

低碳试点政策对中国城市技术创新的影响

——基于低碳城市试点的准自然实验研究

逯 进, 王晓飞

摘 要: 基于 2003—2016 年中国 213 个地级市面板数据, 应用双重差分法探讨了低碳试点政策的技术创新效应。研究发现: (1) 总体看, 低碳试点政策提升了城市技术创新, 且在考虑环保约谈、创新城市以及智慧城市等其他政策后, 虽然低碳试点政策对创新的作用有所减弱, 但其对创新的正向影响依然十分显著。(2) 机制分析发现, 上述作用是通过增加科技人才数量、政策性研发资金投入以及产业结构升级实现的。(3) 城市规模、发展类型以及空间区位不同, 使得低碳试点政策的实施效果存在异质性。受生态脆弱、产业结构单一、创新基础薄弱以及区位优势等因素的影响, 资源型城市、大城市以及西部城市, 低碳试点政策会阻碍其技术创新。

关键词: 低碳城市; 技术创新; 准自然实验

中图分类号: F299.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2019)06-0128-14

DOI: 10.16493/j.cnki.42-1627/c.2019.06.012

一、引 言

中国正加快推动以节能减排为首要目标的绿色改革进程, 众多正向激励与负向惩罚政策开始密集试点试行, 在这其中以低能耗、低污染为目标的低碳试点政策备受关注。低碳试点政策最早可追溯至 2010 年, 国家发改委确定了 5 省 8 市作为首批低碳试点。尔后于 2012 年、2017 年又分别公布了第二批、第三批试点名单^①。当前, 全国共有低碳省份 6 个, 低碳城市 81 个, 其中东部试点城市 24 个、中部 18 个、西部 17 个, 试点城市的位置分布较均匀, 大陆 31 个省市自治区至少有一个低碳试点城市。试点城市的选取实行严格的申报审批制, 由各地级市提出具体的低碳发展规划, 结合其实施方案、低碳建设基础以及试点城市布局, 由国家发改委和省发改委确定初选名单, 然后对初选名单进行实地考察, 组织专家评审, 最终确定试点名单。从这一政策的现实意义看, 低碳试点政策将“创新、协调、绿色、开放、共享”的发展理念融入到城市建设中, 不仅成为检验气候变化政

基金项目: 国家社会科学基金项目“人口结构转变对我国经济发展影响的时空演化机制研究”(18BJL117)

作者简介: 逯进, 经济学博士, 青岛大学经济学院教授、博士生导师 (山东 青岛 266071); 王晓飞 (通讯作者), 青岛大学经济学院硕士研究生

^① 2010 年将 5 省 (广东、辽宁、湖北、陕西、云南) 8 市 (天津、重庆、深圳、厦门、杭州、南昌、贵阳、保定) 作为首批试点。2012 年将 1 省 (海南)、4 区县、24 市 (东部城市 10 个、中部城市 6 个、西部城市 8 个; 资源型城市 10 个、非资源型城市 14 个) 作为第二批试点城市。2017 年将 10 区县、35 市 (东部城市 14 个、中部城市 12 个、西部城市 9 个; 资源型城市 6 个, 非资源型城市 29 个) 作为试点。

策的“试验田”, 也为城市创新发展注入了新活力。

审视当前中国的环境问题及治理体系, 不论从环境保护视角还是从经济持续发展视角都需要进行结构性改革。结构性转变的关键在于提高技术创新以实现创新驱动发展。从顶层设计看, 持续提高创新对经济发展的贡献度是中国提高经济发展质量最本质与最迫切的要求^[1]。据《中国城市和产业创新力》报告, 中国的城市创新基尼系数大于 0.76, 处于较高的位置, 表明创新行为主要集聚于少数城市。当前, 中国经济正值转换动能、实现绿色发展的关键时期, 实施节能减排以及建设创新型国家是需要并肩推行的两大举措。而节能减排措施控制三废排放仅是其表层目标, 其肩负的深层目标是形成对企业开展技术革新的倒逼机制, 实现创新驱动发展。在此背景下探究低碳试点政策能否影响技术创新具有重要的现实意义。本文拟运用 2003—2016 年中国 213 个地级市数据, 全面解析低碳试点政策对城市技术创新的影响, 可能的贡献有以下两点: 第一, 现有文献多以末端控制的政策指标度量环境规制, 存在较为严重的内生性, 在评估方法上为克服已有研究的不足, 本文将运用双重差分的方法, 评估低碳试点政策对城市技术创新的影响, 并识别低碳试点政策影响技术创新的内在机制, 使本文的结果更接近现实。第二, 不同城市的技术基础、城市发展类型以及城市规模等存在较大差异, 未区分地区类型可能致使政策评价的效果存在偏差。本文拟以城市的发展类型、城市规模以及空间地理位置作为划分依据, 分不同层面探讨低碳试点政策对城市技术创新的影响。

二、文献回顾与假设提出

(一) 文献回顾

当前关于低碳试点政策创新效应的研究非常少见, 但如果将低碳试点政策置于环境规制的范畴加以考量则可以发现, 技术创新是环境规制所涉及的一个重要研究方向。在这方面主要有三类观点: 第一, 环境规制对技术创新存在正向影响。此种观点起源于波特假说。自波特假说提出后, 国内外学者基于产业与企业的角度对此进行了理论分析和实证检验, 佐证了波特假说^[2]。第二, 环境规制不利于技术创新。环境规制给企业施加的限制条件会增加其生产、销售、管理等活动的难度, 增加企业的成本, 从而对其创新活动的开展产生阻碍作用^[3]。第三, 环境规制对技术创新的影响具有不确定性^[4], 主要体现在时间异质性和地区异质性两方面。上述观点存在明显差异, 这与研究对象或环境的差异有直接关系, 但其研究的共同点是, 环境规制或者广而化之将其称为环境政策, 对技术创新具有明确的作用。

综上, 虽然当前有关环境规制与技术创新的研究文献相对丰富, 但针对环境规制的具体措施——低碳试点政策对技术创新的研究并不多见, 特别是以低碳试点政策作为主要变量, 研究其对城市技术创新影响的文献尚未见。鉴于我国低碳试点政策正全力推进, 因此从市域层面考察低碳试点政策对城市技术创新的影响具有重要的研究意义。

(二) 基本假设

低碳试点政策是一种分权式的环境治理模式, 其根据不同地区的环境问题采取差异化的举措。在具体实践中, 低碳试点政策是否具有创新效应? 为从理论上理解这一问题, 本文在波特假说和既有研究的基础上, 在有限理性人假设下, 分析低碳试点政策对城市技术创新的影响。首先, 低碳试点政策使得企业认识到资源利用效率的缺陷, 为其进行技术创新提供了可行的改进方向^[5]。一般而言, 在严格的低碳试点政策的明确约束下, 高污染、高耗能、低生产效率企业的生产成本会相应增加, 利润降低。因此, 当企业的减污成本逐渐接近其收益时, 企业面临停产、搬迁或是通过创新提高资源利用效率这三种选择。若选择前两种, 企业已投入的大量生产性或服務性投资将成为沉没成

本。考虑到这一点,理性企业会选择第三种方式^[6]。其次,低碳试点政策降低了技术创新的风险,对节能减排有价值的投资的确定性有所增加,个体进行创新投资的意愿增强^[7]。尽管从长期来看,创新是实现利润最大化的最优选择,但当面对短期内成本的增加或是创新费用的增加,对未来的不可预期性以及信息的不完全性会使得个体缺乏主动开展节能减排的动力,从而不会选择创新这一最优决策。而设计合理的低碳试点政策通过政府引导,使得个体认清创新的重要性,从而使理性个体自发选择创新以实现节能减排目标。

基于以上分析,本文提出假设1:低碳试点政策利于城市技术创新的提升。

(三) 机制分析

审视技术创新的资源配置模式与环境条件的演化过程可以发现,影响创新的因素主要有直接与间接两个方面,前者主要有研发人才和研发资金等投入要素,后者则主要包括政策、社会环境与基础设施水平等^[8]。一般认为,在上述要素中,政策性研发资金投入和科技人才数量是影响创新的决定性因素,特别是政府的研发资金投入对于初创期企业而言具有重大的支撑意义;同时,从资源有效配置的角度看,产业结构变迁的本质即是生产要素在不同部门间转移的过程,产业结构是决定科技创新资源流向的有效载体^[9]。因此,低碳试点政策可能通过政策性研发资金投入、科技人才数量以及产业结构这三大中介机制对城市技术创新产生影响,事实是否如此呢?

首先,《国家低碳省区和低碳城市试点工作的通知》(以下简称《通知》)中强调,各地政府应“以先行先试为契机,结合本地实际积极探索制度创新,按照低碳理念规划建设城市基础设施,制定出台促进低碳发展的财税政策和技术推广政策”。这意味着地方政府被要求发挥好政策引领作用,出台更契合低碳发展的财政支出结构。政府为兼顾绿色与发展,在加强对企业监管的同时,会对部分有创新潜力的企业进行创新补贴^[10]。因此,低碳城市政策促使政府更为重视科技创新的投入。

从政策性研发资金投入对城市技术创新的影响看,一般而言,前沿科技创新具有周期长、不确定性强、市场风险大等特征,往往使得创新主体较难获得外部资金。而政府部门的科技资金支持^[11],一方面有利于缓解创新主体所面临的资金硬约束,降低创新成本,分担创新风险,从而提高创新主体的积极性;另一方面,政府补贴或引导基金的投放又会释放出政府对企业技术创新水平的肯定信息,从而向风险投资者传递出企业前景可靠的积极信号,利于企业获得更多的社会风险资金投入^[12]。因此,政府的科技投入是适应中国当前科技发展现实的有效制度安排,这一点在城市技术创新中显得尤其重要。

据此,本文提出假设2:低碳试点政策通过增加政策性研发资金投入提高城市技术创新。

其次,《通知》强调了各地政府应“提高低碳发展管理能力,完善低碳发展的组织机构,建立工作协调机制。加强低碳发展能力建设和人才队伍建设”。这意味着从城市政府角度看,为提高区域内的低碳发展能力,各级政府在实施低碳试点政策的过程中,应重视相关领域和部门的人才积累。企业通过技术升级或是新产品研发进行污染治理的过程,客观上也会增加对科技人才的需求,推动高技能劳动力对低技能劳动力的替代^[13]。因此,低碳试点政策的推行将会增加科技人才数量。

从科技人才数量对城市技术创新的影响看,城市技术创新的提高最终需要落实到企业部门,而科研人员是技术创新中最具能动性的要素。一方面,科研人员作为直接的要素投入可以提高国内技术的自主创新率,且随着时间的推移,科技人才对企业绿色创新的改善效果会迅速提升^[14];另一方面,科研人员是新知识和新技术的载体,决定了对技术的吸收速度。科研人员可以增强企业对新技术的吸收、转换和应用能力,使得企业能更有效地把握外部创新机会,更好地利用外部创新资源^[15]。

据此,本文提出假设3:低碳试点政策通过增加科技人才数量提高城市技术创新。

最后,《通知》中指出“要建立以低碳、绿色、环保、循环为特征的低碳产业体系。要结合本

地区产业特色和发展战略, 大力发展低碳的战略性新兴产业和现代服务业”。产业结构升级是低碳试点政策建设的重点之一。随着低碳试点政策的逐步推进, 污染密集型、高耗能型产业承担的环境成本更高, 部分污染型企业会因成本的提升而被迫退出市场, 以技术创新为主的现代制造业以及以服务为主的第三产业将获得比较优势^[16]。因此, 低碳试点政策将会推动整体产业结构的升级。

从产业结构对城市技术创新的影响看, 产业结构的升级为创新提供了良好的基础, 利于科技创新质量和效率的提升^[17]。原因在于, 首先, 产业结构升级是产业在劳动密集型—资本密集型—技术密集型顺次演进中实现的, 在此过程中对技术创新的要求逐步提高, 为新技术的应用提供了持续而巨大的市场需求, 产业的调整倒逼城市技术创新的提升。其次, 产业结构的优化升级使得高创新水平的产业逐渐取代低创新水平的产业, 创新资源配置更为合理, 从而提高技术创新效率。

据此, 本文提出假设 4: 低碳试点政策通过促进产业结构升级提高城市技术创新。

三、研究设计

(一) 模型设定

首批低碳试点主要针对省域实行, 而第三批试点设立时间较晚, 这两批试点都不具有研究的代表性。因此, 本文以 2012 年实行的第二次低碳试点政策作为一次准自然实验。通过构造双向固定效应模型, 实现双重差分的具体估计, 同时将省份—时间的联合固定效应纳入基本模型。具体模型设定如下:

$$innovation_{it} = \beta_0 + \beta_1 LCC + \beta X_{it} + \mu_t + \eta_i + prov_i * year_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中, $innovation_{it}$ 代表第 i 个城市第 t 年的技术创新指数, X_{it} 为控制变量, μ_t 表示时间固定效应, η_i 表示地区固定效应, $prov_i * year_t$ 表示省份和时间的联合固定效应。 LCC 为设立低碳城市试点的虚拟变量, 其系数值 β_1 为重点关注系数, 代表了国家实行低碳试点政策对技术创新的影响。

为进一步观察随着时间的推移, 政策效应如何变化, 本文借鉴李贲等^[18]的研究, 采用“渐进式” DID, 解释低碳试点政策影响创新的动态效应。渐进式双重差分模型如下:

$$innovation_{it} = \beta_0 + \beta_1 LCC2012 + \beta_2 LCC2013 + \beta_3 LCC2014 + \beta_4 LCC2015 + \beta_5 LCC2016 + \beta X_{it} + \mu_t + \eta_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中, 主要关注系数为 β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 、 β_5 。若 β_1 显著为正, 说明低碳试点政策在实施当年就明显提高了城市技术创新, 不存在时滞性。若 β_2 、 β_3 、 β_4 、 β_5 也显著为正, 说明低碳试点政策具有时间持续性, 在政策实行后的几年仍对城市技术创新有正向影响。

(二) 变量说明

1. 被解释变量。本文选取技术创新作为被解释变量。数据来源于复旦大学产业发展研究中心的《中国城市和产业创新力报告》, 将城市创新指数与创业指数综合为技术创新。此外, 现有研究大多采用全要素生产率和专利授权量来度量创新活动和技术进步, 为进一步说明结果的可靠性, 本文将全要素生产率和专利授权量作为稳健性检验指标。全要素生产率的计算采用 DEA 方法, 产出变量为各城市的实际 GDP, 投入变量为资本存量和劳动投入量, 劳动投入用城市就业人数表示。资本存量通过永续盘存法, 以固定资产投资估计, 设定折旧率为 10.96%。

2. 核心解释变量。根据国家发改委印发的《通知》中的城市名单, 结合统一设立时间赋值, 最终得到核心解释变量——低碳试点城市的双重差分项, 以 LCC 表示。

3. 控制变量。借鉴已有文献, 本文设定如下影响技术创新的控制变量: (1) 人力资本水平。我国的创新型国家战略一直把提高人力资本水平作为重点措施。人力资本水平是影响城市技术创新的主要因素。本文用普通高校在校生占总人口比重衡量人力资本水平。(2) 城市化水平。在城市化

进程中, 各类要素高度集聚, 为创新提供了理想场所。本文用城市人口占总人口的比重表示城市化水平。(3) 消费。消费是创新的原动力, 消费升级的方向是产业升级的重要导向, 催生相关产业的发展和技术创新^[19]。本文选用社会消费品零售总额占 GDP 的比重衡量消费水平。(4) 投资。固定资产投资可以看作是城市技术创新的投入。物质资本投入越多, 城市的创新水平越高。本文选用固定资产投资占 GDP 的比重衡量投资水平。(5) 金融发展。金融体系是企业进行技术创新的主要资金来源, 金融市场的发展程度直接关乎企业的技术创新水平。本文用年末金融机构贷款余额与存款余额之和占 GDP 的比重衡量金融发展程度。(6) 工业化水平。工业在国民经济中占据主要地位, 工业化既是财富收入的主体也是污染损害的对象。在新的国际格局和新工业革命的环境下, 绿色创新成为工业发展的必由之路。本文用工业生产总产值占 GDP 的比重表示城市的工业化水平。(7) 外商投资。外资已成为中国经济及科技创新的重要组成部分, 脱离对外开放的创新是不现实的。本文用外商直接投资占 GDP 的比重衡量外商投资^[20]。

4. 中介变量。(1) 政策性研发资金投入。本文用政府财政科技支出与总人口的比值表示。(2) 科技人才数量。本文以科研、技术服务和地质勘查业从业人员数的对数值表示。(3) 产业结构。本文用产业占比与各产业生产率乘积表示产业结构合理化, 其计算公式如下:

$$indusz = \sum_{n=1}^3 X_{i,n,t} * Y_{i,n,t} \quad (3)$$

其中, $X_{i,n,t}$ 表示 i 地区 t 年份第 n 产业增加值占地区 GDP 的比重; $Y_{i,n,t}$ 表示 i 地区 t 年份第 n 产业的劳动生产率, 其计算公式为:

$$Y_{i,n,t} = G_{i,n,t} / P_{i,n,t} \quad (4)$$

其中, $G_{i,n,t}$ 表示 i 地区 t 年份第 n 产业的增加值, $P_{i,n,t}$ 表示 i 地区 t 年份第 n 产业的从业人员数。式 (3) 中, $X_{i,n,t}$ 表示产值占比无量纲, 而 $Y_{i,n,t}$ 受量纲影响, 本文对 $Y_{i,n,t}$ 进行均一化处理, 消除量纲对产业结构合理化的影响。

(三) 数据说明

研究数据来源于历年《中国城市统计年鉴》、《中国城市和产业创新力报告》以及各市年度统计公报。部分地级市数据存在缺失, 通过线性拟合法和平滑指数法补齐。为消除价格因素的影响, 以消费价格指数将所有年份的消费和投资换算为以 2003 年为基期的实际值。此外, 为保证结果的准确性, 本文进行了如下处理: (1) 将第一批试点的 5 个省份以及第二批试点省份 (海南省) 所辖城市从对照组中完全剔除。(2) 将第一批试点的 8 个城市从对照组中完全剔除。(3) 从实验组中除去了第二批试点城市中的直辖市 (北京、上海)。各变量的描述性统计特征如表 1 所示。

表 1 2003—2016 年地级市面板数据的描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值	变量单位
<i>innovation</i>	4.077 016	13.911 63	0	219.389 4	技术创新指数
<i>LCC</i>	0.040 241 4	0.196 558	0	1	双重差分项
控制变量					
<i>student</i>	1.436 84	2.031 658	0.004 985	13.112 41	普通高校在校生/总人口
<i>urban</i>	0.325 878	0.189 847	0	1.149 5	城市人口/总人口
<i>consum</i>	0.337 947	0.108 952	0.032 115	3.835 227	社会消费品零售总额/GDP
<i>invest</i>	0.652 717	0.272 767	0.087 227	2.196 897	固定资产投资/GDP
<i>fin</i>	1.967 88	0.909 994	0.508 064	10.739 05	(年末金融机构贷款余额+存款余额)/GDP
<i>gongye</i>	1.809 028	0.878 364	0.083 61	20.766 42	工业生产总产值/GDP
<i>fdi</i>	1.335 023	1.683 391	0	36.592 15	外商投资金额/GDP

续表 1

变量	均值	标准差	最小值	最大值	变量单位
稳健性检验变量					
<i>zhuan</i>	2, 186 211	6, 590 537	0	95, 525	专利授权数
<i>tfp</i>	0, 477 743 5	0, 135 445 7	0, 144	1	全要素生产率
中介变量					
<i>indus</i>	0, 992 128	1, 393 632	0, 019 503	16, 585 72	产业结构合理化
<i>govkpop</i>	68, 933 67	131, 991 8	0, 125 433 2	1 525, 387	政府科技支出/总人口
<i>lnkejic</i>	0, 420 165 5	0, 427 326 8	0, 009 950 3	3, 526 361	科研行业从业人数

四、实证分析

(一) 基准回归

在展开 DID 分析之前, 需要进行平行趋势检验, 以确保试点城市和非试点城市在政策实施前的技术创新并不存在显著差异。本文在公式 (1) 中加入政策分组变量与时间趋势的相乘项以检验平行趋势。限于篇幅限制, 结果并未列出。从检验结果看, 在 2012 年政策实施之前, LCC 的系数并不显著, 可以接受试点区和非试点区在政策实施前具有一致趋势的原假设, 从而满足使用双重差分法的前提条件。

基准回归结果如表 2 所示。模型 1 中固定了时间效应、地区效应以及省份时间联合效应, LCC 的系数为 7.87, 且在 1% 的水平下显著, 表明与非试点城市相比, 试点城市的技术创新有显著提升。模型 2 在模型 1 基础上增加了控制变量, 不仅模型的拟合优度明显增加, 而且低碳试点政策的创新效应依旧明显, LCC 的系数为 6.65, 且仍在 1% 的水平下显著。此回归结果说明, 不论是否加入控制变量, 低碳试点政策都利于城市技术创新的提升。动态效应如模型 3 所示, LCC2012 的系数并不显著, 而 LCC2013—LCC2016 的系数显著为正。第一年系数的不显著, 说明在申报期内, 低碳试点政策对城市技术创新的提升并不明显, 当试点名单正式公布后, 低碳试点政策的创新效应才开始逐渐显现。观察其系数值可以发现, 总体上为增大趋势, 说明低碳试点政策对技术创新的正向影响逐渐增大且具有时间持续性, 说明对创新所产生的补偿作用是长期存在的。因此, 假设 1 得以证明。

表 2 全样本回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
LCC	7.870 6*** (6.995 8)	6.350 7*** (6.040 5)	
LCC2012			1.376 8 (0.699 0)
LCC2013			3.358 7* (1.705 5)
LCC2014			5.182 1*** (2.631 0)
LCC2015			8.684 7*** (4.409 8)
LCC2016			13.160 0*** (6.679 8)
常数项	3.340 3*** (21.326 2)	0.321 5 (0.190 3)	0.381 3 (0.226 7)
控制变量	未控制	控制	控制
地区固定效应	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
省份 * 时间	是	是	是
R ²	0.631 5	0.683 1	0.686 3
F	48, 941 4***	56, 693 9***	40, 201 3***
N	2 912	2 912	2 912

注: *, **, *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下显著, 括号内为 *t* 值, 下表同。

（二）稳健性检验

本文采用重新定义被解释变量、排除极端值、排除其他政策、更改研究样本以及 PSM-DID 等方法，实施稳健性检验，验证回归结果的可靠性。限于篇幅限制，部分稳健性结果未列出。

1. 重新定义被解释变量。本文将被解释变量——城市技术创新变更为专利授权数量和全要素生产率，分别进行双重差分法回归。检验结果中 LCC 的系数在 1% 的水平下显著为正，表明本文回归结果是稳健的。

2. 排除极端值的影响。如表 1 所示，城市的技术创新、人力资本水平和外商投资的标准差大于均值，说明样本间差异很大，存在极端异常值，因此，本文将存在极端值的三个变量进行上下 1% 的缩尾处理。处理后的回归结果与基准回归的结果一致，说明本文的基本结论是稳健的。

3. 排除其他政策影响。在低碳试点政策实行的过程中，国家相应创新政策（智慧城市、创新城市）以及环境政策（环保约谈政策）的出台不可避免地会影响低碳试点政策的实行效果，使得政策的创新效应被高估或低估。为排除数据时段内其他政策的影响以识别出低碳试点政策对创新的“净效应”，本文在基准回归中引入这三项政策的虚拟变量。回归结果中， LCC 的系数在 1% 的水平下显著为正，但系数值有所降低，说明低碳试点政策对创新的影响被高估。由于政策效应的高估并不改变低碳试点促进创新的结论，本文结论仍是稳健的。

4. 更换研究样本。本文首先将 2010 年所设立的第一批低碳城市试点加入回归样本，然后将试点省份所对应的城市也视作试点城市加入回归样本，分别采用多期 DID 回归，以检验低碳试点政策影响技术创新的稳健性。检验结果表明， LCC 项的系数仍显著为正，说明本文结论是相对稳健的。

5. PSM-DID。为降低可能存在的选择性误差，可以通过 PSM 对样本选择做出判断。这里将控制变量作为协变量，将城市是否为低碳城市作为被解释变量进行 Logit 回归，进而得到倾向得分值。得分最接近的城市作为低碳城市的对照组。在倾向得分匹配之后，需要进行平衡性检验以验证数据是否适合 PSM 分析。平衡性检验结果表明，匹配后实验组和对照组的协变量无显著系统差异，适合进行 PSM 分析。PSM-DID 的结果表明， LCC 的系数值为正且在 1% 的水平下显著，与基准回归的结论相一致。在考虑了样本选择偏差的情况下，低碳城市建设仍能显著提高城市的技术创新，说明本文的结论是稳健的。

6. 空间稳健性检验。鉴于区域技术创新可能会存在空间上的关联性，在分析技术创新及其影响因素时，也要考虑经济地理因素的影响。因此，需要在考虑空间相关性的前提下，验证上述回归结果是否稳健。空间权重矩阵采用地理距离权重矩阵和经济距离权重矩阵。首先对区域技术创新进行空间自相关性检验。结果如表 3 所示，Moran's I 值在 1% 的水平下显著，表明技术创新在空间上存在显著的相关性。LM 检验和 LR 检验表明应选择空间杜宾模型。回归结果如表 4 所示，在考虑了空间交互效应的前提下， LCC 的系数仍显著为正，因此本文的结论是稳健的。

表 3 空间统计量检验结果

检验名称	经济距离矩阵	地理距离矩阵
Moran's I	0.358***	0.136***
LM-error 检验	461.259***	1462.244***
Robust LM-error 检验	0.363	192.325***
LM-lag 检验	675.116**	1443.277**
Robust LM-lag 检验	214.22***	173.359***
LR 检验-SDM vs SLM	68.83***	62.26***
LR 检验-SDM vs SEM	166.08***	49.72***

表 4 SDM 的估计结果

	地理距离矩阵	经济距离矩阵
<i>LCC</i>	10.340 6*** (9.966 0)	10.546 0*** (10.291 4)
<i>LCC Direct</i>	10.902 6*** (9.833 0)	10.954 3*** (10.238 1)
<i>LCC Indirect</i>	94.380 6** (2.051 3)	7.692 5** (2.357 8)
<i>LCC Total</i>	105.283 2** (2.272 3)	18.646 7*** (5.155 4)
空间滞后项 (ρ)	1.047 5*** (19.317 6)	0.522 0*** (16.632 5)
σ^2	72.607 1*** (36.595 7)	69.189 3*** (36.446 6)
控制变量	控制	控制
地区固定效应	是	是
时间固定效应	是	是
R^2	0.236 5	0.386 6
<i>N</i>	2 912	2 912

为进一步识别试点政策效应的“外部性”，即一个试点城市的政策效应对相邻城市的影响，本文利用偏微分方法将低碳城市政策对城市技术创新的影响分解为直接效应、间接效应和总效应^[21]。直接效应为本地区范围内低碳城市政策对创新力的影响，间接效应是相邻城市的低碳城市政策对本地区创新力的影响，直接效应和间接效应之和为总效应。结果如表 4 所示，可以看出低碳试点政策不仅利于本地区内的技术创新提升，对周围地区的技术创新也起到了促进作用，政策具有正向的空间溢出效应。

五、机制解析

前文分析表明，低碳试点政策对城市技术创新有显著正向影响。以此为出发点，还需进一步辨析的问题是，低碳试点政策对技术创新影响的机制和路径是什么？为此，本文构建中介效应模型展开讨论^[22]。构建步骤如下：首先，进行基准回归，即将自变量对因变量回归；然后，将中介变量分别对因变量回归；最后，将自变量和中介变量同时对因变量回归。回归结果如表 5 所示。

表 5 中介回归结果

	(4) <i>govkpop</i>	(5) <i>innovation</i>	(6) <i>lnkeji</i>	(7) <i>innovation</i>	(8) <i>indus</i>	(9) <i>innovation</i>
<i>LCC</i>	18.553 1** (1.996 1)	5.431 6*** (5.740 9)	0.008 1 (0.541 1)	6.201 8*** (6.110 4)	0.327 3*** (5.025 3)	2.775 5*** (3.566 4)
<i>govkpop</i>		0.049 5*** (24.039 5)				
<i>lnkeji</i>				18.432 7*** (13.383 2)		
<i>indus</i>						10.923 8*** (45.351 6)
常数项	116.853 3*** (7.823 7)	-5.467 1*** (-3.554 6)	0.377 3*** (15.727 2)	-6.633 3*** (-3.875 4)	1.146 2*** (10.952 9)	-12.199 7*** (-9.573 0)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份 * 时间	是	是	是	是	是	是
R^2	0.759 6	0.743 9	0.935 7	0.704 8	0.882 9	0.828 2
<i>F</i>	35.974 0***	126.539 7***	13.761 0***	73.980 4***	66.666 9***	321.452 8***
<i>N</i>	2 912	2 912	2 912	2 912	2 912	2 912

政策性研发资金投入方面,模型4中 LCC 的系数显著为正,说明低碳试点政策促使政策性研发资金投入的增加。模型5在加入政策性研发资金投入变量后, LCC 的系数显著为正且系数相对下降,说明政策性研发资金投入是低碳试点政策影响创新的部分中介因子。低碳试点政策使得政府从支出等环节更为重视科技创新的投入;同时,政府的科技投入缓解了创新主体面临的融资压力,有效降低了创新风险。这意味着低碳试点政策通过增加政策性研发资金投入提高了城市的技术创新,假设2得以证实。

科技人才数量方面,模型6中 LCC 的系数为正但不显著,为此需要用 Sobel 检验来验证中介关系。Sobel 检验的 Z 值为 3.774, P 值为 0.000 160 78,通过了检验。模型7中加入科技人才数量这一变量后,核心解释变量 LCC 的系数仍为正且系数小于模型2中 LCC 的系数(6.350 7),说明科技人才数量是低碳试点政策影响创新的部分中介因子。这表明低碳试点政策会使政府更加重视相关领域的人力资本积累,通过增加科技人才数量提高城市的技术创新,假设3得以证实。

产业结构方面,模型8中 LCC 的系数显著为正,说明低碳试点政策利于产业结构合理化。模型9中加入产业结构变量后,核心解释变量 LCC 的系数仍为正且系数小于模型2中 LCC 的系数(6.350 7),说明产业结构升级是低碳试点政策影响技术创新的部分中介因子。低碳试点政策有利于产业结构优化,通过产业结构升级提高了城市的技术创新,假设4得以证实。

六、拓展讨论:异质性分析

上述实证研究表明,低碳试点政策具有技术创新效应,且通过政府科技支持、研发人才以及产业结构提高城市技术创新。低碳试点政策虽为企业进行技术革新提供了支撑动力,但区域内技术创新是否有所提高还取决于区域创新环境。中国幅员辽阔,各地区在城市规模、资源禀赋、历史积淀、发展水平以及区位条件等方面存在很大差异,经济发展的极化现象非常明显。任何政策性的话题都脱离不了区域差异这一层面的讨论。为进一步探索上述结论的区域适用性和特征差异,本文从城市发展类型、城市发展规模以及空间地理位置三个维度探讨低碳试点政策对城市技术创新的影响。

(一) 城市类型

资源型城市的经济发展依赖于劳动力与资源等要素投入,而非资源型城市依赖于技术的不断进步,其发展方式的本质区别致使城市的创新基础有较大差异。考虑到政策的实际效果可能与城市的发展类型有关,为进一步完善本文的结论,根据城市发展模式的不同进行异质性分析,回归结果如表6所示。

观察结果可以发现,在资源型城市,低碳试点政策不利于技术创新的提升,与曹霞等^[23]的结论一致。从实际情况来看,继长时期、大规模的开发之后,我国众多资源型城市逐步进入到资源枯竭期,数十年积累的环境问题开始显现。思想保守落后、缺乏创新精神、财政收入不足、就业压力增大、产业层次滞后、企业缺乏活力,使得政府以及企业没有足够的能力支撑创新,且多为高污染、高耗能的资源型产业,相较于非资源型城市,碳排放任务更为艰巨,短期内依赖创新实现碳排放目标相对困难。而资源型城市人才与资金流失问题严重,又进一步加重了技术创新的衰减。此外,资源型城市中国有企业占比高,降低碳排放的政策目标在国有企业中层层下达,与企业绩效挂钩。高强度的执行效率虽然利于减排目标的实现,但不利于创新主体进行创新。

在此基础上,进一步考察低碳试点政策影响城市技术创新的动态效应。可以发现,低碳试点政策对资源型城市创新的负向影响逐年增加,需要引起各级政府的高度重视。一般而言,资源型城市不能简单地控制碳排放,需为其提供资金和技术的支持,可通过引入新兴产业实现城市转型。而非

表 6 城市发展类型的异质性检验

	资源型	非资源型	资源型	非资源型
<i>LCC * reso</i>	-1.896 3* (-1.917 2)	14.260 8*** (9.848 6)		
<i>LCC2012 * reso</i>			-1.250 5 (-0.670 4)	4.049 1 (1.508 1)
<i>LCC2013 * reso</i>			-1.186 7 (-0.636 4)	7.598 2*** (2.829 5)
<i>LCC2014 * reso</i>			-1.463 9 (-0.784 8)	11.546 1*** (4.298 3)
<i>LCC2015 * reso</i>			-2.198 3 (-1.179 1)	19.054 1*** (7.090 8)
<i>LCC2016 * reso</i>			-3.382 0* (-1.813 2)	29.115 9*** (10.837 6)
常数项	0.052 1 (0.046 7)	1.043 0 (0.625 0)	0.035 2 (0.031 5)	0.977 8 (0.592 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
省份 * 时间	是	是	是	是
<i>R</i> ²	0.749 7	0.690 7	0.749 8	0.698 3
<i>F</i>	70.702 0***	65.533 1***	47.169 2***	49.882 2***
<i>N</i>	2 912	2 912	2 912	2 912

资源型城市恰好相反，随着政策的实行，从 2012 年到 2016 年，正向影响不断加大。这可能是由于非资源型城市的产业结构相对完善、发展水平高，有较强的创新基础，在政策的扶持下，其更多依赖技术创新的提升实现碳排放目标。

（二）城市规模

不同规模的城市在资源、市场规模、自主性方面存在巨大差异，这些特征是低碳试点政策能否真正有效的关键。考虑到政策的实际效果可能与城市规模有关，故对不同规模的城市分类回归^①，回归结果如表 7 所示。

观察回归系数可以发现，随着城市规模的增加，低碳试点政策对技术创新的影响系数呈递增态势。小城市并不明显，大城市会产生负向影响。对此可做如下解释：首先，小城市并不具备大城市的规模效应。节能减排可能使得企业本就有限的资金更为紧缺，而小城市政府的财政资金有限，其支持力度可能并不能完全缓解企业创新资金短缺的困境。因此，在小城市中低碳试点政策的创新效应并不明显。其次，大城市具有更为明显的城市病。城市病对城市布局和城市运行管理所产生的影响使得大城市创新提升的背景更为复杂，制约了城市技术创新的提升。

^① 城市规模划分标准参考 2014 年国务院印发的《关于调整城市规模划分标准的通知》，人口规模为 50 万以下的为小城市，人口规模处于 100 万到 500 万之间的为大城市，人口规模为 500 万以上的为特大城市。由于人口规模为 50 万～100 万的城市中无低碳试点城市，故不再对此类进行区分。

表7 城市规模异质性检验

	小城市	大城市	特大城市	小城市	大城市	特大城市
$LCC * scale$	1.142 7 (0.255 3)	-2.080 2** (-2.209 0)	17.692 6*** (11.672 1)			
$LCC2012 * scale$				1.305 6 (0.1545)	-2.513 7 (-1.4156)	6.079 2** (2.1608)
$LCC2013 * scale$				0.714 1 (0.084 5)	-2.373 0 (-1.336 6)	10.438 3*** (3.708 7)
$LCC2014 * scale$				0.719 8 (0.085 2)	-2.246 9 (-1.265 0)	14.820 1*** (5.266 4)
$LCC2015 * scale$				1.493 7 (0.176 7)	-1.900 5 (-1.070 1)	23.233 5*** (8.257 1)
$LCC2016 * scale$				1.483 9 (0.175 3)	-1.366 0 (-0.769 1)	33.938 4*** (12.053 5)
常数项	0.630 6 (0.370 6)	0.075 8 (0.068 9)	0.944 5 (0.570 4)	0.633 2 (0.371 7)	0.069 5 (0.063 2)	1.104 5 (0.675 9)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份 * 时间	是	是	是	是	是	是
R^2	0.678 4	0.752 9	0.695 4	0.678 4	0.753 0	0.703 8
F	51.373 1***	75.667 2***	71.265 8***	34.193 4***	50.393 0***	54.529 5***
N	2 912	2 912	2 912	2 912	2 912	2 912

进一步观察低碳试点政策影响城市技术创新的动态效应，可以发现小城市各年度的系数均不显著，表明相关城市政府部门要尽快采取措施，在控制碳排放的同时重视创新，出台相应措施，促进小城市依赖技术创新实现减排目标。值得注意的是，大城市的负向影响正逐渐减弱。随着政策累积效应的发挥和政府城市治理水平的提升，未来低碳试点政策的创新效应有望由负转正。特大城市的正向影响呈逐年递增状态，意味着在低碳试点政策的推动下，其技术创新得以更好的发挥，未来应充分发挥特大城市对周边城市的引领示范作用。

（三）空间位置

考虑到地理位置可能影响人口的集聚效应，从而导致城市的人力资本水平有明显差异，本文将空间区位因素纳入分析之中，将城市分为东中西三大区域分别回归。回归结果如表8所示。

观察回归结果可以发现，在东中部地区，政策的实行有利于技术创新的提高，而西部地区则正好相反。究其原因：一方面，西部试点城市自身和周围城市的技术创新都较低，地理位置的欠缺以及公共环保意识的不足使得其技术创新的提升较为缓慢，特别是按照国家有关区域间产业梯度推移政策的引导，西部地区易成为东中部地区高耗能、高污染企业的转移承接地。老少边穷与资源枯竭、生态脆弱的严峻现实，严重阻碍了其技术创新和创新欲望的提升。另一方面，西部地区整体尚未构建起完善的创新环境，其创新投资效率较低，加之普遍缺乏人才的有力支撑，导致西部试点城市的科技创新及其转化能力都较低。

表 8 空间区位异质性检验

	东部	中部	西部	东部	中部	西部
$LCC * area$	15.762 9*** (10.135 3)	4.072 0* (1.952 0)	-5.463 7*** (-2.995 1)			
$LCC2012 * area$				4.511 8 (1.559 2)	-0.478 7 (-0.121 6)	-2.423 1 (-0.707 7)
$LCC2013 * area$				8.262 5*** (2.855 4)	2.011 1 (0.511 1)	-3.353 4 (-0.979 3)
$LCC2014 * area$				12.990 8*** (4.490 8)	3.725 8 (0.946 9)	-5.325 5 (-1.553 3)
$LCC2015 * area$				21.313 5*** (7.366 4)	6.480 4* (1.647 3)	-7.076 7** (-2.061 8)
$LCC2016 * area$				31.732 6*** (10.965 5)	8.597 8** (2.185 6)	-9.201 5*** (-2.680 6)
常数项	0.711 0 (0.426 7)	4.087 5** (2.531 5)	4.188 0*** (2.598 3)	0.496 8 (0.301 7)	4.114 1** (2.547 7)	4.109 1** (2.547 5)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
省份 * 时间	是	是	是	是	是	是
R^2	0.691 4	0.613 7	0.614 4	0.699 2	0.614 2	0.614 8
F	66.370 1***	79.499 5***	80.292 8***	50.604 6***	53.301 2***	53.745 6***
N	2 912	2 912	2 912	2 912	2 912	2 912

进一步观察低碳试点政策影响城市技术创新的动态效应可以发现, 东部地区低碳试点政策对创新的正向影响逐年增加。随着东部地区产业结构转型的持续推进以及创新投入要素的增加, 东部城市的技术创新有望进一步提升。中部地区 LCC 的系数呈现出 2012—2013 和 2014—2016 两段上升趋势, 在政策开始实行的最初两年, 中部地区政府和企业的积极响应使得政策的短期效果就已经较为显著。自 2014 年起, 政策效果进入稳步增强状态, 依此趋势, 试点政策对创新的正向效应有望持久释放。西部地区低碳试点政策对创新的影响在 2012—2015 年均不显著, 随着政策效果的积累, 其负向影响于 2016 年开始凸显。因此, 要重点关注西部城市的发展, 西部大开发战略不能仅依赖投资力度的加强, 更应注重人才的引进、教育的完善和技术创新的培育, 在实行低碳试点政策的同时, 需结合地方特色, 实现绿色发展。

七、结论与建议

本文基于 2003—2016 年中国 213 个地级市面板数据, 运用双重差分的方法评价低碳试点政策对城市技术创新的影响, 得出如下结论: 第一, 在政策实施前, 试点城市和非试点城市的差别并不明显。在政策实施后, 试点城市的技术创新提升明显, 与非试点城市相比, 试点城市的技术创新水平高 6.35 左右。因此, 低碳试点政策的实行有利于城市技术创新的提升, 且随着政策实施年份的增加, 效果更为明显。第二, 机制识别结果显示, 低碳试点政策主要通过增加科技人才数量、政策性研发资金投入以及产业结构升级的途径, 提高城市技术创新。第三, 政策的实施效果受城市的发展规模、发展类型以及空间地理位置影响。在资源型城市、大城市以及西部城市, 低碳试点政策会阻碍技术创新。

基于上述结论,笔者提出以下建议:

首先,基于实证结果,低碳城市这种由各试点地区制定实施方案,中央进行指导的环境规制政策是符合中国的现实情况的。一方面,应不断提炼试点地区的成功经验,对于可复制推广的方法、技术、政策创新等,及时形成案例,进一步推动此政策在全国的全面铺开。另一方面,中国的试点政策普遍存在“重申报、轻落实”的现象,“落实”已成为阻碍政策有效实施的关键环节。因此在申报过程中,各城市应从上层设计入手,制定详细的分阶段、分部门实施方案;在监督过程中,上级政府应及时跟踪,给予有效的支持指导与定时监督,在要求试点定期上报进展情况的同时,不定期进行实地考察,组织专家进行工作指导。

其次,基于异质性分析的结果,在低碳试点政策的完善过程中,应根据异质性对城市进行不同的政策组合设计。针对资源型城市,其节能减排目标的设立应切合实际,重点关注资源衰竭型城市的发展现状,着力推动产业结构升级,及时培养绿色增长新动力。针对小规模和大规模城市,应加强碳排放监管力度,借鉴成功试点经验,合理分配资源,优先培育新兴技术产业。针对西部欠发达城市,应注重人才的引进、教育的完善和技术创新的培养。

最后,基于中介效应的结果,在推广此政策时,要注重相关配套设施的完善。政府的创新支持、产业政策以及人才政策等应成为关注的重点。(1)重视合作。低碳城市建设的覆盖范围广泛,各部门的支持与合作将有利于推动政策的落实。(2)重视基础性工作。在建设配套设施时,应重点关注试点城市中最为薄弱的基础性部分,补齐短板。在加强对先进技术转化吸收能力的同时,注重培养各区域的自主技术创新。(3)重视交流。当前各城市的技术基础差异较大,创新的集聚效应较为明显,未来应充分发挥大城市和东中部城市对周边城市的技术溢出和辐射带动作用,鼓励城市间的经验交流、低碳模式研讨以及实地学习。通过互动交流,使得各试点区域互相借鉴,共同进步。

参考文献

- [1] 刘志彪. 新时代实现创新引领性发展:关键问题和运行机制——学习十九大报告关于建设创新型国家的体会[J]. 中国地质大学学报(社会科学版),2018(2).
- [2] Xie,R. H.,Y. J. Yuan,J. J. Huang. Different types of environmental regulations and heterogeneous influence on “green” productivity:Evidence from China[J]. *Ecological Economics*,2017,132.
- [3] Zhao,X.,B. Sun. The influence of Chinese environmental regulation on corporation innovation and competitiveness[J]. *Journal of Cleaner Production*,2016(4).
- [4] 蒋伏心,王竹君,白俊红. 环境规制对技术创新影响的双重效应——基于江苏制造业动态面板数据的实证研究[J]. 中国工业经济,2013(7).
- [5] 余伟,陈强.“波特假说”20年——环境规制与创新、竞争力研究述评[J]. 科研管理,2015(5).
- [6] 齐绍洲,林岫,崔静波. 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[J]. 经济研究,2018(12).
- [7] 李卫红,白杨. 环境规制能引发“创新补偿”效应吗?——基于“波特假说”的博弈分析[J]. 审计与经济研究,2018(6).
- [8] 陈长石,姜廷廷,刘晨晖. 产业集聚方向对城市技术创新影响的实证研究[J]. 科学学研究,2019(1).
- [9] 赵庆. 产业结构优化升级能否促进技术创新效率?[J]. 科学学研究,2018(2).
- [10] 毛建辉. 政府行为、环境规制与区域技术创新——基于区域异质性和路径机制的分析[J]. 山西财经大学学报,2019(5).
- [11] Stiglitz,J. E. Leaders and followers:Perspectives on the Nordic model and the economics of innovation[J]. *Journal of Public Economics*,2015,127.
- [12] 郭玥. 政府创新补助的信号传递机制与企业创新[J]. 中国工业经济,2018(9).

- [13]马骥涛,郭文.环境规制对就业规模和就业结构的影响——基于异质性视角[J].财经问题研究,2018(10).
- [14]李广培,李艳歌,全佳敏.环境规制、R&D投入与企业绿色技术创新能力[J].科学学与科学技术管理,2018(11).
- [15]张磊,李荣杰,赵领娣.“波特假说”的人力资本条件分析与检验[J].北京理工大学学报(社会科学版),2016(6).
- [16]Cui,J. B.,Y. J. Ji. *The Environment, Trade and Innovation with Heterogeneous Firms: A Numerical Analysis*[Z]. Pittsburgh:AAEA & NAREA Joint Meeting,2011.
- [17]杨思莹,李政,孙广召.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,2019(1).
- [18]李贲,吴利华.开发区设立与企业成长:异质性与机制研究[J].中国工业经济,2018(4).
- [19]金晓彤,黄蕊.技术进步与消费需求的互动机制研究——基于供给侧改革视域下的要素配置分析[J].经济学家,2017(2).
- [20]李小平,王树柏,郝路露.环境规制、创新驱动与中国省际碳生产率变动[J].中国地质大学学报(社会科学版),2016(1).
- [21]徐春华.危机后一般利润率下降规律的表现、国别差异和影响因素[J].世界经济,2016(5).
- [22]汪伟,刘玉飞,彭冬冬.人口老龄化的产业结构升级效应研究[J].中国工业经济,2015(11).
- [23]曹霞,于娟.创新驱动视角下中国省域研发创新效率研究——基于投影寻踪和随机前沿的实证分析[J].科学学与科学技术管理,2015(4).

The Impact of Low-Carbon Pilot Policies on Technological Innovation in Chinese Cities

— Quasi-Natural Experiment Based on Low-Carbon City Pilot

LU Jin, WANG Xiao-Fei

Abstract: Based on the panel data of 213 prefecture-level cities in China from 2003 to 2016, the double-difference method was used to explore the technological innovation effect of the low-carbon pilot policy. The study found that (1) overall, the low-carbon pilot policy has improved urban technological innovation. Although the role of low-carbon pilot policies on innovation has weakened with the implementation of policies such as environmental talks, innovative cities, and smart cities, its positive impact on innovation is still significant. (2) The mechanism analysis found that the above effects were achieved by increasing the number of scientific and technological talents, policy research and development capital investment, and industrial structure upgrading. (3) Difference in the scale of the city, the type of development, and the location of the space may result in heterogeneous effect of the policy. Influenced by ecological fragility, single industrial structure, weak innovation base and location disadvantage, low-carbon pilot policies will hinder technological innovation in resource-based cities, large cities and western cities.

Key words: low-carbon city; technological innovation; quasi-natural experiment

(责任编辑 朱 蓓)