
生态环保审计能促进县域低碳发展吗?*

张 华 李思璇

摘要:生态环保审计作为强化生态文明建设的一项重要环境治理政策,其碳减排效果亟待科学评估。准确识别该政策对碳排放的因果效应,对完善以审计推动绿色低碳发展的治理模式具有重要意义。基于2000—2022年2149个中国区县的面板数据,本文借助于生态环保审计在不同县域、不同时间上的差异,采用双重差分法识别了生态环保审计对碳排放的影响。研究发现,相比于非试点区县,试点区县的碳排放总量和人均碳排放量有所降低,意味着生态环保审计显著降低试点区县的碳排放水平。这一效应不仅具有持续性,并随时间不断增强。机制分析表明,生态环保审计通过基于企业准入筛选的产业结构优化,以及绿色创新能力提升双重渠道抑制县域碳排放。异质性分析表明,碳减排效应在西部、环境治理动机较强、行政级别较高、协同治理壁垒较大和市场化程度较高的子样本中更加显著。本文为更好发挥生态文明建设中政府与市场的协同作用,推动县域绿色低碳发展提供了有益的政策启示。

关键词:生态环保审计;碳排放;低碳发展;县域

一、引言

从党的二十大报告提出“推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节”,到党的二十届三中全会对“深化生态文明体制改革”做出重要战略部署,都表明健全生态文明建设和绿色低碳发展的新机制、新动能是当前需要深入研究的方向。生态环保审计作为一种审计类型,以专业的审计手段和科学的评估体系,对生态资源开发利用、生态环境保护情

*张华,南京审计大学商学院,邮政编码:211815,电子邮箱:nau_zhanghua@126.com;李思璇(通讯作者),南京审计大学社会审计学院,邮政编码:211815,电子邮箱:lisixuanlilu@126.com

本文系国家自然科学基金一般项目“生态立县战略下异质性环境规制推动县域绿色发展的效应评估与政策优化研究”(23BJY091),教育部人文社会科学研究青年基金项目“新发展阶段环境污染对城乡收入不平等的影响评估与共富路径研究”(22YJC790160),江苏省社会科学基金项目“环境规制下公众参与推动江苏降碳、减污、扩绿、增长的机制与路径研究”(23EYB017)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的宝贵修改意见。文责自负。

况进行监督与评价,发挥着生态安全“守护者”和“经济卫士”的作用,为生态文明建设和绿色低碳发展提供坚实保障。在此背景下,生态环保审计作为落实生态文明建设的重要政策工具,日益展现出其制度优势与监管效能。然而,当前行政命令与市场交易主导的县域减排模式,未能充分释放生态环保审计在碳数据核验与责任追溯中的治理效能,进而限制了县域低碳发展的内生动力。因此,如何通过生态环保审计的制度实施,激发县域碳减排的内生动力,已成为推动县域低碳发展的关键所在。

关于县域低碳发展的相关研究可谓汗牛充栋。已有文献探讨了能源消费(Ning et al., 2020)、科技创新(汪旭晖、谢寻, 2024)、环境规制(柯楠等, 2024)、数字经济(邓荣荣、张翱翔, 2022)、数字化转型(王琳等, 2023)、政府干预(余壮雄等, 2020)、产业政策转型(叶光亮等, 2022)等因素对县域低碳发展的影响。也有文献将视角聚焦于低碳发展的衡量,譬如从生产、创新、消费、环境角度切入,构建衡量低碳综合发展水平指标体系(蒋水全等, 2024);将低碳发展的评价指标体系细分为低碳生产、低碳生活、低碳发展三个层面(张友国等, 2020);采用碳生产率等核心指标,用以量化低碳发展的实际水平(Li et al., 2025)。还有文献围绕低碳发展的实现方式,如推行低碳生产模式,对企业生产各环节实施污染管控(陶长琪等, 2025);培育低碳生活习惯,强化消费者的环保理念,着力打造低碳消费的社会文化环境(曹薇等, 2023);优化低碳能源供给结构,持续提升能源利用效率,加快清洁能源的开发与推广(Mundaca & Markandya, 2016)等角度进行分析。上述研究为理解低碳发展的影响因素提供了深刻见解,但也忽略了基于生态文明体制改革尤其是生态环保审计这一视角的考察。

习近平总书记在二十届中央审计委员会第一次会议上的讲话指出“审计是党和国家监督体系的重要组成部分,是推动国家治理体系和治理能力现代化的重要力量”。资源环境审计作为生态文明建设推进的关键制度安排,是习近平生态文明思想在国家审计监督范畴的具体实践体现。关于资源环境审计的微观宏观治理效应已有大量文献阐述,但仍有两方面缺憾。一是在使用主体衡量方面,有关资源环境审计研究较多的为领导干部自然资源离任审计(李兆东、李振覃, 2023),较少考察生态环保审计。领导干部自然资源资产离任审计,旨在对其任职期间履行自然资源资产管理与生态环境保护责任情况作出客观评价,更关注生态环境防护以及污染防治攻坚战等重点任务方面的履职实效。相较而言,生态环保审计更关注相关环境政策与项目的实际执行效果以及项目建设进展,二者侧重点不同。二是在研究对象上,尽管现有文献对于资源环境审计的经济后果进行过不少研究,但现有研究较多聚焦于资源环境审计在企业层面所产生的经济影响。资源环境审计能够显著驱动企业的绿色转型,主要表现为促进绿色技术创新(于连超等, 2022)、提升环保投资规模(蔡春等, 2021),并最终改善企业的ESG综合表现(Zhang et al., 2024),但严格的审计监管也可

能带来合规成本的增加(Kang et al., 2023)。关于生态环保审计对宏观层面绿色发展的影响着墨较少。近年来有少数学者考察了资源环境审计对地区绿色创新水平的促进作用(陈骏等, 2023)以及对城市经济高质量发展的影响(张瑛等, 2021),但仍缺少对县域地区绿色低碳发展的关注,尤其是实证检验。

生态环保审计作为资源环境审计体系的关键构成,是一项具有独立性与强震慑力的环境监管政策。自2017年起,该政策在全国分区域逐步实施。那么,生态环保审计能否有效促进县域低碳发展?通过何种机制发挥作用?不同试点县域的减排效果存在何种差异?回答上述问题,既能为非试点区县探索生态文明建设路径提供实践依据,也能为绿色低碳发展目标提供决策支撑。鉴于此,本文将生态环保审计视为一项准自然实验,基于2000—2022年2149个区县的面板数据构建双重差分模型,在控制县域固定效应、时间固定效应及省份时间趋势的基础上,重点检验该政策对县域碳排放的影响及其作用机制。研究发现,生态环保审计能够显著遏制县域碳排放,主要通过产业结构优化和绿色技术创新双重渠道实现。

本文在现有文献的基础上,可能从以下几个方面作出贡献:第一,聚焦生态环保审计这一特定政策工具,拓展了资源环境审计的研究范畴。已有研究多集中于领导干部自然资源资产离任审计,或侧重于企业层面的环保投资与创新行为,而对生态环保审计在县域层面的实施效果关注不足。本文明确将生态环保审计视为独立研究对象,分析其作为环境治理手段的运作逻辑与政策效果,丰富了生态文明制度体系的实证内容。第二,本文拓展了县域碳减排的制度工具箱。现有文献多聚焦于低碳城市试点、碳排放权交易等行政型与市场型规制工具,而本文创新性地将生态环保审计纳入碳排放治理的分析框架,丰富了中国特色碳排放治理的政策矩阵。第三,本文从产业结构优化与绿色技术创新两个维度,系统揭示了生态环保审计影响绿色低碳发展的机制,不仅呼应了国家强化源头防控、过程监管和制度保障的生态治理思路,也为理解审计监督嵌入区域绿色发展的路径提供了新的理论视角。

二、政策背景与理论假说

(一)政策背景

中国生态环保审计的建立并非一蹴而就,而是经历了一个从初步探索到制度化、规范化的渐进发展过程。早在上世纪80至90年代,审计署已从实践层面入手,围绕相关资金的分配、管理和使用,积极探索生态环境保护审计工作。1998年,审计署设立农业与资源环保审计司;2008年,审计署发布的审计工作发展五年规划中,首次将生态环境保护审计归入六大审计类型之列。2011年,《审计署“十二五”审计工作发展规划》明确界定环境审计的目标,要求贯彻节约资源与保护环境的基本国策,借助审计在资源管理及环境保护中发挥积极效用,从而

助力生态文明建设。2014年审计署资源环境审计司的组建,是我国环境审计迈向专业化与规范化的重要里程碑。该专职机构的设立,显著优化了审计监督体系的组织结构,为强化生态环境保护提供了坚实的制度支撑。2016年,《“十三五”国家审计工作发展规划》提出,在“十三五”期间需落实资源环境审计的具体目标与工作重点,实现对重点国有资源、污染防治及生态系统保护项目的审计全面覆盖,为生态文明建设的推进提供助力。

生态环保审计是环境监督体系中的关键环节,其审计范围涵盖区域生态环境损害、污染状况及环保专项资金的运用情况。作为国家应对资源短缺与环境污染问题的战略性工具,该审计机制在强化环境监管方面发挥着核心作用。2017至2019年间,审计署先后组织了对长江经济带11省(市)及环渤海地区5省(市)的专项生态环保审计,并分别于2018年和2019年公布了长江经济带生态环境保护审计结果与环渤海地区生态环境保护审计结果,系统披露了审计结果。从这两份以“生态环保审计”为主题的公报内容来看,两份报告所揭示的问题可归纳为四大类:环保资金管理使用存在漏洞;资源开发与生态保护协调不足;污染治理成效不彰;部分重要环境政策执行乏力。这些发现不仅揭示了当前环境治理中的薄弱环节,也体现出生态环保审计在内容设计上的系统性与实践指向上的针对性。

在审计实践中,审计署陆续组织开展了多项专项审计或审计调查,涉及排污费征管、天然林保护工程、退耕还林工程、“三河三湖”“两江一湖”水污染防治、青藏铁路环境保护工程、重点流域水污染防治资金、城镇污水垃圾处理专项资金、节能减排专项资金、矿产资源等领域。近年来,我国生态环境保护审计相关的政策制度建设显著加快,展现出国家坚定迈向低碳和可持续发展道路的战略决心。

(二)理论假说

本文依据碳排放相关文献和生态环保审计实施实际情况及现有相关研究,梳理生态环保审计影响碳排放的理论机制。梳理生态环保审计政策的相关文件可知,试点地区的工作重点围绕以下五个方面展开:中央生态环境保护决策的执行、水生态系统的修复、重点领域污染治理、工业结构与布局的优化,环保治理项目与资金的规范管理。在生态环保审计推进过程中,各试点区域需立足本地实际,综合考虑经济发展阶段、资源禀赋与区位特点等现实条件,积极探索符合区域特征的低碳发展路径。同时,根据郑开放和赵萱(2022)、华岳和叶芸(2023)、谢婷婷(2024)等文献的研究,碳排放的作用渠道主要涵盖结构效应与技术效应等维度。基于此,本文认为生态环保审计政策将借助产业结构转型升级以及绿色技术创新能力提升等渠道,对地区碳排放产生系统性影响。图1展示了该政策作用于碳排放的理论机制模型。

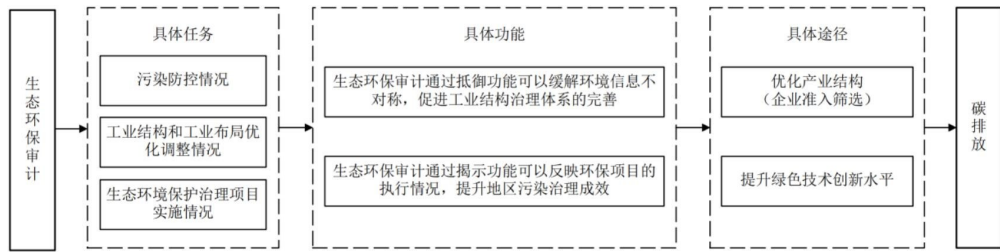


图1 生态环保审计政策对碳排放的影响机制

第一,生态环保审计通过倒逼产业结构优化而有效抑制县域碳排放。一方面,生态环保审计能够抑制污染类企业注册数量,通过企业准入筛选降低碳排放量。生态环保审计通过提高环境合规标准,对新企业进入形成结构性筛选,会抑制高污染企业进入。而在生态环保审计约束下,审计暴露的环境风险与问责压力,抬升污染密集型行业的准入门槛。新企业面临更严格的能效审查和环保成本,倒逼其放弃高碳投资。地方政府对碳排放与能源消耗施加税负,会直接提升企业在污染密集型产品制造过程中的环境合规成本。此类成本压力会促使企业减少煤炭等传统高污染能源的消耗量,同时加速高污染企业的市场出清,进而有效抑制县域碳排放总量的扩张。与此同时,上述政策调节过程也为绿色企业的市场准入创造了有利条件。县域经济的高质量发展,需以物联网、大数据、移动互联、云计算为代表的新一代信息技术企业,以及新能源、新材料等战略性新兴企业的支撑。这类企业的集聚发展,会进一步带动信息服务、研发设计、软件开发、商务咨询等生产性服务业的兴起。随着相关企业注册数量的持续增长,县域产业结构的高级化进程将显著加快,而这些企业所具备的高附加值、高技术密度、低能耗、低污染特性,既能降低污染物排放强度,又能提升区域环境质量(石大千等,2018)。地方政府可依托各类政策工具进行激励与引导,精准扶持以太阳能、风电及水电为代表的可再生清洁能源产业,吸引更多清洁型市场主体入驻。这一过程不仅能推动生态文明建设与经济增长的协同共进,更能通过优化市场主体结构,为县域实现绿色低碳发展提供长效支撑。

另一方面,生态环保审计政策直接规制生产环节污染,约束高污染重工业,为新兴制造业和服务业的成长创造空间,推动产业结构高级化,是县域绿色低碳发展的核心路径。生态环保审计通过严格的环境绩效评估和问题曝光,显著增加高污染、高耗能、高排放企业的生产成本和生存门槛,将使得“三高”产业承担高昂的“环境遵循成本”。一方面,审计结果可能直接促使这类企业关停或进行实质性低碳转型;另一方面,审计揭示的环境风险与追责压力,会引导地方政府主动调整产业政策,严格限制“三高”产业准入,迫使高污染产业可以通过技术改造实现低碳化升级或产业迁移,减少二氧化碳的排放。伴随工业体系的绿色升级,县域内以低碳制造和清洁服务为代表的新兴产业部门将迎来显著增长。这一进程不仅依赖于对高碳

产业结构的系统性重塑(宋弘等,2019),更将驱动整体产业体系向低碳化方向优化,进而促进县域核心功能从传统工业化向现代服务与商贸转型。这种产业结构由高碳型向清洁型、低碳型转变的结构优化效应,是降低县域碳排放总量的核心路径之一。

第二,生态环保审计通过促进绿色创新能力提升而有效抑制县域碳排放。依据“波特假说”,恰当的环境政策能激发创新补偿,推动环保技术进步,这不仅可弥补合规成本,更成为县域低碳发展的关键驱动力。生态环保审计将环境绩效纳入政绩考核体系,形成强大的问责压力。在生态环保审计的约束下,一方面,为了有效应对审计、避免追责并提升环境绩效,地方政府的环境规制强度与排污准入标准将相应提升。这一转变会进一步激励企业从事低碳技术创新与清洁化转型,进而从整体上推动区域的绿色低碳发展。另一方面,县域层面可通过设立专项扶持基金等激励性政策,为低碳建设提供直接的财政引导与资金支持,增发研究补助、实施税收优惠,进行绿色金融支持,直接鼓励和补贴企业进行绿色技术研发与应用。绿色专利申请和授权量的提升正是这一效应的体现,引导和激励创新主体进行绿色技术研发与应用。技术创新不仅能直接提高资源能源利用效率、减少单位产出的碳排放,还能为产业结构的深度低碳转型提供技术支撑,从而实现碳排放总量的降低,进而提升县域整体的绿色低碳发展水平。

因此,本文提出如下研究假说:

H₁:生态环保审计有利于降低县域碳排放水平。

H₂:生态环保审计通过产业结构优化和绿色创新能力提升双重渠道抑制县域碳排放。

三、实证设计

(一)计量模型

本文运用双重差分模型(DID)检验生态环保审计能否有效降低县域碳排放水平。双重差分法对处理组与对照组在政策施行前后的表现进行双重差异计算,以此控制共同的时间趋势及其他不可观测因素的干扰,最终实现对政策净效应的无偏估计。研究设计上,本文遵循宋弘(2019)和昌敦虎等(2025)等文献的思路,设定如下计量模型:

$$Y_{it} = \alpha + \beta EEPA_i \times Post_{it} + X'_{it} \gamma + u_i + \lambda_t + \delta_p \text{tr end}_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 、 p 和 t 分别表示县域、省份和年份; Y_{it} 表示县域碳排放水平; $EEPA_i$ 表示 i 县域是否位于试点区域,是为1,否则为0; $Post_{it}$ 表示 i 县域 t 年份是否开始被生态环保审计,是为1,否则为0; X_{it} 表示一组控制变量; u_i 表示县域固定效应; λ_t 表示年份固定效应; tr end_{pt} 表示省份时间趋势,以控制不同省份具有不同的时间趋势。 ε_{it} 表示随机误差项,并聚类到县级层面。需要说明的是,不同省份可能存在随时间线性或非线性变化的独特特征,若此类省级长

期趋势与生态环境审计实施相关,则会成为混淆变量。为了排除同一省份特定时间趋势的干扰,本文进一步引入省份时间趋势,作为对县域与年份固定效应的重要补充,从而保障估计量的一致性。

(二)样本与变量

本文采用的样本为2000—2022年中国31个省份(不包含港澳台地区)、324个城市和2149个区县的面板数据。生态环保审计的相关数据来自手工汇编审计署相关公告,碳排放数据来自Emissions Database for Global Atmospheric Research(EDGAR)发布的全球数据集。所需县域数据主要通过官方统计资料获取,具体包括历年各省份统计年鉴、《中国统计年鉴》《中国县域统计年鉴》《中国县市社会经济统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》等。本文以2000—2022年作为样本区间,主要基于以下考虑:第一,2023年1月18日《生态环境统计管理办法》正式施行,统计口径发生变化,为避免制度变迁带来的数据断点问题,样本未包含2023年;第二,2023年10月,生态环境部发布《温室气体自愿减排交易管理办法(试行)》,标志着国家核证自愿减排量(CCER)正式重启。为了避免CCER对碳排放的影响,本文将样本区间截止到2022年。

1.被解释变量:地区碳排放水平

碳排放水平具体通过以下两个变量进行测度:其一是碳排放总水平($\ln co2$),用碳排放量的对数衡量;其二是碳排放人均水平($\ln perco2$),用人均碳排放量的对数衡量。

2.解释变量:生态环保审计

审计署在2017至2018年间对长江经济带11个省(市)开展了生态环保审计,并于2019年对环渤海地区5个省(市)开展了生态环保审计。本文根据官方发布的审计结果,将接受审计的县域在审计当年及后续年份设定为处理组,赋值为1,未受审计的县域则作为对照组,赋值为0。

3.控制变量

为了控制其他变量对碳排放的影响,本文在确定控制变量时,参考了祁毓等(2019)与邵帅等(2019)的方法,选取了以下指标:人均收入、产业结构、人口密度、金融发展、财政支出、教育水平、平均风速。各变量的具体测度方式如下:人均收入采用人均地区生产总值的对数值表征;产业结构以第二产业增加值在地区生产总值中的占比表示;人口密度通过单位面积人口数量的对数值反映;金融发展以金融机构贷款余额与地区生产总值的比值衡量;教育水平采用普通小学在校生人数占总人口的比重表示;财政支出以人均财政支出的对数值测度;平均风速以所在县平均风速衡量。此外,在后文稳健性检验部分,涉及到的政策选择变量,均列示在表1中。

表1 各变量的定义和描述性统计分析

| 变量名称及单位 | 变量符号 | 观测值 | 均值 | 标准差 |
|--------------------------------------|--------------------|-------|---------|----------|
| 碳排放总量(碳排放量的对数,万吨) | <i>ln co2</i> | 45047 | 4.450 | 1.380 |
| 人均碳排放量(人均碳排放量的对数,吨/人) | <i>ln perco2</i> | 45047 | 0.900 | 1.250 |
| 生态环保审计(某一县域实施生态环保审计为1,否则为0) | <i>EEPA × Post</i> | 45047 | 0.100 | 0.300 |
| 人均收入(人均GDP的对数,元/人) | <i>PGDP</i> | 45047 | 9.720 | 1.050 |
| 第二产业比重(第二产业增加值占GDP的比重,%) | <i>INDU</i> | 45047 | 0.400 | 0.160 |
| 人口密度(单位面积人口总数的对数,人/km ²) | <i>Density</i> | 45047 | 5.070 | 1.500 |
| 金融发展(金融机构贷款余额占GDP的比重) | <i>Loan</i> | 45047 | 0.630 | 0.420 |
| 人均财政支出(人均财政支出的对数,元/人) | <i>Expend</i> | 45047 | 7.980 | 1.250 |
| 小学生比重(小学生人数占总人口比重,%) | <i>EDU</i> | 45047 | 0.080 | 0.030 |
| 平均风速(所在县平均风速,km/h) | <i>Windspeed</i> | 45047 | 2.280 | 0.640 |
| 贫困县(某一县域是贫困县为1,否则为0) | <i>Poorcounty</i> | 45047 | 0.383 | 0.486 |
| 归一化植被指数(2015—2017年的均值) | <i>Ndvi</i> | 45047 | 0.719 | 0.16 |
| 海拔(2015—2017年海拔的均值) | <i>Altitude</i> | 45047 | 864.207 | 1017.017 |
| 坡度(2015—2017年坡度的均值) | <i>Slope</i> | 45047 | 12.349 | 6.981 |

四、实证结果与分析

(一)基本回归

生态环保审计对碳排放影响的基准回归结果呈现在表2。列(1)、列(2)和列(3)是对碳排放总水平的估计结果。列(4)、列(5)和列(6)是对碳排放人均水平的估计结果。在模型中加入县域固定效应、年份固定效应和省份时间趋势后,结果显示,生态环保审计对地区碳排放总水平和人均碳排放的影响均为负,且均在1%的水平上统计显著。这表明生态环保审计的实施总体上显著降低了县域的碳排放水平,凸显了环境监管与审计监督的减排效应。究其原因,生态环保审计强化了对地方政府环境责任的监督与问责,提高了环境政策的执行力度与透明度。这有助于纠正环境治理中的失灵问题,促使地方政府更积极地落实减排政策、加大环保投入、采用更清洁的技术,从而有效抑制碳排放。

从估计系数的经济意义上看,生态环保审计使碳排放总水平下降了3.4%,使人均碳排放下降了5.1%。鉴于碳排放总水平对数的控制组均值为4.410,这一估计系数表明生态环保审计政策使碳排放总水平降低了约1.26%。人均碳排放水平对数的控制组均值为1.116,这一估计系数表明生态环保审计政策使人均碳排放水平降低了约34.47%。

表 2

生态环保审计对碳排放影响的基本回归结果

| | lnco2 | | | lnperco2 | | |
|---------------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>EEPA</i> × <i>Post</i> | -0.103*** (0.015) | -0.088*** (0.020) | -0.034** (0.015) | -0.103*** (0.015) | -0.099*** (0.020) | -0.051*** (0.015) |
| <i>PGDP</i> | 0.156*** (0.019) | 0.093*** (0.023) | 0.084*** (0.023) | 0.185*** (0.019) | 0.152*** (0.024) | 0.151*** (0.024) |
| <i>INDU</i> | 0.207*** (0.054) | 0.281*** (0.066) | 0.279*** (0.061) | 0.146*** (0.055) | 0.167** (0.068) | 0.161** (0.063) |
| <i>Density</i> | 0.376*** (0.042) | 0.145*** (0.040) | 0.115*** (0.037) | -0.335*** (0.041) | -0.485*** (0.053) | -0.480*** (0.057) |
| <i>Loan</i> | 0.041*** (0.014) | 0.096*** (0.016) | 0.075*** (0.014) | 0.044*** (0.015) | 0.101*** (0.016) | 0.083*** (0.015) |
| <i>Expend</i> | 0.200*** (0.013) | -0.045** (0.019) | -0.017 (0.017) | 0.188*** (0.013) | 0.017 (0.019) | 0.048** (0.019) |
| <i>EDU</i> | -0.947*** (0.257) | 0.457* (0.262) | 0.250 (0.256) | -0.310 (0.275) | 0.782*** (0.288) | 0.663** (0.291) |
| <i>Windspeed</i> | -0.048*** (0.017) | -0.056*** (0.017) | -0.004 (0.017) | -0.049*** (0.017) | -0.053*** (0.017) | -0.000 (0.017) |
| 常数项 | -0.476* (0.267) | 3.095*** (0.397) | 3.022*** (0.371) | -0.642** (0.266) | 1.677*** (0.475) | 1.316*** (0.498) |
| 县域固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 否 | 是 | 是 | 否 | 是 | 是 |
| 省份时间趋势 | 否 | 否 | 是 | 否 | 否 | 是 |
| 样本量 | 45047 | 45047 | 45047 | 45047 | 45047 | 45047 |
| R ² | 0.948 | 0.952 | 0.954 | 0.937 | 0.941 | 0.943 |

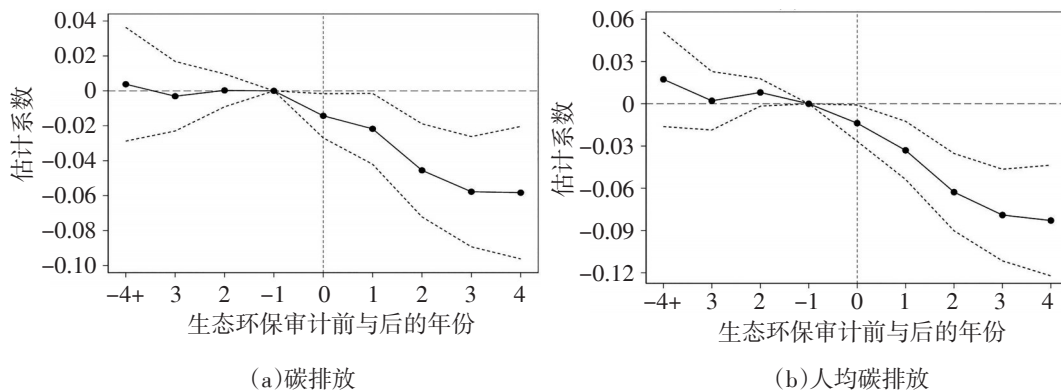
注:括号内数值为聚类到县域层面的稳健标准误,*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著水平。下表同。

(二)平行趋势检验与动态效应分析

双重差分法的有效应用,需满足共同趋势假设。该假设要求,在政策干预之前,处理组与对照组的结局变量应具有一致的时间趋势,即二者不存在随时间变化的系统性差异。为验证平行趋势假定并考察生态环保审计对区域碳排放的动态作用,本文分别以碳排放总量与人均碳排放量为因变量开展检验,图2展示了相应系数估计值及其95%置信区间的分布情况。其中,图2(a)和图2(b)分别对应两类碳排放指标的检验结果,横轴表示政策实施前后的相对年份,纵轴反映处理组与对照组在碳排放指标上的差异程度。平行趋势检验选择政策前后各4期作为窗口期,主要基于样本时间范围的客观限制,首批政策实施年份为2018年,样本期截至2022年,政策后最多可观测4年;参考石大千等(2018)和谢婷婷(2024)的做法,为保证事件研究法中事前与事后窗口的对称性,事前也相应选取4年。

结果显示,在所有政策实施前的时期,两类碳排放参数的估计值均不能拒绝为零的原假设,说明处理组与对照组在审计政策推行前未呈现系统性差异,符合双重差分模型的平行趋

势假设。从动态效应上看,在生态环保审计政策实施后的第一年到第四年,两类碳排放的估计值始终为负,并且从数值大小上看,碳减排效应逐年增大。总而言之,生态环保审计政策对碳排放的效应不仅具有持续性,并且随时间不断增强。



注:每一实心圆圈表示一个估计系数,虚线表示估计系数的95%置信区间。

图2 平行趋势检验

(三) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

为排除其他潜在特征因素的干扰,本文通过随机选择实验组进行安慰剂检验,对碳排放指标进行500次重复回归。图3分别以碳排放总水平和碳排放人均水平为被解释变量,绘制了模拟虚假实验组的P值和核密度的分布图。如图所示,两个被解释变量随机分配的估计值集中分布在零附近。这说明随机选取的样本没有对碳排放总水平和碳排放人均水平产生影响,印证了生态环保审计的碳减排效应并非由遗漏变量或随机因素所致,同时证明了基准回归的数据结果具有较好的稳健性。

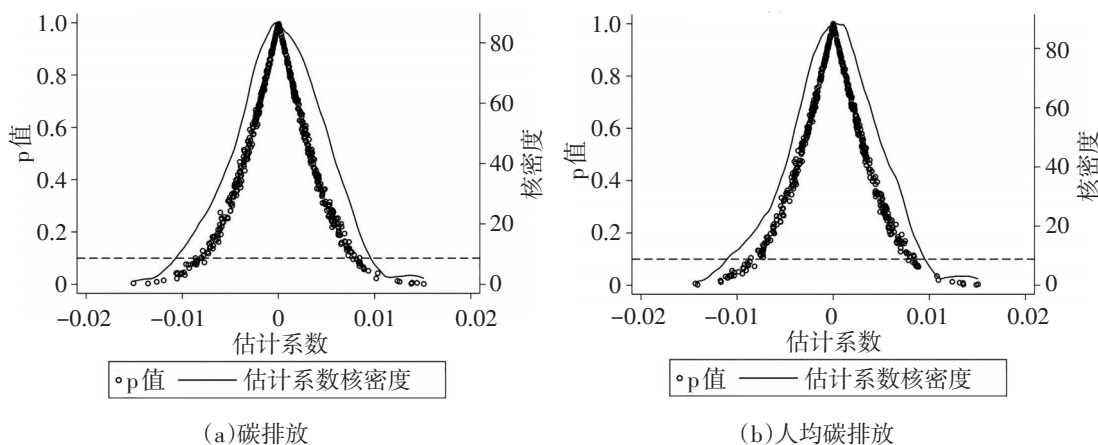


图3 安慰剂检验

2. PSM-DID

为确保模型设定的稳健性,本文进一步采用多时点倾向得分匹配-双重差分(PSM-DID)方法进行检验。尽管基准DID模型能够在一定程度上识别出生态环保审计试点政策的处理效应,但非随机实施所引发的样本选择性偏差可能会影响其有效性。为缓解这一内生性困扰,当前研究中常将面板数据进行截面化处理后再进行匹配。本文借鉴这一思路,通过以下步骤构建匹配样本:首先,选取人均收入、产业结构、人口密度、金融发展水平、财政支出规模、教育程度及平均风速作为匹配变量;其次,将面板数据转换为截面格式,采用1:1近邻匹配法为每一个实施生态环保审计的区县筛选满足共同支撑假设的对照区县,并剔除不支持匹配的样本,形成重构后的样本集;随后,对匹配后的样本进行平衡性检验,以确保匹配质量;最后,基于匹配后的样本重新进行多时点DID估计。表3汇报了多时点PSM-DID的回归结果。其中,列(1)—(8)分别使用的匹配数据是2015年、2016年和2017年各个年份截面数据及2015—2017年的截面数据。可以看出 $EEPA \times Post$ 的系数依然在统计上显著为负,说明生态环保审计政策对县域碳排放仍表现出明显的抑制效应,这与基准结论一致,表明前述结果具有较好的稳健性。

表3 PSM-DID的回归结果

| | ln co2 | ln perco2 | ln co2 | ln perco2 | ln co2 | ln perco2 | ln co2 | ln perco2 |
|--------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|--------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| | 2015 | | 2016 | | 2017 | | 2015—2017 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| $EEPA \times Post$ | -0.031** (0.015) | -0.047*** (0.015) | -0.030** (0.015) | -0.045*** (0.015) | -0.029* (0.015) | -0.045*** (0.015) | -0.031** (0.015) | -0.046** (0.015) |
| 县域固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份时间趋势 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 42569 | 42569 | 40886 | 40886 | 39948 | 39948 | 39557 | 39557 |
| R ² | 0.953 | 0.940 | 0.951 | 0.939 | 0.954 | 0.943 | 0.951 | 0.939 |

3.剔除直辖市

为确保回归结果的稳健性,本文进一步考察了样本特殊性的影响。考虑到直辖市作为中国最高行政级别的城市,其经济发展阶段、产业结构、能源消费模式、环境治理能力和政策执行力度均与普通地区存在系统性差异,本文删除四个直辖市的数据,并再次进行回归验证,回归结果见表4。该结果与基准回归结果重合度较高,再次验证了上文研究结果的稳健性。

表4 删除直辖市的回归结果

| | ln co2 | ln perco2 |
|--------------------|---------------------|----------------------|
| | 删除直辖市 | |
| | (1) | (2) |
| <i>EEPA × Post</i> | -0.034** (0.015) | -0.053*** (0.015) |
| 控制变量 | 是 | 是 |
| 县域固定效应 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 |
| 省份时间趋势 | 是 | 是 |
| 样本量 | 44177 | 44177 |
| R ² 值 | 0.954 | 0.943 |

4.考虑其他政策的干扰

生态环保审计推行期间还存在其它具有减排效果的环境政策,这可能干扰生态环保审计真实碳减排效应的估计。为增强结论稳健性,本文进一步纳入了两项关键政策的控制变量。首先,针对领导干部自然资源离任审计,本文在回归中控制了各县级行政区当年是否已开展此项审计的虚拟变量。其次,针对2015年在山东省、江苏省、广东省、浙江省、重庆市、贵州省、云南省开展的审计机关人员、财产资产管理改革(即审计体制改革),本文以2015年为政策起始年,将试点省份的区县定义为处理组(赋值为1),非试点省份的其他区县定义为对照组(赋值为0),生成相应的政策虚拟变量并纳入回归模型。针对2013年国家出台的《大气污染防治行动计划》和2016年习近平总书记针对长江经济带发展提出“共抓大保护、不搞大开发”的战略方针,本文生成相应的政策虚拟变量并纳入回归模型。在控制了这四项政策变量的情况下重新进行估计,表5列示了考虑其他政策干扰的回归结果。由此可见,领导干部自然资源离任审计、审计体制改革、长江大保护和大气污染防治行动计划均未对生态环保审计与碳排放水平之间因果关系的推断造成显著影响,表明本文关于生态环保审计碳减排效应的核心结论是稳健的。

表5 考虑其他政策干扰的回归结果

| | ln co2 | ln perco2 | ln co2 | ln perco2 | ln co2 | ln perco2 | ln co2 | ln perco2 |
|--------------------|--------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| | 离任审计 | | 审计体制改革 | | 长江大保护 | | 大气污染防治 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| <i>EEPA × Post</i> | -0.032* (0.017) | -0.047*** (0.017) | -0.033** (0.014) | -0.049*** (0.015) | -0.039*** (0.013) | -0.058*** (0.013) | -0.035** (0.015) | -0.053*** (0.015) |
| 县域固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份时间趋势 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 35314 | 35314 | 45047 | 45047 | 45047 | 45047 | 45047 | 45047 |
| R ² | 0.951 | 0.942 | 0.954 | 0.943 | 0.954 | 0.943 | 0.954 | 0.943 |

5.生态环保审计试点区县非随机选择的讨论

双重差分法作为一种准自然实验方法,其理想状态在于实验组与控制组满足随机分配条

件(宋弘等,2019)。就本文而言,若生态环保审计试点区县和非试点区县为随机确定,则核心解释变量具备外生性特征,进而保证参数估计的无偏性。然而,生态环保审计试点区县的确定可能与区县的社会经济发展水平、生态环境质量及地理特征等属性密切相关。上述特征所引发的区县间差异,可能随时间的推移对碳排放水平产生不同的影响,进而造成估计偏差。为缓解区县固有属性对生态环保审计试点政策效应估计的干扰,本文借鉴昌敦虎等(2025)文献的思路,在基准回归模型中加入政策选择变量与时间趋势多项式的交叉项。具体构建如下计量模型:

$$Y_{it} = \alpha + \beta EEPA_i \times Post_{it} + X'_{it} \gamma + Z_c \times f(t) + u_i + \lambda_t + \delta_p trend_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中 Z_c 为影响县域是否被纳入生态环保审计的政策选择变量;本文选取能够反映县域社会经济发展水平、生态环境质量及地理特征的前定变量作为政策选择变量,具体包括2015—2017年(最早实施生态环保审计的前三年)所在区域是否为贫困县、归一化植被指数以及县域海拔和坡度的均值。 $f(t)$ 表示时间趋势的三阶多项式。在回归方程中加入上述变量与时间趋势三阶多项式的交互项,控制了县域之间固有的属性差异随着时间推移对碳排放水平的影响,在一定程度上缓解了生态环保审计试点区县和非试点区县非随机选择而造成的估计偏误。

生态环保审计试点区县非随机选择的回归结果在表6中呈现。其中,列(1)—(6)分别是在碳排放总水平和人均碳排放基准回归模型的基础上加入四类政策选择变量与时间趋势的一次方、二次方及三次方的交乘项。可以发现,生态环保审计试点的估计系数为-0.030和-0.048,与本文基准回归的估计系数-0.034和-0.051非常接近。这表明,在考虑到区县之间固有的属性差异可能的影响之后,生态环保审计对碳排放水平的影响依然显著为负,证明了前文结论的稳健性。

表6 生态环保审计试点区县非随机选择的回归结果

| | ln co2 | | | ln perco2 | | |
|---------------------------|---------------------|--------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>EEPA</i> × <i>Post</i> | -0.034** (0.014) | -0.025* (0.014) | -0.030** (0.014) | -0.051*** (0.015) | -0.042*** (0.015) | -0.048*** (0.015) |
| 政策选择变量×时间趋势 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 政策选择变量×时间趋势的二次方 | 否 | 是 | 是 | 否 | 是 | 是 |
| 政策选择变量×时间趋势的三次方 | 否 | 否 | 是 | 否 | 否 | 是 |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 县域固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份时间趋势 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 45047 | 45047 | 45047 | 45047 | 45047 | 45047 |
| R ² 值 | 0.955 | 0.955 | 0.955 | 0.944 | 0.944 | 0.944 |

6. 工具变量检验

本文基准回归模型面临的一个潜在挑战是生态环保审计变量可能存在内生性干扰。由于该政策的实施并非随机分配,而是与县域的环境状况、经济发展水平等特征相关,若这些特征同时作用于当地的碳排放结果,则会导致估计结果出现偏误。为验证前文结论的可靠性,本文进一步采用工具变量方法进行稳健性检验。

关于工具变量的选取,本文借鉴戴翔和马皓巍(2023)的研究思路,利用外生地理因素构建工具变量。具体而言,本文以各区县与全国18个审计署特派办的标准化平均地理距离的倒数,与地方政府审计机关审计师从业人数的交互项作为生态环保审计的工具变量。

从相关性来看,该工具变量满足与生态环保审计强相关的条件。一方面,审计署特派员办事处作为中央政府审计监督体系的重要组成部分,其与各区县之间的地理距离显著影响审计监督的便利性与信息可及性。已有研究表明,审计机构与被审计对象之间的地理距离越近,审计质量与审计强度越高(刘文军,2014;褚剑、方军雄,2016)。另一方面,审计师作为国家审计治理的实践者,地方政府审计机关审计师从业人数直接反映了地区审计资源的丰裕程度与审计监督能力的强弱。从业人数越多,地区国家审计治理的预防、揭示与抵御功能发挥越强。因此,地理距离倒数与审计师从业人数的交互项,能够有效刻画各区县面临的生态环保审计实施可能性,满足工具变量的相关性要求。

从外生性来看,该工具变量满足排他性约束。首先,审计署特派员办事处的设立地点主要基于国家宏观管理布局与行政资源配置需要,属于中央层面的机构安排,而非由各区县的经济社会特征或碳排放水平所决定,因此各区县与特派办之间的地理距离是外生于地方经济系统的自然地理因素。其次,政府审计机关审计师从业人数虽然可能与地区经济发展水平存在一定关联,但通过与外生的地理距离交互,能够有效剥离其潜在的内生性成分。更重要的是,该交互项本身并不直接作用于县域碳排放水平。碳排放主要受地区产业结构、能源消费结构、技术水平等因素影响,而地理距离与审计师人数的交互项仅通过影响生态环保审计的实施强度这一渠道,间接作用于碳排放。

表7报告了工具变量法的回归结果。可以发现,无论是对碳排放还是人均碳排放,工具变量在第一阶段回归中显示,其对核心解释变量的影响系数约为0.168,并通过了1%水平的显著性检验。这表明,在控制了其他因素后,各区县与审计署特派办的地理距离倒数与全国审计机关人员数的交互项越大,其被实施生态环保审计的概率显著增加,有力验证了工具变量的相关性。同时第一阶段回归的F统计量大于10,通过了弱工具变量检验。在工具变量第二阶段回归中,在使用工具变量缓解内生性后,生态环保审计对碳排放强度的估计系数仍然显著为负。这与前文的核心结论一致。

表 7

工具变量法的回归结果

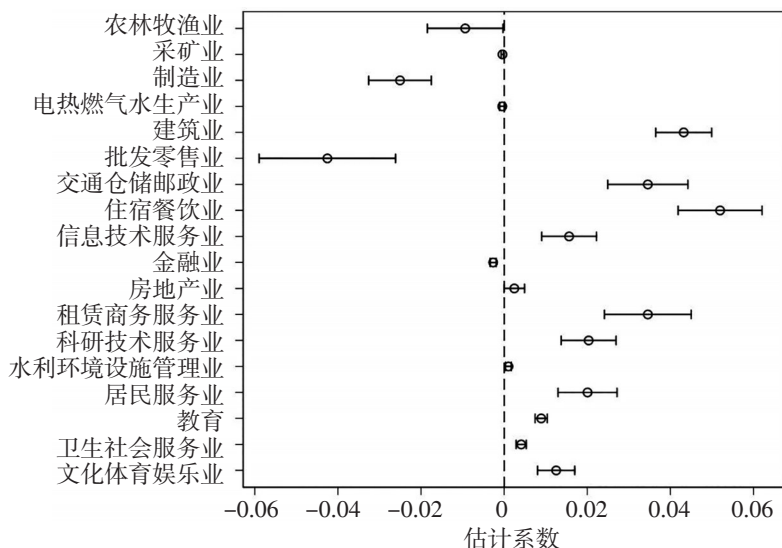
| | ln co2 | | ln perco2 | |
|---------------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|----------------------|
| | 一阶段 (1) | 二阶段 (2) | 一阶段 (3) | 二阶段 (4) |
| 与审计署特派办距离的倒数× 全国审计机关人员 | 0.168*** (0.025) | | 0.168*** (0.025) | |
| <i>EEPA × Post</i> | | -10.686*** (2.510) | | -9.935*** (2.447) |
| 第一阶段F值 | | 45.416 | | 45.416 |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 县域固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份时间趋势 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 45047 | 45047 | 45047 | 45047 |
| R ² 值 | 0.764 | -26.735 | 0.764 | -20.982 |

五、机制检验与异质性分析

(一)机制检验

1.产业结构效应

(1)企业准入筛选。新企业进入通过市场筛选效应和环境成本内部化,激励环境友好型和创新驱动型行业的蓬勃发展,同时通过提高环境门槛和合规成本,对高污染、高排放的传统行业形成转型压力与抑制作用,从而推动整体产业结构向绿色低碳可持续方向优化升级。本文采用工商企业注册数据,以生态环境部的行业分类为指导,在县域层面分别核算了污染行业与非污染行业的新增企业数量。由图4可知,生态环保审计显著抑制污染类行业中新企业的进入,如制造业、电热燃气水生产业、采矿业等。生态环保审计抬高这些行业中新企业的准入门槛,受环保审计直接约束,新企业面临严格能效标准,进而淘汰了高碳落后产能。从行业进入结构分析发现,生态环保审计显著驱动了居民服务、信息技术服务以及文化体育娱乐等绿色服务业的发展。这些行业通常兼具较高的经济附加值与环境可持续性特征。生态环保审计可能因为环保技术研发需求增加,催生新企业,通过绿色补贴等吸引新企业进入,生态环保审计通过绿色金融政策推动新机构参与碳交易,其余非污染行业与碳排放关联弱,受其政策约束较小。可见,生态环保审计的实施限制了中国各县域高强度的碳排放进程,其实施促进了生态环境的保护和生态产品的产出,有助于国家各地区发展环境友好的产业,进而实现经济效益与生态效益的协同发展。



注:图中汇报了每个行业的估计系数及其90%置信区间。

图4 分行业工商企业注册数量的估计系数

(2)产业结构升级。在生态环保审计政策形成的规制压力下,地方政府为达成环境绩效目标,会积极引导辖区内传统制造企业开展技术升级与工艺革新。此举不仅有助于企业满足日益严格的环境标准,更推动了制造业整体的绿色转型与能级提升。生态环保审计通过引导产业转型升级,为打通环境保护与低碳发展之间的协同路径提供了关键机制支撑。本文基于三次产业结构比重及产业结构综合指数,系统检验了生态环保审计对县域产业结构的影响(见表8)。实证结果显示:生态环保审计使第二产业增加值占GDP的比重显著降低2个百分点,同时推动第三产业增加值占比显著提高0.7个百分点,产业结构综合指数同步上升1.5个百分点。上述结果印证,生态环保审计通过严格环境标准倒逼高碳产业退出,同时吸引绿色要素向服务业集聚,显著优化了县域产业结构。这种“降二升三”的结构变革,是实现生态环境治理与低碳发展双赢的核心路径。

表8 产业结构机制分析的回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|---------------------------|----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
| | 一产比重 | 二产比重 | 三产比重 | 产业结构指数 |
| <i>EEPA</i> × <i>Post</i> | -0.007*** (0.002) | -0.020*** (0.004) | 0.007*** (0.002) | 0.015*** (0.004) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 县域固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份时间趋势 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 45005 | 45047 | 45040 | 45000 |
| R ² 值 | 0.931 | 0.870 | 0.894 | 0.854 |

注:由于列(2)的被解释变量为二产比重,因此控制变量不包括此变量。

2. 绿色创新效应

基于曹薇等(2023)的研究框架,结合生态环保审计对碳排放的作用机制,绿色技术创新构成了核心传导路径。生态环保审计将环境绩效纳入地方政府领导干部考核体系,扭转了传统“唯GDP”的发展导向。在此背景下,地方政府同时面临晋升激励与问责压力,进而需要在经济增长与生态保护目标之间寻求平衡。同时,政策工具双重发力。其一,约束效应方面,审计倒逼政府加强环境执法力度,通过提高排污费征收标准、严厉惩处违规排放行为等,使得企业面临更高的合规成本。其二,激励效应方面,政府通过研发补助、税收优惠等方式直接支持绿色技术研发,积极推动绿色技术创新,各区域借助先进的绿色技术,能够拥有深入挖掘现有资源和能源的潜力,实现更高效的利用,减少资源的过度开发和浪费。这种转变有助于节能环保,实现节能减排的目标,绿色专利申请数和授权数是衡量企业绿色技术创新的核心指标。其中,专利申请数反映区域绿色技术研发的活跃度,在生态环保审计压力下,区域为规避处罚或获取补贴,会增加研发投入,从而推动专利申请量增长;专利授权数则表征技术的落地能力,授权专利意味着创新成果通过审查,具备商业化潜力,可直接应用于减排。因此,生态环保审计通过促进绿色技术创新,形成了一个有效的传导机制,有利于推动碳减排的实现。由表9可知,生态环保审计利于绿色技术创新水平,有助于提升低碳技术的进步,从而有利于抑制碳排放。

表9 绿色创新机制分析的回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|--------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|------------------|---------------------|---------------------|
| | 绿色发明专利申请量 | 绿色实用新型专利申请量 | 绿色专利总申请量 | 绿色发明专利授权量 | 绿色实用新型专利授权量 | 绿色专利总授权量 |
| <i>EPA</i> × <i>Post</i> | 0.066*** (0.024) | 0.154*** (0.035) | 0.221*** (0.050) | 0.004 (0.007) | 0.170*** (0.038) | 0.174*** (0.040) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 县域固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份时间趋势 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 28197 | 28197 | 28197 | 26596 | 26596 | 26596 |
| R ² 值 | 0.568 | 0.607 | 0.632 | 0.635 | 0.612 | 0.640 |

(二) 异质性分析

1. 地理区位

为探究不同地区生态环保审计对碳排放的影响,参照袁航和朱承亮(2018)已有研究的传统做法,将样本分为东、中、西三大地区,进行回归。如表10所示,列(1)、列(4)是对东部子样本的回归,列(2)、列(5)是对中部子样本的回归,列(3)、列(6)是对西部子样本的回归。西部欠发达地区的生态环保审计对碳排放具有显著促进作用,而东部和中部的生态环

保审计对碳排放的促进作用在统计上不显著,对此的解释为:西部地区工业基础相对薄弱,第二产业以资源型传统工业为主,绿色技术存量较低,而生态环保审计通过强制整改、设备升级等措施,在该地区能快速释放规模化减排潜力,对降低碳排放的边际效应显著。反观东部地区,伴随经济持续发展与绿色转型深化,企业已普遍完成基础环保改造,第三产业主导的产业结构进一步压缩了工业减排空间,此时生态环保审计的碳减排边际效应趋弱。中部地区虽承接产业转移,但面临减排与增长的两难平衡,审计效果被结构性抵消。可见,在经济欠发达的西部地区,生态环保审计通过填补监管缺口、倒逼技术替代,对碳排放抑制效果显著;而在经济发达的东部和转型中的中部,则其减排边际效应较小。从而说明,伴随生态环保审计的持续实施,东部发达地区已逼近现有技术路径下的减排效率边界,呈现明显的边际效应递减趋势,亟需转向精准减排。西部欠发达地区因工业绿色化程度低、减排空间大,审计的碳抑制效应尚处于规模收益递增通道,西部仍需强化审计与清洁技术扩散的协同。

表 10 地理区位的异质性结果

| | ln co2 | | | ln perco2 | | |
|--------------------|-------------------|------------------|---------------------|-------------------|-------------------|----------------------|
| | 东部 (1) | 中部 (2) | 西部 (3) | 东部 (4) | 中部 (5) | 西部 (6) |
| <i>EEPA × Post</i> | -0.037 (0.031) | 0.009 (0.031) | -0.053** (0.022) | -0.034 (0.031) | -0.007 (0.032) | -0.081*** (0.023) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 县域固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份时间趋势 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 11919 | 13183 | 19945 | 11919 | 13183 | 19945 |
| R ² 值 | 0.951 | 0.957 | 0.948 | 0.936 | 0.951 | 0.943 |

2.环境治理动机

在当前中国的环境治理体系中,事权划分呈现出分层特征。地方政府作为中央环保政策在辖区内的具体实施主体,肩负着环境监察、监测与行政执法等核心职能。它们通过项目准入审批、生产过程监督及违规行为查处等全流程管理方式,对企业的环境行为形成直接约束。然而,当面临经济发展压力与其他多重政策目标时,地方政府的治理动机可能呈现不足,这将削弱环境规制的实际执行力度,从而导致政策目标与实施效果之间出现偏差。因此,地方政府的环境治理动机很可能成为影响生态环保审计减排效果的关键因素。为检验这一异质性,本文借鉴陈诗一和陈登科(2018)提出的文本分析方法,以环保词频在报告总词数中的比例作为衡量依据。在此基础上,根据该指标的中位数对整体样本进行划分,将全部样本区

分为环境治理动机较强与较弱两个子组。表11列(1)—(4)的异质性回归结果显示:生态环保审计的系数在环境治理动机较强的样本中显著为负,而在动机较弱的组别中未通过显著性检验。这一差异可能源于环境治理动机较强的地方政府更倾向于将生态环境质量改善列为优先政策目标,因而在审计监督下更积极地推动减排治污。它们会积极响应并严格执行生态环保审计的要求,将审计发现的问题切实转化为整改行动。强动机政府通过生态环保审计施加的实质性监管压力更强。它们更可能采取严格的规制措施和有效的引导政策,显著影响各地区的生产决策、能源消耗模式和污染治理投入。

表 11 环境治理动机的异质性结果

| | ln co2 | | ln perco2 | |
|--------------------|-------------------|---------------------|-------------------|----------------------|
| | 环境治理动机 较弱的组 | 环境治理动机 较强的组 | 环境治理动机 较弱的组 | 环境治理动机 较强的组 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>EEPA × Post</i> | -0.053 (0.046) | -0.032** (0.015) | -0.059 (0.048) | -0.049*** (0.015) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 县域固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份时间趋势 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 13450 | 31544 | 13450 | 31544 |
| R ² 值 | 0.966 | 0.958 | 0.961 | 0.946 |

3. 县域行政级别

本文进一步检验了生态环保审计对县级市或市辖区与其他县域碳排放的影响,以考察生态环保审计对碳排放效果的县域行政级别异质性。表12结果显示,生态环保审计能够显著促进仅限县级市或市辖区的低碳发展,对非县级市或市辖区不显著。这可能是因为县级市和市辖区工业集聚度高,污染物处理设施可实现规模化运行,单位减排成本显著低于分散治理。环保审计倒逼企业升级治污设施时,规模效应摊薄技术改造成本。同时市辖区隶属上级城市直接管辖,县级市享有更高财政自主权,环保部门人员编制、监测设备、执法车辆等资源更充沛。审计整改指令可快速覆盖重点污染源,形成“审计-整改-减排”高效闭环。而对于非县级市或市辖区而言,普通县域工业呈“小散乱”特征,环保设备投资难以规模化。单位减排成本陡增,甚至抑制生产且不显著减排。同时县级市或市辖区的先进治污技术因跨行政区协调机制缺失难以向普通县扩散,导致普通县域在发展中难以受益于更高行政层级单位带来的绿色技术外溢,反而可能面临资本与劳动力等关键要素流失的风险,致使生态环保审计对其低碳转型进程未能显现出预期的促进作用。

表 12 县域行政级别的异质性结果

| | ln co2 | | ln perco2 | |
|---------------------------|----------------------|-------------------|----------------------|-------------------|
| | 县级市或市辖区 (1) | 非县级市非市辖区 (2) | 县级市或市辖区 (3) | 非县级市非市辖区 (4) |
| <i>EEPA</i> × <i>Post</i> | -0.089*** (0.029) | -0.011 (0.017) | -0.115*** (0.030) | -0.022 (0.017) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 县域固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份时间趋势 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 13291 | 31756 | 13291 | 31756 |
| R ² 值 | 0.944 | 0.950 | 0.938 | 0.944 |

4. 协同治理壁垒

在中国环境治理的属地责任框架下,地方政府在污染防控范畴内普遍面临合作难题。具体而言,协同治理缺乏有效的协调与约束机制时,地方的政策目标与经济利益可能促使其利用行政边界实施污染转嫁(张科、熊子怡,2024)。此类行为不仅加剧了边界地带的污染集聚,也对区域整体减排协作构成结构性制约。省级政府通常结合各地治理能力与发展需求,对总体目标进行分解并开展统筹安排,这一机制在一定程度上降低了地级行政区内部推进生态协同治理的制度门槛。

基于上述背景,本文引入“协同治理壁垒”作为关键因素,探讨生态环保审计对区域碳排放强度的影响差异。具体而言,本文依据行政区划边界,人工提取出位于省际交界(高协同治理壁垒)与非省际交界(低协同治理壁垒)的县级单元。表 13 结果表明,在高协同治理壁垒地区,生态环保审计的实施显著降低了区域碳排放强度。这印证了审计在破解协同治理困境中的关键作用,其严格的监管问责通过形成环保硬约束,抑制了地方政府向边界地区转移污染产业的冲动,从而直接促成了实质性减排。在低协同治理壁垒地区,生态环保审计对区域碳排放强度的影响则有所减弱甚至不显著。这可能源于当地政府执行了较强的环境规制,使得污染密集型产业在该区域难以形成显著的空间集聚,企业面临的减排压力已较大,审计带来的边际监管强化效应相对有限(康辰悻、张华,2021)。在协同治理基础较好的地区,审计的增量效果较小;而在原本治理薄弱的省际交界地区,审计能够弥补监管缺口,发挥更大的纠偏作用。综上所述,生态环保审计对碳排放的抑制作用存在显著的协同治理壁垒异质性。审计在跨界协同治理薄弱的地区更能发挥其纠偏和约束功能,通过弥补协同监管缺口,有效抑制地方政府的机会主义行为,从而显著降低区域碳排放强度。而在协同治理基础较好的地区,审计的碳减排效应则相对弱化。

表 13

协同治理壁垒的异质性结果

| | ln co2 | | ln perco2 | |
|--------------------|-------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| | 低协同治理壁垒 (1) | 高协同治理壁垒 (2) | 低协同治理壁垒 (3) | 高协同治理壁垒 (4) |
| <i>EEPA × Post</i> | -0.021 (0.018) | -0.047* (0.024) | -0.037** (0.019) | -0.063** (0.025) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 县域固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份时间趋势 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 27672 | 17375 | 27672 | 17375 |
| R ² 值 | 0.958 | 0.948 | 0.945 | 0.942 |
| 系数差异P值 | 0.092 | | 0.088 | |

5. 市场化水平

本文主要采用樊纲市场化指数来衡量各地区的市场化水平(樊纲等,2011)。以樊纲市场化指数中位数为界,划分出市场化程度较低地区和市场化程度较高地区两组样本,分别进行回归分析。表 14 结果显示:在市场化程度较低的地区,生态环保审计对碳排放影响的回归系数不显著。在市场化程度较高的地区,生态环保审计对碳排放影响的回归系数显著为负。这表明,生态环保审计对碳减排的作用在市场化程度较高的地区比在市场化程度较低的地区更明显。市场化水平较高的地区通常具备良好的市场基础条件,有助于生态环保审计发现的问题得到更有效的整改落实,其揭示的风险和提出的建议能更顺畅地传导至市场主体,促使企业更积极地响应审计监督、加大环保投入、改进生产技术,从而更有效地发挥生态环保审计在推动碳减排方面的监督与促进作用。

表 14

市场化程度的异质性结果

| | ln co2 | | ln perco2 | |
|--------------------|-------------------|---------------------|-------------------|----------------------|
| | 市场化程度较低 (1) | 市场化程度较高 (2) | 市场化程度较低 (3) | 市场化程度较高 (4) |
| <i>EEPA × Post</i> | -0.012 (0.026) | -0.051** (0.020) | -0.030 (0.027) | -0.059*** (0.020) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 县域固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 年份固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 省份时间趋势 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 21176 | 23871 | 21176 | 23871 |
| R ² 值 | 0.952 | 0.956 | 0.945 | 0.940 |

六、结论与政策建议

生态环保审计构成了现代环境治理体系的重要制度保障,其全面实施有助于提升治理能力的现代化水准。通过构建生态源头预防体系和强化碳排放监管机制,推动县域形成与生态环境承载力相匹配的绿色低碳发展格局,是中国现阶段深化生态文明体制改革的重大任务。为了推动绿色低碳发展,确保实现生态文明建设的目标,本文将生态环保审计在2017年与2019年分阶段实施的生态环保审计政策视为准自然实验,并基于2000—2022年中国2149个区县的数据构建双重差分模型,旨在准确识别该环境政策对碳排放的影响及其传导机制。研究发现:生态环保审计实施显著抑制县域碳排放水平,该结果经稳健性检验后仍然成立;机制分析表明,生态环保审计通过企业准入筛选、产业结构优化和绿色技术创新等途径抑制碳排放;不同地区的碳减排效应存在差异,对于西部、环境治理动机较强、行政级别较高、协同治理壁垒较大和市场化程度较高的地区而言,生态环保审计政策的碳减排效应更显著。

基于研究结论,本文提出如下政策建议:

第一,完善政策顶层设计,提升生态环保审计执行效能。针对“双碳”长期目标与地方短期绩效的矛盾,应强化生态环保审计的系统性顶层规划。根据县域生态功能、经济结构及能源依赖度等差异,设计差异化审计内容与标准。优化政策架构,将审计评价从GDP等经济指标转向森林覆盖率、绿色转型进展、低碳发展程度等绿色维度。下沉审计重心,将区域减排痛点纳入审计清单,推动政策与基层实践有效衔接。

第二,精准治理,实施区域差异化政策。生态环保审计效果存在区域异质性,需结合地区禀赋精准施策。西部地区工业化水平低,审计通过强制整改、设备升级可快速释放减排潜力,应加大资金技术支持、建立更严污染标准。东部地区注重数字化与智能化,应推动其向更高层次绿色产业转型。对治理动机弱的地区,将审计整改纳入官员考核核心指标;对县级市聚焦产业集群减排,对普通县域破解“小散乱”监管难题。

第三,政府与市场协同,激活绿色转化效能。实现“严监管”与“优引导”统一。严监管高污染、高能耗用地,限定准入条件;优引导编制与生态承载力匹配的产业规划,推动要素向绿色低碳产业集聚。强化审计对产业转型的引领作用,遏制污染扩张的同时提供技术共享与基础设施支撑,扩大减排规模效应。对高绿色发展规模区域实施集群化审计策略。构建政府、市场、企业多方参与的协同治理体系,突出地方政府的关键节点作用。

参考文献:

- [1] 蔡春,郑开放,王朋. 政府环境审计对企业环境治理的影响研究[J]. 审计研究,2021(4):3-13.
- [2] 昌敦虎,张泽阳,杨瑄,等. 生态环境空间管控、土地价格与绿色发展——基于国家重点生态功能区的

准自然实验[J]. 数量经济技术经济研究, 2025, 42(3): 69-90.

[3] 褚剑, 方军雄. 政府审计能够抑制国有企业高管超额在职消费吗?[J]. 会计研究, 2016(9): 82-89.

[4] 陈骏, 单美贤, 谭建华. 领导干部自然资源资产离任审计如何影响绿色创新?[J]. 审计研究, 2023(3): 19-32.

[5] 陈诗一, 陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究, 2018, 53(2): 20-34.

[6] 曹薇, 赵伟, 司玉静. 数字经济对低碳发展的影响效应研究——基于绿色技术创新的调节效应与门槛效应分析[J]. 软科学, 2023, 37(9): 47-54.

[7] 邓荣荣, 张翱翔. 中国城市数字经济发展对环境污染的影响及机理研究[J]. 南方经济, 2022(2): 18-37.

[8] 戴翔, 马皓巍. 国家审计治理对资源配置效率的影响: 来自上市公司的证据[J]. 南方经济, 2023(10): 48-69.

[9] 樊纲, 王小鲁, 马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献[J]. 经济研究, 2011, 46(9): 4-16.

[10] 华岳, 叶芸. 绿色区位导向性政策的碳减排效应——来自国家生态工业园区的实践[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(4): 94-112.

[11] 姜浩, 邓峰. 新能源示范城市建设的减污降碳协同治理效应研究[J]. 软科学, 2025, 39(7): 60-69.

[12] 蒋水全, 谭蕴林, 孙芳城, 等. 低碳城市建设、环境审计与企业碳排放——基于低碳城市试点政策的准自然实验[J]. 审计与经济研究, 2024, 39(3): 20-32.

[13] 康辰悻, 张华. 政府环境审计能够促进重污染企业创新吗?[J]. 环境经济研究, 2021, 6(4): 102-125.

[14] 柯楠, 卢新海, 范翔宇, 等. 环境规制对城市土地绿色低碳利用水平的空间效应[J]. 中国土地科学, 2024, 38(9): 88-99.

[15] 刘文军. 审计师的地理位置是否影响审计质量?[J]. 审计研究, 2014(1): 79-87.

[16] 李兆东, 李振覃. 自然资源资产离任审计能提升环境治理效率吗?[J]. 审计与经济研究, 2023, 38(5): 1-10.

[17] 祁毓, 陈建伟, 李万新, 等. 生态环境治理、经济发展与公共服务供给——来自国家重点生态功能区及其转移支付的准实验证据[J]. 管理世界, 2019, 35(1): 115-134+227-228.

[18] 邵帅, 张可, 豆建民. 经济集聚的节能减排效应: 理论与中国经验[J]. 管理世界, 2019, 35(1): 36-60, 226.

[19] 石大千, 丁海, 卫平, 等. 智慧城市建设能否降低环境污染[J]. 中国工业经济, 2018(6): 117-135.

[20] 宋弘, 孙雅洁, 陈登科. 政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究[J]. 管理世界, 2019, 35(6): 95-108, 195.

[21] 陶长琪, 谢涛, 徐晔. 绿色技术创新与减污降碳协同增效——基于联合减排与环境改善的视角[J]. 统计研究, 2025, 42(4): 31-47.

[22] 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.

[23] 汪旭晖, 谢寻. 数字科技创新引领物流业绿色低碳转型的机制与路径——基于京东物流的案例研究[J]. 经济与管理研究, 2024, 45(5): 21-40.

[24] 王琳, 周昕怡, 陈梦媛. 从“培育者”到“影响者”: 数字化转型如何推动绿色创新发展: 基于浪潮的纵向案例研究[J]. 中国软科学, 2023(10): 146-163.

[25] 谢婷婷. 国家重点生态功能区如何实现环境保护与经济平衡[J]. 世界经济, 2024, 47(5): 34-63.

[26] 叶光亮, 程龙, 张晖. 竞争政策强化及产业政策转型影响市场效率的机理研究——兼论有效市场与有为政府[J]. 中国工业经济, 2022(1): 74-92.

[27] 于连超, 刘东辉, 毕茜, 等. 政府环境审计能够促进企业绿色创新吗?——来自国家审计署层面的经验

证据[J]. 科学决策, 2022(9): 20-35.

[28] 余壮雄, 陈婕, 董洁妙. 通往低碳经济之路: 产业规划的视角[J]. 经济研究, 2020, 55(5): 116-132.

[29] 袁航, 朱承亮. 国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗[J]. 中国工业经济, 2018(8): 60-77.

[30] 张海峰, 林细细, 梁若冰, 等. 城市生态文明建设与新一代劳动力流动——劳动力资源竞争的新视角[J]. 中国工业经济, 2019, (4): 81-97.

[31] 张科, 熊子怡. 法律制度完善、跨区域合作与省际边界地区绿色发展——来自《旅游法》实施的准自然实验[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(12): 47-67.

[32] 张瑛, 张荣刚, 孙上捷. 资源环境审计对经济高质量发展的影响研究——以国家治理为视角[J]. 经济问题, 2022(11): 106-114.

[33] 张永芳. “双碳”目标下生态安全屏障区县域单元碳排放的时空分异特征及影响因素研究——以黄河流域为例[J]. 贵州财经大学学报, 2025, (2): 94-102.

[34] 张友国, 窦若愚, 白羽洁. 中国绿色低碳循环发展经济体系建设水平测度[J]. 数量经济技术经济研究, 2020, 37(8): 83-102.

[35] 郑开放, 赵莹. 政府环境审计能够促进地区污染治理吗?——基于中国地级市 2008—2018 年的经验证据[J]. 西南大学学报(社会科学版), 2022, 48(4): 130-138.

[36] Kang, C.Y., Z.Y. Chen, H. Zhang. The Outgoing Audit of Natural Resources Assets and Enterprise Productivity: New Evidence from Difference-in-Differences-in-Differences in China[J]. Journal of Environmental Management, 2023, 328: 116988.

[37] Li, Y.T., H.Y. Xu, H.R. Li, et al. Digital Economy, Environmental Regulations, and Green Economic Development[J]. Finance Research Letters, 2025, 75: 106858.

[38] Mundaca, L., A.Markandya. Assessing Regional Progress Towards a “Green Energy Economy”[J]. Applied Energy, 2016, 179: 1372-1394.

[39] Ning, Y.T., K.K. Chen, B.Y. Zhang, et al. Energy Conservation and Emission Reduction Path Selection in China: A Simulation Based on Bi-Level Multi-Objective Optimization Model[J]. Energy Policy, 2020, 137: 111116.

[40] Price, L., N. Zhou, D. Fridley, et al. Development of a Low-carbon Indicator System for China[J]. Habitat International, 2013, 37: 4-21.

[41] Zhang, S. P., L. Cheng, Y. Ren, et al. Effects of Carbon Emission Trading System on Corporate Green Total Factor Productivity: Does Environmental Regulation Play a Role of Green Blessing?[J]. Environmental Research, 2024, 248: 118295.

Can Environmental Audits Promote Low-Carbon Development in Rural Counties?

Zhang Hua, Li Sixuan

(School of Business of Nanjing Audit University)

Abstract: As a crucial environmental governance policy for strengthening ecological civilization, the carbon reduction effects of ecological and environmental audits require scientific evaluation. Accurately identifying the causal effects of this policy on carbon emissions is crucial for refining governance models that leverage audits to promote green and low-carbon development. Drawing on panel data from 2149 Chinese counties and districts between 2000 and

2022, this study employs a difference-in-differences approach to identify the impact of ecological and environmental audits on carbon emissions, leveraging variations in audit implementation across different counties and time periods. The findings reveal that compared to non-pilot counties, pilot counties experienced a reduction in total carbon emissions and a decrease in per capita carbon emissions. This indicates that ecological and environmental audits significantly lower carbon emission levels in pilot counties. This effect is not only persistent but also increases over time. Mechanism analysis indicates that environmental and ecological audits curb carbon emissions at the county level through two channels: optimizing industrial structure via enterprise entry screening and enhancing green innovation capabilities. Heterogeneity analysis reveals that the carbon reduction effect is more pronounced in the western region, among sub-samples with stronger environmental governance motivation, higher administrative levels, greater collaborative governance barriers, and higher marketization levels. This study provides valuable policy insights for enhancing the synergistic role of government and market in ecological civilization construction and promoting green and low-carbon development at the county level.

Keywords: Ecological and Environmental Audit; Carbon Emissions; County-Level; Difference-in-Difference

JEL Classification: Q56, Q58

(责任编辑:朱静静)