

绿色金融对城市碳排放的影响研究——基于“绿色金融改革创新试验区”的准自然实验

闵烁婷

北方华锦化学工业集团有限公司，辽宁盘锦，124021；

摘要：在全球积极应对气候变化以及中国坚定推进“双碳”目标的大背景下，发展绿色金融成为城市实现低碳转型的关键路径。本研究基于2003—2022年中国284个城市的面板数据，基于“绿色金融改革创新试验区”准自然实验，运用双重差分法（DID）进行实证分析，探究绿色金融政策对城市碳排放的影响。在绿色金融改革创新试验区政策实施后，城市碳排放量得到显著降低。基于研究结论，本文提出优化绿色金融资源配置、制定针对性差异化的政策、加强绿色金融标准制定和健全环境信息披露以及监管机制等政策建议。

关键词：绿色金融改革创新试验区；城市碳排放；低碳转型；双重差分法

DOI：10.64216/3104-9672.25.02.053

引言

随着经济的迅速增长、城市的不断发展，城市碳排放问题日益突出，减少碳排放、推动低碳发展已经逐渐成为社会共识话题。绿色金融的提出讲求金融活动与环境保护的协调发展，而针对碳排放问题，其可以调配资金流向绿色产业，优化资源配置，提供低碳方案。作为全球主要碳排放国，中国在“双碳”目标下责任重大。为了探索绿色金融发展模式和其所能达到的效果，在2017年，我国在全国八大城市建立“绿色金融改革创新试验区”，探索绿色金融发展新模式。本研究属于金融和环境学科交叉领域的相关研究，选题着眼于探究绿色金融对城市碳排放这一关键环境指标的影响，通过已有政策和已建立的试验区进行相关分析，通过进行准自然实验，构建双重差分（DID）模型，探究绿色金融政策对城市碳排放的影响。研究取得的相关结论，可以为政府相关政策的制定和调整提供一定的实证支撑，同时，也可以为金融机构提供方向指引，引导资金更多流入低碳环保产业，促进产业结构优化，加速推动城市低碳转型，促进环保城市的形成，为非试点城市提供经验和改革借鉴样板。

1 概念界定与文献综述

1.1 概念界定

（1）绿色金融

绿色金融是指金融部门把环境保护纳入金融业务流程之中，在金融投资和经营过程中考虑环境影响，支持环境改善，重视环境污染控制和治理（中国人民银行等，2016）^[1]，促进经济与环境协调发展。通过资金规

划与金融工具，引导社会资金向绿色产业和项目倾斜^[2]。

（2）城市碳排放

碳排放是温室气体排放的简称。城市碳排放主要指的是城市在生产、生活等城市运行活动中直接或间接产生的二氧化碳、甲烷等温室气体排放，主要源于能源消耗、工业生产过程等环节（世界银行，2023）^[2]。

（3）绿色金融改革创新试验区

2017年，经国务院同意批准，七大部门在全国八大城市（浙江衢州、浙江湖州、广州花都区、贵州贵安新区、江西赣江新区、新疆哈密市、新疆昌吉回族自治州和新疆克拉玛依市）设立“绿色金融改革创新试验区”，开启金融改革创新试验^[3]。推广绿色金融政策、服务、产品等，进行改革创新的先行试验，旨在探索绿色金融发展模式与成效，为绿色金融在全国范围内推广提供经验和范例。

1.2 文献综述

（1）关于绿色金融影响城市碳排放的研究

在绿色金融与城市碳排放关系的研究中，国内研究重点分为两个方面：一部分主要着眼理论，探究绿色金融对城市碳排放的影响机制。另一部分除了理论层面，还同时利用实证分析进行研究，例如利用多元线性回归模型，分析绿色金融对绿色经济发展的影响（龚贤等，2018）^[4]；利用空间杜宾模型，分析“绿色金融→碳减排→共同富裕”的路径（李玉梅等，2023）^[5]等等。国际研究更多关注绿色金融是如何通过支持技术创新、降低碳排放给经济可持续增长带来帮助的（Crawford& French，2008）^[6]。

表 1.1 绿色金融影响城市碳排放的代表性研究

观点类型	代表性文献	研究视角	研究数据	研究结论
促进碳减排	邹晓峰,杜校辉 (2022)	绿色金融实施效果	2005-2018 年中国 30 个省份的面板数据	绿色金融发展与二氧化碳排放的减少呈正相关关系, 还带动了城镇化水平的提高 ^[7]
提高碳排放效率	杨礼渊等 (2023)	空间视角	2010-2020 年中国 30 个省份的面板数据	绿色金融的发展利于提高本地的碳排放效率, 而且对临近省份的碳排放效率具有正向促进作用 ^[8]
倒 U 型	Liu & Zhang (2021)	城市发展阶段与绿色金融协同关系视角	2005-2018 年中国 280 个地级市的面板数据	绿色金融对城市碳排放的影响呈倒 U 型关系, 在城市发展初期, 绿色金融促进碳排放增加, 但达到一定阶段后呈现抑制碳排放趋势 ^[9]
无显著线性关系	马黎珺等 (2020)	企业层面绿色金融接受度与城市碳排放关联	2012-2017 年中国 A 股上市公司绿色金融数据, 以及相关企业所在城市的碳排放数据	绿色金融对城市碳排放不存在显著的线性影响, 企业对绿色金融的利用效率和方向在城市碳排放中作用复杂 ^[10]

(2) 文献评述

很多研究肯定了绿色金融对城市碳排放量的增加起到一定的抑制作用, 为绿色金融改革的相关政策的制定和推广提供了有力的理论支撑, 推动城市低碳转型。然而研究存在欠缺和局限性: 研究内容上, 大多研究只讨论宏观的理论层面, 很少聚焦“绿色金融改革创新试验区”这一政策视角。在研究方法上, 很多研究只是进行简单的回归分析, 影响结果的准确性和可靠性。而且虽然 DID 模型广泛被应用于政策效应评估, 但很少基于“绿色金融改革创新试验区”作准自然实验, 政策效应识别不够精确。

2 绿色金融影响城市碳排放的机制分析

2.1 理论基础与政策背景

八大试验区根据本地实际情况, 出台各项政策以支持绿色金融改革试验并逐步开展实施。在五个省份之中, 浙江和广东是东部沿海发达省份, 利用绿色金融工具推动产业转型升级从而促进绿色发展。贵州和江西是经济相对落后但绿色资源丰富的内陆地区, 所以重视利用绿色资源发展绿色金融, 构建新兴绿色发展模式。作为一带一路的重要省份, 新疆维吾尔自治区力求探索可持续发展的新模式。

2024 年 10 月, 中国人民银行、生态环境部、金融监管总局、中国证监会联合印发了《关于发挥绿色金融作用服务美丽中国建设的意见》, 进一步强调绿色金融对于城市发展的作用, 表明绿色金融在中国的政策体系日益完善发展, 为研究绿色金融对城市碳排放的影响提供了动力。

2.2 机制分析

(1) 微观层面

绿色金融政策通过约束高污染企业融资(如环境评估、ESG 评级)影响其融资成本提高, 倒逼企业加大环保投入, 引进先进的节能减排技术, 在生产过程中降低碳排放。与此同时, 推动企业的信息披露, 借助外部的监督(如 ESG 体系), 迫使企业提高碳减排力度, 努力维持市场声誉和融资能力(Friede, et al. 2015)^[11]。

(2) 宏观层面

绿色金融引导资金流向清洁能源领域, 优化能源消费结构; 同时推动产业结构向低碳倾斜, 并通过碳交易、绿色债券等工具, 提升碳排放成本, 协同政府与市场提升环境治理效率。

根据上述分析, 本文提出研究假说如下: 绿色金融改革创新试验区的设立推动绿色金融发展, 能够在一定程度上降低城市碳排放。试验区可以通过优化能源消费结构, 有效减少城市碳排放, 推动城市的低碳转型和可持续发展。

3 绿色金融影响城市碳排放的实证分析

3.1 变量选取

本次研究的样本选取, 把 2017 年全国首批设立试验区所涵盖的 8 个城市, 即广州市、湖州市、衢州市、南昌市、九江市、贵阳市、安顺市、克拉玛依市, 归为实验组。同时, 将全国范围内除这 8 个城市之外的其余地级及以上城市作为对照组。由于一些城市存在数据缺失严重的问题, 像西藏自治区(其下辖城市在数据完整性上难以满足研究要求)、青海省部分城市、新疆哈密市等, 在整理面板中被剔除。经过筛选, 最终确定了 276 个城市作为对照组(部分城市存在少量数据缺失问题, 已进行合理的插值处理)。各个变量的选取、度量方式与数据来源说明, 可在表 3.1 中查阅。

表 3.1 主要变量及计算方式

变量类型	变量名称	变量含义	度量方式	数据来源
被解释变量	Y (Carbon)	CO2 排放量	地区碳排放总量	EDGAR 欧盟全球大气排放数据库
控制变量	Open	对外开放程度	进出口总额/地区生产总值	国家统计局
	IS	产业结构	第二产业增加值	国家统计局
	Area	行政区域土地面积	行政区域土地面积	中国城市统计年鉴
	ED	城市经济密度	地区生产总值/行政区域土地面积	中国城市统计年鉴
	GDP	经济发展水平	地区生产总值 (GDP)	中国城市统计年鉴
	PD	常住人口密度	每平方公里面积上的常住人口数	中国城市统计年鉴
	Edu	教育水平	普通本专科在校学生数	国家统计局
	Urban	城镇化率	城镇常住人口/常住人口总数	中国城市统计年鉴
	EL	环境水平	地区三废总量 (废水、废弃、固体废弃物)	中国环境年鉴
	IT	信息技术水平	移动电话年末用户数	国家统计局
	FE	财政支出	政府公布的公共预算支出	各地政府官网
	Gov	政府干预程度	政府财政一般支出/地区生产总值	国家统计局
中介变量	Energy	能源消费强度	能源消费总量/地区生产总值	DMSP 夜间灯光数据

3.2 模型设定

本研究基于 2017 年 6 月我国设立的首批绿色金融改革创新试验区进行，旨在探究试验区政策是否能促进首批试点城市的碳排放量呈现负增长（昌吉州与哈密市因数据存在大量缺失被剔除，所以研究依据 8 个城市的的相关数据进行）。本次研究把试验区的设立看作一次准自然实验，运用双重差分 (DID) 模型对政策效应展开评估。研究选取了 2003–2022 年期间 284 个地级及以上城市的面板数据，将政策设立的 2017 年设定为政策处理时点，在此基础上构建如下基准 DID 模型：

$$\text{Carbon}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{treat}_i \times \text{post}_t + \sum \text{Control}_{it} + \gamma_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

模型中 Carbon_{it} ，代表 i 城市在第 t 年的二氧化碳排放量。关于政策变量的设定， $\text{did}_{it} = \text{treat}_i \times \text{post}_t$ 。这里的 treat_i 作为试验区政策的虚拟变量，当该城市属于试验区时，其取值为 1；若不属于试验区，则取值为 0。而 post_t 是政策试点时间虚拟变量，处于政策试点期间时

取值为 1，非试点期间取值为 0。 Control_{it} 代表控制变量矩阵，涵盖了多个方面的因素（表 3.1 变量解释）。另外， γ_{it} 代表个体固定效应， μ_{it} 代表时间固定效应， ε_{it} 代表随机扰动项。特别要指出的是， β 是政策虚拟变量与时间虚拟变量交互项的系数，其数值大小和正负能够反映政策效应。一旦 β 显著为负，则意味着试验区政策对降低碳排放能够起到积极作用。

3.3 描述性统计

本研究选取碳排放量 (Carbon) 作为被解释变量，对比 CEADS 中国碳核算数据库存在较多数据缺失的情况，研究数据主要来自 EDGAR 欧盟全球大气排放数据库的测度结果。核心解释变量 did 设定为政策虚拟变量 treat 与时间虚拟变量 post 的交互项，即 $\text{did}_{it} = \text{treat}_i \times \text{post}_t$ ，目的是在 DID 模型中对不同试点城市以及政策实施前后的时间进行设定。关于各变量的样本数、均值、标准差、最大最小值等数据在表 3.2 中予以展示。

表 3.2 描述性统计

变量	变量含义	样本数	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Y (Carbon)	CO2 排放量	5644	16.772	0.996	13.723	19.545
Open	对外开放程度	5644	0.197	0.355	-0.039	4.622
IS	产业结构	5644	15.408	1.165	11.362	21.262
Area	行政区域土地面积	5644	9.352	0.813	7.015	12.474
ED	城市经济密度	5644	6.845	1.409	1.565	12.075
GDP	经济发展水平	5644	6.998	1.111	3.458	10.674
PD	常住人口密度	5625	5.721	0.971	1.625	9.089
Edu	教育水平	5627	10.386	1.434	3.14	14.214
Urban	城镇化率	5471	0.51	0.174	0.112	1
EL	环境水平	5624	10.788	1.249	4.29	21.557
IT	信息技术水平	5644	5.44	1.003	1.609	8.389
FE	财政支出	5644	5.124	1.141	1.195	9.04
Gov	政府干预程度	5644	0.176	0.119	0.013	2.352
Energy	能源消费强度	5644	1.073	0.764	0.044	8.984

3.4 基准分析

表 3.3 中展示了基准回归结果，其中列 (1) 将城

市综合发展条件纳入控制变量；列 (2) 进一步控制了经济与环境产业等发展要素的影响；列 (3) 进一步考

虑了人口的相关情况，包括人口密度、居民受教育程度以及信息技术水平因素；列（4）进一步控制了政府相关因素，考量了被解释变量和全部控制变量的影响。回归结果表明，无论纳入何种控制变量，绿色金融改革创新示范区的回归系数均至少在 5% 水平显著为负，验证了

研究假说，即绿色金融改革创新试验区的设立显著降低了城市碳排放。本研究并未识别出城镇化率、对外开放程度、人口密度与教育水平对碳排放的显著影响，或许归因于样本选取的局限性。不过，这些变量的不显著性，并不会对本研究的核心假说验证产生影响。

表 3.3 DID 模型的基准回归结果

VARIABLES	(1) 考虑被解释变量和城市综合发展条件	(2) 考虑被解释变量、城市综合发展条件和环境产业要素	(3) 考虑被解释变量、城市综合发展条件、环境产业和人口因素	(4) 考虑被解释变量和研究探讨的全部控制变量
did	-0.118** (0.0518)	-0.147*** (0.0500)	-0.156*** (0.0508)	-0.167*** (0.0466)
Area	0.0350 (0.0653)	-0.00366 (0.0775)	0.0157 (0.0900)	0.00752 (0.0892)
Urban	-0.176 (0.160)	-0.221 (0.160)	-0.232 (0.160)	-0.242 (0.161)
Open	0.111 (0.0698)	0.106 (0.0682)	0.123* (0.0671)	0.115* (0.0650)
IS		0.0819** (0.0412)	0.0827** (0.0413)	0.0666* (0.0392)
EL		0.0611*** (0.0180)	0.0613*** (0.0181)	0.0603*** (0.0184)
GDP		0.0183 (0.0794)	0.0215 (0.0782)	0.00729 (0.103)
ED		0.0134 (0.0373)	0.0129 (0.0351)	0.0137 (0.0351)
PD			0.0428 (0.0913)	0.0464 (0.0900)
Edu			0.00130 (0.0189)	0.00127 (0.0191)
IT			-0.0323 (0.0278)	-0.0486* (0.0271)
FE				0.121* (0.0714)
Gov				0.119 (0.247)
Constant	16.53*** (0.625)	14.77*** (0.760)	14.48*** (1.287)	14.35*** (1.269)
Observations	5,469	5,445	5,427	5,427
R-squared	0.966	0.968	0.968	0.969

注：***、**、*分别表示 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ ，括号内为标准误

3.5 稳健性检验

（1）平行趋势检验

DID（双重差分）模型为确保估计量无偏，要求处理组与实验组需满足平行趋势假设。本文参考 Jacobson et al. (1993)^[12] 提出的事件研究法进行平行趋势检验。检验结果表明，在绿色金融改革创新试验区设立之前，除政策实施前 2 年外，其余年份均不能拒绝政策效应为 0 的原假设；绿色金融改革创新试验区设立之后，政策效应显著为负，且效应逐年加大。关于政策实施前两年的事前显著，可能的原因在于，一些城市在国家设立绿色金融试验区前已经有了一定的预期，已经逐步推出政策实行绿色金融改革。例如，湖州市委和政府在 2015 年 10 月党中央提出发展绿色金融后，就已经开始布局实施一定的绿色金融政策，并提出要努力争取成为全国绿色金融改革创新试验区。上述结果表明，绿色金融改

革创新试验区设立之前，处理组与控制组的碳排放并无太大区别，即满足双重差分法平行趋势检验的假设条件。

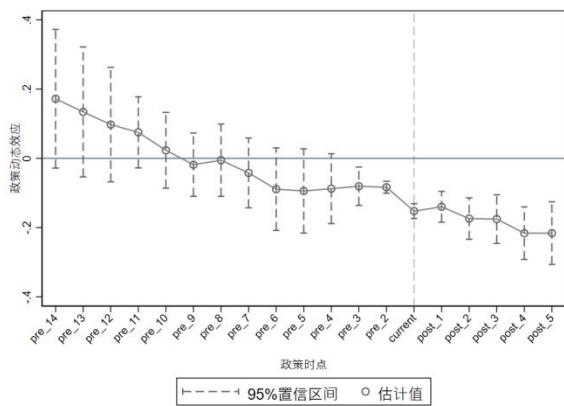


图 3.1 平行趋势检验

（2）两种维度的稳健性检验

为更深入地验证基准回归结果的可靠性,本研究从以下两个维度再次展开稳健性检验:(1)改变时间区间,在原来2003–2022年面板的基础上,分别设定year>2005、2006、2007,再次分别进行基准回归,得出结果观察是否仍然显著。(2)改变聚类cluster,改原先的城市city为省份province,再次检验回归结果。结果如表3.4所示,结果仍展现出显著性,验证了基准回归存在稳健性。

表3.4两种维度的稳健性检验

VARIABLES	(1)		(2)	
	改变时间区间		改变聚类	
Year>2005	-0.113*** (0.0415)	-0.0946** (0.0410)	-0.0785** (0.0398)	-0.167*** (0.0566)
Open	0.0604 (0.0553)	0.0439 (0.0504)	0.0396 (0.0515)	0.115*** (0.0239)
IS	0.0341 (0.0315)	0.0264 (0.0289)	0.0268 (0.0285)	0.0666 (0.0471)
Area	-0.00649 (0.0839)	-0.0463 (0.0796)	-0.0931 (0.0747)	0.00752 (0.0767)
ED	0.0156 (0.0316)	0.0171 (0.0309)	0.0152 (0.0300)	0.0137 (0.0320)
GDP	-0.0103 (0.0961)	-0.0143 (0.0889)	-0.0162 (0.0812)	0.00729 (0.0943)
PD	0.0328 (0.0815)	0.00686 (0.0783)	-0.0335 (0.0738)	0.0464 (0.115)
Edu	0.00731 (0.0174)	0.00917 (0.0165)	0.00604 (0.0155)	0.00127 (0.0222)
Urban	-0.0890 (0.145)	-0.0210 (0.123)	-0.0185 (0.111)	-0.242 (0.210)
EL	0.0375*** (0.0130)	0.0317*** (0.0109)	0.0279*** (0.0100)	0.0603*** (0.0181)
IT	-0.0187 (0.0316)	-0.0171 (0.0323)	0.00695 (0.0326)	-0.0486 (0.0334)
FE	0.117 (0.0725)	0.112* (0.0650)	0.100* (0.0556)	0.121 (0.0883)
Gov	0.104 (0.248)	0.0621 (0.217)	0.0311 (0.176)	0.119 (0.281)
Constant	15.19*** (1.154)	15.90*** (1.083)	16.61*** (0.989)	14.35*** (1.423)
Observations	4,640	4,363	4,086	5,427
R-squared	0.976	0.979	0.982	0.969

***、**、*分别表示p<0.01、p<0.05、p<0.1,括号内为标准误

(3) 安慰剂检验

为检验核心解释变量估计结果的稳健性与可靠性,本研究进行了安慰剂检验。即通过随机分配处理变量,模拟不存在真实因果关系的情景,重复多次回归估计,并绘制估计值的密度分布图(图3.2)。从图中可以看出,估计值的分布呈现出以0为中心的钟形形态,表明在随机化处理下,大多数估计结果趋近于0。同时,本研究在图中绘制了实际估计值-0.1487669以及0的参考线,结果显示实际估计值与随机模拟产生的估计值分布特征存在差异,说明原模型的估计结果并非源于随机因素,初步支持了本研究核心解释变量与被解释变量之

间因果关系的稳健性。

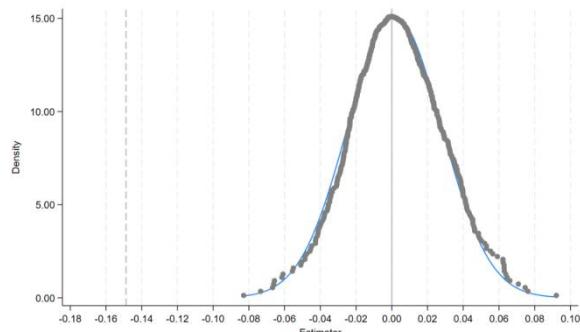


图3.2 安慰剂检验

3.6 中介效应

基于之前的研究成果得出推论,在绿色金融改革创新政策推进下,实施绿色金融能够借助降低能源消费强度这一途径,对城市碳减排可以起到促进作用。为了验证这一关系,本文构建了以能源消费强度为中介变量的中介效应模型(模型构建参照李丹丹等(2023)^[13]):

$$\text{Energy}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{treat}_i \times \text{post}_t + \sum \text{Control}_{it} + \gamma_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.2)$$

$$\text{Carbon}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{treat}_i \times \text{post}_t + \beta_2 \text{Energy}_{it} + \sum \text{Control}_{it} + \gamma_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.3)$$

中介效应的回归结果呈现在表3.5中,其中列(1)展示的是未纳入中介变量时的情况,结果表明绿色金融政策能够有效推动城市碳减排。当纳入中介变量后,列

(2)呈现出第二阶段的回归结果,可以发现 $\text{treat}_i \times \text{post}_t$ 的系数在1%的显著水平上为负,表明绿色金融政策能够显著降低能源消费强度。列(3)为第三阶段的回归结果,能源消费强度的系数在1%的显著水平上为负,这表明能源消费强度充当了绿色金融政策影响城市碳减排的传导渠道。究其原因,绿色金融政策能够引导资金向低碳领域流动,促使能源结构得以优化,降低能源消费强度,最终实现城市碳减排。

表3.5 中介效应

VARIABLES	中介效应		
	(1) Y	(2) energy	(3) Y
did	-0.167*** (0.0466)	0.255*** (0.0966)	-0.164*** (0.0459)
GCR			
Z			
Open	0.115* (0.0650)	0.00292 (0.119)	0.115* (0.0654)
IS	0.0666* (0.0392)	0.233** (0.113)	0.0687* (0.0398)
Area	0.00752 (0.0892)	0.313 (0.206)	0.0104 (0.0894)
ED	0.0137 (0.0351)	0.0444 (0.0731)	0.0141 (0.0347)
GDP	0.00729 (0.103)	-1.159*** (0.225)	-0.00333 (0.104)
OD	0.0464	-0.480* (0.0420)	0.0420

VARIABLES	中介效应		
	(1) Y (0.0900)	(2) energy (0.244)	(3) Y (0.0875)
Edu	0.00127 (0.0191)	-0.0703 (0.0793)	0.000622 (0.0191)
	-0.242 (0.161)	0.129 (0.235)	-0.241 (0.161)
EL	0.0603*** (0.0184)	-0.0794** (0.0308)	0.0596*** (0.0183)
	-0.0486* (0.0271)	-0.0371 (0.0616)	-0.0489* (0.0272)
FE	0.121* (0.0714)	0.303* (0.167)	0.124* (0.0722)
	0.119 (0.247)	-1.474*** (0.500)	0.105 (0.251)
Energy			-0.00917 (0.0239)
Constant	14.35*** (1.269)	5.538 (3.394)	14.40*** (1.260)
Observations	5,427	5,427	5,427
R-squared			

注: ***、**、*分别表示 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$, 括号内为标准误

4 研究结论与政策建议

4.1 研究结论

本研究基于 2003–2022 年中国 284 个城市的面板数据, 利用双重差分模型 (DID) 进行准自然实验, 探究绿色金融改革创新试验区政策是否对城市碳排放产生影响。在研究过程中, 通过构建计量模型、运用科学的变量测度方法, 并结合稳健性检验、安慰剂检验等一系列研究与实证分析手段, 最终得出以下结论: 政策的实施对城市碳排放产生了较为显著的抑制作用。试验区建成后, 试点城市相比自身实行政策前和非试验区的其他城市, 碳排放水平明显降低, 表明绿色金融在助力城市实现“双碳”目标中起到了积极有效的作用。

4.2 政策建议

依据上述的研究结论, 为进一步在降低城市碳排放中发挥绿色金融的作用, 提出以下几点政策建议:

第一, 优化绿色金融资源配置。政府应该科学制定相关的政策措施, 引导资金和绿色金融资源投入清洁能源产业, 设立绿色产业基金, 鼓励进行绿色产业创新, 吸引资金投入绿色技术的研发和推广中, 助力经济高质量发展和实现碳减排的“双赢”。

第二, 助力因地制宜发展。试验区政策的制定实施要充分考虑不同地区的区域特征、资源类型、产业结构和经济发展水平等等多元因素, 确保绿色金融政策的差异化, 引导资源向新能源、低碳产业倾斜, 推动传统高耗能产业的转型。

第三, 加强政策协同效应。建立健全试验区与低碳城市之间的政策协调信息共享机制, 助力各城市共同开展碳减排工作。鼓励其他城市借鉴已有试验区城市的成

功经验, 结合自身实际情况, 探索适合本地区的碳减排路径。

第四, 不断完善绿色金融制度体系, 规范绿色金融标准, 建立环境信息披露制度, 提高市场透明度, 强化绿色金融业务的监管。

参考文献

- [1] 中国人民银行, 财政部, 发展改革委等. 关于构建绿色金融体系的指导意见 [R]. 2016.
- [2] 世界银行. Thriving: Making Cities Green, Resilient, and Inclusive in a Changing Climate [R]. Washington D.C.: World Bank, 2023.
- [3] 中国人民银行研究局课题组. 绿色金融改革创新试验区建设进展及经验 [J]. 中国金融, 2023, (06): 57–59.
- [4] 龚贤, 郑长德, 肖怡然. 绿色发展视角下西藏农牧民收入增长研究——基于多元线性回归分析 [J]. 西藏研究, 2018, (06): 131–138.
- [5] 李玉梅, 陈洋毅, 刘璐, 等. 绿色金融与区域经济韧性影响机理及空间关联性研究——基于空间杜宾模型的实证分析 [J]. 林业经济, 2023, 45 (09): 39–58. DOI: 10.13843/j.cnki.lyjj.20231207.001.
- [6] Crawford J, French W. A low-carbon future: Spatial planning's role in enhancing technological innovation in the built environment [J]. Energy Policy, 2008, 36(12): 4575–4579.
- [7] 邹晓峰, 杜校辉. 绿色金融对我国碳排放的影响研究 [J]. 商业经济, 2022(11): 173–175.
- [8] 杨礼渊, 陈俊营, 方俊智. 空间视角下绿色金融对碳排放效率的影响研究 [J]. 甘肃金融, 2023(3): 16–21.
- [9] Liu X, Zhang Y. Does green finance development reduce carbon emissions? Empirical evidence from China [J]. Energy Policy, 2021, 156: 112454.
- [10] 马黎珺, 伊志宏, 黄海杰等. 绿色金融发展与企业绿色创新——基于信贷资金配置视角的分析 [J]. 金融研究, 2020(01): 180 – 197.
- [11] Friede G, Busch T, Bassen A. ESG and financial performance: aggregated evidence from more than 2000 empirical studies [J]. Journal of Sustainable Finance & Investment, 2015, 5. DOI: 10.1080/20430795.2015.1118917.
- [12] JACOBSON L S, LALONDE R J, SULLIVAN D G. Earnings losses of displaced workers [J]. The American economic review, 1993(12): 685–709.
- [13] 李丹丹, 杨柳. 政策执行效果审计对制造业高质量发展的影响研究——基于数字化水平调节效应的分析 [J]. 南京审计大学学报, 2023, 20 (04): 22–31.