

是绿色虹吸还是绿色涓滴： 低碳试点政策对绿色技术创新的邻里效应研究

傅芳宁 李胜兰*

摘要：绿色技术创新是实现绿色低碳发展模式的关键力量，是协调经济增长与环境保护的关键因素，而在绿色转型过程中各地发展不均衡不一致现象逐渐显现。文章将低碳城市试点政策作为一项准自然实验，基于2005—2018年中国沪深股市A股上市公司的绿色专利数据，采用空间双重差分模型检验了该试点政策对绿色技术创新的邻里效应及内在机制。研究发现，试点政策在促进本地绿色技术创新的同时，遏制了邻地绿色技术创新水平，且遏制作用主要体现在绿色发明专利申请上；城市创新能力越强、绿色发展程度越高，试点政策对邻地绿色技术创新的遏制作用越突出，这就造成了“以邻为壑”的不平衡局面。传导机制上，试点政策通过推动产业结构升级和吸引外商直接投资促进了本地绿色技术创新，通过抑制邻地产业结构升级并挤出邻地外商直接投资遏制了邻地绿色技术创新。邻里效应分解进一步表明，试点政策对邻近控制组城市绿色技术创新具有显著遏制作用，而处理组城市之间表现出正向溢出效应。文章对进一步完善相关低碳政策、促进地区绿色技术创新平衡发展提出了可行建议。

关键词：低碳试点 绿色技术创新 邻里效应 空间双重差分法

DOI: 10.19592/j.cnki.scje.401494

JEL分类号: Q55, Q56, Q58 中图分类号: F124

文献标识码: A 文章编号: 1000-6249(2023)08-115-19

一、问题提出

中共十九大报告中明确提出，我国社会主要矛盾在经济发展新常态下已经转变为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。“新矛盾”的准确定位修正了传统经济学单一增长目标的缺陷，揭示了新发展理念对经济、社会与自然三大系统并重关系和地区均衡公平发展的要求。为实现经济增长与环境治理的齐头并进，应对气候变化给自然界造成的严重广泛破坏，中华人民共和国国家发展和改革委员会于2010年开展低碳省区和低碳城市试点工作，随后依次于2012年和2017年扩增试点城市。低碳城市试点工作启动后，各试点城市均根据自身的资源禀赋、经济发展水平和技术优势等出台了具有当地特色的“低碳城市试点工作实施方案”，且绝大部分方案明确了通过推动技术创新来促进城市低碳发展。绿色技术创新是实现绿色低碳发展模式的关键力量，是协调

* 傅芳宁，清华大学社会科学学院，E-mail: ffn22@mails.tsinghua.edu.cn，通讯地址：北京市海淀区双清路30号清华大学，邮编：100084；李胜兰（通讯作者），中山大学岭南学院，E-mail: lnsll@mail.sysu.edu.cn，通讯地址：广东省广州市海珠区135号中山大学南校区。感谢匿名审稿人及责任编辑的建设性意见，作者文责自负。

基金项目：本文受国家自然科学基金重点项目“完善绿色生产和消费的法律制度和政策导向研究”（20AZD092）资助。

经济增长与环境保护的关键因素(Magat, 1978),中国在这方面可以形成很多新的经济增长点。低碳城市试点政策促进了试点城市内绿色技术创新(徐佳、崔静波, 2020),然而不同地区绿色技术创新发展不均衡不一致现象逐渐显现,面对环境治理和绿色转型问题,各地区不能独善其身,联防联控与区域协同发展是提高我国绿色发展水平的重要着力点(董直庆、王辉, 2019;刘金山等, 2022)。因此,本文从绿色技术创新视角出发,通过考察低碳试点政策的邻里效应对我国地区绿色发展不均衡现象进行深入分析,为我国后续完善相关低碳政策与全面协调推进绿色技术创新提供理论依据,为有效缓解社会主要矛盾提出可行建议。

早期对传统环境政策的研究阐述了其对绿色技术创新的跨区域效应,即环境政策不仅能通过“创新补偿效应”及“成本效应”影响当地的绿色技术创新,还会对附近区域的绿色技术创新产生作用(List et al., 2003; Acemoglu et al., 2012; 陆铭、冯皓, 2014)。当环境政策出台时,污染产业跨地区转移造成了环境污染的转移(Wu et al., 2017; 林伯强、邹楚沅, 2014; 李胜兰等, 2014; 沈坤荣等, 2017),从而形成“以邻为壑”的生产率增长模式(金刚、沈坤荣, 2018)。董直庆、王辉(2019)研究发现,在短期内,由于附近地区承接污染产业,当地收入水平提高,邻地企业有能力增加绿色技术创新投入。但污染产业转移在长期可能导致邻地产业向清洁技术方向转型,从而抑制绿色技术创新的发展。由此可见,对不同城市环境政策的非同步激励会减弱对绿色技术创新的激励,加强区域之间在环境政策方面的合作机制才能提升“本地-邻地”企业绿色技术创新联动效应。在制定环境政策时要充分考虑不同地区间存在的技术差距和产业结构差异,采取针对性的效率提升策略,并进行实时监控(沈能、周晶晶, 2018)。

对于低碳城市试点政策相关研究,已有文献主要针对低碳城市试点政策的直接实施效果进行了评价,近期研究开始关注试点政策的技术创新效应。绝大部分国外现有文献认为城市低碳化发展促进了环境污染水平的降低(Wolff, 2014; Gehrsitz, 2017)。随着2010年中国低碳城市试点政策的实施,学术界也越发关注中国城市低碳治理的影响及作用。低碳城市试点政策有助于吸引外商直接投资(龚梦琪等, 2019),能够通过降低城市排污和产业结构升级显著降低试点城市的空气污染水平(宋弘等, 2019),且通过“鲶鱼效应”显著降低了邻接非试点城市的碳排放(郑汉、郭立宏, 2022)。技术创新效应方面,低碳试点政策的实施显著提升了本地绿色技术创新水平(徐佳、崔静波, 2020; Zou et al., 2022),且该促进作用在技术研发阶段和成果转化阶段均有体现(胡求光、马劲韬, 2022)。王亚飞、陶文清(2021)研究发现,低碳城市试点政策显著促进了城市绿色全要素生产率增长,但这一效应在不同地区呈现出典型异质性。

针对政策实施的邻里效应问题,目前学术界主要采用空间双重差分模型(Spatial Difference-in-Difference, SDID)展开考察。Sunak and Madlener(2016)为考察德国设立风力发电场潜在的财产贬值效应,将建设风力发电场作为准自然实验,对联邦北莱茵-威斯特伐利亚州的各风力发电场采用空间双重差分法进行分析。Qiu and Tong(2021)同样放宽了双重差分模型的无溢出效应假设,空间双重差分模型结果显示铁路系统对火车站附近独立住宅的价值产生了负面影响,这种负面影响还波及到处理组外的房产。沈坤荣、金刚(2018)在评估河长制的水污染治理效果时,采用空间双重差分模型以一百千米为步进距离,考察在不同地理阈值范围内空间溢出效应的大小。于立宏、金环(2021)分析了双创示范基地建设的空间溢出效应,空间杜宾效应检验显示双创示范基地建设促进了本地城市

创新创业水平的提升,并对邻近城市产生了积极作用。

从上述讨论可知,现有对低碳试点政策及其溢出效应的相关研究主要集中在碳排放和空气污染等直接政策效果方面,近期文献开始从技术创新效应角度考察试点政策的进一步实施效果,但忽视了试点政策的绿色技术创新邻里效应,未能对我国不同地区绿色技术创新发展现状给予充分有效解释。基于此,本文可能的边际贡献包括:(1)基于微观企业层面数据,利用空间双重差分模型探究低碳城市试点政策的企业绿色技术创新邻里效应及其传导机制,并将企业绿色技术创新划分为绿色发明专利和绿色实用新型专利,以探究空间层面企业绿色创新行为对低碳城市试点政策的真实反应,弥补了当前研究对试点政策邻里效应讨论的不足;(2)从城市绿色发展程度和城市创新能力角度探究了低碳城市试点政策对企业绿色技术创新作用的异质性,为试点政策邻里效应做出了进一步解释,从绿色创新视角为当前“以邻为壑”观点提供了实证证据;(3)对邻里效应进行分解,以区分试点政策对处理组城市和控制组城市的邻里效应,并在此基础上对不同时点和局域范围的邻里效应进行异质性分析,完善了邻里效应计量分析框架,是对我国地区绿色发展不均衡相关研究的重要补充。

余下部分内容安排如下:第二部分为理论分析及假说提出;第三部分介绍本文的模型、变量与数据;第四部分对基准分析的实证结果进行分析并进行稳健性检验;第五部分为进一步分析,涵盖异质性分析、机制检验和邻里效应分解;第六部分为结论和政策建议。

二、理论分析与假说提出

为应对日益严重的全球性气候变化问题,根据地方申报情况,国家发改委于2010年7月确定在五省八市启动首批低碳省区和低碳城市试点工作,并对试点地区提出了加快建立以低碳排放为特征的产业体系等五项具体任务;但并未对试点地区设定如重污染行业排放标准、碳排放达峰时间等具体目标,是一项弱约束性的政策。为落实党的十八大提出的“建设美丽中国”,国家发改委于2012年11月再度将北京、上海、海南等29个城市与省区纳入第二批低碳省区和低碳城市试点;至此,低碳试点覆盖了除湖南、宁夏、西藏与青海外的其他大陆省市;低碳试点在我国基本实现全面铺开。与对第一批试点工作提出的无差异方向性指引相比,国家发改委对第二批试点工作提出了“体现地方特色”的要求,要求地方探索适合本地区的低碳绿色发展模式。为鼓励更多的城市探索和总结低碳发展经验,国家发改委于2017年1月开展了第三批国家低碳城市试点工作,本次试点包括45个城市(区、县),其中不乏转型压力较大的西部城市。第三批试点须有一定目标先进性和体制创新性,且须明确设立目标碳排放峰值,可见试点工作更趋成熟。试点政策具有政策组合性特征,各试点地区多措并举,根据当地禀赋制定包含不同类型环境政策工具的实施方案,具体分为命令控制型工具、市场型工具和自愿型工具三类。此外,试点政府也积极出台有如专项资金、行业补贴、信贷优惠等各类绿色金融政策,鼓励企业低碳化发展。

(一)低碳城市试点政策的企业绿色技术创新邻里效应

环境政策对本地绿色技术创新的促进作用已基本达成共识。首先,低碳城市试点地区根据自身资源禀赋和经济发展水平制定“低碳试点工作实施方案”,绝大部分低碳方案中提出了通过技术创新促进城市低碳发展。试点地区通过建设低碳技术创新平台并加强低碳技术人才引进等具体手段推

进低碳科技创新;该过程伴随的能源效率提升和生产低碳化会促使本地高能耗产业逐步实现绿色转型升级,从而又进一步有助于企业绿色技术创新的发展。其次,试点政策的低碳约束提高了污染产业的生产成本,倒逼企业升级既有技术开展绿色创新,从而实现“波特假说”。波特假说认为若环境政策设计恰当,企业将有更大的激励进行环境友好型生产技术的开发,使用新技术会降低生产成本,进而提高经济效率(Porter and Van der Linde, 1995)。低碳试点城市企业作为追求“利润最大化”且面临政府环境规制、社会责任等多重约束的微观经济主体,在充分考虑遵循成本与技术升级所带来的经济效益的基础上,可能通过发展绿色技术创新以实现技术革新,从而降低生产过程中的污染排放量,最终满足试点政策所要求的排放水平。

低碳城市试点政策对邻地企业绿色技术创新存在多种作用途径。一方面,试点政策可能通过“产业转移效应”和对资源的“虹吸效应”抑制邻地企业绿色技术创新。根据“污染天堂假说”,环境监管政策相对宽松的地区污染密集型产业具有比较优势,因此自由贸易可能引致环境规制相对宽松地区的生产结构逐步向污染密集型产业转移,最终形成“污染避风港”。污染产业的流入和清洁产业的流出将恶化低碳城市试点地区邻地产业结构,不利于邻地绿色技术创新的发展。金刚、沈坤荣(2018)研究发现地理位置相邻城市环境规制执行程度差异的扩大,加剧了污染企业的空间自选择效应,使得环境规制严格执行地区的邻近城市生产率下降,形成“以邻为壑”的生产率增长模式。在污染产业就近转移的同时,试点地区会推行加强资金保障、提升人才支撑等保障措施,并对低碳型产业实施税收优惠,这就使试点地区成为了政策洼地,对邻地各方面资源产生“虹吸效应”,不利于邻近城市的产业建设和人力资本积累,从而对其绿色技术创新的发展产生负面影响。另一方面,试点政策可能通过“效仿效应”和“竞争效应”促进邻近城市企业绿色技术创新。低碳试点城市具有相对明确的减碳目标和较大的政策监督压力,在低碳实践过程中积累了独具地方特色的绿色发展经验,绿色发展知识和技术的非竞争性会随着人员的互动往来,并借助网络信息交流,外溢到邻近城市(吴玉鸣, 2007b)。邻近地方政府出于环境绩效考核的压力有向先进绿色城市学习、大力发展绿色技术创新的动力,从而形成“效仿效应”。此外,随着政府对绿色环保项目的大力扶持,投资者的绿色偏好日益提升,地方政府为争取优质资源,吸引资金与人才,可能通过提高环保标准形成“竞争向上”的环境治理竞争态势(Vogel, 2009),有助于发展绿色技术创新。综合上述分析,本文提出:

假说 1a: 低碳城市试点政策在促进本地企业绿色技术创新的同时,通过“产业转移效应”和“虹吸效应”抑制了邻地企业绿色技术创新。

假说 1b: 低碳城市试点政策在促进本地企业绿色技术创新的同时,通过“效仿效应”和“竞争效应”促进了邻地企业绿色技术创新。

(二) 低碳城市试点政策与产业结构升级

政府实施环境规制以规范企业的排污行为,污染密集型企业或者通过优化生产流程和生产工艺以减少污染排放;或者通过产业结构调整,从污染行业退出,转向清洁型行业,实现产业结构的优化升级来减弱环境规制带来的成本增加所产生的负面影响(原毅军、谢荣辉, 2014)。同时,环境规制也通过对现有企业的强制性清洗、淘汰来引导产业结构向清洁型方向发展(金碚, 2009),企业向清洁型行业的转型促进了企业绿色技术创新的发展。具体到低碳城市试点政策,试点城市为实现环境治理和经济发展的“共赢”,通过深化供给侧结构性改革淘汰一批产能过剩、污染严重且效益低下的落后

产业,布局具有高端绿色技术、旺盛市场需求和较大增长潜力的现代化高新技术产业,以促进城市产业结构的升级换代,从而引发资本、人力等生产要素从传统落后产业向效益更好的新型产业流动(王亚飞、陶文清,2021),这种要素在行业间的再配置有助于提升绿色技术创新水平。而环境规制引致高规制地的污染产业就近转移将加大邻地污染产业占比,恶化邻地产业结构,从而抑制污染承接地绿色技术创新的发展。据此,本文提出:

假说2:低碳城市试点政策的实施,可能通过产业结构升级促进本地企业绿色技术创新,并通过恶化邻地产业结构抑制邻地企业绿色技术创新。

(三)低碳城市试点政策与外商直接投资

以往分析环境规制对外商直接投资影响的文献结论存在争议,存在抑制和促进两种相反的结论(吴玉鸣,2007a;刘朝等,2014);但低碳城市试点政策与以往以约束排污为主要手段的传统环境规制不同,主要体现在各试点城市依据本地资源禀赋等条件制定低碳试点工作实施方案,建立相关的森林碳汇补偿机制、碳普惠制度体系和低碳扶贫模式,并在资金及科技等方面提供保障(龚梦琪等,2019)。有效的激励机制将促使试点地区企业实行低碳生产有利可图,当企业获利超过环境规制引致的成本增加时,有助于吸引外商直接投资。除相应激励政策外,试点地区还通过实行自愿型环境政策提高企业节能减排的自主性。部分试点城市通过建立低碳认证制度引导企业参与自愿减排项目,参与自愿减排项目的企业会向外部利益相关者传达企业环境承诺的信号,从而获得监管机构、投资者和顾客等利益相关者的支持;当相应支持为企业带来的间接收益超过企业减排造成的成本上升时,便会促进外商直接投资。外商直接投资为本地带来了庞大的研发资金,有助于本地开展技术创新活动。而非低碳城市试点地区缺乏相应激励引导政策,相比之下不利于吸引外商直接投资。据此,本文提出:

假说3:低碳城市试点政策的实施,可能通过吸引外商直接投资促进企业绿色技术创新,并通过挤出邻地外商直接投资抑制邻地企业绿色技术创新。

三、模型设定、变量选取与数据说明

(一)模型设定

本文旨从企业绿色技术创新视角探究低碳城市试点政策的邻里效应。检验政策实施效应较有效的方法是双重差分模型(Difference-in-Difference, DID)。由于低碳城市试点政策分三批次逐步开展,本文采用多期双重差分法评估低碳城市试点政策对本地企业绿色技术创新的影响。在控制其他因素不变的情况下,多期双重差分法可以检验低碳城市试点政策启动前后,低碳试点地区与非低碳试点地区企业绿色技术创新水平是否存在显著差异。构建多期双重差分模型如式(1):

$$\ln(GTI_{it}) = \alpha_0 + \alpha_1 did_{ct} + \mathbf{x}_{it}\alpha + \mu_{jt} + \delta_{rt} + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*和*t*分别表示上市公司和年份。GTI是被解释变量,表示企业绿色技术创新水平。*did_{ct}*是核心解释变量,即多期双重差分变量。多期双重差分变量*did_{ct}* = 1则表示城市*c*在年份*t*属于低碳试点城市;反之,*did_{ct}* = 0则表示城市*c*在年份*t*不属于低碳试点城市。*x_{it}*代表一系列影响企业绿色技术创新水平且随*i*和*t*变动的控制变量,*μ_{jt}*表示行业与年份的交互效应,*δ_{rt}*表示地区(东、东

北、中、西四大区域)与年份的交互效应, λ_t 表示时间效应, ε_{it} 表示误差项。

为进一步考察低碳城市试点政策对邻地企业绿色技术创新的作用效果,本文将空间计量模型与双重差分模型相结合。空间计量模型中与双重差分模型结合最多的是自变量空间滞后模型,而自变量空间滞后模型是在普通线性模型等式右端引入所有解释变量的空间滞后项,即引入外生交互效应,形如式(2):

$$Y = \beta_0 + X\beta + WX\theta + \varepsilon \quad (2)$$

式中的WX即为所有解释变量的空间滞后项,由于等式右端不包括被解释变量的空间滞后项,该模型可以视为普通的线性模型,并使用OLS方法进行估计。因此, β 衡量的是直接效应的大小,即特定单位中的特定解释变量的变化对这个单位自身的被解释变量的影响; θ 测度的是间接效应的大小,即特定单位中的特定解释变量的变化对其他单位的被解释变量的影响(Vega and Elhorst, 2015)。本文基于上式并借鉴沈坤荣、金刚(2018)评估河长制的水污染治理效果的研究方法采用空间双重差分模型,等式右边只包含双重差分项的空间滞后项,其余解释变量均以其初始形式作为控制变量,形如式(3):

$$\ln(GTI_{it}) = \beta_0 + x_{it}\beta + \varphi did_{it} + \theta Wdid_{it} + \mu_{jt} + \delta_{it} + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, φ 代表政策的直接效应,即本文所要考察的处理效应,而 θ 代表低碳城市试点政策的间接效应或邻里效应;W是空间权重矩阵,本文采用285×285城市层面基于地理距离倒数的行标准化空间权重矩阵,即地理距离越近的地区空间权重矩阵中的权重越大;其他变量与(1)式含义相同。为解决潜在的序列相关和异方差问题,本文将标准误差聚类到行业-年份层面,即假定同一年同一行业之间存在自相关,而不同年或不同行业之间不存在自相关。

(二)变量选取与数据说明

本文研究选用了2005—2018年中国沪深股市A股上市公司的专利数据及对应的企业层面经济数据。2009年11月国务院确定了到2020年我国单位国内生产总值二氧化碳排放比2005年下降40%—45%的控制温室气体排放行动目标,该行动目标的提出促使各地加大对低碳建设的重视程度,为首批低碳城市试点政策的开展奠定了基础,因此本文研究区间起始时间为2005年。由于中国开展整体监管转型以优化专利申请结构,2019年中国国家知识产权局受理的专利申请数量24年来出现首次下降,较2018年专利申请数量下降10.8%,因此本文研究区间截止到2018年以剔除监管转型带来的影响。此外,对企业样本做了如下处理:剔除ST、*ST或PT上市公司样本;由于首批低碳城市试点政策从2010年开始实施,故剔除2010年以后上市的企业;由于绿色技术创新主要集中在污染较高的工业行业,因此本文在行业筛选时剔除了金融业和房地产业样本。上市公司专利数据来自中华人民共和国国家知识产权局,其他企业层面的经济数据来自国泰安数据库和Wind。

1. 被解释变量

本文采用上市公司绿色专利申请数量,即上市公司本身与子公司绿色专利申请数量之和衡量绿色技术创新,该指标的选取主要考虑到以下两点:第一,绿色专利数据相较企业研发投入数据具有明确的技术分类,在直观反映企业绿色创新水平的同时,能够进一步依据不同技术的创新价值将绿色专利数据进行分类,从而体现创新活动价值贡献的异质性;第二,专利申请周期长,从专利申请到最终授权通常需要两年左右的时间,这就导致专利授权数据存在较大的滞后性,考虑到专利技术在申

请期间可能就对企业绩效产生影响,本文采用绿色专利申请数据更及时地考察低碳城市试点政策对企业绿色技术创新的邻里效应。

上市企业绿色专利申请数量的数据来源为中国研究数据服务平台(CNRDS)绿色专利研究数据库(Green Patent Research Database, GPRD)。该数据库是结合中国专利数据以及世界知识产权局公布的绿色专利分类号标准而匹配开发的专业数据库。参考齐绍洲等(2018)和徐佳、崔静波(2020)对绿色专利申请指标的构建方法,将该指标分为绿色专利整体申请量($\ln grnpat$)、绿色发明专利申请数量($\ln grninv$)和绿色实用新型专利申请数量($\ln grnuty$)三种,其中绿色发明专利的创新性高于绿色实用新型专利。对上市企业当年的绿色专利申请数量取对数处理。在稳健性检验中,本文采用上市企业绿色专利申请数量占比($grnpatratio$),即该企业所申请的绿色专利占其当年申请所有专利的比值,以及绿色发明专利申请数量占其当年申请所有发明专利的比值($grninvratio$)和绿色实用新型专利申请数量占其当年申请所有实用新型专利的比值($grnutyratio$),来检验基准回归分析的稳健性。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量是城市是否在当年被确定为低碳试点城市,即多期双重差分变量 did ,其表达式为 $did = Pilot \times post$, $Pilot$ 表示低碳城市试点地区的虚拟变量,如果该城市或省份是2010年、2012年或2017年三批政策中某一批政策公布的试点地区,取值为1,否则取值为0。 $post$ 为试点政策实施前后的虚拟变量,对应城市低碳试点政策实施期间取值为1,在非试点期间取值为0,如对于第一批低碳城市试点地区,2010年之前取值为0,2010年及之后年份取值为1。

3. 控制变量

考虑到企业的其他因素也可能对企业绿色技术创新水平产生影响,本文选取了一系列企业经济特征指标作为控制变量:(1)企业规模(Size),一般认为规模较大的企业具有充足的资金和阻挠潜在进入者的较大动机,从而更具创新性,本文采用企业年末总资本的自然对数来衡量企业规模的大小;(2)企业年龄(FirmAge),已有研究发现成立时间较长的企业通常具有更强的创新意识(张杰等,2015;韩超、桑瑞聪,2018),本文用企业成立时长的自然对数衡量企业年龄;(3)托宾Q值(TobinQ),Tobin Q值即企业的市场价值与资本重置成本之比,数值越大表明企业创造社会财富的能力越强、创新意识越高,其计算公式为(流通股市值+非流通股股份数×每股净资产+负债账面值)/总资产;(4)资产负债率(Lev),资产负债率反映了市场对企业信用能力的评价,适度的负债经营为企业进行技术革新提供了资金支持,本文用企业年末总负债除以年末总资产来衡量资产负债率;(5)现金流比率(Cashflow),现金流比率越高表明企业的财务弹性和偿债能力越好,本文用经营活动产生的现金流量净额除以总资产来衡量现金流比率;(6)企业业绩和治理结构的相关变量:总资产收益率(ROA),用企业净利润/总资产平均余额表示;机构投资者持股比例(INST),用机构投资者持股总数除以流通股本表示;账面市值比(BM),用账面价值/总市值表示;两职合一(Dual),即董事长与总经理是同一个人,则为1,否则为0。

各主要变量的描述性统计如表1所示。由表1可见,在2005—2018年期间,中国上市公司绿色专利申请占比的平均值约为0.0476,可见绿色专利申请相较专利申请总体数量而言还较少,中国绿色技术尚未成熟,未来有巨大的发展创新空间。对比不同类型的绿色专利申请占比,绿色发明专利的申请占比为0.0492,高于绿色实用新型专利申请占比0.0409,可见在申请的绿色专利中,创新的

价值更高的绿色发明专利比重更大。

表 1 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
lngrmpat	21336	0.5178	0.9817	0	7.2957
lngrminvt	21336	0.3377	0.7812	0	6.7991
lngrmuty	21336	0.3502	0.7645	0	6.3596
grnpatratio	21336	0.0476	0.1131	0	0.9286
grninvtratio	21336	0.0492	0.1309	0	0.9851
grnutyratio	21336	0.0409	0.1080	0	0.9444
Size	21336	22.0206	1.3133	15.5773	28.5200
FirmAge	21336	2.6828	0.4297	0	3.7136
TobinQ	20875	2.1100	3.1792	0.1528	259.1459
Lev	21336	0.4593	0.2101	0.0071	3.0942
Cashflow	21336	0.0475	0.0798	-1.9377	0.8759
ROA	21335	0.0371	0.0756	-1.6806	0.6689
INST	21282	0.3678	0.2431	0	3.2673
BM	21336	1.0464	1.0809	0.0029	22.8695
Dual	20629	0.2023	0.4018	0	1

四、实证检验结果分析

(一)基准回归检验

按照上述构建的空间双重差分模型(3),考察低碳城市试点政策对企业绿色技术创新的邻里效应,估计结果如表 2 所示。表 2 的第(1)、(3)、(5)列控制了年份固定效应,以控制随时间变化影响所有地区的时间因素,第(2)、(4)、(6)列控制了地区与年份的交互效应,以控制随地区且随时间变化的地区时变因素,所有列均汇报了行业-年份层面的聚类标准误。

由表 2 可知,低碳城市试点政策在促进试点地区本地上市企业绿色技术创新水平的同时,遏制了邻地上市企业绿色技术创新水平。如果控制年份固定效应,则第(1)列双重差分项 did 的系数在 1% 的水平上显著为正,双重差分空间滞后项 Wdid 的系数为负但不显著;在控制了区域与年份交互效应后,第(2)列双重差分项系数仍在 1% 的水平上显著为正,双重差分空间滞后项 Wdid 的系数在 10% 的水平上显著为负。进一步区分不同绿色专利类型,双重差分项 did 的系数在第(3)-(6)列中均在 1% 的水平上显著为正,且绿色发明专利和绿色实用新型专利的 did 系数大小差异不大。这与徐佳、崔静波(2020)的研究结果略有差异,徐佳、崔静波(2020)研究发现第二批试点政策的绿色技术创新效应主要体现在创新价值更高的绿色发明专利申请上,而对绿色实用新型专利申请的促进作用较小。造成该结果差异的可能原因是随着低碳城市试点政策的不断推进,我国专利申请量持续多年保持快速增长,但专利质量难以得到保证,实用新型专利占比较大。双重差分空间滞后项 Wdid 的系数在第(3)-(4)列中至少在 10% 的水平上显著为负,在第(5)-(6)列系数为负但不显著。由此可见低碳城市试点政策对邻地上市企业绿色技术创新的遏制作用主要体现在创新价值更高的绿色发明专

利申请上,对绿色实用新型专利申请无显著遏制作用。该结果表明低碳城市试点政策通过制定体现本地特点的低碳工作实施方案,从供给侧淘汰了一批高污染高能耗产业,这些产业可能迁移至邻近城市,恶化了邻地的产业结构;同时试点城市对邻近城市资本、技术和人力产生“虹吸效应”,不利于邻近城市的实质性绿色技术创新发展。至此,假说1a得到验证。

表2 低碳城市试点政策的绿色技术创新邻里效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lngrmpat	lngrmpat	lngrninv	lngrninv	lngrnuty	lngrnuty
did	0.133*** (0.023)	0.112*** (0.021)	0.101*** (0.019)	0.082*** (0.018)	0.097*** (0.018)	0.085*** (0.016)
Wdid	-0.152 (0.107)	-0.211* (0.119)	-0.148* (0.076)	-0.208** (0.090)	-0.128 (0.095)	-0.162 (0.103)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	否	是	否	是	否
区域与年份交互效应	否	是	否	是	否	是
观测值	19,072	18,989	19,072	18,989	19,072	18,989
R-squared	0.213	0.219	0.189	0.195	0.187	0.192

注:括号内为行业-年份层面的聚类调整标准差,*、**和***分别表示显著性水平为10%、5%和1%。下同。

(二)平行趋势检验与政策动态效应分析

为保证估计量的无偏性,双重差分模型要求处理组和控制组满足平行趋势假设。平行趋势假设即在不存在低碳城市试点政策冲击时,试点城市和非试点城市企业绿色专利申请情况发展趋势保持一致,且不随时间变化而发生系统性差异。本文通过动态效应分析进行平行趋势检验。由于本文放宽了传统双重差分模型的无空间溢出效应假设,2010年首批低碳城市试点政策实施后即产生政策空间效应,因此传统多期双重差分模型对政策实施前 n 年至政策实施后 m 年实施效果检验的平行趋势检验模式不再适用,本文以2010年作为政策起始年份进行逐年实施效果检验。具体地,以首批试点政策实施前一年即2009年作为对照年份,将政策试点地区与年份的交互项和政策试点地区与年份交互项的空间滞后项作为解释变量纳入回归模型以检验本地和邻地平行趋势假设与政策动态效应。构建模型(4)如下:

$$\ln(GTI_{it}) = \gamma_0 + \sum \alpha_i Pilot \times post_i + \sum \beta_i WPilot \times post_i + x_{it} \beta + \mu_{it} + \delta_{it} + \lambda_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $post_i$ 为研究区间2005—2018年每一年的时间虚拟变量(不包括2009年), $Pilot \times post_i$ 为政策试点地区与年份的交互项, $WPilot \times post_i$ 为政策试点地区与年份交互项的空间滞后项, α_i 表示每一年本地政策效应的大小, β_i 表示每一年邻地政策效应的大小,即每一年政策的邻里效应,其他设置均与模型(3)相同。

鉴于篇幅限制,本文仅汇报创新价值更高的绿色发明专利申请作为被解释变量时的情形。图1绘制了试点政策邻里效应的估计结果和95%的置信区间,左图为本地政策动态效应,右图为政策的邻地动态效应。对于本地政策动态效应,2010年前实施政策的虚拟变量系数不显著,表明在首批试点政策实施之前,试点地区和非试点地区企业的绿色技术创新水平无显著差异,支持了平行趋势假

设。2010—2014年,政策虚拟变量的系数至少在10%的水平上显著为正,表明第一批和第二批试点政策的落地显著促进了企业绿色技术创新。而2015年的政策虚拟变量系数不显著,表明试点政策仅在短期内对绿色技术创新产生促进效果,随着时间的推移,政策效果逐渐减弱。2017年政策虚拟变量的系数在1%的水平上显著为正,表明第三批试点政策的落地显著促进了企业绿色技术创新。对于政策的邻里效应,试点政策实施前邻地政策虚拟变量的系数为正,表明试点政策实施前存在一定的“技术扩散效应”;2010年后邻地政策虚拟变量的系数由正转为负,表明低碳城市试点政策的实施抑制了邻地企业绿色技术创新,且抑制作用主要表现在第二批和第三批试点政策实施年份之间。

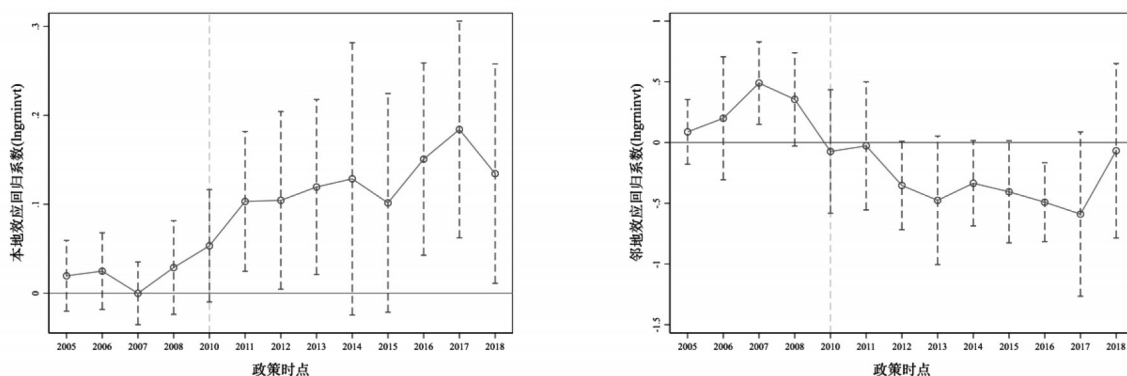


图1 平行趋势检验与政策动态效应分析

(三) 稳健性检验

1. 剔除同时期其他相关政策的影响

同时期其他低碳政策也可能对企业绿色技术创新水平产生影响,从而对低碳城市试点政策邻里效应的识别造成干扰。除了2010年启动的低碳城市试点政策外,2007年开展的排污权交易试点和2012年印发的《重点区域大气污染防治“十二五”规划》均可能影响本地和邻地企业绿色技术创新水平。为剔除上述政策的干扰,本文对仅覆盖大气污染重点控制区的47个城市和排污权交易试点的11个省份样本分别进行空间双重差分检验,回归结果如表3所示。从表3可知,仅保留大气污染重点控制区样本时,低碳城市试点政策仅对本地企业绿色实用新型专利申请有显著促进作用,对邻地企业绿色技术创新活动未表现出显著作用。可能原因是大气污染重点控制区的47个城市与低碳城市试点政策覆盖城市重合度高,导致样本中缺少对照组。仅保留排污权交易试点样本的回归结果与基准回归结果保持一致,基准回归结果具有稳健性。

2. 剔除部分特殊样本的影响

在低碳试点地区中,北京、上海和深圳是中国经济发展水平排名前三的城市,这三个城市集中了丰富的经济、社会资源,具有一定的特殊性,“十二五”时期这三大城市除了低碳城市试点政策外可能还执行了其他严格的减排政策,影响对低碳城市试点政策邻里效应的识别准确性。为排除特殊样本的干扰,本文剔除北京、上海和深圳样本进行回归,回归结果如表4第(1)–(3)列所示。从表4可知,双重差分项did的系数均在1%的水平上显著为正,第(1)列双重差分空间滞后项的系数在5%水平上显著为负、第(2)列系数为负但不显著、第(3)列系数在1%水平上显著为负,与基准回归结果基本一致。不同的是,剔除北上深样本后,低碳城市试点政策对邻地企业绿色发明专利不再体现出遏制

作用,这表明对邻地企业绿色发明专利体现出遏制作用的城市主要为北上深等经济发达的一线城市。

表3 考虑同时期相关政策后的回归结果

	大气污染重点控制区			排污权交易试点		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lngrmpat	lngrminvt	lngrnuty	lngrmpat	lngrminvt	lngrnuty
did	0.038 (0.025)	0.023 (0.021)	0.047** (0.021)	0.144*** (0.025)	0.099*** (0.020)	0.100*** (0.022)
Wdid	0.065 (0.132)	-0.059 (0.096)	0.068 (0.117)	-1.006*** (0.237)	-0.810*** (0.175)	-0.649*** (0.190)
控制变量	是	是	是	是	是	是
区域与年份交互效应	是	是	是	是	是	是
观测值	12,072	12,072	12,072	6,660	6,660	6,660
R-squared	0.243	0.220	0.218	0.188	0.158	0.161

3. 其他衡量绿色技术创新的指标

考虑到除了试点政策外的促进企业创新行为的其他不可观测因素可能影响基准回归的结论(Popp,2006),本文采用对应的绿色专利申请占总专利申请的比例作为被解释变量,以排除同时影响专利申请总量和绿色专利申请量的干扰因素,例如创新补贴政策等,回归结果如表4第(4)–(6)列所示。由表4可知,第(4)–(6)列中双重差分项did的系数均在1%的水平上显著为正,表明低碳城市试点政策对本地企业绿色专利申请占比有显著促进作用;第(4)–(5)列双重差分空间滞后项的系数在1%的水平上显著为负,第(6)列双重差分空间滞后项的系数在5%的水平上显著为负,表明低碳城市试点政策对邻地上市企业绿色技术创新的遏制作用更多体现在绿色发明专利申请占比上,与基准回归结果保持一致。

表4 剔除特殊样本与更换被解释变量后的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lngrmpat	lngrminvt	lngrnuty	grnpatratio	grminvtratio	grnutytratio
did	0.116*** (0.019)	0.073*** (0.015)	0.092*** (0.015)	0.014*** (0.003)	0.014*** (0.004)	0.014*** (0.003)
Wdid	-0.288** (0.130)	-0.139 (0.109)	-0.253*** (0.094)	-0.070*** (0.014)	-0.075*** (0.016)	-0.037** (0.014)
控制变量	是	是	是	是	是	是
区域与年份交互效应	是	是	是	是	是	是
观测值	14,566	14,566	14,566	18,989	18,989	18,989
R-squared	0.184	0.156	0.156	0.051	0.048	0.045

五、进一步分析

(一) 异质性分析

考虑到城市要素禀赋对绿色技术创新的影响(张华、丰超,2021),本文从城市创新能力和城市绿

色发展程度差异性出发,借鉴钱雪松等(2019)的研究方法检验低碳城市试点政策企业绿色技术创新邻里效应的城市异质性。具体地,采用清华大学技术创新研究中心发布的“中国百强城市 CIIC (2020)指标得分排名”表示城市创新能力(*ciic*),百强城市之外的城市创新指数赋值为0;采用中国人民大学生态金融研究中心等机构发布的“2020中国绿色城市指数TOP50报告”中绿色指数数据表示城市绿色发展程度(*grnindex*),TOP50之外的城市绿色指数赋值为0。构建模型(5)和模型(6)如下所示。

$$\ln(GTI_{it}) = \beta_0 + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \varphi did_{ct} + \theta Wdid_{ct} + \theta_1 Wciic_c + \theta_2 Wdid_{ct} \times Wciic_c + \mu_{jt} + \delta_{it} + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{5}$$

$$\ln(GTI_{it}) = \beta_0 + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + \varphi did_{ct} + \theta Wdid_{ct} + \theta_1 Wgrnindex_c + \theta_2 Wdid_{ct} \times Wgrnindex_c + \mu_{jt} + \delta_{it} + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{6}$$

其中,*ciic_c*为城市创新指数,*grnindex_c*为绿色城市指数,*Wciic_c*和*Wgrnindex_c*分别为其空间滞后项,其他设置均与主模型(3)相同;两式 θ_2 为判断城市创新能力和城市绿色发展程度是否影响试点政策的绿色技术创新邻里效应的关键系数,估计结果如表5所示。从表5可知,第(1)、(3)、(5)列 *Wdid_{ct}* × *Wciic_c* 的估计系数显著为负,表明城市创新能力越强,低碳城市试点政策对邻地绿色技术创新的遏制作用越突出;第(2)、(4)、(6)列 *Wdid_{ct}* × *Wgrnindex_c* 的估计系数在1%水平上显著为负,表明城市绿色发展程度越高,低碳城市试点政策对邻地绿色技术创新的遏制作用也越突出。该结果表明低碳城市试点政策使创新能力强、绿色发展程度高的城市对邻地绿色技术创新水平的遏制作用更大,这造成了“以邻为壑”的不平衡局面。

表5 城市异质性检验的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lngrnpat	lngrnpat	lngrninv	lngrninv	lngrnuty	lngrnuty
did	0.118*** (0.020)	0.126*** (0.019)	0.085*** (0.018)	0.090*** (0.016)	0.092*** (0.016)	0.098*** (0.015)
Wdid	-0.304** (0.131)	-0.360*** (0.106)	-0.238** (0.093)	-0.285*** (0.086)	-0.269** (0.119)	-0.303*** (0.084)
Wciic	9.70e-04 (7.79e-04)		9.33e-04 (6.22e-04)		1.38e-04 (5.06e-04)	
Wdid×Wciic	-9.19e-03*** (3.40e-03)		-4.78e-03* (2.53e-03)		-7.68e-03*** (2.63e-03)	
Wgrnindex		3.99e-04 (4.20e-04)		3.79e-04 (3.40e-04)		9.35e-05 (3.33e-04)
Wdid×Wgrnindex		-5.56e-03*** (1.37e-03)		-3.38e-03*** (1.11e-03)		-4.42e-03*** (1.08e-03)
控制变量	是	是	是	是	是	是
区域与年份交互效应	是	是	是	是	是	是
观测值	18,989	18,989	18,989	18,989	18,989	18,989
R-squared	0.220	0.220	0.195	0.195	0.193	0.194

(二)机制检验

为了进一步检验低碳城市试点政策企业绿色技术创新邻里效应的传导机制,本文采用城市第三产业生产总值与第二产业生产总值之比衡量产业结构升级(Indus32);采用城市外商实际投资额占城市生产总值的比重衡量外商直接投资(Fdi),由于外商实际投资额的单位为万美元,因此采用人民币汇率年均价将美元数据换算为人民币数据后进行核算。机制变量数据来源于国泰安数据库。机制检验回归结果如表6所示。

首先,将产业结构升级和外商直接投资机制变量分别对本地和邻地试点政策进行回归,第(1)–(2)列双重差分项 did 的系数均在 1% 的水平上显著为正,双重差分空间滞后项 Wdid 的系数均在 1% 的水平上显著为负。表明低碳城市试点政策对本地产业结构升级和外商直接投资有显著促进作用,但对邻地机制变量有显著抑制作用。

其次,将创新价值更高的绿色发明专利申请对本地及邻地低碳城市试点政策和两个机制变量分别进行回归,第(3)列在控制了产业结构升级后,本地低碳城市试点政策对本地绿色发明专利的正向效应较未控制产业结构升级时(0.082)有所降低,对邻地绿色发明专利不存在显著作用,并且产业结构升级的系数在 1% 水平上显著为正,这表明本地试点政策通过产业结构升级促进了本地的绿色技术创新,通过抑制邻地产业结构升级遏制了邻地绿色技术创新。第(4)列在控制了外商直接投资后,本地低碳城市试点政策对本地绿色发明专利的正向效应较未控制外商直接投资时有所降低,对邻地绿色发明专利的负向效应较未控制外商直接投资时(−0.208)有所降低,并且外商直接投资的系数在 5% 水平上显著为正,这表明本地试点政策通过吸引外商直接投资促进了本地的绿色技术创新,通过挤出邻地外商直接投资遏制了邻地绿色技术创新。至此,假说 2、假说 3 得到验证。

表 6 机制检验的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Indus32	Fdi	lngrminvt	lngrminvt	lngrminvt
did	0.523*** (0.074)	0.012*** (0.001)	0.047*** (0.015)	0.076*** (0.018)	0.045*** (0.015)
Wdid	−2.733*** (0.349)	−0.061*** (0.002)	−0.050 (0.079)	−0.160* (0.090)	−0.013 (0.083)
Indus32			0.051*** (0.007)		0.051*** (0.007)
Fdi				0.750** (0.331)	0.651** (0.312)
控制变量	是	是	是	是	是
区域与年份交互效应	是	是	是	是	是
观测值	18,674	18,439	18,674	18,439	18,262
R-squared	0.229	0.229	0.197	0.195	0.198

(三)邻里效应分解

1. 基准邻里效应分解

本文(3)式双重差分空间滞后项的系数衡量的是平均邻里效应,该系数的大小代表在低碳试点地区实施的试点政策对邻近所有地区绿色技术创新的平均影响,这忽视了试点政策对处理组和控制

组邻里效应可能存在的异质性。为更精准分析试点政策的邻里效应,借鉴 Chagas et al.(2016)和胡宗义等(2022)的研究方法将试点政策的邻里效应分解为试点政策对控制组的邻里效应和试点政策对处理组的邻里效应,分别构建模型(7)、模型(8)如下:

$$\ln(GTI_{it}) = \beta_0 + x_{it}\beta + \varphi did_{ct} + \theta_3 ANTT_{ct} + \mu_{jt} + \delta_{rt} + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{7}$$

$$\ln(GTI_{it}) = \beta_0 + x_{it}\beta + \varphi did_{ct} + \theta_4 IATT_{ct} + \mu_{jt} + \delta_{rt} + \lambda_t + \varepsilon_{it} \tag{8}$$

其中, $ANTT_{ct} = \begin{cases} W_1 did_{ct}, & c \in \text{控制组城市} \\ 0, & c \in \text{处理组城市} \end{cases}$, $IATT_{ct} = \begin{cases} W_1 did_{ct}, & c \in \text{处理组城市} \\ 0, & c \in \text{控制组城市} \end{cases}$, W_1 为 0-1 相

邻矩阵,当两城市地理相邻时取 1,不相邻则取 0,其他设置均与模型(3)相同; θ_3 表示试点政策对邻近控制组城市的邻里效应, θ_4 表示试点政策对邻近处理组城市的邻里效应,估计结果如表 7 所示。从表 7 可知,第(1)、(3)、(5)列 ANTT 的估计系数在 1% 水平上显著为负,第(2)、(4)列 IATT 的估计系数在 1% 水平上显著为正,第(6)列 IATT 的估计系数在 10% 水平上显著为正,表明试点政策对邻近控制组城市绿色技术创新水平具有显著遏制作用,而处理组城市之间具有正向溢出效应,且正向溢出效应主要体现在绿色发明专利上。可见试点政策对控制组和处理组的政策邻里效应存在方向上的明显差异,可能原因是被确立为低碳试点地区的城市相比之下有更多交流绿色发展经验的渠道,从而产生了相互效仿、竞争的动机,形成了彼此促进绿色创新的良性循环。而从未被确立为低碳试点地区的城市缺乏低碳化竞争激励,未能加入该良性循环,反而成为污染产业的承接者、低碳政策的“牺牲品”。因此在邻里效应分解意义上,假说 1a 和假说 1b 同时存在,具体效应形式取决于试点政策激励程度。

表 7 邻里效应分解

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	lngrnpat	lngrnpat	lngrninv	lngrninv	lngrnuty	lngrnuty
did	0.063*** (0.022)	0.088*** (0.025)	0.039** (0.017)	0.059*** (0.019)	0.056*** (0.016)	0.073*** (0.018)
ANTT	-0.389*** (0.061)		-0.343*** (0.050)		-0.205*** (0.047)	
IATT		0.079*** (0.025)		0.075*** (0.024)		0.032* (0.018)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	19,072	19,072	19,072	19,072	19,072	19,072
R-squared	0.214	0.213	0.190	0.189	0.188	0.187

2. 邻里效应分解时间变化特征

本文在模型(7)、模型(8)基础上引入邻里效应分解空间滞后项与首次试点政策实施后时间虚拟变量的交互项,以考察试点政策邻里效应分解的时间变化特征,图 2 绘制了邻里效应分解时间变化趋势的估计结果和 95% 置信区间,鉴于篇幅限制,本文仅汇报创新价值更高的绿色发明专利申请作为被解释变量时的情形。左图为试点政策对邻近控制组城市的邻里效应,2011—2017 年交互项系数均至少在 5% 的水平上显著为负,表明第一批和第二批试点政策的落地对邻近控制组城市企业绿色

发明专利申请有显著抑制作用,其中第二批次试点政策的抑制作用更为突出。右图为试点政策对邻近处理组城市的邻里效应,2010年首批试点政策的实施促进了处理组地区之间的经验交流,对邻近处理组地区绿色发明专利申请具有显著促进作用,但随着2012年第二批试点政策的启动,处理组地区之间的绿色技术创新溢出效应减弱,直至2015—2016年溢出效应才再次显现。

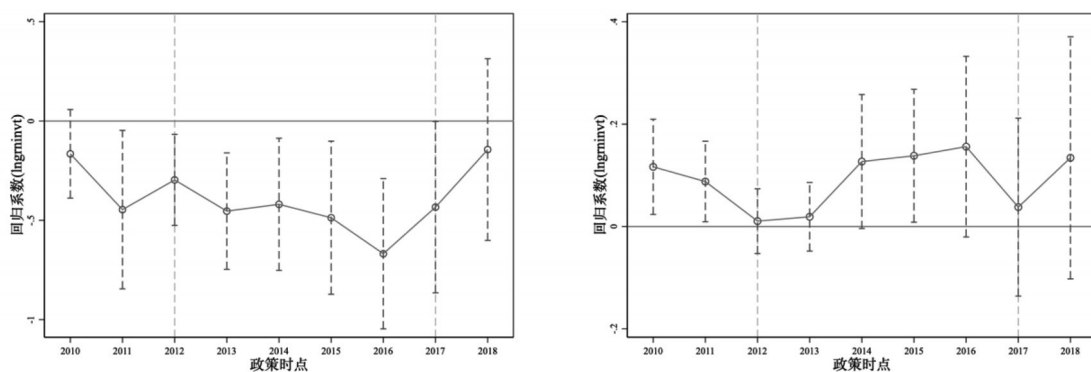


图2 低碳城市试点政策邻里效应分解时间变化特征

3. 邻里效应分解局域特征

考虑到试点政策邻里效应可能具有局域特征,参考沈坤荣等(2017)的空间权重矩阵设计方法,设定不同的阈值来探究不同距离城市经济圈的绿色技术创新邻里效应。具体地,在基准回归地理距离空间权重矩阵的基础上,分别以200千米–900千米、每100千米步进一次为阈值,设定八个局域空间权重矩阵依次代替 W_1 采用模型(7)和模型(8)进行回归,回归系数如图3所示,圆形标记表示该回归系数不显著,三角形标记表示相应回归系数至少在10%的水平上显著。从图3左图可知,试点政策对控制组城市的遏制效应随城市经济圈的扩大呈现出先增大后平稳的趋势,平稳起始点在600千米处,且从600千米开始,试点政策的遏制效应均显著。从图3右图可知,试点政策对处理组城市的促进作用随城市经济圈的扩大而呈不断上升趋势,且从500千米开始,试点政策的促进作用均显著。出现上述结果的可能原因是过于邻近的地区处于同一省份管辖范围内,污染产业转移的获利空间较小,因此试点政策引致的污染产业就近转移效应更多地体现在距离试点地区600千米左右的周边省份;而试点地区之间的正向溢出效应主要由互相交流效仿形成,不存在明显的经济圈范围限制。

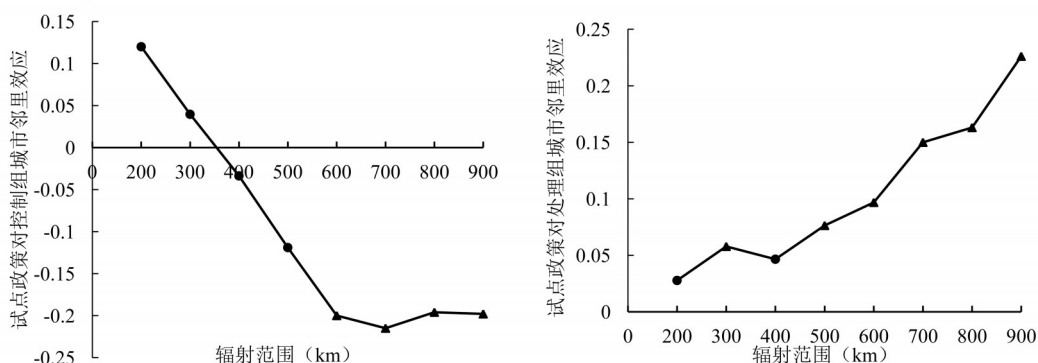


图3 不同阈值下的邻里效应分解

六、结论与政策建议

绿色技术创新是实现绿色低碳发展模式的关键力量,本文基于2005—2018年沪深两市A股上市公司的样本数据,采用空间双重差分模型考察了低碳城市试点政策的企业绿色技术创新邻里效应及其传导机制,为相关低碳政策的后续发展提供了理论依据,对地区绿色技术创新不平衡现象给予了充分阐释。研究发现,低碳城市试点政策对本地企业绿色技术创新活动具有显著促进作用,对邻地企业绿色技术创新有显著遏制作用,且遏制作用主要体现在绿色发明专利申请上;此结论在进行了平行趋势检验、剔除同时期其他相关政策的影响、剔除部分特殊样本的影响、更换衡量绿色技术创新的指标等一系列稳健性检验后依然成立。进一步分析研究发现,城市创新能力越强、绿色发展程度越高,低碳城市试点政策对邻地绿色技术创新的遏制作用越突出,这就造成了“以邻为壑”的不平衡局面;传导机制上,本地低碳城市试点政策通过产业结构升级和吸引外商直接投资促进了本地的绿色技术创新,通过抑制邻地产业结构升级并挤出邻地外商直接投资遏制了邻地绿色技术创新;邻里效应分解结果表明,试点政策对邻近控制组城市绿色技术创新具有显著遏制作用,其中第二批试点政策的遏制作用更为突出,遏制作用范围为600千米左右的周边省份,而处理组城市之间具有正向溢出效应。本文的研究结论为有效推进相关低碳政策和促进地区绿色技术创新平衡发展提供了如下政策启示:

第一,中央政府需要进一步做好顶层设计,破解环境治理过程中存在的辖区局限性问题的,促使各地方政府尤其是相邻地方政府就环境治理的目标达成协同规制的共识。本文的研究结果表明,低碳城市试点政策对本地企业绿色技术创新活动具有显著促进作用,而对邻地上市企业绿色技术创新具有显著遏制作用,且遏制作用主要体现在绿色发明专利申请上。因此,政策制定者在制定环境政策时应避免负面邻里效应,发挥试点城市的典范和领头作用,形成试点城市与周边城市的合作和协同机制,促进区域共同绿色发展。

第二,小城市积极融入大城市产业发展历程,同时集中资源和政策大力发展自身明星产业。本文研究结果发现,城市创新能力越强、绿色发展程度越高,低碳城市试点政策对邻地绿色技术创新的遏制作用就越突出。为应对大城市资源配套、产业和政策等因素引起的虹吸效应,资源相对匮乏的城市应积极融入城市群发展历程,发展不同城市产业角色分工发展模式,将资源用于集中发展某个或几个本地特色产业。集中精力发展本地特色、高端、优质产业有利于引进外资留住人才,从而有效缓解大城市虹吸效应带来的负面影响。

第三,拓宽绿色发展经验交流渠道,通过完善环境信息披露机制激发城市低碳发展动力。本文研究结果发现,试点政策对邻近控制组城市绿色技术创新具有显著遏制作用,而处理组城市之间具有正向溢出效应。这表明试点政策并不完全是“损他利己”的单边效应政策,试点城市可以通过分享交流绿色发展经验等方式形成互相促进的良性循环,从而实现多方共赢。对此,政策制定者应建立绿色发展经验交流平台,在完善非试点城市相关信息获取渠道的同时,通过建立环境信息披露机制激发非试点地区低碳发展动力。

第四,及时对各批试点政策的经验和教训进行总结和定期评估,细化不同批次试点城市政策内

容,合理安排各批次政策落地时间,深化低碳城市试点政策效果。本文进一步分析发现,第二批试点政策对邻近控制组城市绿色技术创新的抑制作用更为突出,对邻近处理组城市绿色技术创新的溢出效应不显著。可见2012年发布的第二批低碳城市试点政策未达到预期效果,试点政策的实施效果未得到逐步深化。对此,政策制定者应根据不同城市发展现状与前期政策实施情况制定针对性低碳试点政策,合理安排各批次政策落地时间,使试点政策在实施范围不断拓宽的同时,实施效果也在政策的动态调整中不断深化。

参考文献

- 董直庆、王辉,2019,“环境规制的‘本地—邻地’绿色技术进步效应”,《中国工业经济》,第1期,第100-118页。
- 龚梦琪、刘海云、姜旭,2019,“中国低碳试点政策对外商直接投资的影响研究”,《中国人口·资源与环境》,第6期,第50-57页。
- 韩超、桑瑞聪,2018,“环境规制约束下的企业产品转换与产品质量提升”,《中国工业经济》,第2期,第43-62页。
- 胡求光、马劲韬,2022,“低碳城市试点政策对绿色技术创新效率的影响研究——基于创新价值链视角的实证检验”,《社会科学》,第1期,第62-72页。
- 胡宗义、周积琨、李毅,2022,“自贸区设立改善了大气环境状况吗?”,《中国人口·资源与环境》,第2期,第37-50页。
- 金碚,2009,“资源环境管制与工业竞争力关系的理论研究”,《中国工业经济》,第3期,第5-17页。
- 金刚、沈坤荣,2018,“以邻为壑还是以邻为伴?——环境规制执行互动与城市生产率增长”,《管理世界》,第12期,第43-55页。
- 李胜兰、初善冰、申晨,2014,“地方政府竞争、环境规制与区域生态效率”,《世界经济》,第4期,第88-110页。
- 林伯强、邹楚沅,2014,“发展阶段变迁与中国环境政策选择”,《中国社会科学》,第5期,第81-95页。
- 刘朝、韩先锋、宋文飞,2014,“环境规制强度与外商直接投资的互动机制”,《统计研究》,第5期,第32-40页。
- 刘金山、刘倩倩、朱宁,2022,“粤港澳大湾区绿色经济合作效率研究”,《南方经济》,第10期,第1-18页。
- 陆铭、冯皓,2014,“集聚与减排:城市规模差距影响工业污染强度的经验研究”,《世界经济》,第7期,第86-114页。
- 齐绍洲、林岫、崔静波,2018,“环境权益交易市场能否诱发绿色创新?——基于我国上市公司绿色专利数据的证据”,《经济研究》,第12期,第129-143页。
- 钱雪松、唐英伦、方胜,2019,“担保物权制度改革降低了企业债务融资成本吗?——来自中国《物权法》自然实验的经验证据”,《金融研究》,第7期,第115-134页。
- 沈坤荣、金刚、方嫄,2017,“环境规制引起了污染就近转移吗?”,《经济研究》,第5期,第44-59页。
- 沈坤荣、金刚,2018,“中国地方政府环境治理的政策效应——基于‘河长制’演进的研究”,《中国社会科学》,第5期,第92-115页。
- 沈能、周晶晶,2018,“技术异质性视角下的我国绿色创新效率及关键因素作用机制研究:基于Hybrid DEA和结构化方程模型”,《管理工程学报》,第4期,第46-53页。
- 宋弘、孙雅洁、陈登科,2019,“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”,《管理世界》,第6期,第95-108页。
- 王亚飞、陶文清,2021,“低碳城市试点对城市绿色全要素生产率增长的影响及效应”,《中国人口·资源与环境》,第6期,第78-89页。
- 吴玉鸣,2007a,“外商直接投资与环境规制关联机制的面板数据分析”,《经济地理》,第1期,第11-14页。
- 吴玉鸣,2007b,《中国区域研发、知识溢出与创新的空间计量经济研究》,北京:人民出版社。
- 徐佳、崔静波,2020,“低碳城市和企业绿色技术创新”,《中国工业经济》,第12期,第178-196页。
- 于立宏、金环,2021,“国家级双创示范基地建设的效果及空间溢出效应研究”,《经济学家》,第10期,第90-99页。
- 原毅军、谢荣辉,2014,“环境规制的产业结构调整效应研究——基于中国省际面板数据的实证检验”,《中国工业经济》,第8期,第57-69页。
- 张华、丰超,2021,“创新低碳之城:创新型城市建设的碳排放绩效评估”,《南方经济》,第3期,第36-53页。
- 张杰、陈志远、杨连星、新夫,2015,“中国创新补贴政策的绩效评估:理论与证据”,《经济研究》,第10期,第4-17页。
- 郑汉、郭立宏,2022,“低碳城市试点对邻接非试点城市碳排放的外部效应”,《中国人口·资源与环境》,第7期,第71-80页。

- Acemoglu, D., P. Aghion, L. Bursztyn and D. Hemous, 2012, “The Environment and Directed Technical Change”, *American Economic Review*, 102(1):131–166.
- Chagas, A. L. S., C. R. Azzoni and A. N. Almeida, 2016, “A Spatial Difference-in-Differences Analysis of the Impact of Sugarcane Production on Respiratory Diseases”, *Regional Science and Urban Economics*, 59:24–36.
- Gehrsitz, M., 2017, “The Effect of Low Emission Zones on Air Pollution and Infant Health”, *Journal of Environmental Economics and Management*, (83):121–144.
- List, J. A., W. W. McHone, and D. L. Millimet, 2003, “Effects of Air Quality Regulation on the Destination Choice of Relocating Plants”, *Oxford Economic Papers*, 55(4):657–678.
- Magat, W. A., 1978, “Pollution Control and Technological Advance: A Dynamic Model of the Firm”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 5(1):1–25.
- Popp, D., 2006, “International Innovation and Diffusion of Air Pollution Control Technologies: The Effects of NO_x and SO₂ Regulation in the U.S., Japan, and Germany”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 51(1):46–71.
- Porter, M. E. and C. Van der Linde, 1995, “Toward a New Conception of the Environment–Competitiveness Relationship”, *Journal of Economic Perspectives*, 9(4):97–118.
- Qiu, F. and Q. Tong, 2021, “A Spatial Difference-in-Differences Approach to Evaluate the Impact of Light Rail Transit on Property Values”, *Economic Modelling*, 99:1–11.
- Sunak, Y. and R. Madlener, 2016, “The Impact of Wind Farm Visibility on Property Values: A Spatial Difference-in-Differences Analysis”, *Energy Economics*, 55:79–91.
- Vega, S. H. and J. P. Elhorst, 2015, “The SLX Model”, *Journal of Regional Science*, 55(03):339–363.
- Vogel, D., 2009, *Trading up: Consumer and Environmental Regulation in a Global Economy*, Boston: Harvard University Press.
- Wolff, H., 2014, “Keep Your Clunker in the Suburb: Low-Emission Zones and Adoption of Green Vehicles”, *The Economic Journal*, 124(578):481–512.
- Wu, H., H. Guo, B. Zhang and M. Bu, 2017, “Westward Movement of New Polluting Firms in China: Pollution Reduction Mandates and Location Choice”, *Journal of Comparative Economics*, 45(1):119–138.
- Zou, C., Y. Huang, S. Wu and S. Hu, 2022, “Does ‘Low-Carbon City’ Accelerate Urban Innovation? Evidence from China”, *Sustainable Cities and Society*, 83:103954.

Green Siphon or Green Trickle: Neighborhood Effect of Low-Carbon Pilot Policies on Green Technology Innovation

Fu Fangning Li Shenglan

Abstract: Green technology innovation is a key force to realize low-carbon development mode and a key factor to coordinate economic growth and environmental protection. However, imbalance and inconsistent development in different regions has gradually emerged in the process of green transformation. This paper takes the low-carbon city pilot policies as a quasi-natural experiment. Based on the green patent data of A-share listed companies in China’s Shanghai and Shenzhen stock markets from 2005 to 2018, the spatial difference-in-difference approach is used to test the neighborhood effect and internal mechanism of the pilot policies on green technology innovation. The research results show that the pilot policies promote local green technology innovation while restraining the level of green technology innovation in neighboring areas and the negative effect is

mainly reflected in green invention patent application. The stronger the innovation capacity of a city is, the higher the degree of green development is, the more prominent the restraining effect of low-carbon city pilot policies on green technology innovation in neighboring areas is, which leads to the “beggar-thy-neighbor” imbalance. From the perspective of mechanism, the low-carbon city pilot policies promoted the local green technology innovation by upgrading the industrial structure and attracting foreign direct investment, while the policies restrained the green technology innovation by inhibiting industrial structure upgrading and crowding out foreign direct investment in neighboring areas. Further neighborhood effect decomposition shows that the pilot policies have a significant negative effect on green technology innovation in neighboring control group cities, while the treatment group shows a positive spillover effect among cities. This paper puts forward feasible suggestions for further improving relevant low-carbon policies and promoting the regional balanced development of green technology innovation.

Keywords: Low-Carbon Pilot; Green Technology Innovation; Neighborhood Effect; Spatial Difference-in-Difference Approach

(责任编辑:谢淑娟)