

市场型环境规制能促进区域绿色创新吗？

——以碳排放权交易试点为例

孙启宸, 孙中叶, 牛晓迪

(河南工业大学经济贸易学院, 郑州 450001)

摘要: 随着市场经济的发展和环境意识的提升,市场型环境规制将发挥越来越重要的作用。基于 2008—2022 年中国 300 个地级市的面板数据,以碳排放权交易政策作为准自然实验,采用多时点双重差分法实证研究市场型环境规制对区域绿色创新的影响。研究发现,碳排放权交易政策显著促进了城市绿色创新,这一结论在稳健性检验中依然成立。机制分析发现,人才集聚、公众环保意识和政府科技投入在促进绿色创新中发挥了重要作用。此外,政策效应存在区域异质性,对华东、华中及非中心城市的绿色创新促进作用更为显著。研究结论对于政府加强碳交易市场建设、加大人才培养、提升公众环保意识并强化区域协同管理、推动绿色低碳社会的建设和可持续发展目标的实现有重要启示意义。

关键词: 环境规制; 碳排放权交易; 区域绿色创新; 多时点 DID; 可持续发展

中图分类号: X32; X196; F124.3 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)10-0350-09

在全球气候变化和环境问题日益严峻的背景下,减少碳排放、推动绿色创新已成为全球城市可持续发展的关键议题^[1]。作为应对气候变化的重要手段,全球的 29 个碳交易市场已展现显著成效^[2-3]。中国作为世界上最大的发展中国家,承担着重要的碳减排责任,于 2011 年首次提出建设碳排放权交易试点,并于 2013 年在北京、天津、上海、重庆、湖北、广东及深圳 7 个省市上线交易,而后在 2016 年启动了福建省碳交易市场。其旨在通过市场机制约束碳排放行为,引导企业与城市减少温室气体排放。城市作为经济社会活动的主要载体,既是碳排放和环境污染的主要来源^[4],也是绿色创新和可持续发展的前沿阵地。因此,碳交易政策能否促进城市绿色创新,以及通过何种机制促进,对于后续碳市场的建立及如何激励区域进行绿色创新具有深远影响。

排污权交易的概念最早由科斯基于产权理论提出,并指出温室气体具有外部性,建立强有效市场可将二氧化碳的外部性内部化,这为碳排放权交

易市场的建立提供理论基础。欧盟为履行《京都协议书》,于 2005 年建立全球首个碳排放权交易系统(EU ETS)。作为《京都协议书》第一阶段的后续方案,在之后举行的哥本哈根世界气候大会上,中国也提出碳减排的庄严承诺。依据欧盟碳交易体系在碳减排路上取得的显著效果,中国学者也开始探索独属于中国的碳交易之路。傅强和李涛^[5]首先基于中国国情提出碳市场建立的路径选择,后续学者分别从区域发展不平衡^[6]、市场配额机制^[7]、市场法规^[8]等方面寻找建立碳市场的最优方法。随着中国“碳达峰、碳中和”的提出,学界对碳排放权交易政策的研究逐渐转向可持续发展。微观层面,研究发现碳排放权交易政策能够显著提高企业的 ESG(环境、社会、公司治理英文首字母缩写)表现水平,降低碳排放强度,增强企业的风险承担能力^[9-10],且这些积极影响主要通过提升企业的绿色创新水平实现^[11-12]。宏观层面,城市作为区域经济的中心,对经济发展具有至关重要的作用。学者们采用省(市)级样本进行研究,发现碳排放权交易政通过促

收稿日期: 2024-12-06

基金项目: 国家社会科学基金青年项目(22CJL014);河南省重点研发与推广专项(软科学研究)项目(232400410132);河南省高校人文社会科学研究一般项目(2023-ZZJH-193)

作者简介: 孙启宸(2002—),男,吉林通化人,硕士研究生,研究方向为绿色金融、环境经济;孙中叶(1966—),女,河南淇县人,博士,教授,博士研究生导师,研究方向为粮食经济、国际贸易与产业经济;牛晓迪(1992—),女,博士,讲师,硕士研究生导师,研究方向为数字贸易、产业数字化与绿色化转型、技术经济。

进绿色创新水平,可以提高全要素碳排放效率、改善环境污染^[13-14],进一步推进经济社会的低碳转型与可持续发展^[15]。

然而,尽管现有研究对碳排放权交易政策和城市绿色创新进行丰富的探讨,但仍存在不足之处。理论层面,多数研究以企业视角探究碳交易政策的实施效果,普遍认为碳交易政策对城市绿色创新有促进作用,但对碳交易市场这种市场激励性政策对地区绿色发展以及绿色创新的内在机制探索不足。实证层面,由于福建省碳市场的建立稍晚于前7个省市,且之前政策实施时间较短,学者很少将其纳入政策冲击的研究,导致对碳交易政策冲击的评估可能不够全面。

因此,本文可能的边际贡献如下:第一,将福建省纳入研究框架,运用多时点双重差分法(staggered DID),区别于传统的双重差分模型,更准确地评估碳交易政策对区域绿色创新的冲击;第二,从区域绿色创新的影响机制入手,以人才集聚、环保意识、科技投入强度三个视角探究碳交易的具体作用机制,补充现有对碳排放权政策冲击的研究。

1 理论分析与研究假设

作为解决温室气体排放的新途径、国家应对气候变化的新政策工具,碳排放权交易政策不可避免地会对地区的绿色创新产生冲击。碳排放权交易政策作为以市场主导、政府引导,建立价格传导机制,依靠市场和企业自发行为达到环境保护目标的市场性环境规制,主要路径为限制总体碳排放与配额分配的市场机制。通过设立碳排放权交易市场,形成明确的碳价格信号,直接反映碳减排的边际成本。在价格信号的引导下,那些具有绿色创新潜力和减排效益的项目,往往能够获得更多的资金支持^[16],因此城市中的创新主体会权衡减排成本与购买碳排放权的成本,从而做出最优的减排决策。当碳价格较高时,主体会积极寻求绿色创新途径,如开发低碳技术、优化生产流程等^[17]。此外,在碳排放配额分配的环境下,传统经济发展模式曾被社会补偿的环境成本被企业自身承担^[18],使得排放温室气体的主体需要为其行为付出相应的经济代价。这种环境成本内部化的机制,促使他们更加重视绿色创新,通过技术创新和管理创新来降低自身环境成本。基于此,提出以下假设。

H1:碳排放权交易政策的实施会有效提高城市的绿色创新水平。

进一步,本文从人才集聚、环保意识和资本投

入三个维度来阐述碳排放交易政策对城市绿色创新的具体机制。

1.1 人才集聚

碳交易政策使企业必须在市场上购买额外的排放权以覆盖其超额排放,或直接通过减排来避免购买成本。一方面,这一机制对高碳行业构成直接的成本压力。面对配额限制和潜在的购买成本,高碳行业面临前所未有的经济激励,迫使其探索节能减排的新途径。另一方面,这种压力也转化成企业绿色转型的内在动力。在绿色转型的过程中,高碳行业深知这是知识和人才密集型的变革^[19]。因此,这些行业开始积极引进具有环保技术、新能源开发、材料科学等领域专长的人才,以期通过技术创新实现生产效率的提升和环境影响的降低。同时,环保产业作为绿色经济的重要组成部分,也迎来前所未有的发展机遇,它们同样需要大量专业人才来支撑绿色产品的研发、市场推广及服务优化,进一步加剧对高科技人才的需求。随着高科技人才流入产生的集聚效应不仅直接增加了绿色创新的劳动力供给^[20],还通过知识溢出、合作创新和网络效应间接促进区域绿色创新能力的提升^[21]。

H2:碳排放权交易政策通过吸引高科技人才,提升城市的绿色创新水平。

1.2 环保意识

在极端气候发生日益显著的条件下,公众的环境关注度也逐渐提高,碳市场的建立更是促进人们环保意识的提升。一方面,公众对生态环境的重视驱使他们更青睐绿色产品^[22],根据利益相关者理论,这种外部冲击导致重污染企业的市场竞争力下降^[23],逐渐被绿色化企业替代,这些企业为了挽回丢失的市场份额,会积极追求绿色创新以回应投资者的环保诉求^[24]。另一方面,公众对环境关注度的显著提升,在很大程度上能够抑制企业与政府之间的某些合谋行为^[25],并促使政府加大对绿色创新的投入力度,进而提升整个地区的绿色创新水平。基于此,提出以下假设。

H3:碳排放权交易政策通过提升公众的环保意识,促进城市的绿色创新水平。

1.3 资本投入

“双高”行业在低碳转型的过程中,需要投入大量资金用于技术研发、设备更新和流程再造等方面,这些成本往往高于传统生产方式。同时,低碳转型还伴随着技术风险和市场风险,如新技术的不

确定性、市场接受度等,这使得企业面临巨大的压力,甚至可能抑制其绿色创新的积极性^[26]。而政府科技支出作为一种外部支持手段,通过资金支持与提供贷款担保等方式,不仅有效缓解企业面临的环境成本与创新成本压力^[27],也帮助企业在一定程度上分担转型过程中的技术风险和市场风险,提升企业绿色创新的积极性。此外,在碳交易的市场机制下,政府投入也可以传递出政府对绿色创新重视和支持的信号,吸进更多的社会资本投入绿色领域,进一步降低企业的融资成本,提高其进行绿色创新的可行性,推动区域绿色创新的发展。基于此,提出以下假设。

H4:地区的科技支出水平会提高碳排放权交易政策对城市绿色创新水平的促进作用。

碳交易政策与区域绿色创新和传导机制如图1所示。

2 研究设计

2.1 数据来源和处理

选取2008—2022年中国境内的直辖市和地级市,并对样本进行如下筛选和处理:第一,剔除港澳台城市;第二,为保证样本质量,在初始样本的基础上,对部分样本缺失值采取线性插值法进行填补;第三,对所有的控制变量进行对数化处理。经过筛选,总样本量为4500个。相关数据分别来源于中国研究数据服务平台(CNRDS)、百度指数、《中国城市统计年鉴》以及地方统计局。

2.2 变量定义

2.2.1 被解释变量

参照现有研究,将地区的绿色专利申请数与专利授权数进行加总,并取对数,得到城市的绿色创新水平指数 Green(Green Innovation)。

2.2.2 解释变量

解释变量为碳排放权交易政策的虚拟变量交互项表示。具体来说,当 $Treat \times Time_{it} = 1$ 时,表示 i 市 t 年展开碳排放权交易试点工作,作为实验组;反之,当 $Treat \times Time_{it} = 0$ 时,表示 i 市 t 年未

展开碳排放权交易试点工作,作为对照组。下文解释变量的交互项均用 DID 表示。

2.2.3 机制变量

高科技人才数量(TAL)。将地区的 R&D 从业人员数进行对数化处理,表示地区的高科技人才数量。

公众环境关注度(PEC)。采用公众对“雾霾”的年搜索指数来衡量各地区的公众环境关注度。

政府科技投入强度(TEC)。将地区政府的科技与教育支出进行对数化处理,表示地区政府科技投入强度。

2.2.4 控制变量

控制变量包括人均生产总值、第二产业从业人员占比、外商投资企业个数、国际互联网用户数、工业二氧化硫排放量、生活垃圾无害化处理率、政府干预程度(政府一般财政支出与地区生产总值的比值)等。

2.3 模型设定

由于各省市碳排放交易试点的年份差异,采用多时点双重差分模型为基准回归模型。

$$Green_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \theta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: $Green_{it}$ 为 i 城市 t 年的绿色技术创新水平; DID_{it} 为核心解释变量,即碳排放交易试点的交互项; $Controls_{it}$ 为控制变量; θ_i 为个体固定效应; φ_t 为时间固定效应; ε_{it} 为随机误差项。

为验证政策实施对城市绿色创新水平的具体驱动机制,采用“二步法”中介效应、调节效应进行机制检验,模型如式(2)~式(4)所示。

$$TAL_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DID_{it} + \gamma_2 Controls_{it} + \theta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$PEC_{it} = \delta_0 + \delta_1 DID_{it} + \delta_2 Controls_{it} + \theta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Green_{it} = \mu_0 + \mu_1 DID_{it} + \mu_1 DID_{it} \times TEC_{it} + \mu_2 Controls_{it} + \theta_i + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中: TAL_{it} 为人才集聚水平; PEC_{it} 为公众环保意识

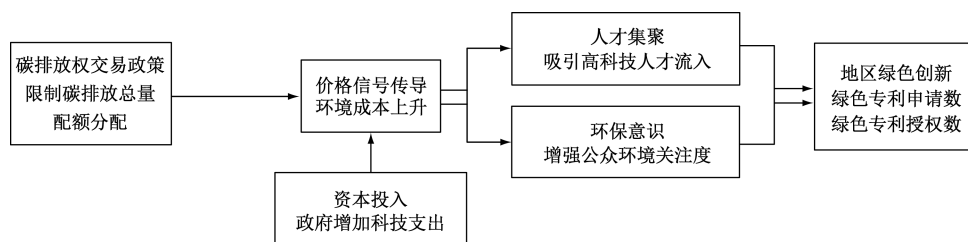


图1 碳交易政策与区域绿色创新的传导机制

识； $DID_{it} \times TEC_{it}$ 为解释变量与政府科技支出的交互项。

3 实证结果分析

3.1 描述性统计

表 1 展示了变量的描述性统计信息,可以看到,城市的绿色创新水平的最小值与最大值分别为 0.693 与 10.779,说明各城市间的绿色创新水平差异较大。

表 1 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
Green	4 500	4.751	1.841	0.693	10.779
DID	4 500	0.096	0.295	0.000	1.000
人均生产总值	4 500	10.638	0.657	4.595	13.056
第二产业人员 从业占比	4 500	3.704	0.405	0.571	4.436
地区外商投资 企业个数	4 500	2.998	1.670	0.000	8.471
当年新签项目个数	4 500	2.966	1.734	0.000	9.605
国际互联网用户数	4 500	13.221	1.086	5.468	17.762
工业废水排放量	4 500	8.198	1.210	0.000	11.477
工业二氧化硫 排放量	4 500	9.771	1.415	0.693	13.349
工业烟粉尘排放量	4 500	9.473	1.266	2.398	15.458
生活垃圾无害化 处理率	4 500	4.471	0.337	-1.238	5.892
一般工业固体废物 综合利用率	4 500	4.289	0.552	-1.561	4.668
污水处理厂集中 处理率	4 500	4.475	0.183	2.398	4.803
政府干预程度	4 500	-1.726	0.479	-3.155	0.854

3.2 平行趋势检验

基准回归采用多时点双重差分模型,因此为确保基准回归结果的有效性,在进行基准回归前,需要满足一基本前提,即实验组与对照组之间不存在显著的系统性差异。采用事件分析法,构建模型如下。

$$Green_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \theta_i + \varphi_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

式中： DID_{it} 为各城市确立为试点城市前 k 年、当年和后 s 年的观测值,非试点城市虚拟变量均为 0。

平行趋势检验结果如图 2 所示,可以发现,在碳排放权交易政策实施前,实验组与控制组的参数值均不能拒绝原假设为零的条件,故表明实验组和控制组的城市在碳排放权交易政策试点实施前,绿色创新水平并不存在系统性差异,满足基准回归模型的共同趋势假设。

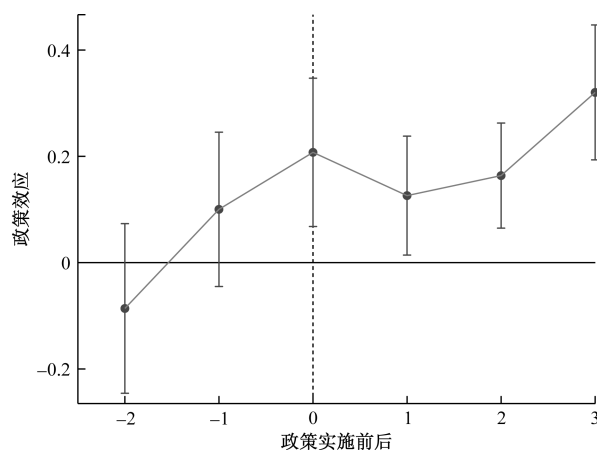


图 2 平行趋势检验

3.3 基准回归结果

基准回归结果如表 2 所示。表 2 列(1)显示,在不引入任何控制变量的情况下,政策交互项的系数在 5%的水平下显著;列(2)在引入控制变量的条件下,政策交互项系数在 1%的水平下正显著,说明碳排放权交易政策可以显著提高城市的绿色创新水平,这与 H1 相符。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)
	Green	Green
DID	0.142** (2.60)	0.138*** (2.84)
常数项	4.654*** (886.82)	-0.390 (-0.29)
控制变量	No	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes
观测值	4 200	4 200
调整后 R^2	0.957	0.963

注:***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平;括号内为 t 值。

3.4 安慰剂检验

3.4.1 时间安慰剂检验

改变政策时点,将政策实施时间提前 1 年、提前 2 年及提前 3 年,观察核心解释变量的系数显著性。若政策发生前其时间虚拟变量与实验组的交互项系数仍显著为正,则说明城市的绿色创新水平可能来自某些随机性因素或其他政策的实施,反之,则验证本文结论具有稳健性。结果如表 3 列(1)~列(3)所示。不难发现,在政策发生前 1~3 年,核心解释变量的系数并不显著,一定程度上验证了本文结论。

3.4.2 个体安慰剂检验

为验证政策效应的有效性,还进行了个体的安慰剂检验,并绘制核密度直方图,如图3和图4所示。图3为空间安慰剂检验图,经抽样后,估计系数为0.138,双边 P 与右边 P 分别为0.03和0.012,均在5%的水平下显著,因此拒绝“处理效应为零”的原假设,从图中可以更直观地看到,处理效应估计值(图中垂直实线)位于安慰剂效应分布的左侧尾部,故为极端值(若处理效应为0,则不应在一次抽样中看到);图4为多时点DID的混合安慰剂检验图,经抽样后,双边 P 与右边 P 分别为0.022和0.010,分别在5%和1%的水平下显著,因此可强烈拒绝“处理效应为零”的原假设。更直观地,图4中,处理效应的估计值(图中垂直实线)位于安慰剂效应分布的右侧尾部,故为异常极端值,进一步验证本文结论的稳健性。

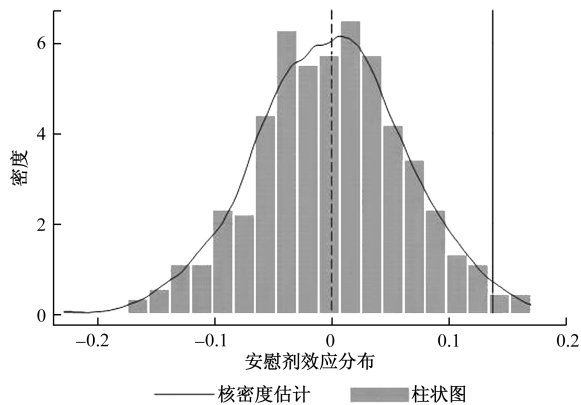


图3 空间安慰剂检验

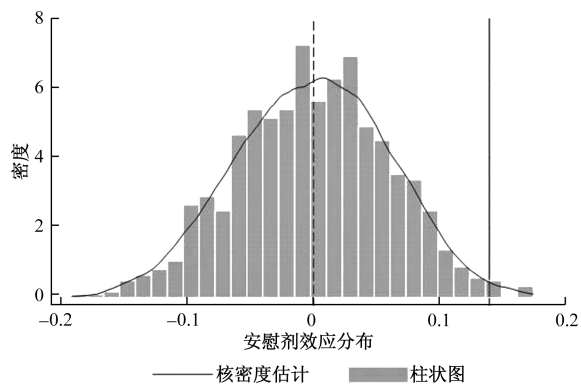


图4 混合安慰剂检验

3.5 稳健性检验

3.5.1 倾向得分匹配

为减少因样本选择偏差导致的内生性问题,通过倾向得分匹配的方法排除可能存在的不确定性干扰。具体操作为:第一,以控制变量组作为协变量对样本进行筛选;第二,逐年以1:2的近邻匹配进行选取并与对照组进行配对,而后将各年份匹配好

的样本进行合并;第三,将逐年匹配后合并的样本放回主模型中再次进行回归,回归结果如表3列(4)所示。可以看到,经匹配后的样本,其核心解释变量仍在10%的水平上显著,满足预期,假设仍成立。

3.5.2 缩小样本区间

由于前些年突发的世界重大公共卫生事件,地区的绿色创新水平可能一定程度上被抑制,因此将2019年之后的样本剔除。从表3列(5)可以看到,在缩小样本区间后,核心解释变量系数仍在1%的水平下显著,进一步表明碳交易政策试点的建立可以有效提高地区的绿色技术创新水平。

3.5.3 增加控制变量

为减少可能遗漏变量所导致的异方差,在原有控制变量的基础上增加规模以上企业数(个)、内资企业数(个)与地区年末金融机构存贷款余额(万元)4个控制变量。在数据来源上,以上控制变量均来自于《中国城市统计年鉴》且均进行对数化处理。结果如表3列(6)所示。在考虑更多经济指标后,碳交易政策的系数仍在1%的水平上显著,与基准回归结果基本一致。

3.5.4 排除其他政策干扰

在2017年,国家决定在浙江、江西、广东、贵州、新疆5省份选择部分地方,建设各有侧重、各具特色的绿色金融改革创新试验区,而绿色金融改革试验区一定程度上会增强城市的绿色创新水平。因此,为排除其他政策干扰,构建绿色金融改革试验区城市的虚拟变量,纳入模型中共同回归,结果如表3列(7)所示。可以看到,在控制次政策的条件下,碳交易政策的回归系数仍在1%的水平上显著,证明了碳排放权交易试点政策的有效性。

3.5.5 缓解多期DID异质性问题

现有学者指出,采用多时点双重差分模型进行估计时,由于处理组被处理的时间存在差异,可能会导致异质性问题。因此,本文为缓解多期DID存在的异质性问题,更换计量模型,用CSDID模型进行估计,结果如表3列(8)所示。在更换模型后,核心解释变量系数仍在5%的水平下显著,通过了稳健性检验, H1成立,即碳排放权交易政策可以有效促进城市的绿色创新水平。

3.6 影响机制

从表4列(1)和列(2)可以看到,核心解释变量的系数均为正,且分别在1%、5%的水平上显著,证明了H3。从表4列(3)可以看到,核心解释变量与交互项同为正且在5%的水平上显著,证明了H4。

表3 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Green	Green	Green	Green	Green	Green	Green	Green
F_1	0.094 (0.90)							
F_2		0.001 (0.01)						
F_3			-0.088 (-1.36)					
DID				0.165* (1.91)	0.144*** (2.80)	0.143*** (2.81)	0.142*** (2.91)	0.124** (2.17)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	4 500	4 500	4 500	670	3 600	4 500	4 500	2 026
调整后 R^2	0.705	0.705	0.705	0.973	0.964	0.964	0.964	—

注：***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著；括号中为经过聚类标准误调整的 t 值。

表4 进一步分析结果

变量	(1)	(2)	(3)
	TAL	PEC	Green
DID	0.685*** (3.81)	0.132** (2.08)	1.193** (2.31)
TEC			0.568*** (6.75)
DID×TEC			0.083** (2.31)
控制变量	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
观测值	4 500	4 500	3 600
调整后 R^2	0.765	0.943	0.957

注：***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著；括号中为经过聚类标准误调整的 t 值。

3.7 异质性

前文的研究证明了碳交易政策对城市的绿色创新水平有显著的促进作用。但从影响碳排放政策的外部因素来看，城市之间因所处自然环境不同，会一定程度上影响碳交易政策的实施效果。碳排放权交易政策对绿色创新的促进作用会随着物质资源、工业门类、市场成熟度而产生不同的政策实施效果。因此，将从城市地理分区、城市经济分区及资源禀赋 3 个方面探究政策实施在不同城市间的异质性。

3.7.1 城市地理分区

首先，从中国城市的地理分区划分为华北、东北、华东、华中、华南、西南、西北七大地区，随后进行回归分析，结果如表 5 所示。由于东北与西北未开展碳交易试点，因此不参与回归。从表 5 可以看到，碳交易试点对城市绿色创新的促进作用在华东

与华中地区尤为突出，核心解释变量系数分别在 5% 和 1% 的水平上显著为正。可能的原因是因为这两个地区相比于其他地区来说，拥有较高的人口密度和更多的工业产值，为绿色技术创新提供坚实的物质基础。对于华东地区来说，其有着沿海的区位优势，市场更成熟，对于碳排放政策这种市场型的环境规制，华东地区对其有着更灵敏的响应度^[27]，加之华东地区与国际市场链接更为紧密，市场的开放程度更高，也便于引入先进的绿色技术与管理经验，同时获得更多的技术补偿来缓解创新成本，进一步提升华东地区的绿色创新意愿；而华中地区虽不沿海，但其位于中部地区，是连接东西、沟通南北的重要枢纽，也是中国重要的工业基地，其碳排放总量更大，使得该地区对碳交易政策有着更迫切的需求。也正因为华中地区重工业占比较高，产业结构单一，所受的市场需求变化和政策调整的影响更大^[28]，因此市场型的环境规制政策实施效果更为显著；华北地区经济发展程度普遍较高，且整体环境质量较好，实施碳交易政策的效果并不明显；华南地区相对来说市场活跃度不高，市场机制不完善，这种激励型的环境政策无法更好地发挥作用；西南地区本身就拥有着丰富的水力、风力等清洁资源，其对绿色创新的需求并不高，也在一定程度上抑制碳交易政策对绿色创新的促进作用。

3.7.2 城市经济分区

其次，将国内划分为东、中、西三大经济分区进行分组回归，结果如表 6 所示。从表 6 列 (1) ~ 列 (3) 可以看到，碳交易试点政策对城市绿色创新水平的促进作用强弱顺序为东部地区 > 中部地区 >

表5 地理分区异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	华北	东北	华东	华中	华南	西南	西北
DID	0.183 (1.29)	—	0.202** (2.44)	0.390*** (3.81)	-0.117 (-0.92)	-0.087 (-0.92)	—
常数项	-3.782 (-0.89)	2.800 (1.01)	-5.410** (-2.30)	4.629*** (245.15)	9.879*** (2.72)	10.523** (2.48)	-0.960 (-0.18)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	540	525	1 185	840	600	585	225
调整后 R ²	0.972	0.963	0.968	0.957	0.955	0.966	0.945

注：***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著；括号中为经过聚类标准误调整的 *t* 值。

表6 经济分区与资源禀赋异质性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	东部	中部	西部	中心城市	非中心城市
DID	0.138** (2.42)	0.181* (1.98)	-0.096 (-1.16)	0.057 (1.02)	0.156*** (2.74)
常数项	0.347 (0.18)	-7.680*** (-3.11)	6.743 (2.56)	1.374 (0.38)	-0.341 (-0.23)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	1 725	1 635	1 140	540	3 960
调整后 R ²	0.976	0.951	0.943	0.981	0.945

注：***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内为 *t* 值。

西部地区。东部地区市场活跃，创新氛围较浓厚，且第三产业尤其是清洁型产业占比较高，良性的绿色竞争及对绿色创新的巨大需求使得东部地区吸引更多高科技人员，有着显著的“虹吸效应”，同时本身作为发达地区，经济发展水平高，知识基础好，也更易与其他省份进行创新合作，从而使其绿色创新效率在近年来始终平稳增长^[29]；对于中部地区来说，其在基础设施和地理位置上具有相对优势，在承接东部产业转移和吸引外资方面更具竞争力，并且随着中部地区经济的快速发展，环境污染和生态破坏问题日益突出，碳交易试点政策的实施进一步激发中部地区的创新活力，为企业提供绿色转型契机；反观西部地区，其在人才和技术支持方面相对匮乏，而本文认为碳交易政策对绿色创新的促进作用主要是靠吸引更多高科技人才与政府的科技支持，因此对于西部地区来说，人力资本与财政资本投入较为薄弱，从而导致碳交易政策的实施效果并不明显。

3.7.3 资源禀赋

最后，由于不同城市间行政级别与资源禀赋的

差异，参照李焕杰和张远^[30]的思路，将省会城市、直辖市及计划单列市归为中心城市，其余城市划分为非中心城市，随后进行回归，回归结果如表7列(4)和列(5)所示，相比于中心城市来说，非中心城市的效果更为显著。究其原因，一方面，非中心城市绿色创新发展与中心城市相比较滞后，具有后发优势与更多的创新潜力^[31]，通过学习中心城市的经验，非中心城市的企业更倾向于采取创新的绿色技术来减少温室气体排放，这种需求驱动了非中心的绿色创新活动更有活跃；另一方面，中心城市虽然经济发达，但内里相互交织，相互影响，可能会面临更多利益协调与监管难题^[32]，导致政策执行力度不够或执行效果不佳，从而影响该政策对绿色创新的促进作用。

4 结论与建议

在全球气候变化和环境问题日益严峻的背景下，减少碳排放、推动绿色创新已成为全球可持续发展的重要议题。本文基于 2008—2022 年中国 300 个地级市的面板数据，采用多时点双重差分法系统研究碳排放权交易政策对城市绿色创新水平的影响，并从生产力优化、公众监督、政府目标三个方面深入探讨碳交易市场对城市绿色创新水平的促进作用。主要结论如下：第一，碳排放权交易政策显著促进城市绿色创新，并在一系列稳健性检验后仍然成立；第二，多机制共同推动绿色创新，从人才集聚、公众环保意识和政府科技投入三个维度验证碳排放交易政策促进绿色创新的机制，高科技人才为城市绿色创新提供新动能；公众环保意识的增强促使企业和政府更加关注绿色创新；政府科技投入则为绿色创新提供良好的外部环境和政策保障；第三，政策效应存在区域异质性，碳交易试点政策对城市绿色创新的促进作用在不同地区存在显著差异。

综上,本文提出以下政策建议。

(1)市场层面。首先,加强碳交易市场建设,进一步完善碳排放权交易市场的法律法规体系,建立健全的市场监管机制,提高交易效率和透明度,确保市场的公平和公正。其次,优化配额分配,科学合理地制定碳排放配额分配方案,充分考虑不同地区的经济基础和产业结构特点,确保配额分配的公平性和有效性。

(2)政府层面。首先,加大政策支持力度与人才培养,建立绿色创新人才培养体系,提高人才队伍的素质和创新能力;其次,提升公众的环保意识,通过媒体宣传、学校教育等多种渠道加强公众环保意识的宣传教育,提高公众对绿色发展的认识和参与度,鼓励公众选择绿色消费方式和生活方式,共同推动绿色低碳社会的建设;最后,强化区域协同管理并完善政府环境规制,加强东、中、西部地区之间的协同治理,推动区域间在碳排放权交易、绿色技术创新等方面的交流与合作,同时推出差异化政策,针对不同地区的实际情况和发展需求,制定差异化的碳排放权交易政策和绿色创新支持政策。对于西部地区等经济基础薄弱的地区,给予更多的政策扶持和资金支持,促进其绿色创新能力的提升,推动绿色低碳社会的建设和可持续发展目标的实现。

参考文献

- [1] WYRWA J, JĘDRZEJCZAK-GAS J, BARSKAA, et al. Sustainable energy development and sustainable social development in EU countries [J]. *Energies*, 2023, 16(18): 6556.
- [2] ZHANG W, LI J, LI G, et al. Emission reduction effect and carbon market efficiency of carbon emissions trading policy in China[J]. *Energy*, 2020, 196: 117117.
- [3] MICHAELOWA A, SHISHLOV I, BRESCIA D. Evolution of international carbon markets: lessons for the Paris Agreement[J]. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Climate Change*, 2019, 10(6): e613.
- [4] 寇星霞, 彭珍, 张美根, 等. 城市及区域尺度碳同化反演研究进展[J]. *环境工程*, 2024, 42(10): 209-217.
- [5] 傅强, 李涛. 我国建立碳排放权交易市场的国际借鉴及路径选择[J]. *中国科技论坛*, 2010(9): 106-111.
- [6] 林菲, 龙凤. 碳定价协同机制的研究综述[J]. *中国环境管理*, 2024, 16(5): 51-57.
- [7] 王育宝, 樊鑫. 碳中和目标驱动下多能互补体系政策协同机理与实现路径[J]. *北京工业大学学报(社会科学版)*, 2024, 24(6): 139-153.
- [8] 钟文财. 碳排放权内幕交易规制的必要性及制度设想[J]. *证券市场导报*, 2024(5): 25-36.
- [9] 李颖, 牛浩洋, 续慧泓. 近朱者赤: 被纳入碳排放权交易试点的客户能否影响企业 ESG 表现? [J]. *研究与发展管理*, 2024, 36(1): 40-52.
- [10] 李楠, 张璐, 刘钻扩. 碳排放权交易对企业违约风险的影响及作用机制[J]. *系统工程理论与实践*, 2024, 44(8): 2475-2493.
- [11] 王丹丹, 杨勃. 碳排放权交易制度对控排企业绿色技术创新的驱动机制研究——基于市场逻辑视角[J]. *软科学*, 2024, 38(12): 71-78.
- [12] 李露茜, 吴施, 田原. 碳排放权交易与企业绿色技术创新[J]. *统计与信息论坛*, 2024, 39(6): 89-99.
- [13] 王建林, 宋蒙, 赵佳佳. 碳排放权交易提高了城市全要素碳排放效率吗? ——基于内生方向距离函数模型的研究[J]. *商业研究*, 2024(1): 71-81.
- [14] 高凯, 赵艺, 胡斌. 碳排放权交易能否改善区域环境污染? ——基于七个试点省市的合成控制法检验[J]. *运筹与管理*, 2024, 33(4): 194-199.
- [15] 蔡俊, 骆丹娜, 萧莘玥. 碳排放权交易试点政策的减排效应分析——基于碳排放量和碳排放效率的视角[J]. *系统工程理论与实践*, 2024, 44(9): 2838-2858.
- [16] 姜广省, 卢建词. 逻辑兼容性: 绿色投资者、环境规制与企业绿色创新[J]. *经济管理*, 2023, 45(9): 68-87.
- [17] 王明喜, 胡毅, 汪寿阳. 双碳视阈下“绿色消费-低碳生产”互补模型研究[J/OL]. *系统工程理论与实践*, 1-25 [2024-08-07]. <https://link.cnki.net/urlid/11.2267.N.20240515.1614.031>.
- [18] 喻旭兰, 周颖. 绿色信贷政策与高污染企业绿色转型: 基于减排和发展的视角[J]. *数量经济技术经济研究*, 2023, 40(7): 179-200.
- [19] 杨仁发, 杨静. 数字技术创新对企业 ESG 表现影响研究[J]. *统计与信息论坛*, 2024, 39(11): 93-104.
- [20] 王辉, 冯崢, 袁礼, 等. 公共科研机构绿色研发介入与企业绿色创新——基于环境外部性视角[J]. *中国工业经济*, 2024(9): 81-99.
- [21] 孟望生, 范鼎浩, 李丁. 政府数据开放对城市绿色创新效率的影响——基于政府数据开放平台上线的准自然实验[J]. *技术经济*, 2024, 43(9): 1-17.
- [22] GUO M, KUAI Y, LIU X. Stock market response to environmental policies: evidence from heavily polluting firms in China[J]. *Economic Modelling*, 2020, 86: 306-316.
- [23] 吴力波, 杨眉敏, 孙可贺. 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.
- [24] 马苓, 刘硕, 郑敏娜. 企业数字化转型、绿色创新与碳绩效——碳排放权交易政策与公众环境关注度的调节作用[J]. *研究与发展管理*, 2024, 36(2): 63-73.
- [25] 吕德胜, 王珏, 唐青青. 数字经济实现了绿色创新“增量提质”吗——基于异质环境关注视角[J]. *山西财经大学学报*, 2023, 45(5): 55-68.
- [26] 龚建骄, 兰秀娟, 胡哲能, 等. 绿色金融推动企业绿色

- 化转型的成效、局限与政策优化：来自长江经济带的证据[J]. 南方经济, 2024(10): 28-52.
- [27] 刘媛, 陆玉麒, 陈娱. 碳排放权交易对城市绿色技术创新提质增量的影响[J]. 资源科学, 2024, 46(6): 1198-1212.
- [28] 刘建民, 张晓彤, 刘晓函, 等. 地方财政风险测度与区域异质性分析[J]. 财经理论与实践, 2024, 45(6): 69-75.
- [29] 孙中瑞, 樊杰, 孙勇, 等. 中国绿色科技创新效率空间关联网络结构特征及影响因素[J]. 经济地理, 2022, 42(3): 33-43.
- [30] 李焕杰, 张远. 数字经济对城市经济绩效的驱动效应——机制识别与空间效应检验[J]. 城市发展研究, 2022, 29(6): 92-101.
- [31] 李政, 孙圣涛, 刘丰硕. 两化融合与绿色全要素生产率——基于中国推动信息化与工业化融合的政策实践[J]. 中国经济问题, 2023(5): 148-163.
- [32] 李国平, 吕爽. 京津冀跨区域治理和协同发展的重大政策实践[J]. 经济地理, 2023, 43(1): 26-33.

Can Market-based Environmental Regulation Promote Regional Green Innovation?: A Case Study of Carbon Emission Trading Pilot

SUN Qichen, SUN Zhongye, NIU Xiaodi

(School of Economics and Trade, Henan University of Technology, Zhengzhou 450001, China)

Abstract: With the development of market economy and the enhancement of environmental awareness, market-based environmental regulation will play an increasingly important role. Based on the panel data of 300 prefecture-level cities in China from 2008 to 2022, taking carbon emission trading policies as a quasi-natural experiment, the multi-time-point differential method was adopted to empirically study the impact of market-based environmental regulations on regional green innovation. It is found that the carbon emission trading policy significantly promotes urban green innovation, and this conclusion remains valid in the robustness test. Mechanism analysis shows that talent gathering, public awareness of environmental protection and government investment in science and technology play an important role in promoting green innovation. In addition, there is regional heterogeneity in the policy effect, which has a more significant promoting effect on green innovation in East China, Central China and non-central cities. The research conclusions of this paper have important implications for the government to strengthen the construction of carbon trading market, increase personnel training, enhance public awareness of environmental protection, and strengthen regional collaborative management, so as to promote the construction of a green and low-carbon society and the realization of sustainable development goals.

Keywords: environmental regulation; carbon emission trading; regional green innovation; multiple time points DID; sustainable development