

# 长三角区域绿色技术创新对工业二氧化碳排放影响的空间效应研究<sup>1</sup>

程丹亚<sup>1, 2, 3</sup> 曾刚<sup>1, 2, 3</sup>

(1. 华东师范大学中国现代城市研究中心, 上海 200062;

2. 华东师范大学城市与区域科学学院, 上海 200062;

3. 华东师范大学城市发展研究院, 上海 200062)

**【摘要】：**绿色技术创新是推动区域高质量发展的重要途径之一。基于 2011～2019 年长三角区域 41 个地级及以上城市的面板数据，采用 ArcGIS 空间分析和空间杜宾模型，分析了长三角区域工业二氧化碳排放和绿色技术创新水平的时空格局，并实证考察了绿色技术创新对工业二氧化碳排放影响的空间效应。研究表明：(1) 工业二氧化碳排放量处于高位小幅波动上涨态势，呈现东高西低、北高南低格局，而绿色技术创新规模先缓后急逐年递增，呈现东高西低格局，且“反 K 字型”空间格局初现雏形。(2) 绿色技术创新对碳排放的影响具有显著的空间传导效应，地理空间以及经济地理空间邻近城市的绿色技术创新水平的增加会促进本地城市的碳减排。(3) 独立绿色技术创新在抑制工业领域碳排放方面成效显著，邻近城市绿色技术创新对本地城市工业碳排放的抑制作用大于本地城市的绿色技术创新对工业碳排放的促进作用。合作绿色技术创新因规模较小对工业碳减排效果不显著。深入探索长三角区域内部城市间在促进碳减排方面协同合作、联防联控机制并加强区域内部绿色技术协同创新网络建设是进一步推动长三角低碳绿色发展的着力点。

**【关键词】：**绿色技术创新；工业二氧化碳；空间效应；空间面板杜宾模型；长三角区域

**【中图分类号】：**F127; X321 **【文献标识码】：**A **【文章编号】：**1004-8227(2023)06-1152-13

**【DOI】：**10.11870/cjlyzyjh202306004

创新驱动是实现区域绿色转型、经济高质量发展的决定性因素<sup>[1]</sup>。“双碳”目标提出后，国家相继出台了《中共中央国务院关于完整准确全面贯彻新发展理念做好碳达峰碳中和工作的意见》以及《2030年前碳达峰行动方案》两个顶层设计，体现了我国推动碳减排的信心和决心。党的二十大报告更是提出协同推进降碳、减污、扩绿、增长，推进生态优先、节约集约、绿色低碳发展。工业是碳排放的重要领域，约占 70%，推进工业领域绿色低碳发展是实现“双碳”目标的主战场<sup>[2,3]</sup>。绿色技术创新作为创新驱动与绿色低碳发展的融合点，已成为突破资源环境约束、促进可持续发展的有效手段。那么绿色技术创新如何作用于工

<sup>1</sup> 【收稿日期】：2022-08-29; 【修回日期】：2022-11-21

【基金项目】：国家自然科学基金重点项目（42130510）

【作者简介】：程丹亚（1989～），女，博士研究生，主要研究方向为绿色技术创新与创新网络。E-mail: dyen0422@163.com

【\* 通讯作者 E-mail】：gzeng@re.ecnu.edu.cn

---

业领域的碳减排，是实现结构性和区域联动性碳减排必须了解的科学命题。

绿色技术创新为“双碳”目标实现提供了重要抓手，然而绿色技术创新与碳减排的关系尚未达成共识。已有研究主要形成两大观点：一是绿色技术创新能够抑制碳排放。徐建中等<sup>[4]</sup>认为发明型绿色技术创新和实用新型绿色技术创新均能显著抑制二氧化碳排放；Tang 等<sup>[5]</sup>研究表明绿色技术创新与碳排放呈显著负向关系。朱于珂等<sup>[6]</sup>证实了企业通过绿色技术创新能够抑制 CO<sub>2</sub> 排放强度。Dong 等<sup>[7]</sup>以提出碳中和目标的 32 个发达国家为研究样本，运用空间计量模型探讨了绿色技术创新对碳排放效率的影响，认为绿色技术创新可以通过影响经济发展和城市化显著提高碳排放效率，进而实现碳减排。二是绿色技术创新在某些条件下抑制碳排放。一些学者认为绿色技术创新引发的能源反弹效应不利于碳减排，即随着绿色技术的进步提高了能源利用效率，但能源利用效率的提高反过来又增加了对能源使用的需求。使用量的增加可能会抵消绿色技术创新水平提高而产生的一些节能<sup>[8, 9, 10, 11]</sup>。一些学者研究发现当收入水平高于临界值时，绿色技术创新对抑制二氧化碳排放才有显著贡献<sup>[12, 13]</sup>。此外，有学者认为绿色技术创新对碳排放的影响存在区域异质性，如 Cai A X 等<sup>[14]</sup>采用基于 STIRPAT 方程的空间面板计量经济学模型，研究了中国省域绿色技术创新与二氧化碳排放之间的关系，认为从区域样本来看，东部和中部地区的绿色技术创新通过优化产业结构、提高能源利用效率等方式有效实现碳减排，而在西部地区，绿色技术创新却显著促进全省的碳排放。

综上所述，绿色技术创新与碳排放存在较强的相关关系。绿色技术创新对碳减排的影响通过优化城市产业结构发挥结构优化效应、降低能源消耗强度发挥节能效应以及通过提高二氧化碳利用效率等方式实现。实际上，绿色技术创新旨在有效地解决经济增长与环境保护之间的矛盾，也就是说绿色技术创新并非仅能实现节能减排还能提高经济发展水平。绿色技术创新对二氧化碳排放的作用体现在直接影响和规模效应两个方面，前者是指绿色技术创新可以通过提高能源利用效率来有效减少碳排放，后者是指绿色技术创新促进了经济规模和产出水平的扩大，引起更多的能源消耗，间接导致碳排放水平上升<sup>[15]</sup>。绿色技术创新是否会降低碳排放，取决于直接影响和规模效应的角力。此外，在碳减排以及 GDP 考核双重约束下，部分地方政府将会提高企业环境准入门槛，大力鼓励当地企业进行绿色技术创新，或采取税收减免等措施吸引绿色技术程度高的企业进入。这种来自碳排放的污染压力和 GDP 考核的经济压力对绿色技术创新需求的刺激也会间接的影响碳排放。

绿色技术创新公共物品属性较强，具有周期长、风险大、投入产出效益低等特点。合作创新能够带来大量异质性知识资源，降低技术创新风险，但是过度依赖合作创新模式可能造成独立研发体系失去自身核心竞争力<sup>[16, 17]</sup>。已有研究多把绿色技术创新当作一个整体，鲜有学者探究自主创新和不同创新主体间协同创新对碳减排的作用机制存在何种程度的差异。在研究方法上，现有研究大多采用传统的多元回归或者单一空间权重矩阵下的空间效应分析，鲜有研究考虑多种类型空间权重矩阵设定下的绿色技术创新对碳排放影响的空间效应。长三角区域是我国工业生产密集区域，以长三角区域 41 个城市为研究对象，在多种空间权重矩阵下运用 SPDM 模型探究该区域整体绿色技术创新、独立绿色技术创新和合作绿色技术创新对工业二氧化碳排放影响的空间效应，为“双碳”背景下优化长三角区域绿色低碳协同空间发展战略具有一定启示。

## 1 研究设计

### 1.1 空间计量模型和指标选择

#### 1.1.1 空间计量模型构建

一个城市的工业二氧化碳排放可能会受到其它城市，尤其是邻近城市工业二氧化碳排放的影响，各城市间的工业二氧化碳排放存在空间溢出效应。为了实证考察绿色技术创新对工业二氧化碳排放的空间效应，本文拟采用纳入空间要素的空间面板杜宾模型(SPDM)。SPDM 模型可将计算结果进一步分解为直接效应与间接效应，且从直接效应和间接效应两个方面来解释其回归系数更能准确反映本地和邻近区域变量变化对工业二氧化碳排放贡献程度的差异<sup>[18]</sup>。在 Anselin 教授于 1988 年提出的空间杜宾模型基本表达式的基础上，构建空间计量模型如下：

---


$$CE_{it} = \alpha_i + \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} CE_{jt} + \beta X_{it} + \delta \sum_{j=1}^n W_{ij} X_{jt} + u_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中：CE<sub>it</sub> 表示城市 i 在 t 年的工业二氧化碳排放量；W<sub>ij</sub> 表示空间权重矩阵；i 和 j 均表示城市个体；n 为城市数量；α<sub>i</sub> 为截距项；λ 表示空间回归系数；X 为自变量；β 表示各自变量的回归系数；W<sub>ij</sub>X<sub>it</sub> 为各自变量的空间滞后项；δ 为其空间滞后项的系数；μ<sub>i</sub> 为城市个体效应；σ<sub>t</sub> 为时间效应；ε<sub>it</sub> 为随机误差项。

为了减弱模型中样本数据的异方差性，给各变量分别取对数，具体表达式如下：

$$\begin{aligned} \ln CE_{it} = & \lambda W \ln CE_{it} + \beta_1 \ln GTI_{it} + \beta_2 \ln SGTI_{it} + \\ & \beta_3 \ln CoGTI_{it} + \beta_4 \ln GDP_{it} + \beta_5 \ln IS_{it} + \\ & \beta_6 \ln FDI_{it} + \beta_7 \ln RD_{it} + \delta_1 W \ln GTI_{it} + \\ & \delta_2 W \ln SGTI_{it} + \delta_3 W \ln CoGTI_{it} + \\ & \delta_4 W \ln GDP + \delta_5 W \ln IS_{it} + \delta_6 W \ln FDI_{it} + \\ & \delta_7 W \ln RD_{it} + \mu_i + \sigma_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

式中：CE 为因变量，表示工业二氧化碳排放量；GTI、SGTI、CoGTI 等为自变量，分别表示绿色技术创新、独立绿色技术创新和合作绿色技术创新，GDP、IS、FDI、RD 等为控制变量，分别表示经济发展水平、产业结构、对外开放程度和研发投入。

### 1.1.2 空间自相关检验

空间自相关检验是进行空间计量经济分析的基础，常用莫兰指数(Moran's I)检验区域之间是否存在空间自相关<sup>[19]</sup>。本文采用全局自相关来描述城市工业二氧化碳排放量的整体分布情况，以判断其在空间上是否存在集聚性，通常用的检验统计量为 Global Moran's I 指数，计算公式如下：

---


$$\text{Global Moran's } I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x}) (x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (3)$$

式中：n 表示长三角区域 41 个城市；S2 表示样本方差；Wij 表示空间权重；xi、xj 分别为城市 i 和 j 的工业二氧化碳排放量； $\bar{x}$  为 x 的样本均值。

全局莫兰指数的取值范围为 [-1, 1]。当 Moran's I 的取值区间为 [-1, 0)、0 及 (0, 1] 时，分别表示区域工业二氧化碳排放存在空间负相关、空间不相关及空间正相关。显著性检验可以使用标准化统计量 Z 检验实现，当选用 95% 的置信水平时， $|Z| > 1.96$ ，表示空间自相关显著。其计算公式如下：

$$Z = \frac{I - E(I)}{\sqrt{\text{Var}(I)}} \quad (4)$$

#### 1. 1. 3 空间权重矩阵设定

空间权重矩阵的构建是进行空间计量相关分析的基础。为全面客观反映城市间的空间关联程度及绿色技术创新对工业二氧化碳排放影响的空间效应。本文分别选择基于城市间地理距离构建的反地理距离权重矩阵 (W1)、基于城市间经济发展水平差距构建的经济距离权重矩阵 (W2) 以及综合考虑城市间经济发展水平和地理距离构建的经济地理嵌套矩阵 (W3)<sup>[20]</sup>，见式：(5)～(7)：

$$W_1 = \frac{1}{d_{ij}} \quad (5)$$

式中：W1 为反地理距离权重矩阵，使用城市间地理距离的倒数；dij 表示 i 和 j 两市之间的球面距离。

$$W_2 = \frac{1}{|\bar{Y}_i - \bar{Y}_j|} \quad (i \neq j) \quad (6)$$

式中:  $W_2$  为经济距离权重矩阵, 采用两市经济发展水平差距绝对值的倒数表示;  $\bar{Y}_i$  和  $\bar{Y}_j$  分别为城市  $i$  和  $j$  在样本期间的人均 GDP 的年均值。

$$W_3 = \varphi W_1 + (1 - \varphi) W_2 \quad (7)$$

式中:  $W_3$  为经济地理嵌套权重矩阵, 综合考虑了地理距离和经济距离的空间效应,  $\varphi$  取值为 0.5。

#### 1.1.4 变量说明

##### (1) 被解释变量

工业二氧化碳排放量(CE) 本研究从能源利用视角, 采用 IPCC 碳排放清单估算法, 通过各类能源工业消费总量计算得到工业二氧化碳排放量<sup>[21]</sup>。公式如下:

$$\begin{aligned} CE &= \sum_n E(\text{CO}_2) \\ &= \sum_n M_n * NCV_n * CEF_n * COF * \frac{44}{12} \quad (8) \end{aligned}$$

式中:  $n$  表示能源种类;  $E(\text{CO}_2)$  表示各类能源产生的工业二氧化碳排放总量;  $M$  表示各类能源工业消费总量;  $NCV$  为各类能源的净发热量;  $CEF$  为单位热值当量的碳排放因子;  $COF$  为碳氧化因子(默认值设为 1);  $44/12$  表示为 C 的分子量占  $\text{CO}_2$  分子量的比值。由于各市能源品种公布的数量不太一致, 为了能够具有可比性, 本文将能源品种限定为 11 个主要能源品种(见表 1)。

表 1 工业能源碳排放估算的参数设定

能源	NCV (kJ/kg)	CEF (kgC/100 万 kJ)
原煤	20 908	25.8
洗精煤	26 344	25.8
焦炭	28 435	29.2
天然气(气态, 单位万 m <sup>3</sup> )	38 931	15.3
原油	41 816	20.0
汽油	43 070	18.9

煤油	43 070	19.5
柴油	42 652	20.2
燃料油	41 816	21.1
液化石油气	50 179	17.2
其他石油制品	9 800	20.0

## (2) 解释变量

绿色技术创新(GTI) 专利数据作为知识产权的重要体现形式, 诸多学者均使用绿色专利数据衡量区域绿色技术创新水平<sup>[22, 23]</sup>。发明专利数量是体现区域创新产出水平的重要指标。前人多直接使用发明专利申请量表征城市的技术创新水平<sup>[24, 25, 26, 27]</sup>, 由于绿色技术专利从申请到授权的时间差异较大, 采用绿色技术发明专利申请量难以客观反映城市的绿色技术创新水平, 因此本文采用绿色技术发明专利授权量表征城市的绿色技术创新水平, 并把绿色技术创新分为独立绿色技术创新(SGTI) 和合作绿色技术创新(CoGTI)。

## (3) 控制变量

笔者参考已有关于碳减排相关研究, 选取城市经济发展水平、产业结构、对外开放水平和研发投入等 4 个控制变量。选择依据如下:

经济发展水平(GDP) 已有研究表明碳减排目标的实现取决于区域经济增速与碳排放强度降速的相对关系<sup>[28]</sup>。经济发展水平对碳排放具有正反两种效应, 一方面, 经济水平的提高使得耗能性消费品逐渐普及, 从而增加碳排放; 另一方面, 随着经济发展水平提高到一定程度, 政府会加强环境立法, 该区域的产业结构、能源消费结构等多方面均会得到优化, 从而利于碳减排<sup>[29]</sup>。本文采用人均 GDP 来衡量城市的经济发展水平。

产业结构(IS) 已有研究表明产业结构与我国碳排放关系较大<sup>[30]</sup>。偏重的二产结构是导致我国当前碳排放增长的重要因素之一<sup>[31]</sup>。产业结构的调整升级对实现低碳经济具有主导作用<sup>[32]</sup>。本文参照向仙虹等<sup>[33]</sup>采用二产产值与三产产值比值表征产业结构。

对外开放水平(FDI) “污染晕轮”假说认为区域对外开放程度越高, 越能获得国际领先的环境友好型技术和产品, 从而推动当地产业转型升级, 促进区域碳减排<sup>[34]</sup>; 但对外开放程度的提高也会带来弊端, 如国外污染严重的企业大量进入, 带来“污染避难所”现象, 造成本地碳排放量增加<sup>[35]</sup>。本文使用实际利用外资额表征城市对外开放水平。

研发投入(RD) 已有研究发现增加研发投入有益于提高工业碳排放效率, 从而减少碳排放, 同时研发投入的增加也会促进工业生产效率提升, 进而增加碳排放<sup>[36, 37]</sup>。本文选择年末城镇单位的科学研究、技术服务和地质勘察就业人数表征研发投入。

## 1.2 研究区域

作为我国工业经济高度发达、创新能力最强的区域之一, 长三角区域的工业碳排放量位居全国前列<sup>[38]</sup>。根据《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》, 长三角区域包括上海市、江苏省、浙江省、安徽省全域(面积 35.8 万 km<sup>2</sup>)。为了精准诠释长三角区域绿色技术创新与工业碳排放的关系, 本文最终选择长三角全域的 41 个城市作为研究对象。

### 1.3 数据来源

根据《“十二五”控制温室气体排放工作方案》，2011年后中国低碳发展进入快车道，且2011年后各市关于工业能源消费的统计均针对主营业务收入2000万元及以上的工业法人企业。为了保证研究时段的科学性和完整性以及数据可获取性，以2011年（“十二五”计划开局之年）作为本研究的起点，2019年作为截止年份。测度工业二氧化碳排放量所用的基础数据和各类控制变量数据来自2012~2020年的《中国城市统计年鉴》和各市统计年鉴，个别缺失数据通过查找统计公报或依申请公开等方式获得。绿色技术发明专利授权量数据在IncoPat专利数据检索平台获取。根据WIPO绿色清单提供的IPC号，检索获取上海市、江苏省、浙江省以及安徽省2011~2019年绿色发明申请并授权专利的专利名称、申请人、申请日、公开（公告）日及申请人地市等信息。根据检索结果，专利申请人类型包含机构主体（企业、科研单位、大专院校、机关团体及其他）和个人。剔除申请人类型为个人的专利（直接剔除专利申请人仅为个人的专利，并把申请人类型为“个人+机构”的专利视为机构类型的专利），保留申请人类型全部属于机构主体的专利。当专利申请人为该机构主体自身且无其他共同申请人时，视该项专利为独立绿色技术创新专利；当专利申请人为多个机构主体时，可认为该项专利为合作绿色技术创新专利。

## 2 长三角区域绿色技术创新和工业二氧化碳排放的时空格局

2011~2019年长三角区域工业二氧化碳排放量整体呈现高位小幅波动上升的态势，绿色技术创新发明专利授权量呈现“先缓后急”逐年递增状态（图1）。从碳排放角度看，工业二氧化碳排放量除2016和2018年出现回落外，整体上小幅上涨，从2011至2019年平均上升了6.92%。这种平稳的增长态势表明长三角区域为响应国家“十二五”和“十三五”规划的节能减排目标，在淘汰落后产能以及促进高污染、高耗能产业升级改造等方面采取了有效的措施，但是效果还不明显。从绿色技术创新角度看，绿色发明专利总授权量由2011年的5199件上升至2019年的16323件，增长幅度达2.140倍，其中独立和合作绿色技术创新专利授权量分别增长了2.172倍和1.919倍。独立绿色技术创新专利授权量因占比比较大，与绿色技术创新专利总授权量变化趋势基本一致，合作绿色技术创新专利授权量基数相对较小，且增长幅度平缓。

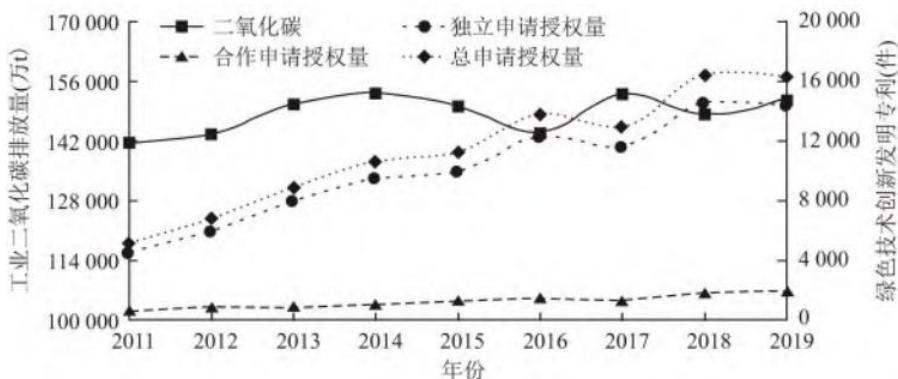


图1 2011~2019年长三角区域绿色技术创新发明专利授权量与工业二氧化碳排放量发展变化

Fig. 1 Evolution of green technology innovation patents granted and industrial carbon dioxide emissions in Yangtze River Delta from 2011 to 2019

在分析工业二氧化碳和绿色技术创新时序变化的基础上，为了进一步阐释其空间格局演变，利用ArcGIS10.2软件分别绘制2011、2015以及2019年长三角区域工业二氧化碳排放量和绿色技术创新发明专利授权量的空间图谱，并引入空间分类法中的自然断裂点法，把工业二氧化碳排放量和绿色技术创新发明专利授权量的高低依次划分为四个等级，分别为“高”“较高”“中等”和“低”（图2）。总体上看，研究时段内长三角区域工业二氧化碳排放量和绿色技术创新发明专利授权量的空间格局保持稳定。工业二氧化碳排放量呈现东高西低、北高南低格局，表现为大部分较高等级排放的城市逐渐演变为高等级排放的城市，处于高和较高等级工业二氧化碳排放水平的城市数量由2011年的8个城市，增加到2015年11个和2019年的10个，但整体分布

---

格局保持稳定。绿色技术创新在空间上整体呈现东高西低格局，“反K字型”空间格局初现雏形。高等级绿色技术创新资源由上海单中心格局逐渐向上海、南京或者上海、南京、杭州等多中心空间格局演变。2015年后中等级绿色技术创新水平的城市迅速沿沪甬线、沪杭线、沪盐线分布，而低等级绿色技术创新水平的城市稳定地分布在安徽的西北部和西南部、江苏的西北部、浙江的西南部。

### 3 实证分析

#### 3.1 模型估计与检验

为保证模型的科学性，本文先后采用 Moran's I 检验、拉格朗日乘数检验(LM)、似然比检验(LR)、Wald 检验和 Hausman 检验等方法来选择空间计量模型的适用性及具体形式。

根据表 2，在三种空间权重矩阵设定下，长三角区域工业二氧化碳排放的全局莫兰指数取值均显著正，表明该区域工业二氧化碳排放量呈现出“高-高”或“低-低”的空间正相关状态，也反映了工业二氧化碳排放量的空间相关性特征不仅可以通过地理距离上的差异来体现，还可以通过经济发展差异以及地理经济综合作用下的差异来反映。

根据表 3，在 W1、W3 权重矩阵下：首先，Robust LM(lag) test 和 Robust LM(error) test 均拒绝原假设，表明需要引入空间变量来探讨绿色技术创新和工业二氧化碳排放的关系，且 Hausman 检验结果拒绝了原假设，表明应选择固定效应的空间计量模型；其次，LR 检验和 Wald 检验均拒绝原假设，表明面板空间杜宾模型(SPDM)不能降级为面板空间滞后模型(SPLM)或面板空间误差模型(SPEM)；最后，效应检验结果显示，时间固定效应的 R<sup>2</sup> 和 log-likelihood 的数值最大，故本文最终选择包含时间固定的空间杜宾模型。在 W2 权重矩阵下，LM 检验未通过。因此，后文的空间杜宾计量分析仅考虑 W1、W3 两个权重矩阵条件下的实证结果。

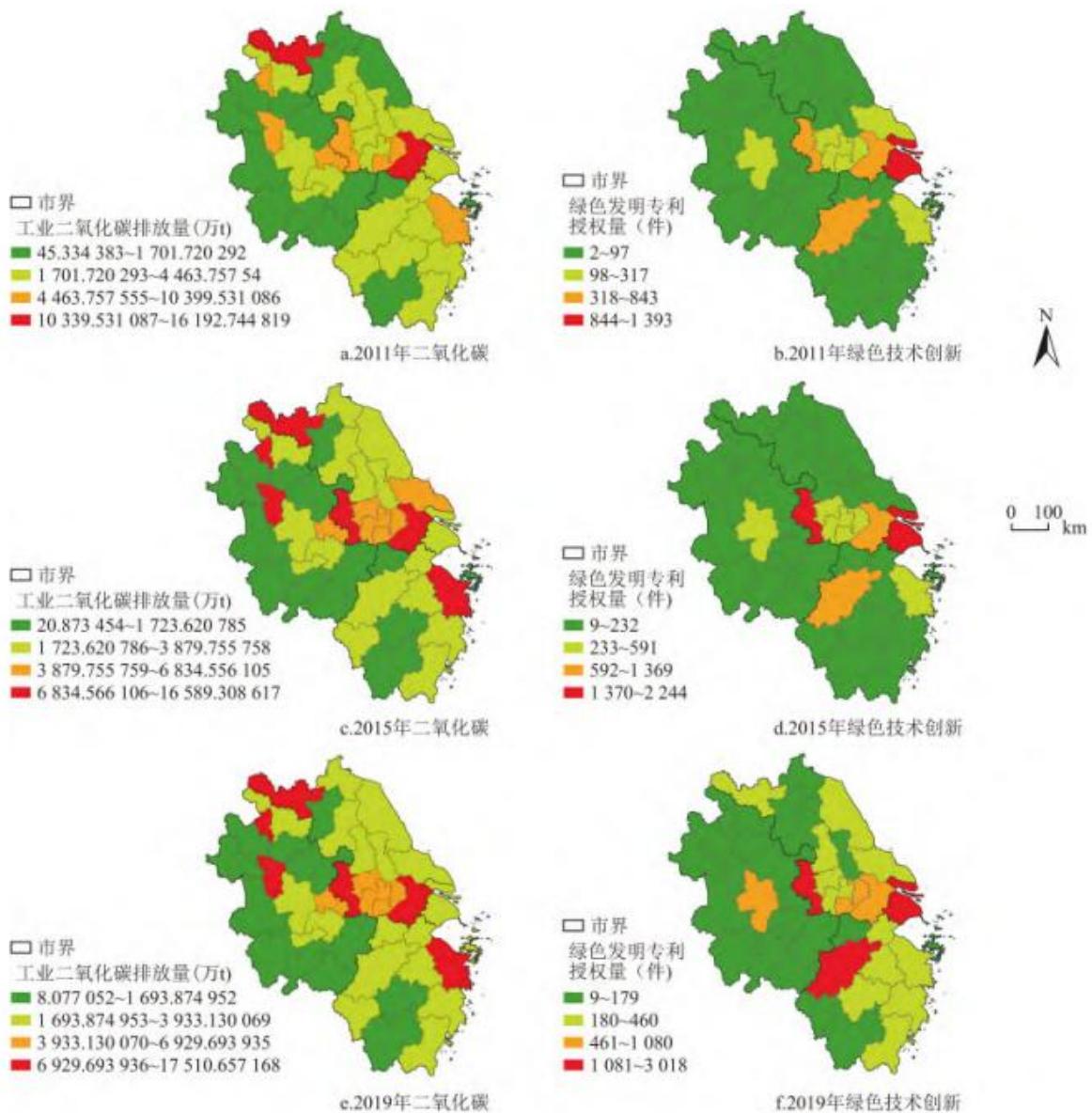


图2 2011、2015和2019年长三角区域工业二氧化碳、绿色技术创新的时空格局

Fig. 2 Spatiotemporal pattern of industrial carbon dioxide and green technology innovation in Yangtze River Delta in 2011, 2015 and 2019

表2 2011~2019年长三角区域工业二氧化碳排放量的Moran's I指数

年份	反地理距离(W1)			经济距离(W2)			经济地理嵌套(W3)		
	z	I	p-value*	z	I	p-value*	z	I	p-value*
2011	1.985	0.013**		0.047	2.823	0.268***	0.005	1.985	0.017**
2012	1.932	0.011**		0.053	2.689	0.254***	0.007	1.932	0.015**
2013	1.915	0.011**		0.055	2.522	0.233**	0.012	1.915	0.015**

2014	2.009	0.012**	0.045	2.404	0.219**	0.016	2.009	0.017**	0.045
2015	2.137	0.015**	0.033	2.365	0.212**	0.018	2.137	0.019**	0.033
2016	2.453	0.017**	0.014	2.062	0.180**	0.039	2.453	0.025**	0.014
2017	2.166	0.015**	0.030	2.036	0.174**	0.042	2.166	0.019**	0.030
2018	2.167	0.014**	0.030	2.163	0.186**	0.031	2.167	0.019**	0.030
2019	2.325	0.017**	0.020	2.242	0.185**	0.025	2.325	0.021**	0.020

注: \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1.

表 3 空间计量模型的适用性检验结果

检验	W1	W2	W3
LM(lag) test	2.284	0.022	1.265
Robust LM(lag) test	23.868***	0.265	18.626***
LM(error) test	1.427	0.017	0.858
Robust LM(error) test	23.011***	0.260	18.219***
Hausman test	42.26***	39.7***	50.52***
LR test (H0:SLM nested in SDM)	10.71*	20.08**	9.24*
LR test (H0:SEM nested in SDM)	10.47*	18.87**	9.18*
Wald Test for SLR	10.94*	20.69**	9.34*
Wald Test for SEM	10.42*	19.30**	9.30*

注: \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1.

### 3.2 绿色技术创新对工业二氧化碳排放的影响

(1) 时间固定效应的空间面板杜宾模型是研究长三角区域绿色技术创新对工业二氧化碳排放影响的最优模型。从表 4 可以看出, 在反地理距离空间权重矩阵(W1)和经济地理嵌套空间权重矩阵(W3)下, 时间固定效应模型的 R2 分别为 0.573、0.494, 大部分解释变量及其空间滞后项通过了显著性水平检验, 表明该模型的解释力度较高。

(2) 周边城市的绿色技术创新会通过地理空间和经济地理空间机制影响本地城市的工业碳减排。一方面, 在反地理距离权重矩阵和经济地理嵌套权重矩阵下空间杜宾模型的空间自相关系数分别为 -1.301、-0.367, 分别通过了 1% 或 10% 的显著性水平检验, 表明长三角区域内部本地城市的工业二氧化碳排放会受到地理空间邻近以及与其经济联系紧密的邻近城市碳排放的影响。另一方面, 解释变量的空间交互项回归结果表明存在显著的空间传导效应。两种空间权重矩阵下的  $W \times \ln GTI$  的系数均显著为负, 表明邻近城市的绿色技术创新会通过地理空间和经济地理空间机制促进本地城市的工业碳减排。地理邻近, 尤其是经济联系紧密的邻近城市易于在产业链不同环节形成垂直的创新关联, 使得本地城市的碳排放量与邻近城市的绿色技术创新水平高度相关, 即邻近城市的绿色技术创新会通过产业链关联的方式显著促进本地城市实现碳减排。此外, 四个控制变量在工业碳减排过程中

也存在显著的空间溢出效应。 $W \times \ln\text{GDP}$ 、 $W \times \ln\text{IS}$  系数显著为负，即邻近城市经济发展水平和产业结构会对本地城市的工业二氧化碳排放产生较强的负向空间溢出效应，表明随着邻近城市经济发展水平的提高和产业结构、能源消费结构等的优化，提高了碳利用率，抑制了碳排放，会对本地城市碳排放产生明显的警示作用，与邓吉祥等<sup>[29]</sup>和刘卫东等<sup>[32]</sup>的研究结论一致。 $W \times \ln\text{FDI}$  和  $W \times \ln\text{RD}$  的系数显著为正，表明邻近城市的对外开放水平和研发投入对本地城市工业二氧化碳排放具有较强的正向空间溢出效应，增加了本地城市工业二氧化碳排放。主要的原因可能是利用外资水平较高和研发投入高的区域，会通过“污染晕轮效应”提高本地环境友好型技术和产品，推动其自身产业转型升级，但是会通过把高污染、高耗能、高排放的产业转移给邻近城市，使邻近城市成为“污染避难所”，造成邻近城市工业二氧化碳排放量增加。

表 4 空间面板杜宾模型回归结果

变量	W1	W3	变量	W1	W3
lnGTI	0.454*** (0.00)	0.503*** (0.00)	$W \times \ln\text{GTI}$	-1.236* (0.07)	-2.837*** (0.00)
lnGDP	0.428*** (0.00)	0.480*** (0.00)	$W \times \ln\text{GDP}$	-4.686*** (0.00)	-4.425*** (0.00)
lnIS	1.262*** (0.00)	1.501*** (0.00)	$W \times \ln\text{IS}$	-6.256*** (0.00)	-6.881*** (0.00)
lnFDI	0.012 (0.85)	-0.011 (0.87)	$W \times \ln\text{FDI}$	2.859*** (0.00)	3.099*** (0.00)
lnRD	0.190*** (0.01)	0.175** (0.02)	$W \times \ln\text{RD}$	1.394** (0.02)	1.787** (0.01)
rho	-1.301*** (0.00)	-0.367* (0.24)		-1.301*** (0.00)	-0.367* (0.24)
Observations	369	369	Observations	369	369
R-squared	0.573	0.494	R-squared	0.573	0.494
Number of id	41	41	Number of id	41	41

注： \*\*\* p<0.01, \*\*p<0.05, \* p<0.1.

### 3.3 不同类型绿色技术创新对碳排放的影响

绿色技术创新的空间交互项回归系数表明绿色技术创新对工业二氧化碳排放具有显著性影响，但该系数是各地区与相邻地区的空间加权值，往往忽略了可能包含大量相邻区域之间的交互信息(溢出效应和反馈效应)，并不能直接反映绿色技术创新对工业二氧化碳排放的影响程度<sup>[39]</sup>。为了深入分析绿色技术创新对工业二氧化碳排放的影响，借助偏微分方程分别对独立绿色技

术创新和合作绿色技术创新对工业碳排放的空间效应进行分解。

### 3.3.1 独立绿色技术创新对碳排放的影响

研究期内独立绿色技术创新能显著抑制区域工业二氧化碳排放。此类绿色技术创新对工业二氧化碳的影响通过直接效应和间接效应共同作用，其中直接效应为正，间接效应为负，且间接效应系数的绝对值大于直接效应系数的绝对值(见表5)。直接效应的系数表明本地城市独立绿色技术创新规模每提高1%，则该城市的工业二氧化碳排放量提高约0.477%，主要原因可能是城市绿色技术创新水平的提高促进了经济规模和产出水平的扩大，引起更多的能源消耗，导致碳排放水平上升。间接效应的系数表明邻近城市的独立绿色技术创新规模每提高1%，则该城市的工业二氧化碳排放量会降低约1.629%。一方面可能由于邻近城市的绿色技术创新水平的空间溢出效应对本地城市工业企业碳排放产生了显著的抑制作用；另一方面可能是因为邻近城市的绿色技术创新对其所在区域产生的显著碳减排作用对本地城市产生强烈的警示作用，间接推动本地城市的碳减排。值得注意的是，虽然长三角区域独立绿色技术创新能够显著促进碳减排，但碳减排效果更多来自邻近城市绿色技术创新的空间溢出效应对本地城市碳减排的促进作用以及邻近城市工业二氧化碳排放对本地城市工业二氧化碳排放的警示作用。在碳排放的污染压力和GDP考核的经济压力下，本地城市更倾向于利用绿色技术创新手段优化能源结构和产业结构以提高工业生产率。这也解释了图1所示的为何长三角区域绿色技术创新专利授权量快速增长但是工业二氧化碳排放量仍保持高位小幅波动上涨的原因。在控制变量方面，城市发展水平、产业结构通过间接效应抑制碳排放，而研发投入通过直接和间接效应共同作用促进碳排放，还未在城市绿色低碳转型方面发挥作用。

表5 独立绿色技术创新对工业二氧化碳排放的影响

变量	直接效应		间接效应		总效应	
	W1	W3	W1	W3	W1	W3
lnSGTI	0.466*** (0.00)	0.488*** (0.00)	-0.886*** (0.00)	-2.371** (0.03)	-0.420* (0.15)	-1.883* (0.09)
	0.591*** (0.00)	0.558*** (0.00)	-2.408*** (0.00)	-3.692** (0.02)	-1.817*** (0.00)	-3.135** (0.05)
lnGDP	1.433*** (0.00)	1.516*** (0.00)	-3.853*** (0.00)	-6.115** (0.02)	-2.420*** (0.00)	-4.599* (0.08)
	-0.049 (0.50)	-0.022 (0.76)	1.361*** (0.00)	2.471*** (0.01)	1.312*** (0.00)	2.449*** (0.01)
lnRD	0.169** (0.05)	0.171** (0.05)	0.512* (0.05)	1.305* (0.09)	0.681*** (0.00)	1.475* (0.05)
	-1.289*** (0.00)	-0.364* (0.25)	-1.289*** (0.00)	-0.364* (0.25)	-1.289*** (0.00)	-0.364* (0.25)
Observations	369	369	369	369	369	369

R-squared	0.574	0.479	0.574	0.479	0.574	0.479
Number of id	41	41	41	41	41	41

注: \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1.

### 3.3.2 合作绿色技术创新对碳排放的影响

合作专利是研究知识共享与创新合作最直接有效的方式<sup>[40]</sup>。表6结果显示,空间杜宾模型的空间自回归系数在反地理距离权重矩阵和经济地理权重矩阵下分别为-1.435和-0.388均通过了1%或10%的显著性水平检验,验证了表4和表5的研究结果。由空间效应分解结果可知,在两类权重矩阵下合作绿色技术创新对工业二氧化碳排放的直接效应均在1%的水平下显著为正,间接效应系数为负,但是不显著,反映了合作绿色技术创新成果还未充分发挥碳减排作用。直接效应的结果表明合作绿色技术创新虽然可以提高能源利用效率,但因规模较小,对工业二氧化碳的减排效果不足抵消能源效率提高引起的额外能源消耗产生的二氧化碳。可见,在促进碳减排方面,既要增加合作绿色技术创新规模,并积极推动此类专利成果落地应用,又要警惕其对本地产业结构、能源消费结构优化引发的碳排放量增加<sup>[41, 42]</sup>。邻近城市合作绿色技术创新有利于本地工业碳减排,但是不显著,除了此类专利数量较少外,地理距离、经济地理距离等因素也会显著阻碍此类绿色技术创新对周边城市的空间溢出效应,进而影响碳减排效果。在控制变量方面,城市发展水平、产业结构主要通过间接效应抑制工业二氧化碳排放,且起到绝对主导作用,折射出长三角区域在促进碳减排方面,并非一味的“关停”高污染、高耗能和高排放的企业或将就近转移至周边城市。对外开放程度的间接效应系数显著为正,直接效应系数为正,但不显著。主要原因可能是对外开放程度高的区域,为了短期内获取大量FDI,把产业结构偏重和能源结构偏煤的产业转移至邻近城市。邻近城市碳排放量的增加对该城市碳排放产生正向的空间溢出效应。引入低质量FDI也会导致本区域在一定程度沦为“污染避难所”,增加了碳排放。

表6 合作绿色技术创新对工业二氧化碳排放的影响

变量	直接效应		间接效应		总效应	
	W1	W3	W1	W3	W1	W3
lnCoGTI	0.181*** (0.00)	0.194*** (0.00)	0.094 (0.66)	-0.418 (0.39)	0.274 (0.19)	-0.224 (0.66)
	0.786*** (0.00)	0.705*** (0.00)	-3.353*** (0.00)	-5.688*** (0.01)	-2.567*** (0.00)	-4.983** (0.02)
lnIS	1.524*** (0.00)	1.565*** (0.00)	-3.435*** (0.00)	-5.198** (0.02)	-1.911*** (0.01)	-3.633* (0.10)
	0.038 (0.61)	0.078 (0.29)	1.089*** (0.00)	1.846*** (0.01)	1.127*** (0.00)	1.924*** (0.01)
lnRD	0.359*** (0.00)	0.371*** (0.00)	0.104 (0.69)	0.670 (0.30)	0.462** (0.05)	1.041 (0.11)
	-1.435***	-0.388*	-1.435***	-0.388*	-1.435***	-0.388*

rho	(0.00)	(0.22)	(0.00)	(0.22)	(0.00)	(0.22)
Observations	369	369	369	369	369	369
R-squared	0.520	0.463	0.520	0.463	0.520	0.463
Number of id	41	41	41	41	41	41

注: \*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1.

## 4 结论与讨论

### 4.1 结论

(1) 2011~2019年,长三角区域城市总体的工业二氧化碳排放量保持高位小幅波动增长的态势,在空间上呈现东高西低、北高南低格局。绿色发明专利授权量增长迅速,经历了缓慢到快速的增长过程,在空间上呈现东高西低格局,且“反K字型”空间格局初现雏形。独立绿色技术创新专利授权量因占比较大,与整体绿色发明专利授权量演变趋势较为一致,涨幅达2.172倍,合作绿色技术创新专利授权量涨幅达1.919倍,且有不断增长的趋势。

(2)周边城市的绿色技术创新会通过地理空间和经济地理空间机制影响本地城市的工业碳减排。与已有未考虑空间效应或者设定在单一空间权重矩阵下得到的结论相比,设定在多种空间权重矩阵下探究绿色技术创新对工业二氧化碳影响的空间效应,更能客观反映二者的作用机制。

(3)独立绿色技术创新在促进工业碳减排方面发挥主导作用。相比合作绿色技术创新,独立绿色技术创新在促进工业领域碳减排方面成效显著,且碳减排效果更多来自邻近城市绿色技术创新的空间溢出效应对本地城市碳减排的促进作用以及邻近城市工业二氧化碳排放对本地城市工业二氧化碳排放的警示作用。合作绿色技术创新规模较小,还未对工业碳排放起到显著抑制作用。

### 4.2 政策启示

绿色技术创新是推动能源革命和产业革命、支撑实现碳达峰碳中和的核心驱动力。本研究对以绿色技术创新驱动长三角区域绿色低碳发展的具体政策启示如下:

(1)强化长三角区域内部城市间在促进碳减排方面协同合作、联防联控。

研究结论表明长三角区域内部城市间在碳减排方面具有“一荣非俱荣,但一损俱损”的特点,各城市在制定碳减排战略规划时要综合考虑自身实际情况和邻近城市的碳排放形势。要想实现全域碳减排,经济发展水平高、产业结构良好、对外开放水平高以及研发投入高的核心城市,既要加强与周边城市在碳减排方面联防联控制度建设,又要警惕绿色技术创新引发的能源消费反弹效应;周边邻近城市除了加强自身绿色技术创新水平外,相关部门应主动搭建平台,助推核心城市高质量绿色技术创新成果在本区域落地应用。

(2)加强区域内部绿色技术协同创新网络建设。

相比独立绿色技术创新,合作绿色技术创新因规模较小还未对区域碳排放起到显著的抑制作用。对于制约重点产业绿色低碳发展的共性技术或者“卡脖子”技术,单一创新主体研发风险大,需利用长三角一体化的政策红利和已有完善的产学研创新

---

体系，多元创新主体共同参与，才能有效降低研发风险，更大程度实现绿色技术创新为碳减排赋能。

绿色技术发明专利成果转化的效果差也可能是导致区域碳排放高位波动上涨的主要原因，限于此类数据体系不完善，本文未对此进行研究。未来可以从绿色发明专利成果转化效率较高、且数据体系相对完善的都市圈层面着手，进一步探讨绿色技术创新与碳排放间更深层次的关系。

## 参考文献

- [1] 王金南,蔡博峰.打好碳达峰碳中和这场硬仗[J].求是,2022(10):42-47.WANG J N,CAI B F.Fight the tough battle of carbon peaking and carbon neutrality[J].Qiushi,2022(10):42-47.
- [2] XU B,LIN B.Investigating spatial variability of CO<sub>2</sub> emissions in heavy industry: Evidence from a geographically weighted regression model[J].Energy Policy,2021,149:112011.
- [3] 王分棉.以数字技术推动工业绿色低碳转型[N].经济日报,2021-08-11(11).WANG F M.Promote the green and low-carbon transformation of industry with digital technology[N].Economic Daily,2021-08-11(11).
- [4] 徐建中,佟秉钧,王曼曼.空间视角下绿色技术创新对CO<sub>2</sub>排放的影响研究[J].科学学研究,2022,40(11):2102-2112.XU J Z,TONG B J,WANG M M.Research on the impact of green technology innovation on CO<sub>2</sub> emissions from a spatial perspective[J].Studies in Science of Science,2022,40(11):2102-2112.
- [5] TANG M,MIHARDJO L W,HASEEB M,et al.The dynamics effect of green technology innovation on economic growth and CO<sub>2</sub> emission in Singapore:New evidence from bootstrap ARDL approach[J].Environmental Science and Pollution Research International,2021,28(4):4184-4194.
- [6] 朱于珂,高红贵,徐运保.双向FDI协调发展如何降低区域CO<sub>2</sub>排放强度?——基于企业绿色技术创新的中介效应与政府质量的调节作用[J].软科学,2022,36(2):86-94.ZHU Y K,GAO H G,XU Y B.How does coordinated development of two-way FDI reduce regional CO<sub>2</sub> emission intensity?:Based on the mediating effect of enterprise green technology innovation and the moderating effect of government quality[J].Soft Science,2022,36(2):86-94.
- [7] DONG F,ZHU J,LI Y,et al.How green technology innovation affects carbon emission efficiency: Evidence from developed countries proposing carbon neutrality targets[J].Environmental Science and Pollution Research,2022,29(24):35780-35799.
- [8] BRÄNNLUND R,GHALWASH T,NORDSTRÖM J.Increased energy efficiency and the rebound effect:Effects on consumption and emissions[J].Energy Economics,2007,29(1):1-17.
- [9] BROOKES L.The greenhouse effect:The fallacies in the energy efficiency solution[J].Energy Policy,1990,18(2):199-201.
- [10] CHEN J,GAO M,SHAHBAZ M,et al.An improved decomposition approach toward energy rebound effects in China:Review since 1992[J].Renewable and Sustainable Energy Reviews,2021,145:111141.

- 
- [11] SAUNDERS H D. Fuel conserving (and using) production functions[J]. Energy Economics, 2008, 30(5):2184–2235.
- [12] DU K, LI P, YAN Z. Do green technology innovations contribute to carbon dioxide emission reduction? Empirical evidence from patent data[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2019, 146:297–303.
- [13] LIN B, MA R. Green technology innovations, urban innovation environment and CO<sub>2</sub> emission reduction in China: Fresh evidence from a partially linear functional-coefficient panel model[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2022, 176:121434.
- [14] CAI A, ZHENG S, CAI L, et al. How does green technology innovation affect carbon emissions? A spatial econometric analysis of China's provincial panel data[J]. Frontiers in Environmental Science, 2021, 9:813811.
- [15] BRAUNGARDT S, ELSLAND R, EICHHAMMER W. The environmental impact of eco-innovations: The case of EU residential electricity use[J]. Environmental Economics and Policy Studies, 2016, 18(2):213–228.
- [16] 尚勇敏, 王振, 宓泽锋, 等. 长三角绿色技术创新网络结构特征与优化策略[J]. 长江流域资源与环境, 2021, 30(9):2061–2069. SHANG Y M, WANG Z, MI Z F, et al. Structural characteristics and optimization strategies of green technology innovation network in Yangtze River Delta[J]. Resources and Environment in the Yangtze Basin, 2021, 30(9):2061–2069.
- [17] 孙艳. 欧盟生态创新绩效评析[J]. 欧洲研究, 2016, 34(6):95–116. SUN Y. An analysis of the eco-innovation performance of the European Union[J]. Chinese Journal of European Studies, 2016, 34(6):95–116.
- [18] ELHORST J P. Applied spatial econometrics: Raising the bar[J]. Spatial Economic Analysis, 2010, 5(1):9–28.
- [19] 陈彦光. 基于 Moran 统计量的空间自相关理论发展和方法改进[J]. 地理研究, 2009, 28(6):1449–1463. CHEN Y G. Reconstructing the mathematical process of spatial autocorrelation based on Moran's statistics[J]. Geographical Research, 2009, 28(6):1449–1463.
- [20] 李小平, 余东升, 余娟娟. 异质性环境规制对碳生产率的空间溢出效应——基于空间杜宾模型[J]. 中国软科学, 2020(4):82–96. LI X P, YU D S, YU J J. Spatial spillover effect of heterogeneous environmental regulations on carbon productivity: Spatial Durbin model[J]. China Soft Science, 2020(4):82–96.
- [21] IPCC. Summary for Policymakers of Climate Change: The Physical Science Basis. 2007-06-30\ [2020-02-25]. <https://www.ipcc.ch/pdf/assessment-report/ar4/wg1/ar4-wg1-spm.pdf>.
- [22] 孙燕铭, 谌思邈. 长三角区域绿色技术创新效率的时空演化格局及驱动因素[J]. 地理研究, 2021, 40(10):2743–2759. SUN Y M, SHEN S M. The spatio-temporal evolutionary pattern and driving forces mechanism of green technology innovation efficiency in the Yangtze River Delta region[J]. Geographical Research, 2021, 40(10):2743–2759.
- [23] 段德忠, 夏启繁, 张杨, 等. 长江经济带环境创新的时空特征及其影响因素[J]. 地理科学, 2021, 41(7):1158–1167. DUAN D Z, XIA Q F, ZHANG Y, et al. Evolution pattern and impact factors of environmental innovation in the Yangtze River

---

Economic Belt[J]. *Scientia Geographica Sinica*, 2021, 41(7):1158–1167.

[24] 朱巍, 陈慧慧, 张景, 等. 基于专利角度的创新投入产出绩效比较研究——以北京、上海、深圳、青岛、杭州等九城市为样本[J]. 科技管理研究, 2018, 38(5):77–86. ZHU W, CHEN H H, ZHANG J, et al. A comparative research of innovation efficiency based on the angle of patent: With Beijing, Shanghai, Shenzhen, Qingdao, Hangzhou and other 9 cities as samples[J]. *Science and Technology Management Research*, 2018, 38(5):77–86.

[25] 曾刚, 胡森林. 技术创新对黄河流域城市绿色发展的影响研究[J]. 地理科学, 2021, 41(8):1314–1323. ZENG G, HU S L. The impact of technological innovation on urban green development in the Yellow River Basin[J]. *Scientia Geographica Sinica*, 2021, 41(8):1314–1323.

[26] 刘岩, 蔡虹, 裴云龙. 企业技术知识基础多元度对独立创新与合作创新平衡互补效应的影响[J]. 科技进步与对策, 2022, 39(2):111–120. LIU Y, CAI H, PEI Y L. The impact of the variety of enterprises' knowledge base on the complementary and balance effect between independent innovation and collaborative innovation[J]. *Science & Technology Progress and Policy*, 2022, 39(2):111–120.

[27] 王承云, WANG Yongzheng, SHEN Zezhou. 长三角城市群创新合作网络空间演化研究[J]. 上海师范大学学报(哲学社会科学版), 2021, 50(5):117–126. WANG C Y, WANG Y Z, SHEN Z Z. Research on the evolution of innovation and cooperation network space of urban agglomerations in the Yangtze River Delta[J]. *Journal of Shanghai Normal University (Philosophy & Social Sciences)*, 2021, 50(5):117–126.

[28] 韩梦瑶, 刘卫东, 谢漪甜, 等. 中国省域碳排放的区域差异及脱钩趋势演变[J]. 资源科学, 2021, 43(4):710–721. HAN M Y, LIU W D, XIE Y T, et al. Regional disparity and decoupling evolution of China's carbon emissions by Province[J]. *Resources Science*, 2021, 43(4):710–721.

[29] 邓吉祥, 刘晓, 王铮. 中国碳排放的区域差异及演变特征分析与因素分解[J]. 自然资源学报, 2014, 29(2):189–200. DENG J, LIU X, WANG Z. Characteristics analysis and factor decomposition based on the regional difference changes in China's CO<sub>2</sub> emission[J]. *Journal of Natural Resources*, 2014, 29(2):189–200.

[30] 张丽峰. 我国产业结构、能源结构和碳排放关系研究[J]. 干旱区资源与环境, 2011, 25(5):1–7. ZHANG L F. Relations among the industry structure, energy structure and carbon emissions[J]. *Journal of Arid Land Resources and Environment*, 2011, 25(5):1–7.

[31] 王少剑, 苏泳娴, 赵亚博. 中国城市能源消费碳排放的区域差异、空间溢出效应及影响因素[J]. 地理学报, 2018, 73(3):414–428. WANG S J, SU Y X, ZHAO Y B. Regional inequality, spatial spillover effects and influencing factors of China's city-level energy-related carbon emissions[J]. *Acta Geographica Sinica*, 2018, 73(3):414–428.

[32] 刘卫东, 张雷, 王礼茂, 等. 我国低碳经济发展框架初步研究[J]. 地理研究, 2010, 29(5):778–788. LIU W D, ZHANG L, WANG L M, et al. A sketch map of low-carbon economic development in China[J]. *Geographical Research*, 2010, 29(5):778–788.

[33] 向仙虹, 孙慧. 资源禀赋、产业分工与碳排放损益偏离[J]. 管理评论, 2020, 32(12):86–100. XIANG X H, SUN H. Resource endowment, industrial division and the profit and loss deviation of carbon emission[J]. *Management Review*, 2020, 32(12):86–100.

---

[34] HAQ I U, MEHMED B, NARADDA GAMAGE S K, et al. Nexus between export variety and carbon emissions in Pakistan: The role of FDI and technological development [J]. PLoS One, 2022, 17(1): e0263066.

[35] 徐升艳, 周玉琴, 郭行. 外商直接投资对中国环境污染影响的再考察——基于外资来源和行业差异视角 [J]. 生态经济, 2020, 36(5): 153-160. XU S Y, ZHOU Y Q, GUO X. Re-examination on the environmental effect of FDI in China: From the perspective of FDI's origin and industry difference [J]. Ecological Economy, 2020, 36(5): 153-160.

[36] 邵帅, 杨莉莉, 黄涛. 能源回弹效应的理论模型与中国经验 [J]. 经济研究, 2013(2): 96-109. SHAO S, YANG L L, HUANG T. Theoretical model and experience from China of energy rebound effect [J]. Economic Research Journal, 2013(2): 96-109.

[37] 蔺雪芹, 边宇, 王岱. 京津冀地区工业碳排放效率时空演化特征及影响因素 [J]. 经济地理, 2021, 41(6): 187-195. LIN X Q, BIAN Y, WANG D. Spatiotemporal evolution characteristics and influencing factors of industrial carbon emission efficiency in Beijing-Tianjin-Hebei region [J]. Economic Geography, 2021, 41(6): 187-195.

[38] 宋府霖, 韩传峰, 滕敏敏. 长三角地区能源消费碳排放驱动因素分析及优化策略 [J]. 生态经济, 2022, 38(4): 21-28. SONG F L, HAN C F, TENG M M. Analysis of driving factors and optimization strategies of energy consumption carbon emissions in the Yangtze River Delta [J]. Ecological Economy, 2022, 38(4): 21-28.

[39] 方叶林, 苏雪晴, 黄震方, 等. 城市韧性对旅游经济的空间溢出效应研究——以长三角城市群为例 [J]. 地理科学进展, 2022, 41(2): 214-223. FANG Y L, SU X Q, HUANG Z F, et al. Spatial spillover effect of urban resilience on tourism economy: A case study of the Yangtze River Delta urban agglomeration [J]. Progress in Geography, 2022, 41(2): 214-223.

[40] HUALLACHÁIN B Ó, LEE D S. Urban centers and networks of co-invention in American biotechnology [J]. The Annals of Regional Science, 2014, 52(3): 799-823.

[41] 郭丰, 杨上广, 任毅. 数字经济、绿色技术创新与碳排放——来自中国城市层面的经验证据 [J]. 陕西师范大学学报(哲学社会科学版), 2022, 51(3): 45-60. GUO F, YANG S G, REN Y. The digital economy, green technology innovation and carbon emissions: Empirical evidence from Chinese city-level data [J]. Journal of Shaanxi Normal University (Philosophy and Social Sciences Edition), 2022, 51(3): 45-60.

[42] 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. GU H D, YANG W G, CHEN W J. Effect of green technology innovation on urban carbon emission reduction [J]. Academic Exploration, 2022(3): 120-132.