

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. [LU Na, WANG Weidong, WANG Miao, et al. Breakthrough low-carbon technology innovation and carbon emissions: direct and spatial spillover effect[J]. China population, resources and environment, 2019, 29(5): 30-39.]

突破性低碳技术创新与碳排放:直接影响与空间溢出

卢娜¹ 王为东¹ 王淼¹ 张财经¹ 陆华良²

(1. 江苏大学财经学院, 江苏 镇江 212013; 2. 常州大学商学院, 江苏 常州 213164)

摘要 相较于一般水平的低碳技术创新,突破性低碳技术创新能够更好地满足低碳转型要求,避免路径锁定。本文在界定并量化突破性低碳技术创新的基础上,利用2004—2013年中国30个省的空间面板数据,采用动态空间杜宾模型(SDM)实证检验突破性低碳技术创新对碳排放的直接影响与空间溢出效应。研究发现:①中国的突破性低碳技术创新活动尚不活跃,主要集中在东部少数几个经济发达省份,总体上呈现出东高西低的空间集聚性,且其空间相关性主要由地理位置和经济关联予以体现;碳排放则具有显著的路径依赖、空间集聚以及对邻近地区的警示效应,且其空间相关性主要由地理位置和地理距离予以体现。②无论在短期还是长期,突破性低碳技术创新对碳排放均呈现出显著的抑制作用,但对邻近地区碳排放的作用不显著,说明突破性低碳技术创新的碳减排作用仍局限于本地。另外,突破性低碳技术创新对碳排放的长期作用未增强,说明中国现有技术与生产体系还不能容纳突破性低碳技术创新,阻碍了其作用的完整发挥。③经济发展水平对本地和邻近地区碳排放的短期和长期影响均显著为正,表明经济增长与碳排放还未实现脱钩;本地对外开放程度加强不仅显著增加了本地碳排放,还会激化邻近地区招商引资竞争致使其碳排放增加。因此,政府应更加聚焦于突破性低碳技术创新的科技、产业、金融与财税等系统性政策支持,同时通过构建区域间行政与市场的协调机制,促使突破性低碳技术创新的空间溢出效应得以发挥,进而推动低碳转型与经济绿色增长。

关键词 突破性低碳技术创新;碳排放;直接影响;空间溢出;动态空间杜宾模型

中图分类号 F062.2 **文献标识码** A **文章编号** 1002-2104(2019)05-0030-10 **DOI** 10.12062/cpre.20190114

气候变暖是全球面临的共同挑战。中国作为碳排放第一大国及经济体量最大的发展中国家,在积极主动承担减排责任的过程中也一直在探索实现低碳转型的有效手段和政策。实践证明,科学和技术是应对气候变化的重要手段^[1],应对气候变化关键技术的研究和创新是有效减缓或适应气候危害的重要途径^[2]。就技术方面而言,不同技术创新对低碳转型的作用存在差异。渐进增量式的低碳技术创新(incremental low-carbon technology innovation)很可能并不能使人类从现有高碳水平的技术-经济-社会系统中脱身,不足以满足低碳转型要求,从而需要技术水平更高的低碳创新。突破性低碳技术创新(breakthrough low-carbon technology innovation)则是改变现有不可持续技术与生产体系,体现更高水平的创新形式。突破性低碳技术创新虽然数量较少,但对未来技术发展影

响深远,其与增量式创新的地位差别类似演艺圈中的“超级明星”与普通演员。太阳能光伏与特斯拉电动车就是突破性低碳技术创新的典型代表,均具有改变整个行业技术轨道的潜力。可见,相对于低水平的增量式低碳技术创新,突破性低碳技术创新对实现低碳转型、避免路径锁定具有重要意义。那么突破性低碳技术创新对中国实现低碳转型是否发挥了显著作用,突破性低碳技术是否存在作用滞后与空间溢出效应是非常值得关注的问题。

1 文献综述与研究假设

关于碳排放影响因素的识别及其作用研究一直以来都是学界的研究热点,已识别出的关键影响因素主要包括经济增长、产业结构、能源消费结构和技术创新等^[3]。在这些重要的影响因素中,技术无疑成为应对气候变化和碳

收稿日期:2018-10-07 修回日期:2019-02-03

作者简介:卢娜,博士,讲师,主要研究方向为低碳经济。E-mail: luna@ujs.edu.cn。

通信作者:王为东,博士,副教授,主要研究方向为生态创新。E-mail: east_2007@126.com。

基金项目:国家自然科学基金项目“技术融合驱动的新兴产业价值链构型与企业嵌入行为研究”(批准号:71704069)、“农地经营权流转、农业服务外包与农业规模经营绩效研究”(批准号:71773046);教育部人文社科基金项目“面向持续生态创新的我国制造业集群动态能力形成机制研究”(批准号:16YJC630125);江苏省社科基金项目“生态创新与构建江苏制造业集群竞争新优势研究”(批准号:17GLB020);江苏省高校自然科学研究面上资助项目“中国建筑业碳排放效率的空间格局演变及影响因素研究”(批准号:17KJB170004)。

减排的最有效手段^[4-5],但是研究结论存在一定的差异。部分研究结果显示,技术进步对碳减排作用突出,比如Wang等^[6]发现面向无碳技术的创新可以显著降低CO₂排放水平。也有研究结果显示技术进步对碳减排的作用还未充分发挥,如林善浪等^[7]发现技术创新对碳生产率的影响作用未显现。已有研究或以碳排放强度、碳排放效率间接衡量技术进步,或直接采用专利申请量衡量,较少涉及技术水平层面。Geels等^[8]指出,快速、深层次的低碳转型需要更具突破性的低碳技术创新,以实现对现有的社会技术体系重构。故本文将突破性低碳技术创新为研究对象,即探讨高层次的技术创新对碳排放的作用,研究结论对更准确地认识高水平技术创新对碳排放的影响具有重要指导意义。

突破性低碳技术创新对碳排放的作用途径包括:一是技术轨道改变。相较于增量式技术创新,突破性低碳技术创新能够重新设定技术轨道,并激发一系列后续与相关领域的创新,并形成新的技术与生产体系,促进碳排放的大幅减少^[9]。如汽车工业引入电池技术后引发了一系列创新,从而革命性地降低了汽车对化石能源的消耗^[10]。二是降低减排成本。新兴国家以过度资源消耗和环境污染为代价实现了经济的快速增长,但面临的环境问题越发突出,因此更有动力通过技术创新来治理对环境的破坏。如光伏设备制造领域,中国的参与改变了这一新兴行业的技术与生产模式,大幅降低了全世界光伏制造成本。碳减排成本的大幅降低会进一步促进碳排放的大幅度减少。因此,提出假说1:突破性低碳技术创新对碳排放具有抑制作用。

一般来说,一项技术创新需要经历从新思想的产生到技术研发、规模化、商业化的过程,才能完全发挥作用。如上所述,突破性低碳技术创新将引发一系列创新,因此其短期内可能只是在某一市场发挥作用,长期内作用范围才更加广泛。因此,提出假说2:突破性低碳技术创新在长期内对碳减排的作用将更加突出。

已有研究证明低碳技术创新对碳排放具有空间溢出效应^[11]。与增量式低碳技术创新相比,突破性低碳技术创新因其特有的优势能够引发市场的广泛关注。但只有当突破性低碳技术创新日趋成熟,成本与风险逐渐变小,且进入商业化与扩散阶段后才能够带来较强的示范效应^[12]。因此,提出假说3:突破性低碳技术创新对碳排放的作用不仅限于本地,而且可能影响邻近地区。

2 突破性低碳技术创新与碳排放核算

2.1 突破性低碳技术创新

衡量技术创新并非易事,迄今尚未找到最连贯、最全

面的衡量方法。问卷调查法提供的主要是企业低碳创新战略方面的定性指标,且易受到被调查者的主观误导^[13]。R&D投入被认为能够很好地代表技术创新活动,但私有部门的数据难以获得。近年来,专利成为技术创新较为流行的替代指标,并且专利数据具有较好的时间连续性,能够帮助进行定量分析^[13];专利质量则用来衡量技术创新水平^[14-15]。国外学者多采用指标体系展开对专利质量的评价研究^[16-19],但截至目前,国际上还尚未出现一个较为完善、统一的专利质量评价指标体系。虽然专利质量评价指标体系不统一,但是学术界普遍认为可依据专利质量的高低将技术创新划分为增量式技术创新和突破性技术创新两种。其中,增量式技术创新被定义为现有技术系统的持续提升;突破性技术创新则能激励新技术轨道的发展,将引起更高层次的系统变化^[20]。

关于突破性技术创新的界定标准,已有研究多聚焦于创新的技术重要性^[21],并通过专利的被引次数来判断^[22]。如果专利高被引则代表技术水平高,该专利则属于高质量级别。然而,该方法最主要的问题是难以准确划定一般专利与高质量专利之间的分界点,即到底专利被引次数达到多少才能成为高质量专利。已有研究目前多使用外生的固定标准来界定,通常将某一领域被引次数前10%、5%或1%的专利定义为高质量专利^[23]。本文参考已有文献的做法^[22],将每年被引量前1%的专利定义为突破性技术创新,并使用前5%做稳健性检验。另外,专利从开始被引到大量被引通常需要5年以上时间^[24],即2013年申请的专利需要依据2018年的被引情况来判断该专利是否属于突破性技术创新,因此本文将研究区间定为2004—2013年。由于本文主要检验技术创新对碳排放的影响,低碳技术无疑更具直接性和代表性。因此本文的低碳技术创新以2013年美国 and 英国联合颁布的CPC(合作专利分类法)中的Y02分类专利申请数来衡量,且仅考虑中国人在国内申请的专利。其中,Y02专利包括缓解气候变化的六类相关技术:Y02B,建筑业相关碳减排技术;Y02C,温室气体处理技术;Y02E,能源相关碳减排技术;Y02P,商品生产与处理相关碳减排技术;Y02T,交通相关碳减排技术;Y02W,污水、污染物处理相关碳减排技术。综上所述,本文将Y02分类中专利被引次数前1%的专利定义为突破性低碳技术创新。

2.2 碳排放核算

本文采用IPCC提供的排放系数法核算各省能源消费碳排放量,计算公式如式1所示。

$$C = \frac{12}{44} \times (\sum E_n \times \alpha_n \times \beta_n) \quad (1)$$

式中,C指碳排放量,单位万t;E_n表示第n种能源终

端消费量,能源种类包括原煤、洗精煤、其它洗煤、型煤、焦炭、焦炉煤气、其他煤气、其他焦化产品、原油、汽油、煤油、柴油、燃料油、液化石油气、炼厂干气、天然气和其他石油共 17 种,焦炉煤气、其他煤气、天然气的单位为 10^8 m^3 ,其他能源为万 t; α_n 表示第 n 种能源的折标煤系数; β_n 表示第 n 种能源的 CO_2 排放系数,单位万 t/tce。

3 模型设定、指标选取与数据说明

3.1 空间自相关检验

考虑到区域之间碳排放的流动性以及技术创新的扩散性,一个地区的碳排放水平可能受到邻近地区碳排放的影响,因此普通计量模型可能存在偏差。在选择普通面板模型或空间计量模型之前需要对被解释变量和核心解释变量进行空间自相关检验。本文采用常用的全局和局部 Moran's I 来分别验证碳排放(C)和突破性低碳技术创新(BI)的空间相关性。本文构建了以下三种空间权重矩阵:第一种为最为常见的二进制邻接权重矩阵(W_1),即地区相邻为 1,不相邻为 0;第二种为地理距离权重矩阵(W_2),权重值以两个地区省会最近公路里程的倒数表示;第三种为经济距离权重矩阵(W_3),权重值以两个地区人均 GDP 年均值差值绝对数的倒数表示。

全局 Moran's I 的计算公式为:

$$I = [n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (c_i - \bar{c})(c_j - \bar{c})] / [\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (c_i - \bar{c})^2]$$

其中 n 表示 30 个省, w_{ij} 是空间权重矩阵, c 和 \bar{c} 分别是碳排放量和碳排放均值。全局空间相关性检验结果(见表 1)。

在 W_1 空间权重矩阵下,碳排放和突破性低碳技术创新的全局 Moran's I 均大于零,且能通过 5% 水平的显著性检验。但在 W_2 空间权重下,仅有碳排放的全局 Moran's I 能够通过 5% 显著性水平检验;在 W_3 空间权重下,仅有突破性低碳技术创新的全局 Moran's I 显著。以上说明碳排放的空间相关性目前仍只是地理位置和地理距离的空间关联予以体现,而突破性低碳技术创新的空间相关性还和地区经济发展密切相关。鉴于碳排放和突破性低碳技术创新均在邻接空间权重(W_1)下空间相关性显著,后文的局部空间相关性及空间计量分析仅考虑 W_1 空间权重条件下的结果。

碳排放和突破性低碳技术创新的局部空间相关性采用 Moran's I 散点图验证。局部 Moran's I 计算公式为: $I_i = [(c_i - \bar{c}) / S^2] \times \sum_{j \neq i} w_{ij} (c_j - \bar{c})$, 其中 $S^2 = [\sum_i (c_i - \bar{c})^2] / n$ 。限于篇幅,仅选择 2013 年报告,结果见图 1 所示。散点图的横坐标分别表示标准化后的碳排放和突破性低碳技术创新值,纵坐标是两个变量的空间滞后值。2004—2013 年碳排放与突破性低碳技术创新的局部空间相关性变化特征如下:①趋势线均位于一三象限,说明碳排放与突破性低碳技术创新局部空间正相关。②碳排放与突破性低碳技术创新各象限省份及数量变化差异较大,其中突破性低碳技术创新尤为突出。碳排放的 H-H 集聚区中省份数量呈下降趋势,2013 年为 7 个,主要保留省份包括东部沿海省份(河北、山东和江苏)、内陆能源大省(山西、内蒙古)、重工业省份(辽宁),以及河南;L-L 集聚区省份数量呈增长趋势,2013 年增长至 14 个,仍以西部省份为主,浙江、福建等一些东部省份逐渐进入。突破性低

表 1 突破性低碳技术创新与碳排放全局 Moran's I

年份	突破性低碳技术创新(BI)			碳排放(C)		
	w_1	w_2	w_3	w_1	w_2	w_3
2004	0.284 ** (2.327)	-0.040 (-0.176)	0.129 ** (1.682)	0.235 *** (2.259)	0.052 *** (2.403)	-0.021 (0.122)
2005	0.279 ** (2.276)	-0.065 (-1.123)	0.120 ** (1.816)	0.226 *** (2.249)	0.027 ** (1.76)	-0.016 (0.17)
2006	0.293 ** (2.349)	-0.016 (0.572)	0.142 ** (1.721)	0.278 *** (2.649)	0.038 ** (2.051)	-0.069 (-0.311)
2007	0.336 *** (2.706)	-0.028 (0.229)	0.126 ** (1.748)	0.252 *** (2.43)	0.031 ** (1.851)	-0.064 (-0.266)
2008	0.374 *** (2.944)	-0.033 (0.059)	0.152 ** (1.825)	0.201 ** (2.041)	0.021 ** (1.574)	-0.053 (-0.169)
2009	0.366 *** (2.867)	-0.015 (0.593)	0.135 ** (1.625)	0.211 ** (2.084)	0.019 ** (1.496)	-0.030 (0.036)
2010	0.384 *** (3.011)	-0.042 (-0.249)	0.174 ** (0.173)	0.238 *** (2.324)	0.027 ** (1.733)	-0.023 (0.101)
2011	0.395 *** (3.098)	0.002 (1.081)	0.175 ** (1.971)	0.287 *** (2.692)	0.026 ** (1.961)	-0.041 (-0.478)
2012	0.391 *** (3.052)	0.088 (1.114)	0.037 ** (2.032)	0.201 ** (2.036)	0.024 ** (1.676)	-0.064 (-0.269)
2013	0.343 *** (2.720)	0.031 ** (1.918)	0.103 * (1.286)	0.191 ** (1.970)	0.026 ** (1.747)	-0.072 (-0.345)

注:(1)*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著;(2)系数下方括号内数值为其标准误。

碳技术创新的 $H-H$ 集聚区中省份数量显著增加,由 2 个增长至 6 个,主要集中了经济较为发达的上海、江苏、浙江、山东、安徽和湖南; $L-L$ 集聚区由 20 个降低至 14 个省,仍以西部省份为主,进一步验证了突破性低碳技术创新的空间关联不仅与地区间的地理位置相关,还和地区经济发展密切相关。

3.2 空间计量模型设定

鉴于 $STIRPAT$ 模型是环境污染影响因素研究的基本理论框架,本文采用该模型探讨突破性低碳技术创新对碳排放的影响。 $STIRPAT$ 模型的一般形式为 $I_{it} = \alpha P_{it}^b A_{it}^c T_{it}^d e^{\epsilon}$, 其中 I 、 P 、 A 和 T 分别表示环境影响、人口规模、人均财富和技术水平, ϵ 为误差项。由于 $STIRPAT$ 模型允许对影响因子进行分解和改进^[26], 本文将遵从 EKC 经典假说理论进一步对其进行扩充。为了消除异方差,对部分变量采取了取对数处理。

变量间的空间依存关系不但体现在当期地区间的相互影响,而且由于变量变化具有一定的时间惯性,本期还可能受到上一期变量的影响^[26]。因此,区域间的碳排放可能具有时间上的动态空间依存关系。另外,空间杜宾模型 (SDM) 是空间滞后模型 (SAR) 和空间误差模型 (SEM) 的一般形式。因此,本文将构建动态空间杜宾模型 (Dynamic Spatial Durbin Model) 来验证突破性低碳技术创新对碳排放的直接影响和空间溢出效应。模型如式 2 所示:

$$\ln C_{it} = a + \varphi \ln C_{it-1} + \lambda (W \ln C_{it}) + \theta (W \ln C_{it-1}) + \rho_1 BI_{it} + \rho_2 (W BI_{it}) + \delta X_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中 i 代表省; t 代表时间; C 代表碳排放; BI 表示突破性低碳技术创新; X 表示其他控制变量; ρ_1 和 δ 表示各自变量估计系数; μ_i 和 ν_t 分别表示空间效应和时间效应; ε 为残差项; W 为空间权重矩阵; a 表示常数项; φ 为滞后

一期回归系数,表示前一期碳排放对本期的影响; λ 为空间滞后系数,反映了本地区碳排放对邻近地区的影响; θ 为时空滞后系数,表示本地上一期碳排放对邻近地区本期的影响; ρ_2 表示突破性低碳技术创新的空间滞后系数,反映了本地区突破性低碳技术创新对邻近地区碳排放的影响,如果该系数显著为正,说明本地区的突破性低碳技术创新促进了邻近地区的碳排放,显著为负则说明本地区的突破性低碳技术创新抑制了邻近地区的碳排放,系数不显著说明没有影响。当 $\varphi = 0$ 时,为静态空间面板模型;当 $\varphi = \lambda = \rho_2 = 0$ 时,为普通面板模型。

3.3 指标选取

(1) 碳排放 (C): 被解释变量。由碳排放系数法计算得到,并采用各省碳排放量的对数表征低碳发展水平。

(2) 突破性低碳技术创新 (BI): 核心解释变量。将每年每个低碳技术领域被引量前 1% 的专利定义为突破性低碳技术创新,并对六个领域加总后获得每个省每年的突破性低碳技术创新数量。

(3) 控制变量 (X)。在参考已有文献基础上,选取了经济增长、城镇化率、产业结构、对外开放和环境规制五个变量作为控制变量: ① 经济发展水平 ($PGDP$): 选取各地区的人均 GDP 来衡量并取对数。参考已有研究^[27], 本文认为中国现阶段规模效应仍是碳排放的主导因素,故预计该变量对碳排放仍然具有促进作用。② 城镇化水平 (UR): 选用城镇人口占地区总人口的比重来表示。理论上,城镇人口增加的规模效应造成碳排放量增长,而产生的集聚效应反而会抑制碳排放增长。结合中国目前所处的城镇化阶段特征,预期其系数为正。③ 产业结构 (IS): 采用第二产业产值占地区生产总值的比重来表示。二产的化石燃料燃烧是碳排放最主要的来源,工业化进程的加快造成工

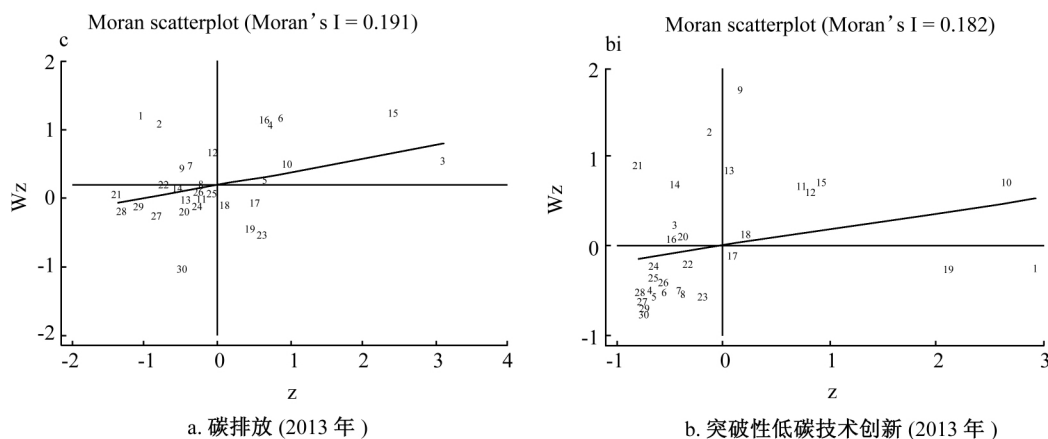


图 1 碳排放与突破性低碳技术创新局部 Moran's I 散点图

注: 1 - 北京 2 - 天津 3 - 河北 4 - 山西 5 - 内蒙古 6 - 辽宁 7 - 吉林 8 - 黑龙江 9 - 上海 10 - 江苏 11 - 浙江 12 - 安徽 13 - 福建 14 - 江西 15 - 山东 16 - 河南 17 - 湖北 18 - 湖南 19 - 广东 20 - 广西 21 - 海南, 22 - 重庆 23 - 四川 24 - 贵州 25 - 云南 26 - 陕西 27 - 甘肃 28 - 青海 29 - 宁夏 30 - 新疆。

业部门能耗远高于其他产业,故预期该变量系数为正。

④对外开放(*FDI*):使用各地区实际利用外商直接投资占 GDP 比重来反映对外开放程度。现有研究关于外商直接投资对本国环境质量的影响存在两种观点“污染避难所”假说认为外商直接投资会通过高污染产业向东道国的转移而恶化其环境^[28];“污染晕轮”假说认为外资能够带来先进的生产技术和治理经验,从而提高其环境质量^[29]。

⑤环境规制(*ER*):以环境污染治理投资占 GDP 比重反映政府污染治理的努力,投资额越高越有利于环境的改善,因此预期其系数为负。所有变量描述性统计见表 2 所示。

3.4 数据来源与处理

本文以 2004—2013 年为研究区间,30 个省为研究对象(因西藏及港澳台数据缺失,不予以考虑)。各省份的 Y02 专利数据来自 incopat 专利数据库;能源消费、折标煤系数以及碳排放系数来源于《中国能源统计年鉴》;社会经济数据均来源于《中国统计年鉴》。为了统一货币单位,采用当年人民币兑美元的年平均汇率将 FDI 换算为人民币;为了消除价格波动影响,经济变量以 2004 年为基期做了不变价处理。

4 实证结果与分析

4.1 突破性低碳技术创新与碳排放的空间效应

4.1.1 空间计量模型选择检验

前文的全局 Moran's I 检验结果显示,碳排放与突破性低碳技术创新存在空间相关性,佐证了模型设定应考虑变量的空间相关性,故本文将采用空间计量模型对两者之间的关系进行检验。此外,在确定模型之前还需要做以下检验:首先,普通面板数据模型(OLS)回归残差的空间自相关检验显示,LM-lag、Robust LM-lag 和 LM-error、Robust LM-error 的 *p* 统计值在 5% 显著性水平下均拒绝原假设,进一步佐证构建空间计量模型比较合理;为了保证模型的估计结果更具稳健性,接着进行 LR 检验,结果显示 SAR

和 SEM 模型的 LR 值均通过了 1% 显著性水平检验,说明 SDM 模型不可退化为 SAR 或 SEM 模型;最后,采用 Hausman 检验判断选择固定效应或随机效应,检验结果表明在 1% 显著性水平下拒绝原假设,固定效应模型优于随机效应。检验过程结果见表 3 所示。

表 3 模型选择检验表

指标	数值	P 值	指标	数值	P 值
LM-lag	21.041 ***	0.000	LM-error	7.342 ***	0.007
Robust LM-lag	17.467 ***	0.000	Robust LM-error	3.768 ***	0.052
LR-lag	16.82 ***	0.010	LR-error	18.07 ***	0.006
Hausman	59.48 ***	0.000			

注: *** 表示在 1% 水平上显著。

4.1.2 空间计量模型结果

根据前文所构建的动态空间杜宾模型(式 2),采用极大似然估计法估计 2004—2013 年中国突破性低碳技术创新对碳排放的影响,估计结果见表 4 所示。为了对比,表 4 还列出了面板数据最小二乘估计(列 1)、静态空间杜宾模型固定效应(列 2)、动态空间杜宾模型时间固定效应(列 3)、动态空间杜宾模型空间固定效应(列 4)和动态空间杜宾模型时空固定效应(列 5)的估计结果。由表 4 的估计结果可知,被解释变量的时间滞后项(C_{t-1})、空间滞后项($W \times C$)和时空滞后项($W \times C_{t-1}$)系数均通过 5% 显著性水平检验;并且依据以下五个模型的调整 R^2 值和自然对数似然函数值(Log-L)的大小,以及解释变量估计系数的经济学含义,显然动态空间杜宾模型时空固定效应更合适。故下文主要针对动态空间杜宾模型的时空固定效应结果进行分析。

表 4 中动态空间杜宾模型时空固定效应的估计结果显示:①从时间维度上看,滞后一期碳排放(C_{t-1})的回归系数通过了 1% 显著性水平检验,且为正,说明中国省域

表 2 变量描述性统计表

变量种类	符号	变量含义	单位	均值	标准差	最大值	最小值
被解释变量	lnC	碳排放量	万吨	8.18	0.84	12.89	5.56
核心解释变量	BI	突破性低碳技术创新	项	10.31	18.80	105	0
	lnPGDP	人均 GDP	万元/人	9.94	0.64	11.61	8.37
	UR	人口城镇化率	%	0.50	0.15	0.92	0.26
控制变量	IS	二产产值比重	%	0.48	0.08	0.59	0.22
	FDI	外商直接投资/GDP	%	0.42	0.55	0.06	5.71
	ER	污染治理投资/GDP	%	0.01	0.004	0.002	0.03

碳排放存在显著的“时间惯性”,具有一定的路径依赖特征,即当期碳排放量处于较高水平,那么下一期碳排放水平可能继续增高,表现出一定的“雪球效应”。原因可能是一些经济政策的调整,如产业结构优化、人口集聚、技术进步等其调整本身就具有时间上的滞后性^[30],从而引起碳排放的变化也随之滞后。②从空间维度上看,碳排放的空间滞后系数($W \times C$)在邻接地理空间权重下显著为正,说明中国省域碳排放存在显著的空间集聚性,与全局空间自相关检验结果一致。在大气自然流动以及相邻区域间紧密的产业转移和贸易往来的双重驱动下,本

地区的碳排放与邻近地区的碳排放水平密切相关。③从时空双维度上看,碳排放的时空滞后系数($W \times C_{t-1}$)显著为负,表明本地区上一期较高的碳排放反而对邻近地区本期的碳排放具有抑制作用。可能的原因是面对本地的高碳排放,邻近地区政府在来自公众、环保部门等各方压力下可能会采取积极的措施应对碳排放,即本地区对邻近地区的“警示效应”发挥作用。

突破性低碳技术创新(BI)的系数为负,且通过1%显著性水平检验,说明突破性低碳技术创新对本地碳排放发挥了抑制作用。表明通过聚焦于重点产业领域与关键技术的研发,中国技术创新驱动低碳转型的战略取得了初步成效,并为未来实现碳减排目标奠定了较为坚实的技术基础。突破性低碳技术创新的空间滞后项系数($W \times BI$)为正,但未通过显著性检验。可能原因包括,一是区域间突破性低碳技术创新活动联系不够紧密,共同推动突破性低碳技术创新发展的机制尚未形成;二是就技术成熟度而言,中国突破性低碳技术总体上可能仍然处于前商业化阶段或是商业化前期,导致其作用还主要限于本地,未能显著扩散到邻近区域。

4.2 突破性低碳技术创新对碳排放的空间效应分解

当存在空间溢出效应时,某个解释变量的变化不仅会影响本地区的被解释变量,同时也会影响邻近地区的被解释变量,并通过反馈效应反过来影响本地区。因此前文的估计系数还不够严谨,不能直接反映自变量对因变量的边际效应,而仅仅在作用方向和显著性水平上是有效的。根据Lesage & Pace的理论,本文进一步将各影响因素对碳排放的影响分解为直接效应和间接效应^[31]。直接效应指的是某因素变动对本地区碳排放的影响,其中包含反馈效应,但是由于其数值较小,一般可以忽略;间接效应指的是本地某因素的变化对邻近地区碳排放产生影响,即为某影响因素的空间溢出效应。由于本文采用的是动态空间杜宾模型,在时间维度上,直接效应和间接效应又可以分为短期效应和长期效应,分别反映了各因素对碳排放的短期即时影响和考虑时间滞后的长期影响。各因素的影响效应分解结果见表5所示。

通过表5各影响因素的效应分解结果可知:无论直接效应还是间接效应,大部分长期效应的影响系数绝对值均大于短期效应,从而说明各因素对碳排放具有更深远的长期影响。突破性低碳技术创新在短期和长期内对本地碳排放的影响方向一致,均为负值,从而验证了假说1。无论短期还是长期,直接效应系数均为-0.005,且均通过1%显著性水平检验,长期作用程度未明显加强,未验证假说2。可见,中国突破性低碳技术创新活动显示出正向“学习效应”^[32],不仅能够治理当前低碳发展迫切需要解

表4 突破性低碳技术创新与碳排放实证结果表

变量	(1) OLS	(2) 静态空间 杜宾模型 (固定效应)	(3) 动态空间 杜宾模型 (时间固定)	(4) 动态空间 杜宾模型 (空间固定)	(5) 动态空间 杜宾模型 (时空固定)
C_{t-1}			0.150 *** (0.058)		0.145 *** (0.058)
$W \times C$		0.166 *** (0.063)	0.152 *** (0.061)	0.166 *** (0.060)	0.164 *** (0.068)
$W \times C_{t-1}$				-0.151 ** (0.082)	-0.141 ** (0.082)
BI	0.009 *** (0.003)	-0.004 *** (0.002)	-0.004 *** (0.002)	-0.005 *** (0.002)	-0.005 *** (0.002)
$W \times BI$		0.003 (0.003)	0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	0.001 (0.003)
$\ln PGDP$	0.235 (0.183)	0.647 (0.445)	0.784 * (0.526)	1.050 ** (0.518)	0.847 * (0.524)
UR	-0.366 (0.746)	2.909 ** (1.252)	3.276 *** (1.354)	3.970 *** (1.320)	3.294 *** (1.345)
IS	4.832 *** (0.626)	1.484 ** (0.665)	0.794 (0.761)	0.529 (0.765)	0.593 (0.765)
FDI	-0.072 (0.084)	0.090 ** (0.043)	0.084 ** (0.041)	0.086 ** (0.041)	0.089 ** (0.041)
ER	-42.308 *** (10.622)	16.969 (17.976)	-8.662 (20.707)	0.236 (20.463)	-6.578 (20.625)
常数(α)	4.009 *** (1.406)				
log-likelihood		-7.162	-216.198	-270.178	-195.368
R-sq	0.341	0.308	0.341	0.351	0.362
Obs	300	300	300	300	300

注:①*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著;②系数下方括号内数值为其标准误。

决的技术问题,而且有助于丰富突破性低碳技术在新技术轨道之上的知识储备,提升持续解决碳排放问题的“吸收能力”。长期抑制碳排放的作用未加强的原因可能是中国现有的低碳技术与生产体系仍以增量提升为主,整体上接受并应用具有革命性的突破性低碳技术创新的时间还不足,导致其作用不能增强发挥。与此同时,突破性低碳技术创新对碳排放的间接效应在短期和长期均为正,但不显著,未验证假说 3。表明突破性低碳技术创新对碳排放产生影响的时空范围目前还主要限于本地,区域联动水平不足可能是阻碍突破性低碳技术创新充分发挥作用的原因。

其他控制变量中:①经济发展水平($\ln GDP$)无论在短期还是长期条件下,对本地碳排放的直接效应均为正值且显著,短期和长期对碳排放的直接效应分别是 0.843 和 0.894,表明随着时间推移,经济发展对碳排放的推动作用仍在加强,还未到达转向抑制作用的拐点。说明中国的经济增长长期以来仍是以牺牲环境为代价的粗放式发展模式,因此向绿色低碳发展模式转变极为迫切。经济发展对碳排放的短期和长期间接效应均为正值,分别是 2.303 和 2.263,且均通过显著性水平检验,说明本地的经济发展推动了邻近地区的碳排放增长。可能的原因是本地经济增长加强了邻近地区地方政府的竞争意识,经济增长对环境的影响产生了“向底线竞争”的行为,从而造成邻近地区碳排放的增长。②城镇化发展水平(UR)的短期、长期直接效应均为正,分别是 3.286 和 3.969,表明城镇化水平推动碳排放增长。说明中国城镇化发展模式仍属于以基建为主的表面城镇化,对能源的大规模消耗增加了碳排放

量,因此向以人为本的高质量新型城镇化转变是解决此问题的关键。城镇化的短期、长期间接效应均为负,但是不显著。说明城镇化发展可能存在争夺资源的现象。③产业结构(IS)对本地的长期和短期效应为正,对邻近地区的效应却为负。从中国工业化进程看,本地第二产业比重的提高可能是周边地区高耗能产业转移或不利的贸易分工实现的,在这一过程中,“碳泄漏”现象的存在使得本地碳排放增长,而邻近地区碳排放相对减少。④对外开放(FDI)长期、短期条件下对碳排放的直接效应显著为正,分别是 0.089 和 0.098,说明通过外商直接投资向本地转移了高排放、高污染的非环境友好型产业,本地成为“环境污染避难所”。本地外商直接投资比重的提高对邻近地区同样具有正效应,可能的原因是邻近地区一味追求外商投资的规模,而忽视了对其的绿色发展要求,从而间接增加了邻近地区碳排放。⑤环境规制对碳排放的直接效应和间接效应均不显著。长期、短期直接效应均是负值,说明环境污染治理投资比重提高能够抑制本地碳排放增长;但是对邻近地区具有推动作用,导致出现环境规制的“绿色悖论”现象,可能的原因是环境规制的“非完全执行”和“逐底竞争”^[33]。

5 稳健性检验

突破性低碳技术创新作为核心解释变量,其指标的选取对验证理论假设至关重要。前文主要以专利被引前 1% 为标准界定了突破性低碳技术创新。接下来借鉴已有做法^[24],选取专利被引的前 5% 作为突破性低碳技术创新的代表指标,进一步对突破性低碳技术创新对碳排放的影

表 5 各因素对碳排放影响的效应分解结果

效应		<i>BI</i>	<i>lnPGDP</i>	<i>UR</i>	<i>IS</i>	<i>FDI</i>	<i>ER</i>
短期效应 (SR)	直接效应	-0.005 ^{***}	0.843 [*]	3.286 ^{***}	0.645 [*]	0.089 ^{**}	-7.521
		(0.002)	(0.505)	(1.276)	(0.761)	(0.042)	(18.999)
	间接效应	0.001	2.303 ^{**}	-2.452	-0.998	0.145	63.831
		(0.003)	(1.094)	(2.458)	(1.864)	(0.136)	(54.962)
	总效应	-0.004 ^{***}	3.147 ^{***}	0.833	-0.353	0.235 [*]	56.309
		(0.004)	(1.221)	(2.555)	(2.188)	(0.147)	(58.652)
长期效应 (LR)	直接效应	-0.005 ^{***}	0.894 [*]	3.969 ^{***}	0.802	0.098 ^{**}	-11.559
		(0.002)	(0.613)	(1.525)	(0.878)	(0.048)	(22.424)
	间接效应	0.001	2.263 ^{**}	-3.134	-1.155	0.137	68.054
		(0.003)	(1.147)	(2.620)	(1.921)	(0.142)	(57.495)
	总效应	-0.004 ^{***}	3.157 ^{***}	0.836	-0.354	0.236 [*]	56.495
		(0.004)	(1.224)	(2.564)	(2.195)	(0.148)	(58.845)

注:①*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著;②系数下方括号内数值为其标准误。

响进行稳健性检验。

为节约篇幅,表6中的稳健性检验仅列出空间效应的分解结果。结果显示,突破性低碳技术创新的长期和短期直接效应均为负,且通过1%显著性水平检验,作用程度些许降低,表明突破性低碳技术创新对本地区的碳排放具有抑制作用;但其长期和短期的间接效应转变为负值,仍未通过显著性检验。该核心解释变量对碳排放的长期以及短期的直接效应、间接效应与之前结果基本相同。其他控制变量的系数符号与表5基本一致,说明核心解释变量的指标变化并未改变上文的研究结论,研究结果是稳健的。

6 结论与政策建议

本文在筛选出突破性低碳技术创新的基础上,应用2004—2013年的中国省域面板数据,采用动态空间杜宾模型实证检验了突破性低碳技术创新对碳排放的直接影响和空间溢出效应。研究结论如下:

①样本期内,中国的碳排放时间维度上存在路径依赖特征;空间维度上具有集聚性,主要由地理位置和地理距离予以体现;时空维度上,对邻近地区下一期碳排放具有抑制作用。突破性低碳技术创新在省域间也表现出较强的空间集聚性,主要由地理位置和经济发展予以体现;创新水平总体上表现出东高西低的分布格局。②无论短期还是长期,突破性低碳技术创新对本地区碳排放的直接效应均为负,表明其对本地碳排放具有持续的抑制作用,但长期内作用程度还未呈现出加强趋势;对邻近地区的间

接效应均为正,但不显著,表明中国突破性低碳技术的空间溢出效应还未显现,还存在空间上的局限性。③快速的经济增长和城镇化,以及质量不高的外商直接投资等共同导致中国碳排放增长;二产比重提高的产业结构造成本地碳排放增长,但是高耗能产业的转出却使得邻近地区碳排放大幅度减少,从而该效应总体为负;虽然环境规制对本地表现出一定的抑制作用,但对邻近地区更高水平的推进作用使得其对碳排放的总体效应仍为正。

以上研究结论得出的政策建议如下:①碳排放时间上的路径依赖特征要求碳减排工作常抓不懈,空间上的集聚特征要求区域间协同治理;时空上的警示效应暗示中央政府可通过“抓典型”的方式有效减排。②突破性低碳技术创新对本地区碳减排的显著作用,说明支持低碳技术创新的科技政策重心应该进一步下沉到具有深远影响力的技术上,科学评估、鉴别潜在的突破性低碳技术,持续加大这些技术从实验室到商业化之间“死亡谷”这一阶段的资金支持力度,并通过税收豁免或补贴等行政手段培育本地市场。③要使突破性低碳技术创新充分发挥空间溢出效应,亟需构建区间联动机制:一方面进一步发挥技术推动的作用,组建中央政府协调下的区域间研发联盟,梳理低碳转型面临的重大技术难题,构建重大课题库,协同区域间经费、技术与人才交流;另一方面则需充分运用市场拉动的力量,进一步放开区域间低碳产业与市场,为突破性低碳技术的规模化与商业化打开更为广阔的空间,促进突破性低碳技术尽早走向成熟。此外,地方政府应注重以突破性低碳技术创新为重要突破口,采取区域联动的方式,协调

表6 稳健性检验结果表

效应		<i>BI</i>	<i>lnPGDP</i>	<i>UR</i>	<i>IS</i>	<i>FDI</i>	<i>ER</i>
短期效应 (SR)	直接效应	-0.003 ***	0.808 *	3.132 ***	0.674 *	0.091 **	-8.243
		(0.001)	(0.489)	(1.139)	(0.692)	(0.041)	(18.184)
	间接效应	-0.000	2.580 **	-2.106	-0.769	0.003	49.637
		(0.000)	(1.056)	(2.458)	(1.848)	(0.007)	(54.609)
	总效应	-0.003 ***	3.388 **	1.026	-0.095	0.094 **	41.394
		(0.001)	(1.443)	(0.496)	(0.489)	(0.043)	(48.993)
长期效应 (LR)	直接效应	-0.003 ***	0.942 *	3.650 ***	0.785	0.107 **	-9.606
		(0.001)	(0.571)	(1.328)	(0.806)	(0.476)	(21.186)
	间接效应	-0.000	2.375 **	-2.471	-0.900	0.172	58.630
		(0.000)	(1.275)	(2.901)	(2.195)	(0.185)	(64.618)
	总效应	-0.003 ***	3.317 **	1.179	-0.115	0.279 **	49.024
		(0.001)	(1.463)	(0.185)	(0.081)	(1.161)	(68.152)

注:①*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著;②系数下方括号内数值为其标准误。

碳泄漏、招商引资门槛在内的各项环境政策与措施,共同推动低碳转型,早日实现经济增长与碳排放脱钩。

(编辑:刘照胜)

参考文献

- [1] LORENZONI I, NICHOLSON-COLE S, WHITMARSH L. Barriers perceived to engaging with climate change among the UK public and their policy implications [J]. *Global environmental change*, 2007, 17(3): 445–459.
- [2] 马志云, 刘云. 应对气候变化关键技术创新差异的时空格局[J]. *中国人口·资源与环境* 2017 27(9): 102–111.
- [3] 鲁万波, 仇婷婷, 杜磊. 中国不同经济增长阶段碳排放影响因素研究[J]. *经济研究* 2013(4): 106–118.
- [4] DING W, GILLI M, MAZZANTI M, et al. Green inventions and greenhouse gas emission dynamics: a close examination of provincial Italian data [J]. *Environmental economics & policy studies* 2016, 18(2): 1–17.
- [5] ZHOU P, ANG B W, HAN J Y. Total factor carbon emission performance: a Malmquist index analysis [J]. *Energy economics*, 2010 32(1): 194–201.
- [6] WANG Z, YANG Z, ZHANG Y, et al. Energy technology patents – CO₂ emissions nexus: an empirical analysis from China [J]. *Energy policy*, 2012, 42(2): 248–260.
- [7] 林善浪, 张作雄, 刘国平. 技术创新、空间集聚与区域碳生产率[J]. *中国人口·资源与环境* 2013 23(5): 36–45.
- [8] GEELS F W, SOVACOL B K, SCHWANEN T, et al. Sociotechnical transitions for deep decarbonization [J]. *Science*, 2017, 357(6357): 1242.
- [9] LÓPEZ F J D, MONTALVO C. A comprehensive review of the evolving and cumulative nature of eco-innovation in the chemical industry [J]. *Journal of cleaner production* 2015, 102: 30–43.
- [10] CUNICO E, CIRANI C B S, LOPES E L, et al. Eco-innovation and technological cooperation in Cassava processing companies: structural equation modeling [J]. *Revista de administração* 2017, 52(1): 36–46.
- [11] 王为东, 卢娜, 张财经. 空间溢出效应视角下低碳技术创新对气候变化的响应[J]. *中国人口·资源与环境* 2018 28(8): 22–30.
- [12] POLZIN F. Mobilizing private finance for low-carbon innovation: a systematic review of barriers and solutions [J]. *Renewable & sustainable energy reviews*, 2017, 77: 525–535.
- [13] VALERIA C, FRANCESCO C, ALESSANDRO P. Characterizing the policy mix and its impact on eco-innovation in energy-efficient technologies [J]. *Research policy*, 2017, 46(4): 799–819.
- [14] ACS Z J, ANSELN L, VARGA A. Patents and innovation counts as measures of regional production of new knowledge [J]. *Research policy* 2002 31(7): 1069–1085.
- [15] 周冯琦. 应对气候变化的技术转让机制研究[J]. *社会科学*, 2009(6): 33–38.
- [16] LANJOUW J O, SCHANKERMAN M. Patent quality and research productivity: measuring innovation with multiple indicators [J]. *The economic journal* 2004 114(114): 441–465.
- [17] YUEH L. Patent laws and innovation in China [J]. *International review of law and economics* 2009 29(4): 304–313.
- [18] VAN ZEEBROECK N. The puzzle of patent value indicators [J]. *Economics of innovation and new technology* 2010 20(1): 33–62.
- [19] WANG Y H, TRAPPEY A J, LIU B P, et al. Develop an integrated patent quality matrix for investigating the competitive features among multiple competitive patent pools [R]. Hsinchu: 2014 IEEE 18th International Conference on Computer Supported Cooperative Work in Design (CSCWD) 2014.
- [20] LEONIDOU L C, LEONIDOU C N, FOTIADIS T A, et al. Dynamic capabilities driving an eco-based advantage and performance in global hotel chains: the moderating effect of international strategy [J]. *Tourism management*, 2015(50): 268–280.
- [21] AHUJA G, LAMPERT C M. Entrepreneurship in the large corporation: a longitudinal study of how established firms create breakthrough inventions [J]. *Strategic management journal* 2001 22(6/7): 521–543.
- [22] TRAJTENBERG M. A penny for your quotes: patent citations and the value of innovations [J]. *Rand journal of economics*, 1990, 21(1): 172–187.
- [23] CASTALDI C, FRENKEN K, LOS B. Related variety, unrelated variety and technological breakthroughs: an analysis of US state-level patenting [J]. *Regional studies*, 2015 49(5): 767–781.
- [24] 万小丽. 专利质量指标中“被引次数”的深度剖析[J]. *情报科学* 2014 32(1): 68–73.
- [25] SHAO S, YANG L, YU M, et al. Estimation, characteristics, and determinants of energy-related industrial CO₂ emissions in Shanghai (China), 1994–2009 [J]. *Energy policy*, 2011 39(10): 6476–6494.
- [26] ELHORST J P. Dynamic spatial panels: models, methods and inferences [J]. *Journal of geographical system*, 2012, 14(1): 5–18.
- [27] 邓晓兰, 鄢哲明, 武永义. 碳排放与经济发展服从倒U型曲线关系吗——对环境库兹涅兹曲线假说的重新解读[J]. *财贸经济*, 2014(2): 19–29.
- [28] COLE M A, ELLIOT R J R. Endogenous pollution haven: does FDI influence environmental regulation? [J]. *Scandinavian journal of economics*, 2006, 108: 157–178.
- [29] ANTWEILER, COPELAND B, TAYLOR M. Is free trade good for the environment? [J]. *American economic review*, 2001 91(4): 877–908.
- [30] 邵帅, 李欣, 曹建华, 等. 中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应视角[J]. *经济研究* 2016(9): 73–88.
- [31] LESAGE J P, PACE P K. Introduce to spatial econometrics [M].

Boca Raton: Taylor & Francis ,2009.

1903 – 1929.

[32]STETTNER U , LAVIE D. Ambidexterity under scrutiny: exploration and exploitation via internal organization , alliances , and acquisitions[J]. Strategic management journal , 2015 , 35 (13) :

[33]张华. “绿色悖论”之谜: 地方政府竞争视角的解读[J]. 财经研究 2014 40(12) : 114 – 127.

Breakthrough low-carbon technology innovation and carbon emissions: direct and spatial spillover effect

LU Na¹ WANG Wei-dong¹ WANG Miao¹ ZHANG Cai-jing¹ LU Hua-liang²

(1. School of Finance and Economics , Jiangsu University , Zhenjiang Jiangsu 212013 , China;

2. Business School , Changzhou University , Changzhou Jiangsu 213164 , China)

Abstract Compared to the low-carbon technology innovation of the general level , breakthrough low-carbon technology innovation can better meet the requirements of low-carbon transformation and avoid path locking. Based on defining and quantifying the breakthrough low-carbon technology innovation , this paper used the spatial panel data of 30 provinces in China from 2004 to 2013 to test the direct effect and spatial spillover effect of the breakthrough low-carbon technology innovation on carbon emissions adopting the dynamic spatial Durbin model. The results showed that: ①China's breakthrough low-carbon technology innovation activities were still not active , mainly concentrated in a few economically developed provinces in the east , and showed a general spatial agglomeration with east higher and west lower , and its spatial correlation was mainly reflected by geographical location and economic linkages; the carbon emissions had significant path dependence , spatial agglomeration and warning effect on neighboring areas , and its spatial correlation was mainly reflected by geographical location and geographical distance. ②Whether in the short-term or long-term , breakthrough low-carbon technology innovations had a significant inhibitory effect on carbon emissions , but the effect on carbon emissions in neighboring regions was not significant , indicating that the carbon emissions reduction effect of breakthrough low-carbon technology innovation was still limited to local region. In addition , the long-term effects of breakthrough low-carbon technology innovation on carbon emissions had not been enhanced , indicating that China's existing technology and production systems cannot accommodate the breakthrough low-carbon technology innovation , and hinders the full play of the role. ③The short-term and long-term effects of economic development on carbon emissions in local and neighboring regions were significantly positive , indicating that economic growth and carbon emissions had not yet been decoupled; the strengthening of local openness had not only significantly increased local carbon emissions , but also intensified investment competition in neighboring regions which had led to an increase in carbon emissions. Therefore , the government should focus more on systemic policy support , such as technology , industry , finance , and taxation for breakthrough low-carbon technology innovation. At the same time , by constructing a coordination mechanism between administrative and market , we can promote the spatial spillover effect of breakthrough low-carbon technology innovation and furthermore promote low-carbon transformation and economic green growth.

Key words breakthrough low-carbon technology innovation; carbon emission; direct effect; spatial spillover effect; dynamic spatial Durbin model