

打好“组合拳”： 低碳政策工具协同对绿色技术创新的影响及机理研究

彭建军, 段春梅

(南华大学 经济管理与法学学院, 湖南 衡阳 421001)

摘要: 低碳政策工具是践行“双碳”战略的重要内容, 如何以低碳政策工具协同推动经济环境保护双赢。采用中国内地30个省(市、区)(因数据缺失, 未含西藏和港澳台地区)2010—2021年的面板数据, 系统考察了低碳政策工具协同对绿色技术创新的影响及作用机理。研究发现, 低碳政策工具协同显著激励了绿色技术创新, 通过替代变量测试、倾向得分匹配、工具变量法进行稳健性检验, 该结论依然成立, 同时低碳政策工具协同对绿色技术创新的影响因地理分布差异、环境规制差异、环境污染程度差异而存在异质性。空间溢出效应分析可知, 低碳政策工具协同对绿色技术创新存在正向空间溢出效应。调节效应分析可知, 以GDP为主导的地方政府竞争在低碳政策工具协同与绿色技术创新的关系中存在负向调节作用。

关键词: 低碳政策工具; 绿色技术创新; 空间溢出效应; 调节效应

中图分类号: G353.1; F124.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)8—0026—13

一、引言

在中国经济社会转型升级与加快构建新发展格局的态势下, 生态环境所表现出的顶板效应日益凸显, 经济发展与环境保护间的矛盾不断恶化。党的二十大报告中指出, 推动绿色发展, 促进人与自然和谐共生。诚然, 绿色技术创新是实现绿色发展、加快经济社会绿色转型的核心要务。我国“十四五”规划和二〇三五年远景目标中明确提出, 要打好绿色技术创新攻关行动, 以市场为导向构建绿色技术创新体系。由此绿色技术创新是促进生态文明建设、解决经济增长和环境保护和谐发展难题的有效途径。陈诗一和祁毓(2022)指出要实现绿色转型, 关键在于低碳转型, 而公共政策设计又是低碳转型的核心。作为推动区域内低碳转型的行动单元, 地方政府在“双碳”目标的压力下, 通过制定低碳政策、实施低碳政策工具作用于绿色技术创新(Chen et al, 2021a)。然而现实中, 单一与重复的政策工具使用让绿色技术创新沦为缺乏协调统一的“创新孤岛”, 绿色技术创新水平低、失败率高。因此采用多样化的低碳政策工具组合来激励绿色技术创新是解决当前困境的有效途径。那么不同的低碳政策工具将如何进行组合? 又如何激励绿色技术创新? 对于以上问题的回答为探究政策工具的创新效应提供了新思路, 更为“十四五”时期中国社会的绿色发展与“双碳”战略的“对话”提供了新视角。

当前, 中国进入工业4.0时代, 低碳政策工具是构建新发展格局、加快生态文明建设的重要手段。而关于低碳政策工具协同与绿色技术创新关系的研究并不多。有关低碳政策工具的研究大致可分为两个脉络。一方面是以政策文本为分析蓝本, 对国家级碳中和和行动政策文本、地方级节能减排政策文本等的政策工具进行分类(Wang and Xing, 2022; Lu et al, 2022a), 探索差异化低碳政策工具的个性特征与演化趋势; 另一方面是将低碳政策工具作为研究视角, 探索其在绿色创新、碳排放强度、能源效率等研究主题上的分配情形(Zou et al, 2022; 宫晓辰和孙涛, 2021; Liu et al, 2022; Yu and Shi, 2022)。有关绿色技术创新影响因素的研究也比较丰富, 可从政府和市场两个层面进行解读。政府层面, 主要探究财政补贴、环境规制、政府环境目标等对绿色技术创新的影响效应(肖珩, 2023; 康凯和张世阳, 2023; 刘志铭等, 2022)。市场层面主要从市场竞争、碳排放权交易机制、金融结构等不同角度探寻其对绿色技术创新的作用机制(闫华飞和肖静, 2022; 李江涛和陶思源, 2022; 弓媛媛和刘章生, 2021)。

低碳政策工具协同是指采用多样化的措施共同保证“双碳”目标作用于碳政策领域。因此, 有关低碳措

收稿日期: 2023-04-23

基金项目: 2022年湖南省研究生科研创新项目资助“中观层面下政治注意力驱动绿色技术创新的实证研究”(CX20221039)

作者简介: 彭建军, 博士, 南华大学经济管理与法学学院教授, 研究方向: 地方治理与公共政策; 段春梅, 南华大学经济管理与法学学院硕士研究生, 研究方向: 地方治理与公共政策。

施、手段等低碳政策工具内容对绿色技术创新影响的研究可为本文提供借鉴。根据 Rothwell 和 Zegveld (1985)对政策工具的分类,可从供给、需求、环境三个维度进行展开。第一,供给型低碳政策工具对绿色技术创新的作用机理。例如,政府补助、区块链技术、绿色债券等对绿色技术创新的激励效应(Shao and Chen, 2022; Wu and Hu, 2020; Chin et al, 2022; 吴世农等, 2022)。第二,需求型低碳政策工具对绿色技术创新的作用机理。例如,以低碳试点作为准自然实验,利用双重差分模型,探究其对绿色技术创新的影响(Wang et al, 2022a; 张志新等, 2022),或使用概念模型,探究绿色低碳产品对绿色技术创新提升的影响(Moshood et al, 2022; Liao et al, 2023)。第三,环境型低碳政策工具对绿色技术创新的作用机理。例如,绿色金融发展、环境税、环境监管等对绿色技术创新的促进作用(崔艳娟和彭丽丽, 2023; 廖果平和王超, 2022; 许丹丹和上官鸣, 2022; Xu et al, 2022; Liu and Li, 2022)。

综上,既有关于低碳政策工具与绿色技术创新的研究中大多将政策工具视为独立的存在,对其进行单个工具的作用效应研究或多个工具的宏观比较研究,缺乏从政策工具组合协同的视角探寻其对绿色技术创新的作用机理。鉴于此,本文在明确界定低碳政策概念的基础上,收集中国内地 30 个省(市、区,西藏和港澳台地区因数据缺失未计入统计)2010—2021 年的低碳政策,深入分析中国省域低碳政策的文本内容,划分出不同年度各省市区的低碳政策计算低碳政策工具协同度。通过构建低碳政策工具协同对绿色技术创新影响的计量模型,从不同政策工具组合的视角对绿色技术创新的影响效果进行探讨。

本文可能的边际贡献在于:第一,以政策工具协同探寻研究机制的深入性。本文在单一政策工具研究的基础上,将三类政策工具集中于统一的分析框架下,在内容分析法的基础上量化政策工具协同度,对已有的研究成果做出补充和拓展。第二,创新了战略领域检验外部政策对绿色技术创新影响的方法。当前检验外部政策对绿色技术创新的研究大多是采用准自然实验,探究政策实施的净效应。本文创新性地引入“低碳政策工具协同”的概念,将政策工具差异化组合与绿色技术创新研究相结合,为中国绿色发展、创新驱动战略研究提供增量。第三,为“双碳”战略倒逼经济社会绿色转型提供了重要的经验证据。本文通过探究低碳政策工具协同对绿色技术创新的激励效应,进一步打破了“节能减排就是遏制经济增长”的误区,为促进中国经济增长和环境保护双赢提供有力支撑。

二、理论分析与研究假设

(一)低碳政策工具协同与绿色技术创新

不同类型的低碳政策工具都有其自身的优势与不足,单一低碳政策工具的实施无法有效地建立起生产效率与资源配置最优化的环境治理秩序。因此,必须将多种低碳政策工具结合起来,充分发挥各类政策工具的优势以实现激励绿色技术创新效果的最优化。供给型低碳政策工具通过实施激励措施促进绿色技术创新价值链的构建,需求型低碳政策工具以创造需求带动绿色技术创新产业化,环境型低碳政策工具以其所具有的制度环境作用于绿色技术创新的全过程。通过将三类政策工具结合所形成的低碳政策工具协同可以优化资源配置,扩展绿色技术创新主体网络连接,加速创新链与产业链的融合,提高企业绿色技术创新能力,推动区域内绿色技术创新成果转化。

首先,低碳政策工具协同会产生创新补偿效应。三类低碳政策工具组合通过实施多样化的措施加速能源效率的提升,促进产业和区域的低碳化转型,推动区域整体的节能减排。而在这一过程中必然伴随着技术的革新升级,各地区纷纷构建符合低碳转型需求的绿色技术体系,实现“波特假说”(徐佳和崔静波, 2020)。从企业层面来看,在多项低碳政策工具共同执行的情形下,企业通过技术研发获得创新补偿,达到降低研发成本提高创新效率的目的。同时我国实施的碳交易、低碳试点、征收排污费等低碳政策措施能够作用于企业的生产经营活动,企业为获得生产经营的合法性必须遵守各项低碳措施,积极开展绿色技术创新活动以提升自身的价值与市场竞争力,进一步带动地区的绿色技术创新水平。

其次,低碳政策工具协同可以催生市场补偿效应。根据经典理论,公共物品外部属性所引致的市场失灵意味着绿色技术创新的市场补偿机制失效,绿色技术创新发展缓慢(刘剑民等, 2022)。然而,多项低碳政策工具协同可以实现政策、资金、技术等多要素的资源配置,一方面推动企业内及企业间的资源优化,加速企业向技术密集型转移,进一步扩大经济接续势能;另一方面使得绿色技术交易系统与平台得到完善,为绿色技术供需双方提供便利,以增加绿色技术市场交易频率,实现绿色技术创新的成果转化(戴魁早, 2018),形成绿

色技术定价。这在一定程度上改善了绿色技术创新的市场补偿机制失效问题,补偿企业绿色技术创新所需的人员、技术、资金成本,激励企业大力实施绿色技术创新,受绿色技术创新外溢效应的影响,企业绿色技术创新将进一步推动区域内的绿色技术创新。

最后,低碳政策工具协同能够产生资源吸纳效应。绿色技术创新的关键在于资源的吸纳与积累,然而绿色技术创新的利益相关者与创新主体间存在信息不对称的问题(刘春林和田玲,2021),这使得利益相关者增加了对创新活动的风险感知,进而限制了利益相关者对创新主体活动的资源要素投入,制约绿色技术创新的活动产出。低碳政策工具协同可以通过多样化的资源要素组合为绿色技术创新提供高端人才支撑和技术应用,有利于企业接近政府资源。多样化的低碳政策措施向利益相关者传递了企业创新活动合法性的信号,以政府形象作为背书,提升了利益相关者对创新主体的信任度,降低了创新活动的风险感知,推动利益相关者对绿色技术创新活动的资源投入。这意味着低碳政策工具协同可以加大对资源要素的整合与吸纳,促进企业的绿色技术创新从而带动区域的绿色技术创新。

基于此,本文提出假设1:

低碳政策工具协同正向影响区域绿色技术创新。具体而言,低碳政策工具协同度越高,区域绿色技术创新能力越强(H1)。

(二)低碳政策工具协同、空间溢出效应与绿色技术创新

绿色技术创新具有的双重外部性及外溢性特质决定了对绿色技术创新的激励需考虑区域在横向与纵向间的影响。因此将空间因素进行分解,与低碳政策工具协同相结合,从空间维度研究协同量化对绿色技术创新的作用机制,这对于消除空间分异以提升环境治理绩效具有重要意义。区域间地方政府为激励绿色技术创新所形成的低碳政策工具协同在一定程度上通过邻近效应、同伴效应、强权机制等扩散机制传递到周边地区,影响周边地区的政策执行绩效。由此省际间的绿色技术创新在一定程度上会在区域间的交互作用下受到低碳政策工具协同的空间溢出效应影响。

邻近效应。区域间的邻近效应是低碳政策工具扩散机制在空间维度探究下的突出特征。根据Tobler提出的地理学第一定律,事物间的相关性存在于地理距离之间,地理距离与物体间的相似性存在反向关系(孙俊等,2012)。相关性受空间溢出效应的影响,当某地区出现属性变化,其不仅会对该地区的某一变量产生影响,还会对邻近地区的同一变量带来影响,进而产生空间外生依赖(李扬和滕玉成,2021)。地方政府通过制定低碳政策而形成的低碳政策工具协同,在区域间地理距离接近的情况下和社会乘数效应的作用下,政府间的交流互动越多,这种信息互动行为将导致邻近地区的政策实施效果发生变化(Gordon et al, 2020),使得低碳政策工具协同对邻近地区的绿色技术创新产生影响。

同伴效应。同伴效应是指当决策者处于信息不确定的情形下,其会学习同一类群体的行为选择(Kelchtermans et al, 2020)。在复杂多变的竞争环境下,地方政府必须了解学习区域间其他政府的决策信息。同伴效应反映了被试者的态度和行为受到同一群体中成员行为的影响。绿色技术创新扩散的同伴效应体现在地方政府在面临信息不完全的情况下进行决策时的模仿现象。地方政府在实施低碳政策工具协同时,面临着不完全信息和官员晋升锦标赛的压力,这些因素会使地方政府学习和模仿区域间其他地方政府的政策策略,达到低碳政策工具协同促进绿色技术创新的联动效应(Fan et al, 2022),进一步实现区域整体绿色技术创新的发展。

强权机制。在中国行政管理体制下,受上级与下级间地位、权力的影响,上一层级的强权推动将加大政策工具协同的扩散。从环境治理维度来看,上级组织对下级组织环境治理绩效的考核直接决定了下级组织官员的晋升仕途。当低碳政策工具协同的推动来自上级组织,在官员晋升与考核的压力下,协同措施将被赋予“政治正确”的信号(Wang et al, 2022b),趋势压力会刺激地方政府在决策上产生“保持一致性”的倾向,因为他们担心竞争对手会从流行的决策中获利(Tian et al, 2021)。由此低碳政策工具协同所产生的扩散效果将极大提升,地方政府将通过低碳政策工具协同为绿色技术创新配置更多的资源支持,对本地区与邻近地区的绿色技术创新产生重要影响。

基于此,本文提出假设2:

低碳政策工具协同可通过空间溢出效应作用于邻近地区的绿色技术创新(H2)。

(三)地方政府竞争的调节作用

随着科技的发展,绿色技术创新活动逐渐从单一主体向多层次、多主体的复杂网络形式转变,地方政府在政策执行过程中,不会选择既定的策略,而是会根据邻居节点的行为来调整决策,复杂网络中的演化博弈理论可以描述这种博弈关系(Chen et al, 2021b)。当前,演化博弈理论已经被广泛应用于低碳政策和环境领域(Zhang and Zhang, 2022; Lu et al, 2022b),地方政府在不断的博弈过程中形成了政府间的标尺竞争(岳立等, 2021)。

地方政府竞争是指同一层级内不同区域的地方政府,通过采取多样化的措施提升竞争实力,达到获得上一级政府组织认可的行为(段世霞和靳杨柳, 2022)。随着我国发展阶段不断演化,绿色发展成为当前中国经济发展的主流形式,这使得对地方政府的考核形式逐渐从经济增长绩效考核到碳排放、科技经费、环境指标等综合性考核。在上级考核的压力下,地方政府势必会根据所辖区域的实际情况并参照其他区域的决策行为综合权衡,对绿色技术创新带来不同程度的影响。地方政府竞争对绿色技术创新的影响表现在:地方政府基于政绩考核与地方标尺竞争的需要,会制定相应的政策措施大力发展绿色技术,推动技术创新,同时在发展经济的同时会协调各类资源推动区域绿色技术创新的发展。然而,当地方政府以经济赶超这一显性标尺为主导,政府竞争程度不断加剧,由此带来的环境恶化将导致低碳政策工具协同对绿色技术创新的正向影响减弱,不当竞争将导致低碳政策工具协同负向影响绿色技术创新,从而阻碍绿色技术创新的发展(Wu and Hu, 2020)。

基于此,本文提出假设3:

地方政府GDP导向的竞争越强,则会抑制低碳政策工具协同对绿色技术创新的促进效果(H3)。

根据以上分析,本文的研究框架如图1所示。

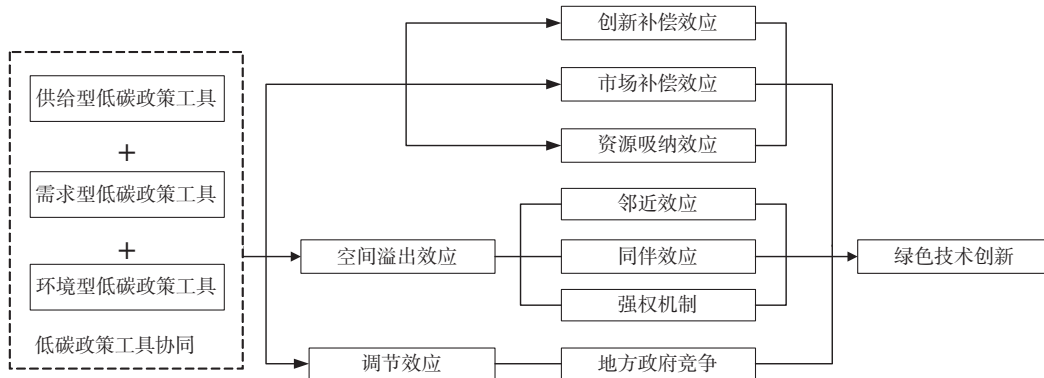


图1 研究框架

三、研究设计

(一)变量说明与数据来源

1. 被解释变量

目前对绿色技术创新的度量有多种方式,本文在借鉴王宇等(2023)研究的基础上,采用绿色全要素生产率分解变量绿色技术进步代理绿色技术创新。首先,在Tone(2001)提出基于松弛模型(slack-based model, SBM模型)的基础上,如式(1)所示。将每个省市区作为一个决策单元,每个决策单元均有投入 x_j ,期望产出 y_j 和非期望产出 u_j 。假设每个省市区有 m 种投入 $x \in R^m$,生产出 s 种期望产出 $y \in R^s$ 和 v 种非期望产出 $u \in R^v$ (R 为实数域)。其中, $x_j = (x_{1j}, \dots, x_{ij}, \dots, x_{mj})$ 为投入矢量; x_{ij} 为第 i 项投入要素; $y_j = (y_{1j}, \dots, y_{rj}, \dots, y_{sj})$ 为期望产出矢量, y_{rj} 为第 r 项期望产出; $u_j = (u_{1j}, \dots, u_{wj}, \dots, u_{vj})$ 为非期望产出矢量; u_{wj} 为第 w 项非期望产出; s_i, s_r, s_w 分别为投入、期望产出和非期望产出的松弛量,计算出的 ρ^* 为绿色创新效率值。具体的投入和产出指标见表1。

$$\rho^* = \min \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{s_i^x}{x_{ij}}}{1 + \frac{1}{s+v} \left(\sum_{r=1}^s \frac{s_r^y}{y_{rj}} + \sum_{w=1}^v \frac{s_w^u}{u_{wj}} \right)} \quad (1)$$

根据低碳政策语义网络结构图,借鉴 Rothwell 和 Zegveld(1985)的分类方法,将政策工具分为供给型、需求型和环境型政策工具,参照赵晶等(2022)的计算方法,依据式(3)计算低碳政策工具协同度($Xietong$)。

$$Xietong_{i,t} = \frac{\sum_{n=1}^N PG_n}{N} \quad (3)$$

其中: PG_n 为第 n 条政策的政策工具协同度; N 为政策总量。借鉴付琳等(2023)针对低碳政策给出的供给型政策工具(低碳产品、技术推广、试点/示范工程、政府采购、重点工程),需求型政策工具(产业布局、管制型与准入型、价格政策、结构调整、目标规划、市场机制、税收优惠、用地支持、金融支持),环境型政策工具(财政补贴、财政补助、基金政策、技术支持、奖励机制、科技投入、绿色债券、政府投资、专项资金)标准,将 1519 份政策逐一导入文本计量软件中,借助软件的自动编码功能与低碳政策工具标准进行对比。若政策中含有三类政策工具中的某一类工具, PG 取值为 1;若含有某两类工具, PG 取值为 2;若三种工具均有涉及,则 PG 取值为 3。将 t 年 i 省的政策工具协同度加总取均值,得到的 $Xietong$ 则代表低碳政策工具协同。

3. 调节变量

地方政府竞争($\ln FDI$)。本文在借鉴陈凯和肖鹏(2021)研究的基础上,选择外商直接投资额取对数来衡量地方政府竞争程度。

4. 控制变量

根据绿色技术创新的影响因素,本文的控制变量有:经济发展水平($\ln P_{gpd}$),采用人均 GDP 取对数表示;人口密度(P_{dens}),采用地区人口数与地区面积的比值表示;人力资本(Hc),采用每万人中的高等学校在校人数表示;对外开放程度($Open$),采用进出口总额与 GDP 的比值表示;产业结构高级化($Stru$),采用第三产业与第二产业比值的百分比表示;城镇化($Urban$),采用城镇人口与总人口数的比值表示。

本文选取 2010—2021 年中国内地 30 个省(市、区,西藏和港澳台地区因数据缺失未计入统计)的面板数据作为实证研究的样本。数据来源于《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国能源统计年鉴》,国家统计局数据库和各省(市、区)的统计年鉴。以“北大法律信息网”(北大法宝)、地方政府网站及相关政府部门网站手动整理成低碳政策工具协同的面板数据。主要变量的描述性统计结果见表 2。

表 2 变量描述性统计

| 变量类型 | 变量 | 变量名称 | 样本数 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-------|---------------|----------|-----|--------|-------|-------|--------|
| 被解释变量 | CTI | 绿色技术创新 | 360 | 1.496 | 0.377 | 1.025 | 2.869 |
| 解释变量 | $Xietong$ | 低碳政策工具协同 | 360 | 2.117 | 0.713 | 1.000 | 3.000 |
| 调节变量 | $\ln FDI$ | 地方政府竞争 | 360 | 14.567 | 1.615 | 9.423 | 16.633 |
| 控制变量 | $\ln P_{gpd}$ | 经济发展水平 | 360 | 10.823 | 0.460 | 9.706 | 11.966 |
| | P_{dens} | 人口密度 | 360 | 5.468 | 1.292 | 2.068 | 8.276 |
| | Hc | 人力资本 | 360 | 0.142 | 0.078 | 0.058 | 0.487 |
| | $Open$ | 对外开放程度 | 360 | 0.267 | 0.298 | 0.013 | 1.447 |
| | $Stru$ | 产业结构高级化 | 360 | 1.325 | 0.726 | 0.611 | 5.022 |
| | $Urban$ | 城镇化 | 360 | 0.590 | 0.124 | 0.361 | 0.893 |

(二)模型设定

根据理论分析可知低碳政策工具协同会对绿色技术创新产生影响,为验证低碳政策工具协同对绿色技术创新的影响及地方政府竞争的调节效应,建立式(4)所示的面板固定效应模型。

$$CTI_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Xietong_{it} + \alpha_2 Xietong_{it} \times \ln FDI_{it} + \alpha_3 \ln FDI_{it} + \alpha_4 Controls_{it} + \eta_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中: α 为各变量的回归系数; CTI 为被解释变量,代表绿色技术创新; $Xietong$ 为解释变量,代表低碳政策工具协同。同时为验证地方政府竞争在低碳政策工具协同影响绿色技术创新中的调节作用,引入低碳政策工具协同($Xietong$)与地方政府竞争($\ln FDI$)的交互项($Xietong \times \ln FDI$); $Controls$ 为一系列控制变量; η_i 、 ν_t 分别为个体效应和时间效应; ε 为随机误差。

进一步地,为了验证低碳政策工具协同对绿色技术创新的空间溢出效应,通过引入空间交互项,构建如式(5)的空间杜宾模型。

$$CTI_{it} = \alpha_0 + \rho WCTI_{it} + \alpha_1 Xietong_{it} + \alpha_2 WXietong_{it} + \alpha_3 Controls_{it} + \alpha_4 WControls_{it} + \eta_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中: α 为各变量的回归系数; ρ 为空间自相关系数; W 为空间权重矩阵; CTI 为绿色技术创新; $WCTI$ 为绿色技

术创新空间自相关项;*Xietong* 为低碳政策工具协同;*WXietong* 为低碳政策工具协同空间滞后项;*Controls* 为一系列控制变量;*WControls* 为控制变量空间滞后项。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果分析

根据式(4),可以检验低碳政策工具协同是否可以促进绿色技术创新。表3的(1)列报告了低碳政策工具协同对绿色技术创新的回归结果,低碳政策工具协同的回归系数显著为正;表3的(2)列报告了低碳政策工具协同对绿色技术创新滞后一期(*CTI-1*)的回归结果,低碳政策工具协同的系数同样显著为正。这表明低碳政策工具协同正向显著影响绿色技术创新,即低碳政策工具协同度越高,区域绿色技术创新能力越强,由此假设1得到支持。

根据上文的回归结果可知低碳政策工具协同会激励绿色技术创新,然而不同地方政府的竞争是如何作用于低碳政策工具协同与绿色技术创新的关系尚需探究。由此,表3的(3)列报告了地方政府竞争在低碳政策工具协同影响绿色技术创新中的调节作用,低碳政策工具协同与地方政府竞争交互项的回归系数显著为负;表3的(4)列报告了低碳政策工具协同与地方政府竞争交互项对绿色技术创新滞后一期的影响,交互项系数同样显著为负。这表明地方政府竞争在低碳政策工具协同与绿色技术创新的关系中存在负向调节效应,即地方政府GDP导向的竞争越强,则会抑制低碳政策工具协同对绿色技术创新的促进效果,由此假设3得到支持。

(二) 空间溢出效应分析

1. 空间相关性检验

在进行空间溢出效应分析之前,需检验绿色技术创新是否存在空间相关性。本文采用Moran's *I* 指数验证在地理邻接矩阵、经济距离矩阵下绿色技术创新的空间自相关性,见表4。从中可以看出,2010—2021年30个省(市、区,西藏地区和港澳台地区因数据缺失未计入统计)绿色技术创新的Moran's *I* 指数显著为正,说明绿色技术创新存在正向空间相关性。

其次,为了更加直观地展示绿色技术创新的空间相关性,本文继续以局部空间相关性进行检验,各省(市、区)2021年绿色技术创新在地理邻接矩阵、经济距离矩阵下空间相关系数的Moran's *I* 散点图如图3所示,可以看出30个省(市、区)大部分位于I、III象限,体现了绿色技术创新空间上的高-高聚集和低-低聚集特征,表明绿色技术创新存在空间集聚现象。

最后,根据最优空间计量经济模型选择的适用性检验步骤,如图4所示。本文分别在地理邻接矩阵和经济距离矩阵下依次进行LM检验、Hausman检验和LR检验,最后确定了选择固定效应的空间杜宾模型进行空间计量分析。

表3 基准回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | <i>CTI</i> | <i>CTI-1</i> | <i>CTI</i> | <i>CTI-1</i> |
| <i>Xietong</i> | 4.529*** (6.183) | 3.243*** (6.238) | 0.558* (1.767) | 0.207** (2.288) |
| <i>lnFDI</i> | | | -0.099*** (-3.636) | -0.059*** (-3.049) |
| <i>Xietong</i> × <i>lnFDI</i> | | | -1.312*** (-2.916) | -0.977*** (-3.049) |
| <i>lnPgpd</i> | 0.147 (1.162) | 0.152* (1.690) | 0.148 (1.167) | 0.154* (1.714) |
| <i>Pdens</i> | -1.500*** (-3.299) | -1.092*** (-3.381) | -1.503*** (-3.301) | -1.089*** (-3.375) |
| <i>Hc</i> | 0.348 (1.101) | 0.211 (0.940) | 0.342 (1.082) | 0.210 (0.937) |
| <i>Open</i> | -0.865*** (-4.164) | -0.833*** (-5.653) | -0.862*** (-4.147) | -0.831*** (-5.635) |
| <i>Stru</i> | 0.103 (1.222) | 0.116* (1.935) | 0.105 (1.243) | 0.117* (1.951) |
| <i>Urban</i> | 0.012 (0.710) | 0.002 (0.151) | 0.066 (0.787) | 0.001 (0.903) |
| <i>Constant</i> | 5.453** (2.251) | 3.848** (2.238) | 5.466** (2.254) | 3.825** (2.225) |
| 个体效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 时间效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 观测值 | 360 | 360 | 360 | 360 |
| <i>R</i> ² | 0.646 | 0.707 | 0.660 | 0.715 |

注:括号内为*t*值;***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

表4 2010—2021年绿色技术创新的Moran's *I* 指数

| 时间 | 地理邻接矩阵 | | | 经济距离矩阵 | | |
|------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | <i>I</i> | <i>z</i> | <i>p</i> | <i>I</i> | <i>z</i> | <i>p</i> |
| 2010 | 0.155 | 1.537 | 0.124 | 0.096 | 2.592 | 0.009 |
| 2011 | 0.172 | 1.687 | 0.091 | 0.101 | 2.701 | 0.006 |
| 2012 | 0.165 | 1.798 | 0.072 | 0.112 | 2.886 | 0.004 |
| 2013 | 0.179 | 1.945 | 0.052 | 0.089 | 2.454 | 0.014 |
| 2014 | 0.169 | 1.871 | 0.061 | 0.086 | 2.428 | 0.015 |
| 2015 | 0.175 | 1.890 | 0.059 | 0.090 | 2.450 | 0.014 |
| 2016 | 0.231 | 2.386 | 0.017 | 0.099 | 2.640 | 0.008 |
| 2017 | 0.227 | 2.349 | 0.019 | 0.099 | 2.626 | 0.009 |
| 2018 | 0.273 | 2.752 | 0.006 | 0.106 | 2.753 | 0.006 |
| 2019 | 0.250 | 2.544 | 0.011 | 0.099 | 2.616 | 0.009 |
| 2020 | 0.276 | 2.773 | 0.006 | 0.102 | 2.678 | 0.007 |
| 2021 | 0.294 | 2.969 | 0.003 | 0.103 | 2.689 | 0.007 |

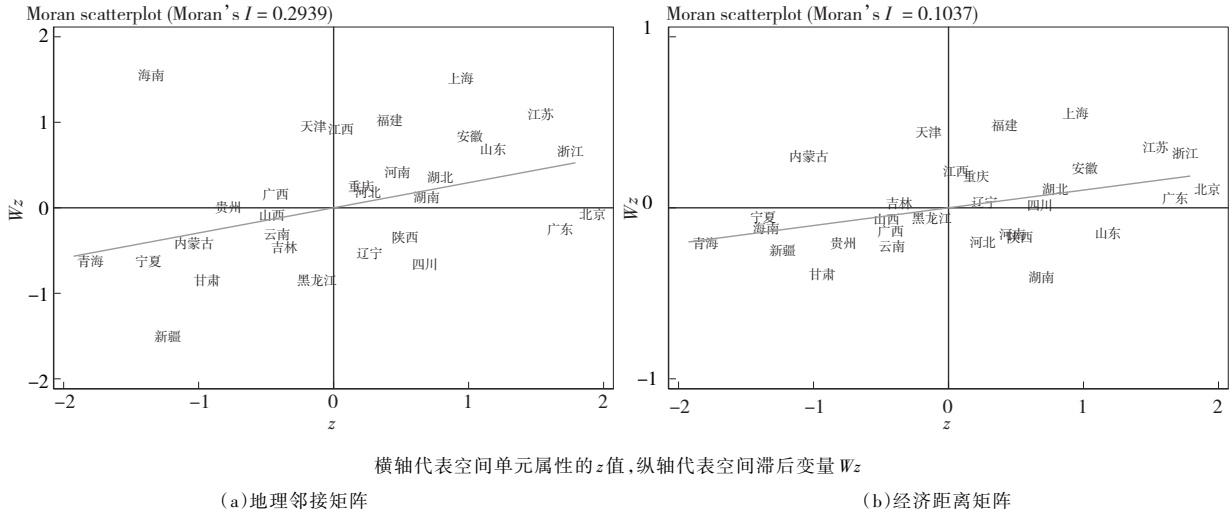


图3 2021年绿色技术创新莫兰散点图

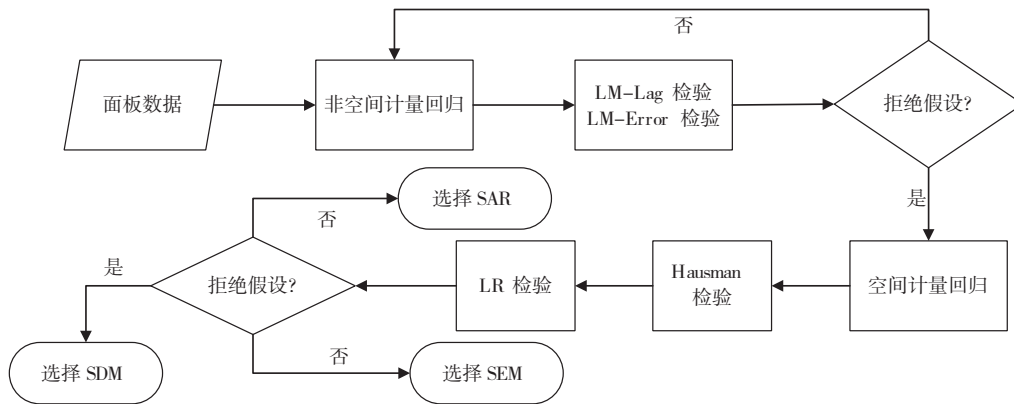


图4 LM检验, Hausman检验, LR检验

2. 空间计量结果分析

根据上文的分析结论可知,本文适合选择固定效应的空间杜宾模型(SDM)进行空间计量分析,空间计量结果见表5。在地理邻接矩阵下, $WXietong$ 系数显著为正;在经济距离矩阵下, $WXietong$ 系数同样显著为正。这说明低碳政策工具协同具有显著的空间溢出作用,即本地区低碳政策工具协同度的提升会显著提高邻近地区的绿色技术创新水平。

为进一步准确研究低碳政策工具协同对绿色技术创新的空间溢出效应,本文继续采用偏导数分解方法对低碳政策工具协同影响绿色技术创新的空间效应进行详细分解,见表6。回归结果显示,在地理邻接矩阵

表5 整体样本的SDM检验结果

| 地理邻接矩阵 | | | | 经济距离矩阵 | | | |
|-------------|------------------|--------------|--------------------|-------------|------------------|--------------|--------------------|
| 变量 | CTI | 变量 | CTI | 变量 | CTI | 变量 | CTI |
| $Xietong$ | 0.541*** (3.477) | $WXietong$ | 1.836** (2.380) | $Xietong$ | 0.105*** (3.337) | $WXietong$ | 0.151* (1.945) |
| $\ln Pgpdp$ | 0.163* (1.741) | $W\ln Pgpdp$ | -0.362* (-1.659) | $\ln Pgpdp$ | 0.105 (1.087) | $W\ln Pgpdp$ | -0.172 (-0.834) |
| $Pdens$ | 0.011 (0.510) | $WPdens$ | -0.058 (-0.427) | $Pdens$ | 0.003 (0.182) | $WPdens$ | 0.241** (2.319) |
| Hc | -0.038 (-0.162) | WHc | 0.877 (0.716) | Hc | -0.117 (-0.500) | WHc | 1.521 (1.174) |
| $Open$ | -0.031 (-0.280) | $WOpen$ | -0.684* (-1.686) | $Open$ | 0.071 (0.691) | $WOpen$ | -1.232*** (-3.537) |
| $Stru$ | 0.086*** (2.645) | $WStru$ | -0.444*** (-2.840) | $Stru$ | 0.099*** (3.344) | $WStru$ | -0.331** (-2.237) |
| $Urban$ | -0.365 (-0.797) | $WUrban$ | 3.875** (2.516) | $Urban$ | -0.336 (-0.805) | $WUrban$ | 1.819 (1.415) |
| 个体效应 | | Yes | | 个体效应 | | Yes | |
| 时间效应 | | Yes | | 时间效应 | | Yes | |
| 观测值 | | 360 | | 观测值 | | 360 | |
| R^2 | | 0.672 | | R^2 | | 0.643 | |

注:括号内为t值;***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

表 6 整体样本的空间杜宾模型分解结果

| 变量 | 直接效应 | | 间接效应 | | 总效应 | |
|----------------|-----------------|-----------------|-------------------|--------------------|------------------|--------------------|
| | 地理邻接矩阵 | 经济距离矩阵 | 地理邻接矩阵 | 经济距离矩阵 | 地理邻接矩阵 | 经济距离矩阵 |
| <i>Xietong</i> | 0.139** (2.380) | 0.059* (1.864) | 0.858*** (4.448) | 1.751* (1.950) | 0.997*** (5.394) | 1.810* (1.858) |
| <i>lnPgpd</i> | 0.135 (1.496) | 0.092 (0.968) | -0.828 (-1.179) | -0.290 (-0.414) | -0.693 (-0.965) | -0.198 (-0.274) |
| <i>Pdens</i> | 0.008 (0.382) | 0.035 (1.310) | -0.185 (-0.416) | 0.899* (1.826) | -0.177 (-0.391) | 0.934* (1.817) |
| <i>Hc</i> | 0.037 (0.137) | 0.040 (0.148) | 2.721 (0.613) | 4.834 (1.044) | 2.758 (0.601) | 4.874 (1.020) |
| <i>Open</i> | -0.107 (-0.823) | -0.076 (-0.687) | -2.494 (-1.525) | -4.343*** (-2.640) | -2.601 (-1.513) | -4.419*** (-2.604) |
| <i>Stru</i> | 0.048 (1.135) | 0.070* (1.903) | -1.356** (-2.108) | -0.947 (-1.622) | -1.308* (-1.944) | -0.877 (-1.448) |
| <i>Urban</i> | 0.010 (0.021) | -0.151 (-0.313) | 12.632** (2.261) | 5.496 (1.154) | 12.642** (2.164) | 5.345 (1.057) |
| 个体效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 时间效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 观测值 | 360 | 360 | 360 | 360 | 360 | 360 |
| R^2 | 0.672 | 0.643 | 0.672 | 0.643 | 0.672 | 0.643 |

注:括号内为 t 值;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

下,低碳政策工具协同直接效应、间接效应、总效应的回归系数均显著为正。在经济距离矩阵下,低碳政策工具协同直接效应、间接效应、总效应的回归系数也均显著为正。这表明低碳政策工具协同对绿色技术创新具有正向的空间溢出效应,本地区低碳政策工具协同度的提升将有效促进邻近地区绿色技术创新水平的提高。由此假设 2 得到支持。

(三) 异质性分析

由于中国不同区域的经济发展水平、环境治理情况等存在差异,无论是低碳政策工具协同度还是绿色技术创新水平都各不相同,总样本分析可能掩盖了低碳政策工具协同对绿色技术创新影响的潜在差异。由此,参照中国区域划分标准和环境治理标准,分别从地理分布差异、环境规制差异、环境污染程度差异探究低碳政策工具协同对绿色技术创新影响的异质性。

1. 考虑地理分布差异

为检验低碳政策工具协同对绿色技术创新影响存在区域异质性特征,将全样本划分为东中西部地区,分组检验低碳政策工具协同对绿色技术创新的影响。表 7 的(1)~(3)列分别报告了低碳政策工具协同对东部地区、中部地区、西部地区绿色技术创新的影响,低碳政策工具协同的系数均显著为正。然而从低碳政策工具协同的系数值可以看出,东部地区的低碳政策工具协同系数值大于中部地区和西部地区的低碳政策工具协同系数值,这表明低碳政策工具协同对东部地区绿色技术创新的影响大于对中部地区和西部地区绿色技术创新的影响。其缘由在于东部地区经济发展水平与对外开放程度高于中西部地区,有更多的资金引进先进技术,推动技术创新的发展,进而使低碳政策工具协同对东部地区绿色技术创新的激励效应更强。

2. 考虑环境规制差异

基于绿色技术创新的双重外部性,环境规制深刻影响着绿色技术创新的发展,因此探究不同环境规制强度下低碳政策工具协同对绿色技术创新的差异化影响显得尤为重要。本文以环境规制强度均值为准,将全样本划分为低环境规制地区与高环境规制地区,分组进行检验。表 7 的(4)、(5)列报告了低碳政策工具协同对低环境规制地区与高环境规制地区绿色技术创新的影响,从中可以看出,低碳政策工具协同对低环境规制地区的绿色技术创新影响不显著,显著影响高环境规制地区的绿色技术创新。这表明低碳政策工具协同对高环境规制地区的绿色技术创新激励效应更强。其缘由在于,高环境规制地区对企业如何实施环境治理提出了更高的要求与标准,企业不得不大力发展技术提高生产率,促进绿色技术创新的发展。

3. 考虑环境污染程度差异

为检验不同环境污染程度下低碳政策工具协同对绿色技术创新的异质性影响,本文以工业烟粉尘排放量来度量环境污染程度,排放量越大,污染程度越高。以工业烟粉尘排放量的中位数作为标准,将全样本划分为低环境污染地区与高环境污染地区,分组检验低碳政策工具协同对绿色技术创新的影响。表 7 的(6)、(7)列报告了低环境污染与高环境污染下低碳政策工具协同对绿色技术创新的影响,低碳政策工具协同的回归系数均显著为正。然而从回归系数值可以看出,高环境污染下的回归系数值大于低环境污染下的回归系数值,这表明低碳政策工具协同在高环境污染气压下对绿色技术创新的激励效应更强。其缘由在于高环境污染地区受到的环保绩效考核多于低环境污染地区,高环境污染地区的地方政府必然要在环保上积极作为,从而使得对绿色技术创新的激励水平更强。

表7 异质性分析结果

| 变量 | 地理分布差异 | | | 环境规制差异 | | 环境污染程度差异 | |
|-----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|-------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| | 东部 | 中部 | 西部 | 低环境规制 | 高环境规制 | 低环境污染 | 高环境污染 |
| <i>Xietong</i> | 0.740** (2.258) | 0.253* (1.678) | 0.045* (1.750) | 0.015 (0.595) | 0.023* (1.917) | 0.022* (1.659) | 0.081* (1.893) |
| <i>lnPgpd</i> | 0.030 (0.732) | 0.626*** (3.052) | -0.594*** (-3.616) | 0.287 (1.449) | -0.121 (-0.853) | 0.323 (1.299) | -0.030 (-0.305) |
| <i>Pdens</i> | -3.764*** (-2.812) | -4.080*** (-5.550) | 0.429 (0.576) | -1.201* (-1.882) | -3.090*** (-5.536) | -2.239** (-2.314) | -1.025*** (-2.829) |
| <i>Hc</i> | -0.954 (-1.524) | 2.953*** (3.428) | 0.014* (1.851) | 0.013 (0.844) | -1.203* (-1.861) | 0.027 (1.215) | 0.187 (0.631) |
| <i>Open</i> | -0.798** (-2.123) | 5.235*** (5.462) | 0.878* (1.898) | -0.734*** (-2.662) | -1.273** (-2.389) | -0.832** (-2.309) | -0.677*** (-3.212) |
| <i>Stru</i> | 0.125 (0.843) | -0.006 (-0.246) | 0.102 (0.719) | 0.225* (1.854) | -0.055 (-0.456) | 0.138 (0.928) | 0.217*** (2.607) |
| <i>Urban</i> | 4.242*** (2.770) | -0.607 (-0.380) | 7.487*** (7.427) | 4.091*** (3.646) | 6.050*** (7.840) | 4.493*** (3.306) | 3.549*** (4.954) |
| <i>Constant</i> | 15.175** (1.995) | 16.520*** (4.416) | 1.708 (0.534) | 2.746 (0.777) | 14.974*** (5.456) | 7.919 (1.479) | 5.053*** (2.612) |
| 个体效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 时间效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 观测值 | 132 | 96 | 132 | 234 | 126 | 180 | 180 |
| <i>R</i> ² | 0.527 | 0.862 | 0.786 | 0.642 | 0.755 | 0.556 | 0.805 |

注：括号内为*t*值；***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

(四) 稳健性检验

为确保实证部分结果的可靠性,本文通过以下几种方法进行低碳政策工具协同对绿色技术创新影响的稳健性检验。

1. 替代变量测试

将研究与试验发展经费内部支出同GDP的比值(*RD*)、绿色发明专利申请数量取对数(*CIP*)作为被解释变量的替代变量进行回归检验,结果见表8的(1)、(2)列所示。低碳政策工具协同的回归系数均正向显著,这说明低碳政策工具协同依然正向显著影响绿色技术创新,证实前文结论是稳健的。

2. 倾向得分匹配

低碳政策工具协同与绿色技术创新间可能会存在样本选择偏差问题,以此对研究结论产生干扰。本文采用倾向得分匹配法(PSM)避免样本选择偏差造成的内生性问题。首先,将低碳政策工具协同的平均值作为基准,高于平均值的作为处理组(*treat*=1),低于平均值的作为对照组(*treat*=0),以此构建虚拟变量。在此基础上,依据控制变量经济发展水平、对外开放程度、人力资本、人口密度、城镇化开展Logistic回归,按照地区的倾向得分,按“最近邻匹配”为处理组从对照组中选择配对形成对照,共得到284个有效观测值。依据平衡性检验,处理组与对照组的特征变量不再具有显著差异,验证了匹配的有效性,用匹配后的样本再次检验低碳政策工具协同对绿色技术创新的影响,结果见表9。低碳政策工具协同的估计系数在10%的置信水平上正向显著,说明低碳政策工具协同正向显著影响绿色技术创新,证实前文结论是稳健的。

3. 工具变量法

尽管本文尽可能控制了影响绿色技术创新的各类变量,但仍然可能存在遗漏变量对研究结果造成偏误。因此本文参照赵晶等(2022)的研究,使用标准化工业废水排放量(*Inw*)作为低碳政策工具协同的工具变量,根据两阶段最小二乘法

表8 替代变量测试回归结果

| 变量 | (1) | (2) |
|-----------------------|--------------------|-----------------|
| | <i>RD</i> | <i>CIP</i> |
| <i>Xietong</i> | 0.385*** (3.542) | 0.269* (1.845) |
| <i>Constant</i> | -8.235*** (-3.968) | -4.375 (-1.047) |
| 控制变量 | Yes | Yes |
| 个体效应 | Yes | Yes |
| 时间效应 | Yes | Yes |
| 观测值 | 360 | 360 |
| <i>R</i> ² | 0.519 | 0.354 |

注：括号内为*t*值；***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

表9 倾向得分匹配(PSM)回归结果

| 变量 | <i>CTI</i> |
|-----------------------|-------------------|
| <i>Xietong</i> | 0.012* (1.851) |
| <i>Constant</i> | 1.491*** (57.802) |
| 控制变量 | Yes |
| 个体效应 | Yes |
| 时间效应 | Yes |
| 观测值 | 284 |
| <i>R</i> ² | 0.468 |

注：括号内为*t*值；***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

表10 工具变量法回归结果

| 变量 | 2SLS第一阶段 回归结果 | 2SLS第二阶段 回归结果 |
|----------------------------------|------------------|------------------|
| | <i>Xietong</i> | <i>CTI</i> |
| <i>Inw</i> | 0.165* (1.918) | |
| <i>Xietong</i> | | 0.173** (2.031) |
| 控制变量 | Yes | Yes |
| 个体效应 | Yes | Yes |
| 时间效应 | Yes | Yes |
| 观测值 | 360 | 360 |
| <i>R</i> ² | | 0.544 |
| Cragg-Donald Wald <i>F</i> | 16.750 | |
| Kleibergen-Paap rk Wald <i>F</i> | 19.360 | |

注：括号内为*t*值；***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。

(2SLS)进行计算。表 10 报告了工具变量的回归结果。第一阶段标准化工业废水排放量的回归系数正向显著, Cragg-Donald Wald F 和 Kleibergen-Paap rk Wald F 值均通过了检验, 表明了工具变量选取的有效性。第二阶段回归中低碳政策工具协同的回归系数仍然显著为正, 证实前文结论是稳健的。

五、结论与启示

在中国大力推行“双碳”目标和绿色转型的背景下, 如何以低碳战略为激励因素实现经济社会绿色发展是当前政府和学界面临的重要议题。基于此, 本文选取中国内地 30 个省(市、区, 西藏和港澳台地区因数据缺失未计入统计)2010—2021 年的面板数据, 系统考察了低碳政策工具协同对绿色技术创新的影响及作用机理, 得到的研究结论如下: 第一, 低碳政策工具协同显著激励了绿色技术创新, 在采用替代变量测试、倾向得分匹配、工具变量法进行稳健性检验后, 该结论依然成立。在异质性方面, 低碳政策工具协同对东部地区绿色技术创新的影响大于中西部地区、对高环境规制地区的绿色技术创新激励效应更强、在高环境污染气压下更能促进绿色技术创新水平的提升。第二, 低碳政策工具协同对绿色技术创新存在空间溢出效应得到证实, 低碳政策工具协同度的提升有助于推动整个区域绿色技术创新的发展。第三, 地方政府竞争在低碳政策工具协同与绿色技术创新关系中存在着负向调节作用, 以 GDP 为主导的地方政府竞争会抑制低碳政策工具协同对绿色技术创新的促进效果。

上述研究结论为我国有效推动绿色转型提供了新启示。

首先, 以有为政府建设有效政策, 发挥政策工具协同“指挥棒”的作用。从结构上来说, 要构建跨部门的组织载体, 通过联合行文、联合作战、联席会议等形式, 构建满足多主体需求的政策工具体系, 做好低碳政策工具协同的结构安排。从程序上来说, 为解决绿色技术创新“跨界难”的问题, 要在大力发展数字技术的基础上因地制宜地推动多种低碳政策工具的有机结合, 促进各类要素的聚集, 构建研发、转化、应用的绿色产业链, 不断完善循环发展的生产体系, 以建立绿色技术创新高质量发展的生态系统。

其次, 构建合作转型的地区协商机制, 形成绿色发展的区域合力。绿色技术创新的空间外溢性表明地方政府在推动绿色低碳发展过程中难以“独善其身”, 相邻地区要构建综合性议事协调机构, 实施常态化的工作联络机制, 不断加强政策制定沟通, 整合资源禀赋, 减少区域间低碳政策工具“梗阻”难题。此外, 各地区要始终保持战略合作、利益互通、成果共享, 形成跨区域的绿色技术创新联合体。

最后, 强化过程监管, 调适地方政府竞争模式。通过重塑官员考核机制, 将唯经济、唯结果的竞争方向转变为“绿色 GDP”, 不断加强政府环境审计, 引导地方政府的良性竞争。同时各级地方政府要充分认识到生态文明建设的重要性, 树立绿色发展的思想理念, 走可持续发展的道路, 共同推动积极有效的政府竞争, 实现绿色技术创新的发展。

参考文献

- [1] 陈凯, 肖鹏, 2021. 财政分权、地方政府竞争与技术创新——基于 277 个地级市的空间计量分析[J]. 中国科技论坛, (2): 69-79.
- [2] 陈诗一, 祁毓, 2022. 实现碳达峰、碳中和目标的技术路线、制度创新与体制保障[J]. 广东社会科学, (2): 15-23.
- [3] 陈新明, 张睿超, 亓靖, 2022. “双碳”治理视角下中国绿色低碳政策文本量化研究[J]. 经济体制改革, (4): 178-185.
- [4] 崔艳娟, 彭丽丽, 2023. 绿色金融发展、绿色研发投入与企业全要素生产率提升[J]. 工业技术经济, 42(2): 28-36.
- [5] 戴魁早, 2018. 技术市场发展对出口技术复杂度的影响及其作用机制[J]. 中国工业经济, (7): 117-135.
- [6] 段世霞, 靳杨柳, 2022. 绿色技术创新对碳生产率的空间溢出效应——基于地方政府竞争的调节作用[J]. 工业技术经济, 41(2): 62-69.
- [7] 付琳, 张东雨, 闫昊本, 等, 2023. 基于政策文本分析的中国碳减排政策工具研究[J]. 科学学研究, 41(3): 435-443.
- [8] 弓媛媛, 刘章生, 2021. 金融结构与绿色技术进步: 理论模型、影响效应及作用机制[J]. 经济经纬, 38(5): 151-160.
- [9] 宫晓辰, 孙涛, 2021. 节能减排政策工具降低碳强度影响机制研究——基于 30 省(市、自治区)数据的模糊集定性比较分析[J]. 城市问题, (7): 23-32.
- [10] 康凯, 张世阳, 2023. 环境规制与碳排放对我国流通产业绿色科技创新的影响研究[J]. 商业经济研究, (2): 9-12.
- [11] 李江涛, 陶思源, 2022. 碳排放权交易机制、媒体压力与企业绿色技术创新——基于湖北省碳交易市场的研究[J]. 财会通讯, (19): 69-74.
- [12] 李扬, 滕玉成, 2021. 政府治理何以影响城市公共服务的空间供给——基于动态空间杜宾模型的分析[J]. 甘肃行政学院学报, (5): 53-67.
- [13] 廖果平, 王超, 2022. 环境税对重污染企业绿色技术创新的影响研究[J]. 财会通讯, (10): 54-59.

- [14] 刘春林, 田玲, 2021. 人才政策“背书”能否促进企业创新[J]. 中国工业经济, (3): 156-173.
- [15] 刘剑民, 夏琴, 徐玉德, 等, 2022. 产业技术复杂性、政府补助与企业绿色技术创新激励[J/OL]. 南开管理评论: 1-21. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.F.20220907.1425.003.html>.
- [16] 刘志铭, 刘雨庆, 杨志江, 2022. 地方政府环境目标是否影响了企业绿色技术创新——基于我国制造业上市公司数据的经验研究[J]. 华南师范大学学报(社会科学版), (5): 126-138.
- [17] 孙俊, 潘玉君, 和瑞芳, 等, 2012. 地理学第一定律之争及其对地理学理论建设的启示[J]. 地理研究, 31(10): 1749-1763.
- [18] 王宇, 李琳娜, 王瑛, 2023. 内蒙古火电行业能效水平分析及优化路径研究——基于SBM模型及GML指数模型的分析[J/OL]. 内蒙古大学学报(自然科学版): 1-15. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/15.1052.N.20230330.1029.002.html>.
- [19] 吴世农, 周昱成, 唐国平, 2022. 绿色债券: 绿色技术创新、环境绩效和公司价值[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 72(5): 71-84.
- [20] 肖珩, 2023. 财政补贴对企业绿色技术创新的影响研究[J]. 技术经济与管理研究, (1): 32-37.
- [21] 徐佳, 崔静波, 2020. 低碳城市和企业绿色技术创新[J]. 中国工业经济, (12): 178-196.
- [22] 许丹丹, 上官鸣, 2022. 环境税征收对企业绿色技术创新的影响研究——基于排污费改税制度的准自然实验[J]. 现代管理科学, (2): 98-107.
- [23] 闫华飞, 肖静, 2022. 对外开放、市场竞争与长江经济带工业绿色技术创新效率[J]. 生态经济, 38(11): 72-77.
- [24] 岳立, 肖飒, 王威华, 2021. 新结构经济学视角下技术进步对碳生产率的影响研究[J]. 工业技术经济, 40(3): 82-91.
- [25] 张志新, 孙振亚, 路航, 2022. 低碳城市试点实现企业绿色技术创新的“增量提质”了吗?[J]. 云南财经大学学报, 38(4): 85-98.
- [26] 赵晶, 迟旭, 孙泽君, 2022. “协调统一”还是“各自为政”: 政策协同对企业自主创新的影响[J]. 中国工业经济, (8): 175-192.
- [27] CHEN F, WU B, LOU W, 2021. An evolutionary analysis on the effect of government policies on green R&D of photovoltaic industry diffusion in complex network[J]. Energy Policy, 152: 112217.
- [28] CHEN Z, ZHANG X, CHEN F, 2021. Do carbon emission trading schemes stimulate green innovation in enterprises? Evidence from China[J]. Technological Forecasting and Social Change, 168: 120744.
- [29] CHIN T, SHI Y, SINGH S K, et al, 2022. Leveraging blockchain technology for green innovation in ecosystem-based business models: A dynamic capability of values appropriation [J]. Technological Forecasting and Social Change, 183: 121908.
- [30] FAN R, WANG Y, CHEN F, 2022. How do government policies affect the diffusion of green innovation among peer enterprises? —An evolutionary-game model in complex networks[J]. Journal of Cleaner Production, 364: 132711.
- [31] GORDON E A, HSU H, HUANG H, 2020. Peer R&D disclosure and corporate innovation: Evidence from American depository receipt firms[J]. Advances in Accounting, 49: 100471.
- [32] KELCHTERMANS S, NEICU D, TEIRLINCK P, 2020. The role of peer effects in firms' usage of R&D tax exemptions[J]. Journal of Business Research, 108: 74-91.
- [33] LIAO J, LIU X, ZHOU X, 2023. Analyzing the role of renewable energy transition and industrialization on ecological sustainability: Can green innovation matter in OECD countries[J]. Renewable Energy, 204: 141-151.
- [34] LIU M, LI Y, 2022. Environmental regulation and green innovation: Evidence from China's carbon emissions trading policy [J]. Finance Research Letters, 48: 103051.
- [35] LIU X, LI Y, CHEN X, et al, 2022. Evaluation of low carbon city pilot policy effect on carbon abatement in China: An empirical evidence based on time-varying DID model[J]. Cities, 123: 103582.
- [36] LU C, WANG B, CHEN T, et al, 2022. A document analysis of peak carbon emissions and carbon neutrality policies based on a PMC index model in China[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 19(15): 9312.
- [37] LU Z, LIU M, LU W, 2022. Shared-constraint approach for multi-leader multi-follower game of generation companies participating in electricity markets with carbon emission trading mechanism [J]. Journal of Cleaner Production, 350: 131424.
- [38] MOSHOOD T D, NAWANIR G, MAHMUD F, et al, 2022. Green product innovation: A means towards achieving global sustainable product within biodegradable plastic industry[J]. Journal of Cleaner Production, 363: 132506.
- [39] OH D, 2010. A global Malmquist-Luenberger productivity index[J]. Journal of Productivity Analysis, 34(3): 183-197.
- [40] ROTHWELL R, ZEGVELD W, 1985. Reindustrialization and technology: Towards a national policy framework[J]. Logman Group Limited, 12(3): 113-130.
- [41] SHAO Y, CHEN Z, 2022. Can government subsidies promote the green technology innovation transformation? Evidence from Chinese listed companies[J]. Economic Analysis and Policy, 74: 716-727.
- [42] SONG M, DU J, TAN K H, 2018. Impact of fiscal decentralization on green total factor productivity [J]. International

- Journal of Production Economics, 205: 359-367.
- [43] TIAN X, SONG Y, LUO C, et al, 2021. Herding behavior in supplier innovation crowdfunding: Evidence from Kickstarter [J]. International Journal of Production Economics, 239: 108184.
- [44] TONE K, 2001. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis [J]. European Journal of Operational Research, 130(3): 498-509.
- [45] WANG B, XING Q, 2022. Evaluation of the wind power industry policy in China(2010—2021): A quantitative analysis based on the PMC index model[J]. Energies, 15(21): 8176.
- [46] WANG X, LIU C, WEN Z, et al, 2022. Identifying and analyzing the regional heterogeneity in green innovation effect from China's pilot carbon emissions trading scheme through a quasi-natural experiment[J]. Computers & Industrial Engineering, 174: 108757.
- [47] WANG Y, YOU Q, QIAO Y, 2022. Political genes drive innovation: Political endorsements and low-quality innovation[J]. Structural Change and Economic Dynamics, 60: 407-417.
- [48] WU H, HU S, 2020. The impact of synergy effect between government subsidies and slack resources on green technology innovation[J]. Journal of Cleaner Production, 274: 122682.
- [49] XU Y, LIU S, WANG J, 2022. Impact of environmental regulation intensity on green innovation efficiency in the Yellow River Basin, China[J]. Journal of Cleaner Production, 373: 133789.
- [50] YU Y, SHI J, 2022. Environmental regulation, low-carbon technology progress and energy efficiency [J]. Frontiers in Environmental Science, 10: 1725.
- [51] ZHANG C, ZHANG X, 2022. Evolutionary game analysis of air pollution co-investment in emission reductions by steel enterprises under carbon quota trading mechanism[J]. Journal of Environmental Management, 317: 115376.
- [52] ZOU C, HUANG Y, WU S, et al, 2022. Does “low-carbon city” accelerate urban innovation? Evidence from China[J]. Sustainable Cities and Society, 83: 103954.

Play a Good “Combination of Fists”: Study on the Influence and Mechanism of Low-carbon Policy Tool Collaboration on Green Technology Innovation

Peng Jianjun, Duan Chunmei

(School of Economics Management and Law, University of South China, Hengyang 421001, Hunan, China)

Abstract: Low-carbon policy tools are an important part of the “two-carbon” strategy. How to use low-carbon policy tools to promote win-win economic and environmental protection? In this paper, the panel data of 30 provinces (Due to the lack of data, the statistical data mentioned here do not include the Tibet Autonomous Region, the Hong Kong Special Administrative Region, the Macao Special Administrative Region and Taiwan Province.) in mainland China from 2010 to 2021 were used to systematically investigate the impact and mechanism of low-carbon policy tool synergy on green technology innovation. It is found that low-carbon policy tool synergy significantly stimulates green technology innovation. The robustness test is conducted by alternative variable test, propensity score matching and instrumental variable method. The conclusion is still valid. Meanwhile, the impact of low-carbon policy tool synergy on green technology innovation is heterogeneous due to differences in geographical distribution, environmental regulation and environmental pollution degree. The spatial spillover effect analysis shows that low-carbon policy tool synergy has a positive spatial spillover effect on green technology innovation. The regulatory effect analysis shows that the GDP-led local government competition has a negative regulatory effect on the relationship between low-carbon policy tool synergy and green technology innovation.

Keywords: low-carbon policy tool; green technology innovation; space spillover effect; regulation effect