

# 创新型城市建设是否促进了绿色技术创新?

——基于地级市的经验证据

宋德勇<sup>1</sup>, 李超<sup>1</sup>, 李项佑<sup>2</sup>

(1. 华中科技大学经济学院, 武汉 430074; 2. 中共广州市黄埔区委党校, 广州 510700)

**摘要:** 将中国创新型城市建设视为一项准自然实验, 基于2003—2018年273个地级市的面板数据, 利用双重差分模型评估了创新型城市建设对于绿色技术创新的效应、作用机制及区域异质性。结果表明: 创新型城市建设对于绿色技术创新具有显著的促进效应, 且这种效应存在滞后性; 创新型城市建设可以通过政府战略引领、创新人才支撑、产业结构优化推动绿色技术创新, 而城市空间扩张的机制不显著; 对于东部地区城市、“两控区”城市和规模较大的城市而言, 创新型城市建设促进绿色技术创新的效应更为显著。

**关键词:** 创新型城市; 绿色技术创新; 双重差分模型

**中图分类号:** F293 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2021)09—0026—08

## 一、引言

党的十九届五中全会指出, 要坚持新发展理念, 在质量效益明显提升的基础上实现经济持续健康发展, 促进经济社会发展全面绿色转型。在我国经济增长从要素驱动转向创新驱动, 从重视数量转向提升质量, 从规模扩张转向结构升级的高质量发展阶段, 绿色技术创新兼具创新驱动和绿色发展的双重优势, 是实现经济持续健康发展和绿色转型的必经之路。近年来, 随着创新驱动战略的持续推进, 国家创新能力和效率进一步提升, 中国已成为具有重要影响力的创新大国, 但也暴露出绿色技术创新占比较低的问题。根据《中国绿色专利统计报告》, 2014—2017年中国绿色专利申请累计达24.9万件, 其中绿色发明专利申请量仅占发明专利申请量的6.2%。

作为创新型国家建设的核心载体, 创新型城市肩负着培育新动能、发展新经济和贯彻落实国家创新驱动战略的重任, 对于推动经济发展方式转变, 实现经济高质量发展发挥着支撑引领的重要作用。经过“试点-扩散”的渐进式发展, 创新型城市已逐渐成为区域经济发展的增长极和技术创新的新高地。既有研究考察了创新型城市的创新效应, 并基于不同维度分析了绿色技术创新影响因素, 但尚未针对创新型城市的绿色技术创新效应、作用机制和区域异质性等方面展开考察。

创新型城市是城市发展由要素驱动、投资驱动转向创新驱动的重大举措, 而绿色技术创新对于实现经济提质增效、绿色转型升级和经济社会高质量发展意义重大。因此, 本文将中国创新型城市建设视为一项准自然实验, 以世界知识产权组织(world intellectual property organization, 以下简称“WIPO”)公布的“国际专利分类绿色清单”分类标准搜集到的城市层面绿色专利申请数据作为核心被解释变量, 基于双重差分模型评价了创新型城市建设对于绿色技术创新的影响。本文的边际贡献主要体现在以下两点: 第一, 实证检验了创新型城市的绿色技术创新效应、作用机制和区域异质性, 为政府开展创新型城市建设和绿色技术创新驱动发展提供理论和经验支撑; 第二, 依据WIPO公布的“国际专利分类绿色清单”的分类号, 整理了城市层面的绿色专利申请数量来衡量绿色技术创新, 为区域层面绿色技术创新相关研究提供有益借鉴。

**收稿日期:** 2021—01—08

**基金项目:** 国家社会科学基金重大项目“环境保护与经济高质量发展融合的机制、路径和政策体系研究”(18ZDA050); 华中科技大学研究生创新基金项目“创新型城市建设推动经济高质量发展的机制与效应研究”(2020yjsCXCY072)

**作者简介:** 宋德勇, 博士, 华中科技大学教授, 博士研究生导师, 研究方向: 发展经济学; 李超, 华中科技大学博士研究生, 研究方向: 资源与环境经济学; (通讯作者)李项佑, 硕士, 中共广州市黄埔区委党校助理讲师, 研究方向: 区域经济学。

## 二、文献综述与理论机制

### (一) 文献综述

自“创新型城市”的概念提出以来,学术界从理论和实证层面对这一主题展开了丰富的探索和研究,相关文献主要分为以下两类。一是定性和量化分析,学者们基于创新型城市的概念模型(杨冬梅等,2006)、发展模式(尤建新等,2011)和主要路径(胡钰,2007)等诸多方面展开探讨,并构建了相应的指标体系,对于创新型城市的能力进行量化分析(邹燕,2012;李琳等,2011;柳瑞禹和邱丹,2010);二是政策效应评估,基于产业结构、外商投资、创新水平和经济高质量发展等视角,评估了创新型城市的经济效应。既有文献表明,创新型城市建设有利于产业结构的优化升级(霍春辉等,2020),经由“回路效应”显著提升外商投资质量(聂飞和刘海云,2019),并通过强化战略引领、促进要素集聚、激励企业投资和优化创新环境促进城市创新水平的提高,最终推动区域经济发展质量的提升(陈晨和张广胜,2020a)。

与本文密切相关的文献属于第二类,部分文献评估了创新型城市的创新效应。李政和杨思莹(2019)以2003—2016年中国269个城市为样本,实证证明了创新型城市试点政策显著提升了城市创新水平,而这种促进效应呈现出先增后减的“倒V”型变化特征。在此基础上,曾婧婧和周丹萍(2019)进一步考虑了区域特质的影响,研究发现获批创新型城市对东部城市、行政级别较高城市及规模较大城市的创新绩效促进作用更明显。刘佳等(2019)拓展了城市创新政策与微观企业行为的研究,证明了创新型城市建设可以通过直接的财政政策和金融引导政策两支路径,推动高新技术企业的创新产出向实质性创新调整。陈晨和张广胜(2020b)基于政策实施动态过程和政企互动双重视角分析发现,国家创新型城市政策对城市创新能力提升起到正向调节作用,且企业集团对于创新能力的作用大于上市公司和一般企业。既有研究从企业和区域层面稳健地证明了创新型城市对于创新能力的促进作用,但针对创新型城市影响绿色技术创新的效应与作用机制研究仍较为匮乏。

绿色技术创新是以环境保护为目标的技术创新和管理创新的统称(庄芹芹等,2020),是实现经济增长和环境可持续发展双赢的重要途径,对于推动经济社会和生态环境协调发展意义重大。围绕绿色技术创新这一主题,国内外的学者基于效率(罗良文和梁圣蓉,2016)、能力(田红娜和李金波,2020)、专利(李婉红,2015)、绩效(王郁蓉,2012)等视角对绿色技术创新进行量化研究;并探讨分析了研发投入(张旭和王宇,2017)、环境规制(张娟等,2019)、产业集聚(杨浩昌等,2020)和外商投资(徐建中和王曼曼,2018)等因素对绿色技术创新的作用效应。一方面,创新型城市建设是实施创新驱动战略的重要举措,对于创新型国家建设起到重要支撑;另一方面,绿色技术创新是全球新一轮工业革命与科技竞争的新兴领域,对于推动经济社会和生态环境协调发展具有重要作用。因此,科学客观评估创新型城市建设对于绿色技术创新的效应,对于未来我国创新型城市建设和绿色技术创新的制度设计均具有重要的实践价值。

### (二) 理论机制

基于现有的研究,本文认为创新型城市建设可以提升城市绿色技术创新水平,并存在以下4种作用机制:第一,政府战略引领。由于绿色技术创新活动具有“双重外部性”(Rennings和Rammer,2011),这将导致企业绿色技术创新决策上缺乏激励;而地方政府也会依据经济与科技发展基础,以研发补贴等方式弥补绿色技术创新活动的外部性风险(Bai et al,2019),从而强化政府对城市创新活动的战略引领,最终有效提升绿色技术创新水平。第二,创新人才支撑。人才是技术创新活动中最为核心的要素,同时也是技术创新的载体。创新型城市建设有利于探索创新人才的需求、引进和培养,保障地方创新活动的知识要素供给,吸引创新人才向城市集聚,并通过“干中学”、创新外溢等途径改进原有技术,从而为绿色技术创新提供充分的智力支撑。第三,城市空间扩张。一方面,城市空间扩张有利于承载更多的创新资源,并充分发挥规模优势,随着城市道路交通等基础设施的不断优化,城市创新体系和创新生态系统也逐渐完善,创新要素的流动和溢出将更为频繁;另一方面,城市空间扩张有利于创新要素的集聚,这将吸引创新型企业和高新技术产业入驻,同时加剧市场竞争,经营效率较低的企业和传统产业将被迫退出市场,即产生过滤效应(杨思莹等,2019),从而推动城市整体绿色技术创新水平的提升。第四,产业结构优化。提升绿色技术创新水平的重要途径之一是转变经济发展方式,推进产业优化升级。城市内部产业结构优化为技术创新提供了产业基础,同时产业结构调整和优化过程也有利于创新资源重新配置,提升技术创新的质量和效率,最终实现规模化、集约化和高效化生产,促进绿色技术创新发展。

### 三、模型与变量设定

#### (一)模型设定

中国的创新型城市建设遵循“试点-扩散”的渐进式发展过程。自 2008 年开始分批次、分地区探索并建设国家创新型城市,这也为本文运用双重差分模型来评估创新型城市的绿色技术创新效应提供了一项“准自然实验”。双重差分模型一般将受政策影响的样本作为处理组,将未受到政策影响的城市作为对照组,通过比较处理组城市和对照组的差异来评估政策实施后的效果。本文借鉴 Beck et al(2010)的研究,构建了多期双重差分模型,计量模型设定如下

$$Greenpatent_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Policy + \lambda X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中:下标  $i$  和  $t$  分别表示城市和年份;被解释变量  $Greenpatent_{it}$  表示绿色技术创新; $X_{it}$  表示一系列控制变量; $\mu_i$  表示地区固定效应; $\gamma_t$  表示时间固定效应; $\varepsilon_{it}$  表示随机误差项。 $\alpha_1$  正负和数值大小反映了创新型城市建设对绿色技术创新效应,是本文关注的重点。其中  $Policy$  是衡量是否为创新型城市的政策虚拟变量,将创新型城市获批建设当年及以后的政策虚拟变量项  $Policy$  赋值为 1,获批之前赋值为 0。

根据科技部公布的《国家创新型城市创新能力评价报告 2019》,截至 2019 年初,共有 78 个城市获批为国家创新型城市(包括:4 个直辖市,72 个地级市,昌吉市、石河子市 2 个县级市)。由于北京、天津、上海和重庆仅有市域内的某个区获批为创新型城市(四个直辖市中,北京市海淀区、天津市滨海新区、上海市杨浦区、重庆市沙坪坝区获批为试点),而非在全市范围内开展创新型城市试点;同时昌吉、石河子等城市的数据缺失较多。因此,本文将 4 个直辖市及数据缺失较多的城市从样本中剔除,最终确定了 2003—2018 年中国 273 个地级市作为研究样本,其中处理组城市 70 个,对照组城市 203 个。

#### (二)变量设定

被解释变量。本文聚焦的是绿色技术创新,根据 2010 年 WIPO 推出的国际专利分类绿色清单(IPC Green Inventory)分类号,检索得到各城市的绿色专利申请数据,并以此作为核心指标衡量绿色技术创新。由于外观设计专利的申请过程不需要提交报告和进行实质性审查,且技术含量较低,本文将外观设计的专利申请量排除在外,最终采用每万人绿色专利申请量来衡量绿色技术创新水平。

解释变量。本文的核心解释变量是创新型城市的虚拟变量  $Policy$ ,根据科技部公布的国家创新型城市名单,结合创新型城市设立时间先后进行赋值,最终得到核心解释变量  $Policy$ 。

控制变量。基于现有文献,考虑到绿色技术创新受多种因素影响,本文最终选取了以下控制变量:①经济发展水平( $\lnpergdp$ ),本文采用人均 GDP 的对数值来测度;②对外开放程度( $fdipro$ ),使用当年外商实际投资额占 GDP 的百分比来衡量;③科技支出强度( $scitec$ ),采用政府科技支出占地区 GDP 的百分比测度;④人口规模( $\ln totalpeo$ ),采用城市年末总人口数对数值衡量;⑤产业结构( $ind$ ),采用第三产业与第二产业的比值来衡量;⑥基础设施水平( $road$ ),采用人均城市道路面积测度;⑦信息化水平( $internet$ ),使用每万人使用互联网用户数衡量。

本文所采用的绿色专利的数据来自 incopat 专利数据库,其他数据来源为历年《中国城市统计年鉴》和国家统计局官网等,部分缺失数据通过查阅各省份和城市的统计年鉴、各城市的年度统计公报、使用插值法等方式进行填补,所有涉及货币价值的经济变量均以 2002 年为基期进行平减处理。主要变量的描述性统计见表 1。

表 1 描述性统计

变量	全样本			处理组			对照组		
	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差	样本量	均值	标准差
$Greenpatent$	4368	0.808	2.400	1120	2.134	4.180	3248	0.350	0.956
$\lnpergdp$	4368	9.949	0.812	1120	10.561	0.727	3248	9.738	0.728
$fdipro$	4368	1.970	2.274	1120	3.194	2.627	3248	1.548	1.970
$scitec$	4368	0.176	0.216	1120	0.242	0.244	3248	0.153	0.200
$\ln totalpeo$	4368	5.846	0.677	1120	6.131	0.559	3248	5.747	0.687
$ind$	4368	0.864	0.436	1120	0.948	0.455	3248	0.835	0.425
$road$	4368	4.104	5.581	1120	7.002	7.772	3248	3.105	4.144
$internet$	4368	0.140	0.162	1120	0.227	0.225	3248	0.110	0.119

## 四、实证结果与分析

### (一) 基准回归

本文采用双向固定效应的双重差分模型检验了创新型城市建设对于绿色技术创新的效应,回归结果见表2。表2第(2)列的结果表明,创新型城市政策的估计系数在1%的水平上显著为正,这表明作为我国创新战略的重要支撑,创新型城市建设对于绿色技术创新有着显著的促进效应。以上结论证明,通过创新型城市建设构建高质量发展和创新发展模式,可以较好地实现政策激励和引导作用,有利于节能环保技术的研发和应用,显著地促进绿色技术创新水平的提升。从控制变量来看,科技支出强度、城市规模、产业结构和信息化程度均能够显著促进绿色技术创新的提升。经济发展水平和对外开放程度的系数均显著为负,这可能是由于粗放型经济发展阶段,早期鼓励外商投资的政策引入大量的高耗能高污染的生产部门,在一定程度上抑制了技术创新向清洁绿色的转变,从而抑制了绿色技术创新。

### (二) 平行趋势检验

双重差分模型有效性依赖于处理组和对照组在政策冲击之前不存在时间趋势差异,即如果没有创新型城市试点政策,处理组城市与对照组城市的绿色技术创新变化趋势应该是平行一致的。为更严谨地证明基准回归结论的稳健性,并刻画分析创新型城市政策冲击在不同时段的影响,本文借鉴 Beck et al(2010)的做法,对平行趋势和动态效应进行检验,具体模型设定如下

$$Greenpatent_{it} = \beta_0 + \sum_{k=-2}^{+7} \beta_k Policy_{i,t+k} + \lambda X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中: $Policy_{i,t+k}$ 表示创新城市政策实施前后第 $k$ 年的虚拟变量;处理组城市 $i$ 处在试点批复的第 $(t+k)$ 年时该值取1,否则取0,本文具体考察了创新型城市建设前2年和后7年,处理组和对照组城市的绿色技术创新变化趋势是否存在显著差异。如表3所示,在创新型城市政策实施前,回归系数并非显著异于0,表明处理组和对照组之间符合平行趋势假设。同时从创新型城市试点政策实施后第四年开始, $Policy_{i,t+k}$ 的系数才开始显著为正,相关系数呈现出逐年增大的趋势。这表明创新型城市建设对于绿色技术创新的效应具有滞后性,这可能是由于创新型城市建设是一项循序渐进的系统性工程,创新平台等诸多配套设施建设并非一蹴而就,在实施初期创新型城市建设对于绿色技术创新的效应不显著,随着时间推移,尤其是创新平台等配套设施得以完善,这一试点政策的激励效应逐渐显现并显著增强。

表2 基准回归

变量	(1)	(2)
<i>Policy</i>	3.215***(0.408)	1.470***(0.254)
<i>lnpergdp</i>		-0.920***(0.236)
<i>fdipro</i>		-0.097**(0.043)
<i>scitec</i>		2.126*(1.101)
<i>Intotalpeo</i>		9.551**(3.905)
<i>ind</i>		0.522**(0.261)
<i>road</i>		0.098(0.096)
<i>internet</i>		4.171***(0.948)
<i>_cons</i>	0.461***(0.044)	-47.645**(21.362)
地区效应	是	是
时间效应	是	是
Obs.	4368	4368
R-squared	0.184	0.464

注:括号中为稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%和10%显著性水平。

表3 平行趋势和动态效应

变量	<i>Greenpatent</i>
<i>before2</i>	-0.349(0.362)
<i>before1</i>	-0.010(0.481)
<i>current</i>	-0.007(0.476)
<i>after1</i>	-0.311(0.296)
<i>after2</i>	0.026(0.309)
<i>after3</i>	0.231(0.289)
<i>after4</i>	0.586*(0.314)
<i>after5</i>	1.298***(0.350)
<i>after6</i>	1.831***(0.426)
<i>after7</i>	2.357***(0.491)
<i>lnpergdp</i>	-0.835***(0.220)
<i>fdipro</i>	-0.112**(0.048)
<i>scitec</i>	2.261*(1.179)
<i>Intotalpeo</i>	9.773**(4.021)
<i>ind</i>	0.451(0.274)
<i>road</i>	0.102(0.093)
<i>internet</i>	4.080***(0.936)
<i>_cons</i>	-49.626**(22.361)
地区效应	是
时间效应	是
Obs.	4368
R-squared	0.463

注:创新型城市建设起始年份作为事件分析的基准年(*current*),*before*和*after*分别代表了创新型城市建设前若干年和后若干年的虚拟变量;括号中为稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%和10%显著性水平。

### (三) 稳健性检验

为了消除样本选择偏差,并进一步证明主要结论的稳健性,本文采取了以下 3 种策略:第一,剔除弱内生性样本。城市固有的一系列特征则可能会影响研究结论的稳健性,相较于普通地级市,省会城市往往集聚了更多的经济要素和创新资源,因而可能会具有更高的绿色技术创新能力。因此,本文将所有的省会城市从样本中剔除,估计结果汇报在表 4 第(1)列中。第二,更换估计方法。为了进一步消除处理组和对照组城市变动趋势存在的系统性差异,降低可能存在的偏误,随后本文基于“卡尺匹配”的倾向得分匹配(PSM-DID)方法估计创新型城市对绿色技术创新的政策效应,结果汇报在表 4 第(2)列。第三,替换被解释变量。本文将所有被解释变量均替换为总量值,即使用城市当年绿色发明与实用新型专利申请量的和作为被解释变量进行回归,结果汇报在表 4 第(3)列。通过观察表 4 汇报的回归结果可以发现,在采用剔除弱内生性样本、更换估计方法、替换被解释变量 3 种稳健性检验策略后,结果依然与前文基本一致,进一步证明了基准回归结论的可信度。

### (四) 机制检验

创新型城市建设对于绿色技术创新的效应存在多种影响机制和渠道,本文使用科技支出强度、科技从业人员数、城市建设用地占市区面积的比率和产业结构作为机制变量,分别表征政府战略引领、创新人才支撑、城市空间扩张和产业结构优化 4 种传导机制。进一步,参照马光荣等(2020)的研究,本文通过引入了创新型城市建设的虚拟变量与以上 4 种机制变量的交互项,对基准模型(1)进行了扩展,以此分析创新型城市建设影响绿色技术创新的传导机制,具体模型设定如下

$$Greenpatent_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Policy + \alpha_2 Policy \times Mechan + \lambda X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中:Mechan 代表机制变量;其余各变量设定与模型(1)相同;分别将科技支出强度(scitec)、科技从业人员数(rdemploy)、城市建设用地占市区面积的比值(cityland)和产业结构(ind)作为机制变量代入模型(3)中,回归结果见表 5。政府战略引领和创新人才支撑均在 1% 的水平上显著为正,产业结构在 10% 的水平上显著为正。这表明,创新型城市建设可以通过技术密集型产业的发展,强化创新人才培养和储备,加大政策性研发资金力度,为绿色技术创新提供了坚实的人力支撑和资金保障,进而推动整体产业结构的优化升级,促进了绿色技术创新水平的提升。而城市空间扩张的系数为正但不显著,说明创新城市建设有助于推动城市形态转向紧凑集约的方向,形成规模集聚以刺激绿色技术创新提升,但是这种作用效果有限。

表 4 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	剔除省会城市	PSM-DID 估计	替换被解释变量
Policy	1.891*** (0.409)	1.253*** (0.236)	1104.185*** (158.305)
lnpergdp	-0.874*** (0.264)	-0.893*** (0.192)	-358.107*** (123.753)
fdipro	-0.099** (0.044)	-0.066* (0.038)	-32.140 (23.225)
scitec	1.825* (1.044)	3.457*** (0.789)	906.422* (486.678)
lntotalpeo	9.782** (4.388)	4.857*** (1.738)	4339.405** (1760.179)
ind	0.341 (0.261)	0.465*** (0.179)	340.334** (138.103)
road	0.076 (0.098)	0.068 (0.050)	16.874 (37.002)
internet	4.212*** (1.054)	4.296*** (0.848)	1585.144*** (482.870)
_cons	-48.821** (23.738)	-20.726** (9.182)	-22237.861** (9554.913)
地区效应	是	是	是
时间效应	是	是	是
Obs.	3952	4139	4368
R-squared	0.431	0.554	0.383

注:括号中为稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5% 和 10% 显著性水平。

表 5 机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Policy	-1.884**	0.320	0.749	0.340
	(0.816)	(0.438)	(0.541)	(0.737)
Policy×scitec	10.595***			
	(2.720)			
Policy×rdemploy		0.478***		
		(0.175)		
Policy×cityland			0.068	
			(0.045)	
Policy×ind				1.220*
				(0.736)
lnpergdp	-2.533**	-3.043**	-3.005**	-3.323**
	(1.058)	(1.287)	(1.265)	(1.392)
fdipro	-0.098***	-0.115***	-0.100**	-0.094**
	(0.033)	(0.042)	(0.040)	(0.041)
scitec	0.916*	2.080*	2.178*	2.257*
	(0.551)	(1.057)	(1.118)	(1.168)
lntotalpeo	7.034***	8.665***	9.270***	9.526**
	(2.081)	(3.218)	(3.462)	(3.827)
ind	-0.183	-0.305	-0.247	-0.436*
	(0.219)	(0.228)	(0.232)	(0.227)
road	0.126**	0.095	0.101	0.092
	(0.061)	(0.087)	(0.086)	(0.094)
internet	2.546***	2.726***	3.029***	2.946***
	(0.970)	(0.984)	(0.956)	(0.981)
_cons	-17.628*	-22.246	-26.217*	-24.639
	(9.685)	(13.926)	(15.422)	(16.282)
地区效应	是	是	是	是
时间效应	是	是	是	是
Obs.	4368	4368	4368	4368
R-squared	0.622	0.538	0.509	0.504

注:括号中为稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示 1%、5% 和 10% 显著性水平。

### (五) 区域异质性检验

中国幅员辽阔,在长期的发展过程中,不同城市也塑造出城市区位、环境监管、城市规模等区域特质。因此不同区域开展的创新型城市建设可能会对绿色技术创新产生异质性的效果。具体而言,第一,我国东部地区较早实现对外开放,经济基础牢固,市场化程度较高,在创新资源禀赋和产业基础等方面具有比较优势,在获批创新型城市试点后,东部地区城市具有先发优势,对于绿色技术创新的激励效应可能更为显著;第二,不同的城市所面临的环境监管具有异质性,相较于非“两控区”城市,位于“两控区”内的城市可被视为实施了不同程度的环境规制,若创新型城市同时被列为“两控区”城市,那么这批城市所面临的环境监督更强,在环保政策引领及硬指标约束下,更有动力健全生态环境监管体系,强化环境监管和执法力度,从而迫使企业增加节能减排领域的投资和研发,引导企业开展绿色技术创新活动;第三,城市规模对于创新产出具有重要影响,规模较大的城市通常具有多样化的资源和产业优势,在获批为创新型城市后,规模较大的城市可以集中和调动创新资源,发挥创新优势,为城市内部的创新活动提供保障,从而有利于绿色技术创新水平的提升。

因此,本文基于区位条件、环境监管和城市规模3个维度对城市的异质性进行区分,以分析创新型城市建设对于绿色技术创新效应的异质性差异。参考袁航和朱承亮(2018)的研究,根据各城市所在的区位划分为东部城市 and 中西部城市;参考宋德勇等(2020)的研究,根据城市所受环境监管差异分为“两控区”城市和非“两控区”城市;参考邓涛涛和王丹丹(2018)的研究,将城市的规模差异分为大城市和中小城市;本文参考王班班等(2020)的研究,对于基准模型(1)进行扩展,构建识别区域异质性的模型(4),具体设定如下:

$$Greenpatent_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Policy + \alpha_3 Policy \times Dummy + \lambda X_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中:*Dummy*是代表城市区位、环境监管和城市规模的虚拟变量,依次采用*Cityposition*、*Cityenvironment*和*Cityscale*进行替换; $\alpha_3$ 分别衡量的是处于不同区位、环境监管和城市规模下的创新型城市建设对于绿色技术创新的影响,回归结果汇报在表6中。结果表明,创新型城市建设对于绿色技术创新的效应具有明显的区域异质性。第一,对于东部地区城市而言,创新型城市建设对于绿色技术创新的激励效应更为显著。相较于中西部地区,东部地区城市的创新资源集聚程度更高,产学研协同创新体系更为完善,在创新型城市建设的政策激励引导下,可以充分地发挥禀赋优势,更有利于绿色技术创新。第二,创新型城市建设可以显著提升“两控区”城市的绿色技术创新水平,这表明相较于非“两控区”城市,“两控区”城市在环境治理等方面具有更大的优势,健全的环境监管体系更有利于城市经济的绿色转型,引导绿色创新活动的开展。第三,创新型城市建设对于规模较大城市的绿色技术创新具有显著正向效应,这表明规模较大城市可以充分集中创新资源和发挥创新优势,在创新型城市建设的政策激励下充分利用经济要素和创新资源实现绿色技术创新。

表6 区域异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)
<i>Policy</i>	0.482** (0.233)	0.591 (0.405)	0.343 (0.383)
<i>Policy</i> × <i>Cityposition</i>	2.015*** (0.546)		
<i>Policy</i> × <i>Cityenvironment</i>		1.174** (0.516)	
<i>Policy</i> × <i>Cityscale</i>			1.305*** (0.493)
<i>lnpergdp</i>	-0.870*** (0.229)	-0.895*** (0.234)	-0.906*** (0.235)
<i>fdipro</i>	-0.063* (0.037)	-0.098** (0.043)	-0.093** (0.042)
<i>scitec</i>	2.080* (1.077)	2.129* (1.101)	2.107* (1.093)
<i>Intotalpeo</i>	9.649** (3.818)	9.390** (3.858)	9.504** (3.877)
<i>ind</i>	0.490* (0.250)	0.520** (0.258)	0.515** (0.260)
<i>road</i>	0.103 (0.093)	0.098 (0.095)	0.095 (0.096)
<i>internet</i>	3.983*** (0.951)	4.071*** (0.944)	4.165*** (0.950)
<i>_cons</i>	-48.752** (20.936)	-46.941** (21.113)	-47.509** (21.218)
地区效应	是	是	是
时间效应	是	是	是
Obs.	4368	4368	4368
R-squared	0.481	0.469	0.467

注:括号中为稳健标准误;\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%和10%显著性水平。

## 五、结论与政策建议

城市是实现创新驱动战略创新的核心载体,创新型城市是创新型国家建设的重要支柱,亦是推动绿色技术创新的重要驱动力。本文使用2003—2018年中国城市层面的面板数据,基于多期双重差分模型,实证分析了创新型城市建设对于绿色技术创新政策效应、作用机制及区域异质性,结论表明:第一,作为我国创新战略的重要支撑,创新型城市建设对绿色技术创新有着显著的促进效应;第二,创新型城市建设对绿色技术创新的激励效应具有滞后性,随着时间推移政策效应逐渐显现并显著增强;第三,创新型城市建设通过政府政策引领、创新人才支撑和产业结构优化显著促进绿色技术创新,而城市空间扩张的机制并不显著;第四,创新型城市政策对东部地区城市、“两控区”城市和规模较大城市的绿色技术创新促进效应更显著。

结合本文的主要结论和实证分析,最终提出以下政策建议:第一,创新型城市建设是一项系统性的工程,各城市应不断完善配套制度设计和创新平台建设,强化绿色低碳导向,创新激励制度以调动创新活力,持续优化产学研合作机制,推动创新成果转化及应用,突破绿色技术创新的机制瓶颈。第二,地方政府在统筹推广建设创新型城市的过程中,要坚持政府政策引领,提高科技支出强度和科研补贴,同时强化对于创新型人才的培养储备,建立有效的激励机制,充分调动科研人员的积极性,通过创新资源汇集形成规模效应,推动区域产业结构的优化升级,从而进一步推动绿色技术创新。第三,由于创新型城市建设的绿色技术创新效应存在区域异质性,未来推动创新型城市试点应当采取因地制宜的策略。针对东部地区和规模较大的创新型城市,应当以提质增效为核心目标,充分发挥创新资源禀赋优势,强化知识产权保护和金融服务支持,为绿色技术创新营造更好的市场环境;对于中西部地区和规模较小的创新型城市,应重点破解区域之间创新资源流动壁垒,推动区域之间创新协同形成合力,提升创新资源利用效率,积极推进科技成果转化,为绿色技术创新提供平台支撑;同时充分考虑到环境监管的调节作用,发挥环境政策与创新政策的协同效应,逐步完善环境税、污染物排放交易等市场型环境规制工具的制度设计,并辅以合理且灵活的行政命令型环境规制工具,健全公众参与型环境规制的制度体系,优化地方政府环境治理结构,加快推动创新驱动和经济绿色转型。

### 参考文献

- [1] 陈晨,张广胜,2020a.国家创新型城市政策、高端生产性服务业集聚与地区经济高质量发展[J].财贸研究(4): 36-51.
- [2] 陈晨,张广胜,2020b.国家创新型城市对属地创新能力影响效应评估——政策动态过程与政企互动视角[J].科技进步与对策(11): 126-135.
- [3] 邓涛涛,王丹丹,2018.中国高速铁路建设加剧了“城市蔓延”吗?——来自地级城市的经验证据[J].财经研究(10): 125-137.
- [4] 胡钰,2007.创新型城市建设的内涵、经验和途径[J].中国软科学(4): 32-38.
- [5] 霍春辉,田伟健,张银丹,2020.创新型城市建设能否促进产业结构升级——基于双重差分模型的实证分析[J].中国科技论坛(9): 72-83.
- [6] 李琳,韩宝龙,李祖辉,等,2011.创新型城市竞争力评价指标体系及实证研究——基于长沙与东部主要城市的比较分析[J].经济地理(2): 224-229.
- [7] 李婉红,2015.排污费制度驱动绿色技术创新的空间计量检验——以29个省份制造业为例[J].科研管理(6): 1-9.
- [8] 李政,杨思莹,2019.创新型城市试点提升城市创新水平了吗?[J].经济学动态(8): 70-85.
- [9] 刘佳,顾小龙,辛宇,2019.创新型城市建设与企业创新产出[J].当代财经(10): 71-82.
- [10] 柳瑞禹,邱丹,2010.创新型城市评价指标体系的实证研究——基于相关性分析[J].技术经济,29(1): 29-34.
- [11] 罗良文,梁圣蓉,2016.中国区域工业企业绿色技术创新效率及因素分解[J].中国人口·资源与环境(9): 149-157.
- [12] 马光荣,程小萌,杨恩艳,2020.交通基础设施如何促进资本流动——基于高铁开通和上市公司异地投资的研究[J].中国工业经济(6): 5-23.
- [13] 聂飞,刘海云,2019.国家创新型城市建设对我国FDI质量的影响[J].经济评论(6): 67-79.
- [14] 宋德勇,李项佑,李超,等,2020.中国低碳城市建设的创新驱动效应评估——兼论多重嵌套试点示范机制的完善[J].科技进步与对策(22): 28-37.
- [15] 田红娜,李金波,2020.基于行业异质性的制造业绿色技术创新能力演化研究——兼论企业研发投入的影响[J].科技进步与对策(17): 63-72.
- [16] 王班班,莫琼辉,钱浩祺,2020.地方环境政策创新的扩散模式与实施效果——基于河长制政策扩散的微观实证[J].中国工业经济(8): 99-117.
- [17] 王郁蓉,2012.我国各区域企业绿色技术创新绩效比较研究[J].技术经济(10): 52-59.
- [18] 徐建中,王曼曼,2018.FDI流入对绿色技术创新的影响及区域比较[J].科技进步与对策(22): 30-37.
- [19] 杨冬梅,赵黎明,闫凌州,2006.创新型城市:概念模型与发展模式[J].科学与科学技术管理(8): 97-101.
- [20] 杨浩昌,李廉水,张发明,2020.高技术产业集聚与绿色技术创新绩效[J].科研管理(9): 99-112.
- [21] 杨思莹,李政,孙广召,2019.产业发展、城市扩张与创新型城市建设——基于产城融合的视角[J].江西财经大学学报(1): 21-33.
- [22] 尤建新,卢超,郑海鳌,等,2011.创新型城市建设模式分析——以上海和深圳为例[J].中国软科学(7): 82-92.
- [23] 袁航,朱承亮,2018.国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗[J].中国工业经济(8): 60-77.
- [24] 张娟,耿弘,徐功文,等,2019.环境规制对绿色技术创新的影响研究[J].中国人口·资源与环境(1): 168-176.
- [25] 张旭,王宇,2017.环境规制与研发投入对绿色技术创新的影响效应[J].科技进步与对策(17): 111-119.
- [26] 曾婧婧,周丹萍,2019.区域特质、产业结构与城市创新绩效——基于创新型城市试点的准自然实验[J].公共管理评

- 论(3): 66-97.
- [27] 庄芹芹, 吴滨, 洪群联, 2020. 市场导向的绿色技术创新体系: 理论内涵、实践探索与推进策略[J]. 经济学家(11): 29-38.
- [28] 邹燕, 2012. 创新型城市评价指标体系与国内重点城市创新能力结构研究[J]. 管理评论(6): 50-57.
- [29] BAI Y, SONG S, JIAO J, et al, 2019. The impacts of government R&D subsidies on green innovation: Evidence from Chinese energy-intensive firms[J]. Journal of Cleaner Production, 233: 819-829.
- [30] BECK T, LEVINE R, LEVKOV A, 2010. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. The Journal of Finance, 65(5): 1637-1667.
- [31] RENNINGS K, RAMMER C, 2011. The impact of regulation-driven environmental innovation on innovation success and firm performance[J]. Industry and Innovation, 18(3): 255-283.

## Does Innovative City Construction Promote Green Technological Innovation? Empirical Evidence Based on Prefecture-Level Cities

Song Deyong<sup>1</sup>, Li Chao<sup>1</sup>, Li Xiangyou<sup>2</sup>

(1. School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China;

2. Party School of the Guangzhou Huangpu District Committee of C. P. C., Guangzhou 510700, China)

**Abstract:** Based on the panel data sets of 273 prefecture-level cities from 2003 to 2018, China's innovative city construction policy is treated as a quasi-natural experiment, the effect, mechanism and regional heterogeneity of innovative city construction on green technological innovation are evaluated by using difference-in-differences model. The results indicate that: the construction of innovative city has a significant positive effect on green technological innovation, and this effect exhibits lagging. The construction of innovative city can promote green technological innovation through government strategic guidance, innovative talents support and industrial structure optimization, but the mechanism of urban spatial expansion is not significant. The construction of innovative city has more significant positive effects on green technological innovation for the eastern cities, higher administrative level cities and cities in the two control zones.

**Keywords:** innovative city; green technological innovation; difference-in-differences model