

# 绿色技术创新对能源效率的影响研究\*

王俊豪 谢倩莹 史丹

**内容提要:**绿色技术创新已成为经济转型与绿色发展的重要支撑。本文基于2007—2019年全国城市层面的面板数据,系统考察了绿色技术创新对能源效率的本地效应和空间溢出效应,并分析了结构优化与要素配置的影响机制以及政府环境监管的调节机制。研究发现,绿色技术创新与能源效率之间存在非线性的动态关系,表现为低创新水平时的抑制作用和高创新水平时的促进作用。在空间效应方面,区域内整体绿色技术创新水平较低时会产生“虹吸效应”,当城市间创新水平普遍提升后,绿色技术创新能够对能源效率产生正向的空间溢出效应。进一步分析发现,绿色技术创新主要通过结构优化效应和要素配置效应两种机制影响能源效率;适度的命令控制型环境监管有利于绿色技术创新对能源效率产生促进作用,监管强度过高时反而会有阻碍作用,而市场激励型环境监管方式越完善,所产生的监管效能越大。由此,本文从加强城际环境政策协调、增强绿色技术核心城市的创新策源能力、选择适当的环境监管手段等方面提出政策启示,以期为我国城市绿色协同发展提供经验参考和依据。

**关键词:**绿色技术创新 能源效率 空间溢出效应 环境监管强度

**作者简介:**王俊豪,浙江财经大学中国政府监管与公共政策研究院教授,310018;

谢倩莹(通讯作者),浙江财经大学中国政府监管与公共政策研究院博士研究生,310018;

史丹,中国社会科学院工业经济研究所研究员,浙江财经大学-中国社会科学院大学浙江研究院合作项目负责人、教授,100006。

中图分类号:F424 文献标识码:A 文章编号:1002-8102(2024)06-0143-17

## 一、引言

党的二十大报告指出,“推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节”。当前,我国已经进入新发展阶段,提高经济发展质量、促进区域协调发展成为社会经济发展的主

\* 基金项目:国家社会科学基金重大项目“‘双碳’目标下我国新型能源监管体系构建与监管政策优化研究”(23&ZD102)。感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。谢倩莹电子邮箱:xqying00@163.com。

题,而实现绿色发展方式的转型对经济高质量发展至关重要。早在2019年,国家发展改革委和科技部便出台了《关于构建市场导向的绿色技术创新体系的指导意见》,首次提出构建以市场为导向的绿色技术创新体系,为绿色技术创新提供了重要支撑。2021年2月,国务院发布的《关于加快建立健全绿色低碳循环发展经济体系的指导意见》强调,要提升绿色产业比重与清洁生产水平,推动企业绿色技术创新并进一步完善以市场为导向的绿色技术创新体系。因此,提高绿色技术转化和应用效率,高效整合区域创新要素,是以科技创新推动整体绿色协同发展的重要举措。

作为技术创新的重要组成部分,绿色技术创新是提升能源效率和转变经济发展方式的关键因素。能源产业不仅处于众多工业产业链的起点,而且是开展科技活动的基础,对工业经济发展起着支撑作用。然而,能源产业本身具有高耗能和高排放的特征,迫切需要进行绿色技术的创新研发和转化应用,以实现可持续发展目标。能源效率的影响因素一直是学术界研究的热点,现有研究表明,技术创新是促进能源效率提高的核心因素,伴随技术创新,能源消耗强度降低,政府对能源领域相关产业的扶持力度加大,相应地,能源效率得以提升(张意翔等,2017)。此外,学者们还从更多视角评估技术创新对能源效率可能存在的负向影响,认为技术创新受到“回弹效应”(Li等,2021;Saunders,2000)、短期发展目标诱导(张平淡、屠西伟,2022)等因素的影响,导致技术创新与能源效率之间的关系特征较为复杂。现有文献虽然讨论了技术创新对能源效率的多方面影响,但并未形成一致结论,且绿色技术创新作为一种以能源节约为导向的技术进步,对能源效率的影响以及具体作用机制尚未被清晰刻画。

绿色技术创新一般有两种途径——吸收引进和自主研发。从吸收引进的角度来看,绿色技术溢出效应受到诸多学者的关注,相关研究主要集中于存在性和效果两个方面。部分学者从城市层面和企业层面肯定了绿色技术溢出效应的存在,通过发挥核心城市或典型企业的“示范效应”,对技术弱势方产生正向的空间溢出效应,推动邻近地区实现绿色技术创新与能源转型(Kang等,2018;邵帅等,2022)。也有文献认为,实践中创新要素自发聚集到要素资源配置效率更高、创新体系更完善的地区,反而会抑制邻近地区绿色技术创新并加剧区域间创新要素配置扭曲,表征为“虹吸效应”(Xin等,2021)。目前对绿色技术的溢出效应仍存有争议,对于两种不一致的研究结论,可能的解释在于,现有文献讨论绿色技术空间溢出效应大多使用静态视角,但在动态分析时,区域的经济发展和要素配置都会发生变化。从自主研发的角度来看,根据外部性理论,绿色技术活动本身存在收益无法独享和环境成本过低的“双重外部性”,创新主体的私人回报小于社会回报,导致其缺乏主动投入研发绿色技术的积极性,不能实现帕累托最优和社会福利最大化,因此需要政府环境监管的外部干预,以诱发企业进行绿色技术创新活动(董景荣等,2021)。“波特假说”表明,适当的环境监管通过多传导途径促进企业创新并改善生产效率。在早期,我国主要使用命令控制型环境监管方式以追求节能减排效果。在“双碳”目标背景下,有关部门逐步探索市场激励型环境监管方式对企业的绿色创新进行激励,提升能源效率,如较具代表性的“源头治理”——用能权交易和“末端治理”——排污权交易等(任胜钢等,2019;张宁、张维洁,2019)。不少研究已关注到环境监管方式的差别,然而究竟哪类环境监管方式能实现提升能效和经济高质量发展的双赢,仍需要提供更为充分的理论与经验证据,现有研究也尚未系统地比较不同类型环境监管方式在不同监管强度下的差异性作用效果。

因此,本文可能的贡献在于以下几个方面。第一,与以往研究绿色技术创新与能源效率之间关系的文献相比,本文综合考虑绿色技术创新分别为低水平和高水平时产生的不同影响,深入剖

析两者之间“先抑制后促进”的动态变化关系,并进一步通过机制分析,挖掘产生这种非线性关系的原因——结构优化效应和要素配置效应。第二,以往研究更多地关注企业层面绿色技术创新能否促进企业能源效率提升,而对空间溢出效应及其区域异质性的研究仍不够充分,本文则在空间效应分析的基础上加入了动态视角,既同时探讨“虹吸效应”和“正向溢出效应”,又分别基于地理距离权重矩阵和经济距离权重矩阵进行检验,体现出经济发展水平的均衡性对促进区域绿色协同发展的重要性。第三,本文将绿色技术创新、能源效率和政府环境监管纳入统一分析框架,并以曲线拐点的变化情况探究命令控制型环境监管与市场激励型环境监管在不同监管强度下的作用差异,这有助于在理论和实证研究上拓展环境监管方面的已有研究,区分不同类型环境监管政策的作用边界。

## 二、理论分析与假设提出

### (一)绿色技术创新对能源效率的总体影响

能源转型面临资源和环境的双重制约,归根到底是能源效率问题。根据内生增长理论及绿色创新理论,技术进步是影响能源效率的核心因素。绿色技术创新作为一种特殊的环境偏向性技术进步,是提升能源效率及实现“双碳”目标的重要途径(刘自敏、申颢,2020)。然而,关于绿色技术创新与能源效率的关系,在理论和实证研究上目前仍存有争论,若从动态视角综合考虑两个方面的影响,两者之间可能存在非线性的影响关系。

一些研究发现,总体上绿色技术创新对能源效率存在积极影响,持续推进绿色偏向的技术创新有利于促进经济增长与能源消耗脱钩(王班班、齐绍洲,2014;鄢哲明等,2017)。绿色技术创新主要通过三个方面影响能源效率。一是绿色技术创新可能会通过重置能源利用技术轨道来提高能源效率。具体而言,技术创新对生产设备进行升级改造,改变各要素的产出效率,从而提升企业的生产能力,相应地促使能源高效利用(Chang和Hu,2010)。二是绿色技术创新可能会通过影响能源在生产活动中的再配置效率从而影响能源效率(何小钢、王自力,2015)。在企业生产过程中,绿色技术创新会改变生产要素的边际替代率,企业通过资本、劳动力等成本相对较低的生产要素代替能源要素投入,降低单位产出能耗。三是随着绿色技术水平的提升,能源价格相对下降,政府更加重视绿色技术创新的经济效益和环境效益,对引致绿色技术创新水平提高的产业加大扶持力度,从而在优化产业结构的基础上进一步提升能源效率(董景荣等,2021)。

然而,绿色技术创新对能源效率的影响作用具有复杂性,在多种因素的影响下,绿色技术创新对能源效率可能存在阻碍作用,这在两者的动态发展过程中不容忽视。一方面,有学者发现存在绿色技术创新阻碍能源效率提高的现象,这种关系主要源于“回弹效应”(Amjadi等,2018)。能源效率提高会引发替代效应和收入效应,当绿色技术创新降低能源市场价格时,企业倾向于以能源要素替换其他较为昂贵的生产要素(替代效应),从而增加能源消费量;同时,能源效率提高使得单位能源成本下降,增加了相应的能源消费的福利(收入效应),也会引致能源消耗和需求的增加(Li等,2021)。另一方面,目前我国创新面临“低创新成果转化”的困境,即专利质量存在“专利泡沫”问题(张杰等,2016)。对于绿色技术创新来说,成本高、周期长,还伴随较高的不确定性,这在一定程度上降低了企业主体研发创新的积极性(王永贵、李霞,2023)。根据委托代理理论,政府和企业之间存在严重的信息不对称,在缺乏有效环境监管的情况下,相较于实质性绿色创新,企业更愿意选择难度偏小、风险较低的策略性绿色创新(张杰等,2022),以迎合国家创新驱动发展战略和政

府创新补贴政策,在导致绿色创新数量增加的同时,创新质量却较低,难以有效提升能源效率。此外,虽然以能源节约为导向的技术创新使得生产过程中能源要素相对投入下降(王班班、齐绍洲, 2014; 何小钢、王自力, 2015),进而提高能源效率,但是考虑到我国地区间要素禀赋结构差异大,而且存在能源市场扭曲和能源价格信号失灵(潘雄锋等, 2017)、工业部门追求短期发展目标(张平淡、屠西伟, 2022)以及成本约束等影响因素,可能导致绿色技术创新与能源效率之间呈现非线性特征。据此,本文提出假设 H1。

H1:绿色技术创新与能源效率之间存在非线性的影响关系。

## (二)空间溢出效应

不同于实体资本具有特定空间区位的局限性,绿色技术可以通过国内外投资、研发交流以及产学研合作等多种途径实现知识与技术溢出,具有较强的空间相关性(潘文卿等, 2017)。但是,这种空间关系同时存在正向和负向溢出效应,因此从动态视角进行考虑,绿色技术创新与能源效率之间的空间关系也可能是非线性的。

绿色技术空间溢出对邻近地区能源效率的促进作用是显然的。城市群的本质是城市间联系不断增强的集约化过程,通过发挥绿色创新核心城市的“示范效应”,促进周边城市接受和模仿绿色技术,进而提高其绿色技术创新水平,这种正向的空间溢出效应有助于推动邻近城市实现能源转型与经济增长(邵帅等, 2022)。Kang等(2018)、吴朝霞等(2022)通过不同研究视角分析中国城市群低碳发展的技术创新路径,表明技术创新的来源对提升能源效率存在区域异质性,高收入城市依赖自主研发,而中低收入城市则主要依靠吸收与模仿高新技术。同样地,企业的能源转型也存在类似的绿色技术溢出影响,绿色技术创新占据领先地位的企业,会通过自身拥有的比较优势对其他企业产生引领和示范作用(Fernández等, 2022),而产业的空间集聚为企业间绿色技术扩散提供了条件,绿色技术扩散率不断提高,促进企业加快能源转型。因此,绿色技术创新存在正向的空间溢出效应,通过发挥绿色创新要素在区域内的“同群效应”,有效提高邻近城市的绿色技术创新水平,进而提升能源效率。

不过,也有学者对此提出异议,认为在一定条件下绿色技术创新的负向溢出效应会占主导。实践中,创新要素具有“趋利性”特征,会自发向要素资源配置效率更高、创新体系更完善的地区流动。若某地区技术创新水平、人力资本存量等都相对更高,那么该地区将吸引更多高质量创新资源与要素聚集,即产生“虹吸效应”,这抑制了邻近地区绿色技术创新并加剧区域间创新要素配置扭曲(诸竹君等, 2019)。从空间效应看,静态分析时中心区绿色创新要素聚集程度的提高会造成邻近地区能源效率的下降,主要是因为创新要素的“虹吸效应”会造成空间相关地区的竞争在同一时期处于弱势(Xin等, 2021),而且在区域整体创新水平较低的情况下,不具备模仿和吸收新技术的能力。但是,当创新要素高聚集城市的绿色创新水平在广度维度上得到显著提升时,会带动周边城市改善基础设施等条件,绿色创新中心区会逐步将创新要素向邻近地区扩散。因此,动态分析时“虹吸效应”会因基础设施的完善、区域内绿色创新资源的共享等而逐渐弱化(丁任重等, 2021),技术信息、资源要素等都会在区域内顺利实现传递,绿色技术创新在长期对邻近地区的渗透,会促进能源效率提升(Sun等, 2019)。因此,由于技术本身具有较强的空间相关性,而某地区绿色技术创新对邻近地区同时产生“正向溢出效应”及“虹吸效应”,故在动态视角下,绿色技术创新对能源效率的影响可能呈现非线性的空间关联关系。据此,本文提出假设 H2。

H2:在邻近地区创新水平不足时,本地区绿色技术创新会对能源效率产生负向空间溢出效应,

而创新水平提升后则表现为正向空间溢出效应。

### (三)影响机制分析

绿色技术创新能够通过多种渠道影响能源效率,本文试图从结构优化效应和要素配置效应两个角度阐述其影响机制。从结构优化效应角度而言,包括产业结构和能源消费结构的优化。一方面,绿色技术创新推动传统产业减排降碳和节能增效,由高消耗向高效率转变,实现产业高质量发展,提升能源效率。“结构红利假说”解释了产业结构高级化对能源效率的影响,不同产业的生产水平和总体增长速度存在差异,产业结构优化带来能源消费结构和利用效率的变化,从而提高整体经济系统生产效率。同时,绿色技术创新水平提升会加速绿色技术在产业中的应用,产业间的关联效应导致产业内部结构调整,优化产业链生产要素配置,有助于提高全要素能源效率(于斌斌,2017)。另一方面,煤炭在能源消费结构中的占比过大会导致能源效率低下,这源于煤炭使用过程中高碳排的特性,且煤炭资源丰富的地区往往对煤炭使用存在惯性,使地区整体能源效率受到负面影响。而绿色技术创新促使清洁能源(如风能、太阳能)替代煤炭等化石能源,这种替代性机制有助于降低对煤炭的依赖,增加新型能源创新技术的使用,进一步改善能源消费结构,驱动整体能源效率的提升(Han等,2007)。

从要素配置效应角度而言,绿色创新要素作为绿色技术创新的重要载体,主要包括拥有绿色知识和技能的人力资本要素以及绿色创新研发资本要素。一方面,就劳动赋能而言,绿色技术创新能够扩大对具备绿色知识和技能劳动力需求,吸引相应高水平的劳动力流入及当地人力资本质量提升,促使人力资本的不断积累与绿色发展形成良性互动,减少生产过程中能源消耗,促进能源效率提高(李思慧,2011)。另一方面,绿色金融规模扩张能够为企业绿色技术研发、改造的资金支持,缓解企业绿色创新融资约束,进而实现能源效率提升。绿色技术创新要求提高绿色金融水平,引导社会经济资源注入绿色节能、清洁能源等产业,既能通过发放绿色信贷的方式为绿色企业提供优惠利率贷款,吸引高耗能企业进行绿色研发,又能通过设立绿色发展基金等方式为中长期绿色研发项目提供资金支持。除此之外,绿色金融还可以增加高耗能企业的融资约束,“倒逼”企业进行绿色技术创新,提高能源利用效率(郭俊杰、方颖,2022)。据此,本文提出假设H3。

H3:绿色技术创新通过结构优化效应、要素配置效应促进能源效率提升。

## 三、研究设计

### (一)模型构建

#### 1. 基准回归模型

基于上述的理论分析,可知绿色技术创新与能源效率之间存在非线性的影响关系。因此,本文在模型中加入绿色技术创新的平方项,构建如下非线性的基准回归模型:

$$EE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GR_{it} + \alpha_2 \ln GR_{it}^2 + \alpha_3 X_{cont} + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $i$ 表示城市, $t$ 表示年份, $EE_{it}$ 表示能源效率, $\ln GR_{it}$ 表示绿色技术创新, $X_{cont}$ 表示一系列控制变量, $\lambda_i$ 和 $\delta_t$ 分别表示城市固定效应和年份固定效应, $\varepsilon_{it}$ 表示随机扰动项。

#### 2. 空间计量模型

考虑到各城市的绿色技术创新与能源效率都可能具有空间相关特征,故本文在实证研究部分

进一步采用空间计量模型。由于现实中因变量的空间滞后和随机冲击所形成的误差项基本同时存在,因此本文选取具有一般性的空间杜宾模型(Spatial Dubin Model, SDM)。SDM模型不仅考虑上述两种空间传导机制,而且能够分析本地区因变量受其他地区自变量的影响程度,这与本文的研究目的相契合。基于此,构建如下空间计量模型:

$$E_{it} = \alpha_0 + \rho \mathbf{W} E_{it} + \alpha_1 \ln GR_{it} + \alpha_2 \ln GR_{it}^2 + \alpha_3 X_{cont} + \theta_1 \mathbf{W} \ln GR_{it} + \theta_2 \mathbf{W} \ln GR_{it}^2 + \theta_3 \mathbf{W} X_{cont} + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $\rho$ 为空间自回归系数, $\mathbf{W}$ 为空间权重矩阵,其他变量含义同式(1)。

## (二) 指标选取及变量说明

### 1. 被解释变量

本文的被解释变量为能源效率(EE),学术界对能源效率的测算根据投入要素数量进行指标构建,主要包括单要素能源效率和全要素能源效率(Patterson, 1996)。与传统的单要素能源效率测算方法相比,袁晓玲等(2009)、王群伟等(2010)使用的全要素能源效率测算方法采用“投入-产出”的构建思路将要素纳入测算框架中,把污染物排放作为非期望产出,考虑了能源与异质性要素间的替代效应,通常被认为是更有效的测算能源效率的指标。本文参考史丹和李少林(2020)对全要素能源效率的测算方法,采用Tone(2001)定义的包含非期望产出的超效率SBM模型,以及Oh(2010)构建的Global-Malmquist-Luenberger(GML)生产率指数。

基于上述超效率SBM模型和GML生产率指数,本文以全国城市为研究样本,选取3个投入指标和2个产出指标,并通过累乘GML指数来测算各个城市每年的绿色全要素能源效率。投入指标分别为:(1)劳动力投入,以各城市年末从业人数表示;(2)能源投入,把各城市消费量较多的原煤、汽油、柴油、电力等消费量统一折算为“万吨标准煤”,大致代表能源消费总量;(3)资本投入,以各城市的资本存量表示,参考张军等(2004)的做法,利用永续盘存法进行计算,具体计算公式为 $k_{it} = k_{i,t-1}(1 - \delta) + I_{it}$ ,其中 $k_{it}$ 为*i*城市第*t*年的固定资本存量, $I_{it}$ 为*i*城市第*t*年的固定资本投资, $\delta$ 表示资本折旧率,按常规方式统一取9.6%,并以2006年为基期进行平减。产出指标分别为:(1)以地区生产总值作为期望产出;(2)以“三废”(工业二氧化硫、工业烟粉尘和工业废水)排放量作为非期望产出。

### 2. 解释变量

现有研究对绿色技术创新(lnGR)的衡量主要通过绿色专利数量。绿色专利授权量是对绿色技术创新产出的直观量化,然而专利授权通常具有滞后性,一般在专利申请后的1~3年才能获得授权(Hall和Harhoff, 2012),不能及时反映地区创新产出情况,同时受到专利测验、缴纳专利年费以及市场环境等因素的制约。相比较而言,专利申请量更能恰当地体现城市当年绿色技术创新成果。因此,本文采用当年绿色专利申请量来衡量绿色技术创新,并以绿色专利授权量进行稳健性检验。通过检索国家知识产权局公布的专利申请信息,将其与世界知识产权组织(WIPO)中的绿色专利清单相对应,进一步将其中的绿色专利申请量与地区数据进行匹配,确定城市层面的绿色专利申请量数据并予以对数化处理。

综合上述被解释变量和解释变量的衡量指标,可得到能源效率和绿色技术创新在样本期内的变化趋势(见图1)。可以看出,我国能源效率在样本期内呈现先下降后上升的趋势,绿色技术创新呈现不断增长的趋势,说明两者间可能存在非线性的影响关系,初步验证了假设H1。

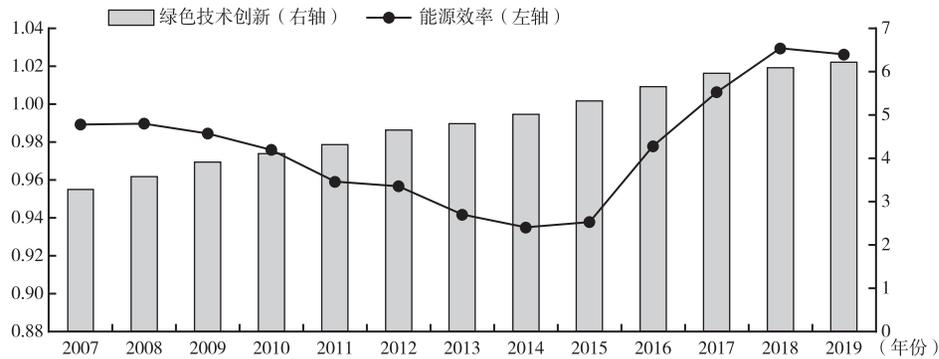


图1 2007—2019年能源效率与绿色技术创新的变化趋势

### 3. 控制变量

参考史丹和李少林(2020)、张兵兵等(2021)的相关研究,选择以下多个方面的控制变量,具体的衡量方式为:(1)人口规模( $\ln PEO$ ),以城市年末常住人口数表示,并取对数值;(2)经济发展程度( $\ln GDP$ ),以地区生产总值的对数值衡量;(3)财政科技支出强度( $TEC$ ),以政府财政科技支出占GDP的比重表示;(4)碳排放量( $CO_2$ ),以各城市二氧化碳排放量表示;(5)城镇化水平( $URB$ ),以城镇人口占总人口的比重表示。

#### (三)数据来源及预处理

本文以全国城市层面为研究对象,由于新冠疫情对经济的冲击较大,本文将时间跨度限定在2019年及以前,并剔除数据缺失较多的城市,最终选取2007—2019年261个城市的数据,共计3393个样本,个别缺失数据用插值法予以补齐。<sup>①</sup>所选取的数据来源于《中国城市统计年鉴》、《中国能源统计年鉴》、《中国环境统计年鉴》、国家知识产权局官网,以及各城市政府年度工作报告文本。

## 四、实证分析

### (一)基准回归结果

本文以城市面板数据实证研究绿色技术创新对能源效率的影响。根据设定的非线性模型进行基准回归,结果如表1所示。

表1第(1)列和第(2)列为没有加入任何控制变量及固定效应的结果,第(3)列和第(4)列加入了所选取的控制变量,第(5)列和第(6)列再加入城市固定效应和年份固定效应。对比结果可以发现,绿色技术创新与能源效率之间的线性关系并不稳定,在加入控制变量和固定效应前后,系数的方向和显著性发生了较大的变化,而在加入平方项时,绿色技术创新的系数均显著为负,绿色技术创新平方项的系数均显著为正,说明绿色技术创新与能源效率之间存在显著的U型关系。同时,为进一步验证本文非线性基准模型设定的准确性,利用Lind和Mehlum(2010)的思路进行检验。<sup>②</sup>可以发现,在绿色技术创新水平较低的情况下斜率显著为负,而在绿色技术创新水平较高的情况下斜率显著为正,说明U型关系成立。绿色技术在低创新水平时可能会降低能源效率,而在高创新水平时会提升能源效率。

① 受篇幅所限,描述性统计结果未列示,留存备索。

② 受篇幅所限,绿色技术创新与能源效率的U型关系检验结果未列示,留存备索。

表 1 绿色技术创新对能源效率的影响

变量	(1) EE	(2) EE	(3) EE	(4) EE	(5) EE	(6) EE
lnGR	0.016*** (0.005)	-0.085*** (0.017)	0.006 (0.005)	-0.085*** (0.018)	-0.011** (0.005)	-0.054*** (0.014)
lnGR <sup>2</sup>		0.010*** (0.002)		0.010*** (0.002)		0.005*** (0.002)
控制变量			Yes	Yes	Yes	Yes
城市、年份固定效应	No	No	No	No	Yes	Yes
常数项	0.899*** (0.020)	1.126*** (0.034)	0.807*** (0.206)	1.283*** (0.150)	1.573*** (0.538)	1.991*** (0.448)
调整后的 R <sup>2</sup>	0.066	0.196	0.093	0.213	0.629	0.646
N	3393	3393	3393	3393	3393	3393

注:括号内数值为稳健性标准误,\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。下同。

综合基准分析可知,绿色技术创新与能源效率之间存在显著的非线性关系,验证了假设H1。这表明,创新水平低时绿色技术带来的效果并不明显,反而会因为投入成本较大、绿色技术应用不足等问题而降低能源效率,而随着绿色技术的不断进步和创新,以及应用更加广泛,再加上政策、人才和资金等的配套落实,绿色技术成为能源转型的关键,能源效率得以提高。一方面,各地区需要重视绿色技术创新,加快绿色技术研发进程;另一方面,各地区需要提高对绿色技术的利用率,促使能源效率进一步提高。

(二)空间溢出效应

根据前文的理论分析,能源效率与绿色技术创新具有一定的空间溢出效应,为此本文采用全局莫兰指数对能源效率与绿色技术创新的空间特征进行样本分析。<sup>①</sup>可以发现,能源效率与绿色技术创新都存在显著的空间聚集性。对于能源效率来说,邻近地区间会相互影响,但是这种影响并不稳定,在个别年份出现空间效应不显著的情况。这是因为能源效率的提高并非一蹴而就,受限于经济水平的不同,各个城市间能源开发与利用的程度、能源转型的进程等均存在差异,落后地区的内源技术性增长动力不足,使得某些年份能源效率的空间效应不明显,故需要在后续分析中综合考虑地理、经济等多方面的城市距离,深入分析空间效应的成因。对于绿色技术创新来说,空间溢出效应较为显著,且随着时间的变化将更加明显,这源于各地区都提高了对绿色技术创新的重视程度;同时,地区间的交流更加密切,在共同富裕目标的引领下,邻近地区的绿色技术取得较好收益时,本地区也将获得动力和启发。因此,本文建立空间杜宾模型对绿色技术创新与能源效率之间的空间效应进行深入分析,结果如表2所示。

表 2 空间杜宾模型回归结果

变量	(1) EE	(2) EE	(3) EE
	地理距离权重矩阵	经济距离权重矩阵	经济-地理距离权重矩阵
lnGR	-0.060*** (0.005)	-0.045*** (0.005)	-0.044*** (0.005)

① 受篇幅所限,绿色技术创新与能源效率的全局莫兰指数未列示,留存备索。

续表 2

变量	(1) <i>EE</i>	(2) <i>EE</i>	(3) <i>EE</i>
	地理距离权重矩阵	经济距离权重矩阵	经济-地理距离权重矩阵
$\ln GR^2$	0.007*** (0.000)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)
$\mathbf{W} \times \ln GR$	0.011 (0.016)	-0.030** (0.012)	-0.032*** (0.012)
$\mathbf{W} \times \ln GR^2$	-0.002 (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)
$\rho$	0.081* (0.045)	0.076** (0.037)	0.260*** (0.034)
控制变量	Yes	Yes	Yes
城市、年份固定效应	Yes	Yes	Yes
Log-likelihood	4636.003	4550.581	4573.024
<i>N</i>	3393	3393	3393

由表2结果可知,绿色技术创新对能源效率的影响、交互项( $\mathbf{W} \times \ln GR$ 和 $\mathbf{W} \times \ln GR^2$ )以及空间滞后项( $\rho$ )在除地理距离以外的权重矩阵下均存在不同程度的显著效应,说明能源效率在空间关系上同时存在自身的内生交互作用和绿色技术创新带来的外生交互作用。

在空间效应上,采用地理距离权重矩阵时,交互项的系数均不显著,说明绿色技术创新对能源效率的空间效应不明显,主要原因是有些城市虽然在地理距离上邻近,但是由于经济发展水平差距较大,经济发展水平较低的城市往往无法较好地吸收空间溢出所带来的正向效应。为此,本文进一步采用经济距离权重矩阵,发现交互项 $\mathbf{W} \times \ln GR$ 的系数显著为负,交互项 $\mathbf{W} \times \ln GR^2$ 的系数显著为正,说明区域内整体绿色技术创新水平不足时,若本地区的绿色技术实现创新,将产生明显的“虹吸效应”,则邻近地区的优质资源要素会向本地区集聚,不利于邻近地区实现技术创新和能源效率提升,产生了负向空间溢出效应;而当经济发展水平不断提高,区域内各个城市的创新水平都逐渐得到提升时,绿色技术创新体系更加完善,绿色技术应用也更加广泛,能够对能源效率产生正向的空间溢出效应,即绿色技术创新不仅提高了本地区的能源效率,而且提高了邻近地区的能源效率。由此可知,综合考虑地理距离和经济距离两个方面的因素,绿色技术创新会因邻近地区创新水平不足而使得“虹吸效应”占主导,产生负向空间溢出效应,但在城市间的“创新鸿沟”缩小后,绿色技术创新的“正向溢出效应”将占主导,从而验证了假设H2。

此外,本文还采用经济-地理距离权重矩阵将城市间的地理距离和经济距离进行嵌套,得到的结论与前文一致。一方面,区域内整体创新水平不足时,绿色技术创新难以被学习和模仿,会对地理距离较近的城市产生明显的“虹吸效应”;另一方面,绿色技术与一般的实体资本不同,不受空间区位的限制,如果城市间的经济发展水平差距较小,则在长期研发及使用过程中,城市间通过交流合作能够促使绿色技术创新同步进行,以此提高能源效率,表现出较强的正向空间溢出效应;而如果城市间的经济发展水平差距较大,则正向效应和负向效应会相互作用与抵消。由此,根据现实情况,需要同时考虑地理距离和经济距离两个方面的因素,所以在后续空间效应分析中均采用经济-地理距离权重矩阵。

### (三)稳健性检验<sup>①</sup>

#### 1. 替换解释变量

由于申请的专利最终并不一定能得到授权,故需要考虑实际应用程度,用各城市绿色专利授权量重新衡量解释变量绿色技术创新,再次进行回归发现,在相同的经济-地理距离权重矩阵前提下,绿色技术创新对能源效率仍存在低创新水平的负向空间溢出效应和高创新水平的正向空间溢出效应,说明本文结论是稳健的。

#### 2. 改变样本

根据我国的行政区划,北京、天津、上海、重庆属于直辖市,由于在资源分配上会对它们有所倾向,且在政策制定和实施的过程中与其他城市存在差别,故选择剔除4个直辖市后的新样本数据进行重新估计,得到的结果与前文一致,验证了实证结果的可靠性。

#### 3. 考虑能源效率的滞后一期

由于本文的被解释变量能源效率可能存在自相关的影响,即上一年的能源效率会对本年的能源效率产生影响,因此在模型中加入能源效率的滞后一期作为控制变量,发现绿色技术创新与能源效率之间的本地效应和空间效应与前述结果基本保持一致。

#### 4. 考虑低碳城市试点政策冲击的影响

低碳城市试点是我国的重要政策,为排除政策或事件对实证结果的干扰,需要进一步在模型中加入低碳城市试点政策冲击的影响,以验证结果的准确性。具体考虑到低碳城市试点政策的时间滞后性,此处仅考虑第一批试点(2010年7月19日)和第二批试点(2012年11月26日)公布的相关城市,并将两批低碳城市试点政策实施的时间节点分别确定为2011年和2013年。检验结果证实了本文结论是稳健可信的。

### (四)异质性分析

#### 1. 城市规模差异

城市规模与区域创新行为、能源效率之间存在明显的互动关系。国务院于2014年发布了《关于调整城市规模划分标准的通知》,以城区常住人口为统计口径,将城市划分为五类七档。据此,本文将城市分为大规模城市(城区常住人口在100万人以上)和小规模城市(城区常住人口在100万人以下),检验不同城市规模下绿色技术创新对能源效率的影响。表3第(1)列结果显示,当聚焦到大规模城市时,本地效应仍然是U型关系,随着绿色技术创新水平的提高,能源效率先下降后上升,但由于大规模城市本身就具有良好的创新条件和较高的能源利用效率,其受到邻近地区大规模城市绿色技术创新的空间溢出效应并不显著。而表3第(2)列结果显示,对于小规模城市来说,一方面,绿色技术创新对本地区能源效率的影响呈现不同于前文结论的倒U型关系,即在绿色技术创新水平不断提高的过程中,能源效率先上升后下降,这说明小规模城市的能源效率提升空间较大,绿色技术的应用能够优先发挥积极作用。但与此同时,城市发展应该考虑自身的承载能力,选择适合当前阶段的创新发展方式,否则过度的绿色技术创新会导致生产成本过高,反而不利于能源效率提升。另一方面,相较于大规模城市,小规模城市在基础设施、人才、资金等方面的创新基础不足,更容易受到邻近地区的空间影响,整体创新能力较弱时表现为显著的负向空间溢出效应,创新水平提升后则表现为正向空间溢出效应。

<sup>①</sup> 受篇幅所限,稳健性检验结果未列示,留存备案。

表3 城市规模和城市定位的异质性分析

变量	(1)大规模城市	(2)小规模城市	(3)资源型城市	(4)非资源型城市
lnGR	-0.144*** (0.016)	0.015*** (0.004)	-0.009 (0.006)	-0.058*** (0.008)
lnGR <sup>2</sup>	0.011*** (0.001)	-0.003*** (0.000)	0.001 (0.001)	0.005*** (0.001)
W×lnGR	0.015 (0.037)	-0.037*** (0.010)	-0.041*** (0.015)	-0.037** (0.019)
W×lnGR <sup>2</sup>	-0.001 (0.003)	0.005*** (0.001)	0.007*** (0.002)	0.002 (0.002)
$\rho$	0.201*** (0.055)	0.120*** (0.039)	0.026 (0.055)	0.234*** (0.041)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
城市、年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
Log-likelihood	1388.598	4002.787	2326.248	2490.692
N	1300	2093	1339	2054

## 2. 城市定位差异

资源作为城市发展的重要支撑,其初始禀赋能力显然会影响到能源这一战略性资源的利用效率。根据国务院2013年发布的《关于印发全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)的通知》,可将城市划分为资源型城市和非资源型城市。表3第(3)列结果显示,资源型城市的本地效应和空间自回归系数 $\rho$ 均不显著,这是由于资源型城市的发展主要依靠资源禀赋,经济结构单一,容易陷入“资源诅咒”陷阱,使得资源利用效率较低,目前的绿色技术创新尚未有效发挥作用。同时,资源型产业一般具有垄断性特征,导致市场化程度偏低,政府干预阻碍了地区间的要素流动和协调发展。而表3第(4)列结果显示,非资源型城市受到绿色技术创新的影响显著,能源效率的提升不仅受到本地区绿色技术创新的影响,而且受到邻近地区空间溢出效应的影响。原因在于,相较于资源型城市,非资源型城市具有相对完善的产业结构和创新基础,更加依赖于通过提高绿色技术创新水平来提升能源效率,而且非资源型城市凭借良好的基础能够较快地适应经济高质量发展的趋势,区域间各种创新要素的流动将更加充分,从而产生空间溢出效应。

## 五、进一步分析

### (一)结构优化与要素配置的影响机制检验

按照理论分析的逻辑,绿色技术创新能够通过结构优化效应和要素配置效应影响能源效率,由此本文借鉴江艇(2022)对渠道检验的论述,构建如下模型进行机制检验:<sup>①</sup>

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GR_{it} + \alpha_2 \ln GR_{it}^2 + \alpha_3 X_{cont} + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, $M$ 表示机制变量,具体包括结构优化效应和要素配置效应。其余变量含义同式(1)。

<sup>①</sup> 需要说明的是,由于绿色技术创新与能源效率之间呈现U型关系,故在构建机制检验模型时,也需要考虑解释变量与机制变量之间可能存在的非线性关系,旨在进一步分析基准模型中U型关系的形成机制。

对结构优化效应的检验,本文分别以第三产业增加值占地区生产总值的比重衡量产业结构( $IS$ ),以煤炭消费与能源消费总量的比值衡量能源消费结构( $ES$ )。<sup>①</sup>表4结果显示,绿色技术创新水平较低时,第三产业增加值占比下降,煤炭消费占比上升,这是因为创新本身也需要较大的成本投入,绿色技术创新带来的效益尚不明显,同时又存在“回弹效应”,地区依赖绿色技术的初步应用,在一定程度上减少了发展工业、使用煤炭资源的后顾之忧,这些因素反而不利于能源效率的提升。而在绿色技术创新水平较高的条件下,绿色创新成果转化体系得以完善,传统高耗能产业的发展受到阻碍,第三产业所占比重明显提高,这是产业结构升级的重要特征。而且,清洁能源技术的应用更加广泛,能源消费结构也能够得到明显的改善,减少煤炭资源的使用,从而通过结构优化效应提高地区能源效率。

表4 结构优化效应与要素配置效应的影响机制检验

变量	结构优化效应		要素配置效应	
	产业结构( $IS$ )	能源消费结构( $ES$ )	人力资本质量( $HE$ )	绿色金融水平( $GF$ )
$\ln GR$	-1.031*** (0.348)	0.009* (0.005)	-0.003*** (0.001)	-0.001 (0.001)
$\ln GR^2$	0.064* (0.035)	-0.001** (0.001)	0.001*** (0.000)	0.000* (0.000)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
城市、年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
$N$	3393	3393	3340	3393

对要素配置效应的检验,本文分别以普通本专科在校学生数与总人口之比衡量人力资本质量( $HE$ ),以绿色信贷与信贷总额之比衡量绿色金融水平( $GF$ )。由表4的结果可知,绿色技术创新水平较低时,人力资本质量下降,因为此时研发投入所需的人力资本不高。同时,地区对绿色技术的应用减少了生产过程中某些环节的劳动力需求,容易对人力资本产生替代作用。然而,随着绿色技术创新程度的提高,人力资本质量和绿色金融水平均得到了明显的提升,这是因为高水平技术的研发及创新增加了人力、财力等方面的需求,相应要素的配置逐渐优化,动态适应绿色发展的需要,促使在创新效率提高的同时,能源效率也得以提高。

因此,前文提出的结构优化效应和要素配置效应均显著存在,而且结合上述分析可知,这两种效应正是绿色技术创新与能源效率之间存在非线性关系的形成机制。当绿色技术创新水平不断提高时,将通过结构与要素配置的优化来促进能源效率提升,从而验证了假设H3。

## (二)政府环境监管的作用

根据外部性理论,绿色技术创新具有技术和环境的“双重外部性”,企业进行绿色创新的社会回报率与私人回报率之间的差距远大于一般技术创新(谢荣辉,2021),因此需要政府环境监管弥补“市场失灵”的缺陷。然而,已有文献的研究结果表明,不同环境监管方式对绿色技术和能源效率的影响存在差异。对于命令控制型环境监管和市场激励型环境监管,哪种方式能促进经济与环境的双赢是学界争论的话题(张宁、张维洁,2019)。一些学者认为,我国现行体制下仍呈现以命令控制型环境监管为主的特征,以严格的技术标准和节能减排目标来倒逼绿色技术创新,更能促进

<sup>①</sup> 由于煤炭消费占比与能源效率之间呈负相关关系,所以在机制检验结果下,能源消费结构在绿色技术创新水平低和高时的系数符号与其他机制变量相反。

整体能源效率的提升。有学者对此持有异议,认为传统的命令控制型环境监管可能会增加政府监管成本甚至进一步放大“市场失灵”问题(董直庆、王辉,2019),而市场激励型环境监管更为灵活地运用税收、产权界定和政府补贴等市场化手段提供绿色创新激励(Testa等,2011),提高创新主体的主观积极性,以较低的成本达到环境目标。因此,有必要探究各类环境监管及相应监管强度对绿色技术创新的异质性作用,这也是政府对能源领域科学施策的前提条件。因此,本文进一步构建如下调节效应模型,以深入分析政府环境监管的作用:

$$EE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln GR_{it} + \alpha_2 \ln GR_{it}^2 + \alpha_3 \ln GR_{it} \times RG + \alpha_4 \ln GR_{it}^2 \times RG + \alpha_5 RG + \alpha_6 X_{cont} + \lambda_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,  $RG$  表示相应的政府环境监管强度,即模型的调节变量,具体包括命令控制型环境监管强度( $COM$ )和市场激励型环境监管强度( $INC$ )。其余变量含义同式(1)。

借鉴陈诗一和陈登科(2018)的方法,命令控制型环境监管强度( $COM$ )采用每年各城市政府工作报告中与环保有关的词频数及其所占比重衡量,因为各城市政府工作报告是依法行政和指导政府部门工作的纲领性文件,报告中环境监管有关词语的出现频数及其所占比重能够较好地反映政府环境监管强度。而市场激励型环境监管强度( $INC$ )可从绿色权益发展深度方面考虑。作为激励型环境监管手段,要求污染排放主体对外部不经济性进行内部化处理,通过降低企业绿色技术研发及使用成本,促进能源结构优化与能源效率提高。已有研究多从排污权交易政策(史丹、李少林,2020)、碳排放权交易政策(胡珺等,2023)等绿色权益角度探讨市场激励型环境监管政策的作用,因此本文采用碳交易、用能权交易及排污权交易之和占权益市场交易总额的比例衡量市场激励型环境监管强度,以反映政府对污染排放主体进行绿色技术研发及使用的激励和支持。

政府环境监管的调节效应结果显示,绿色技术创新与能源效率之间依然呈非线性的关系,而且不同环境监管方式的调节效果存在差异。<sup>①</sup>此外,由于环境监管强度与绿色技术创新之间可能也是一种非线性关系,以往研究[如董景荣等(2021)]也支持这种观点。因此,为了得到更准确的结论,需要进一步深入分析不同环境监管强度下,命令控制型环境监管与市场激励型环境监管所产生的调节作用。具体结果如图2和图3所示。<sup>②</sup>

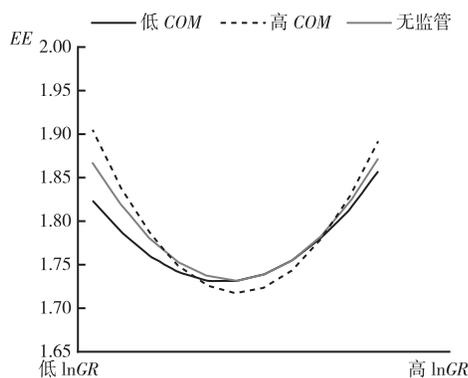


图2 命令控制型环境监管及不同强度的调节机制

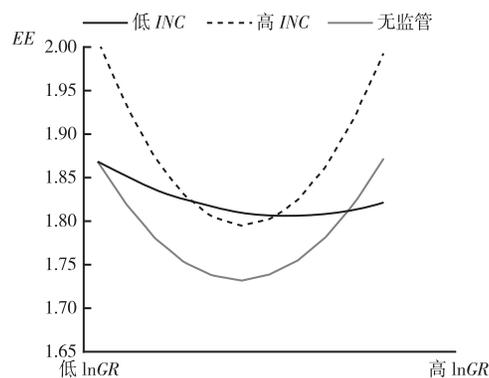


图3 市场激励型环境监管及不同强度的调节机制

① 受篇幅所限,政府环境监管的调节效应结果未列示,留存备案。

② 图2和图3是根据模型回归得到的核心变量系数所绘制的拟合图,目的在于比较实施环境监管前后以及不同环境监管强度下曲线拐点的变化情况。

由此可知,适度的命令控制型环境监管能够促使绿色技术创新与能源效率之间非线性关系的拐点提前到达,说明当政府实施适度的环境监管时,有助于推动绿色技术创新,促使污染排放主体重视环境问题,在收益大于成本的情况下使用先进的绿色技术,从而逐渐提高能源效率。然而,随着命令控制型环境监管强度的提高,拐点将右移,甚至大于没有环境监管的情况,这说明如果政府的命令控制型环境监管强度过高,导致使用绿色技术的收益无法弥补用于研发创新的成本,反而会影响企业进行绿色技术创新的积极性,阻碍能源转型的进程和能源效率的提高。但是,对于市场激励型环境监管来说,监管强度越高,意味着市场激励的权益交易机制越完善,促使污染排放主体减少能耗和进行绿色创新的意愿增强,能源效率得以提高;相反,在市场激励型环境监管强度较低的情况下,不利于拐点提前到达和能源效率提升。

## 六、结论与启示

本文基于2007—2019年全国城市层面的面板数据构建非线性的基准回归模型和空间计量模型,考察绿色技术创新对绿色全要素能源效率的影响及空间溢出效应,并分析了结构优化、要素配置的影响机制和政府环境监管的调节机制,得到以下研究结论。(1)绿色技术创新与能源效率之间存在非线性的动态关系,在低创新水平时会对能源效率产生一定的抑制作用,而创新水平的不断提高能够显著改善能源效率。(2)绿色技术创新的空间溢出效应显著,当区域内整体绿色技术创新水平较低时,将会产生“虹吸效应”,而当各个城市的创新水平逐渐提升、经济发展水平差距较小时,绿色技术创新能够对能源效率产生正向的空间溢出效应,带动邻近地区绿色发展,而且对于小规模城市、非资源型城市等绿色技术创新依赖度较高的城市类型来说,上述的多重影响效应更加明显,能够更好地发挥技术创新的优势。(3)进一步分析发现,绿色技术创新主要通过结构优化效应和要素配置效应两种机制影响能源效率,具体表现为绿色技术创新助推产业结构高级化、合理化,降低能源消费结构中的煤炭占比,同时创新扩大了对高素质人力资本和研发资金的需求,生产要素不断优化,从而提高能源效率;而政府环境监管在推动绿色技术创新发展中也具有重要作用,能够影响绿色技术创新与能源效率之间的作用关系,适度的命令控制型环境监管能够促使绿色技术创新更早地对能源效率产生积极作用,但当环境监管强度过高时,反而会影响绿色技术创新的积极性,阻碍能源效率的提高,而对于市场激励型环境监管来说,市场交易机制越完善,所能带来的监管效能越显著。

结合上述结论,本文提出以下政策启示。(1)以绿色技术合作带动城市间绿色技术创新及扩散,注重城际环境政策协调。城际绿色技术合作不仅能够提高绿色技术研发效率,而且能够促进绿色创新要素的流通与利用,这是构建开放型绿色技术创新网络的重要途径。建议政府在制定环境政策时,要注重相邻城市间绿色技术创新活动在空间规划上的协同,并依托具体能源项目推动城市间绿色技术的研发合作与创新溢出,进而提升整体能源效率。(2)增强绿色技术核心城市的创新策源能力,推动产业结构与能源消费结构优化以及生产要素合理配置。对于绿色技术创新水平高的核心城市,应发挥绿色技术创新链分工合作中的组织引领作用;而对于绿色技术创新水平相对较低的城市,应着重打造坚实的绿色技术基础以承接外来绿色技术扩散。在这个过程中,不仅要完善绿色技术人才培养引进以及企业资金引导扶持的相关政策,促进绿色创新要素的有效利用,而且要推动绿色产业布局,实现产业结构调整与能源效率改善的协调发展。(3)政府应相机选择最优的环境监管政策,合理利用环境监管组合工具,解决政策资源错配问题。绿色技术创新对

能源效率的动态作用关系会受到政府环境监管的影响,当监管强度较低时,政府应强化制度管理、提高监督执法效率,配合使用征收环境税、排污费等政策;当监管强度较高时,政府应当秉持谨慎和适度原则,建立更加完善的市场化机制,更多地运用激励型手段。同时,应考虑不同城市经济发展状况、产业结构、绿色创新资源禀赋的差异,避免采取“一刀切”的办法。

参考文献:

1. 陈诗一、陈登科:《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》,《经济研究》2018年第2期。
2. 丁任重、许渤胤、张航:《城市群能带动区域经济增长吗?——基于7个国家级城市群的实证分析》,《经济地理》2021年第5期。
3. 董景荣、张文卿、陈宇科:《环境规制工具、政府支持对绿色技术创新的影响研究》,《产业经济研究》2021年第3期。
4. 董直庆、王辉:《环境规制的“本地—邻地”绿色技术进步效应》,《中国工业经济》2019年第1期。
5. 郭俊杰、方颖:《绿色信贷、融资结构与企业环境投资》,《世界经济》2022年第8期。
6. 何小钢、王自力:《能源偏向型技术进步与绿色增长转型——基于中国33个行业的实证考察》,《中国工业经济》2015年第2期。
7. 胡珺、方祺、龙文滨:《碳排放规制、企业减排激励与全要素生产率——基于中国碳排放权交易机制的自然实验》,《经济研究》2023年第4期。
8. 江艇:《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》,《中国工业经济》2022年第5期。
9. 李思慧:《产业集聚、人力资本与企业能源效率——以高新技术企业为例》,《财贸经济》2011年第9期。
10. 刘自敏、申颖:《有偏技术进步与中国城市碳强度下降》,《科学学研究》2020年第12期。
11. 潘文卿、吴天颖、胡晓:《中国技术进步方向的空间扩散效应》,《中国工业经济》2017年第4期。
12. 潘雄锋、彭晓雪、李斌:《市场扭曲、技术进步与能源效率:基于省际异质性的政策选择》,《世界经济》2017年第1期。
13. 任胜钢、郑晶晶、刘东华、陈晓红:《排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据》,《中国工业经济》2019年第5期。
14. 邵帅、范美婷、杨莉莉:《经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察》,《管理世界》2022年第2期。
15. 史丹、李少林:《排污权交易制度与能源利用效率——对地级及以上城市的测度与实证》,《中国工业经济》2020年第9期。
16. 王班班、齐绍洲:《有偏技术进步、要素替代与中国工业能源强度》,《经济研究》2014年第2期。
17. 王群伟、周德群、沈璇、张力菠:《我国全要素能源效率的测度与分析》,《管理评论》2010年第3期。
18. 王永贵、李霞:《促进还是抑制:政府研发补助对企业绿色创新绩效的影响》,《中国工业经济》2023年第2期。
19. 吴朝霞、许越、孙坤:《城市集聚效应对绿色技术创新的影响研究——基于中国232个地级及以上城市的空间计量分析》,《经济地理》2022年第10期。
20. 谢荣辉:《绿色技术进步、正外部性与中国环境污染治理》,《管理评论》2021年第6期。
21. 鄢哲明、杨志明、杜克锐:《低碳技术创新的测算及其对碳强度影响研究》,《财贸经济》2017年第8期。
22. 于斌斌:《产业结构调整如何提高地区能源效率?——基于幅度与质量双维度的实证考察》,《财经研究》2017年第1期。
23. 袁晓玲、张宝山、杨万平:《基于环境污染的中国全要素能源效率研究》,《中国工业经济》2009年第2期。
24. 张兵兵、周君婷、闫志俊:《低碳城市试点政策与全要素能源效率提升——来自三批次试点政策实施的准自然实验》,《经济评论》2021年第5期。
25. 张杰、陈容、郑姣姣:《策略性创新抑或真实性创新——来自中国企业设立研发机构的证据》,《经济管理》2022年第3期。
26. 张杰、高德步、夏胤磊:《专利能否促进中国经济增长——基于中国专利资助政策视角的一个解释》,《中国工业经济》2016年第1期。
27. 张军、吴桂英、张吉鹏:《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》2004年第10期。
28. 张宁、张维洁:《中国用能权交易可以获得经济红利与节能减排的双赢吗?》,《经济研究》2019年第1期。
29. 张平淡、屠西伟:《制造业集聚、技术进步与企业全要素能源效率》,《中国工业经济》2022年第7期。
30. 张意翔、成金华、汤高颖、李通屏:《技术进步偏向性、产权结构与中国区域能源效率》,《数量经济技术经济研究》2017年第8期。

31. 诸竹君、黄先海、王煌：《交通基础设施改善促进了企业创新吗？——基于高铁开通的准自然实验》，《金融研究》2019年第11期。
32. Amjadi, G., Lundgren, T., & Persson, L., The Rebound Effect in Swedish Heavy Industry. *Energy Economics*, Vol. 71, 2018, pp. 140–148.
33. Chang, T. P., & Hu, J. L., Total-factor Energy Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change: An Empirical Study of China. *Applied Energy*, Vol. 87, No. 10, 2010, pp. 3262–3270.
34. Fernández, A. M., Ferrándiz, E., & Medina, J., The Diffusion of Energy Technologies: Evidence from Renewable, Fossil, and Nuclear Energy Patents. *Technological Forecasting and Social Change*, Vol. 178, 2022, 121566.
35. Hall, B. H., & Harhoff, D., Recent Research on the Economics of Patents. *Annual Review of Economics*, Vol. 4, 2012, pp. 541–565.
36. Han, Z. Y., Fan, Y., Jiao, J. L., Yan, J. S., & Wei, Y. M., Energy Structure, Marginal Efficiency and Substitution Rate: An Empirical Study of China. *Energy*, Vol. 32, No. 6, 2007, pp. 935–942.
37. Kang, Z. Y., Li, K., & Qu, J. Y., The Path of Technological Progress for China's Low-carbon Development: Evidence from Three Urban Agglomerations. *Journal of Cleaner Production*, Vol. 178, 2018, pp. 644–654.
38. Li, W. Q., Chien, F. S., Hsu, C. C., Zhang, Y. Q., Nawaz, M. A., Iqbal, S., & Mohsin, M., Nexus between Energy Poverty and Energy Efficiency: Estimating the Long-Run Dynamics. *Resources Policy*, Vol. 72, 2021, 102063.
39. Lind, J. T., & Mehlum, H., With or Without U? The Appropriate Test for a U-Shaped Relationship. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 72, No. 1, 2010, pp. 109–118.
40. Oh, D. H., A Global Malmquist-Luenberger Productivity Index. *Journal of Productivity Analysis*, Vol. 34, No. 3, 2010, pp. 183–197.
41. Patterson, M. G., What Is Energy Efficiency? Concepts, Indicators and Methodological Issues. *Energy Policy*, Vol. 24, No. 5, 1996, pp. 377–390.
42. Saunders, H. D., Does Predicted Rebound Depend on Distinguishing between Energy and Energy Services?. *Energy Policy*, Vol. 28, No. 6–7, 2000, pp. 497–500.
43. Sun, H. P., Edziah, B. K., Sun, C. W., & Kporsu, A. K., Institutional Quality, Green Innovation and Energy Efficiency. *Energy Policy*, Vol. 135, 2019, 111002.
44. Testa, F., Iraldo, F., & Frey, M., The Effect of Environmental Regulation on Firms' Competitive Performance: The Case of the Building & Construction Sector in Some EU Regions. *Journal of Environmental Management*, Vol. 92, No. 9, 2011, pp. 2136–2144.
45. Tone, K., A Slacks-based Measure of Efficiency in Data Envelopment Analysis. *European Journal of Operational Research*, Vol. 130, No. 3, 2001, pp. 498–509.
46. Xin, D. L., Ahmad, M., Lei, H., & Khattak, S. I., Do Innovation in Environmental-Related Technologies Asymmetrically Affect Carbon Dioxide Emissions in the United States?. *Technology in Society*, Vol. 67, 2021, 101761.

## **Research on the Impact of Green Technology Innovation on Energy Efficiency**

WANG Junhao, XIE Qianying (Zhejiang University of Finance & Economics, 310018)

SHI Dan (Chinese Academy of Social Sciences, 100006)

**Summary:** China has entered a new stage of development where improving the quality of economic development and promoting coordinated regional development become the themes of socioeconomic development, and the transition to the green development model is crucial to high-quality economic development. As an important part of technological innovation, green technology innovation is a key factor in improving energy efficiency and transforming the model of economic development. Although existing literature has discussed the multifaceted impact of technological innovation on energy efficiency, no

consensus has been reached, and the specific working mechanisms and spatial effects of green technology innovation on energy efficiency have not been clearly portrayed. In addition, which type of environmental regulation can improve energy efficiency and promote high-quality economic development simultaneously is also a practical issue that deserves in-depth study.

Based on the city-level panel data from 2007 to 2019, this paper finds a non-linear dynamic relationship between green technology innovation and energy efficiency, which is characterized by the inhibitory effect when the innovation level is low and the promotional effect when the innovation level is high. In terms of spatial effect, when a region's overall green technology innovation level is low, there is a "siphoning effect"; when the level of innovation is generally improved, green technology innovation will have a positive spatial spillover effect on energy efficiency. Further analysis reveals that green technology innovation mainly affects energy efficiency through two mechanisms: the structural optimization effect and the factor allocation effect. Moderate command-and-control environmental regulation is conducive to improving energy efficiency through green technology innovation, while excessive regulatory intensity will have a hindering effect. The better the market-incentive environmental regulation is, the greater the regulatory effectiveness.

The possible contribution of this paper is as follows. First, it analyzes the dynamic relationship between green technology innovation and energy efficiency, which is "inhibitory first and then promotional", and further analyzes the working mechanism to find out the reasons for this non-linear relationship. Secondly, a dynamic perspective is added to the analysis of spatial effects, and both the "siphon effect" and the "positive spillover effect" are explored, reflecting the importance of a balanced economic development level in promoting regional green synergistic development. Thirdly, it explores the differences between command-and-control and market-incentive environmental regulation under different regulatory intensities, and distinguishes the boundaries of different types of environmental regulatory policies.

The policy implications are as follows. (1) The government should improve the efficiency of green technology innovation and facilitate their diffusion among cities through cooperation, and emphasize intercity environmental policy coordination. (2) The government should enhance core cities' innovation capacity in green technology, and promote the optimization of the industrial structure and the energy consumption structure as well as the rational allocation of production factors. (3) The government should choose the optimal environmental regulatory policies and rationally utilize environmental regulatory tools.

**Keywords:** Green Technology Innovation, Energy Efficiency, Spatial Spillover Effects, Environmental Regulation Intensity

**JEL:** L51, Q43, Q58

责任编辑:非 同