

# “生态银行”试点政策的碳减排效应研究\*

任亚运 刘亚茹 余燕团

**摘要:**在生态文明战略持续深化的背景下,生态产品价值实现与碳减排目标的协同推进成为绿色低碳发展的重要议题。本文基于2010—2022年中国1741个区县的面板数据,采用双重机器学习方法识别“生态银行”试点政策的碳减排效应及其作用机制。研究结果表明:“生态银行”试点政策使区县碳排放量得以下降,且这一结果在改变样本切分比例、开展内生性检验以及缓解非随机选择偏误等多项稳健性检验后依然稳健。该政策的碳减排效应具有显著的异质性,在产业集聚度更高、环境规制更强以及非资源型的区县中表现更为突出。机制检验显示,政策主要通过提升金融可得性和促进技术创新两条路径实现碳排放减少。进一步分析发现,该政策在抑制碳排放的同时,也显著降低了SO<sub>2</sub>与PM<sub>2.5</sub>排放,呈现出明显的协同减污效应。研究结论表明,“生态银行”试点政策作为生态文明制度创新的重要实践,在区域低碳发展和污染治理协同推进方面具有显著成效,为政策推广和区域低碳发展的差异化推进提供了经验证据。

**关键词:**生态银行;碳减排;双重机器学习;金融可得性;技术创新

## 一、引言

气候变化已成为全球共同面临的系统性挑战,其全球性、跨代际性与不可逆性特征不断强化,对生态系统稳定与经济社会可持续发展构成深刻威胁。工业革命以来,温室气体排放的持续攀升显著推动全球平均气温上升,引发冰川消融、海平面上升与极端气候事件频发等系列风险。根据联合国政府间气候变化专门委员会的最新评估报告,如当前排放趋势未得到

---

\*任亚运,贵州财经大学经济学院,邮政编码:550025,电子信箱:renyayun@sina.com;刘亚茹,贵州财经大学经济学院,邮政编码:550025,电子信箱:2105276765@qq.com;余燕团(通讯作者),广东外语外贸大学经济贸易学院,邮政编码:510006,电子信箱:yantuanyu@163.com。

本文系国家自然科学基金青年项目“数字经济与绿色金融协同推动新质生产力加速形成机制及路径研究”(24CJY085)、贵州省高校人文社会科学研究项目“贵州生态经济化与经济生态化发展路径研究”(2025RW025)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家和编辑部的宝贵修改建议。文责自负。

有效遏制,本世纪末全球温升可能突破关键阈值,对自然与经济系统造成不可逆的影响<sup>①</sup>。因此,碳减排已成为全球各国应对气候变化的共同责任和核心治理议题。作为负责任大国,中国积极推进“双碳”战略,党的十九大报告明确提出,“建设生态文明是中华民族永续发展的千年大计”,将生态文明建设提升至关系民族永续发展的战略高度。党的二十届三中全会进一步强调“加快完善落实绿水青山就是金山银山理念的体制机制”,统筹推进污染治理、生态保护与应对气候变化。然而,当前传统区域环境治理模式未能充分实现绿水青山的生态产品价值,进而限制了减排工作中的内生动力与积极性。因此,如何通过有效的制度设计,打通“绿水青山”与“金山银山”转化的路径,激发减排内生动力,已成为推动低碳转型与高质量发展的关键所在。

作为应对气候危机的核心议题,碳排放驱动因素的识别吸引了国内外学界的持续关注。在理论层面,人口规模、经济发展与产业结构被视为影响碳排放水平的关键因素。人口规模扩张通过住房、交通与消费需求增加直接推高能源消耗,而人口结构变化则通过消费模式转变间接影响碳排放(雷晓燕等,2025)。环境库兹涅茨曲线提出碳排放与经济增长呈“倒U”型关系:在经济发展的早期阶段,粗放式生产导致碳排放随收入上升而增加;当经济跨越临界阈值后,在产业升级、技术进步与环境规制共同推动下,碳排放下降(Grossman & Krueger, 1995)。产业结构方面,第二产业尤其是钢铁、化工、建材等高耗能行业的比重变化对区域碳排放具有放大效应(Yang et al., 2018; 费伟良等, 2021)。在计量方法上,相关研究经历了从基础模型到更为复杂和精细化模型的逐步发展。OLS等传统方法多用于识别基础关系(Bai et al., 2023),而双重差分(DID)因具备准自然实验特征,在政策效应评估中得到广泛应用(郑石明、尤朝春, 2023)。近年来,多尺度地理加权回归、组合赋权等分析方法被用于刻画碳排放的时空异质性(李俊明等, 2023; 尹碧波等, 2024);固定效应模型、门槛回归(郎丽华等, 2025)与空间计量模型则进一步捕捉碳排放影响因素的非线性与空间溢出效应(任亚运、张广来, 2020)。这些方法的持续发展显著提升了碳排放研究的识别精度与解释深度。在政策评估方面,排放权交易制度、国家中心城市建设及低碳城市试点等为识别减排政策效果提供了重要研究场景(Hu et al., 2022; 郑石明、尤朝春, 2023; 肖义等, 2025)。这些研究表明,制度安排能够通过资源重新配置、创新激励和行为约束等机制影响区域碳排放。

“生态银行”作为中国近年来探索生态产品价值实现机制、畅通“绿水青山”与“金山银山”转化路径的重要制度创新,其潜在外部性不仅体现在生态修复与生态补偿方面,也可能通过生态资源的确权、资产化与交易机制改善资源配置效率,进而对区域碳排放产生影响。然而,现有研究对此关注仍然不足。相关文献主要聚焦于典型地区的制度实践与案例剖析(崔莉等, 2019),或探讨生态银行的形成机制与运行模式(杜健勋、卿悦, 2023),研究方法多以定性

<sup>①</sup>资料来源于世界资源研究所网站《IPCC AR6 综合报告I〈气候变化2023〉十大重点解读》, <https://wri.org.cn/insights/2023-ipcc-ar6-synthesis-report-climate-change-findings>。

分析为主,缺乏系统的定量评估和清晰的理论识别框架。近年来虽有学者从实证角度分析生态银行政策在城乡收入差距等经济社会领域的影响(彭伟辉、黎杰,2025),但针对其是否以及如何通过生态产品价值实现机制影响区域碳排放的研究仍十分有限,亟待进一步探讨。

有鉴于此,本文的边际贡献主要体现在以下三个方面:第一,在研究视角上,依托区县层面微观面板数据,将“生态银行”试点政策纳入碳减排治理框架,系统评估生态产品价值实现机制的减排效应,丰富了从生态制度创新角度识别碳减排政策效应的研究范式。第二,在研究方法上,采用双重机器学习作为核心识别策略,在高维协变量条件下实现因果效应的无偏估计,有效缓解传统DID在控制变量选择与函数形式设定上的主观性偏误,同时引入工具变量以进一步处理潜在内生性问题,从而显著增强了政策效应识别的稳健性。第三,在机制分析上,从金融可得性与技术创新两个层面揭示政策推动碳减排的作用路径,不仅深化了生态产品价值实现机制影响碳排放的理论解释,也为理解绿色金融与技术创新的联动效应提供了经验证据。

## 二、政策背景与理论分析

### (一)政策背景

在生态文明战略持续推进和“双碳”目标全面部署的背景下,构建能够兼顾生态保护与经济发展的新型政策机制成为绿色制度创新的重要方向。党的十八大以来,生态文明建设被纳入“五位一体”总体布局,“绿水青山就是金山银山”的理念得到制度化确认。中共中央、国务院《关于全面推进美丽中国建设的意见》中强调,要全面推进美丽中国建设,统筹污染治理、生态保护与气候变化应对。在此背景下,如何通过制度创新提升生态资源配置效率,成为破解区域生态资源富集与经济发展滞后矛盾的重要任务。“生态银行”政策正是在这一背景下兴起,旨在通过市场化机制推动生态产品价值实现。其核心理念是对分散的自然生态资源进行确权、整合与资产化,使生态资源转化为可交易、可融资的生态资产,从而打通生态资源变资产、变资本的实现路径,为生态资源丰富但经济基础薄弱的地区提供制度性支持<sup>①</sup>。

从制度演进看,2018年福建南平率先探索“生态银行”制度,通过整合碎片化生态资源搭建资源变资产的平台<sup>②</sup>。2019—2020年,四川、浙江、江西等地陆续设立试点区县,借鉴商业银行“分散输入、集中输出”的模式推进生态资源集中流转与专业化运营。2021—2022年,试点范围进一步向江苏、安徽、山东、陕西等省份拓展,政策工具逐步从探索走向制度化实践,并引

<sup>①</sup>资料来源于《生态银行:生态产品价值实现机制的创新模式》, [http://www.banyuetan.org/st/detail/20210610/1000200033136221623314473196239738\\_1.html](http://www.banyuetan.org/st/detail/20210610/1000200033136221623314473196239738_1.html)。

<sup>②</sup>资料来源于《全国政协委员、北京市农林科学院研究员:完善“生态银行”建设机制,推动绿色发展》, <https://finance.sina.com.cn/china/2022-03-08/doc-imcwiwss4699912.shtml>。

入生态权益抵押、碳汇交易等创新机制推动生态产品市场化运营。截至2022年底,全国已有包括福建、浙江、江苏、黑龙江在内的多个省份被纳入试点体系,“生态银行”在部分地区已进入规范化、规模化运行阶段(杜健勋、卿悦,2023;张林波等,2023)。作为统筹生态保护、要素市场化配置与绿色金融的重要制度工具,“生态银行”不仅具备生态修复与生态补偿功能,也蕴含通过资源配置优化与行为激励机制影响区域碳排放的潜在路径,这为系统评估其碳减排政策效应提供了现实基础与理论必要性。

## (二)理论分析

### 1.“生态银行”试点政策影响碳排放的直接效应

“生态银行”作为我国探索生态产品价值实现的重要制度创新,其核心在于通过市场化、金融化和专业化运营方式提升生态资源的配置效率,实现生态保护与经济正向耦合。在绿色低碳转型不断深化的背景下,该政策通过资源整合、制度引导与激励约束,为区域碳减排提供了新的政策抓手。一方面,“生态银行”通过构建生态资产确权、评估、登记与交易体系,提高生态资源的流动性和价值识别能力,使生态保护具备持续的经济激励,从而引导地方政府与市场主体增强减排意愿(李冰强、康星,2023)。另一方面,政策通过促进生态资产与要素市场对接,使生态资源在市场环境下形成新的价值创造方式,有助于抑制粗放式开发,减少高碳项目的无序扩张(赵燕等,2024)。总体来看,“生态银行”通过改善生态资产配置方式与行为激励结构,具备潜在的碳排放抑制效应。据此,本文提出假说1:

假说1:“生态银行”试点政策能够降低碳排放水平。

### 2.“生态银行”试点政策影响碳排放的金融可得性机制

金融可得性是区域绿色发展的重要约束条件。随着国家对绿色金融的制度化推进,金融机构在信贷投向上更加关注生态效益,绿色金融工具逐渐成为支持低碳发展的关键手段(王守坤、范文诚,2024)。“生态银行”通过生态资源整合和资产化运作,为区域金融可得性的提升提供了制度基础。首先,其借鉴商业银行“分散输入、集中输出”的运营理念,通过整合分散的生态资源形成规模化生态资产包,并在政府信用背书下成为金融机构可接受的优质抵押物,从而提高生态项目融资可得性(杜健勋、卿悦,2023)。其次,部分试点地区创新推出林票等生态金融产品,为社会资本进入生态保护与绿色发展领域提供了新渠道,拓展了绿色融资空间。最后,“生态银行”建设的生态资产评估、风险监测与信息共享平台,有助于金融机构精准识别生态项目风险,降低融资不确定性,从而提高其对绿色项目的信贷供给。基于此,本文提出假说2:

假说2:“生态银行”试点政策通过提高金融可得性降低碳排放水平。

### 3.“生态银行”试点政策影响碳排放的技术创新机制

技术创新是推动碳减排的根本动力。与依赖末端治理的传统路径相比,绿色技术创新能

够通过能源替代、流程优化与系统集成,从源头提升资源效率并系统降低排放(Acemoglu et al., 2012; Zhang et al., 2023)。“生态银行”通过生态资产制度建设与绿色金融资源的精准配置,为区域绿色技术创新提供了新的激励与保障。一方面,政策引导绿色信贷、碳配额质押贷款等金融工具定向支持绿色技术研发主体,有效缓解其研发投入的资金约束,增强技术创新的持续性(彭伟辉、黎杰,2025)。另一方面,通过构建生态资产收益权交易、碳汇交易等机制,“生态银行”为绿色技术成果提供了更多的市场化价值实现渠道,提高绿色技术投资回报预期,从而激励企业加大研发投入(张文明,2020)。此外,部分试点地区探索推动智能回收、绿色制造、低碳运输等低碳技术应用,并促进物联网、大数据等数字技术在排放监测和能效管理中的使用,进一步强化绿色技术扩散与应用(李宏伟等,2020)。据此,本文提出假说3:

假说3:“生态银行”试点政策通过促进技术创新降低碳排放水平。

### 三、研究设计

#### (一)模型设计

为避免传统回归方法在处理高维控制变量和非线性关系时出现模型设定偏误问题,借鉴 Chernozhukov 等(2018)的方法,本文使用双重机器学习方法识别“生态银行”试点政策对试点地区碳减排的影响及其作用机制。该方法将机器学习的预测能力与因果推断的理论框架深度结合,既解决了传统因果方法在高维、非线性场景下的局限性,又通过因果建模避免了机器学习“相关性替代因果性”的缺陷。具体而言,本文使用套索回归算法,在1:4的样本分割比例下,对高维控制变量进行筛选,以实现偏误校正与收敛速度提升。模型设定如下:

$$Y_{it} = \theta_0 EB_{it} + g(X_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$E(\varepsilon_{it} | EB_{it}, X_{it}) = 0 \quad (2)$$

其中, $i$ 和 $t$ 分别表示区县和年份; $Y_{it}$ 表示被解释变量; $EB_{it}$ 为核心解释变量,其系数量化了政策的因果效应; $X_{it}$ 为高维控制变量集合,包括控制变量一次项和二次项;函数 $g(X_{it})$ 为非参数形式,拟由机器学习方法估计; $\varepsilon_{it}$ 为随机误差项,满足零均值假设。实证分析中还加入了年份固定效应和区县固定效应。

为实现对核心解释变量的正交化处理,引入辅助回归如下:

$$EB_{it} = m(X_{it}) + u_{it} \quad (3)$$

$$E(u_{it} | X_{it}) = 0 \quad (4)$$

其中, $m(X_{it})$ 为核心解释变量对高维控制变量的回归函数; $u_{it}$ 为误差项,条件均值为0。

## (二) 变量选取与数据来源

### 1. 被解释变量与核心解释变量

本文的被解释变量为碳排放( $\ln CO_2$ )。参考陈诗一(2009)、任亚运和胡宇晨(2025)的方法,以 $CO_2$ 排放总量的对数进行衡量。核心解释变量为“生态银行”政策变量( $EB$ )。通过设置虚拟变量的方式进行赋值,如果区县*i*在*t*年实施了“生态银行”试点政策,则该年及之后年份的 $EB$ 赋值为1,否则赋值为0。

### 2. 机制变量与控制变量

为进一步检验“生态银行”试点政策在试点地区碳减排中的具体作用路径,本文基于前文提出的理论分析框架,从金融可得性( $FAC$ )和技术创新( $\ln TEC$ )两个维度引入机制变量,其中,参考王守坤和范文诚(2024)的方法,使用人均金融分支机构网点数汇总数据衡量金融可得性。同时,参考Zhang等(2020)的方法,使用各区县发明专利申请数量衡量技术创新。

为减少因遗漏变量导致的估计偏差,参考已有研究(吴健生等,2014;任亚运等,2024;邵帅等,2024;吴海涛等,2025;Andrikogiannopoulou et al., 2025),本文控制了可能影响地区碳减排的其他区域特征,主要包括:能源结构( $EES$ ),由于缺乏县域能源统计数据,且夜间灯光亮度与区域能源消费总量之间存在显著线性关系(Wang et al., 2017;史丹、李少林,2020),因此参考吴健生等(2014)、Chen等(2022)及安琪和吴三忙(2025)的做法,采用区县夜间灯光数据的年平均值进行衡量;人口密度( $DEN$ ),以年均人口数量与行政区域土地面积之比进行衡量;产业结构( $SEC$ ),以第三产业增加值与第二产业增加值之比进行衡量;消费水平( $CON$ ),以社会消费品零售总额的对数值进行衡量;政府干预程度( $GOV$ ),采用政府公共预算支出占地区生产总值( $GDP$ )的比重进行衡量;劳动力水平( $LAB$ ),以区县就业人员数量进行衡量;金融水平( $FIN$ ),采用区县年末金融机构各项存贷款余额之比进行衡量;气温( $TEM$ ),基于原始数据,计算各区县年均气温的平均值进行衡量。

### 3. 数据来源

本文以2010—2022年中国1741个区县为研究样本。碳排放数据来自CGER发布的 $1km \times 1km$ 空间分辨率的栅格化碳排放图像数据,其为化石燃料燃烧、水泥生产和天然气燃烧产生的 $CO_2$ 排放数据,并基于GIS技术对区县尺度进行提取与汇总。区县层面的控制变量数据主要来源于历年《中国县域统计年鉴》《中国区域统计年鉴》、CSMAR数据库及各省市统计年鉴。气温数据来源于欧盟及欧洲中期天气预报中心联合发布的ERA5-Land高分辨率气象再分析数据集,具体是基于原始的气温数据,对每个区县内的数据值进行了求平均数处理,得到了区县的逐年平均气温。金融可得性数据来自原中国银保监会,通过将原中国银保监会公布

的金融分支机构网点数汇总得到。技术创新数据来自国家知识产权局。对于个别年份或地区的缺失值,本文采用线性插值与移动平均法进行补充处理。各变量的描述性统计见表1。

表1 描述性统计

变量符号	单位	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln CO_2$	吨,对数值	22633	3.542	1.305	1.935	5.812
<i>EB</i>	—	22633	0.010	0.100	0.000	1.000
<i>EES</i>	—	22633	5.595	7.768	0.000	61.153
<i>DEN</i>	万人/平方千米	22633	0.033	0.030	0.000	0.388
<i>SEC</i>	%	22633	1.230	1.296	0.058	54.979
<i>CON</i>	万元,对数值	22633	12.793	1.202	7.843	16.604
<i>GOV</i>	‰	22633	0.273	0.271	0.005	5.432
<i>LAB</i>	万人	22633	3.483	4.533	0.112	90.110
<i>FIN</i>	—	22633	1.453	4.588	0.040	639.852
<i>TEM</i>	°C	22633	13.154	5.594	-8.523	25.334
<i>FAC</i>	个/万人	22633	1.412	0.521	0.737	2.375
$\ln TEC$	件,对数值	19474	2.752	1.642	0.000	10.968

## 四、实证分析

### (一) 基准回归

表2报告了“生态银行”试点政策对试点地区碳排放的基准估计结果。列(1)仅添加控制变量一次项,作为最基础的估计。列(2)进一步加入年份固定效应,用以吸收各年份全国性共同冲击,识别政策的时间维度净效应。列(3)在此基础上加入区县固定效应,从而控制区县层面不随时间变化的不可观测特征(如地形条件、产业基础、资源禀赋等),提高因果识别的有效性。列(4)进一步加入控制变量二次项,以刻画可能存在的非线性影响,是最为严格、最具解释力的基准设定。在不同模型设定下,“生态银行”试点变量的系数均显著为负,并且列(4)显示系数在1%显著性水平下保持稳健。这表明,在控制了高维协变量、年份固定效应和区县固定效应,并纳入控制变量非线性形式后,“生态银行”试点政策仍能显著降低碳排放水平。换言之,政策在试点地区发挥了明确的碳减排效应,与假说1一致。

表2 基准回归结果

变量	$\ln CO_2$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>EB</i>	-0.361*** (0.038)	-0.275*** (0.039)	-0.015*** (0.005)	-0.012*** (0.005)
控制变量一次项	是	是	是	是
控制变量二次项	否	否	否	是
年份固定效应	否	是	是	是
区县固定效应	否	否	是	是
样本量	22633	22633	22633	22633

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的统计性水平上显著;括号内为稳健标准误。以下各表同。

## (二)稳健性检验

### 1.多期双重差分模型

本文采用双重机器学习方法识别“生态银行”试点政策的碳减排效应,该方法在处理高维控制变量和非线性关系方面具有明显优势,并能够避免传统回归中可能出现的模型设定偏误。为进一步验证基准结论的稳健性,本文在不改变核心识别框架的前提下,采用多期双重差分方法进行辅助检验。表3报告了回归结果,可以看到,在不同设定下,核心解释变量回归系数均显著为负,与基准回归保持一致,进一步验证了结论的稳健性。

表3 多期DID回归结果

变量	ln CO2			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>EB</i>	-0.360*** (0.047)	-0.276*** (0.039)	-0.081** (0.032)	-0.076** (0.031)
控制变量一次项	是	是	是	是
控制变量二次项	否	否	否	是
年份固定效应	否	是	是	是
区县固定效应	否	否	是	是
样本量	22633	22633	22633	22633

### 2.改变样本分割比例

为检验双重机器学习模型对样本设定的敏感性,本文将原设定的1:4样本分割比例分别调整为1:3、1:5和1:7,并在此基础上重新估计政策效应。表4结果显示,无论采用何种样本分割比例,核心估计结果均在1%或5%的显著性水平内保持稳健,表明研究结论不依赖于特定的数据划分方式,进一步验证了回归结果的可靠性。

表4 改变样本分割比例回归结果

变量	ln CO2		
	1:3样本分割比例	1:5样本分割比例	1:7样本分割比例
<i>EB</i>	-0.015*** (0.005)	-0.008*** (0.003)	-0.011** (0.005)
控制变量一次项	是	是	是
控制变量二次项	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
区县固定效应	是	是	是
样本量	22633	22633	22633

### 3.排除相关政策干扰

为了避免样本期内其他类似政策对“生态银行”试点政策效应估计的潜在干扰,本文进一步将绿色金融改革创新试验区政策、低碳城市试点政策、国家生态文明试验区和碳排放权交

易政策纳入回归模型作为控制变量。这四项政策与“生态银行”试点政策在目标和实施路径上存在一定相似性,可能会使研究结果产生混淆。通过在回归模型中控制这些政策变量,能够更准确地分离出“生态银行”试点政策的独立效应。表5结果表明,在控制这些政策影响后,核心估计结果与基准回归结果保持一致,表明本文结论未受同期政策叠加效应的显著干扰,从而验证了回归结果的稳健性。

表5 排除相关政策干扰回归结果

变量	ln CO2			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>EB</i>	-0.011** (0.005)	-0.011** (0.005)	-0.011** (0.005)	-0.011** (0.005)
控制变量一次项	是	是	是	是
控制变量二次项	是	是	是	是
绿色金融改革创新试验区	是	否	否	否
低碳城市试点	否	是	否	否
国家生态文明试验区	否	否	是	否
碳排放权交易	否	否	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是
样本量	22633	22633	22633	22633

#### 4.缓解选择性偏误、交互式双重机器学习与样本结构优化

本文还从选择性偏误控制、模型设定扩展以及样本结构调整三个方面进行识别检验。表6报告了相应的回归结果。首先,考虑到区县在政策实施前可能存在随时间变化的差异,若不加以控制,可能导致政策效应估计存在偏误。为缓解这一问题,本文参考Li等(2016)的做法,将线性时间趋势(*Trend*)与事前虚拟变量集(*Dummies*)的交互项纳入基准模型。事前变量包括是否为老工业基地城市下辖区县、是否为一二线城市下辖区县以及是否为东部地区下辖区县。表6列(1)的结果显示,在逐步控制潜在的事前趋势差异后,政策系数仍保持显著为负,表明基准结论不受选择性影响。其次,本文在套索回归算法基础上,进一步引入交互式双重机器学习模型,以增强非线性与交互效应识别能力。列(2)的结果显示,政策变量在1%水平上依然显著为负,与基准结果一致,进一步验证了估计结果的稳健性。最后,为排除行政层级差异可能带来的估计偏差,本文剔除了北京、上海、天津和重庆四个直辖市下辖区县的样本,并重新进行回归。列(3)的结果表明,删除直辖市样本后,政策系数依旧显著为负,与基准回归结果保持一致。

表6 缓解选择性偏误、交互式双重机器学习与样本结构优化的回归结果

变量	ln CO2		
	(1)非随机选择	(2)交互式模型	(3)剔除直辖市样本
<i>EB</i>	-0.021*** (0.005)	-0.032*** (0.008)	-0.010** (0.005)
控制变量一次项	是	是	是
控制变量二次项	是	是	是
<i>Trend</i> × <i>Dummies</i>	是	否	否
年份固定效应	是	是	是
区县固定效应	是	是	是
样本量	22633	22633	22178

### 5.内生性检验

为缓解遗漏变量和反向因果可能带来的内生性问题,本文参考 Bai 等(2023),使用 *post* (政策实施时间虚拟变量)与地形起伏度的交乘项作为工具变量(*IV*),一方面,“生态银行”试点政策常以生态脆弱或资源碎片化区域为试点,而地形起伏度是衡量生态碎片化的重要指标,另一方面,碳减排的核心驱动是“生态银行”试点政策的机制设计,而非地形本身。地形起伏度可能影响政策实施效率,但不直接影响政策是否实施与碳减排的因果路径,因此考虑使用该变量作为工具变量,工具变量回归结果见表7。回归结果显示,工具变量的F统计量为16875.85,显著大于10,LM统计量在1%的水平上显著,表明不存在明显的弱工具变量与识别不足问题;第一阶段、第二阶段的系数均在1%的水平上保持显著,方向与基准回归一致,验证了政策效应的稳健性。

表7 内生性检验回归结果

变量	工具变量法	
	<i>EB</i>	ln CO2
<i>EB</i>		-1.650*** (0.161)
工具变量	0.381*** (0.003)	
控制变量一次项	是	是
控制变量二次项	是	是
年份固定效应	是	是
区县固定效应	是	是
样本量	21001	21001
LM 统计量	9356.897***	
F 统计量	16875.85	

### (三)异质性分析

#### 1.产业集聚异质性

产业集聚程度作为表征区域产业空间分布特征的核心指标,不仅是衡量地区经济发展程

度与规模化水平的重要维度,其空间集聚效应亦会通过要素配置、技术溢出等机制对区域生态环境产生显著影响。基于此,本文参考崔惠玉等(2023)的做法,以产业集聚程度的样本均值为临界值,将研究对象划分为高集聚组与低集聚组,通过构建分组回归模型展开异质性分析,具体实证结果如图1所示。

由图1可知,“生态银行”试点政策的碳减排效应在高产业集聚水平区县显著,在低产业集聚水平区县不显著。可能的原因是:高产业集聚水平地区企业众多,产业链上下游协同紧密。“生态银行”试点政策能够更有效地整合这些企业的资源,实现集中管理和统一调配,这种协同效应使得碳减排措施能够大规模实施,从而取得显著效果。而低产业集聚水平地区企业数量少且分布零散,生态资源难以形成规模效应,政策难以发挥其资源整合的优势,碳减排效果不明显。因此,在制定和实施“生态银行”政策时,需要充分考虑产业集聚水平的差异,以实现更有效的碳减排目标。

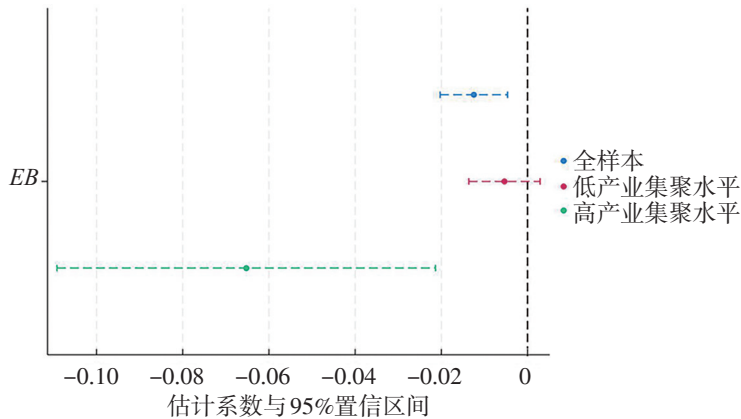


图1 产业集聚异质性分析结果

## 2. 环境规制异质性

地方政府作为区域治理的核心主体,其角色不仅局限于空间资源的管理者与政策决策者,更履行着引领地区可持续发展的职能。因此,政府环境治理偏好通过政策议程设置、资源配置导向等机制,对“生态银行”试点政策的碳减排效应产生显著调节作用。基于此,本文使用环保关键词在政府工作报告中出现的词频衡量政府对环境的关注程度<sup>①</sup>,取均值作为高、低环境规制水平的分界,并对其进行异质性分析,具体结果如图2所示。

结果表明,“生态银行”试点政策对高环境规制水平区县的碳减排效果在5%的水平上负

<sup>①</sup>从“环保目标”“环保工作对象——环境因素和环境污染”以及“环保措施”三方面选取27个能较全面反映政府对环保重视程度的环境词汇。环保目标包括环境保护、环保、绿色、清洁、低碳、蓝天、绿水、青山,环保工作对象包括生态、空气、气候、污染、二氧化硫、化学需氧量、雾霾、颗粒物、二氧化碳、能耗、散煤、燃煤、排污、偷排、尾气,环保措施包括节能、减排、脱硫、脱硝。

显著,但对低环境规制水平区县的碳减排效应不显著。可能的原因是:高环境规制水平区县的政策执行力度较强,政府对环境问题高度关注,能够依托“生态银行”平台有效整合财政、金融与行政资源,将信贷资金精准配置至绿色低碳项目,从而放大政策的碳减排效应。相对而言,低环境规制水平区县的环境考核压力弱、政策执行力度较弱、政府对环境问题的关注度较低,导致“生态银行”试点政策在资源配置上难以有效引导资金流向绿色低碳项目。

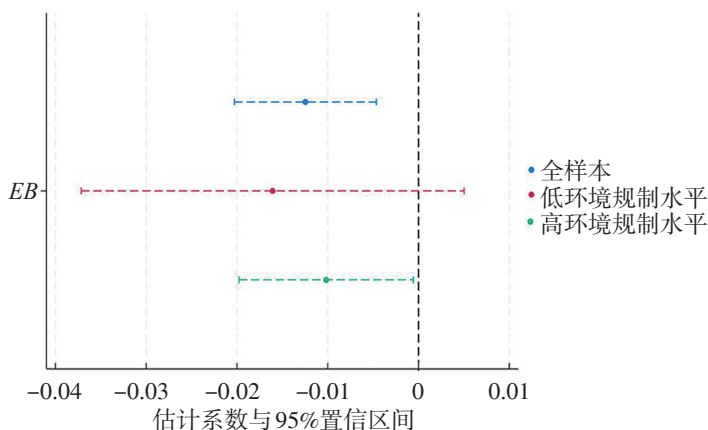


图2 环境规制异质性分析结果

### 3.资源禀赋异质性

资源型城市是指以开发和利用自然资源为主要经济活动的城市,在经济发展模式、环境与可持续性等方面与非资源型城市存在显著差异,这些差异使得“生态银行”试点政策的碳减排效应在不同类型的城市产生不同效果,因此,本文依据《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》文件,将样本划分为资源型和非资源型城市,并按照城市下辖区县进行异质性分析,具体结果如图3所示。

由图3可知,“生态银行”试点政策的碳减排效应在非资源型区县有显著影响,而在资源型区县影响不显著。可能的原因在于:资源型区县的经济高度依赖资源开采和初级加工,这些产业的碳排放强度较高,且在资源开发过程中形成了单一的产业结构,对产能扩张和短期经济效益的侧重,导致碳排放强度居高不下,政策的碳减排效应较弱。而非资源型区县的经济结构相对灵活,企业和政府对政策的响应能力较强,因此这些地区能够更快速地调整产业结构,推动绿色技术创新,从而实现显著的碳减排效果。未来需针对资源型区县的特殊性,将“生态银行”试点政策向产业转型赋能延伸,同时,在非资源型区县深化碳减排机制,以实现环境政策的精准落地。

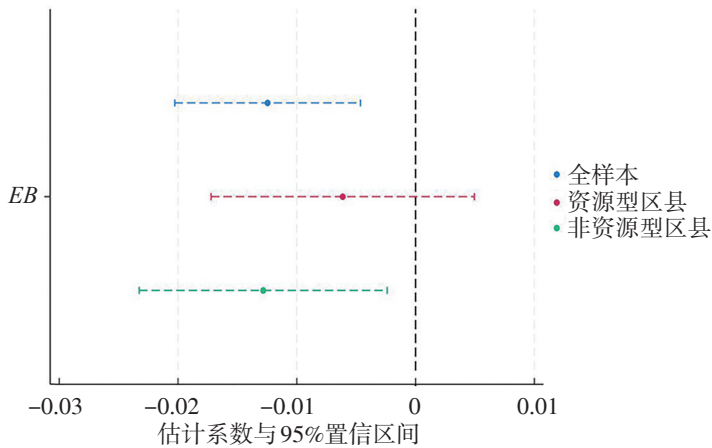


图3 资源禀赋异质性分析结果

## 五、进一步分析

### (一) 机制检验

前文研究证实了“生态银行”试点政策能够推动碳减排。接下来,本文参考江艇(2022)的方法,从金融可得性( $FAC$ )和技术创新( $\ln TEC$ )两个方面实证检验“生态银行”试点政策推动碳减排的机制路径。

表8列(2)显示,金融可得性在1%的显著性水平上显著为正,表明“生态银行”试点政策有效促进了金融可得性水平的提升。具体而言,生态资源作为典型的“公共物品”,其市场化配置面临挑战,容易引发“公地悲剧”。“生态银行”试点政策通过将生态资源资产化、资本化和产业化,将碎片化的生态资源转化为可定价、可抵押、可交易的金融要素。这一转变系统性地提升了金融可得性,并提高了资源配置效率。政策通过提供稳定的资金来源,避免了生态资源产业化过程中可能的资源透支问题。通过确权、资产化与交易等政策激励多元市场主体参与生态产品交易,吸引社会资本进入生态保护和绿色发展项目,拓展了融资渠道,进一步推动了碳减排目标的实现,为生态资源的可持续利用和生态环境的改善奠定了坚实的基础。上述实证结果验证了假说2。

表8列(4)显示,技术创新水平在1%的显著性水平下为正,表明政策显著提升了区域的技术创新水平。具体而言,政策通过绿色信贷、收益权融资等金融工具,显著降低了绿色技术研发的融资门槛,缓解了企业资金约束,激励企业加大对节能降碳技术的投入。随着绿色技术的规模化应用,企业生产效率提升,资源利用率增强,进而直接减少了碳排放。同时,政策推动科研机构、企业和金融机构之间的绿色技术创新生态体系建设,促进知识共享和技术交流,提升绿色技术的扩散效率。更重要的是,政策加速了绿色技术从研发到市场的全链条

转化,推动绿色技术在更广泛领域的应用,进一步强化了碳减排效应。上述实证结果验证了假说3。

表8 机制分析回归结果

变量	FAC		ln TEC	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>EB</i>	0.045*** (0.013)	0.059*** (0.013)	0.292*** (0.055)	0.276*** (0.054)
控制变量一次项	是	是	是	是
控制变量二次项	否	是	否	是
年份固定效应	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是
样本量	22633	22633	19474	19474

### (二)协同减污效应检验

环境污染与气候变化的叠加风险日益加剧,已成为威胁全球生态系统稳定性与经济社会可持续发展的核心挑战。长期以来,污染减排与碳减排目标趋于一致(Burtraw et al., 2003),推动污染物与温室气体排放的协同治理(刘娜、高新伟, 2024),成为破解资源环境约束与实现高质量发展的关键路径(邢会等, 2025)。因此,本文在研究“生态银行”试点政策对碳减排效应的基础上,进一步研究试点政策对污染物减排的影响。在污染物指标选择上,本文参考任亚运和张广来(2020)、Fu等(2021)以及李丁等(2021)的做法,采用PM<sub>2.5</sub>浓度取对数作为首要衡量指标。一方面,PM<sub>2.5</sub>是细颗粒物中最具代表性的污染物,已被广泛用于空气质量与污染治理绩效的实证测度;另一方面,其浓度变化能够敏锐反映区域环境治理政策的实施效果,具有良好的可观测性与解释力。同时,参考程洪飞等(2025)、Cao等(2025)的研究,引入SO<sub>2</sub>浓度取对数作为补充指标。SO<sub>2</sub>主要来自燃煤、燃油等高碳能源的燃烧过程,与CO<sub>2</sub>排放源高度重叠;若“生态银行”试点政策能够有效抑制高碳项目,理论上应同时降低SO<sub>2</sub>排放,从而形成“碳-硫协同减排”的证据链。

具体回归结果如表9所示,“生态银行”试点政策在抑制碳排放的同时,也降低了区县SO<sub>2</sub>和PM<sub>2.5</sub>的排放,与理论预期保持高度一致。

表9 减污效应回归结果

变量	ln SO2	ln PM2.5
<i>EB</i>	-0.034*** (0.04)	-0.029*** (0.006)
控制变量一次项	是	是
控制变量二次项	是	是
年份固定效应	是	是
区县固定效应	是	是
样本量	22633	22633

## 六、结论和建议

本文基于2010—2022年中国1741个区县面板数据,运用双重机器学习方法识别“生态银行”试点政策的碳减排效应,并进一步检验其区域异质性与作用机制。主要研究结论如下:第一,“生态银行”试点政策显著促进了碳减排,且结论在多项稳健性检验下保持一致。同时,扩展分析显示,政策在抑制碳排放的基础上也呈现出一定的协同减污效应。第二,政策效应表现出显著的区域异质性。总体来看,在产业集聚水平较高、环境规制强度较强以及非资源型的区县,政策的执行成效更为突出,说明地方治理能力、产业结构与资源禀赋会对政策效果起到重要调节作用。第三,机制检验表明,金融可得性和技术创新是政策产生碳减排效应的主要渠道。生态资源确权与资产化带来的金融可得性提升,有助于推动绿色项目融资与资本流动;而绿色技术创新的促进作用则进一步强化了区域低碳转型动力。基于上述发现,提出以下政策建议:

第一,稳步扩大试点范围,促进政策推广与经验复制。通过政策激励,引导更多具备资源基础和治理能力的地区参与试点,逐步形成制度化推广机制。在选择试点地区时,应综合考虑区域的自然资源禀赋、经济发展水平、生态环境现状及政策实施能力等因素,确保试点工作的科学性和可行性。政策推广机制建设上需强化激励引导与制度约束的协同:一方面,通过财政补贴、要素保障倾斜等激励手段,引导具备基础条件的地区主动参与试点;另一方面,加快构建试点工作的制度化推广框架,明确试点启动、过程监管、成效评估的标准流程。同时,需建立典型试点经验的系统性提炼机制,不仅聚焦实践操作层面的成功做法,更需深挖背后的制度逻辑与运行机理,形成可复制、可推广的生态产品价值实现标准化模式。

第二,聚焦区域差异,推进分类施策与精准治理。鉴于“生态银行”政策在不同类型区县间表现出差异化影响,应在推广过程中强化因地制宜原则。根据不同区域的产业结构、环境规制强度、行政等级等特征,制定具有弹性的政策目标体系和差异化推进路径。经济发达且生态资源禀赋优越的地区可设定更高阶的生态产品价值实现目标,鼓励其在生态资源市场化配置、跨区域生态补偿机制创新、绿色产业融合发展等领域开展先行先试。对于经济欠发达或生态资源基础薄弱的地区,政策重心应转向基础能力建设,通过提供技术指导与人才培养、完善基础设施配套等方式,帮助其逐步夯实生态产品价值实现的基础条件。在政策工具设计上,应加强政策与绿色信贷、碳市场、生态补偿等相关政策的协同配合,提升综合治理效能,解决政策碎片化带来的治理效率问题。

第三,畅通金融渠道和健全技术创新机制。围绕已识别的两大作用机制,建立全国统一的生态资源确权数据库与管理平台,将生态资源产权信息纳入标准化、可查询的公共信息体系,减少金融机构在生态资产估值、抵押处置环节的信息不对称,增强金融资本介入生态领域的信心。同时,优化生态资产入市交易规则,简化交易审批环节,建立市场化、透明化的生态

资产定价机制,降低金融交易成本。技术创新方面,应制定传统产业绿色转型专项行动计划,引导企业加大绿色技术研发投入,支持节能改造、清洁生产技术升级等项目,降低产业能耗与污染物排放强度。建立碳减排技术推广平台,提供技术咨询与服务,推动企业技术创新。

## 参考文献:

- [1] 安琪,吴三忙. 中国市域工业绿色发展的测度、区域差异及其影响因素[J]. 经济地理, 2025, 45(07): 13-22.
- [2] 陈诗一. 能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展[J]. 经济研究, 2009, 44(04): 41-55.
- [3] 程洪飞,李豫新,赵晶. 环境监管精准化的减污降碳效应研究——基于污染源在线监测系统的准自然实验[J]. 软科学, 2025, 39(09): 73-80.
- [4] 崔惠玉,王宝珠,徐颖. 绿色金融创新、金融资源配置与企业污染减排[J]. 中国工业经济, 2023(10): 118-136.
- [5] 崔莉,厉新建,程哲. 自然资源资本化实现机制研究——以南平市“生态银行”为例[J]. 管理世界, 2019, 35(09): 95-100.
- [6] 杜健勋,卿悦. “生态银行”制度的形成、定位与展开[J]. 中国人口·资源与环境, 2023, 33(02): 188-200.
- [7] 费伟良,李奕杰,杨铭,等. 碳达峰和碳中和目标下工业园区减污降碳路径探析[J]. 环境保护, 2021, 49(08): 61-63.
- [8] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(05): 100-120.
- [9] 郎丽华,孔希贤,王钰良. 数字服务贸易与碳排放的“倒U型”关系[J]. 上海经济研究, 2025(01): 114-128.
- [10] 雷晓燕,张春峰,李昕,等. 人口变化、消费结构与低碳转型[J]. 数量经济技术经济研究, 2025, 42(01): 5-28.
- [11] 李冰强,康星. “生态银行”嵌入自然资源资产管理的制度化构建[J]. 经济问题, 2023(11): 8-16.
- [12] 李丁,张艳,马双,等. 大气污染的劳动力区域再配置效应和存量效应[J]. 经济研究, 2021, 56(05): 127-143.
- [13] 李宏伟,薄凡,崔莉. 生态产品价值实现机制的理论创新与实践探索[J]. 治理研究, 2020, 36(04): 34-42.
- [14] 李俊明,魏雯琪,张鹏,等. 中国市域数字经济发展对减污降碳协同的促进效应及其空间分异[J]. 经济地理, 2023, 43(12): 169-180.
- [15] 刘娜,高新伟. “蓝天保卫战”如何影响减污降碳协同度?[J]. 中国人口·资源与环境, 2024, 34(07): 66-75.
- [16] 彭伟辉,黎杰. 生态产品价值市场化实现对缩小城乡收入差距的影响——来自“生态银行”试点的证据[J]. 改革, 2025(06): 119-137.
- [17] 任亚运,胡宇晨,刘俊霞. 国内大循环背景下国家级承接产业转移示范区低碳发展效应研究[J]. 软科学, 2024, 38(07): 86-94.
- [18] 任亚运,胡宇晨. 绿色金融能够兼顾碳减排的“量”与“质”吗——来自绿色金融改革创新试验区的证据[J]. 贵州财经大学学报, 2025(05): 1-12.
- [19] 任亚运,张广来. 城市创新能够驱散雾霾吗?——基于空间溢出视角的检验[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(02): 111-120.
- [20] 邵帅,葛力铭,朱佳玲. 人与自然何以和谐共生:地理要素视角下的环境规制与环境福利绩效[J]. 管理世界, 2024, 40(08): 119-146.
- [21] 史丹,李少林. 排污权交易制度与能源利用效率——对地级及以上城市的测度与实证[J]. 中国工业经

济,2020(09):5-23.

[22] 王守坤,范文诚. 金融可得性与碳排放——来自金融地理结构的宏观与微观证据[J]. 数量经济技术经济研究,2024,41(01):67-89.

[23] 吴海涛,薛妍,叶慧颖,等. 空气污染与企业进入[J]. 世界经济,2025,48(03):111-145.

[24] 吴健生,牛妍,彭建,等. 基于 DMSP/OLS 夜间灯光数据的 1995—2009 年中国地级市能源消费动态[J]. 地理研究,2014,33(04):625-634.

[25] 肖义,孔庆申,李茹,等. “一枝独秀”抑或“花开并蒂”:国家中心城市建设对城市群减污降碳协同的影响[J]. 产业经济研究,2025(01):71-85.

[26] 邢会,孙语泽,霍晓谦. 创新与环境政策叠加对城市减污降碳协同的影响研究[J]. 软科学,2025,39(08):77-84.

[27] 尹碧波,邝萍,欧阳昕彤,等. 中国减污降碳与扩绿增长耦合协调度的时空特征及其驱动因素[J]. 经济地理,2024,44(11):122-131.

[28] 张林波,程亮,相文静,等. 我国“森林生态银行”的发展历程、运行模式与完善建议——以福建省南平市为例[J]. 环境保护,2023,51(17):21-26.

[29] 张文明. 完善生态产品价值实现机制——基于福建森林生态银行的调研[J]. 宏观经济管理,2020(03):73-79.

[30] 赵燕,孙慧,马点圆. 城市绿色金融改革对减污降碳协同增效的影响研究——基于双重机器学习的因果推断[J]. 产业经济研究,2024(03):15-28,58.

[31] 郑石明,尤朝春. 中国低碳城市试点政策扩散模式及减污效应[J]. 中国软科学,2023(10):98-108.

[32] Acemoglu, D., P. Aghion, L. Bursztyn, et al. The Environment and Directed Technical Change[J]. *American Economic Review*, 2012(1): 131-66.

[33] Andrikogiannopoulou, A., A. Ventouri, S. E. Yonker. Not in My Backyard: Intrinsic Motivation and Corporate Pollution Abatement[J]. *Review of Finance*, 2025, 29(4): 1067-1104.

[34] Bai, T. T., Y. Qi, Z. H. Li, et al. Digital Economy, Industrial Transformation and Upgrading, and Spatial Transfer of Carbon Emissions: The Paths for Low-Carbon Transformation of Chinese Cities[J]. *Journal of Environmental Management*, 2023, 344: 118528.

[35] Burtraw, D., A. Krupnick, K. Palmer, et al. Ancillary Benefits of Reduced Air Pollution in the US from Moderate Green House Gas Mitigation Policies in the Electricity Sector[J]. *Journal of Environmental Economics & Management*, 2003, 45(3): 650-673.

[36] Cao, J., Y. Z. Gong, Q. F. Liu. Coordinating Climate Mitigation and Pollution Control Policies: Insights from China's SO<sub>2</sub> Reduction Mandates[J]. *Energy Economics*, 2025, 144: 108370.

[37] Chen, J. D., J. L. Liu, J. Qi, et al. City- and County-Level Spatio-Temporal Energy Consumption and Efficiency Datasets for China from 1997 to 2017[J]. *Scientific Data*, 2022, 9(1): 101.

[38] Chernozhukov, V., D. Chetverikov, M. Demirer, et al. Double/Debiased Machine Learning for Treatment and Structural Parameters[J]. *Econometrics Journal*, 2018(1): 1-68.

[39] Fu, S., V. B. Viard, P. Zhang. Air Pollution and Manufacturing Firm Productivity: Nationwide Estimates for China[J]. *The Economic Journal*, 2021, 131(640): 3241-3273.

[40] Grossman, G. M., A. B. Krueger. Economic Growth and the Environment[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1995,110(2): 353-377.

[41] Hu, Y. C., R. R. Li, L. Du, et al. Could SO<sub>2</sub> and CO<sub>2</sub> Emissions Trading Schemes Achieve Co-Benefits of Emissions Reduction?[J]. *Energy Policy*, 2022, 170: 113252.

[42] Li, P., Y. Lu, J. Wang. Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China

[J]. *Journal of Development Economics*, 2016, 123: 18–37.

[43] Wang, S. J., X. P. Liu, C. S. Zhou, et al. Examining the Impacts of Socioeconomic Factors, Urban Form, and Transportation Networks on CO<sub>2</sub> Emissions in China's Megacities[J]. *Applied Energy*, 2017, 185: 189–200.

[44] Yang, H. Z., J. F. Liu, K. J. Jiang, et al. Multi-objective Analysis of the Co-mitigation of CO<sub>2</sub> and PM<sub>2.5</sub>, Pollution by China's Iron and Steel Industry[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 185: 331–341.

[45] Zhang, F., X. Z. Deng, F. Phillips, et al. Impacts of Industrial Structure and Technical Progress on Carbon Emission Intensity: Evidence from 281 Cities in China[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2020, 154 (05): 119949.

[46] Zhang, Y., X. Fang, Z. Y. Yang, et al. Green Finance, Technological Innovation, and Energy Efficiency Improvements: Evidence from China's Green Finance Reform Pilot Zone[J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2023, 59(11): 3531–3549.

## Effects of the “Eco-bank” Pilot Policy on Carbon Emission Reduction

Ren Yayun<sup>a</sup>, Liu Yaru<sup>a</sup>, YuYantuan<sup>b</sup>

(a: School of Economics, Guizhou University of Finance and Economics;

b: School of Economics and Trade, Guangdong University of Foreign Studies)

**Abstract:** As China deepens its ecological civilization strategy, advancing the synergy between ecological product value realization and carbon mitigation has become a key issue in green and low-carbon development. Using panel data for 1741 counties from 2010 to 2022, this study employs a double machine learning approach to identify the carbon emission reduction effects of the “Eco-bank” pilot policy and examine its underlying mechanisms. The results show that the policy reduces county-level carbon emissions, and this finding remains robust across multiple checks, including alternative sample-splitting ratios, endogeneity tests, and adjustments for non-random selection bias. The carbon mitigation effect exhibits significant heterogeneity, being more pronounced in counties with higher industrial agglomeration, stronger environmental regulation, and non-resource-based economic structures. Mechanism analysis indicates that enhanced financial accessibility and strengthened technological innovation are the two primary pathways through which the policy reduces carbon emissions. The extended analysis reveals that the policy also significantly decreases emissions of SO<sub>2</sub> and PM<sub>2.5</sub>, demonstrating a clear co-benefit in pollution abatement. Overall, the “Eco-bank” pilot policy, as an important institutional innovation under China's ecological civilization framework, effectively promotes regional low-carbon development and coordinated pollution control, providing empirical evidence for policy expansion and differentiated promotion across regions.

**Keywords:** Eco-bank; Carbon Emission Reduction; Double Machine Learning; Financial Accessibility; Technological Innovation

**JEL Classification:** Q51, Q58

(责任编辑:朱静静)