

国家重点生态功能区设立对县域碳排放强度的影响 ——以长江经济带为例¹

金声甜¹ 李小花²

1. 安徽财经大学金融学院 2. 湖南信息职业技术学院

摘要：国家重点生态功能区是关系全国生态安全的重要区域，探究其对碳排放强度的影响，对于实现“双碳”目标具有重要意义。文章以长江经济带为例，构建双重差分模型探究重点生态功能区政策对碳排放强度的影响，并分析空间溢出效应。结果表明：(1)2007—2021年长江经济带县域碳排放强度总体呈逐渐递减态势，且各区域间碳排放强度的绝对差异逐渐缩小。(2)重点生态功能区政策对碳排放强度的影响显著为负，且该影响效应存在持续性。(3)重点生态功能区可以通过促进地区产业结构升级从而降低碳排放强度。(4)重点生态功能区政策对本地区及邻近地区碳排放强度均产生抑制作用。

关键词：国家重点生态功能区；碳排放强度；双重差分模型；空间溢出效应；长江经济带；

为了应对全球气候变暖，减少碳排放，中国在2020年提出CO₂排放力争2030年前达到峰值，力争2060年前实现碳中和^[1]。党的二十大报告进一步提出要积极稳妥推进碳达峰碳中和。为实现“双碳”目标，政府出台了碳排放权交易、碳交易试点等一系列政策。值得注意的是，为了推动生态文明建设，2010年12月《国务院关于印发全国主体功能区规划的通知》（国发[2010]46号）中，正式设立重点生态功能区。重点生态功能区是维护国家生态安全的重要保障，其主要功能是提供更多优质生态产品，目前包含676县（市、区、旗），占国土面积的比例高达53%。那么，国家重点生态功能区的设立究竟对碳排放产生了怎样的政策效果？其政策效果是否具有持续性？对邻近地区的溢出效应如何？这些问题亟待回答。

目前关于碳减排的研究主要集中在以下3个方面：一是碳减排潜力与路径研究。Bian等构建非径向DEA模型测度碳减排潜力^[2]。王文举等研究发现产业结构调整对“双碳”目标实现的贡献最高可达60%^[3]。陈文婕等模拟不同碳税情景，构建指标体系评估交通领域碳减排潜力，发现各区域减排潜力差距较大，东部最优^[4]。周迪等测度了我国省域碳减排潜力，并根据测算结果给出了减排路径^[5]。Tang、Sun等就我国能否实现“双碳”目标进行了模拟^[6,7]。二是碳减排的影响因素研究。杨莉莎等研究发现技术进步是推动碳减排的主要因素，资本和劳动力对能源的替代也可以促进碳减排^[8]。徐斌等发现清洁能源使用对区域碳排放的影响效应在不同的阶段会有所差异，地方政府应该因时施策^[9]。此外，陈浩、文书洋等认为产业升级、绿色金融、数字经济等是促进碳减排的有效手段^[10,11]。三是相关政策对碳排放的影响研究。史修艺等通过分析低碳城市试点政策效应，发现该政策可以促进碳减排的公平性^[12]。张晗等发现配额政策具有非常显著的碳减排效应^[13]。王春娟等对北极理事会20周年联合声明政策框架对北极地区碳减排效应的影响进行了研究，发现该政策显著推动了碳减排^[14]。

目前围绕重点生态功能区政策效应评估的研究较少，且主要集中在经济效应和环境效应。马本等发现设立重点生态功能区

1

作者简介：金声甜（1993—），女，博士，讲师，研究方向为资源与经济。E-mail:120210070@aufe.edu.cn;

收稿日期：2023-03-04

基金：国家社会科学基金重大项目（22ZDA112）；

可以提高政府财力，长期可以改善产业结构^[15]。丁斐等分析重点生态功能区政策对经济发展的影响，发现该政策能够有效加快产业结构优化升级，实现经济和环境双赢^[16]。侯孟阳等研究结果显示重点生态功能区能够优化国土资源配置、推动产业结构升级，最终实现经济和环境双赢^[17]。杨喆等研究发现国家重点生态功能区所在地农村居民收入有明显增加^[18]。

综上所述，目前已有大量学者围绕碳减排展开了深入研究，对重点生态功能区政策效应的评估主要集中在经济效应和环境效应，尚未有学者就国家重点生态功能区设立是否促进了碳减排这一问题展开回答。基于此，本文以长江经济带为例，运用 DID 模型检验重点生态功能区设立对碳排放强度的影响，并考察其空间溢出效应，为制定碳减排政策提供科学依据。

1 理论分析与研究假设

区域间经济活动的紧密联系，经济要素的流动频繁，使重点生态功能区的设立不仅影响当地碳排放强度，对周边地区碳排放强度也会产生一定影响^[19]。基于此，本文参考已有研究^[19,20]，从直接影响效应和空间溢出效应两个维度理论分析重点生态功能区设立对碳排放强度的影响效应（图 1）。

①直接影响效应。重点生态功能区可以通过制度约束降低碳排放。一方面，根据主体功能区划分，重点生态功能区属于限制开发区域和禁止开发区域，明确限制或禁止大规模工业化城镇化开发，地方政府需要执行严格的产业准入政策，杜绝高污染高排放企业进入^[17]，可以从根源上直接降碳和减污。另一方面，国家重点生态功能区限制和禁止开发，工业、制造业企业数量严重削减，地方政府为了经济发展，必须主动调整发展战略，引入轻工业、生态环保型产业、现代农业、旅游业等，逐步实现产业绿色、低碳转型，同时，已有研究表明，产业结构优化有利于降低碳排放强度^[21,22]，故重点生态功能区可以通过促进产业结构优化实现降低碳排放。

重点生态功能区可以通过资金补偿降低碳排放。一方面，为了提升地方政府的政策执行力，实现环境保护的政策目标，国家 2008 年便开始对重点生态功能区实施转移支付，地方政府有足够财力增加用于环境保护、污染治理、生态修复、环境监控等的财政支出，可以直接限制当地碳排放量。另一方面，地方政府享受国家财政补贴后，通过增加环境保护支出，进行治理污染、改善生态环境，助力发展生态种养、生态旅游等生态型产业，还可以通过加大绿色技术研发投入，对高新技术产业进行政策扶持等，推动发展高新技术产业，促进产业结构优化升级，最终实现碳减排。

综上，本文认为设立重点生态功能区可以从制度约束和资金补偿两个方面降低碳排放强度，并提出如下研究假设：

假设 1：重点生态功能区设立对碳排放强度有显著抑制作用。

假设 2：产业结构升级在重点生态功能区政策促进碳减排中具有中介效应。

②空间溢出效应。首先，外部性的存在，使得重点生态功能区政策不仅能降低当地碳排放强度，对邻近地区碳排放强度也存在一定的抑制作用。其次，在全球一体化的背景下，区域间经济活动紧密联系，经济要素流动频繁，重点生态功能区对邻近地区会产生示范效应、带动效应和模仿效应，即重点生态功能区关闭高能耗高污染企业，研发绿色低碳技术，发展高效率、高技术、低能耗产业的绿色发展方式给周边地区起到示范作用，周边地区为了实现可持续发展，会主动模仿重点生态功能区的发展模式，学习新的低碳生产技术，发展清洁型产业，降低碳排放。据此，本文提出研究假设 3：

假设 3：重点生态功能区政策对碳排放强度的影响具有显著的空间溢出效应。

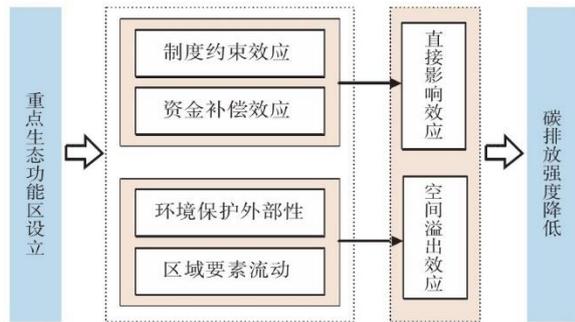


图1 重点生态功能区设立对碳排放强度的影响

Fig.1 The impact of the establishment of key ecological function areas on carbon emission intensity

2 方法与数据

2.1 研究方法

2.1.1 多期 DID 模型

本文借鉴 Card、汪克亮等的研究[23, 24]，将长江经济带入选国家级重点生态功能区的县（市、区、旗）作为实验组，其余地区为对照组，构建 DID 模型探究其碳减排效应。又由于目前全国共有两批国家级重点生态功能区，其中 2010 和 2016 年分别有 436 和 240 个县（市、区、旗）入选国家重点生态功能区，故本文将长江经济带 2010 和 2016 年分别入选国家级重点生态功能区的 144 和 106 个县（市、区、旗）作为实验组 1，其余地区为对照组 2，构建多期 DID 模型探究重点生态功能区设立对碳排放强度的影响，具体模型如下：

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 k_{it} + \theta X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中： Y_{it} 指碳排放强度³，下标 i 和 t 分别代表第 i 县（市、区、旗）和第 t 年份； k_{it} 代表政策虚拟变量； β_1 为政策效应系数； X_{it} 是一系列控制变量； μ_i 为个体固定效应； λ_t 为时间固定效应； ε_{it} 表示误差项。

2.1.2 中介效应模型

本文构建如下计量模型来检验产业结构升级的中介效应，其中 IS 为中介变量。若系数 β_1 、 γ_1 和 γ_2 显著为负，系数 α_1 显著为正，则假设 2 成立。

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 k_{it} + \theta X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$IS_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 k_{it} + \theta X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln Y_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 k_{it} + \gamma_2 IS_{it} + \theta X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

2.1.3 空间自回归模型

由地理学第一定律可知，不同地区经济活动存在着相互联系，地区间距离越近，联系越紧密^[19]。如果忽视空间相关性，将会引起估计结果的偏误^[25]。因此，本文进一步构建空间面板自回归模型（SAR）（式 5），将重点生态功能区政策变量 k_{it} 和空间距离因素 W 同时纳入模型，评估重点生态功能区政策对碳排放强度影响的空间溢出效应。

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \rho WY_{it} + \beta_1 k_{it} + \theta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中： Y_{it} 、 k_{it} 、 i 、 t 等含义同上； W 为空间权重矩阵； ρ 为空间相关系数； λ 表示空间相关性强度； μ 服从正态分布。

2.2 变量选取

2.2.1 被解释变量

碳排放强度（ Y ），由碳排放量除以 GDP 计算获得。其中碳排放量数据由 Center for Global Environmental Research 网站 4 提供的 1 km×1 km 的 GeoTIFF 数据整理而成。

2.2.2 核心解释变量（ k ）

本文核心解释变量为政策虚拟变量与政策实施时间虚拟变量的乘积，政策虚拟变量在实验组取值为 1，对照组取值为 0；时间虚拟变量在入选国家重点生态功能区之前取值为 0，入选国家重点生态功能区当年及之后取值为 15。

2.2.3 中介变量

产业结构升级（ IS ），通过计算第一、二、三产业产值占总产值的比重分别乘 1、2、3 并加总获得。

2.2.4 控制变量

①人口密度（ PD ）：采用年末常住人口数与行政区域面积比值表示；②城镇化率（ UR ）：用城镇人口数占总人口数的比重表示；

③政府干预 (GOV): 用地方财政支出占 GDP 比重表示; ④经济发展水平 (AGDP): 用人均 GDP 衡量; ⑤经济增长速度 (GDPE): 用 GDP 增长率衡量; ⑥金融发展水平 (FD): 以年末金融机构各项贷款余额占 GDP 比重表示。

2.3 数据来源

本文以重点生态功能区政策作为外生冲击, 构造准自然实验, 并运用长江经济带 850 个县 (市、区、旗) 2007—2021 年面板数据, 构造多期 DID 模型, 探究重点生态功能区设立对碳排放强度的影响。各类指标数据中, 碳排放量数据来源于 Center for Global Environmental Research, 其他数据来源于《中国县域统计年鉴》(2007—2022 年)、历年各地级市统计年鉴。

3 结果与分析

3.1 碳排放强度时空格局及动态演进

3.1.1 碳排放强度时序演变特征

2007—2021 年长江经济带碳排放强度变动趋势如图 2。可以看出, 长江经济带整体、重点生态功能区、非重点生态功能区碳排放强度均呈持续下降态势, 这是由于党的十六大以来, 面对严重的环境污染和生态恶化, 政府高度重视生态文明建设, 先后出台了一系列重大决策部署, 改善生态环境取得显著成效。从碳排放强度高低来看, 重点生态功能区碳排放强度一直是最低的, 这是由于被纳入重点生态功能区的地区多为生态资源丰富但经济欠发达地区, 开发力度较小, 碳排放水平要低于其他地区。还可以发现, 重点生态功能区碳排放强度在 2007—2008 年下降幅度很小, 2008—2019 年稳步快速下降, 下降幅度高达 66.96%, 2019 年以后没有出现明显波动。其中, 2008 年开始快速下降可能是国家对重点生态功能区给予转移支付, 激励地方政府加大污染治理和环境保护, 2010 年国家重点生态功能区正式设立, 提供生态产品的功能定位要求地方政府继续加大污染防治, 进一步加快碳排放强度下降速度。2019 年以后碳排放强度没有继续快速下降, 可能是政策实施较长时间后, 受了技术发展瓶颈的限制, 需要进一步推动绿色技术创新。

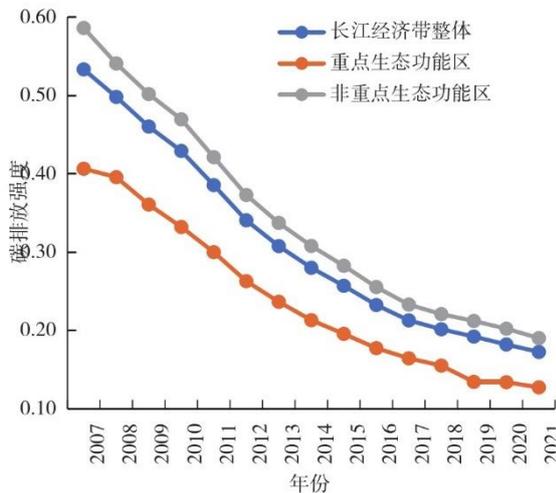


图 2 2007—2021 年长江经济带碳排放强度变化趋势

Fig.2 Carbon emission intensity trends in the Yangtze River Economic Belt from 2007 to 2021

3.1.2 碳排放强度空间演变特征

本文基于自然断点法，将长江经济带碳排放强度划分为4个等级，并利用ArcGIS10.6软件绘制2007、2014、2021年各县（市、区、旗）碳排放强度空间分布图（图3）。由图3可知，2007年，威信县、普定县、富源县、镇远县等17个县（市、区）处于高碳排放强度区，这些区域在2010年均未纳入重点生态功能区，其余大部分地区处于微碳和低碳强度区。2014年高碳和低碳强度区的县域数量与2007年相比有所减少，分别跃迁至中碳和微碳强度区。2021年处于高碳强度区和中碳强度区的县域总数量与2014年相比有所减少，低碳强度区和微碳强度区的县域总数量增加，其中高碳强度区县域数量减少至5个，分别为凤台县、纳雍县、富源县、威信县和镇远县。

3.1.3 碳排放强度动态演进

为了揭示长江经济带碳排放强度分布动态演变特征，运用Matlab7.0软件绘制2007—2021年长江经济带碳排放强度的核密度曲线，结果如图4所示。总体上看，2007—2021年曲线波峰位置逐渐向左移动，说明长江经济带县域碳排放强度呈逐渐递减态势；波峰高度逐渐上升，且逐渐由宽峰形向尖峰形转变，说明各县（市、区、旗）碳排放强度的集中程度增加，即各区域间碳排放强度的绝对差异逐渐缩小；曲线有明显的右拖尾，随着时间的推移逐渐缩短，说明存在如大祥区、镇远县、镇雄县等碳排放强度相对较高的地区，但随着时间的推移，这些地区碳排放强度也逐渐下降。

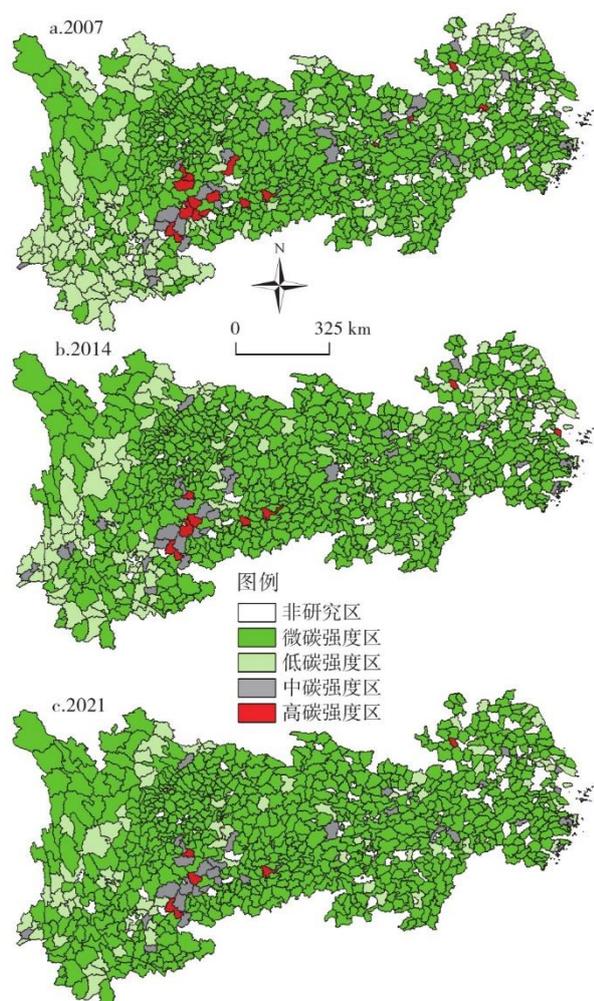


图 3 2007、2014、2021 年长江经济带碳排放强度空间演变

Fig.3 Spatial evolution of carbon emission intensity in the Yangtze River Economic Belt in 2007,2014 and 2021

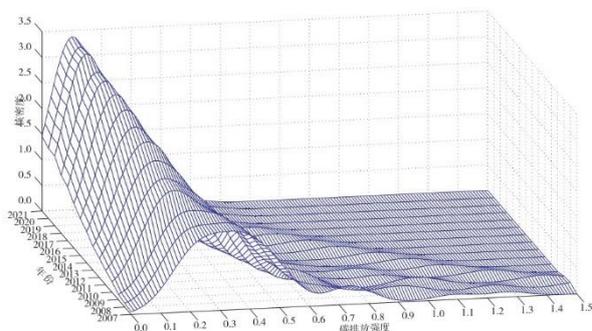


图 4 碳排放强度的核密度估计

Fig.4 Kernel density estimation of carbon emission intensity

3.2 重点生态功能区政策对碳排放强度的影响效应

3.2.1 基准回归结果

由表 1 可知, 无论是否考虑控制变量, 变量 k 的回归系数均显著为负, 说明重点生态功能区政策能显著降低碳排放强度, 研究假设 1 得到验证。重点生态功能区不仅限制进行大规模工业化开发, 还享受政府财政补贴, 有能力加大环境保护力度, 这些均有利于降低碳排放强度, 促进经济与环境协同发展。模型 2 控制变量中, 人口密度对碳排放强度的影响显著为负, 这是因为人口密度高的地区经济活动集聚度较高, 可以发展规模经济, 单位 GDP 能源消耗量减少, 碳排放强度随之降低。城镇化率对碳排放强度产生显著的正向影响, 这是因为城镇规模扩大过程中, 基础设施建设会产生大量碳排放, 碳排放强度上升。政府干预的回归系数在 1% 的水平上显著为正, 说明当前的财政支出结构不利于减少碳排放。经济发展水平对碳排放强度影响显著为正, 经济增长速度对碳排放强度的影响显著为负, 说明目前长江经济带经济发展水平仍处于环境库茨涅兹曲线的左端, 但当前经济增长速度有利于经济低碳转型, 故应该进一步提升经济增长速度, 提高经济发展水平至环境库茨涅兹曲线的右端。金融发展水平对碳排放强度产生显著的负向影响, 主要是因为金融发展不仅可以降低资金约束, 促进企业发展低碳技术, 而且可以通过政策引导, 促进产业绿色发展。

表 1 重点生态功能区政策对碳排放强度影响估计结果: DID 估计

Tab.1 Estimation results of the impact of policies on carbon emission intensity in key ecological function areas:DID estimation

变量	模型1	模型2
	lnY	lnY
<i>k</i>	-0.0372***(-4.5500)	-0.0579***(-7.1000)
<i>PD</i>		-0.0081***(-4.4100)
<i>UR</i>		0.1147***(4.7000)
<i>GOV</i>		0.1995***(10.2900)
<i>AGDP</i>		0.1467***(16.4700)
<i>GDPE</i>		-0.0794***(-5.1800)
<i>FD</i>		-0.2509***(-13.6500)
常数项	-0.6323***(-11.8000)	-0.7706***(-12.7900)
个体效应	YES	YES
时间效应	YES	YES
<i>N</i>	12750	12750
<i>R</i> ²	0.9369	0.9413

注：***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著，括号内为T统计值。表2~表9同。

3.2.2 稳健性检验

本文采用平行趋势检验、PSM-DID模型、安慰剂检验、控制变量滞后一期、排除其他政策干扰等5种检验方法对回归结果进行稳健性检验，以确保回归可靠性和合理性。

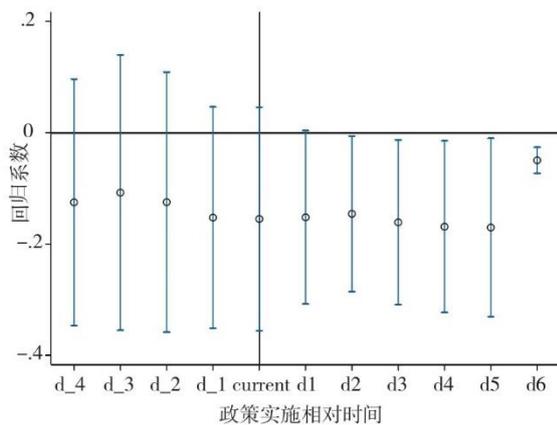


图5 平行趋势检验

Fig.5 Parallel trend test

①平行趋势检验。如图5所示，在政策实施以前，实验组和对照组之间并没有表现出明显差异，满足平行趋势假定。

②PSM-DID模型。由于双重差分法不能解决样本选择方面的偏差，故继续采取PSM-DID的方法进行稳健性检验。首先分别运用半径匹配、核匹配和近邻匹配将实验组和对照组进行匹配，剔除所有未达要求的县（市、区、旗），再分别对新的样本进行DID估计，结果见表2。交互项的系数基本一致且均通过显著性检验，说明重点生态功能区政策对碳排放强度具有显著的抑制作用且结果稳健。

表2 PSM-DID 回归结果

Tab.2 PSM-DID regression results

变量	近邻匹配 回归系数	核匹配 回归系数	半径匹配 回归系数
k	-0.0218*(-1.72)	-0.0487***(-5.52)	-0.0219*(-1.76)
常数项	-0.7906***(-7.78)	-0.9907***(-15.76)	-0.8357***(-6.50)
控制变量	YES	YES	YES
个体效应	YES	YES	YES
时间效应	YES	YES	YES
N	4539	9418	6458
R^2	0.9336	0.9465	0.9362

注：半径匹配的匹配半径为 0.05。

③安慰剂检验。本文选择随机生成县域重点生态功能区，并进行 500 次的随机抽样来进行安慰剂检验（图 6）。从图 6 可以看出，随机生成的回归系数都集中在 0 附近且不显著，说明随机生成的样本组合没有对碳排放强度产生影响，即 DID 估计结果是稳健的。

④控制变量滞后一期。为了减少内生性问题，将所有控制变量进行滞后一期处理，结果见表 3。将所有控制变量滞后一期，交互项的系数依然显著为负且变化非常小，再次验证了回归结果的稳健性。

图 6 安慰剂检验

Fig.6 Placebo test

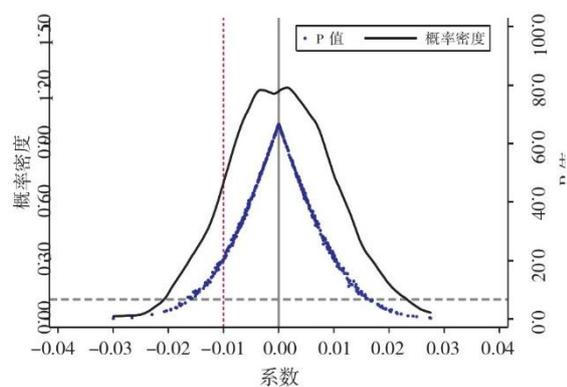


表 3 控制变量滞后一期检验

Tab.3 Lag test of control variables

变量	回归系数	T值	P值
<i>k</i>	-0.0348	-4.22	0.000
<i>PD</i>	-0.0056	-2.97	0.003
<i>UR</i>	0.0098	0.39	0.699
<i>GOV</i>	0.0703	3.51	0.000
<i>AGDP</i>	0.0202	2.20	0.028
<i>GDPE</i>	0.0640	4.11	0.000
<i>FD</i>	0.0510	2.68	0.007
常数项	-1.2659	-20.27	0.000
个体效应		YES	
时间效应		YES	
<i>N</i>		12735	
<i>R</i> ²		0.9372	

⑤排除其他政策干扰。在本文研究时间段内，国家也推行了一些其他政策可能会对碳排放强度产生影响，如低碳试点政策、碳排放权交易政策等。为了保证回归结果的稳健性，继续排除低碳试点政策、碳排放权交易政策对结果的干扰，结果见表4。可以看出，纳入其他政策后，重点生态功能区政策的系数仍然显著为负且变化较小，说明回归结果是稳健的。

3.2.3 重点生态功能区政策降低碳排放强度的动态效应

上述结果显示重点生态功能区政策对碳排放强度产生显著的负向影响，是一种静态效应，未能揭露政策的动态效应。故在式(1)的基础上，进一步设置时间虚拟变量，构建如下模型，探究重点生态功能区政策对碳排放强度的动态影响效应。

式中：*k_{jit}*为年度哑变量；*j*>0表示实验组县（市、区、旗）纳入国家重点功能区后第*j*年的年度哑变量，*j*=0表示实验组县（市、区、旗）纳入国家重点功能区当年的年度哑变量； β_j 表示政策实施后第*j*年，重点生态功能区政策对碳排放强度影响大小。模型回归结果见表5。

由表5可知，无论是否纳入控制变量，*k*₁、*k*₂、*k*₃、*k*₄、*k*₅、*k*₆的回归系数均显著为负，说明重点生态功能区政策对碳排放强度的抑制作用存在持续性。

3.3 重点生态功能区政策对碳排放强度的影响路径检验

利用中介效应模型检验产业结构升级是否在重点生态功能区政策抑制碳排放强度中存在中介效应，结果见表6。表6第2列中变量*k*的系数负向显著，说明重点生态功能区政策对碳排放强度产生抑制作用，第3列中变量*k*的系数正向显著，表明重点生态功能区政策对产业结构升级产生促进作用，第4列中变量*k*和IS的系数均负向显著，表明产业结构升级在重点生态功能区政策抑制碳排放强度中具有显著的部分中介效应，即重点生态功能区可以通过促进地区产业结构升级从而降低碳排放强度，假设2得到验证。

3.4 重点生态功能区政策对碳排放强度影响的空间溢出效应

由地理学第一定律可知，某地区碳排放水平的高低不仅受自身经济发展水平、环境治理水平等因素的影响，还受到邻近地区碳排放水平影响^[24]。因此，继续构建空间计量模型，探究该政策对碳排放强度影响的空间溢出效应。首先引入0-1矩阵检验碳排放强度的空间自相关性（表7），所有年份的Mo-ran's I均大于0，且均通过显著性检验，表明碳排放强度具有显著的空间正相关性。

上述结果进一步证明存在空间效应。本文构建空间自回归模型探究重点生态功能区政策对碳排放强度影响的空间溢出效应，

结果见表 8。时间固定效应模型和时空固定效应模型 R-squared 统计值太小，拟合效果较差，空间固定效应模型 R-squared 统计值为 0.6049，拟合效果较好，故本文选择空间固定效应模型回归结果进行分析。

根据空间固定效应模型估计结果，政策变量的回归系数显著为负，空间相关系数显著为正，说明该政策对碳排放强度的影响存在显著的空间溢出效应，假设 3 得到验证。此外，控制变量人口密度、城镇化率、政府干预、经济发展水平、经济增长速度、金融发展水平均对碳排放强度的影响均存在显著的空间溢出效应。

表 4 排除其他政策干扰

Tab.4 Eliminating other policy interference

变量	模型 1 lnY	模型 2 lnY	模型 3 lnY
k	-0.0591***(-7.24)	-0.0471***(-5.63)	-0.0478***(-5.72)
低碳城市政策	0.0192(0.65)		0.0251(1.45)
碳排放权交易政策		-0.1119***(-5.58)	-0.1214***(-6.00)
常数项	-0.7564***(-12.51)	-0.7912***(-13.12)	-0.7743***(-12.81)
控制变量	是	是	是
县(市、区)固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
N	12750	12750	12750
R^2	0.9413	0.9414	0.9451

表 5 重点生态功能区政策对碳排放强度的影响：动态性检验

Tab.5 Impacts of policies on carbon emission intensity in key ecological function areas:Dynamic test

变量	模型 1			模型 2		
	回归系数	T 值	P 值	回归系数	T 值	P 值
k^0	-0.1869	-1.71	0.109	-0.1961	-1.91	0.077
k^1	-0.1738	-1.79	0.094	-0.1836	-1.91	0.077
k^2	-0.1695	-2.05	0.059	-0.1750	-2.17	0.048
k^3	-0.1829	-2.10	0.054	-0.1821	-2.21	0.045
k^4	-0.1896	-2.13	0.051	-0.1933	-2.27	0.039
k^5	-0.2034	-2.68	0.018	-0.2089	-3.15	0.007
k^6	-0.0932	-4.63	0.000	-0.1123	-5.50	0.000
常数项	-1.6167	-131.65	0.000	-1.8940	-49.90	0.000
控制变量	NO			YES		
县(市、区)固定效应	YES			YES		
年份固定效应	YES			YES		
N	12750			12750		
R^2	0.5893			0.8573		

表 6 产业结构升级的中介效应检验结果

Tab.6 Test results of mediating effect of industrial structure upgrading

变量	基准回归		产业结构升级	
	lnY	IS	lnY	
<i>k</i>	-0.0579***(-7.10)	0.0379*** (9.30)	-0.1232***(-14.17)	
<i>IS</i>			-0.1746***(-8.09)	
<i>PD</i>	-0.0081***(-4.41)	0.0037*** (16.51)	-0.0073***(-3.71)	
<i>UR</i>	0.1147*** (4.70)	0.0033 (0.55)	0.0400 (1.53)	
<i>GOV</i>	0.1995*** (10.29)	-0.0881***(-13.66)	0.1706*** (8.14)	
<i>AGDP</i>	0.1467*** (16.47)	0.1233*** (38.68)	0.0655*** (6.94)	
<i>GDPE</i>	-0.0794***(-5.18)	0.0138*** (31.38)	-0.0322***(-20.54)	
<i>FD</i>	-0.2509***(-13.65)	-0.0335**(-2.56)	-0.1866***(-9.42)	
常数项	-0.7706***(-12.79)	2.0702*** (342.87)	-1.0262***(-12.68)	
个体效应	YES	YES	YES	
时间效应	YES	YES	YES	
<i>N</i>	12750	12750	12750	
<i>R</i> ²	0.9430	0.9650	0.9393	

表 7 空间自相关检验

Tab.7 Spatial autocorrelation test

年份	Moran's I	Z 值	P 值	年份	Moran's I	Z 值	P 值
2007	0.2174***	10.6010	0.001	2015	0.1928***	9.4459	0.001
2008	0.2192***	10.6640	0.001	2016	0.1125***	5.6666	0.001
2009	0.2059***	10.0669	0.001	2017	0.1050***	5.3144	0.001
2010	0.2184***	10.4499	0.001	2018	0.1012***	5.1631	0.006
2011	0.2262***	10.8116	0.001	2019	0.0943***	4.7999	0.008
2012	0.2174***	10.3603	0.001	2020	0.1020***	5.0649	0.006
2013	0.2085***	9.8584	0.001	2021	0.3576***	16.4149	0.001
2014	0.1972***	9.6310	0.001				

表 8 空间自回归模型估计结果

Tab.8 Estimation results of spatial autoregressive model

变量	空间固定效应	时间固定效应	时空固定效应
<i>ρ</i>	0.6049*** (78.645)	0.0450** (3.272)	0.0280** (2.086)
<i>k</i>	-0.1976*** (-23.653)	-0.1880*** (-8.861)	-0.0577*** (-7.324)
<i>PD</i>	-0.0413*** (-2.089)	-0.0070*** (-5.718)	-0.0079*** (-4.502)
<i>UR</i>	0.2267*** (8.877)	0.0740** (2.397)	0.1156*** (4.911)
<i>GOV</i>	0.0927*** (4.596)	0.2020*** (5.998)	0.1989*** (10.631)
<i>AGDP</i>	-0.3167*** (-3.579)	-0.2720*** (-16.387)	-0.1465*** (-17.042)
<i>GDPE</i>	-0.0584*** (-42.308)	-0.0637*** (-7.169)	-0.0802*** (-5.411)
<i>FD</i>	-0.080*** (-4.293)	-0.0740 (-1.078)	-0.0511*** (-14.155)
<i>R-squared</i>	0.7062	0.3170	0.4450
<i>Log-likelihood</i>	973.1414	2311.3751	3016.9179

表 9 空间效应分解结果

Tab.9 Decomposition results of spatial effects

变量	直接效应	间接效应	总效应
<i>k</i>	-0.2187*** (-23.532)	-0.2788*** (-22.863)	-0.4974*** (-24.339)
<i>PD</i>	-0.0467*** (-2.208)	-0.0596** (-2.196)	-0.1063*** (-2.202)
<i>UR</i>	0.2539*** (9.452)	0.3236*** (9.607)	0.5776*** (9.616)
<i>GOV</i>	0.1025*** (4.697)	0.1307*** (4.690)	0.2332*** (4.702)
<i>AGDP</i>	-0.0351*** (-3.718)	-0.0447*** (-3.784)	-0.0798*** (-3.759)
<i>GDPE</i>	-0.0646*** (-46.306)	-0.0824*** (-43.000)	-0.1470*** (-54.950)
<i>FD</i>	-0.0892*** (-4.163)	-0.1138*** (-4.079)	-0.2030*** (-4.122)

从效应分解结果（表 9）来看，重点生态功能区政策的直接效应、间接效应和总效应均显著为负，表明重点生态功能区政策对本地区及邻近地区碳排放强度均产生抑制作用。这可能是因为，一方面，重点生态功能区限制大规模工业化城镇化开发，降低能源消耗和污染物排放，有利于改善生态环境，降低碳排放强度，同时环境保护具有正外部性，重点生态功能区减少碳排放，向邻近地区溢出的碳排放数量减少，有利于促进邻近地区碳减排。另一方面，长江经济带 2010 年有 146 个县（市、区、旗）入选国家级重点生态功能区，2016 年又新增 109 个地区，地方政府间逐渐从逐底竞争转向策略性节能竞争，同时，不同地区之间也会互相学习最新的环境治理技术以及节能减排模式，以降低碳排放强度。

4 结论与讨论

4.1 结论

为助力“双碳”目标实现，本文深入分析重点生态功能区政策对碳排放强度的影响，基于理论分析提出研究假设，并构建双重差分模型、中介效应模型和空间计量模型对研究假设进行验证，得到以下研究结论：①2007—2021 年长江经济带县域碳排放强度总体呈逐渐递减态势，且各区域间碳排放强度的绝对差异逐渐缩小。②重点生态功能区政策对碳排放强度的影响显著为负，且该影响效应存在持续性。控制变量中，人口密度、经济增长速度、金融发展水平对碳排放强度的影响显著为负，城镇化率、政府干预、经济发展水平对碳排放强度的影响显著为正。③产业结构升级在重点生态功能区政策抑制碳排放强度中具有显著的部分中介效应，即重点生态功能区可以通过促进地区产业结构升级从而降低碳排放强度。④碳排放强度具有显著的空间正相关性。重点生态功能区政策对碳排放强度的影响存在显著的空间溢出效应，并且政策的直接效应、间接效应和总效应均显著为负，表明重点生态功能区政策对本地区及邻近地区碳排放强度均产生抑制作用。

4.2 对策建议

基于上述研究结论，本文提出以下对策建议：①继续推动实施重点生态功能区政策。本文研究结果显示重点生态功能区政策能显著降低碳排放强度，且该影响效应存在持续性。因此，应该继续推动实施重点生态功能区政策，严格控制人口数量和限制高强度开发，加大财政激励力度和生态环境考核力度，从而提高资源承载力，促进碳减排。②大力推进产业结构升级。研究结果证明了产业结构升级在重点生态功能区政策抑制碳排放强度中具有显著的中介效应。因此，重点生态功能区应该进一步出台更为

详细的产业准入负面清单,加大监督惩罚力度和环保投入力度,推动清洁型、环保型产业发展。非重点生态功能区也应该积极优化产业布局,大力发展低污染、低能耗产业,促进产业转型升级,实现碳减排。③加强区域合作,建立联合控碳格局。根据本文研究结论,长江经济带碳排放强度具有显著的空间正相关性,且重点生态功能区政策的碳减排效应存在空间溢出效应,故应该加强区域交流合作,建立区域间协调降碳机制,推进绿色低碳技术共享,形成区域联合的碳减排空间格局。

4.3 讨论

2010年以来,国家重点生态功能区作为限制开发区,环境质量得以稳步提升^[26]。为此,从碳减排视角评估重点生态功能区政策效应,考察重点生态功能区所发挥的碳减排效应及作用路径,汲取重点生态功能区降低碳排放的成功经验,有利于推动“双碳”目标实现。本文研究结果,与汪克亮等^[24]、陈军等^[20]对生态文明先行示范区建设对碳排放强度的影响研究结果一致,均显示生态文明建设有利于推动达成“双碳”目标。但囿于县域数据不可获得,本文尚未对能源结构、技术创新等的中介效应进行分析,未来在数据可获取的情况下,本文将进一步完善重点生态功能区政策对碳排放强度影响的中介效应分析,并进一步深入探究重点生态功能区生态系统的碳汇效应。

参考文献

- [1] 邝嫦娥,李文意,黄小丝.长江中游城市群碳排放强度与经济高质量发展耦合协调的时空演变及驱动因素[J].经济地理,2022,42(8):30-40.
- [2] 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(12):962-971.
- [3] 王文举,向其凤.中国产业结构调整及其节能减排潜力评估[J].中国工业经济,2014(1):44-56.
- [4] 陈文婕,吴小刚,肖竹.中国四大经济区域道路交通碳排放预测与减排潜力评估——基于私家车轨迹数据的情景模拟[J].经济地理,2022,42(7):44-52.
- [5] 周迪,郑楚鹏,华诗润,等.公平与效率协调视角下的中国碳减排潜力与路径[J].自然资源学报,2019,34(1):80-91.
- [6] Tang B,Li R,Yu B,et al. How to peak carbon emissions in China's power sector:A regional perspective[J]. Energy Policy,2018,120(9):365-381.
- [7] Sun L,Cui H,Ge Q. Will China achieve its 2060 carbon neutral commitment from the provincial perspective?[J]. Advances in Climate Change Research,2022,13(2):169-178.
- [8] 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.
- [9] 徐斌,陈宇芳,沈小波.清洁能源发展、二氧化碳减排与区域经济增长[J].经济研究,2019,54(7):188-202.
- [10] 陈浩,郑洁.技术进步和产业结构调整对中国碳排放强度的影响[J].商业研究,2022(6):1-12.
- [11] 文书洋,史皓铭,郭健.一般均衡理论视角下绿色金融的减排效应研究:从模型构建到实证检验[J].中国管理科学,

2022, 30(12):173-184.

[12] 史修艺, 徐盈之. 低碳城市试点政策的公平性碳减排效果评估——基于工业碳排放视角[J]. 公共管理学报, 2023, 20(1):84-96.

[13] 张晗, 孟佶贤. 激励约束视角下中国碳市场的碳减排效应[J]. 资源科学, 2022, 44(9):1759-1771.

[14] 王春娟, 刘大海, 陶然, 等. 基于双重差分模型的北极地区碳减排效应及其政策作用分析[J]. 华中师范大学学报: 自然科学版, 2023, 57(1):129-139.

[15] 马本, 孙艺丹, 秦露. 中国生态保护政策的县域经济效应——来自国家重点生态功能区的证据[J]. 中国环境科学, 2022, 42(12):5928-5940.

[16] 丁斐, 庄贵阳. 国家重点生态功能区设立是否促进了经济发展——基于双重差分法的政策效果评估[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(10):19-28.

[17] 侯孟阳, 席增雷, 张晓, 等. 国家重点生态功能区的环境质量与经济增长效应评估[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(1):24-37.

[18] 杨喆, 李晴晴, 薛文皓. 国家重点生态功能区设立对农村居民收入的影响——基于PSM-DID的实证分析[J]. 资源科学, 2023, 45(1):144-157.

[19] 鲍丙飞, 曾子洋, 肖文海, 等. 重点生态功能区转移支付对生态产业发展的空间效应——以江西省80个县为例[J]. 自然资源学报, 2022, 37(10):2720-2735.

[20] 陈军, 肖雨彤. 生态文明先行示范区建设如何助力实现“双碳”目标? ——基于合成控制法的实证研究[J]. 中国地质大学学报: 社会科学版, 2023, 23(1):87-101.

[21] 谢文倩, 高康, 余家凤. 数字经济、产业结构升级与碳排放[J]. 统计与决策, 2022, 38(17):114-118.

[22] 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(4):124-143.

[23] Krueger C. Minimum wages and employment:A case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania:Reply[J]. American Economic Review, 2000, 90(5):1397-1420.

[24] 汪克亮, 许如玉, 张福琴, 等. 生态文明先行示范区建设对碳排放强度的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2022, 32(7):57-70.

[25] 李治国, 王杰. 中国碳排放权交易的空间减排效应: 准自然实验与政策溢出[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(1):26-36.

[26] 许杰, 刘海江, 聂平静, 等. 国家重点生态功能区县域环境空气质量时空变化分析[J]. 生态学报, 2022, 42(11):4362-4368.

注释

1 长江经济带 2010 和 2016 年分别有 146 和 109 个县（市、区、旗）入选国家级重点生态功能区，但 2010 年入选的壤塘县和武陵源区、2016 年入选的黄山区、南岳区和东川区数据缺失较多，为了使研究结果更加合理，本文实验组仅包含有研究数据的 250 个县（市、区、旗），其中 2010 年 144 个、2016 年 106 个。

2 长江经济带可获得研究数据的县（市、区、旗）共 850 个，其中实验组 250 个，对照组 600 个。

3 因变量取对数是为了降低异方差的影响，提高估计结果的准确性。

4 网址：https://db.cger.nies.go.jp/dataset/ODIAC/DL_odiacc2022.html。

5 由于全国主体功能区规划的文件出台于 2010 年 12 月，入选第一批国家重点生态功能区的县域在 2010 年并未受该政策的影响，故将长江经济带 2010 年入选国家重点生态功能区的 144 个县域的时间虚拟变量设置为从 2011 年开始取 1。