

创新激励政策的绿色技术创新效应研究 ——一个准自然实验的证据*

冯学良 孟祥旭

[摘要] 自“碳达峰、碳中和”目标提出以来，科技创新发展中的绿色技术创新份额持续上升，引起了许多学者的关注。基于 2003-2020 年 269 个地级市数据，以创新城市试点政策为准自然实验，使用交错双重差分法 (Staggered-DID) 实证分析创新激励政策对绿色技术创新的影响及其内在机制。研究表明，创新激励政策能显著促进绿色技术创新，进一步区分绿色技术创新质量和数量后，这一结果依然显著。考虑政策叠加、安慰剂检验、PSM 分析等稳健性检验，上述结论依然成立。异质性分析表明，创新激励政策对绿色技术创新的提升效应在东中部地区、大中城市、中高和中低收入以及营商环境好的地区更为明显。宏观-微观双重视角的机制分析显示，宏观层面加速数字经济进程和金融科技发展，以及微观层面企业规避环保投资成本上升风险，偏向绿色研发投资活动是创新激励政策提升绿色技术创新的传导机制。这一研究对于理解绿色技术创新的政策激励效应，提供了新的思路。

[关键词] 创新激励政策；绿色技术创新；数字经济；金融科技；环保成本；交错 DID
中图分类号：F062.9 文献标识码：A

0 引言

随着经济进入新发展阶段以及为应对日益突出的环境问题，2020 年 9 月，习近平总书记在第七十五届联合国大会上提出“碳达峰、碳中和”目标。党的二十大报告进一步提出“推动绿色发展，促进人与自然和谐共生”。在“双碳”目标和绿色发展的新形势、新任务下，绿色技术创新正成为全球新一轮工业革命和科技竞争的重要新兴领域。数据显示，2022 年全球绿色技术与可持续发展市场规模达到 959.73 亿元，创历史新高。作为降低消耗、减少污染、改善生态，促进生态文明建设、实现人与自然和谐共生的新兴技术，绿色技术的创新日益成为绿色发展的重要动力，成为打好污染防治攻坚战、推进生态文明建设、推动高质量发展的重要支撑。

近年来，学术界关于绿色技术创新的研究逐渐增多，主要涉及数字经济(韦施威等, 2022)、环境规制与环境成本(卞晨等, 2022; 邹甘娜等, 2023; Cai et al., 2020)、绿色金融与信贷政策(周肖肖等, 2023; 李强和陈山漫, 2023; 邓九生和王一凡, 2023)、企业社会责任(陈爱珍和王闯, 2023; 冉戎等, 2023)、智慧城市试点(高峰等, 2023; Tang et al., 2021)、企业高管特征与行为(尹西明等, 2023)，空间集聚效应(吴朝霞等, 2022)等因素对绿色技术创新的影响。也有研究探讨了绿色技术创新的实现路径(张琳琳等, 2023)，以及绿色技术创新效率的影响机制(张纪凤等, 2023)。上述文献推进了绿色技术创新的相关研究。作为我国科技创新战略的重要一环，绿色技术创新水平的提升，与一般性的技术创新具有相似但又不完全相同的特点，不仅依赖技术创新活动中内在因素的驱动，外部的政策激励作用也不可忽视(袁航和朱承亮, 2018; Sandrine K, 2018; Lu, 2015)。虽然市场化在配置创新资源，促进创新要素流动中发挥了决定性的作用，而许多新兴技术尽管具有广阔的前景但不具备比较优势，其技术创新离不开政策的扶持作用。我国在较长一段时间内出台了一系列的创新政策，引导和鼓励技术创新。那么以创新政策的激励作用是否存在“边界效应”或“溢出效应”，能否改变绿色技术创新活动路径，产生绿色技术创新效应。这一问题的

* 作者简介：冯学良，博士，山东师范大学经济学院讲师，研究方向为技术创新，联系方式：邮箱：253839214@qq.com，电话：18322265956。孟祥旭，博士，山东大学商学院助理研究员，研究方向为产业政策与理论，邮箱：xiangxumeng@stu.xmu.edu.cn。

回答，对于认识政策激励下绿色技术创新效应的形成机理，优化绿色技术创新的政策路径，提升绿色技术创新效率具有重要意义。

本文以国家创新城市试点政策为例，探讨创新激励政策下的绿色技术创新效应。自2008年国家启动深圳市创建国家级创新型城市试点后，2009年国家发改委又部署大连、青岛、厦门等十六个城市开展国家创新型城市试点工作。2010–2013年，国家相关部委同意了40个城市进行创新城市试点，2017年，国家发改委、科技部启动新一轮创新型城市试点评审认定，17个城市获批建设国家创新型城市。截止2018年，全国创新城市（区）数量增至78个。与设立开发区、自贸区、智慧城市建设等政策不同，创新城市试点是由政府推动完善我国创新体系，提升城市创新能力和创新水平的重要举措（李政和杨思莹，2019）。国家创新城市试点的主要任务强调，“强化城市创新功能，健全区域创新体系，优化区域产业结构，促进创新创业发展”，并没有突出绿色技术创新的目标。那么，绿色技术创新是否受到创新激励政策的影响，以及存在何种作用机制。本文基于2003–2020年全国269个城市面板数据，以创新城市试点政策作为准自然实验，采用交错双重差分法（Staggered-DID），实证分析创新激励政策对绿色技术创新的影响。

本文的创新之处在于：一是在研究视角上，聚焦创新激励政策的溢出效应，探讨创新激励政策对绿色技术创新的影响，并构建了从宏观政策到微观企业投资决策的分析框架，阐释了创新激励政策提升绿色技术创新的作用机制。相比于既有研究关注某一方面因素对绿色技术创新的影响，本文提供了政策溢出视角下的绿色技术创新效应分析思路。二是在研究方法和数据上，将宏观城市数据和微观企业数据进行匹配，基于创新城市试点分批次进行的特点，使用“反事实”试验的方法，整体评估了创新城市试点影响绿色技术创新的政策效应，有效缓解了创新试点城市选择与城市绿色技术创新之间的内生性问题。三是在具体指标的量化测度上，本文借助本文分析等方法，对数字经济、金融科技等指标的量化分析，从而可以客观测度地区和企业层面的相关指标，从而得出更加可信的实证分析结果。

1 文献综述与理论分析

1.1 创新激励政策对绿色技术创新的影响

我国技术创新的过程伴随着经济增长的不同阶段而受多样化外部政策推动的影响（林毅夫等，2018；Arimoto Y, 2014）。为了提升我国自主创新能力，建立区域创新体系，探索中国特色的创新发展道路，国家先后多批次启动了创新城市试点工作。创新城市试点是国家创新驱动战略的重要组成部分，是政府推动创新体系建设在部分城市的先行先试，而后向全国推广的政策模式。那么，创新激励政策会对绿色技术创新带来哪些影响？

从宏观层面看，创新激励政策是政府主导的创新资源配置的重要手段，可弥补创新要素流动中的市场“失灵”问题。无论是中央还是地方政府实施各类创新政策，主要从区域创新的综合优势出发，在市场配置资源的基础上，依据不同城市要素禀赋结构的特点，引导创新资源加速向具有潜在优势的高附加值产业转移，即发挥政府在新兴技术发展中的增长甄别与因势利导的作用（Velde, 2011）。与此同时，不符合创新激励政策标准的高污染、高耗能、低附加值技术会面临越来越大的空间挤压而寻求转型升级；相反地，绿色技术创新因其节能环保、清洁生产、清洁能源、生态保护与修复、城乡绿色基础设施、生态农业等领域的优势而与政策导向相契合，获得了更多的技术发展空间（刘志铭等，2022）。例如，通过改变行业准入门槛，加强环境规制，完善要素市场和信贷市场供给，搭建产学研合作平台，突出技术创新的靶向作用，为新兴技术创新提供基础研究环境（Cai, 2020）。从微观层面看，就技术创新的特点和规律而言，许多绿色技术属于前瞻性、原创性技术，这些技术的创新突破属于长周期、高投入的研发活动，企业仅依靠自身对风险收益的判断很难做出长期性的研发投入决策。但是在创新激励政策的整体框架内，与之相配套的税收优惠、研发补贴、信贷支持等政策信息与信号，传递至企业层面时，会影响企业的投资决策方向，倒逼企业加快生产设备与流程工艺的升级换代，加大绿色技术创新研发投入（Suzuki and Doi, 2019）。与此同时，企业投资的绿色技术领域大都与国家创新政策激励的产业目录相一致，而更容易获得政府的各类资金补贴和金融机构的信贷支持，缓解企业绿色技术研发活动所面临的融资约束，从而加快绿色技术创新。

基于此，提出假说H1：创新激励政策具有绿色技术创新提升效应

1.2 创新激励政策影响绿色技术创新的异质性分析

创新城市试点尽管可以调节创新要素流动方向,提高绿色要素市场资源配置效率,但其影响绿色技术创新的政策效果受多种因素和内外条件约束。Diez and Berger(2004)的研究发现,创新活动的空间格局能明显影响产出与绩效。这是因为创新活动可以利用本地化知识和特定地区的创新系统来补充创新知识库,不同地区发展水平决定了创新要素的层级与质量,进而影响了创新资源的利用效率。吴朝霞等(2022)的研究表明,绿色技术创新活动存在一定的空间集聚特征,且逐步形成以长三角、珠三角、山东半岛以及海峡西岸城市群为主的“多核心”集聚形态。在经济欠发达地区,地方政府有更强激励动机追求短期经济增长,而需要较长回报周期的创新政策所产生的实施效果可能会偏离预期目标(孙早和席建成,2015)。经济发达地区在经济体量、要素禀赋、营商环境和产业基础上具有明显优势,实现长期经济发展目标的意愿和条件更为成熟,因而创新激励政策在很大程度上适应了绿色技术发展需要而呈现出强大的政策效应。相对而言,东部地区在特定生产要素结构的基础上,利用创新城市试点的政策工具,可有效淘汰污染性产能,提高绿色技术占比和高新技术企业数量,因而创新激励政策的绿色技术创新效应在东部和经济发达地区往往会取得更好的效果。

绿色发展水平和创新能力离不开所处区域要素结构、政策力度、市场环境等因素(Tang, 2021; 庞瑞芝和王宏鸣, 2023),相同地域内不同城市之间禀赋差异也会导致创新城市试点的政策效果存在一定的差距(王晓红等, 2022)。从城市的规模和经济发展水平看,直辖市、省会城市和副省级城市比普通地级市在节能环保、清洁生产、清洁能源等领域有着更好地先发优势和产业基础,也更加重视新兴技术作为新经济增长点而加大绿色技术布局和投资。与此同时,大城市有更丰富的绿色技术相关的就业岗位与投资机会,对人才、资金的吸引能力更为突出,与之相呼应的便利的基础设施和高效的行政审批效率,这些因素更有利于塑造绿色技术创新环境,加快绿色技术创新对外开放,积极引进、消化、吸收国际先进绿色技术,从而形成创新激励政策下的绿色技术创新效应。邱洋冬(2022)的研究发现,构建良好的营商环境有助于提升企业真实创新产出水平,其不仅表现在创新数量上,而且表现在创新质量上。李坚飞等(2023)的研究表明,营商环境可以改善财政补贴和税收优惠等两类创新政策支持对企业技术创新投入影响,且呈现出正向调节作用。也就是说,营商环境越好的区域,越有利于创新政策顺畅实施,更好发挥政策的激励作用。基于此,提出如下假说。

假说H2a: 东部地区创新激励政策的绿色技术效应高于中西部地区。

假说H2b: 大城市创新激励政策的绿色技术效应高于中等城市。

假说H2c: 经济发达地区创新激励政策的绿色技术效应高于经济欠发达地区。

假说H2d: 营商环境好的地区创新激励政策的绿色技术效应高于营商环境差的地区。

1.3 创新激励政策影响绿色技术创新的传导机制

创新激励政策可以从宏观和微观两个维度影响绿色技术创新效应。

从宏观角度看,创新激励政策会加快数字经济进程,促进金融科技发展进而形成绿色技术创新效应。实施创新政策的目的在于,加快城市创新能力,推动产业创新与升级,这极大地促进了以移动互联网、大数据、云计算等数字技术的崛起和发展,从而带动了以数字技术为基础的数字经济的发展。一方面,创新政策具有明显的技术创新导向,以互联网为基础的各类数字经济因其低耗能、无污染、高附加值、前瞻性而与创新政策的导向性相契合。在这样的情况下,各类数字技术、数字经济平台、数字化交互模式加速迭代,层出不穷,重构了众多产业的发展形态和格局,并推升了一系列以绿色产业为主的新兴技术的出现与发展。另一方面,随着数字技术在各领域的不断渗入与深化,生产部门与监管部门能够精准检测能耗及排污情况,从而不断调整资源配置方式,实现供给端的节能减排,畅通生产信息以提高绿色创新能力(刘伟丽和陈腾鹏, 2023)。同时,企业凭借数字技术优化创新资源分配能力,通过数字平台整合绿色环保知识,引导生产部门进行绿色产品研发(Abdul-Nasser et al., 2019),进而强化在绿色产品研发领域的竞争优势,提高绿色技术创新水平。因此,创新激励政策通过强化数字经济发展,进而推动了绿色技术创新。

就金融科技的发展而言,创新激励政策的手段之一在于发挥金融市场的“润滑剂”作用,构建多元化、多层次的科技创新投融资体系等,加大科创信贷支持力度,这为“科技+

金融”模式的出现、融合与发展创造了空间，以满足科创投融资市场的巨大需求。绿色技术创新的显著特征之一是创新的不确定性、高风险性和长周期性，因而需要有健全的金融服务体系才能激励企业进行绿色创新(陈超凡等, 2022)。金融科技发展可以帮助资金供给方提高识别投资者的信贷资质的准确性和信息完备性，降低信贷风险水平和交易成本，提高交易效率。尤其对于绿色技术等新兴领域的投资发展，金融科技的嵌入，能够极大地减少信息不对称性，真正识别出那些具有投资潜力的创新项目，从而强化绿色技术创新水平(Huang, 2019)。因此，创新政策加速了金融科技的发展，进而促进了绿色技术创新。

从微观角度看，在创新激励政策下企业寻求规避环境投资成本上升，偏向绿色技术研发投资进而提升了绿色技术创新效应。创新激励政策旨在通过政策引导、示范和鼓励形成一套较为完整的创新体系。例如，在监测和评估创新城市试点城市的系列指标中，“国家和省级高新技术产业开发区营业总收入占GDP比重”、“知识密集型服务业增加值占GDP比重”、“万元GDP综合能耗”等指标间接提高了污染性、高耗能企业的生成经营成本。为适应创新政策实施过程包括环境规制在内的各类环境规制要求，企业的环保投资支出成本将不断提高，与此同时，涉及高新技术、绿色技术等投资领域却能占据政策优势，而降低交易成本。已有研究表明，产业政策对企业投资策略的干预和引导作用是十分明显的，尽管企业可能存在为获取政府补贴而调整投资策略的投机行为(Philipp and Boeing, 2016; Shapira, 2011; 肖兴志和王伊攀, 2014)。因此，创新政策支持的领域，将作为企业重要的投资信号，激励企业规避环保投资支出成本上升风险，并逐渐放弃与创新激励政策方向相悖的投资领域，而加大绿色技术等新兴领域的投资，从而推动绿色技术创新。

假说H3a：加快数字经济进程和金融科技发展是创新激励政策影响绿色技术创新的宏观机制。

假说H3b：企业规避环保成本上升和偏向绿色研发投资是创新激励政策影响绿色技术创新的微观机制。

2 数据、计量模型与变量说明

2.1 数据来源与说明

本文创新城市试点的数据来自国家发改委、科技部网站各年度公布的开展创新城市试点工作的通知，由作者手工进行整理；城市专利申请数据来自中国研究数据库服务平台(CNRDS)；其他变量的原始数据来自2003-2020年《中国城市统计年鉴》和2003-2020年《中国科技统计年鉴》。本文剔除了数据缺失严重的城市样本，最后保留了2003-2020年269个城市面板数据，其中包含试点城市64个，非试点城市205个。

2.2 计量模型构建

创新城市试点始于2008年，此后的10年间先后有78个城市开展了创新城市试点工作。因此将创新城市试点试作是一项准自然试验，进行创新城市试点的城市视作实验组，未进行创新城市试点的城市视作对照组，考察创新城市试点这一宏观政策是否可以促进地区绿色技术创新。鉴于国家创新城市试点时间的不一致，本文基于2003-2020年的城市面板数据，区分实验组与对照组后，使用双重差分模型(DID)实证检验创新激励政策对地区绿色技术创新的影响。由于不同城市进行创新试点的时间并不一致，借鉴Beck(2010)的思路，本文将交错DID模型形式设置如下：

$$GTI_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Policy_{it} + \gamma_1 Z_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， GTI 为被解释变量，表示绿色技术创新；下标*i*和*t*分别表示城市和年份； $Policy$ 表示根据不同城市和年份是否实施创新城市试点政策而重新定义的政策虚拟变量； Z_{it} 为其他控制变量； δ_i 表示城市固定效应； μ_t 表示时间固定效应； ε_{it} 表示随机扰动项。系数 β_1 表示国家创新城市试点政策对地区绿色技术创新的影响，若系数为正，表明国家创新城市试点促进了地区绿色技术创新。

2.3 变量说明

2.3.1 被解释变量

本文的被解释变量为地区绿色技术创新效应，并区分为绿色技术创新的总效应($gpatent$)、创新质量($gpatent1$)和创新数量($gpatent2$)。使用城市层面的绿色技术专

利申请衡量绿色技术创新的总效应，借鉴黎文靖和郑曼妮(2016)的思路，技术创新可分为实质性创新和策略性创新，使用绿色发明专利表示创新质量，用绿色实用新型专利表示创新数量。

2.3.2 核心解释变量

本文的核心解释变量是创新激励政策 (*policy*)，用创新城市试点政策衡量。鉴于不同城市进行创新试点的年份不一致，故该变量的取值采取如下方式：若某一城市在某一年被部署开展创新城市试点，则该城市自该年度及以后年度均取值 1，试点之前的年度取值为 0；若某一城市未被部署开展创新城市试点，则该城市取值为 0。

2.3.3 中介变量

本文的中介变量有 4 个，包括宏观层面的数字经济进程 (*digecon*)、金融科技发展 (*fintech*)，以及微观层面的企业环保成本规避 (*lnenvin*) 和企业绿色研发创新 (*cpatent*)。下面分别进行介绍：

数字经济进程 (*digecon*)，使用各城市的数字经济发展程度衡量。城市数字经济发展是一种复杂的经济业态，并没有单一的指标可以客观表征，本文综合赵涛等 (2020) 的思路，以百人中互联网宽带接入用户数、计算机服务和软件业从业人员占城镇单位从业人员比重、人均电信业务总量和百人中移动电话用户数作为基础指标，运用主成分分析法对上述指标的数据标准化后降维处理，得到数字经济综合发展指数。

金融科技发展 (*fintech*)，使用金融科技发展指数测度。借鉴李春涛等(2020)的研究，运用“EB 级存储”“NFC 支付”“分布式计算”“多方安全计算”等 48 个跟金融科技相关的关键词，使其与中国所有地级市和直辖市进行匹配、检索，并将同一地级市或直辖市层面的所有关键词检索结果数量加总，进一步进行对数变换后作为城市层面金融科技发展水平的衡量指标。

企业环保成本规避 (*lnenvin*)，使用企业环保投资支出额衡量，企业环保投资支出额越大，表示用于环保投资的成本越高；反之，越低。具体而言，根据上市公司年报附注“在建工程”和“管理费用”明细中披露的环保支出，借鉴杨旭东等(2020)的做法，将“在建工程”和“管理费用”科目明细中的各类支出筛选出与环保直接相关的支出，加总得到企业年度环保投资支出额。同时，使用企业年末总资产对环保投资支出进行标准化处理，以控制公司规模差异的影响。

企业绿色研发创新 (*cpatent*)，考虑数据的可得性，以及企业绿色研发创新投资属于创新活动中的投入阶段，而专利申请量属于创新活动中的产出阶段，二者具有高度的关联性，因此使用企业绿色专利申请量衡量。

2.3.4 控制变量

结合既有研究，本文在模型中分别从宏观和微观两个角度控制了以下变量：(1) 宏观：人口自然增长率 (*ratepopu*)，产业结构 (*industri*)，金融发展 (*finance*)，科技支出强度 (*fiscaltech*)，人口规模 (*popu*)，人均 GDP (*pergdp*)。(2) 微观：企业年龄 (*age*)，第一大股东持股比例 (*sharehold1*)，现金占总资产之比 (*Cashas*)，两职合一 (*Dual*)，固定资产占比 (*fixass*)，营业收入增长率 (*opeinc*)，赫芬达尔指数 (*HHI_B*)，独立董事占比 (*indirect*)，财务杠杆率 (*lever*)，管理层持股比例 (*Mansha*)，账面市值比 (*marrat*)，总资产收益率 (*retass*)，总资产对数 (*Intasset*)。企业层面连续变量，进行前后 1%缩尾。表 1 列出了主要变量说明与描述性统计。

表 1 主要变量的描述性统计

层级	变量	变量说明	观察值	均值	标准差	最小值	最大值
城	gpatent	绿色专利申请量	5084	491238	1762.448	1	34670
	gpatent1	绿色发明专利数量	5084	256.530	1057.268	0	24051
	gpatent2	绿色实用新型专利数量	5084	234.709	749.824	0	13047
市	policy	创新城市试点	5184	0.091	0.287	0	1
	ratepopu	人口自然增长率	5184	5.668	5.023	-16.64	40.78
	industri	产业结构	5184	0.941	0.516	0.08	5.35

	finance	金融发展	5184	0.900	0.574	0.075	9.622
	fiscaltech	科技支出强度	5184	0.195	0.046	0.02	0.497
	popu	人口规模	5184	5.855	0.692	3.109	8.074
	pergdp	人均 GDP	5184	16.096	1.105	12.669	19.774
	digecco	数字经济	5.184	0.968	1.090	0.002	21.322
	fintech	金融科技	4176	2.413	1.661	0	7.1277
企 业	lnenvin	环保投资支出额对数	34423	4.110	7.214	-0.010	27.064
	cpatent	企业绿色研发	62362	0.965	11.584	0	966
	age	企业年龄	32290	10.961	7.343	1	31
	shareholdl	第一大股东持股比例	32290	34.438	15.125	0.29	89.99
	Cashas	现金占总资产之比	32288	0.169	0.141	-0.165	1
	Dual	两职合一	31841	0.272	0.445	0	1
	fixass	固定资产占比	32260	0.210	0.167	0.000	0.971
	opeinc	营业收入增长率	32170	4.686	335.179	-10.924	59412.550
	HHI_B	赫芬达尔指数	32001	0.153	0.153	0.032	1
	indirect	独立董事占比	32290	0.377	0.065	0	0.8
	lever	财务杠杆率	25663	0.448	0.207	0.00708	1.957
	Mansha	管理层持股比例	31214	13.060	19.866	0	89.99
	marrat	账面市值比	31563	0.297	0.170	-1.410	2.292
	retass	总资产收益率	28085	0.037	0.213	-30.688	7.445
	lntasset	总资产对数	32285	22.170	1.520	11.348	31.138

数据来源：作者整理计算。

3 双重差分模型的适用性检验

使用双重差分有两大前提需要满足：首先应确定创新城市试点政策与城市的绿色技术创新水平没有直接关系，即一个城市的绿色技术创新水平高低并不决定该城市是否被部署开展创新城市建设，否则会因为该政策的内生性问题而导致估计结果的偏误；其次，使用双重差分模型需要保证创新城市试点政策之前，实施创新试点的城市和未实施创新试点的城市具有相同的绿色技术创新趋势，即对照组与处理组需满足平行趋势假设。本文借鉴郑新业等(2011)的做法，对这两个假设进行检验。

3.1 假设前提一：开展创新城市试点是否受城市绿色技术创新的影响

根据国家发改委的相关通知，创新城市建设旨在完善区域创新体系，增强可持续发展能力，加快实现创新驱动发展。城市绿色技术创新水平并非是创新城市建设的首要考虑因素。但由于创新试点首先选在经济发展水平较高的城市，然后依次向欠发达地区的城市推广，而城市发展水平与技术创新水平密切相关，因此，有必要检验绿色技术创新水平是否影响了创新试点城市的选择。本文采用面板 logit 模型检验国家开展创新型城市建设的标准。

考虑到创新试点城市的设立是分期分批建设的特征以及试点的时间，本文将 2008-2017 年创新城市试点工作划分为四个阶段：2008-2009 年为第一阶段，2010-2011 年为第二阶段，2012-2013 年为第三阶段，2016-2017 年为第四阶段。同时，将第二批及以后试点的城市作为第一批试点城市的对照组，检验第一批城市开展创新城市试点前（2008 年以前），在这两类城市中，第一批城市被部署开展创新型城市试点的标准。以此类推，将第

第三批及以后试点的城市作为第二批试点城市的对照组，检验第二批城市开展创新城市试点前（2010 年以前），该批次城市被部署进行创新试点城市的标准。将第四批及以后试点的城市作为第三批试点城市的对照组，检验第三批城市开展创新城市试点前（2012 年以前），该批次城市被部署进行创新试点城市的标准。第四批试点城市则以始终没有进行创新试点的城市为对照组。

具体而言，本文以是否进行创新城市试点为被解释变量，以滞后一期的城市绿色技术创新水平和滞后一期的其他城市特征作为解释变量，看其是否影响一个城市被部署进行创新城市试点。如果城市绿色技术创新水平的高低影响了创新城市试点，则表明模型存在严重的内生性问题，从而给本文的政策评估造成严重后果。是否进行创新城市试点的二元回归模型估计结果如表 2。结果显示，无论在第一阶段、第二阶段还是第三阶段、第四阶段实施的创新城市试点政策，滞后期的绿色技术创新水平对是否开展创新城市试点的影响，均未通过 5% 的显著性水平检验，即城市绿色技术创新水平本身并不是一个城市进行创新城市试点的主要因素。从表 2 还可以发现，在影响创新城市试点的选择中，人均 GDP、金融发展水平以及人口规模是创新试点城市选择的重要因素。

表 2 二元选择模型回归结果

policy	第一阶段 (2008-2009)	第二阶段 (2010-2011)	第三阶段 (2012-2013)	第四阶段 (2016-2017)
lgpatent	-0.958 (0.642)	-0.526 (0.415)	-0.429 (0.365)	0.112 (0.119)
lrategpopu	0.131 (0.376)	-0.064 (0.102)	-0.120 (0.141)	-0.072 (0.142)
lindustru	1.763 (5.780)	2.218* (1.134)	1.847 (3.576)	-1.011 (3.652)
lfinance	9.329*** (2.294)	1.070 (2.609)	-2.524 (2.897)	-0.626 (1.876)
lfiscaltech	-2.405 (1.635)	-0.865 (1.150)	-0.569 (1.559)	0.500 (1.574)
lpopu	-0.920** (0.374)	-0.037 (0.124)	0.075 (0.194)	-0.265 (0.177)
lpergdp	2.271*** (0.451)	0.270** (0.122)	0.452** (0.222)	0.717*** (0.198)
_cons	-330.145*** (61.563)	-45.636** (18.597)	-85.618** (37.240)	-135.274*** (28.077)
N	1642	266	507	1458

注：***、**、*分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平；括号中的数值表示稳健性标准误。

3.2 假设前提二：在政策试点前，城市绿色技术创新水平是否具有相同的变动趋势

使用双重差分模型的第二前提认为，创新城市试点前，试点城市与非试点城市具有相同的绿色技术创新水平变化趋势，或者二者即便存在差异，差异也是固定的，即试点城市与非试点城市的发展趋势是一致的。本文使用回归法和图示法对这一假定进行检验。处理方法如下：pre_j 表示若样本是“处理组”且为“政策实施前的第 j 期”则取值为 1，其他情况取值为 0；post_j 表示若样本是“处理组”且为“政策实施后的第 j 期”则取值为 1，其他情况取值为 0；current 表示若样本是“处理组”且为“政策实施当期”则取值为 1，其他情况取值为 0。由表 3 的回归结果看，创新城市政策实施前变量系数均不显著，而创新城市试点实施后，变量的系数由政策冲击当年开始显著为正，说明对照组与实验组满足共同趋势假设。

表 3 平行趋势检验的回归结果

被解释变量：绿色技术创新	
--------------	--

	(1)	(2)
pre_4	-0.192 (0.196)	-0.120 (0.162)
pre_3	-0.036 (0.194)	-0.082 (0.162)
pre_2	0.142 (0.190)	-0.022 (0.152)
current	1.035*** (0.289)	0.604*** (0.230)
post 1	1.705*** (0.412)	1.140*** (0.345)
post 2	2.055*** (0.475)	1.372*** (0.400)
post 3	2.563*** (0.565)	1.695*** (0.482)
post 4	1.221*** (0.211)	0.044 (0.200)
ratepopu		0.019*** (0.005)
industru		0.930*** (0.159)
finance		-0.063 (0.086)
fiscaltech		4.536*** (0.696)
popu		4.787*** (0.452)
pergdp		0.269*** (0.018)
城市控制	是	是
个体控制	是	是
_cons	0.418*** (0.020)	-33.782*** (2.729)
N	5084	5084
F	12.240	60.826
r2_a	0.509	0.627

注：***、**、*分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平；括号中的数值表示聚类稳健性标准误；pre_4、pre_3、pre_2 分别表示政策冲击前 4 年、3 年、2 年，current 表示政策冲击年，post_1、post_2、post_3、post_4 分别表示政策冲击后 1 年、2 年、3 年、4 年。

图 1 呈现了创新城市试点政策前后绿色技术创新的时间趋势图。如图 1 结果所示，政策冲击后，绿色技术创新水平出现明显的上升趋势，与政策冲击前差异明显，绿色技术创新效应在政策冲击 3 期后又逐渐回落，表明了创新激励政策对绿色技术创新效应的影响是存在的，且政策激励效应具有一定的持续性。

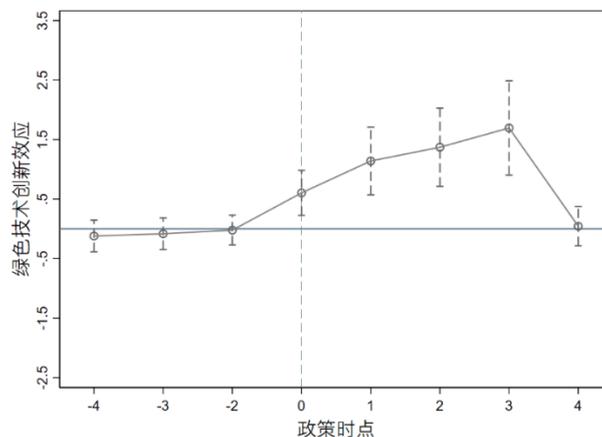


图 1 绿色技术创新受政策冲击的时间趋势

4 实证结果分析

4.1 基准回归结果

表 4 呈现了创新激励政策绿色技术创新的估计结果，列（1）、列（2）、列（3）为不加入控制变量时，创新城市试点政策对绿色技术创新影响的实证结果，如表中列（1）结果所示，创新城市试点政策能够显著提升地区绿色技术创新总效应，且通过了 1% 的显著性水平检验。进一步区分绿色创新类型后，无论是列（3）的绿色技术创新质量还是列（4）的绿色技术创新数量，创新激励政策对二者的影响均显著为正，且通过了 1% 的显著性水平检验。列（2）、列（4）、列（6）为加入控制变量后，创新激励政策对绿色技术创新影响的估计结果。无论是绿色技术创新的总效应，还是绿色技术创新质量和数量，创新政策均显著提升了绿色技术创新效应，且至少通过了 5% 的显著性水平检验，这说明创新激励政策对绿色技术创新的促进效应是存在的，创新激励政策可以优化区域内资源配置，促进创新要素向绿色技术研发创新领域流动，提升绿色技术创新水平。

表 4 创新激励政策对地区绿色技术创新的影响

	绿色技术创新总效应		绿色技术创新质量		绿色技术创新数量	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
policy	1.613*** (0.358)	0.988*** (0.351)	0.888*** (0.202)	0.505** (0.214)	0.725*** (0.158)	0.483*** (0.144)
ratepopu		0.030*** (0.010)		0.015*** (0.005)		0.015*** (0.005)
industru		0.847 (0.687)		0.609 (0.488)		0.238 (0.202)
finance		-0.130 (0.148)		-0.088 (0.099)		-0.043 (0.052)
fiscaltech		5.107** (1.937)		2.776** (1.023)		2.331** (0.929)
popu		4.152** (1.856)		2.530** (1.083)		1.622** (0.785)
pergdp		0.596 (0.382)		0.437 (0.269)		0.158 (0.122)
城市控制	是	是	是	是	是	是
年份控制	是	是	是	是	是	是
_cons	0.009 (0.090)	-34.840** (13.803)	0.002 (0.052)	-22.336** (8.726)	0.007 (0.039)	-12.504** (5.315)
N	5084	5084	5084	5084	5084	5084
F	7.014	15.666	5.856	15.696	8.366	33.446
r2_a	0.576	0.637	0.570	0.634	0.557	0.607

注：***、**、*分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平；括号中的数值表示稳健性标准误。

4.2 创新激励政策影响绿色技术创新的异质性检验

4.2.1 基于区域差异的视角

表 5 呈现了在不同地域开展创新激励政策对绿色技术创新效应的影响，结果显示，列（1）和列（3）为不加入控制变量的情况下，创新激励政策能促进东部和中部地区的绿色技术创新效应，且通过了 5% 的显著性检验；加入控制变量后，如列（2）和列（4）所示，创新激励政策对东部和中部地区绿色技术创新的促进作用略有下降，但依然显著为正，且均通过了 1% 的显著性水平检验。列（5）和列（6）的估计结果显示，在西部地区实施的创新激励政策对绿色技术创新的影响并不显著，这说明，在东、中、西部地区开展创新城市试点的政策对绿色技术创新促进效应因地理禀赋的不同而存在一定差异。相比于西部地区，东中部地区的软硬件基础设施、产业发展基础和政策环境等方面有一定优势，因而创新政策的实施更容易促进绿色技术创新效应的形成。

表 5 创新激励政策影响绿色技术创新的区域异质性分析

	东部		中部		西部	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
policy	1.562** (0.618)	0.626*** (0.169)	1.168*** (0.292)	0.953*** (0.250)	1.587 (0.973)	1.272 (0.857)
ratepopu		0.008 (0.012)		0.013* (0.006)		0.005 (0.009)
industru		2.010*** (0.581)		0.026 (0.073)		0.088 (0.116)
finance		-0.701** (0.301)		0.119 (0.099)		-0.031 (0.070)
fiscaltech2		5.801*** (2.222)		2.030 (1.135)		3.054*** (0.756)
popu		12.117*** (1.253)		1.081* (0.500)		1.942* (0.943)
pergdp		1.227*** (0.334)		0.459** (0.184)		0.390 (0.272)
城市控制	是	是	是	是	是	是
年份控制	是	是	是	是	是	是
_cons	0.057 (0.214)	-94.377*** (9.579)	0.009 (0.037)	-13.565*** (3.783)	-0.014 (0.071)	-17.124** (5.554)
N	1813	1813	2189	2189	1082	1082
F	.	32.662
r2_a	0.590	0.716	0.572	0.626	0.579	0.611

注：***、**、*分别代表 1%、5%、10%的显著性水平；括号中的数值表示稳健性标准误。

4.2.2 基于城市规模差异的分析

为了考察创新激励政策影响绿色技术创新的政策效应是否因城市规模而有所差异，本文首先计算出样本期内中国城市的人口规模均值，再根据城市人口规模大小将样本城市划分成大城市、中等规模城市和中小城市，进行分样本回归。估计结果如表 6 所示，创新激励政策对大城市和中等城市的绿色技术创新具有促进效应，如列（3）-列（6）所示，无论是否加入控制变量，*policy* 的估计系数均显著为正，且至少通过了 5%的显著性水平检验。列（1）和列（2）所示，创新激励政策对中小城市的绿色技术创新效应并不显著。上述估计结果说明，创新激励政策影响绿色技术创新因城市规模差异而存在显著的异质性特征，在大中城市实施的创新激励政策的绿色技术创新效应明显优于中小城市。这也间接说明，绿色技术创新如果没有长期的相关要素积累，仅通过政策冲击难以在短期内实现创新要素的集聚，并形成实质性的绿色技术创新产出。

表 6 不同城市规模下创新激励政策影响绿色技术创新的回归结果

	中小城市		中等城市		大城市	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
policy	0.318 (0.189)	0.256 (0.203)	0.574*** (0.129)	0.483*** (0.123)	1.536** (0.583)	0.536*** (0.182)
ratepopu		0.005*** (0.001)		0.015*** (0.005)		0.056*** (0.014)
industru		-0.037* (0.019)		-0.040 (0.096)		3.879*** (0.671)
finance		0.008 (0.030)		0.027 (0.029)		0.543** (0.263)
fiscaltech		0.941** (0.446)		2.273*** (0.706)		14.515*** (2.667)
popu		0.715*** (0.164)		0.884** (0.378)		0.514 (0.478)
pergdp		0.024 (0.044)		0.130 (0.169)		2.918*** (0.463)

城市控制	是	是	是	是	是	是
年份控制	是	是	是	是	是	是
_cons	-0.002 (0.021)	-4.214*** (1.194)	0.004 (0.049)	-7.719** (3.214)	0.068 (0.247)	-53.129*** (7.651)
<i>N</i>	2035	2035	1494	1494	1555	1555
<i>F</i>	6.658	328.270	62.531	48.461	13.389	33.354
<i>r</i> ² _a	0.507	0.579	0.616	0.659	0.603	0.710

注：***、**、*分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平；括号中的数值为省级层面的聚类稳健标准误。

4.2.3 基于城市经济发展水平差异的视角

按照国际惯例，一个国家或地区的人均 GDP 能够反映该国或地区的经济发展水平，因此本文使用城市人均 GDP 衡量地区经济发展水平。首先计算出样本期内中国城市人均 GDP 的均值，再根据人均 GDP 水平分成高收入、中等收入和中低收入三个子样本，进行分样本回归。估计结果如表 7 所示，在高收入和中低收入样本中，创新激励政策对绿色技术创新的促进效应十分显著，均通过了 1% 的显著性水平检验；而在中等收入样本中，创新激励政策对绿色技术创新的促进作用并不显著。上述结果说明，不同经济发展水平下创新激励政策对绿色技术创新的影响存在显著差异。宏观层面的创新驱动战略影响绿色技术创新的政策效果具有一定的“U 型”关系，中等收入样本组，产业发展形成一定的规模后，往往存在产业升级路径依赖，如果不能及时调整产业结构和要素资源配置，绿色技术创新未必能体现出明显的政策效果。

表 7 不同经济发展水平下创新激励政策影响绿色技术创新的回归结果

	中低收入		中等收入		高收入	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
policy	0.181*** (0.036)	0.171*** (0.045)	0.221 (0.174)	0.140 (0.209)	1.270*** (0.448)	0.854*** (0.152)
ratepopu		0.001 (0.001)		-0.002 (0.004)		0.075*** (0.017)
industru		-0.036 (0.027)		0.089 (0.081)		3.182*** (0.663)
finance		0.012 (0.024)		0.076 (0.070)		-0.316* (0.174)
fiscaltech2		0.381 (0.279)		1.151 (0.690)		6.673*** (1.862)
popu		-0.013 (0.135)		0.674 (0.547)		3.418*** (0.672)
pergdp		0.016 (0.064)		0.368 (0.250)		1.087*** (0.305)
城市控制	是	是	是	是	是	是
年份控制	是	是	是	是	是	是
_cons	-0.002 (0.014)	-0.225 (1.138)	0.006 (0.035)	-9.722 (6.337)	0.058 (0.211)	-40.077*** (5.294)
<i>N</i>	1712	1712	1573	1573	1799	1799
<i>F</i>	136.593	.	66.601	.	30.222	38.472
<i>r</i> ² _a	0.589	0.599	0.592	0.612	0.601	0.696

注：***、**、*分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平；括号中的数值表示聚类稳健性标准误。

4.2.4 基于城市营商环境差异的视角

本部分进一步从地区营商环境的差异考察创新激励政策对绿色技术创新效应的影响。首先计算出样本期内中国城市所在省份的营商环境得分，以此将不同的省级营商环境划分为“优等”、“中等”、“低等”三个层次，再将其与该省份下的城市进行匹配对应，从而形成城市层面的营商环境得分。按照不同营商环境得分进行分样本估计结果如表 8 所示，列（1）-列（4）为营商环境为“低等”和“中等”样本组的估计结果，policy 的估计系数均大于 0，但未通过 5% 的显著性水平检验（仅满足 10% 的显著性水平）；列（5）和列

(6) 分别为不加入控制变量和加入控制变量情况下，营商环境“优等”的样本组的估计结果，创新激励政策对绿色技术创新的影响显著为正，且均通过了 5%的显著性水平检验。上述结果表面，营商环境是创新激励政策影响绿色技术创新的重要因素，营商环境越好，创新激励政策的绿色技术创新促进效应越明显。

表 8 基于不同营商环境差异的分析

	营商环境低等		营商环境中等		营商环境优等	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
policy	1.351*	1.099*	1.099*	0.875*	1.259**	0.465**
	(0.620)	(0.539)	(0.446)	(0.384)	(0.465)	(0.203)
ratepopu		0.008		0.011		0.027**
		(0.007)		(0.008)		(0.011)
industru		0.092		-0.016		2.440***
		(0.115)		(0.200)		(0.570)
finance		0.127		0.066		-0.114
		(0.164)		(0.058)		(0.142)
fiscaltech2		2.204		3.840*		2.199
		(1.296)		(1.790)		(7.033)
popu		1.362		1.360		10.254***
		(0.849)		(1.188)		(1.361)
pergdp		0.890*		0.299		2.529***
		(0.401)		(0.244)		(0.466)
城市控制	是	是	是	是	是	是
年份控制	是	是	是	是	是	是
_cons	0.018	-21.965***	0.039	-13.222	0.122	-101.953***
	(0.051)	(6.227)	(0.043)	(7.759)	(0.213)	(12.431)
N	1711	1711	867	867	1703	1703
r2_a	0.612	0.650	0.656	0.689	0.649	0.728

注：***、**、*分别代表 1%、5%、10%的显著性水平；括号中的数值为省级层面的聚类稳健标准误。

4.3 稳健性检验

4.3.1 安慰剂检验

采用双重差分 (DID) 法进行政策评估的原理在于对实验组实施一定的政策干预，对照组未进行政策干预，一段时间后观察政策作用的效果。为保证实验组变量变化的效果是源自外生的政策干预而非其他因素的影响，一般通过随机选取个体作为处理组，生成“伪政策虚拟变量”进行回归。如果虚构情况下的“伪政策虚拟变量”依然显著，说明原估计结果可能存在偏误，即被解释变量可能受到其他政策或随机性因素的干扰。由于本文使用的交错双重差分模型 (Staggered DID) 中的不同城市的政策时点不同，因此本文先随机抽取城市作为处理组，再为每一个处理组城市随机抽取一个时间作为其政策时点，最后生成“伪政策虚拟变量”进行回归。将这一过程重复进行 500 次，得到的 500 个回归结果的“伪政策虚拟变量”估计系数及其对应的 P 值进行绘制，如图 2 所示。

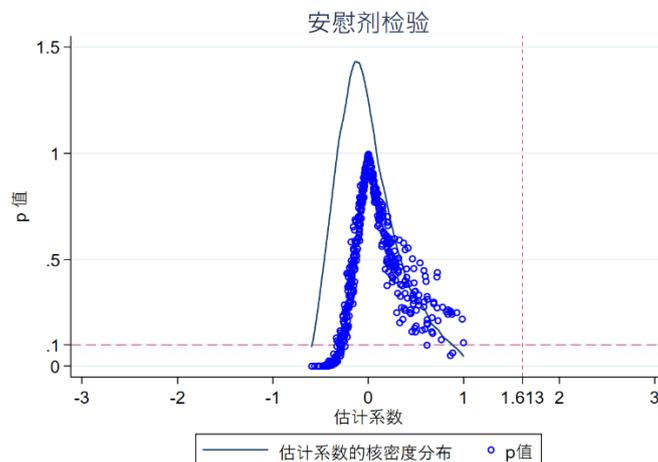


图 2 安慰剂检验结果图

图 2 展示了 500 个“伪政策虚拟变量”估计系数的核密度分布图及对应的 P 值，其中，横轴表示“伪政策虚拟变量”估计系数的大小，纵轴表示密度值和 P 值大小。如图所示，“伪政策虚拟变量”的估计系数位于 $[-1, 1]$ 区间内，且绝大多数集中在 0 附近，大部分估计值的 P 值高于 0.1，即未通过 10% 的显著性水平检验，这说明估计结果并非由偶然因素得到的，因而不大可能受到其他政策或随机因素的影响。

4.3.2 考虑政策叠加的影响

检索发现，在创新城市试点的样本期内，还存在基于城市层面开展的其他国家级试点政策，例如，2010 年和 2012 年，国家发改委先后分两批次在广东、辽宁、湖北、陕西、云南五个省区和天津、重庆、深圳、厦门等 36 个城市开展低碳城市试点工作。2012 年国家住建部通过组织专家综合评审等程序，确定了首批国家智慧城市试点共 90 个，其中地市 37 个，区（县）50 个，镇 3 个。已有研究表明，低碳城市试点和智慧城市建设均会影响绿色技术创新水平（马静和吴利华，2022；王星，2022）。

因此，为检验不同政策的叠加可能对绿色技术创新的共同影响，以及其他政策是否会覆盖创新城市试点政策的绿色技术创新促进效应，本文在模型中同时加入了“低碳城市试点政策”（*co2*）和“智慧城市建设政策”（*wisdom*）。若加入其他政策后，创新城市试点政策不再显著，则表明创新城市试点的政策效应不存在，本文的结论不稳健；若加入其他政策后，创新城市试点政策依然显著但系数下降，说明创新城市试点的绿色技术创新效应存在被高估的情况，但并不影响本文的结论。如表 9 的估计结果所示，加入低碳城市试点政策（*co2*）后，*policy* 的系数相比于基准回归略有下降，但依然显著为正，且通过了 1% 的显著性水平检验；而加入智慧城市建设政策（*wisdom*）后，*policy* 的系数大小和显著性水平，相比于基准回归结果均未出现明显变化。上述结果说明创新城市试点的绿色技术创新效应是存在的，并不存在被过度高估的情况。

表 9 考虑政策叠加后的估计结果

	低碳城市试点		智慧城市试点	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>policy</i>	1.571*** (0.385)	0.965** (0.370)	1.616*** (0.358)	0.999*** (0.346)
<i>co2</i>	0.723* (0.357)	0.598** (0.283)		
<i>wisdom</i>			-0.037 (0.217)	-0.160 (0.191)
<i>ratepopu</i>		0.028*** (0.009)		0.030*** (0.010)
<i>industru</i>		0.846 (0.680)		0.843 (0.683)
<i>finance</i>		-0.115 (0.143)		-0.128 (0.147)
<i>fiscaltech2</i>		5.115*** (1.818)		5.128** (1.930)
<i>popu</i>		3.958** (1.698)		4.203** (1.853)
<i>pergdp</i>		0.661 (0.412)		0.603 (0.386)
城市控制	是	是	是	是
个体控制	是	是	是	是
<i>_cons</i>	0.013 (0.086)	-34.687** (13.219)	0.009 (0.089)	-35.254** (13.919)
<i>N</i>	5084	5084	5084	5084
<i>F</i>	9.524	23.483	6.494	16.784
<i>r2_a</i>	0.586	0.643	0.576	0.637

注：***、**、*分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平；括号中的数值表示聚类稳健性标准误。

4.3.3 基于 PSM 分析

本文使用最近邻匹配法进行 PSM 分析。在匹配变量的选择上，除上文使用的控制变量外，还加入了教育支出占 GDP 的比重。表 10 显示匹配后的偏差率明显大幅降低，表明匹配后的变量较为接近，且匹配后的 P 值均大于 0.05，无法拒绝“匹配后处理组与控制组变量无差异”的假设，说明匹配后处理组和控制组的变量不存在系统性差异，匹配结果较为精确。图 3 和图 4 呈现了实验组与控制组变量在匹配前后的概率分布情况，如图所示，匹配后的处理组与控制组的数据分布大体一致，可以进行后续的 ATT 分析。

表 10 平衡性检验

匹配变量	匹配前后	均值		偏差率	偏差率降低比率	t-test	
		处理组	控制组			T 值	p>t
产业结构	匹配前	1.2606	0.91268	61.0	76.3	13.46	0.000
	匹配后	1.2606	1.178	14.4		1.73	0.084
金融发展	匹配前	1.5264	0.84486	102.6	89.9	24.64	0.000
	匹配后	1.5264	1.4575	10.4		1.26	0.207
科技投入	匹配前	0.19414	0.19541	-3.1	-185.7	-0.54	0.589
	匹配后	0.19414	0.19053	8.9		1.30	0.194
人口规模	匹配前	6.4548	5.8019	109.1	91.0	19.15	0.000
	匹配后	6.4548	6.3959	9.9		1.39	0.165
教育支出	匹配前	1.326	0.40919	108.7	96.9	24.73	0.000
	匹配后	1.326	1.2973	3.4		0.32	0.750
人均 GDP	匹配前	8.6856	3.3981	176.3	91.8	38.05	0.000
	匹配后	8.6856	9.1196	-14.5		-1.45	0.147

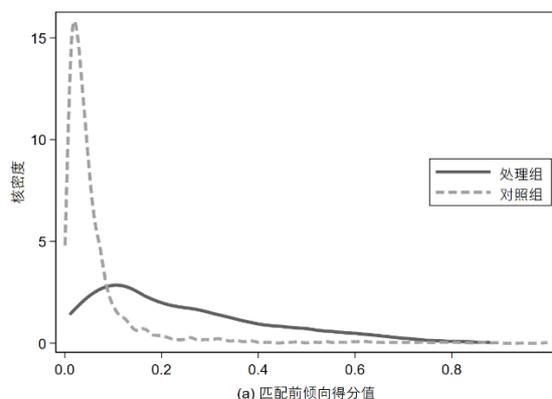


图 3 匹配前的倾向得分值分布

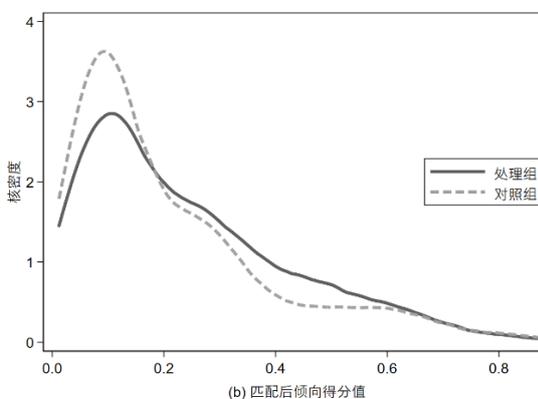


图 4 匹配后的倾向得分值分布

表 11 呈现了创新激励政策的平均处理效应 (ATT)，其结果表明，实施创新激励政策比不创新激励政策，绿色技术创新水平提升了 1.582 个单位。

表 11 创新激励政策对绿色技术创新的影响效应 (ATT)

变量	样本	处理组	控制组	效应	标准误	t 值
绿色技术创新	匹配前	2.650	0.297	2.353	0.084	28.13
	ATT	2.650	1.068	1.582	0.239	6.60

4.3.4 剔除大城市的影响

本文使用的城市样本数据无论是实验组还是对照组，均包含一些经济规模与体量较大的城市，这些城市本身创新能力较强，绿色技术创新市场起步较早，可能存在异常值效应。在 2010 年前后，北京、上海、天津、重庆、广州、深圳、苏州、杭州、武汉等城市的经济

结构和体量明显优于其他地级市，因此，本文剔除了北京、上海、天津、重庆、广州、深圳、苏州、杭州、武汉等特大型城市后，再次进行实证检验，估计结果见表 12 中的列（1）和列（2）。

4.3.5 缩短控制组样本区间

考虑到创新城市试点时间相比于全样本的时间跨度偏短，政策实施前的样本时间过长也会弱化政策的冲击效应，为了更精准地检验创新城市试点的政策效果，本文进一步缩短样本区间至 2007-2016 年，再次进行实证检验，估计结果见表 12 中的列（3）和列（4）。

4.3.6 基于 bootstrap 法的检验

由于实验组的样本数量明显低于控制组，本文进一步使用 500 次自抽样（bootstrap）来克服实验组样本偏少的问题。Bootstrap 是非参数统计中一种重要的估计统计方差进而进行区间估计的统计方法，可为解决小样本问题提供很好的思路。估计结果如表 12 中的列（5）和列（6）。

表 12 其他稳健性检验

	剔除特殊样本		缩短样本时间		Bootstrap多次抽样	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
policy	1.134*** (0.219)	0.968*** (0.201)	1.257*** (0.279)	0.878*** (0.275)	1.613*** (0.126)	0.988*** (0.127)
ratepopu		0.019*** (0.004)		0.030*** (0.010)		0.030*** (0.005)
industru		-0.009 (0.086)		0.666 (0.575)		0.847*** (0.240)
finance		0.010 (0.057)		0.001 (0.104)		-0.130* (0.073)
fiscaltech2		2.912** (1.129)		5.712** (2.636)		5.107*** (0.783)
popu		1.428*** (0.496)		3.485* (1.846)		4.152*** (0.443)
pergdp		0.181 (0.132)		0.771* (0.396)		0.596*** (0.145)
城市控制	是	是	是	是	是	是
年份控制	是	是	是	是	是	是
_cons	0.005 (0.048)	-11.623*** (2.996)	0.073 (0.101)	-34.242** (13.789)	0.009 (0.067)	-34.840*** (3.850)
N	4904	4904	4002	4002	5084	5084
F	5.949	45.411	6.036	10.934		
r2_a	0.594	0.631	0.667	0.699	0.576	0.637

注：***、**、*分别代表 1%、5%、10%的显著性水平；括号中的数值表示聚类稳健性标准误。

如表 12 的结果所示，剔除特大城市、缩短样本时间，还是使用“自举法”（bootstrap）多次抽样，创新城市试点对产业结构合理化与产业结构高度化的影响依然显著为正，证明了本文结论的稳健性。

5 影响机制分析

上文已经证实创新激励政策会显著提升绿色技术创新效应，那么政策实施的过程如何影响了绿色技术创新，本部分将通过机制检验进行分析。中介机制分析强调一个变量对另一个变量的影响是否通过其他中间变量实现的，许多学者借鉴 Baron and Kenny(1986)、温忠麟等(2004)的检验流程（逐步法）进行中介效应分析，但也有学者对这一方法提出了质疑(Angrist and Pischke, 2010)。就本文而言，中介变量数字经济发展进程、金融科技、环保投资成本上升、绿色研发创新倾向与绿色技术创新的因果关系在理论逻辑上较为直观，因此借鉴江艇(2022)的思路，仅考察创新激励政策对中介变量的影响，从而避免逐步法中正式区分出在间接效应之外是否还有无法解释的直接效应。

在前文基准模型（1）的基础上，进一步构建如下计量模型：

$$Digecon_{it} = \alpha_{11} + \rho_{11}Policy_{it} + \kappa_{i1}Z_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Finech_{it} = \alpha_{12} + \varphi_{12}Policy_{it} + \kappa_{i2}Z_{it} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Enepro_{jt} = \alpha_{13} + \rho_{13}Policy_{it} + \kappa_{j3}M_{jt} + \delta_j + \mu_t + \varepsilon_{jt} \quad (4)$$

$$Patent_{jt} = \alpha_{14} + \varphi_{14}Policy_{it} + \kappa_{j4}M_{jt} + \delta_j + \mu_t + \varepsilon_{jt} \quad (5)$$

其中，i 代表城市，j 代表企业，t 表示年份， $Digecon_{it}$ 、 $Finech_{it}$ 、 $Enepro_{jt}$ 、 $Patent_{jt}$ 均为中介变量，分别表示第 t 年 i 城市数字经济、i 城市金融科技、j 企业环保投资支出、j 企业绿色技术研发活动。 $Policy$ 表示创新城市试点的政策虚拟变量，定义方式与前文相同。 Z_{it} 为城市层面控制变量， M_{jt} 为企业层面控制变量； δ_i 表示城市固定效应， δ_j 表示企业固定效应； μ_t 表示时间固定效应； $\varepsilon_{i(j)t}$ 表示随机扰动项。以宏观层面的数字经济和金融科技为中介变量进行影响机制检验的估计结果见表 13，以微观层面企业环保投资支出和绿色技术研发投资活动为中介变量进行影响机制检验的估计结果见表 14。

表 13 中列 (1) 和 (2) 呈现了以数字经济进程为宏观层面中介变量的估计结果。列 (1) 为不加入控制变量的情况下，创新激励政策对数字经济进程的影响，policy 的估计系数显著为正，且通过了 1% 的显著性水平检验。列 (2) 中加入了控制变量，policy 的估计系数略有下降，但依然显著为正，且通过了 5% 的显著性水平检验。上述结果表明，创新激励政策能够加速数字经济进程。而数字经济发展能够促进绿色技术创新，这一结论也得到了既有文献的支持(韦施威, 杜金岷, 潘爽, 2022)。也就是说，创新激励政策能够推动数字经济发展进而提升绿色技术创新效应，即加速数字经济进程作为创新激励政策绿色技术创新的中介机制是成立的。

表 13 中列 (3) 和 (4) 呈现了以金融科技发展为另一宏观层面中介变量的估计结果。列 (3) 为不加入控制变量的情况下，创新激励政策对金融科技发展的影响，policy 的估计系数显著为正，且通过了 1% 的显著性水平检验。列 (4) 中加入了控制变量，policy 的估计系数略有下降，但依然显著为正，且通过了 5% 的显著性水平检验。上述结果表明，创新激励政策能够促进金融科技发展。同时，金融科技发展促进绿色技术创新的效应也是显而易见的(Decai, T, Wenya, C and Qian, Z, et al., 2023)。这就说明，创新激励政策能够助推金融科技发展，进而提升绿色技术创新效应，即金融科技发展是创新激励政策促进绿色技术创新的中介机制，得以验证。

表 13 基于宏观视角的中介效应估计结果

	数字经济进程		金融科技发展	
	(1)	(2)	(3)	(4)
policy	0.390*** (0.103)	0.273** (0.104)	0.528*** (0.090)	0.396*** (0.071)
ratepopu		0.005* (0.003)		0.016*** (0.004)
industru		-0.027 (0.095)		0.075 (0.047)
finance		0.082 (0.055)		0.039 (0.044)
fiscaltech2		1.688*** (0.552)		1.842* (1.041)
popu		0.816* (0.441)		0.662** (0.298)
pergdp		-0.099 (0.136)		0.343** (0.130)
城市控制	是	是	是	是
年份控制	是	是	是	是
_cons	0.272*** (0.040)	-3.407 (3.300)	0.402*** (0.086)	-9.188*** (2.480)

<i>N</i>	5184	5184	4176	4176
<i>F</i>	69.970	125.526	1005.904	3459.730
<i>r2_a</i>	0.729	0.735	0.895	0.899

注：***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平；括号中的数值表示聚类稳健性标准误。

表14中列(1)和(2)呈现了以企业环保投资支出为微观层面中介变量的估计结果。列(1)为不加入控制变量的情况下，创新激励政策对企业环保投资支出的影响，*policy*的估计系数显著为负，且通过了1%的显著性水平检验。列(2)中加入了控制变量，*policy*的估计系数绝对值有一定的下降，但依然显著为负，且通过了5%的显著性水平检验。上述结果表明，创新激励政策能够提高环境规制强度，倒逼企业调整投资结构策略，减少企业环保投资支出，从而加大绿色技术创新研发活动。列(3)和列(4)的估计结果进一步表明，创新激励政策能够提高企业绿色研发创新活动，且均通过了1%的显著性水平检验。环保投资成本减少和绿色研发创新活动增强，意味着绿色技术创新效应的形成。也就是说，创新激励政策能够推动企业规避环保投资成本上升风险，调整投资结构，转向绿色技术创新研发领域，倒逼企业提升绿色技术创新水平，即企业规避环保投资成本风险，而转向绿色投资领域是创新激励政策提升绿色技术创新的中介机制。

表14 基于微观视角的中介效应估计结果

	企业环保投资成本		企业绿色研发创新	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>policy</i>	-1.581*** (0.159)	-0.575** (0.257)	1.027*** (0.057)	0.506*** (0.147)
<i>age</i>		0.146*** (0.024)		0.258*** (0.031)
<i>sharehold1</i>		-0.009 (0.007)		0.007 (0.009)
<i>Cashas</i>		-0.034 (0.459)		-0.679 (1.059)
<i>Dual</i>		0.229* (0.137)		0.800* (0.473)
<i>fixass</i>		3.049*** (0.613)		0.115 (1.157)
<i>opeinc</i>		0.001 (0.001)		-0.001 (0.001)
<i>HHI_B</i>		-0.045 (0.392)		-1.432*** (0.339)
<i>indirect</i>		-1.198 (0.755)		-1.200 (1.669)
<i>lever</i>		1.058** (0.475)		-0.473 (0.704)
<i>Mansha</i>		0.007 (0.005)		-0.005 (0.004)
<i>marrat</i>		1.331*** (0.402)		-0.468 (0.489)
<i>retass</i>		1.159** (0.557)		0.667 (0.523)
个体控制	是	是	是	是
年份控制	是	是	是	是
<i>_cons</i>	4.760*** (0.072)	1.434** (0.592)	0.687*** (0.032)	2.543*** (0.908)
<i>N</i>	34423	21014	62362	18795
<i>F</i>	98.390	36.471	330.318	31.297
<i>r2_a</i>	0.529	0.552	0.511	0.681

注：***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平；括号中的数值表示聚类稳健性标准误。

综上，机制分析显示，创新激励政策的绿色技术创新效应是通过宏观和微观两个层面的机制实现的。宏观层面，创新激励政策通过加速数字经济进程，提高金融科技发展水平而提升绿色技术创新效应；微观层面，创新激励政策促使企业规避环保投资成本上升风险而倒逼企业加大绿色技术创新投资活动，进而增强绿色技术创新效应。

6 结论与政策启示

本文基于 2003-2020 年 269 个城市数据，以创新城市试点为“准自然实验”实证分析了创新激励政策的绿色技术创新效应，得出如下结论：

第一、创新激励政策能显著提升绿色技术创新效应。无论从绿色技术创新的总效应、绿色技术创新质量还是创新数量，创新激励政策的绿色技术创新效应都是存在的。第二、创新激励政策对绿色技术创新的促进作用因地域禀赋、城市规模、经济发展水平和营商环境的不同而存在一定差异。在东中部地区、人口规模大和营商环境好的地区开展的创新城市试点的政策激励效果，明显优于在西部地区、营商环境差和中等规模及以下城市的影响，而在经济发展阶段处于中低收入和中高收入的地区实施的创新激励政策的绿色技术创新效应明显优于中等收入地区，这说明，创新激励政策的绿色技术创新效应依赖一定的要素禀赋、产业基础、经济发展阶段，对欠发达地区给予的创新政策和投入大量创新资源未必能达到预期效果。第三、创新激励政策对绿色技术创新的促进效应需要借助一定的作用渠道实现。在宏观层面，创新激励政策通过加速数字经济进程和金融科技发展而形成绿色技术创新的促进效应；在微观层面，创新激励政策通过促使企业规避环保投资成本上升风险，加大绿色研发投入投资活动而提升绿色技术创新效应。

基于本文的研究结论，可以得到如下政策启示：

第一、应当加大由政府主导的创新投入力度，充分发挥完善的创新体系对地区绿色技术创新的促进和协调作用。绿色技术创新大多属于前沿性新兴产业，仅通过私人资本形成的研发力量难以形成比较优势，因而需要依赖政府主导下的大量创新资源的汇聚，形成规模效应和知识溢出效应，才能形成完整的绿色技术创新链，实现绿色发展。第二、实施创新激励政策提升绿色技术创新，应结合区域的要素禀赋、人口规模、经济发展基础和营商环境，避免“一刀切”式地在地理禀赋、人才资源较差的地区投入大量创新要素，而避免导致的资源错配。同时，应进一步优化营商环境，推动大城市发展战略，以更好地发挥政策效应。第三、依托创新驱动战略，优化数字经济平台，发挥科技为金融“赋能”的作用，拓宽绿色技术创新的多层次资本市场融资渠道，为研发资源流向绿色技术创新的相关领域提供更多便利，发挥创新资源集聚的知识外溢效应与规模效应。同时，应进一步借助环境规制政策倒逼企业调整投资结构，进而引导更多要素资源流向技术创新投资领域。

参考文献

- 卞晨, 初钊鹏, 孙正林. 2022. 环境规制、绿色信贷与企业绿色技术创新的政策仿真——基于政府干预的演化博弈视角[J]. 管理评论, 34(10):122-133.
- 陈爱珍, 王闯. 2023. 企业环境责任、绿色技术创新与企业财务绩效[J]. 税务与经济, (04):82-89.
- 陈超凡, 王泽, 关成华. 2022. 国家创新型城市试点政策的绿色创新效应研究：来自281个地级市的准实验证据[J]. 北京师范大学学报(社会科学版), (01):139-152.
- 邓九生, 王一凡. 2023. 绿色金融促进了企业绿色技术创新吗?——来自中国绿色金融改革创新试验区区的证据[J]. 哈尔滨商业大学学报(社会科学版), (03):19-34.
- 高峰, 吕雁琴, 陈静. 2023. “智慧城市”试点的企业绿色技术创新效应研究[J]. 科研管理, 44(06):85-94.
- 江艇. 2022. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, (05):100-120.
- 黎文靖, 郑曼妮. 2016. 实质性创新还是策略性创新?——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 51(04):60-73.
- 李春涛, 闫续文, 宋敏, 等. 2020. 金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 382(01):81-98.
- 李坚飞, 水会莉, 宋闻. 2023. 营商环境、政策支持与企业创新激励——来自中国A股上市公司的

经验证据[J]. 南开管理评论, (4):1-19.

李强, 陈山漫. 2023. 绿色信贷政策、融资成本与企业绿色技术创新[J]. 经济问题, (08):67-73.

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, (08):70-85.

林毅夫, 向为, 余淼杰. 区域型产业政策与企业生产率[J]. 经济学(季刊), 2018,17(02):781-800.

刘伟丽, 陈腾鹏. 2023. 智慧城市建设对企业绿色技术创新的影响研究——基于数字化转型的调节效应分析[J]. 经济纵横, (07):68-78.

刘志铭, 刘雨庆, 杨志江. 2022. 地方政府环境目标是否影响了企业绿色技术创新——基于我国制造业上市公司数据的经验研究[J]. 华南师范大学学报(社会科学版), (05):126-138.

马静, 吴利华. 2022. 智慧城市试点对城市绿色创新的影响机制研究——基于TOE理论框架的分析[J]. 城市问题, (12):66-76.

庞瑞芝, 王宏鸣. 2023. 数字经济与城市绿色发展: 赋能还是负能? [J]. 科学学研究,(8):1-17.

邱洋冬. 2022. 营商环境生态构建缘何重要? ——企业创新数量与创新质量视角[J]. 投资研究, 41(10):39-61.

冉戎, 董迪, 胡轩. 2023. 抑制或促进: 企业社会责任与绿色创新绩效[J]. 科研管理, 44(06):95-106.

孙早, 席建成. 2015. 中国式产业政策的实施效果:产业升级还是短期经济增长[J]. 中国工业经济, (07):52-67.

王晓红, 张少鹏, 李宣廷. 2022. 创新型城市建设对城市绿色发展的影响研究[J]. 科研管理, 43(08):1-9.

王星. 2022. 低碳城市试点如何影响城市绿色技术创新? ——基于政府干预和公众参与的协同作用视角[J]. 兰州大学学报(社会科学版), 50(04):41-53.

韦施威, 杜金岷, 潘爽. 2022. 数字经济如何促进绿色创新——来自中国城市的经验证据[J]. 财经论丛, (11):10-20.

温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 2004. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, (05):614-620.

吴朝霞, 许越, 孙坤. 2022. 城市集聚效应对绿色技术创新的影响研究——基于中国232个地级及以上城市的空间计量分析[J]. 经济地理, 42(10):25-34.

肖兴志, 王伊攀. 2014. 政府补贴与企业社会资本投资决策——来自战略性新兴产业的经验证据[J]. 中国工业经济, (09):148-160.

杨旭东, 沈彦杰, 彭晨宸. 2020. 环保投资会影响企业实际税负吗?——来自重污染行业的证据[J]. 会计研究, (05):134-146.

尹西明, 王朝晖, 陈劲, 等. 2023. 数字化转型与企业绿色技术创新: 基于大数据文本挖掘的研究[J]. 北京理工大学学报(社会科学版), (6):1-18.

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, (08):60-77.

张纪凤, 王宏瑞, 孙军. 2023. 双向FDI协调对绿色技术创新效率的影响——基于长三角市场一体化的中介效应[J]. 科技管理研究, 43(09):197-205.

张琳琳, 许智颖, 刘文政, 等. 2023. 有为政府与有效市场协同的城市绿色技术创新实现路径——以山东省16地市QCA分析为例[J]. 科技管理研究, 43(09):206-214.

赵涛, 张智, 梁上坤. 2020. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 36(10):65-76.

郑新业, 王晗, 赵益卓. 2011. “省直管县”能促进经济增长吗?——双重差分方法[J]. 管理世界, (08):34-44.

周肖肖, 贾梦雨, 赵鑫. 2023. 绿色金融助推企业绿色技术创新的演化博弈动态分析和实证研究[J]. 中国工业经济, (06):43-61.

邹甘娜, 袁一杰, 许启凡. 环境成本、财政补贴与企业绿色创新[J]. 中国软科学, 2023(02):169-180.

Abdul-Nasser, El-Kassar, Sanjay, et al. 2019. Green innovation and organizational performance: The influence of big data and the moderating role of management commitment and HR practices - ScienceDirect[J]. Technological forecasting and social change, 144:483-498.

Angrist J D, Pischke J S. 2010. The Credibility Revolution in Empirical Economics: How Better Research Design is Taking the Con out of Econometrics[J]. Lse Research Online Documents on Economics, 24(2):3-30.

Arimoto Y, Nakajima K, Okazaki T. 2014. Sources of productivity improvement in industrial clusters: The case of the prewar Japanese silk-reeling industry[J]. Regional Science & Urban Economics, 46(MAY):27-41.

Baron, Kenny. 1986. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations.[J]. Journal of Personality & Social Psychology, 51(6):1173-1182.

- Beck T, Levine R, Levkov A. 2010. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. *Journal of Finance*.
- Cai X, Zhu B, Zhang H. 2020. Can direct environmental regulation promote green technology innovation in heavily polluting industries? Evidence from Chinese listed companies[J]. *Science of The Total Environment*, 746:140810.
- Decai T, Wenya C, Qian Z, et al. 2023. Impact of Digital Finance on Green Technology Innovation: The Mediating Effect of Financial Constraints[J]. *Sustainability*, 15(4).
- Diez J R, Berger M. 2004. The role of multinational corporations in metropolitan innovation systems: empirical evidence from Europe and Southeast Asia[J]. *Environment & Planning A*, 37(10):1813-1835.
- Huang Zhehao, Liao Gaoke, Li Zhenghui. 2019. Loaning scale and government subsidy for promoting green innovation[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 144:148-156.
- Lu Y, Wang J, Zhu L. 2015. Do Place-Based Policies Work? Micro-Level Evidence from China's Economic Zone Program [J]. *Social Science Electronic Publishing*.
- Philipp, Boeing. 2016. The allocation and effectiveness of China's R&D subsidies - Evidence from listed firms[J]. *Research Policy*.
- Sandrine K. 2018. National innovation policies for technology upgrading through GVCs: A cross-country comparison[J]. *Technological Forecasting & Social Change*, 145:S278128526.
- Shapira P, Youtie J, Kay L. 2011. Building capabilities for innovation in SMEs: a cross-country comparison of technology extension policies and programmes[J]. *International Journal of Innovation and Regional Development*, 3(3/4):254-272.
- Suzuki K, Doi Y. 2019. Industrial development in Malaysia and Singapore: Empirical analysis with multiple - cone Heckscher - Ohlin Model[J]. *Review of Development Economics*, 23(3).
- Tang C, Xu Y, Hao Y, et al. 2021. What is the role of telecommunications infrastructure construction in green technology innovation? A firm-level analysis for China[J]. *Energy Economics*, 103.
- Velde D W T. 2011. Growth identification and facilitation : the role of the state in the dynamics of structural change[J]. *Development Policy Review*, 29(3):259-310.

Research on Green Technology Innovation Effect of innovation Policy Incentive: Evidence of a Quasi-natural Experiment

Abstract: Since the goal of "carbon peak and carbon neutrality" was put forward, the share of green technology innovation in the development of scientific and technological innovation has continued to rise, which has attracted the attention of many scholars. Based on the data of 269 prefecture-level cities from 2003 to 2020, taking innovation city pilot policies as the natural experiment, Staggered diD-DID method was used to empirically analyze the impact of innovation incentive policies on green technology innovation and its internal mechanism. Research shows that innovation incentive policies can significantly promote green technology innovation, and this result is still significant after further distinguishing the quality and quantity of green technology innovation. Considering the robustness tests such as policy overlay, placebo test, and PSM, the above conclusions are still valid. Heterogeneity analysis shows that the policy effect of innovation incentive on green technology innovation is more obvious in eastern and central regions, large and medium-sized cities, middle and high income regions and regions with good business environment. The mechanism analysis from the macro-micro perspective shows that the transmission mechanism of innovation incentive policies to promote green technology innovation is to accelerate the process of digital economy and the development of financial technology at the macro level, and avoid the risk of rising environmental investment cost and favor green R&D investment activities at the micro level. This study provides a new way to understand the policy incentive effect of green technology innovation.

Keywords: Innovation Incentive Policy; Green Technology Innovation; Digital Economy; Financial Technology; Environmental Protection Costs; Staggered DID