

绿色金融有助于实现碳排放双控吗?

任亚运 胡宇晨*

摘要:推动能耗双控转向碳排放双控是实现“双碳”目标的关键抓手,绿色金融作为衔接资本与环保的纽带,对实现碳排放双控具有重要意义。基于此,以2010—2020年278个城市为样本,运用交错双重差分模型考察绿色金融改革创新试验区政策对碳排放双控的影响。研究发现:绿色金融改革创新试验区政策显著促进了试点地区碳排放双控目标实现;绿色金融改革创新试验区政策对碳排放双控的影响具有明显的地区异质性,对产业升级类城市和中心城市的影响更大;绿色技术创新在绿色金融改革创新试验区政策促进碳排放双控实现的过程中起到中介作用。本研究为借助绿色金融推进碳排放双控转型以及实现碳达峰碳中和目标提供了经验证据与决策参考。

关键词:绿色金融;碳排放双控;“双碳”目标;绿色技术创新;交错双重差分

一、引言

2023年7月11日,习近平总书记在中央全面深化改革委员会第二次会议强调要完善能源消耗总量和强度调控,逐步转向碳排放总量和强度双控制度,并审议通过了《关于推动能耗双控逐步转向碳排放双控的意见》。区别于能耗双控,碳排放双控更直接地应对气候变化问题,通过将焦点放在减少二氧化碳等温室气体排放上,可以更有效地应对气候危机。近年来,化石能源消耗导致的全球气候变暖以及由其引发的极端天气正严重威胁着人类社会的可持续发展,降低温室气体排放、应对气候变化挑战已刻不容缓。作为负责任的大国,中国于2020年正式提出“双碳”目标,体现了中国在发展理念、发展模式、实践行动上积极参与和引领全球绿色低碳发展的努力,但与此同时,也对以煤为主的传统能源结构提出了巨大挑战。在

*任亚运(通讯作者),贵州财经大学经济学院,邮政编码:550025,电子信箱:renyayun@sina.com;胡宇晨,贵州财经大学经济学院,邮政编码:550025,电子信箱:clearlovehu@163.com。

本文系贵州省哲学社会科学规划课题“绿色金融与数字经济协同推进贵州‘双碳’目标实现机制研究”(23GZQN21)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的修改建议,文责自负。

能源规制方面,中国自1980年发布《关于逐步建立综合能耗考核制度的通知》开始逐步确立能耗强度考核制度,到“十一五”期间实行全国强制考核,再到“十三五”期间由能耗强度单控提升为能耗强度和总量双控,通过对能源的使用提出更为严格的要求,对降低温室气体排放作出了积极的贡献。在“双碳”目标约束下,中国能源革命跨上了新的台阶,此时能耗双控中不仅包含化石能源消费,也包括非化石能源的“能源约束”思路,这直接影响了清洁能源的开发利用和新能源及资源丰富地区的经济发展。基于此背景,引导能耗双控向碳排放双控的转变将进一步推动社会绿色转型。

然而,实现碳排放双控目标,不仅要求全社会共同努力,更需要巨额的资金作为支撑。在这一过程中,传统金融体系面临着投资风险、市场成熟度以及融资效率不高等挑战,这些因素共同限制了金融资源支持低碳领域的有效性(杨子暉等,2024)。为了突破上述限制,必须寻找新的解决方案来激发绿色低碳投融资的潜力。基于这一背景,绿色金融作为一种创新的气候投融资工具应运而生。它不仅关注经济回报,还特别强调投资的环境效益,通过为绿色项目和技术提供专门的资金支持,绿色金融能够有效地引导社会资本投向低碳和环保领域(王遥,2024),这种资金的导向作用对于加速绿色技术的研发和应用至关重要。此外,绿色金融还鼓励企业通过增加绿色投资和采用低碳技术来提高其环境表现,从而在市场中获得竞争优势(崔惠玉等,2023)。综上所述,绿色金融基于资金支持,不仅促进了清洁领域的技术创新和应用,还加速了传统产业的绿色转型,展现了金融领域在应对气候变化中的积极作用和巨大潜力(时省、张亚,2024)。

目前针对碳排放相关的研究主要围绕以下几个方面展开:一是经济增长与碳排放的关系。随着经济不断发展,能源消耗和工业生产增加,导致了大量温室气体排放,其中二氧化碳是温室气体主要来源之一,这使得经济增长与碳排放之间呈现出紧密关联性。对经济发展中碳排放量增长的深入研究以及有的放矢地制定减排政策和发展低碳经济,对处理气候变化具有重要理论和现实意义(付允等,2008;Zhao et al.,2022)。二是围绕能源强度、产业结构、技术进步等角度,探究其与碳排放的内在联系(杨莉莎等,2019;韩先锋,2023a;魏丽莉等,2024)。多数学者都肯定了提升绿色创新水平是减少碳排放的关键因素,如冯国强和王锦(2023)认为碳排放权交易试点政策的碳减排效应主要通过绿色技术创新的渠道实现。张雪纯等(2024)的研究也验证了绿色技术创新对实现减污降碳的作用。三是关于环境规制政策对碳排放的评估,一类是以政府主导实施的命令-控制型环境规制(阎波等,2020;Tang et al.,2020),另一类是依赖于市场机制和经济激励的市场型环境规制(Lin & Jia,2019;Zhang et al.,2020;任亚运等,2020;程郁泰、肖红叶,2023)。近年来,绿色金融也逐步成为全球环境治理的一大手段,学者开始研究其对环境、气候领域的影响,相较于传统金融而言,绿色金融是在金融行业蓬勃发展的背景下迅速崛起的新兴领域,绿色金融更加注重环保和可持续发展,投资目标和项目

类型都以绿色为导向(Yu et al., 2021; 文书洋等, 2022; 韩先锋等, 2023b)。但目前关于绿色金融影响碳排放的研究仍较多局限于单一视角,且多从省级层面数据进行分析(江红莉等, 2020; Cui et al., 2022)。

总结现有文献,不难发现:一方面,学界对碳排放的研究在经济增长、能源强度、产业结构等方面取得了丰硕的成果。另一方面,近年来部分学者研究视角逐步深入至绿色金融领域,并通过实证检验绿色金融对二氧化碳排放的影响,但多数研究仅从二氧化碳排放量这一视角展开,缺乏对碳减排整体性、系统性的考察。为了有效推进“双碳”目标,中国强调通过提高能效和经济转型来降低碳排放强度,同时也注重控制碳排放总量。这种策略反映了中国考虑当前经济发展阶段的实际情况,以及在保证经济增长的同时积极应对气候变化的双重需求。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》中明确要实施“以碳强度控制为主、碳排放总量控制为辅的制度”。因此,科学评价绿色金融对碳排放双控的影响具有更为深远的意义。基于以上分析,本文潜在的边际贡献如下:

第一,在研究视角上,基于《关于推动能耗双控逐步转向碳排放双控的意见》,系统性地从二氧化碳排放总量与强度这两个关键维度,评估绿色金融改革创新试验区政策的减排效应,一方面为绿色金融影响碳排放领域提供了更细致、更全面的评估框架,同时为深入理解在应对气候变化过程中绿色金融的定位、作用和影响提供新的见解。

第二,在研究方法上,本文采用交错双重差分法,将绿色金融改革创新试验区政策视作一次准自然实验,并运用培根分解对其潜在异质性处理效应进行处理,使得结论更加稳健可靠,这有助于客观评估试验区设立后的成效,为试验区的经验推广和绿色金融的进一步发展提供可靠依据。

第三,在研究内容上,深入考察绿色金融改革创新试验区政策在不同类型城市中的异质性效应,并探索绿色技术创新的中介作用。这为根据城市具体特性及其发展阶段,设计出更为精准和有效的绿色金融政策,畅通作用渠道,以便实现更加精准和有效的政策干预提供实证支持。

二、政策背景和理论分析

(一)政策背景

2017年6月,国务院批准了浙江、广东、贵州、江西和新疆五个绿色金融改革创新试验区政策的总体方案。随后,甘肃、重庆分别于2019年、2022年纳入试点范围。截至2023年7月,中国已陆续在七个省份和十二个地区设立了绿色金融改革创新试验区(见下表1)。

表1 绿色金融改革创新试验区政策实施时间以及试点地区

省份	实施时间	试点地区(地级市)
贵州	2017年	贵阳市、安顺市
广东	2017年	广州市
浙江	2017年	湖州市、衢州市
江西	2017年	南昌市、九江市
新疆	2017年	克拉玛依市、哈密市、昌吉市
甘肃	2019年	兰州市
重庆	2022年	重庆市

各试验区皆设立了由省、市、区三级联动的领导小组,可以整合不同层级的政府资源和力量,形成综合协同的合作机制。这有助于充分利用各级政府的优势,明确各级政府的责任分工,减少政策执行中的交叉和混淆,提高工作效率,共同推动绿色金融改革,确保政策的全面实施。在绿色金融工作领导小组的协调下,由省、市、区三级联动的领导小组可以更好地理解和解决不同地区面临的具体问题,从而进一步推动绿色专营机构、绿色产品及绿色服务的发展。具体来说,在绿色信贷方面,通过建立环境准入门槛,给予绿色企业更多信贷支持,同时限制淘汰类项目的新增贷款支持,从源头上切断高耗能、高污染行业无序发展,解决环境问题。在绿色债券方面,试验区可以设立更为严格的信息披露要求,要求绿色债券发行人公开相关环境、社会和治理(ESG)信息,以促进市场透明度和可持续性,带动社会资金投向节能环保等绿色产业。

各试验区基于对应的总体方案,陆续出台了各类辅助政策支持绿色金融的发展,以实现低碳发展。截至2023年,广州市绿色金融贷款额突破6000亿元,碳配额成交量超过2亿吨,占比达到中国总碳配额量四分之一,居全省、各试验区前列。截至2023年3月,重庆绿色金融贷款额占总贷款额的11%,相较设立初期增长近6%,绿色债券余额是设立初期的3倍有余。兰州新区绿色金融综合服务平台总计注册企业900余家,上架绿色金融产品超100种,实现融资总额94.05亿元。总体来看,绿色金融改革创新试验区政策取得预期成效,并通过政策引导、金融支持等一系列举措推动绿色低碳转型,为各试点地区落实碳达峰碳中和工作提供了良好的政策环境与较为充足的资金支持。但是,绿色金融改革创新试验区政策是否真正实现了由能耗双控向碳排放双控转型尚待进一步实证检验。

(二)理论分析

1. 绿色金融对碳排放双控的影响

随着中国绿色金融体系不断发展完善,其已成为推动区域低碳发展的动力来源(韩先锋等,2023b)。一方面,绿色金融为低碳环保项目提供了强大的资金动力。通过金融工具,如绿色信贷和绿色债券,金融资本被引导流向清洁能源、绿色建筑和清洁交通等低碳环保产业。这种资金的引导和支持直接推动了低碳项目的实施和发展,同时刺激了市场对高效、环保技

术的需求,从而引领整个社会向低碳经济转型,实现碳排放的有效控制(范德成、张修凡,2022)。另一方面,在环保标准筛选方面,绿色金融以清晰的环保标准为依据,筛选真正具备环保效益的项目和企业,只有满足严格的环保标准,企业才能获得金融机构的投资或贷款。这种环保标准的设置不仅能够避免“绿色洗牌”,还能够激励企业在追求经济效益的同时,注重环保责任,推动其进行低碳化转型和升级(詹小颖,2018),最大程度地实现碳排放双控。鉴于此,本文提出:

假说1:绿色金融改革创新试验区政策有利于实现碳排放双控。

2. 绿色金融实现碳排放双控的绿色技术创新机制

绿色技术创新在绿色金融促进碳排放双控转型方面发挥着核心和特殊的作用。各试点地区相应的《绿色金融改革创新试验区总体方案》均提到要“坚持创新驱动、科技引领、促进科技与绿色金融深度融合发展”等内容,绿色技术创新被视为实现绿色发展和“双碳”目标的重要驱动力。这是由于绿色金融改革创新试验区政策作为市场化的公共政策体系,能够激励企业将资源投入到技术研发之中,帮助企业获取竞争优势,扩大由市场机制所产生的“波特效应”(Porter & Linde, 1995; 范德成、张修凡, 2022),进而推动碳排放双控转型。

首先,绿色技术创新作为绿色金融的核心投资领域,不仅能吸引更多的资本流向低碳、环保的技术和项目,还能促进产业升级和结构调整,加速传统产业向更清洁、更低碳的模式转型(吴朝霞等,2023)。其次,绿色技术创新还具有示范效应和带动作用,通过成功案例的推广,可以激发更广泛的社会和经济领域对绿色低碳技术的认可和采纳,形成减排效应的放大。最后,绿色金融改革创新试验区政策为企业和项目提供融资支持,提高了相关行业对技术进步风险收益的预期,使企业能够更加投身于技术研发,从而推动技术进步降低碳排放(Wang & Zhi, 2016; 李秀珍等, 2023)。鉴于此,本文提出:

假说2:绿色金融改革创新试验区政策通过促进绿色技术创新实现碳排放双控。

三、研究设计

(一)模型构建

本文运用交错双重差分法评估绿色金融改革创新试验区政策是否实现碳排放双控目标。截至2023年7月,国务院先后设立了第三批绿色金融改革创新试验区,本文将第一批和第二批试点城市作为实验组展开研究^①,具体模型设定如下:

^①2017年设立了第一批绿色金融改革创新试验区:浙江湖州市、衢州市,江西赣江新区(南昌市、九江市),广东广州市,贵州贵安新区(贵阳市、安顺市),新疆哈密市、昌吉市、克拉玛依市。2019年设立了第二批:甘肃兰州新区(兰州市)。2022年在重庆设立了第三批试验区。考虑到样本区间最迟于2020年,本文将重庆市视为对照城市,另外囿于数据缺失,剔除了哈密市和昌吉市。

$$\ln CO_{2it} = \alpha_1 + \alpha_2 DID_{it} + \varnothing_i X_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln CI_{it} = \beta_1 + \beta_2 DID_{it} + \epsilon_i X_{it} + \varphi_i + \rho_t + u_{it} \quad (2)$$

其中, i 和 t 代表了各城市与年份, $\ln CO_{2it}$ 、 $\ln CI_{it}$ 为本文的被解释变量, 代表碳排放双控指标, DID_{it} 为核心解释变量, X_{it} 为一系列控制变量, 上述变量定义将在下文进行详细说明。 δ_i 、 γ_t 分别代表城市固定效应和时间固定效应, ε_{it} 、 u_{it} 为随机干扰项, α_1 、 β_1 是常数项, α_2 、 β_2 是核心解释变量的系数。

(二) 变量定义

1. 被解释变量

碳排放双控指标: 根据中央全面深化改革委员会第二次会议审议通过的《关于推动能耗双控逐步转向碳排放双控的意见》, 以二氧化碳排放量 ($\ln CO_2$) 以及二氧化碳排放强度 ($\ln CI$) 衡量。前者采用天然气、液化石油气、全社会用电量三类能源消耗量进行测算(韩峰、谢锐, 2017)^①, 后者以单位地区生产总值碳排放量表征。为更好地解读经济含义, 分别对上述两个被解释变量取对数处理。

2. 核心解释变量

核心解释变量: DID_{it} , 如果 i 城市在 t 年实施了绿色金融改革创新试验区政策, 则当年及之后年份的 DID_{it} 赋值为 1, 否则赋值为 0。

3. 控制变量

经济水平 ($\ln pgdp$): 借鉴刘锋等(2022)的做法, 以人均地区生产总值的对数衡量。人口规模 ($\ln pop$): 参考任亚运等(2023)的做法, 以各地级市年末人口的对数表征。对外开放 ($open$): 参考马倩倩和陈诗一(2023), 以外商直接投资与固定资产投资之比表征。研发投入 ($\ln tech$): 借鉴李红霞等(2022), 以政府科学技术支出的对数衡量。产业结构 (sec): 参考张振华等(2022)的做法, 以第二产业增加值与国内生产总值之比表征。

4. 机制变量

绿色技术创新为本文的机制变量, 参考薛飞和周民良(2022)的做法, 以每万人绿色专利的数量衡量绿色技术创新 ($Green$)。

(三) 数据描述

本文数据主要来源于《中国城市统计年鉴》, 部分缺失的数据采用线性插值法和移动平均插值法补齐。另外, 为剔除极端值的影响, 对所有连续型变量进行 1% 缩尾处理, 最终得到

^① $CO_2 = C_n + C_p + C_e + kE_n + \varsigma E_p + \vartheta(\eta \times E_e)$, ϑ 为煤电燃料链温室气体排放系数、 η 为煤电发电量占总发电量之比, E_e 为全市用电量, E_n 、 E_p 分别为全市天然气消耗量与液化石油气消耗量, k 、 ς 分别是天然气与液化石油气所对应的 CO_2 排放系数。

2010—2020年11年间278个城市平衡面板数据作为研究样本,相关变量的描述性统计见表2。

表2 描述性统计

类型	变量	样本	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	二氧化碳排放量($\ln CO_2$)	3058	6.75	1.15	2.51	9.87
	二氧化碳排放强度($\ln CI$)	3058	-9.74	0.74	-12.09	-6.51
核心解释变量	双重差分量(DID)	3058	0.01	0.10	0.00	1.00
控制变量	经济水平($\ln pgdp$)	3058	10.60	0.57	9.26	11.95
	人口规模($\ln pop$)	3058	15.11	0.67	13.22	16.47
	对外开放($open$)	3058	0.26	0.03	0.00	0.19
	研发投入($\ln tech$)	3058	11.49	1.30	7.07	15.80
	产业结构(sec)	3058	46.41	0.53	17.35	72.23
机制变量	绿色技术创新($Green$)	3058	0.745	1.50	0.00	24.41

四、实证结果分析

(一)基准回归结果

绿色金融改革创新试验区政策对碳排放双控的影响如表3所示,表3汇报了基于模型(1)、(2)的回归结果。其中(1)、(3)列未加入控制变量,(2)、(4)列加入了控制变量。

表3 基准回归结果

变量	(1) $\ln CO_2$	(2) $\ln CO_2$	(3) $\ln CI$	(4) $\ln CI$
DID	-0.313** (0.149)	-0.361*** (0.124)	-0.412*** (0.132)	-0.393*** (0.132)
$\ln pgdp$		0.373*** (0.092)		-0.292*** (0.101)
$\ln pop$		-0.067 (0.044)		-0.177*** (0.054)
$open$		-0.457 (0.401)		-0.617 (0.420)
$\ln tech$		0.107*** (0.024)		0.077*** (0.025)
sec		-0.155 (0.295)		-0.598** (0.303)
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	3058	3058	3058	3058
调整的 R^2	0.908	0.913	0.770	0.777

注:括号中为城市层面的聚类稳健标准误;*、**和***分别表示在10%、5%和1%的统计性水平上显著;下各表同。

由表3可知, 无论是否加入控制变量, 核心解释变量的系数符号一直为负且显著性水平未发生变化, 模型的可决系数值也在增加, 这表明模型的估计结果是比较稳健的。此外, 为更好比较绿色金融改革创新试验区政策对碳排放双控的边际效应, 本文计算出模型(1)、(2)的标准化系数分别为-0.033、-0.056, 意味着政策强度每增加一倍标准差, 二氧化碳排放量及强度分别减少0.033、0.056个标准差^①, 即实施绿色金融改革创新试验区政策有利于实现碳排放双控。进一步说明绿色金融为低碳环保项目提供了强大的资金动力, 绿色投融资机会增多, 低碳技术创新进程加快, 这一点也将在后文的作用机制检验部分进一步分析。据此, 初步验证了假说1。

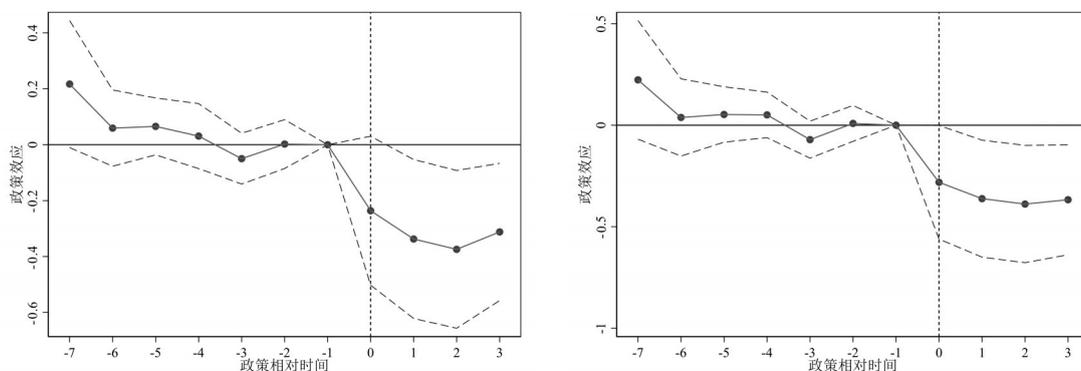
(二) 动态效应检验

本文模型(1)、(2)成立的前提是在绿色金融改革创新试验区政策实施以前, 试点城市和非试点城市的碳排放双控保持相同的变化趋势。为了对事前趋势进行检验, 遵循Beck等(2010)的方法, 采用事件分析的研究框架, 构建如下模型:

$$\ln CO_2 = \alpha_1 + \sum_{i=-7}^3 \alpha_2 DID_{it}^k + \varnothing_i X_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\ln CI = \beta_1 + \sum_{i=-7}^3 \beta_2 DID_{it}^k + \epsilon_i X_{it} + \varphi_i + \rho_t + u_{it} \quad (4)$$

公式(3)、(4)中, k 表示绿色金融改革创新试验区政策实施的第 k 年, 当 $k < 0$ 时, 表示政策实施前 k 期, $k > 0$ 时, 表示政策实施后 k 期。 DID_{it}^k 是一组虚拟变量, 若城市 i 属于绿色金融改革创新试验区且在第 k 年实施了该政策, $DID_{it}^k = 1$, 否则 $DID_{it}^k = 0$ 。动态效应检验结果如图1所示。



(a) 二氧化碳排放量动态效应检验

(b) 二氧化碳排放强度动态效应检验

图1 绿色金融改革创新试验区政策的动态效应检验

^①标准化的核心解释变量系数=(未标准化的核心解释变量系数×核心解释变量标准差)/因变量标准差。

由图1可以发现,政策实施前所有年份 DID_{it}^k 的估计系数均未通过5%水平的显著性检验,这意味着在政策实施前,试点地区的碳排放总量与强度和非试点地区没有明显的差异,而政策实施后,政策效应均在5%的水平上显著,表明政策效应是绿色金融改革创新试验区推行的结果,而不是由事前差异所导致的(Du et al., 2023)。

(三) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

如果模型(1)、(2)中的 ε_{it} 、 u_{it} 存在不可观测的遗漏变量 $OMIT$, 则会使估计结果产生偏误,模型(1)、(2)中 DID_{it} 的系数估计值表达式 $\widehat{\alpha}_2$ 、 $\widehat{\beta}_2$ 如下:

$$\widehat{\alpha}_2 = \alpha_2 + \tau_1 COV \frac{(DID_{it}, OMIT_{it}|X_{it})}{VAR(DID_{it}|X_{it})} \quad (5)$$

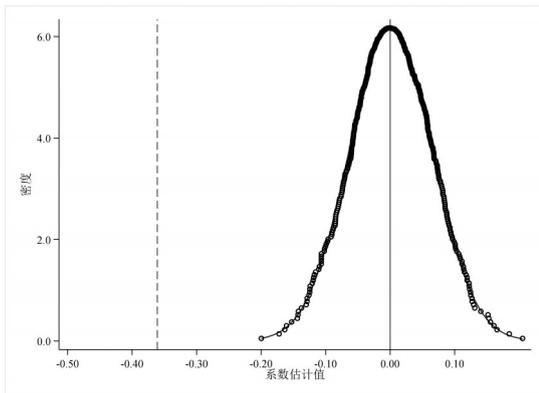
$$\widehat{\beta}_2 = \beta_2 + \tau_2 COV \frac{(DID_{it}, OMIT_{it}|X_{it})}{VAR(DID_{it}|X_{it})} \quad (6)$$

其中 τ_1 、 τ_2 为 $OMIT$ 对本文回归结果造成的潜在影响,采用Cai等(2016)的方法对原假设 $\tau_1=0$ 、 $\tau_2=0$ 进行检验,如果存在安慰剂 P_{it} 对碳排放总量和强度影响为0,使用该安慰剂代替 DID_{it} 所得到的回归系数为:

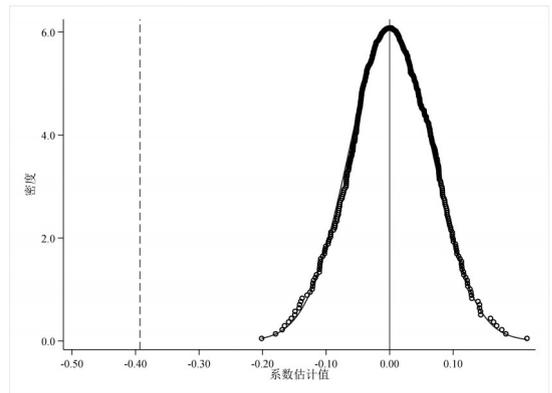
$$\widehat{\alpha}_{2,P} = \tau_1 COV \frac{(P_{it}, OMIT_{it}|X_{it})}{VAR(DID_{it}|X_{it})} \quad (7)$$

$$\widehat{\beta}_{2,P} = \tau_2 COV \frac{(P_{it}, OMIT_{it}|X_{it})}{VAR(DID_{it}|X_{it})} \quad (8)$$

如果 $\widehat{\alpha}_{2,P}$ 、 $\widehat{\beta}_{2,P}$ 皆为0,则 τ_1 、 τ_2 也为0。本文随机安排绿色金融改革创新试验区进行安慰剂检验,分别对碳排放的总量和强度重新进行交错双重差分估计并进行1000次蒙特卡洛模拟,得到 $\widehat{\alpha}_{2,P}$ 、 $\widehat{\beta}_{2,P}$ 的密度函数。



(a) 二氧化碳排放量安慰剂检验



(b) 二氧化碳排放强度安慰剂检验

图2 绿色金融改革创新试验区政策的安慰剂检验

结果如图2所示,其中虚线代表基准回归的真实系数,而安慰剂中的估计系数多分布于0值附近,呈现正态分布,且结果皆远离基准回归系数,即绿色金融改革创新试验区试点城市的划分是随机的,因此可以认为不可观测的遗漏变量不影响估计结果(陈小运、黄婉,2024)。

2. 异质性处理效应检验

De Chaisemartin 和 D'Haultfoeuille(2020)发现,交错双重差分模型中可能出现同一处理对于不同个体产生差异性效果的现象,即“异质性处理效应”,此时如果利用传统双向固定效应模型进行估计会使得结果有偏^①。为此,参考 Goodman-Bacon(2021)的做法将 DID 估计量分解为各部分的加权值来检验该问题。

	lnCO ₂ 培根分解估计量	lnCI 培根分解估计量	权重
处理组 VS 未处理组	-0.316	-0.417	0.988
存在处理异质性组	-0.045	0.018	0.012

根据表4的结果可以看出,绿色金融改革创新试验区政策的净效应为98.8%(处理组 VS 未处理组),负权重占比仅为1.2%,表明基准回归结果绝大部分都是以从未受到处理过的组作为对照组来进行反事实检验得到的,因此本文的核心解释变量由负权重引起的偏误较小,不存在显著的异质性处理效应(Goodman-Bacon, 2021)。

3. 试点城市非随机选择分析

准确识别绿色金融改革创新试验区政策对碳排放双控影响的前提是,试点城市和非试点城市是随机选择的。然而,根据印发的相关文件,绿色金融改革创新试验区城市的选择是基于“健全绿色金融体系,统筹财政、金融、产业、环境等各类资源,支持产业绿色转型升级为主线”。这表明成为绿色金融改革创新试验区的城市不是完全随机设立的,而是与城市的经济水平、人口密度、环境约束和开放程度等内在特征高度相关。由于这些内在特征导致不同城市之间存在差别,从而导致估计偏误。本文参考 Liu 和 Li(2011)和任亚运等(2022)的研究,在基准模型的基础上逐步加入时间趋势多次项与事前变量的交互项进一步控制时间趋势,缓解绿色金融改革创新试验区设立的选择性问题。具体模型设定如下:

$$\ln CO_{2it} = \alpha_1 + \alpha_2 DID_{it} + trend \times f(t)^{1,2,3} + \varnothing_i X_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\ln CI_{it} = \beta_1 + \beta_2 DID_{it} + trend \times f(t)^{1,2,3} + \in_i X_{it} + \varphi_i + \rho_t + u_{it} \quad (10)$$

模型(9)、(10)中 $f(t)^i$ 是时间趋势的多次项, $trend$ 是一系列事前变量^②。 $trend \times f(t)^{1,2,3}$

①交错 DID 的平均处理效应中包括了晚处理-处理组 VS 早处理-控制组的效应。该类处理效应由于控制组是经过处理的样本,容易产生处理效应系数与真实系数符号相反的问题,属于“坏”的处理效应(彭书舟,2024)。

②包括是否为直辖市、是否为胡焕庸线右侧城市、是否为副省会及省会城市、是否为环保重点城市、是否为经济特区城市。

控制了经济水平、人口密度等城市特征随时间推移对本文估计造成的影响,在一定程度上缓解了试点城市与非试点城市分配非随机造成的估计偏误。表5为试点城市非随机选择的分析结果,可见在对时间趋势进行控制后,结果同模型(1)、(2)的差别不大,证明了基准回归结果的稳健。

表5 试点城市非随机选择的分析

变量	(1) $\ln CO_2$	(2) $\ln CO_2$	(3) $\ln CO_2$	(4) $\ln CI$	(5) $\ln CI$	(6) $\ln CI$
<i>DID</i>	-0.310** (0.130)	-0.302** (0.131)	-0.297** (0.132)	-0.325*** (0.124)	-0.314** (0.125)	-0.310** (0.126)
$trend \times f(t)^1$	是	是	是	是	是	是
$trend \times f(t)^2$	否	是	是	否	是	是
$trend \times f(t)^3$	否	否	是	否	否	是
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	3058	3058	3058	3058	3058	3058
调整的 R^2	0.923	0.924	0.925	0.807	0.810	0.811

4. 排除同期相关政策干扰

本文通过对样本期内(2010—2020年)出台的相关政策进行梳理,发现主要还有如下政策可能会影响研究结果:低碳城市试点政策、碳排放权交易政策、生态文明建设示范区政策。为排除其对实证结果造成的可能偏差,参考王锋和葛星(2022)的做法,在模型的基础上分别引入 $Policy_{it}^j$ 三个虚拟变量,代表了 i 城市在 t 年是否实施了该政策,若是则取1,否则取0,并分别将其加入回归模型中,用以排除上述政策对结果的干扰。此外,本文还进一步将上述三种政策的虚拟变量同时纳入基准模型中,进而同时排除了同期相关政策对回归结果的潜在影响。

表6 排除同期相关政策干扰

变量	排除低碳城市试点政策		排除碳排放权交易政策		排除生态文明建设示范区政策		同时排除上述政策	
	(1) $\ln CO_2$	(2) $\ln CI$	(3) $\ln CO_2$	(4) $\ln CI$	(5) $\ln CO_2$	(6) $\ln CI$	(7) $\ln CO_2$	(8) $\ln CI$
<i>DID</i>	-0.356*** (0.125)	-0.388*** (0.134)	-0.363*** (0.121)	-0.395*** (0.129)	-0.357*** (0.127)	-0.383*** (0.135)	-0.356*** (0.123)	-0.382*** (0.133)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3058	3058	3058	3058	3058	3058	3058	3058
调整的 R^2	0.913	0.778	0.913	0.778	0.913	0.777	0.914	0.779

注:限于篇幅,未汇报政策虚拟变量的结果。

表6为排除同期相关政策干扰结果,不难发现排除其他同期相关政策干扰后,本文的研究结论依然成立。通过上述一系列检验,认定假说1成立。

5. 合成控制双重差分法

鉴于处理组和对照组之间存在较大数量级差异,由此得到的估计结果可能导致偏差,本文采用合成控制双重差分法对结果进一步检验。合成控制双重差分法适用于处理复杂的因果推断问题,特别是在实验组和对照组难以明确划分或实验组数量有限的情况下,通过直接构建一个与实验组在多个干预特征上相似的合成控制组,这种方法可以减少模型选择和设定错误的风险。表7为合成控制双重差分法的估计结果,碳排放双控的平均处理效应分别在10%和1%的统计水平上显著,进一步增强了基准回归结果的稳健性。

表7 合成控制双重差分法(SDID)

变量	(1) $\ln CO_2$	(2) $\ln CI$
平均处理效应	-0.271* (0.143)	-0.370*** (0.131)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
观测值	3058	3058

6. 控制省份和时间交互固定效应

为了控制可能同时影响所有省份中特定城市的时间不变特征,避免因省份特定和时间特定的未观察到的因素而导致的遗漏变量偏误,本文在基准模型的基础上进一步控制了省份和时间的交互固定效应,从而更准确地识别和估计绿色金融改革创新试验区政策对碳排放双控的影响(王峤等,2024)。表8为控制省份和时间交互固定效应的估计结果,二氧化碳排放量和排放强度均在1%的水平上显著为负,验证了本文结论的有效性。

表8 控制省份和时间交互固定效应

变量	(1) $\ln CO_2$	(2) $\ln CI$
<i>DID</i>	-0.373*** (0.129)	-0.392*** (0.134)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
省份-年份固定效应	是	是
观测值	3058	3058
调整的 R^2	0.925	0.810

7. 工具变量法

为了进一步缓解绿色金融改革创新试验区政策与碳排放双控之间可能存在反向因果关系所导致的内生性问题,本文参考袁礼和周正(2022)、贾宁和张志超(2024)的思路,引入自然地理因素作为工具变量,采用两阶段最小二乘法评估绿色金融改革创新试验区政策对碳排放双控的影响。具体来说,本文以各城市当年的日照时数作为工具变量(Iv),结果见表9。第(1)列为一阶段回归结果,第(2)、(3)列为二阶段回归结果,其中各列系数均在1%的水平上显著为负。此外,碳排放双控的LM检验结果均小于0.01,C-D Wald F统计量均大于10%的临界值,表明不存在识别不足及弱工具变量的情况。上述结果表明,在使用工具变量法后,本文结论依然稳健。

表9 工具变量法

变量	第一阶段	第二阶段	
	(1) DID	(2) $\ln CO_2$	(3) $\ln CI$
DID		-8.722*** (2.343)	-6.371*** (1.856)
Iv	-0.037*** (0.007)		
控制变量	是	是	是
个体固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
观测值	3058	3058	3058
调整的 R^2	0.925	0.968	0.990
LM 统计量		0.000	0.000
C-D Wald F 统计量		25.097	25.504

(四) 异质性分析

1. 资源禀赋异质性

资源禀赋与城市碳排放之间的关联性较强(张翠菊、张宗益,2015)。为探究绿色金融改革创新试验区政策对碳排放双控的影响是否会在不同资源禀赋的城市中存在差异,本文借鉴赵亚雄等(2023)的做法,将试点地区分为三类:产业升级类、资源开发类、生态脆弱类试点地区^①。并依次设置对应的虚拟变量 $dummy_i^{1,2,3}$ 与 DID_{it} 交乘构建三重差分项,放入模型(1)、(2)中进行三重差分,回归结果见表10所示。

^①浙江和广东所在地经济比较发达且同为东部省份,绿色金融发展以支持产业升级为主;江西所在地处于中部地区,要避免再走“先污染后治理”的老路,绿色金融需要支持资源开发;贵州、新疆和兰州需要依靠绿色金融发展生态脆弱地区,故本文对试验区进行划分并不缺乏依据(赵亚雄等,2023)。

表 10 资源禀赋异质性分析

变量	产业升级类		资源开发类		生态脆弱类	
	(1) $\ln CO_2$	(2) $\ln CI$	(3) $\ln CO_2$	(4) $\ln CI$	(5) $\ln CO_2$	(6) $\ln CI$
$DID \times dummy_i^{1,2,3}$	-0.524*** (0.122)	-0.579*** (0.130)	0.229 (0.353)	0.185 (0.369)	-0.213 (0.201)	-0.224 (0.217)
控制变量	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	3058	3058	3058	3058	3058	3058
调整的 R ²	0.690	0.509	0.690	0.508	0.690	0.508

由表 10 可知,绿色金融改革创新试验区政策有助于产业升级类地区实现碳排放双控,而对资源开发类和生态脆弱类试点地区影响不明显。据此,本文认为:一方面,产业升级类城市通常拥有更为发达的产业结构和较高的技术水平,这使得它们在推动碳减排方面具备较大的潜力。绿色金融改革创新试验区政策可以在这些城市中推动更多的低碳、清洁生产技术和创新,从而有效降低碳排放。另一方面,资源开发类城市在经济发展中更加依赖于资源开采和能源产业,这些产业的特点决定了它们在短期内很难实现显著的碳减排。绿色金融改革创新试验区政策需要更长的时间和更深入的转型策略,以在这些城市中发挥作用。而生态脆弱类城市的资源相对有限,包括自然、技术、资金和人力资源。由于绿色金融项目通常需要先进的技术和资金投入,而这些资源在生态脆弱类城市中不够充足,导致绿色金融项目的实施难度较大。在这些城市中,政策制定者需要制定更加综合和整体的战略,同时考虑到生态保护和碳减排目标。

2. 城市等级异质性

行政等级较高的城市通常经济水平较为发达,对新兴发展战略的敏锐度更高、响应速度更快,在政策实施上也有先行优势,因此本文参考魏丽莉和侯宇琦(2022)的做法将直辖市、副省级城市及省会样本城市划分为中心城市,其余样本城市划分为非中心城市,以表征不同的城市等级,并构建是否为中心城市的虚拟变量 $centre_i$,根据前文的做法进行三重差分检验。

表 11 城市等级异质性分析

变量	(1) $\ln CO_2$	(2) $\ln CI$
$DID \times centre_i$	-0.488*** (0.154)	-0.592*** (0.141)
控制变量	是	是
个体固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
观测值	3058	3058
调整的 R ²	0.691	0.510

表 11 汇报了不同城市等级的回归结果。可以看出相较于非中心城市,绿色金融改革创新试验区的政策效应在中心城市更强。可能的原因在于:绿色金融属于新兴产业,对政策扶持的依赖性较强,中心城市通常是地区内的政治、经济和金融中心,更容易吸引投资和资源。这意味着这些城市能够获得更多的资金和技术支持,用于实施减排项目和绿色发展计划,从而使绿色金融在碳减排方面取得显著效果。

五、机制检验

本文理论分析部分梳理得出绿色金融改革创新试验区政策会通过推动试点地区绿色技术创新进而实现碳排放双控,基于此,进一步对上述机制进行检验。由于传统三段式的中介机制检验可能存在内生性缺陷(江艇,2022),参考牛志伟等(2023)、曾国安等(2023)的做法通过构建四段式中介效应模型进行机制检验。其具体模型如下所示:

$$M_{it} = \vartheta_1 + \vartheta_2 DID_{it} + \vartheta_3 X_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$Y_{it} = \zeta_1 + \zeta_2 M_{it} + \zeta_3 X_{it} + \varphi_i + \rho_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

$$Y_{it} = \tau_1 + \tau_2 DID_{it} + \zeta_2 M_{it} + \zeta_4 X_{it} + \varphi_i + \rho_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

其中 M_{it} 为机制变量, Y_{it} 为被解释变量,其它变量含义与模型(1)、(2)一致。上述模型中,一方面通过 Bootstrap 检验估计中介效应的置信区间,再利用 Sobel 检验使用正态分布的性质,通过将中介效应的点估计除以标准误来计算 Z 统计量,以此测试中介效应的显著性;另一方面,在模型中同时确定中介变量 (M_{it}) 对被解释变量 (Y_{it}) 的直接影响,进一步验证实证链条的因果关系。

表 12 绿色金融、绿色技术创新与二氧化碳排放量

变量	(1) $\ln CO_2$	(2) <i>Green</i>	(3) $\ln CO_2$	(4) $\ln CO_2$
<i>DID</i>	-0.361*** (0.124)	0.628** (0.316)		-0.302*** (0.112)
<i>Green</i>			-0.098*** (0.018)	-0.095*** (0.017)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
Sobel-Z	-3.944***			
Bootstrap(500次)置信区间	[-0.097, -0.023]			
观测值	3058	3058	3058	3058
调整的 R ²	0.913	0.822	0.915	0.916

绿色金融、绿色技术创新与二氧化碳排放量的回归结果见表 12。列(1)为基准回归结果,且第(2)列的系数显著为正,说明绿色金融的设立有效地促进了绿色技术创新;第(3)列的

Green 系数显著为负,结合第(4)列基于模型(13)的估计结果,其核心解释变量的系数的绝对值相较模型(1)下降,验证了绿色技术创新对抑制碳排放的传导作用。此外,Sobel 检验在 1%的水平上显著,Bootstrap 检验的中介效应置信区间未包含 0,进一步表明绿色技术创新在绿色金融改革创新试验区政策降低二氧化碳排放量方面发挥了机制作用。同样地,绿色金融、绿色技术创新与二氧化碳排放强度的回归结果见表 13。结果表明,绿色技术创新在绿色金融改革创新试验区政策降低二氧化碳排放强度方面发挥了机制作用。综上,假说 2 成立。

表 13 绿色金融、绿色技术创新与二氧化碳排放强度

变量	(1) <i>lnCI</i>	(2) <i>Green</i>	(3) <i>lnCI</i>	(4) <i>lnCI</i>
<i>DID</i>	-0.393*** (0.132)	0.628** (0.316)		-0.326*** (0.120)
<i>Green</i>			-0.111*** (0.020)	-0.108*** (0.019)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
Sobel-Z	-4.006***			
Bootstrap(500次)置信区间	[-0.110, -0.026]			
观测值	3058	3058	3058	3058
调整的 R ²	0.777	0.822	0.784	0.785

六、研究结论和政策建议

在能耗双控逐步转向碳排放双控的战略目标约束下,以绿色金融改革创新试验区政策为代表的金融政策为解决上述问题提供了一种全新思路。本文基于中国 278 个城市面板数据挖掘绿色金融推进碳排放双控的实现路径,为进一步推动能耗双控转向碳排放双控提供有益借鉴。研究结果显示:首先,绿色金融改革创新试验区政策降低了碳排放量和强度,该结论在使用一系列稳健性检验后仍成立。其次,异质性分析表明,绿色金融改革创新试验区政策对产业升级类城市的政策效应更为显著,而对生态脆弱类及资源开发类城市不显著。对于不同等级的城市,政策效应在中心城市更强。最后,机制分析表明,绿色金融改革创新试验区政策通过促进绿色技术创新的渠道,推动城市由能耗双控向碳排放双控转型。基于以上研究结论,本文提出如下政策建议:

第一,在推动能耗双控逐步转向碳排放双控的背景下,需要充分利用市场型环境规制。本文的研究结果证明了绿色金融改革创新试验区政策的碳减排效应,这一结论为中国应对气候挑战提供了新的治理手段。在今后的工作中,可以稳步增加试点城市,建立健全政策框架,明确支持绿色金融发展的目标和路径,为试点地区的绿色金融实践提供明确的政策指导。一

方面,试点地区应增加对绿色项目的金融支持,鼓励企业和个人投资清洁能源和环境友好型项目,并设立绿色评级和认证制度以评估项目的环境效益和碳减排潜力,这有助于投资者识别和选择真正的绿色投资项目,提高资金的有效利用。另一方面,政府需要完善政策和监管框架,同时制定严格的环境和社会风险管理规定,确保金融活动不会对环境造成负面影响。

第二,充分重视绿色金融改革创新试验区政策对碳排放双控影响的区域异质性。本文发现,在不同地区的政策效应存在差异,在今后政策实施进程中需要因地制宜分类推广,考虑不同城市类型的差异,结合试点地区相应特点制定配套政策,采取更加切实可行的政策。具体来说,对于产业升级类城市需要强化绿色金融支持,加大对高新技术、绿色低碳产业的金融支持,鼓励企业通过技术创新实现产业升级,提高产业的绿色发展水平。针对生态脆弱及资源开发类城市则需要采取差异化金融支持,设计专项金融产品和服务,如绿色信贷、风险补偿基金等,以支持生态保护和恢复项目。对于中心城市需进一步加强绿色金融体系建设,完善绿色金融市场体系,提高绿色金融服务的覆盖面和效率。对于非中心城市则要进一步加大政策支持力度,鼓励和支持小微企业采用绿色技术和生产方式。

第三,持续推进技术创新,找准着力点和主攻点。绿色金融改革创新试验区政策能够实现碳排放双控目标,得益于绿色技术升级。因此,在政策执行时,需要充分利用绿色技术创新这一渠道。首先,需要增强金融产品和服务的绿色导向,开发并推广更多绿色金融产品,如绿色债券、绿色基金、绿色保险等,以吸引更多投资用于绿色技术项目。其次,促进绿色技术研发与应用,设立专项资金支持绿色技术研发,尤其是在清洁能源、节能环保、绿色交通等领域的技术创新。同时建立绿色技术研发与应用的协作平台,促进产学研用的紧密结合。最后,加强绿色金融人才培养,在高等教育机构和职业培训中心设立绿色金融相关课程,提高金融从业人员对绿色金融和技术的理解和应用能力。

参考文献:

- [1] 陈小运,黄婉. 绿色金融政策与绿色企业全要素生产率——基于《绿色信贷指引》实施的经验证据[J]. 财经论丛,2024(04):60-69.
- [2] 程郁泰,肖红叶. 中国碳排放权交易政策的经济与减排效应研究[J]. 统计与信息论坛,2023,38(07):61-74.
- [3] 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.
- [4] 范德成,张修凡. 绿色金融改革创新对高排放企业碳减排的效果分析[J]. 工程管理科技前沿,2022,41(04):55-61.
- [5] 冯国强,王锦. 碳减排能协同企业增效吗?——来自碳排放权交易试点的准自然实验[J]. 中国人口·资源与环境,2023,33(11):25-32.
- [6] 付允,马永欢,刘怡君,等. 低碳经济的发展模式研究[J]. 中国人口·资源与环境,2008,103(03):14-19.

- [7] 韩峰,谢锐.生产性服务业集聚降低碳排放了吗?——对我国地级及以上城市面板数据的空间计量分析[J].数量经济技术经济研究,2017,34(03):40-58.
- [8] 韩先锋,陈龙涛,宋文飞,等.碳排放对绿色技术创新驱动产业升级的动态调节机制[J].中国人口·资源与环境,2023a,33(12):60-70.
- [9] 韩先锋,肖坚,董明放.绿色金融发展的碳减排效应[J].资源科学,2023b,45(04):843-856.
- [10] 贾宁,张志超.实质性创新还是策略性创新?——绿色金融改革创新试验区的企业绿色创新效应[J].河北经贸大学学报,2024,45(01):70-82.
- [11] 江红莉,王为东,王露,等.中国绿色金融发展的碳减排效果研究——以绿色信贷与绿色风投为例[J].金融论坛,2020,25(11):39-48+80.
- [12] 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.
- [13] 李红霞,郑石明,要蓉蓉.环境与经济目标设置何以影响减污降碳协同管理绩效?[J].中国人口·资源与环境,2022,32(11):109-120.
- [14] 李秀珍,方霞,杨振宇,等.绿色金融和数字技术协调发展对企业绿色技术创新影响的研究[J].华东师范大学学报(哲学社会科学版),2023,55(06):139-158+174.
- [15] 刘锋,黄苹,唐丹.绿色金融的碳减排效应及影响渠道研究[J].金融经济研究,2022,37(06):144-158.
- [16] 马倩倩,陈诗一.经济收敛与环境失衡:基于西部大开发战略的研究[J].世界经济,2023,46(08):108-133.
- [17] 牛志伟,许晨曦,武瑛.营商环境优化、人力资本效应与企业劳动生产率[J].管理世界,2023,39(02):83-100.
- [18] 彭书舟.创新驱动政策与城市出口复杂度提升——来自国家创新型城市试点政策的证据[J].经济评论,2024(02):3-21.
- [19] 任亚运,程芳芳,傅京燕.中国低碳试点政策实施效果评估[J].环境经济研究,2020,5(01):21-35.
- [20] 任亚运,余坚,刘俊霞.“双碳”目标下绿色金融的碳减排效应及作用机制检验[J].财会月刊,2023,44(01):147-153.
- [21] 任亚运,余坚,张广来.异质性气候政策的减碳效应——基于直接与长期对比视角的考察[J].环境经济研究,2022,7(02):11-30.
- [22] 时省,张亚.绿色金融政策对绿色技术创新的影响及机制研究——基于绿色金融改革创新试验区的准自然实验[J].管理评论,2024,36(01):107-118.
- [23] 王锋,葛星.低碳转型冲击就业吗——来自低碳城市试点的经验证据[J].中国工业经济,2022(05):81-99.
- [24] 王娇,刘修岩,陈露.城市密度如何影响企业创新?——来自中国城市街区尺度密度的证据[J].经济科学,2024(01):104-123.
- [25] 王遥.绿色金融体系如何推动经济绿色转型[J].人民论坛·学术前沿,2024(01):59-67.
- [26] 魏丽莉,侯宇琦.数字经济对中国城市绿色发展的影响作用研究[J].数量经济技术经济研究,2022,39(08):60-79.
- [27] 魏丽莉,侯宇琦,曹昊煜.中国城市碳排放绩效:动态分解、空间差异与影响因素[J].统计与信息论坛,2024,39(02):69-83.
- [28] 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.
- [29] 吴朝霞,曾家豪,刘泓轩,等.绿色金融促进治污减排机制与空间效应[J].经济地理,2023,43(10):128-138.

- [30] 薛飞,周民良.用能权交易制度能否提升能源利用效率?[J].中国人口·资源与环境,2022,32(01):54-66.
- [31] 阎波,武龙,陈斌,等.大气污染何以治理?——基于政策执行网络分析的跨案例比较研究[J].中国人口·资源与环境,2020,30(07):82-92.
- [32] 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.
- [33] 杨子暉,李东承,陈雨恬.金融市场的“绿天鹅”风险研究——基于物理风险与转型风险的双重视角[J].管理世界,2024,40(02):47-67.
- [34] 袁礼,周正.环境权益交易市场与企业绿色专利再配置[J].中国工业经济,2022(12):127-145.
- [35] 曾国安,苏诗琴,彭爽.企业杠杆行为与技术创新[J].中国工业经济,2023(08):155-173.
- [36] 詹小颖.我国绿色金融发展的实践与制度创新[J].宏观经济管理,2018(01):41-48.
- [37] 张翠菊,张宗益.能源禀赋与技术进步对中国碳排放强度的空间效应[J].中国人口·资源与环境,2015,25(09):37-43.
- [38] 张雪纯,曹霞,宋林壕.碳排放交易制度的减污降碳效应研究——基于合成控制法的实证分析[J].自然资源学报,2024,39(03):712-730.
- [39] 张振华,汪京,冯严超,等.绿色金融改革创新试验区对臭氧污染的影响效应[J].中国人口·资源与环境,2022,32(12):52-65.
- [40] 赵亚雄,王修华,刘锦华.绿色金融改革创新试验区效果评估——基于绿色经济效率视角[J].经济评论,2023(02):122-138.
- [41] Beck, T., R. Levine, A. Levkov. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 2010, 65(5): 1637-1667.
- [42] Cai, H., Y. Chen, Q. Gong. Polluting thy Neighbor: Unintended Consequences of China's Pollution Reduction Mandates[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2016, 76(5): 86-104.
- [43] Cui, Y., G. Wang, M. Irfan, et al. The Effect of Green Finance and Unemployment Rate on Carbon Emissions in China[J]. Frontiers in Environmental Science, 2022, 10: 887341.
- [44] De Chaisemartin, C., X. D' Haultfoeuille. Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects[J]. American Economic Review, 2020, 110(9): 2964-2996.
- [45] Du, M., F. Wu, D. Ye, Y. Zhao. Exploring the Effects of Energy Quota Trading Policy on Carbon Emission Efficiency: Quasi-experimental Evidence from China[J]. Energy Economics, 2023, 124: 106791.
- [46] Goodman-Bacon, A. Difference-In-Differences with Variation in Treatment Timing[J]. Journal of Econometrics, 2021, 225(2): 254-277.
- [47] Lin, B., Z. Jia. Impacts of Carbon Price Level in Carbon Emission Trading Market[J]. Applied Energy, 2019, 239: 157-170.
- [48] Liu, W., H. Li. Improving Energy Consumption Structure: A Comprehensive Assessment of Fossil Energy Subsidies Reform in China[J]. Energy Policy, 2011, 39(7): 4134-4143.
- [49] Porter, M. E., C. Linde. Toward a New Conception of the Environment-Competitiveness Relationship[J]. Journal of Economic Perspectives, 1995, 9(4): 97-118.
- [50] Tang, H., J. Liu, J. Wu. The Impact of Command-and-control Environmental Regulation on Enterprise Total Factor Productivity: A Quasi-natural Experiment Based on China's "Two Control Zone" Policy[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 254: 120011.
- [51] Wang, Y., Q. Zhi. The Role of Green Finance in Environmental Protection: Two Aspects of Market Mechanism and Policies[J]. Energy Procedia, 2016, 104: 311-316.

[52] Yu, C. H., X. Wu, D. Zhang, et al. Demand for Green Finance: Resolving Financing Constraints on Green Innovation in China[J]. *Energy Policy*, 2021, 153: 112255.

[53] Zhang, Y, S. Li, T. Luo et al. The Effect of Emission Trading Policy on Carbon Emission Reduction: Evidence from an Integrated Study of Pilot Regions in China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 265: 121843.

[54] Zhao, Y., Q. Su, B. Li, et al. Have Those Countries Declaring “Zero Carbon” or “Carbon Neutral” Climate Goals Achieved Carbon Emissions–Economic Growth Decoupling?[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2022, 363: 132450.

Can Green Finance Help Achieve Dual Control of Carbon Emissions and Carbon Emission Intensity?

Ren Yayun, Hu Yuchen

(School of Economics, Guizhou University of Finance and Economics)

Abstract: The promotion of the shift from dual control of energy consumption and energy intensity to dual control of carbon emissions and carbon emission intensity is essential for achieving the goal of “carbon peaking and carbon neutrality”. Green finance, serving as a bridge between capital and environmental protection, plays a crucial role in realizing the goal of dual control of carbon emissions and carbon emission intensity. Building on this, by utilizing panel data from 278 prefecture-level cities from 2010 to 2020, we applied the staggered difference-in-differences approach to empirically assess the impact of establishing Green Finance Reform and Innovation Pilot Zones (GFRIPZ) on carbon emissions and their intensity. The findings of the study indicate that the GFRIPZ policy has significantly contributed to achieving the dual control of carbon emissions and carbon emission intensity target in the pilot areas. The GFRIPZ policy exhibits distinct regional disparities in its impact on carbon emissions and their intensity, with more pronounced effects in cities undergoing industrial upgrading and in central cities. Green technological innovation serves an intermediary role in the policy of Green Finance Reform and Innovation Pilot Zones, facilitating the achievement of the dual control of carbon emissions and carbon emission intensity. This study offers empirical evidence and decision-making insights for facilitating the transition to dual control of carbon emissions and carbon emission intensity, and achieving the goal of carbon peaking and neutrality with the aid of green finance.

Keywords: Green Finance; Dual Control of Carbon Emissions and Carbon Emission Intensity; “Carbon Peaking and Carbon Neutrality” Goal; Green Technology Innovation; Staggered Difference-in-Differences

JEL Classification: Q51, Q58

(责任编辑:朱静静)