

· 区域经济与绿色生态 ·

# “双碳”目标下生态补偿的减排效应



□李 强 张宇航

[安徽财经大学 蚌埠 233030]

**【摘 要】 【目的/意义】**生态补偿减排的影响机制及其效应是现有文献研究的热点问题。**【设计/方法】**在系统阐释生态补偿影响环境污染的内在机理、探讨“双碳”目标调节效应影响的基础上,基于长江经济带108个城市2003~2019年面板数据,采用双重差分法进行实证分析。**【结论/发现】**生态补偿具有降低长江经济带环境污染的效果,且这种影响具有滞后性;异质性分析表明,生态补偿对长江经济带不同区域环境污染的影响具有异质性;调节效应分析表明,“双碳”目标约束对生态补偿的污染减排效应存在正向调节作用,使用平行趋势检验、PSM-DID检验、安慰剂检验等稳健性分析后,减排效应依然成立;进一步分析表明,产业结构调整是“双碳”目标约束下生态补偿影响环境污染的中介变量。最后,从实施低碳试点与生态补偿组合政策等方面,提出促进长江经济带环境污染治理的政策建议。

**【关键词】**“双碳”目标;生态补偿;减排效应;长江经济带

**【中图分类号】**F061.5; F062.1

**【文献标识码】**A

**【DOI】**10.14071/j.1008-8105(2023)-3004

## The Emission Reduction Effect of Ecological Compensation Under the “Carbon Peak and Neutrality” Target

LI Qiang ZHANG Yu-hang

(Anhui University of Finance and Economics Bengbu 233030 China)

**Abstract** [Purpose/Significance] The impact mechanism and effect of ecological compensation are hot issues in existing literature research. [Design/Methodology] This study systematically explains the inherent mechanism of ecological compensation affecting environmental pollution, discusses the impact of the Carbon Peak and Neutrality target regulation effect. Based on the panel data of 108 cities in the Yangtze River Economic Belt from 2003 to 2019, the double difference method is used for empirical analysis. [Conclusions/Findings] Ecological compensation has the effect of reducing environmental pollution in the Yangtze River Economic Belt, and this impact has a lag. Heterogeneity analysis shows that the impact of ecological compensation on environmental pollution in different regions of the Yangtze River Economic Belt is heterogeneous. The analysis of the regulatory effect shows that the pollution reduction effect of the “Carbon Peak and Neutrality” target constraint on ecological compensation has a positive regulatory effect, and the robustness analysis such as the parallel trend test, the PSM-DID test, and the placebo test still exists. Further analysis shows that industrial structure adjustment is the intermediary variable of ecological compensation affecting environmental pollution under the constraint of “double carbon” target. Finally, from the implementation of low-carbon pilot and ecological compensation combination policies, policy suggestions for promoting environmental pollution control in the Yangtze River Economic Belt are

**【收稿日期】**2022-07-25

**【基金项目】**国家社会科学基金重点项目(23AJL014);安徽省自然科学基金面上项目(2208085MG190);2022年高校学科拔尖人才学术资助项目(gxbjZD2022018);安徽省教育厅自然科学基金重大项目(2022AH040088);2021年高校协同创新项目(GXXT-2021-048);安徽财经大学研究生科研基金(ACYC2021347)。

**【作者简介】**李强(1981-)男,安徽财经大学经济学院教授、博士、硕士生导师;张宇航(1995-)男,安徽财经大学经济学院硕士研究生。

put forward.

**Key words** “Carbon Peak and Neutrality” target; ecological compensation; emission reduction effects; Yangtze River Economic Belt

## 引言

长江经济带襟南带北、联接东西,是人民生活和经济发展的空间载体。随着工业化、城镇化进程加快,长江经济带环境污染压力愈渐增大,严重制约了长江经济带高质量发展。《关于建立健全长江经济带生态补偿与保护长效机制的指导意见》的出台使得生态补偿愈发成为修复长江生态环境的重要手段,以新安江和太湖为代表的流域生态补偿政策在环境治理方面取得重要成效。值得注意的是,长江跨区域环境联防联控机制尚未健全,高污染、高能耗的重化工产业仍是长江经济带部分地区的主要经济支撑。据统计,2020年长江经济带所排废水的化学需氧量COD占全国比重40.93%,所排废气中氮氧化物甚至达全国比重的45.38%,区域环境治理仍然任重道远。煤炭为主的能源结构和偏传统的产业结构导致我国经济高碳特征明显<sup>[1]</sup>,我国已进入环境治理的深水区和攻坚区。国家“十四五”规划指出,要进一步健全现代环境治理体系,打好污染防治攻坚战。第七十五届联合国大会上,习近平总书记提出“碳达峰、碳中和”目标。那么“双碳”目标的提出是否可以为生态补偿政策的污染减排提供助力?如果可以,其中作用机制是什么?厘清二者关系是进一步构建绿色发展政策体系、加快实现长江经济带绿色发展转型的重要课题。鉴于此,本文聚焦生态补偿政策的减排效应,并在此基础上引入“双碳”目标的调节效应进行探究,旨在推进长江经济带实现减排降污协同增效,为进一步健全我国生态补偿机制、构建科学完善的环境治理体系夯实理论基础。

## 一、文献综述

生态补偿作为一种能够有效实现环境治理与环境保护的经济手段,受到国内外学者广泛关注。早期研究环境污染的代表性学者有庇古与科斯,“庇古税”理论指出外部性是造成环境污染的主要原因,政府可以使用生态补偿方式弥补社会成本与私人成本间的差异<sup>[2]</sup>;科斯则在《社会成本问题》中倡导,在产权明晰的前提下,应建立市场机制解决外部性问题<sup>[3]</sup>。基于以上两种理论,国际上通常将生态补偿定义为生态服务付费(Payment for Ecosystem

Services, PES),其内涵是通过增加公众利益以推动生态环境保护制度的建立,从而增加社会的整体效益<sup>[4]</sup>。1987年,随着张诚谦首次于国内提出生态补偿<sup>[5]</sup>这一概念,国内对于生态补偿的相关研究逐渐兴起。现有文献主要以庇古税和科斯产权定理为基础、以“谁污染、谁补偿”为原则对生态补偿进行定义<sup>[6]</sup>。生态补偿机制的建立<sup>[7]</sup>、补偿标准<sup>[8]</sup>和绩效评估<sup>[9]</sup>是现有文献的研究热点,并在流域、森林、矿产资源及农业系统等领域的政策实施取得了较为重要的理论与实践成果<sup>[10]</sup>,其中新安江流域的三轮生态补偿政策实施效果受到国内外重点关注,现有文献论证了我国以新安江流域为代表的流域环境质量得到明显改善、生态服务水平得到明显提升,且该制度机制具有可持续性<sup>[11-12]</sup>。

目前对于生态补偿是否具有减排效应主要有两方面观点。一方面,认为生态补偿政策能够实现减排。政府主导下的生态补偿机制可以兼顾命令控制与市场激励,能够显著降低区域污染水平。原因之一是在“有为政府”理论指导下,生态补偿通过环境绩效考核指标得以实现激励与约束相容,提升政府环境治理积极性,并在此基础上引导污染企业减产或绿色创新<sup>[13]</sup>,该政策对地方政府、企业,甚至整个产业产生不可忽略的影响<sup>[14]</sup>。另一方面,认为生态补偿政策无法实现污染减排。其主要原因是生态补偿机制的不完善可能导致环境治理效应扭曲或失灵,不利于污染减排。曲富国和孙宇飞基于政府间博弈视角构建成本收益的博弈模型,检验了地方政府生态补偿的横向转移支付对流域上游水环境治理失效,为建立横纵结合的多元化生态补偿机制提供理论支撑<sup>[15]</sup>。马骏等在前者研究基础上,基于多主体成本分担博弈视角,进一步构建中央政府补贴系数,结果证实了不恰当的中央财政补贴可能造成流域上下游地方政府的策略失衡,不利于政策区的污染减排<sup>[16]</sup>。何爱平和安梦天还实证研究了地方政府竞争和环境规制的共同作用对绿色发展效率的提高有显著抑制作用<sup>[17]</sup>,其中地方政府对于环境规制政策的非完全执行状况是主要原因<sup>[18-19]</sup>。此外,生态补偿等环境规制政策虽然可以一定程度减少政策区内的污染排放水平,但由于“污染避难所”效应的存在,政策区外地区的环境污染程度可能有所提升<sup>[20]</sup>。

减排效应测度的相关研究主要从环境规制角度进行梳理。首先,污染水平测度指标可以分为单一指标和综合指标。单一指标方面,部分学者将单一的二氧化硫等污染物排放量作为环境质量衡量指标<sup>[21]</sup>;综合指标方面,李强选取工业二氧化硫排放量、工业烟(粉)尘排放量和工业废水排放量三维指标对污染排放水平进行测度<sup>[22]</sup>,更具科学性。其次,对环境规制减排效应评估的大部分研究运用了差分法,这一方法主要将政策实施过程看作准自然实验,在此基础上确认政策的冲击时点、构建实验组与对照组,以检验政策的实施效果。例如,苏涛永等采用双重差分法实证研究了低碳城市和创新型城市的碳减排效应<sup>[23]</sup>。但当实验对象不满足平行趋势假设、难以找到合适的对照组进行试验时,合成控制法便可以发挥测度环境规制政策效应的更大优势,胡东滨等在此实验背景下,运用合成控制法检验了新安江流域三轮政策后的水环境效益<sup>[24]</sup>。

综上所述,现有文献就生态补偿的机制构建、补偿标准和绩效评估等方面展开了广泛而深刻的探讨,并取得了富有启示的研究成果,这为本文的进一步研究提供有益借鉴。但是,现有文献就生态补偿的实施绩效评价主要运用综合指标进行评估,针对污染减排方面的环境绩效评价较少,特别是基于“双碳”目标调节效应的研究更是鲜有涉及。鉴于此,本研究的边际贡献可能在于:一是研究视角方面,本文尝试从“双碳”目标视角展开研究,探讨生态补偿影响环境污染的作用机理,在系统阐释“双碳”目标影响的基础上,探究“双碳”目标对生态补偿减排效应的调节作用;二是研究对象与指标选取方面,本文以工业废水、工业二氧化硫、工业烟尘为基础构建综合环境污染指标,选取长江经济带城市为研究对象,兼具流域生态补偿、大气生态补偿等多种补偿形式,使生态补偿政策减排效应研究更具系统性;三是内生性的讨论方面,为避免实验组与对照组样本原则偏差问题,本文选取倾向值匹配-双重差分法方法进行实证研究,进而有效降低内生性对模型估计结果的影响。

## 二、理论分析与研究假说

环境治理具有典型的公共物品属性,流域和大气等跨界污染的外溢效应造成的搭便车现象会降低地方政府治污积极性,需要进行外部干预使环境污染和环境治理的外部性内部化<sup>[25]</sup>。生态补偿遵循“污染者付费、破坏者补偿”原则,利用行政和市

场手段激励生态服务提供者,具有十分可观的污染减排功能<sup>[26]</sup>。首先,从纵向生态补偿层面思考,我国目前主要的纵向生态补偿手段依赖于中央财政的转移支付。这种纵向补偿方式通过配套的财政补助和资金补偿来抵消相关地区由于保护生态环境、减少开发而发生经济利益损失,扭转环境政策执行乏力的局面<sup>[27-28]</sup>。其次,从横向生态补偿角度分析,污染外溢性和区域异质性决定了环保责任需要根据区域实际情况进行划分,部分地区地方政府引入了签订环境质量“对赌协议”的方式,可以一定程度提高地方政府的自主决定权力,减少了类似“上游污染,下游遭殃”的状况发生。横向生态补偿政策也可以一定程度规避中央政府与地方政府信息不对称的状况,避免了政策实施效果事与愿违。值得注意的是,中央制定跨区域生态补偿转移支付制度时涉及政策区内不同利益主体,牵涉范围甚广,是跨区域生态补偿制度设计的难点所在。由于地区间的资源禀赋差异,跨区域环境治理过程中往往存在较为严重的政府间博弈,可能会进一步削弱地方政府环境治理投资的积极性,导致生态补偿一类的环境规制政策的非完全执行状况<sup>[29]</sup>。根据上述分析,实施生态补偿政策虽然可以一定程度促进污染减排,但是单一环境规制政策的减排效果可能存在一定局限<sup>[30]</sup>,由此提出假说1。

假说1:生态补偿政策的实施有利于解决“我污染、你治理”难题,降低区域内污染排放水平,但可能存在一定局限。

横向生态补偿通常将流域水质或空气质量作为补偿依据,通过对相关依据的测定进行补偿奖励或赔偿罚款,以激励试点城市保护区域内的环境质量<sup>[13]</sup>。在实施生态补偿政策背景下,“双碳”目标的提出是否可以进一步污染减排?从以下三方面进行分析。其一,低碳试点政策作为中央与地方政府互动的环境规制政策之一,在政策具体执行过程中,进一步提升中央在评估地方发展指标体系中环境因素的占比权重。就环境监督考核层面来说,低碳试点城市需要根据本地区的资源禀赋状况编制低碳发展规划,将本区域的碳减排任务下分至辖区和重点企业,并对各责任主体的减排任务完成状况进行考核评估。为完成考核目标,地方政府往往会加大环境规制的执行力度,进一步提高本地区环境治理水平。由此,在生态补偿政策实施背景下,“双碳”目标的提出促使地方政府加快淘汰当地的高污染企业、培育绿色产业,使得区域内的污染排放水平进一步降低<sup>[31]</sup>。其二,根据2017年发布的《国



家发展改革委关于开展第三批国家低碳城市试点工作的通知》，要求实施低碳试点政策的城市重视绿色低碳技术与低碳科技人才的引进。政策因素致使高水平人才“用脚投票”，人才流入则可以进一步带动试点城市绿色产业发展。其三，就财税激励角度分析，大部分实施低碳试点政策地政府通过设定特定的税收减免与行业补贴以刺激高能耗、高污染企业进行绿色技术创新，同时引导企业增加高新技术和环保清洁类项目投资、减少污染项目投资，引导资金流入绿色低碳及低污染产业，诱发整个产业的绿色创新<sup>[32]</sup>。加之政府依据生态补偿政策，对实现减排做出贡献的区域提供资金等补偿方式，进一步激励了政府和企业，由此实现污染减排“1+1>2”的效果。在实施生态补偿政策基础上，实施低碳试点政策，可能更有利于各环境治理主体明晰自身责任，解决环境治理与污染外部性等问题。基于上述分析提出假说2。

假说2：“双碳”目标约束对于生态补偿减排效应应具有正向调节作用。

低碳试点政策与生态补偿政策均属于环境规制的重要手段。环境规制影响污染排放的途径除上述直接方式外，还至少包括通过促进产业升级、进行技术创新和影响外商直接投资（Foreign Direct Investment, FDI）等方式间接影响污染减排。

其一，环境规制组合通过产业结构影响污染减排。具体来说，实施生态补偿政策或低碳试点的城市均制定相应的环境规制目标，实现降碳减排过程中，政府往往会进行强制干预，督促污染企业减排。同时，随着环境规制水平的增强，各类生产要素的价格也随之抬高，这无疑增加了高能耗、高污染企业市场准入成本，形成绿色壁垒，对原有的行业格局造成冲击<sup>[33]</sup>。对于不符合当地环境规制标准的高能耗、高污染企业来说，在产业结构方面主要有三种应对措施：退出市场、就地产业调整或进行产业转移。一方面，对于未退出当地市场且尚有盈利能力的企业，若仍保持原有的产业结构，面对日益严格的碳排放和污染排放约束，其持续增加的降碳成本和末端治污成本势必挤占企业的生产利润，进行产业升级、转变原有的产业结构才是应对环境规制的长远之道。另一方面，对于进行产业转移的高能耗、高污染企业，会将其转移至临近环境规制强度较弱的“污染避难所”，使得原地区的要素资源可以更好地流入绿色清洁型产业，实现当地产业结构转型，以达到政策实施地降碳减排目的。然而，总体来看，“污染避难所”效应会导致高污染

企业迁入地的环境状况进一步恶化，并没有使我国整体环境质量得到改善<sup>[34]</sup>。此外，从需求供给层面分析，伴随低碳试点与生态补偿等政策的实施，中央和地方政府通过媒体等各类手段进行环保宣传，使消费者受到潜移默化的影响。环保意识的增强致使消费者对绿色清洁产品的偏好有所增加，进一步从需求方面影响当地的产业结构变化，促使高能耗、高污染企业的生产模式由末端污染治理向着前端清洁生产转变。

其二，环境规制组合通过技术创新影响污染减排。技术创新对企业污染排放具有重要影响。一方面，从合规成本视角来看，环境规制政策的实施会增加企业的合规成本<sup>[35]</sup>。在生态补偿政策和低碳试点政策实施背景下，合规成本的提高主要体现在两方面：首先，企业若想获得排污权就必须支付一定的环境费用，例如环境保护税和排污费；其次，在企业生产过程中要按规定负担环保和治污设备的成本、维护费用以及环保技术的研发费用，更需要负担自身为减少环境负外部性所支出的一系列成本。企业将有限的资金投入到了生产环节和污染治理环节，势必挤占企业的研发资金，并不利于企业的绿色技术创新，即可能并不利于生产企业的污染减排。另一方面，从创新补偿效应视角来看，适宜的环境规制政策可以对企业造成激励效应，使得生产企业主动改进生产技术，实现绿色技术创新<sup>[36]</sup>，由此获得的预期收益可以一定程度抵消企业由于减少负外部性而产生的成本费用，同时实现企业排污水平的降低，即实现了“波特假说”。

其三，环境规制组合通过影响外商直接投资污染减排。一方面，环境规制水平提高和环境状况改善可以吸引更多绿色清洁型FDI。根据我国2020年颁布的《鼓励外商投资产业目录》，各地政府比以往更倾向生产环保设备和末端污染治理的高新技术型FDI，这些被引进的FDI所带来的前沿技术可以通过技术外溢效应提升本地的绿色技术水平<sup>[37]</sup>。另一方面，按照前文所提及的污染避难所效应，在环境规制水平提升后，使得当地原本作用于污染密集行业的FDI向环境规制水平较低的地区转移，不仅增加了迁入地的污染排放水平，而且造成本地资本存量的减少，不利于降碳减排。综上，本文提出假说3。

假说3：“双碳”目标约束下，生态补偿可以通过调整产业结构间接促进污染减排，通过影响企业技术创新和影响外商直接投资影响污染减排的效果。

### 三、研究设计

#### (一) 模型构建

基于长江经济带108个城市2003~2019年面板数据,采用多期双重差分法(Difference-in-Differences, DID)对生态补偿政策实施的减排效应进行实证研究。将实施生态补偿政策时的数值作为实验组,未实施时的数值作为控制组。构建如下计量模型:

$$\text{Pollution}_{it} = \alpha + \beta \text{EC}_{it} + \gamma \text{control}_{it} + \delta_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中,  $\text{Pollution}_{it}$ 表示第*i*个城市在*t*年份的环境污染指数;  $\text{EC}_{it}$ 为政策虚拟变量,表示生态补偿政策的实施与否。若 $\text{EC}_{it}$ 值为1,表示第*i*个城市在第*t*年已经施行了该种环境规制政策,否则为未施行或未开始施行政策。 $\alpha$ 为模型截距项; $\beta$ 为解释变量系数,表示环境规制政策对减排效应的影响程度; $\gamma$ 为控制变量系数,表示控制变量对环境的影响程度。 $\delta_i$ 和 $\phi_t$ 分别是个体和时间效应。 $\varepsilon_{it}$ 表示随机扰动项。 $\text{control}_{it}$ 为其他控制变量。

#### (二) 变量设定和数据说明

##### 1. 被解释变量

环境污染指数(Pollution)。为了获得更为客观的评价结果,本文借鉴李强的指标<sup>[22]</sup>,以人均工业废水排放量、人均工业二氧化硫排放量和人均工业烟尘排放量三个指标数据为基础进行标准化处理;其次,运用熵权法进行权重确定;最后,利用加权求和测度长江经济带环境污染指数,用Pollution表示,以此衡量长江经济带环境污染程度。

##### 2. 解释变量及调节变量

生态补偿EC(Ecological Compensation)。若长江经济带各地级市实施了生态补偿,则赋值为1;反之,则赋值为0。为保证数据的准确性,首先,通过长江经济带各地级市的人民政府网站和环保局网站检索各地区的生态补偿信息;其次,是通过在中国知网搜索“生态补偿”关键词,检索文献中出现的关于生态补偿情况的信息;最后,通过法律之星检索各城市出台生态补偿法律的时间,整理长江经济带各地级市的相关生态补偿实施信息。

“双碳”目标约束CT(Carbon Targets)。目前,我国已先后开设三批低碳试点城市以规制二氧化碳的排放水平,因此本文采用该城市是否实施低碳试点政策衡量“双碳”目标约束。若长江经济带某一地级市实施了低碳试点政策赋值为1表示;未实施低碳试点政策则赋值为0,以此表示是否受到

“双碳”目标约束的影响。

#### 3. 控制变量及中介变量

考虑到其他因素对污染排放的潜在影响,为尽可能准确地设定计量模型,本文在模型中还引入了城镇化率(Urban)、劳动力(L)、财政分权(FD)和资源禀赋(NR)四个控制变量。首先,城镇化水平的快速提高推动了我国经济高速发展,但也成为区域环境污染水平的重要影响因素。因此本文引入城镇化率作为控制变量,用非农业人口与地区人口总数的比值表示,以Urban表征。其次,邵帅和李宝礼指出我国农村劳动力的就地转移和跨区域转移会导致农村和城镇的污染水平变化,是影响区域污染排放中不可忽略的因素<sup>[38]</sup>。为此,本文用从业人员总数以衡量地区的劳动力水平,以L表征。再次,政府间环境治理的“逐底竞争”行为,体现了地方政府在财政分权刺激下更倾向于引入收益较高的工业企业,降低环境规制水平<sup>[39]</sup>。为此,本文将财政分权引入模型,采用地方财政预算内收入与地区生产总值之比表示,以FD表征。最后,自然资源的开发和使用过程往往伴随着污染排放,目前我国资源型城市的环境治理问题仍然突出,为此,本文将资源禀赋引入模型,采用采掘业从业人员数占全部从业人员数的比重表示,以NR表征。

中介变量的选取。第一,产业结构是区域环境污染水平的重要影响因素,参考干春晖的计算方法,采用第三产业产值与第二产业产值之比表示产业结构高级化<sup>[40]</sup>,并以此衡量地区的产业结构,以AD表征。第二,技术创新水平采用科研综合技术服务业从业人员数占从业人员总数的比重衡量,以R&D表征。第三,外商直接投资是地区经济发展、引入先进技术的重要手段,本文引入外商直接投资研究环境规制政策的传导机制,以FDI表征。

#### 4. 变量的描述性统计

本文选取长江经济带108个地级市2003~2019年数据为研究对象。文中涉及的相关数据主要来自《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》,个别缺失数据利用各省统计年鉴、各市统计年鉴及统计公报数据或采用年平均增长率予以补齐。表1为各变量的描述性统计结果。

### 四、实证分析

#### (一) 基准回归

基准回归估计之前,采用BP检验、Hausman检验进行模型筛选。检验结果表明,应使用双固定效

表 1 描述性统计

| 变量类型  | 变量     | 符号        | 样本数  | 平均数   | 标准差   | 最小值   | 最大值   |
|-------|--------|-----------|------|-------|-------|-------|-------|
| 被解释变量 | 环境污染指数 | Pollution | 1836 | 0.158 | 0.135 | 0     | 0.938 |
| 解释变量  | 生态补偿   | EC        | 1836 | 0.241 | 0.428 | 0     | 1     |
| 调节变量  | 低碳试点   | CT        | 1836 | 0.233 | 0.423 | 0     | 1     |
| 控制变量  | 城镇化率   | Urban     | 1836 | 0.490 | 0.142 | 0.161 | 0.896 |
|       | 劳动力    | L         | 1836 | 0.005 | 0.009 | 0.001 | 0.099 |
|       | 财政分权   | FD        | 1836 | 0.062 | 0.056 | 0.003 | 0.994 |
|       | 资源禀赋   | NR        | 1836 | 0.034 | 0.070 | 0     | 0.545 |
| 中介变量  | 产业高级化  | AD        | 1836 | 0.869 | 0.365 | 0.270 | 4.932 |
|       | 外商直接投资 | FDI       | 1836 | 0.023 | 0.024 | 0     | 0.463 |
|       | 技术创新   | R&D       | 1836 | 0.015 | 0.010 | 0.001 | 0.078 |

应模型，故本文对个体及时间效应进行固定。表2为生态补偿与环境污染水平的回归结果。模型（1）（2）为未加入控制变量的基准回归结果，结果展示了当期回归结果并不显著，表明当期生态补偿政策的实施不具减排效应，且会使污染排放水平稍有增加；生态补偿实施滞后三期的污染减排效果显著，且系数绝对值大幅增加，表明生态补偿政策的减排效果明显，且具有明显的滞后特征。当期的减排效应不明显，原因可能是当前我国环境治理工作已取得较大成效，环境污染治理进入深水区，面临环境深入治理动力不足、环境监督考核机制不完善等一系列环境治理难题，污染治理难度愈渐增强<sup>[30]</sup>。此外，政策的制定、宣传、执行需要一定时间周期进行落实完善，因此政策效果显现可能存在一定滞后性。整体来看，生态补偿政策实施能有效抑制工业污染排放，降低城市环境污染水平。

表 2 生态补偿政策多期DID回归

| 模型             | (1)                 | (2)                 | (3)                 | (4)                 |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 被解释变量          | Pollution           | L3.Pollution        | Pollution           | L3.Pollution        |
| EC             | 0.008<br>(0.62)     | -0.020*<br>(-1.90)  | 0.012<br>(0.94)     | -0.020**<br>(-2.10) |
| L              |                     |                     | -1.980**<br>(-2.43) | -1.842**<br>(-2.30) |
| Urban          |                     |                     | 0.397**<br>(2.23)   | 0.496***<br>(4.21)  |
| NR             |                     |                     | 0.223*<br>(1.72)    | 0.027<br>(0.18)     |
| FD             |                     |                     | 0.008<br>(0.17)     | -0.010<br>(-0.23)   |
| 常数项            | 0.160***<br>(23.60) | 0.162***<br>(25.35) | 0.004<br>(0.06)     | -0.043<br>(-0.85)   |
| 控制变量           | 否                   | 否                   | 是                   | 是                   |
| 时间效应           | 是                   | 是                   | 是                   | 是                   |
| 个体效应           | 是                   | 是                   | 是                   | 是                   |
| N              | 1836                | 1 512               | 1836                | 1 512               |
| R <sup>2</sup> | 0.209               | 0.227               | 0.240               | 0.261               |

表2中（3）（4）两组模型为加入控制变量后的基准回归结果。由回归结果可知，实行生态补偿政策当期的效应系数为正，在滞后三期起该系数由正转负，存在对污染排放的抑制效应。整体来看，虽然生态补偿政策的污染减排效应具有局限性，但

实施生态补偿政策是长江经济带今后提升环境质量的必然选择。研究还发现，城镇化率对环境污染指数的回归系数在1%显著性水平下为正，表明长江经济带城镇化水平的提高会加剧污染排放，不利于地区的减排治理，与现有文献的研究结论一致。其原因可能是城镇化水平提高通常伴随着工业化进程推进，进一步导致产业集聚和人口规模增加，促使能源使用量激增，使得地区的工业污染排放增加<sup>[41]</sup>。劳动力系数显著为负，表明地级市整体从业人口的增加可以降低环境污染水平。可能的原因是在工业规模既定条件下，增加的从业人口更多涌向第三产业，推动实现区域内产业转型升级，降低污染排放水平。与现有研究相同<sup>[19]</sup>，资源禀赋系数当期与滞后三期均为正，表明资源禀赋可能造成长江经济带污染加重，但不是影响长江经济带污染排放的主要因素。可能的原因是自然资源的开采过程虽然伴随着污染排放，由于经济粘性，资源型城市对资源开采及利用存在依赖，使得资源型城市的污染状况加重。财政分权对环境污染指数的当期系数为正，主要的原因可能是财政分权使得地方政府被赋予更多的自由裁量空间，地方政府为扩大财政收入、实现经济增长目标，倾向于将本地区的要素向生产领域倾斜，降低对环境治理的投入<sup>[42]</sup>。此外，财政分权背景下，政府间博弈所导致的“逐底竞争”现象可能会导致环境治理效率的低下，不利于长江经济带地区污染减排。

（二）区域异质性分析

生态补偿政策的实施效果受到区域间要素禀赋差异和污染程度等诸多因素的制约，鉴于此，本文进一步检验生态补偿政策在不同区域减排效应的差异。本文将长江经济带108个城市按照地理位置划分为上游、中游和下游三个部分，上游地区包括重庆、四川、贵州、云南四省市；中游地区包括江西、湖北、湖南三省；下游地区包括上海、江苏、浙江、安徽四省市。



表3为区域异质性回归结果。上游和下游地区的回归结果与总体基准回归相同，在初期具有微弱减排，滞后期的减排效应愈发明显，且上游实施生态补偿政策的减排效应大于下游；而中游地区实施生态补偿政策并没有降低污染排放，反而使得中游地区的污染程度有所增加。这表明生态补偿对长江经济带不同区域的减排效应存在差别，产生此结果的原因可能在于，中游地区经济发展更加依赖于第二产业<sup>[43]</sup>，且污染密集型产业具有一定区位粘性，生态补偿政策虽然可以一定程度补偿地区保护环境

造成的机会成本，但无法使地方政府过多割舍当地的经济的发展，由此造成了中游地区工业污染减排效果不明显；相比之下，下游地区产业结构更加合理，更容易接受环境规制政策造成的冲击。此外，下游地区的劳动力等要素价格水平较高，污染密集型产业对劳动力成本和环境政策变动较为敏感，更加倾向于朝中西部等次发达地区布局<sup>[44]</sup>。上游地区经济体量及质量虽弱于其他区域，但由于上游地区对第二产业的依赖度更低，因此是长江经济带中生态补偿政策效果最好的区域。

表 3 区域异致性分析

| 模型             | 上游                |                      | 中游                 |                   | 下游                |                    |
|----------------|-------------------|----------------------|--------------------|-------------------|-------------------|--------------------|
|                | (1)               | (2)                  | (3)                | (4)               | (3)               | (4)                |
| EC             | -0.028<br>(-1.02) | -0.054***<br>(-3.38) | 0.043<br>(1.68)    | 0.018**<br>(2.05) | 0.003<br>(0.26)   | -0.032*<br>(-1.80) |
| 常数项            | 0.107<br>(0.79)   | -0.118<br>(-1.42)    | 0.476***<br>(3.02) | 0.552*<br>(1.92)  | -0.098<br>(-1.26) | -0.086<br>(-1.23)  |
| 控制变量           | 是                 | 是                    | 是                  | 是                 | 是                 | 是                  |
| 时间效应           | 是                 | 是                    | 是                  | 是                 | 是                 | 是                  |
| 个体效应           | 是                 | 是                    | 是                  | 是                 | 是                 | 是                  |
| N              | 527               | 434                  | 612                | 504               | 697               | 574                |
| R <sup>2</sup> | 0.129             | 0.193                | 0.320              | 0.283             | 0.421             | 0.430              |

(三) 调节效应分析

生态补偿政策的单一政策减排效应较弱。那么“双碳”目标的提出对生态补偿政策是否具有调节效应？是正效应还是负效应？2020年，我国提出了2030年“碳达峰”与2060年“碳中和”的双碳目标。我国“双碳目标”提出时间较短，但在“双碳”目标提出之前，我国已先后开设三批低碳试点城市以规制二氧化碳的排放水平。因此，本文使用“低碳城市建设”来表征“双碳”目标约束，将实施“低碳”试点政策时数值作为实验组，未实施时的数值作为控制组<sup>[45]</sup>。构建如下计量模型：

$$\text{Pollution}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{EC}_{it} + \beta_2 \text{CT}_{it} + \beta_3 \text{EC}_{it} \times \text{CT}_{it} + \gamma \text{control}_{it} + \delta_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，CT<sub>it</sub>表示低碳试点政策；EC<sub>it</sub>×CT<sub>it</sub>表示同时实行生态补偿和低碳试点政策。若CT<sub>it</sub>、EC<sub>it</sub>×CT<sub>it</sub>值为1则表示某地区实行了该环境规制政策。β<sub>1</sub>为生态补偿则测的减排效应系数；β<sub>2</sub>为“双碳”目标约束的减排效应系数；β<sub>3</sub>为交互项系数，反映了“双碳”目标下生态补偿的减排效应强度。γ为控制变量系数，反映了控制变量对环境的影响程度。其他变量已在前文说明。

从表4中的回归结果可知，低碳试点单政策的实行对生态补偿单政策的减排效应造成了冲击。生态补偿减排效应的回归系数由负转正，是否加入控

表 4 调节效应

| 模型<br>被解释变量    | (1)                  | (2)                  |
|----------------|----------------------|----------------------|
|                | Pollution            | Pollution            |
| EC             | 0.024*<br>(1.73)     | 0.025*<br>(1.83)     |
| CT             | 0.014<br>(1.29)      | 0.010<br>(0.96)      |
| EC*CT          | -0.048***<br>(-3.18) | -0.041***<br>(-2.92) |
| L              |                      | -1.779**<br>(-2.37)  |
| Urban          |                      | 0.379**<br>(2.13)    |
| NR             |                      | 0.248*<br>(1.92)     |
| FD             |                      | -0.006<br>(-0.13)    |
| 常数项            | 0.160***<br>(24.00)  | 0.010<br>(0.14)      |
| 控制变量           | 否                    | 是                    |
| 时间效应           | 是                    | 是                    |
| 个体效应           | 是                    | 是                    |
| N              | 1836                 | 1836                 |
| R <sup>2</sup> | 0.221                | 0.249                |

制变量均不影响模型的回归系数结果。实行单一的环境规制政策减排效应较弱，可能的原因在于，生态补偿政策机制不完善导致环境治理效应扭曲或失灵；“双碳”目标是我国提出下一步发展的战略性目标，其环境规制强度可能大于生态补偿政策，根据污染避难者假说，污染性企业为降低合规成本，会从环境规制强度大的地区转移至环境规制弱的地区，导致了单实施生态补偿政策地区的环境压力增

大。此外,我国生态环境得到极大改善,环境治理工作进入深水区、攻坚区,单一的环境规制政策很难满足我国长江经济带地区的复杂环境治理工作<sup>[30]</sup>。模型中,政策交互项在有无控制变量的情况下都显著为负,表明“双碳”目标的提出对生态补偿政策减排效应有明显的促进作用。在“双碳”目标约束下生态补偿呈现显著的减排效应。假说2得以验证。

#### (四) 空间外溢效应

大气和水资源存在流动性和扩散性,某一城市的污染排放与污染企业转移会进一步影响临近城市的环境状况,加之某一环境规制政策的实施效果也并非只对本区域产生影响,而是各城市间相互作用,因此对长江经济带城市实施的低碳试点和生态补偿政策的空间外溢效应分析十分必要。空间杜宾模型(Spatial Dubin Model, SDM)兼顾面板数据的空间相关关系与空间结构模式,因此,本文借鉴李强和夏海清的方法<sup>[46]</sup>构建空间杜宾模型(SDM),进一步分析“双碳”目标约束下生态补偿政策的空间外溢效应:

$$\begin{aligned} \text{Pollution}_{it} = & \alpha + \varphi \sum_{j=1}^N W_{ij} \text{Pollution}_{jt} + \alpha_0 \text{ECCT}_{it} + \\ & \beta \sum_{j=1}^N W_{ij} \text{ECCT}_{jt} + \gamma \text{control}_{it} + \\ & \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \text{control}_{jt} + \delta_i + \varphi_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

其中,  $\text{ECCT}_{it}$  表示“双碳”目标下生态补偿政策,开始实施地区为1,未实施地区或未开始实施时为0。 $\varphi$ 为空间自相关系数; $\alpha_0$ 表示政策实施对自身环境污染影响程度; $\beta$ 代表政策实施地区对邻近地区环境的效应系数; $\gamma$ 和 $\rho$ 为控制变量系数,分别表示控制变量对本地区和邻近地区环境污染的影响程度; $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项。 $W_{ij}$ 为区域空间邻近关系的空间权重矩阵。 $\sum_{j=1}^N W_{ij} \text{ECCT}_{jt}$ 、 $\sum_{j=1}^N W_{ij} \text{control}_{jt}$ 分别为第j个城市政策虚拟变量的空间滞后项、各控制变量的空间滞后项。 $\sum_{j=1}^N W_{ij} \text{Pollution}_{jt}$ 表示被解释变量的空间滞后项。其余变量已在前文说明,不再赘述。

基于SDM模型回归结果见表5所示,模型(1)表示未加入控制变量下的回归结果,模型(2)表示加入控制变量时“双碳”目标约束下生态补偿政策空间外溢效应回归结果。模型(2)显示“双碳”目标约束的生态补偿减排效应的影响系数为-0.028,“双碳”目标下的生态补偿政策对邻

近地区减排系数 $W \cdot \text{EC} \cdot \text{CT}$ 为0.058,且均在1%水平下显著,表明“双碳”目标约束的生态补偿政策能有效促进区域减排治污且正向的空间溢出效应明显,即目标约束下的生态补偿具有显著的减排效应,但会减弱周边区域的减排效果。究其原因可能为,根据“污染避难所”和“遵循成本效应”理论,“双碳”目标约束与生态补偿提出增加了污染企业的合规成本,迫使污染企业转移至环境规制强度较弱的临近地区,从而降低政策实施区域的污染物排放水平,但也相应加重了临近地区的环境负担。

表 5 空间外溢效应

| 模型<br>被解释变量          | (1)<br>Pollution     | (2)<br>Pollution     |
|----------------------|----------------------|----------------------|
| EC*CT                | -0.034***<br>(-4.73) | -0.028***<br>(-3.87) |
| W.EC*CT              | 0.061***<br>(4.38)   | 0.058***<br>(4.25)   |
| Spatial<br>rho       | 0.092***<br>(2.99)   | 0.084**<br>(2.72)    |
| Variance<br>sigma2_c | 0.004***<br>(30.28)  | 0.004***<br>(30.29)  |
| 控制变量                 | 否                    | 是                    |
| N                    | 1836                 | 1836                 |
| R <sup>2</sup>       | 0.002                | 0.211                |

## 五、稳健性分析

### 1. 平行趋势检验

实验组和控制组在政策实施之前必须具有相同的发展趋势,即平衡趋势是双重差分法(DID)的必要假设前提,因此,使用DID模型进行回归前,需要对政策组合模型进行平衡趋势检验,具体结果见图1。由图1可知,-4~0代表“双碳”目标约束下生态补偿实施前4期至政策实施当期,1~6代表“双碳”目标约束下生态补偿实施后1~6年。“双碳”约束下生态补偿政策实施前1~4年,点的位置均在水平线上方,且均不显著,表明“双碳”目标约束下生态补偿政策实施以前控制组和实验组具有平行趋势。随着“双碳”目标下生态补偿政策的实施,长江经济带地区生态环境质量得到明显改善,“双碳”生态补偿政策的减排效应也未随着政策实施时间的延长而减弱,说明“双碳”目标约束下生态补偿政策减排效应具有长效性。究其原因可能在于:

(1) 环境治理主体责任权越加明晰、区域间信息逐渐对称;(2) “双碳”目标是长期目标,并受到重视;(3) 生态补偿和“双碳”约束属于正式环境规制,政策实施具有连续性。



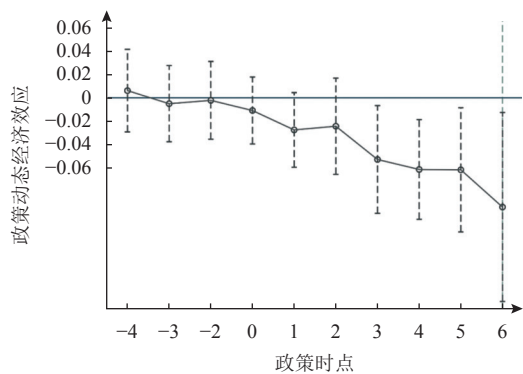


图 1 平行趋势检验

## 2. 倾向得分匹配-双重差分法

双重差分法会产生估计偏误，且实验组和控制组变动趋势可能存在系统性差异，因此，本文进一步利用 PSM-DID方法进行稳健性检验。参考石大千的方法<sup>[47]</sup>，通过低碳试点和生态补偿政策实施的虚拟变量对控制变量进行Logit 回归，得到倾向得分值，采用最近邻匹配方法进行一对一匹配。PSM-DID平衡性检验结果如表6所示，匹配之后协变量的均值在处理组与对照组之间，且差异显著性系数大于0.1，即实验组和控制组差异不显著，这说明可以选择PSM-DID方法对生态补偿的减排效应进行评价。PSM-DID的回归结果如表7所示，“双碳”目标约束下生态补偿政策减排效应在10%条件下显著，与之前回归结果一致，进一步增加了本文结论的稳健性。

表 6 PSM-DID平衡性检验

| 变量    | 匹配情况 | 均值       |          | T检验   |       |
|-------|------|----------|----------|-------|-------|
|       |      | 实验组      | 控制组      | T统计量  | P值    |
| FD    | 未匹配  | 0.068 2  | 0.057 37 | 4.18  | 0.000 |
|       | 匹配   | 0.065 7  | 0.062 66 | 1.28  | 0.201 |
| L     | 未匹配  | 0.006 84 | 0.004 34 | 6.34  | 0.000 |
|       | 匹配   | 0.006 21 | 0.006 36 | -0.31 | 0.754 |
| Urban | 未匹配  | 0.520 12 | 0.463 62 | 8.68  | 0.000 |
|       | 匹配   | 0.515 79 | 0.520 82 | -0.62 | 0.532 |
| NR    | 未匹配  | 0.028 83 | 0.038 72 | -3.03 | 0.002 |
|       | 匹配   | 0.029 18 | 0.034 41 | -1.52 | 0.130 |

表 7 PSM-DID回归结果

| 模型             | (1)                 |
|----------------|---------------------|
| 被解释变量          | Pollution           |
| EC*CT          | -0.030**<br>(-2.36) |
| 常数项            | 0.096<br>(1.01)     |
| 被解释变量          | 是                   |
| 时间效应           | 是                   |
| 个体效应           | 是                   |
| N              | 980                 |
| R <sup>2</sup> | 0.269               |

## 3. 安慰剂检验

为排除遗漏变量及自相关可能带来的问题，本

文借鉴张华的方法<sup>[48]</sup>，随机抽取108个样本生成伪政策虚拟变量，并进行随机回归500次，基于虚构样本的回归结果估计系数分布如图2所示。从回归结果来看，估计系数集中在0值附近呈正态分布，且多数回归结果p值大于0.1，即回归结果并不显著，说明在本文虚构的处理组样本中生态补偿政策没有发生实际作用，通过了安慰剂检验，再次说明本文结论是稳健有效的。

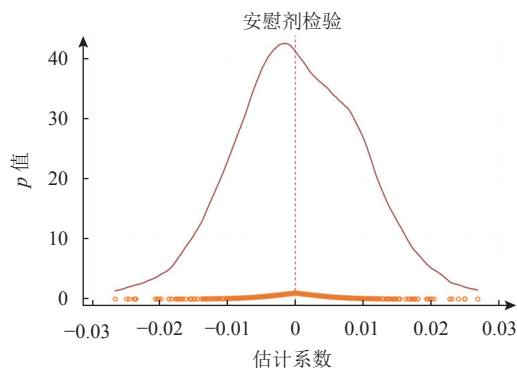


图 2 安慰剂检验

# 六、影响机制分析

环境规制政策对污染排放的影响除加强地方政府监管力度、减少企业末端排污等直接方式以外，还可以通过影响产业结构、外商直接投资、技术创新等间接方式影响工业企业的污染排放状况。为研究“双碳”目标约束下生态补偿的减排效应内在机制，采用中介效应模型分析产业结构（AD）、技术创新（R&D）和外商直接投资（FDI）三种中介变量的传导机制，并构建如下中介效应模型，实证检验“双碳”目标约束下生态补偿减排效应的影响机制。

第一步，验证“双碳”目标约束下生态补偿对环境污染指数的影响：

$$\text{Pollution}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{EC}_{it} \times \text{CT}_{it} + \alpha_2 \text{control}_{it} + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

第二步，验证“双碳”目标约束下生态补偿对产业结构、技术创新和外商直接投资的影响：

$$\text{AD}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{EC}_{it} \times \text{CT}_{it} + \beta_2 \text{control}_{it} + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\text{FDI}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{EC}_{it} \times \text{CT}_{it} + \gamma_2 \text{control}_{it} + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\text{R\&D}_{it} = \epsilon_0 + \epsilon_1 \text{EC}_{it} \times \text{CT}_{it} + \epsilon_2 \text{control}_{it} + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

第三步，验证“双碳”目标约束下生态补偿减排的中介效应：

$$\text{Pollution}_{it} = \theta_0 + \theta_1 \text{EC}_{it} \times \text{CT}_{it} + \text{AD}_{it} + \theta_3 \text{control}_{it} + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$\text{Pollution}_{it} = \pi_0 + \pi_1 \text{EC}_{it} \times \text{CT}_{it} + \pi \text{FDI}_{it} + \pi_3 \text{control}_{it} + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\text{Pollution}_{it} = \tau_0 + \tau_1 \text{EC}_{it} \times \text{CT}_{it} + \tau \text{R\&D}_{it} + \tau_3 \text{control}_{it} + \delta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

基准回归验证了生态补偿政策虽然存在减排效应,但其减排效果存在局限性。通过调节效应可知,“双碳”目标的提出有利于提高生态补偿政策的减排效应。为厘清“双碳”目标约束下生态补偿政策的减排机制,本文建立以上中介效应模型。中介效应检验结果如表8所示。第一步回归结果如模型(1)所示,“双碳”目标约束下生态补偿政策具有显著的减排效应。模型(2)(4)(6)为第二步回归结果。模型(3)(5)(7)为第三步回归结果。模型(2)中政策组合的回归系数显著为正,表明“双碳”约束下,生态补偿政策的实施促进了地区的产业结构升级。根据模型(3)可知。

产业结构的回归系数为-0.031,且在5%水平下显著,表明产业结构的升级减少了污染物排放。由此可得,产业结构是“双碳”约束下生态补偿政策影响污染减排的中介变量。根据模型(4)(5)的回归结果,“双碳”目标约束下生态补偿政策回归系数并不显著,且外商投资对环境污染间无显著影响。表明外商直接投资不是“双碳”约束下生态补偿政策影响污染减排的中介变量。模型(6)中“双碳”目标约束下生态补偿政策回归系数为0.002,且在5%水平下显著,表明“双碳”目标约束下生态补偿政策的实施促进了地区技术创新。模型(7)表明,技术创新并未带来减排效应,技术创新不是“双碳”约束下生态补偿政策影响污染减排的中介变量。即“双碳”目标约束下的生态补偿通过调整产业结构进而影响减排效应,而FDI、R&D不是其的中介变量,假定3得以证明。

表 8 中介效应分析

| 模型<br>被解释变量    | (1)<br>Pollution    | (2)<br>AD          | (3)<br>Pollution    | (4)<br>FDI        | (5)<br>Pollution  | (6)<br>R&D         | (7)<br>Pollution  |
|----------------|---------------------|--------------------|---------------------|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| EC*CT          | -0.025**<br>(-2.04) | 0.076*<br>(1.88)   |                     | -0.002<br>(-0.58) |                   | 0.002**<br>(2.57)  |                   |
| AD             |                     |                    | -0.031**<br>(-2.21) |                   |                   |                    |                   |
| FDI            |                     |                    |                     |                   | 0.275<br>(1.53)   |                    |                   |
| R&D            |                     |                    |                     |                   |                   |                    | 0.390<br>(0.61)   |
| 常数项            | 0.008<br>(0.12)     | 1.044***<br>(7.47) | 0.037<br>(0.55)     | 0.021*<br>(1.68)  | -0.002<br>(-0.02) | 0.017***<br>(8.11) | -0.003<br>(-0.04) |
| N              | 1836                | 1836               | 1836                | 1836              | 1836              | 1836               | 1836              |
| R <sup>2</sup> | 0.244               | 0.423              | 0.244               | 0.245             | 0.241             | 0.087              | 0.239             |

## 七、研究结论及政策建议

生态补偿作为我国环境规制的一种重要手段,在我国的环境治理历程中始终扮演重要角色,也在促进长江经济带共同抓好大保护、促进区域经济高质量发展中发挥着重要作用。在“双碳”目标影响下,我国环境污染将直接或间接地受到降碳减排约束,从而进一步促进污染减排。鉴于此,本文选取长江经济带2003~2019年108个地级市面板数据为样本,以实施低碳试点政策表征“双碳”目标约束,以人均工业废水排放量、人均工业二氧化硫排放量和人均工业烟尘排放量为依据,构建环境污染指数,采用多期DID方法实证检验了在实施生态补偿政策条件下,“双碳”目标的提出能否进一步促进污染减排,同时进一步分析“双碳”目标约束影响生态补偿政策减排效果的作用机理。主要得出以下结论:

1. 生态补偿政策单独实施时具有微弱的减排效应,且存在滞后性。进一步分析得到,生态补偿政策的减排效应具有空间异质性,其中对于上游的减排效应略大于下游,而生态补偿政策实施对于中游地区的污染减排具有负向抑制作用。

2. 低碳试点政策和生态补偿政策同时实施从总体上对长江经济带的污染排放产生显著的负向影响,即“双碳”目标约束对生态补偿的污染减排存在正向调节作用,经过PSM-DID、安慰剂检验等方法进行稳健性检验后该结论依然成立。

3. 通过中介效应分析可知,在“双碳”目标约束下,生态补偿政策主要通过调整产业结构进而降低污染排放水平。

基于以上结论,本文得到如下启示:

1. 进一步加大长江经济带生态补偿力度,加速推动中游地区产业升级转型。由于长江经济带中游地区的污染密集型产业分布相对密集,应加大对中

游城市的生态补偿力度,以弥补各地区因治污所产生的机会成本;其次,寻找更适合中游地区的环境规制手段,统筹建立适应长江经济带全流域的生态补偿机制,建立上、中、下游的协同治理机制,发挥中央政府的“协调者”作用,提高长江经济带中游地区的生态补偿效率,推动长江经济带降污减排协同增效。

2. 在确保落实原本生态补偿政策的基础上进一步扩大低碳试点城市范围,打好低碳试点和生态补偿“组合拳”。伴随全球气候状况的日益恶化,我国力争实现“双碳”目标,进一步扩大低碳试点城市范围势在必行,政策的制定部门应结合低碳试点政策进一步完善当地的生态补偿规制,最大程度发挥环境政策组合的协同效应。

3. 在“双碳”目标约束和高质量发展的大背景下,地方政府应进一步扩大对当地绿色环保行业和低碳清洁领域人才的财税激励政策,以提升本地区的绿色创新能力,促进当地产业结构尽快向低碳环保领域转型。但也要注意,由于长江经济带各辖区的要素禀赋和经济状况均存在差异,因此在政策制定时要依据本地区的经济发展目标、减排目标和产业结构调整预期“量体裁衣”。

## 参考文献

- [1] 庄贵阳,周宏春,郭萍,等. “双碳”目标与区域经济发展[J]. *区域经济评论*, 2022(1): 16-27.
- [2] PIGOU A C. The economics of welfare[M]. London: Macmillan and Company Limited, 1932: 58-79.
- [3] COASE R H. The problem of social cost[J]. *Journal of Law and Economics*, 1960, 3: 1-44.
- [4] WUNDER S. Revisiting the concept of payments for environmental services[J]. *Ecological Economics*, 2015, 117: 234-243.
- [5] 张诚谦. 论可更新资源的有偿利用[J]. *农业现代化研究*, 1987(5): 22-24.
- [6] 徐素波,王耀东. 生态补偿问题国内外研究进展综述[J]. *生态经济*, 2022, 38(2): 150-157+167.
- [7] 叶晗,方静,朱立志,等. 我国牧区草原生态补偿机制构建研究[J]. *中国农业资源与区划*, 2020, 41(12): 202-209.
- [8] 魏巍贤,王月红. 京津冀大气污染治理生态补偿标准研究[J]. *财经研究*, 2019, 45(4): 96-110.
- [9] 余雷鸣,郝春旭,董战峰. 中国跨省流域生态补偿政策实施绩效评估[J]. *生态经济*, 2022, 38(1): 140-146.
- [10] 戴悦,史梦鸽. 长三角大都市群生态功能区生态补偿机制研究进展综述[J]. *生态经济*, 2018, 34(1): 202-207.
- [11] 沈满洪,谢慧明. 跨界流域生态补偿的“新安江模式”及可持续制度安排[J]. *中国人口·资源与环境*, 2020, 30(9): 156-163.
- [12] CHENG Y, WU D, BIAN Y. A systematic approach of determining compensation and allocation for river basin water environment based on total pollutants control[J]. *Journal of Environmental Management*, 2020, 271: 110896.
- [13] 景守武,张捷. 新安江流域横向生态补偿降低水污染强度了吗?[J]. *中国人口·资源与环境*, 2018, 28(10): 152-159.
- [14] 岳立,任婉瑜,曹雨暄. 异质型环境规制对绿色经济的影响研究——基于绿色创新的中介效应分析[J/OL]. *软科学*. [2022-10-21]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/51.1268.G3.20220930.1144.030.html>.
- [15] 曲富国,孙宇飞. 基于政府间博弈的流域生态补偿机制研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2014, 24(11): 83-88.
- [16] 马骏,程常高,唐彦. 基于多主体成本分担博弈的流域生态补偿机制设计[J]. *中国人口·资源与环境*, 2021, 31(4): 144-154.
- [17] 何爱平,安梦天. 地方政府竞争、环境规制与绿色发展效率[J]. *中国人口·资源与环境*, 2019, 29(3): 21-30.
- [18] GARZARELLI G. Old and new theories of fiscal federalism, organizational design problems, and tiebout[J]. *Journal of Public Finance and Public Choice*, 2004, 22(1-2): 91-104.
- [19] 李强. 河长制视域下环境分权的减排效应研究[J]. *产业经济研究*, 2018(3): 53-63.
- [20] 金刚,沈坤荣. 以邻为壑还是以邻为伴?——环境规制执行互动与城市生产率增长[J]. *管理世界*, 2018, 34(12): 43-55.
- [21] 陈诗一,张建鹏,刘朝良. 环境规制、融资约束与企业污染减排——来自排污费标准调整的证据[J]. *金融研究*, 2021(9): 51-71.
- [22] 李强. 正式与非正式环境规制的减排效应研究——以长江经济带为例[J]. *现代经济探讨*, 2018(5): 92-99.
- [23] 苏涛永,郁雨竹,潘俊汐. 低碳城市和创新型城市双试点的碳减排效应——基于绿色创新与产业升级的协同视角[J]. *科学学与科学技术管理*, 2022, 43(1): 21-37.
- [24] 胡东滨,林媚,陈晓红. 流域横向生态补偿政策的水环境效益评估[J/OL]. *中国环境科学*. [2022-10-21]. DOI: 10.19674/j.cnki.issn1000-6923.20220709.010.
- [25] 张锋. 环境治理: 理论变迁、制度比较与发展趋势[J]. *中共中央党校学报*, 2018, 22(6): 101-108.
- [26] 马军旗,乐章. 黄河流域生态补偿的水环境治理效应——基于双重差分方法的检验[J]. *资源科学*, 2021, 43(11): 2277-2288.
- [27] 刘炯. 生态转移支付对地方政府环境治理的激励效应——基于东部六省46个地级市的经验证据[J]. *财经研究*, 2015, 41(2): 54-65.
- [28] 宋丽颖,杨潭. 转移支付对黄河流域环境治理的效果分析[J]. *经济地理*, 2016, 36(9): 166-172+191.
- [29] 张华. 地区间环境规制的策略互动研究——对环境



规制非完全执行普遍性的解释[J]. 中国工业经济, 2016(7): 74-90.

[30] 李强, 王亚仓. 长江经济带环境治理组合政策效果评估[J]. 公共管理学报, 2022, 19(2): 130-141+174.

[31] 张红凤, 李睿. 低碳试点政策与高污染工业企业绩效[J]. 经济评论, 2022(2): 137-153.

[32] 彭璟, 李军, 丁洋. 低碳城市试点政策对环境污染的影响及机制分析[J]. 城市问题, 2020(10): 88-97.

[33] 龚星宇, 姜凌, 余进韬. 不止于减碳: 低碳城市建设与绿色经济增长[J]. 财经科学, 2022(5): 90-104.

[34] 沈坤荣, 金刚. 中国地方政府环境治理的政策效应——基于“河长制”演进的研究[J]. 中国社会科学, 2018(5): 92-115+206.

[35] 杨思涵, 佟孟华, 刘睿婕, 等. 异质性工业企业碳减排状态与路径的比较[J]. 中国环境科学, 2019, 39(6): 2678-2688.

[36] 邓玉萍, 王伦, 周文杰. 环境规制促进了绿色创新能力吗?——来自中国的经验证据[J]. 统计研究, 2021, 38(7): 76-86.

[37] 雷淑珍, 高煜, 王艳. 异质性环境规制与FDI质量升级[J]. 软科学, 2021, 35(4): 14-19.

[38] 邵帅, 李宝礼. 农村劳动力转移如何影响农村环境污染?——基于空间面板模型的实证考察[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2020, 20(1): 39-55.

[39] 后小仙, 陈琪, 郑田丹. 财政分权与环境质量关系的再检验——基于政府偏好权变的视角[J]. 财贸研究, 2018,

29(6): 87-98.

[40] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 2011, 46(5): 4-16+31.

[41] 陈林, 万攀兵. 城镇化建设的乡镇发展和环境污染效应[J]. 中国人口·资源与环境, 2021, 31(4): 62-73.

[42] 郑洁, 付才辉, 刘舫. 财政分权与环境治理——基于动态视角的理论和实证分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(1): 67-73.

[43] 李强, 刘庆发. 环境分权与长江经济带经济增长质量——影响机理与实证检验[J]. 南开经济研究, 2022(4): 120-138.

[44] 黄磊, 吴传清. 长江经济带污染密集型产业集聚时空特征及其绿色经济效应[J]. 自然资源学报, 2022, 37(2): 459-476.

[45] 韦东明, 顾乃华. 城市低碳治理与绿色经济增长——基于低碳城市试点政策的准自然实验[J]. 当代经济科学, 2021, 43(4): 90-103.

[46] 李强, 夏海清. “双碳”目标约束下环境分权的产业升级效应研究[J/OL]. 软科学. [2022-07-22]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/51.1268.G3.20220402.1239.006.html>.

[47] 石大千, 胡可, 陈佳. 城市文明是否推动了企业高质量发展?——基于环境规制与交易成本视角[J]. 产业经济研究, 2019(6): 27-38.

[48] 张华. 低碳城市试点政策能够降低碳排放吗?——来自准自然实验的证据[J]. 经济管理, 2020, 42(6): 25-41.

编辑 蒋晓