩散。环保产业企业是环保技术重要的研发和使用者,对市场的开拓和业务的开展必将促进绿色技术在地区间扩散。绿色技术研发和转化是一种长期且不确定性较高的投资。短期内要满足政府的环境目标约束,需要投入新的设备或者采用新的生产技术,完成这些投资对于大部分企业(尤其是中小企业)而言,较为困难且成本难以负担。众多此类小企业对于绿色技术和污染物处理的需求为环保产业的产生和发展提供了良好的市场。环保产业的业务主要包含两部分,一是清洁生产技术的研发和清洁设备的生产,二是为环境污染控制与减排、污染清理以及废弃物处理等方面提供设备和服务。因此,环保产业的企业可以作为第三方为众多污染企业提供减排技术以及污染处理、设备运行等服务,依靠其技术优势和规模效应解决企业无法单独承担的环保压力。日益加强的环境规制使得市场上环保服务需求扩大,在位环保企业抓住机遇加快扩张,新进企业通过技术优势抢占市场,从而推动整个环保产业发展。而环保企业为了维持自身在技术和规模效应方面的优势、获取超额利润,会不断进行绿色技术的升级、使用和推广,加强对市场的开拓,必将促进绿色技术的扩散。基于以上分析,本文提出研究假设 H2c:

H2c:环境规制通过促进环保产业的发展来加速绿色技术的扩散。

### 三、研究设计、变量选取与数据介绍

#### (一)研究设计和变量选取

为了检验研究假设 H1,即地方环境规制能有效地促进绿色技术的扩散,我们构建如下的基准回归模型:

$$\ln ct_{pt} = \alpha ER_{pt} + \beta' X_{pt} + u_p + v_t + \epsilon_{pt} \quad (1)$$

式(1)中, $\ln ct$ 为绿色技术扩散水平,采用地区绿色发明专利与实用新型专利被引用量之和的对数进行衡量。具体测算步骤如下:首先,根据世界知识产权组织(WIPO)于 2010 年推出的“国际专利分类绿色清单”确定绿色专利的国际主分类号(IPC 分类号);其次,根据 IPC 分类号从中国国家知识产权

局、谷歌专利平台和 Patentics 专利智能检索分析平台查询获得各省绿色发明专利号；再次，根据绿色专利号从上述平台查询获得引用其专利的引用号及其相关信息；最后，将引用专利申请日作为被引时间，计算得出各省每年绿色专利被引用量数，并加 1 取对数后算得各地区对数化被引量。

ER 为本文的核心解释变量，即各省环境规制强度。现有文献关于环境规制强度的衡量主要分为三类：第一类是从环境规制投入端进行考量，如颁布的环境法规数、排污设施运行费用以及环境治理投资额等<sup>[24]</sup>；第二类是从环境规制成果端进行衡量，如二氧化碳和二氧化硫减排量、工业污染物去除率等<sup>[25]</sup>；第三类则是采用熵权法等方法将单个指标加权汇总成综合指标<sup>[26]</sup>。考虑到环境规制的结果会受到企业社会责任、当地发展水平等因素的影响，我们选择从环境规制投入端进行度量，使用排污设施运行费用作为环境规制力度的主要衡量方式，而在稳健性分析部分则采用地区环境污染治理投资额和经熵权法测算的排污设施运行费用与环保投资额加权和作为环境规致力度的替代变量进行分析。

X 为一系列控制变量。具体来说，采用地区生产总值(GDP)衡量地区经济发展水平；采用省级货物出口量(export)衡量地区间贸易情况；用地区平均受教育年限(edu)衡量地区的人力资本、技术研发能力和技术吸收能力；用省级研发资本投入占 GDP 比重衡量地区研发投入(rd)；使用工业企业数量(firm\_num)表征地区产业结构；采用外商直接投资(FDI)衡量地区对外开放程度；采用互联网普及度(net)衡量地区信息搜寻和获取成本；同时本文还控制了地区能源消耗(energy)以及采用樊纲指数度量的市场化指标(market)。

下标 p 和 t 分别表示省份和年份。u<sub>p</sub> 为省份固定效应，控制各省不随时间变化的因素；v<sub>t</sub> 为年份固定效应，控制各年不随省份而变化的因素；ε<sub>pt</sub> 为扰动项。

同时，为了进一步探究环境规制对地区绿色技术扩散的影响机制，我们构造如下 3 个模型对假设 H2a、H2b 和 H2c 进行检验：

$$Cost_{it} = \alpha ER_{it} + \beta' X_{it} + u_i + v_{1t} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$Env_{pt} = \alpha ER_{pt} + \beta' Z_{pt} + u_{1p} + v_{2t} + \epsilon_{1pt} \quad (3)$$

$$Ind_{pt} = \alpha ER_{pt} + \beta' Z_{pt} + u_{2p} + v_{3t} + \epsilon_{2pt} \quad (4)$$

其中，式(2)是对研究假设 H2a 的检验，采用中国工业企业数据进行回归，下标 i 代表企业个体，Cost<sub>it</sub> 为企业合规成本，借鉴徐彦坤和祁毓、龙小宁和万威的研究<sup>[13][27]</sup>，我们采用企业中间成本和营业利润这两个变量进行间接衡量，其逻辑在于合规成本的增加主要体现在中间成本上，且会造成企业利润的降低。X<sub>it</sub> 为企业控制变量，包括企业规模(Size)、企业性质(soe)、出口规模(export)和工业产值(prod)。式(3)和式(4)分别是对研究假设 H2b 和 H2c 的检验，均采用省级数据进行回归。Env<sub>pt</sub> 为地区绿色研发环境，由于缺少相关数据，难以用定性指标衡量地区研发环境。考虑到地区绿色研发环境的改善会直接表现为专利市场交易量和企业环保补贴的增加，因此我们通过地区技术市场交易额以及上市公司环保补贴间接度量地区绿色研发环境；Ind<sub>pt</sub> 为环保产业发展程度，采用地区环保行业企业数进行衡量；Z<sub>pt</sub> 为控制变量，包括人均 GDP(gdp)、出口额(export)、外商直接投资(FDI)、市场发育情况(market)和地区工业企业法人数(firm\_num)。其他符号含义与式(1)相同。

## (二)数据介绍

本文实证部分分别采用省级数据、中国工业企业数据和上市公司数据进行分析。

1. 省级数据包括中国 30 个省(直辖市、自治区)的数据(由于数据缺失严重，剔除西藏及港澳台地区的数据)，其中被解释变量(lnct)衡量所用到的专利数据从中国国家知识产权局和谷歌专利平台采用 Python 程序搜索汇总所得，度量环境规制强度所用的环境数据来源于中国环境年鉴及中国研究数据服务平台(CNRDS)，控制变量数据则来源于国泰安数据库(CSMAR)及 CNRDS。由于中国环境年鉴排污设施运行费用的公布始于 2001 年，专利数据采集于 2019 年且专利申请在公开之前需要经过 18~36 个月不等的审核期<sup>[28]</sup>，基于稳健性考虑我们将样本期间定为 2001~2015 年。

2. 中国工业企业数据来源于中国工业企业数据库，样本期为 2001~2013 年。其中样本匹配和筛选

的处理参考聂辉华等的做法<sup>[29]</sup>。具体地,在确定企业唯一标识符中,按照企业代码和企业名称分别进行交叉匹配,并根据企业名称、法人代表姓名、企业地址等关键信息进行辅助识别。除此之外,本文还对以下异常样本进行剔除:全部从业人员年平均人数少于8人;流动资产、固定资产、固定资产净值年平均余额、主营业务(产品销售)收入、外商资本、实收资本小于0。

3.中国上市公司数据中绿色专利引用数据从CNRDS获取,上市公司其他财务和经营数据来自CSMAR。为排除异常值影响,对变量做了前后1%的缩尾处理,同时进行标准化以消除量纲。

#### 四、实证结果分析

##### (一)基准回归

为了验证环境规制能否促进绿色技术扩散,我们基于式(1)的基准回归模型利用省级数据进行回归,结果如表1所示。在列(1)中,环境规制(ER)的回归系数在1%的显著性水平上显著为正,表明环境规制的提高对绿色技术扩散有显著的促进作用。在列(2)中加入控制变量并控制住时间趋势,关键变量ER的回归系数依然显著,且降至0.1673。在列(3)中进一步控制了个体固定效应后,环境规制强度回归系数的显著性和数值均有所下降,表明诸如自然资源、地理位置等省份个体特质是绿色技术扩散的主要影响因素。列(4)中控制了时间固定效应之后,关键变量的回归结果依然显著为正,但是其系数的估计值并未有较大变化,表明不随个体变化的宏观环境因素对绿色技术扩散的影响有限。从ER系数大小来看(以列(4)为例),环境规制每增强一个标准差,绿色技术扩散水平将提高0.1261个单位。而列(1)至列(4)回归结果均有较大的R<sup>2</sup>,显示式(1)的模型对于样本数据有较好的拟合。据此,本文验证了研究假设H1成立,即地方环境规制能够有效地促进绿色技术的扩散。

表1 基准模型分析:环境规制对绿色技术扩散的影响回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
ER	0.9019*** (0.0410)	0.1673*** (0.0544)	0.1225* (0.0699)	0.1261* (0.0639)
rd		0.0002** (0.0001)	0.0002*** (0.0001)	0.0003*** (0.0001)
edu		0.0327 (0.0395)	0.0745* (0.0431)	0.0197 (0.1127)
GDP		0.2128* (0.1181)	0.1395 (0.1226)	0.0877 (0.1267)
FDI		0.0861 (0.0691)	0.0317 (0.0690)	0.0357 (0.0778)
firm_num		0.0419 (0.0814)	0.0575 (0.0838)	0.0975 (0.0942)
energy		-0.0034 (0.0813)	0.0716 (0.0839)	0.1308 (0.1139)
export		0.0658 (0.0636)	0.1112* (0.0611)	0.1443** (0.0611)
net		0.3187*** (0.0666)	0.1361 (0.1042)	0.1781 (0.1296)
market		-0.0377 (0.0327)	0.0511 (0.0422)	0.0705 (0.0468)
常数项	-0.0989 (0.0919)	-1.1e+02*** (31.1247)	-0.5589*** (0.1312)	-0.4981** (0.1974)
时间趋势	否	是	是	是
个体固定效应	否	否	是	是
时间固定效应	否	否	否	是
R <sup>2</sup>	0.6912	0.9383	0.9492	0.9501
N	450	450	450	450

注:\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平上显著,括号内为稳健标准误,下表同。

## (二)内生性问题讨论和稳健性分析

虽然式(1)的基准回归中控制了相关因素,但依然可能存在由于遗漏变量、测量误差等原因导致的内生性问题。因此,本部分内容将通过双重差分模型、变更变量衡量方式和样本期等方法来缓解内生性问题,以加强结果的稳健性。

### 1. 双重差分法

清洁生产标准政策是政府对部分行业生产中各项排污和绿色技术设置一定的标准,不满足标准的企业将会受到政府的严惩。因此,实施清洁生产标准的行业相较于其他行业将面临更强的环境规制。我们利用 2003~2010 年在部分行业实施的清洁生产标准政策,采用多期双重差分模型验证环境规制与绿色技术扩散之间的因果关系。关于清洁生产标准政策的制度背景和详细说明参见韩超和胡浩然的研究<sup>[30]</sup>。本文研究设计如式(5)所示:

$$\ln ct_{it} = \alpha_1 DID_{it} + \beta' X_{it} + u_{ind} + v_{1t} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

在此采用 2000~2015 年高污染行业上市公司专利引用数据进行分析<sup>②</sup>,其中实施清洁生产标准的行业为处理组,其他行业为对照组<sup>③</sup>。式(5)中下标  $i$  表示企业,  $u_{ind}$  为行业固定效应,  $v_{1t}$  为时间固定效应。  $\ln ct_{it}$  代表上市公司绿色技术扩散水平,采用上市公司发明和实用新型专利被引量加 1 并取对数进行衡量。  $DID_{it}$  为虚拟变量,当样本处于政策实施期时赋值为 1,否则赋值为 0。  $X_{it}$  为一系列控制变量,分别选取了企业规模(Size)、企业研发支出(RDS)、资产报酬率(ROA)、管理费用率(ACost)、资产负债率(LEV)、营业成本(Cost)、融资约束(SA)和营业总收入增长率(Gro)。估计系数  $\alpha_1$  为清洁生产标准政策实施后处理组相较于对照组其绿色技术扩散平均增加或减少情况。

图 2 展示的是样本期内处理组和对照组技术扩散的变化趋势,从中可以看出:(1)处理组和对照组技术扩散在样本期内均呈现出逐年提升的趋势;(2)在 2003 年清洁生产标准首次实施之前,处理组的技术扩散水平低于对照组,且发展呈现出平行趋势;(3)在 2003 年以及 2007~2009 年清洁生产标准实施期间,处理组技术扩散水平的增加趋势要高于对照组,且在 2003 年政策实施之后,处理组的技术扩散平均水平超过对照组。

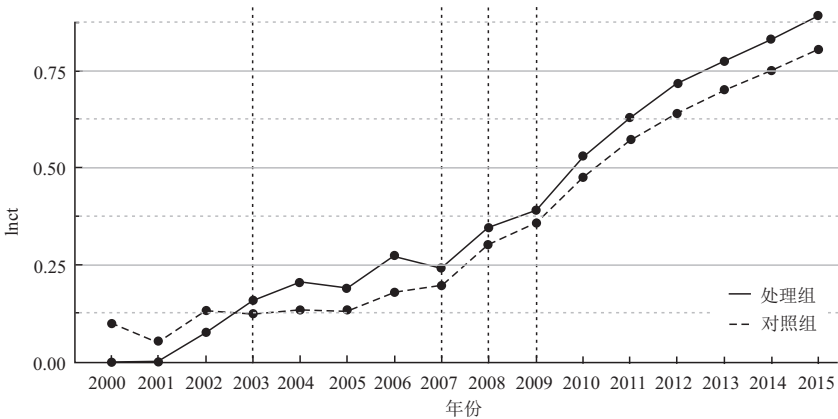


图 2 处理组和对照组技术扩散的变化趋势

通过对图 2 的分析可知,样本中的处理组和对照组满足平行趋势假设。表 2 列示的是双重差分法的回归结果,其中在列(1)至(3)中逐步控制时间趋势、行业固定效应和时间固定效应。结果显示,  $DID_{it}$  的回归系数均在 1% 的水平上显著为正,表明清洁生产标准政策的实施提高了上市公司绿色技术扩散水平。而从其系数估计值来看,实施清洁生产标准的企业其技术扩散水平相较于其他企业平均增加 61.57% (以列(3)为例)。以上分析表明中国环境规制力度的提高确实能够促进绿色技术的扩散。

表 2

内生性分析:采用双重差分法

变量	(1)	(2)	(3)
DID	0.7061 *** (0.2030)	0.7211 *** (0.2032)	0.6157 *** (0.2376)
控制变量	是	是	是
时间趋势	是	是	是
行业固定效应	否	是	是
时间固定效应	否	否	是
R <sup>2</sup>	0.3003	0.2987	0.3114
N	4521	4521	4521

注: \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上显著, 括号内为标准误, 聚类至行业层面。

## 2. 更换变量衡量方式

为了加强本文结果的稳健性, 我们变更关键变量和被解释变量的衡量方式进行再次分析。对于关键变量, 我们分别采用以下两种方式衡量地区环境规制强度: (1) 地区环境污染治理投资额, 其回归结果如表 3 列(1)和列(2)所示; (2) 采用经熵值法调整的综合指数进行度量, 其回归结果如表 3 列(3)和列(4)所示。在表 3 中, 无论是否控制时间固定效应, ER 的估计系数均在 10% 的水平上显著为正, 与表 1 的基准回归结果一致。关于绿色技术扩散的度量, 我们参考张勋和乔坤元的研究<sup>[10]</sup>, 采用对数化的绿色专利受理量作为绿色技术扩散水平的主要测度进行回归。其结果如表 3 中列(5)和列(6)所示, 可以发现, ER 的回归系数依然在 1% 的水平上显著为正。以上分析表明, 在对关键变量和被解释变量进行替换后, 与基准回归所得结论一致, 表明本文结果较为稳健。

表 3 稳健性分析: 变更关键变量衡量方式

变量	地区环境污染治理投资额		经熵值法调整的综合指数		Ln(绿色专利受理量+1)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ER	0.0926 ** (0.0370)	0.0641 * (0.0355)	0.1664 *** (0.0492)	0.1330 * (0.0657)	0.1249 *** (0.0428)	0.1234 *** (0.0434)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间趋势	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	否	是	否	是
R <sup>2</sup>	0.9297	0.9451	0.9294	0.9445	0.9108	0.9114
N	390	390	390	390	450	450

注: 由于政府环境治理投资数据的公布始于 2003 年, 因此样本期为 2003~2015 年。

## 3. 变更样本期

本文的研究结果还可能会受到其他相关政策的影响。例如, 各地区的技术扩散可能会受到中国在 2009 年 10 月 1 日实施的《中华人民共和国专利法》的影响。自 2010 年之后中国颁布实施的环保政策(尤其是“十二五”规划扩大了减排污染物指标范围、诸多环境行动计划以及 2014 年新《环保法》的颁布)也会对各省环境规制力度产生重要影响, 而这些影响本文回归结果的因素并未在回归模型中体现, 且本文研究的样本期间为 2001~2015 年, 较长的样本期可能对本文的研究结果产生影响。

为了规避以上问题, 我们将样本以 2009 年为界限, 分为专利和环境规制政策颁布实施集中的时间段(2009 年及之后)和一般时间段(2009 年之前)进行回归, 结果如表 4 所示。在不同的样本期内, 关键变量 ER 的回归系数均在 10% 的水平上显著, 且符号方向与基准回归结果相同。以上分析表明本文的研究具有较强的稳健性。

### (三) 环境规制对绿色技术扩散影响的机制分析

为了验证研究假设 H2a、H2b 和 H2c, 探究环境规制是否通过提高企业合规成本、改善研发环境以及促进环保产业发展来推动绿色技术扩散, 我们将对式(2)~(4)分别进行回归。



变量	2009 年之前		2009 年及之后	
	(1)	(2)	(3)	(4)
ER	0.1585*** (0.0413)	0.1203** (0.0471)	0.1224*** (0.0300)	0.0683* (0.0355)
控制变量	是	是	是	是
时间趋势	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	否	是
R <sup>2</sup>	0.8718	0.8864	0.8442	0.8937
N	240	240	210	210

### 1. 企业合规成本

表 5 为基于中国工业企业数据对式(2)进行回归的结果,其中企业合规成本采用企业中间品投入成本和企业营业利润来度量。列(1)和列(2)显示,无论是否控制时间固定效应,ER 的回归系数均在 1%的水平上显著为正,表明地区环境规制力度的提高确实增加了企业的中间投入成本,ER 每提高一个标准差,企业中间成本将会增加 147.6839 万元(以列(2)为例,工业企业数据库中经济单位为千元)。列(3)和列(4)显示,无论是否控制时间固定效应,ER 的回归系数均在 1%的水平上显著为负,表明环境规制力度的提升确实降低了企业的利润,ER 每提高一个标准差,企业营业利润将会减少 81.21078 万元(以列(4)为例)。综合以上分析可知,研究假设 H2a 成立,即环境规制会通过合规成本这一渠道推动绿色技术扩散。地区环境规制力度的提高确实增加了企业的合规成本,面对来自地方政府的环保压力,企业将会加大对绿色技术的需求,进而会促进绿色技术的地区扩散。

表 5 机制分析:企业合规成本的回归结果

变量	中间成本		营业利润	
	(1)	(2)	(3)	(4)
ER	1199.6210*** (612.3056)	1476.839*** (587.4898)	-651.6943*** (470.5836)	-812.1078*** (557.3165)
控制变量	是	是	是	是
时间趋势	是	否	是	否
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	否	是	否	是
R <sup>2</sup>	0.8731	0.8731	0.1526	0.1526
N	1449554	1449554	2114410	2114410

注:为便于直观展示环境规制对合规成本的影响,工业企业数据没有进行标准化处理。

### 2. 绿色技术研发环境

采用地区专利数据和上市公司环保补贴数据对式(3)进行回归的结果如表 6 所示。其中,列(1)~(2)为环境规制与地区技术市场成交额额的回归结果,列(3)~(4)为环境规制与企业环保补贴的回归结果。从表 6 中可以发现 ER 的回归系数均在 10%的水平上显著为正,表明环境规制强度的增加,促进了技术市场交易,且提高了企业环保补贴获得额,同时也间接证明了环境规制为绿色技术的研发创造了良好的环境。根据以上分析,研究假设 H2b 得以验证,即环境规制会改善地区绿色研发环境以激励各研发主体加大绿色技术供给,降低绿色技术的使用成本,从而促进绿色技术的扩散。

### 3. 环保产业发展

我们采用省级数据根据式(4)进行回归<sup>④</sup>,以对环保产业这一机制进行检验。在表 7 中,列(1)~(4)逐步控制时间趋势、个体固定效应和时间固定效应,结果显示 ER 的回归系数均在 10%的水平上显著为正,表明环境规制力度的提升确实可以促进地方环保产业的发展,进而为地方绿色技术扩散提供良好的中介市场。研究假设 H2c 得以验证,即环境规制通过促进环保产业的发展推动了绿色技术的扩散。

变量	地区技术市场成交额		企业环保补贴	
	(1)	(2)	(3)	(4)
ER	0.1775*** (0.0675)	0.2004** (0.0792)	0.0866* (0.0445)	0.0861** (0.0421)
控制变量	是	是	是	是
时间趋势	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	否	是	——	——
行业固定效应	——	——	否	是
R <sup>2</sup>	0.5998	0.6175	0.0100	0.0097
N	450	450	3598	3598

表 7

机制分析:环保产业发展

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
ER	415.8822* (245.2396)	448.2351* (241.1229)	486.8182* (244.1612)	487.9026* (262.4637)
控制变量	是	是	是	是
时间趋势	否	是	是	是
个体固定效应	否	否	是	是
时间固定效应	否	否	否	是
R <sup>2</sup>	0.0744	0.0926	0.1328	0.1490
N	209	209	209	209

注:被解释变量(环保企业数)未进行标准化。

## 五、进一步分析

以上分析已得到本文的主要结论,在此部分我们将做进一步分析,以探讨地区绿色技术扩散的相关特征。

### (一)绿色技术长期扩散

相关研究表明,专利数据会存在时滞性<sup>[28]</sup>。且当地区环境规制力度不再提高,抑或绿色技术可以满足地方需求时,环境规制对绿色技术扩散的激励作用可能会减缓。为加强研究的稳健性以及探究环境规制对绿色技术扩散的长期影响,我们将采用式(1)的基准模型对被解释变量( $\ln ct_t$ )滞后 1~4 期进行回归,其结果如表 8 所示。可以发现,在  $\ln ct_t$  滞后 1~2 期后 ER 的回归系数依然在 5% 的显著性水平上显著为正,表明本文的研究结果较为稳健。滞后 3~4 期时,ER 的回归系数并不显著。进一步观察其系数的大小可以发现,随着时间的推移,ER 的回归系数呈现逐渐减小的特征。综上所述说明随着绿色技术的不断扩散,环境规制对其激励的边际效用在逐渐减小直至消失,即环境规制对绿色技术扩散的促进效应仅短期有效。

表 8

绿色技术长期扩散的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln ct_{t+1}$	$\ln ct_{t+2}$	$\ln ct_{t+3}$	$\ln ct_{t+4}$
ER	0.1687** (0.0772)	0.1564** (0.0718)	0.1068 (0.0633)	0.0743 (0.0557)
控制变量	是	是	是	是
时间趋势	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.9481	0.9430	0.9385	0.9374
N	420	390	360	330

## (二)地区异质性分析

根据本文理论分析可知,环境规制影响绿色技术扩散的根源在于地方政府可以将企业环保行为内生化。地方政府能否为了长远发展而短期内牺牲地方经济增长向企业施压,是促进地方绿色技术扩散的关键因素。不同地区对于环境保护和地方经济发展的不同选择可能会带来环境规制对绿色技术扩散影响的异质性。为此,我们将研究样本按地区分为东部、中部、西部地区以及北方和南方地区进行分析,其结果如表 9 所示。

表 9 异质性分析:不同地区

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	东部地区	中部地区	西部地区	北方地区	南方地区
ER	0.2791 ** (0.1147)	0.0011 (0.0462)	0.0170 (0.0668)	0.0877 (0.0595)	0.1159 * (0.0554)
控制变量	是	是	是	是	是
时间趋势	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.9517	0.9893	0.9537	0.9365	0.9770
N	165	120	165	225	225

可以发现,在东部和南方地区的子样本中,ER 的回归系数均显著为正,且从系数值大小来看,环境规制对绿色技术扩散的激励作用在东部和南方地区尤为明显。但是对于中部、西部和北方地区的样本,虽然 ER 的回归系数为正,但其并未通过显著性检验,表明在中西部和北方地区环境规制并未对当地的绿色技术扩散产生显著影响。可能的原因在于,中西部和北方地区的环境规制力度并未对辖区内的污染企业造成环保压力,因此绿色技术需求难以产生、绿色研发预期市场不明,从而使得绿色技术难以扩散开来。

## (三)专利异质性分析

环境规制对地区绿色技术扩散的影响可能在不同的绿色专利类别存在异质性。下文将按照交通运输、能源节约、农业和林业、替代能源生产、行政监管与设计以及废弃物管理这六类绿色专利统计其扩散水平进行分析<sup>⑤</sup>,其回归结果如表 10 所示,ER 的回归系数除列(3)和列(5)在 10%的水平上显著为正之外,其余各列均不显著。这一结果表明,环境规制对有利于经济发展且能减少企业生产成本的绿色创新(如能源节约和替代能源生产)具有一定的激励作用,对于可能引起生产成本波动的绿色技术扩散(如废弃物管理)、农业和林业、行政监管设计(例如碳交易市场设计等)的回归结果并不显著,这一结果验证了环境规制对地区的绿色研发偏向有着重要的引导作用。

表 10 异质性分析:不同绿色专利类别

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	废弃物管理	交通运输	能源节约	农业和林业	替代能源生产	行政监管与设计
ER	0.0703 (0.0705)	0.0720 (0.0748)	0.1209 * (0.0682)	0.0077 (0.1031)	0.1314 * (0.0622)	0.0448 (0.1280)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间趋势	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.7998	0.7926	0.7504	0.6346	0.8130	0.2692
N	450	450	450	450	450	450

## 六、研究结论与政策建议

本文基于地区和上市公司绿色专利引用数据,分析了环境规制能否推进绿色技术的扩散及其作用机理。研究发现环境规制能够有效地促进地区绿色技术扩散,经过多种内生性讨论及稳健性分析后结论依然成立。具体来说,环境规制通过提高企业合规成本、改善研发环境引致绿色技术使用成本降低和促进环保产业发展来增强绿色技术的地区扩散。环境规制对绿色技术扩散的促进随着时间推移存在递减直至消失的趋势,激励作用存在地区异质性,且仅存在于地方政府的政策能有效产生约束的地区以及能减少企业生产成本的技术。本文实证分析了环境规制对绿色技术扩散的影响,从宏观角度探讨了“波特效应”在中国的实现,诠释了如何促进绿色创新成果的传播,为技术扩散问题的探讨提供了中国证据。同时对促进绿色技术要素流动、优化地方环境治理具有重要的政策启示。

首先,为加快形成绿色发展方式和生活方式,建设生态文明,如期实现双碳目标,政府应主动推进环境治理工作,制定合理的环境规制政策,弥补市场在促进绿色发展方面的不足。在自由市场经济环境中,传统非清洁技术领域的产品生产和技术研发存在利润优势,绿色技术创新后发劣势明显,仅凭市场本身难以实现技术进步朝绿色方向转变,因此需要政府发挥引导、规制作用,通过推出相关环保政策采用行政手段弥补市场在调节绿色技术进步中的不足。

其次,应强化地方环境部门的独立性,加强地方政府对环境政策的实施力度。避免地方环境治理为经济发展让步,阻碍其绿色发展。环境规制对绿色技术扩散的促进作用,仅在环境政策对目标单位产生约束时才会产生。在“锦标赛”的晋升机制以及地方环境部门缺乏独立性的情况下,地方环保部门附属于地方政府。而地方政府为了经济发展可能有选择地执行中央政府制定的环境政策,很难对环境政策目标单位产生约束内生其环境行为,进而难以促进地区绿色技术进步。因此,需要增强地方环保部门的独立性,使其能坚决地执行环保政策,对目标单位的环境行为进行约束,进而引导其绿色转型。

最后,贯彻创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念,推动高质量发展,要求地方政府应制定相关政策改善绿色研发环境,引导环保产业发展。地方环保产业的发展能有效地促进绿色技术的传播,并且能够解决由环境规制所带来的合规成本压力等问题。因此,地方政府应当为环保产业的发展营造良好的条件,使其发挥好在研发、传播绿色技术中的中介作用,助力地方可持续发展。

### 注释:

①依据《关于积极发展环境保护产业的若干意见》(国办发[1990]64号)的定义,环境保护产业是以防止环境污染、改善生态环境、保护自然资源为目的所进行的技术开发、产品生产、商业流通、资源利用、信息服务、工程承包、自然保护开发等活动的总称。

②为了样本期包含政策实施前三期,数据从2000年开始。剔除关键变量缺失样本,最终获得4521个样本。

③清洁生产标准行业的匹配根据《国民经济行业分类》(GB-T-4754-2017),标准在下半年实施的行业其受政策影响年份将归至下一年。

④地区环保产业企业数从《中国环境年鉴》中手工搜集,由于年鉴环保产业的相关数据仅披露至2007年,且部分地区还存在缺失值,因此我们仅获得中国30个地区2001~2007年的209个样本

⑤世界知识产权组织(WIPO)推出的“国际专利分类绿色清单”包括七大类,核能发电类的类别较少,且均与替代能源这一大类的目录重合,因此将核能发电与替代能源类合并计算。

### 参考文献:

[1] Porter, M.E., Linde, C. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97—118.

[2] Dechezleprêtre, A., Neumayer, E., Perkins, R. Environmental Regulation and the Cross-Border Diffusion of New Technology: Evidence from Automobile Patents[J]. Research Policy, 2015, 44(1): 244—257.

[3] Popp, D. International Innovation and Diffusion of Air Pollution Control Technologies: The Effects of NO<sub>x</sub> and SO<sub>2</sub> Regulation in the US, Japan, and Germany[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2006, 51(1): 46—71.

[4] Stucki, T., Woerter, M., Arvanitis, S., Peneder, M., Rammer, C. How Different Policy Instruments Affect the Creation of Green Energy Innovation[R], 2016.

- [5] Agan, B.,Balcilar, M.On the Determinants of Green Technology Diffusion: An Empirical Analysis of Economic, Social, Political, and Environmental Factors[J].Sustainability,2022,14(4):2008.
- [6] 史进,童昕.绿色技术的扩散:中国三大电子产业集群比较研究[J].中国人口·资源与环境,2010(9):120—126.
- [7] 曹霞,张路蓬.企业绿色技术创新扩散的演化博弈分析[J].中国人口·资源与环境,2015(7):68—76.
- [8] 许和连,孙天阳,吴钢.贸易网络地位、研发投入与技术扩散——基于全球高端制造业贸易数据的实证研究[J].中国软科学,2015(9):55—69.
- [9] 何凌云,陶东杰.高铁开通对知识溢出与城市创新水平的影响测度[J].数量经济技术经济研究,2020(2):125—142.
- [10] 张勋,乔坤元.中国区域间经济互动的来源:知识溢出还是技术扩散? [J].经济学(季刊),2016(4):1629—1652.
- [11] Lee, C.,Cho, Y.,Seol, H.,Park, Y.A Stochastic Patent Citation Analysis Approach to Assessing Future Technological Impacts[J].Technological Forecasting and Social Change,2012,79(1):16—29.
- [12] Lee, M.,Kim, K.,Cho, Y.A Study on the Relationship between Technology Diffusion and New Product Diffusion[J].Technological Forecasting and Social Change,2010,77(5):796—802.
- [13] 龙小宁,万威.环境规制、企业利润率与合规成本规模异质性[J].中国工业经济,2017(6):155—174.
- [14] 沈坤荣,金刚,方娴.环境规制引起了污染就近转移吗? [J].经济研究,2017(5):44—59.
- [15] 沈洪涛,黄楠,刘浪.碳排放权交易的微观效果及机制研究[J].厦门大学学报(哲学社会科学版),2017(1):13—22.
- [16] Fabra, N.,Reguant, M.Pass-through of Emissions Costs in Electricity Markets[J].American Economic Review,2014,104(9):2872—2899.
- [17] He, J.Pollution Haven Hypothesis and Environmental Impacts of Foreign Direct Investment: The Case of Industrial Emission of Sulfur Dioxide (SO<sub>2</sub>) in Chinese Provinces[J].Ecological Economics,2006,60(1):228—245.
- [18] Frankel, J.A.The Environment and Globalization[Z].NBER Working Papers,2005,55(2):161—210.
- [19] 冯俊诚.所有制、迁移成本与环境管制——来自重庆微观企业的经验证据[J].财贸经济,2017(4):21—36.
- [20] 胡珺,黄楠,沈洪涛.市场激励型环境规制可以推动企业技术创新吗? ——基于中国碳排放权交易机制的自然实验[J].金融研究,2020(1):171—189.
- [21] Clarkson, P.M.,Li, Y.,Pinnuck, M.,Richardson, G.D.The Valuation Relevance of Greenhouse Gas Emissions under the European Union Carbon Emissions Trading Scheme[J].European Accounting Review,2015,24(3):551—580.
- [22] 王刚刚,谢富纪,贾友.R&D 补贴政策激励机制的重新审视——基于外部融资激励机制的考察[J].中国工业经济,2017(2):60—78.
- [23] 郭研,郭迪,姜坤.政府资助、项目筛选和企业的创新产出——来自科技型中小企业创新基金的证据[J].产业经济研究,2015(2):33—46.
- [24] 余东华,孙婷.环境规制、技能溢价与制造业国际竞争力[J].中国工业经济,2017(5):35—53.
- [25] 钟茂初,李梦洁,杜威剑.环境规制能否倒逼产业结构调整——基于中国省际面板数据的实证检验[J].中国人口·资源与环境,2015(8):107—115.
- [26] 李虹,邹庆.环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究——基于资源型城市与非资源型城市的对比分析[J].经济研究,2018(11):182—198.
- [27] 徐彦坤,祁毓.环境规制对企业生产率影响再评估及机制检验[J].财贸经济,2017(6):147—161.
- [28] Song, K.,Kim, K.,Lee, S. Identifying Promising Technologies Using Patents: A Retrospective Feature Analysis and a Prospective Needs Analysis on Outlier Patents[J].Technological Forecasting and Social Change,2018(128):118—132.
- [29] 聂辉华,江艇,杨汝岱.中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J].世界经济,2012(5):142—158.
- [30] 韩超,胡浩然.清洁生产标准规制如何动态影响全要素生产率——剔除其他政策干扰的准自然实验分析[J].中国工业经济,2015(5):70—82.

## The Impact of Environmental Regulation on the Diffusion of Green Technology

XU Dongyan<sup>1</sup> LIN Ting<sup>2</sup> ZHANG Guojian<sup>3</sup>

(1. School of Finance, Jiangxi Normal University, Nanchang 330022, China;

2. School of Accounting, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China;

3. School of Economics, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

**Abstract:** As the main driving force for the high-quality development of China's economy, green technology plays an important role in coordinating environmental protection and economic growth. How to promote the widespread dissemination of green technology and play its role in promoting economic development is the main problem of this paper. From the perspective of technology diffusion, this paper uses regional and corporate green patent citation data to explore environmental regulation to promote the spread of green technology across regions. The study shows that China's environmental regulation can effectively promote the diffusion of regional green technologies, and the conclusion is still established after endogenous treatment and robustness analysis. Mechanism analysis found that the increase in the environmental protection pressure of enterprises, the improvement of the green R&D environment led to the reduction of the cost of using green technology and the development of local environmental protection industries were the main channels to promote the diffusion of green technology. Further analysis shows that environmental regulation has a short-term effect on the incentives of green technology diffusion, and has obvious incentives for green technology that is conducive to reducing production costs, and only exists in areas where environmental protection policies can effectively create constraints. This paper promotes relevant research on the dissemination of green innovation achievements, provides Chinese evidence for the realization of the "Porter Hypothesis" at the macro level, and has reference significance for local governments on how to coordinate economic development and environmental protection to achieve high-quality development.

**Key words:** Environmental Regulation; Green Technologies; Technology Diffusion; Two-carbon Goals; High-quality Development

(责任编辑:陈敦贤)