绿色金融政策的城市碳减排效应

——基于绿色金融改革创新试验区的准自然实验

李 书，张红宇

（长春理工大学经济管理学院，长春 130021）

摘要：以 2017 年与 2019 年分批次设立的绿色金融改革创新试验区为外生政策冲击，依托 2012—2023 年全国 286 个地级市面板数据，构建多时点双重差分模型，系统评估绿色金融政策对城市碳减排的影响效应及作用机制。研究发现：绿色金融政策显著降低了试点城市碳排放强度，且该结论在经过内生性检验、异质性处理等稳健性检验后依然成立；机制检验显示，绿色技术创新与能源强度是核心传导路径；政策效果呈现显著异质性，东部与西部地区、非资源型城市、高公众环境关注度城市、强环境规制城市及高金融市场化城市的碳减排效应更强。

关键词：绿色金融政策；碳减排；绿色技术创新；能源强度；多时点双重差分

中图分类号：F832；X196 **文献标志码**：A **文章编号**：1671－1807(2026)12－0064－11

全球气候变化引发的环境危机正深度制约人类可持续发展，实现“双碳”目标是国际社会的普遍共识与迫切行动，这一目标的达成不仅依赖产业结构升级与能源体系转型，更需要通过绿色金融机制引导金融资源精准流向低碳领域[1]。2025 年 7 月，中国人民银行、国家金融监管总局及中国证监会联合印发的《绿色金融支持项目目录（2025 年版）》进一步明确了金融支持绿色低碳项目的方向，凸显评估绿色金融政策实际减排效果的紧迫性。

绿色金融改革创新试验区的设立为这一研究提供了理想的准自然实验场景。2017 年首批试验区在五省八地启动，2019 年、2022 年又陆续将兰州、重庆纳入试点。作为国家战略的重要实践载体，试验区自设立以来，通过制度试点探索金融支持碳减排的可行路径，为全国绿色金融体系构建提供了“政策实验室”。政策实践显示，截至 2023 年 9 月末，试验区（含已结项）绿色贷款余额接近 2.3 万亿元，占全部贷款的 14.96%。绿色债券余额约为 3 600 亿元，同比增长 29.55%，这一数据充分展示了试验区在推动绿色金融发展和区域绿色低碳转型方面所取得的显著成果。但核心问题仍待解答，绿色金融政策在城市层面能否有效转化为碳减排实效？其作用机制与异质性条件如何？

关于绿色金融政策的研究早期主要集中在政策的工具效能方面，绿色信贷、绿色债券作为最具代表性的政策工具，其对微观主体行为的调控得到了重点关注。研究发现，绿色信贷政策不仅对重污染企业具有融资惩罚效应[2]，它的绿色创新效应在绿色信贷限制行业更明显，且会伴随地区环境执法力度和知识产权保护力度的增强而增大[3]。宁金辉和王敏[4]从投融资期限匹配视角切入，证实绿色债券能够通过缓解企业融资约束抑制投融资期限错配，间接发挥降低企业经营风险的作用。在此基础上，学者逐步拓展绿色金融的经济效应研究边界。文书洋等[5]通过构建内生绿色创新的经济增长模型，指出绿色金融并非单纯限制重污染行业融资，而是通过支持清洁行业技术创新与重污染行业内部绿色技术改造，提升经济增长质量。王遥等[6]基于绿色金融改革创新试验区的实证分析进一步指出，绿色金融政策能够通过促进企业绿色研发投资和提升机构投资者绿色关注两种渠道促进企业“脱虚向实”，且政策存在省内辐射溢出效应，为绿色金融政策优化经济结构、赋能实体经济的作用提供了增量经验证据。随着“双碳”目标的提出，绿色金融政策的碳减排效应逐渐受到广泛关注[7]。从作用路径来看，绿色金融既可以通过约束高耗能产业融

收稿日期：2026-03-02

基金项目：国家社会科学基金青年项目（20CJY003）；吉林省科技发展计划项目（20240701037FG）

作者简介：李书（1988—），女，吉林长春人，博士，副教授，硕士研究生导师，研究方向为经济政策计量；通信作者张红宇（2001—），女，吉林松原人，硕士研究生，研究方向为现代金融理论与政策创新。

资[8]、激励绿色技术创新[9]等方式产生直接减排效应,也能通过推动产业结构升级[10-11]、优化能源结构[12-13]等渠道实现间接碳减排。部分研究还证实,绿色金融通过提升环境关注度、促进绿色企业全要素生产率提升等方式,为经济社会绿色低碳转型提供长效支撑[14-15]。在政策效果评估层面,以绿色金融改革创新试验区为政策冲击的研究逐渐成为热点,李慧等[16]发现,试验区政策能够促进城市碳减排,且政策具有空间溢出效应,另外在不同区域和城市存在异质性。任亚运和胡宇晨[17]从"量"与"质"的双重视角拓展了研究边界,不仅验证了试验区政策对碳排放总量的抑制作用,还证实政策能够提升碳减排质量,为评估绿色金融政策的实施效果提供了重要经验证据。

既有文献围绕绿色金融政策与碳减排的内在关系展开了广泛探讨,但仍存在三方面局限:①多数研究基于微观企业层面数据,忽视了城市作为政策执行主体与经济单元的空间异质性,尤其缺乏对公众环境关注度、环境规制强度等细分维度的系统考察;②已有研究多将2017年绿色金融改革创新试验区设立视为单一政策冲击,未将2019年第二批试点城市纳入分析框架,难以捕捉多批次试点设立下的异质性时间节点冲击;③对能源强度这一连接绿色金融政策与碳减排的核心传导环节关注不足,且未对绿色技术创新的性质进行区分,难以全面揭示政策作用的多维传导逻辑。本文的边际贡献在于:①研究视角更为细腻,从城市的区域位置、资源禀赋、公众环境关注度、环境规制强度和金融市场化程度多维度系统考查政策效果的异质性特征,为差异化政策设计提供经验证据;②将2017年与2019年两批次试验区设立均纳入政策冲击范畴,结合多时点双重差分模型与事件研究法,提升了政策效应估计的准确性与可靠性;③重点分析了能源强度在绿色金融政策发挥碳减排效应中的中介机制,并在绿色技术创新维度进一步区分实质性绿色技术创新与策略性绿色技术创新,探究其作用机制。

1　理论分析与研究假设

1.1　绿色金融政策的碳减排效应

绿色金融改革创新试验区的设立,旨在通过区域性的金融制度安排引导资本要素的跨期、跨产业优化配置,推动城市经济增长模式向低碳化转型。从资源配置逻辑来看,城市是产业与资本活动的空间载体,资本在城市内部不同产业间的流动直接决定了城市经济的整体碳密集度。根据新古典经济学的资源配置理论,在传统金融体系下,高碳产业因资产规模大、抵押品充足等特点更易获得大规模融资,而低碳项目因投资周期长、风险不确定性高,常面临融资约束。这种资本错配会推动高碳产业在城市空间内过度扩张,拉高城市整体碳排放强度。绿色金融政策通过差异化的资本定价机制重塑资本流向:一方面,提高高碳项目的融资成本,压缩其投资规模与扩张空间;另一方面,降低低碳项目的融资门槛,引导资本流向光伏、风电等清洁能源领域。这种"限高扶低"的资源重配效应,直接减少高碳产业的资本投入,从生产源头降低城市碳排放强度。从外部性治理来看,碳排放具有典型的空间负外部性,在缺乏政策干预时,传统金融体系无法有效内化环境外部性,城市层面高排放产业持续扩张、低碳基础设施建设滞后,形成"公地悲剧"式的高碳发展路径。绿色金融政策以城市系统治理为导向,通过构建市场化的"庇古税"替代机制将环境外部性内部化:一方面推动城市能源结构优化,引导资本向清洁能源、节能降碳领域集聚,减少化石能源消费占比;另一方面加速城市产业结构升级,淘汰落后高产能,培育低碳技术、绿色服务等新兴产业,同时配套绿色信贷风险补偿、绿色信息披露等制度,强化城市低碳发展的长效约束。基于以上分析,提出以下假设。

H1:绿色金融政策能够显著降低试验区的碳排放强度。

1.2　绿色金融政策的影响机制

1.2.1　绿色技术创新机制

绿色技术创新是绿色金融政策驱动城市碳减排的核心动力[18]。根据Romer[19]的内生增长模型,技术进步是经济增长的内生变量,而绿色技术创新的特殊性在于其具有双重外部性:绿色技术的研发成果可通过产业链协同、专利共享等方式扩散至其他区域或城市,降低整体减排边际成本;绿色技术具有环境正外部性,不仅能够降低企业碳排放,还通过改善区域环境质量产生社会收益。从城市层面传导逻辑看,绿色金融政策通过定向金融激励与风险分担,为绿色技术创新提供关键支撑:一方面,试验区通过绿色信贷倾斜、绿色债券专项额度、研发风险补偿基金等工具,降低绿色技术研发与成果转化的融资门槛与风险溢价,引导金融资本和社会资本向绿色技术研发机构、低碳创新企业集聚,提升城市整体绿色创新产出水平;另一方面,绿

色技术创新通过技术效应与结构效应直接作用于城市碳排放。在技术层面，高效节能、清洁能源等绿色技术的推广应用，直接提升城市能源利用效率、降低单位产出的碳排放[18]；在结构层面，绿色技术创新催生低碳新兴产业，推动高碳产业技术改造与转型升级，优化城市产业结构与能源结构，发挥“波特效应”[20]，最终实现城市层面碳减排。基于以上分析，提出以下假设。

H2a：绿色金融政策能够通过促进绿色技术创新发挥城市碳减排效应。

1.2.2 能源强度机制

能源强度指单位GDP的能源消耗，其变化直接反映经济系统的技术效率提高与要素配置优化。根据市场失灵理论，能源消耗的环境成本具有负外部性，市场自发状态下难以通过价格机制矫正，而绿色金融政策通过差异化资本定价与资源配置引导，将环境风险纳入城市产业决策变量，从能源投入结构优化与能源利用效率提升两个维度推动城市能源强度下降，最终实现碳减排。一方面，绿色金融政策将环境风险纳入金融机构评估体系，通过信贷限额、风险溢价等工具限制高耗能行业的信贷供给，同时以绿色信贷倾斜、专项融资通道等方式扩大清洁技术产业的融资渠道，驱动资本从棕色产业向绿色产业转移，优化能源投入结构；另一方面，试验区针对节能技术研发等项目，提供贴息贷款、绿色担保、财政补贴等组合支持，激励其推广应用节能技术与清洁设备，提升工业、建筑、交通等重点领域的能源利用效率，直接降低单位GDP的能源消耗量。结合Kaya恒等式，碳排放增长率可分解为人口增长率、人均GDP增长率、单位GDP能耗增长率和单位能耗碳排放增长率[21]。IPCC[22]指出，能源强度作为核心因子，直接决定单位经济活动的能源消耗量，其下降可同比例降低碳排放。基于以上分析，提出以下假设。

H2b：绿色金融政策能够通过降低能源强度发挥城市碳减排效应。

2 研究设计

2.1 模型构建

2017年6月，首批绿色金融改革创新试验区的城市名单公布，分别为湖州、衢州、赣江新区（九江与南昌）、广州、贵安新区（贵阳和安顺）、克拉玛依、哈密及昌吉，2019年11月及2022年8月兰州新区和重庆分别获批成为新增试验区。以2017年、2019年分别作为政策实施基期，将设立绿色金融改革创新试验区作为一项准自然实验，将被设立为试验区的9个城市（昌吉与哈密因数据缺失严重而剔除）设为实验组，其他城市作为对照组，选取2012—2023年全国286个地级市的面板数据，运用多时点双重差分法实证识别绿色金融试点政策对城市碳减排效应的影响。构建基准回归模型如下。

$$CEI_{it}=\alpha_0+\alpha_1 DID_{it}+\alpha_2 X_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中：CEI_{it}为地级市i在第t年的碳排放强度；DID_{it}为绿色金融改革创新试验区的政策虚拟变量，若该城市是政策试点地区且在政策试点期间，取值为1，否则取值为0；X_{it}为控制变量矩阵元素；μ_i、λ_t分别为城市与时间固定效应；ε_{it}为随机扰动项；α_1是本文重点关注系数，若α_1小于0，则表明绿色金融政策降低了试点城市碳排放强度。

2.2 变量定义

2.2.1 被解释变量

排放强度（EI_{it}）采用碳排放量与国内生产总值比值的对数来衡量，并使用人均碳排放量指标（CE_{it}）作为被解释变量进行稳健性检验。

2.2.2 核心解释变量

绿色金融改革创新试验区政策（ID_{it}）如果i城市在t年成为试点城市，，该年及之后年份DID_{it}取值为1，否则为0。

2.2.3 机制变量：绿色技术创新（GTE）和能源强度（EI）

参考黎文靖和郑曼妮[23]的做法，把绿色技术创新进一步细分为实质性绿色技术创新（GTEI）和策略性绿色技术创新（GTEU）。相比授权量，绿色专利申请量更能真实地反映城市绿色技术创新水平，借鉴蒋金荷和黄珊[24]的做法，以地级市每万人占有的绿色发明专利申请数衡量实质性绿色技术创新，地级市每万人占有的绿色实用型专利数量衡量策略性绿色技术创新。

能源强度（EI）以单位GDP的能源消耗量来衡量，数值越低，表明创造单位经济产出所消耗的能源越少，隐含着生产过程的低碳化特征。

2.2.4 控制变量

选取以下可能影响城市碳排放的因素作为控制变量：经济发展水平（lngdp）；城镇化水平（urban）；人口密度（dep）；财政支持力度（gov）；金融发展水平（fin）。表1为具体的变量定义。

2.3 样本与数据来源

鉴于数据可得性及地级市行政区划调整等因素影响，剔除港澳台地区、西藏地区及数据缺失严

表 1　变量定义

变量类型	变量名	变量符号	变量定义
被解释变量	碳排放强度	CEI_{it}	二氧化碳排放量/地区生产总值的对数
核心解释变量	政策变量	DID_{it}	双重差分虚拟变量
机制变量	实质性绿色技术创新	GTEI	每万人占有的绿色发明专利申请数
	策略性绿色技术创新	GTEU	每万人占有的绿色实用型专利数
	能源强度	EI	能源消费总量/地区生产总值
控制变量	经济发展水平	lngdp	人均 GDP 的对数
	城镇化水平	urban	城镇人口/年末常住人口的对数
	人口密度	dep	年末总人口数/地级市行政区域面积的对数
	财政支持力度	gov	地方财政一般预算内支出/地区生产总值
	金融发展水平	fin	金融机构存贷款余额/地区生产总值

重的地级市样本。考虑到双重差分估计在政策实施后需要足够的观察期,为避免影响估计结果,参考王爱萍等[25]的做法,将 2022 年新增的试点城市重庆从样本中剔除,最终获得 286 个地级市 2012—2023 年的样本数据。绿色金融政策虚拟变量根据中华人民共和国人民政府网手工整理得到;碳排放数据来自中国碳核算数据库(CEADs);低碳城市试点和碳排放权交易试点名单来源于国家发展和改革委员会;公众环境关注度和环境规制强度数据来源于地区政府工作报告;绿色专利数据来源于国家知识产权局,其他数据主要来源于《中国城市统计年鉴》《中国能源统计年鉴》及各地级市的统计公报。部分缺失数据通过插值法补齐。对连续型变量进行双边 1%缩尾处理以避免极端值的干扰。表 2 为主要变量的描述性统计。

表 2　主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
CEI_{it}	3 432	9.469	0.812	6.604	12.011
DID_{it}	3 432	0.018	0.132	0.000	1.000
CTEI	3 432	0.037	0.131	0.000	2.394
CTEU	3 432	0.037	0.094	0.000	1.096
EI	3 432	0.762	0.503	0.018	7.419
lngdp	3 432	10.842	0.561	9.007	12.486
urban	3 432	0.576	0.148	0.182	0.959
dep	3 432	5.745	0.928	1.628	8.140
gov	3 432	0.207	0.103	0.044	0.916
fin	3 432	2.682	1.258	0.635	21.302

3　实证结果分析

3.1　基准回归结果

表 3 列示了绿色金融政策对城市碳减排效应的基准回归结果。依次加入城市和时间固定效应,列(1)和列(2)是只进行城市层面固定效应的结果,列(3)和列(4)展示了双固定模型的估计结果,纳入控制变量前后,绿色金融政策变量的回归系数绝对值虽有所下降,但其负向显著性始终保持在 1%的水平,表明绿色金融政策的实施能够显著降低试验区城市的碳排放强度,H1 初步得证。

表 3　基准回归结果

变量	CEI_{it}	CEI_{it}	CEI_{it}	CEI_{it}
	(1)	(2)	(3)	(4)
DID_{it}	−0.402***	−0.142***	−0.161***	−0.126***
	(0.054)	(0.045)	(0.056)	(0.044)
lngdp		−0.695***		−0.596***
		(0.029)		(0.053)
urban		0.022		0.192
		(0.133)		(0.131)
dep		−0.388**		−0.343**
		(0.165)		(0.137)
gov		0.611***		1.119***
		(0.155)		(0.206)
fin		0.020**		0.031**
		(0.010)		(0.015)
常数项	9.477***	19.040***	9.473***	17.479***
	(0.001)	(0.963)	(0.001)	(1.050)
城市固定	YES	YES	YES	YES
时间固定	NO	NO	YES	YES
观测值	3 432	3 432	3 432	3 432
调整后 R^2	0.918	0.973	0.950	0.974

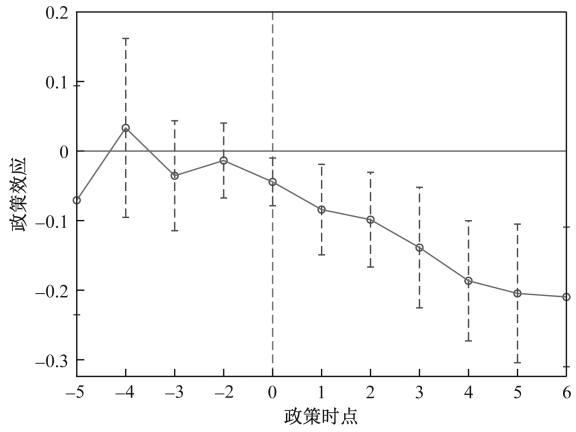
注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误;*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

3.2　平行趋势及动态效应检验

多时点 DID 模型的因果识别,前提是满足平行趋势假设,即政策干预前处理组与对照组的被解释变量需保持共同趋势。借鉴 Beck 等[26]的做法,采用事件研究法进行平行趋势检验,构建以下动态模型。

$$CEI_{it}=\alpha+\sum_{k\geqslant -5}^{6}\beta_k DID_{it}^{k}+\lambda X_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \tag{2}$$

式中:k 为距离政策实施的年份,为避免共线性问题,选择政策实施前一期作为基期。从图 1 的平行趋势和动态效应结果可知,政策实施前各期系数均未通过 10%的显著性水平检验,且 95%置信区间覆盖零点,表明处理组与对照组在碳排放强度变动趋



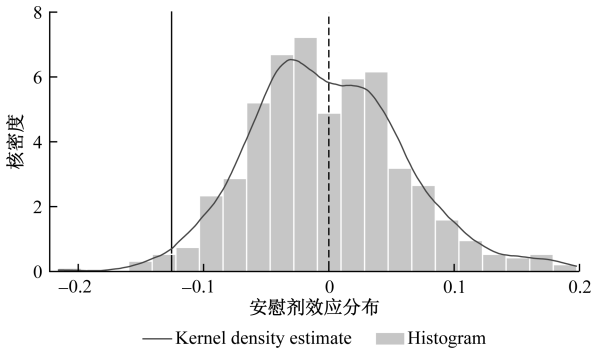
虚线标示各期回归系数 95%的置信区间

图 1　平行趋势和动态效应检验结果

势上不存在显著差异；而在政策实施后，系数 β_k 的估计值显著为负，表明试验区政策显著降低了城市碳排放强度，促进了城市碳减排，且这种碳减排效应随时间的变化呈明显的渐进增强特征，通过平行趋势和动态效应检验。

3.3　安慰剂检验

为检验试验区的政策效应是否具有随机性，应用陈强等[27]开发的 Stata 命令 didplacebo 进行安慰剂检验。主要采取两种方式：一种是空间安慰剂检验，保持政策实施的真实时间不变，随机选择非真实处理组的城市作为虚拟处理组，并重复这种随机模拟 500 次；另一种是有约束的混合安慰剂检验，在空间安慰剂检验的基础上，进一步对随机化过程施加一定约束条件，从而更可靠地识别政策的真实因果效应。图 2 和图 3 分别对应两种检验方法的安慰剂效应分布，表 4 汇报了安慰剂检验结果。两种方法下双边检验 P 都在 5%的水平上显著，拒绝政策效应为零的原假设，说明政策效应不太可能是由随机因素导致。左边检验的 P 分别为 0.012 和 0.010，政策效应至少在 5% 的显著性水平上显著，



水平虚线对应 P=0.01；垂直虚线代表基准回归估计系数，即−0.126

图 2　空间安慰剂效应分布

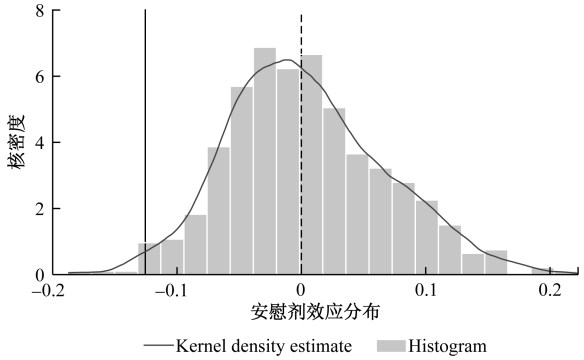


图 3　有约束混合安慰剂效应分布

表 4　安慰剂检验结果

变量	处理效应	空间安慰剂检验			有约束混合安慰剂检验		
		双边 P	左边 P	右边 P	双边 P	左边 P	右边 P
DID_it	−0.126	0.042	0.012	0.988	0.048	0.010	0.990

进一步支持绿色金融政策对城市碳排放强度有显著负向影响。另外，右边检验的 P 均远大于 0.1，说明了政策负向效应的稳健性。

3.4　内生性检验

为降低样本选择偏误对估计结果造成的影响，采用倾向得分匹配—双重差分法（PSM-DID）进行内生性检验。由于处理组仅包含 9 个城市，为规避小样本偏差，分别基于卡尺内 1∶4匹配（卡钳值为 0.05）和半径匹配进行逐年匹配。平衡性检验结果显示，匹配后各协变量标准化偏差的绝对值均小于 10%，且 t 检验的 P 均未通过 10%水平的显著性检验，说明匹配后实验组与对照组无系统性差异。表 5 列(1)～列(4)报告了逐年 PSM 的回归结果，两种匹配方法下，无论是否加入控制变量，核心解释变量的系数均在 1%的水平上显著为负，与基准回归结论一致。

3.5　稳健性检验

为了进一步验证基准回归结果的稳健性，从以下几个角度开展稳健性检验。

3.5.1　Bacon 分解

对于多时点双重差分模型，传统双向固定（TWFE）效应的处理效应在不同的组间和时间维度下可能存在“异质性偏误”[28]。Goodman-Bacon[29]提出了一种检验方法，将传统多期 DID 估计量分解为多个两期两组的 DID 子估计量的加权平均，这些子估计量分别对应于不同处理时间队列之间的比较（包括较早接受处理组与较晚接受处理组、处理组与从未处理组等）。表 6 的 Bacon 分解结果表明，以从未接受处理组作为控制组的权重高达 0.998，

表 5　倾向得分匹配后回归结果

变量	1:4近邻匹配		半径匹配	
	(1)	(2)	(3)	(4)
DID_{it}	−0.126***	−0.068**	−0.165***	−0.128***
	(0.035)	(0.028)	(0.056)	(0.044)
lngdp		−0.633***		−0.605***
		(0.061)		(0.054)
urban		0.141		0.180
		(0.189)		(0.132)
dep		−0.437***		−0.330**
		(0.108)		(0.133)
gov		1.318***		1.127***
		(0.328)		(0.206 4)
fin		0.014		0.026*
		(0.020)		(0.015)
常数项	9.251***	18.597***	9.478***	17.521***
	(0.009)	(0.968)	(0.001)	(1.029)
城市固定	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES
观测值	412	412	3 409	3 409
调整后 R^2	0.971	0.983	0.950	0.974

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误;*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

表 6　Bacon 分解结果

组别	控制组类型	权重	平均处理效应
第一组	较晚接受处理组	0.001	0.039
第二组	较早接受处理组	0.001	0.110
第三组	从未接受处理组	0.998	−0.162

而“坏”的处理组权重仅为 0.001,意味试点城市与非试点城市的差异主导政策效应,传统 TWFE 估计量未受异质性处理效应偏误干扰。

3.5.2　异质性处理效应

Bacon 分解只提供了一种检验偏误的方法,却无法解决这种偏误。因此,借鉴 Callaway 和 Sant'Anna[30] 提出的 CSDID 方法以及 De Chaisemartin 和 D'Ha-ultfoeuille[31] 提出的 DID_multiplegt 方法检验多时点 DID 估计量的稳健性。表 7 列(1)和列(2)报告了应用逆概率加权法(IPW)及改进的双重稳健逆概率倾斜加权最小二乘法(DRIMP)的 CSDID 估计结果,加权平均处理效应都在 1%的水平上显著,且方向与基准回归方向一致。列(3)报告了 DID_multiplegt 的估计结果,在控制了城市层面的因素和固定效应之后,平均处理效应均在 1%的水平上显著为负,验证了 TWFE 估计结果的可靠性。

3.5.3　其他稳健性检验

除了上述稳健性检验,使用以下五种方法再次验证基准回归的稳健性:①替换被解释变量,采用人均二氧化碳排放量指标的对数(PCE_{it})替换碳排放强度;②解释变量滞后一期,考虑到绿色金融改革创新试验区政策对城市碳减排效应的影响可能存在一定的滞后性,借鉴邵帅等[32]的做法,将解释变量滞后一期进行回归;③控制交互固定效应,在基准回归模型中进一步加入省份与时间趋势的交互项,以控制省份层面未观测因素的线性变化;④剔除直辖市,直辖市与普通地级市具有不同的经济发展水平和要素禀赋,可能影响到回归结果的一般性,因此剔除样本中的三个直辖市(北京、天津和上海)后重新进行回归;⑤排除其他政策干扰,样本期间内施行的其他相关政策也可能影响估计结果,2010 年、2012 年和 2017 年分批实施的低碳城市试点政策,2013 年开始陆续实施的碳排放权交易政策。将低碳试点政策虚拟变量和碳排放权交易政策虚拟变量(如果 i 城市在 t 年成为试点城市,则该年及之后年份取值为 1,否则为 0)作为控制变量纳入基准回归模型中重新进行估计。表 8 的结果印证了前文研究结论的稳健性,即试验区政策能够发挥城市碳减排效应。

表 7　异质性稳健估计结果

变量	CSDID		DID_multiplegt
	IPW 估计	DRIMP 估计	
	(1)	(2)	(3)
ATT	−0.138***	−0.142***	−0.093***
	(0.054)	(0.056)	(0.021)
控制变量	YES	YES	YES
固定效应	YES	YES	YES
观测值	3 424	3 424	2 817

4　影响机制分析

根据前文理论分析,绿色金融政策会通过绿色技术创新和能源强度两种渠道发挥城市碳减排效应,构建模型(3)和模型(4)对这两种作用渠道进行机制检验。

$$M_{it}=\varphi_0+\varphi_1 DID_{it}+\varphi_2 X_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$CEI_{it}=\delta_0+\delta_1 DID_{it}+\delta_2 M_{it}+\delta_3 X_{it}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中:M_{it} 为机制变量,包括绿色技术创新(GTE)和能源强度(EI),其中绿色技术创新(GTE)划分为实质性绿色技术创新(GTEI)和策略性绿色技术创新(GTEU)。表 9 列(1)和列(3)中,核心解释变量的回归系数均显著为正,表明绿色金融政策同时促进了实质性和策略性绿色技术创新,列(2)和列(4)中,核心解释变量和绿色技术创新的回归系数均显著为负,意味“绿色技术创新”渠道在绿色金融政策

表 8　其他稳健性检验结果

变量	替换被解释变量	滞后解释变量	省份×时间趋势	剔除直辖市	剔除政策干扰
	PCE_{it}	CEI_{it}	CEI_{it}	CEI_{it}	CEI_{it}
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DID_{it}	−0.180***		−0.093*	−0.126***	−0.123***
	(0.051)		(0.056)	(0.043)	(0.046)
L. DID_{it}		−0.169***			
		(0.039)			
lngdp	0.297***	0.317***	−0.490***	−0.594***	−0.598***
	(0.051)	(0.049)	(0.052)	(0.053)	(0.053)
urban	0.426***	0.347***	0.185	0.182	0.201
	(0.139)	(0.123)	(0.121)	(0.135)	(0.131)
dep	−0.364**	−0.263**	−0.343***	−0.344**	−0.347**
	(0.155)	(0.121)	(0.121)	(0.138)	(0.139)
gov	0.976***	0.930***	0.975***	1.127***	1.109***
	(0.201)	(0.198)	(0.224)	(0.207)	(0.207)
fin	0.017	0.031**	0.028**	0.030**	0.031**
	(0.015)	(0.015)	(0.014)	(0.015)	(0.015)
常数项	9.482***	8.694***	16.377***	17.469***	17.521***
	(1.110)	(0.954)	(0.894)	(1.051)	(1.063)
城市固定	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	3 432	3 146	3 432	3 396	3 432
调整后 R^2	0.972	0.976	0.978	0.974	0.974

注：括号内为聚类到城市层面的稳健标准误；*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

发挥城市碳减排效应中起到中介作用。表 9 列(5)的结果显示，以能源强度作为因变量，DID 的回归系数在 5%的水平上负向显著，列(6)加入了能源强度后，DID 系数仍然在 1%的水平上负向显著，说明绿色金融政策能够通过降低“能源强度”促进城市碳减排。H2a 和 H2b 得以验证。

5　异质性分析

5.1　区域与资源禀赋异质性

5.5.1　区域异质性

考虑到区域位置可能会对政策的实施效果产生影响，将处理组样本按照省份分为东、西和中部地区三个子样本，表 10 列(1)～列(3)的实证结果显示，绿色金融政策的碳减排效应在东部和西部地区显著，而对中部地区的碳排放强度虽然有一定的抑制作用，但并不显著。组间系数差异检验结果表明，东中部、中西部和东西部地区样本均存在显著差异。可能成因在于：东部地区依托成熟的金融市场，政策工具更易渗透至微观主体；西部地区受益于中央财政转移支付与生态补偿机制，政策执行阻力较小；中部地区作为传统工业基地，存在政策空转与利益博弈，削弱了政策有效性。

表 9　机制检验结果

变量	GTEI	CEI_{it}	GTEU	CEI_{it}	EI	CEI_{it}
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DID_{it}	0.045***	−0.091**	0.023**	−0.111***	−0.095**	−0.117***
	(0.013)	(0.035)	(0.010)	(0.036)	(0.044)	(0.043)
GTEI		−0.778***				
		(0.176)				
GTEU				−0.629***		
				(0.126)		
EI						0.092***
						(0.013)
lngdp	−0.013**	−0.606***	−0.018***	−0.607***	−0.013	−0.595***
	(0.006)	(0.052)	(0.005)	(0.052)	(0.050)	(0.051)
urban	−0.072***	0.136	−0.054***	0.158	0.650***	0.133
	(0.021)	(0.132)	(0.020)	(0.132)	(0.181)	(0.131)
dep	0.081***	−0.280**	0.072***	−0.297**	−0.450*	−0.301***
	(0.023)	(0.113)	(0.020)	(0.119)	(0.259)	(0.109)
gov	−0.088***	1.051***	−0.084***	1.066***	0.964***	1.031***
	(0.017)	(0.198)	(0.018)	(0.199)	(0.301)	(0.189)
fin	0.004**	0.034**	−0.001	0.031**	0.107***	0.021
	(0.002)	(0.014)	(0.002)	(0.014)	(0.022)	(0.014)
常数项	−0.238	17.294***	−0.141	17.390***	2.625	17.239***
	(0.151)	(0.916)	(0.132)	(0.946)	(1.696)	(0.897)
城市固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	3 432	3 432	3432	3 432	3 432	3 432
调整后 R^2	0.880	0.975	0.834	0.975	0.657	0.975

注：括号内为聚类到城市层面的稳健标准误；*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

5.1.2　资源异质性

由于不同城市的资源存在差异性,参照《全国资源型城市可持续发展规划(2013—2020年)》,将研究样本分为资源型城市和非资源型城市。根据表10列(4)和列(5)的结果可以看出,绿色金融政策可以显著降低非资源型城市的碳排放强度,而对资源型城市的碳减排效应并不显著。组间差异系数检验结果在10%的水平上显著,说明在两组样本中绿色金融政策的碳减排效应存在显著差异。究其原因,资源型城市依赖高能耗、高排放产业,而非资源型城市则更多依赖第三产业发展经济,更容易在试验区政策的影响下实现碳减排。

表10　区域与资源禀赋异质性分析结果

变量	东部地区	中部地区	西部地区	资源型城市	非资源型城市
	CEI_{it}	CEI_{it}	CEI_{it}	CEI_{it}	CEI_{it}
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DID_{it}	−0.136***	−0.071	−0.128*	0.029	−0.147***
	(0.047)	(0.071)	(0.070)	(0.042)	(0.040)
lngdp	−0.696***	−0.539***	−0.608***	−0.775***	−0.491***
	(0.044)	(0.097)	(0.110)	(0.076)	(0.067)
urban	0.067	0.285	0.069	0.301	0.154
	(0.133)	(0.275)	(0.275)	(0.289)	(0.149)
dep	−0.479***	−0.673***	−0.166**	−0.102	−0.316**
	(0.124)	(0.239)	(0.075)	(0.199)	(0.141)
gov	0.749***	1.170***	1.315***	0.573**	1.317***
	(0.201)	(0.349)	(0.447)	(0.349)	(0.276)
fin	0.036***	0.037	0.015	0.021*	0.043**
	(0.014)	(0.024)	(0.040)	(0.017)	(0.020)
常数项	19.787***	18.734***	16.443***	18.690***	16.011***
	(1.025)	(1.968)	(1.206)	(1.438)	(1.219)
城市固定	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	1 200	1 200	1 032	684	2 748
调整后 R^2	0.980	0.966	0.975	0.970	0.970
组间差异检验	东中部间	中西部间	东西部间		
P	0.036	0.049	0.082	0.056	

注:括号内为聚类到城市层面的稳健标准误;*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平;异质性分析采用费舍尔组合检验(抽样1 000次)进行组间系数差异检验。

5.2　其他异质性

5.2.1　公众环境关注度

公众环境关注度高的城市,居民更偏好于消费绿色产品,社会对污染行为的容忍度更低,对政府环保履职的监督意愿更强,企业面临的绿色转型需求更迫切。另外,高公众环境关注度往往伴随更透明的环境信息披露,从而降低了绿色金融政策的执行成本。参考吴力波等[33]、伊志宏等[34]的做法,采用百度环境污染与雾霾搜索指数年均值之和加1取对数表征公众环境关注度,并按照中位数分组回归。如表11列(1)和列(2)所示,绿色金融政策对公众环境关注度高的城市的碳减排效应更显著,组间系数差异检验也证实了这一结果,说明公众环境关注形成的外部监督与信息披露优势,能够强化绿色金融政策的执行效果,推动城市低碳转型。

5.2.2　环境规制强度

参考邵帅等[35]的做法,采用Python软件对2012—2023年286个地级市的政府工作报告进行分词处理,将各城市的环保词频所在句子的字数占整个政府工作报告总字数的比例作为当年环境规制强度的衡量指标。表11列(3)和列(4)汇报了按照环境规制强度中位数分组回归的结果,结果表明,在强环境规制城市中,绿色金融政策对城市碳排放强度具有显著的负向影响,而在弱环境规制城市中这种影响相对有限,组间系数差异检验结果也支持了这一结论。这是因为在强环境规制的城市,政府通过“环保督察+绿色信贷”联动机制,不仅提高了企业的合规压力,还通过绿色金融工具,引导资金流向低碳领域,形成“规制约束-金融激励”的双重驱动。

5.2.3　金融市场化程度异质性

借鉴斯丽娟和姚小强[36]的做法,以年末金融机构存贷款余额占GDP比例的中位数分组,分别基于模型(1)进行回归。表11列(5)和列(6)的结果表明,在金融市场化程度强的城市中,绿色金融政策对碳排放强度具有显著的负向影响,而对于金融市场化强度弱的城市影响并不显著,组间系数差异检验结果也表明两者存在显著差异。可能的原因在于,金融市场化程度强的地区具备更完善的利率市场化机制与风险定价能力,拥有更成熟的绿色金融专营机构,且发达的多层次资本市场能够为绿色技术企业提供多元化融资渠道,从而更高效地传导绿色金融政策信号,促进城市碳减排。

6　结论与建议

6.1　结论

以绿色金融改革创新试验区的设立作为准自然实验,基于2012—2023年全国286个地级市的面板数据,运用多时点双重差分法(DID)考察绿色金融政策对城市碳减排效应的影响及其作用机制。研究发现:①绿色金融试验区政策的实施,显著抑制了试点城市的碳排放强度,且该结论在经过一系列稳健性检验后依然成立。②机制检验结果表明,

表 11　其他异质性分析结果

变量	公众环境关注度		环境规制强度		金融市场化程度	
	CEI_{it}		CEI_{it}		CEI_{it}	
	高关注	低关注	强规制	弱规制	强金融化	弱金融化
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DID_{it}	−0.110**	−0.031	−0.139**	−0.092	−0.127***	0.002
	(0.053)	(0.054)	(0.056)	(0.039)	(0.039)	(0.025)
lngdp	−0.622***	−0.606***	−0.613***	−0.432***	−0.432***	−0.728***
	(0.066)	(0.079)	(0.061)	(0.059)	(0.059)	(0.084)
urban	0.136	0.241	0.220	0.028	0.028	0.047
	(0.152)	(0.198)	(0.167)	(0.132)	(0.132)	(0.241)
dep	−0.403**	−0.180**	−0.479***	−0.448***	−0.448***	0.018
	(0.196)	(0.086)	(0.175)	(0.157)	(0.157)	(0.167)
gov	1.061***	0.986***	0.988***	0.738***	0.738***	1.371***
	(0.301)	(0.241)	(0.217)	(0.213)	(0.213)	(0.381)
fin	0.019	0.052**	0.035**	0.059**	0.059***	0.008
	(0.018)	(0.021)	(0.014)	(0.020)	(0.020)	(0.043)
常数项	18.389***	16.508***	18.489***	16.298***	16.298***	17.012***
	(1.649)	(0.984)	(1.400)	(1.270)	(1.270)	(1.280)
城市固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	1 722	1 710	1 700	1 690	1 708	1 712
调整后 R^2	0.984	0.970	0.975	0.977	0.983	0.972
P	0.023		0.017		0.060	

注：括号内为聚类到城市层面的稳健标准误；*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平；异质性分析采用费舍尔组合检验（抽样 1 000 次）进行组间系数差异检验。

绿色金融试验区政策可以通过绿色技术创新与能源强度两种渠道发挥城市碳减排效应。③异质性分析结果表明，绿色金融政策效果呈现显著的空间分异特征：东部和西部地区碳减排效应显著，而中部地区不显著；非资源型城市碳减排效果显著优于资源型城市；在公众环境关注度高、环境规制强度强、金融市场化程度高的城市绿色金融政策的碳减排效应更显著。

6.2　建议

基于上述研究结论，提出如下政策建议。

（1）强化政策实施与推广，在审慎评估基础上稳步扩大试验区范围，并强化其与地方“双碳”目标的协同推进与衔接。一方面，通过完善政策体系、强化激励与约束机制、加强监管与信息披露，可以有效提升绿色金融政策的实施效果，助力实现“双碳”目标；另一方面，优先将具有相似碳减排潜力的非试点城市纳入试验区，最大化政策红利。

（2）推动绿色技术创新与能源结构优化。政府和金融机构加大对绿色技术研发的资金支持，通过设立绿色技术创新专项贷款、风险投资引导基金等方式，鼓励企业开展节能减排技术创新。同时，加快能源结构调整，在绿色金融政策支持下，推动新能源项目的建设与发展，提高清洁能源在能源消费中的占比，降低对传统化石能源的依赖，从源头上减少碳排放。

（3）加强差异化政策设计。东西部地区深化绿色金融工具创新，推动数字技术与绿色金融融合，强化技术扩散效应。中部地区加大中央财政转移支付力度，配套专项绿色信贷额度，破解“政策空转”难题。在资源型城市，绿色金融政策着重支持资源型产业的绿色转型，通过财政贴息、税收减免激励传统产业低碳化改造，对冲“资源诅咒”效应。在非资源型城市，可进一步拓展绿色金融服务领域，推动新兴绿色产业发展。对于公众环境关注度高的城市，进一步完善公众参与机制，增强公众对绿色金融政策的监督与支持。针对弱环境规制地区，将碳排放强度纳入地方政府绩效考核，倒逼企业绿色转型。另外，持续深化金融市场化改革，打破隐性担保，强化市场纪律，在金融市场化程度高的城市，充分发挥市场机制作用，创新绿色金融产品，提高绿色金融市场的活跃度和资源配置效率。

参考文献

[1] 欧阳志远，史作廷，石敏俊，等. “碳达峰碳中和”：挑战与对策[J]. 河北经贸大学学报，2021，42(5)：1-11.

[2] 苏冬蔚，连莉莉. 绿色信贷是否影响重污染企业的投融资行为?[J]. 金融研究，2018(12)：123-137.

[3] 王馨，王营. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界，2021，37(6)：173-188.
[4] 宁金辉，王敏. 绿色债券能缓解企业“短融长投”吗？——来自债券市场的经验证据[J]. 证券市场导报，2021(9)：48-59.
[5] 文书洋，刘浩，王慧. 绿色金融、绿色创新与经济高质量发展[J]. 金融研究，2022(8)：1-17.
[6] 王遥，王瑾喆，吴祯姝，等. 绿色金融能否促进经济“脱虚向实”——基于绿色金融改革创新试验区的经验证据[J]. 金融研究，2025(12)：20-38.
[7] 马莹莹;姚文艳;姜玲;薛雅伟. 绿色金融改革创新试验区政策对城市减污降碳的影响及作用机制[J]. 中国人口·资源与环境. 2024(6)：45-55.
[8] 沈璐，廖显春. 绿色金融改革创新与企业履行社会责任——来自绿色金融改革创新试验区的证据[J]. 金融论坛，2020，25(10)：69-80.
[9] 高国力，文扬，王丽，等. 基于碳排放影响因素的城市群碳达峰研究[J]. 经济管理，2023，45(2)：39-58.
[10] 张婷，李泽辉，崔婕. 绿色金融、环境规制与产业结构优化[J]. 山西财经大学学报，2022，44(6)：84-98.
[11] YANG Q，YE Z. Green finance development and carbon emissions：evidence from a spatial panel data analysis in China[J]. Polish Journal of Environmental Studies，2024，33(6)：6473-6491.
[12] WANG L，CHEN L. Impacts of digital economy agglomeration on carbon emission：a two-tier stochastic frontier and spatial decomposition analysis of China[J]. Sustainable Cities and Society，2023，95：104624.
[13] 杜少娟，刘臣炜，姚国慧，等. 长三角产业合作区碳排放时空特征及影响因素[J]. 生态与农村环境学报，2025，41(1)：41-51.
[14] 董康银，刘洋，董秀成. 绿色债券对区域碳减排的影响——基于环境关注度视角[J]. 北京理工大学学报(社会科学版)，2025，27(4)：42-53.
[15] 冯晗，郭琨，王珏. 绿色金融体系政策对绿色企业全要素生产率的影响[J/OL]. 系统工程理论与实践，1-20[2026-03-01]. https：//link. cnki. net/urlid/11. 2267. N. 20251009. 0913. 004.
[16] 李慧，佟孟华，张国建. 绿色金融改革创新试验区的碳减排效应——基于空间溢出效应与城市异质性的视角[J]. 统计研究，2024，41(9)：44-58.
[17] 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(5)：1-9.
[18] 田虹，秦喜亮. 绿色技术创新对城市碳减排影响的区域差异和收敛性——来自地级市层面的经验证据[J]. 财经理论与实践，2024，45(1)：97-103.
[19] ROMER P M. Increasing returns and long-run growth[J]. Journal of Political Economy，1986，94(5)：1002-1037.
[20] PORTER M E，VAN DER LINDE C. Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship[J]. Journal of Economic Perspectives，1995，9(4)：97-118.
[21] KAYA Y. Impact of carbon dioxide emission control on GNP growth：interpretation of proposed scenarios[R]. Paris：Intergovernmental Panel on Climate Change/Response Strategies Working Group，1989.
[22] IPCC. Climate change 2022：mitigation of climate change：working group III Contribution to the IPCC sixth assessment report[R/OL]. [2025-12-10]. https：//www. ipcc. ch/report/ar6/wg3/.
[23] 黎文靖，郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新？——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究，2016，51(4)：60-73.
[24] 蒋金荷，黄珊. 贸易新业态对绿色技术创新的影响研究——来自跨境电商综合试验区政策的证据[J]. 数量经济技术经济研究，2024，41(12)：133-154.
[25] 王爱萍，陈妙，胡海峰. 绿色金融改革创新试验区的设立对企业绿色转型的影响——基于企业战略导向与创新行动的分析[J]. 南开经济研究，2024(12)：187-205.
[26] BECK T，LEVINE R，LEVKOV A. Big bad banks? the winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance，2010，65(5)：1637-1667.
[27] 陈强，齐霁，颜冠鹏. 双重差分法的安慰剂检验：一个实践的指南[J]. 管理世界，2025，41(2)：181-220.
[28] 刘冲，沙学康，张妍. 交错双重差分：处理效应异质性与估计方法选择[J]. 数量经济技术经济研究，2022，39(9)：177-204.
[29] GOODMAN-BACON A. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. Journal of Econometrics，2021，225(2)：254-277.
[30] CALLAWAY B，SANT'ANNA P H C. Difference-in-differences with multiple time periods[J]. Journal of Econometrics，2021，225(2)：200-230.
[31] DE CHAISEMARTIN C，D'HAULTFOEUILLE X. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects[J]. American Economic Review，2020，110(9)：2964-2996.
[32] 邵帅，范美婷，杨莉莉. 经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J]. 管理世界，2022，38(2)：46-69.
[33] 吴力波，杨眉敏，孙可哿. 公众环境关注度对企业和政府环境治理的影响[J]. 中国人口·资源与环境，2022，32(2)：1-14.
[34] 伊志宏，陈欣，田柳. 公众环境关注对企业绿色创新的影响[J]. 经济理论与经济管理，2022，42(7)：32-48.
[35] 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(8)：119-146.
[36] 斯丽娟，姚小强. 绿色金融改革创新与区域产业结构生态化——来自绿色金融改革创新试验区的准自然实验[J]. 学习与探索，2022(4)：129-138.

Urban Carbon Emission Reduction Effects of Green Finance Policy: A Quasi-natural Experiment Based on the Green Finance Reform and Innovation Pilot Zones

LI Shu, ZHANG Hongyu

(School of Economics and Management, Changchun University of Science and Technology, Changchun 130021, China)

Abstract: Taking the establishment of Green Finance Reform and Innovation Pilot Zones in two batches (2017 and 2019) as an exogenous policy shock, a multi-period difference-in-differences (DID) model was constructed based on panel data from 286 prefecture-level cities in China from 2012 to 2023, and the impact and mechanism of green finance policy on urban carbon emission reduction were systematically evaluated. The findings reveal that green finance policy significantly reduces the carbon emission intensity of pilot cities, and this conclusion remains valid after endogeneity tests and robustness tests such as heterogeneous treatments. Mechanism tests indicate that green technological innovation and energy intensity are the core transmission channels. The policy effects exhibit significant heterogeneity. The emission reduction effects are stronger in eastern and western regions, non-resource-based cities, cities with high public environmental attention, cities with strong environmental regulation, and cities with a high degree of financial marketization.

Keywords: green finance policy; carbon emission reduction; green technology innovation; energy intensity; multi-period difference-in-differences