DOI:10.13216/j.cnki.upcjess.2024.01.0001

可再生能源技术创新的减排效应:空间溢出与门槛特征

范秋芳[1],王婷婷[1],刘冠男[2]

(1.中国石油大学(华东) 经济管理学院,山东 青岛 266580;2.中国石油天然气销售公司 北京分公司,北京 100020)

摘要:可再生能源技术创新是实现绿色低碳发展的重要动力。基于 2003—2020 年我国 30 个省份的面板数据,构建固定效应模型分析可再生能源技术创新对碳排放的影响及区域异质性,采用空间杜宾模型探究其空间溢出效应,并通过门槛回归模型检验可再生能源技术创新对碳排放的非线性影响。研究发现:就全国而言,可再生能源技术创新显著抑制碳排放;分区域来看,可再生能源技术创新的碳减排效应在东部地区显著,但在中部、西部及东北地区不显著;空间上,可再生能源技术创新不仅降低本地区的碳排放,同时促进邻近地区的碳减排;可再生能源技术创新对碳排放存在人口规模、研发投入、环境规制的门槛效应,较高的人口规模和研发投入、较低的环境规制可以强化可再生能源技术创新对碳减排的促进作用。

关键词:可再生能源技术创新;减排效应;异质性;空间溢出;门槛效应

中图分类号:F124.3;X321　**文献标识码:**A　**文章编号:**1673-5595(2024)01-0001-10

一、引言

全球变暖已经严重威胁到人类健康及经济社会的可持续发展。为应对气候变化,中国积极推动以二氧化碳为主的温室气体减排,力争在 2030 年前实现碳达峰,2060 年前实现碳中和。“双碳”目标要求我国加快能源转型,实现绿色低碳发展。《“十四五”能源领域科技创新规划》指出,科技决定能源未来,可再生能源技术是能源绿色低碳转型的重要驱动。未来我国应加强可再生能源关键核心技术的研发,提高可再生能源开发利用程度,实现能源低碳转型。可再生能源技术创新成为“双碳”目标的重要技术组成部分[1],是实现碳减排的关键。那么,可再生能源技术创新能否有效抑制碳排放?中国各省经济发展、资源禀赋、政策环境等差异较大,减排效应是否存在区域异质性?可再生能源技术创新能否发挥空间溢出效应对邻近地区的碳排放产生影响?什么条件下才能最大化发挥减排效应?通过分析上述问题,厘清可再生能源技术创新与碳排放的关系,对我国实现“双碳”目标和应对气候变化具有重要的现实意义。

二、文献综述

国内外学者对可再生能源技术创新展开了广泛的研究。一方面,探究可再生能源技术创新的驱动因素,主要包括政府政策[2-3]、市场竞争[4]、金融发展[5]、能源价格[6]等;另一方面,研究可再生能源技术创新的影响效应。Zhu 等[7]利用 GTWR 模型进行分析,发现可再生能源技术创新有助于清洁工业生产,并且存在区域异质性;Su 等[8]利用空间杜宾模型,发现可再生能源技术创新对绿色发展具有显著的正向影响;Yan 等[9]利用部分线性模型,证明只有相对收入水平超过关键转折点,可再生能源技术创新才会对绿色生产力产生显著影响;Wang 等[10]发现可再生能源技术创新对家庭能源贫困的缓解效应受市场化水平影响;Ge 等[11]基于 PVAR 模型和门槛回归模型,发现可再生能源技术创新对产业结构升级具有积极影响,绿色金融在其中发挥调节作用;Long 等[12]研究发现,可再生能源技术创新对制造业碳强度的抑制作用呈现时空差异性和行业异质性,空间溢出效应具有区域边界;He 等[13]认为市场分割和市场潜力对可再生能源

收稿日期:2023-04-15

基金项目:国家自然科学基金项目(72303242)

作者简介:范秋芳(1965—),女,山东昌邑人,中国石油大学(华东)经济管理学院教授,博士,研究方向为能源经济与管理。

技术创新改善碳排放效率存在单门槛效应。

关于技术创新对碳排放影响的研究,已有大量文献聚焦于一般技术创新。杨颖莎等[14]、Li 等[15]认为技术进步有利于减少碳排放;徐德义等[16]发现广义的技术创新没有表现出显著的碳减排效应。随着绿色低碳理念的发展,绿色、低碳技术创新对碳排放的影响研究逐渐增多。史安娜等[17]以长江经济带为研究对象,发现低碳技术创新能够抑制碳排放;王道平等[18]基于全球视角,研究发现低碳技术创新与碳减排呈非线性关系,低碳技术创新的减排作用受收入水平的影响;鄢哲明等[19]采用中介效应模型,研究发现低碳技术创新直接抑制碳排放,并且通过优化能源结构间接减少碳排放;古惠冬等[20]构建空间杜宾模型进行分析,发现绿色技术创新对城市碳减排产生积极影响,并通过结构优化效应和节能效应对碳减排产生间接驱动作用。

仅有少数学者将可再生能源技术创新与碳排放结合起来研究。Wang 等[21]比较可再生能源技术创新和化石能源技术创新对碳减排影响的差异,发现可再生能源技术创新的减排效果显著,而化石能源技术创新无效;Lin 等[22]研究发现,可再生能源技术创新的减排效应随煤炭消费占比的增加而减弱,随可再生能源发电比例的增加而增强;Bai 等[23]分析发现收入不平等影响可再生能源技术创新的碳减排效果。

综上所述,虽然近年来已将技术创新聚焦于可再生能源领域,但目前从可再生能源技术创新视角分析其对碳排放影响效果的研究相对较少,还需要进行深入的拓展研究。首先,现有文献较多从全国 30 个省份研究可再生能源技术创新对碳排放的影响,缺乏异质性分析;其次,忽视了可再生能源技术创新和碳排放的空间关联特征,鲜有学者考察可再生能源技术创新对碳排放的空间溢出效应;最后,可再生能源技术创新的减排效应受诸多因素影响,部分学者仅从能源结构、收入不平等角度入手,经济发展、政策环境对减排效果的差异影响有待进一步探究。鉴于此,本文拟从以下三方面进行拓展:第一,从区域异质性视角分析可再生能源技术创新对碳排放的影响,对不同区域进行面板估计,比较可再生能源技术创新影响碳排放的区域差异,为不同区域的碳减排提供新思路;第二,考虑技术的折旧和扩散效应,在准确测度可再生能源技术创新水平的基础上,建立空间杜宾模型考察可再生能源技术创新对碳排放的空间影响,修正忽视空间溢出效应造成的估计偏误;第三,构建面板门槛模型,分析不同因素条件下可再生能源技术创新对碳排放的非线性影响,丰富现有研究成果。

三、理论分析与研究假设

(一)可再生能源技术创新对碳排放的影响效应

可再生能源技术创新通过优化能源结构、提升能源效率、带动产业升级影响碳排放。第一,可再生能源技术创新能够实现以较低的成本生产可再生能源,可以满足能源需求以及改变能源结构。[22]可再生能源技术创新可以降低可再生能源成本,促进可再生能源产业的发展及其大规模开发与利用,释放可再生能源潜力,从而提高可再生能源在能源生产和消费结构中的占比,加速替代化石能源,优化能源结构,促进碳减排。第二,可再生能源技术创新可以促进可再生能源设备升级,改善基础设施,提高能源转换效率,进而提升可再生能源能效,减少对传统化石能源的依赖,降低碳排放。第三,优化产业结构、促进产业结构升级是能源技术创新推动区域绿色经济效率提升的重要抓手[24],可再生能源技术创新推动高排放、高污染产业低碳转型,实现碳减排。基于以上分析,提出本文第一个假设。

假设 H1:可再生能源技术创新能够有效抑制碳排放。

(二)可再生能源技术创新对碳排放的空间溢出效应

由于技术创新的扩散性和区域之间碳排放的流动性[25],可再生能源技术创新对碳排放的影响存在空间溢出效应。一方面,可再生能源技术创新具有显著的外部性特征,随着市场化水平提高,地区间经济、人员往来日益密切,技术要素流动更加频繁,可再生能源技术创新通过技术溢出效应会加快邻近地区的碳减排;另一方面,低碳经济和生态文明建设是现阶段政绩考核的重要指标,地方政府在晋升激励的作用下,为提升环境治理效果,会选择投资环境友好型项目[26]。减排成效显著的区域会产生示范效应,推动周围地区开展可再生能源技术创新活动,从而减少碳排放。基于以上分析,提出本文第二个假设。

假设 H2:可再生能源技术创新对碳排放存在空间溢出效应,促进“本地—邻地”的碳减排。

(三)可再生能源技术创新对碳排放的门槛效应

门槛效应的核心思想是考察被解释变量和解释变量之间的关系是否发生显著性变化,即当门槛变量数值高于或低于某一临界值时,部分重要解释变量的估计系数是否发生变化。[27]可再生能源技术创新的减排效果受多种因素的影响,本文研究在不同

的人口规模、研发投入、环境规制水平下,可再生能源技术创新对碳排放的差异影响。

在人口规模较小时,随着人口数量迅速增加,城市规模不断扩张,基础设施建设和完善消耗了大量能源,导致碳排放量增加。[28] 这一过程不利于发挥可再生能源技术创新的碳减排作用。当人口规模达到一定程度,人口数量的增加、人口密度的提高带来各种生产要素的集中,实现人力、资金等创新要素的集聚,并且能够通过充分共享各种资源和设施,降低技术创新的成本,为可再生能源技术发展奠定基础,同时能源得到集中供应, 能源的使用效率得到提升[29],促进节能减排。此外,随着人口规模的进一步扩大,人们对能源的需求增大,这对传统能源造成巨大压力,进而刺激可再生能源的广泛应用,实现碳减排。基于以上分析,提出本文第三个假设。

假设 H3: 可再生能源技术创新对碳排放的影响存在人口规模门槛,人口规模达到一定程度,可再生能源技术创新的减排效应才显著。

研发投入是科技创新的直接推动力量,科技创新的动力和产出效率受到创新投入力度的影响。[30] 研发补助可以为企业创新提供直接的资金支持,缓解资金约束,降低企业生产成本,分担创新风险。同时,政府的研发补助向市场传递积极信号,有利于改善企业外部融资环境,支持企业开展创新活动[31],可再生能源技术和其他降污减排技术得到提升,对减少碳排放产生积极作用。此外,加大研发投入可以激发企业创新积极性,有助于提升新产品开发意愿,提高企业生产率和能源转换效率,减少污染物产生[32],进而增强可再生能源技术创新对碳排放的抑制作用。基于以上分析,提出本文第四个假设。

假设 H4: 可再生能源技术创新对碳排放的影响存在研发投入门槛,研发投入达到一定水平,可再生能源技术创新的减排效应会更加显著。

关于环境规制的影响,波特假说认为,适当的环境规制可以刺激企业进行技术创新,提高企业竞争力,进而抵消环境治理带来的成本,产生创新补偿效应。[33] 然而,环境规制强度过高时,环保成本可能会挤占研发成本,人才引进和技术研发领域的资金投入被缩减。而可再生能源技术研发难度大、成本高,企业更愿意投入到具有更高经济价值的科技创新领域[34],导致可再生能源技术创新能力提升缓慢,碳减排效应减弱。由此,提出本文第五个假设。

假设 H5: 可再生能源技术创新对碳排放的影响存在环境规制门槛,当环境规制超过某一门槛值后,可再生能源技术创新的减排效应会减弱。

四、模型构建与变量选取

(一)模型构建

1. 基准回归模型

本文构建面板模型来考察可再生能源技术创新对碳排放的影响。

$$\ln \mathrm{PCE}_{it}=\beta_0+\beta_1 \ln \mathrm{RETI}_{it}+\beta_2 X_{it}+\lambda_i+\mu_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中:i 为省份;t 为时间;$\ln \mathrm{PCE}_{it}$ 为碳排放水平;$\ln \mathrm{RETI}_{it}$ 为可再生能源技术创新;X_{it} 为控制变量;λ_i 和 μ_t 分别为地区和时间固定效应;ε_{it} 为随机误差项。

2. 空间计量模型

为探究可再生能源技术创新对碳排放的空间溢出效应,构建空间杜宾模型为

$$\ln \mathrm{PCE}_{it}=\theta_0+\rho W \ln \mathrm{PCE}_{it}+\rho_1 W \ln \mathrm{RETI}_{it}+\theta_1 \ln \mathrm{RETI}_{it}+\theta_2 X_{it}+\rho_2 W X_{it}+\lambda_i+\mu_t+\varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it}=\varphi W \varepsilon_{it}+v_{it} \quad (2)$$

式中:ρ 为空间自回归系数;ρ_1、ρ_2 分别为可再生能源技术创新以及控制变量与空间滞后项的回归系数;$\boldsymbol{W}$ 为空间权重矩阵,本文选用邻接权重矩阵 $\boldsymbol{W}_1$ 进行分析,同时选择地理距离权重矩阵 $\boldsymbol{W}_2$ 做稳健性检验;θ_0 为常数项;θ_1、θ_2 为核心解释变量和控制变量对应的回归系数;ε_{it} 为随机误差项,且 $\varepsilon_{it} \sim N(0,\delta^2)$。

$$W_1=\begin{cases}0, & \text{如果地区 } i \text{ 和地区 } j \text{ 不相邻}\\ 1, & \text{如果地区 } i \text{ 和地区 } j \text{ 相邻}\end{cases} \quad (3)$$

$$W_2=\begin{cases}0, & i=j\\ 1/d_{ij}^2, & i\neq j\end{cases} \quad (4)$$

式中:d_{ij} 为地区 i 和地区 j 之间的距离。

3. 面板门槛模型

为了检验可再生能源技术创新对碳排放的非线性影响,将人口规模、研发投入、环境规制设置为门槛变量,采用面板门槛模型进一步分析。

$$\ln \mathrm{PCE}_{it}=\alpha_0+\alpha_1 \ln \mathrm{RETI}_{it} I(T_{it}\leqslant\gamma_1)+\alpha_2 \ln \mathrm{RETI}_{it} I(\gamma_1<T_{it}\leqslant\gamma_2)+\cdots+\alpha_n \ln \mathrm{RETI}_{it} I(\gamma_{n-1}<T_{it}\leqslant\gamma_n)+\alpha_{n+1} \ln \mathrm{RETI}_{it} I(T_{it}>\gamma_n)+\theta X_{it}+\lambda_i+\mu_t+\varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中:T_{it} 为门槛变量;γ 为待估的门槛值;$I(\cdot)$ 为示性函数。

(二)变量选择

1. 被解释变量

本文选取碳排放水平(PCE)作为被解释变量,使用人均二氧化碳排放量进行衡量。化石燃料是碳排放的主要来源,现有文献大多采用化石能源的消耗量对碳排放量进行测算。本文借鉴刘贤赵等[35]的方法,基于能源标准煤折算系数和碳排放系数(见表 1),选取煤炭、焦炭、原油、汽油、煤油、柴油、

燃料油、天然气 8 种化石能源计算二氧化碳排放总量。人均二氧化碳排放量(PCE)为二氧化碳排放总量(CE)与地区年末人口数(People)的比值。

$$CE=\sum_{k=1}^{8}E_k\times m_k\times n_k\times\frac{44}{12} \tag{6}$$

$$PCE=CE/People \tag{7}$$

式中:k 为能源种类;E_k 为化石能源消费量;m_k 为能源的标准煤折算系数;n_k 为能源的碳排放系数;44/12 为二氧化碳与碳的分子量之比。

表 1 标准煤折算系数和碳排放系数

能源种类	煤炭	焦炭	原油	汽油	煤油	柴油	燃料油	天然气
标准煤折算系数	0.714 3	0.971 4	1.428 6	1.471 4	1.471 4	1.457 1	1.428 6	1.214 3
碳排放系数	0.755 9	0.855 0	0.585 7	0.553 8	0.571 4	0.592 1	0.618 5	0.448 3

注:天然气标准煤折算系数单位为 kg 标准煤/m^3,其他能源均为 kg 标准煤/kg;碳排放系数单位为 kg/kg 标准煤。数据来源于《中国能源统计年鉴》《IPCC 国家温室气体清单指南》。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为可再生能源技术创新(RETI)。以往的研究通常采用专利数量衡量可再生能源技术创新,然而该方法忽视了技术折旧和扩散效应,可能会导致估计偏差。技术折旧效应表现为随着新技术的出现,旧技术逐渐被取代,旧技术的效益不断下降。技术扩散效应是指知识在不同地区和公司之间的扩散和溢出。新技术的扩散会对相应产业产生外部性,使企业更加重视专利保护。[10]因此,参考 Popp[36]和 Lin 等[22]的研究,考虑技术折旧和扩散效应的影响,测算可再生能源技术创新水平。

$$RETI_{it}=\sum_{j=0}^{t}RPAT_{ij}\exp[-\mu_t(t-j)]\{1-\exp[-\mu_2(t-j)]\} \tag{8}$$

式中:RPAT 为可再生能源专利授权数量,数据来自中国国家知识产权局的专利检索和分析系统,通过申请人地址、国际专利分类号(IPC)和公告(公开)日搜索获得 2003—2020 年我国 30 个省份已授权的可再生能源专利;μ_1 和 μ_2 分别为折旧率和扩散率,分别设定为 0.36 和 0.3[36]。本文对风能、太阳能、海洋能、生物质能、水能和储能等可再生能源展开研究。

3. 门槛变量

本文选取的门槛变量为人口规模(POP)、研发投入(RD)和环境规制(ER)。其中,人口规模用各地区年末人口数的对数表示,研发投入采用 R&D 经费支出与地区生产总值的比值表示[37],环境规制用工业污染治理投资完成额占第二产业比重衡量[38]。

4. 控制变量

借鉴宋杰鲲等[39]、卢娜等[25]、殷贺等[40]的研究,本文选取城镇化(UR)、产业结构(IS)、经济发展水平(PGDP)和能源消费结构(ECS)作为控制变量。其中,城镇化用城镇人口与地区总人口的比重表示;产业结构利用第二产业产值占地区生产总值的比重表示;经济发展水平选择人均 GDP 来衡量,为了消除价格因素的影响,以 2003 年为基期做不变价处理;能源消费结构以煤炭消费量占能源消费总量的比值表示。

(三)数据来源

鉴于数据的可获得性,本文剔除西藏以及港澳台地区,选取 2003—2020 年我国 30 个省份的面板数据进行研究。数据主要来自《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》以及各省市统计年鉴。为消除异方差的影响,本文对部分数据做对数化处理。各变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 主要变量描述性统计

变量名称	变量符号	均值	标准差	最小值	最大值
碳排放	ln PCE	2.070	0.609	0.386	3.875
可再生能源技术创新	ln RETI	4.260	1.785	-1.710	7.473
城镇化	UR	0.538	0.145	0.248	0.896
人口规模	ln POP	8.176	0.752	6.280	9.443
研发投入	RD	0.015	0.011	0.002	0.074
环境规制	ER	0.004	0.003	0.000	0.025
产业结构	IS	0.452	0.085	0.158	0.615
经济发展水平	ln PGDP	10.075	0.714	8.190	11.950
能源消费结构	ECS	0.432	0.157	0.007	0.802

五、实证分析

(一)基准回归分析

本文采用固定效应模型分析可再生能源技术创新对碳排放的影响,基准回归结果如表 3 列(1)所示。可再生能源技术创新的系数为-0.06,在 5%的水平下显著,说明可再生能源技术创新对碳排放产

生显著的抑制效应,假说 H1 得到验证。可能的原因是,可再生能源技术创新能够有效促进可再生能源的开发与利用,优化能源消费结构,减少对化石燃料的依赖,从而降低碳排放水平。

从控制变量的回归结果来看,城镇化对碳排放的影响系数显著为正,表明我国城镇化建设过程中需要大量基础设施,建筑、钢铁等高耗能产业得以发展;同时人口大量集聚带来的生活能源消耗、交通消耗增多,从而导致碳排放增加。产业结构与碳排放呈显著正相关关系,第二产业的碳排放量在我国总体碳排放量中始终占据较大比重,工业尤其是重工业的发展,导致能源需求持续增加,从而增加碳排放,由此第二产业占比的提高会导致碳排放增加。经济发展水平对碳排放的影响虽然为正,但没有通过显著性检验,说明随着我国经济转型升级与高质量发展,经济增长对碳排放的增加没有产生明显影响。能源消费结构对碳排放的影响显著为正,二氧化碳排放主要来源于化石能源的消耗,其中煤炭在我国能源消费结构中占据主导地位[41],以煤炭为主的能源消费结构是碳排放增多的主要原因之一。

表 3　基准回归结果及稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
ln RETI	−0.060**			−0.060**
	(−2.414)			(−2.389)
L. ln RETI		−0.084***		
		(−3.123)		
PRETI			−1.100***	
			(−7.107)	
UR	2.694***	2.907***	(−2.085***)	2.772***
	(4.134)	(4.419)	(6.394)	(4.281)
IS	0.894**	0.726*	0.776**	0.947**
	(2.308)	(1.984)	(3.955)	(2.432)
ln PGDP	0.193	0.089	−0.049	0.218
	(0.522)	(0.249)	(−0.423)	(0.576)
ECS	1.229***	1.236***	0.986***	1.213***
	(3.979)	(3.992)	(7.872)	(3.934)
FDI				−1.360
				(−1.428)
常数项	−2.438	−1.376	0.172	−2.675
	(−0.756)	(−0.440)	(0.174)	(−0.819)
地区固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
N	540	510	540	540
R^2	0.795	0.757	0.798	0.797

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

(二)稳健性检验

1. 内生性处理

可再生能源技术创新与碳排放可能存在双向因果关系,为了克服内生性问题,将滞后一期的可再生能源技术创新(L. ln RETI)作为解释变量进行回归分析。从表 3 列(2)可以看出,可再生能源技术创新滞后一期的回归系数仍然为负,并且通过显著性检验,与基准回归结果的系数基本一致。

2. 替换核心解释变量

用人均可再生能源技术创新(PRETI)替代可再生能源技术创新,结果如表 3 列(3)所示,可再生能源技术创新对碳排放具有显著的抑制作用,说明得到的结论是稳健的。

3. 添加控制变量

除上述控制变量外,还存在其他变量影响碳排放的情况。比如,外商直接投资(FDI)通过技术外溢效应影响碳排放。为防止遗漏变量而导致回归结果不准确,将外商直接投资作为控制变量加入模型中。表 3 列(4)的结果表明,控制变量增加没有改变可再生能源技术创新和碳排放的关系,其他控制变量的估计结果与前文一致,证明了研究结果的稳健性。

(三)异质性分析

中国幅员辽阔,区域间经济基础、自然条件、政策环境、产业结构差异较大,不同区域可再生能源技术创新对碳排放的影响可能存在异质性。本文根据国家统计局的划分标准,将 30 个省份划分为东部、中部、西部和东北四大区域,分地区回归结果如表 4 所示。

表 4　异质性分析

变量	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
ln RETI	−0.091***	−0.028	−0.042	−0.032
	(−3.630)	(−0.550)	(−0.784)	(−2.232)
控制变量	是	是	是	是
常数项	−16.915***	3.804	3.600	6.517*
	(−6.086)	(1.167)	(0.493)	(3.975)
地区固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
N	180	108	198	54
R^2	0.818	0.839	0.850	0.985

注: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;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;东北地区包括黑龙江、吉林、辽宁。

在东部地区,可再生能源技术创新对碳排放的影响显著为负。主要原因是,我国东部地区经济发达,该地区 10 个省份的人均 GDP 长年处于全国前列,物质基础雄厚,对外开放程度高,吸引外资能力强,可再生能源技术研发资金充足;北京、杭州、上海、深圳等作为最具人才吸引力的城市,科研人才集聚促进可再生能源技术研发应用,因此,东部地区可再生能源技术创新水平整体较高;山东、江苏、浙江、广东等东部沿海省份风能、海洋能资源丰富,可依托

技术创新加快可再生能源开发利用,减少对煤炭、石油的依赖,改善能源消费结构,伴随着产业转型升级,碳排放减少,可再生能源技术创新的减排效果显著。

在中部地区,可再生能源技术创新的系数为负,但并不显著。中部地区经济发展长期依赖化石能源。其中,山西、河南煤炭消费占比高达 80% 和 67%。能源对外依存度高,可再生能源开发程度偏低;产业结构以第二产业为主,本土企业多为重工业和高耗能企业,同时承接东部地区制造业等产业转移,对能源的依赖性较大[42],因此可再生能源技术创新对碳排放的抑制作用不明显。

在西部地区,可再生能源技术创新对碳排放产生负向影响,但未通过显著性检验。西部地区资源禀赋优势明显,可再生能源资源占全国资源总量的 70%以上,内蒙古、甘肃是我国重要的风能资源区,青海、新疆、宁夏等地太阳能资源丰富,四川水电资源最为丰富,各省份可再生能源开发潜力大。但是,西部地区经济实力相对较弱,可再生能源基础建设落后,技术设备陈旧,研发经费投入少,科研环境较差,高水平技术人才短缺,创新能力总体不强,可再生能源技术的商业应用还不成熟,就地消纳难,因此西部地区可再生能源技术创新发挥碳减排的作用较弱。

在东北地区,可再生能源技术创新对碳排放的负向影响同样不显著。作为中国传统的老工业基地,东北地区产业结构单一,以重工业和资源型产业为主;同时由于地理气候原因,取暖需求强烈而消耗大量煤炭,碳排放量维持在较高水平,面临低碳转型的压力。此外,由于东北三省经济衰落、人才大量流失,技术创新水平有待提升,可再生能源技术创新对碳排放的影响较弱。

(四)空间溢出效应分析

1. 空间相关性分析

本文采用全局莫兰指数测算空间相关性,计算公式为

$$I=\left[n\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\right]w_{ij}(x_i-\bar{x})(x_j-\bar{x})\Big]/\left[\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\right]w_{ij}(x_i-\bar{x})^2\Big] \tag{9}$$

式中:n 为省份,w_{ij} 为空间权重矩阵,x_i 为碳排放或可再生能源技术创新,$\bar{x}$ 为 x_i 的均值。全局空间相关性检验结果如表 5 所示,在 $\boldsymbol{W}_1$ 和 $\boldsymbol{W}_2$ 两种空间权重矩阵下,碳排放和可再生能源技术创新的全局莫兰指数均为正,除个别年份外均通过显著性检验,表明碳排放和可再生能源技术创新在省级层面呈现正向空间相关性,需采用空间计量模型进一步研究空间效应。

表 5　碳排放和可再生能源技术创新的莫兰指数

年份	碳排放		可再生能源技术创新	
	$\boldsymbol{W}_1$	$\boldsymbol{W}_2$	$\boldsymbol{W}_1$	$\boldsymbol{W}_2$
2003	0.254***	0.218***	0.263***	0.069
2004	0.327***	0.275***	0.267***	0.094*
2005	0.377***	0.300***	0.231***	0.049
2006	0.389***	0.279***	0.348***	0.154**
2007	0.399***	0.288***	0.269***	0.081*
2008	0.432***	0.283***	0.284***	0.106*
2009	0.416***	0.267***	0.277***	0.124**
2010	0.407***	0.236***	0.251***	0.102*
2011	0.390***	0.202***	0.283***	0.135**
2012	0.392***	0.203***	0.218**	0.090*
2013	0.377***	0.200***	0.245***	0.126**
2014	0.373***	0.199***	0.235***	0.111*
2015	0.340***	0.200***	0.183**	0.121**
2016	0.342***	0.199***	0.249***	0.182***
2017	0.319***	0.183***	0.201**	0.136**
2018	0.321***	0.178***	0.153*	0.143**
2019	0.324***	0.171**	0.093	0.108*
2020	0.324***	0.167**	0.154*	0.136**

2. 空间计量模型检验

为选择合适的空间计量模型,本文进行了如下检验。首先,LM 检验结果表明,除 Robust LM-lag 在 5%的水平下显著外,其他统计量均通过了 1%的显著性水平检验,证明所构建空间计量模型比较合理;其次,LR 检验和 Wald 检验在 1%的显著性水平下拒绝空间杜宾模型可以退化为空间误差模型和空间滞后模型的原假设;最后,Hausman 检验表明固定效应模型优于随机效应模型,对固定效应模型进行比较分析,最终选择个体和时间双固定的空间杜宾模型,回归结果如表 6 所示。

从表 6 可以看出,在邻接权重矩阵下,碳排放的空间自回归系数 ρ 显著为正,说明我国省域间碳排放存在空间效应,这与全局空间自相关检验一致,碳排放具有负外部性,本地区碳排放的增加会引起邻近地区碳排放水平的提升。可再生能源技术创新的系数在 1%的水平下显著为负,表明可再生能源技术创新对本地区碳排放具有显著的抑制作用,说明随着可再生能源技术的进步,可再生能源的竞争力不断增强,改善了该地区能源消费结构,进而减少碳排放。$\boldsymbol{W}\cdot\ln$ RETI 的系数为负,通过了 5%的显著性检验,表明可再生能源技术创新具有显著的空间溢出效应,即可再生能源技术创新水平的提高有助于促进邻近地区的碳减排。主要原因在于,相邻区域之间的技术创新活动联系紧密,本地可再生能源技术创新水平较高时形成示范作用,通过技术转移

等途径,提高邻近地区的可再生能源技术创新水平,从而促进其碳减排。

表 6　空间杜宾模型回归结果

变量	邻接权重矩阵	地理距离权重矩阵
ln RETI	-0.051***	-0.055***
	(-3.510)	(-3.810)
W · ln RETI	-0.070**	-0.114***
	(-2.330)	(-2.670)
UR	2.982***	2.557***
	(9.180)	(7.220)
IS	0.760***	1.022***
	(4.110)	(5.280)
ln PGDP	0.352***	0.284***
	(3.290)	(2.720)
ECS	1.217***	1.237***
	(10.840)	(10.970)
直接效应	-0.053***	-0.059***
	(-3.520)	(-3.910)
间接效应	-0.081**	-0.144***
	(-2.510)	(-2.830)
总效应	-0.133***	-0.203***
	(-3.650)	(-3.630)
ρ	0.108*	0.176**
	(1.680)	(2.220)
Log-L	389.866 7	381.866 1
R^2	0.349	0.548
N	540	540

注:括号内为 z 值。

由于存在空间滞后项,可再生能源技术创新对碳排放的影响系数仅在方向和显著性水平下是有效的,系数大小存在偏差。因此,进一步将可再生能源技术创新对碳排放影响的空间效应分解为直接效应和间接效应,空间效应分解结果如表 6 所示。在邻接权重矩阵下,可再生能源技术创新的直接效应和间接效应均显著为负,表明可再生能源技术创新的减排作用存在显著的空间溢出效应,可再生能源技术创新不仅减少本地区的碳排放,同时有助于降低邻近地区的碳排放水平,假设 H2 得到验证。

为了保证结论的稳健性,本文构建地理距离权重矩阵对比分析可再生能源技术创新对碳排放的影响。由表 6 可知,在地理距离权重矩阵下,空间杜宾回归结果中解释变量和控制变量的系数方向和显著性水平与邻接权重矩阵的结果基本一致,因此空间分析结果具有稳健性。

(五)门槛效应分析

以人口规模、研发投入、环境规制为门槛变量,探究可再生能源技术创新对碳排放的非线性影响。为确定是否存在门槛以及门槛数量,本文进行门槛效应检验。表 7 是使用 Bootstrap 方法反复抽样 300 次得到的检验结果。

表 7　门槛效应检验结果

门槛变量	门槛数	F 值	P 值	门槛估计值	临界值		
					10%	5%	1%
人口规模	单一门槛	63.03*	0.080	6.980	58.194	73.743	95.608
	双重门槛	21.14	0.670	7.582	56.909	68.165	92.356
	三重门槛	20.51	0.647	7.701	55.410	69.245	84.439
研发投入	单一门槛	44.46*	0.063	0.013	38.536	48.222	62.625
	双重门槛	38.59**	0.013	0.007	26.118	30.724	39.046
	三重门槛	19.08	0.280	0.050	30.476	40.010	63.460
环境规制	单一门槛	26.76***	0.003	0.003	16.066	18.908	21.884
	双重门槛	16.91*	0.053	0.001	14.042	17.374	24.137
	三重门槛	5.06	0.630	0.001	12.087	14.713	21.824

由表 7 可知,人口规模通过单一门槛显著性检验,未通过多重门槛检验,说明可再生能源技术创新对碳排放的影响存在单一“人口规模”门槛,门槛值为 6.980。研发投入、环境规制通过单一门槛和双重门槛检验,未通过三重门槛检验,说明可再生能源技术创新对碳排放的影响存在双重“研发投入”门槛,门槛值分别为 0.007、0.013,以及双重“环境规制”门槛,门槛值分别为 0.001、0.003。表 8 是以人口规模、研发投入、环境规制为门槛变量时的回归结果。

以人口规模为门槛变量时,可再生能源技术创新对碳排放存在单一门槛。当人口规模低于门槛值 6.980 时,可再生能源技术创新的系数为 0.025,并且不显著;当人口规模高于门槛值 6.980 后,影响系数变为-0.069 且在 5%的水平下显著。说明人口规模达到一定水平,可再生能源技术创新的减排效应才显著,假设 H3 得到验证。人口规模的提升,有利于发挥经济集聚和人才集聚所具有的共享、匹配等各类溢出效应的正外部性,有利于提高可再生能源技术创新的质量与效率,从而实现碳减排。

以研发投入为门槛变量时,当研发投入低于 0.007 时,可再生能源技术创新对碳排放的负向影响不显著;当研发投入介于 0.007 和 0.013 之间时,可再生能源技术创新显著抑制碳排放;当研发投入

高于 0.013 时,抑制作用增强。说明可再生能源技术创新对碳排放的影响存在研发投入门槛,研发投入达到较高水平时,碳减排效应更加显著,假设 H4 得到验证。研发投入的增加有利于缓解技术创新的资金约束,吸引高水平科技人才,同时为创新主体分担风险,激发可再生能源技术创新的积极性。

表 8 面板门槛模型回归结果

门槛变量	门槛区间	回归系数	t 值
人口规模	UR≤6.980	0.025	0.90
	UR>6.980	−0.069**	−2.50
研发投入	RD≤0.007	−0.015	−0.51
	0.007<RD≤0.013	−0.053*	−1.96
	RD>0.013	−0.079***	−3.24
环境规制	ER≤0.001	−0.067***	−3.08
	0.001<ER≤0.003	−0.052**	−2.47
	ER>0.003	−0.036	−1.60

以环境规制为门槛变量时,在不同环境规制强度下,可再生能源技术创新的系数始终为负,但是系数逐渐减小,当环境规制跨过第二门槛值 0.003 后,影响系数虽为负但不再显著。说明环境规制强度达到一定水平,可再生能源技术创新的减排效应不再显著,假设 H5 得到验证。这是因为环境规制强度较高时,污染治理成本上升,挤占投入可再生能源技术创新的资源,使得可再生能源技术创新进步缓慢,对碳减排的作用被削弱。因此,环境规制对于可再生能源技术创新的推动作用是有限的,适宜的环境政策,将环境规制强度控制在合理的范围内,才能最大化发挥可再生能源技术创新的减排效应。

六、结论与建议

本文基于 2003—2020 年我国 30 个省份的面板数据,利用固定效应模型、空间杜宾模型和门槛回归模型实证分析可再生能源技术创新对碳排放的影响,得出如下结论:第一,从整体来看,可再生能源技术创新显著抑制碳排放;第二,分区域来看,可再生能源技术创新的减排效应存在区域异质性,东部地区可再生能源技术创新显著促进了碳减排,中部、西部及东北地区的碳减排效果不显著;第三,可再生能源技术创新对碳排放存在空间溢出效应,对本地和邻近地区的碳排放均产生显著的抑制作用;第四,可再生能源技术创新对碳排放的影响存在单一“人口规模”门槛、双重“研发投入”和双重“环境规制”门槛,随着人口规模、研发投入的提高,可再生能源技术创新对碳排放的抑制作用增强,而随着环境规制的加强,可再生能源技术创新对碳排放的负向影响呈现减弱趋势,当跨过第二门槛值后,减排效应不再显著。

根据研究结论,本文提出以下建议。

(1)坚持创新驱动,加大可再生能源技术攻关力度。突破关键核心技术,补齐技术短板,加快前沿性、颠覆性技术创新,引领可再生能源高质量发展。首先,依托高等院校、科研机构培养能源领域人才,通过专业学习、课题研究提高自主创新能力,强化可再生能源发展人力资本支撑。其次,完善可再生能源专利保护制度和相关的政策法规,创造公平的竞争环境,激发创新活力。再次,健全可再生能源技术创新体系,发挥企业的创新主体作用,以市场为导向,合理配置创新资源,促进产学研深度融合,从而助力基础研究与产业化有效衔接,加快可再生能源技术成果转化。最后,与大数据、人工智能等新技术相结合,培育可再生能源发展新动能,顺应数字化转型趋势,实现能源绿色低碳发展。

(2)因地施策,制定差异化、科学化的减排策略。根据各地区的经济基础、资源禀赋、政策环境采取适宜的减排措施。东部地区具备经济、产业、技术优势,先行先试,积极推广可再生能源,加快产业转型升级,发展高新技术产业,实现高质量发展。中部地区转变粗放式的能源消费模式,推动传统能源的清洁高效利用,提高可再生能源使用比例,促进能源绿色低碳转型。西部地区积极引进高科技人才,学习先进技术,完善能源开发的基础设施和配套条件,充分利用丰富的风光资源,发挥地广人稀的空间优势,建设可再生能源基地,增强减排潜力。东北地区完善人才引进政策,增强城市创新活力,加快调整产业结构,减少高耗能、高污染产业,淘汰落后产能,开展清洁供暖工程,实现节能降耗减排。

(3)深化空间联动机制,加强区域协同治理。发挥可再生能源技术创新对碳排放的空间溢出效应,促进区域协调发展。启动“互联网+”智慧能源示范项目,建设可再生能源科技成果示范工程,发挥先进技术的示范作用和辐射作用,带动周边地区的可再生能源技术创新。搭建可再生能源技术创新合作平台,共享创新成果,促进技术水平整体提升。淡化行政边界,打破行政壁垒,各省制定碳减排方案时应统筹规划,加强区域交流合作,促进地区之间资本、人才、技术等要素的流动,尤其是东部地区应发挥模范作用,带动中西部及东北地区发展,协同推进可再生能源技术创新与碳减排。

(4)增加研发投入,合理调整环境规制力度。一方面,增加可再生能源技术创新研发投入,通过财政补贴、税收优惠、项目投资、绿色金融等方式为可再生能源技术创新提供资金支持。另一方面,合理

调整环境规制力度,与可再生能源技术创新发展相协调,最大化发挥可再生能源技术创新的减排作用。

参考文献:

[1] 马丽梅,司璐. 低碳城市与可再生能源技术创新[J]. 中国人口·资源与环境,2022,32(7):81-90.

[2] 李凡,朱缤绮,孙颖. 环境政策、制度质量和可再生能源技术创新——基于 32 个国家的实证分析[J]. 资源科学,2021,43(12):2514-2525.

[3] 齐绍洲,张振源. 欧盟碳排放权交易、配额分配与可再生能源技术创新[J]. 世界经济研究,2019(9):119-133.

[4] 李杨. 政府政策和市场竞争对欧盟国家可再生能源技术创新的影响[J]. 资源科学,2019,41(7):1306-1316.

[5] 齐绍洲,张振源. 碳金融对可再生能源技术创新的异质性影响——基于欧盟碳市场的实证研究[J]. 国际金融研究,2019(5):13-23.

[6] Lin B Q,Chen Y F. Does Electricity Price Matter for Innovation in Renewable Energy[J]. Energy Economics,2018(78):259-266.

[7] Zhu Y F,Wang Z L,Zhu L L. Spatiotemporal Effects of Renewable Energy Technology Innovation on Industrial Cleaner Production: A Geographically Temporally Weighted Analysis [J]. Journal of Cleaner Production, 2021, 312:127783.

[8] Su Y,Fan Q M. Renewable Energy Technology Innovation, Industrial Structure Upgrading and Green Development from the Perspective of China´s Provinces[J]. Technological Forecasting and Social Change,2022,180:121727.

[9] Yan Z M,Zou B L,Du K R, et al. Do Renewable Energy Technology Innovations Promote China´s Green Productivity Growth? Fresh Evidence from Partially Linear Functional-Coefficient Models [J]. Energy Economics, 2020, 90:104842.

[10] Wang W,Xiao W W,Bai C Q. Can Renewable Energy Technology Innovation Alleviate Energy Poverty? Perspective from the Marketization Level[J]. Technology in Society,2022,68:101933.

[11] Ge T,Cai X S,Song X W. How does Renewable Energy Technology Innovation Affect the Upgrading of Industrial Structure? The Moderating Effect of Green Finance[J]. Renewable Energy,2022,197:1106-1114.

[12] Long X, Sun H, Xue Z X, et al. How does Renewable Energy Technology Innovation Affect Manufacturing Carbon Intensity in China? [J]. Environmental Science and Pollution Research,2022,29(39):59784-59801.

[13] He A P,Xue Q H,Zhao R J, et al. Renewable Energy Technological Innovation, Market Forces, and Carbon Emission Efficiency[J]. Science of The Total Environment, 2021,796:148908.

[14] 杨莉莎,朱俊鹏,贾智杰. 中国碳减排实现的影响因素和当前挑战——基于技术进步的视角[J]. 经济研究,2019,54(11):118-132.

[15] Li W W,Wang W P, Wang Y, et al. Industrial Structure, Technological Progress and CO2 Emissions in China: Analysis Based on the STIRPAT Framework[J]. Natural Hazards,2017,88(3):1545-1564.

[16] 徐德义,马瑞阳,朱永光. 技术进步能抑制中国二氧化碳排放吗? ——基于面板分位数模型的实证研究[J]. 科技管理研究,2020,40(16):251-259.

[17] 史安娜,唐琴娜. 长江经济带低碳技术创新对能源碳排放的影响研究[J]. 江苏社会科学,2019(2):54-62.

[18] 王道平,杜克锐,鄢哲明. 低碳技术创新有效抑制了碳排放吗? ——基于 PSTR 模型的实证分析[J]. 南京财经大学学报,2018(6):1-14.

[19] 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[J]. 财贸经济,2017,38(8):112-128.

[20] 古惠冬,杨维光,陈文捷. 绿色技术创新对城市碳减排的效应研究[J]. 学术探索,2022(3):120-132.

[21] Wang Z L, Zhu Y F. Do Energy Technology Innovations Contribute to CO2 Emissions Abatement? A Spatial Perspective[J]. Science of The Total Environment, 2020, 726:138574.

[22] Lin B Q, Zhu J P. The Role of Renewable Energy Technological Innovation on Climate Change: Empirical Evidence from China[J]. Science of The Total Environment, 2019,659:1505-1512.

[23] Bai C Q, Feng C, Yan H, et al. Will Income Inequality Influence the Abatement Effect of Renewable Energy Technological Innovation on Carbon Dioxide Emissions? [J]. Journal of Environmental Management, 2020, 264:110482.

[24] 杨广晖,郑浦阳,单燕斐. 能源技术创新对区域绿色经济效率的空间溢出效应[J]. 工业技术经济, 2023,42(1):129-138.

[25] 卢娜,王为东,王淼,等. 突破性低碳技术创新与碳排放:直接影响与空间溢出[J]. 中国人口·资源与环境,2019,29(5):30-39.

[26] 王金涛,黄恒. 绿色信贷对碳排放的影响研究——基于 PSTR 模型和 SDM 模型的实证分析[J]. 当代经济管理,2022,44(9):80-90.

[27] 吴伟平,刘乃全. 异质性公共支出对劳动力迁移的门槛效应:理论模型与经验分析[J]. 财贸经济,2016(3):28-44.

[28] 范秋芳,王劲草,王杰. 城市空间结构演化的减排效应:内在机制与中国经验[J]. 城市问题,2021(12):87-96.

[29] 何文举,张华峰,陈雄超,等. 中国省域人口密度、产业集聚与碳排放的实证研究——基于集聚经济、拥挤效

应及空间效应的视角[J]. 南开经济研究,2019(2):207-225.
[30] 余子鹏,金晶. 研发创新对技术进步贡献测度及其影响因素分析[J]. 统计与信息论坛,2020,35(4):81-88.
[31] 郑方辉,范嶙杰,彭卓. 财政研发补助对企业技术创新的激励效应、作用路径及优化思路[J]. 自然辩证法通讯,2022,44(7):104-113.
[32] 张旭,王宇. 环境规制与研发投入对绿色技术创新的影响效应[J]. 科技进步与对策,2017,34(17):111-119.
[33] Michael E, Porter and Claas van der Linde. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995(9):97-118.
[34] 张鑫,徐枫. 环境规制对绿色技术创新的影响——基于政府干预视角的区域异质性分析[J]. 城市问题,2022(9):55- 64.
[35] 刘贤赵,郭若鑫,张勇,等. 中国省域碳排放空间依赖结构的非参数估计及其实证分析[J]. 中国人口·资源与环境,2019,29(5):40-51.
[36] Popp D. Induced Innovation and Energy Prices[J]. The American Economic Review,2002,92(1):160-180.
[37] 朱瑾,许智颖,刘文政. 基于非对称创新理论的中国区域绿色技术创新实现路径[J]. 中国人口·资源与环境,2022,32(2):128-139.
[38] 刘荣增,何春. 环境规制对城镇居民收入不平等的门槛效应研究[J]. 中国软科学,2021(8):41-52.
[39] 宋杰鲲,梁璐璐,牛丹平,等. 山东省地市碳排放效率测度、影响因素与提升对策[J]. 中国石油大学学报(社会科学版),2018,34(1):15-21.
[40] 殷贺,王为东,王露,等. 低碳技术进步如何抑制碳排放? ——来自中国的经验证据[J]. 管理现代化,2020,40(5):90-94.
[41] Li M C, Mao C M. Spatial Effect of Industrial Energy Consumption Structure and Transportation on Haze Pollution in Beijing-Tianjin-Hebei Region[J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2020,17(15):5610.
[42] 杨浩昌,钟时权,李廉水. 绿色技术创新与碳排放效率:影响机制及回弹效应[J]. 科技进步与对策,2023,40(8): 99-107.

责任编辑:曲 红

Emission Reduction Effect of Renewable Energy Technology Innovation: Spatial Spillover and Threshold Characteristics

Fan Qiufang[1], Wang Tingting[1], Liu Guannan[2]

(1. *School of Economics and Management*, *China University of Petroleum* (*East China*), *Qingdao* 266580, *Shandong*, *China*; 2. *China National Petroleum Corporation Beijing Branch*, *Beijing* 100020, *China*)

Abstract: Renewable energy technology innovation is an important driving force to achieve green and low-carbon development. Based on the panel data of 30 provinces in China from 2003 to 2020, a fixed-effects model is constructed to analyze the impact of renewable energy technology innovation on carbon emissions and regional heterogeneity, a spatial Durbin model is used to explore the spatial spillover effect, and a threshold regression model is used to test the nonlinear impact of renewable energy technology innovation on carbon emissions. The results show that: in terms of the whole country, renewable energy technology innovation significantly suppresses carbon emissions; by region, the carbon reduction effect of renewable energy technology innovation is significant in the eastern region, but not significant in the central, western and northeastern regions. Spatially, renewable energy technology innovation not only reduces carbon emissions in the region, but also promotes carbon emission reduction in neighboring regions. The higher population and R&D investment, as well as the lower environmental regulation, can strengthen the promoting effect of renewable energy technology innovation on carbon emission reduction.

Key words: renewable energy technology innovation; emission reduction effect; heterogeneity; spatial spillover; threshold effect

英文编校:马志强