

第五届全国大学生能源经济学术创意大赛参赛作品

一、作品名称：

异质性低碳技术创新的碳减排作用研究——基于空间溢出视角

二、作品类别：

研究论文类

三、作者团队：

成员姓名	学校	年级
倪文立	江苏大学	2017 级
赵 品	江苏大学	2017 级
徐惠子	江苏大学	2017 级
侯子雄	江苏大学	2017 级

四、指导老师：

指导老师姓名	工作单位
卢 娜	江苏大学财经学院

异质性低碳技术创新的碳减排作用研究——基于空间溢出视角

倪文立 赵品 徐惠子 侯子雄

指导老师：卢娜

（江苏大学 财经学院，江苏 镇江 212013）

摘要：技术创新被认为是应对气候变化问题的最重要途径之一，而探究不同类型低碳技术创新对碳排放的不同影响十分必要。本文利用 2004-2015 年中国 30 个省的空间面板数据，采用空间杜宾模型实证检验清洁低碳技术创新与灰色低碳技术对碳排放影响的时间与空间效应。研究发现：①低碳技术创新与碳排放在空间分布上具有一定的集聚性。②低碳技术创新(Y02)显著地抑制本地区的碳排放，但是其碳减排的空间溢出性并不显著；③无论是直接效应还是空间溢出，清洁低碳技术创新对碳排放都具有显著的抑制作用；灰色低碳技术对本地区碳排放显著抑制，同时对碳排放的空间溢出效应为正，但不显著。这就要求大力推进零碳生产或消费的清洁技术创新；同时，既要协同不同类型创新活动，又要协同不同区域低碳治理。

关键词：异质性低碳技术创新；清洁技术；灰色技术；碳排放；空间杜宾模型

近年来,气候变化问题得到了世界各国的高度重视。中国作为全球碳排放第一大国,通过有效的减排措施与合理的减排政策来实现国际承诺已经成为当前面临的主要问题之一。在众多解决方案之中,技术创新被认为是应对气候变化问题的一条最重要途径^[1]。然而,从技术层面来看,不同类型低碳技术创新往往能够造成不一样的碳减排效果。根据低碳技术创新发生行业与领域,可以将其分为两类^[2]:第一类是清洁技术创新,主要包括了与零碳生产和消费有关的相关技术创新;第二类是灰色技术创新,即除去清洁技术的低碳技术创新,这类创新并非完全无碳,但往往具有提高能源效率的潜力。基于此,探讨清洁与灰色技术创新对中国实现节能减排是否显著,以及异质性技术创新对于碳排放的具体空间效应,是十分具有价值和研究意义的问题。

1 文献综述

1.1 异质性低碳技术创新

根据低碳技术的发生领域,从不同功能角度出发的低碳技术分类近年得到的研究日益增多。如在能源领域区分了面向传统化石能源和新能源发展与应用的有碳与无碳技术(Wang et al., 2012)^[3]。在更为细分的生物燃料部门,区分了源于传统生产的第一代技术与源于科学的第二代先进技术(Costantini et al., 2017)^[4]。在这些研究基础上,研究进而将低碳技术在总体上区分为清洁与灰色技术,前者是指零碳生产或消费有关的低碳技术,而后者并非绝对无碳,但具有节能或减缓气候变化的潜力(Yan et al., 2017)^[2]。此外,在专利度量方法上,低碳专利的近期研究开始结合技术领域,通过关键词搜索专利分类的方法进行了积极的探索,有碳和无碳技术、第一代与第二代技术、清洁和灰色技术分类研究都使用了这一方法。

1.2 低碳技术创新与碳排放

国内外有多外学者对低碳技术创新的碳排放效应进行了研究,并取得了大量成果。但对于该问题的结论,还存在分歧。一方面,诸多研究强调技术进步对减排的积极作用。如政府间气候变化专门委员会(IPCC)曾指出,低碳技术创新被认为是解决气候变化以及环境问题的重要途径之一,其潜在作用甚至超过了其他因素之和(IPCC.2007; 杨芳, 2013)^{[1][5]}。在技术经济学领域,基于对数平均迪氏指数分解(LMDI)的研究认为,技术进步将成为未来中国减少碳排放的基本动力(陈诗一, 2011)^[6]。此外,在运用了参数计量经济学的研究中,学者们对历史上技术创新能够显著地减少碳排放进行了验证。如魏巍贤和杨芳(2010)^[7]构建并测算了1997-2007年中国省份的知识存量和国外技术引进存量指标,其结果显示自主研发和技术引进皆显著地促进了中国的碳减排。然而,另一方面,诸多研究对技术进步对碳减排的作用提出了质疑。如研究显示,技术创新推动了中国的碳排放总量上升(袁鹏

等, 2012)^[8], 其影响机制有可能为技术创新通过推动经济增长带来的碳增排效应大于其通过能源效率改进带来的碳减排效应(金培振等, 2014)^[9]。

以上总体技术创新对碳减排的作用分析都没有考虑技术的差异性与多样性, 可能是研究结果产生分歧的一个重要原因。根据偏向性技术进步理论(Acemoglu et al., 2011)^[10], 清洁技术与污染技术在技术禀赋和创新水平上的差异, 能够导致经济整体上的技术进步呈现出偏向性, 从而引起差异性的经济和环境的影响结果。这就要求进一步依据技术异质性, 深入不同技术对碳排放的不同影响。

1.3 低碳技术创新对碳排放作用的空间溢出效应

在以往的研究中, 多采用普通面板回归模型, 较少考虑到二氧化碳、技术创新等等诸多因素在不同地区之间的关联性与流动性, 忽视了要素在地区间可能存在的交换和溢出作用(王为东, 2018)^[11], (卢娜, 2019)^[12]。空间计量专家 Anselin 的研究发现, 空间因素对环境问题具有重要的影响^[13]。作为一种知识活动, 技术创新本身具有显著的空间依赖性, 创新活动的空间集中会有效地促进知识溢出, 而基于地理媒介的知识溢出则会对创新活动的地理分布产生重大影响^[14], 进而对环境变化的空间格局产生更大范围的影响。与此同时, 碳本身在空间维度上也具有显著的流动性, 即本地区的碳排放不仅影响本地区, 也会对其他地区产生一定的影响。如程叶青等^[15]直接采用空间面板计量模型, 分析了碳强度空间格局的主要影响因素。然而, 目前研究较少考虑技术创新在空间上对碳排放的影响, 关于技术创新本身异质性对于碳排放的空间效应研究更为缺失。因此, 本文基于对技术差异性的考虑, 将低碳技术创新分为清洁技术与灰色技术, 通过空间效应分析, 全面深入地理解低碳技术创新作用过程的细节, 探求异质性低碳技术创新对碳排放的影响。

2 空间计量模型构建

2.1 变量选取

2.1.1 被解释变量

碳排放(carbon): 本文采用各省碳排放量的对数表征低碳发展水平。由于中国未公开发布历年的碳排放量, 故本文采用 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 2 所示。

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

式中, *carbon*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 108 m³，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 CO₂ 排放系数，单位为万 t/tce。

2.1.2 核心解释变量

低碳创新 (Y02): 本文以 2013 年美国 and 英国联合颁布的 CPC(合作专利分类法) 中 Y02 分类申请专利数来衡量低碳创新^[16]，仅采用中国籍人士于我国国内申请的专利。为排除大量低质量专利的干扰^[17]，本文以每个技术每年领域被引次数前 5% 的专利作为衡量低碳创新的指标，以 2004-2015 年为研究区间，对各领域加总后获得每个省每年的低碳创新数据。鉴于 Y02 低碳技术创新存在异质性，将低碳技术创新分为清洁技术与灰色技术两个亚类。清洁技术代表了与零碳生产或零碳消费相关的技术创新；灰色技术并非零碳，但在提高能源利用效率方面存在潜力；与处理 Y02 低碳技术创新数据方法相同，仍以每个技术领域被引量前 5% 的专利加以衡量，加总得到清洁技术与灰色技术数据。清洁技术包括的技术领域如表 2 所示。

表 1 清洁低碳技术的 CPC 专利分类

技术领域	CPC 类	技术领域	CPC 类
建筑业相关	Y02B10	交通相关	Y02T10/38
	Y02B90/1		Y02T10/64
温室气体处理	Y02C10		Y02T10/70
能源相关	Y02E10		Y02T10/72
	Y02E30		Y02T10/80
	Y02E50		Y02T10/90
	Y02E60/3		Y02T50/74
	Y02E60/5		Y02T50/90
	Y02E70/1		Y02T70/5218,5227, 5236,5245,5254,58,59
	Y02E70/2		Y02T90/1
	Y02E70/3		Y02T90/3
			Y02T90/4

2.1.3 控制变量

考虑到碳排放在除了受到低碳技术创新的影响外，还受到其他因素的影响，本文还将设置以下控制变量：

①经济水平(PGDP): 碳排放与经济增长有着密切的关系, 预计经济的增长会带来碳排放的增加, 随着经济结构的升级, 经济增长对于碳排放的促进效果可能会变弱, 但是仍然会有所影响。本文用一个国家或地区的人均国内生产总值来表示经济发展水平。

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。理论上而言, 城镇人口增加的规模效应造成碳排放量增长; 而产生的集聚效应总体上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业部门能耗远高于其他产业, 故预期该变量系数为正。

④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。

⑤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。而关于外商直接投资对于本国环境生态的影响有两种相对的说法, “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^[18]; “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^[19]。通过以往的研究表明, FDI 对 CO₂ 排放的影响可能因不同国家、行业而呈现不同效应。

⑥知识存量(Inreserve): 本文在 Y02 低碳技术创新的基础上计算出知识存量指标。知识存量反映了知识作为固定变量对于碳排放的影响。知识存量变量构造如下:

$$K_{i,t} = \sum_{s=0}^{\infty} e^{-\beta_1 s} (1 - e^{-\beta_2(s+1)}) PAT_{i,s} \quad (2)$$

其中, $K_{i,t}$ 表示第一年经济中低碳技术的知识储备; PAT 表示 Y02 低碳技术专利的数量; s 表示前一年的数量; β_1 表示衰减率, β_2 表示扩散率。参照已有研究^[20], β_1 和 β_2 分别设为 0.36 和 0.03。

2.2 数据来源与处理

本文以 2004-2015 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; 考虑到价格波动影响, 经济变量以 2004 年为基期做了不变

价处理。为了消除异方差，对部分变量进行取对数处理。

2.3 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主要和核心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(carbon)和低碳技术创新(Y02)的空间相关性，选择地理距离权重矩阵作为空间权重矩阵，其元素 w_{ij} 表示 i 地区省会与 j 地区省会最近公路里程的倒数^[21]。全局 Moran's I 的计算公式为

$$I = [n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (c_i - \bar{c})(c_j - \bar{c})] / [\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (c_i - \bar{c})^2] \quad (3)$$

其中 n 表示 30 个省， w_{ij} 是空间邻接矩阵， c 和 \bar{c} 分别是碳排放量和碳排放均值。计算结果见表 1，可以看出碳排放和 Y02 低碳创新的全局 Moran's I 均大于零，绝大多数通过 5% 水平的显著性检验，说明中国省域碳排放和 Y02 低碳技术创新均存在显著的空间相关性。

表 2 2004-2015 年中国碳排放与 Y02 低碳技术创新全局 Moran's I 表

年份	碳排放			Y02 低碳创新		
	Moran's I	Z 值	P 值	Moran's I	Z 值	P 值
2004	0.062	2.485	0.006	0.026	1.610	0.054
2005	0.029	1.661	0.048	0.014	1.298	0.097
2006	0.044	2.047	0.020	0.026	1.599	0.055
2007	0.034	1.768	0.038	0.024	1.557	0.060
2008	0.024	1.528	0.063	0.021	1.468	0.071
2009	0.021	1.456	0.073	0.027	1.623	0.052
2010	0.030	1.680	0.047	0.024	1.542	0.061
2011	0.039	1.949	0.026	0.042	2.033	0.021
2012	0.027	1.629	0.052	0.048	2.200	0.014
2013	0.029	1.698	0.045	0.047	2.165	0.015
2014	0.034	1.823	0.034	0.058	2.467	0.007
2015	0.029	1.654	0.049	0.084	3.139	0.001

碳排放和低碳技术创新的局部空间相关性采用 Moran's I 散点图表验证(限于篇幅, 仅选择 2004 年与 2015 年报告)。局部 Moran's I 计算公式为:

$$I_i = [(c_i - \bar{c})/S^2] \times \sum_{j \neq i} w_{ij} (c_j - \bar{c}) \quad (4)$$

其中

$$S^2 = [\sum_i (c_i - \bar{c})^2]/n \quad (5)$$

结果见图 1 与图 2。可以看出趋势线均位于一三象限, 说明碳排放与低碳技术创新局部空间正相关。

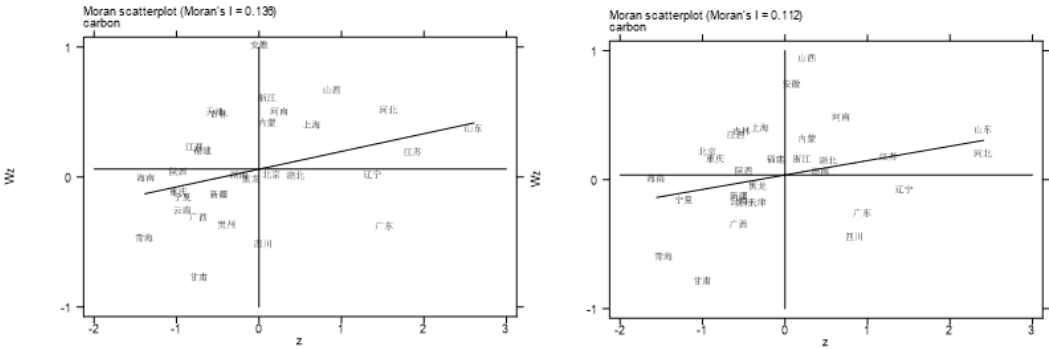


图 1 碳排放局部 Moran's I 散点图(2004 与 2015)

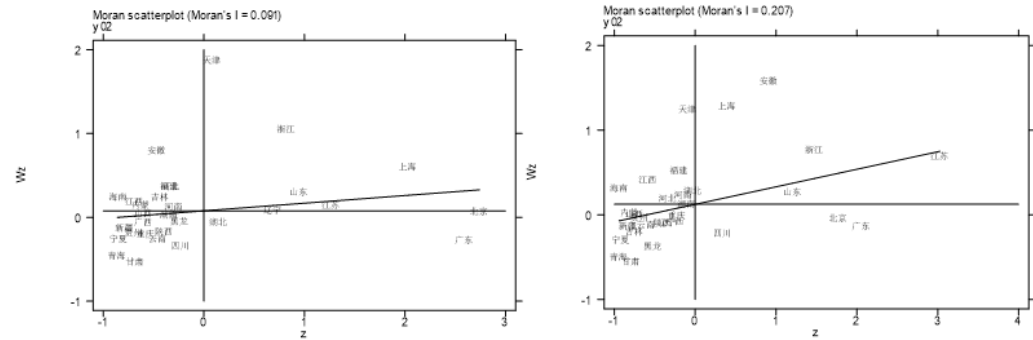


图 2 Y02 低碳技术创新局部 Moran's I 散点图(2014 与 2015)

2.4 空间计量模型

鉴于 STIRPAT 模型是环境污染影响因素研究的基本理论框架^[22], 本文将采用该模型探讨低碳创新对碳排放的影响。STIRPAT 模型的一般形式为:

$I_{it} = \alpha P_{it}^b A_{it}^c T_{it}^d e$, 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, e 为误差项。由于 STIRPAT 模型允许对影响因子进行分解和改进^[23], 本文将根据 EKC 假说^[24]进一步对其进行扩充。为了消除异方差的影响, 部分变量

采取了取对数处理。因此，设定的初始计量模型如式(6)所示。然后，进一步研究低碳技术创新内部异质性对于碳排放的影响，引入清洁技术与灰色技术进行建模，初始计量模型设定如(7)所示。

$$\ln carbon_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 Y02_{i,t} + \delta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$\ln carbon_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 gray_{i,t} + \alpha_2 clean_{i,t} + \delta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

式中， i 代表各省市； t 代表时间； $\ln carbon$ 为被解释变量，代表碳排放量； $Y02$ 代表低碳创新专利； $gray$ 、 $clean$ 分别代表 $Y02$ 内部清洁低碳技术创新与灰色低碳技术创新； $X_{i,t}$ 为一组控制变量，包含了可能对碳排放产生影响的若干变量； δ 代表控制变量的弹性系数； $\varepsilon_{i,t}$ 代表残差项。

由于碳排放和低碳创新活动具有空间相关性，本文将采用空间计量模型来具体验证低碳创新及其异质性对碳排放的作用。本文具体采用空间杜宾模型 (SDM)，它是空间滞后模型(SLM)和空间误差模型(SEM)的一般形式，表达式如式(8)所示。

$$y_{it} = c + \rho \sum_{i=1}^n w_{it} y_{it} + \alpha x_{it} + \sum_{i=1}^n w_{it} y_{it} \gamma + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

式中， y_{it} 为因变量， x_{it} 为自变量， ρ 为空间自回归系数， γ 为自变量空间滞后系数， μ_i 、 δ_t 分别表示空间效应和时间效应， ε_{it} 为残差项， w_{it} 为空间权重矩阵；表示本地区自变量对因变量的影响。

3 实证结果与分析

3.1 低碳技术创新对碳排放的空间效应

3.1.1 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低碳技术创新存在空间相关性，佐证了模型设定，故本文将采用空间计量模型对两者之间的关系进行检验。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， $LM-lag$ 、 $LM-error$ 、Robust $LM-error$ 的 p 统计值在 1% 显著性水平下均拒绝原假设，Robust $LM-lag$ 的 p 统计值在 5% 显著性水平下拒绝原假设，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，结果显示空间滞后模型和空间误差模型的 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，检验结果表明随机效应模型优于固定效应。检验过程结果如表 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	7.248***	0.007	LM-error	21.436***	0.000
Robust LM-lag	6.127**	0.013	Robust LM-error	20.314***	0.000
LR-lag	19.50***	0.007	LR-error	19.81***	0.006
Hausman	-4.32				

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平下显著。

3.1.2 空间计量模型结果

根据前文所构建的空间杜宾模型(SDM)，采用极大似然估计法估计 2004-2015 年中国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 3 列出了杜宾时空固定效应与随机效应的估计结果。由表 4 的估计结果可知，被解释变量低碳技术创新通过 1%显著性水平检验。实证结果分析如下。

表 4 Y02 低碳技术创新与碳排放实证结果表

	SDM 模型	
	固定效应	随机效应
Y02	-0.000923*** (-7.27)	-0.00126*** (-8.85)
lnPGDP	1.071*** (5.46)	-0.159 (-1.46)
UR	1.915*** (3.40)	1.438*** (2.75)
IS	0.427* (1.66)	0.977*** (4.14)
ER	3.487 (1.58)	-0.851 (-0.32)
FDI	0.0603*** (2.94)	0.0634*** (2.58)
lnreserve	0.137** (2.57)	0.144*** (4.54)
_cons	--	12.09*** (8.87)
rho	-0.0814 (-0.96)	0.273*** (4.02)

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平下显著。括号中数值为 p 值。

表 4 中空间杜宾时空固定效应模型的估计结果显示，低碳技术创新(Y02)的系数为负，且通过 1%显著性水平检验，说明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，与预期相符。

3.1.3 低碳技术创新与碳排放的空间效应分解

由于 SDM 模型中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并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。本文根据相关研究，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^[25]。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。由各因素的影响效应分解结果见表 5 所示。

表 5 各因素对碳排放影响的效应分解结果

	SDM 模型分解		
	直接效应	间接效应	总效应
Y02	-0.00127*** (-8.83)	-0.000335 (-1.03)	-0.00161*** (-4.81)
lnPGDP	-0.166 (-1.56)	-0.0624 (-1.34)	-0.228 (-1.54)
UR	1.518*** (2.97)	0.570** (2.00)	2.088*** (2.82)
IS	0.989*** (4.31)	0.373** (2.25)	1.362*** (3.81)
ER	-0.868 (-0.34)	-0.296 (-0.30)	-1.164 (-0.33)
FDI	0.0656*** (2.67)	0.0243* (1.96)	0.0899*** (2.61)
lnreserve	0.146*** (4.88)	0.0525*** (3.10)	0.198*** (5.45)

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平下显著。括号中数值为 p 值。

通过表 5 各影响因素的效应分解结果可知：

①低碳技术创新(Y02)：

从直接效应来看：低碳技术创新对本地区碳排放的影响系数为-8.83，通过了 1%的显著性检验，这与我们的预期和先前大量学者的研究结果一致。结论表明，通过聚焦于重点产业领域与关键技术研发，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。

从间接效应来看：低碳技术创新的空间溢出效应为负，说明一个地区的低碳创新活动对其他地区的碳排放也具有抑制作用，但尚不显著，表明目前一个地区的低碳创新活动还主要局限于本地，区域的联动性与技术发展水平不高，共同推进低碳创新的机制尚未形成。考虑到低碳技术创新的内部异质性所导致的可能性，本文将在下文具体探讨清洁技术与灰色技术对碳排放的影响。

②经济水平(lnPGDP)：

经济发展碳排放的直接效应是-1.56。人均 GDP 对无论本地区还是临近地区的碳排放都具有反向作用，但不显著。这表明经济越发达，碳排放反而越少。说明随着人们对生态问题的持续关注，经济越是发达的地区越是加快调整产业结构、改变发展模式。

③城镇化发展水平(UR)

对碳排放的直接效应与间接效应分别为 2.97 和 2.00，分别通过了 1%的显著性检验和 5%的显著性检验。表明城镇化水平推动了碳排放的增长。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城镇化转变是解决此问题的关键。

④产业结构(IS)

产业结构的直接效应为 0.989，且通过了 1%水平的显著性检验，间接效应为 0.373，通过了 5%水平的显著性检验。由于第二产业是我国经济高速发展时期的主导产业，且第二产业是碳排放的主要来源之一，因此产业结构对碳排放的增加具有显著的正向影响，产业结构对本地区的碳排放具有显著的正向作用，但每个地区经济实力不通、产业结构也各有差异，主要受本地区因素影响制约，对相邻地区影响就较微弱。

⑤环境规制(ER)

环境规制对碳排放的直接效应与间接效应均为负，尽管尚不显著，但可以表明，对于本地区，环境规制对碳排放存在抑制作用，形成对本地碳排放的压力和减排动力；另一方面，环境规制对碳排放的抑制作用也存在空间溢出性，表明相关政策形成了扩散与流动，对其他地区的碳排放也施加了一定的压力。

⑥对外开放(FDI)

fdi 对碳排放的直接效应为 2.67，通过了 1%水平的显著性检验。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，影响系数为 1.96，并且通过 10%水平的显著性检验。可能的原因是邻近地区一味追求外商投资的规模，而忽视了对其绿色、低碳要求，从而间接增加了邻近地区碳排放。

⑦知识存量 (lnreserve)

知识存量对碳排放的直接效应与溢出效应的影响系数分别为 4.88 和 3.10，且均通过了 1%水平的显著性检验。这表明知识以及技术创新水平经过时间的沉淀与市场的淘汰，剩下的知识存量往往能够对碳排放起到显著地抑制作用，并且在区域上也具有一定的联动性，拥有对其他地区的节能减排的潜力。

3.2 清洁技术创新与灰色技术创新对碳排放的空间效应

考虑到整体 Y02 技术创新对碳排放的空间溢出效应并不显著，有可能是 Y02 技术本身异质性所造成。本文将 Y02 技术创新划分为清洁技术与灰色技术两个子类，验证两类技术分别对于碳排放的作用与影响。

3.2.1 空间计量模型选择检验

与前文一样，首先进行空间计量模型选择检验，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、LM-error、Robust LM-error 的 p 统计值在 1%显著性水平下均拒绝原假设，Robust LM-lag 的 p 统计值在 5%显著性水平下拒绝原假设；为了保证模型的估计结果更具稳健性，接着进行 LR 检验，结果显示空间滞后模型和空间误差模型的 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，检验结果表明随机效应模型优于固定效应。检验过程结果如表 6 所示。

表 6 模型选择检验表

指标	数值	P 值	指标	数值	P 值
LM-lag	7.877***	0.005	LM-error	20.603***	0.000
Robust LM-lag	6.716***	0.010	Robust LM-error	19.442***	0.000
LR-lag	20.60***	0.008	LR-error	20.73***	0.008
Hausman	-3.33				

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平下显著。

3.2.2 空间计量模型结果

构建的空间杜宾模型(SDM),采用极大似然估计法估计 2004-2015 年中国清洁、灰色技术创新对碳排放的影响,估计结果见表 7 所示。为了对比,表 7 列出了杜宾时空固定效应与随机效应的估计结果。由表 7 的估计结果可知,清洁技术创新通过 5%显著性水平检验,灰色技术创新通过 1%显著性水平检验。下文针对具体实证结果进行分析。

表 7 清洁、灰色技术创新与碳排放实证结果表

	SDM 模型	
	固定效应	随机效应
gray	-0.000262 (-1.01)	-0.000729** (-2.37)
clean	-0.00246*** (-4.89)	-0.00250*** (-4.23)
lnPGDP	1.175*** (6.05)	-0.157 (-1.46)
UR	1.681*** (3.01)	1.278** (2.44)
IS	0.247 (0.96)	0.960*** (4.06)
ER	3.326 (1.54)	-1.244 (-0.48)
FDI	0.0631*** (3.14)	0.0638*** (2.61)
lnreserve	0.172*** (3.24)	0.164*** (5.06)
_cons	-	12.83*** (9.22)
rho	-0.132 (-1.54)	0.228*** (3.24)

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平下显著。括号中数值为 p 值。

灰色技术创新(gray)与清洁低碳创新(clean)的系数均为负,且分别通过 5%、1%显著性水平检验,说明无论是清洁技术还是灰色技术,都对本地碳排放发挥了抑制作用。下文将具体探讨两类技术创新的空间效应结果。

3.2.3 清洁、灰色技术创新与碳排放的空间效应分解

表 8 清洁、灰色技术创新对碳排放影响的效应分解结果

	SDM 模型分解		
	直接效应	间接效应	总效应
gray	-0.000711** (-2.30)	0.000218 (0.39)	-0.000493 (-0.92)
clean	-0.00260*** (-4.41)	-0.00206* (-1.89)	-0.00465*** (-4.14)
lnPGDP	-0.148 (-1.43)	-0.0430 (-1.18)	-0.191 (-1.41)
UR	1.259** (2.55)	0.374* (1.67)	1.633** (2.40)
IS	0.968*** (4.13)	0.282** (2.07)	1.250*** (3.76)
ER	-1.133 (-0.44)	-0.324 (-0.40)	-1.457 (-0.43)
FDI	0.0646** (2.51)	0.0181* (1.87)	0.0827** (2.52)
lnreserve	0.163*** (4.94)	0.0453*** (2.85)	0.209*** (5.58)

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平下显著。括号中数值为 p 值。

①灰色技术创新(gray)

从直接效应来看，灰色技术创新对本地区碳排放显著为负，影响系数为-0.00127，通过了 1%的显著性检验。这说明了灰色技术虽然不涉及零碳生产或者零碳消费，但是能够起到节约能源以及提高能源利用效率的作用，从而可能抑制了碳排放。

从间接效应来看，灰色技术创新空间溢出效应为正，但是不显著。这说明一个地区的灰色低碳技术创新活动对其他地区的碳排放具有促进作用。可能的原因是灰色技术创新存在“回弹效应”^[26]。即由于灰色技术创新提高了能源利用率以及生产效率，还可能刺激能源的需求，从而导致碳排放的提升。

②清洁技术创新(clean)

清洁技术创新对本地区碳排放的直接效应与间接效应均显著为负，影响系数分别为-0.00260 与-0.00206，通过了 1%的显著性检验。这说明了清洁技术节能减排的潜力十分显著，而且不仅能够降低本地区的碳排放，在区域上也具有联动性以及空间溢出性，对其他地区的碳减排也能够做出积极贡献。

4 结论与建议

本文在将 Y02 低碳技术划分为清洁技术与灰色技术两个子类的基础上,应用 2004-2015 年的中国省域面板数据,采用空间杜宾模型实证检验异质性低碳技术创新对碳排放的直接效应以及空间溢出效应。研究结论如下:

(1)样本期内,中国的碳排放与低碳技术创新整体空间分布具有一定的集聚性,局部空间集聚性具有差异,并且随着时间的变化,局部空间集聚性呈现动态演变的特征。(2)无论是直接效应还是溢出效应,低碳技术创新对碳排放都具有显著的抑制作用,相比较而言,空间溢出作用的影响系数更小,可能与低碳创新内部异质性有关。(3)清洁技术创新对于本地区的碳排放存在显著地抑制作用,并且空间溢出效应也十分明显。(4)灰色技术创新对于本地区的碳减排作用显著,但是对于其他地区的碳排放具有正作用,但不显著,表明了灰色技术对于邻接地区的碳排放可能存在促进作用,可能是“回弹效应”所带来的结果。(5)城市化、产业结构升级以及外商直接投资等都会导致中国碳排放的增长,而经济增长并没有显著引致碳排放增加,环境规制则对碳排放起到了抑制作用,尽管作用不显著。

以上研究结论得出的政策建议如下:(1)由于低碳技术创新内部具有异质性,科技政策的重心应该进一步放在主要聚焦于零碳生产与消费的清洁技术创新专利上,继续加入研发投入。(2)在发挥低碳技术创新的作用时,要考虑到技术本身的质量问题,要推动高质量、突破性的技术发展。(3)政府充分发挥宏观调控作用,整合优化资源配置,各区域之间积极构建信息共享机制,协调各项具体的环境政策与实施措施,共同推进地方生态文明建设与可持续发展。

参考文献

- [1] IPCC. The physical science basis of climate change(contribution of working group I to the fourth assessment report of the international panel on climate change)[R]. Geneva:International Panel on Climate Change(IPCC),2007b.
- [2]Yan Z, Yi L, Du K, et al. Impacts of low-carbon innovation and its heterogeneous components on CO₂ emissions[J]. Sustainability, 2017, 9(4): 548.
- [3]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.
- [4]Costantini V, Crespi F, Palma A. Characterizing the policy mix and its impact on eco-innovation [J]. Research Policy, 2017, 46(4):799-819.
- [5]杨芳.技术进步对中国二氧化碳排放的影响及政策研究[M], 经济科学出版社,2013.
- [6]陈诗一.中国碳排放强度的波动下降模式及经济解释[J].世界经济,2011,34(04):124-143.
- [7]魏巍贤,杨芳.技术进步对中国二氧化碳排放的影响[J].统计研究,2010,27(07):36-44.
- [8]袁鹏,程施,刘海洋.国际贸易对我国 CO₂ 排放增长的影响——基于 SDA 与 LMDI 结合的分解法[J].经济评论,2012(01):122-132.

- [9]金培振,张亚斌,彭星.技术进步在二氧化碳减排中的双刃效应——基于中国工业 35 个行业的经验证据[J].科学学研究,2014,32(05):706-716.
- [10]Acemoglu D, Aghion P, Bursztyn L, et al. The Environment and Directed Technical Change[J]. *American Economic Review*, 2012, 102(1):131-166.
- [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(08):22-30.
- [12]卢娜, 王为东, 王淼, 张财经. 突破性低碳创新与碳排放: 直接影响与空间溢出[J]. 中国人口 资源与环境, 2019,29(05):95-103.
- [13]Anselin L. Spatial Effects in Econometric Practice in Environmental and Resource Economics[J]. *American Journal of Agricultural Economics*, 2001, 83(3):705-710.
- [14]李国平,王春扬.我国省域创新产出的空间特征和时空演化——基于探索性空间数据分析的实证[J].地理研究,2012(1):95-106.
- [15]程叶青,王哲野,张守志,等.中国能源消耗碳排放强度及其影响因素的空间计量[J].地理学报,2013,68(10):1418-1431.
- [16]Bian Y, He P, Xu H. Estimation of potential energy saving and carbon dioxide emission reduction in China based on an extended non-radial DEA approach[J]. *Energy Policy*, 2013, 63:962-971.
- [17]Trajtenberg M. A Penny for Your Quotes: Patent Citations and the Value of Innovations[J]. *The RAND Journal of Economics*, 1990, 21(1):172-187.
- [18]Cole M A, Fredriksson E P G. Endogenous Pollution Havens: Does FDI Influence Environmental Regulations?[J]. *The Scandinavian Journal of Economics*, 2006, 108(1):157-178.
- [19]Antweiler W, Copeland B R, Taylor M S. Is Free Trade Good for the Environment?[J]. *American Economic Review*, 2001, 91(4):877-908.
- [20]Popp, David C . The effect of new technology on energy consumption[J]. *Resource & Energy Economics*, 2001, 23(3):215-239.
- [21]邵帅,李欣,曹建华,杨莉莉.中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角[J].经济研究,2016,51(09):73-88.
- [22]Dietz T, Rosa E A. Effects of population and affluence on CO₂ emissions[J]. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 1997, 94(1):175-179.
- [23]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.
- [24]Grossman G M. Pollution and growth: What do we know? In *The Economics of Sustainable Development*, Goldin, I., Winters, L.A., Eds, Cambridge University Press: Cambridge, UK, 1995.
- [25]Bell K P. Introduction to Spatial Econometrics, by James LeSage and R. Kelly Pace[J]. *Journal of Regional Science*, 2010, 50(5):1014-1015.
- [26]Herring H, Sorrell S. Energy efficiency and sustainable consumption : the rebound effect[M]// *Energy efficiency and sustainable consumption* : . Palgrave Macmillan, 2009.