

生态文明建设对绿色技术创新的影响

黄意杰

(温州大学商学院, 浙江 温州 325000)

摘要: 绿色发展离不开绿色技术的创新, 只有绿色技术得到创新, 国家才能实现高质量发展。将生态文明建设视为准自然实验, 利用绿色专利数据, 通过双重差分法实证分析生态文明建设对绿色技术创新的影响。研究发现, 生态文明建设显著促进了试验区的绿色技术创新, 生态文明建设可以吸引环境投资和人力资本且有利于基建改善和产业结构升级, 进而促进绿色技术创新水平。

关键词: 生态文明建设; 绿色技术创新; 区位异质性

中图分类号: X322; F273.1 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)12-0352-07

在环境污染严重、生态文明遭到日趋严重破坏的形势下, 党的十八大提出将生态文明建设融入经济、政治、文化和社会四大领域。2013年, 国家发改委、财政部等六部委发布了《关于印发国家生态文明示范区建设方案(试行)的通知》(简称《方案》)。2014年, 国家批准福建、江西、贵州等5个省份为省级生态文明先行示范区, 之后又进一步将福建、江西和贵州3省份确定为生态文明试验区^[1]。《方案》在经济高质量发展和提高资源利用效率等方面提出加强生产、流通和消费过程中的资源节约等要求。更进一步地指出政府、企业和公众三者应共同协作, 通过“三位一体”的方法建设生态文明。

党的十九大报告强调, 为了满足人民日益增长的优美生态环境需要, 须坚决打好污染防治攻坚战。而打好污染防治攻坚战及提高资源利用效率的关键是提升绿色技术创新水平。企业可以通过绿色技术、绿色工艺和绿色产品的发展, 使得经济高质量发展的目标更加容易地实现。政府可通过出台财政补贴、减税降费等鼓励性政策以及生态文明建设等环境政策推动绿色技术创新^[2]。然而, 绿色技术创新具有高成本、外部性等特征, 因此企业对绿色技术创新内生动力不足, 这使得绿色技术创新的“倒逼”效应不强。那么, 生态文明试验区的建设能够促进绿色技术创新水平吗?

1 文献回顾

现今学者对绿色技术创新的研究主要集中在绿色技术创新定义的界定、绿色技术创新的作用以

及如何进行绿色技术创新三个方面。绿色创新技术的概念最先由 Braun 和 Wield^[3] 提出, 其定义为减少环境污染、降低能源和原材料消耗的技术及工艺。中国学者进一步对此进行了分类, 王伟强和盛敏之^[4] 首次提出将绿色技术创新划分为绿色产品创新和绿色工艺创新两种类型。自绿色创新技术提出后, 学术界从不同的视角对其进行解释。部分学者从产品视角解释绿色技术创新, 例如, 绿色技术创新是因为民众环保意识提高而促使企业产出新的环保产品和环保生产工艺^[5]; 绿色技术创新是既可以提高产品性价比又不会增加环境污染的新技术^[6]。也有一部分学者从产品、企业等综合角度出发定义绿色技术创新, 他们认为绿色技术创新是可以提升企业环境绩效的创新技术^[7], 也是降低产品生产、运输过程中能源消耗并减少污染排放的解决方案^[8]。“波特假说”, 就环境规制对绿色技术创新的影响展开激烈的讨论。一部分学者研究认为环境规制是推动绿色技术创新的重要因素之一^[9], 同时环境规制借助创新补偿效应也能促进绿色技术创新^[10-11]。也有一部分学者认为境规制对绿色技术创新产生的影响呈非线性的关系, 如张娟等^[12] 从宏观视角进行研究, 发现环境规制对绿色技术创新产生的影响呈现“U”形的特征。除了环境规制, 绿色技术创新的影响因素还有很多, 如政府财政支持^[13]、劳动投入^[14]、城市建设^[15]、绿色信贷水平^[16]以及数字技术^[17]等。关于绿色技术创新遵循的影响机制与环境绩效方面, 有学者指出绿色技术创新

收稿日期: 2024-12-23

作者简介: 黄意杰(1998—), 男, 浙江温州人, 硕士研究生, 研究方向为区域经济学。

具有环境保护和绿色经济发展的双重优势,这对中国产业转型升级具有重要意义^[18]。绿色技术创新主要通过释放减排效应、推动产业结构清洁化和引领市场需求变革三个方面来促进经济发展^[19]。绿色技术创新的环境绩效与经济绩效并不是线性关系,企业绿色环境绩效与经济绩效的关系位于“U”形的右边^[20],而且绿色技术创新对绿色要素生产效率的促进作用也是呈阶梯递减的趋势。绿色技术创新可分末端治理技术创新、绿色产品创新、绿色工艺创新三个方面,末端治理技术创新和绿色产品创新无法直接产生经济效益,而绿色工艺创新则可直接生产经济效益^[20]。

相较于绿色技术创新研究,建设生态文明先行试验区从提出之日起就成为研究的热点。生态文明先行试验区的研究主要集中在以下两个方面。第一,对生态文明试验区的建设效果进行评价的研究。学者们研究发现,生态文明试点有助于提高生态全要素生产率、促进经济高质量发展、提高农业绿色效率和降低碳排放强度等,研究方法主要涉及 Undesirable Output 模型、系统动力学理论、空间杜宾模型等。此外,也有部分学者认为生态文明试验区的政策效果存在地区性差异。如,张欢等^[21]引入 PSR 模型分析中国生态文明建设的省域差异,发现生态文明建设由西向东存在一个渐进的过程;范正根等^[22]认为生态文明试验区对促进绿色发展效率的提高呈现福建省>贵州省>江西省>海南省的差异。第二,关于建设生态文明试验区的研究。中国的生态文明建设须从主体协同、过程协同和外部关系协同等方面着手,要处理好政府、市场和社会三者之间的关系^[23]。政府要把生态问题上升到战略的高度、需要落实干部的主体责任、坚持依法治理^[24],并加强政治维度的建设。另外,政府要把生态文明建设同物质文明、精神文明和政治文明建设相互结合^[25],生态文明建设必须要坚持以人民为中心的发展思想,以满足人民对美好生活的需要为宗旨^[26]。

将生态文明建设与绿色技术创新结合起来的文献相对较少,但也有少部分学者做了初步的探究。例如,秦书生等^[27]研究了在生态文明示范区建设背景下绿色技术创新发展面临的困难与挑战;肖黎明等^[28]则研究了资源型区域生态文明促进绿色技术创新的机制路径。

综上所述,相比生态文明建设的研究,绿色技术创新的研究已然较为完善。已有大量文献从环境规制、经济发展和产业结构等角度研究其对绿色

技术创新的影响,而且多数有关生态文明实验区政策评价的文献集中于绿色发展效率、碳排放等方面,但对生态文明试验区与绿色技术创新关系的研究研究则明显不足。基于此,本文运用双重差分模型,将生态文明试验区设立视作准自然实验,实证考察生态文明建设对绿色技术创新的影响。

2 理论基础与研究假设

环境投资可以促进公司的清洁生产,并为企业的技术创新提供重要的资金支持。然而,企业的一切投资决定,都会受环境控制和其强度的影响。“波特假说”“污染天堂假说”(在国际贸易和投资活动中,污染密集产业的企业倾向于选择在环境标准相对较低的国家或地区进行生产。这些国家或地区由于环境规制较为宽松,成为污染密集型产业的“天堂”。换句话说,发达国家或地区的公司为了降低较高的环境补偿成本,可能通过外国直接投资(FDI)将污染产业或夕阳产业转移到环境法规标准相对较低的发展中国家,从而加重了这些东道国的环境污染。)和“要素禀赋假说”(各国根据自身要素的丰裕程度来从事专业化的生产,并出口相应的产品。这些要素包括土地、劳动力、资本等。具体来说,一国将出口密集使用其相对丰裕要素生产的产品,而进口密集使用其相对稀缺要素生产的产品。例如,劳动力丰裕的国家倾向于出口劳动密集型产品,而进口资本密集型产品;相反,资本丰裕的国家则倾向于出口资本密集型产品,而进口劳动密集型产品。分别从促进、抑制和“双重”边际效应三个角度来解释环境管制对环境投资的作用,均表明环境投资是一个外在的衡量标准,反映公司在环保上的投入。并且学术界认为生态文明建设可以在链式法则的基础上通过环境投资进而影响公司创新。例如,从环境投资和政策角度来看,增加环境投资可以促进绿色技术创新^[29],但环境管制也会加大对环境污染的控制投入,进而影响到技术创新^[30]。中国学者也在关注环保管制对绿色科技创新的影响,并发现环保管制强度与公司采用绿色技术的程度呈倒 U 形关系^[31-32],但如果企业的创新能力比较弱,那么环境管制会降低相关的创新活动。国内学者还对各种环境管制措施的效果进行分析,结果表明,命令管制、市场化和交流管制对绿色技术创新的影响各不相同^[33-36]。

从技术层面来看,人力资源是促进绿色科技创新的重要前提。人才是推动绿色技术创新的重要驱动力和决定因素^[37]。因此,充分发挥高科技人才

的素质,能有效地提升企业的技术创新能力^[38]。也有学者指出,人力资本可以促进绿色技术创新,且具有正向外溢作用^[39-40]。近年来,随着中国人力资本和高质量人才比例的不断提高,企业研发投资的积极性也随之提高^[41]。

综上,提出以下研究假设。

H1:“生态文明实验区”政策能直接促进绿色技术创新。

3 研究设计

3.1 模型设定

3.1.1 政策实施随机性

为了确保江西、福建、贵州三个试点的选择不受到自身绿色技术创新的影响,采用生态文明试点(2013年、2012年、2011年、2010年)的数据,将“是否为处理组 treat”作为被解释变量,并将绿色技术创新作为解释变量,构建 Logit 模型。

$$\text{treat}_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{GTI}_i + u_i \quad (1)$$

式中:GTI 为绿色技术创新;treat_{*i*} 为政策虚拟变量,treat_{*i*}=1 表示地区 *i* 实施生态文明试点政策,treat_{*i*}=0 表示地区 *i* 未实施生态文明试点政策; α_0 为截距项; α_1 为系数; u_i 为随机扰动项。

3.1.2 基准回归模型设定

将 2014 年设置为时间节点。其次,划分福建、江西、贵州为处理组,其余非试点区视为对照组。最后,对比政策干预前后差异,以此研究生态文明试点政策对绿色技术创新的实际效果。构建模型为

$$\ln \text{GTI}_i = \alpha_0 + \alpha_1 (\text{treat}_i \times \text{post}_t) + \lambda_i + \gamma_t + u_i \quad (2)$$

式中:*i* 为地区,*t* 为时间;post_{*t*} 为代时间虚拟变量,post_{*t*}=1 表示 *t* 时期为政策干预后,post_{*t*}=0 表示 *t* 时期为政策干预前;treat_{*i*} × post_{*t*} 为双重差分变量; λ_i 为个体固定效应; γ_t 为时间固定效应;系数 α_1 反映了生态文明试点政策的实施对绿色技术创新的净效应。

上述计量模型因存在遗漏变量而导致估计结果有偏的可能。因此,在上述模型的基础上增加一系列控制变量,模型变为

$$\ln \text{GTI}_i = \alpha_0 + \alpha_1 (\text{treat}_i \times \text{post}_t) + \alpha_j \text{controls}_{jit} + \lambda_i + \gamma_t + u_i \quad (3)$$

式中:controls_{*jit*} 为代一系列控制变量,具体有经济发展水平、产业结构、对外开放水平、政府干预、市场化程度、城镇化程度、人口密度、能源消费水平、要素禀赋、环境规制强度等直接和间接影响绿色技术创新的因素;*j* 为控制变量的编号。

3.2 变量与数据

3.2.1 被解释变量

一项专利的获得不仅能提供专利性质、申请人信息等相关记录,同时也具有一定的经济意义。Griliches^[42]指出,专利的相关数据通常侧重于发明过程的产出,这使得这些数据经常会被学者们用来作为衡量技术创新的一个标准。而专利从提交申请到得到授权往往需要经过一段时间,因此,用专利授权数表征技术创新会存在时间滞后的问题。相比之下,专利申请总量这个数据显得更加具有时效性。本文参考前人的研究,以绿色专利申请总量的对数表征绿色技术创新水平,记为 lnGTI_{*i*}。

3.2.2 核心解释变量

虚拟变量交乘(treat × post)的系数 α_1 衡量了生态文明试点政策对处理组的绿色技术创新净效应。正如模型设定部分所言,本文基于生态文明试点政策和双重差分思想,将福建、江西、贵州三个试点地区视为处理组,其余省份视为对照组。处理组地区 treat_{*i*} 取值为 1,对照组地区 treat_{*i*} 取值为 0;将 2014 年视为政策节点,2014 年之前为政策未实施期,2014 当年及之后年份为政策实施期。政策实施期 post_{*t*} 取值为 1,政策未实施期 post_{*t*} 取值为 0。

3.2.3 控制变量

在控制变量选取方面:①经济发展水平,以人均 GDP 的对数(lneconomy)表征。②产业结构,以第二产业产值与地区生产总值比值的对数(lnI-structure)表征。产业结构是国民经济中各产业的构成,其中第二产业主要包括对能源消耗依赖度较高的工业和建筑业,其在地区生产总值中的占比势必会影响绿色技术创新。③对外开放水平,以外商投资的对数(lninvestment)表征。对外开放水平在一定程度上反映了地区发展潜力及对外包容度,势必会影响绿色技术创新。④政府干预通过政府支出与地区生产总值比值的对数(lngovernment)来表征。通常,政府通过经济、行政和法律手段对技术创新进行干预,以确保绿色技术创新达到其预定目标。⑤市场化程度,以非国有职工人数与总职工人数比值的对数(lnmarket)表征。地区的市场化程度不同,其要素流通的速度和创新水平也不同,能在一定程度上影响绿色技术创新。⑥城镇化程度,以地区城镇人口数与地区年末总人口数比值的对数(lnurbanisation)表征。地区的城镇化程度不同,其产业结构与人口结构也不同,能在一定程度上影响绿色技术创新。⑦人口密度,以地区年末人口数与地区总

面积比值的对数($\ln agglomeration$)表征。⑧能源消费水平,以人均煤炭能源消费量的对数($\ln coal$)表征。由于中国的能源消费主要以煤炭为主,因此人均煤炭能源消费量可在一定程度上影响绿色技术创新。⑨要素禀赋,以地区资本存量与年末就业人口数比值的对数($\ln endowment$)表征。⑩环境规制强度,以地方财政环境保护支出的对数($\ln environment$)表征。

由于西藏、港澳台地区的数据缺失,故本文从样本中剔除了这些地区,最终样本为30个省份的面板数据,样本期为2010—2019年。上述变量的计算方式及数据来源如表1所示。同时,为了降低数据的异方差,对被解释变量和控制变量均做对数化处理(表2)。数据来自2011—2020年各省份统计年鉴和政府工作报告。

表1 主要变量计算方式及数据来源

变量类型	变量	计算方式
被解释变量	绿色技术创新/件	绿色专利申请总量
解释变量	虚拟变量交乘项	$treat \times post$
控制变量	经济发展水平/元	地区生产总值/地区年末人口数
	产业结构/%	第二产业产值/地区生产总值
	对外开放水平/百万	外商投资总额
	政府干预/%	政府支出/地区生产总值
	市场化程度/%	非国有职工人数/总职工人数
	城镇化程度/%	地区城镇人口/年末总人口
	人口密度/(人· m^{-2})	地区年末人口数/地区总面积
	能源消费水平/($t \cdot 人^{-1}$)	能源消费量/地区年末人口数
	要素禀赋/(亿元·万人)	资本存量/年末就业人口数
环境规制强度/亿元	地方财政环境保护支出	

表2 主要变量的描述性统计

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
$\ln totalgreenpatent$	300	8.015	1.407	3.689	11.099
did	300	0.060	0.238	0.000	1.000
$\ln economy$	300	10.679	0.452	9.482	11.837
$\ln structure$	300	3.695	0.232	2.772	4.126
$\ln investment$	300	11.111	1.381	7.762	14.509
$\ln government$	300	3.127	0.379	2.359	4.141
$\ln market$	300	2.214	0.036	2.081	2.266
$\ln urbanization$	300	4.022	0.208	3.521	4.495
$\ln agglomeration$	300	7.875	0.416	6.639	8.669
$\ln coal$	300	7.938	0.758	4.424	9.919
$\ln endowment$	300	2.752	0.505	1.502	3.946
$\ln localenvironment$	300	4.727	0.633	2.701	6.617

4 研究结果

4.1 平行趋势预检验

为了确保双差分回归分析结果的稳健性,对中国各试点区域与各非试点区域的绿色科技创新水平进行实证分析。如图1所示,点虚线是非试点区域(控制组)的年均水平,点实线是各试点区域(处理组)的年平均水平。纵向虚线是2014年的政策执行年。从图1可以看到,中国试点地区和非试点区域的绿色技术水平在2010—2014年期间的发展趋势是一致的,表明平行趋势假设得到满足。

4.2 基准回归

基于前述模型设定,主回归结果如表3所示。表3列(1)展示了控制年份和省份固定效应但未加入控制变量的回归结果;列(2)在控制年份和固定效应的基础上引入了控制变量。为了验证结果的稳健性,采用每万人口绿色专利申请总量($\ln GTIP$)替换绿色专利申请总量($\ln GTI$),并在列(3)和列(4)中进行回归,其中列(3)不加入控制变量,列(4)引入了控制变量。

表3列(1)和列(2)的结果显示,无论是否引入控制变量,核心解释变量 $treat \times post$ 的系数符号始终显著为正。列(3)和列(4)中的结果表明,替换变量后回归结果的显著性和方向没有明显变化。这表明生态文明试点政策显著促进了绿色技术创新。核心解释变量 $treat \times post$ 的回归系数在1%的水平上显著为正,表明政策干预后试点地区绿色技术创新水平提高了20.2%,验证了H1,并显示政策实施效果良好。

4.3 稳健性检验

为确保估计结果的严谨性,使用了安慰剂检验和倾向得分匹配双重差分法来验证结果的稳健性,具体方法如下。

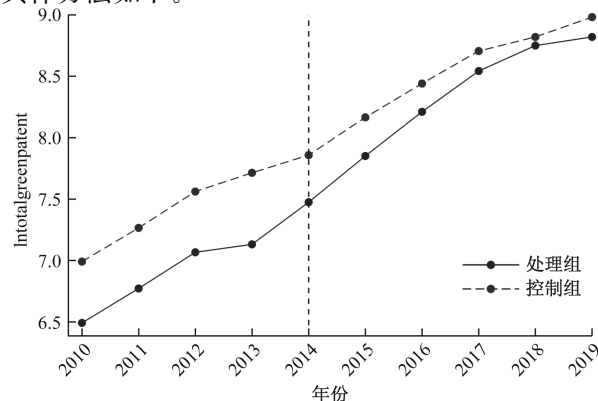


图1 平行趋势检验

表 3 主回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lntotalgreenpatent	lntotalgreenpatent	lngreenpatentper	lngreenpatentper
did	0.296*** (3.53)	0.202*** (3.05)	0.281*** (2.95)	0.204*** (3.05)
control	No	Yes	No	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	300	300	300	300
R ²	0.934	0.989	0.934	0.983

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

4.3.1 PSM-DID 检验

为检验回归结果的稳健性,采用了倾向得分匹配双重差分法(PSM-DID),以应对可能的自选择偏差。首先,对处理组和对照组进行协变量的核匹配,匹配结果如图 2 所示,协变量的标准偏差显著减小,接近 0 轴,表明匹配效果良好且结果稳健。随后,选取特征变量相似的地区,将匹配数据与政策干预后的数据进行纵向匹配,并进行双重差分分析。模型估计结果如表 4 所示,无论控制变量是否引入,核心解释变量 $treat \times post$ 的系数始终为正,这表明匹配后的样本结果与主回归分析一致,验证了生态文明试点政策对绿色技术创新的显著促进作用,从而确认了主回归结果的稳健性。

4.3.2 安慰剂检验

通过虚构伪政策干预时间进行回归以进一步反证估计结果的稳健性。若在此检验方法下回归系数显著,则说明原估计结果不稳健,存在其他因素影响原估计结果。具体来说,在剔除 2017—2019 年样本的基础上,将政策干预时间调整为 2013、2012、2011 年,得到回归结果如表 5 所示,可以看出,

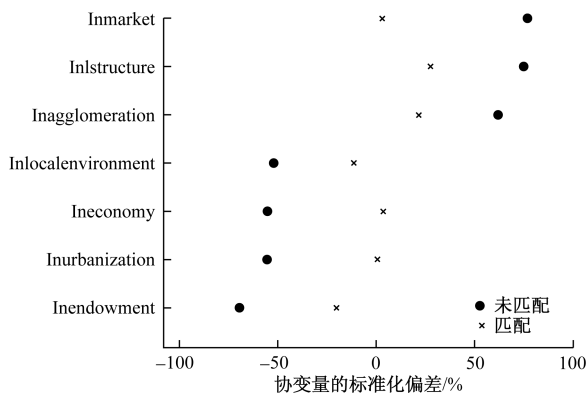


图 2 倾向得分匹配双重差分法检验

①东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南、黑龙江、吉林、辽宁;中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

表 4 安慰剂检验回归结果

变量	(1)	(2)
	lntotalgreenpatent	lntotalgreenpatent
did	0.281*** (4.63)	0.159** (2.26)
control	No	Yes
省份固定	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes
观测值	294	294
R ²	0.933	0.990

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

表 5 政策干预回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	lntotalgreenpatent	lntotalgreenpatent	lntotalgreenpatent
did2013	-0.076 (-0.85)		
did2012		0.008(0.12)	
did2011			0.054(0.66)
control	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes
观测值	120	120	120
R ²	0.995	0.995	0.995

注:*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平;括号内为稳健标准误。

核心解释变量 $treat \times post$ 的系数符号均不显著,一定程度上反证了模型的稳健性。

4.4 区位异质性

由于中国东、中、西部地区^①的宏观经济发展水平、产业结构、金融业发展程度、要素禀赋资源等存在较大差异。具体来说,中西部地区的经济总量落后于东部地区,但中西部地区的自然资源优于东部地区。这些差异可能对生态文明试点政策的绿色技术创新效应产生异质性影响。因此,将样本分为东部、中部、西部分别进行回归,估计结果如表 6 模型列(3)~列(5)所示。

由表 6 可以看出,在西部地区, $treat \times post$ 的系数在 1% 的水平上显著为正,说明生态文明试点政策的干预能够显著地促进西部地区的绿色技术创新。其原因可能在于西部地区生态建设出色,且先天生态文明禀赋很高,因此能促进绿色技术创新。在东部和中部地区, $treat \times post$ 的系数不显著,说明生态文明试点政策的干预对东部和中部地区绿色技术创新暂时没有显著影响。

表 6 异质性检验回归结构

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Green invention patent	Green utility model patent	Eastern China	Central China	Western China
did	0.154** (2.13)	0.284*** (3.50)	0.187* (1.92)	0.278(1.66)	0.423** (2.16)
control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	270	270	117	54	99
R ²	0.982	0.986	0.994	0.990	0.986

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

5 结论与启示

本文基于 2010—2019 年中国 30 个省份的面板数据,采用双重差分法,考察生态文明试点政策对绿色技术创新水平的影响,结论如下:首先,生态文明试点政策对试点地区的绿色技术创新具有显著的促进作用,并且通过了诸如倾向得分匹配双重差分法检验、安慰剂检验等一系列的稳健性检验;其次,对区位进行了异质性分析发现由于东、中、西部地区各自的发展阶段及资源禀赋差异,生态文明试点政策能显著促进西部地区的绿色技术创新,对东、中部地区绿色技术创新的影响暂未显现;最后,本文研究结论具有以下政策启示。

生态文明试点政策作为一项旨在推动可持续发展和环境保护的重要举措,确实能够在很大程度上促进试点地区的绿色技术创新水平。这些政策通过鼓励采用清洁能源、提高资源利用效率、推广绿色生产技术等手段,为试点区域带来显著的生态效益和经济效益。然而,值得注意的是,由于中国地域辽阔,各地区在经济社会发展阶段、自然环境条件、资源禀赋以及产业结构等方面存在着显著的差异,因此生态文明试点政策在不同地区的实施效果也相应地呈现较大的差异。

鉴于此,各地方政府在制定各自的生态文明政策时,应当充分认识到这种地区差异性,并以此为出发点,充分借鉴试点地区的发展经验,同时紧密结合自身实际情况,做到因地制宜、精准施策。这要求地方政府不仅要深入理解生态文明建设的核心要义,还要对本地区的生态环境状况、经济发展需求、社会文化背景等进行全面深入的分析,以确保所制定的政策既符合生态文明建设的大方向,又能有效应对和解决本地区面临的特定问题和挑战。通过这样的方式,不仅可以最大限度地发挥生态文明试点政策的示范引领作用,还能有效推动全国范围内的生态文明建设向更加深入、全面的方向发展。

参考文献

- [1] 辛宝贵,高菲菲. 生态文明试点有助于生态全要素生产率提升吗? [J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(5): 152-162.
- [2] GU Y F, WU Y F, LIU J G, et al. Ecological civilization and government administrative system reform in China [J]. Resources Conservation and Recycling, 2020, 155: 210-225.
- [3] BRAUN E, WIELD D. Regulation as a means for the social control of technology [J]. Technology Analysis and Strategic Management, 1994, 6(3): 259-272.
- [4] 王伟强,盛敏之. 中国企业绿色技术创新实证研究 [J]. 科学管理研究, 1995(3): 48-53.
- [5] JANSEN J, BOSCH F A, VOLBERDAH W. Exploratory innovation, exploitative innovation and performance: effects of organizational antecedents and environmental moderators [J]. Management Science, 2006 (11): 221-230.
- [6] OLTRA V, JEANM S. Sectoral systems of environmental innovation: an application to the french automotive industry [J]. Technological Forecasting and Social Change, 2009, 76(4): 567-583.
- [7] 聂爱云,何小钢. 企业绿色技术创新发凡: 环境规制与政策组合 [J]. 改革, 2012(4): 102-108.
- [8] GHISSETTI C, MANCINELLI S, MAZZANTI M, et al. Financial barriers and environmental innovations: evidence from EU manufacturing firms [J]. Climate Policy, 2017, 17(S): 131-147.
- [9] 邝嫦娥,路江林. 环境规制对绿色技术创新的影响研究——来自湖南省的证据 [J]. 经济经纬, 2019, 36(2): 126-132.
- [10] BRUNNERMEIER S B, COHEN M A. Determinants of environmental innovation in US manufacturing industries [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2003, 45(2): 278-293.
- [11] YANG C H, TSENG Y H, CHENC P. Environmental regulations, induced R&D and productivity: evidence from Taiwan's manufacturing industries [J]. Resource and Energy Economics, 2012, 34(4): 56-70.
- [12] 张娟,耿弘,徐功文,陈健. 环境规制对绿色技术创新的影响研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(1): 168-176.
- [13] 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, 37(10): 37-44.
- [14] LIAO B, LIL. Spatial division of labor, specialization of green technology innovation process and urban coordinated green development: evidence from China[J]. Sustainable Cities and Society, 2022, 80: 111-130.
- [15] LI L, LI M, MA S, ZHENG Y, et al. Does the construction of innovative cities promote urban green innovation? [J]. Journal of Environmental Management, 2022, 318: 115605.
- [16] CHEN Z G, ZHANG Y Q, WANGH S, et al. Can green credit policy promote low-carbon technology innovation? [J]. Journal of Cleaner Production, 2022, 359: 130-141.
- [17] ROWAN N J, MURRAY N, QIAO Y S, et al. Digital transformation of peatland eco-innovations (paludiculture): enabling a paradigm shift towards the real-time sustainable production of “green-friendly” products and services[J]. Science of the Total Environment, 2022, 838: 102254.
- [18] 原毅军, 陈喆. 环境规制、绿色技术创新与中国制造业转型升级[J]. 科学学研究, 2019, 37(10): 1902-1911.
- [19] 卢钟. 高质量发展背景下S公司深化绿色转型战略研究[D]. 杭州:浙江工商大学, 2023.
- [20] 汪明月, 李颖明, 王子彤. 技术和市场双重不确定性下企业绿色技术创新及绩效[J]. 系统管理学报, 2021, 30(2): 353-62.
- [21] 张欢, 成金华, 陈军, 等. 中国省域生态文明建设差异分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2014, 24(6): 22-29.
- [22] 范正根, 邓志康, 张普伟, 等. 生态文明试验区绿色发展效率测度及其影响机理[J]. 统计与决策, 2022, 38(5): 75-79.
- [23] 彭向刚, 向俊杰. 论生态文明建设中的政府协同[J]. 天津社会科学, 2015(2): 75-78.
- [24] 游上, 史策. 发展民宿旅游助力乡村振兴[J]. 人民论坛, 2018(13): 96-97.
- [25] 娄伟. 中国生态文明建设的针对性政策体系研究[J]. 生态经济, 2016, 32(5): 200-204.
- [26] 侯坤, 许静波. 新时代人民美好生活需要与生态文明建设研究[J]. 理论探讨, 2022(2): 119-123.
- [27] 秦书生, 付晗宇. 以绿色技术创新促进生态文明建设[J]. 环境保护, 2013, 41(15): 36-38.
- [28] 肖黎明, 景睿. 生态文明视域下资源型区域产业转型与技术创新的协同发展[J]. 理论探讨, 2016(4): 99-103.
- [29] BRUNNERMEIER S B, COHEN M A. Determinants of environmental innovation in US manufacturing industries [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2003, 45(2): 278-293.
- [30] LUCY J, HANNAH F. Discourse analysis and the experience of ECT [J]. Psychology and Psychotherapy, 2005, 78(2): 189-203.
- [31] 徐建中, 贾君, 林艳. 制度压力、高管环保意识与企业绿色创新实践——基于新制度主义理论和高阶理论视角[J]. 管理评论, 2017, 29(9): 72-83.
- [32] 李新安. 制度环境对区域绿色创新效率提升的门槛效应研究——基于OFDI逆向技术溢出视角[J]. 创新科技, 2021, 21(3): 1-9.
- [33] 张倩. 环境规制对绿色技术创新影响的实证研究——基于政策差异化视角的省级面板数据分析[J]. 工业技术经济, 2015, 34(7): 10-18.
- [34] 王娟茹, 张渝. 环境规制、绿色技术创新意愿与绿色技术创新行为[J]. 科学学研究, 2018, 36(2): 352-360.
- [35] 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, 53(12): 129-143.
- [36] 赵路, 高红贵, 肖权. 环境规制对绿色技术创新效率影响的实证[J]. 统计与决策, 2021, 37(3): 125-129.
- [37] 殷宝庆, 肖文, 刘洋. 绿色研发投入与“中国制造”在全球价值链的攀升[J]. 科学学研究, 2018, 36(8): 1395-1403.
- [38] 孙早, 侯玉琳. 政府培训补贴、企业培训外部性与技术创新——基于不完全劳动力市场中人力资本投资的视角[J]. 经济与管理研究, 2019, 40(4): 47-64.
- [39] 蒋伏心, 王竹君, 白俊红. 环境规制对技术创新影响的双重效应——基于江苏制造业动态面板数据的实证研究[J]. 中国工业经济, 2013(7): 44-55.
- [40] 赵息, 马杰. 环境规制与绿色创新的关系研究——基于金融发展与人力资本调节效应的实证分析[J]. 现代财经(天津财经大学学报), 2018, 38(2): 63-72.
- [41] 栾大鹏, 欧阳日辉. 新型农村合作医疗对我国农民消费影响研究[J]. 人口与经济, 2012(2): 80-86.
- [42] GRILICHES Z. R&D and productivity: the econometric evidence [M]. Chicago: University of Chicago Press, 1998.

Impact of Ecological Civilization Construction on Green Technology Innovation

HUANG Yijie

(School of Business, Wenzhou University, Wenzhou 32500, Zhejiang, China)

Abstract: Green development cannot be achieved without innovation in green technology. Only when green technology is innovated can a country achieve high-quality development. Regarding the construction of ecological civilization as a quasi natural experiment, green patent data was used to empirically analyze the impact of ecological civilization construction on green technology innovation through the double difference method. It is found that the construction of ecological civilization significantly promotes green technology innovation in the experimental zone. Ecological civilization construction can attract environmental investment and human capital, and is conducive to infrastructure improvement and industrial structure upgrading, thereby promoting the level of green technology innovation.

Keywords: ecological civilization construction; green technology innovation; regional heterogeneity